Copyright © 2004
الطبعة العربية © ٢٠٠٤

منظمة العمل الدولية/ صندوق النقد الدولي/ منظمة التعاون والتنمية في الميدان الاقتصادي/ المكتب الإحصائي للاتحاد الأوروبي/ الأمم المتحدة/ البنك الدولي للإنشاء والتعمير/البنك الدولي.

نُشر لأول مرة في عام ٢٠٠٤

مطبوعات مكتب العمل الدولي وصندوق النقد الدولي ومنظمة التعاون والتنمية في الميدان الاقتصادي والمكتب الإحصائي للاتحاد الأوروبي (يوروستات) واللجنة الاقتصادية لأوروبا التابعة للأمم المتحدة والبنك الدولي (المنظمات الناشرة) تتمتع بحقوق الطبع بمقتضى البروتوكول رقم (٢) من الاتفاقية العالمية لحقوق المؤلف. غير أنه يمكن نسخ مقتطفات موجزة منها دون تصريح، بشرط الإشارة إلى المصدر.

للحصول على حقوق نسخ هذا الأصل الصادر باللغة الإنجليزية ــ أو ترجمته إلى لغات أخرى بخلاف الفرنسية والأسبانية ــ ترسل الطلبات إلى العنوان التالي:
The Publications Bureau (Rights and Permissions), International Labour Office, CH-1211 Geneva 22, Switzerland.
ومكتب العمل الدولي يرحب بهذه الطلبات.

وللحصول على حقوق نسخ الترجمتين الفرنسية والأسبانية، ترسل الطلبات إلى العنوان التالي:
The International Monetary Fund, 700 19th Street, N.W. Washington, DC, 20431, United States.
أما المكتبات والمؤسسات والمستخدمون الآخرون المسجلون في المملكة المتحدة لدى
The Copyright Licensing Agency, 90 Tottenham Court Road, London WIP 4LP
[فاكس: 5500 631 207 (0) (44+)، أو بريد إليكتروني: cla@cla.co.uk]
أو في الولايات المتحدة لدى: The Copyright Clearance Center, 222 Rosewood Drive, Danvers, MA 01923
[فاكس: 4470 750 (978) (1+)، أو بريد إليكتروني:info@copyright.com]
أو في البلدان الأخرى لدى منظمات حقوق النسخ ذات الصلة، فيجوز لها عمل نسخ فوتوغرافية وفقا للتراخيص الصادرة لها من أجل هذا الغرض.

ILO/IMF/OECD/UNECE/Eurostat/The World Bank
Consumer price index manual: Theory and practice
Geneva, International Labour Office, 2004

Guide, consumer price index, data collecting, statistical method, calculation, methodology, developed country, developing country. 09.02

ILO Cataloguing in Publication Data

التسميات المستخدمة في هذه المطبوعة ــ والتي روعي فيها التقليد المتبع في المنظمات الناشرة ــ وكذلك المادة المعروضة فيها لا ينطويان على أي رأي لدى المنظمات الناشرة بشأن الوضع القانوني لأي بلد أو منطقة أو إقليم أو للسلطات المعنية في أي منها، أو بشأن ترسيم حدود أي منها.

وتقتصر المسؤولية عن الآراء الواردة في المقالات والدراسات والمساهمات الموقعة على أصحابها، ولا يمثل نشرها تأييدا من المنظمات الناشرة.

ولا تمثل الإشارة إلى أسماء الشركات والمنتجات التجارية والعمليات تأييدا لها من جانب المنظمات الناشرة، كما أن عدم ذكر شركة معينة أو منتج تجاري معين أو عملية معينة لا يعني رفض أي منها.

ويمكن الحصول على مطبوعات منظمة العمل الدولية من كبار بائعي الكتب أو المكاتب المحلية لمنظمة العمل الدولية المنتشرة في العديد من البلدان، أو مباشرة من العنوان التالي:
ILO Publications, International Labour Office, CH-1211 Geneva 22, Switzerland.
وتتوافر فهارس أو قوائم المطبوعات الجديدة مجانا من العنوان المذكور آنفا أو عن طريق البريد الإلكتروني:
pubvente@ilo.org
زوروا موقعنا على شبكة الإنترنت: www.ilo.org/publns

تم الطبع في هونغ كونغ

تمهيد

يمثل هذا المجلد تنقيحا موسعا لدليل *مؤشرات أسعار المستهلكين الصادر عن منظمة العمل الدولية* عام ١٩٨٩. ومن خلال آلية الفريق العامل المشترك بين الأمانات المعني بإحصاءات الأسعار، أُجري التنقيح في ظل المسؤولية المشتركة من جانب ست منظمات دولية هي: مكتب العمل الدولي وصندوق النقد الدولي ومنظمة التعاون والتنمية في الميدان الاقتصادي والمكتب الإحصائي للاتحاد الأوروبي (يوروستات) واللجنة الاقتصادية لأوروبا التابعة للأمم المتحدة والبنك الدولي. وتشترك هذه المنظمات أيضا في نشر هذا المجلد.

ويحتوي الدليل على معلومات وإيضاحات تفصيلية شاملة عن إعداد مؤشر أسعار المستهلكين. كما يقدم نظرة عامة على القضايا المفاهيمية والنظرية التي ينبغي أن تأخذها المكاتب الإحصائية في الاعتبار عند اتخاذ القرارات المتعلقة بكيفية التعامل مع المشكلات المتعددة التي تحدث عند إعداد مؤشر أسعار المستهلكين، ومن المستهدف استخدامه في كل من البلدان المتقدمة والنامية. وتغطي فصول هذا الدليل موضوعات عديدة، حيث تستفيض في شرح الممارسات المختلفة المطبقة حاليا، وتقترح بدائل متى أمكن ذلك، وتناقش مزايا وعيوب كل بديل. ونظرا للطبيعة الشاملة للدليل، نتوقع أن يفي بحاجات العديد من المستخدمين.

والهدف الرئيسي من هذا الدليل هو مساعدة معدي مؤشرات أسعار المستهلكين، لا سيما في البلدان التي تقوم بتعديل أو وضع مؤشرات أسعار المستهلكين الخاصة بها. وهو يستند إلى مجموعة كبيرة من التجارب والخبرات سعيا إلى وصف طرق القياس العملية والملائمة. وينبغي كذلك أن يساعد البلدان على إنتاج مؤشرات أسعار المستهلكين الخاصة بها بأسلوب أكثر قابلية للمقارنة بحيث تستطيع المكاتب الإحصائية والمنظمات الدولية إجراء مقارنات دولية مفيدة. ومن خلال جمع الدليل لقدر كبير من المعلومات عن الموضوع، يمكن استخدامه في التعلم الذاتي أو كوسيلة تعليمية في الدورات التدريبية حول مؤشر أسعار المستهلكين.

ويستهدف الدليل أيضا مستخدمين آخرين لمؤشر أسعار المستهلكين، كأرباب العمل والعاملين وصانعي السياسات والباحثين، حيث يوفر لهم معلومات ليس فقط عن الطرق المختلفة التي تُستخدم في جمع البيانات وإعداد هذه المؤشرات، بل كذلك عن أوجه القصور في هذه الطرق، بحيث يمكن تفسير النتائج تفسيرا صحيحا.

وقد اقتضت الصياغة والتنقيح عقد اجتماعات عديدة على مدار خمس سنوات، شارك فيها خبراء مؤشر أسعار المستهلكين من المكاتب الإحصائية القومية والمنظمات الدولية والإقليمية والجامعات والمعاهد البحثية. والدليل الجديد يدين بالفضل إلى مشورتهم وحكمتهم.

وتتوافر الصيغة الإلكترونية للدليل على شبكة الإنترنت على العنوان التالي: www.ilo.org/stat. ويرى الفريق العامل المشترك بين الأمانات المعني بإحصاءات الأسعار أن هذا الدليل وثيقة لا تزال قابلة للتطوير سيتولى تعديلها وتحديثها لمعالجة نقاط معينة بمزيد من التفصيل. وينطبق هذا تحديدا على ما يُجرى من مناقشات ويُقدم من توصيات من جانب المجموعات الدولية التي تقوم بمراجعة مؤشر أسعار المستهلكين، كالمؤتمر الدولي لخبراء

إحصاءات العمل، واجتماعات مجموعة العمل الدولية المعنية بمؤشرات الأسعار ("مجموعة أوتاوا")، والاجتماعات المشتركة للّجنة الاقتصادية لأوروبا ومنظمة العمل الدولية حول مؤشرات أسعار المستهلكين.

وتحظي التعليقات على الدليل بترحيب الفريق العامل المشترك بين الأمانات المعني بإحصاءات الأسعار، وينبغي إرسالها إلى مكتب الإحصاءات التابع لمنظمة العمل الدولية (البريد الإلكتروني: stat@ilo.org). وسوف تؤخذ هذه التعليقات في الحسبان في أي تنقيحات مستقبلية.

مكتب العمل الدولي: سيلفستر يونغ، مدير، مكتب الإحصاءات

صندوق النقد الدولي: هورست كولر، المدير العام

منظمة التعاون والتنمية في الميدان الاقتصادي: إنريكو جيوفاني، مدير، مديرية الإحصاء

المكتب الإحصائي للاتحاد الأوروبي (يوروستات): بارت ميغانك، مدير، الإحصاءات الاقتصادية والتقارب الاقتصادي والنقدي

اللجنة الاقتصادية لأوروبا التابعة للأمم المتحدة: هاينريش برونغر، مدير، قسم الإحصاءات

البنك الدولي: شايدا بديعي، مدير، مجموعة بيانات التنمية

المحتويات

تمهيد ..... د
تقديم ..... و
شكر وعرفان ..... س
دليل القارئ ..... ت

١- مقدمة في منهجية مؤشر أسعار المستهلكين ١
مصادر واستخدامات مؤشرات أسعار المستهلكين ٣
اختيار الرقم القياسي ٤
مؤشرات الأسعار القائمة على سلال السلع والخدمات ٥
مؤشرات لو (Lowe) ٥
مؤشرا لاسبير وباش ٧
تحليل التغيرات في القيمة الحالية باستخدام مؤشري لاسبير وباش ٧
النسبة بين مؤشري لو ولاسبير في فترتين ٨
مؤشرات لو المحدَّثة ٩
العلاقات المتداخلة بين المؤشرات القائمة على السلة الثابتة ٩
مؤشر يانغ (Young) ١١
مؤشرات يانغ ولاسبير وباش الهندسية ١٢
المؤشرات المتماثلة ١٢
المؤشرات ثابتة الأساس والمؤشرات بنظام السلسلة ١٣
المناهج البديهية والتصادفية للأرقام القياسية ١٥
المنهج البديهي الأول ١٥
ترتيب المؤشرات باستخدام المنهج البديهي الأول ١٨
بعض الاختبارات الإضافية ١٩
المنهج التصادفي ومنهج بديهي ثان ٢٠
المنهج التصادفي غير المرجح ٢١
المنهج التصادفي المرجح ٢١
منهج بديهي ثان ٢٢
مؤشر تكلفة المعيشة ٢٣
الحدَّين الأعلى والأدنى لمؤشر تكلفة المعيشة ٢٥
بعض الحالات الخاصة ٢٦
تقدير مؤشر تكلفة المعيشة بواسطة المؤشرات الممتازة ٢٧
التحيز الناتج عن عدم التمثيل ٢٨
متطلبات البيانات وقضايا الحساب ٢٩
السماح بالإحلال ٣٠
قضايا التجميع ٣٠
بيانات رقمية توضيحية ٣٢
المنتجات الموسمية ٣٢
المؤشرات الأولية للأسعار ٣٣

استخدام الأوزان الترجيحية في حساب الإجماليات الأولية ٣٥
العلاقات المتداخلة بين الصيغ المختلفة للمؤشرات الأولية ٣٥
المنهج البديهي للمؤشرات الأولية ٣٧
المنهج الاقتصادي للمؤشرات الأولية ٣٨
مفاهيم المؤشر ونطاقه وتصنيفاته ٤١
عمليات الاحتياز والاستخدام ٤٢
مؤشرات تكلفة المعيشة غير المشروطة والمشروطة ٤٦
أنواع محددة من المعاملات ٤٦
إنتاج الأسر المعيشية ٤٩
تغطية الأسر المعيشية ومنافذ البيع ٥١
تفاوت الأسعار ٥١
التصنيفات ٥٢
مؤشرات أسعار المستهلكين ومخفضات أسعار الحسابات القومية ٥٣
الأوزان الترجيحية للنفقات ٥٣
مسوح إنفاق الأسر المعيشية والحسابات القومية ٥٤
المصادر الأخرى لتقدير الأوزان الترجيحية للنفقات ٥٦
جمع بيانات الأسعار ٥٦
العينة العشوائية والعينة العمدية ٥٧
طرق جمع الأسعار ٥٩
استمرارية جمع الأسعار ٦١
إعادة المعاينة ٦٢
تعديل الأسعار مقابل التغير في النوعية ٦٣
تقييم أثر التغير في النوعية على السعر ٦٤
الطرق الضمنية للتعديل مقابل التغيرات في النوعية ٦٦
التعديلات الصريحة مقابل التغير في النوعية ٦٩
إحلال البنود والسلع الجديدة ٧١
السلع والخدمات الجديدة ٧٢
حساب مؤشرات أسعار المستهلكين عمليا ٧٣
المؤشرات الأولية للأسعار ٧٣
مؤشرات المستوى الأعلى ٧٥
التنظيم والإدارة ٧٦
إصدار المؤشر ونشره ٧٧

٢- استخدامات مؤشرات أسعار المستهلكين ٧٩
مجموعة من مؤشرات أسعار المستهلكين التي يمكن حسابها ٧٩
الربط بمؤشر ٨٠
ربط الأجور بمؤشر ٨٠
ربط منافع الضمان الاجتماعي بمؤشر ٨١
نوع المؤشر المستخدم في الربط ٨٢
ربط الفوائد والإيجارات والمدفوعات التعاقدية الأخرى بمؤشر ٨٢

الضرائب ٨٣
الاستهلاك الحقيقي والدخل الحقيقي ٨٣
الاتساق بين مؤشرات الأسعار وسلاسل النفقات ٨٤
تعادلات القوى الشرائية ٨٥
استخدام مؤشر أسعار المستهلكين في أغراض المحاسبة في ظل التضخم ٨٦
حسابات القوى الشرائية الحالية ٨٦
محاسبة التكاليف الجارية ٨٦
مؤشرات أسعار المستهلكين والتضخم العام ٨٧
مؤشرات أسعار المستهلكين وأهداف التضخم ٨٨
مؤشرات أسعار المستهلكين والمقارنات الدولية لمعدلات التضخم ٨٨
شيوع استخدام مؤشرات أسعار المستهلكين كإحصاءات اقتصادية ٨٨
الحاجة إلى استقلالية مؤشرات أسعار المستهلكين وسلامتها ٩٠

٣- مفاهيم المؤشر ونطاقه ٩١
مقدمة ٩١
إجماليات الاستهلاك البديلة ٩٢
الحيازات والنفقات ٩٣
النفقات النقدية وغير النقدية ٩٤
الاحتياز والاستخدام ٩٥
السلع المعمرة وغير المعمرة ٩٦
مؤشرات أسعار المستهلكين القائمة على منهجي الاحتياز والاستخدام ٩٧
المؤشرات القائمة على السلال ومؤشرات تكلفة المعيشة ٩٨
مؤشرات لو "Lowe indices" ٩٨
مؤشرات تكلفة المعيشة ٩٩
النفقات والمدفوعات الأخرى خارج نطاق مؤشرات أسعار المستهلكين ١٠١
التحويلات ١٠١
التأمين ١٠٣
القمار ١٠٤
معاملات الأصول المالية ١٠٤
مشتريات العملة الأجنبية ومبيعاتها ١٠٤
الدفع والتمويل والائتمان ١٠٥
المعاملات المالية والاقتراض ١٠٥
إنشاء أصل/ خصم مالي ١٠٥
الشراء بالتقسيط ١٠٧
مدفوعات الفائدة ١٠٨
إنتاج الأسر المعيشية ١٠٩
الأنشطة التجارية ١٠٩
استهلاك الإنتاج الذاتي ١٠٩
تغطية الأسر المعيشية ومنافذ البيع ١١٤
تعريف الأسرة المعيشية ١١٤

أنواع الأسر المعيشية ١١٥
التغطية الجغرافية..... ١١٦
تغطية منافذ البيع ١١٨
تفاوت الأسعار ١١٩
التمييز في الأسعار ١٢٠
تفاوت الأسعار فيما بين منافذ البيع..... ١٢١
تبديل المنافذ ١٢٢
معاملة بعض نفقات الأسر المعيشية..... ١٢٣
رسوم الوكلاء والسماسرة..... ١٢٣
السلع والخدمات غير المرغوب فيها أو غير المشروعة..... ١٢٣
السلع والخدمات الكمالية ١٢٤
السلع المستعملة..... ١٢٥
النفقات المحتسبة على السلع والخدمات..... ١٢٦
تغطية الأسعار ١٢٧
الضرائب والإعانات..... ١٢٧
الخصومات والتخفيضات وبرامج بناء الولاء والمنتجات "المجانية" ١٢٨
التصنيف ١٣٠
معايير تصنيف النفقات الاستهلاكية..... ١٣٠
التصنيف حسب نوع المنتج ١٣٢
التصنيف حسب الغرض ١٣٢
تصنيفات مؤشر أسعار المستهلكين ١٣٤
مستوى نشر المعلومات ١٣٤
تصنيف الاستهلاك الفردي حسب الغرض (COICOP) ١٣٥
الملحق ٣-١: مؤشرات أسعار المستهلكين ومخفضات أسعار الحسابات القومية..... ١٣٨

٤- الأوزان الترجيحية للنفقات ومصادرها..... ١٤٠
مقدمة..... ١٤٠
هيكل ترجيح مؤشر أسعار المستهلكين ١٤١
الأوزان الترجيحية للمجموعات والفئات والفئات الفرعية..... ١٤٤
الأوزان الترجيحية الإقليمية..... ١٤٤
الأوزان الترجيحية لمنافذ البيع أو مثيلاتها..... ١٤٥
الأوزان الترجيحية للإجماليات الأولية..... ١٤٥
مصادر البيانات ١٤٦
مسوح إنفاق الأسر المعيشية ١٤٦
الحسابات القومية..... ١٤٨
بيانات مبيعات التجزئة..... ١٤٩
مسوح نقاط الشراء ١٥٠
البيانات المستخلصة من الماسحات الضوئية..... ١٥٠
تعدادات السكان..... ١٥١
اشتقاق الأوزان الترجيحية من الناحية العملية ١٥١

المدفوعات التي لا تمثل نفقات استهلاكية ١٥١
النفقات غير المهمة ١٥١
المنتجات التي يصعب تسعيرها ١٥٢
استخدام مصادر مختلفة والجمع بينها ١٥٣
تعديل الأوزان الترجيحية المستخلصة من مسوح إنفاق الأسر المعيشية ١٥٣
الفترة المرجعية للأوزان الترجيحية ١٥٤
الحاجة إلى تعديل الأوزان الترجيحية ١٥٥
تواتر تحديث الأوزان الترجيحية ١٥٥
التصنيف ١٥٧
البنود التي تتطلب معاملة خاصة ١٥٨
أخطاء الترجيح ١٦٢

٥- المعاينة ١٦٤
مقدمـــة ١٦٤
أساليب المعاينة الاحتمالية ١٦٥
استخدام المعاينة الاحتمالية في سياق مؤشرات أسعار المستهلكين ١٦٦
أساليب المعاينة الاحتمالية المتناسبة مع الحجم ١٦٧
طرق المعاينة التي يستخدمها المكتب الأمريكي لإحصاءات العمل ١٧٠
طرق المعاينة غير الاحتمالية ١٧١
أسباب استخدام المعاينة غير الاحتمالية ١٧٢
معاينة القيمة الحدية ١٧٤
المعاينة بالحصص ١٧٥
طريقة البنود الممثلة ١٧٦
المعاينة في الوقت المناسب ١٧٦
اختيار طريقة المعاينة ١٧٧
إجراءات التقدير ١٧٩
استخدام طرق تقدير مؤشرات أسعار المستهلكين ١٨٠
تقدير التباين ١٨٢
تباين صيغ المؤشر الأوَّلي ١٨٣
منهج الولايات المتحدة ١٨٣
المنهج السويدي ١٨٤
المنهج الفرنسي ١٨٦
منهج لكسمبرغ ١٨٧
مناهج أخرى ١٨٨
التخصيص الأمثل ١٨٨
ملخص ١٩٠

٦- جمع الأسعار ١٩١
مقدمة ١٩١
تواتر جمع الأسعار وتوقيته ١٩٢

أخذ التضخم المفرط في الحسبان ١٩٦
وصف البنود ١٩٧
طرق جمع الأسعار ١٩٩
طرق جمع الأسعار ٢٠٣
تصميم الاستبيان ٢٠٥
الإجراءات الميدانية ٢١١
جمع الأسعار مركزيا ومن المركز الرئيسي ٢١١
تخفيضات الأسعار ٢١٤
المساومة على الأسعار ٢١٨
البدائل الإجبارية وإحلال المنتجات والتعديل مقابل التغير في النوعية ٢٢٣
قضايا ذات صلة ٢٢٤
الإبلاغ الإلكتروني ٢٢٤
تعادلات القوى الشرائية ٢٢٦
جودة البيانات وضمان الجودة ٢٢٧
التوثيق ٢٢٧
الملحق ٦-١: مقتطفات من نموذج بسيط لجمع الأسعار ٢٢٩

٧- معاملة التغير في النوعية ٢٣٠
ألف- مقدمة ٢٣٠
الأسباب التي قد تؤدي إلى فشل طريقة الطُرُز المتطابقة ٢٣٢
المنتجات المختفية ٢٣٢
مشكلات المعاينة ٢٣٣
المنتجات الجديدة ٢٣٥
المقصود بالتغير في النوعية ٢٣٧
طبيعة التغير في النوعية ٢٣٨
القضايا المفاهيمية ٢٤٠
مقدمة في طرق التعديل مقابل التغير في النوعية عند اختفاء البنود المتطابقة ٢٤٢
التعديل بالجمع والتعديل بالضرب ٢٤٥
التعديل في فترة الأساس والتعديل في الفترة الحالية ٢٤٥
المقارنات طويلة الأجل والمقارنات قصيرة الأجل ٢٤٦
الطرق الضمنية ٢٤٧
طريقة التداخل ٢٤٧
احتساب المتوسط الكلي أو المتوسط المستهدف ٢٥٢
احتساب متوسط الفئة ٢٦٠
البديل المماثل ٢٦١
الوصل لإظهار عدم تغير السعر ٢٦٢
الترحيـــل ٢٦٢
الطرق الصريحة ٢٦٣
رأي الخبراء ٢٦٣
التعديل مقابل التغير في الكمية ٢٦٤

التغير في تكاليف الإنتاج والمواصفات الاختيارية ٢٦٧
المنهج الهيدوني ٢٧١
اختيار طريقة التعديل مقابل التغير في النوعية ٢٨٥
قطاعات التكنولوجيا المتقدمة والقطاعات الأخرى التي يرتفع فيها معدل تغير الطرُز ٢٨٩
بعض الأمثلة ٢٩٠
المؤشرات الهيدونية للأسعار ٢٩١
الفرق بين المؤشرات الهيدونية والمؤشرات المتطابقة ٣٠٠
الوصل المسلسل ٣٠١
المقارنات طويلة الأجل والمقارنات قصيرة الأجل ٣٠٤
طرق التعديل مقابل التغير في النوعية في المقارنات قصيرة الأجل ٣٠٦
المقارنات الضمنية في الأجل القصير باستخدام عمليات الاحتساب ٣٠٨
المؤشرات ذات المرحلة الواحدة وذات المرحلتين ٣١٠
الملحق ٧-١: بيانات لإيضاح الانحدار الهيدوني ٣١٣

٨- إحلال المنتجات وفراغ العينة والسلع الجديدة ٣١٥
مقدمة ٣١٥
قضايا المعاينة والمطابقة ٣١٧
فراغ العينة وإحلال المنتجات أو استبدالها ٣١٨
تدوير العينات والوصل المسلسل والمؤشرات الهيدونية ٣٢٠
متطلبات المعلومات اللازمة لاستراتيجية التعديل مقابل التغير في النوعية ٣٢٣
نظام البيانات الإحصائية والوصفية ٣٢٣
ما هي السلع الجديدة وما هو مدى اختلافها عن التغيرات في النوعية ٣٢٥
تغيير فترة أساس العينة وتدوير العينة وعمليات الإحلال الموجه وزيادة حجم العينة ٣٢٨
تغيير فترة أساس العينة وتدوير العينة ٣٢٨
عمليات الإحلال الموجه وزيادة حجم العينة ٣٣١
السلع الجديدة (المختفية) وقت طرحها في (سحبها من) السوق ٣٣٣
موجز ٣٣٤
الملحق ٨-١: ظهور واختفاء السلع ومنافذ البيع ٣٣٦
الملحق ٨-٢: السلع الجديدة والإحلال ٣٤٣

٩- حساب مؤشرات أسعار المستهلكين عمليا ٣٤٨
مقدمة ٣٤٨
حساب مؤشرات أسعار الإجماليات الأولية ٣٤٩
إنشاء الإجماليات الأولية ٣٤٩
هيكل التجميع ٣٥٠
استخدام الأوزان الترجيحية في حساب الإجماليات الأولية ٣٥١
حساب المؤشرات الأولية للأسعار ٣٥٣
خصائص المعاينة المتعلقة بالمؤشرات الأولية ٣٥٧
المنهج البديهي لمؤشرات الأسعار الأولية ٣٥٧
المنهج الاقتصادي للمؤشرات الأولية للأسعار ٣٥٩

المؤشرات بنظام السلسلة والمؤشرات المباشرة للإجماليات الأولية ٣٦١
الاتساق عند التجميع..... ٣٦٣
مشاهدات الأسعار الناقصة..... ٣٦٤
معاملة الأسعار الناقصة بصورة مؤقتة..... ٣٦٤
صيغ أخرى لمؤشرات الأسعار الأولية..... ٣٧٥
مؤشرات قيم الوحدات..... ٣٧٦
الصيغ القابلة للتطبيق على البيانات المستخلصة من الماسحات الضوئية..... ٣٧٧
حساب مؤشرات المستوى الأعلى ٣٧٧
مؤشرات أسعار المستهلكين كمتوسطات مرجحة للمؤشرات الأولية..... ٣٧٨
مثال رقمي..... ٣٨٠
تحليل مؤشر يانغ إلى مكوناته ٣٨٢
تحديث أسعار الأوزان الترجيحية للنفقات ٣٨٣
إدراج الأوزان الترجيحية الجديدة والوصل بنظام السلسلة ٣٩٠
تحليل التغيرات في المؤشر..... ٣٩٩
بعض البدائل للمؤشرات القائمة على الأوزان الترجيحية الثابتة ٤٠١
تحرير البيانات..... ٤٠٣
تحديد الأخطاء المحتملة والمشاهدات الشاذة ٤٠٤
التحقق من صحة البيانات وتصحيحها ٤١٠

١٠- بعض الحالات الخاصة ٤١٣
مقدمة..... ٤١٣
المساكن التي يسكنها مالكوها..... ٤١٣
الاستخدام ٤١٤
الدفع..... ٤١٧
الاحتياز ٤٢٤
الملابس ٤٢٧
سوق الملابس..... ٤٢٨
مناهج إنشاء مؤشرات أسعار الملابس غير الموسمية..... ٤٢٩
إحلال البنود والتغير في النوعية..... ٤٣١
مناهج إدراج الملابس الموسمية في مؤشر أسعار المستهلكين..... ٤٣٢
تعليقات موجزة..... ٤٤٢
خدمات الاتصالات السلكية واللاسلكية..... ٤٤٣
البنود الممثلة ــ العينات المتطابقة ٤٤٥
البنود الممثلة ــ قيم الوحدات..... ٤٤٨
أنماط العملاء..... ٤٤٩
عينة الفواتير..... ٤٥٠
الخدمات المالية..... ٤٥٢
تبديل العملات..... ٤٥٣
خدمات السمسرة في الأوراق المالية ٤٥٤
تسهيلات الودائع والقروض ٤٥٦

خدمات الوساطة العقارية ٤٥٩
خدمات التأمين على الممتلكات ٤٦١
منهج الدفع ٤٦٢
منهج الاستخدام ٤٦٣
منهج الاحتياز ٤٦٤
تسعير إجمالي أقساط التأمين ٤٦٤
استخدام إجمالي الأقساط كبديل لصافي تكلفة خدمات التأمين ٤٦٥
الملحق ١٠-١: حساب مؤشر أسعار أحد منتجات الودائع ٤٦٧

١١- الأخطاء والتحيز ٤٧٤
مقدمة ٤٧٤
أنواع الأخطاء ٤٧٤
أخطاء العينة ٤٧٥
الأخطاء بخلاف أخطاء العينة ٤٧٥
قياس الخطأ والتحيز ٤٧٧
تقدير التباين ٤٧٧
المواصفات النوعية للأخطاء بخلاف أخطاء المعاينة ٤٧٨
طرق تقليل الأخطاء ٤٧٨
أنواع التحيز ٤٨٢
مكونات التحيز ٤٨٤
التحيز الناتج عن الإحلال على المستوى الأعلى ٤٨٤
تحيز الإجمالي الأولي ٤٨٦
تحيز التغير في النوعية وتحيز المنتجات الجديدة ٤٨٨
تحيز منافذ البيع الجديدة ٤٩٠
ملخص تقديرات التحيز ٤٩١
خاتمة ٤٩١

١٢- التنظيم والإدارة ٤٩٣
مقدمة ٤٩٣
الجمع الميداني ٤٩٣
التعاقد الخارجي ٤٩٤
الجمع المركزي ٤٩٦
جودة الجمع الميداني ٤٩٧
المواصفات ٤٩٧
الاستمرارية ٤٩٧
الاستعلام عن إدخال البيانات ٤٩٨
الرأي التقييمي ٤٩٩
اختبارات التحقق من جودة الجمع الميداني: دور المدققين ٤٩٩
المراقبة ٥٠٠
المراجعة الاستعادية ٥٠١

المهام الأخرى للمدقق ٥٠٢
التحقق من الجودة في المركز الرئيسي ٥٠٢
التقارير ٥٠٤
الخوارزميات ٥٠٥
إنتاج المؤشر وإصداره..... ٥٠٦
الإعداد الشهري..... ٥٠٧
اللوحات الجدولية..... ٥٠٨
إدخال التعديلات..... ٥٠٩
مواجهة حالات الطوارىء..... ٥٠٩
إدارة الجودة ونظم إدارة الجودة..... ٥١٠
نظم إدارة الجودة..... ٥١١
فرصة التوسع في استخدام أساليب إدارة الجودة..... ٥١٤
إدارة الأداء والتطوير والتدريب ٥١٤
الحاجات التدريبية..... ٥١٥
التدريب الخاص لمعدّي المؤشر وجامعي الأسعار ٥١٥
المستندات ٥١٦
عمليات المراجعة..... ٥١٧

١٣- الإصدار والنشر وعلاقات المستخدمين..... ٥١٨
مقدمة..... ٥١٨
عرض السلاسل الزمنية للمستوى والتغير..... ٥١٨
التعديل الموسمي وتمهيد المؤشر ٥٢٠
تحليل العوامل المساهمة في التغيير..... ٥٢١
التعليق الاقتصادي وتفسير المؤشر ٥٢٢
عرض المقاييس المرتبطة أو البديلة..... ٥٢٣
التضخم الأساسي..... ٥٢٣
المؤشرات البديلة..... ٥٢٣
مؤشرات الإجماليات الفرعية ٥٢٥
البيان الصحفي ولوحة البيانات وبيان المنهجية..... ٥٢٦
المعايير الدولية المتعلقة بنشر مؤشر أسعار المستهلكين ٥٢٨
توقيت نشر مؤشر أسعار المستهلكين ٥٢٩
حسن توقيت الإعلان مقابل دقة البيانات ٥٣٠
النفاذ للبيانات ٥٣٠
السرية..... ٥٣١
النشر الإلكتروني ٥٣١
مشاورات المستخدمين ٥٣٢
الاستخدامات المختلفة لمؤشرات أسعار المستهلكين..... ٥٣٢
عرض المنهجية..... ٥٣٣
دور اللجان الاستشارية..... ٥٣٣
تفسير نوعية المؤشر ٥٣٤

١٤- نظام إحصاءات الأسعار ٥٣٥
مقدمة ٥٣٥
الحسابات القومية كإطار لنظام إحصاءات الأسعار ٥٣٨
إجمالي عرض واستخدام السلع والخدمات ٥٣٩
الوحدات المؤسسية والمنشآت ٥٤٠
حسابات الوحدات المؤسسية ٥٤٣
مؤشر أسعار المستهلكين ضمن المؤشرات الرئيسية للأسعار ٥٧٤
نطاق إجماليات الإنفاق لمؤشر أسعار المستهلكين ٥٧٥
مؤشر أسعار المستهلكين كمقياس للتضخم في المعاملات السوقية ٥٨٢
التعامل مع التسوق عبر الحدود في مؤشر أسعار المستهلكين ٥٨٣
مؤشرات سعرية أخرى في الحسابات القومية ٥٨٤
مؤشرات أسعار لمجموع العرض ٥٨٤
مؤشرات الأسعار للاستهلاك الوسيط ٥٨٥
مؤشرات الأسعار للاستعمالات النهائية ٥٨٥
مؤشرات الأسعار لإجمالي الناتج المحلي ٥٨٦
مؤشرات أسعار لخدمات اليد العاملة ٥٨٨
إطار لنظام إحصاءات الأسعار للسلع والخدمات ٥٨٨
مقارنات دولية للإنفاق على السلع والخدمات ٥٩١

١٥- نظرية الرقم القياسي الأساسية ٥٩٧
مقدمة ٥٩٧
تحليل إجماليات القيم إلى مكونات أسعار وأحجام ٥٩٩
تحليل إجماليات القيم واختبار حاصل الضرب ٥٩٩
مؤشري لاسبير وباش ٦٠٢
المتوسطات المتماثلة لمؤشرات الأسعار القائمة على سلة الثابتة ٦٠٦
مؤشر فيشر كمتوسط لمؤشري باش ولاسبير ٦٠٦
مؤشر ولش (Walsh) ونظرية مؤشر الأسعار المحضة ٦٠٩
الأوزان الترجيحية السنوية والمؤشرات الشهرية للأسعار ٦١٣
مؤشر لو مع أسعار شهرية وكميات سنوية لسنة الأساس ٦١٣
مؤشر يانغ ٦٢٧
مؤشر ديفيزيا والقيم التقريبية المتقطعة له ٦٣٤
مؤشرا ديفيزيا للأسعار والكميات ٦٣٤
التقديرات التقريبية المتقطعة لمؤشر ديفيزيا في الزمن المتصل ٦٣٦
المؤشرات ثابتة الأساس مقابل المؤشرات بنظام السلسلة ٦٣٩
الملحق ١٥-١ العلاقة بين مؤشري باش ولاسبير ٦٤٧
الملحق ١٥-٢ العلاقة بين مؤشري لو ولاسبير ٦٤٩
الملحق ١٥-٣ العلاقة بين مؤشر يانغ ونقيض الزمن الخاص به ٦٥١
الملحق ١٥-٤ العلاقة بين منهج ديفيزيا والمنهج الاقتصادي ٦٥٣

١٦- المناهج البديهية والتصادفية لنظرية الرقم القياسي ٦٥٧
مقدمة ٦٥٧
منهج المستويات تجاه نظرية الرقم القياسي ٦٦١
المنهج البديهي للمؤشرات الأحادية للأسعار ٦٦١
منهج بديهي ثان للمؤشرات الأحادية للأسعار ٦٦٣
المنهج البديهي الأول للمؤشرات الثنائية للأسعار ٦٦٦
المؤشرات الثنائية وبعض الاختبارات المبكرة ٦٦٦
اختبارات التجانس ٦٦٩
اختبارات اللاتباين والتماثل ٦٧١
اختبارات القيمة المتوسطة ٦٧٣
اختبارات الرتابة ٦٧٥
مؤشر فيشر المثالي والمنهج الاختباري ٦٧٦
أداء المؤشرات الأخرى في الاختبارات ٦٧٨
اختبار قابلية الجمع ٦٧٩
المنهج التصادفي لمؤشرات الأسعار ٦٨٤
المنهج التصادفي غير المرجح المبكر ٦٨٤
المنهج التصادفي المرجح ٦٨٧
المنهج التصادفي الثاني للمؤشرات الثنائية للأسعار ٦٩٤
الإطار الأساسي وبعض الاختبارات التمهيدية ٦٩٤
اختبارات اللاتباين والتماثل ٦٩٩
اختبار القيمة المتوسطة ٧٠١
اختبار الرتابة ٧٠١
اختبارات الترجيح ٧٠١
مؤشر تورنكفيست–تيل للأسعار والمنهج الاختباري الثاني للمؤشرات الثنائية ٧٠٣
الخصائص الاختبارية لمؤشري لو ويانغ ٧٠٨
الملحق ١٦-١ دليل أمثلية مؤشر تورنكفيست–تيل للأسعار في المنهج الاختباري الثنائي الثاني ٧١١

١٧- المنهج الاقتصادي لنظرية الرقم القياسي: حالة الأسرة المعيشية الواحدة ٧١٤
مقدمة ٧١٤
مؤشر كونيوس لتكلفة المعيشة والحدود الملاحظة ٧١٦
المؤشر الحقيقي لتكلفة المعيشة عندما تكون الأفضليات متماثلة الوضع ٧٢٢
المؤشرات الممتازة: مؤشر فيشر المثالي ٧٢٧
المتوسط من الدرجة الثانية للمؤشرات الممتازة من الدرجة r ٧٣٢
المؤشرات الممتازة: مؤشر تورنكفيست ٧٣٧
خصائص التقريب للمؤشرات الممتازة ٧٤٢
المؤشرات الممتازة والتجميع ذو المرحلتين ٧٤٦
صيغة لويد–مولتون للرقم القياسي ٧٥٠
الأفضليات السنوية والأسعار الشهرية ٧٥٤
مؤشر لو كتقدير تقريبي لمؤشر حقيقي لتكلفة المعيشة ٧٥٥
التقدير التقريبي من الدرجة الأولى لتحيز مؤشر لو ٧٥٧

التقريب من الدرجة الثانية للتحيز الناتج عن الإحلال لمؤشر لو ٧٥٩
مشكلة السلع الموسمية ٧٦٥
مشكلة زيادة السعر الصفري إلى سعر موجب ٧٦٧

١٨- المنهج الاقتصادي لنظرية الرقم القياسي: حالة الأسر المعيشية المتعددة ٧٧٠
مقدمة ٧٧٠
المؤشرات البلوتوقراطية لتكلفة المعيشة والحدود الملحوظة ٧٧١
مؤشر فيشر البلوتوقراطي للأسعار ٧٧٧
المؤشرات الديمقراطية مقابل البلوتوقراطية لتكلفة المعيشة ٧٨٣

١٩- مؤشرات الأسعار المحسوبة باستخدام مجموعة بيانات اصطناعية ٧٨٩
مقدمة ٧٨٩
مجموعة البيانات الاصطناعية ٧٩٠
المؤشرات الأولى للأسعار: مؤشرات كارلي وجيفونز ولاسبير وباش ٧٩٢
مؤشرات الأسعار المرجحة على نحو غير متماثل ٧٩٤
المؤشرات المرجحة على نحو متماثل: المؤشرات الممتازة والمؤشرات الأخرى ٧٩٧
المؤشرات الممتازة التي يتم بناؤها على مرحلتين من التجميع ٨٠٠
مؤشرات لويد-مولتون للأسعار ٨٠١
تحليلات بالنسبة المئوية قابلة للجمع لمؤشر فيشر المثالي ٨٠٤
مؤشرا لو ويانغ ٨٠٦
مؤشرات السنة الوسطى المبنية على صيغة لو ٨٠٨
المؤشرات من نوع يانغ ٨٠٩

٢٠- المؤشرات الأولية ٨١٢
مقدمة ٨١٢
المؤشرات الأولية المثالية ٨١٤
مشاكل التجميع والتصنيف للإجماليات الأولية ٨١٩
المؤشرات الأولية المستخدمة في الواقع العملي ٨٢٦
العلاقات العددية بين المؤشرات الأولية كثيرة الاستخدام ٨٢٨
المنهج التصادفي تجاه المؤشرات الأولية ٨٣٢
المنهج الاقتصادي للمؤشرات الأولية ٨٣٦
منهج المعاينة تجاه المؤشرات الأولية ٨٤١
استخدام البيانات المستخلصة من الماسحات الضوئية في إنشاء إجماليات أولية ٨٤١
منهج تصادفي بسيط للمؤشرات الأولية ٨٤٧
الخلاصة ٨٥٠

٢١- التغير في النوعية والمنهج الهيدوني ٨٥٢
السلع الجديدة والمختفية وتغير النوعية: مقدمة ٨٥٢
الأسعار الهيدونية والأسواق الضمنية ٨٥٦
البنود كحزم مرتبطة من الخصائص ٨٥٦

جانب المستهلكين أو الطلب ٨٥٦
جانب المنتجين أو العرض ٨٥٩
المستوى التوازني ٨٦١
ما المقصود بالأسعار الهيدونية؟ ٨٦٢
صيغة نظرية هيدونية بديلة ٨٦٥
معدلات الزيادة والمنافسة غير الكاملة ٨٧٠
المؤشرات الهيدونية ٨٧٢
الحاجة لمثل هذه المؤشرات ٨٧٢
المؤشرات النظرية لأسعار الخصائص ٨٧٣
الانحدارات الهيدونية والمتغيرات الصورية للزمن ٨٧٤
المؤشرات الهيدونية المقارنة بين فترة وأخرى ٨٧٥
المؤشرات الهيدونية الممتازة والدقيقة ٨٧٦
الفرق بين المنهج الذي يقارن بين فترة وأخرى ومنهج المتغير الصوري للزمن ٨٨١
تحليل التغيرات السعرية إلى مكونات متطابقة وغير متطابقة ٨٨١
السلع والخدمات الجديدة ٨٨٣
الملحق ٢١-١: بعض قضايا الاقتصاد القياسي ٨٨٦

٢٢- التعامل مع المنتجات الموسمية ٨٩٩
مقدمة ٨٩٩
مجموعة بيانات السلع الموسمية ٩٠٣
المؤشرات الشهرية المقارنة بين سنة وأخرى ٩٠٦
المؤشرات السنوية المقارنة بين سنة وأخرى ٩١٥
المؤشرات السنوية للسنة المتحركة ٩١٩
التنبؤ بمؤشر للسنة المتحركة باستخدام مؤشر شهري مقارن بين سنة وأخرى للفترة الجارية ٩٢٦
مؤشرات الأسعار من شهر لآخر ذات أقصى التداخل ٩٣٠
المؤشرات القائمة على السلة السنوية مع ترحيل الأسعار غير المتاحة ٩٣٨
المؤشرات القائمة على سلة سنوية مع احتساب الأسعار غير المتوفرة ٩٤٣
مؤشر بين وستاين من نوع C أو مؤشر روزويل ٩٤٥
التنبؤ بمؤشرات السنة المتحركة باستخدام المؤشرات من شهر لآخر القائمة على السلة السنوية ٩٤٧
خاتمة ٩٥٢

٢٣- السلع المعمرة وتكاليف الاستخدام ٩٥٥
مقدمة ٩٥٥
منهج الاحتياز ٩٥٨
منهج مكافئ الإيجار ٩٦٠
منهج تكلفة الاستخدام ٩٦٢
العلاقة بين تكاليف الاستخدام وتكاليف الاحتياز ٩٦٧
نماذج الاهتلاك البديلة ٩٧١
نموذج عام للاهتلاك للسلع الاستهلاكية المعمرة (غير المتغيرة) ٩٧١
الاهتلاك الهندسي أو الاهتلاك بطريقة الرصيد المتناقص ٩٧٥

الاهتلاك بطريقة الخط المستقيم ٩٧٧
الاهتلاك الكلي "One hoss shay" أو من نوع المصباح الكهربائي ٩٧٨
السلع المعمرة الفريدة من نوعها ومنهج تكلفة الاستخدام ٩٨٠
تكلفة الاستخدام للمساكن التي يسكنها مالكوها ٩٨٤
التعامل مع التكاليف المرتبطة بالمساكن التي يسكنها مالكوها ٩٩٠
التعامل مع تكاليف فائدة الرهن العقاري ٩٩٠
التعامل مع الضرائب على الممتلكات ٩٩٢
التعامل مع التأمين على الممتلكات ٩٩٣
التعامل مع نفقات الصيانة والتجديدات ٩٩٤
التعامل مع تكاليف معاملات شراء المساكن ٩٩٩
تكاليف الاستخدام للملاك المؤجِرين مقابل مالكي المساكن ٩٩٩
التكاليف الناجمة عن التلف ١٠٠٠
عدم دفع الإيجار وتكاليف خلاء المسكن ١٠٠٠
تكاليف الفواتير والصيانة ١٠٠٠
تكلفة الفرصة البديلة لرأس المال ١٠٠١
توريد خدمات إضافية للممتلكات المؤجَرة ١٠٠١
المنهج القائم على الدفع ١٠٠٣
مناهج بديلة لتسعير المساكن التي يسكنها مالكوها ١٠٠٤
المنهج القائم على الاحتياز ١٠٠٤
منهج مكافئ الإيجار ١٠٠٥
منهج تكلفة الاستخدام ١٠٠٦

مسرد لأهم المصطلحات ١٠١٠
الملحق: مجموعة من أهم صيغ الأرقام القياسية والمصطلحات ١٠٢٧
المرفق الأول: المؤشرات المنسقة لأسعار المستهلكين (الاتحاد الأوروبي) ١٠٣١
المرفق الثاني: تصنيف الاستهلاك الفردي حسب الغرض – مقتطفات ١٠٦٢
المرفق الثالث: قرار ٢، قرار بشأن مؤشرات أسعار المستهلكين ١١١٢
المرفق الرابع: المقارنات المكانية لأسعار المستهلكين، وتعادلات القوى الشرائية وبرنامج المقارنات الدولية ١١٣٨
المراجع ١١٦٥

الجداول

٤-١: مثال للأوزان الترجيحية حسب الإقليم ونوع منفذ البيع للفئة الفرعية "الفواكه الطازجة" ١٤٥
٥-١: سحب عينة منتظمة مكونة من ٣ منافذ بيع من ١٠ منافذ بيع على أساس المعاينة الاحتمالية المتناسبة مع الحجم ١٦٨
٥-٢: سحب عينة "باريتو" مكونة من ٣ منافذ بيع من ١٠ منافذ بيع على أساس المعاينة الاحتمالية المتناسبة مع الحجم ١٦٩
٦-١: مثال لنموذج مسح يوضح عدد الأسعار حسب المتجر أو الكُشك ٢٢٠

٦-٢: مثال يوضح طريقة تحديد السعر الفعلي الذي يدفعه المشتري عند حدوث المساومة..... ٢٢٢
٧-١: تقدير السعر المعدل مقابل التغير في النوعية ٢٤٥
٧-٢: مثال لطريقة التداخل المستخدمة في التعديل مقابل التغير في النوعية..... ٢٤٨
٧-٣: مثال للتحيز الناتج عن التعديل الضمني مقابل التغير في النوعية..... ٢٥٨
٧-٤: نتائج الانحدار الهيدوني لأجهزة كمبيوتر شخصي من نوع ديل وكومباك..... ٢٧٣
٧-٥: مثال للمقارنات طويلة الأجل والمقارنات قصيرة الأجل..... ٣٠٥
٨-١: مثال عن زيادة حجم العينة ٣٤٦
٩-١: حساب مؤشرات أسعار إجمالي أوَّلي..... ٣٥٣
٩-٢: احتساب الأسعار الناقصة بصورة مؤقتة ٣٦٦
٩-٣: البنود المختفية وبدائلها مع عدم وجود أسعار متداخلة..... ٣٦٧
٩-٤: البنود المختفية والبديلة مع وجود أسعار متداخلة..... ٣٧٠
٩-٥: حساب مؤشر أولي مرجح..... ٣٧٣
٩-٦: تجميع المؤشرات الأولية للأسعار ٣٨١
٩-٧: تحديث أسعار الأوزان الترجيحية للنفقات..... ٣٨٩
٩-٨: حساب المؤشر بنظام السلسلة..... ٣٩٤
٩-٩: تحليل التغيرات في المؤشر ٤٠٠
١٠-١: حساب سلسلة الديون العقارية ٤٢٢
١٠-٢: حساب سلسلة تكاليف الفائدة على القروض العقارية..... ٤٢٣
١٠-٣: بيانات الأسعار المصطنعة لإيضاح مناهج إنشاء مؤشرات أسعار الملابس..... ٤٣٤
١٠-٤: المؤشرات البديلة لأسعار الملابس الموسمية الصيفية..... ٤٣٦
١٠-٥: المؤشرات البديلة لأسعار الملابس الموسمية الشتوية ٤٣٨
١٠-٦: مؤشرات الأسعار البديلة لمجمل الملابس ٤٤٠
١٠-٧: هيكل توضيحي لمؤشر خدمات الاتصالات السلكية واللاسلكية (منهج البنود الممثلة) ٤٤٦
١٠-٨: أمثلة لمواصفات خدمات الاتصالات السلكية واللاسلكية ٤٤٧
١٠-٩: مثال لنمط مستخدم خدمات الهاتف المحمول ٤٥٠
١٠-١٠: إيضاح أثر الضرائب على مقاييس خدمات التأمين ٤٦٦
١١-١: تصنيف الأخطاء في مؤشر أسعار المستهلكين ٤٧٤
١٤-١: حساب الإنتاج لمنشأة ما أو وحدة مؤسسية أو قطاع مؤسسي ٥٤٦
١٤-٢: حساب الإنتاج مع تفاصيل المنتجات لمنشأة ما أو نوع محلي من وحدات النشاط..... ٥٤٩
١٤-٣: حساب استخدام الدخل للوحدات والقطاعات المؤسسية..... ٥٥٤
١٤-٤: حساب استخدام الدخل مع تفاصيل المنتجات للوحدات والقطاعات المؤسسية ٥٥٨
١٤-٥: حساب استخدام الدخل مع تفاصيل المنتجات لمجموع الاقتصاد..... ٥٦٠
١٤-٦: حساب رأس المال ٥٦٣
١٤-٧: حساب رأس المال مع تفاصيل المنتجات..... ٥٦٥
١٤-٨: الحساب الخارجي للسلع والخدمات ٥٧٠
١٤-٩: الحساب الخارجي للسلع والخدمات مع تفاصيل المنتجات..... ٥٧٠
١٤-١٠: جدول العرض والاستخدام..... ٥٧٢
١٤-١١: موقع وتغطية المؤشرات الرئيسية للأسعار: الأعمدة في جدول العرض والاستخدام ٥٧٧
١٤-١٢: تعريف النطاق، والأرقام النسبية للأسعار، والتغطية والأوزان الترجيحية للمؤشرات
الرئيسية للأسعار ٥٨٠

١٤-١٣: حساب توليد الدخل للمنشأة أو الوحدة المؤسسية أو القطاع المؤسسي ٥٨٦
١٤-١٤: حساب توليد الدخل للمنشأة والصناعة مع تفاصيل خدمات اليد العاملة (المهنية) ٥٩٠
١٤-١٥: إطار لإحصاءات الأسعار ٥٩٢
١٩-١: الأسعار لست سلع ٧٩١
١٩-٢: الكميات لست سلع ٧٩١
١٩-٣: النفقات وأنصبة الإنفاق لست سلع ٧٩١
١٩-٤: مؤشرات لاسبير وباش وكارلي وجيفونز ثابتة الأساس..... ٧٩٣
١٩-٥: مؤشرات لاسبير وباش وكارلي وجيفونز بنظام السلسلة..... ٧٩٤
١٩-٦: المؤشرات ثابتة الأساس المرجحة على نحو غير متماثل..... ٧٩٥
١٩-٧: المؤشرات المرجحة على نحو غير متماثل باستخدام مبدأ السلسلة ٧٩٥
١٩-٨: المؤشرات ثابتة الأساس المرجحة على نحو غير متماثل للسلع ٣-٦..... ٧٩٧
١٩-٩: المؤشرات بنظام السلسلة المرجحة على نحو غير متماثل للسلع ٣-٦ ..... ٧٩٧
١٩-١٠: المؤشرات ثابتة الأساس المرجحة على نحو متماثل ٧٩٩
١٩-١١: المؤشرات المرجحة على نحو متماثل باستخدام مبدأ السلسلة ٧٩٩
١٩-١٢: المؤشرات الممتازة ثابتة الأساس ذات المرحلة الواحدة والمرحلتين..... ٨٠٢
١٩-١٣: المؤشرات الممتازة بنظام السلسلة ذات المرحلة الواحدة والمرحلتين ٨٠٢
١٩-١٤: مؤشر فيشر بنظام السلسلة ومؤشرات لويد-مولتون ثابتة الأساس..... ٨٠٢
١٩-١٥: مؤشرا فيشر ولويد-مولتون بنظام السلسلة..... ٨٠٤
١٩-١٦: تحليل ديورت بالنسبة المئوية القابل للجمع لمؤشر فيشر ٨٠٤
١٩-١٧: تحليل Van Ijzeren لمؤشر فيشر للأسعار ٨٠٥
١٩-١٨: مؤشرا لو ويانغ، ومؤشر لاسبير ثابت الأساس، ومؤشرا باش وفيشر، ومؤشر لاسبير
بنظام السلسلة، ومؤشرا باش وفيشر ٨٠٦
١٩-١٩: مؤشرات لو الخمسة، ومؤشر السنة الوسطى، ومؤشرا تورنكفيست وفيشر بنظام السلسلة ٨١٠
١٩-٢٠: المؤشرات الخمسة من نوع يانغ ومؤشرا تورنكفيست وفيشر بنظام السلسلة..... ٨١١
٢٠-١: نسبة المعاملات في عام ٢٠٠٠ التي يمكن مطابَقتها مع عام ١٩٩٨..... ٨٢٤
٢٠-٢: مؤشرات لاسبير للأسعار بحسب نوع التصنيف، سبتمبر ١٩٩٨-سبتمبر ٢٠٠٠ ..... ٨٢٥
٢٠-٣: مؤشرات فيشر بحسب نوع التصنيف، سبتمبر ١٩٩٨-سبتمبر ٢٠٠٠ ..... ٨٢٥
٢٢-١: مجموعة بيانات موسمية اصطناعية: الأسعار..... ٩٠٤
٢٢-٢: مجموعة بيانات موسمية اصطناعية: الكميات..... ٩٠٥
٢٢-٣: مؤشرات لاسبير ثابتة الأساس الشهرية المقارنة بين سنة وأخرى ٩١١
٢٢-٤: مؤشرات باش ثابتة الأساس الشهرية المقارنة بين سنة وأخرى..... ٩١١
٢٢-٥: مؤشرات فيشر ثابتة الأساس الشهرية المقارنة بين سنة وأخرى..... ٩١١
٢٢-٦: مؤشرات باش ثابتة الأساس الشهرية التقريبية المقارنة بين سنة وأخرى..... ٩١٢
٢٢-٧: مؤشرات فيشر ثابتة الأساس الشهرية التقريبية المقارنة بين سنة وأخرى..... ٩١٢
٢٢-٨: مؤشرات لاسبير الشهرية بنظام السلسلة المقارنة بين سنة وأخرى ٩١٢
٢٢-٩: مؤشرات باش الشهرية بنظام السلسلة المقارنة بين سنة وأخرى..... ٩١٣
٢٢-١٠: مؤشرات فيشر الشهرية بنظام السلسلة المقارنة بين سنة وأخرى ٩١٣
٢٢-١١: مؤشرات لاسبير التقريبية الشهرية بنظام السلسلة المقارنة بين سنة وأخرى..... ٩١٤
٢٢-١٢: مؤشرات باش التقريبية الشهرية بنظام السلسلة المقارنة بين سنة وأخرى ٩١٤
٢٢-١٣: مؤشرات فيشر التقريبية الشهرية بنظام السلسلة المقارنة بين سنة وأخرى..... ٩١٤

٢٢-١٤: مؤشرات لاسبير وباش وفيشر السنوية ثابتة الأساس للأسعار ٩١٧
٢٢-١٥: مؤشرات لاسبير وباش وفيشر ولاسبير الهندسي السنوية التقريبية ثابتة الأساس ٩١٨
٢٢-١٦: مؤشرات لاسبير وباش وفيشر السنوية للأسعار بنظام السلسلة ٩١٨
٢٢-١٧: مؤشرات لاسبير وباش وفيشر السنوية التقريبية للأسعار بنظام السلسلة ٩١٩
٢٢-١٨: مؤشرات لاسبير وباش وفيشر للأسعار للسنة المتحركة ٩٢٢
٢٢-١٩: مؤشرات لاسبير وباش وفيشر التقريبية للسنة المتحركة ٩٢٥
٢٢-٢٠: مؤشر لاسبير ثابت الأساس للسنة المتحركة ومؤشرات الأسعار التقريبية
المعدلة موسميا للسنة المتحركة ٩٢٨
٢٢-٢١: مؤشرات لاسبير وباش وفيشر للأسعار ذات أقصى التداخل من شهر لآخر ٩٣٤
٢٢-٢٢: مؤشرات لاسبير وباش وفيشر للأسعار بنظام السلسلة من شهر لآخر ٩٣٦
٢٢-٢٣: مؤشرات لو ويانغ ولاسبير الهندسي ومؤشرات السنة المتحركة المتمركزة
مع ترحيل الأسعار ٩٤١
٢٢-٢٤: مؤشرات لو ويانغ ولاسبير الهندسي ومؤشرات السنة المتحركة المتمركزة
في حالة الأسعار المحتسبة..... ٩٤٤
٢٢-٢٥: مؤشر لو ذو الأسعار المرحلة، ومؤشرا روزويل وروزويل المطَّبع ٩٤٦
٢٢-٢٦: مؤشرات لو ويانغ ولاسبير الهندسي المعدلة موسميا ذات الأسعار المرحلة
ومؤشر السنة المتحركة المتمركزة..... ٩٤٩
٢٢-٢٧: مؤشرات لو ويانغ ولاسبير الهندسي المعدلة موسميا ذات الأسعار المحتسبة،
ومؤشر روزويل المعدل موسميا ومؤشرات السنة المتحركة المتمركزة..... ٩٥١

الأشكال البيانية

٤-١: هيكل التجميع المعتاد لمؤشر أسعار المستهلكين..... ١٤٣
٦-١: إجراءات جمع الأسعار ٢٠٢
٧-١: التعديل مقابل التغير في نوعية بنود ذات أحجام مختلفة..... ٢٧١
٧-٢: شكل انتشار يوضح أسعار أجهزة الكمبيوتر الشخصي وسرعات معالجة البيانات المزودة بها..... ٢٧٣
٧-٣: خريطة تدفق اتخاذ القرارات المتعلقة بالتغير في النوعية ٢٨٧
٩-١: هيكل تجميع نمطي لمؤشر أسعار المستهلكين ٣٥٢
١٢-١: إجراءات جمع الأسعار ٤٩٥
١٧-١: حدا لاسبير وباش للمؤشر الحقيقي لتكلفة المعيشة..... ٧١٩
٢١-١: قرارات الاستهلاك والإنتاج لتوليفات الخصائص ٨٩٨
٢٢-١: مؤشرات لاسبير وباش وفيشر ثابتة الأساس وبنظام السلسلة للسنة المتحركة..... ٩٢٣
٢٢-٢: مؤشرات لاسبير وباش وفيشر التقريبية ثابتة الأساس وبنظام السلسلة للسنة المتحركة..... ٩٢٦
٢٢-٣: مؤشر لاسبير ثابت الأساس، والمؤشر التقريبي المعدل موسميا، والمؤشر التقريبي للسنة المتحركة.. ٩٢٩
٢٢-٤: مؤشرات لو ويانغ ولاسبير الهندسي وأرقام لاسبير للسنة المتحركة المتمركزة مع ترحيل الأسعار .. ٩٤٢
٢٢-٥: مؤشرات لو ويانغ ولاسبير الهندسي ذات الأسعار المحتسبة ومؤشرات السنة المتحركة المتمركزة .. ٩٤٤
٢٢-٦: مؤشرا لو وروزويل المطبع للأسعار ٩٤٧
٢٢-٧: مؤشرات لو ويانغ ولاسبير الهندسي المعدلة موسميا ذات الأسعار المرحلة ومؤشر
السنة المتحركة المتمركزة..... ٩٥٠
٢٢-٨: مؤشرات لو ويانغ ولاسبير الهندسي المعدلة موسميا ذات الأسعار المحتسبة، ومؤشر
روزويل المعدل موسميا ومؤشرات السنة المتحركة المتمركزة..... ٩٥٢

م٤-١ أقل شجرة اتساع: أوروبا ١١٥٤
م٤-٢: بيانات الأسعار لمؤشر أسعار المستهلكين وأنشطة برنامج المقارنات الدولية ١١٦٠
م٤-٣: تسلسل المقارنات السعرية ١١٦١

الأطر

١٣-١: العرض النموذجي لمؤشر أسعار المستهلكين..... ٥٢٧
١٣-٢: نموذج ملاحظة عن المنهجية ليتم إدراجها في البيانات الصحفية عن مؤشرات أسعار المستهلكين.... ٥٢٩
١٤-١: القطاعات المؤسسية في نظام الحسابات القومية لعام ١٩٩٣..... ٥٤٢
١٤-٢: تغطية مؤشر أسعار المنتجين للصناعات أو الأنشطة من حيث إجمالي قيمة المخرجات ٥٥١
١٤-٣: التعامل مع الإسكان والسلع الاستهلاكية المعمرة في نظام الحسابات القومية وفي مؤشرات أسعار المستهلكين ٥٥٥

تقديم

شارك في إعداد هذا الدليل ابتداء من العام ١٩٩٨ كل من مكتب العمل الدولي وصندوق النقد الدولي ومنظمة التعاون والتنمية في الميدان الاقتصادي والمكتب الإحصائي للاتحاد الأوروبي (يوروستات) واللجنة الاقتصادية لأوروبا التابعة للأمم المتحدة والبنك الدولي، إلى جانب خبراء من عدد من المكاتب الإحصائية القومية والجامعات. وتؤيد المنظمات الراعية المبادئ والتوصيات الواردة فيه باعتبارها ممارسة جيدة للوكالات الإحصائية عند إعداد مؤشرات أسعار المستهلكين الخاصة بها. غير أنه نظرا للقيود العملية وفي حال عدم تخصيص الموارد الكافية، فإن بعض التوصيات الحالية قد لا يكون في الإمكان تحقيقها على الفور من جانب كافة المكاتب الإحصائية، وبالتالي ينبغي أن تكون بمثابة إرشادات أو أهداف للوكالات الإحصائية كلما قامت بتعديل مؤشرات أسعار المستهلكين الخاصة بها وتطوير برامج هذه المؤشرات. ولا توجد دائما حلول حاسمة لبعض المشكلات المفاهيمية والعملية كتصميم العينة واختيار صيغة المؤشر وتعديل الأسعار مقابل التغير في النوعية ومعاملة المنتجات الجديدة. وبالتالي، يجب أن تعتمد المكاتب الإحصائية على المبادئ الاقتصادية والإحصائية الأساسية الواردة في هذا الدليل للوصول إلى حلول عملية.

مؤشر أسعار المستهلكين

مؤشر أسعار المستهلكين هو مؤشر يقيس نسبة تغير أسعار السلع والخدمات الاستهلاكية من شهر إلى آخر (أو من ربع سنة إلى آخر). وتُجمع الأسعار من المتاجر أو منافذ التجزئة الأخرى. وتتمثل الطريقة المعتادة للحساب في أخذ متوسط التغيرات في أسعار مختلف المنتجات من فترة إلى أخرى باستخدام متوسط المبالغ التي تنفقها الأسر المعيشية عليها كأوزان ترجيحية. ومؤشرات أسعار المستهلكين هي إحصاءات رسمية تنتجها عادة المكاتب الإحصائية القومية أو وزارات العمل أو البنوك المركزية. ويجري إصدارها بأسرع ما يمكن عادة بعد حوالي عشرة أيام من انتهاء آخر شهر أو ربع سنة.

ويهدف الدليل إلى خدمة مستخدمي مؤشرات أسعار المستهلكين، إلى جانب الوكالات الإحصائية التي تعد المؤشرات. وهو مصمم ليقوم بأمرين: أولا، يشرح بقدر من التفصيل الطرق التي تُستخدم بالفعل في حساب مؤشر أسعار المستهلكين. ثانيا، يشرح النظرية الاقتصادية والإحصائية التي تقوم عليها هذه الطرق.

ويقيس مؤشر أسعار المستهلكين معدل تضخم الأسعار الذي تتعرض له الأسر المعيشية من خلال استهلاكها للسلع والخدمات. ويستخدم أيضا على نطاق واسع كبديل للمؤشر العام للتضخم في الاقتصاد ككل، وذلك بسبب تواتر وحداثة إنتاجه. وقد أصبح إحصاءة رئيسية لأغراض صناعة السياسات الاقتصادية، لا سيما السياسة النقدية.

وغالبا ما يُذكر في التشريعات وفي مجموعة كبيرة من العقود الخاصة باعتباره مقياسا ملائما للتضخم بغرض تعديل المدفوعات (كالأجور والإيجارات والفائدة ومدفوعات الضمان الاجتماعي) مقابل أثر التضخم. وبالتالي، يمكن أن تكون له آثار كبيرة وواسعة النطاق على الحكومات والشركات والأسر المعيشية كذلك.

ويقدم هذه الدليل إرشادات للمكاتب الإحصائية والوكالات الأخرى المسؤولة عن إعداد مؤشر أسعار المستهلكين، مع مراعاة محدودية الموارد المتاحة لهذا الغرض. *ولا يمكن اقتصار حساب مؤشر أسعار المستهلكين على مجموعة بسيطة من القواعد أو مجموعة موحدة من الإجراءات التي يمكن اتباعها بطريقة آلية في كافة الظروف.* ورغم وجود بعض المبادئ العامة التي يمكن تطبيقها في كل الحالات، فإن الإجراءات المتبعة من الناحية العملية ــ سواء كانت تتعلق بجمع الأسعار أو معالجتها أو طرق التجميع ــ يجب أن تأخذ في الحسبان ظروف البلد المعني ومنها: الاستخدام الرئيسي للمؤشر وطبيعة الأسواق وممارسات التسعير داخل البلد المعني والموارد المتاحة للمكتب الإحصائي. وينبغي على المكاتب الإحصائية أن تحدد أولوياتها. والدليل يشرح المفاهيم والمبادئ الاقتصادية والإحصائية الأساسية المطلوبة لمساعدة المكاتب الإحصائية على تحديد خياراتها بطرق فعالة ومنخفضة التكلفة وعلى معرفة كافة الآثار المترتبة على خياراتها.

ويستند الدليل إلى خبرات العديد من المكاتب الإحصائية في جميع أنحاء العالم. والإجراءات التي تستخدمها هذه المكاتب لا تتسم بالجمود، لكنها تتطور وتتحسن باستمرار نتيجة لعدة عوامل. أولا، تعمل البحوث باستمرار على تطوير وتدعيم النظرية الاقتصادية والإحصائية التي تقوم عليها مؤشرات أسعار المستهلكين. فعلى سبيل المثال، تم التوصل مؤخرا إلى رؤى أوضح بشأن مواطن القوة والضعف النسبية في بعض الصيغ والطرق المستخدمة في معالجة بيانات الأسعار الأساسية التي تُجمع لأغراض مؤشر أسعار المستهلكين. ثانيا، تأثرت طرق إعداد مؤشر أسعار المستهلكين بالتطورات التي شهدتها تكنولوجيا المعلومات والاتصالات. ويمكن أن تؤثر هذه التطورات التي تشهدها النظريات والبيانات على كافة مراحل إعداد مؤشر أسعار المستهلكين. فالتكنولوجيا الحديثة يمكن أن تؤثر على الطرق المستخدمة في جمع الأسعار وإرسالها إلى المكتب الإحصائي المركزي. ويمكنها أيضا تحسين طرق المعالجة والمراجعة، بما فيها الطرق المستخدمة في تعديل الأسعار مقابل التغير في نوعية السلع والخدمات المشمولة. وأخيرا، تسهم الصيغ المطورة في حساب مؤشرات المستوى الأعلى على نحو أكثر دقة وموثوقية، ومنها المؤشر الكلي لأسعار المستهلكين نفسه.

المعايير الدولية لمؤشرات أسعار المستهلكين

كان الهدف الأساسي وراء تطوير بعض المعايير الدولية للإحصاءات الاقتصادية هو المساعدة على إعداد إحصاءات يمكن مقارنتها على المستوى الدولي. غير أنه من المحتمل أن تستفيد فرادى البلدان أيضا من المعايير

الدولية. وتستند معايير مؤشرات أسعار المستهلكين الواردة في هذا الدليل إلى التجارب والخبرات المشتركة التي تراكمت في العديد من البلدان. ويمكن لكافة البلدان الاستفادة من خلال الاطلاع بسهولة على هذه التجارب والخبرات.

وفي العديد من البلدان، أُعدت مؤشرات أسعار المستهلكين لأول مرة أساسا حتى يمكن تعديل الأجور لتعويض فقدان العملة الوطنية لقوتها الشرائية بسبب التضخم. لذلك، كان إعداد مؤشرات أسعار المستهلكين يُسند غالبا إلى وزارات أو إدارات العمل. وبالتالي، كان المؤتمر الدولي لخبراء إحصاءات العمل ــ الذي يعقده مجلس إدارة منظمة العمل الدولية ــ بمثابة المحفل الطبيعي لمناقشة منهجية مؤشرات أسعار المستهلكين وإعداد الإرشادات.

وقد أصدر المؤتمر الدولي الثاني لإحصاءات العمل أول معايير دولية لمؤشرات أسعار المستهلكين عام ١٩٢٥. وقد كانت أول مجموعة من المعايير تتعلق بمؤشرات "تكلفة المعيشة" وليس بمؤشرات أسعار المستهلكين. ويجري الآن التمييز بين نوعين مختلفين من المؤشرات. ويمكن ببساطة تعريف مؤشر أسعار المستهلكين بأنه المؤشر الذي يقيس التغير في تكلفة شراء "سلة" معينة من السلع والخدمات الاستهلاكية، بينما يعرف مؤشر تكلفة المعيشة بأنه المؤشر الذي يقيس التغير في تكلفة الحفاظ على مستوى معيشة أو مستوى منفعة معين. لهذا السبب، قرر المؤتمر الدولي العاشر لإحصاءات العمل في عام ١٩٦٢ اعتماد مصطلح أشمل هو "مؤشر أسعار المستهلكين" والذي ينبغي اعتباره جامعا للمفهومين. ولا يجب أن يكون هناك تعارض بين الاثنين. وحسبما يرد في الدليل، من المحتمل أن تكون الطرق القائمة على أفضل الممارسات شديدة التشابه أيا كان المنهج المعتمد.

وقد تم تعديل المعايير الدولية ثلاث مرات ــ في أعوام ١٩٤٧ و١٩٦٢ و١٩٨٧ ــ في شكل قرارات اعتمدها المؤتمر الدولي لإحصاءات العمل. وقد أعقب إصدار معايير عام ١٩٨٧ عن مؤشر أسعار المستهلكين إصدار دليل عن طرق الإعداد (راجع Turvey, 1989)، وهو الدليل الذي قدم إرشادا للبلدان حول التطبيق العملي للمعايير.

خلفية عن التنقيح الحالي

بعد إصدار دليل منظمة العمل الدولية عام ١٩٨٩، أصبح واضحا أن بعض المشكلات المنهجية القائمة والمثيرة للجدل يحتاج إلى مزيد من الدراسة والتحليل. وقد تم تشكيل فريق من الخبراء يضم متخصصين في مؤشرات الأسعار من المكاتب الإحصائية القومية والمنظمات الدولية والجامعات من حول العالم. وقد اجتمع هذا الفريق لأول مرة في أوتاوا عام ١٩٩٤، وأصبح معروفا "بفريق أوتاوا"، أحد فرق المدن التي كونتها اللجنة الإحصائية التابعة للأمم المتحدة لمعالجة مشكلات معينة في الطرق الإحصائية. وأثناء الاجتماعات السبعة لفريق أوتاوا ــ في

الفترة بين ١٩٩٤ و٢٠٠٣ ــ تم عرض ومناقشة أكثر من ١٠٠ ورقة بحثية حول مؤشرات الأسعار من حيث النظرية والتطبيق. وقد تمثلت إحدى النتائج في أنه أصبح من الواضح أن الطرق الحالية لإعداد مؤشرات أسعار المستهلكين يمكن تطويرها وتعزيزها بعدة سبل.

وفي الوقت نفسه، أصبحت السيطرة على التضخم من الأهداف ذات الأولوية القصوى في سياسات معظم البلدان. ولا يقتصر الأمر على الاستخدام الواسع لمؤشر أسعار المستهلكين في قياس التضخم ومتابعته، بل أن أهداف التضخم في بلدان عديدة تحدَّد في شكل معلن ومحدد للتغير في مؤشر أسعار المستهلكين. ولم تتراجع بأي حال درجة الاهتمام بمنهجية إعداد مؤشر أسعار المستهلكين حين تباطأ التضخم في كثير من أنحاء العالم خلال تسعينات القرن العشرين، مقارنة بالسبعينات والتسعينات، بل أدى ذلك في واقع الحال إلى ظهور طلب على مقاييس للتضخم تتسم بدرجة أعلى من الدقة والموثوقية. فحين يتباطأ معدل التضخم ليصل إلى حدود لا تتجاوز ٢ أو ٣% سنويا، يصبح مجرد خطأ أو تحيز بسيط في مؤشر أسعار المستهلكين عاملا بالغ الأثر نسبيا.

وحتى يمكن التأكد من دقة مؤشرات أسعار المستهلكين، قامت الحكومات أو المعاهد البحثية في بضع بلدان بتكليف فرق خاصة من الخبراء بدراسة الطرق المستخدمة وتقييمها. وقد شهدت المنهجية المستخدمة في حساب مؤشرات أسعار المستهلكين اهتماما وتدقيقا من الجمهور لم تشهدهما في الماضي. وتمثلت إحدى النتائج التي تم التوصل إليها في أن الطرق الحالية قد تؤدي إلى قدر من التحيز بالزيادة. وأصبح العديد من الاقتصاديين الأكاديميين والحكوميين ومستخدمي مؤشرات أسعار المستهلكين الآخرين مقتنعين بذلك، حيث يرون أن طرق إعداد المؤشرات لم تراعي بالقدر الكافي أثر التحسن الذي طرأ على جودة العديد من السلع والخدمات. وفي حقيقة الأمر، يكون حجم هذا التحيز، وأحيانا اتجاهه، غير محدد. كما سيتباين، بالطبع، أيضا بين مختلف أنواع السلع والخدمات الاستهلاكية، وسوف يختلف تأثيره الإجمالي على المؤشر الكلي لأسعار المستهلكين فيما بين البلدان. ومع ذلك، من المحتمل أن يكون التحيز كبيرا. ولهذا السبب، يتناول هذا الدليل بقدر من التفصيل قضية تعديل الأسعار مقابل التغير في النوعية، معتمدا على أحدث البحوث في هذا المجال، وهناك مصادر أخرى للتحيز المحتمل، مثل التحيز الناتج عن استعمال سلة قديمة وغير ممثِّلة من السلع والخدمات. وقد يحدث التحيز أيضا نتيجة للطرق المستخدمة في المعاينة وجمع الأسعار. وتتناول فصول عديدة هذه القضايا، كما يحتوي الفصل الحادي عشر على ملخص شامل للأخطاء والتحيزات المحتملة.

وتُستخدم مؤشرات أسعار المستهلكين على نطاق واسع في ربط المنافع الاجتماعية كالمعاشات التقاعدية وإعانات البطالة والمدفوعات الحكومية الأخرى برقم قياسي، كما تُستخدم أيضا كمُعامِلات لتعديل الأسعار في العقود طويلة الأجل. وقد تكون الآثار التراكمية للتحيز البسيط كبيرة في الأجل الطويل، وقد يترتب عليها آثار مالية مهمة على

الموازنات الحكومية. ولذلك، تَجدَّد اهتمام الوكالات الحكومية ــ لا سيما وزارات المالية ــ بمؤشرات أسعار المستهلكين، من خلال فحص مدى دقتها وموثوقيتها بحرص واهتمام أكثر من الماضي.

واستجابة للتطورات العديدة المذكورة آنفا، فإن الحاجة إلى تنقيح دليل منظمة العمل الدولية لعام ١٩٨٩ وتحديثه وتوسيع نطاقه قد لاقت اعترافا وقبولا تدريجيا خلال أواخر التسعينات. وتم تقديم توصية رسمية بتنقيح الدليل في الاجتماع المشترك بين اللجنة الاقتصادية لأوروبا التابعة للأمم المتحدة ومنظمة العمل الدولية حول مؤشرات أسعار المستهلكين المنعقد في جنيف في أواخر عام ١٩٩٧. وقد تم إسناد مسؤولية التنقيح للمنظمات الدولية الرئيسية المهتمة بقياس التضخم. وقد أقرت اللجنة الإحصائية للأمم المتحدة هذه الاستراتيجية عام ١٩٩٨، ووافقت أيضا على تحويل فريق أوتاوا إلى مجموعة عمل رسمية دولية معنية بمؤشرات الأسعار. كما أوصى المؤتمر الدولي السادس عشر لإحصاءات العمل بتعديل قرار المؤتمر الدولي الرابع عشر لإحصاءات العمل بشأن مؤشرات أسعار المستهلكين، والمعتمد عام ١٩٨٧. وقد قام مكتب إحصاءات منظمة العمل الدولية بإعداد مشروع القرار المعدَّل الذي نوقش في المؤتمر الدولي السابع عشر لإحصاءات العمل (في الفترة من ٢٤ نوفمبر إلى ٣ ديسمبر ٢٠٠٣) بالتزامن مع إعداد هذا الدليل المنقح. وقد تم بذل كل الجهود الممكنة لضمان اتساق المستندين وتأييد كل منهما للآخر.[١]

بعض الشواغل المتعلقة بالطرق الحالية لإعداد المؤشر

يستفيد هذا الدليل الجديد من كم البحوث الجديدة التي أجريت في العقد الماضي حول نظرية الرقم القياسي وطرق إعداده في معالجة أنواع الشواغل المشار إليها آنفا. ويوصي الدليل بإجراء بعض الممارسات الجديدة ولا يهدف إلى مجرد حصر الممارسات الحالية للوكالات الإحصائية. ومن المفيد تسليط الضوء على بعض الشواغل الرئيسية التي أدت إلى تناول الدليل للعديد من الموضوعات بقدر من التعمق.

فالمنهجية التقليدية التي يستند إليها المؤشر المعتاد لأسعار المستهلكين تقوم على مفهوم مؤشر لاسبير للأسعار. ويقيس مؤشر لاسبير للأسعار التغير بين فترتين في التكلفة الإجمالية لشراء سلة من السلع والخدمات تعتبر سلة ممثلة للفترة الأولى، أو فترة الأساس. وتُسعر سلة المشتريات الاستهلاكية في فترة الأساس أولا بأسعار فترة الأساس ثم يعاد تسعيرها بأسعار الفترات الزمنية اللاحقة. ولهذه المنهجية ثلاث مزايا عملية على الأقل: فهي سهلة الشرح للجمهور، ويمكنها تكرار استخدام نفس بيانات المشتريات الاستهلاكية التي كانت متوفرة من مسح سابق للأسر المعيشية (بدلا من طلب بيانات جديدة كل شهر)، ولا تحتاج إلى تعديل، بافتراض رضا المستخدمين بمفهوم

[١] يحتوي المرفق الثالث على نسخة من القرار الصادر عام 2003 بشأن مؤشرات أسعار المستهلكين. ويمكن الاطلاع عليه أيضا من على الموقع الإلكتروني لمكتب إحصاءات منظمة العمل الدولية: http://www.ilo.org/public/english/bureau/stat.

لاسبير. وهناك ميزة أخرى مهمة وهي اتساق مؤشر لاسبير عند التجميع حتى أدنى مستويات التجميع. ويمكن تقسيم المؤشر إلى إجماليات فرعية مترابطة فيما بينها بطريقة بسيطة.

وفي الواقع تحسب الوكالات الإحصائية مؤشرات أسعار المستهلكين الخاصة بها باستخدام مؤشر لاسبير في صيغة بديلة كمتوسط مرجح لتغيرات الأسعار الملاحظة ــ أو للأرقام النسبية للأسعار ــ التي تعتمد أنصبة نفقات فترة الأساس كأوزان ترجيحية. ولسوء الحظ أنه برغم بساطة مفهوم لاسبير، من الصعب حساب مؤشر لاسبير دقيق من الناحية العملية. ونتيجة لذلك، يجب أن تلجأ الوكالات الإحصائية إلى قيم مقرَّبة.

ويتعذر بوجه عام الحصول على أنصبة نفقات دقيقة في فترة الأساس على مستوى فرادى السلع، لذا تكتفي الوكالات الإحصائية بالحصول على الأوزان الترجيحية للنفقات في فترة الأساس على مستوى فئات المنتجات والتي تتراوح بين ١٠٠ و١٠٠٠.

وبالنسبة لكل فئة من فئات المنتجات المختارة، تجمع الوكالات الإحصائية عينة أسعار ممثلة من منافذ البيع بدلا من محاولة جمع سعر كل معاملة مفردة. وتستخدم هذه الوكالات صيغ المؤشرات المرجحة بأوزان متساوية (بدلا من المرجحة بالنفقات) لتجميع الأسعار الأولية للمنتجات هذه في مؤشر للإجماليات الأولية يستخدم بدوره كرقم نسبي لسعر كل فئة من فئات المنتجات والتي تتراوح بين ١٠٠ و١٠٠٠ عند حساب مؤشر لاسبير على المستوى الأعلى. ومن المسلم به أن هذا الإجراء الذي يجري على مرحلتين لا يتسق اتساقا تاما مع منهجية لاسبير (التي تستلزم الترجيح في كل مرحلة من مراحل التجميع). غير أن عددا من الأسباب النظرية والعملية أدى بالوكالات الإحصائية إلى اعتبار منسوبات الأسعار التي تنتج في هذه المرحلة الأولية دقيقة بما يكفي لإدخالها في صيغة لاسبير في مرحلة التجميع التالية.

ويرجع استخدام هذه المنهجية إلى الدراسات التي قام بها كل من Mitchell (1927) و Knibbs (1924) ــ وغيرهما من الرواد الذين استحدثوها منذ ثمانين أو تسعين سنة ــ ولا تزال تستخدم حتى اليوم.

ورغم أن معظم الوكالات الإحصائية استخدمت عادة مؤشر لاسبير باعتباره *مؤشرها المستهدف*، تشير النظرية الاقتصادية ونظرية الرقم القياسي إلى أن بعض الأنواع الأخرى من المؤشرات يمكن أن تكون أنسب كمؤشرات مستهدفة، وهي: مؤشرات فيشر أو ولش أو تورنكفيست ــ تيل. وكما هو معروف جيدا، لمؤشر لاسبير تحيز بالزيادة مقارنة بهذه المؤشرات المستهدفة. وبالطبع قد لا تتمكن إحدى الوكالات الإحصائية من تحقيق هذه المؤشرات المستهدفة، لكن من الضروري وجود نوع من الأهداف النظرية التي ينبغي السعي إلى تحقيقها. ومن

الضروري أيضا وجود مفهوم مستهدف حتى يمكن تقييم المؤشر الذي تنتجه بالفعل الوكالة الإحصائية لمعرفة مدى قربه من المؤشر النظري الأمثل. وتتناول الفصول النظرية بالدليل أربعة مناهج رئيسية لنظرية الرقم القياسي:

(١) مناهج السلة الثابتة والمتوسطات المتماثلة للسلال الثابتة؛
(٢) المنهج التصادفي (منهج المقدر الإحصائي) لنظرية الرقم القياسي؛
(٣) المناهج الاختبارية (البديهية)؛
(٤) المنهج الاقتصادي.

ومن المتوقع ان يكون المنهجان (٣) و(٤) معروفَين للعديد من خبراء إحصاءات الأسعار والمستخدمين ذوي الخبرة، لكن قد يكون من المفيد تقديم بعض الشرح عن المنهجين (١) و(٢) .

ويعد مؤشر لاسبير مثالا للمؤشر القائم على سلة السلع والخدمات. والشاغل من الناحية النظرية يتمثل في وجود بديل صالح بنفس القدر للفترتين المقارنتين، وهو: مؤشر باش الذي يستخدم سلة كميات من الفترة الحالية. وإذا كان هناك مُقدران صالحان بنفس الدرجة لنفس المفهوم، فإن النظرية الإحصائية تقترح حساب متوسط الاثنين. غير أن هناك أكثر من نوع من المتوسطات، ومسألة اختيار أي منها ليست بسيطة. ويقترح هذا الدليل أن المتوسط "الأمثل" هو المتوسط الهندسي لمؤشري لاسبير وباش (مؤشر فيشر الأمثل). وبدلا من ذلك، تكون السلة "المثلى" هي السلة التي تتمثل كمياتها في المتوسطات الهندسية للكميات في الفترتين (مؤشر ولش). والرقم القياسي "الأمثل" ــ من منظور التقدير الإحصائي ــ هو المتوسط الهندسي للأرقام النسبية للأسعار الذي يستخدم المتوسط (الحسابي) لأنصبة النفقات في فترتين كأوزان ترجيحية (مؤشر تورنكفيست ــ تيل).

وينبغي الإشارة هنا إلى نتيجة أخرى من نتائج نظرية الرقم القياسي وهي: مشكلة تحديد سعر وكمية المنتج الذي ينبغي استخدامه في كل فترة في صيغة الرقم القياسي. والمشكلة هي أن نفس المنتج يمكن بيعه بأسعار مختلفة. لذا، فالسؤال هو: ما السعر الأكثر تمثيلا لمبيعات هذا المنتج خلال الفترة؟ والإجابة هي *قيمة الوحدة*، نظرا لأن هذا السعر مضروبا في مجموع الكمية المبيعة خلال الفترة يعادل قيمة المبيعات. وبالطبع، *لا* يؤيد الدليل حساب قيم الوحدات للمنتجات *غير المتجانسة*، إذ لا ينبغي حساب قيمة الوحدات إلا للمنتجات *المتماثلة*.

ونورد في الفقرات التالية *ستة شواغل رئيسية* تتعلق بالمنهجية القياسية. وهي ليست مرتبة حسب الأهمية، وتعتبر جميعها مهمة:

١- في المرحلة النهائية للتجميع، *لا* يكون مؤشر أسعار المستهلكين التقليدي هو مؤشر لاسبير الحقيقي لأن الأوزان الترجيحية للنفقات تتعلق *بسنة* مرجعية تختلف عن *الشهر* (أو ربع السنة) المرجعي للأسعار.

وبالتالي، تكون الأوزان الترجيحية للنفقات سنوية بينما تُجمع الأسعار شهريا. وحتى يكون مؤشر لاسبير مؤشرا حقيقيا، لا بد أن *تتزامن* فترة الأوزان الترجيحية للنفقات مع الفترة المرجعية للأسعار. وفي واقع الأمر، فإن الفترة المرجعية لأوزان المؤشر الذي تحسبه بالفعل العديد من الوكالات الإحصائية في المرحلة الأخيرة من التجميع تسبق الفترة المرجعية للأسعار. ومن المحتمل أن يكون للمؤشرات من هذا النوع تحيز بالزيادة مقارنة بمؤشر لاسبير الحقيقي، لا سيما إذا تم تحديث أوزان النفقات بأسعار الفترة المرجعية لمؤشر لاسبير بدلا من أسعار الفترة المرجعية للأوزان. وبالتالي، يجب أن يكون لها تحيزات واضحة بالزيادة مقارنة بالمؤشرات النظرية المستهدفة كمؤشرات فيشر أو ولش أو تورنكفيست ــ تيل.

٢- في المراحل الأولى للتجميع، تُستخدم المتوسطات غير المرجحة للأسعار أو الأرقام النسبية للأسعار. وحتى وقت قريب، عندما أصبح الحصول على البيانات المستخلصة من الماسحات الضوئية في نقاط البيع الإلكترونية أكثر يسرا، ساد الاعتقاد بأن التحيزات التي قد تنتج عن استخدام مؤشرات غير مرجحة ليست لها أهمية تذكر، لكن هناك أدلة حديثة تشير إلى احتمال وجود تحيز كبير بالزيادة على المستويات الأدنى للتجميع مقارنة بالنتائج الناشئة عن المؤشرات المستهدفة المفضلة المذكورة آنفا.

٣- الشاغل الرئيسي الثالث بشأن المنهجية القياسية لمؤشر أسعار المستهلكين هو أنه رغم اعتراف الوكالات الإحصائية عامة بوجود مشكلة بشأن معاملة التغير في النوعية والسلع الجديدة، من الصعب وضع منهجية متسقة لهذه المشكلات في سياق مؤشر لاسبير الذي يستخدم مجموعة ثابتة من الكميات. وتُعد أكثر الممارسات السليمة استحسانا في مجال تعديل مؤشرات الأسعار مقابل التغير في النوعية هي "الانحدار الهيدوني" الذي يميز سعر منتج ما في أي وقت كدالة في خصائصه الطبيعية والاقتصادية مقارنة بالبدائل. وفي واقع الأمر، هناك الكثير من الجدل بشأن كيفية دمج منهجية الانحدار الهيدوني في الإطار النظري لمؤشر أسعار المستهلكين. وتحظى هذه القضايا المنهجية بقدر كبير من الاهتمام في كل من الفصول النظرية والعملية في الدليل. وتعد المشكلات الناشئة عن اختفاء منتجات قديمة وظهور أخرى جديدة أكثر حدة الآن مما كانت عليه عند إعداد المنهجية التقليدية لمؤشرات أسعار المستهلكين منذ نحو ٨٠ سنة (عندما كانت هذه المشكلة يتم تجاهلها غالبا). وبالنسبة للعديد من فئات المنتجات، كطرز السلع الاستهلاكية المعمرة، فإن الفئات التي تسعر في بداية السنة لا تتوافر عادة في نهايتها. ويؤدي *تناقص العينة* إلى حدوث مشكلات منهجية على قدر كبير من الاهمية. فعلى المستويات الأدنى للتجميع، يصبح من الضروري (على الأقل بالنسبة للعديد من فئات المنتجات) استخدام مؤشرات بنظام السلسلة بدلا من مؤشرات ثابتة الأساس. ويمكن حدوث تحيز كبير في المؤشرات غير المرجحة عندما تكون بنظام السلسلة.

٤- الشاغل الرئيسي الرابع يرتبط بالأول، وهو: *معاملة السلع الموسمية*. واستخدام أنصبة الكميات السنوية أو أنصبة النفقات السنوية مبرَّر إلى حد معين إذا كان هناك اهتمام باتجاه تغيرات الأسعار في الأجل الأطول. غير أن بعض المستخدمين، مثل البنوك المركزية، يهتمون بالتغيرات قصيرة الأجل، من شهر إلى آخر، وفي هذه الحالة يمكن أن يؤدي استخدم الأوزان الترجيحية السنوية إلى إعطاء إشارات مضللة. فتغيرات الأسعار الشهرية للمنتجات الموردة خارج الموسم (الأوزان الترجيحية الموسمية لفئة المنتجات تكون صغيرة في هذه الشهور) يمكن أن تبدو أكبر من حقيقتها بكثير نتيجة استخدام الأوزان الترجيحية السنوية. وتزداد المشكلة سوءا عندما لا تتوافر المنتجات على الإطلاق في شهور معينة من السنة. وهناك حلول لهذه المشكلات الموسمية، لكنها قد لا تلقى ترحيبا من العديد من معدّي ومستخدمي مؤشر أسعار المستهلكين لأنها تنطوي على إنشاء *مؤشرين*: مؤشر لقياس تغيرات الأسعار في الأجل القصير ومؤشر آخر (أكثر دقة) في الأجل الأطول يتم تعديله لأخذ التأثيرات الموسمية بعين الاعتبار.

٥- الشاغل الخامس بشأن المنهجية القياسية لمؤشرات أسعار المستهلكين هو أنه على غرار معظم الإحصاءات الاقتصادية، أُهملت الخدمات نسبيا في مؤشرات أسعار المستهلكين، رغم الزيادة المضطردة في أهميتها. ففي المؤشر المعتاد لأسعار المستهلكين ستكون بيانات أسعار السلع أكثر بكثير من بيانات أسعار الخدمات وستكون فئات منتجاته الخاصة بالسلع أكثر بكثير من تلك الخاصة بالخدمات. ولا يوجد اهتمام كبير عادة بمشكلات قياس التغيرات في أسعار وكميات الخدمات، رغم أنها تثير مشكلات مفاهيمية وعملية خطيرة. ومن أمثلة الخدمات التي يصعب قياسها: التأمين والقمار والخدمات المالية والدعاية والاتصالات السلكية واللاسلكية ووسائل التسلية وخدمات الإسكان. وفي حالات كثيرة، لا تتوافر للوكالات الإحصائية الموارد أو المنهجيات اللازمة لمعالجة مشكلات القياس الصعبة هذه على نحو ملائم.

٦- الشاغل الأخير بشأن المنهجية الحالية لمؤشرات أسعار المستهلكين هو أنها لا تعترف غالبا بأنه قد يلزم أكثر من مؤشر واحد لتلبية حاجات مختلف المستخدمين. فعلى سبيل المثال، قد يحتاج بعض المستخدمين معلومات عن حركة الأسعار من شهر إلى آخر في توقيت مناسب. وهذا يستلزم مؤشر قائم على سلة من السلع والخدمات بأوزان ترجيحية محددة مسبقا (رغم أنها قد تكون غير ملائمة وقديمة) يمكن الحصول عليها على الفور. غير أن مستخدمين آخرين قد يكونون أكثر اهتماما بمقياس للتغير في الأسعار أكثر دقة أو تمثيلا وقد يكونون مستعدين للتضحية بالحداثة مقابل مزيد من الدقة. ولهذا السبب، يقدم المكتب الأمريكي لإحصاءات العمل ــ على أساس رجعي ــ المؤشر الممتاز الذي يستخدم بيانات الأوزان الترجيحية في الفترة الحالية وفترة الأساس بأسلوب متماثل. ويعتبر ذلك تطورا معقولا تماما وإقرارا بأن المستخدمين المختلفين لديهم حاجات مختلفة. والمثال الثاني الذي قد يُجمع فيه أكثر من مؤشر واحد يتعلق بالمساكن التي يسكنها مالكوها. وهناك أمثلة جيدة لثلاث معاملات مختلفة هي: منهج الاحتياز، ومنهج مكافئ الإيجار ومنهج تكلفة الاستخدام.

ومع ذلك، قد تعطي هذه المناهج الثلاثة نتائج رقمية مختلفة تماما في الأجل القصير. وعلى الوكالة الإحصائية اختيار أحد هذه المناهج، لكن لأن المناهج الثلاثة تستحق الدعم، فقد يمكن اتاحة المؤشرات التي تستخدم المنهجين الآخرين كسلاسل تحليلية للمستخدمين المهتمين بها. والمثال الثالث الذي يكون فيه جمع أكثر من مؤشر واحد مفيدا يحدث عندما ــ وبسبب السلع الموسمية ــ لا يكون المؤشر من شهر إلى آخر قائما على نفس مجموعة المنتجات كالمؤشر الذي يقارن الشهر بالشهر نفسه في العام السابق.

ويتناول هذا الدليل أنواع الشواغل المذكورة آنفا. والمناقشات الصريحة لهذه الأمور ينبغي أن تثير اهتمام الاقتصاديين و خبراء الإحصاءات المتخصصين في الجامعات والمصالح الحكومية والبنوك المركزية وغيرها لتناول مشكلات القياس هذه وتقديم حلول جديدة يمكن أن تستخدمها الوكالات الإحصائية. وينبغي أن يؤدي الوعي العام بهذه المجالات أيضا إلى زيادة الوعي بالحاجة إلى تخصيص موارد إضافية للوكالات الإحصائية حتى يمكن تطوير القياس الاقتصادي.

المؤشرات المنسقة لأسعار المستهلكين

كان تحقيق التقارب في معدلات التضخم في الدول الأعضاء في الاتحاد الأوروبي شرطا مهما لتكوين الاتحاد النقدي عام ١٩٩٩. وقد استلزم ذلك وجود مقياس للتضخم محسوب بدقة ومنهجية متفق عليها لضمان إمكانية مقارنة مؤشرات الأسعار فيما بين البلدان المختلفة. لذلك، تم إجراء مراجعة تفصيلية ومنهجية لكافة جوانب إعداد مؤشرات أسعار المستهلكين خلال التسعينات من جانب كافة المكاتب الإحصائية القومية في الدول الأعضاء في الاتحاد الأوروبي بالتعاون مع اليوروستات، المكتب الإحصائي للاتحاد الأوروبي. وقد توجت هذه الجهود بوضع معيار جديد للدول التسع والعشرين الأعضاء والدول المرشحة لعضوية الاتحاد الأوروبي، وأدت إلى وضع المؤشرات المنسقة لأسعار المستهلكين في الاتحاد الأوروبي The EU's Harmonized Indices of Consumer Prices (HICPs). ويحتوي المرفق الأول في هذا الدليل على ملخص لمنهجية المؤشرات المنسقة لأسعار المستهلكين.

وقد استمر العمل في المؤشرات المنسقة لأسعار المستهلكين بالتزامن مع عمل الفريق العامل المشترك بين الأمانات المعني بإحصاءات الأسعار الذي شارك خبراؤه أيضا في العمل في المؤشرات المنسقة لأسعار المستهلكين وفي عملية التنقيح الحالية لهذا الدليل. ورغم أن المنهجية الموضوعة في هذا الدليل تشترك في جوانب كثيرة مع تلك المعتمدة للمؤشرات المنسقة لأسعار المستهلكين، هناك أيضا اختلافات. فقد وُضعت المؤشرات المنسقة لأسعار المستهلكين بغرض محدد جدا ، بينما يراد بالمنهجية الموضوعة في هذا الدليل أن تكون مرنة ومتعددة الأغراض وقابلة للتطبيق في كافة البلدان، أيا كانت أحوالها الاقتصادية ومستويات التنمية فيها. ويقدم

الدليل أيضا تفاصيل ومعلومات وشرح وتفسير لمنهجية مؤشرات أسعار المستهلكين والنظرية الاقتصادية والإحصائية المرتبطة بها أكثر بكثير مما يقدمه لمعايير المؤشرات المنسقة لأسعار المستهلكين.

تنظيم عملية تنقيح الدليل

شارك في تنقيح هذا الدليل المنظمات الدولية الستة الوارد ذكرها في بداية هذا التقديم ــ والمعنية بكل من قياس التضخم والسياسات الموضوعة للسيطرة عليه. وقد قدمت هذه المنظمات ــ وتواصل تقديم ــ المساعدة الفنية بشأن مؤشرات أسعار المستهلكين للبلدان على مختلف مستويات التنمية، بما فيها البلدان المتحولة من الاقتصاد المركزي إلى اقتصاد السوق. كما تعاونت هذه المنظمات في تنقيح هذا الدليل، حيث كونت لهذا الغرض الفريق العامل المشترك بين الأمانات المعني بإحصاءات الأسعار. وكان دور هذا الفريق هو تنظيم عملية التنقيح وإدارتها أكثر من العمل كفريق للخبراء.

وتمثلت مسؤوليات هذا الفريق فيما يلي:

- تعيين مختلف الخبراء في مؤشرات الأسعار الذين شاركوا في عملية التنقيح، إما كأعضاء في مجموعة الخبراء الفنية المعنية بمؤشر أسعار المستهلكين (TEG/CPI) التي تقدم المشورة الفنية بشأن محتوى الدليل، أو كمؤلفين للفصول المختلفة؛
- تقديم الموارد المالية وغيرها من الموارد المطلوبة؛
- اتخاذ الترتيبات اللازمة لعقد اجتماعات مجموعة الخبراء الفنية المعنية بمؤشر أسعار المستهلكين، وإعداد جداول الأعمال، وكتابة تقارير الاجتماعات؛
- اتخاذ الترتيبات اللازمة لإصدار الدليل ونشره.

وقد كان أعضاء الفريق العامل المشترك بين الأمانات المعني بإحصاءات الأسعار أعضاء أيضا في مجموعة الخبراء الفنية المعنية بمؤشر أسعار المستهلكين. ومن المهم ملاحظة أن الخبراء المشاركين في مجموعة الخبراء الفنية المعنية بمؤشر الأسعار تمت دعوتهم بصفتهم الشخصية كخبراء وليس كممثلين، أو مفوضين، عن الوكالات الإحصائية القومية أو غيرها من الوكالات التي قد يكونون عاملين فيها. وقد تمكن المشاركون من الإدلاء بآرائهم كخبراء دون أي التزام على المكاتب التي وفدوا منها بأي شكل من الأشكال.

وقد استغرقت عملية تنقيح الدليل خمس سنوات وتضمنت أنشطة متعددة:

- وضع مخطط الدليل وتعيين خبراء لصياغة مختلف الفصول؛
- مراجعة مسودة الفصول من جانب أعضاء مجموعة الخبراء الفنية المعنية بمؤشر أسعار المستهلكين والفريق العامل المشترك بين الأمانات المعني بإحصاءات الأسعار وغيرهم من الخبراء؛

- نشر مسودة الفصول على موقع خاص على شبكة الإنترنت للتعليق من جانب الأفراد المهتمين والمنظمات المعنية؛
- مناقشات مجموعة صغيرة من الخبراء من الوكالات الإحصائية والجامعات حول وضع الصيغة النهائية لكافة الفصول؛
- تحرير النسخة النهائية من الدليل.

العلاقة بين هذا الدليل ودليل مؤشر أسعار المنتجين

أحد القرارات الأولى التي اتخذها الفريق العامل المشترك بين الأمانات المعني بإحصاءات الأسعار كان ضرورة إصدار دليل دولي حول مؤشرات أسعار المنتجين (PPIs) بالتزامن مع هذا الدليل. ورغم وجود معايير دولية لمؤشرات أسعار المستهلكين منذ أكثر من ٧٠ سنة، فإن الدليل الدولي الأول حول مؤشرات أسعار المنتجين لم يكن قد صدر حتى عام ١٩٧٩ (راجع دراسة United Nations, 1979). ورغم أهمية مؤشرات أسعار المنتجين في قياس وتحليل التضخم، فقد أُهملت نسبيا الطرق المستخدمة في إعدادها على المستويين القومي والدولي.

ولذلك، فقد تم وضع دليل جديد *لمؤشرات أسعار المنتجين* وكتابته بالتزامن مع هذا الدليل (بالتعاون بين مكتب العمل الدولي وصندوق النقد الدولي ومنظمة التعاون والتنمية في الميدان الاقتصادي والمكتب الإحصائي للاتحاد الأوروبي (يوروستات) واللجنة الاقتصادية لأوروبا التابعة للأمم المتحدة والبنك الدولي، وسيصدر قريبا). وقام الفريق العامل المشترك بين الأمانات بتكوين مجموعة الخبراء الفنية الثانية المعنية بمؤشر أسعار المنتجين التي كان أعضاؤها أعضاء في مجموعة الخبراء الفنية المعنية بمؤشر أسعار المستهلكين. وقد عملت المجموعتان من خلال الاتصال الوثيق فيما بينهما. وهناك الكثير من الجوانب المشتركة بين منهجيتي مؤشرات أسعار المنتجين ومؤشرات أسعار المستهلكين. فكلتاهما تقوم أساسا على نفس النظرية الاقتصادية والإحصائية، باستثناء أن مؤشر أسعار المستهلكين يستند إلى النظرية الاقتصادية للسلوك الاستهلاكي، بينما يستند مؤشر أسعار المنتجين إلى النظرية الاقتصادية للإنتاج. غير أن النظريتين الاقتصاديتين متماثلتان وتؤديان إلى نفس النتائج فيما يتعلق بإعداد الرقم القياسي. والدليلان فيهما نفس المحتويات ويتسقان مع بعضهما البعض تماما من الناحية المفاهيمية ويتضمنان نصوصا مشتركة عند الاقتضاء.

وقد شارك أيضا معظم أعضاء مجموعتي الخبراء الفنيتين المعنيتين بمؤشر أسعار المستهلكين ومؤشر أسعار المنتجين كأعضاء عاملين في فريق أوتاوا. واستند الدليلان إلى محتويات ونتائج كافة الأوراق البحثية العديدة التي تم تقديمها في اجتماعات الفريق.

شكر وعرفان

تود منظمات الفريق العامل المشترك بين الأمانات المعني بإحصاءات الأسعار أن تشكر كافة الذين شـــاركوا فـــي صياغة الدليل وإصداره. وتخص بالشكر السيد/ بيتر هيل، المحرر، والسيد/ والتر إروين ديورت، اللَّـــذان ســـاهما مساهمة كبيرة في اعداد الفصول النظرية، والسيد/ برت بالك، الذي قام بتقييم كافة الفصول النظرية. وقد أدت هذه الجهود إلى تحسين جودة الدليل بدرجة كبيرة.

وفيما يلي أسماء مؤلفي الفصول:

التقديم: بيتر هيل، وبول آرمكِنخْت، ووالتر إروين ديورت

دليل القارئ: بيتر هيل

١ *مقدمة في منهجية مؤشر أسعار المستهلكين:* بيتر هيل

٢ *استخدامات مؤشرات أسعار المستهلكين:* بيتر هيل

٣ *مفاهيم مؤشر الأسعار ونطاقه:* بيتر هيل، وفينيلا مايتلاند ــ سميث

٤ *الأوزان الترجيحية للنفقات ومصادرها:* فالنتينا ستوفسكا، وكارستن بولدسن

٥ *المعاينة:* يورجن دالن، وأ. سيلفستر يونغ، وبرت بالك

٦ *جمع الأسعار:* ديفيد فنويك

٧ *التعديل مقابل التغير في النوعية:* ميك سيلفر

٨ *إحلال البنود وفراغ العينة والمنتجات الجديدة:* ميك سيلفر

٩ *حساب مؤشرات أسعار المستهلكين من الناحية العملية:* كارستن بولدسن، وبيتر هيل

١٠ *بعض الحالات الخاصة:* كيث وولفورد، وديفيد فنويك، ومشاركون من عدة مكاتب إحصائية

١١ *الأخطاء والتحيز:* جون غرينليس، وبرت بالك

١٢ *التنظيم والإدارة:* ديفيد فنويك

١٣ *الإصدار والنشر والعلاقات مع المستخدمين:* توم غريفن

١٤ *نظام إحصاءات الأسعار:* كيمبرلي زيشانغ

١٥ *نظرية الرقم القياسي الأساسية:* والتر إروين ديورت

١٦ *المناهج البديهية والتصادفية لنظرية الرقم القياسي:* والتر إروين ديورت

١٧ *المنهج الاقتصادي لنظرية الرقم القياسي: حالة الأسرة المعيشية الواحدة:* والتر إروين ديورت

١٨ *المنهج الاقتصادي لنظرية الرقم القياسي: حالة الأسر المعيشية المتعددة:* والتر إروين ديورت

١٩ *مؤشرات الأسعار المحسوبة باستخدام مجموعة بيانات اصطناعية*: والتر إروين ديورت
٢٠ *المؤشرات الأولية*: والتر إروين ديورت
٢١ *التغير في النوعية والمنهج الهيدوني:* ميك سيلفر
٢٢ *التعامل مع المنتجات الموسمية*: والتر إروين ديورت
٢٣ *السلع المعمرة وتكاليف الاستخدام*: والتر إروين ديورت
معجم المصطلحات الرئيسية ومرفق المعجم: بيتر هيل، وبرت بالك

المرفقات

١ *المؤشرات المنسقة لأسعار المستهلكين (الاتحاد الأوروبي)*: ألكسندر مكارونيدس، وكيث هايس
٢ *تصنيف الاستهلاك الفردي حسب الغرض (COICOP) ــ مقتطفات:* الأمم المتحدة
٣ *قرار بشأن مؤشرات أسعار المستهلكين معتمد من المؤتمر الدولي السابع عشر لخبراء إحصاءات العمل*، ٢٠٠٣ : منظمة العمل الدولية
٤ *المقارنات المكانية لأسعار المستهلكين وتعادلات القوى الشرائية وبرنامج المقارنات الدولية*: براسادا راو

وفيما يلي المؤسسات التي ينتسب إليها المؤلفون:

برت بالك	المكتب الإحصائي الهولندي
كارستن بولدسن	المكتب الإحصائي الدانمركي
يورجن دالن	خبير
والتر إروين ديورت	جامعة كولومبيا البريطانية، كندا
ديفيد فنويك	مكتب المملكة المتحدة للإحصاءات القومية (ONS)
جون غرينليس	المكتب الأمريكي لإحصاءات العمل (BLS)
توم غريفن	خبير
كيث هايس	يوروستات
بيتر هيل	خبير، ومحرر الدليل
فينيلا مايتلاند ــ سميث	منظمة التعاون والتنمية في الميدان الاقتصادي
ألكسندر مكارونيدس	يوروستات
براسادا راو	جامعة كوينزلاند، أستراليا
ميك سيلفر	جامعة كارديف، المملكة المتحدة
فالنتينا ستوفسكا	منظمة العمل الدولية
كيث وولفورد	المكتب الإحصائي الأسترالي

سيلفستر يونغ	منظمة العمل الدولية
كيمبرلي زيشانغ	صندوق النقد الدولي

وقد استفاد الدليل أيضا من المساهمات القيمة التي قدمها العديد من الخبراء الآخرين، ومنهم: مارتن بون (المكتب الإحصائي الهولندي)، وهيبر كاميلو، وإرنستينا بيريز (اللجنة الاقتصادية لأمريكا اللاتينية ومنطقة الكاريبي، ودينيس فيكسلر (مكتب التحليل الاقتصادي الأمريكي)، وليندرت هوفن (المكتب الإحصائي الهولندي) وميشال موبيلو ــ كاتولا (بنك التنمية الإفريقي)، وكارل أوبست (منظمة التعاون والتنمية في الميدان الاقتصادي سابقا)، وبوشايب تيك (قطاع التوقعات الاقتصادية والتخطيط ــ المغرب)، ورالف ترفي (خبير). كما أعطى السادة الآتي ذكرهم أيضا المشورة والتعليقات المفيدة: المكتب الإحصائي النمساوي، المكتب الإحصائي السنغافوري، والمكتب الأمريكي لإحصاءات العمل، ومايكل آندرسن (المكتب الإحصائي الأسترالي)، وروب إدواردز (المكتب الإحصائي الأسترالي)، وآيفيند هوفمان (منظمة العمل الدولية)، وروبرتو فيلاروبي (مدرسة باري في سيلفر سبرينغ بولاية ميريلاند)، ومشاركون في الحلقة التطبيقية حول مؤشرات أسعار المستهلكين، سنغافورة، يونيو 2001، وأعضاء فريق أوتاوا.

وقد قام الفريق العامل المشترك بين الأمانات المعني بإحصاءات الأسعار بتكوين مجموعة الخبراء الفنية المعنية بمؤشر أسعار المستهلكين بغرض تنقيح الدليل. كما كان أعضاء الفريق العامل المشترك بين الأمانات المعني بإحصاءات الأسعار أعضاء أيضا في مجموعة الخبراء الفنية المعنية بمؤشر أسعار المستهلكين، وفيما يلي أسماؤهم:

ديفيد فينويك	رئيس مجموعة الخبراء الفنية المعنية بمؤشر أسعار المستهلكين، مكتب الإحصاءات القومية، المملكة المتحدة
وبول آرمكِنخْت	رئيس مجموعة الخبراء الفنية المعنية بمؤشر أسعار المنتجين، صندوق النقد الدولي
جون أستين*	يوروستات
برت بالك	المكتب الإحصائي الهولندي
والتر إروين ديورت	جامعة كولومبيا البريطانية، كندا
يويل فينكل	المكتب الإحصائي المركزي الإسرائيلي
كارستن بولدسن	المكتب الإحصائي الدانمركي
جون غرينليس	المكتب الأمريكي لإحصاءات العمل
بول هاشكا	المكتب الإحصائي النمساوي
بيتر هيل	محرر

جان ــ كلود رومان*	يوروستات
بودان شولتز*	المكتب الإحصائي الكندي
ميك سيلفر	جامعة كارديف، المملكة المتحدة
كيمبرلي زيشانغ	صندوق النقد الدولي

وقامت كل من اللجنة الاقتصادية لأوروبا التابعة للأمم المتحدة (يون كارلسون، ليديا براتانوفا*، ميودراغ بيسوت*، تيهوميرا ديموفا*) ومكتب العمل الدولي (فالنتينا ستوفسكا) بدور أمانة مجموعة الخبراء الفنية المعنية بمؤشر أسعار المستهلكين.

وقد اجتمعت مجموعة الخبراء الفنية المعنية بمؤشر أسعار المستهلكين سبع مرات: ١١-١٢ فبراير ١٩٩٩ (جنيف)، ٢ نوفمبر ١٩٩٩ (جنيف) و ٥-٦ فبراير ٢٠٠١ (واشنطن العاصمة)، ٢٥-٢٦ يونيو ٢٠٠١ (جنيف)، ٣١ أكتوبر ٢٠٠١ (جنيف)، ١٩-٢١ مارس ٢٠٠٢ (لندن)، ١٤-١٥ أكتوبر ٢٠٠٢ (لندن).

وقد اجتمع الفريق العامل المشترك بين الأمانات المعني بإحصاءات الأسعار خمس مرات بشكل رسمي في التواريخ الآتية: ٢٤ سبتمبر ١٩٩٨ (باريس)، ١١ فبراير ١٩٩٩ (جنيف)، ٢ نوفمبر ١٩٩٩ (جنيف)، ٢١-٢٢ مارس ٢٠٠٢ (لندن)، ٥ ديسمبر ٢٠٠٣ (جنيف). كما انعقدت أيضا عدة اجتماعات غير رسمية.

وقد قام مكتب العمل الدولي بدور أمانة مجموعة الخبراء الفنية وتولى أ. سيلفستر يونغ رئاسة الفريق العامل المشترك بين الأمانات. وأثناء تنقيح الدليل، شارك في اجتماعات الفريق العامل المشترك بين الأمانات كل من محرر دليل مؤشر أسعار المستهلكين (بيتر هيل)، ورئيس مجموعة الخبراء الفنية المعنية بمؤشر أسعار المستهلكين (ديفيد فينويك)، ومحرر دليل مؤشر أسعار المنتجين ورئيس مجموعة الخبراء الفنية المعنية بمؤشر أسعار المنتجين (بول آرمكِنخْت).

وتولت فالنتينا ستوفسكا التي تعمل في المكتب الإحصائي التابع لمنظمة العمل الدولية مهمة تنسيق المطبوعة النهائية للنسخة الإنجليزية من هذا الدليل، بمشاركة المنظمات الأعضاء في الفريق العامل المشترك بين الأمانات المعني بإحصاءات الأسعار. وقدم مكتب المطبوعات التابع لمنظمة العمل الدولية خدمات شاملة في مجال التحرير والدعم لعملية الإصدار. ونود أيضا أن نوجه الشكر لكل من أنجيلا هادن وبربرا كامبانيني على ما قامتا به من تحرير دقيق للمسودة النهائية.

* لم يعمل هؤلاء الأعضاء سوى جزء من الفترة.

دليل القارئ

كان الهدف من الأدلة الدولية في مجال الإحصاءات الاقتصادية عادة تقديم إرشاد بشأن المفاهيم والتعريفات والتصنيفات ونطاق التغطية والتقييم وتسجيل البيانات وإجراءات التجميع والصيغ وغيرها. وكان الهدف الأساسي منها مساعدة معدِّي الإحصاءات ذات الصلة في فرادى البلدان. ولهذا الدليل نفس هذا الهدف الأساسي.

ويستهدف الدليل أيضا استفادة مستخدمي مؤشرات أسعار المستهلكين (CPIs)، كالحكومات والاقتصاديين الأكاديميين والخبراء الماليين والمستخدمين الآخرين ذوي الخبرة. ويعد مؤشر أسعار المستهلكين إحصاءة رئيسية لأغراض السياسات. وهو يحظى بقدر كبير من الاهتمام من جانب وسائل الإعلام والحكومات والجمهور بوجه عام في معظم البلدان. ورغم البساطة الظاهرية لمفهوم مؤشر أسعار المستهلكين، فإنه مفهوم معقد يعتمد على عدد كبير من النظريات الاقتصادية والإحصائية ويستلزم مهارة التعامل مع البيانات المعقدة. لذلك، يستهدف هذا الدليل أيضا تحقيق درجة أكبر من الفهم لخصائص مؤشرات أسعار المستهلكين.

وبوجه عام، يجب أن يكون لدى معدِّي الإحصاءات الاقتصادية ومستخدميها تصور واضح لما يُفترض أن تقيسه الإحصاءات مبدئيا. فالقياس بدون نظرية غير مقبول في علم الاقتصاد، كما هو الحال في العلوم الأخرى. لذلك، يحتوي الدليل على مسح دقيق وشامل وحديث للنظرية الاقتصادية والإحصائية ذات الصلة. وهذا يجعل الدليل دليلا قائما بذاته تماما حول قياس مؤشرات أسعار المستهلكين سواء من حيث النظرية أو التطبيق.

وحجم الدليل الناتج كبير. ونظرا لأن القراء قد يكون لديهم اهتمامات وأولويات مختلفة، لا يمكن وضع تسلسل للفصول يلائم الجميع. وفي واقع الأمر، نظرا لأن الهدف من هذا الدليل هو أن يكون بمثابة مصدر مرجعي، فهو لن يُقرأ بالكامل حتما، لأن العديد من القراء قد لا يهتمون سوى بمجموعة مختارة من الفصول. والغرض من دليل القارئ هو تقديم خريطة لمحتويات الدليل تساعد القراء ذوي الاهتمامات والأولويات المختلفة.

نظرة عامة على تسلسل الفصول

الفصل الأول يمثل مقدمة عامة عن منهجية مؤشر أسعار المستهلكين ويستهدف كافة القراء. وهو يقدم المعلومات الأساسية المطلوبة لفهم الفصول التالية، ويلخص نظرية الرقم القياسي حسبما ترد بالتفصيل في الفصول من الخامس عشر إلى الثالث والعشرين، ويحدد الخطوات الرئيسية التي ينطوي عليها الإعداد الفعلي لمؤشر أسعار المستهلكين مستندا إلى المعلومات الواردة في الفصول من الثالث إلى التاسع. ولا يقدم هذا الفصل ملخصا للدليل ككل، لأنه لا يغطي بعض الموضوعات المحددة والحالات الخاصة التي ليس لها أهمية عامة.

والفصل الثاني يشرح كيفية تطور إعداد مؤشرات أسعار المستهلكين استجابة للطلب عليها وكيفية تأثير استخدامات هذه المؤشرات على اختيار المنهجية المستخدمة. أما الفصل الثالث فيتناول عددا من المفاهيم والمبادئ

والتصنيفات الأساسية إلى جانب نطاق المؤشر أو نطاق تغطيته. ويمكن أن يختلف نطاق مؤشر أسعار المستهلكين اختلافا كبيرا من بلد إلى آخر.

والفصول من الرابع إلى التاسع تشكل سلسلة مترابطة تصف الخطوات المتعددة لإعداد مؤشر أسعار المستهلكين بدءا من جمع بيانات الأسعار ومعالجتها حتى حساب المؤشر النهائي. فالفصل الرابع يتناول كيفية اشتقاق الأوزان الترجيحية للنفقات التي تُعطى لتغيرات أسعار السلع والخدمات المختلفة. وتقوم هذه الأوزان الترجيحية عادة على أساس مسوح إنفاق الأسر المعيشية التي تكملها بيانات من مصادر أخرى.

والفصل الخامس يتناول قضايا المعاينة. فمؤشر أسعار المستهلكين هو أساسا قيمة مقدرة تقوم على أساس عينة أسعار. كما يبحث هذا الفصل تصميم العينة ومزايا وعيوب العينة العشوائية مقارنة بالعينة العمدية. أما الفصل السادس فيخصَّص للإجراءات المستخدمة بالفعل في جمع الأسعار من مجموعة مختارة من متاجر التجزئة أو الموردين الآخرين. ويتناول موضوعات مثل تصميم الاستبيانات ووصف البنود المختارة واستخدام البيانات المستخلصة من الماسحات الضوئية واستخدام أجهزة الكمبيوتر اليدوية.

والفصل السابع يتناول القضية الشائكة المتعلقة بكيفية تعديل الأسعار مقابل التغيرات التي تحدث بمرور الوقت في نوعية السلع أو الخدمات المختارة. وتعتبر التغيرات في القيمة الناتجة عن التغيرات في النوعية بمثابة تغيرات في الكمية وليس السعر. ويتسبب تحليل الآثار المترتبة على تغير النوعية في مشكلات نظرية وعملية خطيرة لمعدِّي المؤشرات. أما الفصل الثامن فيغطي المسألة وثيقة الصلة المتعلقة بكيفية التعامل مع السلع أو الخدمات الجديدة التي لم يسبق شراؤها ولا توجد لها أسعار في الفترات السابقة.

والفصل التاسع يقوم بتجميع المعلومات الواردة في الفصول الخمسة السابقة ويعطي موجزا تفصيليا للمراحل المختلفة لحساب مؤشر أسعار المستهلكين. كما يعطي وصفا لمؤشرات الأسعار الأولية المحسوبة من الأسعار التي تُجمَع بالنسبة لفئات صغيرة من المنتجات، ثم وصفا لحساب متوسط المؤشرات الأولية للحصول على مؤشرات على مستويات أعلى من التجميع حتى المؤشر الكلي لأسعار المستهلكين نفسه.

والفصل العاشر يتناول عدد من الحالات التي تتطلب معاملة خاصة: مثل السلع والخدمات التي لا تحدَّد أسعارها على نحو منفصل، لأنها تكون جزءا من معاملات مركبة تغطي أكثر من بند. كما يبحث أيضا حالة المساكن التي يسكنها مالكوها. ويبحث الفصل الحادي عشر الأخطاء والتحيزات التي قد تتعرض لها مؤشرات أسعار المستهلكين.

والفصل الثاني عشر يتناول قضايا التنظيم والإدارة. وتعد عملية إجراء مسوح الأسعار ومعالجة النتائج عملية ضخمة تستلزم الدقة في التخطيط والتنظيم والكفاءة في الإدارة. أما الفصل الثالث عشر فيتناول إصدار أو نشر النتائج.

والفصل الرابع عشر يمثل انقطاعا في سلسلة الفصول، حيث لا يتناول إعداد مؤشر أسعار المستهلكين. والهدف من هذا الفصل مختلف، وهو بحث وضعية مؤشر أسعار المستهلكين في النظام العام لإحصاءات الأسعار. ومؤشر أسعار المستهلكين ينبغي ألا يُعامل كإحصاءة مستقلة ومنفصلة. فتدفق السلع والخدمات الاستهلاكية الذي

يرتبط به المؤشر ليس إلا واحدا من مجموعة تدفقات مترابطة داخل النظام الاقتصادي ككل. وتحليل التضخم يستلزم أكثر من مؤشر واحد، وهو أساسي لمعرفة كيفية ارتباط مؤشر أسعار المستهلكين بمؤشر أسعار المنتجين وبغيره من مؤشرات الأسعار، كمؤشرات أسعار الصادرات والواردات. كما أن عرض واستخدام مصفوفة نظام الحسابات القومية يمثل الإطار المفاهيمي الملائم الذي يمكن من خلاله بحث هذه العلاقات المتبادلة.

وتحتوي الفصول من الخامس عشر إلى الثامن عشر على شرح منهجي وتفصيلي لنظرية الرقم القياسي والنظرية الاقتصادية التي تقوم عليها مؤشرات أسعار المستهلكين. وتبحث هذه الفصول خمسة مناهج مختلفة لنظرية الرقم القياسي تغطي فيما بينها كافة جوانب هذه النظرية. كما تحتوي هذه الفصول مجتمعة على مسح شامل وحديث لنظرية الرقم القياسي، بما في ذلك التطورات المنهجية الحديثة التي وردت في المجلات الأكاديمية ووقائع المؤتمرات.

فالفصل الخامس عشر يمثل مقدمة لنظرية الرقم القياسي التي تركز على تحليل التغيرات في القيمة إلى مكوناتها السعرية والنوعية. ويبحث الفصل السادس عشر المناهج البديهية والتصادفية لمؤشرات أسعار المستهلكين. ويحدد المنهج البديهي ــ أو الاختباري ــ عددا من الخصائص التي يُستصوب وجودها في الأرقام القياسية ويختبر صيغا محددة لمعرفة مدى توفر هذه الخصائص فيها.

أما الفصل السابع عشر، فيشرح المنهج الاقتصادي الذي يقوم على النظرية الاقتصادية لسلوك المستهلك. ووفقا لهذا المنهج، يُعرف مؤشر أسعار المستهلكين بأنه مؤشر تكلفة المعيشة (COLI). ورغم أن مؤشرات تكلفة المعيشة لا يمكن حسابها مباشرة، توجد فئة معينة من الأرقام القياسية ــ تعرف باسم المؤشرات الممتازة ــ يمكن توقع أن تكون قيمها مقاربة لمؤشرات تكلفة المعيشة من الناحية العملية. وقد توصل عدد متزايد من الاقتصاديين والمستخدمين الآخرين، مبدئيا، إلى أن المؤشر المفضل والمثالي لأغراض مؤشر أسعار المستهلكين ينبغي أن يكون مؤشر ممتاز، كمؤشر فيشر. ويعزز ذلك أن مؤشر فيشر يبرز أيضا كمؤشر مستصوب جدا على أسس بديهية.

والفصل الثامن عشر يتناول قضايا التجميع. أما الفصل التاسع عشر فيستخدم مجموعة منشأة من البيانات لإيضاح النتائج الرقمية لاستخدام صيغ مختلفة للأرقام القياسية. وهو يبين بوجه عام ــ أن اختيار صيغة الرقم القياسي يمكن أن يُحدث اختلافا كبيرا، لكن المؤشرات الممتازة المختلفة تكون جميعها مقاربة لبعضها البعض غالبا.

والفصل العشرون يتناول التساؤل المهم عن أنسب شكل من الناحية النظرية يمكن حسابه للمؤشر الأوَّلي للأسعار في أولى مراحل إعداد مؤشر أسعار المستهلكين في حالة عدم توفر معلومات عن الكميات أو النفقات. وقد ظل هذا الموضوع مهمل نسبيا حتى عهد قريب، رغم أن اختيار صيغة المؤشر الأوَّلي يمكن أن يؤثر تأثيرا كبيرا على المؤشر الكلي لأسعار المستهلكين. وتعد المؤشرات الأولية هي الركائز الأساسية التي تقوم عليها مؤشرات أسعار المستهلكين.

والفصول من الحادي والعشرين إلى الثالث والعشرين تتناول قضايا شائكة. فالفصل الحادي والعشرون يناقش التعديل مقابل التغير في النوعية ــ بما في ذلك المنهج الهيدوني ــ من الناحية النظرية، بينما يبحث الفصل الثاني والعشرون معاملة المنتجات الموسمية. وأخيرا يتناول الفصل الثالث والعشرون معاملة السلع المعمرة. وهناك اختلاف بين الحسابات القومية ومؤشرات أسعار المستهلكين ناشئ من معاملة المساكن التي يسكنها مالكوها كأصول، بينما لا تعامل السلع الاستهلاكية المعمرة كذلك. ولا يسهل التوفيق بين هاتين المعاملتين من الناحية المفاهيمية، والفصل الثالث والعشرون يبحث القضايا النظرية ذات الصلة.

ويُختتم الدليل بمعجم للمصطلحات، وقائمة بالمراجع، وأربعة ملاحق عن الموضوعات التالية:

- المؤشرات المنسقة لأسعار المستهلكين في الاتحاد الأوروبي؛
- تصنيف الاستهلاك الفردي حسب الغرض، وهو تصنيف لإنفاق الأسر المعيشية؛
- القرار الخاص بمؤشرات أسعار المستهلكين الذي اعتمده المؤتمر الدولي السابع عشر لخبراء إحصاءات العمل، ٢٠٠٣؛
- المقارنات المكانية لأسعار المستهلكين باستخدام تعادلات القوى الشرائية وبرنامج المقارنات الدولية.

خطط قراءة مقترحة

قد يكون للقراء المختلفون حاجات وأولويات مختلفة. فالقراء المهتمون أساسا بإعداد مؤشرات أسعار المستهلكين قد لا يرغبون في متابعة كافة النقاط التفصيلية للنظرية الاقتصادية والإحصائية الأساسية. وعلى العكس من ذلك، القراء الأكثر اهتماما باستخدام مؤشرات أسعار المستهلكين في الأغراض التحليلية أو أغراض السياسات قد لا يهتمون بالقراءة عن النقاط الفنية لإجراء مسوح الأسعار وإدارتها.

لن يرغب كل القراء في قراءة الدليل بأكمله، لكن كل القراء ــ أيا كانت أفضلياتهم ــ سيستفيدون من قراءة الفصول الثلاثة الأولى. فالفصل الأول يحتوي على مقدمة عامة عن الموضوع بأكمله تعطي نظرة عامة على مؤشر أسعار المستهلكين من حيث النظرية والتطبيق وفقا لما يرد في الدليل. وهو يغطي المعلومات الأساسية المطلوبة لفهم الفصول التالية. والفصل الثاني يشرح أسباب حساب مؤشرات أسعار المستهلكين ومجالات استخدامها. أما الفصل الثالث فيبحث عددا من المفاهيم الأساسية إلى جانب نطاق مؤشر أسعار المستهلكين.

خطة قراءة لمعدِّي مؤشرات أسعار المستهلكين

تستهدف الفصول من الرابع إلى الثالث عشر معدِّي المؤشرات بالدرجة الأولى. فهي تتبع تسلسلا منطقيا يطابق تقريبا مراحل الإعداد الفعلي المختلفة لمؤشر أسعار المستهلكين: بدءا باشتقاق الأوزان الترجيحية للنفقات وجمع بيانات الأسعار، وانتهاء بإصدار المؤشر النهائي.

والفصل الرابع عشر يستهدف بنفس الدرجة من الأهمية معدِّي ومستخدمي مؤشرات أسعار المستهلكين. وهو يرتب مؤشرات أسعار المستهلكين حسب أهميتها ضمن النظام الكلي لمؤشرات الأسعار.

والفصول الباقية من الخامس عشر إلى الثالث والعشرين هي فصول نظرية أساسا. وقد يرى معدُّو المؤشرات أنه من المهم متابعة موضوعات نظرية معينة بمزيد من التعمق، وفي هذه الحالة يمكنهم الحصول مباشرة على المعلومات ذات الصلة. ومن المستصوب أن يكون معدُّو المؤشرات على علم على الأقل بنظرية الرقم القياسي الأساسية الواردة في الفصل الخامس عشر وبالمثال الرقمي الوارد في الفصل التاسع عشر. والمعلومات الواردة في الفصل العشرين عن مؤشرات الأسعار الأولية تمثل أيضا أهمية خاصة لمعدِّي المؤشرات.

خطة قراءة للمستخدمين

رغم أن كل القراء سيستفيدون من الفصول من الأول إلى الثالث، فإن الفصول العشرة التالية تُصمم أساسا لمعدِّي المؤشرات. ومع ذلك، فالموضوعان اللذان أثارا قدرا كبيرا من الاهتمام بين العديد من المستخدمين هما معاملة التغير في النوعية والمنتجات الجديدة. ويناقَش هذان الموضوعان بقدر من الإسهاب في الفصلين السابع والثامن. وقد يرى المستخدمون أيضا أن الفصل التاسع له فائدة خاصة نظرا لاحتوائه على وصف دقيق لمراحل الإعداد المختلفة لمؤشر أسعار المستهلكين.

وللفصلين الحادي عشر عن الأخطاء والتحيز والرابع عشر عن نظام إحصاءات الأسعار أيضا نفس القدر من الأهمية بالنسبة لمستخدمي المؤشرات ومعدِّيها.

ومن المحتمل أن تكون للفصول من الخامس عشر إلى الثالث والعشرين عن النظرية الاقتصادية والإحصائية الأساسية أهميتها للعديد من المستخدمين، لا سيما الاقتصاديين المتخصصين ودارسي الاقتصاد.

المراجع

في الماضي لم تحتو الأدلة الدولية حول الإحصاءات الاقتصادية عادة على مراجع للمؤلفات المرتبطة بها. ولم تعتبر الإشارة للمراجع مفيدة عندما كانت المؤلفات مقصورة أساسا على المجلدات المطبوعة، بما في ذلك المجلات الأكاديمية أو وقائع المؤتمرات، الموجودة فقط في الجامعات أو المكتبات الكبرى. وقد كان مستبعدا أن يطَّلع معدُّو المؤشرات الذين يعملون في العديد من المكاتب الإحصائية بسهولة على هذه المؤلفات. وقد تغير هذا الوضع تماما بفضل الإنترنت والشبكة الإلكترونية اللذان ييسران الاطلاع على كل هذه المؤلفات. وبناء على ذلك، قام هذا الدليل بمخالفة التقليد السابق باحتوائه على قائمة شاملة بالمراجع الخاصة بالكم الكبير من المؤلفات الموجودة عن الرقم القياسي من حيث النظرية والتطبيق.

الفصل الأول

مقدمة في منهجية مؤشر أسعار المستهلكين

١-١ مؤشر الأسعار هو مقياس للتغيرات التناسبية ــ أو النسبة المئوية ــ التي تشهدها مجموعة من الأسعار بمرور الوقت. ويقيس مؤشر أسعار المستهلكين (CPI) التغيرات التي تشهدها أسعار السلع والخدمات التي تستهلكها الأسر المعيشية. وتؤثر هذه التغيرات على القوة الشرائية الحقيقية لدخول المستهلكين وعلى رفاهيتهم. ونظرا لأن أسعار السلع والخدمات المختلفة لا تتغير جميعها بنفس المعدل، لا يمكن لمؤشر الأسعار أن يعبر إلا عن متوسط حركاتها. ويُعطَى مؤشر الأسعار عادة قيمة الواحد الصحيح ــ أو ١٠٠ ــ في فترة مرجعية ما، بينما يكون الغرض من قيم مؤشر الأسعار في الفترات الزمنية الأخرى هو التعبير عن متوسط التغيرات التناسبية ــ أو النسبة المئوية ــ في الأسعار مقارنة بالفترة المرجعية للأسعار. ويمكن استخدام مؤشرات الأسعار أيضا في قياس الاختلافات في مستويات الأسعار بين مختلف المدن أو الأقاليم أو البلدان في نفس اللحظة الزمنية.

١-٢ يتناول جزء كبير من هذا الدليل وما يرتبط به من كتابات اقتصادية حول مؤشرات الأسعار تساؤلين أساسيين هما:

- ما هي تحديدا مجموعة الأسعار التي ينبغي أن يغطيها المؤشر؟
- ما هي أنسب طريقة لحساب متوسط حركاتها؟

وتتناول الأقسام الأولى من هذه المقدمة هذين التساؤلين.

١-٣ مؤشرات أسعار المستهلكين هي أرقام قياسية تقيس التغيرات في أسعار السلع والخدمات التي تشتريها الأسر المعيشية أو تحصل عليها بطريقة أخرى بغرض استخدامها بصورة مباشرة، أو غير مباشرة، في إشباع حاجاتها ورغباتها. ويمكن أن يكون الهدف من مؤشرات أسعار المستهلكين إما قياس معدل تضخم الأسعار كما تراه الأسر المعيشية، أو قياس التغيرات في تكلفة معيشة هذه الأسر (أي التغيرات في المبالغ التي تحتاج الأسر المعيشية إلى إنفاقها للحفاظ على مستوى معيشتها). ولا يجب أن يكون هناك تعارض بين هذين الهدفين. ومن الناحية العملية، تُحسب معظم مؤشرات أسعار المستهلكين كمتوسطات مرجحة للتغيرات المئوية في أسعار مجموعة، أو "سلة"، محددة من المنتجات الاستهلاكية، بحيث تعكس الأوزان الترجيحية أهميتها النسبية في استهلاك الأسر المعيشية خلال فترة ما. ويعتمد قياس المؤشر كثيرا على مدى ملاءمة الأوزان الترجيحية وملاءمة توقيتها.

١-٤ يمثل هذا الفصل مقدمة عامة في منهجية إعداد مؤشرات أسعار المستهلكين كما يلقي نظرة عامة على هذه المنهجية، حيث يحتوي على ملخص لإعداد الرقم القياسي من الوجهتين النظرية والعملية بغرض تيسير قراءة وفهم الفصول التالية التي تحتوي على معلومات تفصيلية، والتي لا مناص من أن يكون بعضها فنيا للغاية. ويشرح هذا الفصل مختلف خطوات إعداد مؤشر أسعار المستهلكين بدءا بالمفهوم الأساسي لمؤشر أسعار المستهلكين وتعريفه والغرض منه، مرورا بإجراءات المعاينة وطرق المسح المستخدمة في جمع بيانات الأسعار ومعالجتها، وانتهاء بملخص عن الحساب الفعلي للمؤشر ونشره.

١-٥ يجب أن يبدأ العرض التمهيدي لمنهجية إعداد مؤشر أسعار المستهلكين بالمفهوم الأساسي لمؤشر أسعار المستهلكين ونظرية الرقم القياسي الأساسية، بما في ذلك خصائص وسلوك مختلف أنواع الأرقام القياسية التي تستخدم ــ أو قد تستخدم ــ لأغراض مؤشر أسعار المستهلكين. ومبدئيا، يجب تحديد نوع المؤشر المطلوب حسابه قبل المُضي في دراسة أفضل السبل لتقديره في الواقع العملي، أخذا في الحسبان الموارد المتاحة لغرض الأعداد.

١-٦ تتمثل الموضوعات الرئيسية التي يتناولها هذا الفصل فيما يلي:

- مصادر واستخدامات مؤشرات أسعار المستهلكين؛
- نظرية الرقم القياسي الأساسية، بما في ذلك المناهج البديهية والاقتصادية لإعداد مؤشرات أسعار المستهلكين؛
- المؤشرات الأولية للأسعار والمؤشرات الكلية لأسعار المستهلكين؛
- معاملات وأنشطة الأسر المعيشية التي تغطيها مؤشرات أسعار المستهلكين؛
- جمع الأسعار ومعالجتها، بما في ذلك تعديلها مقابل التغير في النوعية؛
- الحساب الفعلي لمؤشر أسعار المستهلكين؛
- الأخطاء المحتملة والتحيز المحتمل؛
- سياسة التنظيم والإدارة والنشر.

في المقابل، ترد الفصول التي تتناول نظرية الرقم القياسي في هذا الدليل لاحقا، وبالتالي فإن عرض المعلومات الوارد في هذا الفصل لا يتَّبع نفس الترتيب الوارد في الفصول المناظرة في هذا الدليل.

١-٧ لا تهدف هذه المقدمة إلى تقديم ملخص كامل لمحتويات الدليل، لكنها تهدف إلى تقديم عرض موجز للقضايا المنهجية الأساسية التي يحتاج القراء التعرف عليها قبل الاطلاع على الفصول التالية التي تحتوي على معلومات تفصيلية. ولا تتناول هذه المقدمة بعض الموضوعات الخاصة ــ كمعالجة بعض فرادى المنتجات التي لا يمكن ملاحظة أسعارها بصورة مباشرة ــ نظرا لعدم أهميتها لمنهجية إعداد مؤشر أسعار المستهلكين.

مصادر واستخدامات مؤشرات أسعار المستهلكين

١-٨ يجب أن تفي مؤشرات أسعار المستهلكين بغرض معين. وتعتمد دقة أسلوب تعريف وإنشاء هذه المؤشرات إلى حد كبير على الغرض من استخدامها ومستخدميها. وحسبما يرد في الفصل الخامس عشر، لمؤشرات أسعار المستهلكين تاريخ طويل يرجع إلى القرن الثامن عشر. كما أن مؤشري لاسبير وباش، اللذان ما زالا يستخدمان على نطاق واسع اليوم، تم اقتراحهما لأول مرة في سبعينات القرن التاسع عشر. ويرد في الفقرات التالية شرح لهذين المؤشرين. وقد تم طرح مفهوم مؤشر تكلفة المعيشة في أوائل القرن العشرين.

١-٩ عادة ما كان أحد الأسباب الرئيسية لإعداد مؤشر أسعار المستهلكين هو تعويض العاملين بأجر عن التضخم من خلال تعديل أجورهم بما يتناسب مع التغير المئوي في مؤشر أسعار المستهلكين، في إجراء يُعرف بالربط بمؤشر. ولهذا السبب، كانت وزارات العمل هي المسؤولة غالبا عن المؤشرات الرسمية لأسعار المستهلكين، لكن معظم هذه الأرقام تعدها الآن المكاتب الإحصائية القومية. ومؤشر أسعار المستهلكين الذي يكون الغرض من استخدامه ربط الأجور يُعرف بمؤشر التعويض.

١-١٠ هناك ثلاث سمات مهمة لمؤشرات أسعار المستهلكين. فهي تصدر *على نحو متواتر*: كل شهر عادة أو كل ربع سنة أحيانا. كما تتاح للاستخدام *بسرعة*: أي بعد حوالي أسبوعين عادة من نهاية الشهر أو ربع السنة. وهي *لا تعدَّل* عادة. وتخضع مؤشرات أسعار المستهلكين غالبا للمتابعة الدقيقة كما تحظى باهتمام إعلامي كبير.

١-١١ إلى جانب تقديم مؤشرات أسعار المستهلكين للمعلومات المتعلقة بمعدل التضخم في حينها، فإنها تُستخدم أيضا في العديد من الأغراض المتنوعة بالإضافة إلى ربط الأجور. من هذه الأغراض على سبيل المثال ما يلي:

- تُستخدم مؤشرات أسعار المستهلكين على نطاق واسع في ربط معاشات التقاعد ومزايا الضمان الاجتماعي.
- تُستخدم مؤشرات أسعار المستهلكين أيضا في ربط المدفوعات الأخرى، ومنها مدفوعات الفائدة أو الإيجارات، أو أسعار السندات.
- عادة ما تُستخدم مؤشرات أسعار المستهلكين أيضا كبديل لمعدل التضخم العام، رغم أنها لا تقيس إلا تضخم أسعار المستهلكين. كما تستخدمها بعض الحكومات أوالبنوك المركزية في تحديد معدل التضخم المستهدف وذلك في سياق وضع وتنفيذ السياسة النقدية.
- يمكن أيضا استخدام بيانات الأسعار التي تُجمع لأغراض مؤشرات أسعار المستهلكين في إعداد مؤشرات أخرى، كمؤشرات الأسعار المستخدمة في تكميش النفقات الاستهلاكية للأسر المعيشية في الحسابات

القومية، أو تعادلات القوى الشرائية المستخدمة في مقارنة مستويات الاستهلاك الحقيقية في البلدان المختلفة.

١-١٢ يمكن أن تؤدي هذه الاستخدامات المتنوعة إلى تعارض في المصالح. فعلى سبيل المثال، قد يؤدي استخدام مؤشر أسعار المستهلكين كمؤشر للتضخم العام إلى ضغوط تدفع إلى مد نطاق تغطيته ليشمل عناصر لا تمثل سلعا وخدمات تستهلكها الأسر المعيشية، مما يؤدي إلى تغيير طبيعة ومفهوم مؤشر أسعار المستهلكين. كما ينبغي ملاحظة أنه بسبب انتشار استخدام مؤشرات أسعار المستهلكين في ربط العديد من المدفوعات ــ ليس فقط الأجور، بل أيضا مزايا الضمان الاجتماعي ومدفوعات الفائدة والعقود الخاصة، إلخ ــ هناك مبالغ مالية كبيرة تعتمد على حركات هذه المؤشرات إلى الحد الذي يؤثر تأثيرا كبيرا على ماليات الحكومة. وبالتالي، فإن الاختلافات الطفيفة في حركات مؤشرات أسعار المستهلكين نتيجة استخدام صيغ أو طرق مختلفة قليلا يمكن أن يكون لها تأثيرات مالية كبيرة. لذا، تعد منهجية إعداد مؤشر أسعار المستهلكين مهمة من الناحية العملية وليس من الناحية النظرية فقط.

اختيار الرقم القياسي

١-١٣ السؤال الأول هو تحديد نوع الرقم القياسي المطلوب استخدامه. وتشير المراجع العديدة التي تتناول نظرية الرقم القياسي في قائمة المصادر إلى وجود كتابات كثيرة جدا حول هذا الموضوع. وقد تم اقتراح أنواع عديدة من الصيغ الرياضية خلال القرنين الماضيين. ورغم أنه قد لا توجد صيغة واحدة مفضلة في كل الحالات، يبدو أن معظم الاقتصاديين ومعدّي مؤشرات أسعار المستهلكين قد اتفقوا، مبدئيا، على أن صيغة المؤشر ينبغي أن تنتمي إلى فئة صغيرة من المؤشرات يطلق عليها المؤشرات *الممتازة*. ويُتوقع أن تكون قيمة المؤشر الممتاز مقاربة لقيمة مؤشر تكلفة المعيشة. وتتمثل السمة المميزة للمؤشر الممتاز في أنه يعامل الأسعار والكميات في الفترتين المقارنتين على نحو متماثل. وغالبا ما يكون للمؤشرات الممتازة المختلفة نفس الخصائص وتؤدي إلى نفس النتائج وتعمل بطرق متشابهة جدا. ونظرا لخصائصها المتماثلة، فمن المرجح أيضا أن يُنظر إلى بعض أنواع المؤشرات الممتازة باعتبارها محبذة، حتى عندما لا يكون الغرض من مؤشر أسعار المستهلكين أن يكون مؤشرا لتكلفة المعيشة.

١-١٤ ومع ذلك، عند إصدار مؤشر شهري أو ربع سنوي لأسعار المستهلكين للمرة الأولى، دائما ما لا تتوافر معلومات كافية عن الكميات والنفقات في الفترة الحالية حتى يمكن حساب مؤشر متماثل أو ممتاز. ورغم ضرورة اللجوء لثاني أفضل بديل من الناحية العملية، فإن القدرة على المفاضلة المنطقية بين مختلف الاحتمالات تعني تكوين فكرة واضحة عن المؤشر المستهدف الذي سيفضل مبدئيا. ويمكن أن يؤثر المؤشر المستهدف تأثيرا كبيرا على مسائل عملية مثل تواتر تحديث الأوزان الترجيحية المستخدمة في المؤشر.

١-١٥ تحتوي الفصول من الخامس عشر إلى الثالث والعشرين من الدليل على مناقشة شاملة وتفصيلية ودقيقة وحديثة حول نظرية الرقم القياسي ذات الصلة. وتقدم الأقسام التالية ملخصا لهذه المناقشة. أما براهين مختلف الافتراضات أو المبرهنات الواردة في هذا الفصل فتتناولها الفصول التالية، بحيث يمكن للقارئ الرجوع إليها للحصول على مزيد من التوضيح.

مؤشرات الأسعار القائمة على سلال السلع والخدمات

١-١٦ يمكن توضيح الغرض من الرقم القياسي بمقارنة *قيم* نفقات الأسر المعيشية على السلع والخدمات الاستهلاكية في فترتين زمنيتين. فمعرفة أن النفقات زادت بنسبة ٥% لا يفيد بدرجة كبيرة إذا لم نكن نعلم مقدار الجزء من هذا التغير الذي يُعزى إلى التغيرات في *أسعار* السلع والخدمات ومقدار الجزء الذي يُعزى إلى التغيرات في *الكميات* المشتراة. والغرض من الرقم القياسي هو تقسيم التغيرات التناسبية أو المئوية في إجماليات القيم إلى مكوناتها الكلية من تغير في السعر والكمية. والهدف من مؤشر أسعار المستهلكين هو قياس المكون السعري للتغير في النفقات الاستهلاكية للأسر المعيشية. وأحد سبل القيام بذلك هو قياس التغير في قيمة إجمالي ما مع الإبقاء على الكميات ثابتة.

مؤشرات لو (Lowe)

١-١٧ يتم الحصول على أحد أنواع مؤشرات الأسعار واسعة الانتشار عن طريق تعريف المؤشر بأنه التغير المئوي ــ بين الفترات المقارنة ــ في إجمالي تكلفة شراء مجموعة معينة من الكميات، يُطلق عليها "سلة" عادة. ومن السهل فهم معنى هذا المؤشر وشرحه للمستخدمين. ويطلق هذا الدليل على هذا النوع من المؤشرات مؤشر لو، نسبة إلى رائد الأرقام القياسية الذي اقترح هذا المؤشر لأول مرة عام ١٨٢٣ (راجع الفصل الخامس عشر). ومعظم المكاتب الإحصائية تستخدم أحد أنواع مؤشر لو في الواقع العملي.

١-١٨ إذا افترضنا أن هناك n منتجات في السلة وأن أسعارها p_i وكمياتها q_i، وإذا افترضنا أن الفترتين المقارنتين هما صفر وt، فإن مؤشر لو، P_{Lo}، يُحسب كالتالي:

$$P_{Lo} \equiv \frac{\sum_{i=1}^{n} p_i^t q_i}{\sum_{i=1}^{n} p_i^0 q_i}$$

١-١٩ مبدئيا، يمكن أن تكون أي مجموعة من الكميات بمثابة السلة. ولا يجب أن تقتصر السلة على الكميات المشتراة في أي من الفترتين المقارنتين أو أي فترة زمنية فعلية. وقد تكون الكميات، مثلا، هي المتوسطات

الحسابية أو الهندسية للكميات في الفترتين. ولاعتبارات عملية، يجب أن تستند سلة الكميات المستخدمة لأغـراض مؤشر أسعار المستهلكين عادة إلى مسح للنفقات الاستهلاكية للأسر المعيشية أُجري في فترة سابقة للفترتين اللتـين تقارن أسعارهما. فعلى سبيل المثال، يمكن أن يبدأ حساب المؤشر الشهري لأسعار المستهلكين من ينـاير ٢٠٠٠، بحيث تكون قيمته في يناير ٢٠٠٠ = ١٠٠، غير أن الكميات يمكن استخلاصها من مسح سنوي للنفقـات أجـري عام ١٩٩٧ أو ١٩٩٨، أو حتى خلال العامين معا. ونظرا لأن جمع بيانات النفقات ومعالجتهـا يسـتغرق وقتـا طويلا، تمضي عادة فترة زمنية كبيرة قبل إدخال هذه البيانات في حساب مؤشرات أسعار المستهلكين. وقد تنتمـي السلة إلى سنة معينة، بينما يمكن إعداد المؤشر شهريا أو كل ثلاثة شهور.

١-٢٠ تعرف الفترة التي تُستخدم كمياتها بالفعل في إعداد مؤشر أسعار المستهلكين *بالفترة المرجعيـة لـلأوزان الترجيحية* وسوف يرمز لها بالفترة b. والفترة صفر هي *الفترة المرجعية للأسعار*. وكما ورد آنفا، من المحتمل أن تكون الفترة b سابقة للفترة صفر، على الأقل عند إصدار المؤشر لأول مرة وهذا ما يفترض هنا، لكن الفترة b قد تكون أي فترة، بما في ذلك الفترة الواقعة بين الفترة صفر والفترة t، إذا ما تم حساب المؤشر في وقت مـا بعـد الفترة t. ويمكن صياغة مؤشر لو الذي يستخدم كميات الفترة b كالتالي:

$$P_{Lo} \equiv \frac{\sum_{i=1}^{n} p_i^t q_i^b}{\sum_{i=1}^{n} p_i^0 q_i^b} \equiv \sum_{i=1}^{n} \left(p_i^t / p_i^0\right) s_i^{0b}$$

حيث

$$s_i^{0b} = \frac{p_i^0 q_i^b}{\sum_{i=1}^{n} p_i^0 q_i^b} \qquad (1.1)$$

ويمكن صياغة المؤشر، وحسابه، بطريقتين: إما كنسبة بين إجماليي القيم في فترتين، أو كمتوسط حسابي مـرجح لنسب أسعار، أو *الأرقام النسبية لأسعار*، p_i^t/p_i^0 ، فرادى المنتجات باستخدام أنصبة النفقات الهجـين s_i^{0b} كـأوزان ترجيحية. وتوصف النفقات بأنها *هجين* لأن الأسعار والكميات تنتمي إلى فترتين زمنيتين مختلفتـين همـا الفتـرة صفر والفترة b على الترتيب. ويمكن الحصول على الأوزان الترجيحية الهجين بتحديث أنصبة النفقات الفعلية في الفترة b، وهي $p_i^b q_i^b / \sum p_i^b q_i^b$ ، نتيجة لتغيرات الأسعار التي تحدث بين الفترة b والفترة صفر عن طريـق ضـربها في الأرقام النسبية لأسعار الفترتين b وصفر أي في p_i^0/p_i^b . ويكثر استخدام مؤشرات لو فـي أغـراض مؤشـر أسعار المستهلكين.

مؤشرا لاسبير وباش

١-٢١ يمكن استخدام أي مجموعة كميات في مؤشر لو، لكن هناك حالتين خاصتين تظهران بشكل بارز جدا في الكتابات المعنية ولهما أهمية كبيرة من الناحية النظرية. فعندما تكون الكميات هي الكميات الخاصة بالفترة المرجعية للأسعار، أي عندما تكون b = صفر، يتم الحصول على مؤشر *لاسبير*. وعندما تكون الكميات هي الكميات الخاصة بالفترة الأخرى، أي عندما تكون $t = b$، يتم الحصول على مؤشر *باش*. ومن المهم دراسة خصائص مؤشري لاسبير وباش، وكذا العلاقة بينهما، بمزيد من التفصيل.

١-٢٢ يُحسب مؤشر لاسبير للأسعار، P_L، كالتالي:

$$P_L = \frac{\sum_{i=1}^{n} p_i^t q_i^0}{\sum_{i=1}^{n} p_i^0 q_i^0} \equiv \sum_{i=1}^{n} (p_i^t / p_i^0) s_i^0 \qquad (1.2)$$

حيث s_i^0 ترمز إلى حصة الإنفاق الفعلي على السلعة i في الفترة صفر، أي $p_i^0 q_i^0 / \sum p_i^0 q_i^0$.

١-٢٣ يُحسب مؤشر باش، P_P، كالتالي:

$$P_P = \frac{\sum_{i=1}^{n} p_i^t q_i^t}{\sum_{i=1}^{n} p_i^0 q_i^t} \equiv \left\{ \sum_{i=1}^{n} (p_i^t / p_i^0)^{-1} s_i^t \right\}^{-1} \qquad (1.3)$$

حيث s_i^t ترمز إلى حصة الإنفاق الفعلي على السلعة i في الفترة t، أي $p_i^t q_i^t / \sum p_i^t q_i^t$.

لاحظ أن مؤشر باش هو المتوسط *التوافقي* المرجح للأرقام النسبية للأسعار الذي يستخدم أنصبة النفقات الفعلية في الفترة اللاحقة t كأوزان ترجيحية. ويستنتج من المعادلة (1.1) أن مؤشر باش يمكن أيضا صياغته في صورة متوسط حسابي مرجح للأرقام النسبية للأسعار يستخدم أوزانا للنفقات الهجين، تقيَّم فيها كميات الفترة t بأسعار الفترة صفر.

تحليل التغيرات في القيمة الحالية باستخدام مؤشري لاسبير وباش

١-٢٤ يُحسب مؤشرا لاسبير وباش للكميات بطريقة مماثلة لطريقة حساب مؤشرات الأسعار، عن طريق مجرد تبديل قيمتي p وq في المعادلتين (1.2) و (1.3) . ويوجز هذان المؤشران التغيرات التي تحدث بمرور الوقت في تدفق كميات السلع والخدمات المستهلكة. ويقوم مؤشر لاسبير للكميات بتقييم الكميات بالأسعار الثابتة في الفترة السابقة، بينما يستخدم مؤشر باش للكميات أسعار الفترة اللاحقة. وتُظهر النسبة (V) بين قيمتي النفقات في فترتين التأثير المشترك للتغيرات في السعر والكمية. وعند استخدام مؤشري لاسبير وباش، لا يمكن تقسيم التغير في

القيمة بدقة إلى حاصل نتيجة ضرب مؤشر للسعر في مؤشر للكمية إلا إذا كان مؤشر لاسبير للأسعار (الكميات) يتطابق مع مؤشر باش للكميات (الأسعار). وإذا افترضنا أن P_{La} و Q_{La} يرمزان إلى مؤشري لاسبير للأسعار وللكميات وأن P_{Pa} و Q_{Pa} يرمزان إلى مؤشري باش للأسعار وللكميات، فإن: $P_{La}Q_{Pa}\equiv V$ و $P_{Pa}Q_{La}\equiv V$.

١-٢٥ لنفترض مثلا أن سلسلة زمنية للنفقات الاستهلاكية للأسر المعيشية بالأسعار الجارية في الحسابات القومية سيتم تكميشها بمؤشر للأسعار لإظهار التغيرات في الاستهلاك الحقيقي. ولاستخراج سلسلة النفقات الاستهلاكية بالأسعار الثابتة في فترة الأساس (تتطابق حركاتها مع حركات مؤشر لاسبير للأحجام)، يجب تكميش النفقات الاستهلاكية بالأسعار الجارية بسلسلة مؤشرات باش للأسعار.

النسبة بين مؤشري لو ولاسبير في فترتين

١-٢٦ مؤشر لو قابل للتعدِّي. والنسبة بين مؤشري لو في فترتين باستخدام نفس مجموعة القيم q^b هي أيضا مؤشر لو. فعلى سبيل المثال، النسبة بين مؤشر لو عن الفترة $t+1$ عندما تكون الفترة صفر هي الفترة المرجعية للأسعار ومؤشر لو عن الفترة t أيضا عندما تكون الفترة صفر هي الفترة المرجعية للأسعار تكون كالتالي:

$$\frac{\sum_{i=1}^{n} p_i^{t+1}q_i^b \Big/ \sum_{i=1}^{n} p_i^0 q_i^b}{\sum_{i=1}^{n} p_i^t q_i^b \Big/ \sum_{i=1}^{n} p_i^0 q_i^b} = \frac{\sum_{i=1}^{n} p_i^{t+1}q_i^b}{\sum_{i=1}^{n} p_i^t q_i^b} = P_{Lo}^{t,t+1} \qquad (1.4)$$

هذا هو مؤشر لو عن الفترة $t+1$، عندما تكون الفترة t هي الفترة المرجعية للأسعار. وفي واقع الأمر، يستخدم هذا النوع من المؤشرات على نطاق واسع في قياس حركات الأسعار قصيرة الأجل، كالتي تحدث بين الفترة t والفترة $t+1$، رغم أن الكميات قد ترجع إلى الفترة b التي تسبق هاتين الفترتين بكثير.

١-٢٧ يمكن التعبير أيضا عن مؤشر لو بالنسبة بين مؤشري لاسبير في فترتين. فعلى سبيل المثال، مؤشر لو عن الفترة t عندما تكون الفترة صفر هي الفترة المرجعية للأسعار يساوي النسبة بين مؤشر لاسبير عن الفترة t عندما تكون الفترة b هي الفترة المرجعية للأسعار ومؤشر لاسبير عن الفترة صفر عندما تكون الفترة b أيضا هي الفترة المرجعية للأسعار. وبالتالي فإن:

$$P_{Lo} = \frac{\sum_{i=1}^{n} p_i^t q_i^b}{\sum_{i=1}^{n} p_i^0 q_i^b} = \frac{\sum_{i=1}^{n} p_i^t q_i^b \Big/ \sum_{i=1}^{n} p_i^b q_i^b}{\sum_{i=1}^{n} p_i^0 q_i^b \Big/ \sum_{i=1}^{n} p_i^b q_i^b} = \frac{P_{La}^t}{P_{La}^0} \qquad (1.5)$$

مؤشرات لو المحدَّثة

١-٢٨ من المفيد وجود صيغة تمكِّن من حساب مؤشر لو مباشرة كمؤشر بنظام السلسلة، وفيها يتم الحصول على المؤشر عن الفترة $t+1$ بتحديث المؤشر عن الفترة t. ونظرا لأن مؤشرات لو قابلة للتعدِّي، فإن مؤشر لو عن الفترة $t+1$ عندما تكون الفترة صفر هي الفترة المرجعية للأسعار يمكن صياغته بحاصل ضرب مؤشر لو عن الفترة t عندما تكون الفترة صفر هي الفترة المرجعية للأسعار في مؤشر لو عن الفترة $t+1$ عندما تكون الفترة t هي الفترة المرجعية للأسعار. وبالتالي فإن:

$$\frac{\sum_{i=1}^{n} p_i^{t+1} q_i^b}{\sum_{i=1}^{n} p_i^0 q_i^b} = \left[\frac{\sum_{i=1}^{n} p_i^t q_i^b}{\sum_{i=1}^{n} p_i^0 q_i^b}\right]\left[\frac{\sum_{i=1}^{n} p_i^{t+1} q_i^b}{\sum_{i=1}^{n} p_i^t q_i^b}\right]$$
$$= \left[\frac{\sum_{i=1}^{n} p_i^t q_i^b}{\sum_{i=1}^{n} p_i^0 q_i^b}\right]\left[\sum_{i=1}^{n}\left(\frac{p_i^{t+1}}{p_i^t}\right) s_i^{tb}\right] \qquad (1.6)$$

حيث تكون الأوزان الترجيحية للنفقات s_i^{tb} أوزانا هجينا تُحسب كالتالي:

$$s_i^{tb} \equiv p_i^t q_i^b \Big/ \sum_{i=1}^{n} p_i^t q_i^b \qquad (1.7)$$

١-٢٩ غالبا ما توصف الأوزان الترجيحية الهجين من النوع المحسوب في المعادلة (1.7) بأنها أوزان محدَّثة *الأسعار*. ويمكن الحصول عليها بتعديل أوزان النفقات الأصلية $p_i^b q_i^b / \sum p_i^b q_i^b$ بالأرقام النسبية للأسعار p_i^t / p_i^b. وبتحديث الأوزان الترجيحية للنفقات بأسعار الفترة t بدلا من أسعار الفترة b بهذه الطريقة، يمكن حساب المؤشر بين الفترة t والفترة $t+1$ مباشرة بالمتوسط المرجح للأرقام النسبية للأسعار p_i^{t+1} / p_i^t دون الرجوع إلى الفترة المرجعية للأسعار صفر. وبذلك، يمكن وصل المؤشر بقيمة المؤشر في الفترة السابقة t.

العلاقات المتداخلة بين المؤشرات القائمة على السلة الثابتة

١-٣٠ إذا بحثنا أولا العلاقة المتداخلة بين مؤشري لاسبير وباش، سنجد نتيجة معروفة في نظرية الرقم القياسي وهي أنه إذا كان هناك ارتباط *سلبي* بين التغيرات في الأسعار والكميات (المرجحة بالقيم)، فإن قيمة مؤشر لاسبير تفوق قيمة مؤشر باش. وبالعكس، إذا كان هناك ارتباط *إيجابي* بين التغيرات المرجحة في الأسعار والكميات، فإن قيمة مؤشر باش تفوق قيمة مؤشر لاسبير. والبرهان على ذلك يرد في الملحق ١٥-١ من الفصل الخامس عشر.

١-٣١ نظرا لكون المستهلك متلق للأسعار عادة، فإنه يستجيب للتغيرات في الأسعار بإحلال السلع أو الخدمات التي أصبحت أرخص *نسبيا* محل تلك التي أصبحت أغلى *نسبيا*. ويعرف ذلك *بأثر الإحلال*، وهو ظاهرة تبرز

بوضوح في هذا الدليل والكتابات الأوسع نطاقا حول الأرقام القياسية. ويؤدي الإحلال في الغالب إلى حدوث ارتباط سلبي بين الأرقام النسبية للأسعار والكميات، وفي تلك الحالة تكون قيمة مؤشر لاسبير أكبر من قيمة مؤشر باش، وتميل الفجوة بينهما إلى الاتساع بمرور الوقت.

١-٣٢ ومع ذلك، لا تقوم المكاتب الإحصائية في الواقع العملي بحساب مؤشرات لاسبير أو باش بل تحسب بدلا من ذلك عادة مؤشرات لو بطريقة الحساب الواردة في المعادلة (1.1) . والسؤال الذي يطرح نفسه الآن هو كيف يرتبط مؤشر لو بمؤشري لاسبير وباش. ويبين نص الفصل الخامس عشر، وأيضا نص الملحق 15-2، أنه إذا كانت اتجاهات الأسعار النسبية طويلة الأجل دائما وإذا كان تأثير الإحلال فعالا، فإن قيمة مؤشر لو سوف تفوق غالبا قيمة مؤشر لاسبير، وبالتالي قيمة مؤشري فيشر وباش. وبافتراض أن الفترة b تسبق الفترة صفر، فإن الترتيب في ظل هذه الظروف سيكون كالتالي:

لو≥ لاسبير≥ فيشر≥ باش

علاوة على ذلك، فإن القيمة التي يفوق بها مؤشر لو المؤشرات الثلاثة الأخرى ستزداد غالبا كلما زاد الفاصل الزمني الذي تسبق به الفترة b الفترة صفر.

١-٣٣ إن تحديد موضع الفترة b في غاية الأهمية. ففي ظل الافتراضات المتعلقة باتجاهات الأسعار طويلة الأجل والإحلال، غالبا ما تزداد قيمة مؤشر لو كلما تم تأخير الفترة b، أو تنخفض كلما تم تقديم الفترة b. ورغم أن الفترة b ربما يجب أن تسبق الفترة صفر عند إصدار المؤشر لأول مرة، لا يوجد هذا القيد على موضع الفترة b كلما أصبحت بيانات الأسعار والكميات متوفرة في الفترات التالية بمرور الوقت. وبالتالي، يمكن تحريك الفترة b إلى الأمام. فإذا تم وضع الفترة b في المنتصف بين الفترة صفر والفترة t، من المحتمل أن تكون الكميات ممثِّلة بالتساوي للفترتين، بافتراض حدوث تحول سهل إلى حد ما من الكميات النسبية في الفترة صفر إلى الكميات النسبية في الفترة t. وفي حالات كهذه، من المحتمل أن تكون قيمة مؤشر لو قريبة من قيمة مؤشر فيشر والمؤشرات الممتازة الأخرى، ولا يمكن افتراض أن بها تحيز بالزيادة أو بالنقص. ويرد في الفقرات التالية وأيضا في الفصل الخامس عشر شرح تفصيلي لهذه النقاط.

١-٣٤ من المهم أن تأخذ المكاتب الإحصائية في اعتبارها هذه العلاقات عند اختيار سياساتها. وهناك مزايا عملية ووفورات مالية واضحة ناتجة عن الاستخدام المتكرر عبر العديد من السنوات لنفس المجموعة الثابتة من الكميات في حساب مؤشر أسعار المستهلكين. ومع ذلك، فالقيمة التي يفوق بها هذا المؤشر لأسعار المستهلكين مؤشر مستهدف مفضل من الناحية المفاهيمية، كمؤشر تكلفة المعيشة، من المحتمل أن تزداد على نحو مطَّرد كلما تأخرت الفترة b التي تنتمي إليها الكميات. ومن المحتمل أن يفسر معظم المستخدمين هذا الفرق على أنه تحيز بالزيادة. وقد يؤدي التحيز الكبير إلى إضعاف مصداقية المؤشر ومدى قبوله.

مؤشر يانغ (Young)

١-٣٥ بدلا من الإبقاء على كميات الفترة b ثابتة، قد يقوم أحد المكاتب الإحصائية بحساب مؤشر أسعار المستهلكين كمتوسط حسابي مرجح لفرادى الأرقام النسبية للأسعار، مع الإبقاء على أنصبة إيرادات الفترة b ثابتة. ويطلق هذا الدليل على المؤشر الناتج عن ذلك مؤشر *يانغ*، نسبة أيضا إلى رائد آخر من رواد الأرقام القياسية. ويُحسب مؤشر يانغ كالتالي:

$$P_{Yo} \equiv \sum_{i=1}^{n} s_i^b \left(\frac{p_i^t}{p_i^0} \right)$$

حيث

$$s_i^b \equiv \frac{p_i^b q_i^b}{\sum_{i=1}^{n} p_i^b q_i^b} \qquad (1.8)$$

وفي معادلة مؤشر لو المناظرة، وهي المعادلة (1.1) ، تتمثل الأوزان الترجيحية في أنصبة الإيرادات الهجين التي تقيِّم كميات الفترة b بأسعار الفترة صفر. وحسبما سبق شرحه، عادة ما تكون الفترة المرجعية للأسعار صفر لاحقة للفترة المرجعية للأوزان الترجيحية b بسبب الوقت المطلوب لجمع بيانات الإيرادات ومعالجتها. وفي هذه الحالة، للمكتب الإحصائي أن يختار افتراض إما أن تبقى كميات الفترة b ثابتة أو أن تبقى أنصبة نفقات الفترة b ثابتة. ولا يمكن أن يبقى كلاهما ثابتا إذا تغيرت الأسعار بين الفترة b والفترة صفر. وإذا بقيت أنصبة النفقات بالفعل ثابتة بين الفترة b والفترة صفر، يجب أن تتغير الكميات عكسيا استجابة لتغير الأسعار، وهو مايعني أن مرونة الإحلال تساوي واحد صحيح.

١-٣٦ رغم افتراض أن قيمة مؤشر لو ستفوق غالبا قيمة مؤشر لاسبير، تزداد صعوبة التعميم بشأن العلاقة بين مؤشر يانغ ومؤشر لاسبير. فقيمة مؤشر يانغ قد تزيد أو تقل عن قيمة مؤشر لاسبير حسب مدى حساسية الكميات للتغيرات في الأسعار النسبية. ويبين الفصل الخامس عشر أنه مع ارتفاع مرونات الإحلال (أكثر من واحد صحيح) ستكون قيمة مؤشر يانغ أكبر غالبا من قيمة مؤشر لاسبير، بينما مع انخفاض المرونات ستكون قيمة مؤشر يانغ أقل غالبا من قيمة مؤشر لاسبير.

١-٣٧ حسبما يرد لاحقا في هذا الفصل، قد يفضَّل مؤشر لو على مؤشر يانغ لأن الأخير له بعض الخصائص غير المحبذة التي تؤدي إلى عدم اجتيازه بعض شروط الرقم القياسي المهمة (راجع أيضا الفصل السادس عشر).

مؤشرات يانغ ولاسبير وباش الهندسية

١-٣٨ في الصيغة الهندسية لمؤشر يانغ، يُحسب متوسط هندسي مرجح للأرقام النسبية للأسعار باستخدام أنصبة نفقات الفترة b كأوزان ترجيحية كالتالي:

$$P_{GYo} \equiv \prod_{i=1}^{n}\left(\frac{p_i^t}{p_i^0}\right)^{s_i^b} \qquad (1.9)$$

حيث تُحسب s_i^b كما سبق حسابها آنفا. ومؤشر لاسبير الهندسي هو الحالة الخاصة التي تكون فيهاb=صفر؛ أي أن أنصبة النفقات هي أنصبة الفترة المرجعية للأسعار صفر. وبالمثل، يستخدم مؤشر باش الهندسي أنصبة نفقات الفترة t. وينبغي الإشارة إلى أن هذه المؤشرات الهندسية لا يمكن التعبير عنها كنسب بين إجماليات القيم التي تكون فيها الكميات ثابتة. ولا تُعد هذه المؤشرات مؤشرات قائمة على السلال ولا توجد مؤشرات لو مقابلة لها.

١-٣٩ من الجدير بالذكر أن المتوسط الحسابي لأي مجموعة أرقام موجبة يكون أكبر من، أو يساوي، المتوسط الهندسي الذي بدوره يكون أكبر من، أو يساوي، المتوسط التوافقي، حيث لا تتساوى المتوسطات إلا عندما تتساوى جميع الأرقام. وفي الحالات التي تساوي فيها مرونات الطلب التقاطعية واحد صحيح، مع ثبات أنصبة النفقات، يتطابق مؤشرا لاسبير وباش الهندسيان. وفي هذه الحالة يجب أن يكون ترتيب المؤشرات كالتالي: مؤشر لاسبير العادي ≤ مؤشرا لاسبير وباش الهندسيان ≤ مؤشر باش العادي، لأن المؤشرات، على الترتيب، هي المتوسطات الحسابية والهندسية والتوافقية لنفس الأرقام النسبية للأسعار التي تستخدم جميعها نفس مجموعة الأوزان الترجيحية.

١-٤٠ لمؤشري يانغ ولاسبير الهندسيين نفس متطلبات المعلومات اللازمة لنظيريهما الحسابيين العاديين. ويمكن إنتاجهما في الوقت المناسب. وبالتالي، يجب معاملة هذين المؤشرين الهندسيين كبديلين عمليين مهمين لأغراض حساب مؤشر أسعار المستهلكين. وحسبما يرد لاحقا، من المحتمل أن تكون المؤشرات الهندسية أقل عرضة من نظيراتها الحسابية لأنواع تحيزات الرقم القياسي التي تتناولها الأقسام اللاحقة. وقد يتمثل العيب الرئيسي لهذه المؤشرات في عدم سهولة شرحها أو تبريرها لمستخدمي المؤشرات لأنها ليست مؤشرات قائمة على السلة الثابتة.

المؤشرات المتماثلة

١-٤١ المؤشر المتماثل هو المؤشر الذي يعتمد سواء على الأسعار أو على الكميات في الفترتين المقارنتين ويعالجها بأسلوب متماثل. وهناك ثلاثة مؤشرات متماثلة ينتشر استخدامها تحديدا في الإحصاءات الاقتصادية، ومن الملائم عرضها في هذه المرحلة. وحسبما ورد آنفا، هذه المؤشرات الثلاثة مؤشرات ممتازة أيضا.

١-٤٢ المؤشر الأول هو *مؤشر فيشر (Fisher) للأسعار*، P_F، الذي يُحسب كمتوسط *هندسي* لمؤشري لاسبير وباش، كالتالي:

$$P_F \equiv \sqrt{P_L P_P} \qquad (1.10)$$

١-٤٣ المؤشر الثاني هو مؤشر *ولش (Walsh) للأسعار*، P_W، وهو مؤشر قائم على سلة من السلع والخدمات تتكون كمياته من المتوسطات *الهندسية* للكميات في الفترتين، أي:

$$P_W \equiv \frac{\sum_{i=1}^{n} p_i^t \sqrt{q_i^t q_i^0}}{\sum_{i=1}^{n} p_i^0 \sqrt{q_i^t q_i^0}} \qquad (1.11)$$

وبحساب المتوسط *الهندسي* للكميات بدلا من المتوسط الحسابي، يتم إعطاء أوزان متساوية للكميات *النسبية* في الفترتين. ويمكن اعتبار الكميات في مؤشر ولش ممثلة للفترتين بالتساوي.

١-٤٤ المؤشر الثالث هو *مؤشر تورنكفيست (Tornqvist) للأسعار*، P_T، والذي يُحسب كمتوسط *هندسي* للأرقام النسبية للأسعار مرجحا بمتوسط أنصبة النفقات في الفترتين.

$$P_T = \prod_{i=1}^{n} (p_i^t / p_i^0)^{\sigma_i} \qquad (1.12)$$

حيث σ_i هي المتوسط الحسابي لنصيب الإنفاق على المنتج i في الفترتين.

$$\sigma_i = \frac{S_i^t + S_i^0}{2} \qquad (1.13)$$

حيث تُحسب قيم s_i كما سبق حسابها آنفا في المعادلتين (1.2) و(1.3).

١-٤٥ الخصائص النظرية المميزة لهذه المؤشرات تصبح أكثر وضوحا في الأقسام التالية التي تتناول المناهج البديهية والاقتصادية للأرقام القياسية.

المؤشرات ثابتة الأساس والمؤشرات بنظام السلسلة

١-٤٦ يتناول الفصل الخامس عشر هذا الموضوع. فعند حساب سلسلة زمنية لمؤشري لو أو لاسبير باستخدام مجموعة ثابتة من الكميات، تصبح هذه الكميات قديمة تدريجيا ويزداد عدم ارتباطها بالفترات التالية التي تقارَن أسعارها. ويجب تحديث فترة الأساس ــ التي تحدد فيها الكميات ــ عاجلا أو آجلا، كما يجب وصل سلسلة المؤشر الجديدة بالقديمة. ويعد الوصل أمرا حتميا في الأجل الطويل.

١-٤٧ في أي مؤشر يعتمد نظام السلسلة، تتكون كل وصلة من مؤشر تقارَن فيه كل فترة بالفترة السابقة لها، حيث تتقدم الفترتين المرجعيتين للأوزان والأسعار في كل فترة. ويمكن استخدام أي صيغة رقم قياسي في فرادى

وصلات المؤشر بنظام السلسلة. فعلى سبيل المثال، يمكن أن يكون لدينا مؤشر بنظام السلسلة يكون فيه المؤشر عن الفترة $t+1$ مقارنة بالفترة t هو مؤشر لو الذي يُحسب كالتالي: $\sum p^{t+1}q^{t-j}/\sum p^{t}q^{t-j}$. وتنتمي الكميات إلى فترة ما من الفترات j التي تسبق الفترة المرجعية للأسعار t. وتتقدم الكميات فترة واحدة كلما تقدمت الفترة المرجعية للأسعار فترة واحدة. وإذا كانت $j =$ صفر ، يصبح مؤشر لو بنظام السلسلة هو مؤشر لاسبير بنظام السلسلة، بينما إذا كانت $j = -1$، يصبح مؤشر لو بنظام السلسلة هو مؤشر باش بنظام السلسلة.

١-٤٨ تكون مؤشرات أسعار المستهلكين في بعض البلدان، في واقع الأمر، مؤشرات لو بنظام السلسلة السنوية من هذا النوع العام، حيث تنتمي الكميات إلى سنة ما أو عدة سنوات تسبق الفترة المرجعية للأسعار صفر بفترة ثابتة. فعلى سبيل المثال، قد تكون المؤشرات الشهرية الاثنا عشر من يناير ٢٠٠٠ إلى يناير ٢٠٠١، باعتبار يناير ٢٠٠٠ الفترة المرجعية للأسعار، مؤشرات لو القائمة على النفقات محدثة الأسعار لعام ١٩٩٨. و تقوم بالتالي المؤشرات الاثنا عشر من يناير ٢٠٠١ إلى يناير ٢٠٠٢ على النفقات محدثة الأسعار لعام ١٩٩٩ وهكذا.

١-٤٩ تتأخر فترة النفقات عن فترة يناير المرجعية للأسعار بفاصل زمني ثابت، حيث تتقدم سنة واحدة كل يناير كلما تقدمت الفترة المرجعية للأسعار سنة واحدة. ورغم أنه يجب، لأغراض عملية، أن تكون هناك فترة فاصلة بين الكميات والأسعار عند إصدار المؤشر لأول مرة، يمكن إعادة حساب المؤشرات الشهرية للسنة الحالية لاحقا باستخدام البيانات الحالية للنفقات عندما تصبح متوفرة. وبهذه الطريقة، يمكن للمؤشر طويل الأمد أن يكون مؤشرا شهريا بنظام السلسلة السنوية، وبأوزان ترجيحية سنوية من نفس الفترة. ويشرح الفصل التاسع هذه الطريقة بمزيد من التفصيل، وهي طريقة يستخدمها أحد المكاتب الإحصائية.

١-٥٠ يجب أن يكون المؤشر بنظام السلسلة "معتمدا على مسار سلسلة المؤشر"، حيث يجب أن يعتمد على الأسعار والكميات في كل الفترات الفاصلة بين أول وآخر فترة في سلسلة المؤشر. ويمكن أن يكون الاعتماد على مسار السلسلة ميزة أو عيبا. فعندما يكون هناك تحول اقتصادي تدريجي بين الفترة الأولى والأخيرة، في ظل عدم تقلب الاتجاهات العامة للأسعار والكميات النسبية، فسوف يقلل الوصل المسلسل غالبا الفرق بين قيم مؤشرات لو ولاسبير وباش، مما يجعل حركات المؤشر أقل اعتمادا على اختيار صيغة الرقم القياسي.

١-٥١ ومع ذلك، إذا حدثت تقلبات في الأسعار والكميات في الفترات الفاصلة، فإن الوصل المسلسل قد لا يؤدي فقط إلى زيادة الفرق بين قيم الأرقام القياسية بل أيضا إلى تشويه قياس التغير الكلي بين الفترتين الأولى والأخيرة. فعلى سبيل المثال، إذا افترضنا عودة جميع الأسعار في الفترة الأخيرة إلى المستويات التي كانت عليها في الفترة صفر، وهو مايعني أنها شهدت حتما تقلبات في الفترة الفاصلة، فإن مؤشرلاسبير بنظام السلسلة لن يعود إلى ١٠٠، بل سيكون غالبا أكبر من ١٠٠. وإذا تكررت الدورة مع عودة جميع الأسعار بشكل دوري إلى مستوياتها

الأصلية، فإن مؤشرلاسبير بنظام السلسلة سيميل إلى الانحراف على نحو تدريجي متجاوزا ١٠٠ برغم أنه قد لا يكون هناك اتجاه صعودي في الأسعار في الأجل الطويل. ولذلك، لا يُنصح بالوصل المسلسل عند تقلب الأسعار. وعندما تكون الأسعار الشهرية عرضة لتقلبات موسمية منتظمة وكبيرة، مثلا، لا يحبذ الوصل المسلسل الشهري. وتؤدي التقلبات الموسمية إلى مشكلات خطيرة، وهو الموضوع الذي يتناوله الفصل الثاني والعشرون. ورغم أن عددا من البلدان يُحدِّث الأوزان الترجيحية للنفقات سنويا، فإن المؤشرات الشهرية الاثنا عشر خلال كل سنة لا تكون مؤشرات بنظام السلسلة بل مؤشرات لو التي تستخدم كميات سنوية ثابتة.

١-٥٢ *مؤشر ديفيزيا*: عندما تتغير الأسعار والكميات بصورة مستمرة عبر الزمن، يمكن تقسيم التغير في قيمتها الإجمالية بمرور الوقت إلى مكونات سعرية وكمية باتباع طريقة ديفيزيا. وكما يوضح الفصل الخامس عشر، يمكن اشتقاق مؤشر ديفيزيا حسابيا باشتقاق القيمة (أي السعر مضروب في الكمية) بالنسبة للزمن للحصول على مكونين هما: التغير السعري المرجح بالقيم النسبية والتغير الكمي المرجح بالقيم النسبية. ويعرف هذان المكونان بمؤشر الأسعار ومؤشر الكميات على الترتيب. ويعد مؤشر ديفيزيا أساسا مؤشرا نظريا. ومن الناحية العملية، لا يمكن تسجيل الأسعار إلا على فترات بينية منفصلة حتى إذا تغيرت بصورة مستمرة عبر الزمن. ومع ذلك، يمكن اعتبار المؤشر بنظام السلسلة تقديرا متقطعاً لمؤشر ديفيزيا. ومؤشر ديفيزيا نفسه يقدم إرشادا عمليا ضعيفاً بشأن نوع صيغة الرقم القياسي التي يمكن اختيارها لفرادى الوصلات في مؤشر بنظام السلسلة.

المناهج البديهية والتصادفية للأرقام القياسية

١-٥٣ يتناول الفصل السادس عشر *مناهج بديهية* مختلفة للأرقام القياسية. وتهدف هذه المناهج إلى تحديد الشكل الدالي الأنسب لمؤشر ما بتحديد عدد من البديهيات، أو الاختبارات، التي يجب أن يفي بها المؤشر. وتُلقي هذه المناهج الضوء على الخصائص المميزة لمختلف أنواع المؤشرات، والتي لا يكون بعضها واضحا من الناحية البديهية. والمؤشرات التي لا تفي ببعض المبادئ، أو الاختبارات، الأساسية أو الجوهرية قد تُرفض تماما لأنها من المحتمل أن تعمل بطرق غير مقبولة. وقد يستخدم منهج بديهي ما أيضا في ترتيب المؤشرات على أساس خصائصها المحبذة وغير المحبذة.

المنهج البديهي الأول

١-٥٤ المنهج الأول هو منهج الاختبار التقليدي الذي ابتكره إيرفينغ فيشر، حيث تُحسب مؤشرات الأسعار والكميات كدوال في متجهي الأسعار ومتجهي الكميات في الفترتين المقارنتين. وتُعامل الأسعار والكميات كمتغيرات مستقلة، بينما يفترض المنهج الاقتصادي للأرقام القياسية الذي يتناوله هذا الفصل لاحقا أن الكميات دوال في الأسعار.

١-٥٥ يبدأ الفصل السادس عشر بدراسة مجموعة مكونة من ٢٠ بديهية، لا نستعرض سوى بعضها الآن على سبيل المثال:

الاختبار الأول: *اختبار الإيجابية*: ينبغي أن تكون قيمة مؤشر الأسعار وقيم متجهات الأسعار والكميات المكونة له موجبة.

الاختبار الثالث: *اختبار التطابق*: إذا كانت أسعار كل المنتجات متطابقة في الفترتين، فإن قيمة مؤشر الأسعار ينبغي أن تساوي واحد صحيح بغض النظر عن قيم متجهات الكميات.

الاختبار الخامس: *اختبار التناسبية في الأسعار الجارية*: إذا ضربت كل أسعار الفترة t في الرقم الموجب λ، فإن مؤشر الأسعار الجديد ينبغي أن يكون حاصل ضرب λ في مؤشر الأسعار القديم، أي أن دالة مؤشر الأسعار تكون دالة متجانسة (موجبة) من الدرجة الأولى في مكونات متجه أسعار الفترة t.

الاختبار العاشر: *اختبار ثبات المؤشر مع تغير وحدة القياس* (اختبار قابلية القياس): لا تتغير قيمة مؤشر الأسعار إذا تغيرت الوحدات التي تُقاس بها المنتجات.

الاختبار الحادي عشر: *اختبار الانعكاس الزمني*: إذا حلت كافة بيانات كل من الفترتين محل الأخرى، فإن مؤشر الأسعار الناتج عن ذلك ينبغي أن يساوي مقلوب مؤشر الأسعار الأصلي.

الاختبار الرابع عشر: *اختبار القيمة المتوسطة للأسعار*: يقع مؤشر الأسعار بين أعلى وأقل رقمين نسبيين للأسعار.

الاختبار السادس عشر: *اختبار حدَّي باش ولاسبير*: يقع مؤشر الأسعار بين مؤشري لاسبير وباش.

الاختبار السابع عشر: *الرتابة في الأسعار الجارية* ــ إذا زاد أي سعر في الفترة t، يجب أن يزيد مؤشر الأسعار.

١-٥٦ يمكن اعتبار بعض البديهيات أو الاختبارات أهم من غيرها. وتبدو بعض البديهيات، في حقيقة الأمر، منطقية بطبيعتها لدرجة أنه يمكن افتراض أن أي رقم قياسي مستخدم بالفعل سوف يفي بهذه البديهيات. فعلى سبيل المثال، يشير الاختبار العاشر، قابلية القياس، إلى أنه إذا تغيرت وحدة الكمية التي يقاس بها منتج ما من غالون إلى لتر مثلا، فإن المؤشر يجب ألا يتغير. ومن المؤشرات التي لا تجتاز هذا الاختبار مؤشر دوتو (*Dutot index*) الذي يُحسب بالنسبة بين المتوسطين الحسابيين للأسعار في الفترتين. وحسبما يرد لاحقا، يعد هذا أحد أنواع المؤشرات الأولية التي تستخدم في الواقع على نطاق واسع في المراحل الأولى لحساب مؤشر أسعار المستهلكين.

١-٥٧ لننظر على سبيل المثال في متوسط أسعار الملح والفلفل، ولنفترض أنه تقرر تغيير وحدة قياس الفلفل من الغرام إلى الأونصة بينما يتم الإبقاء على الوحدات التي يقاس بها الملح (الكيلو مثلا) كما هي دون تغيير. ونظرا لأن الأونصة تساوي ٢٨,٣٥ غرام، فإن القيمة المطلقة لسعر الفلفل تزيد بأكثر من ٢٨ مرة، وهو ما يؤدي بالفعل إلى زيادة الوزن الترجيحي للفلفل في مؤشر دوتو بأكثر من ٢٨ مرة.

١–٥٨ عندما تكون المنتجات التي يغطيها مؤشر ما غير متجانسة وتقاس بوحدات طبيعية مختلفة، فإن قيمة أي مؤشر لا يجتاز اختبار قابلية القياس تعتمد على الاختيار العشوائي المحض للوحدات. ويجب أن يكون هذا المؤشر غير مقبول من الناحية المفاهيمية. وإذا كانت الأسعار تتعلق بمجموعة متجانسة تماما من المنتجات التي تستخدم جميعها نفس وحدة القياس، يصبح الاختبار عديم الأهمية.

١–٥٩ هناك اختبار آخر مهم هو الاختبار الحادي عشر، الذي يطلق عليه اختبار الانعكاس الزمني. ومن حيث المبدأ، يبدو شرط الحصول على نفس النتيجة منطقيا عند اختيار أي من الفترتين كفترة مرجعية للأسعار، وبعبارة أخرى، سواء قيس التغير بالتحرك إلى الأمام زمنيا، أي من الفترة صفر إلى الفترة t، أو بالتحرك إلى الخلف زمنيا من الفترة t إلى الفترة صفر. ولا يجتاز مؤشر يانغ هذا الاختبار لأن المتوسط الحسابي لمجموعة من الأرقام النسبية للأسعار لا يساوي مقلوب المتوسط الحسابي لمقلوبات الأرقام النسبية للأسعار. ويرى الكثير من مستخدمي المؤشرات أن أحد العيوب الخطيرة يتمثل في أن القرار الذي يمكن اعتباره عشوائياً من الناحية *المفاهيمية* الذي يُتخذ لقياس التغير في الأسعار بالتحرك إلى الأمام من الفترة صفر إلى الفترة t يعطي نتيجة مختلفة عن قياس التغير بالتحرك إلى الخلف من الفترة t إلى الفترة صفر. وعدم اجتياز مؤشر يانغ لاختبار الانعكاس الزمني يجب أن تأخذه المكاتب الإحصائية في الحسبان.

١–٦٠ لا يجتاز مؤشرا لاسبير وباش اختبار الانعكاس الزمني لنفس الأسباب التي سبق ذكرها بالنسبة لمؤشر يانغ. فعلى سبيل المثال، تتمثل صيغة حساب مؤشر لاسبير بالرجوع إلى الوراء من الفترة t إلى الفترة صفر، P_{BL}، فيما يلي:

$$P_{BL} = \frac{\sum_{i=1}^{n} p_i^0 q_i^t}{\sum_{i=1}^{n} p_i^t q_i^t} \equiv \frac{1}{P_P} \qquad (1.14)$$

هذا المؤشر يطابق مقلوب مؤشر باش (الأمامي) وليس مقلوب مؤشر لاسبير (الأمامي). وحسبما ورد آنفا، فإن مؤشر باش (الأمامي) يسجل غالبا زيادة أقل من مؤشر لاسبير (الأمامي) بحيث لا يستطيع مؤشر لاسبير اجتياز اختبار الانعكاس الزمني. ولا يجتاز مؤشر باش أيضا هذا الاختبار.

١–٦١ في المقابل، يجتاز مؤشر لو اختبار الانعكاس الزمني *شريطة* أن تظل الكميات q_i^b ثابتة عند تغيير الفترة المرجعية للأسعار من صفر إلى t. وفي ذلك السياق يلاحظ ان كميات مؤشر لاسبير هي *بطبيعتها* كميات الفترة المرجعية للأسعار، ولذا يتوجب أن تتغير متى تغيرت الفترة المرجعية للأسعار. وتختلف سلة مؤشر لاسبير الأمامي عن سلة مؤشر لاسبير الخلفي، ونتيجة لذلك لا يجتاز مؤشر لاسبير اختبار الانعكاس الزمني.

١-٦٢ وبالمثل، فإن مؤشر لو قابل للتعدِّي بينما مؤشري لاسبير وباش ليسا كذلك. وإذا افترضنا أن مؤشر لو يستخدم مجموعة ثابتة من الكميات، q_i^b، أيا كانت الفترة المرجعية للأسعار، فإن ذلك يعني الآتي:

$$Lo^{0,t} = Lo^{0,t-k} Lo^{t-k,t}$$

حيث $Lo^{0,t}$ هي قيمة مؤشر لو في الفترة t عندما تكون الفترة صفر هي الفترة المرجعية للأسعار. ومؤشر لو الذي يقارن الفترة t مباشرة بالفترة صفر هو نفس المؤشر الذي يُحسب بصورة غير مباشرة كمؤشر بنظام السلسلة خلال الفترة $t-k$.

١-٦٣ من ناحية أخرى، إذا تم حساب مؤشر لو بحيث تختلف الكميات باختلاف الفترة المرجعية للأسعار، كما في المؤشر $\sum p^{t+1}q^{t-j}/\sum p^t q^{t-j}$ الذي تناولناه سابقا، فإن المؤشر بنظام السلسلة الناتج عن ذلك لا يكون قابلا للتعدِّي. ويعد رقما لاسبير وباش بنظام السلسلة حالتين خاصتين لهذا المؤشر.

١-٦٤ في الواقع العملي، تتغير الكميات بالفعل ويتمثل الغرض من الوصل المسلسل في المساعدة على تحديث *الكميات* باستمرار حتى تأخذ في الحسبان التغير الذي يشهده مجتمع المنتجات. وتحقيق قابلية التعدِّي بالإبقاء على الكميات ثابتة، لا سيما عبر فترة طويلة جدا من الزمن، لا يوازن الأثر الناتج عن التحيزات المحتملة التي تحدث نتيجة استخدام كميات غير محدثة.

ترتيب المؤشرات باستخدام المنهج البديهي الأول

١-٦٥ لا يبين الفصل السادس عشر فقط أن مؤشر فيشر للأسعار يفي بقائمة البديهيات العشرين بل أنه أيضا، وعلى نحو يسترعي مزيد من الانتباه، المؤشر الوحيد الذي يستطيع الوفاء بالعشرين بديهية. وبالتالي، وبناء على هذه المجموعة المحددة من البديهيات، يفوق مؤشر فيشر للأسعار المؤشرات الأخرى من حيث الأهمية.

١-٦٦ وعلى النقيض من مؤشر فيشر، فإن المؤشرين المتماثلين (والممتازين) الآخرين اللذين يُحسبان في المعادلتين (1.11) و(1.12) أعلاه لا يجتازان الاختبارات العشرين على نحو مُرض. فالفصل السادس عشر يبين أن مؤشر ولش للأسعار لا يجتاز أربعة اختبارات بينما لا يجتاز مؤشر تورنكفيست تسعة اختبارات. ومع ذلك، فقد يُتوقع أن تكون قيمتا مؤشري تورنكفيست و فيشر متقاربتين للغاية من الناحية الرقمية عندما تكون الاتجاهات العامة للبيانات غير متباينة نسبيا حسبما يرد في الفصل التاسع عشر.

١-٦٧ أحد أوجه القصور التي تشوب المنهج البديهي يتمثل في أن قائمة البديهيات تعد في نهاية الأمر قائمة عشوائية إلى حد ما. فبعض البديهيات ــ مثل اختبار حدَّي باش ولاسبير الذي لا يجتازه مؤشرا تورنكفيست وولش ــ يمكن اعتبارها غير مهمة. ويمكن النظر في بديهيات أو اختبارات إضافية، حيث تتناول الفقرات التالية بديهيتان إضافيتان. وهناك مشكلة أخرى تتعلق بالتطبيق البسيط للمنهج البديهي وهي أنه لا يكفي معرفة الاختبارات التي لم يتم اجتيازها، إذ أنه من الضروري أيضا معرفة مدى إخفاق المؤشر في اجتياز هذه الاختبارات. فالإخفاق الذريع في اجتياز أحد الاختبارات المهمة، كاختبار قابلية القياس، قد يعتبر كافيا لاستبعاد أحد المؤشرات، بينما الاخفاق البسيط في اجتياز عدة اختبارات ثانوية قد لا يعد عيبا كبيرا.

بعض الاختبارات الإضافية

١-٦٨ لننظر في إجراء اختبار تماثل آخر. فتبديل أدوار الأسعار والكميات في مؤشر للأسعار ينتج عنه مؤشر للكميات له نفس الشكل الدالي لمؤشر الأسعار. ويستلزم *اختبار انعكاس المُعامل* أن يتطابق حاصل ضرب قيمة مؤشر الكميات هذا في قيمة مؤشر الأسعار الأصلي مع التغير في قيمة الإجمالي المعني. ويكون الاختبار مهما، كما ورد آنفا، إذا كان الهدف من مؤشر الأسعار والكميات هو تيسير تحليل التغيرات في قيم الإجماليات بمرور الوقت بالعودة إلى مكوناتها السعرية والكمية بطريقة يسهل فهمها. وهناك نتيجة أخرى جديرة بالاهتمام في الفصل السادس عشر وهي أن مؤشر فيشر هو مؤشر الأسعار الوحيد الذي يجتاز أربعة اختبارات أولية هي: الاختبار الأول (الإيجابية) والاختبار الحادي عشر (اختبار الانعكاس الزمني) والاختبار الثاني عشر (اختبار انعكاس الكميات) والاختبار الحادي والعشرون (اختبار انعكاس المُعامل). ونظرا لأن اختبار انعكاس المُعامل يفترض ضمنا أن الأسعار والكميات يجب أن تنتمي إما إلى الفترة صفر أو إلى الفترة t، فهو لا يناسب مؤشر لو الذي توجد فيه ثلاث فترات هي: b وصفر وt.

١-٦٩ حسبما ورد آنفا، يتطابق حاصل ضرب قيمة مؤشر لاسبير للأسعار (الكميات) في قيمة مؤشر باش للكميات (الأسعار) مع التغير في قيمة الإجمالي المعني. وبالتالي، قد يجتاز مؤشرا لاسبير وباش صيغة ضعيفة لاختبار انعكاس المُعامل نظرا لأن قسمة التغير في قيمة الإجمالي على قيمة مؤشر لاسبير (باش) للأسعار تؤدي بالفعل إلى الحصول على مؤشر للكميات له مغزى، أي مؤشر باش (لاسبير)، رغم عدم تطابق الشكلين الداليين لمؤشري الأسعار والكميات.

١-٧٠ يتناول الفصل السادس عشر اختبار آخر هو *اختبار قابلية الجمع*. وأهمية هذا الاختبار من منظور مؤشرات الأسعار تزيد عن أهميته من منظور مؤشرات الكميات. فقد تُستخدم مؤشرات الأسعار في تكميش التغيرات في القيم للحصول على التغيرات الضمنية في الكميات. كما يمكن عرض النتائج بالنسبة للإجماليات

الفرعية كالفئات العامة لاستهلاك الأسر المعيشية. ومثلما يتم الحصول على إجماليات النفقات بالأسعار الجارية، بطبيعة الحال، عن طريق جمع فرادى النفقات، فمن المنطقي أن نتوقع أن التغيرات في الإجماليات الفرعية لمؤشر الكميات ينبغي أن تساوي في مجموعها التغيرات في الإجماليات ــ وهو ما يطلق عليه اختبار قابلية الجمع. ومؤشرات الكميات، كمؤشري لاسبير وباش، التي تستخدم مجموعة مشتركة من الأسعار في تقييم الكميات في الفترتين يجب أن تجتاز اختبار قابلية الجمع. وبالمثل، فإن مؤشر لو للكميات الذي يُحسب هكذا: $\sum p^j q^t / \sum p^j q^0$ هو أيضا قابل للجمع. ومؤشر جيري ــ خميس للكميات (راجع المرفق الرابع) الذي يُستخدم في إجراء المقارنات الدولية المتعلقة بالاستهلاك الحقيقي وإجمالي الناتج المحلي بين البلدان يعد مثالا لمؤشر لو للكميات هذا. ويَستخدم هذا المؤشر متوسطا حسابيا مرجحا للأسعار في مختلف البلدان كالمتجه العام للأسعار p^j لمقارنة الكميات في البلدان المختلفة.

١-٧١ بالمثل، يمكن استخدام متوسط للأسعار في فترتين لتقييم الكميات في المؤشرات الزمنية. وحتى يتسنى اجتياز مؤشر الكميات أيضا لاختبار الانعكاس الزمني، يجب أن يكون المتوسط متماثل. ويتطلب *اختبار اللاتباين أمام التغيرات التناسبية في الأسعار الجارية* (والذي يقابل الاختبار السابع في الفصل السادس عشر، باستثناء تبديل الأسعار بالكميات) ألا يعتمد مؤشر الكميات إلا على المستوى *النسبي*، وليس المطلق، للأسعار في كل فترة. ومؤشر ولش للكميات الذي يجتاز هذا الاختبار هو مؤشر قابل للجمع ويجتاز اختبار الانعكاس الزمني أيضا. ويبرز هذا المؤشر كمؤشر للكميات له بعض الخصائص المحبذة جدا.

١-٧٢ رغم أن مؤشر فيشر نفسه غير قابل للجمع، إلا أنه يمكن تقسيم *التغير المئوي* الكلي في مؤشر فيشر للأسعار، أو الكميات، إلى مكونات قابلة للجمع تعكس التغير المئوي في كل سعر أو كمية. ويمكن إجراء تقسيم مماثل قابل للضرب بالنسبة لمؤشر تورنكفيست للأسعار أو للكميات.

المنهج التصادفي ومنهج بديهي ثان

١-٧٣ قبل النظر في منهج بديهي ثان، من الملائم أن نتناول المنهج التصادفي لإعداد مؤشرات الأسعار. ويعامل المنهج التصادفي *تغيرات* الأسعار الملاحظة أو *الأرقام النسبية* للأسعار الملاحظة كما لو كانت عينة عشوائية مسحوبة من مجتمع إحصائي محدد يمكن اعتبار متوسطها معدل التضخم العام. وهذه الطريقة لا يمكن أن تؤدي الى معدل تضخم واحد. فهناك العديد من المجتمعات الإحصائية التي يمكن تحديدها بناء على مجموعات معينة من النفقات أو المعاملات التي يهتم بها المستخدم. ومن الواضح أن متوسط العينة يعتمد على اختيار المجتمع الإحصائي الذي تُسحب منه العينة. وتحديد المجتمع الإحصائي هو مسألة تشابه تحديد نطاق مؤشرات أسعار

المستهلكين. ويتناول المنهج التصادفي قضايا مثل الشكل الملائم لحساب المتوسط وأكفأ الطرق لتقديره من عينة من الأرقام النسبية للأسعار بمجرد تحديد المجتمع الإحصائي.

١-٧٤ يعد المنهج التصادفي مفيدا بوجه خاص عند اقتصار المجتمع الإحصائي على نوع واحد من المنتجات. ونظرا لمظاهر المنافسة غير الكاملة في السوق، قد يكون هناك تفاوت كبير في الأسعار التي يباع بها نفس المنتج في منافذ البيع المختلفة وأيضا في التغيرات السعرية الملاحظة. ومن الناحية العملية، يجب أن تقوم المكاتب الإحصائية بتقدير متوسط التغير في أسعار منتج واحد من عينة مشاهدات سعرية. ويتناول الفصلان السابع والعشرون بقدر من التفصيل ما يثار من قضايا منهجية مهمة في هذا الشأن.

المنهج التصادفي غير المرجح

١-٧٥ يتناول الفصل السادس عشر المنهج التصادفي غير المرجح لنظرية الرقم القياسي. وهو يشير إلى أنه إذا استُخدمت المعاينة العشوائية البسيطة، يمكن إعطاء نفس الوزن الترجيحي لكل رقم نسبي للسعر مأخوذ في العينة. وبافتراض أنه يمكن معاملة كل رقم نسبي للسعر كحاصل جمع مكونين هما: معدل تضخم عام واضطراب عشوائي بمتوسط قدره صفر، وباستخدام طريقة المربعات الصغرى أو طريقة الاحتمال الأقصى، يكون أفضل تقدير لمعدل التضخم العام هو المتوسط *الحسابي* غير المرجح للأرقام النسبية للأسعار، وهو صيغة المؤشر التي تعرف باسم مؤشر *كارلي* (*Carli index*). وهذا المؤشر هو الصيغة غير المرجحة لمؤشر يانغ ونتناوله لاحقا بمزيد من التفصيل في سياق المؤشرات الأولية للأسعار.

١-٧٦ إذا كان المكون العشوائي قابلا للضرب، وغير قابل للجمع، فإن أفضل تقدير لمعدل التضخم العام يكون عن طريق المتوسط *الهندسي* غير المرجح للأرقام النسبية للأسعار، والذي يعرف باسم مؤشر *جيفونز* (*Jevons index*). وقد يفضَّل مؤشر جيفونز على مؤشر كارلي على أساس أنه يجتاز اختبار الانعكاس الزمني الذي لا يجتازه مؤشر كارلي. وحسبما يرد لاحقا، قد تكون هذه الحقيقة حاسمة عند تحديد الشكل الدالي المستخدم في تقدير المؤشرات الأولية التي تعد في المراحل الأولى لحساب مؤشرات أسعار المستهلكين.

المنهج التصادفي المرجح

١-٧٧ حسبما يرد في الفصل السادس عشر، يمكن تطبيق المنهج التصادفي *المرجح* على مستوى تجميعي يغطي مجموعات المنتجات المختلفة. ونظرا لأن المنتجات قد تختلف من حيث أهميتها الاقتصادية، ينبغي عدم إعطاء نفس الوزن الترجيحي لكل نوع من أنواع المنتجات. وقد يتم ترجيح المنتجات على أساس نصيبها في القيمة الإجمالية للنفقات، أو المعاملات الأخرى، في فترة ما أو عدة فترات. وفي هذه الحالة، يتمثل المؤشر (أو

لوغاريتمه) في القيمة المتوقعة لعينة عشوائية من الأرقام النسبية للأسعار (أو لوغاريتماتها) التي يتناسب احتمال اختيارها مع حجم الإنفاق على هذا النوع من المنتجات في فترة ما أو عدة فترات. ويمكن الحصول على مؤشرات مختلفة بناء على ما يُستخدم من أوزان ترجيحية للنفقات ومدى استخدام الأرقام النسبية للأسعار أو لوغاريتماتها.

١-٧٨ إذا افترضنا أن عينة من الأرقام النسبية للأسعار تم اختيارها بطريقة عشوائية وأن احتمال الاختيار كان متناسباً مع حجم الإنفاق على نوع المنتج في الفترة المرجعية للأسعار صفر، يكون التغير المتوقع في الأسعار عندئذ هو مؤشر لاسبير للأسعار الخاص بذلك المجتمع الإحصائي. ويمكن أيضاً الحصول على مؤشرات أخرى باستخدام المنهج التصادفي المرجح. وإذا افترضنا معاملة كلتا الفترتين على نحو متماثل وجعل احتمالات الاختيار متناسبة مع المتوسط الحسابي لأنصبة النفقات في الفترتين صفر وt، فعند تطبيق هذه الأوزان الترجيحية على لوغاريتمات الأرقام النسبية للأسعار، تكون القيمة المتوقعة للوغاريتمات هي مؤشر تورنكفيست، ويعرف أيضا بمؤشر تورنكفيست ــ تيل (Törnqvist - Theil index). ومن الناحية البديهية، يؤدي اختيار متوسط متماثل لأنصبة النفقات إلى ضمان اجتياز اختبار الانعكاس الزمني، بينما يمكن تبرير اختيار المتوسط الحسابي ــ باعتباره متميزا عن بعض المتوسطات المتماثلة الأخرى ــ على أساس أن ذلك يؤدي إلى اجتياز الاختبار الأساسي الخاص بالتناسبية في الأسعار الجارية، وهو الاختبار الخامس.

١-٧٩ بالتركيز على التغيرات في الأسعار، يبرز مؤشر تورنكفيست كمؤشر له بعض الخصائص المحبذة جدا. ويشير ذلك إلى منهج تصادفي ثان لإعداد المؤشرات يتحول فيه الاهتمام من فرادى الأسعار والكميات المستخدمة في المنهج البديهي التقليدي إلى التغيرات في الأسعار وأنصبة القيم.

منهج بديهي ثان

١-٨٠ يتناول الفصل السادس عشر منهج بديهي ثان يُحسب فيه مؤشر الأسعار كعلاقة بين مجموعتي الأسعار، أو النسب بينها، ومجموعتي القيم. ولا يختلف الأمر إذا ما تم تحديد فرادى الأسعار أو النسب بينها طالما أن المؤشر ثابت مع تغير وحدة القياس، أي يجتاز اختبار قابلية القياس. ويجري اقتراح مجموعة مكونة من سبع عشرة بديهية على غرار العشرين بديهية المذكورة في المنهج البديهي الأول.

١-٨١ يبين الملحق ١-١٦ أن مؤشر تورنكفيست، أو تورنكفيست – تيل، هو مؤشر الأسعار الوحيد الذي يجتاز السبع عشرة بديهية جميعها، تماما مثل مؤشر فيشر للأسعار الذي يعد مؤشر الأسعار الوحيد الذي يجتاز العشرين بديهية جميعها في المنهج الأول. ومع ذلك، فمؤشر تورنكفيست لا يجتاز اختبار انعكاس المُعامل، وبالتالي فإن المؤشر الضمني للكميات الذي يتم الحصول عليه بتكميش التغير في القيمة بواسطة مؤشر تورنكفيست للأسعار

ليس هو مؤشر تورنكفيست للكميات. وبالتالي فإن المؤشر الضمني للكميات لا يعد "الأفضل" من حيث الوفاء بالبديهيات السبع عشرة عند تطبيقها على مؤشرات الكميات بدلا من مؤشرات الأسعار.

٨٢-١ الأسعار الصفرية قد تتسبب في مشكلات للمؤشرات التي تقوم على نسب الأسعار، لاسيما المتوسطات الهندسية لنسب الأسعار. وتحديدا، إذا اتجه أي سعر نحو الصفر، فإن الاختبارالوحيد الذي يمكن إجراؤه وهو أن مؤشر الأسعار يجب ألا يتجه نحو الصفر أو الى زائد ما لا نهاية. ولا يجتاز مؤشر تورنكفيست هذا الاختبار. لذلك، يقترح الفصل السادس عشر مراعاة وضع حدود الأسعار بعيدا عن الصفر عند استخدام مؤشر تورنكفيست حتى يمكن تفادي الحصول على رقم قياسي لا جدوى منه.

٨٣-١ أخيرا، يتناول الفصل السادس عشر الخصائص البديهية لمؤشري لو ويانغ. فمؤشر لو يبدو في وضع جيد جدا بالنسبة للمنهج البديهي، حيث يجتاز كل من اختبار الانعكاس الزمني واختبار الدائرية. من ناحية أخرى، لا يجتاز مؤشر يانغ، مثله مثل مؤشري لاسبير وباش، كلا الاختبارين. ومع ذلك، يعتمد الميل لاستخدام مؤشر لو على مدى ارتباط الأوزان الترجيحية للكميات الثابتة بالفترتين المقارنتين، أي على موضع الفترة b ، بدرجة أكبر من اعتماده على خصائصه البديهية.

٨٤-١ رغم اختلاف المؤشرين "الأمثلين" من حيث اجتياز اختبارات المنهجين البديهيين، وهما فيشر وتورنكفيست، يوجد بينهما الكثير من الجوانب المشتركة. فحسبما ورد آنفا، كلاهما مؤشران متماثلان وكلاهما مؤشر ممتازان. ورغم اختلاف صيغة كل منهما، فقد يُتوقع أن يعملا بنفس الطريقة وأن يسجلا نفس حركات الأسعار. ويظل نفس *النوع* من المؤشرات متميزا بخصائص محبذة أيا كان المنهج المعتمد لنظرية الرقم القياسي، وهي النتيجة التي يعززها المنهج الاقتصادي للأرقام القياسية الذي يتناوله الفصل السابع عشر.

مؤشر تكلفة المعيشة

٨٥-١ أدى تناول مؤشر أسعار المستهلكين من منظور النظرية الاقتصادية إلى وضع مفهوم مؤشر تكلفة المعيشة (COLI). وقد كان كونيوس أول من وضع نظرية مؤشر تكلفة المعيشة (عام ١٩٢٤). وتعتمد هذه النظرية على افتراض السلوك الأمثل من جانب مستهلك رشيد. وقد تم تعريف مؤشر تكلفة المعيشة بالنسبة لمثل هذا المستهلك على نحو موجز بأنه النسبة بين النفقات الدنيا المطلوبة للوصول إلى مستوى معين من المنفعة، أو الرفاهية، في ظل نظامين مختلفين للأسعار. ويرد في الفصل السابع عشر تعريف وشرح أدق لهذا المؤشر.

١-٨٦ رغم أن مؤشر لو يقيس التغير في تكلفة شراء سلة ثابتة من السلع والخدمات نتيجة التغير في أسعارها، فإن مؤشر تكلفة المعيشة يقيس التغير في *الحد الأدنى* لتكلفة الاحتفاظ بمستوى معين من المنفعة، أو الرفاهية، نتيجة التغير في أسعار السلع والخدمات المستهلكة.

١-٨٧ مؤشر تكلفة المعيشة عرضة لسوء التفسير لأن رفاهية الأسر المعيشية تعتمد على مجموعة متنوعة من العوامل الطبيعية والاجتماعية التي قد لا ترتبط بالأسعار. فهناك أحداث قد تُضر بصورة مباشرة بالرفاهية، كالكوارث الطبيعية أو تلك التي من صنع الإنسان. وعند حدوث مثل هذه الأحداث، قد تحتاج الأسر المعيشية إلى زيادة استهلاكها من السلع والخدمات حتى تعوض فقدان الرفاهية الناجم عن هذه الأحداث. والتغيرات في تكاليف الاستهلاك نتيجة لأحداث أخرى *بخلاف التغيرات في الأسعار* لا علاقة لها بمؤشر أسعار المستهلكين الذي لا يهدف فقط لقياس التغيرات في أسعار السلع والخدمات الاستهلاكية بل يعتبره المستخدمون بوجه عام مقياسا للتغيرات السعرية والتغيرات السعرية فقط. وحتى يصلح مؤشر تكلفة المعيشة كمؤشر لأسعار المستهلكين، يجب بالتالي ألا يبقي على أفضليات المستهلكين فقط ثابتة بل أيضا على كافة العوامل غير السعرية التي تؤثر على رفاهية المستهلك ومستوى معيشته. وإذا كان الهدف جعل مؤشر أسعار المستهلكين مؤشرا لتكلفة المعيشة، فإن ذلك *مشروط* بتوفر ما يلي:

- مستوى معين من المنفعة أو الرفاهية.
- مجموعة معينة من أفضليات المستهلكين.
- ظروف طبيعية واجتماعية معينة.

ومؤشرات لو، بطبيعة الحال، مشروطة أيضا لأنها تعتمد على سلة معينة من السلع والخدمات المختارة.

١-٨٨ القاسم المشترك بين مؤشرات لو ومؤشرات تكلفة المعيشة هو أن كلاهما يمكن حسابه بالنسبة بين النفقات في فترتين. ومع ذلك، فرغم أن الكميات، بطبيعتها، ثابتة في مؤشرات لو، فإنها تختلف نتيجة تغير الأسعار النسبية في مؤشرات تكلفة المعيشة. وعلى عكس منهج السلة الثابتة المستخدم في نظرية الرقم القياسي، يقر المنهج الاقتصادي بوضوح بأن الكميات المستهلكة تعتمد بالفعل على الأسعار. ومن الناحية العملية، قد يُتوقع أن يعدل المستهلك الرشيد الكميات *النسبية* التي يستهلكها نتيجة للتغير في الأسعار *النسبية*. ويَفترض مؤشر تكلفة المعيشة أن المستهلك الذي يسعى إلى تقليل تكلفة الحفاظ على مستوى معين من المنفعة إلى أدنى حد لها سوف يُجري التعديلات اللازمة. وبالتالي، لا يوجد تطابق تام بين سلات السلع والخدمات في بسط ومقام مؤشر تكلفة المعيشة.

١-٨٩ الإنفاق الملاحظ لمستهلك رشيد في فترة الأساس المختارة قد يُفترض أنه الحد الأدنى للإنفاق المطلوب لتحقيق مستوى المنفعة الذي يتم الحصول عليه في تلك الفترة. ولحساب مؤشر تكلفة المعيشة على أساس هذه الفترة، من الضروري معرفة الحد الأدنى للإنفاق المطلوب للحصول على نفس مستوى المنفعة إذا كانت الأسعار السائدة هى أسعار الفترة الثانية، مع بقاء العوامل الأخرى دون تغيير. والكميات المشتراة في هذه الحالات المفتَرضة من المحتمل أن تكون *افتراضية*. ولن تكون هذه الكميات هى الكميات المستهلكة بالفعل في الفترة الثانية إذا تغيرت العوامل الأخرى، ومنها الموارد المتاحة للمستهلك.

١-٩٠ من غير المحتمل أن تكون الكميات المطلوبة لحساب مؤشر تكلفة المعيشة في إحدى الفترات على الأقل ملحوظة في الواقع العملي. ومؤشر تكلفة المعيشة لا يعد مؤشرا عمليا يمكن حسابه بصورة مباشرة. لذلك، يتمثل التحدي القائم في معرفة مدى إمكانية إيجاد طرق لتقدير مؤشر تكلفة المعيشة بصورة غير مباشرة أو على الأقل إيجاد حدين أعلى وأدنى للمؤشر. وهناك أيضا اهتمام كبير بإنشاء علاقة بين مؤشر تكلفة المعيشة ومؤشرات لو التي يمكن حسابها، بما في ذلك مؤشرا لاسبير وباش.

الحدَّين الأعلى والأدنى لمؤشر تكلفة المعيشة

١-٩١ يُستنتج من تعريف مؤشر لاسبير أنه إذا كان الهدف تغيير دخل المستهلك بنفس نسبة التغير في مؤشر لاسبير، يجب أن يكون لدى المستهلك فرصة شراء نفس سلة المنتجات التي كان يشتريها في فترة الأساس. أي أن المستهلك لا يمكن أن يكون أسوأ حالا. ومع ذلك، إذا تغيرت الأسعار *النسبية*، فإن المستهلك الذي يسعى إلى تعظيم منفعته لن يواصل شراء نفس الكميات التي كان يشتريها من قبل. وسوف يكون المستهلك قادرا على تحقيق *مستوى أعلى* من المنفعة عن طريق إحلال ــ بدرجة طفيفة على الأقل ــ المنتجات التي أصبحت أرخص نسبيا محل تلك التي أصبحت أغلى. ونظرا لأن مؤشر تكلفة المعيشة يقيس التغير في الحد الأدنى للنفقات المطلوبة للحفاظ على مستوى ثابت من المنفعة، فإن مؤشر تكلفة المعيشة القائم على الفترة الأولى سيزيد بمقدار أقل من مؤشر لاسبير.

١-٩٢ بنفس المنطق، يُستنتج أنه عندما تتغير الأسعار النسبية، يجب أن يزيد مؤشر تكلفة المعيشة القائم على الفترة الثانية بمقدار أكبر من مؤشر باش. وحسبما يرد بمزيد من التفصيل في الفصل السابع عشر، فإن مؤشر لاسبير يمثل حدا أعلى لمؤشر تكلفة المعيشة القائم على الفترة الأولى ومؤشر باش يمثل حدا أدنى لمؤشر تكلفة المعيشة القائم على الفترة الثانية. وينبغي ملاحظة أن هناك مؤشران مختلفان لتكلفة المعيشة هنا: أحدهما قائم على الفترة الأولى والآخر قائم على الفترة الثانية. ومع ذلك، فمن المستبعد – بوجه عام – أن يختلف المؤشران كثيرا.

١-٩٣ إذا افترضنا أن المؤشر النظري المستهدف هو مؤشر لتكلفة المعيشة، وأن مؤشر أسعار المستهلكين ــ لأغراض عملية ــ يُحسب بالفعل كمؤشر لو الذي تنتمي فيه الكميات إلى الفترة b التي تسبق الفترة المرجعية للأسعار صفر، فأحد الاستنتاجات المهمة التي يتم التوصل إليها من هذا التحليل التمهيدي تتمثل في أن قيمة مؤشر لو قد يُتوقع لها أن تتجاوز قيمة مؤشر لاسبير ــ بافتراض أن اتجاهات الأسعار طويلة الأجل وأن هناك إحلال بين المنتجات ــ بينما قد يُتوقع لقيمة مؤشر لاسبير بدورها أن تتجاوز قيمة مؤشر تكلفة المعيشة، أما مؤشر لو شائع الاستخدام فقد يُتوقع له أن يتحيز إلى أعلى. وهذه القضية لها تأثير عميق على موقف بعض البلدان تجاه مؤشرات أسعار المستهلكين. ويرجع التحيز إلى كون المؤشرات القائمة على السلة الثابتة، بما فيها لاسبير، لا تسمح، بطبيعتها، بأي إحلال بين المنتجات استجابة للتغير في الأسعار النسبية. لذلك، يطلق على هذا التحيز عادة "تحيز ناتج عن الإحلال". وقد يُتوقع أن يكون لمؤشر باش تحيز بالنقص ناتج عن الإحلال.

بعض الحالات الخاصة

١-٩٤ تتمثل الخطوة التالية في تحديد ما إذا كانت هناك حالات خاصة يمكن فيها قياس مؤشر تكلفة المعيشة بدقة. ويبين الفصل السابع عشر أنه إذا كانت أفضليات المستهلكين متماثلة الوضع ــ أي أن لكل منحنى من منحنيات السواء نفس الشكل، ويمثل كل منها توسعا أو انكماشا منتظما للآخر ــ فإن مؤشر تكلفة المعيشة يكون مستقلا عن مستوى المنفعة الذي يقوم على أساسه. ويمثل مؤشرا لاسبير وباش الحدَّين الأعلى والأدنى *لنفس* مؤشر تكلفة المعيشة.

١-٩٥ إحدى الحالات الخاصة الجديرة بالاهتمام تحدث عندما يمكن تمثيل الأفضليات بالدالة المعروفة بدالة كوب ــ دوغلاس (Cobb-Douglas) التي تكون فيها مرونات الطلب التقاطعية بين المنتجات المختلفة واحد صحيح. ويعدل المستهلكون الكميات النسبية التي يستهلكونها بما يتناسب عكسيا مع التغير في الأسعار النسبية بحيث تظل أنصبة النفقات ثابتة. وفي ظل أفضليات دالة كوب ــ دوغلاس، يعد مؤشر لاسبير الهندسي مقياسا دقيقا لمؤشر تكلفة المعيشة. ونظرا لأن أنصبة النفقات تظل ثابتة بمرور الوقت، فإن المؤشرات *الهندسية* الثلاثة ــ يانغ ولاسبير وباش ــ تتطابق مع بعضها البعض ومع مؤشر تكلفة المعيشة. وبالطبع، لا تتطابق الصيغ الحسابية لهذه المؤشرات في هذه الحالات لأن السلات في الفترات b وصفر وt تختلف جميعها وذلك بسبب عمليات الإحلال بين المنتجات استجابة للتغير في الأسعار النسبية.

١-٩٦ ومن النتائج الأكثر شيوعا في نظرية الرقم القياسي أنه إذا أمكن تمثيل الأفضليات بدالة منفعة متجانسة من الدرجة الثانية، فإن مؤشر فيشر يمثل مقياسا دقيقا لمؤشر تكلفة المعيشة (راجع الفصل السابع عشر). ورغم أنه من المستبعد أن تتفق تفضيلات المستهلكين تماما مع هذا الشكل الدالي تحديدا، فإن هذه النتيجة تشير، بوجه

عام، إلى احتمال أن يكون مؤشر فيشر مقاربا جدا لمؤشر تكلفة المعيشة المجهول ومن المؤكد أنه سيكون أقرب له بكثير من مؤشري لاسبير وباش الحسابيين.

تقدير مؤشر تكلفة المعيشة بواسطة المؤشرات الممتازة

١-٩٧ إن تصور وجود تقارب بين مؤشر فيشر ومؤشر تكلفة المعيشة يعززه الأسباب المنطقية التالية: فقد لاحظ ديورت (١٩٧٦) أن الدالة المتجانسة من الدرجة الثانية هي شكل دالي مرن يمكن أن يمثل قيمة مقاربة من الدرجة الثانية لدوال أخرى قابلة للتفاضل مرتين حول نفس النقطة. ثم وصف ديورت صيغة الرقم القياسي *بالممتازة* عندما تكون مساوية تماما لمؤشر تكلفة المعيشة القائم على شكل دالي معين وعندما يكون هذا الشكل الدالي مرنا، كالدالة المتجانسة من الدرجة الثانية. ويتناول الفصل السابع عشر بالتفصيل كيفية استخلاص هذه النتائج كما يحتوي على مزيد من الشرح لهذا الموضوع. وعلى النقيض من مؤشر تكلفة المعيشة القائم على دالة المنفعة الحقيقية وإن كانت مجهولة، فإن المؤشر الممتاز هو رقم قياسي حقيقي يمكن حسابه. وتتمثل الأهمية العملية لهذه النتائج في أنها تقدم مبررا نظريا لتوقع أن تكون قيمة المؤشر الممتاز مقاربة إلى حد ما لقيمة المؤشر الأساسي لتكلفة المعيشة في العديد من الحالات.

١-٩٨ *المؤشرات الممتازة كمؤشرات متماثلة*: لا يعد مؤشر فيشر بأي حال المثال الوحيد للمؤشرات الممتازة. ففي واقع الأمر، هناك مجموعة كاملة من المؤشرات الممتازة. ويبين الفصل السابع عشر أن أي متوسط تربيعي من الرتبة r يكون مؤشر ممتاز لكل قيمة من قيم $r \neq$ صفر. ويُحسب المتوسط التربيعي P^r لمؤشر الأسعار من الرتبة r كالتالي:

$$P^r \equiv \frac{\sqrt[r]{\sum_{i=1}^{n} s_i^0 \left(\frac{p_i^t}{p_i^0}\right)^{r/2}}}{\sqrt[r]{\sum_{i=1}^{n} s_i^t \left(\frac{p_i^0}{p_i^t}\right)^{r/2}}} \qquad (1.15)$$

حيث تُحسب s_i^0 و s_i^t كما ورد في المعادلتين (1.2) و (1.3) أعلاه.

١-٩٩ ينبغي ملاحظة تماثل بسط ومقام المعادلة (1.15). ومن السمات المميزة للمعادلة (1.15) أنها تعامل التغيرات في الأسعار وأنصبة النفقات في الفترتين معاملة متماثلة، أيا كانت القيمة المعطاة للمَعلَمة r. وهناك ثلاث حالات خاصة جديرة بالاهتمام تتمثل فيما يلي:

- عندما تكون قيمة $r = 2$، فإن المعادلة (1.1) تُختزل إلى معادلة مؤشر فيشر للأسعار؛
- وعندما تكون قيمة $r = 1$، فإنها تعادل مؤشر ولش للأسعار؛
- وعند حساب النهاية عندما تقترب قيمة r من صفر، فإنها تعادل مؤشر تورنكفيست.

وقد استُخدمت هذه المؤشرات من قبل كأمثلة للمؤشرات التي تعامل المعلومات المتاحة في الفترتين معاملة *متماثلة*. كما اقتُرح كل منها أصلا قبل فترة طويلة من استحداث مفهوم المؤشر الممتاز.

١٠٠-١ *اختيار المؤشر الممتاز*: يتناول الفصل السابع عشر قضية اختيار صيغة المؤشر الممتاز عمليا. ونظرا لأنه قد يكون من المتوقع أن تكون قيمة كل مؤشر مقاربة للمؤشر الأساسي لتكلفة المعيشة، فقد يُستنتج أنها يجب أيضا أن تكون مقاربة لبعضها البعض. فكونها جميعا مؤشرات متماثلة يعزز هذا الاستنتاج. وهذه الافتراضات تعززها غالبا في الواقع العملي عمليات حسابية رقمية. فطالما أن المَعلَمة r لا تقع بعيدا خارج نطاق يتراوح بين صفر و٢، فإن قيمة المؤشرات الممتازة غالبا ما تكون قريبة جدا من بعضها البعض. ومع ذلك، لا يوجد من حيث المبدأ حدود لقيمة r وقد تبين مؤخرا أنه كلما زادت قيمة r، فإن المعادلة تتجه نحو اعطاء أهمية متزايدة للأرقام النسبية للأسعار الشاذة وقد تتباعد قيم المؤشرات الممتازة الناتجة تباعدا كبيرا عن بعضها البعض. ولا يكون اختيار المؤشر الممتاز غير مهم إلا عندما تكون قيمة r المطلقة صغيرة، كما في حالة المؤشرات الممتازة الثلاثة شائعة الاستخدام (فيشر وولش وتورنكفيست).

١٠١-١ يرجع تاريخ مؤشري فيشر وولش إلى قرن مضى تقريبا. ويرجع شيوع مؤشر فيشر إلى المنهج البديهي، أو الاختباري، الذي قام فيشر بنفسه بدور فعال في وضعه. وكما سبقت الإشارة، يأتي مؤشر فيشر في مقدمة المؤشرات الأخرى التي تستخدم المنهج البديهي الأول، بينما يأتي مؤشر تورنكفيست في مقدمة المؤشرات التي تستخدم المنهج البديهي الثاني المذكور آنفا. ويعد فيشر وتورنكفيست مؤشرين ممتازين يمكن تبرير استخدامهما على أسس اقتصادية، وهو ما يعني، من الوجهة النظرية، أنه قد لا يكون في الإمكان وضع مؤشرات أفضل لأغراض تطوير مؤشر أسعار المستهلكين.

التحيز الناتج عن عدم التمثيل

١٠٢-١ يعد مؤشر ولش أحد مؤشرات لو الممتازة أيضا وهو مايعني أن التحيز في مؤشرات لو الأخرى يعتمد على مدى اختلاف كمياتها عن الكميات المستخدمة في سلة ولش. ويمكن النظر إلى ذلك من زاوية أخرى.

١-١٠٣ نظرا لأن الكميات في سلة ولش تعد متوسطات *هندسية* للكميات في الفترتين، تعطَى نفس الأهمية للكميات *النسبية*، وليست المطلقة، في كلتا الفترتين. لذلك، يمكن النظر إلى سلة ولش باعتبارها السلة الأكثر تمثيلا *للفترتين*. وإذا تم إعطاء نفس الأهمية لأنماط الاستهلاك في الفترتين، فإن السلة المثلى لمؤشر لو يجب أن تكون السلة الأكثر تمثيلا. لذلك، يصبح مؤشر ولش المؤشر المستهدف المفضل من الناحية المفاهيمية لمؤشر لو.

١-١٠٤ إذا افترضنا أن الفترة b – التي تستخدم كمياتها بالفعل في مؤشر لو– تقع في المنتصف بين الفترة صفر والفترة t، ففي هذه الحالة – وبافتراض عدم تباين اتجاهات الكميات النسبية نوعا ما – من المحتمل أن تكون السلة الفعلية في الفترة b مقاربة للسلة الأكثر تمثيلا. وعلى النقيض من ذلك، كلما ابتعدت الفترة b عن النقطة المتوسطة بين الفترة صفر والفترة t، زاد احتمال اختلاف الكميات النسبية في الفترة b عن كميات السلة الأكثر تمثيلا. وفي هذه الحالة، من المحتمل أن تزيد قيمة مؤشر لو بين الفترة صفر والفترة t الذي يستخدم كميات الفترة b عن قيمة مؤشر لو الذي يستخدم الكميات الأكثر تمثيلا بقيمة تزداد تدريجيا كلما تأخرت الفترة b. والزيادة تمثل "تحيزا" إذا كان مؤشر لو الذي يستخدم الكميات الأكثر تمثيلا هو المؤشر المستهدف. ويمكن أن يُعزى هذا التحيز إلى أن كميات الفترة b غالبا ما يزداد عدم تمثيلها للمقارنة بين الفترة صفر والفترة t كلما تأخرت الفترة b. والعوامل الاقتصادية المسؤولة عن ذلك تكون، بالطبع، هي نفس العوامل التي تؤدي إلى التحيز عندما يكون المؤشر المستهدف هو مؤشر تكلفة المعيشة. لذلك، يمكن اعتبار أنواع معينة من المؤشرات متحيزة دون استخدام مفهوم مؤشر تكلفة المعيشة. وفي المقابل، تبرز نفس أنواع المؤشرات كمؤشرات مفضلة غالبا سواء كان الهدف تقدير تحيز مؤشر تكلفة المعيشة أم لا.

١-١٠٥ إذا كان الاهتمام مركزا على حركات الأسعار قصيرة الأجل، يكون المؤشر المستهدف مؤشرا بين الفترتين الزمنيتين المتتاليتين t و $t+1$. وفي هذه الحالة، يجب أن تتقدم السلة الأكثر تمثيلا فترة واحدة كلما تقدم المؤشر فترة واحدة. وينطوي اختيار السلة الأكثر تمثيلا على وصل مسلسل. وبالمثل، يُستخدم أيضا الوصل المسلسل إذا كان المؤشر المستهدف مؤشرا لتكلفة المعيشة بين الفترتين t و $t+1$. وفي الواقع العملي، يتغير مجتمع المنتجات باستمرار أيضا. وكلما تقدمت السلة الأكثر تمثيلا، يكون في الإمكان تحديث مجموعة المنتجات التي تتم تغطيتها، وأخذ التغيرات في الكميات النسبية للمنتجات التي تمت تغطيتها سابقا في الحسبان.

متطلبات البيانات وقضايا الحساب

١-١٠٦ نظرا لأن المؤشرات الممتازة تحتاج إلى بيانات عن الأسعار والنفقات في الفترتين، ونظرا لأن بيانات النفقات لا تتوافر عادة في الفترة الحالية، لا يكون في الإمكان حساب المؤشر الممتاز لأسعار المستهلكين على الأقل عند إصدار مؤشر أسعار المستهلكين لأول مرة. ومن الناحية العملية، تكون مؤشرات أسعار المستهلكين

غالبا مؤشرات لو التي تستخدم مجموعة ثابتة من الكميات أو مؤشرات لو بنظام السلسلة المحدثة سنويا. غير أنه بمرور الوقت، يمكن أن تصبح بيانات النفقات المطلوبة متوفرة. مما يجعل في الإمكان حساب مؤشر ممتاز لأسعار المستهلكين في وقت لاحق. وسوف يجد المستخدمون أنه من المفيد إصدار المؤشرات الممتازة لأسعار المستهلكين على أساس رجعي حيث يساعد ذلك على تقييم خصائص وسلوك المؤشر الرسمي. ويمكن معاملة المؤشرات الممتازة لأسعار المستهلكين كمؤشرات تكميلية تكمِّل، ولاتحل محل، المؤشرات الأصلية في حال لم يرغب الجهاز المسؤول عن نشر المؤشر في تعديل المؤشر الرسمي.

١٠٧-١ يشير الفصل السابع عشر إلى أن مؤشرات أسعار المستهلكين تحسب عادة ، في الواقع العملي، على مراحل (راجع أيضا الفصلين التاسع والعشرون) ويتناول قضية ما إذا كانت المؤشرات التي تحسب بهذه الطريقة تكون متطابقة عند تجميعها: أي لها نفس القيمة سواء تم حسابها في عملية واحدة أو على مرحلتين. وقد ثبت أن مؤشرات لاسبير متطابقة تماما لكن المؤشرات الممتازة ليست كذلك. ومع ذلك فقد ثبت أن رقمي فيشر وتورنكفيست المستخدمَين على نطاق واسع متطابقَين تقريبا.

السماح بالإحلال

١٠٨-١ يتناول الفصل السابع عشر مؤشر آخر تم اقتراحه مؤخرا، وهو مؤشر لويد – مولتون (Lloyd-Moulton index)، P_{LM} الذي يُحسب كالتالي:

$$P_{LM} \equiv \left\{ \sum_{i=1}^{n} s_i^0 \left(\frac{p_i^t}{p_i^0} \right)^{1-\sigma} \right\}^{\frac{1}{1-\sigma}} \qquad \sigma \neq 1 \qquad (1.16)$$

المَعلمة σ ــ التي يجب أن تكون قيمتها غير سالبة ــ تمثل مرونة الإحلال بين المنتجات التي تتم تغطيتها. وتبين هذه المَعلمة إلى أي مدى يُنظر إلى منتجات مختلفة على أنها بديلة لبعضها البعض. وتتمثل الميزة في هذا المؤشر في أنه يُتوقع أن يكون خاليا من التحيز الناتج عن الإحلال إلى درجة معقولة من التقريب، بينما لا يتطلب بيانات أكثر مما يتطلبها مؤشر لو أو لاسبير. وبالتالي، يعد بديلا عمليا لحساب مؤشر أسعار المستهلكين، حتى بالنسبة لأحدث الفترات، رغم احتمال صعوبة الحصول على تقدير مُرضي ومقبول للقيمة الرقمية لمرونة الإحلال – وهي المَعلمة المستخدمة في الصيغة أعلاه.

قضايا التجميع

١٠٩-١ حتى هذه المرحلة تم افتراض أن مؤشر تكلفة المعيشة يقوم على أفضليات مستهلك ممثل واحد. ويبحث الفصل الثامن عشر إلى أي مدى تظل مختلف النتائج التي تم التوصل إليها آنفا صحيحة بالنسبة لمؤشرات أسعار المستهلكين التي تعد بالفعل بالنسبة لمجموعات الأسر المعيشية. وتتمثل النتيجة العامة أساسا في بقاء نفس العلاقات على مستوى تجميعي، رغم ظهور بعض القضايا الإضافية وهو ما قد يتطلب افتراضات إضافية.

١-١١٠ إحدى القضايا تتمثل في كيفية ترجيح فرادى الأسر المعيشية. والمؤشرات الإجمالية التي ترجح الأسر المعيشية بنفقاتها تسمى المؤشرات "البلوتوقراطية"، بينما تلك التي تعطي نفس الوزن الترجيحي لكل أسرة معيشية تسمى المؤشرات "الديموقراطية". وهناك قضية أخرى تتمثل فيما إذا كان هناك، في أي لحظة زمنية، مجموعة أسعار واحدة أو ما إذا كانت الأسر المعيشية المختلفة تواجه أسعارا مختلفة. وبوجه عام، عند تعريف المؤشرات الإجمالية لا توجد حاجة لافتراض أن كل الأسر المعيشية تواجه نفس مجموعة الأسعار، رغم أن التحليل يُبسَّط بطبيعة الحال إذا كانت هناك مجموعة واحدة فقط.

١-١١١ يفترض المؤشر الإجمالي البلوتوقراطي لتكلفة المعيشة أن كل أسرة معيشية تقلل تكلفة الحصول على مستوى معين من المنفعة إلى أدنى حد ممكن عندما تواجه مجموعتين مختلفتين من الأسعار، حيث يُحسب المؤشر الإجمالي لتكلفة المعيشة بالنسبة بين التكاليف الدنيا الإجمالية لكل الأسر المعيشية في الفترتين المقارنتين. وقد ثبت، كما في حالة الأسرة المعيشية الواحدة، أن المؤشر الإجمالي لتكلفة المعيشة الملائم لأغراض مؤشر أسعار المستهلكين يجب أن يكون *مشروطا* بحالة مجموعة معينة من المتغيرات البيئية، التي توجد عادة في فترة أو أخرى من الفترات المقارنة. ويجب فهم البيئة بمدلولها الواسع حتى تشير ليس فقط إلى البيئة الطبيعية بل كذلك إلى البيئة الاجتماعية والسياسية.

١-١١٢ على غرار المؤشر الخاص بالمستهلك الممثل الواحد، لا يمكن حساب المؤشر الإجمالي لتكلفة المعيشة مباشرة، بل قد يكون في الإمكان حساب مؤشري لاسبير وباش الإجماليين اللذين يمثلان الحد الأعلى أو الأدنى لمؤشر تكلفة المعيشة. وإذا كانت هناك مجموعة واحدة فقط من الأسعار القومية، فإن مؤشر لاسبير الإجمالي البلوتوقراطي يُختزل إلى مؤشر لاسبير الإجمالي العادي. ونظرا لأنه يمكن، مبدئيا، حساب رقمي لاسبير وباش الإجماليين البلوتوقراطيين، يمكن كذلك حساب رقم فيشر الإجمالي البلوتوقراطي. ويذكر الفصل الثامن عشر أن ذلك ينبغي أن يعطي بطبيعة الحال قيمة تقريبية للمؤشر الإجمالي البلوتوقراطي لتكلفة المعيشة.

١-١١٣ يخلص الفصل الثامن عشر في النهاية إلى أن الوكالة الإحصائية يمكنها، مبدئيا، إنشاء مؤشرات لاسبير وباش وفيشر سواء الديموقراطية أو البلوتوقراطية، بشرط توفر معلومات بشأن الأرقام النسبية للأسعار والنفقات الخاصة بالأسر المعيشية في كلتا الفترتين. وإذا لم تتوافر المعلومات الخاصة بالنفقات إلا في الفترة الأولى، يمكن إنشاء أرقام لاسبير الديموقراطية والبلوتوقراطية فقط. ومع ذلك، تصبح متطلبات البيانات أكثر صعوبة. ومن المستبعد توفر البيانات المطلوبة بالنسبة *لفرادى* الأسر المعيشية في الواقع العملي، وحتى لو توفرت، فقد تكون عرضة لأخطاء كبيرة.

بيانات رقمية توضيحية

١-١١٤ يعرض الفصل التاسع عشر بعض الأمثلة الرقمية باستخدام مجموعة بيانات اصطناعية. ولا يكون الغرض من ذلك عرض طرق الحساب في حد ذاتها، بل إظهار كيف يمكن أن يؤدي اختلاف صيغ الأرقام القياسية إلى نتائج رقمية في غاية التباين. حيث تُعطَى أسعار وكميات ونفقات افتراضية وإن كانت منطقية من الناحية الاقتصادية لست سلع على مدار خمس فترات زمنية. وبوجه عام، تزداد الاختلافات غالبا بين الصيغ المختلفة باختلاف الأرقام النسبية للأسعار. كما تعتمد أيضا على مدى اتباع الأسعار اتجاهات غير متباينة أو مدى تقلبها.

١-١١٥ تبدو النتائج الرقمية مثيرة للاهتمام. فعلى سبيل المثال، يسجل مؤشر لاسبير على مدار الفترات الخمسة زيادة نسبتها ٤٤% بينما ينخفض مؤشر باش بنسبة ٢٠%. أما المؤشران الممتازان شائعا الاستخدام، تورنكفيست وفيشر، فيسجلان زيادة نسبتها ٢٥% و١٩% على الترتيب، بفرق قدره ٦ نقاط فقط مقارنة بفرق قدره ٦٤ نقطة بين مؤشري لاسبير وباش. وعند استخدام المؤشرات بنظام السلسلة، فإن مؤشري لاسبير وباش يسجلان زيادة نسبتها ٣٣% و١٢% على الترتيب، مما يقلل الفرق بين المؤشرين من ٦٤ نقطة إلى ٢١ نقطة. أما مؤشرا تورنكفيست وفيشر بنظام السلسلة فيسجلان زيادة نسبتها ٢٢,٢٦% نقطة و٢٢,٢٤% نقطة على الترتيب، مما يجعلهما متطابقان تقريبا من الناحية الرقمية. وهذه النتائج تبين أهمية اختيار صيغة المؤشر وطريقة حسابه.

المنتجات الموسمية

١-١١٦ حسبما يرد في الفصل الثاني والعشرين، أدى وجود منتجات موسمية إلى تعرُّض معدِّي مؤشرات أسعار المستهلكين ومستخدميها إلى مشكلات صعبة وتحديات خطيرة. والمنتجات الموسمية إما أن تكون:

- منتجات غير متوفرة خلال مواسم معينة في السنة، أو
- منتجات متوفرة طوال السنة لكن أسعارها أو كمياتها عرضة لتقلبات منتظمة يتزامن حدوثها مع موسم أو وقت معين في السنة.

وهناك مصدران أساسيان للتقلبات الموسمية هما: المناخ والعادات. فقد تكون حركات مؤشر أسعار المستهلكين من شهر إلى آخر خاضعة أحيانا لتأثيرات موسمية لدرجة يصعب معها إدراك الاتجاهات الأساسية في الأسعار. ويمكن تطبيق برامج التعديل الموسمي التقليدية، لكنها قد لا تكون دائما مُرضية. ولا تقتصر المشكلة على تفسير حركات مؤشر أسعار المستهلكين، حيث تتسبب الموسمية في تعرض عملية إعداد المؤشر لمشكلات خطيرة عندما تختفي بعض المنتجات وتعاود الظهور في السلة بصورة دورية، مما يؤدي إلى انقطاع سلسلة الأسعار التي يعد منها مؤشر أسعار المستهلكين. ولا يوجد حل حاسم لمشكلة الموسمية، كما لم يتشكل بعد توافق في الآراء حول

أفضل الممارسات في هذا المجال. ويبحث الفصل الثاني والعشرون عددا من السبل المختلفة التي يمكن بها التصدي للمشكلات باستخدام مجموعة بيانات اصطناعية لتوضيح النتائج المترتبة على استخدام طرق مختلفة.

١-١١٧ أحد البدائل يتمثل في استبعاد المنتجات الموسمية من المؤشر، لكن ذلك قد يكون تخفيضا غير مقبول في نطاق المؤشر، لأن المنتجات الموسمية يمكن أن تشكل نسبة كبيرة من إجمالي استهلاك الأسر المعيشية. وبافتراض الإبقاء على المنتجات الموسمية في المؤشر، فإن أحد الحلول الممكنة يتمثل في تحويل التركيز من تغيرات المؤشر من شهر إلى آخر إلى تغيراته بين نفس الشهر في السنوات المتتالية. ومن الشائع في بعض البلدان أن تركز وسائل الإعلام وغيرها من مستخدمي المؤشرات، كالبنوك المركزية، على معدل التضخم السنوي بين أحدث شهر ونفس الشهر في السنة السابقة. لذلك فإن المعدل من سنة إلى أخرى يكون أسهل في تفسيره كثيرا من التغيرات من شهر إلى آخر التي قد تكون متقلبة إلى حد ما حتى في حالة عدم وجود تقلبات موسمية.

١-١١٨ في الفصل الثاني والعشرين يمتد هذا المنهج ليشمل مفهوم مؤشر السنة المتحركة الذي يقارن أسعار أحدث ١٢ شهر بالشهور المناظرة لها في السنة المرجعية للأسعار. ويمكن اعتبار *مؤشرات السنة المتحركة* الناتجة بمثابة مؤشرات للأسعار معدلة موسميا. وقد ثبت أن هذه المؤشرات تعمل بشكل جيد باستخدام مجموعة البيانات الاصطناعية. ويمكن اعتبار هذا المؤشر مقياسا للتضخم في السنة التي يتوسطها الشهر الذي يسبق الشهر الأخير بستة شهور في المؤشر المتحرك. ولبعض الأسباب قد يكون هذا الفاصل الزمني عيبا، لكن الفصل الثاني والعشرين يبين أنه في حالات معينة يمكن للمؤشر السنوي عن الشهر الحالي – إلى جانب المؤشر السنوي عن الشهر السابق – أن ينجح في التنبؤ بمؤشر السنة المتحركة المتمركزة حول الشهر الحالي. وبالطبع، ليس الهدف هو أن تحل مؤشرات السنة المتحركة وما يماثلها من صيغ تحليلية محل المؤشرات الشهرية أو ربع السنوية لأسعار المستهلكين، بل أن توفر المعلومات التكميلية التي يمكن أن تكون مفيدة للغاية للمستخدمين. ويمكن إصدار هذه المؤشرات إلى جانب المؤشر الرسمي لأسعار المستهلكين.

١-١١٩ يتناول الفصل الثاني والعشرون طرقا متنوعة للتعامل مع الانقطاع في سلسلة الأسعار الناجم عن اختفاء المنتجات الموسمية وظهورها مرة أخرى. ومع ذلك، يبقى ذلك مجالا يحتاج لإجراء مزيد من الأبحاث.

المؤشرات الأولية للأسعار

١-١٢٠ حسبما يرد في الفصلين التاسع والعشرين، يجري حساب مؤشر أسعار المستهلكين على مراحل. ففي المرحلة الأولى، يتم تقدير *المؤشرات الأولية لأسعار الإجماليات الأولية للنفقات* في مؤشر أسعار المستهلكين. وفي المرحلة الثانية، يتم تجميع هذه المؤشرات الأولية، أو يحسب متوسطها، للحصول على مؤشرات المستوى الأعلى

باستخدام الإجماليات الأولية للنفقات كأوزان ترجيحية. ويتكون الإجمالي الأوَّلي من النفقات على مجموعة صغيرة ومتجانسة نسبيا من المنتجات المعرَّفة ضمن التصنيف الاستهلاكي المستخدم في مؤشر أسعار المستهلكين. وحسبما يرد في الفصل السادس، تختار المكاتب الإحصائية عادة مجموعة من المنتجات الممثِّلة في كل إجمالي ثم تجمع عينات أسعارها من عدد من منافذ البيع المختلفة. وتكون الإجماليات الأولية بمثابة طبقات لأغراض المعاينة.

١-١٢١ الأسعار التي تُجمع في المرحلة الأولى لا تكون عادة الأسعار الملاحظة في المعاملات الفعلية بين مختلف الوحدات الاقتصادية، بل الأسعار التي تُطرح بها المنتجات للبيع في نوع أو آخر من أنواع منافذ البيع بالتجزئة. ومع ذلك، يقيس مؤشر أسعار المستهلكين مبدئيا التغيرات في الأسعار التي تدفعها الأسر المعيشية. وقد تتباين هذه الأسعار بالفعل خلال شهر ما، وهو الفترة الزمنية التي يرتبط بها مؤشر أسعار المستهلكين عادة. لذلك، ينبغي أن تتمثل الخطوة الأولى مبدئيا في حساب متوسط الأسعار التي يباع بها منتج ما خلال الفترة، مع الأخذ في الاعتبار أن الأسعار قد تتباين حتى بالنسبة لنفس المنتج المبيع في نفس المنفذ. وبوجه عام، لا يعد ذلك ممكنا من الناحية العملية. ومع ذلك، عندما يكون منفذ البيع نقطة بيع إلكترونية "تُمسح" فيها فرادى المنتجات ضوئيا عند بيعها، فإن قيم المعاملات تسجل بالفعل، مما يجعل في الإمكان حساب متوسط الأسعار بدلا من مجرد تسجيل السعر المعروض في لحظة زمنية واحدة. وقد جرى بالفعل تحقيق قدر من الاستفادة من البيانات المستخلصة من الماسحات الضوئية في أغراض مؤشر أسعار المستهلكين وقد يُتوقع أن تزداد هذه الاستفادة بمرور الوقت.

١-١٢٢ بمجرد جمع أسعار المنتجات الممثِّلة في عينة من منافذ البيع، يُطرح تساؤل عن أنسب الصيغ التي يمكن استخدامها في تقدير المؤشر الأولي للأسعار. ويتناول الفصل العشرون هذا الموضوع الذي تم إغفاله نسبيا إلى أن طرح عدد من الأبحاث في التسعينات أفكارا أوضح بكثير بشأن خصائص المؤشرات الأولية ومواطن القوة والضعف النسبية فيها. وتعتمد جودة مؤشر أسعار المستهلكين اعتمادا كبيرا على جودة المؤشرات الأولية التي تعتبر بمثابة الركائز الأساسية التي تقوم عليها مؤشرات أسعار المستهلكين.

١-١٢٣ تُجمع أسعار نفس المنتج في نفس منفذ البيع خلال فترات زمنية متعاقبة. لذلك، يُحسب المؤشر الأولي للأسعار عادة من مجموعتين من مشاهدات الأسعار المتطابقة. ويفترض هنا عدم وجود أي مشاهدات ناقصة وعدم تغير نوعية المنتجات التي تشملها العينة بحيث تتطابق مجموعتي الأسعار تماما. وتعد قضية معاملة المنتجات الجديدة والمختفية، وتغير النوعية، قضية منفصلة ومعقدة في حد ذاتها. لذا، يجري إيجاز هذه القضية أدناه وتناقَش بالتفصيل في الفصول السابع والثامن والحادي والعشرين.

استخدام الأوزان الترجيحية في حساب الإجماليات الأولية

١-١٢٤ في معظم الحالات، تحسب مؤشرات أسعار الإجماليات الأولية دون استخدام أوزان ترجيحية صريحة للنفقات. ومع ذلك، ينبغي، كلما أمكن، استخدام الأوزان الترجيحية التي تعكس الأهمية النسبية لبنود العينة، حتى إذا كانت الأوزان الترجيحية مجرد قيم تقريبية. وفي الكثير من الحالات، يكون الإجمالي الأولي هو مجرد أدنى مستوى تتوافر عنده أي معلومات ترجيح موثوق بها. وفي هذه الحالة، يجب حساب المؤشر الأولي دون استخدام أوزان ترجيحية. لكن حتى في هذه الحالة، ينبغي ملاحظة أنه عند اختيار البنود باحتمالات تتناسب مع حجم بعض المتغيرات ذات الصلة كالمبيعات مثلا، فإن الأوزان الترجيحية تستخدم ضمنا من خلال الإجراء الخاص باختيار العينة.

١-١٢٥ بالنسبة لإجماليات أولية معينة، يمكن استخدام المعلومات المتعلقة بمبيعات بنود معينة والحصص السوقية والأوزان الإقليمية كأوزان صريحة في الإجمالي الأولي. ويمكن تحديث الأوزان الترجيحية المستخدمة في الإجماليات الأولية على نحو منفصل، وربما أكثر تواترا من تحديث الإجماليات الأولية نفسها (والتي تكون بمثابة أوزان ترجيحية لمؤشرات المستوى الأعلى).

١-١٢٦ على سبيل المثال، إذا افترضنا وجود عدد محدود من موردي منتج معين، كالبنزين، فقد تكون الحصص السوقية للموردين معروفة من إحصاءات مسوح الشركات ويمكن استخدامها كأوزان ترجيحية في حساب مؤشر أسعار الإجماليات الأولية للبنزين. وكمثال آخر، يمكن الحصول على أسعار المياه من عدد من مرافق المياه المحلية حيث يكون عدد أفراد السكان في كل منطقة محلية معروفا. ويمكن حينئذ استخدام نسبة السكان في كل منطقة كبديل للنفقات الاستهلاكية النسبية في ترجيح السعر في كل منطقة للحصول على مؤشر أسعار الإجماليات الأولية للمياه.

العلاقات المتداخلة بين الصيغ المختلفة للمؤشرات الأولية

١-١٢٧ يمكن الحصول على أفكار مفيدة عن خصائص الصيغ المختلفة التي تم استخدامها، أو بحثها، لإعداد المؤشرات الأولية للأسعار عن طريق دراسة العلاقات الرياضية المتداخلة فيما بينها. ويحتوي الفصل العشرون على تحليل تفصيلي لهذه العلاقات. ونظرا لأنه من المفترض عدم توفر أوزان ترجيحية صريحة، فإن مختلف الصيغ التي يتم بحثها تستخدم المتوسطات غير المرجحة: أي المتوسطات *البسيطة* التي ترجح فيها البنود المختلفة بأوزان *متساوية*. وهناك بديلان أساسيان للمؤشر الأولي هما:

- أحد المتوسطات البسيطة لنسب الأسعار أو الأرقام النسبية للأسعار؛
- النسبة بين متوسطين بسيطين للأسعار في الفترتين.

وتتطابق الطريقتان في حالة المتوسط الهندسي، حيث يتطابق المتوسط الهندسي لنسب لأسعار أو الأرقام النسبية للأسعار مع النسبة بين المتوسطين الهندسيين للأسعار.

١-١٢٨ عند استخدام البديل الأول، يمكن أن تكون هناك ثلاث مؤشرات أولية للأسعار هي:
- المتوسط الحسابي البسيط للأرقام النسبية للأسعار، ويعرف باسم مؤشر *كارلي*، أو P_C، وهو الصيغة غير المرجحة لمؤشر يانغ.
- المتوسط الهندسي البسيط للأرقام النسبية للأسعار، ويعرف باسم مؤشر *جيفونز*، أو P_j، وهو الصيغة غير المرجحة لمؤشر يانغ الهندسي.
- المتوسط التوافقي البسيط للأرقام النسبية للأسعار، أو P_H.

وكما سبقت الإشارة، فإن المتوسط الحسابي لأي مجموعة أرقام موجبة يكون أكبر من، أو يساوي، المتوسط الهندسي والذي بدوره يكون أكبر من، أو يساوي، المتوسط التوافقي، حيث لا تتساوى المؤشرات إلا في حالة تساوي كل الأرقام. ويترتب على ذلك أن $P_C \geq P_J \geq P_H$.

١-١٢٩ يوضح الفصل العشرون أن الفروق بين المؤشرات الثلاثة تتسع كلما زاد التباين بين الأرقام النسبية للأسعار. ويصبح اختيار الصيغة أهم كلما زاد الاختلاف في حركات الأسعار. ويمكن أن نتوقع أن تكون قيمة P_j في نقطة متوسطة تقريبا بين قيمتي P_C وP_H.

١-١٣٠ عند استخدام البديل الثاني، تكون هناك ثلاثة مؤشرات محتملة هي:
- النسبة بين المتوسطين الحسابيين البسيطين للأسعار، التي تعرف باسم مؤشر دوتو، أو P_D؛
- النسبة بين المتوسطين الهندسيين البسيطين، التي تعرف أيضا باسم مؤشر جيفونز، أو P_j؛
- النسبة بين المتوسطين التوافقيين البسيطين، أو P_H.

ولا يمكن التنبؤ بترتيب *النسب* بين المتوسطات المختلفة. فعلى سبيل المثال، قد يكون مؤشر دوتو، P_D، أكبر أو أقل من مؤشر جيفونز، P_j.

١-١٣١ يمكن أيضا التعبير عن مؤشر دوتو بمتوسط مرجح للأرقام النسبية للأسعار تكون فيه أسعار الفترة صفر بمثابة أوزان ترجيحية:

$$P_D \equiv \frac{\sum_{i=1}^{n} p_i^t / n}{\sum_{i=1}^{n} p_i^0 / n} = \frac{\sum_{i=1}^{n} p_i^0 \left(\frac{p_i^t}{p_i^0}\right)}{\sum_{i=1}^{n} p_i^0} \qquad (1.17)$$

وبمقارنة مؤشر دوتو بمؤشر كارلي، الذي يعد متوسط بسيط للأرقام النسبية للأسعار، نجد أنه يعطي وزنا ترجيحيا أكبر للأرقام النسبية للأسعار الخاصة بالمنتجات مرتفعة الأسعار في الفترة صفر. غير أنه يصعب تقديم مبرر اقتصادي لهذا النوع من الترجيح. فالأسعار ليست نفقات، وإذا كانت المنتجات متجانسة، فمن غير المحتمل شراء كميات تذكر بأسعار مرتفعة إذا كان في الإمكان شراء نفس المنتجات بأسعار منخفضة. وإذا كانت المنتجات غير متجانسة، لا ينبغي استخدام مؤشر دوتو بأي حال، حيث لا تكون الكميات متكافئة أو قابلة للجمع.

١٣٢-١ رغم أنه من المفيد إنشاء علاقات متداخلة بين مختلف المؤشرات، فإنها لا تساعد في واقع الأمر في تحديد المؤشر الذي ينبغي اختياره. غير أنه نظرا لكون الاختلافات بين مختلف الصيغ تزداد غالبا نتيجة التباين في الأرقام النسبية للأسعار، فإنه من المحبذ تحديد الإجماليات الأولية بالطريقة التي تؤدي إلى تخفيض التفاوت في حركات الأسعار داخل كل إجمالي. وكلما قل التفاوت، قل الفرق الناتج عن اختيار صيغة المؤشر. ونظرا لأن الإجماليات الأولية أيضا تكون بمثابة طبقات لأغراض المعاينة، فإن تخفيض التباين في الأرقام النسبية للأسعار داخل الطبقات سيؤدي أيضا إلى تخفيض خطأ العينة.

المنهج البديهي للمؤشرات الأولية

١٣٣-١ إحدى طرق المفاضلة بين المؤشرات الأولية المختلفة هي استخدام المنهج البديهي المشار إليه آنفا. ويطبَّق عدد من الاختبارات على المؤشرات الأولية في الفصل العشرين.

١٣٤-١ يجتاز مؤشر جيفونز، P_j، كل الاختبارات المختارة. وهو يفوق المؤشرات الأخرى أهمية بنفس الطريقة التي يفوق بها مؤشر فيشر غالبا المؤشرات الأخرى على مستوى تجميعي. ولا يخفق مؤشر دوتو، P_D، إلا في اجتياز اختبار واحد هو اختبار قابلية القياس. ولكن هذا الإخفاق يعد في غاية الأهمية، حيث يعكس الفكرة الجوهرية التي سبق طرحها وهي أنه عندما لا تكون الكميات قابلة للجمع من منظور اقتصادي، لا تكون الأسعار أيضا قابلة للجمع وبالتالي لا يمكن حساب متوسطها على نحو مفيد. ومع ذلك، يعمل مؤشر دوتو بطريقة جيدة عندما تكون المنتجات المأخوذة في العينة متجانسة. وبالتالي، تكون القضية الأساسية بالنسبة لمؤشر دوتو هي مدى تجانس المنتجات في الإجمالي الأولي. وإذا لم تكن المنتجات متجانسة بما يكفي لأن تكون كمياتها قابلة للجمع، لا ينبغي استخدام مؤشر دوتو.

١-١٣٥ رغم انتشار استخدام مؤشر كارلي، P_C، في الواقع العملي، يبين المنهج البديهي أنه يتسم ببعض الخصائص غير المحبذة. وتحديدا، يخفق مؤشر كارلي، باعتباره الصيغة غير المرجحة لمؤشر يانغ، في اجتياز اختباري الانعكاس الزمني وقابلية التعدي. ويعد ذلك عيبا خطيرا، لاسيما وأن المؤشرات الأولية تعد غالبا مؤشرات شهرية بنظام السلسلة. وقد ظهر توافق في الآراء حول احتمال عدم ملاءمة مؤشر كارلي لأنه يكون معرضا لتحيز كبير إلى أعلى. ويتضح ذلك من المثال الرقمي الوارد في الفصل التاسع. ولا يسمح باستخدام هذا المؤشر في المؤشرات المنسقة لأسعار المستهلكين المستخدمة في الاتحاد الأوروبي. وفي المقابل، يكون المتوسط التوافقي للأرقام النسبية للأسعار، P_R، معرضا لتحيز كبير إلى أسفل بنفس القدر، ولا يبدو، على أي حال، ان هذا المؤشر يُستخدم في الواقع العملي.

١-١٣٦ يعد مؤشر جيفونز المؤشر المفضل وفقا للمنهج البديهي، لكن استخدامه قد لا يكون ملائما في كل الحالات. فإذا كانت قيمة مشاهدة ما صفرا، فإن المتوسط الهندسي يكون صفرا. ونظرا لأن مؤشر جيفونز يتأثر بالانخفاضات الحادة في الأسعار، فقد يكون من الضروري وضع حدين أعلى وأدنى لفرادى الأسعار النسبية عند استخدام مؤشر جيفونز.

المنهج الاقتصادي للمؤشرات الأولية

١-١٣٧ يشرح الفصل العشرون المنهج الاقتصادي للمؤشرات الأولية. وتُعامَل المنتجات المأخوذة في العينة التي تجمع أسعارها كما لو كانت تمثل سلة سلع وخدمات يشتريها مستهلكين راشدين يسعون إلى تعظيم المنفعة. والهدف من ذلك هو تقدير قيمة مؤشر تكلفة معيشة مشروط يغطي مجموعة المنتجات المعنية.

١-١٣٨ ومع ذلك، ينبغي ملاحظة أن الاختلاف بين أسعار المنتجات المأخوذة في العينة لا يعني بالضرورة أن المنتجات مختلفة في نوعيتها. وإذا كانت الأسواق تسودها المنافسة الكاملة، فإن الأسعار النسبية ينبغي أن تعكس تكاليف الإنتاج والمنافع النسبية. وفي واقع الأمر، قد تحدث فروق الأسعار بسبب مظاهر المنافسة غير الكاملة في السوق. فعلى سبيل المثال، قد يتم شراء وبيع نفس المنتجات بأسعار مختلفة في منافذ بيع مختلفة لمجرد نقص المعلومات لدى المستهلكين عن الأسعار التي تتقاضاها منافذ البيع الأخرى. وقد يمارس المنتجون أيضا التمييز في الأسعار، بتقاضي أسعار مختلفة من المستهلكين المختلفين مقابل نفس المنتجات. وينتشر التمييز في الأسعار في العديد من القطاعات الخدمية. وعندما تكون الاختلافات في الأسعار بسبب مظاهر المنافسة غير الكاملة في السوق، لا يمكن توقع أن يستجيب المستهلكون للتغيرات في الأسعار النسبية للمنتجات بنفس الأسلوب الذي كانوا سيستجيبون به إذا كانوا ملمِّين بالمعلومات ولديهم حرية الاختيار.

١-١٣٩ في كل الحالات، عند افتراض عدم وجود معلومات عن الكميات أو النفقات المستخدمة في الإجمالي الأولي، لا يمكن حساب أي نوع من المؤشرات الممتازة. لذلك، لا يمكن تقدير مؤشر تكلفة المعيشة المشروط على مستوى الإجمالي الأولي إلا بافتراض تطبيق بعض الشروط الخاصة.

١-١٤٠ هناك حالتان خاصتان تستحقان قدرا من الاهتمام. الحالة الأولى تحدث عندما تكون الأفضليات الأساسية من النوع الذي يُطلق عليه أفضليات ليونتيف (Leontief). ففي ظل هذه الأفضليات تظل الكميات *النسبية* ثابتة أيا كانت الأسعار النسبية، ولا تُجرى أي عمليات إحلال استجابة للتغيرات في الأسعار النسبية، وتكون مرونات الطلب التقاطعية صفرا. وفي ظل أفضليات ليونتيف، يعطي مؤشر لاسبير مقياسا دقيقا لمؤشر تكلفة المعيشة. وفي هذه الحالة، سوف يعطي مؤشر كارلي المحسوب لعينة عشوائية تقديرا لمؤشر تكلفة المعيشة شريطة انتقاء البنود باحتمالات تتناسب مع أنصبة نفقات المجتمع الإحصائي. وقد يبدو أنه في حالة اختيار البنود باحتمالات تتناسب مع أنصبة كميات المجتمع الإحصائي، فإن مؤشر دوتو المحسوب للعينة سوف يعطي تقديرا لمؤشر لاسبير المحسوب للمجتمع الإحصائي. ومع ذلك، فعند افتراض أن سلة مؤشر لاسبير تحتوي على عدد من المنتجات غير المتجانسة التي لا تكون كمياتها قابلة للجمع، فإن أنصبة الكميات، وبالتالي الاحتمالات، تكون غير محددة.

١-١٤١ الحالة الثانية هي تلك التي تم بحثها آنفا، وتحدث عندما يمكن تمثيل الأفضليات بدالة كوب – دوغلاس. وكما سبق شرحه، ففي ظل هذه الأفضليات سيعطي مؤشر لاسبير الهندسي مقياسا دقيقا لمؤشر تكلفة المعيشة. وفي هذه الحالة، سيعطي مؤشر كارلي المحسوب لعينة عشوائية تقديرا غير متحيز لمؤشر تكلفة المعيشة، شريطة اختيار البنود باحتمالات تتناسب مع أنصبة نفقات المجتمع الإحصائي.

١-١٤٢ فيما يتعلق بالمنهج الاقتصادي، فإن المفاضلة بين مؤشر جيفونز المحسوب للعينة ومؤشر كارلي المحسوب للعينة تعتمد على معرفة أي منهما يُحتمل أن يعطي قيمة تقريبية أقرب إلى المؤشر الأساسي لتكلفة المعيشة، وبعبارة أخرى على معرفة ما إذا كانت مرونات الطلب التقاطعية من المحتمل أن تكون أقرب، عادة، إلى الواحد الصحيح أم إلى الصفر. ومن الناحية العملية، قد تأخذ مرونات الطلب التقاطعية أي قيمة تصل إلى زائد ما لانهاية للإجمالي الأولي الذي تكون فيه المنتجات المأخوذة في العينة متجانسة تماما، ما يجعلها بدائل كاملة. وينبغي ملاحظة أنه في الحالة المحددة التي تكون فيها المنتجات المأخوذة في العينة متجانسة، يوجد نوع واحد فقط من المنتجات وبالتالي لا توجد مشكلة رقم قياسي: حيث يُحسب مؤشر الأسعار بالنسبة بين قيم الوحدات في الفترتين. ويمكن افتراض أنه من المحتمل أن تكون مرونات الطلب التقاطعية أقرب، عادة، إلى الواحد الصحيح من الصفر بالنسبة لمعظم الإجماليات الأولية، بحيث يصبح من المحتمل، بوجه عام، أن تكون قيمة مؤشر جيفونز أقرب إلى مؤشر تكلفة المعيشة من قيمة مؤشر كارلي. وفي هذه الحالة، يجب اعتبار مؤشر كارلي متحيزا بالزيادة.

١-١٤٣ تجدر الإشارة إلى أن مؤشر جيفونز لا ينطوي على، أو يفترض، بقاء أنصبة النفقات ثابتة. ومن الواضح أن المتوسط الهندسي للأرقام النسبية للأسعار يمكن حسابه سواء حدثت تغيرات في أنصبة النفقات أم لم تحدث في الواقع العملي. وما يبينه المنهج الاقتصادي هو أنه *إذا* ظلت أنصبة النفقات ثابتة (أو شبه ثابتة)، يمكن توقُّع أن يُعطي مؤشر جيفونز تقديرا ملائما للمؤشر الأساسي لتكلفة المعيشة. والفكرة التي يطرحها المنهج الاقتصادي تتمثل في احتمال أن يعطي مؤشر جيفونز قيمة تقريبية أقرب إلى مؤشر تكلفة المعيشة من تلك التي يعطيها مؤشر كارلي لأن احتمال حدوث إحلال بكميات كبيرة أكبر من احتمال عدم حدوث إحلال على الإطلاق، لاسيما وأن الإجماليات الأولية ينبغي إنشاؤها عمدا بطريقة تؤدي إلى تجميع البنود المتماثلة التي تمثل بدائل مقاربة لبعضها البعض معا.

١-١٤٤ أحد بدائل مؤشر جيفونز، P_j، يتمثل في المتوسط الهندسي لكل من P_C وP_H، وهو مؤشر يطلق عليه P_{CSWD} في الفصل العشرين. ويمكن تبرير ذلك على أساس معاملة البيانات في كلتا الفترتين بطريقة متماثلة دون وضع أي افتراض معين بشأن نوع الأفضليات الأساسية. ويبين الفصل العشرون أيضا أن المتوسط الهندسي لكل من P_C وP_H يُحتمل أن يكون قريبا جدا من P_j، بحيث أن الأخير قد يفضَّل على أساس أنه أبسط في مفهومه وأسهل في إعداده.

١-١٤٥ قد يُستنتج أنه بناء على المنهج الاقتصادي والمنهج البديهي أيضا، فإن مؤشر جيفونز هو المؤشر المفضل بوجه عام، رغم أنه قد توجد حالات يحدث فيها إحلال بسيط أو لا يحدث إحلال على الإطلاق في الإجمالي الأوَّلي وقد يفضل مؤشر كارلي. وعلى معد المؤشر أن يبني تقديره على أساس طبيعة المنتجات المدرجة بالفعل في الإجمالي الأولي.

١-١٤٦ ألقت المناقشة السابقة الضوء أيضا على بعض خصائص معاينة المؤشرات الأولية. فإذا تم اختيار المنتجات في العينة باحتمالات تتناسب مع النفقات في الفترة المرجعية للأسعار فإن:

- عينة مؤشر كارلي (غير المرجح) تعطي تقديرا غير متحيز لمؤشر لاسبير المحسوب للمجتمع الإحصائي.
- وعينة مؤشر جيفونز (غير المرجح) تعطي تقديرا غير متحيز لمؤشر لاسبير الهندسي المحسوب للمجتمع الإحصائي.

وتبقى هذه النتائج صحيحة بغض النظر عن قيمة المؤشر الأساسي لتكلفة المعيشة.

مفاهيم المؤشر ونطاقه وتصنيفاته

١-١٤٧ يهدف الفصل الثالث من الدليل إلى تعريف وتوضيح عدد من المفاهيم الأساسية التي يستند إليها مؤشر أسعار المستهلكين وإلى شرح نطاق المؤشر: أي مجموعة السلع والخدمات ومجموعة الأسر المعيشية التي يهدف المؤشر إلى تغطيتها مبدئيا. كما يبحث الفصل الثالث أيضا هيكل تصنيف السلع والخدمات الاستهلاكية المستخدم.

١-١٤٨ رغم أن مؤشر أسعار المستهلكين يهدف بوجه عام إلى قياس التغيرات في أسعار السلع والخدمات *الاستهلاكية*، هناك عدد من المفاهيم التي تحتاج إلى تعريف دقيق قبل إمكانية التوصل إلى تعريف عملي لمؤشر أسعار المستهلكين. ومفهوم الاستهلاك مفهوم غير دقيق يمكن تفسيره بعدة طرق مختلفة قد يؤدي كل منها إلى مؤشر مختلف لأسعار المستهلكين. ومن الضروري أيضا تحديد ما إذا كان الهدف من المؤشر هو تغطية كل المستهلكين – أي كل الأسر المعيشية – أم فقط مجموعة معينة من الأسر. ويتأثر نطاق مؤشر أسعار المستهلكين في نهاية الأمر بما يُستهدف – أو يُعتقد – أن يكون الاستخدام الرئيسي للمؤشر. ويجب أن يتذكر معدُّو المؤشرات أيضا أنه يمكن استخدام المؤشر كبديل للمؤشر العام للأسعار وأنه يُستخدم في أغراض أخرى بخلاف تلك التي يهدف إليها.

١-١٤٩ يمكن استخدام كلمة "مستهلك" أو "استهلاكي" (consumer) للإشارة إلى كل من نوع الوحدة الاقتصادية ونوع المنتَج. وتجنبا للَّبس في هذا الدليل، سوف يستخدم مصطلح سلعة أو خدمة *استهلاكية* (الذي يعني بالإنجليزية *consumption* good or service) عند الاقتضاء، بدلا من سلعة أو خدمة *استهلاكية* (الذي يعني بالإنجليزية *consumer* good or service). والسلعة أو الخدمة الاستهلاكية تقدم منفعة لمستخدمها. ويمكن تعريفها بأنها *السلعة أو الخدمة التي يستخدمها أفراد الأسر المعيشية – بصورة مباشرة أو غير مباشرة – لإشباع حاجاتهم ورغباتهم الشخصية*. وينبغي تفسير "المنفعة" بمعناها الواسع. فالمنفعة تعد ببساطة مصطلح عام فني يفضله الاقتصاديون للتعبير عن الفائدة أو الرفاهية التي يحصل عليها الأفراد أو الأسر المعيشية نتيجة استخدام سلعة أو خدمة استهلاكية.

١-١٥٠ يُقصد بمؤشر أسعار المستهلكين بوجه عام أنه مؤشر للأسعار يقيس التغيرات في أسعار السلع والخدمات الاستهلاكية التي تقتنيها الأسر المعيشية وتستخدمها. ومن حيث المبدأ، يمكن تعريف مؤشرات الأسعار الأوسع نطاقا التي يمتد نطاقها إلى ما هو أبعد من السلع والخدمات الاستهلاكية ليشمل أسعار الأصول المادية كالأراضي أو المساكن. وقد يُستفاد من هذه المؤشرات كمقاييس عامة للتضخم كما تراه الأسر المعيشية، لكن معظم مؤشرات أسعار المستهلكين تقتصر على السلع والخدمات الاستهلاكية. وقد تشتمل هذه المؤشرات على أسعار تدفقات الخدمات التي تقدمها أصول مثل المساكن، رغم أن الأصول نفسها تُستبعد. وعلى أي حال، فأسعار

الأصول المالية كالسندات أو الأسهم أو غيرها من الأوراق المالية المتداولة التي تشتريها الأسر المعيشية تعتبر بوجه عام خارج نطاق مؤشر أسعار المستهلكين.

عمليات الاحتياز والاستخدام

١-١٥١ هناك بوجه عام اختلاف في أوقات احتياز واستخدام الأسر المعيشية للسلع أو الخدمات الاستهلاكية. ويجري احتياز السلع عادة في لحظة زمنية معينة وتستخدم في لحظة زمنية أخرى، أو تستخدم على نحو متكرر على مدار فترة زمنية ممتدة. ووقت احتياز *سلعة* ما هو لحظة انتقال الملكية الاقتصادية للسلعة سواء من الناحية القانونية أو الفعلية إلى المستهلك. وفي إحدى حالات السوق، يكون وقت الاحتياز هو اللحظة التي يتحمل فيها المشتري مسؤولية السداد. ويجري احتياز *الخدمة* في وقت تقديمها من المنتِج، ولا ينطوي ذلك على تغيير في الملكية. وينبغي أيضا أن يكون وقت تسجيل عمليات الاحتياز، وأسعارها، متسقا مع طريقة تسجيل نفس المعاملات في بيانات النفقات المستخدمة لأغراض الترجيح.

١-١٥٢ قد يتحدد وقت السداد أساسا عن طريق الترتيبات المؤسسية والملاءمة الإدارية. وعندما لا تؤدَّى المدفوعات نقدا، فقد ينقضي زمنا طويلا قبل خصم المبلغ المقابل لعملية الشراء المسددة بشيك أو بطاقة ائتمان أو ترتيبات مماثلة من حساب المستهلك في البنك. ولا يعد وقت القيام بهذه الخصومات في النهاية مهما بالنسبة لتسجيل عمليات الاحتياز والأسعار. من ناحية أخرى، عند تمويل احتياز سلعة أو خدمة عن طريق إنشاء أصل مالي جديد في وقت الاحتياز، كمنح قرض للمشتري مثلا، فإن ذلك ينطوي على معاملتين منفصلتين من الناحية الاقتصادية وهما: شراء/ بيع السلعة أو الخدمة وإنشاء الأصل. والسعر الذي ينبغي تسجيله في وقت الاحتياز هو السعر مستحق السداد، بغض النظر عن تمويل عملية الشراء. وبالطبع، قد يؤثر منح التمويل على السعر مستحق السداد. وعمليات السداد التي تجرى لاحقا لأي دين يتحمله المشتري وما يصاحبها من سداد للفائدة تعد معاملات مالية مختلفة تماما عن شراء السلعة أو الخدمة التي يجب تسجيل سعرها. وتتحدد الفائدة الصريحة أو الضمنية مستحقة السداد على المبلغ بناء على سوق رأس المال وطبيعة القرض ومدته والجدارة الائتمانية للمشتري وغيرها. ويرد في الفصل الثالث شرح أكثر تفصيلا لهذه القضايا.

١-١٥٣ الفرق المذكور آنفا بين *احتياز واستخدام* سلعة أو خدمة استهلاكية نتج عنه وجود مفهومين مختلفين لمؤشر أسعار المستهلكين المقترح:

- يمكن لمؤشر أسعار المستهلكين أن يستهدف قياس متوسط التغير بين فترتين زمنيتين في أسعار السلع والخدمات الاستهلاكية التي تحتازها الأسر المعيشية.

- بدلا من ذلك، يمكن لمؤشر أسعار المستهلكين أن يستهدف قياس متوسط التغير بين فترتين زمنيتين في أسعار السلع والخدمات الاستهلاكية التي تستخدمها الأسر المعيشية لإشباع حاجاتها ورغباتها.

والفرق بين وقت الاحتياز ووقت الاستخدام له أهمية خاصة بالنسبة للسلع المعمرة وبعض أنواع الخدمات.

١-١٥٤ *السلع المعمرة وغير المعمرة*: قد يكون من الأفضل وصف "السلعة غير المعمرة" بأنها سلعة *الاستخدام الواحد*. فعلى سبيل المثال يستخدم الطعام أو الشراب مرة واحدة فقط لإشباع الجوع أو العطش. والكثير من السلع التي يطلق عليها سلع غير معمرة هي في واقع الأمر معمرة إلى درجة كبيرة من الناحية المادية. فقد تحتفظ الأسر المعيشية بمخزونات كبيرة من السلع غير المعمرة – كالعديد من المواد الغذائية والوقود – لفترات زمنية طويلة قبل استخدامها.

١-١٥٥ السمة المميزة للسلعة الاستهلاكية المعمرة هي أنها معمرة تحت الاستخدام. ويمكن استخدام السلع الاستهلاكية المعمرة على نحو متكرر أو مستمر لإشباع حاجات المستهلكين أو رغباتهم خلال فترات زمنية طويلة قد تصل إلى العديد من السنوات: كالأثاث أو السيارات مثلا. ولهذا السبب، توصف السلعة المعمرة غالبا بأنها تقدم تدفقاً من الخدمات للمستهلك خلال فترة استخدامها (راجع أيضا الإطار ١٤-٣ في الفصل الرابع عشر). وهناك تشابه كبير بين تعريف السلع الاستهلاكية المعمرة وتعريف الأصول الثابتة. فالأصول الثابتة تعرف في الحسابات القومية بأنها السلع التي تستعمل على نحو متكرر أو مستمر خلال فترات زمنية طويلة في عمليات الانتاج، كالمباني أو غيرها من الإنشاءات والآلات والمعدات.

١-١٥٦ يحتوي الفصل الثالث على قائمة بمختلف أنواع السلع الاستهلاكية المعمرة المميزة في تصنيف الاستهلاك الفردي حسب الغرض. وبالطبع، تدوم بعض السلع المعمرة لفترة أطول بكثير من غيرها، حيث توصف السلع التي يقل عمرها عن غيرها بأنها "سلع شبه معمرة" في تصنيف الاستهلاك الفردي حسب الغرض، كالملابس مثلا. وتجدر الإشارة إلى أن المساكن تصنف كأصول ثابتة، وليست كسلع استهلاكية معمرة، وبالتالي لا يتضمنها تصنيف الاستهلاك الفردي حسب الغرض. وتستخدم المساكن في *إنتاج* خدمات الإسكان. ويستهلك هذه الخدمات المستأجرون أو المالكون الساكنون– حسب الأحوال – وبالتالي يتضمنها تصنيف الاستهلاك الفردي حسب الغرض.

١-١٥٧ الكثير من الخدمات معمرة وأيضا لا تستهلك – أو تستنفد – بالكامل عند احتيازها. وبعض الخدمات تُحدِث تحسينات طويلة الأمد يحصل منها المستهلكون على منافع دائمة. فقد تتحسن بشكل كبير ودائم حالة ونوعية حياة الأشخاص الذين يتلقون علاجا طبيا – كعمليات تغيير مفصل الحوض أو جراحات عدسة العين على سبيل

المثال. وبالمثل، يمكن لمستهلكي خدمات التعليم أن يحصلون منها على منافع مدى الحياة. والنفقات على التعليم والصحة تشترك أيضا مع السلع المعمرة في سمة التكلفة المرتفعة غالبا لدرجة تستوجب تمويلها بالاقتراض أو بتسييل أصول أخرى.

١-١٥٨ النفقات على السلع المعمرة والخدمات المعمرة عرضة للتقلب، بينما استخدام هذه السلع والخدمات قد يكون عملية مطَّردة إلى حد ما. ومع ذلك، لا يمكن ملاحظة هذا الاستخدام وتقييمه بصورة مباشرة. ويمكن فقط تقديره بوضع افتراضات خاصة بتوقيت تدفقات المنافع ومدتها. وكنتيجة جزئية للصعوبات المفاهيمية والعملية التي ينطوي عليها قياس الاستخدامات، تعتمد المكاتب الإحصائية غالبا منهج الاحتياز بالنسبة للسلع الاستهلاكية المعمرة في كل من الحسابات القومية ومؤشرات أسعار المستهلكين الخاصة بها.

١-١٥٩ *مؤشر أسعار المستهلكين القائم على منهج الاحتياز:* قد تحتاز الأسر المعيشية السلع والخدمات بغرض استهلاكها بأربع طرق رئيسية. فقد تقوم هذه الأسر بالآتي:

- شراء السلع والخدمات في معاملات نقدية.
- إنتاج السلع والخدمات بنفسها لاستهلاكها الخاص.
- الحصول عليها كمدفوعات عينية في معاملات المقايضة، ولاسيما كتعويض عيني مقابل العمل.
- الحصول عليها كهدايا مجانية، أو تحويلات، من الوحدات الاقتصادية الأخرى.

١-١٦٠ إن أوسع نطاق ممكن للسلع والخدمات قائم على منهج الاحتياز سيكون هو النطاق الذي يشمل كافة الفئات الأربع، بغض النظر عمن يتحمل التكاليف. وبالتالي سيشمل هذا النطاق كافة *التحويلات الاجتماعية العينية* في شكل تعليم وصحة ومسكن وغيرها من السلع والخدمات التي تقدمها الحكومات أو المؤسسات غير الهادفة للربح مجانا – أو بأسعار رمزية – لفرادى الأسر المعيشية. ومجموع عمليات الاحتياز يعادل مجموع الاستهلاك الفردي الفعلي للأسر المعيشية (غير المؤسسية) وفقا للتعريف الوارد في نظام الحسابات القومية (راجع الفصل الرابع عشر). والخدمات *الجماعية* التي تقدمها الحكومات للمجتمع ككل – كالإدارة العامة والدفاع – لا تُدرج في مؤشر أسعار المستهلكين وتخرج عن نطاقه.

١-١٦١ من منظور الحكومة أو المؤسسة غير الهادفة للربح التي تقدم التحويلات الاجتماعية أو تدفع مقابلها، تقيَّم هذه التحويلات إما بأسعار السوق المدفوعة مقابلها أو بتكاليف إنتاجها. ومن منظور الأسر المعيشية المتلقية لهذه التحويلات، فإن أسعارها إما تكون صفرية أو رمزية. ولأغراض مؤشر أسعار المستهلكين، فإن السعر الملائم هو السعر الذي تدفعه الأسرة المعيشية. والسعر الذي تدفعه الحكومة يُدرَج في مؤشر لأسعار النفقات

الحكومية. وعندما تتحمل الأسر المعيشية نفقات صفرية، فإن الخدمات المقدمة مجانا تحمل وزن ترجيحي صفري في مؤشر أسعار المستهلكين. ومع ذلك، فعندما تتقاضى الحكومات والمؤسسات غير الهادفة للربح تكاليفا مقابل السلع أو الخدمات التي كانت تقدم مجانا من قبل، فإن الزيادة من صفر إلى سعر موجب يمكن إدراجها في مؤشر أسعار المستهلكين، حسبما يرد في الفصل الثالث.

١-١٦٢ *النفقات مقارنة بعمليات الاحتياز*: يجب التمييز بين النفقات وعمليات الاحتياز. فالنفقات تتحملها الوحدات الاقتصادية التي تتحمل التكاليف. والأسر المعيشية لا تتحمل نفقات مقابل التحويلات الاجتماعية العينية، وبالتالي فإن نطاق نفقات الأسر المعيشية يكون أضيق بوجه عام من نطاق عمليات الاحتياز الخاصة بها. إلى جانب ذلك، ليست كل النفقات نقدية. *فالنفقات النقدية* تحدث عندما تدفع الأسرة المعيشية مقابل السلعة أو الخدمة نقدا أو بشيك أو ببطاقة ائتمان أو تتحمل بأي وسيلة أخرى التزاما ماليا بالدفع. والنفقات النقدية فقط هي التي يتولد عنها أسعار نقدية يمكن ملاحظتها وتسجيلها لأغراض مؤشر أسعار المستهلكين.

١-١٦٣ *النفقات غير النقدية* تحدث عندما تدفع الأسرة المعيشية مقابل السلعة أو الخدمة، لكن بطرق أخرى بخلاف السداد النقدي. وهناك ثلاث فئات مهمة للنفقات غير النقدية:

- في معاملات المقايضة، تتبادل الأسر المعيشية السلع والخدمات الاستهلاكية فيما بينها. ونظرا لأن قيم السلع والخدمات المتنازَل عنها بوصفها مدفوعات تمثل نفقات سالبة، فإن النفقات ينبغي أن تلغي بعضها بعضا بحيث تحمل معاملات المقايضة بين الأسر المعيشية في مجموعها وزنا ترجيحيا صفريا. ويمكن استبعاد هذه المعاملات في الواقع العملي لأغراض مؤشر أسعار المستهلكين.
- عندما يحصل العاملون على مكافآت عينية، فهم يشترون سلعا أو خدمات، لكنهم يقدمون عملهم، وليس نقودهم، في المقابل. ويمكن احتساب القيم النقدية للنفقات التي تتحملها الأسر المعيشية ضمنا.
- بالمثل، عندما تنتج الأسر المعيشية لنفسها سلعا وخدمات، فإنها تتحمل التكاليف التي قد يكون بعضها نقديا في شكل مدخلات مشتراة. ويمكن احتساب القيم النقدية للنفقات الضمنية على المخرجات المنتَجة على أساس أسعار الأسواق المناظرة. وإذا ما تم إدراج هذه الأسعار المحتسبة في مؤشر أسعار المستهلكين، يجب استبعاد أسعار المدخلات لتجنب الحساب المزدوج.

١-١٦٤ *تدرج الإجماليات الاستهلاكية*: يمكن تصور تدرج الإجماليات الاستهلاكية الممكنة حسبما يرد في الفصل الرابع عشر كالتالي:

ـ مجموع عمليات احتياز الأسر المعيشية للسلع والخدمات؛

ـ *ناقصا* التحويلات الاجتماعية العينية = مجموع نفقات الأسر المعيشية؛
ـ *ناقصا* النفقات غير النقدية = النفقات النقدية للأسر المعيشية.

واختيار الإجمالي الاستهلاكي يعد شأنا من شئون السياسات العامة. فعلى سبيل المثال، إذا كان السبب الرئيسي لإعداد مؤشر أسعار المستهلكين هو قياس التضخم، يمكن قصر نطاق المؤشر على النفقات النقدية للأسر المعيشية على الاستهلاك، نظرا لأن التضخم يعد في الأساس ظاهرة نقدية. ولا يمكن جمع أسعار السلع والخدمات الاستهلاكية المرتبطة بالنفقات غير النقدية، رغم أنه يمكن تقديرها على أساس الأسعار الملاحَظة في المعاملات النقدية المناظرة. والمؤشرات المنسقة لأسعار المستهلكين المستخدمة في الاتحاد الأوروبي – التي تهدف تحديدا إلى قياس التضخم في بلدان الاتحاد الأوروبي – تقتصر على النفقات النقدية.

مؤشرات تكلفة المعيشة غير المشروطة والمشروطة

١٦٥- يحتوي الفصلان الخامس عشر والسابع عشر على شرح لمؤشرات تكلفة المعيشة (COLIs). وكما يشير الفصل الثالث أيضا، يعتمد نطاق مؤشر تكلفة المعيشة على ما إذا كان مشروطا أوغير مشروط. ولا تعتمد رفاهية الأسرة المعيشية فقط على المنفعة التي تحصل عليها من السلع والخدمات التي تستهلكها، بل أيضا على البيئة الاجتماعية والسياسية والطبيعية التي تعيش فيها. ويقيس مؤشر تكلفة المعيشة *غير المشروط* التغير في الحد الأدنى لتكلفة الاحتفاظ بمستوى معين من الرفاهية نتيجة التغير في أي من العوامل التي تؤثر على الرفاهية، بينما يقيس مؤشر تكلفة المعيشة *المشروط* التغير في الحد الأدنى لتكلفة الاحتفاظ بمستوى معين من المنفعة أو الرفاهية نتيجة التغير في أسعار المستهلكين، مع بقاء العوامل البيئية دون تغيير.

١٦٦- قد يكون مؤشر تكلفة المعيشة غير المشروط أشمل من مؤشر *تكلفة المعيشة* المشروط، لكنه ليس مؤشر *أسعار* أشمل. والمؤشر غير المشروط لا يتضمن أي معلومات سعرية أكثر مما يتضمنه المؤشر المشروط ولا يعطي رؤية أوضح عن أثر تغيرات الأسعار على الرفاهية. وعلى النقيض من ذلك، فإن أثر التغيرات في الأسعار يضعف ولا يكون واضحا كلما زاد إدراج متغيرات بيئية داخل نطاق المؤشر غير المشروط. ويجب أن يكون مؤشر تكلفة المعيشة مشروطا حتى يمكن اعتباره مؤشرا للأسعار.

أنواع محددة من المعاملات

١٦٧- نظرا لأن مؤشر أسعار المستهلكين يعد من الناحية المفاهيمية مؤشرا يقيس التغيرات في أسعار السلع والخدمات الاستهلاكية، فإن النفقات على البنود التي لا تعد سلعا وخدمات استهلاكية تخرج عن نطاق مؤشر أسعار المستهلكين، كالنفقات على أصول مثل الأراضي أو السندات والأسهم والأصول المالية الأخرى. وبالمثل،

فإن المدفوعات التي لا تنطوي على أي تدفقات للسلع أو الخدمات مقابلها تخرج عن نطاق المؤشر، مثل مدفوعات ضرائب الدخل أو مساهمات الضمان الاجتماعي.

١-١٦٨ *التحويلات*: يحدث التحويل عندما تقوم وحدة اقتصادية بتقديم سلعة أو خدمة أوأصل – بما في ذلك الأموال – لوحدة أخرى دون الحصول على أي سلعة أو خدمة أو أصل مماثل في المقابل. ونظرا لعدم احتياز أي سلعة أو خدمة عند قيام أسرة ما بتحويل، يجب أن يخرج التحويل عن نطاق المؤشر. ولهذا السبب، يجب أن تخرج التحويلات النقدية الإلزامية ــ كمدفوعات الضرائب المباشرة على الدخل أو الثروة ــ عن نطاق مؤشر أسعار المستهلكين. ومع ذلك، لا يكون من الواضح دائما ما إذا كانت مدفوعات معينة للحكومة تمثل تحويلات أم مشتريات للخدمات. فعلى سبيل المثال، المبالغ المدفوعة للحصول على أنواع معينة من التراخيص تمثل أحيانا ضرائب تحت اسم آخر، بينما قد تقدم الحكومة في حالات أخرى خدمة عن طريق ممارسة نوع من المهام الإشرافية أو التنظيمية أو الرقابية. والهدايا أو الهبات لابد أن تمثل تحويلات وبالتالي تخرج عن نطاق المؤشر. من ناحية أخرى، يدخل في نطاق المؤشر المساهمات بالنوادي والجمعيات التي تقدم لأعضائها نوعا من الخدمات في المقابل. وقد يكون البقشيش والإكراميات حالات حدية. فعندما تكون جزءا متوقعا بالفعل ــ وأحياناً إجباريا ــ من المبلغ المدفوع مقابل الخدمة، فإنها لا تمثل تحويلات وينبغي معاملتها كجزء من السعر المدفوع.

١-١٦٩ *السلع أو الخدمات غير المرغوبة أو غير القانونية*: ينبغي أن يدخل في نطاق مؤشر أسعار المستهلكين كل السلع والخدمات التي تشتريها الأسر المعيشية *طواعية* من السوق لإشباع حاجاتها ورغباتها حتى وإن اعتبرها معظم الأفراد غير مرغوبة أو حتى وإن كانت محظورة بموجب القانون. وبالطبع، قد يتعين من الناحية العملية استبعاد السلع والخدمات غير القانونية لتعذر جمع البيانات المطلوبة.

١-١٧٠ *المعاملات المالية*: المعاملات المالية تحدث عند مبادلة نوع من الأصول المالية بآخر، آخذا في الحسبان أن الأموال في حد ذاتها تعد أصل مالي. فعلى سبيل المثال يعد شراء أحد السندات أو الأسهم معاملة مالية. ويعد الاقتراض معاملة مالية تتم فيها مبادلة النقود مقابل إنشاء أصل أو التزام مالي.

١-١٧١ عند حدوث المعاملة المالية لا يحدث استهلاك، رغم أن المعاملات المالية قد تحدث لتيسير الاستهلاك في المستقبل. والمعاملات المالية بالتالي لا تُدرج في مؤشر أسعار المستهلكين حيث لا تتم، بطبيعة الحال، مبادلة سلع أو تقديم خدمات في هذه المعاملات. غير أن بعض المعاملات "المالية" قد لا تكون مالية كلية لأنها قد تتضمن تكلفة خدمة صريحة أو ضمنية إلى جانب تقديم أصل، مثل القرض. ونظرا لأن تكلفة الخدمة تمثل شراء الأسرة المعيشية للخدمة، فينبغي إدراجها في مؤشر أسعار المستهلكين، رغم أنه قد يصعب فصل تكلفة الخدمة في بعض الحالات. فعلى سبيل المثال، تعد معاملات الصرف الأجنبي معاملات مالية تتم فيها مبادلة أصل مالي بآخر.

ويخرج عن نطاق مؤشر أسعار المستهلكين التغيرات في سعر عملة أجنبية بالعملة المحلية نتيجة التغيرات في سعر الصرف. من ناحية أخرى، تُدرج تكاليف العمولات المرتبطة بتبادل العملات كمدفوعات مقابل الخدمات المقدمة من تجار العملة الأجنبية.

١-١٧٢ قد تقترض الأسر المعيشية بغرض إجراء نفقات كبيرة على السلع المعمرة أو المساكن، لكنها تقترض أيضا بغرض تمويل نفقات كبيرة على التعليم أو الصحة أو حتى على الرحلات السياحية المكلفة. ويخرج عن نطاق مؤشر أسعار المستهلكين المعاملة المالية التي يبرم فيها عقد القرض، أيا كان الغرض من الاقتراض. وتعد معاملة الفائدة مستحقة الدفع على القروض قضية منفصلة تتناولها الفقرات التالية.

١-١٧٣ *المعاملات المركبة*: كما أشرنا الآن، بعض المعاملات تعد معاملات مركبة تحتوي على مكونَين أو أكثر، تختلف معاملتهما تماما لأغراض مؤشر أسعار المستهلكين. فعلى سبيل المثال، يمثل جزء من قسط التأمين على الحياة معاملة مالية ينتج عنها إنشاء مطالبة مالية وبالتالي تخرج عن نطاق مؤشر أسعار المستهلكين، بينما يمثل الجزء المتبقي تكلفة خدمة ينبغي إدراجها في مؤشر أسعار المستهلكين. ومع ذلك، لا يُدرَج المكونان على نحو منفصل.

١-١٧٤ حسبما يرد في الفصل الثالث، هناك صعوبة في معاملة مدفوعات الفائدة الاسمية لأنها قد تنقسم إلى أربعة مكونات مختلفة تماما من الناحية المفاهيمية:

- دفعة الفائدة المحضة.
- علاوة المخاطرة التي تعتمد على الجدارة الائتمانية للمقترض.
- تكلفة الخدمة مستحقة الدفع للبنك أو لمقرض أموال أو لمؤسسة مالية أخرى تقوم بنشاط منح القروض.
- دفعة لتعويض الدائن عن خسارة الاقتناء الحقيقية في أصل القرض من جراء التضخم في الفترة.

ومن الواضح أن المكون الرابع يخرج عن نطاق مؤشر أسعار المستهلكين حيث يعد تدفق رأسمالي. في المقابل، من الواضح أن المكون الثالث، وهو تكلفة الخدمة، ينبغي أن يُدرج. وتعد معاملة المكونَين الأول والثاني مثارا للجدل. ففي حالة التضخم المرتفع أو سوق رأس المال التي تسيطر عليها المنافسة غير الكاملة إلى حد كبير، قد تتأثر مدفوعات الفائدة الاسمية تماما بالمكونَين الأخيرين، اللذَين يختلفان تماما من الناحية المفاهيمية عن مفهوم الفائدة المحضة. فعلى سبيل المثال، قد تكون "الفائدة" التي يتقاضاها مقرض الأموال في القرية في الغالب تكلفة خدمة مرتفعة. وقد يتعذر تقسيم المكونات العديدة للفائدة الاسمية من الناحية العملية. وتظل معاملة الفائدة الاسمية ككل مسألة صعبة وخلافية إلى حد ما.

إنتاج الأسر المعيشية

١-١٧٥ عندما تقوم الأسر المعيشية بالإنتاج للسوق، فإن المعاملات التجارية المرتبطة بذلك تخرج جميعها عن نطاق مؤشر أسعار المستهلكين. ويُستبعد من هذا النطاق النفقات التي يتم تحملها للأغراض التجارية، حتى وإن تضمنت مشتريات لسلع وخدمات قد تستخدم لإشباع الحاجات والرغبات الشخصية لأفراد الأسرة المعيشية.

١-١٧٦ تنتج الأسر المعيشية أيضا سلعا وخدمات لاستهلاكها الخاص، وهي في معظمها إنتاج خدمات مثل إعداد الوجبات الغذائية والعناية بالأطفال أوالمرضى أو المسنين وتنظيف وصيانة السلع المعمرة والمساكن ونقل أفراد الأسر المعيشية وخلافه. وينتج المالكون الساكنون خدمات الإسكان لاستهلاكهم الخاص. وتزرع الأسر المعيشية كذلك الخضروات أو الفاكهة أو الزهور أو المحاصيل الأخرى لاستعمالها الخاص.

١-١٧٧ لا تعطي الكثير من السلع والخدمات التي تشتريها الأسر المعيشية منفعة مباشرة بل تستخدم كمدخلات في إنتاج سلع وخدمات أخرى تعطي منفعة، مثل المواد الغذائية غير المطهية والأسمدة ومواد التنظيف والدهانات والكهرباء والفحم والنفط والبنزين وخلافه.

١-١٧٨ مبدئيا، ينبغي أن يسجل مؤشر أسعار المستهلكين التغيرات في أسعار مخرجات هذه الأنشطة الإنتاجية، نظرا لأن المخرجات وليس المدخلات هي التي تُستهلك بالفعل وتعطي منفعة. غير أنه نظرا لعدم شراء المخرجات، لا توجد لهذه المخرجات أسعار يمكن ملاحظتها. وقد تُحتسب أسعار لهذه المخرجات تعادل الأسعار التي تباع بها في السوق، لكن ذلك قد يجعل مؤشر أسعار المستهلكين معتمدا إلى حد كبير على ما يتم افتراضه وليس جمعه من أسعار. والحل العملي الذي يوصي به الفصل الثالث هو معاملة كل السلع والخدمات المشتراة في السوق لاستخدامها فقط كمدخلات إنتاج سلع وخدمات أخرى تستهلكها مباشرة الأسر المعيشية كما لو كانت هي نفسها سلع وخدمات استهلاكية. وبناء على هذا المبدأ، تعامَل سلع مثل المبيدات الحشرية والكهرباء كما لو كانت تقدم منفعة على نحو غير مباشر، وتُدرَج في مؤشر أسعار المستهلكين. وهذا بالطبع هو الحل المعتمد عادة من الناحية العملية ليس فقط بالنسبة لمؤشر أسعار المستهلكين بل كذلك في الحسابات القومية، حيث تصنَّف معظم النفقات على مدخلات إنتاج الأسر المعيشية كنفقات على الاستهلاك النهائي.

١-١٧٩ في بعض البلدان، يوجد اتجاه متزايد من جانب الأسر المعيشية لشراء الوجبات الجاهزة السريعة بدلا من شراء مكونات هذه الوجبات. ونظرا لأن أسعار هذه الوجبات تكلفتها أعلى من مجموع المكونات التي كانت تشتريها الأسر المعيشية من قبل، فإن الوزن الترجيحي الذي يُعطى لاستهلاك الغذاء يزيد. ويرجع ذلك جزئيا إلى

أن تكاليف مدخلات عمل الأسر المعيشية في إعداد الوجبات كانت تُستبعد من قبل. وهناك أنواع متعددة من أنشطة خدمات الأسر المعيشية التي كانت خارج نطاق مؤشر أسعار المستهلكين من قبل يمكن إدخالها في هذا النطاق إذا فضلت الأسر المعيشية أن تستخدم آخرين بأجر ليقوموا بهذه الخدمات.

١-١٨٠ *الزراعة الكفافية والمساكن التي يسكنها مالكوها*: في حالة نوعين مهمَّين من أنواع الإنتاج من أجل الاستهلاك الذاتي داخل الأسر المعيشية، وهما الإنتاج الزراعي للاستهلاك الخاص وخدمات الإسكان التي ينتجها المالكون الساكنون، تعمل الحسابات القومية بالفعل على تسجيل قيم المخرجات المنتَجة والمستهلَكة بدلا من المدخلات. وبالمثل، يمكن لمؤشرات أسعار المستهلكين أيضا أن تعمل على تسعير المخرجات بدلا من المدخلات في هاتين الحالتين.

١-١٨١ مبدئيا، يمكن إدراج أسعار مخرجات الإنتاج الزراعي للحساب الخاص في مؤشرات أسعار المستهلكين، حتى وإن كانت محتسبة. من ناحية أخرى، بالنسبة للأسر التي تعتمد على الزراعة الكفافية، قد تكون أسعار مدخلات المواد الزراعية المشتراة في السوق هي المصدر الرئيسي الذي يعرضهم للآثار السلبية للتضخم. وهناك نقطتان يمكن الإشارة إليهما: أولا: ينبغي أن تكون القيمة السوقية المحتسبة للمخرجات أكبر عادة من تكاليف المدخلات المشتراة، على الأقل لأنها ينبغي أن تغطي تكاليف مدخلات العمل التي تقدمها الأسرة المعيشية. وهكذا، فإن تسعير المدخلات المشتراة بدلا من المخرجات قد يعني أن استهلاك الإنتاج الزراعي الخاص لا يحصل على وزن ترجيحي كافٍ في مؤشرات أسعار المستهلكين. ثانيا: ينبغي تجنب الحساب المزدوج. فإذا أُدرجت أسعار المخرجات المحتسبة، ينبغي ألا تدرج الأسعار الفعلية للمدخلات المستهلكة أيضا.

١-١٨٢ في حالة المساكن التي يسكنها مالكوها، يصبح الوضع معقدا لأن الإنتاج يتطلب استخدام الخدمات الرأسمالية المقدمة من أصل ثابت كبير في شكل المسكن نفسه. وحتى إذا تم تسعير مدخلات إنتاج خدمات الإسكان لأغراض مؤشرات أسعار المستهلكين، يظل من الضروري احتساب أسعار مدخلات الخدمات الرأسمالية المقدمة من المسكن (غالبا الاهتلاك بالإضافة إلى الفائدة). لذلك، تفضل بعض البلدان احتساب أسعار مخرجات خدمات الإسكان المستهلكة بالفعل على أساس الإيجارات مستحقة الدفع لنفس النوع من المساكن المستأجرة في السوق. وتعد معاملة المساكن التي يسكنها مالكوها معاملة معقدة، ومثيرة للجدل إلى حد ما، وتتناولها الفصول الثالث، والتاسع، والعاشر، والثالث والعشرون إلى جانب فصول أخرى.

تغطية الأسر المعيشية ومنافذ البيع

١-١٨٣ حسبما يرد في الفصل الثالث، يمكن أن تكون الأسر المعيشية إما أفراد أو مجموعات من الأفراد يعيشون معا ويقومون معا بتوفير الغذاء أو العناصر الضرورية الأخرى اللازمة للمعيشة. وقد يلزم أن يغطي مؤشر أسعار المستهلكين ما يلي:

- *إما* النفقات الاستهلاكية التي تتحملها الأسر المعيشية المقيمة في منطقة معينة – عادة ما تكون بلدا أو منطقة – سواء حدثت هذه النفقات داخل أو خارج المنطقة ــ ويسمى ذلك المفهوم "القومي" للإنفاق.
- *أو* النفقات الاستهلاكية التي تحدث داخل منطقة معينة ــ سواء تتحملها الأسر المعيشية المقيمة في تلك المنطقة أو المقيمون في مناطق أخرى ــ ويسمى ذلك المفهوم "المحلي".

واعتماد المفهوم المحلي قد يزيد من صعوبة جمع بيانات النفقات التفصيلية ذات الصلة في مسوح الأسر المعيشية. وقد يعرف أيضا مؤشر أسعار المستهلكين بحيث يغطي مجموعة بلدان، مثل الاتحاد الأوروبي.

١-١٨٤ لا يجب إدراج كل أنواع الأسر المعيشية في المؤشر. فحسبما يرد في الفصل الثالث، تفضل بعض البلدان استبعاد فئات معينة من الأسر المعيشية كالأسر بالغة الثراء أو الأسر التي تعمل بالزراعة. وتقوم بعض البلدان أيضا بإعداد مؤشرات مختلفة تُصمَّم لتغطية مجموعات مختلفة من الأسر المعيشية، كالأسر المقيمة في أقاليم مختلفة. ويمكن أيضا إعداد مؤشر عام لأسعار المستهلكين يُصمَّم لتغطية كل الأسر المعيشية أو معظمها، إلى جانب مؤشر خاص أو أكثر يستهدف قطاعات معينة في المجتمع، كالأسر المعيشية التي يرأسها متقاعدون. والتغطية الدقيقة للأسر المعيشية تعد مسألة اختيار، وهي في نهاية الأمر تتأثر بما يعتقد أنه الاستخدامات الرئيسية للمؤشر. ومجموعة الأسر المعيشية التي يغطيها مؤشر أسعار المستهلكين بالفعل توصف بأنها "المجتمع الإحصائي المرجعي".

تفاوت الأسعار

١-١٨٥ يمكن أن تتباين أسعار نفس السلع أو الخدمات فيما بين منافذ البيع المختلفة، بينما يمكن أن يتحمل المستهلكون المختلفون أحيانا أسعارا مختلفة. وقد تتباين الأسعار أيضا على مدار الشهر الذي يرتبط به المؤشر. ومن الناحية المفاهيمية، يجب تمييز هذا التباين في الأسعار المحضة عن اختلافات الأسعار التي تُعزى إلى الاختلافات في نوعية السلع أو الخدمات المقدمة، رغم أنه لا يكون من السهل دائما التمييز بين الحالتين من الناحية العملية. ويعكس وجود الفروق السعرية الخالصة أن هناك شكلا من أشكال المنافسة غير الكاملة في السوق، كنقص المعلومات لدى المستهلكين أو التمييز في الأسعار.

١-١٨٦ عندما توجد اختلافات في الأسعار المحضة، فإن حدوث تغير في أحوال السوق قد يمكِّن بعض الأسر المعيشية من التحول من الشراء بأسعار أعلى إلى الشراء بأسعار أقل، وذلك إذا تم فتح منافذ بيع جديدة تعرض أسعارا أقل مثلا. والانخفاض الناتج عن ذلك في متوسط الأسعار التي تدفعها الأسر المعيشية يعد انخفاضا في الأسعار لأغراض مؤشر أسعار المستهلكين، رغم أن السعر الذي يعرضه كل منفذ بيع على حدة قد لا يتغير. وإذا تم جمع الأسعار من منافذ البيع وظلت التغيرات في عادات الشراء لدى الأسر المعيشية غير ملاحظة، يقال أن مؤشرات أسعار المستهلكين معرضة للتحيز الناتج عن إحلال منافذ البيع، وذلك حسبما يرد بمزيد من التفصيل في الفصل الحادي عشر. ومن ناحية أخرى، عندما ترجع اختلافات الأسعار إلى الاختلافات في نوعية السلع والخدمات المبيعة في منافذ البيع المختلفة، فإن التحول من منافذ بيع تبيع بأسعار أعلى إلى منافذ بيع تبيع بأسعار أقل يعني ببساطة أن الأسر المعيشية تفضل شراء السلع أو الخدمات ذات النوعية الأقل. وهذا في حد ذاته لا ينطوي على أي تغير في السعر.

التصنيفات

١-١٨٧ حسبما يرد في الفصل الثالث، يمثل تصنيف نفقات الأسر المعيشية المستخدم في مؤشر أسعار المستهلكين الإطار اللازم لمختلف مراحل إعداد مؤشر أسعار المستهلكين. ويقدم هذا التصنيف هيكلا لأغراض الترجيح والتجميع، وأساسا لتفريغ عينات المنتجات التي تُجمع أسعارها. ويمكن تصنيف السلع والخدمات التي يغطيها مؤشر أسعار المستهلكين بعدة طرق: ليس فقط على أساس خصائصها الطبيعية بل أيضا حسب الأغراض التي تخدمها ودرجة التشابه في سلوكها السعري. ورغم اختلاف التصنيف حسب المنتج عن التصنيف حسب الغرض، فإنه يمكن التوفيق بينهما عادة. ومن الناحية العملية، تستخدم معظم البلدان نظام تصنيف هجين يكون فيه التقسيم على المستوى الأعلى حسب الغرض بينما التقسيمات على المستويات الأدنى حسب نوع المنتج. وينطبق ذلك على تصنيف الاستهلاك الفردي حسب الغرض المعدل مؤخرا والمتفق عليه دوليا (Classification of Individual Consumption according to Purpose(COICOP))، والذي يقدم تصنيفا ملائما لأغراض مؤشر أسعار المستهلكين.

١-١٨٨ يتكون المستوى الأول من التصنيف في تصنيف الاستهلاك الفردي حسب الغرض من ١٢ قسما تغطي مجموع النفقات الاستهلاكية للأسر المعيشية. وكما أشرنا الآن، يكون التقسيم في الأساس حسب الغرض. وفي المستوى الثاني من التقسيم، يقسَّم الاثنا عشر قسما إلى ٤٧ *مجموعة* منتجات، تقسَّم بدورها إلى ١١٧ *فئة* منتجات في المستوى الثالث. ويحتوي الفصل الثالث على قائمة تضم عشر فئات من السلع تعرف بالسلع المعمرة في

تصنيف الاستهلاك الفردي حسب الغرض. كما يعرض أيضا قائمة تحتوي على سبع فئات تعرف بالسلع شبه المعمرة كالملابس والأحذية والمنسوجات البيتية.

١-١٨٩ المائة وسبع عشرة فئة على مستوى التجميع الأدنى لتصنيف الاستهلاك الفردي حسب الغرض ليست مفصَّلة بما يكفي لأغراض مؤشر أسعار المستهلكين. ويمكن تقسيم هذه الفئات إلى فئات فرعية باستخدام الفئات الفرعية للتصنيف المركزي للمنتجات المتفق عليه دوليا ((Central Product Classification (CPC). وقد يستلزم بعض هذه الفئات مزيدا من التقسيم لكي تصل إلى بعض الإجماليات الأولية المستخدمة لأغراض مؤشر أسعار المستهلكين. وحتى تكون الأوزان الترجيحية للنفقات مفيدة لأغراض مؤشر أسعار المستهلكين، يجب توفرها لمختلف الفئات الفرعية أو الإجماليات الأولية. ومن منظور المعاينة، يحبذ أن تكون حركات أسعار فرادى المنتجات المستخدمة في الإجماليات الأولية متجانسة بقدر الإمكان. وقد تُقسَّم هذه الإجماليات الأولية أيضا إلى طبقات لأغراض المعاينة على أساس موقع أو نوع منفذ البيع الذي تباع فيه المنتجات.

مؤشرات أسعار المستهلكين ومخفضات أسعار الحسابات القومية

١-١٩٠ يتناول الملحق ٣-١ في الفصل الثالث الاختلافات بين المؤشر الكلي لأسعار المستهلكين ومكمِّش مجموع النفقات الاستهلاكية للأسر المعيشية في الحسابات القومية. ومن الناحية العملية، يمكن تصميم مؤشرات أسعار المستهلكين لتغطي فقط مجموعة فرعية من الأسر المعيشية ومجموعة فرعية من النفقات التي تغطيها الحسابات القومية. إلى جانب ذلك، قد تختلف صيغ الأرقام القياسية المطلوبة لإعداد مؤشرات أسعار المستهلكين عن مخفضات الحسابات القومية. وهذه الاختلافات تعني أن المؤشر الكلي لأسعار المستهلكين بوجه عام ليس هو نفسه مكمِّش مجموع النفقات الاستهلاكية للأسر المعيشية في الحسابات القومية. من ناحية أخرى، فإن البيانات الأساسية للأسعار والنفقات التي تجمع وتستخدم لأغراض مؤشر أسعار المستهلكين تستخدم على نطاق واسع أيضا في إعداد مؤشرات الأسعار المطلوبة لتكميش فرادى مكونات استهلاك الأسر المعيشية في الحسابات القومية.

الأوزان الترجيحية للنفقات

١-١٩١ كما سبقت الإشارة، هناك مرحلتان أساسيتان لحساب مؤشر أسعار المستهلكين. المرحلة الأولى هي جمع بيانات الأسعار وحساب المؤشرات الأولية للأسعار. والمرحلة الثانية هي حساب متوسط المؤشرات الأولية للأسعار للتوصل إلى مؤشرات الأسعار على مستويات التجميع الأعلى ومن ثم المؤشر الكلي لأسعار المستهلكين نفسه. وتكون بيانات النفقات مطلوبة للإجماليات الأولية التي يمكن استخدامها كأوزان ترجيحية في المرحلة الثانية. وتكون هذه الأوزان الترجيحية مطلوبة أيا كانت صيغة الرقم القياسي المستخدمة لأغراض التجميع. ويتناول الفصل الرابع كيفية اشتقاق الأوزان الترجيحية للنفقات ومصادرها.

مسوح إنفاق الأسر المعيشية والحسابات القومية

١-١٩٢ يعد مسح إنفاق الأسر المعيشية ((Household Expenditure Survey (HES)) هو المصدر الرئيسي لبيانات النفقات الاستهلاكية للأسر المعيشية في معظم البلدان. ومسح إنفاق الأسر المعيشية هو مسح بالعينة لآلاف الأسر المعيشية التي يُطلب منها الاحتفاظ بسجلات عن نفقاتها على مختلف أنواع السلع والخدمات الاستهلاكية خلال فترة زمنية محددة، كأسبوع أو أكثر مثلا. ويعتمد حجم العينة بالطبع على الموارد المتاحة، لكنه يعتمد أيضا على مدى الرغبة في تقسيم نتائج المسح حسب مكان الأسرة المعيشية أو نوعها. ويعد إجراء مسوح إنفاق الأسر المعيشية نشاطا مكلفا. ولا يُعنى هذا الدليل بإجراء هذه المسوح أو بأساليب أو إجراءات المسوح العامة بالعينة. وهناك العديد من النصوص القياسية حول طرق إجراء المسوح يمكن الرجوع إليها. ويمكن إجراء مسوح إنفاق الأسر المعيشية على فترات زمنية محددة ــ كل خمس سنوات مثلا ــ أو إجراؤها كل سنة بصورة مستمرة.

١-١٩٣ يمكن أن تضع مسوح إنفاق الأسر المعيشية أعباء ثقيلة على المجيبين الذين يتعين عليهم الاحتفاظ بسجلات تفصيلية عن النفقات، وهي نوع من السجلات لم يعتادوا الاحتفاظ به، رغم أن ذلك قد يصبح أمرا أسهل عندما تقدم محال السوبر ماركت أو غيرها من متاجر التجزئة بيانات تفصيلية بالمشتريات مطبوعة إلكترونيا. وتتسم مسوح إنفاق الأسر المعيشية غالبا بقدر من التحيزات المنهجية. فعلى سبيل المثال، يقلل الكثير من الأسر المعيشية ــ إما عمدا أو بلا وعي ــ من أهمية حجم نفقاتهم على بعض المنتجات "غير المحبذة" كالقمار أو المشروبات الكحولية أو التبغ أو المخدرات. ويمكن تصحيح هذه التحيزات. إلى جانب ذلك، قد يتعين تعديل البيانات التي تُجمع في مسوح إنفاق الأسر المعيشية لجعلها تتماشى مع مفهوم الإنفاق الذي يتطلبه إعداد مؤشر أسعار المستهلكين. فعلى سبيل المثال، لا تُجمع في مسوح إنفاق الأسر المعيشية النفقات المحتسبة على خدمات الإسكان التي ينتجها ويستهلكها المالكون الساكنون.

١-١٩٤ حسبما يرد في الفصل الرابع عشر، يؤدي استخدام طريقة تدفق السلع في جداول العرض والاستخدام المتبعة في نظام الحسابات القومية إلى المساعدة على مطابقة وموازنة البيانات المستقاة من مختلف المصادر الأساسية مع بعضها البعض. وقد تُستخدم طريقة تدفق السلع لتحسين التقديرات الخاصة بالنفقات الاستهلاكية للأسر المعيشية المستقاة من مسوح الإنفاق، وذلك عن طريق تعديل هذه التقديرات لتأخذ في الحسبان المعلومات الإضافية المتوفرة من الإحصاءات الخاصة بالمبيعات والإنتاج والواردات والصادرات من السلع والخدمات الاستهلاكية. وبالاعتماد على مصادر متنوعة، يمكن لبيانات إنفاق الأسر المعيشية في الحسابات القومية أن توفر أفضل تقديرات للنفقات الكلية للأسر المعيشية، رغم أن التصنيفات المستخدمة قد لا تكون دقيقة بما يكفي لأغراض مؤشر أسعار المستهلكين. إلى جانب ذلك، نظرا لأن مسوح إنفاق الأسر المعيشية قد لا يتم إجراؤها إلا كل عدة

سنوات، فقد تكون بيانات النفقات في الحسابات القومية أحدث، حيث يمكن للحسابات القومية أن تعتمد على أنواع أخرى من البيانات الأحدث، مثل مبيعات التجزئة والإنتاج والواردات من السلع والخدمات الاستهلاكية. ومع ذلك، من المهم ملاحظة أنه لا ينبغي النظر إلى الحسابات القومية كما لو كانت مصدرا بديلا ومستقلا للبيانات عن مسوح إنفاق الأسر المعيشية. فعلى العكس، تعد مسوح إنفاق الأسر المعيشية أحد المصادر الرئيسية لبيانات إنفاق الأسر المعيشية على الاستهلاك التي تستخدم في إعداد الحسابات القومية.

١٩٥-١ قد لا يتم إجراء مسوح إنفاق الأسر المعيشية في العديد من البلدان بالتواتر المطلوب لأغراض مؤشر أسعار المستهلكين أو الحسابات القومية. فإجراء هذه المسوح القومية قد يكون عملا مكلفا وشاقا للغاية بالنسبة للأسر المعيشية، كما سبقت الإشارة. ويمكن إجراء هذه المسوح مرة واحدة فقط كل خمس أو عشر سنوات أو أكثر. وعلى أي حال، يستغرق إجراء هذه المسوح ومعالجتها وقتا طويلا، لذلك قد لا تتوافر النتائج اللازمة لأغراض مؤشر أسعار المستهلكين إلا بعد مرور سنة أو سنتين على إجراء هذه المسوح. ولهذه الأسباب العملية، تكون مؤشرات أسعار المستهلكين المستخدمة في الكثير من البلدان هي مؤشرات لو "Lowe" التي تستخدم كميات فترة الأساس b التي قد تسبق الفترة المرجعية صفر بعدد قليل من السنوات وتسبق الفترة t بالعديد من السنوات.

١٩٦-١ تجري بعض البلدان مسوح إنفاق الأسر المعيشية باستمرار ليس فقط لتحديث أوزانها الترجيحية الخاصة بمؤشر أسعار المستهلكين بل أيضا لتطوير حساباتها القومية. وبالطبع، لا يتعين الاحتفاظ بنفس مجموعة الأسر المعيشية إلى أجل غير مسمى، بل يمكن تدويرها تدريجيا باستبعاد بعض الأسر المعيشية وإحلال أسر أخرى محلها. والبلدان التي تجري مسوح الإنفاق باستمرار تستطيع تعديل وتحديث الأوزانها الترجيحية للنفقات كل سنة بحيث يصبح مؤشر أسعار المستهلكين مؤشرا بنظام السلسلة يتم وصله سنويا. وحتى مع إجراء مسوح الإنفاق باستمرار، يكون هناك فاصل زمني بين وقت جمع البيانات ووقت معالجة النتائج وتجهيزها للاستخدام، بحيث يتعذر الحصول على نتائج مسوح متزامنة مع تغيرات الأسعار. وبالتالي، فحتى عندما يتم تحديث الأوزان الترجيحية سنويا، تظل هذه الأوزان منتمية إلى فترة ما تسبق الفترة المرجعية. فعلى سبيل المثال، عندما تكون الفترة المرجعية للأسعار هي يناير ٢٠٠٠، فإن الأوزان الترجيحية للنفقات قد تنتمي إلى عام ١٩٩٧ أو عام ١٩٩٨ أو كليهما. وعندما تتقدم الفترة المرجعية للأسعار إلى يناير ٢٠٠١، فإن الأوزان الترجيحية تتقدم إلى عام ١٩٩٨ أو عام ١٩٩٩، وهكذا. وهذا المؤشر هو مؤشر لو بنظام السلسلة.

١٩٧-١ تفضل بعض البلدان استخدام الأوزان الترجيحية للنفقات التي تمثل متوسط معدلات الإنفاق خلال فترة سنتين أو ثلاث سنوات لتقليل "التشويش" الناجم عن أخطاء التقدير (مسوح الإنفاق عبارة عن عينات فقط) أو

السلوك الاستهلاكي الشاذ خلال فترات زمنية قصيرة نتيجة أحداث مثل فترات الانتعاش أو الكساد أو تقلبات البورصة أو الصدمات النفطية أو الكوارث الطبيعية أو غيرها من الكوارث.

المصادر الأخرى لتقدير الأوزان الترجيحية للنفقات

١-١٩٨ إذا كانت هناك حاجة لتقسيم النفقات حسب االمنطقة لأغراض المعاينة أو التحليل، يمكن استكمال أي معلومات قد تتوافر حسب المنطقة في مسوح إنفاق الأسر المعيشية باستخدام البيانات المتوفرة من تعدادات السكان. وقد تكون مسوح الغذاء مصدر آخر للبيانات. وتعد هذه المسوح مسوحا خاصة تُجرى في بعض البلدان وتركز على نفقات الأسر المعيشية على المنتجات الغذائية. ويمكن لهذه المسوح أن توفر معلومات عن النفقات على الغذاء أكثر تفصيلا مما يتوفر من مسوح إنفاق الأسر المعيشية.

١-١٩٩ من المصادر الأخرى التي يمكن الحصول منها على المعلومات مسوح نقاط الشراء (Points of Purchase (POP) التي تُجرى في بعض البلدان. ويصمم مسح نقاط الشراء لتقديم معلومات عن متاجر التجزئة التي تشتري منها الأسر المعيشية مجموعات معينة من السلع والخدمات. وتُسأل الأسر المعيشية ــ بالنسبة لكل بند ــ عن المبالغ التي تنفقها في كل منفذ بيع وعن أسماء وعناوين منافذ البيع. ويتمثل الاستخدام الرئيسي لمسوح نقاط الشراء في اختيار عينة من منافذ البيع لاستخدامها في أغراض جمع الأسعار.

جمع بيانات الأسعار

١-٢٠٠ حسبما يرد في الفصل التاسع، هناك مستويان للحساب يستخدمان في مؤشر أسعار المستهلكين. فعلى المستوى الأدنى، تُجمع عينات الأسعار وتعالج للحصول على مؤشرات أسعار المستوى الأدنى. وهذه المؤشرات هي مؤشرات أولية تُدرس خصائصها وسلوكها في الفصل العشرين. وعلى المستوى الأعلى، يُحسب متوسط المؤشرات الأولية للحصول على مؤشرات المستوى الأعلى باستخدام النفقات كأوزان ترجيحية. وعلى المستوى الأعلى تُستخدم كل نظريات الرقم القياسي التي تناولتها الفصول من الخامس عشر إلى الثامن عشر.

١-٢٠١ تُحسب مؤشرات المستوى الأدنى للإجماليات الأولية. وبناء على الموارد المتاحة والإجراءات المعتمدة لدى فرادى البلدان، يمكن أن تكون هذه الإجماليات الأولية فئات فرعية أو فئات صغيرة في تصنيف النفقات المذكور آنفا. وإذا كانت هناك رغبة في حساب مؤشرات أسعار المستهلكين للمناطق المختلفة، يجب تقسيم الفئات الفرعية أو الفئات الصغيرة إلى طبقات ترتبط بالمناطق المختلفة. إلى جانب ذلك، فمن أجل تحسين كفاءة إجراءات المعاينة المستخدمة في جمع الأسعار، سيكون من المحبذ عادة ــ إن أمكن ــ إدخال معايير أخرى في تعريفات الطبقات، كنوع منفذ البيع مثلا. وعند تقسيم الفئات الفرعية أو الفئات الصغيرة إلى طبقات لأغراض جمع

البيانات، فإن الطبقات نفسها تصبح إجماليات أولية. ونظرا لأنه يتعين إعطاء وزن ترجيحي لكل إجمالي أولي من أجل حساب مؤشرات المستوى الأعلى، يجب توفر تقدير للإنفاق في كل إجمالي أولي. ونظرا لأن بيانات النفقات أو الكميات لا تتوافر عادة في الإجمالي الأولي، يجب تقدير المؤشرات الأولية من بيانات الأسعار فقط. وقد يتغير ذلك الإجراء إذا ازداد توفر البيانات المستخلصة من الماسحات الضوئية في نقاط البيع الإلكترونية.

٢٠٢-١ يتناول الفصل الخامس استراتيجيات المعاينة المستخدمة في جمع الأسعار، بينما يتناول الفصل السادس الطرق والإجراءات العملية المستخدمة بالفعل في جمع الأسعار. ومبدئيا، ينبغي أن تكون الأسعار المستخدمة في إعداد مؤشر أسعار المستهلكين هي أسعار المشترين التي تدفعها الأسر المعيشية بالفعل، لكن محاولة جمع الأسعار كل شهر أو ربع سنة مباشرة من الأسر المعيشية لا تعد بوجه عام إجراء عمليا أو اقتصاديا من حيث التكلفة، وذلك برغم أن بيانات النفقات تُجمع مباشرة من الأسر المعيشية في مسوح إنفاق الأسر المعيشية. ومن الناحية العملية، لا تعد الأسعار التي تُجمع أسعار المعاملات الفعلية، لكنها الأسعار التي تُطرح بها السلع والخدمات للبيع في منافذ البيع كمتاجر التجزئة أو محال السوبر ماركت أو مقدمي الخدمات. ومع ذلك، قد تزداد القدرة على جمع أسعار المعاملات الفعلية كلما زادت السلع والخدمات المبيعة من خلال نقاط البيع الإلكترونية التي تسجل كل من الأسعار والنفقات.

العينة العشوائية والعينة العمدية

٢٠٣-١ نظرا لأن الأسعار تُجمع من البائعين، تنشأ مشكلتان مختلفتان عند المعاينة. الأولى هي كيفية اختيار فرادى المنتجات المستخدَمة في الإجمالي الأولي التي ينبغي جمع أسعارها. والثانية هي كيفية اختيار عينة منافذ البيع التي تبيع هذه المنتجات. وبالنسبة لبعض المنتجات، قد لا يكون من الضروري زيارة متاجر التجزئة لجمع الأسعار إذ ربما يكون هناك سعر واحد فقط ساري في كافة أرجاء البلد المعني. وقد تُجمع هذه الأسعار من الهيئة المركزية المسؤولة عن تحديد الأسعار. وتشير الفقرات التالية إلى أكثر الحالات شيوعا التي تجمع فيها الأسعار من عدد كبير من منافذ البيع.

٢٠٤-١ حسبما يرد في الفصل الخامس، هناك أبعاد كثيرة لمجتمع المنتجات الذي تؤخذ منه العينة. وقد تصنف المنتجات ليس فقط على أساس الخصائص والوظائف التي تحدد مكانها في تصنيف الاستهلاك الفردي حسب الغرض، بل أيضا وفقا للمواقع ومنافذ البيع التي تباع فيها والأوقات التي تباع فيها. ويمثل التغير المستمر الذي يشهده مجتمع المنتجات بمرور الوقت مشكلة كبيرة، ليس فقط بالنسبة لمؤشرات أسعار المستهلكين بل أيضا بالنسبة لمعظم الإحصاءات الاقتصادية الأخرى، حيث تختفي منتجات ليحل محلها أنواع أخرى من المنتجات، بينما تغلق منافذ بيع وتفتح منافذ بيع جديدة. وينجم عن تغير مجتمع المنتجات بمرور الوقت مشكلات مفاهيمية وعملية،

نظرا لأن قياس التغيرات في الأسعار بمرور الوقت يتطلب قدرا من الاستمرارية في المنتجات المسعرة. ومبدئيا، ينبغي أن تكون التغيرات المسجلة في الأسعار متعلقة بمنتجات متطابقة تتماثل في الفترتين. والمشكلات التي تنشأ عند عدم تماثل المنتجات يجري بحثها بالتفصيل لاحقا.

٢٠٥-١ عند تصميم العينة لأغراض جمع الأسعار، ينبغي توجيه العناية الواجبة للمعايير الإحصائية الموحدة لضمان عدم تحيز تقديرات العينة الناتجة وكفاءتها بالمعنى الإحصائي إلى جانب فعالية تكاليفها. وهناك نوعان من التحيز يتم تناولهما في الكتابات المتعلقة بالأرقام القياسية، وهما: *تحيز العينة* كما هو مفهوم في هذا الدليل *والتحيزات بخلاف تحيز العينة* في شكل تحيز ناتج عن الإحلال أو تحيز ناتج عن عدم التمثيل حسبما يرد في الفصل العاشر. وعادة ما يتضح من السياق نوع التحيز المقصود.

٢٠٦-١ هناك عدد كبير من الكتابات المتعلقة بأساليب المسح بالعينة والتي يمكن الرجوع إليها ولا تتطلب تلخيصا في هذا الدليل. ومبدئيا، قد يكون من المحبذ اختيار كل من منافذ البيع والمنتجات باستخدام المعاينة العشوائية باحتمالات اختيار معروفة. ويضمن ذلك عدم تشوه عينة المنتجات المختارة بعوامل موضوعية كما يساعد على حساب أخطاء العينة. ومع ذلك، لا يزال العديد من البلدان يعتمد اعتمادا كبيرا على الاختيار العمدي لمنافذ البيع والمنتجات، نظرا لأن المعاينة العشوائية قد تكون صعبة ومكلفة للغاية. ويُعتقد أن الاختيار العمدي أكثر فعالية من حيث التكلفة، لاسيما عندما تكون أُطر العينة المتاحة غير شاملة وغير ملائمة بما يكفي لأغراض مؤشر أسعار المستهلكين. وهناك إجراء قد يكون أيضا اقتصاديا من حيث التكلفة وهو جمع "مجموعة" أسعار منتجات مختلفة من نفس منفذ البيع بدلا من توزيع عملية جمع الأسعار على نحو أكثر انتشارا على عدد أكبر من منافذ البيع.

٢٠٧-١ تتطلب كفاءة المعاينة ــ سواء العشوائية أو العمدية ــ أن تكون أُطر العينة شاملة وحديثة. وهناك حاجة لوجود نوعين من الأُطر لأغراض مؤشر أسعار المستهلكين: أحدهما يضع قائمة بمجتمع منافذ البيع، والآخر يضع قائمة بمجتمع المنتجات. وهناك أمثلة لأُطر العينة المحتملة الخاصة بمنافذ البيع تتمثل في سجلات الشركات أو السجلات الإدارية للحكومات المركزية أو المحلية أو أدلة الهاتف. وعندما تحتوي أُطر العينة على المعلومات المطلوبة، قد يكون في الإمكان زيادة الكفاءة باختيار عينات من منافذ البيع باستخدام احتمالات تتناسب مع حجم بعض الخصائص الاقتصادية ذات الصلة، مثل القيمة الإجمالية للمبيعات. وأُطر العينة الخاصة بالمنتجات لا تتوافر بسهولة دائما في الواقع العملي. ويمكن أن تتمثل هذه الأطر في مجلات البيع أو قوائم المنتجات الأخرى التي يضعها كبار المصنعين أو تجار الجملة أو الاتحادات التجارية، أو قوائم المنتجات الخاصة بفرادى منافذ البيع كمحال السوبر ماركت الكبرى.

١-٢٠٨ بناء على المعلومات المتاحة في إطار العينة، قد يكون في الإمكان تقسيم منافذ البيع إلى طبقات على أساس موقعها وحجمها، وحسب حجم المبيعات أو عدد العاملين. وعندما تتوافر معلومات عن الحجم، قد يكون في الإمكان زيادة الكفاءة بأخذ عينة عشوائية من منافذ البيع باحتمالات تتناسب مع الحجم. غير أنه من الناحية العملية، تُستخدم العينة العمدية أيضا على نطاق واسع.

١-٢٠٩ في معظم البلدان، يكون الاختيار عمديا غالبا لمعظم فرادى البنود التي تُسعر في منافذ البيع المختارة، حسبما يحدده المكتب المركزي المسؤول عن مؤشر أسعار المستهلكين. ويضع المكتب المركزي قوائم المنتجات التي تعتبر ممثلة للمنتجات المستخدمة في الإجمالي الأولي. ويمكن وضع القوائم بالتعاون مع مديري مؤسسات الجملة أو مؤسسات التجزئة الكبرى أو خبراء آخرين لديهم الخبرة والمعرفة العملية. ويعرض الفصل السادس بمزيد من التفصيل وصفا للإجراءات العملية.

١-٢١٠ يعرض بعض الباحثين إن الاختيار العمدي للمنتجات لا يتعرض سوى إلى قدر لا يُذكر من تحيز العينة، رغم عدم وجود الكثير من الأدلة القاطعة على ذلك. ومبدئيا، هناك أفضلية للعينة العشوائية، كما أنها عملية إلى حد بعيد. فعلى سبيل المثال، يستخدم المكتب الأمريكي لإحصاءات العمل طرق الاختيار العشوائي على نطاق واسع لاختيار كل من منافذ البيع والمنتجات المعروضة في منافذ البيع. وعند إسناد مهمة اختيار المنتجات إلى فرادى جامعي الأسعار، من الضروري ضمان تدريبهم تدريبا جيدا وإلمامهم بكافة المعلومات اللازمة وخضوعهم للإشراف والمتابعة عن كثب.

طرق جمع الأسعار

١-٢١١ ركز القسم السابق على قضايا المعاينة التي تنشأ عندما يتعين جمع أسعار عدد كبير من المنتجات من عدد كبير من منافذ البيع. أما هذا القسم فيتناول بعض الجوانب التي تعد أفضل من الناحية العملية في جمع الأسعار.

١-٢١٢ *جمع الأسعار مركزيا*: يمكن أن يقوم المكتب المركزي المسؤول عن مؤشر أسعار المستهلكين بجمع العديد من الأسعار المهمة مباشرة من المركز الرئيسي للوحدة المسؤولة عن تحديد الأسعار. وعندما تكون الأسعار واحدة في كافة أرجاء البلد المعني، فلا داعي لجمعها من فرادى منافذ البيع.

- تُحدَّد بعض التعريفات أو تكاليف الخدمات على المستوى القومي وتسري في كافة أرجاء البلد المعني. وقد ينطبق ذلك على المرافق العامة كالمياه والغاز الطبيعي والكهرباء أو خدمات البريد

أو رسوم الهاتف أو النقل العام. ويمكن الحصول على الأسعار أو التكاليف من المراكز الرئيسية ذات الصلة.

- قد تقوم بعض المتاجر التابعة لشركات تملك منافذ بيع متعددة أو متاجر تعمل بطريقة الخدمة الذاتية بتقاضي نفس الأسعار في كل مكان، وفي هذه الحالة يمكن الحصول على الأسعار من مراكزها الرئيسية. وحتى عندما لا تتقاضى هذه المتاجر أسعارا موحدة، فقد لا يوجد سوى عدد قليل من الاختلافات الإقليمية البسيطة في الأسعار ويمكن الحصول مركزيا على كافة المعلومات ذات الصلة.
- قد يتغير العديد من هذه الأسعار المحدَّدة مركزيا على نحو نادر جدا، ربما مرة واحدة أو مرتان فقط في العام، لذا لا داعي لجمعها شهريا. إلى جانب ذلك، يمكن جمع العديد من هذه الأسعار عن طريق الهاتف أو الفاكس أو البريد الإلكتروني وقد لا يتطلب الأمر زيارة المراكز الرئيسية المعنية.

٢١٣-١ *البيانات المستخلصة من الماسحات الضوئية*: أحد التطورات الجديدة المهمة هو ما يشهده العديد من البلدان من زيادة في إمكانية الحصول على كميات كبيرة من البيانات شديدة التفصيل من "الماسحات الضوئية" في نقاط البيع الإلكترونية. وتُجمع هذه البيانات عن طريق المؤسسات المتخصصة بإعداد بيانات وتوفيرها للراغبين بالشراء. وتتميز البيانات المستخلصة من الماسحات الضوئية بأنها حديثة وشاملة. وهناك جانب كبير ومتزايد من كافة السلع المبيعة يجري مسحها ضوئيا عند مرورها في نقاط البيع الإلكترونية.

٢١٤-١ من الواضح أن هناك مزايا كثيرة يمكن الحصول عليها نتيجة استخدام البيانات المستخلصة من الماسحات الضوئية وقد تؤثر في نهاية الأمر تأثيرا كبيرا على طريقة جمع بيانات الأسعار لأغراض مؤشر أسعار المستهلكين. ولا تتوافر حتى الآن الخبرة الكافية لتقديم إرشادات عامة بشأن استخدام البيانات المستخلصة من الماسحات الضوئية. ومن الواضح أن المكاتب الإحصائية ينبغي أن تراقب عن كثب التطورات التي تحدث في هذا المجال وأن تستطلع إمكانية استغلال هذا المصدر الجديد المهم للبيانات. وتعمل البيانات المستخلصة من الماسحات الضوئية أيضا على زيادة فرص استخدام مناهج متطورة للتعديل مقابل التغير في النوعية، ومنها المنهج الهيدوني، حسبما يرد في الفصل السابع.

٢١٥-١ *جمع الأسعار ميدانيا*: عند جمع الأسعار من منافذ بيع محلية، يمكن تحديد فرادى المنتجات المختارة للتسعير بطريقتين. الطريقة الأولى هي تحديد قائمة محددة من فرادى المنتجات مسبقا بواسطة المكتب المركزي المسؤول عن مؤشر أسعار المستهلكين. وبدلا من ذلك، يمكن إعطاء جامع الأسعار حرية الاختيار من بين مجموعة محددة من المنتجات. وقد يستخدم جامع الأسعار نوع من طرق الاختيار العشوائي، أو يختار المنتجات

الأكثر مبيعا، أو يأخذ بتوصية صاحب أو مدير المتجر. ويمكن وصف المنتج المختار للتسعير في أحد منافذ البيع بالمنتج المدرَج في العينة. وقد يكون سلعة أو خدمة.

١-٢١٦ عند قيام المكتب المركزي بتحديد قائمة المنتجات مسبقا، يكون الهدف عادة هو اختيار المنتجات التي تعتبر ممثِّلة للمجموعة الأكبر من المنتجات المدرَجة في الإجمالي الأولي. وعلى المكتب المركزي أيضا أن يختار مدى عمومية أو دقة وصف ــ أو تحديد ــ المنتجات الممثِّلة المختارة للتسعير. ومن الناحية النظرية، فإن عدد المنتجات المختلفة التي يمكن تحديدها يكون عشوائيا إلى حد ما، وذلك بناء على عدد الخصائص الاقتصادية التي تعتبر وثيقة الصلة أو مهمة. "فلحوم الأبقار" مثلا هو تعبير عام يتعلق بمجموعة من المنتجات المتماثلة وإن كانت متميزة. وهناك قطع مختلفة عديدة من لحوم الأبقار ــ كاللحم المفروم أو شرائح اللحم المعدة للطهي أو شرائح لحم الكفل ــ وكل منها يمكن اعتباره منتج مختلف ويمكن بيعه بأسعار مختلفة جدا. إلى جانب ذلك، يمكن أيضا تصنيف لحوم الأبقار حسبما إذا كانت طازجة أم مبردة أم مجمدة، وتصنيفها مرة أخرى تصنيفا مزدوجا حسبما إذا كانت تأتي من حيوانات محلية أم مستوردة، أو من حيوانات ذات أعمار أو سلالات مختلفة.

١-٢١٧ يضمن الوصف المحكم فرض المكتب المركزي مزيد من الرقابة على البنود المسعرة بالفعل في منافذ البيع، لكنه أيضا يؤدي إلى زيادة فرص عدم توفر بعض المنتجات بالفعل في بعض منافذ البيع. ويؤدي الوصف الفضفاض إلى إمكانية تسعير مزيد من البنود لكنه يعطي لفرادى جامعي الأسعار مزيدا من الحرية بشأن البنود المسعرة بالفعل. ومن شأن ذلك أن يجعل العينة ككل أقل تمثيلا.

استمرارية جمع الأسعار

١-٢١٨ يهدف مؤشر أسعار المستهلكين إلى قياس التغيرات السعرية المحضة. فالمنتجات التي تُجمع أسعارها وتقارن في فترات زمنية متتالية ينبغي في الوضع المثالي أن تكون *متطابقة* تماما، أي ينبغي أن تتماثل من حيث خصائصها الطبيعية والاقتصادية. وعندما تتطابق المنتجات تطابقا تاما، تكون التغيرات الملاحظة في الأسعار هي التغيرات السعرية *المحضة*. وعند اختيار المنتجات الممثِّلة، يكون من الضروري بالتالي ضمان أن عددا كافيا منها يُتوقع بقاؤه في السوق خلال فترة زمنية طويلة إلى حد معقول بنفس الشكل أو الحالة التي كان عليها عند اختياره لأول مرة. وبدون الاستمرارية، لن تحدث تغيرات في الأسعار بالقدر الذي يكفي لقياسها.

١-٢١٩ بعد تحديد البنود التي ينبغي جمع أسعارها، تكون الإستراتيجية المعتادة هي مواصلة تسعير نفس البنود لأطول مدة ممكنة. ويستطيع جامعو الأسعار القيام بذلك إذا ما تم تزويدهم بوصف دقيق ــ أو محكم ــ جدا للبنود

التي ينبغي تسعيرها. وبدلا من ذلك، يجب أن يحتفظ جامعو الأسعار أنفسهم بسجلات تفصيلية عن البنود التي اختاروا تسعيرها.

١-٢٢٠ الوضع المثالي لمؤشر الأسعار سيكون هو الوضع الذي تبقى فيه كافة المنتجات التي تُسجَّل أسعارها في السوق إلى أجل غير مسمى دون أي تغيير في خصائصها الطبيعية والاقتصادية، باستثناء، بالطبع، توقيت بيعها. وتجدر الإشارة إلى أن العديد من المبرهنات في نظرية الرقم القياسي تُشتق من افتراض توفر نفس مجموعة السلع والخدمات في الفترتين الزمنيتين المقارنتين. ومع ذلك، فمعظم المنتجات لها عمر اقتصادي محدود، وفي نهاية الأمر، تختفي من السوق ليحل محلها منتجات أخرى. ونظرا للتطور المستمر الذي يشهده مجتمع المنتجات، فالمنتجات الممثِّلة التي يتم اختيارها في البداية قد تقل حصتها تدريجيا في مجموع المشتريات والمبيعات. وفي المحصلة، يمكن أن يقل تمثيل هذه المنتجات تدريجيا. ونظرا لأن مؤشر أسعار المستهلكين يهدف إلى تغطية كافة المنتجات، يجب إيجاد سبيل للتواؤم مع مجتمع المنتجات المتغير. وفي حالة السلع الاستهلاكية المعمرة التي تُعدَّل خصائصها وتصميماتها باستمرار، قد تكون أعمار بعض الطرز قصيرة للغاية، حيث لا تبقى في السوق سوى سنة واحدة أو أقل ثم تحل محلها طرز أحدث.

١-٢٢١ قد يتعين ــ عند مرحلة ما ــ قطع سلسلة مشاهدات الأسعار. فقد يصبح من الضروري مقارنة أسعار بعض المنتجات بأسعار منتجات أخرى جديدة مشابهة جدا لها لكن لا تماثلها. ويتعين على المكاتب الإحصائية عندئذ أن تستبعد من التغيرات الملاحظة في الأسعار التأثيرات المقدرة للتغيرات في خصائص المنتجات التي تقارن أسعارها. وبعبارة أخرى، يجب أن تحاول هذه المكاتب تعديل الأسعار التي يتم جمعها مقابل أي تغير في نوعية المنتجات المسعرة، حسبما يرد بمزيد من التفصيل في الفقرات التالية. وفي الوقت نفسه، قد يظهر منتج جديد تماما يختلف عن المنتجات التي كانت موجودة من قبل إلى الحد الذي لا يمكن معه إجراء تعديل مقابل التغير في النوعية ولا يمكن مقارنة سعره مباشرة بسعر أي منتج سابق. وبالمثل، قد يصبح منتج ما غير ممثِّل، أو قديم لدرجة أنه يجب استبعاده من المؤشر لأن محاولة مقارنة سعره بسعر أي من المنتجات التي حلت محله لم تعد مُجدية.

إعادة المعاينة

١-٢٢٢ إحدى استراتيجيات التعامل مع مجتمع المنتجات المتغير تتمثل في إعادة معاينة ــ أو إعادة اختيار ــ مجموعة البنود الكاملة على فترات منتظمة لتسعيرها. فعلى سبيل المثال، بالنسبة للمؤشر الشهري، يمكن اختيار مجموعة جديدة من البنود كل شهر يناير. ويتم تسعير كل مجموعة من البنود حتى يناير التالي. ويجب تسعير

مجموعتين كل شهر يناير لإنشاء وصلة بين كل مجموعة من التغيرات على مدى ١٢ شهرا. وتتسق إعادة المعاينة سنويا مع إستراتيجية تحديث الأوزان الترجيحية للنفقات سنويا.

١-٢٢٣ رغم أن إعادة المعاينة قد تكون أفضل من الإبقاء على العينة أو المجموعة المختارة دون تغيير، فإنها لا تُستخدم كثيرا في الواقع العملي. فمن الناحية المنهجية، تَصعب إدارة عملية إعادة معاينة المجموعة الكاملة من المنتجات كما أن تنفيذ هذه العملية مكلف. إلى جانب ذلك. لا تمثل إعادة المعاينة حلا نهائيا لمشكلة مجتمع المنتجات المتغير، لأنها لا ترصد تغيرات الأسعار التي تحدث في لحظة طرح منتجات جديدة أو نوعيات جديدة لأول مرة. ويستغل العديد من المنتجين الوقت عمدا عند بيع المنتجات لأول مرة في إجراء تغييرات سعرية كبيرة.

١-٢٢٤ هناك طريقة أفضل من الناحية العملية يمكن بها الإبقاء على حداثة العينة من خلال تدويرها تدريجيا باستبعاد بنود معينة وإدخال بنود جديدة. وقد يتم استبعاد البنود لسببين، هما:

- اعتقاد جامع الأسعار أو المكتب المركزي أن المنتج لم يعد ممثِّلا، حيث يبدو نصيبه في مجموع النفقات ضمن الفئات الأساسية المعنية في تناقص مستمر.
- قد يختفي المنتج من السوق تماما. فعلى سبيل المثال، قد يصبح قديما نتيجة تغير التكنولوجيا أو غير مطابق لأنماط الزي المرغوبة نتيجة لتغير الأذواق، رغم أنه قد يختفي لأسباب أخرى.

١-٢٢٥ في الوقت نفسه، تظهر في السوق منتجات جديدة أو نوعيات جديدة من منتجات موجودة. وفي مرحلة ما يصبح من الضروري إدراجها في قائمة البنود المسعرة. وهذا يثير السؤال المعتاد المتعلق بمعاملة التغير في النوعية ومعاملة المنتجات الجديدة.

تعديل الأسعار مقابل التغير في النوعية

١-٢٢٦ ربما تمثل معاملة التغير في النوعية التحدي الأكبر الذي يواجه معدُّو مؤشر أسعار المستهلكين. وهو موضوع يتكرر في كافة أجزاء هذا الدليل، كما أنها تتسبب في مشكلات مفاهيمية وعملية لمعدِّي مؤشرات أسعار المستهلكين. ويخصَّص الفصل السابع بالكامل لمعاملة التغير في النوعية بينما يتناول الفصل الثامن الموضوع وثيق الصلة الخاص بالسلع الجديدة وإحلال البنود.

١-٢٢٧ عند استبعاد أحد المنتجات المدرجة في العينة من قائمة المنتجات المسعرة في منفذ بيع ما، فالأمر المعتاد أن يتم البحث عن منتج جديد يحل محله لضمان بقاء العينة ــ أو مجموعة المنتجات المدرجة في العينة ــ شاملة وممثِّلة على نحو كاف. وإذا تم إدراج المنتج الجديد تحديدا ليحل محل المنتج القديم، فمن الضروري إنشاء

وصلة بين سلسلة المشاهدات السعرية السابقة للبند القديم والسلسلة اللاحقة للبند الجديد. وقد تتداخل ــ أو لا تتداخل ــ سلسلتا المشاهدات في فترة أو أكثر. وقد لا يحدث تداخل في كثير من الحالات نتيجة عدم إدراج النوعية الجديدة ــ أو الطراز الجديد ــ إلا بعد انقطاع سلسلة النوعية التي تحل محلها. وسواء كان هناك تداخل أم لا، فإن وصل سلسلتي الأسعار يتطلب تقدير التغير في النوعية بين المنتج القديم والمنتج الذي يتم اختياره ليحل محله.

٢٢٨-١ مهما كانت صعوبة تقدير مساهمة التغير في النوعية في تغير السعر الملاحظ، يجب أن يكون مفهوما بوضوح أنه يجب إجراء تقدير ما سواء على نحو صريح أو ــ في حال عدم توفر البدائل ــ على نحو ضمني. ولا يمكن تجنب هذه القضية أو إغفالها، فكل المكاتب الإحصائية لديها موارد محدودة والكثير منها قد لا تتوافر لديه القدرة على إجراء تعديلات صريحة أكثر دقة مقابل التغير في النوعية حسبما يرد في الفصل السابع. ورغم أنه قد لا يكون في الإمكان إجراء تعديل صريح بسبب نقص البيانات أو الموارد، لا يمكن تجنب إجراء نوع من التعديل الضمني، حتى وإن كان يبدو أن "عدم فعل شيء" ينطوي بالضرورة على نوع من التعديل الضمني، حسبما يرد في الفقرات التالية. وأيا كانت الموارد المتاحة للمكاتب الإحصائية، يجب أن تكون هذه المكاتب على دراية بالآثار المترتبة على الطرق التي تتبعها.

٢٢٩-١ يؤكد القسم التمهيدي من الفصل السابع على ثلاث نقاط، هي:

- تكون وتيرة الابتكارات مرتفعة ــ وربما متزايدة ــ مما يؤدي إلى التغيير المستمر في خصائص المنتجات.
- لا يوجد اتساق كبير بين البلدان فيما تستخدمه من طرق للتعامل مع التغير في النوعية.
- أثبت عدد من الدراسات التجريبية أهمية اختيار طريقة تعديل المؤشر، نظرا لأن الطرق المختلفة يمكن أن تؤدي إلى نتائج في غاية الاختلاف.

تقييم أثر التغير في النوعية على السعر

٢٣٠-١ من المفيد محاولة توضيح سبب الرغبة في تعديل التغير في الأسعار الملاحظة بين بندين متشابهين ــ وليسا متطابقين ــ مقابل الاختلاف في نوعيتيهما. ويحدث التغير في نوعية سلعة أو خدمة عندما يحدث تغير في بعض ــ وليس كافة ــ خصائصها. ولأغراض مؤشر أسعار المستهلكين، يجب تقييم التغير في النوعية من منظور المستهلك. وحسبما يرد في الفصل السابع، يعد تقييم التغير في النوعية في الأساس تقديرا للمبلغ الإضافي الذي يكون المستهلك على استعداد لدفعه مقابل الخصائص الجديدة التي اكتسبتها النوعية الجديدة. ولا يعد المبلغ الإضافي زيادة في السعر لأنه يمثل القيمة النقدية للإشباع الإضافي أو المنفعة الإضافية المستمدة من النوعية

الجديدة. وبالطبع، إذا تم تفضيل النوعية القديمة على الجديدة، لن يكون المستهلكون على استعداد لشراء النوعية الجديدة إلا إذا كان سعرها أقل.

١-٢٣١ لنبحث التجربة الافتراضية التالية التي تظهر فيها النوعية الجديدة جنبا إلى جنب مع القديمة. ولنفترض أن المنتَجَين بديلان لبعضهما البعض وأن المستهلك على دراية بخصائص النوعيتين القديمة والجديدة. ولنستخدم الحرف *الصغير* p *للإشارة* إلى أسعار النوعية القديمة والحرف الكبير P لأسعار النوعية الجديدة. ولنفترض أن النوعيتين تُعرضان على المستهلك بنفس السعر، وهو السعر P_t الذي تباع به النوعية الجديدة بالفعل في الفترة t. بعد ذلك، يُطلب من المستهلك أن يفاضل بينهما ويفضل النوعية الجديدة.

١-٢٣٢ لنفترض بعد ذلك أن سعر النوعية القديمة يُخفَّض تدريجيا حتى يصل إلى p_t^*، عندئذ يصبح المستهلك غير مهتم بالفرق بين شراء النوعية القديمة بسعر p_t^* والنوعية الجديدة بسعر P_t. وأي انخفاض عن السعر p_t^* يجعل المستهلك يتحول مجددا إلى شراء النوعية القديمة. ويعد الفرق بين P_t و p_t^* مقياسا للقيمة الإضافية التي يعطيها المستهلك للنوعية الجديدة مقارنة بالقديمة. وهو يقيس أقصى مبلغ يكون المستهلك على استعداد لدفعه مقابل النوعية الجديدة فوق سعر النوعية القديمة.

١-٢٣٣ لنفترض أن p_{t-1} ترمز إلى السعر الفعلي الذي بيعت به النوعية القديمة في الفترة $t-1$. ولأغراض مؤشر أسعار المستهلكين، فإن زيادة السعر بين النوعيتين ليست هي الفرق الملاحظ $P_t - p_{t-1}$ بل $p_t^* - p_{t-1}$. ومن المهم ملاحظة أن p_t^*، السعر الافتراضي للنوعية القديمة في الفترة t، يكون قابل للمقارنة مباشرة مع السعر الفعلي للنوعية القديمة في الفترة $t-1$ لأن كليهما يتعلق بنفس المنتج. والفرق بينهما هو تغير سعري *محض*. والفرق بين P_t و p_t^* ليس تغير في السعر بل تقييم للفرق في نوعية البندين في الفترة t. والسعر الفعلي للنوعية الجديدة في الفترة t يجب ضربه في النسبة p_t^*/P_t لعمل المقارنة بين الأسعار في الفترتين $t-1$ و t، وهي مقارنة بين منتجات من نفس النوعية من منظور المستهلك. والنسبة p_t^*/P_t هي التعديل المطلوب مقابل التغير في النوعية.

١-٢٣٤ من الصعب، بالطبع، تقدير التعديل مقابل التغير في النوعية من الناحية العملية، لكن الخطوة الأولى يجب أن توضح من الناحية المفاهيمية طبيعة التعديل المطلوب مبدئيا. ومن الناحية العملية، يعامل المنتجون غالبا إدخال نوعية جديدة، أو طراز جديد، كفرصة ملائمة لإجراء تغيير كبير في السعر. وقد يصعِّبون الأمر على المستهلك بحيث لا يستطيع تحديد الجزء من الفرق الملاحظ في السعر بين النوعية القديمة والنوعية الجديدة الذي يمثل تغيرا في السعر.

١-٢٣٥ يتناول الفصل السابع البديلين المتاحين أمام المكاتب الإحصائية. البديل الأول هو عمل تعديل صريح في التغير في السعر الملاحَظ على أساس اختلاف خصائص النوعيتين القديمة والجديدة. والبديل الثاني هو عمل تعديل ضمني بوضع افتراض بشأن التغير السعري المحض على أساس، مثلا، حركات الأسعار الملاحظة للمنتجات الأخرى. ومن المناسب أن نتناول الطرق الضمنية أولا.

الطرق الضمنية للتعديل مقابل التغيرات في النوعية

١-٢٣٦ *النوعيات المتداخلة*: لنفترض حدوث تداخل بين النوعيتين، حيث تتوافر كلتاهما في السوق في الفترة t. وإذا كان لدى المستهلكون المعلومات وحرية الاختيار والاستعداد الكامل لشراء قدر من هاتين النوعيتين في نفس الوقت، فإن النظرية الاقتصادية تشير إلى أن النسبة بين سعر النوعية الجديدة وسعر النوعية القديمة ينبغي أن تعكس منفعتهما النسبية للمستهلكين. وهذا يعني أن الفرق في السعر بين النوعية القديمة والنوعية الجديدة لا يشير إلى أي تغير في السعر. والتغيرات في الأسعار حتى الفترة t يمكن قياسها بأسعار النوعية القديمة، بينما التغيرات في الأسعار من الفترة t وما بعدها يمكن قياسها بأسعار النوعية الجديدة. ويتم وصل سلسلتي التغيرات في الأسعار في الفترة t، حيث لا يكون لفرق السعر بين النوعيتين أي أثر على السلسلة الموصولة.

١-٢٣٧ عندما يحدث تداخل، فإن الوصل البسيط من هذا النوع قد يمثل حلا مقبولا لمشكلة التعامل مع التغير في النوعية. غير أنه من الناحية العملية لا تستخدم هذه الطريقة على نطاق واسع لأن البيانات المطلوبة نادرا ما تتوافر. إلى جانب ذلك، قد لا تكون الظروف متطابقة مع تلك التي تفترضها النظرية. وحتى عندما يوجد تداخل، قد لا يكون لدى المستهلكين الوقت للحصول على معلومات كافية عن الخصائص حتى يتمكنوا من تقييم النوعيات النسبية بدقة، لاسيما عند حدوث تغير كبير في النوعية. وقد لا يستطيع كل المستهلكين الحصول على كلتا النوعيتين. وعندما تظهر النوعية الجديدة لأول مرة، يكون السوق عرضة لعدم التوازن فترة من الزمن، حيث يستغرق الأمر وقتا من المستهلكين لتعديل أنماطهم الاستهلاكية.

١-٢٣٨ قد تتعاقب الفترات التي تتداخل فيها النوعيتان قبل أن تختفي النوعية القديمة في نهاية الأمر من السوق. وإذا حاد السوق عن التوازن مؤقتا، فقد تتغير الأسعار النسبية للنوعيتين تغييرا كبيرا بمرور الوقت، بحيث يقدم السوق تقييمات بديلة للنوعيتين النسبيتين حسب الفترة التي يتم اختيارها. وعندما تظهر في السوق لأول مرة نوعيات جديدة تنطوي على تحسينات جديدة مهمة، تميل أسعارها غالبا نحو الانخفاض عن النوعيات القديمة إلى أن تختفي الثانية في نهاية الأمر. وفي هذه الحالة، إذا تم وصل سلسلتي أسعار النوعيتين القديمة والجديدة في فترة واحدة، فإن اختيار الفترة يمكن أن يؤثر تأثيرا كبيرا على التغير الكلي في السلسلة الموصولة.

١-٢٣٩ على الخبير الإحصائي عندئذ أن يختار عمدا الفترة التي تظهر فيها الأسعار النسبية لإعطاء أفضل تمثيل للتغيرات النوعية. وقد يفضّل، في هذه الحالة، استخدام طريقة للوصل أكثر تعقيدا تستخدم أسعار النوعيتين الجديدة والقديمة في الفترات المتعددة التي تتداخل فيها. ومع ذلك، لن تتوافر مطلقا المعلومات المطلوبة لهذ الطريقة الأكثر تعقيدا إذا تم التنبيه على جامعي الأسعار بعدم إدراج النوعية الجديدة إلا عند استبعاد القديمة. وفي هذه الحالة، يمكن أن يؤثر توقيت إحلال النوعية الجديدة محل القديمة تأثيرا كبيرا على التغير في السلسلة الموصولة في الأجل الطويل. ويجب الاعتراف بهذا العامل بوضوح وأخذه في الاعتبار.

١-٢٤٠ إذا لم يحدث تداخل بين النوعيتين الجديدة والقديمة، لا تنشأ المشكلات التي تناولناها الآن، حيث لا يتعين اختيار توقيت للوصل. ومع ذلك، تنشأ بدلا منها مشكلات أخرى أكثر صعوبة.

١-٢٤١ *النوعيات غير المتداخلة*: في الأقسام التالية، يُفترض عدم إمكانية استخدام طريقة التداخل لحدوث انقطاع بين سلاسل مشاهدات الأسعار الخاصة بالنوعيتين القديمة والجديدة. إلى جانب ذلك، إذا استخدمنا الحرف الصغير p للنوعية القديمة والحرف الكبير P للنوعية الجديدة، يُفترض أن تأخذ بيانات الأسعار المتوفرة لمُعد المؤشر الشكل التالي:

$$\ldots, p_{t-3}, p_{t-2}, p_{t-1}, P_t, P_{t+1}, P_{t+2}, \ldots$$

وتتمثل المشكلة في تقدير التغير السعري المحض بين الفترتين t-1 وt للحصول على سلسلة متصلة من مشاهدات الأسعار لإدراجها في المؤشر. وباستخدام نفس الرموز المذكورة أعلاه، فإن:

- تغيرات الأسعار حتى الفترة t-1 تقاس بسلسلة النوعية القديمة.
- التغير بين الفترة t-1 والفترة t يقاس بالنسبة p_t^*/p_{t-1} حيث p_t^* تساوي P_t بعد إجراء التعديل مقابل التغير في النوعية.
- تغيرات الأسعار من الفترة t وما بعدها تقاس بسلسلة النوعية الجديدة.

١-٢٤٢ تتمثل المشكلة في تقدير p_t^*. وقد يتم ذلك صراحة بإحدى الطرق المذكورة لاحقا. وبخلاف ذلك، يجب استخدام إحدى الطرق الضمنية. ويمكن تصنيف هذه الحلول إلى ثلاث فئات:

- الحل الأول يتمثل في افتراض أن $p_t^*/p_{t-1} = P_t/p_{t-1}$ أو $p_t^* = P_t$. ولا يُفترض حدوث أي تغير في النوعية، لذا تعامَل كل الزيادة الملاحظة في السعر كزيادة في السعر المحض. وفي واقع الأمر، يتناقض ذلك مع افتراض حدوث تغير في النوعية.
- الحل الثاني يتمثل في افتراض أن $p_t^*/p_{t-1} = 1$ أو $p_t^* = p_{t-1}$. ولا يُفترض حدوث أي تغير في السعر، لذا يُعزى كل الاختلاف الملاحظ بين p_{t-1} و P_t إلى الاختلاف في النوعية.
- الحل الثالث يتمثل في افتراض أن $p_t^*/p_{t-1} = I$، حيث I هي مؤشر للتغير في أسعار مجموعة متشابهة من المنتجات، أو ربما مؤشر أعم للأسعار.

١-٢٤٣ لا يُنصح بالبديلين الأولين كخيارين افتراضيين يستخدمان تلقائيا في حالة عدم وجود معلومات كافية. فلا يمكن تبرير استخدام البديل الأول إلا إذا أشارت الأدلة إلى تغير النوعية بقدر لا يذكر، رغم عدم إمكانية قياسه كميا على نحو أكثر دقة. و"عدم القيام بأي إجراء"، أو بعبارة أخرى تجاهل التغير في النوعية تماما، يعادل الأخذ بالحل الأول. وفي المقابل، لا يمكن تبرير البديل الثاني إلا إذا أشارت الأدلة إلى عدم حدوث أي تغير يذكر في السعر بين الفترتين. أما البديل الثالث فمن المحتمل أن يكون أكثر قبولا بكثير من البديلين الأولين، وهو الحل الذي يستخدم غالبا في الإحصاءات الاقتصادية في حالة نقص البيانات.

١-٢٤٤ عادة ما تستند المؤشرات الأولية إلى عدد من السلاسل المتعلقة بمنتجات مختلفة في العينة. لذلك، فإن سلسلة الأسعار الموصولة المتعلقة بالنوعيتين عادة ما تكون سلسلة واحدة فقط من عدد من سلاسل الأسعار الموازية. وما قد يحدث في الواقع العملي هو أن مشاهدات الأسعار الخاصة بالنوعية القديمة تستخدم حتى الفترة *t-1* وأسعار النوعية الجديدة تستخدم من الفترة *t* وما بعدها، حيث يُستبعد التغير في الأسعار بين الفترة *t-1* والفترة *t* من الحسابات. وفي الواقع، يعادل ذلك استخدام الخيار الثالث، أي تقدير التغير الناقص في الأسعار بافتراض أنه يعادل متوسط التغير في أسعار المنتجات الأخرى في العينة المدرجة في الإجمالي الأولي.

١-٢٤٥ قد يكون في الإمكان تحسين هذا التقدير عن طريق الاختيار الدقيق للمنتجات الأخرى المدرجة في العينة التي يُعتقد أن متوسط التغير في أسعارها يكون أقرب إلى سعر البند المعني من متوسط التغير في أسعار مجموعة المنتجات المدرجة في العينة ككل. ويتناول الفصل السابع هذه الطريقة بمزيد من التفصيل، حيث تكون موضحة بمثال رقمي ويطلق عليها "تحديد هدف" الاحتساب أو التقدير.

١-٢٤٦ تستخدم على نطاق واسع الطريقة العامة لتقدير السعر على أساس متوسط التغير في أسعار المجموعة المتبقية من المنتجات. ويطلق على هذه الطريقة أحيانا طريقة المتوسط "العام" للفئة، تكون الصيغة الأكثر دقة هي

طريقة المتوسط "المستهدف". وبوجه عام، من المرجح أن تُفضل طريقة أو أخرى على أي من البديلين الأولين المذكورين آنفا، رغم أنه يجب النظر إلى كل حالة على أسس موضوعية.

١-٢٤٧ رغم أن طريقة متوسط الفئة تبدو حلا منطقيا وعمليا، فقد تعطي نتائج متحيزة، حسبما يرد في الفصل السابع. فطرح نوعية جديدة هو تحديدا الفرصة التي قد يختارها المنتج لإجراء تغيير كبير في السعر. وقد يتم إغفال أهم التغيرات السعرية إذا ما افتُرِض، في الواقع، أنها تعادل متوسط التغيرات في أسعار المنتجات التي لا تتعرض للتغير في النوعية.

١-٢٤٨ لذلك، من الضروري العمل على إجراء تعديل صريح مقابل التغير في النوعية، على الأقل عندما يسود اعتقاد بحدوث تغير كبير في النوعية. ومرة أخرى، هناك العديد من الطرق التي يمكن استخدامها.

التعديلات الصريحة مقابل التغير في النوعية

١-٢٤٩ *التعديلات مقابل التغير في الكمية*: قد يأخذ التغير في النوعية شكل تغير في الخصائص الطبيعية للمنتج يمكن قياسه كميا بسهولة، مثل التغير في وزن المنتج أو أبعاده أو درجة نقائه أو تركيبه الكيميائي. وافتراض أن نوعية منتج ما تتغير بالتناسب مع حجم إحدى خصائصه الطبيعية يعد بوجه عام تبسيطا مبالغا فيه. فعلى سبيل المثال، من المستبعد جدا أن يَعتبر معظم المستهلكين أن سعر الثلاجة التي تبلغ سعتها ثلاثة أضعاف أخرى أصغر حجما يعادل ثلاثة أضعاف سعر الثانية. ومع ذلك، من الواضح أنه يمكن إجراء تعديل ما في سعر نوعية جديدة ذات حجم مختلف لجعله أكثر قابلية للمقارنة مع سعر نوعية قديمة. وهناك فرصة كبيرة لإجراء تعديلات مباشرة نسبيا من هذا النوع مقابل التغير في النوعية وذلك على أساس رشيد، أو منطقي. ويحتوي الفصل السابع على مناقشة شاملة حول التعديلات مقابل التغير في النوعية على أساس "الحجم".

١-٢٥٠ *الاختلافات في تكاليف الإنتاج أو المواصفات الاختيارية*: قد تكون إحدى الطرق البديلة هي محاولة قياس التغير في النوعية عن طريق التغير المقدر في تكاليف إنتاج النوعيتين. ويمكن إجراء التقديرات بالتشاور مع منتجي السلع أو الخدمات إذا اقتضى الأمر. وهذه الطريقة ــ مثلها مثل الأولى ــ قد لا تفي بالغرض إلا عندما تأخذ التغيرات شكل تغيرات بسيطة نسبيا في الخصائص الطبيعية للسلعة، كإضافة خاصية ــ أو مواصفة اختيارية ــ جديدة لسيارة. ولا تفي هذه الطريقة بالغرض عندما يحدث تغيير جذري في طبيعة المنتج نتيجة لاكتشاف جديد أو ابتكار تكنولوجي. فمن الواضح عدم قابليتها للتطبيق، مثلا، في حالة الدواء الذي يحل محله بديل آخر أكثر فعالية من نفس الدواء ويتصادف أيضا أن تكون تكلفة إنتاجه أقل.

١-٢٥١ يعد طلب مشورة الخبراء الفنيين بديلا آخر للتعامل مع التغير في النوعية، وهو بديل يتسم بمزيد من التعقيد والدقة. وهذه الطريقة مهمة بصفة خاصة عندما لا يكون لدى المستهلك العادي المعرفة أو الخبرة التي تمكنه من تحديد أو تقييم أهمية التغيرات التي يمكن أن تكون قد حدثت، على الأقل عندما تحدث لأول مرة.

١-٢٥٢ *المنهج الهيدوني*: أخيرا، قد يكون في الإمكان وضع المنهج القائم على تكاليف الإنتاج أو المواصفات الاختيارية باستخدام طرق الاقتصاد القياسي لتقدير أثر التغيرات الملاحظة في خصائص منتَج ما على سعره. وفي هذا المنهج، يستخدَم انحدار كل أسعار السوق الخاصة بمجموعة من النوعيات أو الطرز المختلفة على ما يُعتبر أهم الخصائص الطبيعية أو الاقتصادية للطرز المختلفة. ويعرف هذا المنهج الخاص بتقييم التغير في النوعية *بالتحليل الهيدوني*. وعندما تكون هذه الخصائص عبارة عن صفات لا يمكن قياسها كميا، يجري تمثيلها بمتغيرات صورية. وتقيس معامِلات الانحدار الآثار الهامشية المقدرة للخصائص المختلفة على أسعار الطرز ويمكن استخدامها بالتالي في تقييم الآثار المترتبة على التغيرات في هذه الخصائص ــ أي التغيرات في النوعية ــ بمرور الوقت.

١-٢٥٣ يستطيع المنهج الهيدوني للتعديل مقابل التغير في النوعية أن يوفر طريقة فعالة وموضوعية وعلمية لتقييم التغيرات في نوعية أنواع محددة من المنتجات. وقد نجح هذا المنهج بصفة خاصة في التعامل مع أجهزة الكمبيوتر. ويتناول الفصل الحادي والعشرون بمزيد من التفصيل النظرية الاقتصادية التي يقوم عليها المنهج الهيدوني، بينما يتناول الفصل السابع بقدر من التفصيل كيفية تطبيقه. ويمكن النظر إلى المنتجات باعتبارها حزم من الخصائص لا يُسعَّر كل منها على حدة، حيث يشتري المستهلك الحزمة كمجموعة واحدة. والهدف هو محاولة "فصل" الخصائص عن بعضها البعض لتقدير حجم مساهمتها في السعر الإجمالي. وفي حالة أجهزة الكمبيوتر، مثلا، هناك ثلاث خصائص أساسية هي سرعة المعالج وحجم ذاكرة الوصول العشوائي وسعة القرص الصلب. ويحتوي الفصل السابع على مثال للانحدار الهيدوني باستخدام هذه الخصائص.

١-٢٥٤ أثرت نتائج تطبيق المنهج الهيدوني على أسعار الحاسبات تأثيرا كبيرا على المواقف السائدة تجاه معاملة التغير في النوعية عند إعداد مؤشرات أسعار المستهلكين. فقد أثبتت هذه النتائج أنه بالنسبة للسلع التي تشهد تغيرات وتطورات تكنولوجية سريعة في النوعية، يمكن لحجم التعديلات التي تُجرى على أسعار المنتجات في السوق لموازنة التغيرات في النوعية أن تحدد إلى حد كبير حركات المؤشر الأولي للأسعار. ولهذا السبب، يحتوي الدليل على معاملة شاملة لاستخدام المنهج الهيدوني. ويحتوي الفصل السابع على مزيد من التحليل، بما في ذلك مقارنة تبين أن نتائج استخدام المنهج الهيدوني والطرز المتطابقة يمكن أن تختلف اختلافا كبيرا عندما تكون الطرز سريعة التغير.

١-٢٥٥ يمكن أن نَخلص إلى أن المكاتب الإحصائية يجب أن تهتم اهتماما كبيرا بمعاملة التغير في النوعية وأن تحاول إجراء تعديلات صريحة متى أمكن ذلك. وليس من المبالغة في شئ التأكيد على أهمية هذا الموضوع. ويجب التأكيد لجامعي الأسعار على أهمية الاعتراف بالتغيرات في النوعية وإجراء ما يقابلها من تعديلات. حيث يمكن أن يؤدي عدم توجيه الاهتمام اللازم للتغيرات في النوعية إلى إدخال تحيزات كبيرة في مؤشر أسعار المستهلكين.

إحلال البنود والسلع الجديدة

١-٢٥٦ كما أشرنا آنفا، تهدف مؤشرات الأسعار، في الوضع المثالي، إلى قياس التغيرات السعرية المحضة بين المنتجات المتطابقة التي تتماثل في الفترتين المقارنتين. ومع ذلك، وحسبما يرد في الفصل الثامن، يعد مجتمع المنتجات الذي يجب أن يغطيه مؤشر أسعار المستهلكين مجتمعا ديناميكيا يتغير تدريجيا بمرور الوقت. ويؤدي تسعير المنتجات المتطابقة إلى قصر اختيار المنتجات على مجتمع ثابت من المنتجات بسبب التداخل بين مجموعتي المنتجات الموجودتين في الفترتين المقارنتين. وهذا المجتمع الثابت، بطبيعته، يستبعد كل من المنتجات الجديدة والمنتجات المختفية التي من المحتمل أن يختلف سلوك أسعارها عن سلوك أسعار المنتجات المتطابقة. وبقدر الإمكان، يجب أن تأخذ مؤشرات الأسعار في الحسبان سلوك أسعار المنتجات الجديدة والمختفية.

١-٢٥٧ يحتوي الملحق ٨-١ في الفصل الثامن على تحليل منهجي لهذه المشكلات. ويعرَّف المجتمع البديل بأنه المجتمع الذي يبدأ بمجتمع فترة الأساس لكنه يسمح بإدراج منتجات جديدة كبدائل عندما تختفي بعض المنتجات. وبالطبع، يجب إجراء تعديلات مقابل التغير في النوعية من النوع الذي نوقش آنفا عند مقارنة أسعار المنتجات البديلة بأسعار المنتجات التي تحل محلها.

١-٢٥٨ أحد سبل معالجة مشكلة المجتمع المتغير يكون من خلال تدوير العينات. ويتطلب ذلك سحب عينة منتجات جديدة تماما لتحل محل العينة الموجودة. ويجب أن تتداخل العينتان في فترة واحدة تكون بمثابة فترة الوصل. ويمكن النظر إلى هذه الطريقة باعتبارها استخداما منهجيا لطريقة التداخل في إجراء التعديل مقابل التغير في النوعية. لذا، قد لا تتعامل هذه الطريقة بشكل مُرض مع كافة التغيرات التي تحدث في النوعية، لأن الأسعار النسبية للسلع والخدمات المختلفة قد لا تمثل في لحظة زمنية واحدة مقاييسا مُرضية للنوعيات النسبية الخاصة بكافة السلع والخدمات المعنية. ومع ذلك، فالتدوير المتواتر للعينات يفيد من خلال الإبقاء على العينة حديثة، وقد يقلل الحاجة إلى إجراء تعديلات صريحة مقابل التغير في النوعية. غير أن تدوير العينات مكلف.

السلع والخدمات الجديدة

١-٢٥٩ قد يصبح الفرق في النوعية بين المنتج الأصلي والمنتج الذي يحل محله كبيرا لدرجة أنه يفضَّل معاملة النوعية الجديدة كسلعة جديدة، رغم أن التمييز بين نوعية جديدة وسلعة جديدة يعد في النهاية أمرا تقديريا إلى حد ما. وحسبما يرد في الفصل الثامن، يتم التمييز أيضا في الكتابات الاقتصادية بين السلع الجديدة التطورية والثورية. فالسلعة أو الخدمة الجديدة التطورية هي تلك التي تفي بالحاجات الحالية بطرق جديدة أو أكفأ بكثير، بينما السلعة أو الخدمة الجديدة الثورية توفر أنواع جديدة تماما من الخدمات أو الفوائد. ومن الناحية العملية، يمكن وضع السلعة الجديدة التطورية في فئة فرعية ما في تصنيف المنتجات أو النفقات، بينما السلعة الجديدة الثورية ستتطلب إجراء تعديل ما على التصنيف حتى يستوعبها.

١-٢٦٠ هناك شاغلان رئيسيان يتعلقان بالسلع أو الخدمات الجديدة. الشاغل الأول يتعلق بتوقيت إدراج المنتج الجديد في المؤشر. أما الشاغل الثاني فيتعلق بأن مجرد توفر المنتج الجديد في السوق قد يؤدي إلى زيادة رفاهية المستهلكين، أيا كان السعر الذي يباع به في البداية. ولنبحث مثلا ظهور أول مضاد حيوي، وهو البنسلين. فقد وفر هذا الدواء العلاج لحالات كانت من المحتمل أن تنتهي بالوفاة من قبل. والفائدة قد لا تقدر بثمن تقريبا بالنسبة لبعض الأفراد. ومن سبل قياس الفائدة المكتسبة نتيجة طرح سلعة جديدة هو معرفة إلى أي مدى يمكن أن يرتفع سعرها حتى يقل الطلب عليها ليصل إلى صفر. ويطلق على هذا السعر "السعر الأقصى للحفاظ على الطلب". وقد يكون هذا السعر مرتفعا للغاية بالفعل في حالة طرح دواء جديد منقذ للحياة. وإذا أمكن تقدير السعر الأقصى للحفاظ على الطلب، يمكن معاملته كالسعر السائد في الفترة التي تسبق ظهور المنتج الجديد مباشرة. والفرق بين السعر الأقصى للحفاظ على الطلب والسعر الذي يُطرح به المنتج بالفعل لأول مرة يمكن إدراجه في مؤشر أسعار المستهلكين.

١-٢٦١ من الناحية العملية لا يمكن، بالطبع، توقع قيام المكاتب الإحصائية بتقدير الأسعار القصوى للحفاظ على الطلب بالموثوقية التي تكفي لإدراج هذه الأسعار في مؤشر أسعار المستهلكين. ومع ذلك، فالمفهوم مفيد لأنه يوضح أن مجرد ظهور سلعة جديدة قد يؤدي إلى زيادة كبيرة في الرفاهية يمكن أن ينعكس أثرها على مؤشر أسعار المستهلكين، لاسيما إذا كان الهدف منه أن يكون مؤشرا لتكلفة المعيشة. وبوجه عام، يمكن لأي زيادة في مجموعة البدائل الاستهلاكية المتاحة للمستهلكين أن تجعلهم في حال أفضل، مع ثبات العوامل الأخرى.

١-٢٦٢ غالبا ما تظهر السلع الجديدة في السوق بسعر أعلى مما يمكن أن تستمر معروضة به في الأجل الأطول، وبالتالي تميل أسعارها عادة نحو الانخفاض نسبيا بمرور الوقت. وعلى النقيض، قد تكون الكميات المشتراة قليلة جدا في البداية لكنها تزيد بعد ذلك زيادة كبيرة. وهذه التعقيدات تجعل معاملة المنتجات الجديدة صعبة للغاية،

لاسيما إذا كانت سلعا جديدة ثورية. وبسبب زيادة الرفاهية نتيجة ظهور منتج جديد وميل سعر السلعة الجديدة للانخفاض عقب ظهورها، فمن المحتمل ألا يتم رصد انخفاضات مهمة في الأسعار بواسطة مؤشرات أسعار المستهلكين بسبب الصعوبات الفنية الناشئة عن المنتجات الجديدة. ويُختتم الفصل الثامن بالإعراب عن القلق بشأن قدرة مؤشرات أسعار المستهلكين على التعامل مع ديناميكية الأسواق الحديثة على نحو مُرض. وعلى أي حال، يجب أن تتنبه المكاتب الإحصائية إلى هذه القضايا وتعتمد الإجراءات التي تأخذها في الحسبان إلى أقصى حد ممكن، في ظل البيانات والموارد المتاحة لها.

حساب مؤشرات أسعار المستهلكين عمليا

١-٢٦٣ يقدم الفصل التاسع نظرة عامة على طرق حساب مؤشرات أسعار المستهلكين في الواقع العملي. ورغم أن الطرق المستخدمة في البلدان المختلفة ليست واحدة على الإطلاق، يوجد بينها الكثير من الجوانب المشتركة. وهناك اهتمام واضح من جانب مستخدمي المؤشرات ومعدِّيها بمعرفة كيف تبدأ معظم المكاتب الإحصائية في حساب مؤشرات أسعار المستهلكين. ويتم إيضاح المراحل المختلفة في عملية الحساب بأمثلة رقمية. ويتميز هذا الفصل بأنه وصفي وليس إرشادي، رغم أنه يحاول تقييم مواطن القوة والضعف في الطرق الحالية. كما يوضح أنه نتيجة زيادة المعرفة بخصائص وسلوك المؤشرات في السنوات الأخيرة، أصبح من المسلَّم به الآن أن الممارسات الحالية ليست كلها بالضرورة ممارسات مثلى.

١-٢٦٤ نظرا لأن المراحل المختلفة لعملية الحساب قد سبق تلخيصها، بالفعل، في الأقسام السابقة من هذا الفصل، فمن غير المقترح تكرارها كلها مرة أخرى في هذا القسم. غير أنه قد يكون من المفيد الإشارة لطبيعة محتويات الفصل التاسع.

المؤشرات الأولية للأسعار

١-٢٦٥ يبدأ الفصل التاسع بوصف كيفية إنشاء الإجماليات الأولية بدءا من المجموعات وحتى الفئات والفئات الفرعية الواردة في تصنيف الاستهلاك الفردي حسب الغرض، أو تصنيف مماثل على أساس الانفاق. كما يستعرض هذا الفصل المبادئ التي يقوم عليها تحديد الإجماليات الأولية نفسها. ومن المستهدف أن تكون الإجماليات الأولية متجانسة بقدر الإمكان ليس فقط من حيث الخصائص الطبيعية والاقتصادية للمنتجات التي تشملها بل أيضا من حيث حركات أسعارها.

١-٢٦٦ بعد ذلك يتناول الفصل التاسع النتائج المترتبة على استخدام صيغ بديلة للمؤشرات الأولية في حساب المؤشرات الأولية. ثم يتناول سلسلة من الأمثلة الرقمية التي تستخدم بيانات أسعار اصطناعية لأربعة منتجات

مختلفة مدرجة في إجمالي أولي. وقد ورد آنفا شرح للمؤشرات الأولية نفسها وخصائصها. ويمكن حساب المؤشر الأولي للأسعار إما كمؤشر بنظام السلسلة أو مؤشر مباشر، أي إما بمقارنة السعر كل شهر، أو كل ربع سنة، بالسعر في الفترة السابقة مباشرة أو بالسعر في الفترة المرجعية الثابتة للأسعار. ويستخدم الجدول ٩-١ في الفصل التاسع كلا المنهجين لإيضاح كيفية حساب الأنواع الثلاثة الأساسية للمؤشرات الأولية، وهي: كارلي ودوتو وجيفونز. ويصمم هذا الجدول ليوضح عددا من خصائص هذه المؤشرات. فعلى سبيل المثال، يبين هذا الجدول الآثار المترتبة على "ارتداد الأسعار" حيث تسجَّل الأسعار الأربعة خلال شهرين متتاليين، لكنها تتبدل فيما بين المنتجات الأربعة. ولا يسجل مؤشرا دوتو وجيفونز أي زيادة بينما يسجل مؤشر كارلي زيادة. ويوضح الجدول ٩-١ أيضا الاختلافات بين المؤشرات المباشرة والمؤشرات بنظام السلسلة. فبعد ستة شهور، يرتفع كل سعر من الأسعار الأربعة بنسبة ١٠% عن مستواه في البداية. ويسجل كل مؤشر من المؤشرات المباشرة الثلاثة زيادة نسبتها ١٠%، كما يسجل مؤشرا دوتو وجيفونز بنظام السلسلة نفس نسبة الزيادة لأنهما قابلَين للتعدي. غير أن مؤشر كارلي بنظام السلسلة يسجل زيادة نسبتها ٢٩%، وهو ما يمكن تفسيره على أنه إظهار للتحيز المنهجي بالزيادة في صيغة كارلي نتيجة عدم اجتيازه لاختبار الانعكاس الزمني.

٩-٢٦٧ يُلاحَظ في الفصل التاسع أن لمنهج الوصل المسلسل والمنهج المباشر آثار مختلفة في حالة المشاهدات السعرية الناقصة والتغيرات في النوعية وعمليات الإحلال. والنتيجة هي أن استخدام مؤشر بنظام السلسلة يمكن أن يجعل تقدير الأسعار الناقصة وإدراج البنود البديلة أسهل من منظور حسابي.

٩-٢٦٨ يتناول الفصل التاسع أيضا آثار المشاهدات السعرية الناقصة، حيث يميز بين تلك الناقصة مؤقتا وتلك التي أصبحت غير متوفرة بصفة دائمة. ويحتوي الجدول ٩-٢ على مثال رقمي لمعاملة الأسعار الناقصة مؤقتا. وأحد البدائل يتمثل ببساطة في استبعاد المنتج الذي يكون سعره ناقصا لمدة شهر واحد من حساب المؤشرات التي تقارن هذا الشهر بالشهر السابق والشهر اللاحق له، وأيضا بفترة الأساس. وهناك بديل آخر يتمثل في احتساب التغير في الأسعار على أساس متوسط أسعار المنتجات المتبقية، باستخدام نوع أو آخر من الأنواع الثلاثة للمتوسطات. وهذا المثال يمثل صيغة مبسطة لنوع الأمثلة المستخدمة في الفصل السابع للتعامل مع نفس المشكلة.

٩-٢٦٩ يوضح الجدولان ٩-٣ و٩-٤ حالة اختفاء أحد المنتجات بصفة دائمة ليحل محله منتج آخر. ففي الجدول ٩-٣ لا يحدث تداخل بين المنتجَين ومرة أخرى تتمثل البدائل المتاحة في استبعاد المنتجَين أو احتساب التغيرات في أسعارهما على أساس متوسطات أسعار المنتجات الأخرى. أما الجدول ٩-٤ فيوضح حالة تداخل المنتجات في شهر واحد.

١-٢٧٠ يتناول الفصل التاسع أيضا إمكانية توفر بعض الأوزان الترجيحية للنفقات في إجمالي أولي، وفي هذه الحالة قد يكون في الإمكان حساب مؤشر لاسبير أو مؤشر لاسبير الهندسي، وهما الصيغتان المعدلتان لمؤشري كارلي وجيفونز باستخدام أوزان ترجيحية.

مؤشرات المستوى الأعلى

١-٢٧١ توضح الأقسام التالية من الفصل التاسع كيفية حساب مؤشرات المستوى الأعلى باستخدام المؤشرات الأولية للأسعار والأوزان الترجيحية التي توفرها الإجماليات الأولية للنفقات. وفي هذه المرحلة تُستخدم النظرية التقليدية للرقم القياسي التي تم إيجازها من قبل في هذا الفصل وتتناولها بالتفصيل الفصول من الخامس عشر إلى التاسع عشر.

١-٢٧٢ عند حساب المؤشر الشهري لأسعار المستهلكين لأول مرة، فإن الأوزان الوحيدة المتاحة للنفقات يجب أن تنتمي حتما إلى فترة أو فترات زمنية سابقة. وكما ورد آنفا في هذا الفصل، يؤدي ذلك إلى ميل مؤشر أسعار المستهلكين لأن يكون شكل من أشكال مؤشر لو أو مؤشر يانغ الذي تنتمي فيه الكميات، أو النفقات، إلى فترة مرجعية للأوزان الترجيحية b تسبق الفترة المرجعية للأسعار (الفترة صفر). وتوصف هذه المؤشرات بشكل عام غالبا بأنها مؤشرات من نوع لاسبير، لكن هذا الوصف غير ملائم. غير أنه في تاريخ لاحق قد تصبح التقديرات متاحة عن النفقات في كل من الفترة المرجعية للأسعار صفر والفترة الحالية t، بحيث تتم زيادة عدد البدائل المتاحة زيادة كبيرة على أساس رجعي. بعد ذلك يصبح في الإمكان حساب المؤشرات من نوعي لاسبير وباش إلى جانب المؤشرات الممتازة مثل فيشر أو تورنكفيست. وهناك اهتمام بحساب هذه المؤشرات لاحقا، ولو لمجرد معرفة كيفية مقارنة المؤشرات الأصلية بالمؤشرات الممتازة. وبعض البلدان قد ترغب في حساب المؤشرات الممتازة على أساس رجعي لهذا السبب. ورغم أن معظم النقاش في الفصل التاسع يركز على نوع معين من مؤشرات لو لأن المؤشر الرسمي الذي يصدر لأول مرة سيكون حتما من ذلك النوع، ينبغي ألا يُفسر هذا ضمنيا على أن هذا المؤشر هو البديل الوحيد في الأمد الأطول.

١-٢٧٣ *إنتاج مؤشرات المستوى الأعلى وتحديثها*: من الناحية العملية، عادة ما تُحسب مؤشرات المستوى الأعلى حتى المؤشر الكلي لأسعار المستهلكين مثلما تُحسب مؤشرات يانغ، أي كمتوسطات مرجحة للمؤشرات الأولية للأسعار التي تستخدم الأوزان الترجيحية المشتقة من النفقات في فترة مرجعية سابقة للأوزان الترجيحية. وهذه العملية بسيطة نسبيا، ويحتوي الجدول ٩-٥ في الفصل التاسع على مثال رقمي يُفترض فيه، للتبسيط، أن تكون الفترة المرجعية للأوزان الترجيحية هي نفسها الفترة المرجعية للأسعار. ويوضح الجدول ٩-٦ حالة تختلف فيها الفترة المرجعية للأوزان الترجيحية عن الفترة المرجعية للأسعار، وتُحدث الأوزان الترجيحية بأسعار تقع بين

الفترة المرجعية للأوزان الترجيحية b والفترة المرجعية للأسعار صفر. ويوضح هذا الجدول أن هناك بديلان أمام المكاتب الإحصائية عند استخدام فترة مرجعية جديدة للأسعار: حيث تستطيع إما الإبقاء على الكميات النسبية في الفترة المرجعية للأوزان الترجيحية دون تغيير أو الإبقاء على النفقات النسبية دون تغيير، لكن لا يمكنها اختيار البديلين معا. ويؤدي تحديث الأسعار إلى الإبقاء على الكميات دون تغيير.

٢٧٤-١ يعد إدخال أوزان ترجيحية جديدة جزءا لا يتجزأ من عملية إعداد مؤشرات أسعار المستهلكين في الأجل الطويل. ويجب تحديث الأوزان الترجيحية عاجلا أو آجلا، وبعض البلدان تفضل تحديث أوزانها الترجيحية سنويا. ومتى تم تغيير الأوزان الترجيحية، يجب وصل المؤشر القائم على الأوزان الترجيحية الجديدة بالمؤشر القائم على الأوزان الترجيحية القديمة. وبالتالي، يصبح مؤشر أسعار المستهلكين حتما مؤشرا بنظام السلسلة في الأجل الطويل. ويحتوي الجدول ٩-٧ على مثال لعملية الوصل. وإلى جانب النقاط الفنية لعملية الوصل، فإن استخدام أوزان ترجيحية جديدة ــ لاسيما إذا تم على فترات منتظمة تبلغ ٥ سنوات أو نحو ذلك ــ يعطي فرصة لإجراء عملية مراجعة ضخمة لمنهجية إعداد المؤشر بالكامل. وهناك منتجات جديدة يمكن إدراجها في المؤشر، كما يمكن تعديل التصنيفات وتحديثها، وفوق ذلك يمكن تغيير صيغة الرقم القياسي. وييسر الوصل المسلسل السنوي إدراج المنتجات الجديدة وإجراء تغييرات أخرى على أساس أكثر انتظاما، لكن على أي حال يجب مراجعة المؤشر وتحديثه باستمرار سواء كان بنظام السلسلة السنوية أم لا.

٢٧٥-١ يُختتم الفصل التاسع بقسم خاص بتحرير البيانات، وهي عملية ترتبط ارتباطا وثيقا بالحساب الفعلي للمؤشرات الأولية للأسعار. وتحرير البيانات يتم في خطوتين: الكشف عن الأخطاء المحتملة والمشاهدات الشاذة، والتحقق من صحة البيانات وتصحيحها. وهناك حاجة لوجود رقابة فعالة ومراقبة للجودة لضمان إمكانية الاعتماد على بيانات الأسعار الأساسية التي تدخل في حساب المؤشرات الأولية للأسعار التي تعتمد عليها جودة المؤشر الكلي.

التنظيم والإدارة

٢٧٦-١ يعد جمع بيانات الأسعار عملية معقدة تنطوي على عمل ميداني مكثف من جانب عدد كبير من جامعي الأسعار. وتتطلب العملية بكاملها دقة في التخطيط والإدارة لضمان مطابقة البيانات التي يتم جمعها للشروط التي يضعها المكتب المركزي المسؤول مسؤولية كاملة عن مؤشر أسعار المستهلكين. ويتناول الفصل الثاني عشر من هذا الدليل الإجراءات الإدارية الملائمة في هذا الصدد.

٢٧٧ -١ ينبغي أن يدرَّب جامعو الأسعار تدريبا جيدا لضمان فهمهم لأهمية اختيار المنتجات الملائمة للتسعير. ولابد أن يستخدم جامعو الأسعار تقديرهم الخاص إلى حد كبير. وحسبما ورد آنفا، هناك قضية في غاية الأهمية

بالنسبة لجودة مؤشر أسعار المستهلكين وموثوقيته وهي كيفية تعامل جامع الأسعار مع مجموعة المنتجات الدائمة التطور. وقد تختفي منتجات ويتعين إحلال منتجات أخرى محلها، لكن قد يكون من الملائم أيضا استبعاد بعض المنتجات قبل أن تختفي تماما، وذلك إذا أصبحت غير ممثِّلة. ويجب أن يحصل جامعو الأسعار على التدريب الملائم وعلى تعليمات ومستندات في غاية الوضوح بشأن كيفية التصرف. والتعليمات الواضحة مطلوبة أيضا لضمان قيام جامعي الأسعار بجمع الاسعار الصحيحة عندما توجد فترات تخفيضات أو عروض خاصة أو ظروف استثنائية أخرى.

٢٧٨-١ كما سبقت الإشارة، يجب أن تخضع بيانات الأسعار التي يتم جمعها لعمليات فحص وتحرير دقيقة. ويمكن إجراء عمليات فحص عديدة عن طريق الحاسب الآلي باستخدام طرق الرقابة الإحصائية الموحدة. وقد يكون من المفيد أيضا إرسال مراجعي الحسابات لمصاحبة جامعي الأسعار ومراقبة عملهم. ويتناول الفصل الثاني عشر بالتفصيل مختلف عمليات الفحص والمراقبة الممكنة.

٢٧٩-١ من الواضح أن التطورات التي شهدتها تكنولوجيا المعلومات ينبغي استغلالها إلى أقصى حد ممكن. فعلى سبيل المثال، يمكن لجامعي بيانات الأسعار استخدام أجهزة الكمبيوتر اليدوية وإرسال النتائج التي يتوصلون إليها إلكترونيا إلى المكتب الرئيسي.

إصدار المؤشر ونشره

٢٨٠-١ حسبما ورد آنفا وفي الفصل الثاني، يعد مؤشر أسعار المستهلكين إحصاءة في غاية الأهمية، يمكن أن تؤثر حركاتها على السياسة النقدية للبنك المركزي، والبورصات، ومعدلات الأجور، ومدفوعات الضمان الاجتماعي وغيرها. ويجب أن تكون هناك ثقة من الجمهور في إمكانية الاعتماد عليه، وفي كفاءة ونزاهة المسؤولين عن إعداده. وبالتالي، يجب أن تكون الطرق المستخدمة في إعداده موثقة بالكامل وواضحة ومتاحة للفحص من جانب الجمهور. ولدى الكثير من البلدان مجموعة استشارية رسمية مختصة بمؤشر أسعار المستهلكين تتألف من خبراء ومستخدمين. ولا يقتصر دور هذه المجموعة على تقديم المشورة للمكتب الإحصائي بشأن المسائل الفنية بل أيضا تعزيز ثقة الجمهور في المؤشر.

٢٨١-١ يعلق مستخدمو المؤشر أيضا أهمية كبيرة على إصدار المؤشر بأسرع ما يمكن بعد نهاية كل شهر أو كل ربع سنة، ويفضل خلال أسبوعين أو ثلاثة. وهناك أيضا الكثير من المستخدمين الذين لا يرغبون في تعديل المؤشر بعد إصداره. وبالتالي، من المحتمل أن تكون هناك مفاضلة بين حداثة المؤشر وجودته.

١-٢٨٢ ينبغي أن يكون مفهوما أن الإصدار يعني نشر النتائج بأي شكل من الأشكال. فإلى جانب الإصدار في شكل نسخة مطبوعة، أو ورقية، ينبغي إعلان النتائج إلكترونيا وإتاحتها عبر الإنترنت على موقع المكتب الإحصائي.

١-٢٨٣ حسبما يرد في الفصل الثالث عشر، تذهب سياسة الإصدار الجيدة إلى ما هو أبعد من الحداثة والثقة والشفافية، حيث ينبغي توفير النتائج لكافة المستخدمين ــ في القطاعين العام والخاص ــ في الوقت نفسه ووفقا لجدول إصدار معلن مسبقا. ولا ينبغي أن يكون هناك تمييز بين المستخدمين في توقيت إعلان النتائج. كما ينبغي ألا تكون النتائج خاضعة للفحص الحكومي كشرط لنشرها وألا تكون خاضعة لضغوط سياسية أوغير سياسية.

١-٢٨٤ هناك العديد من القرارات التي يمكن اتخاذها بشأن درجة تفصيل البيانات المنشورة والطرق المختلفة التي يمكن عرض النتائج بها. ويجب استشارة المستخدمين بشأن هذه القضايا. ويتناول الفصل الثالث عشر هذه القضايا. ونظرا لأن هذه القضايا لا تؤثر على الحساب الفعلي للمؤشر، فلا حاجة لمتابعة بحثها في هذه المرحلة.

الفصل الثاني

استخدامات مؤشرات أسعار المستهلكين

٢-١ يعامَل مؤشر أسعار المستهلكين كمؤشر رئيسي للأداء الاقتصادي في معظم البلدان. ويهدف هذا الفصل إلى شرح أسباب إعداد مؤشرات أسعار المستهلكين ومجالات استخدامها.

مجموعة من مؤشرات أسعار المستهلكين التي يمكن حسابها

٢-٢ حسبما أشرنا في الفصل الأول، يجب أن يأخذ معدُّو المؤشرات في الحسبان حاجات مستخدميها عند اختيار مجموعة الأسر المعيشية ومجموعة السلع والخدمات الاستهلاكية التي يغطيها مؤشر ما لأسعار المستهلكين. ونظرا لأن أسعار السلع والخدمات المختلفة لا تتغير جميعها بنفس المعدل، أو حتى تتحرك جميعها في نفس الاتجاه، فإن تغيير نطاق تغطية المؤشر سيغير قيمته. ولذلك، لا يمكن أن يكون هناك مؤشر وحيد لأسعار المستهلكين ويمكن حساب مجموعة من مؤشرات أسعار المستهلكين.

٢-٣ رغم أنه قد يكون هناك اهتمام بمؤشر معين لأسعار المستهلكين يغطي أقصى قدر من السلع والخدمات التي تستهلكها كافة الأسر المعيشية، هناك العديد من البدائل الأخرى لحساب مؤشرات لأسعار المستهلكين تغطي مجموعات معينة من السلع والخدمات، وهو ما يمكن أن يكون ذو فائدة أكبر لبعض أغراض التحليل أو السياسات. وليست هناك ضرورة لوجود مؤشر واحد فقط لأسعار المستهلكين. فعند إعداد وإصدار مؤشر واحد فقط لأسعار المستهلكين، فمن المحتمل أن يتم استخدامه في أغراض لا يكون ملائما لها. وقد يصدر أكثر من مؤشر واحد لأسعار المستهلكين لتلبية مختلف حاجات التحليل والسياسات. غير أنه من المهم إدراك أن إصدار أكثر من مؤشر واحد لأسعار المستهلكين يمكن أن يكون مربكا لمستخدمي المؤشرات الذين يرون أن تضخم أسعار المستهلكين ظاهرة شائعة تؤثر على كل الأسر المعيشية بنفس القدر. وقد يؤدي وجود مقاييس بديلة معا إلى إضعاف مصداقيتها لدى الكثير من مستخدمي المؤشرات.

٢-٤ لا يهدف هذا الفصل فقط إلى وصف أهم استخدامات مؤشرات أسعار المستهلكين، لكنه أيضا يبين كيف يمكن أن يتأثر نطاق تغطية المؤشر بالاستخدام المستهدف له. ويجب حل مشكلة تحديد أنسب نطاق للتغطية قبل تحديد أنسب منهجية يمكن استخدامها. وسواء كان الهدف من مؤشر أسعار المستهلكين أن يكون مؤشرا لتكلفة المعيشة أم لا، من الضروري التحديد الدقيق لأنواع السلع

والخدمات وأنواع الأسر المعيشية المستهدف تغطيتها. ولا يمكن القيام بذلك إلا على أساس الاستخدامات الرئيسية للمؤشر.

الربط بمؤشر

٢-٥ الربط بمؤشر هو إجراء يتم بموجبه زيادة أو تخفيض القيم النقدية لمدفوعات – أو أصول– معينة بما يتناسب مع التغير في قيمة مؤشر ما للأسعار. ويشيع تطبيق نظام الربط بمؤشر على تدفقات نقدية مثل الأجور أو الإيجارات أو الفوائد أو الضرائب، لكنه قد يطبق أيضا على القيم الرأسمالية لبعض الأصول والالتزامات النقدية. وفي حالات ارتفاع التضخم، قد يصبح استخدام نظام الربط بمؤشر شائعا في كافة قطاعات الاقتصاد.

٢-٦ قد يكون الهدف من ربط الدخول النقدية بمؤشر إما الحفاظ على القوة الشرائية لهذه الدخول تجاه بعض أنواع السلع والخدمات أو المحافظة على مستوى معيشة أو رفاهية أصحاب الدخول. ولا يوجد تشابه تام بين هذين الهدفين، لا سيما في الأجل الأطول. فالحفاظ على القوة الشرائية قد يعني تغيير الدخل النقدي بما يتناسب مع التغير في القيمة النقدية لسلة ثابتة من السلع والخدمات المشتراة من هذا الدخل. وحسبما يرد شرحه في الفقرات التالية وتفصيلا في الفصل الثالث، لا تعني المحافظة على القوة الشرائية للدخل تجاه مجموعة ثابتة من السلع والخدمات أن مستوى معيشة أصحاب الدخول لن يتغير بالضرورة.

٢-٧ عند تطبيق نظام الربط بمؤشر على الأصول أو الالتزامات النقدية، قد يصمم هذا النظام للمحافظة على القيمة الحقيقية للأصل أو الالتزام بالنسبة للأصول الأخرى أو بالنسبة لقيم تدفقات معينة من السلع والخدمات.

ربط الأجور بمؤشر

٢-٨ حسبما يرد في الفصلين الأول والخامس عشر، يبدو أن ربط الأجور بمؤشر هو الهدف الرئيسي من إعداد مؤشرات أسعار المستهلكين، حيث ترجع هذه الممارسة إلى ما يزيد عن قرنين من الزمان، رغم وجود اهتمام عام دائما بقياس التضخم. وإذا كان ربط الأجور بمؤشر هو المبرر الرئيسي لإعداد مؤشر أسعار المستهلكين، فإنه يؤثر تأثيرا مباشرا على نطاق تغطية المؤشر. ويشير ذلك أولا إلى أن المؤشر ينبغي أن يقتصر على نفقات الأسر المعيشية التي تعد الأجور مصدر دخلها الرئيسي. وثانيا: قد يشير ذلك إلى استبعاد النفقات على أنواع معينة من السلع والخدمات التي تعتبر كمالية أو ترفيهية. وإذا كان الأمر كذلك، فقد تؤثر التقديرات الشخصية لمعدي المؤشر أو التقديرات السياسية في اختيار السلع والخدمات التي يغطيها المؤشر. وتتناول الفقرات التالية هذه القضية بمزيد من التفصيل.

ربط منافع الضمان الاجتماعي بمؤشر

٢-٩ أصبح ربط مدفوعات منافع الضمان الاجتماعي بمؤشر ممارسة شائعة في العديد من البلدان. وهناك أنواع عديدة من المنافع، مثل معاشات التقاعد ومنافع البطالة والمنافع التي تقدم في حالة الإصابة بمرض وعلاوات الأطفال وغيرها. وكما في حالة الأجور، عندما يكون ربط منافع من هذا النوع بمؤشر هو السبب الرئيسي لإعداد مؤشر أسعار المستهلكين، فإن ذلك قد يشير إلى قصر نطاق تغطية المؤشر على أنواع معينة من الأسر المعيشية والسلع والخدمات. وعندئذ، قد تُستبعد أنواع عديدة من السلع والخدمات بقرار سياسي على أساس أنها غير ضرورية أو غير ملائمة. وهذا النوع من التفكير قد يفضي إلى ضغوط لاستبعاد النفقات على بنود مثل الرحلات السياحية أو القمار أو التبغ أو المشروبات الكحولية.

٢-١٠ هناك منهج بديل يتمثل في إعداد مؤشرات أسعار منفصلة لفئات الأسر المعيشية المختلفة. فعلى سبيل المثال، قد يعد مؤشر يغطي سلة السلع والخدمات التي تشتريها الأسر المعيشية التي يكون مصدر دخلها الرئيسي هو معاش الضمان الاجتماعي. وعند القيام بذلك، قد يكون من غير الضروري استبعاد أنواع معينة من النفقات الترفية أو غير الملائمة، نظرا لأن النفقات الفعلية على هذه البنود تكاد تكون شبه معدومة.

٢-١١ حسبما سبقت الإشارة، قد يكون إصدار أكثر من مؤشر واحد لأسعار المستهلكين مثيرا للبس إذا ما تم النظر إلى التضخم على أنه يؤثر على الجميع بنفس القدر. ويمكن تجنب هذا اللبس عن طريق الإعلام الجماهيري الملائم: فليس من الصعب إيضاح أن تغيرات الأسعار لا تكون واحدة بالنسبة لفئات النفقات المختلفة. ومن الناحية العملية، تصدر بعض البلدان بالفعل أكثر من مؤشر واحد.

٢-١٢ السبب الرئيسي في أن إصدار أكثر من مؤشر واحد قد لا يكون له ما يبرره هو أن حركات المؤشرات المختلفة ربما تكون واحدة تقريبا، لاسيما في الأجل القصير. وبالتالي، فإن تكاليف إعداد وإصدار مؤشرات منفصلة قد لا تكون مجدية. ومن الناحية العملية، قد يتطلب الأمر وجود اختلافات في أنماط الإنفاق أكبر بكثير مما هو قائم بالفعل بين فئات الأسر المعيشية المختلفة للحصول على مؤشرات أسعار مستهلكين مختلفة إلى حد كبير.

٢-١٣ وختاما، ينبغي الإشارة إلى أنه لا يمكن التوصية بالاستبعاد العمدي لبعض الأنواع من السلع والخدمات بقرار سياسي بحجة أن الأسر المعيشية التي يستهدفها المؤشر ينبغي ألا تشتري هذه السلع، أو ينبغي ألا يتم تعويضها عن الزيادة في أسعار هذه السلع، وذلك لأن ذلك يُعرِّض المؤشر للتلاعب

السياسي. فعلى سبيل المثال، بافتراض أنه تقرر استبعاد بعض المنتجات مثل التبغ أو المشروبات الكحولية من مؤشر ما لأسعار المستهلكين. وبالتالي، عندما يتعين زيادة الضرائب على المنتجات، هناك إمكانية لتعمد اختيار هذه المنتجات وإخضاعها لزيادة الضرائب نتيجة معرفة أن الزيادات الناتجة عن ذلك في الأسعار لن تؤدي إلى زيادة مؤشر أسعار المستهلكين. وهذه الممارسات معروفة جيداً.

نوع المؤشر المستخدم في الربط

٢-١٤ عند ربط تدفقات الدخل مثل الأجور أو منافع الضمان الاجتماعي بمؤشر، من الضروري دراسة الآثار المترتبة على المفاضلة بين مؤشر لتكلفة المعيشة ومؤشر للأسعار يقيس التغيرات في تكلفة شراء سلة ثابتة من السلع والخدمات، وهو المؤشر الذي يطلق عليه في هذا الدليل مؤشر لو. ومن أمثلة مؤشرات لو مؤشرا لاسبير وباش المستخدمان على نطاق واسع. ويستخدم مؤشر لاسبير سلة نمطية مشتراة في الفترة الأسبق من الفترتين المقارنتين، بينما يستخدم مؤشر باش سلة نمطية مشتراة في الفترة الأحدث. ولطريقة "السلة الثابتة" هذه تاريخ طويل، حسبما يرد في الفصل الخامس عشر. وفي المقابل، يقارن مؤشر تكلفة المعيشة بين تكلفة سلتين قد لا تتماثلان تماما لكنهما تحققان للمستهلك نفس القدر من الإشباع أو المنفعة.

٢-١٥ إن الربط باستخدام مؤشر لاسبير للأسعار سوف يغالي غالبا في تعويض متلقي الدخول مقابل التغير في تكلفة معيشتهم. وزيادة الدخول بما يتناسب مع التغير في تكلفة شراء سلة مشتراة في الماضي يضمن حصول متلقي الدخول على فرصة مواصلة شراء نفس السلة إذا رغبوا في ذلك. وبالتالي سيكونون على الأقل في نفس حالة الثراء التي كانوا عليها من قبل. ومع ذلك، فعن طريق تعديل أنماط نفقاتهم لتأخذ في الحسبان التغيرات في الأسعار *النسبية* للسلع والخدمات التي يشترونها، ستصبح لديهم القدرة على تحسين مستوى معيشتهم أو رفاهيتهم، حيث يمكنهم إحلال السلع التي أصبحت أرخص نسبيا محل تلك التي أصبحت أغلى نسبيا. إلى جانب ذلك، قد تصبح لديهم القدرة على بدء شراء أنواع جديدة تماما من السلع التي توفر أنواعا جديدة من المنافع لم تكن متاحة في الفترة السابقة. وتؤدي هذه السلع الجديدة غالبا إلى تخفيض قيمة مؤشر تكلفة المعيشة عندما تظهر لأول مرة، رغم أنه لا يمكن بالفعل ملاحظة انخفاض أي سعر، حيث لم يكن هناك أي أسعار سابقة.

ربط الفوائد والإيجارات والمدفوعات التعاقدية الأخرى بمؤشر

٢-١٦ من الشائع ربط مدفوعات الإيجارات والفوائد بمؤشر. فالحكومات قد تصدر سندات بسعر فائدة مربوط تحديدا بمؤشر أسعار المستهلكين. والفائدة مستحقة الدفع في أي فترة قد تساوي سعر الفائدة الحقيقي الثابت بالإضافة إلى الزيادة المئوية في مؤشر أسعار المستهلكين. وقد يتم ربط

مدفوعات إيجارات المساكن أيضا بمؤشر أسعار المستهلكين أو ربما بمؤشر آخر، مثل مؤشر لأسعار المساكن.

٢-١٧ الدائنون الذين يحصلون على مدفوعات الفائدة لا يتألفون فقط من أسر معيشية بالطبع. وعلى أي حال، لا يتمثل الغرض من ربط الفائدة بمؤشر في الحفاظ على مستوى معيشة الدائنين بل الحفاظ على ثرواتهم الحقيقية بتعويضهم عن خسائر الاقتناء، أو الخسائر الرأسمالية، الحقيقية في قروضهم والتي يتحملونها نتيجة التضخم العام. ومؤشر أسعار المستهلكين قد لا يكون المؤشر المثالي لهذا الغرض لكنه قد يستخدم تلقائيا في ظل عدم وجود مؤشر آخر ملائم، وهو الأمر الذي تتناوله الفقرات التالية بالتفصيل.

٢-١٨ هناك أشكال أخرى عديدة للمدفوعات التعاقدية يمكن ربطها بمؤشر أسعار المستهلكين. فعلى سبيل المثال، الالتزامات القانونية بسداد نفقة الزوجة المطلقة أو مقابل إعالة الأبناء قد يتم ربطها بمؤشر أسعار المستهلكين. وقد يتم ربط مدفوعات أقساط التأمين إما بالمؤشر الكلي أو بمؤشر فرعي يتعلق بأنواع محددة من النفقات، مثل تكاليف الإصلاحات.

الضرائب

٢-١٩ قد تستخدم حركات مؤشر أسعار المستهلكين في التأثير بطرق متعددة على المبالغ مستحقة الدفع في صورة ضرائب. فعلى سبيل المثال، قد يتأثر التزام ضريبة الدخل بربط العلاوات الشخصية التي تقتطع من الدخل الخاضع للضريبة بالتغيرات في مؤشر أسعار المستهلكين. وفي ظل نظام الضريبة التصاعدية، قد يتم تغيير مختلف حدود التكليف بالضريبة التي تستخدم عندها معدلات أعلى من ضريبة الدخل الشخصي بما يتناسب مع التغيرات في مؤشر أسعار المستهلكين. وقد يتم تخفيض التزام ضريبة الأرباح الرأسمالية بجعله يقوم على أساس الأرباح الرأسمالية الحقيقية وليس الاسمية عن طريق تخفيض الزيادة المئوية في قيمة الأصل بالتغير المئوي في مؤشر أسعار المستهلكين خلال نفس الفترة، وذلك للأغراض الضريبية. وبوجه عام هناك طرق متنوعة يمكن بها إدخال شكل من أشكال الربط بمؤشر في القوانين الضريبية.

الاستهلاك الحقيقي والدخل الحقيقي

٢-٢٠ يمكن استخدام مؤشرات الأسعار في تكميش النفقات بالأسعار الجارية أو الدخول النقدية من أجل اشتقاق مقاييس الاستهلاك الحقيقي والدخل الحقيقي. والمقاييس الحقيقية تنطوي على إجراء مقارنات الحجم بمرور الوقت. وهناك منهجان مختلفان لهذه المقارنات فيما يشبه الفرق بين مؤشر لو ــ أو المؤشر القائم على سلة السلع والخدمات ــ ومؤشر تكلفة المعيشة.

٢-٢١ المنهج الأول يعرف التغير في الاستهلاك الحقيقي بالتغير في القيمة الإجمالية للسلع والخدمات المستهلكة بالفعل مقيسا بالأسعار الثابتة في فترة مختارة. ويعادل ذلك تكميش التغير في القيمة الحالية للسلع والخدمات المستهلكة باستخدام مؤشر لو للأسعار مرجح على نحو ملائم. ويمكن قياس التغير في الدخل الحقيقي بتكميش التغير في إجمالي الدخل النقدي باستخدام نفس مؤشر الأسعار.

٢-٢٢ والمنهج البديل يعرّف التغير في الاستهلاك الحقيقي بالتغير في الرفاهية التي يتم الحصول عليها من السلع والخدمات المستهلكة بالفعل. ويمكن تقدير ذلك بتكميش التغير في القيمة الحالية للاستهلاك باستخدام مؤشر تكلفة المعيشة. ويمكن بالمثل الحصول على الدخل الحقيقي بتكميش الدخل النقدي باستخدام نفس مؤشر تكلفة المعيشة.

٢-٢٣ لا يمكن أن يؤدي المنهجان إلى نفس النتائج إذا اختلف مؤشر الأسعار المحضة عن مؤشر تكلفة المعيشة. ولن نواصل هنا مناقشة المفاضلة بين منهجي قياس الاستهلاك الحقيقي والدخل الحقيقي، نظرا لأن القضايا التي تنطوي عليها تلك المفاضلة هي في الأساس نفس القضايا التي تناولناها آنفا في مناقشة مماثلة حول المفاضلة بين مؤشر "لو" للأسعار أو مؤشر الأسعار القائم على سلة السلع والخدمات – ومؤشر تكلفة المعيشة.

الاتساق بين مؤشرات الأسعار وسلاسل النفقات

٢-٢٤ يجب أن يكون هناك اتساق متبادَل بين البيانات التي تُجمع عن الأسعار والبيانات التي تُجمع عن نفقات الأسر المعيشية، وذلك عند قياس الاستهلاك الحقيقي. ويتطلب ذلك أن تغطي مجموعتا البيانات نفس مجموعة السلع والخدمات وأن تستخدما نفس المفاهيم والتصنيفات. وقد تنشأ مشكلات في التطبيق نتيجة إعداد مؤشرات الأسعار وسلاسل النفقات غالبا بصورة مستقلة عن بعضها البعض من جانب إدارات مختلفة في الوكالة الإحصائية أو حتى من جانب وكالات مختلفة.

٢-٢٥ يجب ألا يكون نطاق تغطية مؤشر أسعار المستهلكين هو نفس نطاق مجموع النفقات الاستهلاكية للأسر المعيشية في الحسابات القومية. وقد يستهدف مؤشر أسعار المستهلكين مجموعة مختارة من الأسر المعيشية والنفقات للأسباب الواردة آنفا. ومع ذلك، فإن الفرق بين نطاق تغطية مؤشر أسعار المستهلكين ونطاق تغطية النفقات في الحسابات القومية يجب تحديده بدقة بحيث يمكن أن تؤخذ الاختلافات بينهما في الحسبان. ومؤشر الأسعار المستخدم في تكميش النفقات يجب أن يغطي السلع والخدمات الإضافية التي لم يغطها مؤشر أسعار المستهلكين. وقد لا يسهل تحقيق ذلك من الناحية العملية لأن بيانات الأسعار ذات الصلة قد لا يسهل توفرها إذا كانت إجراءات جمع الأسعار تستهدف إعداد مؤشر أسعار المستهلكين. وحتى في حالة توفر كافة بيانات الأسعار

الأساسية، فإن مؤشر الأسعار المطلوب لأغراض التكميش قد يكون من نوع مختلف أو صيغة مختلفة عن مؤشر أسعار المستهلكين نفسه.

٢-٢٦ مبدئيا، سوف يتطلب تكميش تقديرات الحسابات القومية عادة إعداد مؤشرات أسعار يتم تعريفها على نحو ملائم وتختلف عن مؤشر أسعار المستهلكين، لكنها قد تستند إلى نفس قاعدة بيانات الأسعار. وقد تختلف هذه المؤشرات عن مؤشر أسعار المستهلكين ليس فقط من حيث مجموعة بيانات الأسعار والنفقات التي تغطيها وصيغة الترجيح والرقم القياسي المستخدمة، بل أيضا من حيث تواتر إعدادها وطول الفترات الزمنية التي تغطيها. وسوف تختلف غالبا حركات المؤشرات الناتجة إلى حد ما عن حركات مؤشر أسعار المستهلكين تحديدا لأنها تقيس أشياء مختلفة. ورغم أنها تعد لتُستخدم في تكميش بيانات النفقات، فإنها أيضا توفر معلومات إضافية مفيدة عن حركات أسعار المستهلكين. وهذه المعلومات تتمم وتستكمل المعلومات التي يوفرها مؤشر أسعار المستهلكين. ولا يعد مؤشر أسعار المستهلكين نفسه ليكون بمثابة مكمش، وينبغي تصميم نطاق تغطيته ومنهجيته لتلبية متطلبات إعداد مؤشر أسعار المستهلكين المذكورة في أقسام أخرى من هذا الفصل.

٢-٢٧ عندما تكون هناك حاجة لأنواع أخرى من مؤشرات أسعار المستهلكين بجانب مؤشر أسعار المستهلكين، ينبغي أن يكون ذلك معروفا في مرحلة جمع البيانات، إذ قد تكون الاستفادة من عملية جمع واحدة لتلبية متطلبات إعداد أكثر من نوع من مؤشرات الأسعار أكثر كفاءة واقتصادية من حيث التكلفة. وقد يعني ذلك جمع بيانات عن الأسعار أكثر من البيانات المطلوبة لمؤشر أسعار المستهلكين نفسه إذا كان نطاق تغطيته قد تم تضييقه عمدا بطريقة أو بأخرى.

تعادلات القوى الشرائية

٢-٢٨ يشارك العديد من البلدان حول العالم ــ بما فيها كافة البلدان الأعضاء في الاتحاد الأوروبي ــ في برامج دولية منتظمة تجعلها قادرة على حساب تعادلات القوى الشرائية (purchasing power parities (PPPs)) للنفقات الاستهلاكية للأسر المعيشية. ويتطلب حساب تعادلات القوى الشرائية إجراء مقارنات مباشرة بين أسعار فرادى السلع والخدمات الاستهلاكية في البلدان المختلفة. وفي واقع الأمر، تنطوي برامج تعادلات القوى الشرائية على إعداد مؤشرات دولية لأسعار المستهلكين. وبالتالي، يمكن مقارنة النفقات الحقيقية والدخول الحقيقية فيما بين البلدان بنفس الطريقة تقريبا التي تقارَن بها بين الفترات الزمنية في نفس البلد.

٢-٢٩ لا يستهدف هذا الدليل دراسة منهجية تعادلات القوى الشرائية لكنه يستهدف مجرد الإشارة إلى أن تعادلات القوى الشرائية تخلق مزيدا من الطلب على بيانات الأسعار الأساسية. وبالتالي، من المهم عند جمع هذه البيانات إدراك أنه يمكن استخدامها في تعادلات القوى الشرائية إلى جانب

مؤشرات أسعار المستهلكين. وتعد تعادلات القوى الشرائية في الأساس مخفضات دولية تشبه المخفضات عبر الفترات الزمنية المطلوبة للحسابات القومية في بلد واحد. وبالتالي، رغم أن معالجة وتجميع البيانات الأساسية اللازمة لأغراض مؤشر أسعار المستهلكين ينبغي أن تحددها متطلبات المؤشر نفسه، فمن الملائم أن يؤخذ في الحسبان متطلبات هذه الأنواع الأخرى من مؤشرات الأسعار في مرحلة جمع البيانات. وقد يكون في الإمكان تحقيق وفورات حجم مهمة باستخدام عملية جمع واحدة للبيانات في تلبية متطلبات مختلف أنواع المؤشرات.

٢-٣٠ لذلك، يجب من الناحية العملية والمفاهيمية وضع مؤشر أسعار المستهلكين في سياق مجموعة أوسع نطاقا من مؤشرات الأسعار التي ترتبط ببعضها البعض. وإعداد مؤشرات أسعار المستهلكين يسبق إعداد الحسابات القومية بسنوات عديدة في بعض البلدان، وبالتالي، ربما يكون مؤشر أسعار المستهلكين قد نشأ كمؤشر قائم بذاته. ومع ذلك، لم يعد في الإمكان معاملة مؤشر أسعار المستهلكين كمؤشر منفصل يمكن إعداده ووضع منهجيته بصورة مستقلة عن الإحصاءات الأخرى التي ترتبط ببعضها البعض.

استخدام مؤشر أسعار المستهلكين في أغراض المحاسبة في ظل التضخم

٢-٣١ عند حدوث تضخم، يتعين على الحسابات التجارية والقومية إدخال تعديلات لا تكون هناك حاجة إليها عندما يكون مستوى الأسعار مستقرا. وهو موضوع معقد لا يمكن المضي في مناقشته بعمق في هذا الدليل. ومن الشائع استخدام طريقتين للمحاسبة توجزهما الفقرات التالية. ولتطبيق الطريقتان يلزم وجود مؤشرات للأسعار.

حسابات القوى الشرائية الحالية

٢-٣٢ حسابات القوى الشرائية الحالية هي حسابات يتم عن طريقها زيادة القيم النقدية للتدفقات في فترات زمنية سابقة بما يتناسب مع الزيادة التي يشهدها مؤشر عام للتضخم بين الفترة السابقة والفترة الحالية. ومبدئيا، ينبغي أن يكون المؤشر المستخدم مؤشرا عاما للأسعار يغطي التدفقات الأخرى إلى جانب النفقات الاستهلاكية للأسر المعيشية، لكن في الواقع العملي يُستخدم مؤشر أسعار المستهلكين تلقائيا في حالة عدم وجود مؤشر عام مناسب.

محاسبة التكاليف الجارية

٢-٣٣ محاسبة التكاليف الجارية هي إحدى طرق المحاسبة المتعلقة باستخدام الأصول التي تُحسب فيها تكلفة استخدام الأصول في الإنتاج بالأسعار الجارية لهذه الأصول تمييزا لها عن الأسعار التي تم شراء الأصول أو احتيازها بها في الماضي (التكاليف التاريخية). والتكلفة الجارية لاستخدام أصل ما تأخذ في الحسبان ليس فقط التغيرات في المستوى العام للأسعار بل أيضا التغيرات في السعر النسبي

لهذا النوع من الأصول منذ احتيازه. ومبدئيا، ينبغي لمؤشرات الأسعار التي تُستخدم في تعديل الأسعار الأصلية المدفوعة مقابل الأصول أن تكون مؤشرات أسعار معينة تتعلق بهذا النوع من الأصول تحديدا، وهذه المؤشرات تُحسَب وتستخدم بهذه الطريقة في بعض البلدان. ومع ذلك، ففي حالة عدم توفر هذه المؤشرات، يظل في الإمكان استخدام مؤشر أسعار المستهلكين – أو أحد المؤشرات الفرعية لأسعار المستهلكين – تلقائيا، وقد تم استخدام مؤشرات أسعار المستهلكين لهذا الغرض.

مؤشرات أسعار المستهلكين والتضخم العام

٢-٣٤ كما سبقت الإشارة، هناك حاجة لوجود مقاييس لمعدل التضخم العام في الاقتصاد ككل، وذلك لأغراض متنوعة هي:

- السيطرة على التضخم هي أحد الأهداف الرئيسية للسياسة الاقتصادية الحكومية عادة، رغم أن مسؤولية السيطرة على التضخم قد تفوض إلى البنك المركزي. وهناك حاجة لوجود مقياس للتضخم العام من أجل تحديد الأهداف وأيضا لتقييم مدى النجاح الذي حققته الحكومة أو البنك المركزي في الوفاء بأهداف محاربة التضخم.
- كما سبقت الإشارة، هناك أيضا حاجة لوجود مقياس للتضخم العام لأغراض المحاسبة التجارية والقومية، ولا سيما محاسبة القوى الشرائية الحالية.
- مفهوم التغير في الأسعار النسبية مهم في الدراسات الاقتصادية. لذا، من الملائم أن تكون هناك قدرة على قياس التغيرات الفعلية في أسعار فرادى السلع أو الخدمات مقارنة بمقياس للتضخم العام. كما يجب أيضا أن تكون هناك قدرة على قياس مكاسب وخسائر الاقتناء الحقيقية (أو المكاسب والخسائر الرأسمالية الحقيقية) للأصول، بما فيها الأصول والخصوم النقدية.

٢-٣٥ يتناول الفصل الرابع عشر المقاييس الملائمة للتضخم العام، وهو يوضح وجود تدرج في مؤشرات الأسعار بما فيها مؤشر أسعار المستهلكين. ومن الواضح أن مؤشر أسعار المستهلكين لا يعد مقياسا للتضخم العام، نظرا لأنه لا يقيس سوى التغيرات في أسعار السلع والخدمات الاستهلاكية التي تشتريها الأسر المعيشية. ومؤشر أسعار المستهلكين لا يغطي السلع الرأسمالية، كالمساكن، أو السلع والخدمات التي تستهلكها المشروعات أو الحكومة. وأي محاولة لتحليل الضغوط التضخمية في الاقتصاد يجب أيضا أن تأخذ في الحسبان حركات الأسعار الأخرى، كالتغيرات في أسعار الواردات والصادرات، وأسعار المدخلات والمخرجات الصناعية وأسعار الأصول أيضا.

مؤشرات أسعار المستهلكين وأهداف التضخم

٢-٣٦ رغم أوجه القصور الواضحة التي تشوب مؤشر أسعار المستهلكين كمقياس للتضخم العام، فمن الشائع أن تستخدمه الحكومات والبنوك المركزية في تحديد أهداف التضخم. كما تعتبره الصحافة والجمهور مقياسا رئيسيا للتضخم. ورغم أن الحكومات والبنوك المركزية تدرك جيدا أن مؤشر أسعار المستهلكين لايعد مقياسا عاما للتضخم، هناك عدد من العوامل يسهم في تفسير أسباب شيوع استخدام مؤشر أسعار المستهلكين، وهي مطروحة للنقاش في الفقرات التالية.

٢-٣٧ ومع ذلك، قد يلاحَظ أنه رغم عدم قياس مؤشر أسعار المستهلكين للتضخم العام، فقد يُتوقع لحركاته أن تكون شديدة الارتباط بحركات مقياس أعم، حتى ولو لمجرد أن النفقات الاستهلاكية تشكل نسبة كبيرة من مجموع النفقات النهائية. وتحديدا، ينبغي أن يكون مؤشر أسعار المستهلكين مؤشرا يُعتمد عليه سواء كان التضخم مرتفعا أو منخفضا وأيضا لأي نقاط تغير في الاتجاه العام للتضخم. وهي معلومات ذات قيمة كبيرة حتى إذا كان مؤشر أسعار المستهلكين يقلل من تقدير معدل التضخم العام أو يبالغ في تقديره على نحو منهجي.

مؤشرات أسعار المستهلكين والمقارنات الدولية لمعدلات التضخم

٢-٣٨ من الشائع أيضا استخدام مؤشرات أسعار المستهلكين في إجراء مقارنات دولية لمعدلات التضخم. ويقدم الاتحاد الأوروبي مثالا مُهما لاستخدام مؤشرات الأسعار في هذا الغرض. ولتقييم مدى تقارب معدلات التضخم في مختلف البلدان الأعضاء في منتصف التسعينات قبل إنشاء الوحدة النقدية الأوروبية، قررت البلدان الأعضاء في معاهدة ماستريخت ضرورة استخدام مؤشرات أسعار المستهلكين. ورغم أن مؤشرات أسعار المستهلكين تقيس تضخم أسعار المستهلكين وليس التضخم العام، فإن استخدامها في تقييم مدى تقارب معدلات التضخم يمكن تبريره على نفس الأسس السابق ذكرها توا. وبافتراض أن التقارب في مؤشرات أسعار المستهلكين سيكون شديد الارتباط بالتقارب في معدلات التضخم العام، فإن استخدام مقياس محدد بدلا من مقياس عام للتضخم قد يؤدي إلى نفس النتائج بشأن تقييم مدى التقارب ومعرفة أكثر البلدان ابتعادا عن المتوسط.

شيوع استخدام مؤشرات أسعار المستهلكين كإحصاءات اقتصادية

٢-٣٩ يبدو أن مؤشرات أسعار المستهلكين قد اكتسبت مكانة فريدة بين الإحصاءات الاقتصادية في معظم البلدان. وهناك عوامل عديدة تساعد في تفسير ذلك:

- أولا: لكل الأسر المعيشية تجربتها الشخصية مع الظاهرة التي يُفترض أن يقيسها مؤشر أسعار المستهلكين. فالجمهور العام يدرك تماما التغيرات في أسعار السلع والخدمات الاستهلاكية، والأثر

المباشر لهذه التغيرات على مستويات المعيشة. والاهتمام بمؤشرات أسعار المستهلكين لا يقتصر على الصحافة ورجال السياسة.

- تحظى التغيرات في مؤشر أسعار المستهلكين غالبا بتغطية اعلامية كبيرة، كما أن نشرها يمكن أن يحتل عناوين الأخبار. ويعد مؤشر أسعار المستهلكين إحصاءة جاذبة للاهتمام.
- يصدر مؤشر أسعار المستهلكين على نحو متواتر، كل شهر عادة، بحيث يمكن مراقبة معدل تضخم أسعار المستهلكين عن كثب. وهو إحصاءة تصدر في الوقت المناسب حيث يُعلَن بعد فترة وجيزة من نهاية الفترة التي ينتمي إليها.
- يعد مؤشر أسعار المستهلكين إحصاءة تاريخها طويل، كما ورد في الفصلين الأول والخامس عشر، حيث يعرفه الناس منذ وقت طويل.
- رغم صعوبة قياس تغيرات أسعار بعض أنواع السلع الاستهلاكية بسبب التغيرات في النوعية، هناك غالبا صعوبة أكبر في قياس تغيرات أسعار أنواع أخرى من السلع والخدمات مثل السلع الرأسمالية والخدمات الحكومية، لاسيما الخدمات العامة. وقد يكون مؤشر أسعار المستهلكين مؤشرا موثوقا به نسبيا مقارنة بمؤشرات أسعار بعض التدفقات الأخرى.
- يحظى مؤشر أسعار المستهلكين بمكانة واسعة النطاق، فمن النادر أن تكون دقته وموثوقيته موضع شك كبير.
- تعمدت معظم البلدان اعتماد سياسة عدم تعديل المؤشر بعد إصداره، وهو ما يجعله أكثر جاذبية لكثير من الأغراض، لا سيما تلك التي يترتب عليها نتائج مالية كالربط بمؤشر. ورغم أن عدم تعديل المؤشر قد يخلق انطباعا زائفا إلى حد ما بالتيقن، فعلى ما يبدو أيضا أن ذلك يعزز من مصداقيته وقبوله.

٢-٤٠ إن استخدام مؤشر أسعار المستهلكين على نطاق واسع في أغراض أكثر من التي صمم من أجلها يمكن إرجاعه إلى العوامل المذكورة آنفا، إلى جانب عدم توفر مقاييس بديلة أو أكثر شمولا للتضخم بصورة شهرية في معظم البلدان. فعلى سبيل المثال، قد يُستخدم مؤشر أسعار المستهلكين كبديل لمقياس أعم للتضخم في المحاسبة التجارية، رغم أنه قد يكون واضحا – من الناحية المفاهيمية – أن مؤشر أسعار المستهلكين ليس هو المؤشر المثالي لهذا الغرض. كما أن عدم تعديل مؤشر أسعار المستهلكين، إلى جانب تواتره وحداثته، قد يفسر شيوع استخدامه في أغراض الربط بمؤشر في العقود التجارية أو القانونية في سياقات قد لا يكون ملائما لها تماما من الناحية المفاهيمية. ويمكن الدفاع عن هذه الممارسات على أساس أن البديل لاستخدام مؤشر أسعار المستهلكين قد يكون عدم إجراء أي تعديل لمعدل التضخم على الإطلاق. ورغم أن مؤشر أسعار المستهلكين قد لا يكون المقياس المثالي، فإن استخدامه يُعد أفضل بكثير من عدم إجراء أي تعديلات على الإطلاق.

٢-٤١ رغم أن مؤشر أسعار المستهلكين يُستخدم غالبا كبديل لمقياس عام للتضخم، فإن ذلك لا يبرر مد نطاق تغطيته ليشمل عناصر خارج نطاق استهلاك الأسر المعيشية. وإذا ما كانت هناك حاجة لمؤشرات أوسع نطاقا لقياس التضخم، ينبغي إعدادها بجانب مؤشر أسعار المستهلكين، دون تغيير المؤشر نفسه. وفي واقع الأمر، تقوم بعض البلدان بإعداد مقاييس إضافية وأشمل للتضخم في حدود الإطار المفاهيمي الوارد لاحقا في الفصل الرابع عشر.

الحاجة إلى استقلالية مؤشرات أسعار المستهلكين وسلامتها

٢-٤٢ نظرا لاستخدام مؤشر أسعار المستهلكين على نطاق واسع في كافة أنواع الربط بمؤشر، يمكن أن يكون لحركاته آثار مالية كبيرة على كافة قطاعات الاقتصاد. وقد تكون هذه الآثار كبيرة بالنسبة للحكومة، نظرا لأن مؤشر أسعار المستهلكين يمكن أن يؤثر على مدفوعات الفائدة وإيرادات الضرائب إلى جانب الأجور الحكومية ونفقات الضمان الاجتماعي.

٢-٤٣ عندما يتعلق الأمر بالمصالح المالية، هناك دائما احتمال أن تحاول جماعات الضغط السياسية وغير السياسية التأثير على المنهجية المستخدمة في إعداد مؤشر أسعار المستهلكين. ويجب حماية مؤشر أسعار المستهلكين ــ مثله مثل الإحصاءات الرسمية الأخرى ــ من هذه الضغوط، وأن يُنظر إليه باعتباره يتمتع بالحماية. ولهذا السبب – إلى حد ما – يقوم الكثير من البلدان بتشكيل لجنة استشارية لضمان عدم تعرض مؤشر أسعار المستهلكين لمؤثرات خارجية. وقد تضم اللجنة الاستشارية ممثلين من مختلف قطاعات الأطراف المعنية إلى جانب خبراء مستقلين قادرين على تقديم المشورة الفنية. وينبغي أن يتاح للجمهور الاطلاع على المعلومات المتعلقة بالمنهجية المستخدمة في حساب مؤشرات أسعار المستهلكين.

الفصل الثالث

مفاهيم المؤشر ونطاقه

مقدمة

٣-١ الغرض من هذا الفصل هو تعريف وتوضيح مفاهيم السعر والاستهلاك الأساسية المستخدمة في مؤشر أسعار المستهلكين وشرح نطاق هذا المؤشر. ورغم أن الغرض العام لمؤشر أسعار *المستهلكين* هو قياس التغيرات في أسعار السلع والخدمات الاستهلاكية، فإن مفهوم "الاستهلاك" هو مفهوم غير دقيق حيث يمكن تفسيره بالعديد من الطرق المختلفة التي قد ينتج عن كل منها مؤشر مختلف لأسعار المستهلكين. والوكالة الحكومية أو المكتب الإحصائي المسؤول عن إعداد مؤشر أسعار المستهلكين يجب أن يحدد أيضا ما إذا كان المؤشر يهدف إلى تغطية كل المستهلكين، أي كل الأسر المعيشية، أم يكون قاصرا على مجموعة معينة من الأسر المعيشية. والنطاق الدقيق لمؤشر أسعار المستهلكين يتأثر حتما بما يُستهدف، أو يُعتقد، أن يكون الاستخدام الرئيسي للمؤشر. غير أن المكاتب الإحصائية ينبغي أن تضع في اعتبارها أن مؤشرات أسعار المستهلكين تُستخدم على نطاق واسع كمقاييس للتضخم العام برغم أنها قد لا تكون مصمَّمة لهذا الغرض.

٣-٢ الاستهلاك نشاط يستخدم فيه الأشخاص، سواء منفردين أو مجتمعين، السلع أو الخدمات لاشباع حاجاتهم أو رغباتهم. وفي الدراسات الاقتصادية، لم تُجر أي محاولة لملاحظة وتسجيل هذه الأنشطة بشكل مباشر. وبدلا من ذلك، يقاس الاستهلاك إما بقيمة السلع والخدمات المستهلكة كليا أو جزئيا في فترة ما، أو بقيمة السلع والخدمات التي يتم شراؤها، أو احتيازها بطريقة أخرى، لأغراض الاستهلاك.

٣-٣ يمكن أن يكون لمؤشر أسعار المستهلكين معنيان مختلفان، حيث قد تشير كلمة "المستهلك" إما إلى نوع الوحدة الاقتصادية ــ شخص أو أسرة معيشية عادة ــ أو إلى نوع معين من السلع أو الخدمات. وتجنبا للَّبس، سوف يُخصص مصطلح "المستهلك"، بقدر الإمكان، في هذا الدليل للأشخاص أو الأسر المعيشية، أما بالنسبة لمصطلح سلع "المستهلك" (الذي يعني بالإنجليزية goods "consumer") فسوف يطلق عليه في هذا الدليل السلع "الاستهلاكية" (الذي يعني بالإنجليزية goods "consumption"). *وتعرف السلعة أو الخدمة الاستهلاكية بأنها تلك التي يستخدمها أفراد الأسر المعيشية ــ سواء بصورة مباشرة أو غير مباشرة ــ لإشباع حاجاتهم أو رغباتهم الشخصية*. وبحكم تعريفها، تقدم السلع أو الخدمات الاستهلاكية *منفعة*. والمنفعة هي ببساطة اللفظ العام الفني الذي يفضله الاقتصاديون للتعبير عن الاشباع أو الفائدة أو الرفاهية التي يحصل عليها الأفراد من السلع أو الخدمات الاستهلاكية.

٣-٤ يُقصد بمؤشر أسعار المستهلكين بوجه عام مؤشر للأسعار يقيس التغيرات في أسعار السلع والخدمات الاستهلاكية التي تحتازها، أو تستخدمها، الأسر المعيشية. وحسبما يرد في الفصل الرابع عشر، يمكن تعريف مؤشرات الأسعار الأوسع نطاقا التي يمتد نطاقها إلى ما هو أبعد من السلع والخدمات الاستهلاكية، في حين أن مؤشر أسعار المستهلكين يركز عمدا على استهلاك الأسر المعيشية. غير أنه يمكن تعريف مؤشر أسعار المستهلكين الذي يشمل أسعار الأصول المادية كالأراضي أو المساكن التي تشتريها الأسر المعيشية. وفي حالة المساكن التي يسكنها مالكوها، تتمثل إحدى القضايا الرئيسية فيما إذا كانت الإيجارات المحتسبة مقابل تدفقات خدمات الإسكان التي تقدمها المساكن تُدرج في مؤشر أسعار المستهلكين أم لا، أو بدلا من ذلك ما إذا كانت أسعار المساكن نفسها تُدرج في المؤشر أم لا (رغم أنها تُعامل كأصول ثابتة وليس كسلع استهلاكية في نظام الحسابات القومية). وتختلف الآراء حول هذه القضية. وعلى أي حال، تُستبعد المشتريات من الأصول المالية، كالسندات أو الأسهم، لأن الأصول المالية ليست سلعا أو خدمات من أي نوع ولا تستخدم لإشباع الحاجات أو الرغبات الشخصية لأفراد الأسر المعيشية. ولا تؤدي المعاملات المالية إلى تغيير الثروة حيث يُستبدل ببساطة أحد أنواع الأصول المالية بنوع آخر من الأصول المالية. فعلى سبيل المثال، عند شراء أوراق مالية، يتم مبادلة المال بسند أو سهم؛ أو بدلا من ذلك، عند تحمل دين، يتم الحصول على المال مقابل إنشاء التزام.

٣-٥ رغم أن مؤشر أسعار المستهلكين، بحكم تعريفه، يقتصر على أسعار السلع والخدمات التي تستهلكها الأسر المعيشية، فلا يعني ذلك بالضرورة أن مؤشرات أسعار المستهلكين يجب أن تغطي كل الأسر المعيشية أو كل السلع والخدمات التي تستهلكها تلك الأسر. فعلى سبيل المثال، قد يتقرر استبعاد السلع المقدمة من القطاع العام للجمهور التي لا تدفع الأسر المعيشية مقابلا لها. ويجب اتخاذ العديد من القرارات بشأن النطاق الدقيق لمؤشر أسعار المستهلكين رغم أن الغرض العام للمؤشر قد يكون محددا. وهذه القضايا يتناولها هذا الفصل والفصول التالية.

إجماليات الاستهلاك البديلة

٣-٦ كما سبقت الإشارة، لا يعد مفهوم الاستهلاك مفهوما دقيقا ويمكن تفسيره بطرق مختلفة. وفي هذا القسم تجري دراسة تدرج مفاهيم وإجماليات الاستهلاك المختلفة.

٣-٧ قد تحتاز الأسر المعيشية السلع والخدمات لأغراض الاستهلاك بأربع طرق رئيسية:

- قد تشتريها من خلال المعاملات النقدية؛
- قد تنتجها بنفسها لاستهلاكها الخاص؛
- قد تحصل عليها كمدفوعات عينية من خلال معاملات مقايضة، وتحديدا كتعويض عيني مقابل العمل.

ــ قد تحصل عليها كهدايا مجانية ــ أو تحويلات ــ من وحدات اقتصادية أخرى.

٣-٨ المفهوم الأوسع نطاقا للاستهلاك الذي يستخدم في أغراض مؤشر أسعار المستهلكين سيكون مؤشرا للأسعار يضم الفئات الأربعة للسلع والخدمات الاستهلاكية المذكورة أعلاه. وقد يطلق على هذه المجموعة من السلع والخدمات الاستهلاكية *مجموع الحيازات*. ومجموع الحيازات يعادل مجموع الاستهلاك الفردي الفعلي للأسر المعيشية حسب تعريفه في نظام الحسابات القومية (راجع الفصل الرابع عشر). وتجدر الإشارة إلى أن مجموع الحيازات يمثل مفهوما للاستهلاك أوسع نطاقا من مجموع النفقات الاستهلاكية.

الحيازات والنفقات

٣-٩ النفقات تقوم بها الوحدات الاقتصادية وهي التي تدفع مقابل السلع والخدمات. غير أن الكثير من السلع والخدمات التي تستهلكها الأسر المعيشية تقوم بتمويلها الوحدات الحكومية أو المؤسسات غير الهادفة للربح. ومعظمها خدمات مثل التعليم والصحة والإسكان والنقل. وأما فرادى السلع والخدمات التي تقدمها الحكومات أو المؤسسات غير الهادفة للربح مجانا ــ أو بأسعار رمزية ــ *لفرادى* الأسر المعيشية يطلق عليها *التحويلات الاجتماعية العينية*. وقد تسهم هذه التحويلات إسهاما كبيرا في رفاهية أو مستوى معيشة فرادى الأسر المعيشية التي تحصل عليها. (ولا تشتمل التحويلات الاجتماعية العينية على الخدمات *الجماعية* التي تقدمها الحكومات للمجتمع ككل، كالإدارة العامة والدفاع).

٣-١٠ النفقات على التحويلات الاجتماعية العينية تتحملها الحكومات أو المؤسسات غير الهادفة للربح التي تدفع مقابلها ولا تتحملها الأسر المعيشية التي تستهلكها. وقد يتقرر اقتصار مؤشر أسعار المستهلكين على النفقات الاستهلاكية التي تتحملها الأسر المعيشية، وفي هذه الحالة سوف تُستبعد التحويلات الاجتماعية العينية المقدمة مجانا من نطاق المؤشر. وحتى لو تم إدراجها في المؤشر، يمكن تجاهلها من الناحية العملية عند تقديمها مجانا، على أساس أن الأسر المعيشية تتحمل نفقات مقدارها صفر. وبالطبع، لا تساوي أسعار هذه التحويلات الاجتماعية صفرا من منظور الوحدات التي تمولها، لكن الأسعار ذات الأهمية بالنسبة لمؤشر أسعار المستهلكين هي الأسعار مستحقة الدفع من جانب الأسر المعيشية.

٣-١١ ومع ذلك، لا يمكن تجاهل التحويلات الاجتماعية عندما تقرر الحكومات والمؤسسات غير الهادفة للربح تقاضي رسوماً مقابلها، وهي الممارسة التي يزداد شيوعها في العديد من البلدان. فعلى سبيل المثال، إذا كان مؤشر أسعار المستهلكين يستهدف قياس التغير في القيمة الإجمالية لسلة من

السلع والخدمات الاستهلاكية التي تشتمل على تحويلات اجتماعية، فإن الزيادة في أسعارها من الصفر إلى أي مبلغ موجب تؤدي إلى زيادة تكلفة السلة ويجب أن تُدرج في مؤشر أسعار المستهلكين.

النفقات النقدية وغير النقدية

٣-١٢ قد يتم التمييز بين النفقات النقدية وغير النقدية بناء على طبيعة الموارد المستخدمة في دفع مقابل السلع والخدمات. فالنفقات النقدية تحدث عندما تدفع أسرة ما نقدا أو بشيك أو ببطاقة ائتمان، أو تتحمل بطريقة أخرى، التزاما ماليا بالسداد مقابل احتياز سلعة أو خدمة. أما النفقات غير النقدية فتحدث عندما لا تتحمل الأسر المعيشية التزاما ماليا بل تتحمل تكاليف احتياز السلع أو الخدمات بطريقة أخرى.

٣-١٣ *النفقات غير النقدية*: قد تؤدَّى المدفوعات عينا وليس نقدا كما في معاملات المقايضة. والسلع والخدمات المقدمة كسداد في معاملات المقايضة تعادل الإنفاق السالب وتغيرات أسعارها ينبغي، مبدئيا، أن تحمل أوزانا ترجيحية سالبة في مؤشر أسعار المستهلكين. وإذا زاد سعر السلع المبيعة، تصبح الأسرة أفضل حالا. ومع ذلك، نظرا لأن جانبي معاملة المقايضة ينبغي أن يتساويا في القيمة مبدئيا، فإن صافي الإنفاق الذي تتحمله الأسرتان المشاركتان في المقايضة ينبغي أن يساوي صفرا. وبالتالي، يمكن استبعاد معاملات المقايضة بين الأسر المعيشية من الناحية العملية لأغراض مؤشر أسعار المستهلكين.

٣-١٤ تتحمل الأسر المعيشية أيضا نفقات غير نقدية عندما يَحصل أفراد الأسر على السلع والخدمات من أرباب عملهم كتعويض عيني. ويدفع العاملون مقابل السلع والخدمات من عملهم وليس نقدا. ويمكن، مبدئيا، إدراج السلع والخدمات الاستهلاكية التي يتم الحصول عليها كتعويض عيني في مؤشر أسعار المستهلكين باستخدام الأسعار المقدرة التي كانت ستُدفع مقابلها في السوق.

٣-١٥ هناك فئة ثالثة مهمة من فئات الإنفاق غير النقدي تظهر عندما تستهلك الأسر المعيشية السلع والخدمات التي أنتجتها بنفسها. فالأسر المعيشية تتحمل التكاليف، بينما تُعتبر النفقات أنها حدثت عند استهلاك السلع والخدمات. والنفقات على الحساب الخاص من هذا النوع تشمل النفقات على خدمات الإسكان التي ينتجها المالكون الساكنون لاستهلاكهم الخاص. ومعاملة السلع والخدمات المنتَجة للاستهلاك الخاص تثير قضايا مفاهيمية مهمة تتناولها الفقرات التالية بمزيد من التفصيل.

٣-١٦ *النفقات النقدية*: إن أضيق مفهوم للاستهلاك يمكن استخدامه في أغراض مؤشر أسعار المستهلكين هو المفهوم القائم على النفقات النقدية فقط. ويستبعد هذا الإجمالي العديد من السلع والخدمات التي تحتازها الأسر المعيشية وتستخدمها بالفعل لأغراض الاستهلاك. ولا تأتي الأسعار

النقدية اللازمة لأغراض مؤشرات أسعار المستهلكين سوى عن طريق النفقات النقدية. ولا يمكن احتساب أسعار السلع والخدمات التي يتم احتيازها عن طريق النفقات غير النقدية إلا على أساس الأسعار الملاحَظة في المعاملات النقدية. أما الأسعار المحتسبة فلا يمكن الحصول منها على مزيد من المعومات السعرية. وبدلا من ذلك، تؤثر الأسعار المحتسبة على الأوزان الترجيحية المعطاة للأسعار النقدية من خلال زيادة الوزن الترجيحي لهذه الأسعار النقدية التي تستخدم في تقييم النفقات غير النقدية.

٣-١٧ إذا كان السبب الرئيسي لإعداد مؤشر أسعار المستهلكين هو قياس التضخم، فقد يتقرر اقتصار نطاق المؤشر على النفقات النقدية فقط، لا سيما وأن النفقات غير النقدية لا تولِّد أي طلب على النقود. والمؤشرات المنسقة لأسعار المستهلكين (HICPs) ــ التي تستخدم في قياس التضخم في بلدان الاتحاد الأوروبي ــ تقتصر على النفقات النقدية (راجع المرفق الأول).

الاحتياز والاستخدام

٣-١٨ جرت العادة في الكتابات الخاصة بمؤشرات أسعار المستهلكين على التمييز بين احتياز الأسر المعيشية للسلع والخدمات الاستهلاكية واستخدامها فيما بعد لإشباع حاجاتها أو رغباتها. ويجري احتياز السلع الاستهلاكية عادة في لحظة زمنية معينة وتُستخدم في لحظة زمنية أخرى ــ لاحقة لها غالبا ــ أو ربما تُستخدم على نحو متكرر، أو حتى مستمر، خلال فترة زمنية ممتدة. ومع ذلك، يتزامن وقتي الاحتياز والاستخدام بالنسبة للعديد من الخدمات رغم وجود أنواع أخرى من الخدمات التي تقدم منافع ممتدة ولا تُستهلك بالكامل في وقت تقديمها.

٣-١٩ يعد الوقت الذي يتم فيه احتياز سلعة ما هو اللحظة التي تنتقل فيها ملكية السلعة إلى المستهلك. وفي عمليات التبادل التي تجرى من خلال الأسواق التجارية، يتحدد الوقت عند اللحظة التي يتحمل فيها المستهلك التزاما بالدفع سواء نقدا أو عينا. والوقت الذي يتم فيه احتياز خدمة ما ليس من السهل تحديده بدقة لأن تقديم الخدمة لا ينطوي على أي تبادل للملكية. وبدلا من ذلك، يؤدي تقديم الخدمة عادة إلى تحسن في حالة المستهلك. ويحتاز المستهلك الخدمة في نفس وقت تقديم المنتِج لها وقبول المستهلك التزاما بدفع مقابلها.

٣-٢٠ لذلك، يكون وقت احتياز السلع والخدمات، في وضع التبادل من خلال الأسواق المنظمة، هو وقت تحمل الالتزام بالدفع. وعندما لا تؤدَّى المدفوعات نقدا على نحو فوري، قد تنقضي فترة زمنية طويلة قبل أن يُخصم على حساب المستهلك في البنك مقابل عملية الشراء المسددة بشيك أو ببطاقة ائتمان أو بأي ترتيب مماثل. وتعتمد أوقات إجراء هذه الخصومات في نهاية الأمر على الملاءمة

الإدارية وعلى الترتيبات المالية والمؤسسية المستخدَمة. ولا علاقة لهذه الأوقات بوقت تسجيل المعاملات أو الأسعار.

٣-٢١ التمييز بين وقت الاحتياز ووقت الاستخدام يكون مهما بصفة خاصة بالنسبة للسلع المعمرة وأنواع معينة من الخدمات.

السلع المعمرة وغير المعمرة

٣-٢٢ *السلع*: من الأفضل أن يطلق على السلعة "غير المعمرة" سلعة *الاستخدام الواحد*. فعلى سبيل المثال، تستخدم الأغذية والمشروبات مرة واحدة فقط لإشباع الجوع أو العطش. ويمكن حرق زيت التدفئة أو الفحم أو الحطب مرة واحدة فقط، لكنها رغم ذلك سلع معمرة جدا من الناحية المادية ويمكن تخزينها إلى أجل غير مسمى. وقد تحتفظ الأسر المعيشية بمخزونات كبيرة من السلع التي يُطلق عليها سلع غير معمرة ــ مثل الكثير من المواد الغذائية والوقود ــ خاصة في فترات عدم الاستقرار السياسي أو الاقتصادي.

٣-٢٣ في المقابل، تكون السمة المميِّزة للسلع الاستهلاكية المعمرة ــ كالأثاث أو الأجهزة المنزلية أو السيارات ــ هي قدرتها على البقاء فترة زمنية طويلة تحت الاستخدام. ويمكن استخدامها على نحو متكرر أو مستمر لإشباع حاجات المستهلكين عبر فترة زمنية طويلة قد تصل إلى العديد من السنوات. لهذا السبب، توصف السلعة المعمرة غالبا بأنها تقدم تدفقا من "الخدمات" للمستهلك خلال فترة استخدامها (راجع أيضا الإطار ١٤-٣ في الفصل الرابع عشر). وهناك تقارب وثيق بين تعريف السلع الاستهلاكية المعمرة وتعريف الأصول الثابتة. فالأصول الثابتة سلع تستخدم على نحو متكرر أو مستمر خلال فترات زمنية طويلة في عمليات الإنتاج: مثل المباني أو المنشآت الأخرى والأجهزة والمعدات. وترد لاحقا قائمة بمختلف أنواع السلع الاستهلاكية المعمرة المميَّزة في تصنيف الاستهلاك الفردي حسب الغرض (COICOP). وبعض السلع المعمرة تبقى لفترات أطول بكثير من غيرها، حيث يطلق على السلع التي تبقى لفترات أقل "السلع شبة المعمرة" في تصنيف الاستهلاك الفردي حسب الغرض، مثل الملابس. ولا تصنَّف المساكن كسلع استهلاكية معمرة في تصنيف الاستهلاك الفردي حسب الغرض، حيث تُعامَل كأصول ثابتة وليس كسلع استهلاكية وبالتالي تقع خارج نطاق تصنيف الاستهلاك الفردي حسب الغرض. غير أن خدمات الإسكان التي ينتجها ويستهلكها المالكون الساكنون تُدرَج في تصنيف الاستهلاك الفردي حسب الغرض وتصنَّف مثل خدمات الإسكان التي يستهلكها المستأجرون.

٣-٢٤ *الخدمات*: قد يواصل المستهلكون الاستفادة ــ والحصول على منفعة ــ من بعض الخدمات بعد فترة طويلة من تقديمها لأنها تُحدث تحسينات كبيرة طويلة الأمد أو حتى دائمة في أحوال

المستهلكين. حيث تتحسن نوعية حياة الأشخاص الذين يتلقون علاجا طبيا ــ كعمليات تغيير مفصل الحوض أو جراحات عدسة العين ــ تحسنا كبيرا ودائما. وبالمثل، يمكن أن يستفيد المستهلكون للخدمات التعليمية من هذه الخدمات طوال حياتهم.

٣- ٢٥ لبعض الأغراض التحليلية، قد يكون من الملائم معاملة أنواع معينة من الخدمات ــ كالتعليم والصحة ــ كمكافِئات خدمية للسلع المعمرة. ويمكن اعتبار النفقات على هذه الخدمات استثمارات تُزيد من قيمة رأس المال البشري. وهناك خاصية أخرى تشترك فيها الخدمات التعليمية والصحية مع السلع المعمرة وهي أنها غالبا ما تكون باهظة الثمن لدرجة أن شراءها يجب أن يموَّل بالاقتراض أو بتسييل أصول أخرى.

مؤشرات أسعار المستهلكين القائمة على منهجي الاحتياز والاستخدام

٣-٢٦ أدى التمييز بين *احتياز* و*استخدام* سلعة أو خدمة استهلاكية إلى وجود مفهومين مختلفين لمؤشر أسعار المستهلكين المقترح:

- قد يستهدف مؤشر أسعار المستهلكين قياس متوسط التغير الذي يحدث بين فترتين زمنيتين في أسعار السلع والخدمات الاستهلاكية التي تحتازها الأسر المعيشية.
- بدلا من ذلك، قد يستهدف مؤشر أسعار المستهلكين قياس متوسط التغير الذي يحدث بين فترتين زمنيتين في أسعار السلع والخدمات الاستهلاكية التي تستخدمها الأسر المعيشية لإشباع حاجاتها ورغباتها.

٣-٢٧ قد تكون تدفقات الاحتياز والاستخدام شديدة الاختلاف بالنسبة للسلع المعمرة. فاحتياز السلع المعمرة ــ مثل السلع الرأسمالية للمنتجين ــ يكون عرضة للتقلب تبعا للحالة الاقتصادية العامة، غير أن عملية استهلاك مخزون السلع المعمرة التي تمتلكها الأسر المعيشية غالبا ما تكون تدريجية ومنتظمة. ومؤشر أسعار المستهلكين القائم على منهج الاستخدام يتطلب أن يقيس المؤشر التغيرات التي تحدث من فترة إلى أخرى في *أسعار تدفقات الخدمات* التي تقدمها السلع المعمرة. وحسبما يرد في الفصل الثالث والعشرين، يمكن تقدير قيمة تدفق الخدمات من سلعة معمرة "بتكلفة استخدامها" التي تتكون أساسا من اهتلاك الأصل (بالأسعار الجارية) *بالإضافة إلى* تكلفة الفائدة. وإدراج تكلفة الفائدة إلى جانب الاهتلاك يعني ــ في الأجل الطويل ــ أن الوزن الترجيحي المُعطى للسلع المعمرة يكون أكبر من قيمته في حالة قياسها وفقا لمنهج الاحتياز. ومبدئيا، يمكن أيضا تقدير قيمة تدفقات الخدمات ــ أو المنافع ــ التي يتم الحصول عليها من النفقات التعليمية والطبية الكبيرة على أساس تكاليف الاستخدام.

٣-٢٨ عند تأجير السلع المعمرة في السوق، فإن الإيجارات يجب أن تغطي ليس فقط قيم تدفقات الخدمات بل أيضا التكاليف الإضافية كالإدارة والتنظيم والإصلاحات والصيانة والنفقات العامة. فعلى سبيل المثال، يجب أن يغطي المبلغ المدفوع لاستخدام ماكينة غسيل في مغسلة آلية تكاليف مساحة الغرفة التي توضع فيها ماكينة الغسيل والكهرباء والإصلاحات والصيانة وأجور المشرفين وغيرها، إلى جانب الخدمات التي تقدمها ماكينة الغسيل نفسها. وبالمثل، قد تفوق الإيجارات المدفوعة مقابل تأجير سيارة إلى حد كبير تكلفة تدفق الخدمة التي تقدمها السيارة نفسها. وفي الحالتين، يشتري المستهلك حزمة من الخدمات تتضمن ما هو أكثر من مجرد استخدام السلعة المعمرة.

٣-٢٩ هناك صعوبة في تقدير قيم وأسعار تدفقات الخدمات التي يقدمها مخزون السلع المعمرة الذي تمتلكه الأسر المعيشية، في حين يسهل تسجيل النفقات على السلع المعمرة وكذلك أسعار شرائها. ونتيجة هذه الصعوبات العملية في القياس، إلى حد ما، استندت معظم أو كل مؤشرات أسعار المستهلكين حتى الآن إلى منهج الاحتياز. وبالمثل، تسجل الحسابات القومية غالبا النفقات على، أو احتياز، السلع المعمرة بدلا من تدفقات الخدمات التي تقدمها. وكما سبقت الإشارة، تُعامَل المساكن كأصول ثابتة وليس كسلع استهلاكية معمرة في نظام الحسابات القومية. أما معاملة المساكن التي يسكنها مالكوها فتتناولها الفقرات التالية على نحو منفصل.

المؤشرات القائمة على السلال ومؤشرات تكلفة المعيشة

٣-٣٠ يمكن التمييز من الناحية المفاهيمية الأساسية بين *المؤشر القائم على سلة السلع والخدمات* ومؤشر *تكلفة المعيشة*. ففي سياق مؤشرات أسعار المستهلكين، يعد المؤشر القائم على سلة السلع والخدمات هو المؤشر الذي يقيس التغير بين فترتين في مجموع النفقات المطلوبة لشراء مجموعة ــ أو سلة ــ معينة من السلع والخدمات الاستهلاكية. ويطلق عليه في هذا الدليل "مؤشر لو". أما مؤشر تكلفة المعيشة، فهو المؤشر الذي يقيس التغير في أدنى تكلفة للحفاظ على مستوى معيشة معين. لذا، للمؤشرين أهداف متشابهة جدا، حيث يهدفان إلى قياس التغير في مجموع النفقات المطلوبة لشراء *إما* نفس السلة أو *سلتين* قد يختلف تكوينهما إلى حد ما لكن المستهلك لا يفرق بينهما.

مؤشرات لو "Lowe indices"

٣-٣١ من الناحية العملية، تُحسب مؤشرات أسعار المستهلكين غالبا مثل مؤشرات لو. ويتناول مختلف فصول هذا الدليل بالتفصيل خصائص هذه المؤشرات وسلوكها. والهدف العملي لمعظم مؤشرات أسعار المستهلكين هو قياس التغير الذي يحدث بمرور الوقت في القيمة الإجمالية لسلة معينة من السلع والخدمات الاستهلاكية التي تشتريها ــ أو تحتازها ــ مجموعة معينة من الأسر المعيشية في فترة زمنية محددة. وفكرة هذا المؤشر واضحة. فمن الضروري، بالطبع، ضمان أن تكون السلة المختارة مرتبطة بحاجات مستخدمي المؤشرات وأن يتم الإبقاء على حداثتها أيضا. وقد

يتم تغيير السلة على فترات منتظمة ولا يجب أن تظل ثابتة على فترات زمنية طويلة. ويتناول هذا الفصل والفصل التالي بمزيد من التفصيل كيفية تحديد السلة.

مؤشرات تكلفة المعيشة

٣-٣٢ يعامِل المنهج الاقتصادي لنظرية الرقم القياسي الكميات المستهلَكة على أنها ترتبط بالأسعار. وتعامَل الأسر المعيشية كمتلقية للأسعار يفترض استجابتها للتغيرات في الأسعار *النسبية* بتعديل الكميات *النسبية* التي تستهلكها. والمؤشر القائم على سلة السلع والخدمات الذي يعمل من خلال مجموعة ثابتة من الكميات لا يسمح بوجود نزعة منهجية عند المستهلكين نحو إحلال البنود التي أصبحت أرخص نسبيا محل تلك التي أصبحت أغلى نسبيا. لكن مؤشر تكلفة المعيشة القائم على المنهج الاقتصادي يأخذ بالفعل أثر الإحلال هذا في الحسبان. فهو يقيس التغير في أدنى إنفاق مطلوب للحفاظ على مستوى معيشة معين عندما يعدّل المستهلكون الذين يعملون على تعظيم منفعتهم أنماط مشترياتهم استجابة للتغيرات في الأسعار النسبية. وعلى النقيض من المؤشر القائم على سلة السلع والخدمات، لن تكون السلال في مؤشر تكلفة المعيشة متماثلة تماما في الفترتين بوجه عام بسبب عمليات الإحلال هذه.

٣-٣٣ يرد في الفصل السابع عشر بعض التفاصيل عن خصائص مؤشرات تكلفة المعيشة وسلوكها، وقد ورد في الفصل الأول بالفعل شرح موجز عنها. وسوف يكون أكبر نطاق لمؤشر تكلفة المعيشة هو المجموعة الكاملة للسلع والخدمات الاستهلاكية التي تستهلكها الأسر المعيشية المختارة وتحصل منها على منفعة. ويشمل هذا المؤشر السلع والخدمات التي يتم الحصول عليها مجانا كتحويلات اجتماعية عينية من الحكومات أو المؤسسات غير الهادفة للربح. ونظرا لأن مؤشرات تكلفة المعيشة تقيس التغير في تكلفة الحفاظ على مستوى معيشة معين أو مستوى منفعة معين، فإنها تلائم منهج الاستخدام أكثر من منهج الاحتياز، نظرا لأن الحصول على المنفعة لا يكون من خلال احتياز سلعة أو خدمة استهلاكية بل من خلال استخدامها في إشباع حاجات أو رغبات شخصية.

٣-٣٤ الرفاهية قد لا تعني فقط الرفاهية الاقتصادية، أي المنفعة التي ترتبط بأنشطة اقتصادية مثل الإنتاج والاستهلاك والعمل، لكن أيضا الرفاهية العامة المرتبطة بعوامل أخرى مثل الأمن من اعتداء الآخرين. وقد لا يكون في الإمكان التمييز الواضح بين العوامل الاقتصادية وغير الاقتصادية، لكن من الواضح أن الرفاهية الكلية تعتمد جزئيا على مقدار السلع والخدمات المستهلكة.

٣-٣٥ *مؤشرات تكلفة المعيشة المشروطة وغير المشروطة*: مبدئيا، يتأثر نطاق مؤشر تكلفة المعيشة بما إذا كان الهدف منه أن يكون مؤشر تكلفة معيشة مشروط أوغير مشروط. *فالرفاهية*

الكلية لأسرة معيشية تعتمد على سلسلة العوامل غير الاقتصادية مثل المناخ، والظروف الطبيعية والاجتماعية والسياسية، وخطر التعرض لاعتداء سواء من مجرمين أو من الخارج، ومدى انتشار الأمراض، وغيرها، إلى جانب كميات السلع والخدمات المستهلكة. *ومؤشر تكلفة المعيشة غير المشروط* يقيس التغير في التكلفة التي تتحملها أسرة معيشية للحفاظ على مستوى معين من الرفاهية الكلية يسمح بتغير العوامل غير الاقتصادية وكذا أسعار السلع والخدمات الاستهلاكية. وإذا أدت التغيرات في العوامل غير الاقتصادية إلى انخفاض مستوى الرفاهية، ستكون هناك حاجة لحدوث زيادة تعويضية في مستوى الاستهلاك للحفاظ على نفس مستوى الرفاهية الكلية. فحدوث تغير غير موات في الطقس، مثلا، يتطلب زيادة الوقود المستهلك للحفاظ على نفس المستوى السابق للرفاهية الكلية. وتؤدي تكلفة *الكميات الإضافية* من الوقود المستهلك إلى ارتفاع قيمة مؤشر تكلفة المعيشة غير المشروط، بغض النظر عما حدث للأسعار. وهناك أحداث أخرى لا حصر لها يمكنها التأثير على مؤشر تكلفة المعيشة غير المشروط ــ بدءا من الكوارث الطبيعية كالزلازل إلى الكوارث التي من صنع الإنسان ككارثة تشيرنوبيل أو أعمال الإرهاب.

٣-٣٦ رغم أنه قد يكون هناك اهتمام بمؤشر تكلفة المعيشة غير المشروط لبعض أغراض التحليل والسياسات، فإنه يعرف بطريقة تستهدف عمدا قياس آثار العديد من العوامل الأخرى بجانب الأسعار. وإذا كان الهدف هو قياس الآثار المترتبة على تغير الأسعار فقط، يجب الإبقاء على العوامل غير السعرية ثابتة دون تغيير. ونظرا لأن الغرض من مؤشر تكلفة المعيشة أن يكون بمثابة مؤشر *لأسعار* المستهلكين، يجب تقييد نطاقه ليستبعد الآثار المترتبة على أحداث أخرى بخلاف تغيرات الأسعار. ويعرف مؤشر تكلفة المعيشة *المشروط* بأنه النسبة بين النفقات الدنيا المطلوبة للحفاظ على مستوى معين من المنفعة، أو الرفاهية، استجابة لتغيرات الأسعار في فترتين، بافتراض ثبات كافة العوامل الأخرى المؤثرة على الرفاهية. وهو مشروط ليس فقط بمستوى معيشة معين ومجموعة أفضليات معينة، بل أيضا بحالة معينة للعوامل غير السعرية المؤثرة على الرفاهية. ويقصد بمؤشرات تكلفة المعيشة في هذا الدليل مؤشرات تكلفة المعيشة *المشروطة*.

٣-٣٧ لا ينبغي اعتبار مؤشر تكلفة المعيشة المشروط ثاني أفضل المؤشرات. ورغم أن مؤشر تكلفة المعيشة غير المشروط أشمل من مؤشر *تكلفة المعيشة* المشروط، فإنه *ليس* أشمل من مؤشر *الأسعار* المشروط. فالمؤشر غير المشروط لا يتضمن معلومات سعرية أكثر مما يتضمنه المؤشر المشروط ولا يعطي مزيدا من المعرفة بأثر التغيرات في الأسعار على رفاهية الأسر المعيشية. وفي المقابل يكون أثر التغيرات في الأسعار ضعيفا وغير واضح نظرا لإدراج متغيرات أكثر تؤثر على الرفاهية في نطاق المؤشرغير المشروط.

٣-٣٨ مؤشرات لو ــ ومنها مؤشري لاسبير وباش ــ هي أيضا مؤشرات مشروطة لكونها تعتمد على اختيار السلة. واختلاف قيمة المؤشر القائم على سلة السلع والخدمات بطرق يمكن التنبؤ بها وفقا للسلة المختارة شكل موضوع الكثير من الكتابات حول نظرية الرقم القياسي. ومن الناحية المفاهيمية، هناك الكثير من أوجه الشبه بين مؤشرات لو ومؤشرات تكلفة المعيشة المشروطة. فمؤشر لو يقيس التغير في تكلفة سلة معينة من السلع والخدمات، بينما مؤشر تكلفة المعيشة المشروط يقيس التغير في تكلفة الحفاظ على مستوى المنفعة المرتبط بسلة معينة من السلع والخدمات، مع ثبات العوامل الأخرى.

النفقات والمدفوعات الأخرى خارج نطاق مؤشرات أسعار المستهلكين

٣-٣٩ نظرا لأن معظم مؤشرات أسعار المستهلكين مصممة، من الناحية المفاهيمية، لقياس التغيرات في أسعار السلع والخدمات الاستهلاكية، فإن ذلك يعني أن مشتريات البنود التي لا تعد سلعا وخدمات تقع خارج النطاق المستهدف لمؤشر أسعار المستهلكين: مثل مشتريات السندات أو الأسهم أو الأصول المالية الأخرى. وبالمثل، المدفوعات التي لا تمثل مشتريات لأنه لا يتم الحصول على شيء مقابلها تقع خارج نطاق المؤشر: مثل مدفوعات ضرائب الدخل أومساهمات الضمان الاجتماعي.

٣-٤٠ لا يتسم تطبيق هذه المبادئ بالبساطة دائما، نظرا لأن الفرق بين الإنفاق على سلعة أو خدمة والمدفوعات الأخرى قد لا يكون واضحا دائما من الناحية العملية. وتتناول الفقرات التالية عددا من الحالات الصعبة مفاهيميا، ومنها بعض الحالات غير القاطعة التي قد تكون ذات طبيعة خلافية.

التحويلات

٣-٤١ يُعرف التحويل بأنه معاملة تقوم فيها إحدى الوحدات بتقديم سلعة أو خدمة أو أصل لوحدة أخرى دون الحصول على أي سلعة أو خدمة أو أصل في المقابل، أي أنها معاملات ليس لها مقابل. ونظرا لأن الأسرة المعيشية لا تحتاز أي سلعة أو خدمة من أي نوع عندما تجري تحويلا، يجب أن يخرج التحويل عن نطاق مؤشر أسعار المستهلكين. وتتمثل المشكلة في تحديد ما إذا كانت بعض أنواع المعاملات تعد في واقع الأمر تحويلات أم لا، وهي مشكلة مشتركة بين مؤشرات أسعار المستهلكين والحسابات القومية.

٣-٤٢ *مساهمات الضمان الاجتماعي والضرائب على الدخل والثروة*: نظرا لأن الأسر المعيشية لا تحصل على أي سلعة أو خدمة معينة مقابل سداد مساهمات الضمان الاجتماعي، تعامَل هذه المساهمات كتحويلات تخرج عن نطاق مؤشرات أسعار المستهلكين. وبالمثل، تخرج كافة مدفوعات الضرائب القائمة على الدخل أو الثروة (ملكية الأصول) عن نطاق مؤشرات أسعار المستهلكين نظرا

لأنها تحويلات إلزامية للحكومة بلا مقابل. كما تخرج الضرائب العقارية على المساكن (التي تفرض عادة كضرائب لصالح السلطة المحلية) عن نطاق المؤشر. غير أنه قد تجدر الإشارة إلى أن التحويلات الإلزامية بلا مقابل قد تدخل في نطاق مؤشر تكلفة معيشة غير مشروط أو ضمن مؤشر تكلفة معيشة مشروط معرف على نطاق أوسع ويسمح بالتغيرات التي تحدث في بعض العوامل الأخرى بجانب التغيرات في أسعار السلع والخدمات الاستهلاكية.

٣-٤٣ *التراخيص*: يجب أن تدفع الأسر المعيشية مقابل الحصول على مختلف أنواع التراخيص ولا يتضح غالبا ما إذا كانت هذه التراخيص هي مجرد ضرائب تحت مسمى آخر أو ما إذا كانت الوكالة الحكومية التي تمنح الترخيص تقدم نوع من الخدمات في المقابل، من خلال القيام بوظيفة إشرافية أو تنظيمية أو رقابية مثلا. وفي الحالة الثانية، يمكن اعتبار التراخيص بمثابة عمليات شراء للخدمات. وقد كانت بعض الحالات موضع خلاف كبير لدرجة أنها خضعت لمناقشة خبراء الضرائب لسنوات تحت رعاية صندوق النقد الدولي ووكالات دولية أخرى دون التوصل إلى اتفاق في الآراء. لذلك، وافق الخبراء على إعتماد عدد من الاعراف القائمة على الممارسات المتبعة في معظم البلدان. ومن الملائم الاستفادة من هذه الأعراف في أغراض مؤشر أسعار المستهلكين والحسابات القومية. وترد هذه الأعراف في *دليل إحصاءات مالية الحكومة* الصادر عن صندوق النقد الدولي (راجع IMF, 2001)، كما تم اعتمادها في *نظام الحسابات القومية لعام ١٩٩٣*.

٣-٤٤ جرى العرف على تصنيف مدفوعات الأسر المعيشية مقابل تراخيص امتلاك أو استخدام سلع أو تسهيلات معينة كنفقات استهلاكية، وليس كتحويلات، وبالتالي تدخل في نطاق مؤشر أسعار المستهلكين. فعلى سبيل المثال، تُدرج في نطاق المؤشر رسوم تراخيص استعمال الراديو والتليفزيون ورخصة قيادة السيارة وحيازة الأسلحة النارية وغيرها إلى جانب رسوم جوازات السفر. من ناحية أخرى، جرى العرف على تصنيف تراخيص امتلاك أو استخدام السيارات والمراكب والطائرات وتراخيص الصيد والرماية وصيد السمك كضرائب مباشرة وبالتالي تخرج عن نطاق مؤشرات أسعار المستهلكين. غير أن العديد من البلدان تدخل بالفعل الضرائب على استخدام السيارات الخاصة في نطاق المؤشر حيث تعتبرها ضرائب على الاستهلاك لأغراض مؤشر أسعار المستهلكين. ونظرا لأن الظروف الفعلية التي تصدر فيها التراخيص ــ والحالات المرتبطة بها ــ يمكن أن تختلف إلى حد كبير من بلد إلى آخر، فقد ترغب المكاتب الإحصائية في عدم اتباع الأعراف المعتمدة في بعض الحالات. غير أنه بوجه عام يبدو من الملائم الاستفادة من الأعراف التي وافق عليها الخبراء المعنيون على المستوى الدولي.

٣-٤٥ *الهدايا والمساهمات*: تعد الهدايا بطبيعتها تحويلات، وبالتالي تخرج عن نطاق مؤشر أسعار المستهلكين. كما أن مدفوعات المساهمات أو الهبات للمنظمات الخيرية التي لا يمكن التعرف بسهولة

على أي خدمات يتم الحصول عليها مقابلها تعد هي أيضا تحويلات. من ناحية أخرى، يمكن اعتبار مدفوعات مساهمات النوادي والجمعيات، بما فيها الجمعيات الخيرية، التي تقدم لأعضائها نوع من الخدمات (مثل الاجتماعات الدورية والمجلات، إلخ) نفقات استهلاك نهائي وتدخل في نطاق مؤشر أسعار المستهلكين.

٣-٤٦ *البقشيش والإكراميات*: يعد البقشيش والإكراميات غير الإلزامية هدايا تخرج عن نطاق مؤشر أسعار المستهلكين. لكن رغم أن البقشيش ليس إلزامي، فقد تكون هناك حالات يصعب فيها جدا الحصول على سلعة أو خدمة ما دون وجود شكل من أشكال المدفوعات الإضافية، وفي هذه الحالة ينبغي إدراج هذه المدفوعات ضمن النفقات على السلع أو الخدمات المعنية وتضمين أسعارها في المؤشر.

التأمين

٣-٤٧ هناك نوعان رئيسيان من التأمين، هما: التأمين على الحياة والتأمين على غير الحياة. وفي الحالتين تتألف الأقساط من مكونين. أحدهما مبلغ مدفوع مقابل التأمين نفسه، ويطلق عليه غالبا صافي قسط التأمين، بينما الآخر تكلفة خدمة ضمنية مستحقة الدفع إلى شركة التأمين لترتيب التأمين: وهو ما يمثل رسم يتم تقاضيه مقابل حساب المخاطر وتحديد الأقساط وإدارة تحصيل الأقساط واستثمار الأقساط ودفع المطالبات.

٣-٤٨ تكلفة الخدمة الضمنية لا يمكن ملاحظتها بشكل مباشر، فهي جزء لا يتجزأ من إجمالي قسط التأمين ولا تحدد بشكل منفصل من الناحية العملية. ونظرا لأنها عبارة عن مبلغ مدفوع مقابل خدمة، فهي تدخل في نطاق مؤشر أسعار المستهلكين، وإن كان يصعب تقديرها.

٣-٤٩ في حالة التأمين على غير الحياة، يكون صافي قسط التأمين أساسا عبارة عن تحويل يدخل في مجمَّع يغطي المخاطر الجماعية لحاملي البوالص ككل. ونظرا لأنه تحويل فهو يقع خارج نطاق مؤشر أسعار المستهلكين. وفي حالة التأمين على الحياة، يكون صافي قسط التأمين أساسا شكل من أشكال الاستثمارات المالية، وهو يمثل شراء أصل مالي يقع أيضا خارج نطاق مؤشر أسعار المستهلكين.

٣-٥٠ وأخيرا، قد تجدر الإشارة إلى أنه عند إبرام عقد التأمين عن طريق سمسار أو وكيل مستقل عن شركة التأمين، تدخل الرسوم التي يتقاضاها السماسرة أو الوكلاء مقابل خدماتهم في نطاق مؤشر أسعار المستهلكين، وذلك إلى جانب تكاليف الخدمة الضمنية التي تتقاضاها شركات التأمين.

القمار

٣-٥١ تتكون المبالغ التي تُدفع لشراء تذاكر اليانصيب أو للرهان من عنصرين لا يُحدَّدان على نحو منفصل عادة، وهما: تكلفة خدمة ضمنية (جزء من النفقات الاستهلاكية) وتحويل جار يدخل في مجمَّع تدفع منه الأرباح. ولا يدخل في نطاق مؤشر أسعار المستهلكين سوى تكاليف الخدمة الضمنية أو الصريحة التي تُدفع إلى منظمي القمار. وتُحسب تكاليف الخدمة عادة على مستوى تجميعي بالفرق بين مدفوعات المقامرين (الرهانات) ومقبوضاتهم (الأرباح).

معاملات الأصول المالية

٣-٥٢ الأصول المالية ليست سلعا أو خدمات استهلاكية. فالمعاملات المتعلقة بإنشاء الأصول/الالتزامات المالية، أو زوالها، عن طريق الإقراض والاقتراض والسداد مثلا، تُعد معاملات مالية مختلفة تماما عن الإنفاق على السلع والخدمات وتحدث بصورة مستقلة عنها. ومن الواضح أن شراء أصل مالي ليس إنفاقا على الاستهلاك، نظرا لأنه شكل من أشكال الاستثمارات المالية.

٣-٥٣ بعض الأصول المالية ــ لاسيما الأوراق المالية في صورة كمبيالات وأسهم وسندات ــ قابلة للتداول في البورصة ولها أسعار تلاحظ في الاسواق. ولهذه الأصول مؤشرات أسعار منفصلة خاصة بها، مثل مؤشرات أسعار البورصة.

٣-٥٤ العديد من الأصول المالية التي تمتلكها الأسر المعيشية يتم احتيازها بصورة غير مباشرة عن طريق برامج التقاعد والتأمين على الحياة. وباستبعاد تكاليف الخدمة، تعد مساهمات الأسر المعيشية في صناديق معاشات التقاعد مماثلة لمدفوعات أقساط التأمين على الحياة. وهي أساسا شكل من أشكال الاستثمار ممول من الادخار الاسري، وبالتالي تستبعد من مؤشر أسعار المستهلكين. وفي المقابل، يدخل في نطاق مؤشرات أسعار المستهلكين الرسوم الصريحة أو الضمنية التي تسددها الأسر المعيشية مقابل الخدمات التي تقدمها الشركات المالية المساعدة كشركات السمسرة والبنوك وشركات التأمين (على الحياة وغير الحياة) ومديري صناديق معاشات التقاعد والمستشارين الماليين والمحاسبين وغيرهم. وسداد هذه الرسوم هو مجرد شراء للخدمة.

مشتريات العملة الأجنبية ومبيعاتها

٣-٥٥ العملة الأجنبية هي أصل مالي. وبالتالي، تخرج مشتريات ومبيعات العملة الأجنبية عن نطاق مؤشرات أسعار المستهلكين. ولا يدخل في نطاق مؤشرات أسعار المستهلكين أيضا التغيرات في الأسعار المدفوعة ــ أو المحصلة ــ مقابل العملات الأجنبية نتيجة التغيرات في أسعار الصرف. وفي المقابل، يدخل في نطاق مؤشرات أسعار المستهلكين تكاليف الخدمة التي يحصِّلها تجار العملة الأجنبية، وذلك عند احتياز الأسر المعيشية للعملة الأجنبية بغرض الاستخدام الشخصي. وتتضمن هذه

التكاليف تكاليف العمولات الصريحة إلى جانب الهوامش بين سعري الشراء والبيع اللذان يعرضهما التجار.

الدفع والتمويل والائتمان

٣-٥٦ من الناحية المفاهيمية، يعد الوقت الذي يتم فيه تحمُّل إنفاق معين هو الوقت الذي يتحمل فيه المشتري التزاما بالدفع: أي الوقت الذي تنتقل فيه ملكية السلعة أو تُقدم فيه الخدمة. ووقت الدفع هو الوقت الذي يزول فيه الالتزام. وقد يتزامن الوقتان عند الدفع الفوري في صورة نقود، سواء نقود ورقية أو معدنية، لكن استخدام الشيكات وبطاقات الائتمان والأشكال الأخرى من التسهيلات الائتمانية يعني أن حدوث الدفع في وقت لاحق لحدوث الإنفاق قد أصبح شائعا على نحو متزايد. ومما يزيد الأمر تعقيدا أن الدفع قد يتم على مراحل، مع سداد دفعة مقدمة. وفي ظل وجود فترات فاصلة وتعقُّد الأدوات المالية والترتيبات المؤسسية، قد يصعب تحديد وقت حدوث الدفع بدقة. وقد يختلف هذا الوقت أيضا من منظور المشتري والبائع.

٣-٥٧ اتساقا مع بيانات النفقات المستخدمة كأوزان ترجيحية في مؤشرات أسعار المستهلكين، ينبغي تسجيل الأسعار في الأوقات التي تحدث فيها النفقات بالفعل. ويتماشى ذلك مع منهج الاحتياز.

المعاملات المالية والاقتراض

٣-٥٨ قد تكون بعض فرادى النفقات كبيرة جدا، كالعلاج الطبي المرتفع التكلفة أو سلعة معمرة كبيرة أو رحلة سياحية مكلفة. وإذا لم يتوفر لدى الأسرة المعيشية النقود الكافية أو لم ترغب في دفع المبلغ بالكامل فورا في صورة نقدية، فالعديد من الخيارات تكون متاحة:

- قد يقترض المشتري من بنك أو جهة إقراض أو مؤسسة مالية أخرى.
- قد يستخدم المشتري بطاقة ائتمان.
- قد يمنح البائع ائتمانا للمشتري أو قد يتخذ الترتيبات اللازمة لقيام طرف ثالث ــ إحدى المؤسسات المالية ــ بمنح ائتمان للمشتري.

إنشاء أصل/ خصم مالي

٣-٥٩ عند قيام مستهلك ما بالاقتراض لشراء سلعة أو خدمة، فإن ذلك ينطوي على معاملتين مختلفتين: شراء السلعة أو الخدمة، واقتراض الأموال اللازمة. وتعد المعاملة الثانية معاملة مالية محضة بين دائن ومدين ينشأ فيها أصل/ التزام مالي جديد. وهذه المعاملة المالية تخرج عن نطاق مؤشر أسعار المستهلكين. وحسبما ورد آنفا، لا تؤدي المعاملة المالية إلى تغيير الثروة ولا تنطوي على أي استهلاك. ولا ينتج عن أي معاملة مالية سوى إعادة ترتيب محفظة أصول الفرد بإحلال نوع من الأصول محل نوع آخر. فعلى سبيل المثال، عند منح قرض، يقوم المقرض بمنح النقود مقابل

مطالبة مالية على المدين. وبالمثل، يحتاز المقترض نقودا يقابلها إنشاء التزام مالي معادل. وهذه المعاملات غير مهمة لأغراض مؤشرات أسعار المستهلكين.

٣-٦٠ بوجه عام، عند اقتراض أسرة معيشية من المؤسسات المالية، بما فيها جهات الإقراض، قد تُستخدَم الأموال المقترضة في أغراض متنوعة، منها شراء الأصول كالمساكن أو الأصول المالية (كالسندات أو الأسهم مثلا)، إلى جانب شراء السلع والخدمات باهظة الثمن. وبالمثل، يمكن استخدام الائتمان الممنوح لحامل بطاقة الائتمان في أغراض متنوعة. وإنشاء أصل أو التزام مالي بقرض جديد لا يؤثر في حد ذاته على مؤشر أسعار المستهلكين، حيث لا توجد سلعة أو خدمة يتم احتيازها ولا يوجد إنفاق ولا توجد أسعار.

٣-٦١ ينبغي ملاحظة أن مدفوعات الفائدة لا تعد في حد ذاتها معاملات مالية. فدفع الفائدة يختلف تماما عن الاقتراض أو الإقراض أو المعاملات المالية الأخرى التي ينتج عنها دفع فائدة. وتتناول الفقرات التالية دراسة الفائدة على نحو منفصل.

٣-٦٢ يجب معاملة الشراء بالتقسيط والقروض العقارية بما يتسق مع القروض الأخرى. ولا تتأثر معاملة القرض نفسه بأن بعض القروض تكون مشروطة باستخدام المقترض للأموال في غرض معين. إلى جانب ذلك، لا تقتصر القروض المشروطة بأي حال على شراء السلع المعمرة من خلال "الشراء بالتقسيط". فقد تُمنح القروض الشخصية المشروطة لأغراض أخرى كإنفاق مبالغ كبيرة على التعليم أو الصحة. وفي كل حالة، يكون التعاقد على القرض معاملة منفصلة عن الإنفاق على السلعة أو الخدمة ويجب التمييز بينهما. وقد تضم المعاملتان أطرافا مختلفة كما قد تحدث كل منهما في وقت مختلف تماما.

٣-٦٣ رغم أن تقديم التمويل يعد معاملة منفصلة عن شراء السلعة أو الخدمة المستخدم فيه هذا التمويل، فقد يؤثر على السعر المدفوع. وتحتاج كل حالة لدراسة دقيقة. فإذا افترضنا مثلا موافقة البائع على تأجيل الدفع لمدة سنة، سيبدو لنا أن البائع يمنح قرضا بدون فائدة لمدة سنة، لكن ليس هذا هو الواقع الاقتصادي. فالبائع يمنح قرضا لكن ليس بدون فائدة، كما أن مبلغ القرض لا يساوي السعر "الكامل". والمشتري يصدر للبائع، ضمنا، كمبيالة قصيرة الأجل تسدد بعد سنة ويستخدم النقود التي يحصل عليها من البائع في دفع ثمن السلعة. غير أن القيمة الحالية للكمبيالة في وقت إصدارها هي قيمتها الاستردادية مخصوما منها فائدة سنة. والمبلغ مستحق الدفع من جانب المشتري في وقت الشراء الفعلي للسلعة هو السعر الحالي المخفَّض للكمبيالة وليس سعر الاسترداد الكامل الذي سيدفع بعد سنة. وهو ذلك السعر المخفَّض الذي ينبغي تسجيله لأغراض مؤشر أسعار المستهلكين. والفرق بين السعر المخفَّض وسعر الاسترداد هو، بالطبع، الفائدة التي يدفعها المشتري ضمنا على الكمبيالة

خلال السنة. وهذه الطريقة المتبعة في التسجيل تطابق طريقة التقييم الفعلي للكمبيالات والسندات في الأسواق المالية وأيضا طريقة تسجيلها في الحسابات التجارية والاقتصادية. وتأجيل الدفع بالطريقة المذكورة يعادل تخفيض السعر وينبغي اعتباره هكذا في مؤشرات أسعار المستهلكين. ولا يعد مبلغ الفائدة الضمنية جزءا من السعر، ولكنه يخفض السعر. ويبين هذا المثال أن سعر الفائدة في السوق يمكن، في ظروف معينة، أن يؤثر على السعر مستحق الدفع، لكنه يتوقف على ظروف الترتيب الائتماني المتفق عليه بين البائع والمشتري. ويجب دراسة مزايا كل حالة بدقة دراسة موضوعية.

٣-٦٤ يجب تمييز هذه الحالة بوضوح عن الشراء بالتقسيط ــ الذي تجري دراسته في القسم التالي ــ عندما يسدد المشتري بالفعل السعر الكامل ويقترض مبلغا مساويا للسعر الكامل بينما يتعاقد على أداء مدفوعات فائدة صريحة إلى جانب سداد المبلغ المقترض.

الشراء بالتقسيط

٣-٦٥ في حالة السلعة المعمرة المشتراة عن طريق الشراء بالتقسيط، يجب التمييز بين الملكية بحكم الواقع، أو الملكية الاقتصادية، للسلعة والملكية القانونية. فوقت الاحتياز هو وقت توقيع عقد الشراء بالتقسيط وحيازة المشتري للسلعة المعمرة. واعتبارا من هذا الوقت، يكون المشتري هو الذي يستخدم السلعة ويحصل على المنفعة من استخدامه لها. وتصبح الأسرة المعيشية المشترية هي المالك بحكم الواقع في وقت احتياز السلعة رغم أن الملكية القانونية قد لا تنتقل إلى الأسرة المعيشية حتى يسدَّد القرض بالكامل.

٣-٦٦ جرى العرف على معاملة الأسرة المعيشية المشترية كمشترية للسلعة في وقت حيازتها لها ودفعها لقيمتها بالكامل نقدا في تلك اللحظة. في الوقت نفسه يقترض المشتري ــ إما من البائع أو من مؤسسة مالية يحددها البائع ــ مبلغا يكفي لتغطية سعر الشراء ومدفوعات الفائدة اللاحقة. والفرق بين السعر النقدي والمجموع الكلي لكافة المدفوعات يعادل مجموع الفائدة مستحقة الدفع. والسعر المرتبط بأغراض مؤشر أسعار المستهلكين هو السعر النقدي مستحق الدفع في وقت حدوث الشراء، سواء تم تيسير الشراء بشكل من أشكال الاقتراض أم لا. ويعامَل الشراء بالتقسيط نفس معاملة "التأجير التمويلي" التي تَشترى مؤسسة مالية بواسطتها أصولا ثابتة، طائرة مثلا، تستخدَم في أغراض الإنتاج ثم تؤجرها للمنتِج خلال معظم أو كل فترة استخدام الأصل. وتلك الطريقة هي في الأساس طريقة تمويل احتياز أصل ما عن طريق قرض ويجب تمييزها عن التأجير التشغيلي كتأجير السيارات لفترات زمنية قصيرة. والمعالجة المذكورة في هذا الدليل بشأن الشراء بالتقسيط والتأجير التمويلي هي المعاملة المتبعة في كل من المحاسبة التجارية والاقتصادية.

مدفوعات الفائدة

٣-٦٧ تؤدي معاملة مدفوعات الفائدة على مختلف أنواع الديون التي قد تتحملها الأسر المعيشية إلى إثارة مشكلات مفاهيمية وعملية. والفائدة الإسمية عبارة عن مبلغ مركب يغطي أربعة عناصر رئيسية قد يختلف مزيجها إلى حد كبير:

- المكون الأول هو تكلفة الفائدة المحضة، أي الفائدة التي كان يمكن تقاضيها إذا سادت المنافسة الكاملة أسواق رأس المال وكانت المعلومات المتاحة عن هذه الأسواق كاملة.
- المكون الثاني هو علاوة مخاطرة تتوقف على الجدارة الائتمانية للمقترض الفرد. ويمكن اعتباره تكلفة تأمين ضمنية في ظل عدم اليقين بشأن مخاطر عجز المدين عن السداد او الوفاء بالالتزام.
- المكون الثالث هو تكلفة خدمة يتم تحملها عندما تقترض الأسر المعيشية من المؤسسات المالية التي تزاول نشاط إقراض الأموال.
- وأخيرا، عند حدوث تضخم، تنخفض القيمة الحقيقية للقرض التي تكون ثابتة من الناحية النقدية (أي قوته الشرائية تجاه السلع والخدمات الحقيقية) بارتفاع معدل التضخم. ومع ذلك، يستطيع الدائنون تعويض خسائر الاقتناء، أو الخسائر الرأسمالية، الحقيقية التي يتوقعون تحملها بتقاضي معدلات فائدة اسمية مرتفعة إلى حد ملائم. ولهذا السبب، تختلف أسعار الفائدة الاسمية مباشرة باختلاف معدل التضخم العام، وهي ظاهرة معروفة عالميا في حالات التضخم. وفي هذه الظروف، قد يتمثل بالتالي المكون الرئيسي للفائدة الاسمية في مبلغ التعويض الضمني الذي يدفعه المدين للدائن تعويضا عن خسائر الاقتناء الحقيقية التي يتحملها الثاني. وعندما يرتفع معدل التضخم ارتفاعا كبيرا، قد يشكل هذا المكون معظم الفائدة الاسمية التي يتم تقاضيها.

٣-٦٨ تعد معاملة المكون الأول ــ الفائدة المحضة ــ خلافية إلى حد ما، لكن هذا المكون قد لا يشكل سوى جزء ضئيل من الفائدة الاسمية التي يتم تقاضيها. كما تعد معاملة المكون الثاني ــ التأمين ضد مخاطر عجز المدين عن السداد ــ خلافية أيضا إلى حد ما.

٣-٦٩ من الواضح أن المكون الرابع ــ المبلغ المدفوع كتعويض عن خسائر الاقتناء الحقيقية التي يتحملها الدائن ــ يقع خارج نطاق مؤشر أسعار المستهلكين، حيث يعد في الأساس معاملة رأسمالية. وقد يشكل معظم الفائدة الاسمية في حالات التضخم الفائق.

٣-٧٠ المكون الثالث يمثل شراء خدمة من مؤسسات مالية يتمثل نشاطها في توفير الأموال للمقترضين. ويسمى هذا المكون *تكلفة الخدمة الضمنية* ويدخل بوضوح في نطاق مؤشر أسعار المستهلكين، كما يندرج في تصنيف الاستهلاك الفردي حسب الغرض. ولا تقتصر تكلفة الخدمة على القروض التي يمنحها "الوسطاء الماليون" ــ المؤسسات التي تقترض الأموال لكي تقرضها لآخرين.

والمؤسسات المالية التي تُقرض الأموال من مواردها الذاتية تقدم نفس نوع الخدمات للمقترضين مثلها مثل الوسطاء الماليين. وعندما يمنح البائعون القروض من أموالهم الذاتية، فإنهم يعاملون كما لو كانوا ينشئون ضمنا مؤسستهم المالية الخاصة التي تعمل بشكل مستقل عن نشاطهم الأساسي. وتتضمن أسعار فائدة المؤسسات المالية أيضا تكاليف خدمة ضمنية. ونظرا لأن بعض أسواق رأس المال تسيطر عليها المنافسة غير الكاملة إلى حد كبير ولأن معظم الأسر المعيشية قد لا تتمكن من الوصول إلى أسواق رأس المال الملائمة، يصبح كثير من المقرضين محتكرين فعليين يتقاضون أسعارا مرتفعة جدا مقابل الخدمات التي يقدمونها، مثل مقرضي الأموال في القرية في العديد من البلدان.

٣-٧١ من الواضح أن مدفوعات الفائدة ينبغي ألا تعامل كما لو كانت مجرد فائدة محضة أو حتى فائدة محضة مضافا إليها علاوة مخاطرة. ومن الصعب جدا فصل المكونات المختلفة للفائدة عن بعضها البعض. وقد يتعذر عمليا عمل تقديرات واقعية وموثوقة لتكاليف الخدمة الضمنية التي تتضمنها معظم مدفوعات الفائدة. إلى جانب ذلك، ولأغراض مؤشر أسعار المستهلكين، يجب تقدير قيم تكاليف الخدمة إلى جانب التغيرات التي تشهدها أسعار الخدمات بمرور الوقت. ونظرا للتعقيدات التي تتصف بها تدفقات الفائدة وضرورة معاملة التدفقات المختلفة بطريقة مختلفة، لا يوجد مبرر لإدراج مدفوعات الفائدة الاسمية في مؤشر أسعار المستهلكين، لا سيما في حالات التضخم.

إنتاج الأسر المعيشية

٣-٧٢ يمكن أن تزاول الأسر المعيشية أنواعا متنوعة من الأنشطة الإنتاجية التي قد توجه نحو السوق أو تهدف إلى إنتاج السلع أو الخدمات للاستهلاك الخاص.

الأنشطة التجارية

٣-٧٣ قد تزاول الأسر المعيشية أنشطة الأعمال أو أنشطة تجارية، كالزراعة أو تجارة التجزئة أو البناء أو تقديم الخدمات المتخصصة أو الخدمات المالية أو غيرها. والسلع والخدمات التي تستخدم في عملية إنتاج سلع وخدمات أخرى بغرض بيعها في السوق تمثل الاستهلاك *الوسيط*. وهي لا تشكل جزءا من الاستهلاك *النهائي* للأسر المعيشية. ولا تدخل أسعار السلع والخدمات الوسيطة التي تشتريها الأسر المعيشية في مؤشرات أسعار المستهلكين. ومن الناحية العملية، هناك صعوبة غالبا في التمييز الدقيق بين الاستهلاك الوسيط والنهائي، حيث قد تستخدم نفس السلع في أي من الغرضين.

استهلاك الإنتاج الذاتي

٣-٧٤ في واقع الأمر، لا تستهلك الأسر المعيشية مباشرة كل السلع والخدمات التي تحتازها لأغراض الاستهلاك، ولكنها تستخدمها كمدخلات في إنتاج سلع أوخدمات أخرى تستخدم بعد ذلك في إشباع حاجاتها ورغباتها. وهناك أمثلة عديدة على ذلك. فالمواد الغذائية الأساسية مثلا كالدقيق،

وزيوت الطعام، واللحوم والخضروات الطازجة قد تستخدَم في صنع الخبز أو الكيك أو الوجبات بالاستعانة بمدخلات أخرى مثل الوقود والخدمات التي تقدمها السلع الاستهلاكية المعمرة ــ كأجهزة التبريد ومواقد الطهي ــ وخدمات اليد العاملة التي يقدمها أعضاء الأسرة المعيشية. والمدخلات من المواد والمعدات واليد العاملة تستخدَم في تنظيف المساكن وصيانتها وإصلاحها. كما أن المدخلات من البذور والأسمدة والمبيدات الحشرية والمعدات واليد العاملة تستخدم في إنتاج الخضروات أو الزهور وغيرها.

٣-٧٥ بعض الأنشطة الإنتاجية التي تتضمنها أنشطة الأسر المعيشية ــ كالبستنة أو الطهي ــ ربما تقدم في حد ذاتها إشباعا. وقد تُعتبر أنشطة أخرى، كالتنظيف، أعمالا روتينية تقلل المنفعة. وعلى أي حال، لا تقدم السلع أو الخدمات المستخدمة كمدخلات في هذه الأنشطة الإنتاجية منفعة في حد ذاتها. ومرة أخرى، هناك العديد من الأمثلة على هذه المدخلات: كالمواد الغذائية غير المطهية التي لا يمكن تناولها دون طهي، ومواد النظافة، والوقود كالفحم أو الغاز أو الكهرباء أو البنزين، والأسمدة، وخدمات البرادات والثلاجات، وغيرها.

٣-٧٦ يتم الحصول على منفعة من استهلاك مخرجات إنتاج الأسر المعيشية للاستهلاك الذاتي. وبالتالي، يجب تقرير ما إذا كان ينبغي لمؤشر أسعار المستهلكين أن يقيس التغيرات في أسعار المخرجات بدلا من المدخلات أم لا. ومبدئيا، يبدو أن قياس أسعار المخرجات أمرا مستصوبا، وإن كانت هناك اعتراضات مهمة على هذه الطريقة.

٣-٧٧ على مستوى مفاهيمي، هناك صعوبة في تحديد المخرجات النهائية الحقيقية من بين العديد من الأنشطة الإنتاجية الأكثر غموضا التي تقوم بها الأسر المعيشية. وهناك صعوبة بالغة في التحديد الدقيق لمخرجات الأنشطة الخدمية المهمة التي تجري داخل الأسر المعيشية كرعاية الأطفال أو رعاية المرضى أو كبار السن. وحتى إذا أمكن تحديد هذه الأنشطة على نحو مُرض، فمن الناحية المفاهيمية يجب قياس هذه الأنشطة وتسعيرها. ولا توجد أسعار يمكن ملاحظتها، حيث لا توجد معاملات بيع. وأسعار هذه الأنشطة يجب احتسابها وبالتالي لن تكون افتراضية فقط بل من المحتم أن تكون تخمينية إلى حد بعيد. ولا يعد استخدام هذه الأسعار في مؤشرات أسعار المستهلكين بديلا واقعيا بوجه عام ومن المؤكد عدم قبوله غالبا لدى معظم مستخدمي المؤشرات الذين يهتمون أساسا بالأسعار التي تدفعها الأسر المعيشية عند شرائها السلع من الاسواق.

٣-٧٨ البديل العملي هو معاملة السلع والخدمات التي تحتازها الأسر المعيشية في السوق بغرض استخدامها كمدخلات في مختلَف أنواع الأنشطة الإنتاجية للأسر المعيشية كما لو كانت هي نفسها سلعا وخدمات استهلاكية نهائية. فهذه السلع والخدمات تقدم منفعة *بصورة غير مباشرة*، بافتراض عدم

استخدامها إلا في إنتاج سلع وخدمات تستهلكها الأسر المعيشية مباشرة. وهذا هو الحل العملي المعتمد بوجه عام ليس فقط في مؤشرات أسعار المستهلكين بل أيضا في الحسابات القومية، حيث تصنف نفقات الأسر المعيشية على هذه البنود كاستهلاك نهائي. ورغم أن هذا الحل يبدو حلا بسيطا ومقبولا من الناحية المفاهيمية لمشكلة كانت لولا ذلك الحل ستُعتبر مشكلة صعبة، يمكن استثناء نوع، أو نوعين، من إنتاج الأسر المعيشية يتسم بأهمية خاصة ويمكن تحديد مخرجاته بسهولة.

٣-٧٩ *الزراعة الكفافية*: تُجرى في الحسابات القومية محاولة لتسجيل قيمة المخرجات الزراعية المنتَجة بغرض الاستهلاك الذاتي. وفي بعض البلدان، قد تشكل الزراعة الكفافية جانبا كبيرا من إنتاج المنتجات الزراعية واستهلاكها. وتقتضي الحسابات القومية تقييم تلك المخرجات بأسعارها السوقية. وهناك شكوك في مدى ملاءمة اتباع هذه الطريقة في أغراض مؤشرات أسعار المستهلكين.

٣-٨٠ يمكن لمؤشر أسعار المستهلكين أن يسجِّل إما الأسعار الفعلية للمدخلات أو الأسعار المحتسبة للمخرجات، لكن ليس الاثنان معا. فإذا أُدرجت الأسعار المحتسبة لمخرجات الزراعة الكفافية في مؤشر أسعار المستهلكين، ينبغي استبعاد أسعار المدخلات المشتراة. وقد يؤدي ذلك إلى استبعاد معظم معاملات السوق التي تجريها هذه الأسر المعيشية من المؤشر. وقد تمثل النفقات على المدخلات وسيلة الاتصال الأساسية التي تربط الأسر المعيشية بالسوق والتي تتعرض عن طريقها هذه الأسر لتأثيرات التضخم. لذلك، يبدو من الأفضل تسجيل الأسعار الفعلية للمدخلات وليس الأسعار المحتسبة للمخرجات في مؤشرات أسعار المستهلكين.

٣-٨١ *خدمات الإسكان المنتَجة للاستهلاك الذاتي*: تعد معاملة المساكن التي يسكنها مالكوها صعبة وإلى حد ما خلافية. فقد لا يكون هناك توافق في الآراء بشأن أفضل الممارسات. ويجري تناول هذا الموضوع في عدة فصول من هذا الدليل، خاصة في الفصلين العاشر والثالث والعشرين. ومن الناحية المفاهيمية، لا يختلف إنتاج خدمات الإسكان بغرض الاستهلاك الذاتي من جانب المالكين الساكنين عن أنواع الإنتاج للحساب الخاص الأخرى التي تحدث داخل الأسر المعيشية. والسمة المميزة لإنتاج خدمات الإسكان بغرض الاستهلاك الذاتي ــ مقارنة بأنواع الإنتاج الأخرى التي تقوم بها الأسر المعيشية ــ هي أنه يتطلب استخدام أصل ثابت كبير للغاية في شكل المسكن نفسه. وفي الدراسات الاقتصادية ــ والمحاسبة القومية أيضا ــ يُنظر إلى المسكن عادة باعتباره أصل ثابت وبالتالي يُصنف شراء المسكن كإجمالي تكوين رأس المال الثابت وليس كاحتياز لسلعة استهلاكية معمرة. والأصول الثابتة تُستخدم بغرض الإنتاج وليس الاستهلاك. والمسكن لا يُستهلك مباشرة، لكنه يقدم سلسلة من الخدمات الرأسمالية التي تستخدم كمدخلات في إنتاج خدمات الإسكان. ويتطلب هذا الإنتاج مدخلات أخرى كالإصلاح والصيانة والتأمين. وتستهلك الأسر المعيشية خدمات الإسكان المنتَجة كمخرجات من هذا الإنتاج .

٣-٨٢ تجدر الإشارة إلى أن هناك نوعان مختلفان تماما من تدفقات الخدمات:

- نوع يتمثل في تدفق *الخدمات الرأسمالية* المقدمة من المسكن التي تُستخدم كمدخلات في إنتاج خدمات الإسكان.
- الآخر يتمثل في تدفق *خدمات الإسكان* المنتَجة كمخرجات يستهلكها أعضاء الأسرة المعيشية.

والنوعان مختلفان، حيث ستكون قيمة تدفق المخرجات أكبر من قيمة تدفق المدخلات. والخدمات الرأسمالية تعرف وتقاس تماما كالخدمات الرأسمالية المقدمة من أنواع الأصول الثابتة الأخرى، كالمعدات أو الإنشاءات الأخرى بخلاف المساكن. وحسبما يرد بالتفصيل في الفصل الثالث والعشرين، فإن قيمة الخدمات الرأسمالية تعادل تكلفة الاستخدام وتتألف أساسا من عنصرين هما: الاهتلاك وتكاليف الفائدة أو رأس المال. ويتم تحمل التكاليف الرأسمالية سواء جرى شراء المسكن عن طريق قرض برهن عقاري أم لا. وعند شراء المسكن من الأموال الخاصة، فإن تكاليف الفائدة تمثل تكلفة الفرصة البديلة لرأس المال المستثمر في المسكن، أي الفائدة الضائعة التي كان يمكن الحصول عليها بالاستثمار في مجال آخر.

٣-٨٣ هناك بديلان رئيسيان لإنتاج واستهلاك خدمات الإسكان للحساب الخاص في مؤشرات أسعار المستهلكين: الأول هو تسعير مخرجات خدمات الإسكان المستهلكة، والثاني هو تسعير المدخلات، ومنها مدخلات الخدمات الرأسمالية. وإذا ما كان الهدف هو معاملة خدمات الإسكان بالاتساق مع الأشكال الأخرى للإنتاج بغرض الاستهلاك الذاتي داخل الأسر المعيشية، يجب اعتماد منهج المدخلات. غير أن إنتاج واستهلاك المالكين الساكنين لخدمات الإسكان يمكن اعتباره مهما لدرجة تستوجب معاملته معاملة خاصة.

٣-٨٤ إذا تقرر تسعير المخرجات، يمكن تقدير الأسعار باستخدام إيجارات السوق التي تُدفع مقابل المساكن المؤجرة من نفس النوع. ويطلق على هذه الطريقة منهج مكافئ الإيجار. ومن مشكلات التطبيق أنه قد لا توجد أماكن للإقامة من نفس النوع يتم تأجيرها في السوق. فمثلا، قد لا توجد سوق إيجارات بالنسبة للمساكن الريفية في البلدان النامية، حيث يمكن أن تكون معظم المساكن مقامة بواسطة الأسر المعيشية نفسها. وهناك مشكلة ثانية تتمثل في ضمان ألا تكون إيجارات السوق متضمنة خدمات أخرى، كالتدفئة مثلا، بالإضافة إلى خدمات الإسكان ذاتها. ومن المشكلات الأخرى أن إيجارات السوق ــ مثلها مثل الإيجارات التي يجري تقاضيها عند تأجير السلع المعمرة ــ يجب أن تغطي مصروفات التشغيل الخاصة بوكالات التأجير إلى جانب تكاليف خدمات الإسكان نفسها، وأن تمنح أيضا بعض الأرباح للمالكين. وأخيرا، تختلف المساكن المؤجرة بطبيعتها عن المساكن التي

يسكنها مالكوها في أنها تمنح المستأجرين مزيدا من المرونة والقدرة على الانتقال. فتكاليف تغيير مكان الإقامة قد تكون أقل بكثير بالنسبة للمستأجرين.

٣-٨٥ من حيث المبدأ، إذا اعتُمد منهج المخرجات، أو منهج مكافئ الإيجار، فإن أسعار مدخلات إنتاج خدمات الإسكان للاستهلاك الذاتي ــ كالنفقات على الإصلاح والصيانة والتأمين ــ ينبغي ألا تُدرج أيضا، وإلا فسوف تحدث ازدواجية في الحساب.

٣-٨٦ البديل لذلك هو تسعير مدخلات إنتاج خدمات الإسكان للاستهلاك الذاتي بنفس الطريقة التي تُعامل بها أشكال الإنتاج الأخرى بغرض الاستهلاك الذاتي داخل الأسر المعيشية. وإلى جانب النفقات الوسيطة كنفقات الإصلاح والصيانة والتأمين، يجب تقدير تكاليف الخدمات الرأسمالية وإدراج أسعارها في مؤشرات أسعار المستهلكين. ويتناول الفصل الثالث والعشرون النقاط الفنية المتعلقة بتقدير قيم تدفقات الخدمات الرأسمالية. وكما ورد في حالة أشكال الإنتاج الأخرى بغرض الاستهلاك الذاتي داخل الأسر المعيشية، فمن غير الملائم إدراج التكاليف المقدرة لخدمات اليد العاملة المقدمة من المالكين أنفسهم.

٣-٨٧ سواء اعتُمد منهج المدخلات أو منهج المخرجات، فمن الصعب تقدير الأسعار ذات الصلة. والصعوبات العملية التي تتم مواجهتها قد تكون أحيانا هائلة إلى الحد الذي يدفع معدُّو المؤشرات ومستخدموها إلى الشك في موثوقية النتائج. وهناك أيضا قدر من الإحجام عن استخدام الأسعار المحتسبة في مؤشرات أسعار المستهلكين، سواء كانت هذه الأسعار تتعلق بالمدخلات أو بالمخرجات. لذا، كان هناك اقتراح بالتخلي عن محاولة قياس أسعار تدفقات خدمات الإسكان. وبدلا من ذلك، قد يفضل إدراج أسعار المساكن نفسها في مؤشر أسعار المستهلكين. وفي معظم الحالات، تكون هذه الأسعار هي أسعار السوق الملاحظة رغم أن الكثير من المساكن ــ لاسيما في المناطق الريفية في البلدان النامية ــ يبنيها أيضا مالكوها، وفي هذه الحالة يتعين تقدير أسعارها على أساس تكاليف إنتاجها.

٣-٨٨ ينطوي إدراج أسعار المساكن في مؤشرات أسعار المستهلكين على تغيير كبير في نطاق المؤشر. فمن الواضح أن المسكن هو أصل واحتيازه يمثل تكوينا لرأس المال وليس استهلاكا. ورغم أن نفس الحجة تنطبق على السلع المعمرة، فهناك اختلاف كبير في الدرجة بين السلع المعمرة المنزلية والمسكن، وهو ما تعكسه الاختلافات الكبيرة في أسعارها وفترات استخدامها. لذا، فامتداد نطاق مؤشر أسعار المستهلكين ليشمل المساكن يعني من حيث المبدأ امتداد نطاق المؤشر ليشمل إجمالي تكوين رأس المال الثابت لدى قطاع الأسر.

٣-٨٩ تتمثل ميزة هذا الحل في أنه لا يتطلب تقدير قيم تدفقات خدمات المدخلات أو المخرجات، لكنه من الناحية المفاهيمية يختلف إلى حد كبير عن مفهوم مؤشر أسعار المستهلكين حسب معناه التقليدي. ففي حالة السلع الاستهلاكية المعمرة والمساكن، يكون هناك بديلان: إما تسجيل عمليات احتياز الأصول في مؤشرات أسعار المستهلكين بأسعارها السوقية أو تسجيل الأسعار المقدرة لتدفقات الخدمات، لكن لا يؤخذ بالبديلين معا. وكما أن تدفقات الخدمات من السلع المعمرة لا تُدرج في مؤشرات أسعار المستهلكين في الوقت الحالي بسبب إدراج عمليات احتيازها، فبالمثل، إذا أُدرجت أسعار المساكن في مؤشرات أسعار المستهلكين، يجب استبعاد قيم تدفقات الخدمات. وحسبما يرد في الفصل الثالث والعشرين، قد يعطي منهج الاحتياز وزنا ترجيحيا غير كاف للسلع المعمرة والمساكن في الأجل الطويل لأنه لا يأخذ في الحسبان التكاليف الرأسمالية التي يتحملها أصحاب الأصول.

تغطية الأسر المعيشية ومنافذ البيع

٣-٩٠ يشار غالبا إلى مجموعة الأسر المعيشية المُدرَجة في نطاق مؤشر أسعار المستهلكين "بالأسر المعيشية المرجعية" أو "المجتمع الإحصائي المرجعي".

تعريف الأسرة المعيشية

٣-٩١ لأغراض مؤشر أسعار المستهلكين، يمكن تعريف الأسر المعيشية على غرار التعريف الوارد في تعدادات السكان. ويوصى باستخدام التعريف التالي في تعدادات السكان (راجع United Nations, 1998a):

> تصنَّف الأسرة المعيشية إما بأنها (أ) أسرة ذات فرد واحد وتعرف بترتيب يقوم فيه فرد واحد بتوفير الطعام أو ضروريات الحياة الأخرى لنفسه دون الاشتراك مع أي فرد آخر في تكوين جزء من أسرة متعددة الأفراد، أو (ب) أسرة متعددة الأفراد وتعرف بمجموعة مكونة من فردين أو أكثر يعيشون معا ويشتركون معا في توفير الطعام أو ضروريات الحياة الأخرى. وقد يقوم أفراد المجموعة بتجميع دخولهم معا وعمل ميزانية مشتركة، وإن كان ذلك بدرجات متفاوتة، وقد يكون هؤلاء الأفراد أقارب أو غير أقارب أو مجموعة من الأفراد الأقارب وغير الأقارب.

٣-٩٢ هذا التعريف هو أساسا نفس التعريف المستخدم في مسوح ميزانيات الأسر المعيشية وفي نظام الحسابات القومية. حيث يقتصر نطاق مؤشر أسعار المستهلكين عادة على الأسر المعيشية الخاصة ويستبعد الأسر المعيشية المؤسسية كمجموعات الأفراد المقيمة معا لأجل غير مسمى في المؤسسات الدينية أو المستشفيات المخصصة للإقامة أو السجون أو بيوت المتقاعدين. وفي هذا السياق، لا تُعامَل دور النقاهة والمدارس والكليات والوحدات العسكرية وغيرها كأسر معيشية

مؤسسية، حيث يُعامَل أعضاؤها على أنهم ينتمون لأسرهم المعيشية الخاصة. غير أن نطاق تغطية المؤشرات المنسقة لأسعار المستهلكين للأسر المعيشية يتسق مع التعريف الوارد في نظام الحسابات القومية لعام ١٩٩٣ وبالتالي تتضمن الأسر المعيشية المؤسسية.

أنواع الأسر المعيشية

٣-٩٣ في معظم البلدان، يُصمَّم مؤشر أسعار المستهلكين بحيث يشمل أكبر عدد ممكن من الأسر المعيشية الخاصة، ولا يقتصر على الأسر التي تنتمي إلى مجموعة اجتماعية اقتصادية محددة. وتستلزم القواعد المنظمة للمؤشرات المنسقة لأسعار المستهلكين أن تشمل التغطية أسر معيشية بغض النظر عن مستوى دخلها.

٣-٩٤ ومع ذلك، تُستبعد في بعض البلدان الأسر المعيشية ذات الثراء الفاحش، وذلك لعدة أسباب. فقد تعتبر نفقات هذه الأسر غير قياسية إلى حد بعيد، وفي الوقت نفسه لا يمكن الاعتماد على بيانات نفقاتها التي تُجمع في مسوح ميزانيات الأسر المعيشية. كما أن معدلات استجابة الأسر المعيشية الثرية في مسوح ميزانيات الأسر المعيشية عادة ما تكون منخفضة نسبيا. إلى جانب ذلك، قد يكون من المكلف للغاية جمع أسعار بعض السلع والخدمات الاستهلاكية التي لا يشتريها سوى الأثرياء. وقد تُقرر بعض البلدان استبعاد أنواع أخرى من الأسر المعيشية. على سبيل المثال، يستبعد مؤشر أسعار المستهلكين في المملكة المتحدة أكبر ٤% من قائمة الأسر المعيشية المصنفة حسب الدخل إلى جانب الأسر المعيشية التي تعتمد أساسا على معاشات التقاعد المتلقاة من الدولة، بحيث تكون المحصلة النهائية استبعاد نحو ١٥% من الأسر المعيشية و١٥% من النفقات. كما تستبعد اليابان وجمهورية كوريا الأسر المعيشية التي تعمل أساساً بالزراعة والحراجة وصيد الأسماك، وكل الأسر المعيشية ذات الفرد الواحد. وتؤثر هذه الاستبعادات على الأوزان الترجيحية للنفقات بقدر اختلاف أنماط النفقات الخاصة بالفئات المستبعدة عن تلك الخاصة ببقية المجتمع الإحصائي.

٣-٩٥ إلى جانب المؤشر الواحد واسع النطاق والرسمي (الكلي) المتعلق بالبلد ككل، يُصدر العديد من البلدان مجموعة من المؤشرات الفرعية المتعلقة بقطاعات فرعية من المجتمع الإحصائي. فعلى سبيل المثال، تُعِد الجمهورية التشيكية مؤشرات منفصلة لما يلي:

- كل الأسر المعيشية؛
- كل العاملين؛
- العاملون الذين يعولون أبناء؛
- العاملون منخفضو الدخل؛
- العاملون في أسر غير مكتملة؛

- المتقاعدون؛
- المتقاعدون منخفضو الدخل؛
- الأسر المعيشية في براغ؛
- الأسر المعيشية في مجتمعات يزيد عدد سكانها عن ٥٠٠٠ نسمة.

٣-٩٦ في الهند، جاءت فكرة إعداد مؤشر أسعار المستهلكين نتيجة الحاجة إلى الحفاظ على القوى الشرائية لدخول العاملين، ولذلك يجري إعداد أربعة مؤشرات لأسعار المستهلكين على المستوى القومي للأسر المعيشية المرجعية التي يرأسها الأنواع التالية من العاملين:

- العمال الزراعيون؛
- العمال الصناعيون؛
- العمال في المناطق الريفية؛
- العمالة غير اليدوية في المناطق الحضرية.

التغطية الجغرافية

٣-٩٧ *المناطق الحضرية والريفية*: يمكن أن تشير التغطية الجغرافية إما إلى التغطية الجغرافية للنفقات أو تغطية جمع الأسعار. وكوضع مثالي، ينبغي أن تتزامن التغطيتان معا، سواء كان الهدف من مؤشر أسعار المستهلكين أن يكون مؤشرا قوميا أو إقليميا. وفي معظم البلدان، تُجمع الأسعار في المناطق الحضرية فقط، حيث تعتبر حركاتها ممثلة لحركات الأسعار في المناطق الريفية. وفي هذه الحالات، تُطبق الأوزان الترجيحية القومية ويمكن اعتبار المؤشر الناتج مؤشرا قوميا لأسعار المستهلكين. وإذا لوحظ أن حركات الأسعار في المناطق الحضرية والريفية مختلفة بدرجة كافية ــ رغم اقتصار عملية جمع الأسعار على المناطق الحضرية بسبب ضيق الموارد ــ ينبغي حينئذ تطبيق الأوزان الترجيحية الحضرية ويجب اعتبار المؤشر الناتج مؤشرا حضريا فقط وليس قوميا لأسعار المستهلكين. فعلى سبيل المثال، تغطي البلدان التالية الأسر المعيشية الحضرية فقط (الأوزان الترجيحية للنفقات والأسعار): أستراليا والمكسيك وجمهورية كوريا وتركيا والولايات المتحدة الأمريكية. وتستخدم معظم البلدان المتقدمة الأخرى غالبا أوزانا ترجيحية تغطي الأسر المعيشية الحضرية والريفية، رغم أن عملية جمع الأسعار تحدث في كل الحالات تقريبا في المناطق الحضرية فقط. والخط الفاصل، بطبيعة الحال، بين الحضر والريف هو خط عشوائي حتما وقد يختلف من بلد إلى آخر. ففي فرنسا مثلا، يفسَّر جمع أسعار المناطق الحضرية على أنه يشمل القرى التي يقيم فيها عدد قليل لا يتجاوز ٢٠٠٠ مقيم.

٣-٩٨ القرارات المتعلقة بتحديد ما إذا كانت التغطية الجغرافية ستكون حضرية أم ريفية ستعتمد على توزيع المجتمع الإحصائي ومدى ميل أنماط الإنفاق وحركات الأسعار إلى الاختلاف بين المناطق الحضرية والريفية.

٣-٩٩ *مشتريات المقيمين من الأسواق الخارجية ومشتريات غير المقيمين من الأسواق المحلية*: تنشأ المشكلات عندما تقوم الأسر المعيشية بالإنفاق خارج حدود المنطقة أو البلد التي يقيمون فيها. وتعتمد القرارات المتعلقة بمعاملة هذه النفقات على الاستخدام الرئيسي لمؤشر أسعار المستهلكين. فبغرض تحليل التضخم، ينصب الاهتمام على تغير الأسعار داخل حدود البلد. وهناك حاجة لمؤشر تضخم يغطي كافة ما يطلق عليه النفقات الاستهلاكية "المحلية" التي تحدث داخل الحدود الجغرافية للبلد، سواء قام بها مقيمون أو غير مقيمين. وتُعرف المؤشرات المنسقة لأسعار المستهلكين (راجع المرفق الأول) بهذا الأسلوب بمؤشرات التضخم المحلي. وبالتالي، تَستبعد هذه المؤشرات النفقات الاستهلاكية التي يقوم بها المقيمون عند وجودهم خارج حدود البلد (التي تشملها مؤشرات التضخم في البلدان التي تُجرى فيها المشتريات)، وتشمل النفقات داخل حدود البلد التي يقوم بها المقيمون من بلدان أخرى. ومن الناحية العملية، قد تكون النفقات التي يقوم بها الزائرون من الخارج صعبة التقدير، نظرا لأن مسوح ميزانيات الأسر المعيشية لا تغطي الأسر المعيشية غير المقيمة رغم إمكانية إجراء التقديرات بالنسبة لبعض السلع الأساسية باستخدام بيانات مبيعات التجزئة أو مسوح الزائرين الخاصة. وتزداد أهمية هذه القضايا عند حدوث قدر مهم من أنشطة التسوق والسياحة عبر الحدود.

٣-١٠٠ عند استخدام مؤشر أسعار المستهلكين في زيادة دخول المقيمين، قد يكون من الملائم اعتماد ما يطلق عليه المفهوم "القومي" للإنفاق الذي يغطي كافة نفقات المقيمين ــ سواء داخل أو خارج البلد ــ بما في ذلك الشراء عن بعد من منافذ البيع غير المقيمة، عن طريق الإنترنت أو الهاتف أو البريد مثلا. ويمكن لمسوح ميزانيات الأسر المعيشية أن تغطي كافة أنواع النفقات هذه، رغم صعوبة تحديد البلد التي تجرى منها عمليات الشراء عن بعد (عن طريق الإنترنت أو البريد، إلخ). وينبغي أيضا تغطية الأسعار المدفوعة مقابل تذاكر الطيران والرحلات السياحية المنظمة المشتراة داخل حدود الأراضي المحلية. ومع ذلك، قد تكون هناك صعوبة في الحصول على بيانات أسعار السلع والخدمات التي يشتريها المقيمون عند وجودهم في الخارج، رغم أنه في بعض الحالات يمكن استخدام مؤشرات فرعية لمؤشرات أسعار المستهلكين المستخدمة لدى الشركاء التجاريين.

٣-١٠١ *المؤشرات الإقليمية*: عند إعداد المؤشرات الإقليمية، ينطبق مفهوم الإقامة على الإقليم الذي تقيم فيه الأسر المعيشية. وعندئذ، يمكن التمييز بين النفقات داخل إقليم ما ونفقات المقيمين في هذا الإقليم، مثل التمييز بين مفهومي الإنفاق "المحلي" و"القومي" على المستوى القومي. وتنشأ بالنسبة للمؤشرات الإقليمية نفس القضايا الواردة في الفقرة ٣-٩٧. فالمبادئ التي تنطبق على التسوق عبر

الحدود بين الأقاليم هي نفس المبادئ التي تنطبق على التسوق عبر الحدود الدولية، لكن هناك اختلاف في مدى توفر البيانات بوجه عام. وإذا تم تعريف نطاق المؤشر الإقليمي بحيث يتضمن مشتريات المقيمين الإقليميين عند وجودهم في أقاليم أخرى (بالخارج)، فمن المستبعد توفر بيانات النفقات مع إجراء الفصل اللازم بين الإنفاق داخل وخارج إقليم الإقامة، رغم أن بيانات الأسعار الخاصة بالأقاليم الأخرى ينبغي توفرها بسهولة.

٣-١٠٢ يجب الحرص على معاملة التسوق عبر الحدود بنفس الأسلوب في كل الأقاليم، وإلا فقد يحدث حساب مزدوج أو إغفال للنفقات عند تجميع البيانات الإقليمية. وعند تجميع المؤشرات الإقليمية للحصول على مؤشر قومي، ينبغي أن تقوم الأوزان الترجيحية على بيانات النفقات الإقليمية وليس على بيانات المجتمع الإحصائي وحدها.

٣-١٠٣ يحاول العديد من البلدان الوفاء بالحاجات المختلفة لمستخدمي مؤشرات أسعار المستهلكين في هذه البلدان باشتقاق مجموعة من المؤشرات لكل منها نطاق تغطية مختلف، وعلى رأسها مؤشر واحد واسع النطاق رسمي (كلي) متعلق بالبلد ككل. وفي بعض البلدان الكبرى، يكون استخدام المؤشرات الإقليمية أكثر شيوعا من استخدام مؤشر قومي لأسعار المستهلكين، لا سيما عند استخدام المؤشرات في زيادة الدخول. وبالتالي، فإلى جانب استخدام المؤشر الكلي لأسعار المستهلكين، الذي يكون نطاق تغطيته هو أوسع نطاق ممكن، تصدر مؤشرات فرعية قد تتعلق بما يلي:

- القطاعات الفرعية للمجتمع الإحصائي؛
- الأقاليم الجغرافية؛
- مجموعات سلع أساسية محددة، وينبغي إصدار المؤشرات الفرعية للمؤشر الكلي (الرسمي لكل البنود) بأقصى قدر ممكن من التفصيل، حيث يهتم الكثير من مستخدمي المؤشرات بتغير أسعار مجموعات معينة من السلع الأساسية.

٣-١٠٤ في واقع الأمر، يتجه العديد من المكاتب الإحصائية نحو تحديث قاعدة بيانات الأسعار والأوزان الترجيحية التي تُشتق منها مختلف المؤشرات الفرعية.

تغطية منافذ البيع

٣-١٠٥ تحدد تغطية منافذ البيع السلوك الشرائي للأسر المعيشية المرجعية. وحسبما ورد آنفا، تعد الأسعار المتعلقة بمؤشرات أسعار المستهلكين، مبدئيا، هي الأسعار التي تدفعها الأسر المعيشية. لكن من الناحية العملية، لا يكون في الإمكان عادة جمع بيانات الأسعار مباشرة من الأسر المعيشية، رغم أنه كلما زادت المبيعات من خلال نقاط البيع الإلكترونية التي تسجل وتطبع البنود المشتراة

وأسعارها، يمكن أن تزداد من الناحية العملية إمكانية جمع معلومات عن أسعار المعاملات الفعلية التي تدفعها الأسر المعيشية. وفي الوقت نفسه، يجب الاعتماد أساسا على الأسعار التي تُطرح بها المنتجات للبيع في متاجر التجزئة أو منافذ البيع الأخرى. ويدخل في نطاق مؤشر أسعار المستهلكين كل منافذ البيع التي يحصل منها المجتمع الإحصائي المرجعي على المشتريات، وينبغي إدراجها في إطار العينة الذي يتم اختيار منافذ البيع منه.

٣-١٠٦ من أمثلة منافذ البيع ما يلي:

- متاجر التجزئة: من الأكشاك الدائمة الصغيرة جدا إلى سلاسل المتاجر متعددة الجنسيات؛
- الأكشاك في السوق والباعة المتجولون؛
- المنشآت التي تقدم خدمات للأسر المعيشية: كعمال الكهرباء والسباكين ومنظفي النوافذ وغيرهم؛
- مقدمو خدمات الترفيه والتسلية؛
- مقدمو الخدمات الصحية والتعليمية؛
- الوكالات التي تبيع بأسلوب الطلبات البريدية أو الهاتفية؛
- الإنترنت؛
- المرافق العامة؛
- الوكالات والإدارات الحكومية.

٣-١٠٧ يتناول الفصلان الخامس والسادس بقدر من التفصيل المبادىء التي تحكم اختيار عينة منافذ البيع التي تُجمع منها الأسعار.

تفاوت الأسعار

٣-١٠٨ يحدُث تفاوت الأسعار عندما تباع نفس السلع والخدمات بأسعار مختلفة في نفس اللحظة الزمنية. فقد تبيع منافذ بيع مختلفة نفس المنتج بأسعار مختلفة أو قد يُباع نفس المنتج من منفذ بيع واحد لفئات مختلفة من المشترين بأسعار مختلفة.

٣-١٠٩ إذا كانت الأسواق تسودها "المنافسة الكاملة" بالمعنى الاقتصادي للكلمة، ستباع المنتجات المتماثلة بنفس السعر. وإذا حُدد أكثر من سعر، ستُجرى كافة عمليات الشراء بأدنى سعر. ويشير ذلك إلى أن المنتجات المبيعة بأسعار مختلفة لا يمكن أن تكون متماثلة، بل يجب أن تكون مختلفة النوعية بشكل أو آخر. وعندما تُعزى اختلافات الأسعار، في واقع الأمر، إلى الاختلافات في النوعية، لن تكون اختلافات الأسعار سوى اختلافات ظاهرية وليست حقيقية. وفي هذه الحالات فإن التغير في

متوسط السعر نتيجة التغير في نمط الكميات المبيعة بأسعار مختلفة سوف يعكس تغير متوسط نوعية المنتجات المبيعة. وسوف يؤثر ذلك على مؤشر الأحجام وليس مؤشر الأسعار.

٣-١١٠ إذا لم يكن لدى المكاتب الإحصائية معلومات كافية عن خصائص السلع والخدمات التي تباع بأسعار مختلفة، يجب أن تقرر ما إذا كانت ستفترض أن اختلافات الأسعار الملاحَظة حقيقية أم ظاهرية. والإجراء التلقائي الذي يُعتمد غالبا في هذه الحالات هو افتراض أن اختلافات الأسعار ظاهرية. ويؤخذ بهذا الافتراض عادة سواء لأغراض مؤشر أسعار المستهلكين أو الحسابات القومية.

٣-١١١ غير أن الأسواق نادرا ما تسودها المنافسة الكاملة. وأحد الأسباب التي تؤدي إلى وجود أسعار مختلفة للمنتجات المتماثلة قد يكون قدرة البائعين على ممارسة التمييز في الأسعار. وهناك سبب آخر قد يتمثل ببساطة في أن المستهلكين يفتقرون إلى المعلومات وقد يشترون بأسعار أعلى بسبب نقص المعلومات لديهم. كما أن الأسواق قد تحيد مؤقتا عن التوازن نتيجة للصدمات أو ظهور منتجات جديدة. لذلك، يجب الإقرار بأن الاختلافات الحقيقية في الأسعار تحدث بالفعل.

التمييز في الأسعار

٣-١١٢ تبين النظرية الاقتصادية أن التمييز في الأسعار يؤدي غالبا إلى زيادة الأرباح. وقد لا يكون في الإمكان ممارسة التمييز في الأسعار بالنسبة للسلع حيث يمكن إعادة الاتجار بها. فالمشترون الذين يتعرضون للتمييز لن يقوموا بالشراء مباشرة بل سيحاولون اقناع أولئك الذين يستطيعون الشراء بأدنى الأسعار أن يشتروا نيابة عنهم. غير أن الخدمات لا يمكن إعادة الاتجار بها، حيث لا يحدث تبادل للملكية.

٣-١١٣ يبدو أن التمييز في الأسعار شائعا للغاية، بل ومعتاد غالبا، بالنسبة لأنواع عديدة من الخدمات، بما في ذلك الصحة والتعليم والنقل. فعلى سبيل المثال، قد يتم تحميل المواطنين كبار السن تكلفة أقل من الآخرين مقابل نفس أنواع خدمات الصحة والنقل. وقد تقوم الجامعات بتحميل الطلاب الأجانب بتكلفة أعلى من التي يتحملها الطلاب المحليين. ونظرا لأنه من السهل أيضا تغيير نوعيات الخدمات المقدمة للمستهلكين المختلفين، فقد يصعب تحديد إلى أي مدى تُعزى اختلافات الأسعار الملاحظة إلى الاختلافات في النوعية أو إلى التمييز السعري المحض. وقد يضع البائعون أيضا اختلافات غير مهمة أو غير حقيقية في شروط بيع الخدمة المبيعة لفئات مختلفة من المشترين لإخفاء التمييز في الأسعار.

٣-١١٤ التمييز في الأسعار يمكن أن يسبب مشكلات تتعلق بمؤشرات الأسعار. فلو افترضنا مثلا أن أحد موردي الخدمات يميز حسب السن بتحميل المواطنين كبار السن الذين تبلغ أعمارهم ٦٠ سنة أو

أكثر سعرا مقداره $p2$، وتحميل الآخرين سعرا مقداره $p1$، حيث $p1>p2$. ولو افترضنا أيضا أن المورد قرر بعد ذلك إعادة تعريف المواطنين كبار السن بأنهم أولئك الذين تبلغ أعمارهم ٧٠ سنة أو أكثر مع إبقاء الأسعار دون تغيير. في هذه الحالة، ورغم عدم تغير أي من السعرين $p1$ أو $p2$ ، يتغير السعر الذي يدفعه الأفراد الذين تتراوح أعمارهم بين ٦٠ سنة و٧٠ سنة، كما يزيد متوسط الأسعار التي تدفعها كافة الأسر المعيشية.

٣-١١٥ وهذا المثال يوضح مسألة مبدأ. فرغم عدم تغير أي من السعرين المعلنين، $p1$ و $p2$ ، اللذَين تطرح بهما الخدمات، فإن الأسعار التي تدفعها أسر معيشية معينة تتغير بالفعل إذا اضطرت إلى التحول من السعر $p2$ إلى السعر $p1$. وقد حدثت تغيرات في الأسعار من منظور الأسر المعيشية، وينبغي أن يسجل مؤشر أسعار المستهلكين، مبدئيا، حدوث تغيرات. وعند جمع الأسعار من البائعين وليس من الأسر المعيشية، فمن المستبعد تسجيل هذه التغيرات في الأسعار.

تفاوت الأسعار فيما بين منافذ البيع

٣-١١٦ يؤدي وجود أسعار مختلفة في منافذ البيع المختلفة إلى إثارة قضايا مماثلة. ومن المرجح أن تحدث اختلافات في الأسعار المحضة عندما تكون هناك حالات منافسة غير كاملة في الأسواق حتى وإن كان ذلك يرجع فقط إلى عدم دراية الأسر المعيشية بالمعلومات الكاملة. وعندما تفتح منافذ بيع جديدة أبوابها للبيع بأسعار أقل من التي تبيع بها المنافذ الموجودة، قد تكون هناك فترة فاصلة تُباع خلالها نفس البنود بأسعار مختلفة في منافذ بيع مختلفة بسبب عدم دراية المستهلكين أو مقاومتهم للتغيير.

٣-١١٧ قد تختار الأسر المعيشية تحويل مشترياتها من منفذ بيع إلى آخر أو قد تضطر لذلك لأن مجتمع منافذ البيع يتغير باستمرار، فبعض المنافذ تغلق أبوابها بينما تفتح منافذ جديدة أبوابها. وعندما تقوم الأسر بتحويل مشترياتها فيما بين منافذ البيع، فإن تأثير ذلك على مؤشر أسعار المستهلكين يتوقف على ما إذا كانت اختلافات الأسعار حقيقية أم ظاهرية. فعندما تكون اختلافات الأسعار حقيقية، فإن التحول فيما بين منافذ البيع يغير متوسط الأسعار التي تدفعها الأسر المعيشية. ويجب أن ترصد مؤشرات أسعار المستهلكين هذه التغيرات في الأسعار. ومن ناحية أخرى، إذا كانت اختلافات الأسعار تعكس اختلافات النوعية، فإن التحول فيما بين منافذ البيع سيغير متوسط نوعية المنتجات المشتراة، ويؤثر بالتالي على الكمية المشتراة وليس السعر.

٣-١١٨ معظم الأسعار التي تُجمع لأغراض مؤشرات أسعار المستهلكين هي الأسعار المعروضة وليست أسعار المعاملات الفعلية التي تدفعها الأسر المعيشية. وفي هذه الحالة، قد تظل الآثار الناتجة عن تحول أنماط شراء الأسر المعيشية فيما بين منافذ البيع غير ملاحظة في الواقع العملي. وعندما

تعكس اختلافات الأسعار الاختلافات في النوعية، فإن عدم رصد تلك التحولات لا يؤدي إلى إدخال أي تحيز في مؤشر أسعار المستهلكين. فالشراء بسعر أقل يعني شراء منتج ذو نوعية أدنى، وهو ما لا يؤثر على مؤشر الأسعار. ومع ذلك، فعندما تكون اختلافات الأسعار حقيقية، فسوف يؤدي عدم رصد التحولات غالبا إلى إدخال تحيز بالزيادة في المؤشر، بافتراض أن الأسر المعيشية تتحول غالبا نحو منافذ البيع التي تبيع بأسعار أدنى. ويطلق على هذا التحيز المحتمل *تحيز ناتج عن إحلال منافذ البيع*.

تبديل المنافذ

٣-١١٩ هناك مشكلة أخرى وهي أن الأسعار ــ من الناحية العملية ــ تُجمع من عينة واحدة من منافذ البيع، كما أن العينات قد تتغير إما لأن منافذ البيع تفتح وتُغلق أبوابها أو لأن هناك تدوير مدروس للعينات بصورة دورية. وعندما تكون الأسعار في منافذ البيع المدرجة حديثا في العينة مختلفة عن الأسعار في منافذ البيع السابقة، يجب مرة أخرى تقرير ما إذا كانت اختلافات الأسعار ظاهرية أم حقيقية. وإذا ما افتُرض أنها ظاهرية، لن يعامَل الاختلاف بين السعر المسجل من قبل في منفذ قديم والسعر الجديد في المنفذ الجديد على أنه تغير في السعر لأغراض مؤشر أسعار المستهلكين، حيث يعامَل هذا الاختلاف على أنه ناتج عن الاختلاف في النوعية. وحسبما يرد في الفصل السابع بمزيد من التفصيل، إذا ما كان هذا الافتراض صحيحا، يمكن ببساطة وصل التغيرات في الأسعار المسجلة في المنافذ الجديدة بتلك المسجلة من قبل في المنافذ القديمة دون إدخال أي تحيز في المؤشر. ولا يكون للتحول من المنافذ القديمة إلى المنافذ الجديدة أي تأثير على مؤشر أسعار المستهلكين.

٣-١٢٠ ومع ذلك، إذا ما اعتُبرت اختلافات الأسعار بين منافذ البيع القديمة والجديدة اختلافات حقيقية، فإن الوصل البسيط الذي ذكرناه توا يمكن أن يؤدي إلى تحيز. فعندما تغير الأسر المعيشية السعر الذي تدفعه مقابل منتج ما عن طريق تغيير منافذ البيع، فإن مؤشر أسعار المستهلكين ينبغي أن يرصد التغيرات في الأسعار. وحسبما يرد في الفصل السابع بمزيد من التفصيل، يبدو أن معظم المكاتب الإحصائية تفترض غالبا أن اختلافات الأسعار ليست حقيقية وتصل ببساطة سلسلة الأسعار الجديدة بالقديمة. ونظرا لعدم واقعية افتراض أن الأسواق تسودها المنافسة الكاملة دائما وأن التفاوت في الأسعار المحضة لا يحدث أبدا، فإن هذه االطريقة، رغم شيوع استخدامها، مشكوك في صحتها وقد تؤدي إلى تحيز بالزيادة. ويطلق على هذا التحيز *"تبديل المنافذ"*. وإحدى الاستراتيجيات الممكنة التي تم اقتراحها تتمثل في افتراض أن نصف أي اختلاف في الأسعار الملاحظة بين منافذ البيع القديمة والجديدة يكون حقيقيا والنصف الآخر يكون نتيجة الاختلاف في النوعية، وذلك على أساس أن ذلك الافتراض ــ رغم كونه في النهاية عشوائيا إلى حد ما ــ من المحتمل أن يكون أقرب إلى

الحقيقة من افتراض أن الاختلاف في الأسعار إما أن يكون حقيقيا بالكامل أو يُعزى بالكامل إلى الاختلافات في النوعية (راجع McCracKen,Tobin et al., 1999).

معاملة بعض نفقات الأسر المعيشية

٣-١٢١ بعض نفقات الأسر المعيشية قد لا تكون على السلع والخدمات المخصصة لاستهلاك الأسر المعيشية وقد تخرج بالتالي عن نطاق مؤشر أسعار المستهلكين. وتتكون إحدى الفئات الرئيسية من النفقات التجارية التي تقوم بها الأسر المعيشية.

رسوم الوكلاء والسماسرة

٣-١٢٢ عند شراء منزل للاستعمال الخاص من جانب أحد المالكين الساكنين، يمكن القول أنه ينبغي معاملة تكاليف نقل الملكية المرتبطة بالشراء (والبيع) كنفقات استهلاكية بنفس الطريقة التي تُعامل بها رسوم السماسرة التي يتم تحمُّلها عند شراء الأصول المالية أوبيعها. وتُدرج الرسوم المدفوعة لوكيل ما لشراء أوبيع المنازل في العديد من المؤشرات القومية لأسعار المستهلكين، شريطة أن يسكن صاحب المنزل فيه ولا يؤجره للغير.

السلع والخدمات غير المرغوب فيها أو غير المشروعة

٣-١٢٣ إن كافة السلع والخدمات التي تشتريها الأسر المعيشية برغبتها لإشباع حاجاتها أو رغباتها الشخصية تمثل نفقات استهلاكية، وبالتالي تدخل في نطاق مؤشر أسعار المستهلكين، بغض النظر عما إذا كان انتاجها أو توزيعها أو استهلاكها غير مشروع أو يتم في الاقتصاد الخفي أو في السوق السوداء. ويجب عدم استبعاد أنواع معينة من السلع أو الخدمات على اعتبار أنها غير مرغوب فيها أو ضارة أو محل اعتراض. فهذه الاستبعادات قد تكون اعتباطية تماما وتُضعف من موضوعية مؤشر أسعار المستهلكين ومصداقيته.

- أولا: ينبغي ملاحظة أن بعض السلع والخدمات قد تُعتبر غير مرغوب فيها في بعض الأحيان ومرغوب فيها في أحيان أخرى، أو العكس. فمواقف الناس تتغير كلما حصلوا على مزيد من المعلومات، لاسيما نتيجة التقدم العلمي. وبالمثل، قد تُعتبر بعض السلع والخدمات غير مرغوب فيها في بعض البلدان لكنها لا تُعتبر كذلك في بلدان أخرى في نفس اللحظة الزمنية. ومفهوم السلعة غير المرغوب فيها هو مفهوم غير موضوعي أصلا وإلى حد ما اعتباطي ومتقلب.
- ثانيا: إذا تم قبول استبعاد بعض السلع والخدمات على أساس أنها غير مرغوب فيها، يتعرض المؤشر بذلك للتلاعب الفعلي أو محاولة التلاعب من جانب مجموعات تحاول التأثير على نتائج المؤشر (مجموعات الضغط).

- ثالثا: محاولات استبعاد سلع أو خدمات معينة من جانب مجموعات الضغط قد تقوم على أساس سوء فهم الآثار المترتبة على تلك المحاولات. فعلى سبيل المثال، إذا استُخدم مؤشر أسعار المستهلكين في زيادة الدخول، قد يبدو أن الأسر المعيشية لا يجب تعويضها عن الزيادة في أسعار بعض المنتجات غير المرغوب فيها. ومع ذلك، لا يعني استبعاد هذه المنتجات تخفيضا لقيمة المؤشر. فاستبعاد بند ما قد يؤدي إلى زيادة قيمة المؤشر مثلما قد يؤدي إلى انخفاضها، وهو ما يتوقف على ما إذا كانت الزيادة في سعر البند المعني تقل أم تزيد عن متوسط الزيادة في أسعار السلع والخدمات الأخرى. فعلى سبيل المثال، إذا ما تقرر استبعاد منتجات التدخين من مؤشر أسعار المستهلكين وكانت الزيادة في أسعار هذه المنتجات أقل من المتوسط، فإن استبعادها يؤدي بالفعل إلى زيادة دخول المدخنين (تماما مثلما يؤدي إلى زيادة دخول غير المدخنين).

٣-١٢٤ رغم أن السلع والخدمات التي تختار الأسر المعيشية استهلاكها برغبتها لا ينبغي، مبدئيا، استبعادها من مؤشر أسعار المستهلكين نظرا لاحتيازها في الاقتصاد الخفي أو حتى بطريقة غير مشروعة، فقد يتعذر الحصول على البيانات المطلوبة عن النفقات أو الأسعار، لاسيما الخاصة بالسلع والخدمات غير المشروعة. وقد تُستبعد هذه السلع والخدمات في الواقع العملي.

السلع والخدمات الكمالية

٣-١٢٥ عند استخدام مؤشر أسعار المستهلكين كمؤشر للتضخم العام، يجب أن يشمل كل الأسر المعيشية بغض النظر عن فئتها الاجتماعية الاقتصادية وأن يشمل أيضا كل السلع والخدمات الاستهلاكية بغض النظر عن مدى غلائها. وبالمثل، ينبغي أن يدخل في نطاق المؤشر المستخدَم في أغراض زيادة الدخول كافة السلع والخدمات التي تشتريها الأسر المعيشية المرجعية، بغض النظر عما إذا كان أي من هذه السلع والخدمات يعتبر كمالي أو غير ضروري أو غير مرغوب فيه.

٣-١٢٦ بالطبع إذا اقتصرت الأسر المعيشية المرجعية على مجموعة مختارة من الأسر المعيشية، سوف يستبعد المؤشر بالفعل كافة البنود التي لا تشتريها سوى الأسر المعيشية التي لا تتضمنها المجموعة. فعلى سبيل المثال، سوف يؤدي استبعاد أغنى ٥% من الأسر المعيشية، عمليا، إلى استبعاد العديد من البنود الكمالية من نطاق المؤشر. وحسبما سبقت الإشارة، قد تُستبعد هذه الأسر المعيشية لعدة أسباب، منها أن بيانات نفقاتها لا يمكن الوثوق بها، وأن جمع أسعار بعض البنود التي لا تشتريها سوى أقلية ضئيلة من الأسر المعيشية قد لا يكون مجزياً من منظور الكفاءة الاقتصادية. غير أنه متى تم تحديد وتعريف مجموعة الأسر المعيشية المرجعية، ينبغي تقرير ما إذا كان يجب استبعاد بعض نفقاتها التي تعتبر غير أساسية أو على المنتجات الكمالية.

السلع المستعملة

٣-١٢٧ أسواق السلع المستعملة موجودة بالنسبة لمعظم السلع المعمرة. وتتضمن نفقات الأسر المعيشية نفقات على السلع المستعملة وتدخل بالتالي في نطاق مؤشر أسعار المستهلكين. غير أن مبيعات الأسر المعيشية من السلع المعمرة تشكل نفقات سالبة، بحيث تستند الأوزان الترجيحية للسلع المستعملة إلى صافي نفقات الأسر المعيشية، أي إجمالي المشتريات مطروحا منه المبيعات. ويرتبط إجمالي الإنفاق على نوع معين من السلع المستعملة بالتواتر الذي تُشترى وتُباع به السلعة، أي أن ارتفاع معدل الدوران (عدد المعاملات) يشير إلى ارتفاع إجمالي النفقات. غير أن ارتفاع معدل الدوران لا يؤدي إلى زيادة استخدام أي سلعة في أغراض الاستهلاك أو إلى زيادة تدفق الخدمات التي يمكن الحصول عليها من السلعة.

٣-١٢٨ يمكن للأسر المعيشية أن تشتري السلع المستعملة بواسطة أي من السبل الآتية:

- *مباشرة من أسرة معيشية أخرى*: ستسجل الأسرة البائعة عائدات البيع كإيرادات. وصافي النفقات ــ أي النفقات *مطروحا منها* الإيرادات ــ تساوي صفرا، لذلك لا يُعطى وزن ترجيحي للمشتريات والمبيعات من أسرة واحدة إلى أخرى.
- *من أسرة معيشية أخرى عن طريق تاجر*: مبدئيا، تُحسب نفقات الأسر المعيشية على خدمات التجار بقيم هوامشهم (الفرق بين أسعار مشترياتهم ومبيعاتهم). وينبغي إدراج خدمات الوساطة هذه في مؤشرات أسعار المستهلكين. كما ينبغي معاملتها بنفس الطريقة التي تعامل بها الرسوم التي يتقاضاها الوكلاء كالمساعدين الماليين. وقد يكون تقدير الهوامش صعبا للغاية من الناحية العملية. وينبغي الحرص على إدراج عمليات الاستبدال (الحصول على سلعة أحدث لقاء التخلي عن سلعة أقدم) إما كمشتريات من جانب التجار أو كإيرادات للأسر المعيشية.
- *مباشرة من قطاع آخر، أي من مشروع ما أو من الخارج:* ينبغي أن يتمثل الوزن الترجيحي في مشتريات الأسر المعيشية من السلع المستعملة من قطاعات أخرى *مطروحا منها* مبيعاتها لقطاعات أخرى.
- *من مشروع أو من الخارج عن طريق تاجر:* يُحسب الوزن الترجيحي الملائم بمشتريات الأسر المعيشية من التجار *مطروحا منها* مبيعات الأسر المعيشية للتجار *ومضافا إليها* مجموع هوامش التجار على المنتجات التي يشترونها من الأسر المعيشية ويُعيدون بيعها إليها. وينبغي اعتبار عمليات الاستبدال جزءا من مبيعات الأسر المعيشية (في حالة السيارات، لا ينبغي أن يتضمن الوزن الترجيحي المُعطَى للسيارات الجديدة أي اقتطاع مقابل قيمة السيارات القديمة المستبدلة).

٣-١٢٩ في بعض البلدان، قد يكون العديد من السلع المعمرة التي تشتريها الأسر المعيشية، لاسيما السيارات، عبارة عن واردات من السلع المستعملة من بلدان أخرى. وتُدرج أسعار هذه السلع

والنفقات عليها في مؤشر أسعار المستهلكين مثلها مثل السلع المنتَجة حديثا. وبالمثل، قد تقوم الأسر المعيشية في بعض البلدان بإجراء مشتريات صافية مهمة من السيارات المستعملة من قطاع الأعمال، وقد يكون الوزن الترجيحي لهذه السيارات في المؤشر أكبر من الوزن الترجيحي للسيارات الجديدة التي تشتريها الأسر المعيشية.

النفقات المحتسبة على السلع والخدمات

٣-١٣٠ حسبما ورد في الأقسام السابقة، فإن الكثير من السلع والخدمات التي تحتازها وتستخدمها الأسر المعيشية بغرض الاستهلاك النهائي الذاتي لا يجري شراؤها في معاملات نقدية ولكن يجري احتيازها عن طريق المقايضة أو كتعويض عيني أو تنتجها الأسر المعيشية بنفسها. ويمكن تقدير ما كانت ستدفعه الأسر المعيشية لو أنها اشترت هذه السلع والخدمات في معاملات نقدية أو ــ بدلا من ذلك ــ تقدير تكلفة إنتاجها. وبعبارة أخرى، يمكن احتساب قيم هذه النفقات غير النقدية.

٣-١٣١ يتوقف مدى الرغبة في إدراج النفقات المحتسبة في نطاق مؤشر أسعار المستهلكين جزئيا على الغرض الرئيسي للمؤشر. فإذا كان الهدف هو أن يكون مؤشر أسعار المستهلكين مقياسا لتضخم أسعار المستهلكين، يمكن القول إنه لا ينبغي إدراج سوى النفقات النقدية. فالتضخم ظاهرة نقدية تقاس بالتغيرات في الأسعار النقدية المسجلة في المعاملات النقدية. وحتى عندما يكون الاستخدام الرئيسي للمؤشر في أغراض الربط بمؤشر، يمكن القول إنه لا ينبغي أن يعكس سوى التغيرات في الأسعار النقدية التي يدفعها المجتمع الإحصائي المرجعي بالفعل. واتساقا مع هدف مراقبة التضخم في الاتحاد الأوروبي، فإن الهدف من المؤشر المنسق لأسعار المستهلكين الذي يعده المكتب الإحصائي للاتحاد الأوروبي "يوروستات" هو قياس التضخم الذي يواجه المستهلكين. ومفهوم "إنفاق الأسر المعيشية على الاستهلاك النقدي النهائي ((household final monetary consumption (HFMCE) expenditure) المستخدم في المؤشر المنسق لأسعار المستهلكين (HICP) يعرف كل من السلع والخدمات التي ينبغي تغطيتها، ومفهوم السعر الذي ينبغي استخدامه، أي الأسعار بعد خصم التعويضات والإعانات والخصومات. ولا يشير مفهوم إنفاق الأسر المعيشية على الاستهلاك النهائي النقدي إلا إلى المعاملات النقدية ولا يتضمن سواء استهلاك الإنتاج الذاتي (كالسلع الزراعية أو خدمات المساكن التي يسكنها مالكوها) أو استهلاك السلع والخدمات التي تحصل عليها الأسر كدخل عيني.

٣-١٣٢ عندما يُقصد من مؤشر أسعار المستهلكين أن يكون مؤشرا لتكلفة المعيشة، سوف تدخل بعض النفقات المحتسبة عادة في نطاق مؤشر أسعار المستهلكين على أساس أن السلع والخدمات التي يتم احتيازها في المعاملات غير النقدية تؤثر على مستويات معيشة الأسر المعيشية. وكما أشرنا آنفا،

تدرج معظم البلدان النفقات المحتسبة للأسر المعيشية على خدمات الإسكان التي ينتجها المالكون الساكنون، لكنها لا تدرج النفقات المحتسبة على سلع مثل السلع الزراعية المنتَجة للاستهلاك الذاتي.

تغطية الأسعار

٣-١٣٣ ينبغي أن يعكس مؤشر أسعار المستهلكين ما يتعرض له المستهلكون المعنيون به، وبالتالي، ينبغي أن يسجل ما يدفعه هؤلاء المستهلكون بالفعل مقابل السلع والخدمات التي تدخل في نطاق المؤشر. وينبغي أن تكون النفقات والأسعار المسجلة هي تلك التي يدفعها المستهلكون، بما في ذلك أي ضرائب على المنتجات، وأن تأخذ في الحسبان كافة التخفيضات والدعم والخصم بمعظم أشكاله، حتى إذا كانت تمييزية أو مشروطة. غير أنه قد يتعذر عمليا أخذ كافة التخفيضات والخصم في الحسبان. وهناك حاجة لحلول توفيقية منطقية وعملية، ترد بشأنها توصيات وأمثلة في الفصل السادس.

٣-١٣٤ عندما تدفع الأسر المعيشية أسعار المنتجات في السوق بالكامل ثم تعوضها الحكومات أو برامج الضمان الاجتماعي عن بعض المبالغ المدفوعة، ينبغي أن تسجل مؤشرات أسعار المستهلكين أسعار السوق *مطروحا منها* مبالغ التعويض. وهذا النوع من الترتيبات شائع بالنسبة للنفقات التعليمية والطبية.

الضرائب والإعانات

٣-١٣٥ تشكل كافة الضرائب على المنتجات ــ كضرائب المبيعات ورسوم الاستهلاك وضريبة القيمة المضافة ــ جزءا من أسعار المشترين التي يدفعها المستهلكون والتي ينبغي استخدامها في أغراض مؤشر أسعار المستهلكين. وبالمثل، ينبغي أن تؤخذ الإعانات في الحسبان لأنها تعامَل كضرائب سالبة على المنتجات.

٣-١٣٦ تحقيقا لبعض أغراض التحليل والسياسات، قد يكون من المفيد تقدير مؤشر أسعار المستهلكين الذي يقيس حركات الأسعار مستبعَدا منها تأثير التغيرات في الضرائب والإعانات. وبالنسبة لصانعي السياسات النقدية، لا تشكل زيادات الأسعار الناتجة عن التغيرات في الضرائب غير المباشرة والإعانات جزءا من العملية التضخمية الأساسية لكنها تُعزى إلى التعديلات التي قد يقوم بها صانعوا السياسات الاقتصادية في هذه المؤثرات الاقتصادية. وبالمثل، عند استخدام مؤشر أسعار المستهلكين بغرض زيادة الدخول، فإن أي زيادة في المؤشر ناتجة عن زيادة في الضرائب غير المباشرة تؤدي إلى زيادة الأجور والمنافع المربوطة بمؤشر أسعار المستهلكين، بالرغم من أن الهدف من زيادة الضرائب قد يكون تخفيض القوى الشرائية للمستهلكين. وبدلا من ذلك، قد يكون الهدف من

زيادة الإعانات تنشيط الاستهلاك، لكن ما ينتج عن ذلك من انخفاض في الأسعار قد يعادله انخفاض الزيادة في الأجور والمنافع المربوطة بمؤشر.

٣-١٣٧ *مؤشرات الأسعار الصافية*: يمكن إعداد مؤشرات الأسعار الصافية التي تُقتطع فيها الضرائب على السلع والخدمات الاستهلاكية من أسعار المشترين، وتعاد إضافة الإعانات إليها. ومع ذلك، لا تبين هذه المؤشرات بالضرورة إلى أي مدى تتحرك الأسعار في حالة عدم وجود ضرائب أو عدم تغير الضرائب. ومن الصعب جدا تقدير التأثيرات الحقيقية للضرائب على المنتجات، أي مدى انتقال أثر الضرائب أو الإعانات، أو التغير فيهما، إلى المستهلكين. ومن الصعب أيضا أن يؤخذ في الحسبان التأثيرات الثانوية للتغير في الضرائب. ولكي تُقدَّر التأثيرات الثانوية، يمكن استخدام تحليل المدخلات والمخرجات في تقدير الأثر التراكمي للضرائب والإعانات خلال كافة مراحل الإنتاج المختلفة. فعلى سبيل المثال، ستدخل بعض الضرائب على وقود السيارات ضمن أسعار خدمات النقل التي ستدخل بالتالي ضمن أسعار السلع المنقولة التي سيدخل بعضها ضمن الأسعار التي يدفعها تجار التجزئة مقابل السلع الاستهلاكية، وبالتالي ستدخل ضمن الأسعار التي يتقاضونها من المستهلكين. ويتطلب تتبع كل هذه التأثيرات وجود جدول مدخلات ومخرجات أكثر تفصيلا وحداثة من المتاح في معظم البلدان. وبالتالي، هناك بديل أكثر قابلية للتطبيق يتمثل ببساطة في حصر الضرائب والإعانات التي يجري تصويب الأسعار مقابلها في الضرائب والإعانات التي تفرض في آخر مراحل البيع بالتجزئة، أي حصرها أساسا في ضريبة القيمة المضافة، وضرائب المبيعات ورسوم الاستهلاك. فتقدير الأسعار مطروحا منها هذه الضرائب فقط، أو تصويبها مقابل التغيرات في هذه الضرائب فقط يُعد أكثر قابلية للتطبيق. وفي حالة النسبة المئوية لضريبة المبيعات أو ضريبة القيمة المضافة، يكون الحساب بسيط، لكن في حالة رسوم الاستهلاك، من الضروري التحقق من النسبة المئوية لهامش ربح تجار التجزئة، نظرا لأن رسوم الاستهلاك سيجري رفعها أيضا بهذه النسبة.

الخصومات والتخفيضات وبرامج بناء الولاء والمنتجات "المجانية"

٣-١٣٨ ينبغي أن تأخذ مؤشرات أسعار المستهلكين في الحسبان تأثير التخفيضات وبرامج بناء الولاء وقسائم الخصم. ونظرا لأن مؤشر أسعار المستهلكين يهدف إلى تغطية كافة الأسر المعيشية المرجعية، سواء في البلد المعني ككل أو في إقليم معين، ينبغي إدراج الخصومات حتى وإن لم تكن متاحة سوى لأسر معيشية معينة أو للمستهلكين الذين يستوفون معايير دفع معينة.

٣-١٣٩ قد يصعب تسجيل الخصومات التمييزية أو المشروطة لأسباب عملية. وعندما لا يوجد سوى مجموعة واحدة مختارة من الأسر المعيشية يمكنها التمتع بخصم معين على منتج معين، فإن الطبقة الأصلية لهذا المنتج تقسم إلى طبقتين جديدتين، كل منهما تشهد تغيرات سعرية مختلفة وكل منهما تتطلب وزن ترجيحي. وهكذا، لو لم تكن نفقات فترة الأساس لكافة الطبقات الممكنة معروفة،

لن يكون في الإمكان تسجيل الخصومات التمييزية على نحو صحيح. وبالمثل، بالنسبة للخصومات المشروطة، كالخصومات على فواتير الخدمات العامة عند السداد الفوري، قد يصعب تسجيل أثر إدخال هذه العروض ما لم تتوافر بيانات عن نسبة المستهلكين الذين يستفيدون من العرض. وتنشأ هذه النوعية من المشكلات العملية أيضا عندما يحدث تمييز في السعر ويغير البائعون معايير تعريف المجموعات التي تفرض عليها أسعار مختلفة، مما يُلزم بعض الأسر المعيشية بدفع مقابل أعلى أو أقل من قبل دون تغيير الأسعار نفسها. ويتناول الفصل السابع هذه الحالات بمزيد من التفصيل.

٣-١٤٠ رغم أنه من المحبذ تسجيل كافة التغيرات في الأسعار، من المهم أيضا ضمان ألا تتغير نوعيات السلع أو الخدمات التي تُجمع أسعارها في الوقت نفسه. ورغم أن الأسعار المخفضة يمكن جمعها خلال مواسم التخفيضات العامة، ينبغي الحرص على ضمان عدم تدهور نوعية المنتجات التي يجري تسعيرها.

٣-١٤١ قد يكون الخط الفاصل بين الخصومات والتخفيضات غير واضح وربما من الأفضل تحديده حسب التوقيت. وبعبارة أخرى، يسري الخصم في وقت الشراء، بينما يسري التخفيض في وقت لاحق له. وبموجب هذا التصنيف، تعتبر قسائم الخصم النقدي عند الشراء خصومات، وكما هو الحال بالنسبة للخصومات المشروطة المشار إليها آنفا، لا يمكن أن يأخذها مؤشر أسعار المستهلكين في الحسبان إلا إذا كانت تتعلق بمنتج واحد وإذا كان سعر الشراء معروفا في وقت إعداد مؤشر أسعار المستهلكين. ونظرا لأن هذا الأمر مستبعد تماما، يُستبعد تأثير قسائم الخصم عادة من مؤشر أسعار المستهلكين. وينبغي ملاحظة أن الخصم لا يسجل إلا عند استخدام قسائم الخصم، وليس عند إتاحتها للمستهلك لأول مرة.

٣-١٤٢ قد يكون الخصم متعلق بمنتج واحد مثل أميال الرحلات الجوية، أو قد يكون أعم مثل برامج بناء الولاء في محال السوبر ماركت حيث قد تُمنح قسيمة قيمتها ١٠ دولارات مقابل كل ٢٠٠ دولار مُنفقة. وكما هو الحال بالنسبة للتخفيضات التي نوقشت آنفا، لا يمكن تسجيل هذا الخصم كتخفيض في الأسعار إلا إذا كانت يتعلق بمنتج واحد وأمكن ترجيحها حسب سعر الشراء. والمنتجات المجانية التي تقدم "مجانا" للمستهلك ــ سواء عن طريق عبوات أكبر حجما أو عروض مثل "عبوتان بسعر عبوة واحدة" ــ ينبغي معاملتها كتخفيضات في الأسعار، رغم أنه يمكن تجاهلها في الواقع العملي عندما تكون العروض مؤقتة فقط وتنتهي بسرعة. وعند حدوث تغيرات دائمة في أحجام العبوات، ينبغي إجراء تعديلات مقابل التغير في النوعية (راجع الفصل السابع).

٣-١٤٣ نظرا للصعوبات العملية التي تواجه تسجيل كافة هذه الأنواع من التخفيضات في الأسعار على نحو صحيح، فمن المعتاد ألا يظهر أثر التخفيضات والخصم إلا إذا كانت غير مشروطة، بينما

يتم تجاهل برامج بناء الولاء وكوبونات الخصم والحوافز الأخرى. ويمكن تسجيل الخصومات خلال فترات التخفيضات الموسمية شريطة عدم تغير نوعية السلع.

التصنيف

٣-١٤٤ يقدم نظام التصنيف الذي يقوم عليه أي مؤشر لأسعار المستهلكين الهيكل الأساسي للعديد من مراحل إعداد المؤشر. وعلى الأخص فهو يقدم هيكل الترجيح والتجميع، لكنه أيضا يقدم نظاما لتفريغ عينات المنتجات في إطار العينة، على الأقل حتى مستوى معين من التفصيل، ويحدد نطاق المؤشرات الفرعية المتاحة للإصدار. ويجب أخذ العديد من العوامل في الحسبان عند وضع نظام تصنيف مؤشر أسعار المستهلكين:

- أولا: يجب أن يعكس التصنيف الواقع الاقتصادي. فعلى سبيل المثال، يجب أن يكون في الإمكان استيعاب سلع وخدمات جديدة بما يقلل الحاجة إلى إعادة هيكلة فئات المستوى الأعلى في مرحلة لاحقة. فإعادة الهيكلة غير محبذة لأن العديد من مستخدمي المؤشرات يحتاجون إلى سلاسل زمنية لمدة طويلة، كما أن إعادة هيكلة التصنيف ستؤدي إلى انقطاع السلاسل الزمنية.
- ثانيا: عند إنشاء المجموعات الإجمالية ينبغي إعطاء الأولوية لحاجة المستخدمين إلى مؤشرات فرعية، بحيث إذا كان لبعض المستخدمين اهتمام خاص بتغير أسعار المنتجات الغذائية مثلا، ينبغي أن يوفر التصنيف تفاصيلاً كافية في هذا المجال.
- ثالثا: يُشترط في أي تصنيف أن تكون فئاته جامعة مانعة لا لبس فيها، وأن يقدم في الوقت نفسه تغطية كاملة لكل المنتجات التي تعتبر أنها تدخل في نطاقه. ويعني ذلك من الناحية العملية أن مهمة تخصيص أي إنفاق، أو سعر، معين لفئة واحدة في نظام التصنيف ينبغي أن تكون مهمة واضحة.

٣-١٤٥ سوف يؤثر مدى توفر البيانات وطبيعتها أيضا على تصميم نظام التصنيف. فتوفر بيانات الإنفاق والأسعار سيحدد أدنى مستوى ممكن من التفصيل. ومن الواضح أنه لا يمكن إنتاج مؤشر منفصل لمنتج لا تتوافر أوزانه الترجيحية أو أسعاره. وعلى أكثر المستويات تفصيلا، سيبين ارتفاع التباين في تغيرات الأسعار، أو الأرقام النسبية للأسعار، أين تكون الفئات الإضافية لازمة. وتماشيا مع اجراءات المعاينة المعيارية، ينبغي لنظام تفريغ العينات أن يقلل التباين داخل الطبقات وفي الوقت نفسه يزيد التباين فيما بين الطبقات. وينبغي أن يعكس التصنيف هذا الشرط.

معايير تصنيف النفقات الاستهلاكية

٣-١٤٦ رغم أنه يمكن تصور وجود نظام تصنيف مصمم وفقا للنظرية الاقتصادية أو لحاجات المستخدمين الذي يستخدم منهج التصنيف من أعلى إلى أسفل، فمن الناحية العملية يقوم معدُّو الإحصاءات بجمع بيانات عن فرادى المنتجات ثم تجميعها وفقا لنظام التصنيف (برنامج التصنيف من

أسفل إلى أعلى). فعلى سبيل المثال، وحدات التصنيف الخاصة بتصنيف الاستهلاك الفردي حسب الغرض هي النفقات بغرض احتياز السلع والخدمات الاستهلاكية، وليس النفقات على أغراض بصفة عامة. والأقسام من ١ إلى ١٢ من تصنيف الاستهلاك الفردي حسب الغرض تحول هذه الإحصاءات الأساسية إلى تصنيف حسب الغرض من خلال تجميع مختلف السلع والخدمات التي يُرى أنها تفي بأغراض معينة، كتغذية الجسد، وحمايته من العوامل الجوية السيئة، والحماية من الأمراض وعلاجها، واكتساب المعرفة، والسفر من مكان إلى آخر، إلخ.

٣-١٤٧ تصنيفات بيانات النفقات هي نظم لتجميع النفقات على المنتجات وفقا لمعايير نظرية معينة أو معايير يحددها المستخدمون، مثل:

- *نوع المنتج*: حيث يمكن تجميع المنتجات حسبما يلي:
  - الخصائص المادية للسلع وطبيعة الخدمات: فعلى سبيل المثال يقسَّم البسكويت إلى نوع مغطى بالشيكولاته وآخر غير مغطى بالشيكولاته. وهذا المعيار يمكن تطبيقه بطريقة مجدية حتى أكثر المستويات تفصيلا، وهو أساس القسم (1.0) في التصنيف المركزي للمنتجات (راجع United Nations, 1998b)؛
  - النشاط الاقتصادي الذي ينشأ منه المنتج: التصنيف الصناعي الدولي الموحد لجميع الأنشطة الاقتصادية (ISIC)، التنقيح (3.1) (راجع United Nations, 2002) هوالتصنيف الدولي الموحد؛
  - العملية الإنتاجية التي نشأ منها المنتج؛
  - نوع متجر التجزئة الذي تم شراء المنتج منه؛
  - المنشأ الجغرافي للمنتج.
- *الغرض* من استعمال المنتجات، مثل توفير الغذاء والمأوى والنقل وخلافه: تصنيف الاستهلاك الفردي حسب الغرض هو المعيار الدولي.
- *البيئة الاقتصادية* التي يمكن تجميع المنتجات فيها وفقا لمعايير مثل:
  - إحلالية المنتجات؛
  - تكاملية المنتجات؛
  - تطبيق ضرائب المبيعات، وإعانات المستهلكين ورسوم الاستهلاك والرسوم الجمركية؛ وغيرها؛
  - الواردات من بلدان مختلفة (وفي بعض الحالات، قد يكون تصنيف المنتجات القابلة للتصدير محل اهتمام).

التصنيف حسب نوع المنتج

٣-١٤٨ عندما تكون مؤشرات التغير في أسعار مجموعات معينة من المنتجات مطلوبة، يكون التصنيف حسب المنتج ملائما. وقد تَجمع تصنيفات المنتجات بين العديد من المعايير المذكورة آنفا، مثل تصنيف المنتجات حسب النشاط (Classification of Products by Activity (CPA)) في الجماعة الاقتصادية الأوروبية (راجع Eurostat, 1993) الذي يرتبط بالتصنيف المركزي للمنتجات (CPC) على المستوى التفصيلي وبالتصنيف الصناعي الدولي الموحد لجميع الأنشطة الاقتصادية (ISIC) على المستوى التجميعي.

٣-١٤٩ من المحتَّم أن يواجه جامعو الأسعار ومعدُّو المؤشرات منتجات ليس لها فئة تفصيلية أو فئة فرعية تفصيلية، كالمنتجات الجديدة تماما أو المنتجات المختلطة التي تمثل حزما من المنتجات الموجودة. وتواجَه هذه المشكلة كثيرا مع سلع التكنولوجيا المتقدمة، وسلع وخدمات الاتصالات السلكية واللاسلكية، وبنود الأغذية في شكل "وجبات جاهزة". وفي البداية، يمكن تسجيل الإنفاق على هذه المنتجات في فئة "أخرى" أو فئة غير مصنفة في مكان آخر، لكن بمجرد أن يصبح الإنفاق على هذه المنتجات مهما، ينبغي إنشاء فئة مستقلة.

التصنيف حسب الغرض

٣-١٥٠ يعد التصنيف حسب الغرض ملائما لمُعد مؤشر أسعار المستهلكين الذي يهدف إلى إنتاج مقياس للتغير في تكلفة إشباع حاجات معينة. كما يعد تقسيم تصنيف الاستهلاك الفردي حسب الغرض على المستوى الأعلى تقسيما حسب الغرض بحيث يكون الاثنا عشر قسما في التصنيف عبارة عن فئات حسب الغرض، وتحت هذا المستوى تكون المجموعات والفئات عبارة عن أنواع منتجات. وبعبارة أخرى، تُخصص المنتجات لعناوين حسب الغرض. وتصبح عملية تخصيص المنتجات معقدة نتيجة وجود منتجات متعددة الأغراض (منتجات مفردة يمكن استخدامها في مجموعة متنوعة من الأغراض) مثل الكهرباء، ومنتجات مختلطة الأغراض (مجمَّعة) مثل الرحلات السياحية المنظمة التي تشمل النقل والإقامة ووجبات الطعام وخلافه.

٣-١٥١ *السلع والخدمات متعددة الأغراض*: يمكن على نحو جلي تخصيص معظم السلع والخدمات لغرض واحد، بينما يمكن تخصيص بعض السلع والخدمات لأكثر من غرض واحد. ومن أمثلة ذلك، وقود السيارات الذي قد يستخدم كمصدر طاقة للسيارات المصنفة كنقل والمركبات المصنفة للأغراض الترفيهية ومركبات التنقل على الثلج (snowmobiles) والدراجات التي قد تُشترى بغرض النقل أو بغرض الترويح.

٣-١٥٢ عند وضع تصنيف الاستهلاك الفردي حسب الغرض، كانت القاعدة العامة المتبعة هي تغطية السلع والخدمات متعددة الأغراض ضمن القسم الذي يمثل الغرض السائد. وبالتالي، يُدرج وقود السيارات تحت "النقل". ونظرا لأن الغرض السائد يختلف فيما بين البلدان، فقد تم تخصيص البنود متعددة الأغراض للقسم الذي يمثل الغرض الرئيسي في البلدان التي يحظى فيها البند المعني بأهمية خاصة. ونتيجة لذلك، تُخصص مركبات التنقل على الثلج والدراجات "للنقل" لأن هذه هي وظيفتها المعتادة في المناطق التي تُشترى فيها معظم هذه الأجهزة، وهي أمريكا الشمالية وبلدان الشمال الأوروبي في حالة مركبات التنقل على الثلج، وأفريقيا وجنوب شرق آسيا والصين والبلدان المنخفضة في شمال أوروبا في حالة الدراجات.

٣-١٥٣ ومن أمثلة البنود الأخرى متعددة الأغراض في تصنيف الاستهلاك الفردي حسب الغرض: الأغذية المستهلكة خارج المنزل التي تُدرج تحت "الفنادق والمطاعم" وليس تحت "الأغذية والمشروبات غير الكحولية"، وحافلات التخييم التي تُدرج تحت "الترويح والثقافة" وليس تحت "النقل"، وأحذية كرة السلة والأحذية الرياضية الأخرى الملائمة للباس اليومي أو في أوقات الفراغ التي تُدرج تحت "الملابس والأحذية" وليس تحت " الترويح والثقافة".

٣-١٥٤ قد يرغب خبراء الإحصاءات القومية في إعادة تصنيف البنود متعددة الأغراض إذا ما اعتبروا أن هناك غرض بديل أنسب في بلدهم. وينبغي الإشارة إلى عمليات إعادة التصنيف في الحواشي.

٣-١٥٥ *السلع والخدمات مختلطة الأغراض*: قد تتضمن النفقات المفردة أحيانا حزمة من السلع والخدمات التي تخدم غرضين مختلفين أو أكثر. فعلى سبيل المثال، سيتضمن شراء الجولات السياحية الشاملة مبالغ مدفوعة مقابل خدمات النقل وخدمات المأوى وخدمات تقديم الوجبات، بينما قد يتضمن شراء الخدمات التعليمية مبالغ مدفوعة مقابل الرعاية الصحية والنقل والمأوى والوجبات والمواد التعليمية وغيرها.

٣-١٥٦ تعامَل النفقات التي تغطي غرضين أو أكثر على أساس كل حالة على حدة بهدف الحصول على تقسيم حسب الغرض يكون دقيقا بقدر الإمكان ومتسقا مع الاعتبارات العملية لتوفر البيانات. لذلك، تُقيد مشتريات الرحلات السياحية المنظمة تحت " الرحلات السياحية المنظمة" دون محاولة فصل أغراض مستقلة كالنقل والمأوى وتقديم الوجبات. في المقابل، ينبغي، بقدر الإمكان، توزيع المبالغ المدفوعة مقابل الخدمات التعليمية فيما بين "التعليم" و"الصحة" و"النقل" و"الفنادق والمطاعم" و"الترويح والثقافة".

٣-١٥٧ هناك مثالان آخران للبنود مختلطة الأغراض، وهما: الخدمات المقدمة للمرضى في المستشفيات التي تتضمن المبالغ المدفوعة مقابل العلاج الطبي والمأوى وتقديم الوجبات، وخدمات النقل التي تدرِج وجبات الطعام والمأوى في سعر التذكرة. وفي الحالتين، لا توجد محاولة لفصل أغراض مستقلة. وتُقيد مشتريات خدمات المستشفيات للمرضى الداخليين تحت "خدمات المستشفيات"، كما تقيد مشتريات خدمات النقل والإقامة وتقديم الوجبات تحت "خدمات النقل".

تصنيفات مؤشر أسعار المستهلكين

٣-١٥٨ من الناحية العملية، تَستخدم معظم البلدان نظام تصنيف هجين لمؤشر أسعار المستهلكين بمعنى أن تقسيم النفقات على المستوى الأعلى يكون حسب الغرض، مع وجود تقسيمات حسب المنتج على المستويات الأدنى. وفي بعض البلدان، وُضعت التصنيفات حسب الغرض على المستوى الأعلى منذ سنوات عديدة لمؤشرات أسعار المستهلكين التي صُمِّمت أصلا كمقاييس للتغير في تكلفة سلة من السلع والخدمات التي اعتُبرت، في ذلك الوقت، ضرورية للمعيشة أو الحفاظ على مستوى معيشة "أساسي". وهكذا، قامت التصنيفات على حاجات المستهلكين، حيث يمكن أن يكون "للحاجة" تفسيرا غير موضوعي إلى حد ما حسب المتطلبات السياسية.

٣-١٥٩ لا تزال الممارسة الموصَى بها اليوم هي استخدام تصنيف حسب الغرض على المستوى الأعلى إلى جانب تقسيمات حسب المنتج أدناه، على أن تُستخدم أحدث التصنيفات الدولية الموحدة بقدر الإمكان، إلى جانب إجراء المواءمات اللازمة مع المتطلبات القومية عند الضرورة. وبعبارة أخرى، ينبغي أن يحدث توافق بين الأقسام من الأول إلى الثاني عشر في تصنيف الاستهلاك الفردي حسب الغرض وفئات المنتجات والفئات الفرعية للمنتجات في التصنيف المركزي للمنتجات لتقديم مستويا التفصيل التاليين.

مستوى نشر المعلومات

٣-١٦٠ كما ورد آنفا، تتسبب إعادة هيكلة تصنيف المؤشرات بعد نشرها في مشكلات للمستخدمين وينبغي تجنبها قدر الإمكان بالتخطيط الدقيق وتطوير نظام التصنيف في المقام الأول. وهناك مفاضلة بين تزويد المستخدمين بمستوى التفصيل الذي يرغبونه من حيث مؤشرات المنتجات والأوزان الترجيحية، والاحتفاظ بقدر من الحرية لإعادة هيكلة المستويات الأدنى (التي لم يتم إصدارها) دون التأثير ظاهريا على السلاسل التي تم إصدارها.

٣-١٦١ يمكن تعديل عينات البنود تحت المستوى المنشود للأوزان الترجيحية في الفترة التي تفصل بين عمليتي تعديل رئيسيتين للأوزان الترجيحية. وحسبما يرد في الفصل التاسع، يمكن أيضا إدخال البنود وأنواع المنتجات الجديدة والبديلة شريطة إمكانية إدراجها ضمن وزن ترجيحي موجود تم

نشره. فلا يمكن إدراج منتج جديد رئيسي مثل كمبيوتر شخصي إلا عند إجراء تعديل رئيسي للأوزان الترجيحية، بينما قد يكون في الإمكان إدراج الهواتف المحمولة في أي وقت إذا كان وزن أدنى مستوى صدَر في فئة الاتصالات السلكية واللاسلكية يتعلق بخدمات الهاتف.

تصنيف الاستهلاك الفردي حسب الغرض (COICOP)

٣-١٦٢ *هيكل تصنيف الاستهلاك الفردي حسب الغرض*: التصنيف الدولي الموحد لنفقات الاستهلاك الفردي هو تصنيف الاستهلاك الفردي حسب الغرض. وتصنيف الاستهلاك الفردي حسب الغرض هو تصنيف وظيفي يستخدم أيضا في *نظام الحسابات القومية لعام ١٩٩٣* ويغطي نفقات الاستهلاك الفردي التي تتحملها ثلاثة قطاعات مؤسسية، هي: الأسر المعيشية، والمؤسسات غير الهادفة للربح التي تخدم الأسر المعيشية والحكومة العامة. ونفقات الاستهلاك الفردي هي النفقات التي يستفيد منها فرادى الأفراد أو الأسر المعيشية.

٣-١٦٣ يتألف تصنيف الاستهلاك الفردي حسب الغرض من أربعة عشر قسما:

- الأقسام من ١ إلى ١٢ تغطي إنفاق الأسر المعيشية على الاستهلاك النهائي؛
- القسم ١٣ يغطي إنفاق المؤسسات غير الهادفة للربح التي تخدم الأسر المعيشية على الاستهلاك النهائي؛
- القسم ١٤ يغطي إنفاق الحكومة العامة على الاستهلاك الفردي.

ولهذا التصنيف ثلاثة مستويات من التفصيل:

- مستوى القسم أو مستوى الرقمين، مثل ٠١- الأغذية والمشروبات غير الكحولية؛
- مستوى المجموعة أو مستوى الثلاثة أرقام، مثل ٠١-١ الأغذية؛
- مستوى الفئة أو مستوى الأربعة أرقام ، مثل ٠١-١-١ الخبز والحبوب.

٣-١٦٤ تحتوي الأقسام الاثنا عشر التي تغطي الأسر المعيشية على ٤٧ مجموعة و١١٧ فئة وهي مدرجة في المرفق الثاني. وفيما دون مستوى الفئة، يجب على معدي مؤشرات أسعار المستهلكين عمل تفاصيل إضافية بتقسيم الفئات أيضا حسب احتياجاتهم القومية. وإذا ما تم استخدام الهيكل الأساسي على المستوى الأعلى لتصنيف الاستهلاك الفردي حسب الغرض، ستكون هناك بالطبع مزايا واضحة لذلك سواء من حيث إمكانية المقارنة بين البلدان أو بين الاستخدامات المختلفة للتصنيف (مؤشرات أسعار المستهلكين، إحصاءات إنفاق الأسر المعيشية، إجماليات الحسابات القومية).

٣-١٦٥ هناك بعض فئات تصنيف الاستهلاك الفردي حسب الغرض التي يمكن، أو لا يمكن، إدراجها في معظم مؤشرات أسعار المستهلكين، أو التي لا يمكن جمع بيانات النفقات الخاصة بها

مباشرة من الأسر المعيشية. فعلى سبيل المثال، يوجد في التصنيف فئة للإيجارات المحتسبة للمالكين الساكنين قد تخرج عن نطاق بعض مؤشرات أسعار المستهلكين. كما يوجد أيضا في التصنيف فئة لخدمات الوساطة المالية المقيسة بصورة غير مباشرة قد تخرج عن نطاق بعض مؤشرات أسعار المستهلكين بسبب صعوبات القياس العملية. وعلى أي حال، لا يمكن جمع النفقات على هذه الخدمات في مسوح ميزانيات الأسر المعيشية. وبالمثل، يوجد في التصنيف مجموعة للإنفاق على تكاليف خدمة التأمين قد تدخل في نطاق مؤشرات أسعار المستهلكين لكن لا يمكن قياسها باستخدام مسوح الأسر المعيشية.

٣-١٦٦ *نوع المنتج*: تُقسَّم فئات تصنيف الاستهلاك الفردي حسب الغرض إلى: خدمات (S) وسلع غير معمرة (ND) وسلع شبه معمرة (SD) وسلع معمرة (D). ويشترط التصنيف التكميلي إجراء تطبيقات تحليلية أخرى. فعلى سبيل المثال، قد يُشترط إجراء تقدير لمخزون السلع الاستهلاكية المعمرة الذي تحتفظ به الأسر المعيشية، وفي هذه الحالة تمثل السلع الواردة في فئات التصنيف التي تعرف بأنها "سلع معمرة" العناصر الأساسية اللازمة لهذه التقديرات.

٣-١٦٧ كما ورد آنفا، يقوم التمييز بين السلع غير المعمرة والسلع المعمرة على ما إذا كانت السلع لا يمكن استخدامها سوى مرة واحدة أم يمكن استخدامها على نحو متكرر أو مستمر خلال فترة تزيد كثيرا عن سنة واحدة. إلى جانب ذلك، للسلع المعمرة ــ مثل السيارات والبرادات والغسالات الكهربائية والتليفزيونات ــ قيمة عالية نسبيا لدى المشترين. وتختلف السلع شبه المعمرة عن السلع المعمرة في أن عمرها المتوقع، رغم أنه يزيد عن سنة، فهو غالبا أقصر بكثير، كما أن قيمتها لدى المشترين أقل بكثير. ونظرا لأهمية السلع المعمرة، نورد فيما يلي فئات السلع التي تعرف بالسلع المعمرة في تصنيف الاستهلاك الفردي حسب الغرض:

- ــ الأثاث والتجهيزات والسجاد وغيره من مفروشات الأرض؛
- ــ الأجهزة المنزلية الرئيسية؛
- ــ أدوات ومعدات المنازل والحدائق؛
- ــ الأجهزة والمعدات الطبية؛
- ــ المركبات؛
- ــ معدات الهاتف والفاكس؛
- ــ المعدات السمعية ــ البصرية ومعدات التصوير ومعالجة المعلومات (باستثناء وسائل التسجيل)؛
- ــ السلع المعمرة الرئيسية المعدة للترويح؛
- ــ الأجهزة الكهربائية الخاصة بالعناية الشخصية؛
- ــ المجوهرات والساعات الكبيرة وساعات اليد؛

وتدرج السلع التالية كسلع شبه معمرة:

- الملابس والأحذية؛
- المنسوجات المنزلية؛
- الأجهزة الكهربائية المنزلية الصغيرة؛
- الأدوات الزجاجية وأدوات المائدة والأدوات المنزلية؛
- قطع غيار المركبات؛
- وسائل التسجيل؛
- الألعاب واللعب والهوايات ومعدات الرياضة والتخييم وخلافه.

٣-١٦٨ تحتوي بعض فئات تصنيف الاستهلاك الفردي حسب الغرض على سلع وخدمات معا حيث يصعب لأسباب عملية تقسيمها إلى سلع وخدمات. وتُدرج هذه الفئات عادة تحت (S) على اعتبار أن مكون الخدمة هو المكون الغالب. وبالمثل، هناك فئات تحتوي إما على سلع غير معمرة وشبه معمرة معا أو على سلع شبه معمرة ومعمرة معا. ومرة أخرى، تُدرج هذه الفئات تحت (ND) أو (SD) أو (D) حسب نوع السلعة الذي يُعتبر أهم.

الملحق ٣-١: مؤشرات أسعار المستهلكين ومخفضات أسعار الحسابات القومية

١- يهدف هذا الملحق إلى شرح سبب وكيفية اختلاف مؤشرات أسعار المستهلكين عن مؤشرات الأسعار المستخدمة في تكميش النفقات الاستهلاكية للأسر المعيشية في الحسابات القومية. وغالبا ما لا تكون الاختلافات بين هذين النوعين من مؤشرات الأسعار مفهومة جيدا.

تغطية الأسر المعيشية

٢- لا يُقصد أن تكون مجموعات الأسر المعيشية التي تغطيها مؤشرات أسعار المستهلكين هي نفسها التي تغطيها الحسابات القومية، فعادة ما تغطي مؤشرات أسعار المستهلكين مجموعة أقل من الأسر المعيشية. وتغطي النفقات الاستهلاكية للأسر المعيشية في الحسابات القومية النفقات التي تجريها كافة الأسر المعيشية، ومنها الأسر المعيشية المؤسسية المقيمة في البلد أو الإقليم المعني، سواء النفقات التي تُجرى داخل أو خارج بلد أو إقليم الإقامة. وتغطي مؤشرات أسعار المستهلكين غالبا النفقات والأسعار التي تدفعها الأسر المعيشية داخل الحدود الجغرافية لبلد أو إقليم ما، سواء كانت هذه الأسر المعيشية مقيمة أو زائرة. والأهم من ذلك أن معظم مؤشرات أسعار المستهلكين تعرف بغرض تغطية مجموعات مختارة فقط من الأسر المعيشية غير المقيمة. فعلى سبيل المثال، قد تستبعد مؤشرات أسعار المستهلكين الأسر المعيشية بالغة الثراء أو تكون قاصرة على الأسر المعيشية في المناطق الحضرية أو الأسر المعيشية التي يرأسها العاملون بأجر.

تغطية النفقات الاستهلاكية

٣- لا يُقصد أن تكون مجموعات النفقات التي تغطيها مؤشرات أسعار المستهلكين هي نفسها التي تغطيها الحسابات القومية، فعادة ما تغطي مؤشرات أسعار المستهلكين مجموعة أقل من النفقات. ومعظم مؤشرات أسعار المستهلكين لا تغطي معظم النفقات الاستهلاكية غير النقدية المحتسبة التي تغطيها الحسابات القومية سواء كان ذلك وفقا لمبدأ ما أو يرجع للواقع العملي بسبب نقص البيانات. ويغطي العديد من مؤشرات أسعار المستهلكين الإيجارات المحتسبة على المساكن التي يسكنها مالكوها. لكن مؤشرات أسعار المستهلكين لا تهدف إلى تغطية النفقات والأسعار المحتسبة للمنتجات الزراعية أو السلع الأخرى المنتَجة للاستهلاك الخاص التي تُدرج في الحسابات القومية.

التوقيت

٤- تقيس معظم مؤشرات أسعار المستهلكين تغيرات الأسعار بين لحظتين زمنيتين أو فترتين زمنيتين قصيرتين جدا، كأسبوع مثلا. وتهدف مؤشرات الأسعار في الحسابات القومية إلى تكميش النفقات المجمعة خلال فترات زمنية طويلة تصل، عادة، إلى سنة. والطرق التي يجري بها حساب

متوسط المؤشرات الشهرية أو الربع سنوية لأسعار المستهلكين للحصول على المؤشرات السنوية لأسعار المستهلكين من المستبعد أن تتسق مفاهيميا مع المؤشرات السنوية للأسعار في الحسابات القومية.

صيغ الرقم القياسي

٥- لا يُقصد أن تكون صيغ الرقم القياسي التي تستخدمها مؤشرات أسعار المستهلكين هي نفس الصيغ التي تستخدمها الحسابات القومية. ومن الناحية العملية، تستخدم معظم مؤشرات أسعار المستهلكين غالبا أحد أنواع مؤشرات لو للأسعار التي تستخدم كميات فترة سابقة، في حين أن مؤشرات الأسعار، أو مخفضات الأسعار، في الحسابات القومية يُقصد بها عادة أن تكون مؤشرات باش. وتُستخدم مؤشرات باش في الحصول على مؤشرات لاسبير للأحجام. وإذا ما اعتمدت مؤشرات أسعار المستهلكين والحسابات القومية الوصل المسلسل السنوي لقلت الاختلافات الناشئة عن استخدام صيغ مختلفة للمؤشر.

النتائج المستخلصة

٦- من الواضح، بوجه عام، أن مؤشرات أسعار المستهلكين ومخفضات أسعار الحسابات القومية يمكن أن تختلف لأسباب متنوعة، منها الاختلافات الأساسية في تغطية الأسر المعيشية والنفقات والاختلافات في التوقيت والاختلافات في صيغ الرقم القياسي الأساسية. وهذه الاختلافات مقصودة ولها ما يبررها. وبالطبع، قد تُستخدم بيانات الأسعار التي تُجمع لأغراض مؤشرات أسعار المستهلكين في إعداد مخفضات الأسعار التفصيلية المستخدمة في أغراض الحسابات القومية، لكن على مستوى تجميعي، قد تكون مؤشرات أسعار المستهلكين مختلفة تماما عن مخفضات الحسابات القومية للأسباب التي تناولناها توا.

الفصل الرابع

الأوزان الترجيحية للنفقات ومصادرها

مقدمـــة

٤-١ يُحسب مؤشر أسعار المستهلكين عادة بالمتوسط المـــرجح للتغيـــرات فـــي أســـعار الســـلع والخدمات التي يغطيها المؤشر. والغرض من الأوزان الترجيحية أن تعكس الأهمية النســـبية للســـلع والخدمات المقيسة بأنصبتها في الاستهلاك الكلي للأسر المعيشية. والوزن الترجيحي الذي يُعطى لكل سلعة أو خدمة يحدد أثر التغير في سعرها على المؤشر الكلي. وينبغي أن تكون الأوزان الترجيحيـــة معروفة للجمهور تحقيقا للشفافية ولإطلاع مستخدمي المؤشر عليها.

٤-٢ تعتمد الأوزان الترجيحية على نطاق المؤشر الذي يعتمد، بدوره، على الاستخدام الرئيســـي، أو الاستخدامات الرئيسية، للمؤشر. وقد تناولنا بقدر من التفصيل في الفصلين الســـابقين اســـتخدامات مؤشر أسعار المستهلكين ونطاقه. لذلك، يركز هذا الفصل على استنباط الأوزان الترجيحية وإعـــدادها ومصادر البيانات التي قد تستخدم في تقديرها. ومن الناحية العملية، تقوم الأوزان الترجيحيـــة عـــادة على نفقات الأسر المعيشية على السلع والخدمات الاستهلاكية، وليس على الاســـتخدام الفعلـــي لهـــذه السلع والخدمات في إشباع احتياجات ورغبات الأسر المعيشية. والأوزان الترجيحيـــة القائمـــة علـــى النفقات تلائم مؤشر أسعار المستهلكين القائم على *منهج الاحتياز*. وقد تناول الفصل السابق الفرق بين منهجي الاحتياز والاستخدام لإعداد مؤشرات أسعار المستهلكين.

٤-٣ ومع ذلك، ففي الحالة الخاصة المتعلقة بالمساكن التي يسكنها مالكوها، تعتمـــد الكثيـــر مـــن البلدان منهج الاستخدام وليس منهج الاحتياز. وتقيس هذه البلدان التغيرات في أسعار تدفقات خـــدمات الإسكان التي تستهلكها الأسر المعيشية وليس التغيرات في أسعار المساكن. ويبـــين الفصـــل الثالـــث والعشرون من هذا الدليل أن أحد النتائج المهمة لاعتماد منهج الاستخدام بالنسبة للمساكن التي يسكنها مالكوها هو أن وزنها الترجيحي في المؤشر الكلي لأسعار المستهلكين يكون أكبر بكثير منه في حالة استخدام منهج الاحتياز. والسبب هو أن قيم خدمات الإسكان التي يستهلكها المالكون الساكنون يجـــب أن تغطي اهتلاك المساكن المشتراة إلى جانب تكاليف الفائدة على رأس المال المستثمر في المســـاكن. وخلال سنوات، قد يعطي منهج الاستخدام وزنا ترجيحيا للمساكن التي يسكنها مالكوها يعادل ضـــعف الوزن الترجيحي الذي يعطيه منهج الاحتياز. ويمكن الرجوع إلى الفصل الثالث والعشرين للاطـــلاع على مزيد من التفاصيل والشرح.

هيكل ترجيح مؤشر أسعار المستهلكين

٤-٤ حسبما يرد بمزيد من التفصيل في الفصلين السابع والتاسع، يتم حساب مؤشر أسعار المستهلكين على مرحلتين. في المرحلة الأولى، تُقدَّر المؤشرات الأولية لكل إجمالي من الإجماليات الأولية. ويتم إنشاء المؤشرات الأولية عن طريق (أ) جمع عينة من الأسعار الممثلة لكل إجمالي أولي، ثم (ب) حساب متوسط التغيرات في الأسعار بالنسبة للعينة. وفي المرحلة الثانية، يُحسب المتوسط المرجح للمؤشرات الأولية باستخدام أنصبة نفقات الإجماليات الأولية كأوزان ترجيحية.

٤-٥ الإجماليات الأولية هي عادة أصغر مجموعات من السلع والخدمات تكون بيانات نفقاتها متوفرة. وقد تغطي هذه الإجماليات البلد ككل أو مناطق منفصلة داخل البلد. وبالمثل، قد تكون الإجماليات الأولية مختلفة بالنسبة لأنواع منافذ البيع المختلفة. وتعتمد طبيعة الإجماليات الأولية على الظروف ومدى توفر بيانات النفقات. وبالتالي قد تُحسب الإجماليات الأولية بطريقة مختلفة في البلدان المختلفة. وبوجه عام:

- ينبغي أن تتكون الإجماليات الأولية من مجموعات من السلع أو الخدمات المتماثلة قدر الإمكان.
- ينبغي أيضا أن تتكون من السلع أو الخدمات التي قد يُتوقع أن تكون حركات أسعارها متماثلة. والهدف من ذلك هو تقليل تشتت حركات الأسعار داخل الإجمالي.
- ينبغي أن تكون الإجماليات الأولية ملائمة لاستخدامها كطبقات في أغراض المعاينة في ضوء نظام المعاينة المعد لجمع البيانات.

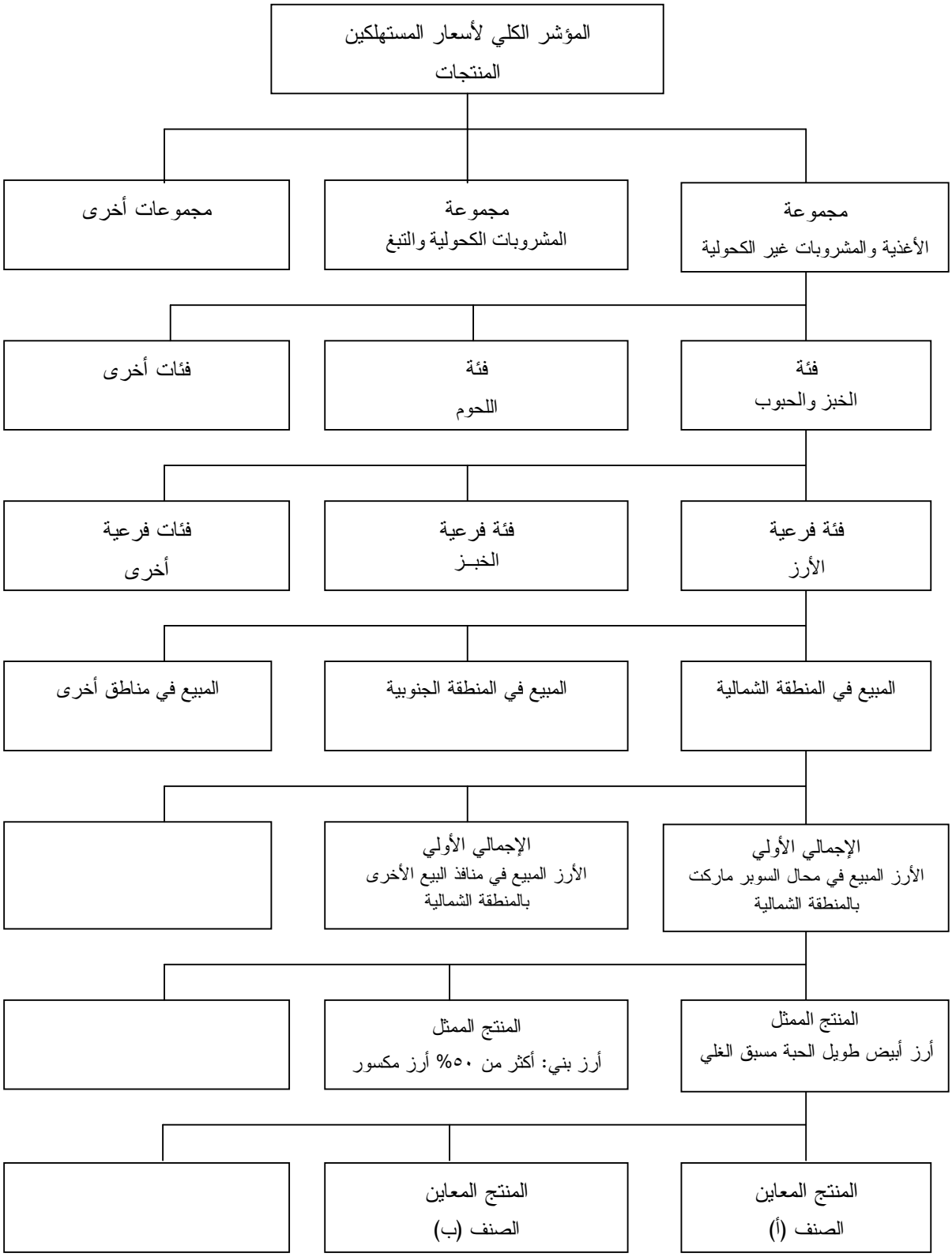
٤-٦ يبين الشكل ٤-١ هيكل تجميع مؤشر أسعار المستهلكين باستخدام تصنيف الاستهلاك الفردي حسب الغرض الوارد في الفصل الثالث، رغم أنه يمكن استخدام تصنيفات قومية مماثلة بدلا منه:

- أولا: المجموعة الكاملة للسلع والخدمات الاستهلاكية التي يغطيها المؤشر الكلي لأسعار المستهلكين تُقسم إلى *أقسام*، مثل "الأغذية والمشروبات غير الكحولية"
- كل *قسم* يقسم إلى *مجموعات*، مثل "الأغذية"
- كل *مجموعة* تقسم أيضا إلى *فئات*، مثل "الخبز والحبوب".
- كل *فئة* يمكن تقسيمها إلى مزيد من *الفئات الفرعية* المتجانسة، مثل "الأرز".
- أخيرا، يمكن تقسيم *الفئة الفرعية* أيضا للحصول على *الإجماليات الأولية* بتقسيمها حسب المنطقة أو نوع منفذ البيع، وفقا لما يبينه الشكل البياني ٤-١. وفي بعض الحالات، لا يمكن تقسيم بعض الفئات الفرعية، أو لا توجد حاجة إلى تقسيمها، وفي هذه الحالة، تصبح الفئة الفرعية هي الإجمالي الأولي.

ولا تُعد الفئات الفرعية والإجماليات الأولية جزءا من تصنيف الاستهلاك الفردي حسب الغرض نفسه لكنها تقسيمات أكثر تفصيلا لفئات تصنيف الاستهلاك الفردي حسب الغرض المطلوبة لأغراض مؤشر أسعار المستهلكين.

٧-٤ داخل كل إجمالي أولي، يتم اختيار منتج أو اثنين لتمثيل حركات أسعار كافة السلع والخدمات في الإجمالي الأولي. فعلى سبيل المثال، الإجمالي الأولي الذي يتكون من الأرز المبيع في محال السوبر ماركت في المنطقة الشمالية يغطي كافة أنواع الأرز التي يُختار منها الأرز الأبيض مسبق الغلي والأرز البني الذي تزيد نسبة الحبوب المكسورة فيه عن ٥٠% *كمنتجات ممثلة*. وبالطبع، يمكن اختيار مزيد من المنتجات الممثلة في الواقع العملي. وأخيرا، يمكن، بالنسبة لكل نوع من أنواع المنتجات الممثلة، اختيار عدد من فرادى المنتجات لجمع الأسعار، كأصناف معينة من الأرز مسبق الغلي. ومرة ثانية، قد يختلف عدد *المنتجات المدرجة في العينة* باختلاف طبيعة المنتج الممثل.

الشكل البياني ٤-١: هيكل التجميع المعتاد لمؤشر أسعار المستهلكين



٤-٨ يتناول الفصل التاسع الطرق المستخدَمة في حساب *المؤشرات الأولية للأسعار* من فرادى المشاهدات السعرية التي تُجمع داخل كل إجمالي أولي، ولا توجد أهمية لتناولها الآن. وبدءا من *المؤشرات الأولية للأسعار*، يُطلق على كل المؤشرات فوق مستوى الإجمالي الأولي *مؤشرات المستوى الأعلى* التي يمكن حسابها من المؤشرات الأولية للأسعار باستخدام الإجماليات الأولية للنفقات كأوزان ترجيحية. ويتسم هيكل التجميع بالاتساق، بحيث يكون الوزن الترجيحي على كل مستوى فوق الإجمالي الأولي مساويا دائما لمجموع مكوناته. ويمكن حساب مؤشر الأسعار على كل مستوى تجميع أعلى على أساس الأوزان الترجيحية ومؤشرات الأسعار الخاصة بمكوناته، أي مؤشرات المستوى الأدنى أو المؤشرات الأولية للأسعار. وفرادى المؤشرات الأولية للأسعار لا تكون بالضرورة موثوقة بما يكفي لإصدارها على نحو منفصل، لكنها تظل لبنات البناء الأساسية لكافة مؤشرات المستوى الأعلى. لذلك، لا يتم إدخال معلومات جديدة في حساب مؤشر أسعار المستهلكين فوق مستوى الإجمالي الأولي.

الأوزان الترجيحية للمجموعات والفئات والفئات الفرعية

٤-٩ الأوزان الترجيحية للمجموعات والفئات والفئات الفرعية هي أنصبتها في مجموع النفقات الاستهلاكية للمجتمع الإحصائي المرجعي. وهي تُستنبط غالبا من مسوح إنفاق الأسر المعيشية (HESs). ويُطلق على هذه المسوح أيضا مسوح ميزانيات الأسر المعيشية (HBSs). ونظرا لأن هذه المسوح هي مسوح بالعينة معرضة لأخطاء الإبلاغ والإجابة إلى جانب أخطاء العينة، فإن الأنصبة المقدرة لبعض الفئات الفرعية تعدَّل أو تنقح غالبا على أساس معلومات تكميلية أو إضافية من مصادر أخرى.

الأوزان الترجيحية الإقليمية

٤-١٠ الوزن الترجيحي الإقليمي في فئة فرعية معينة يبين الإنفاق الاستهلاكي في الإقليم كنسبة من إنفاق البلد ككل على هذه الفئة الفرعية. فعلى سبيل المثال، إذا كان ٦٠% من مجموع النفقات على الفاكهة الطازجة يحدث في الإقليم الشمالي و٤٠% في الإقليم الجنوبي، فإن الوزن الإقليمي للفاكهة الطازجة يكون ٦٠% للإقليم الشمالي و٤٠% للإقليم الجنوبي.

٤-١١ قد يكون الإقليم أيضا منطقة جغرافية أو مدينة أو مجموعة مدن تحتل موقعا معينا أو ذات حجم معين. والهدف من إدراج أوزان ترجيحية إقليمية هو إيجاد كيانات أكثر تجانسا يُحتمل أن تشهد حركات أسعار مماثلة وأن يكون لها أنماط استهلاكية مماثلة. فعلى سبيل المثال، قد تكون هناك اختلافات كبيرة جدا في أنماط الاستهلاك وتطورات الأسعار بين المناطق الحضرية والريفية. وقد يكون من الضروري تمييز المناطق المختلفة في البلدان الاتحادية لأن مؤشرات أسعار المستهلكين

الخاصة بالمقاطعات أو الولايات المحلية قد تكون مطلوبة للأغراض الإدارية أو السياسية. إلى جانب ذلك، قد تختلف الضرائب غير المباشرة وبالتالي تغيرات الأسعار بين المقاطعات في البلدان الاتحادية.

٤-١٢ يمكن الحصول على الأوزان الترجيحية الإقليمية عادة من مسوح إنفاق الأسر المعيشية أو تقديرها من بيانات مبيعات التجزئة أو بيانات المجتمع الإحصائي. ويمكن إدراج أو عدم إدراج الأوزان الترجيحية الإقليمية في مؤشر أسعار المستهلكين، حسب حجم وهيكل البلد المعني، ومدى توفر البيانات، والموارد، والغرض من المؤشر.

الأوزان الترجيحية لمنافذ البيع أو مثيلاتها

٤-١٣ تُجمع الأسعار من مجموعة متنوعة من منافذ البيع ومثيلاتها. ويمكن استخدام المعلومات الخاصة بحصة المبيعات أو الحصة السوقية لمنافذ البيع لتكوين الأوزان الترجيحية للإجماليات الأولية الخاصة بإقليم معين ونوع معين من منافذ البيع. ومن مزايا استخدام أوزان ترجيحية لمنافذ البيع أنه يسمح بجمع الأسعار مركزيا من محال السوبر ماركت أو أنواع أخرى من سلاسل منافذ البيع.

الأوزان الترجيحية للإجماليات الأولية

٤-١٤ الأوزان الترجيحية للإجماليات الأولية هي أوزان ترجيحية للطبقات حسب فئة الإنفاق أو الفئة الفرعية للإنفاق وإقليم منفذ البيع ونوعه. فعلى سبيل المثال، يمكن تقسيم النفقات داخل الفئة الفرعية "الفواكة الطازجة" إلى أربعة أقاليم، كل منها له وزنه الإقليمي الخاص، كما هو مبين في الجدول ٤-١. ولنفترض أيضا أنه من المعروف أو المقدر أن يباع ٦٠% في محال السوبر ماركت و٤٠% في منافذ بيع مستقلة، وأن هذا التقسيم نفسه ينطبق على كافة الأقاليم. ولنفترض أن الوزن الترجيحي للفواكة الطازجة في مؤشر أسعار المستهلكين بالنسبة للبلد ككل هو ٥% مثلا. فإذا لم يتم أي تقسيم حسب الإقليم أو منفذ البيع، تصبح الفئة الفرعية ككل هي الإجمالي الأولي الذي يحمل وزن ترجيحي نسبته ٥% في المؤشر الكلي.

الجدول ٤-١: مثال للأوزان الترجيحية حسب الإقليم ونوع منفذ البيع للفئة الفرعية "الفواكه الطازجة"

الأوزان الترجيحية الإقليمية	نوع منفذ البيع	
	محال السوبر ماركت (٦٠%)	منافذ البيع المستقلة (٤٠%)
الإقليم الشمالي	٢٠	١٢	٨
الإقليم الجنوبي	٤٠	٢٤	١٦
الإقليم الغربي	٣٠	١٨	١٢
الإقليم الشرقي	١٠	٦	٤
المجموع	١٠٠	٦٠	٤٠

٤-١٥ إذا كانت الأوزان الترجيحية متاحة حسب الإقليم وليس حسب نوع منفذ البيع، تُـوزع نسـبة ٥% على الأقاليم الأربعة للحصول على أربعة إجماليات أولية منفصلة، أي إجمالي واحد لكل إقلـيم. فعلى سبيل المثال، سيكون للإجمالي الأولي في الإقليم الشمالي وزن ترجيحي نسبته ٠,٢٠× ٠,٠٥= ١,٠% في المؤشر الكلي لأسعار المستهلكين الخاص بالبلد ككل. وإذا أمكن إجراء مزيد من التقسـيم حسب نوع منفذ البيع وحسب الإقليم، سيشتمل كل إقليم على إجماليين أوليين: أحدهما لمحال السـوبر ماركت والآخر لمنافذ البيع المستقلة. وعندئذ سيكون الوزن الترجيحي للإجمـالي الأولـي الخـاص بالفواكة الطازجة، مثلا، في الإقليم الشمالي المبيعة في محال السوبر ماركـت هـو ٠,١٢× ٠,٠٥= ٠,٠٦% في المؤشر الكلي لأسعار المستهلكين الخاص بالبلد ككل.

مصادر البيانات

٤-١٦ يعتمد القرار الخاص باختيار مصادر البيانات التي ينبغي استخدامها وكيفية استخدامها علـى تحليل مزايا وعيوب كل منها، وعلى الغرض الرئيسي من المؤشر. وفـي معظـم البلـدان، يتمثـل المصدران الرئيسيان لحساب الأوزان الترجيحية في مسوح إنفاق الأسر المعيشية وتقديرات الحسابات القومية لنفقات الأسر المعيشية على الاستهلاك النهائي. ومع ذلك، يمكن الحصول علـى مزيـد مـن المعلومات من إحصاءات الإنتاج والتجارة أو من الإدارات الحكومية والمنتجين والجهات التسـويقية وفرادى المشروعات. وتفيد هذه المعلومات الإضافية خصيصا في تقدير الأوزان الترجيحية على أكثر المستويات تفصيلا. ورغم أن العديد من مصادر البيانات قد تكون مسـتخدمة فـي إعـداد تقـديرات الحسابات القومية، فقد يتسنى لها توفير مزيد من التفاصيل التي لم يستخدمها معدُّو الحسابات القومية.

مسوح إنفاق الأسر المعيشية

٤-١٧ نظرا لأن مسوح إنفاق الأسر المعيشية قد تكون مصممة لخدمة أكثر مـن غـرض، فمـن المستصوب ضمان أن يفي تصميم المسح أيضا بمتطلبـات مؤشـر أسـعار المسـتهلكين. وتتمثـل المتطلبات الرئيسية في أن المسح ينبغي أن يكون ممثلا لكل الأسر المعيشية الخاصة في البلـد، وألا يستبعد أي مجموعة معينة، وينبغي أن يتضمن كل أنواع النفقات الاستهلاكية للأسر المعيشية.

٤-١٨ قد تتضمن مسوح إنفاق الأسر المعيشية مـدفوعات تخـرج عـن نطـاق مؤشـر أسـعار المستهلكين: مثل مدفوعات ضرائب الدخل، وأقساط التأمين على الحياة، والحوالات، والهدايا وغيرها من التحويلات، والاستثمارات، والمدخرات، وتسديدات الديون. وينبغي استبعاد هذه المدفوعات مـن المجموع المستخدم في حساب أنصبة النفقات التي تكون بمثابة الأساس لتقـدير الأوزان الترجيحيـة لمؤشر أسعار المستهلكين. وقد يكون هناك أيضا اختلاف في تغطية المجتمع الإحصائي بين النطـاق المستهدف لمؤشر أسعار المستهلكين والنطاق الفعلي لمسح إنفاق الأسر المعيشية، لكن آثار أي تحيـز في تقديرات الأوزان الترجيحية الناتجة قد تكون بسيطة جدا على مؤشر أسعار المستهلكين إذا صُـمم

مسح إنفاق الأسر المعيشية بحيث يعطي نتائج عن المجتمع الإحصائي ككل وليس عن مجرد مجموعة معينة في المجتمع الإحصائي.

٤-١٩ مسوح الغذاء القومية هي مسوح خاصة تُركز أساسا على جمع معلومات عن نفقات الأسر على المنتجات الغذائية. وتوفر هذه المسوح تقسيما بالغ التفصيل لنفقات الغذاء يمكن استخدامه في استنباط الأوزان الترجيحية للإجماليات الأولية الخاصة بالغذاء دون مستوى فئة تصنيف الاستهلاك الفردي حسب الغرض.

٤-٢٠ قد يوفر مسح إنفاق الأسر المعيشية الأساس اللازم لتقدير أوزان ترجيحية معينة للأقاليم ذات أنماط الاستهلاك المختلفة. وينبغي تطبيق هذه الأوزان الترجيحية على المؤشرات الأولية للأسعار لحساب مؤشرات الأقاليم المعنية.

٤-٢١ بوجه عام، قد لا تكون البيانات التي يوفرها مسح إنفاق الأسر المعيشية عن بعض أنواع النفقات موثوقة بدرجة كافية ويجب مضاهاتها ببيانات من مصادر أخرى. وقد لا يغطي مسح إنفاق الأسر المعيشية أيضا أنواع معينة من النفقات بحيث يتعين تقديرها باستخدام مصادر أخرى. ومن الواضح أن موثوقية الأوزان الترجيحية لمؤشر أسعار المستهلكين ستعتمد إلى حد كبير على موثوقية بيانات إنفاق الأسر المعيشية. ونظرا لأن مسح إنفاق الأسر المعيشية هو مسح بالعينة، فإن التقديرات لا بد وأن تكون عرضة لأخطاء العينة التي قد تكون كبيرة نسبيا بالنسبة للنفقات القليلة أو غير المتكررة. وسوف تتأثر أيضا جودة التقديرات نتيجة عدم الإجابة وعدم الإبلاغ عن النفقات الفعلية على بعض أنواع الاستهلاك. وقد يكون عدم الإبلاغ عن النفقات الفعلية هو أخطر المشكلات المؤثرة على مسوح إنفاق الأسر المعيشية وأكثرها شيوعا. وبعض النفقات لا يتم الإبلاغ عنها لأن المشتريات تكون قليلة أو غير معتادة، وبالتالي يسهل نسيانها. ورغم أن تقديرات الإنفاق على السلع المعمرة تكون كبيرة، فإنها قد تكون أيضا مثيرة للمشكلات، حيث لا يتم شراء هذه السلع إلا نادرا جدا. وبعض النفقات لا يتم الإبلاغ عنها إما لأن المنتجات غير مقبولة في المجتمع أو تكون غير مشروعة (كالمخدرات والكحول والتبغ). وإذا لم تجر التعديلات اللازمة بالنسبة لهذا الإبلاغ الناقص، تكون النتيجة تقدير الأوزان الترجيحية لهذه البنود بأقل من قيمتها وتقدير الأوزان الترجيحية للبنود المبلغ عنها على نحو صحيح بأكثر من قيمتها. ولهذه الأسباب، ينبغي، قدر الإمكان، مقارنة النتائج المستخرجة من مسح إنفاق الأسر المعيشية و/ أو يُضاف إليها الإحصاءات المستخرجة من مصادر أخرى عند إنشاء أوزان مؤشر أسعار المستهلكين، وخاصة عندما تكون عينة مسح إنفاق الأسر المعيشية صغيرة.

٤-٢٢ من المستصوب إعداد مسح إنفاق الأسر المعيشية سنويا لأغراض مؤشر أسعار المستهلكين. حيث يتيح ذلك للبلدان فرصة تعديل وتحديث الأوزان الترجيحية لنفقاتها كل سنة. ومن مزايا التحديث السنوي للأوزان الترجيحية أن الاختلافات بين النتائج المستخلصة من استخدام صيغ مختلفة للرقم القياسي تقل غالبا. وحسبما يرد في الفصول الأول والتاسع والخامس عشر، فإن أي تحيز ينتج عن استخدام مؤشر "لو" الذي يستخدم سلة ثابتة من السلع والخدمات لن يكون أمامه الوقت ليتراكم ويصبح كبير الحجم.

٤-٢٣ تُجري بعض البلدان مسوح مستمرة حول إنفاق الأسر المعيشية عن طريق التدوير التدريجي للعينات. ومع ذلك، فإن وضع برنامج للمسوح السنوية بعينات كبيرة بما يكفي لتوفير نوع التقديرات المطلوبة لأوزان مؤشر أسعار المستهلكين قد يكون باهظ التكاليف. ولهذا السبب، تجري بعض البلدان مسوحا واسعة النطاق على فترات زمنية تصل إلى عشر سنوات أو خمس سنوات، ويمكن استكمالها بعينة سنوية أصغر حجما. وهناك بلدان أخرى توزع عينة كبيرة على عدة سنوات. ويمكن الحصول على مجموعة من التقديرات السنوية المُرضية من متوسط النتائج المستخلصة خلال عدة سنوات متتالية من إحصاءات على نطاق أضيق. والأوزان المستنبطة كمتوسط سنتين أو ثلاث سنوات سوف تخفف من أثر أي سلوك استهلاكي شاذ خلال فترة زمنية قصيرة نتيجة أحداث مثل فترات الجفاف أو الفيضانات أو الصراعات الأهلية أو الصدمات النفطية أو فصول شتاء معتدلة أو باردة على غير المعتاد.

٤-٢٤ ينبغي الإشارة إلى أنه يمكن في بعض البلدان تجربة طرق جديدة لتسجيل النفقات في مسح إنفاق الأسر المعيشية باستخدام بيانات الماسحات الضوئية التي يتم الحصول عليها من نقاط البيع الإلكترونية. فمثلا عن طريق جمع إيصالات الدفع التي تسلم للزبائن وتحوي كود الأعمدة التعريفي، أمكن لمسح إنفاق الأسر المعيشية في آيسلندا الحصول على معلومات دقيقة عن أنواع وأصناف السلع المشتراة في منافذ بيع مختلفة، دون تحمل الأسر المعيشية التي شملها المسح لأي تكلفة تقريبا.

الحسابات القومية

٤-٢٥ قد تكون هناك اختلافات بين الحسابات القومية ومؤشر أسعار المستهلكين فيما يتعلق بنطاق الاستهلاك وتعريفه، وقد يكون هناك اختلاف كذلك بين الحسابات القومية ومسح إنفاق الأسر المعيشية فيما يتعلق بالمجتمع الإحصائي المرجعي للأسر المعيشية.

٤-٢٦ أولا: في الحسابات القومية، يتألف قطاع الأسر المعيشية من جميع الأسر المعيشية المقيمة، بما في ذلك الأشخاص المقيمين في الأسر المعيشية المؤسسية. ومع ذلك، لا تغطي مسوح إنفاق

الأسر المعيشية عادة الأشخاص المقيمين بصفة دائمة في الأسر المعيشية المؤسسية، مثل بيوت المتقاعدين أو المؤسسات الدينية. وإذا كان المقصود من مؤشر أسعار المستهلكين أن يغطي جميع الأسر المعيشية المقيمة، فقد تُستخدم تقديرات الحسابات القومية بالتالي في تعديل بيانات مسح إنفاق الأسر المعيشية.

٤-٢٧ ثانيا: حسبما ورد في الفصل الثالث، يمكن أن يكون هناك مفهومان بديلان لمجموع الاستهلاك النهائي: *أحدهما محلي والآخر قومي*. ويشير المفهوم المحلي إلى الاستهلاك في الإقليم الاقتصادي، الذي يشمل استهلاك الأسر المعيشية الأجنبية الزائرة لكنه لا يشمل استهلاك الأسر المعيشية المقيمة عند وجودها في الخارج. ويشير المفهوم القومي المستخدم في الحسابات القومية إلى استهلاك جميع المقيمين في البلد ــ سواء في الداخل أو الخارج ــ مع استبعاد استهلاك غير المقيمين. ولا يغطي مسح إنفاق الأسر المعيشية عادة إلا الأسر المعيشية المقيمة، وقد يغطي أو لا يغطي نفقاتها في الخارج، حسب التعليمات المعطاة للمجيبين.

٤-٢٨ قد تُستخدم بيانات الحسابات القومية في تحسين الأوزان الترجيحية للمنتجات التي يكون الإبلاغ عنها ناقصا في مسح إنفاق الأسر المعيشية. وينبغي ملاحظة أن أرقام الحسابات القومية الخاصة بالاستهلاك النهائي للأسر المعيشية تقوم عادة على إحصاءات مستخرجة من مسح إنفاق الأسر المعيشية ومن عدة مصادر أخرى. ويعني ذلك أن تقديرات الحسابات القومية من المحتمل أن تكون مفيدة في تقدير الأوزان الترجيحية لفئات الاستهلاك التي تبلَّغ بالخطأ غالبا في مسح إنفاق الأسر المعيشية وأيضا عندما تتأثر النتائج المستخلصة من مسح إنفاق الأسر المعيشية بالارتفاع الكبير والمشوِّه في معدل عدم الإجابة جزئيا أو كليا.

بيانات مبيعات التجزئة

٤-٢٩ قد تتوافر الإحصاءات المتعلقة بمبيعات التجزئة حسب إقليم ونوع منفذ البيع بالنسبة لمجموعات كبيرة من البنود. ومن عيوب ذلك أن بعض المبيعات قد تكون لمجموعات خارج نطاق المجتمع الإحصائي المرجعي، ربما لقطاع الأعمال التجارية أو للحكومة. ولا تشكل المشتريات المناظرة جزءا من الاستهلاك الذاتي للأسر المعيشية. وقد تكون بعض المبيعات أيضا لغير المقيمين الذين قد يشكلون أو لا يشكلون جزءا من المجتمع الإحصائي المرجعي. إلى جانب ذلك، بالنسبة لبيانات المبيعات الإقليمية، يجب الأخذ في الاعتبار أن المبيعات قد تتضمن مبيعات لأشخاص يقيمون في أقاليم أخرى.

مسوح نقط الشراء

٤-٣٠ قد توفر مسوح نقط الشراء إحصاءات يمكن استخدامها في تقدير الأوزان الترجيحية لبيانات الأسعار، حيث تسمح بتحليل أنماط التسوق الخاصة بمختلف قطاعات المجتمع الإحصائي. ويجري سؤال الأسر المعيشية ــ بالنسبة لكل بند يتم شراؤه ــ عن المبالغ التي تنفقها في كل منفذ بيع تُجرى فيه عمليات الشراء، وعن أسماء وعناوين منافذ البيع هذه. وعلى هذا الأساس، يمكن وضع قائمة بمنافذ البيع، موضحا بها مجموع المبيعات من كافة البنود المختلفة لعينة الأسر المعيشية. ثم تُسحَب عينة منافذ البيع من هذه القائمة باحتمال يتناسب مع المبيعات. ونظرا لأن مسوح الأسر المعيشية مكلفة ولأن هناك تداخل بين مسح إنفاق الأسر المعيشية ومسح نقاط الشراء، يمكن ضم نشاطي جمع البيانات معا في مسح متكامل يستخلص بيانات النفقات ومنافذ البيع على مستويات تفصيلية، إلى جانب المعلومات الديمغرافية عن الأسر المعيشية المطلوبة لإعداد مؤشرات المجموعات الفرعية.

٤-٣١ يمكن إجراء هذا المسح في صيغة أبسط للحصول على الأوزان الترجيحية لفئات المنتجات حسب نوع منفذ البيع. وفي هذه الحالة، ينبغي اختيار عينة عمدية من كل نوع من أنواع منافذ البيع. وفي حالة عدم إجراء هذا النوع من المسوح، فإن إحصاءات مبيعات التجزئة القومية حسب نوع منفذ البيع المستخلصة من أحد مسوح منافذ البيع يمكن استخدامها في تقدير تقسيم المبيعات حسب نوع منفذ البيع.

البيانات المستخلصة من الماسحات الضوئية

٤-٣٢ في السنوات القليلة الماضية بدأ بعض البلدان في استخدام الإحصاءات المستخرجة من بيانات صناديق ماكينة الدفع في المتاجر لاستنباط الأوزان الترجيحية لمؤشر أسعار المستهلكين. وتقوم هذه الإحصاءات على سجلات البيانات الإلكترونية التي يتم تخزينها، كالبيانات المستخلصة من الماسحات الضوئية، في قواعد بيانات البائعين. وتتضمن مجموعات بيانات الماسحات الضوئية هذه الكميات المبيعة وما يناظرها من إجماليات القيم. (تعطي إيصالات صناديق القبض عادة المعلومات التالية: اسم منفذ البيع، وتاريخ وتوقيت الشراء، ووصف للبنود المشتراة، والكمية، والسعر والقيمة، ووسيلة الدفع، ومبلغ ضريبة القيمة المضافة عند الاقتضاء). وبمقارنة النتائج المستخرجة من مسح إنفاق الأسر المعيشية مع ما يناظرها من بيانات الماسحات الضوئية التي تم الحصول عليها من أكبر سلاسل محال السوبر ماركت يتبين أن استخدام بيانات الماسحات الضوئية يمكن أن يعزز موثوقية الأوزان الترجيحية (راجع دراسة Guðnason 1999). ويعزز ذلك من استخدام هذه البيانات في تعديل الأوزان الترجيحية لمؤشر أسعار المستهلكين بتواتر أكبر مما قد يكون ممكنا بوسيلة أخرى، وربما بتكلفة أقل. ومع ذلك ينبغي أن تؤخذ عيوب مصدر المعلومات هذا في الاعتبار. ويتمثل العيب الأول في أن بيانات الماسحات الضوئية لا يمكن ربطها بنوع معين من الأسر المعيشية، في حين يمكن ربط البيانات المستخرجة من مسح إنفاق الأسر المعيشية. وهناك اختلاف مهم آخر بين بيانات

مسح إنفاق الأسر المعيشية وبيانات الماسحات الضوئية التي يتم الحصول عليها من البائعين وهو أن بيانات المسح تغطي السلع المشتراة من منافذ البيع التي لا تستخدم هذه التكنولوجيا، إلى جانب السلع والخدمات التي لا تحمل رموز الماسح الضوئي، بصرف النظر عن مكان بيعها. ورغم أن استخدام سجلات البيانات الإلكترونية يزداد كل عام، هناك نسبة كبيرة من سوق تجارة التجزئة لا تستخدم بيانات الماسحات الضوئية حتى في البلدان الأكثر تقدما في المجال الإلكتروني.

تعدادات السكان

٤-٣٣ توفر تعدادات السكان إحصاءات عن التوزيع الجغرافي للسكان والأسر المعيشية، وعن الاختلافات في حجم وتكوين الأسر المعيشية على المستوى الإقليمي. وإلى جانب التقديرات الخاصة بإنفاق الأسر المعيشية على المستويات الإقليمية، يمكن استخدام هذه الإحصاءات في تقدير الأوزان الترجيحية الإقليمية للنفقات، خاصة في حالة عدم توفر هذه التقديرات من مسح إنفاق الأسر المعيشية بالدقة كافية. وفي حالة عدم توفر أي إحصاءات عن النفقات، يمكن استخدام إحصاءات السكان كأساس لتقدير الأوزان الترجيحية الإقليمية. ويجب أن تفترض تقديرات الأوزان الترجيحية هذه أن نصيب الفرد أو الأسرة المعيشية من النفقات واحد في جميع الأقاليم، كما يجب أن تتجاهل وجود اختلافات كبيرة عادة بين سكان الحضر والريف في مستوى ونمط البنود التي يستهلكونها.

اشتقاق الأوزان الترجيحية من الناحية العملية

٤-٣٤ بعد تحديد المجتمع الإحصائي المرجعي ونطاق تغطية السلع والخدمات، يجب اشتقاق الأوزان الترجيحية. وهي مسألة بسيطة من حيث المبدأ، حيث تُحسب الأوزان الترجيحية كنسب من مجموع النفقات الاستهلاكية المتعلقة بكافة السلع والخدمات المدرجة في سلة مؤشر المجتمع الإحصائي المرجعي خلال الفترة المرجعية. غير أن حساب الأوزان الترجيحية من الناحية العملية لا يعد أمرا بسيطا ويتضمن سلسلة من الخطوات.

المدفوعات التي لا تمثل نفقات استهلاكية

٤-٣٥ *النفقات الاستهلاكية* هي النفقات الوحيدة التي ترتبط بإنشاء أوزان مؤشر أسعار المستهلكين. وحسبما يرد في الفصل الثالث، لا ترتبط نفقات مثل مدفوعات مساهمات الضمان الاجتماعي أو ضرائب الدخل أو تسديدات الديون بإعداد هذه الأوزان وينبغي تجاهلها لأنها لا تمثل نفقات استهلاكية.

النفقات غير المهمة

٤-٣٦ يتكون كل إجمالي أولي من مجموعة منتجات متجانسة إلى حد ما يُنتَقى منها منتج واحد أو أكثر من المنتجات الممثلة بغرض التسعير. وقد يكون لبعض المنتجات وزن ترجيحي غير مؤثر في كافة الأغراض العملية، كما يكون من المستبعد جمع أسعار هذه المنتجات من الناحية العملية. وعادة

ما يحتوي مسح إنفاق الأسر المعيشية ــ الذي يعد في معظم الحالات المصدر الرئيسي لاستخلاص الأوزان الترجيحية التفصيلية ــ على مشاهدات تتعلق بمجموعة متنوعة من السلع والخدمات تفوق كثيرا ما يمكن جمعه من أسعار من الناحية العملية. فأسعار المنتجات غير المهمة قد لا تستحق الجمع إذا كانت لا تسهم بشيء تقريبا في مؤشر أسعار المستهلكين.

٤-٣٧ رغم أنه قد يتقرر عدم جمع أسعار منتج معين، يظل هذا المنتج في نطاق مؤشر أسعار المستهلكين. ويجب صراحة أو ضمنا افتراض، أو احتساب، قدر من التغير في السعر وترجيحه بالنفقات. وهناك بديلان:

- يظل المنتج والنفقات على هذا المنتج ضمن الإجمالي الأولي رغم عدم جمع أسعاره. ويُقدَّر المؤشر الأولي لأسعار الإجمالي ككل عن طريق أسعار المنتجات الممثلة التي تجمع أسعارها. وهذا له نفس أثر افتراض أن سعر المنتج يتغير بنفس معدل تغير متوسط أسعار المنتجات الممثلة.
- البديل هو تخفيض الوزن الترجيحي للإجمالي الأولى للنفقات باستبعاد النفقات على المنتج. وهذا له نفس أثر افتراض أن سعر المنتج المستبعد كان سيتغير مثلما يتغير المؤشر الكلي لأسعار المستهلكين لكل المنتجات المدرجة بالفعل في المؤشر.

٤-٣٨ مبدئيا، ينبغي أن يغطي مؤشر أسعار المستهلكين كل أنواع المنتجات والنفقات التي تدخل في نطاقه، حتى وإن لم تُجمع أسعار بعض المنتجات. وقد يتقرر مثلا أن يُستبعد من حسابات المؤشر الفئات التي تقل أوزانها الترجيحية عن ٠,١% مثلا بالنسبة للفئات الغذائية و٠,٢% بالنسبة للفئات غير الغذائية. وقد يوضع حد أدنى أقل لبنود الغذاء لأن أسعار هذه المنتجات تبدو أكثر قابلية للتغير غالبا ولأن أسعار المنتجات الغذائية تُجمع عادة بتكلفة أقل. وإذا ما استبعدت مجموعة نفقات، يمكن إعادة توزيع وزنها الترجيحي على مجموعة نفقات أخرى مماثلة لها من حيث المحتوى وتغير الأسعار. وبدلا من ذلك، يمكن استبعاد النفقات تماما من حساب الأوزان الترجيحية.

المنتجات التي يصعب تسعيرها

٤-٣٩ من بين النفقات الاستهلاكية قد يكون هناك عدد قليل من المنتجات لا يمكن قياس أسعارها ــ أو التغيرات في أسعارها ــ مباشرة أو على نحو مُرض، مثل المخدرات غير المشروعة أو المدفوعات مقابل خدمات تقديم الوجبات أو تكاليف الخدمات الأخرى مقابل حفلات الاستقبال الخاصة والاحتفالات. وحتى إذا تعذر الحصول على أسعار موثوقة، ينبغي إدراج هذه المنتجات في حساب الأوزان الترجيحية إذا كانت تدخل في نطاق المؤشر. وبالنسبة للمنتجات التي يصعب تسعيرها، تكون البدائل المتاحة هي نفس البدائل المستخدمة في النفقات غير المهمة.

استخدام مصادر مختلفة والجمع بينها

٤-٤٠ يُعد مسح إنفاق الأسر المعيشية المصدر الرئيسي لاستخلاص الأوزان الترجيحية في معظم البلدان. ومع ذلك ــ وكما سبقت الإشارة آنفا ــ يجب فحص النتائج المستخرجة من مسح إنفاق الأسر المعيشية بدقة وتعديلها لتأخذ في الحسبان الإبلاغ الناقص والزائد عن أنواع معينة من المنتجات. وتتمثل الاستراتيجية المعتادة في استخدام معلومات تكميلية من المصادر الأخرى ذات الصلة لتعديل نتائج مسح إنفاق الأسر المعيشية بهدف استخلاص الأوزان الترجيحية.

٤-٤١ بالنسبة للبلدان التي توفر فيها بيانات الحسابات القومية تقديرات موثوق بها عن نفقات الأسر المعيشية، يمكن استخدام هذه البيانات في استخلاص الأوزان الترجيحية على مستوى تجميعي. وبعد ذلك، يمكن استخدام البيانات التفصيلية لمسح إنفاق الأسر المعيشية في تقسيم أو تعديل هذه الأوزان. وبهذه الطريقة يمكن مطابقة البيانات التفصيلية المستخرجة من مسح إنفاق الأسر المعيشية ببيانات الحسابات القومية التجميعية لحساب الأوزان الترجيحية. ويمكن الحصول على الأوزان الترجيحية للمجموعات الاستهلاكية الرئيسية من الحسابات القومية حتى مستوى معين من التقسيم، ولـيكن ٧٠ مجموعة أو فئة استهلاكية مثلا. وبعد ذلك، يمكن توزيع كل من هذه الأوزان الترجيحية بتطبيق مجموعات النفقات التفصيلية في مسح إنفاق الأسر المعيشية على المجموعات أو الفئات الاستهلاكية في الحسابات القومية. والجمع بين بيانات الحسابات القومية ومسح إنفاق الأسر المعيشية يضمن الاتساق بين بيانات مؤشر أسعار المستهلكين وبيانات الحسابات القومية المتعلقة بإنفاق الأسر المعيشية على الاستهلاك على مستوى المجموعات الاستهلاكية الرئيسية.

تعديل الأوزان الترجيحية المستخلصة من مسوح إنفاق الأسر المعيشية

٤-٤٢ نظرا لأن المعلومات المستخرجة من مسح إنفاق الأسر المعيشية لا تتوافر ــ في معظم الحالات ــ إلا متأخرة نحو ١٨ شهرا أو أكثر غالبا، سوف تتأخر الأوزان الترجيحية الجديدة عن الفترة المرجعية الجديدة للأسعار الخاصة بالمؤشر، وهي الفترة التي يجرى فيها إدخال الأوزان الترجيحية الجديدة.

٤-٤٣ قد تكون هناك حاجة إلى إجراء تعديلات على التقديرات القائمة على نتائج مسح إنفاق الأسر المعيشية حتى تأخذ في الحسبان أي تغيرات مؤثرة في أنماط الإنفاق في الفترة بين وقت إجراء المسح ووقت إدخال الأوزان الترجيحية الجديدة. وسوف تُجرى التعديلات عادة بالنسبة للمنتجات التي تقل أو تزيد أهميتها إلى حد كبير خلال هذه الفترة. وقد لا تتوافر بيانات الإنفاق على بعض المنتجات من مسح إنفاق الأسر المعيشية بسبب ظهور هذه المنتجات في السوق بعد انتهاء المسح. ومن أمثلة ذلك الهواتف المحمولة ومايرتبط بها من تكاليف، والتي ظهرت كشكل جديد ومؤثر من أشكال الإنفاق في

أواخر التسعينات في كثير من البلدان. وهكذا يجب إجراء التعديلات اللازمة على بيانات المسح حتى تأخذ في الحسبان ما حدث من تغيرات. وينبغي تقدير النفقات على هذه المنتجات الجديدة على أساس المعلومات المتاحة من مصادر أخرى (مثل إحصاءات الواردات وتجارة التجزئة)، على أن يؤخذ في الحسبان الحاجة إلى استبعاد نفقات المشروعات والنفقات للأغراض التجارية.

الفترة المرجعية للأوزان الترجيحية

٤-٤٤ الفترة المرجعية للأوزان الترجيحية هي الفترة الزمنية التي ترتبط بها الأوزان الترجيحية المقدرة. واختيار الفترة التي تغطيها إحصاءات النفقات المستخدمة في استخلاص الأوزان الترجيحية يعد أمر بالغ الأهمية. وبوجه عام، ينبغي أن تكون الفترة المختارة كفترة أساس طويلة بما يكفي لتغطية دورة موسمية. إلى جانب ذلك، إذا لم يكن المؤشر بنظام السلسلة السنوية، فإن السنة المختارة ينبغي أن تشهد أحوالا اقتصادية يمكن اعتبارها إلى حد معقول طبيعية أو مستقرة. ولذلك، قد يكون من الضروري تعديل بعض القيم لتسويتها والتغلب على أي اختلالات في البيانات خلال الفترة المحددة التي تمثل مصدر المعلومات. وينبغي ألا تكون الفترة المرجعية للأوزان الترجيحية بعيدة جدا عن الفترة المرجعية للأسعار. وعادة ما تكون الفترة المرجعية للأوزان الترجيحية سنة تقويمية واحدة. ويُعد الشهر أو الربع سنة فترة قصيرة جدا لدرجة تحول دون استخدامها كفترة أساس للأوزان الترجيحية نظرا لأن أي شهر أو ربع سنة من المحتمل أن يتأثر بمؤثرات عرَضية أو موسمية. وفي بعض الحالات قد لا تكون بيانات سنة واحدة كافية سواء بسبب الأحوال الاقتصادية غير العادية أو لأن العينة ليست كبيرة بما يكفي. وعندئذ يمكن استخدام متوسط بيانات الإنفاق خلال عدة سنوات لحساب الأوزان الترجيحية. ومن البلدان التي تُطبق فيها هذه الطريقة الولايات المتحدة والمملكة المتحدة. ففي الولايات المتحدة، تُستخدم معلومات الإنفاق المستخرجة من مسح إنفاق المستهلكين خلال فترة ثلاث سنوات. وفي المملكة المتحدة، يُستخدم متوسط بيانات مسح الإنفاق والغذاء خلال ثلاث سنوات للحصول على الأوزان الترجيحية الإقليمية، وتفريغ العينات، والحصول على عدد محدود من فئات المنتجات التي تكون أسعارها شديدة التقلب غالبا.

٤-٤٥ خلال فترات التضخم المرتفع، يمكن حساب الأوزان الترجيحية للفترات الممتدة لعدة سنوات باستخدام متوسط نسب القيم بدلا من متوسط مستويات القيم الفعلية. فاستخدام متوسط مستويات القيم سيعطي وزنا كبيرا جدا للبيانات الخاصة بأحدث السنوات. وهناك بديل آخر يتمثل في تحديث قيم كل سنة وصولا الى فترة مشتركة ثم حساب المتوسط الحسابي البسيط للبيانات السنوية المعدلة.

٤-٤٦ نظرا لأن الفترة المرجعية للأوزان الترجيحية تسبق عادة الفترة المرجعية للأسعار، يمكن تحديث أسعار الأوزان الترجيحية للنفقات حتى تأخذ في الحسبان التغيرات في الأسعار النسبية بدءا

من الفترة المرجعية للأوزان الترجيحية حتى الفترة المرجعية للأسعار. وتجري مناقشة تحديث أسعار الأوزان الترجيحية بمزيد من التفصيل في الفصل التاسع، في الفقرات من ٩-٩٥ إلى ٩-١٠٤.

الحاجة إلى تعديل الأوزان الترجيحية

٤-٤٧ تحسب معظم البلدان مؤشر أسعار المستهلكين بالتغير في قيمة سلة معينة من السلع والخدمات. ويصف هذا الدليل المؤشر من هذا النوع العام بمؤشر "لو". وتتناول الفصول الأول والتاسع والخامس عشر خصائص هذا المؤشر وسلوكه. ورغم أن مؤشرات أسعار المستهلكين غالبا ما توصف بأنها مؤشرات لاسبير، فهي لا تكون عادة مؤشرات لاسبير في الواقع العملي. ويُعرف مؤشر لاسبير بأنه المؤشر الذي تكون فيه سلة السلع والخدمات هي سلة الفترة المرجعية للأسعار، غير أن السلة النموذجية لمؤشر أسعار المستهلكين تستخدم سلة الفترة المرجعية للأوزان التي تسبق الفترة المرجعية للأسعار، حسبما ورد آنفا. ونظرا لأن العديد من البلدان تظل تستخدم نفس السلة الثابتة من السلع والخدمات على مدار عدة سنوات، يُطرح تساؤل بشأن عدد مرات تعديل السلة الذي يضمن أنها لن تصبح قديمة وغير مهمة.

٤-٤٨ في الأجل القصير، سيغير المستهلكون من أنماط استهلاكهم استجابة للتغيرات في الأسعار النسبية، لاسيما بين المنتجات المدرجة في نفس الفئة أو الفئة الفرعية. وخلال الفترات الزمنية الأطول، تتأثر أيضا أنماط الاستهلاك بعوامل أخرى بخلاف تغيرات الأسعار. والأهم من ذلك أن التغيرات في مستوى وتوزيع دخل الأسر المعيشية سيسبب تحولا في الطلب على السلع والخدمات تجاه السلع والخدمات ذات المرونة الدخلية الأعلى. ومن أمثلة العوامل الأخرى التي تؤثر على السلوك الإنفاقي في الأجل الأطول: العوامل الديمغرافية كزيادة عدد السكان المسنين، والتغيرات التكنولوجية كالزيادة في استخدام الكمبيوتر. إلى جانب ذلك، سوف تظهر منتجات جديدة وقد تُعدَّل منتجات موجودة أو تصبح قديمة. وسوف تصبح السلة الثابتة عديمة الاستجابة لكل هذه التغيرات.

٤-٤٩ نتيجة للتغيرات في الأسعار النسبية والتأثيرات طويلة الأجل، قد تصبح الأوزان الترجيحية قديمة وأقل تمثيلا لأنماط الاستهلاك الحالية. وحسبما يبين الفصل الخامس عشر، من المحتمل أن يزداد التحيز في المؤشر القائم على السلة الثابتة من السلع والخدمات مع زيادة عمر الأوزان الترجيحية. وفي مرحلة معينة، يصبح من المستصوب بالتالي استخدام أوزان فترة أحدث لضمان ترجيح المؤشر لتغيرات الأسعار التي يواجهها المستهلكون حاليا على نحو ملائم.

تواتر تحديث الأوزان الترجيحية

٤-٥٠ أوصى قرار المؤتمر الدولي لخبراء إحصاءات العمل الصادر عام ١٩٨٧ بشأن مؤشرات أسعار المستهلكين بضرورة تحديث الأوزان الترجيحية بصورة دورية وضمان تمثيل المؤشر على

الأقل مرة كل عشر سنوات. ومع ذلك، يقترح قرار المؤتمر الدولي لخبراء إحصاءات العمل الصادر عام ٢٠٠٣ أن يجري تحديث الأوزان الترجيحية على نحو أكثر تواترا ــ مرة كل خمس سنوات على الأقل مثلا ــ لضمان ملاءمتها. فالبلدان التي تشهد تغيرات اقتصادية كبيرة، وبالتالي تغيرات أسرع في أنماط استهلاكها ينبغي أن تحدِّث أوزانها الترجيحية على نحو أكثر تواترا، وليكن سنويا مثلا.

٤-٥١ وتزداد الحاجة إلى تعديل الأوزان الترجيحية بوجه عام كلما تباعدت الفترة الزمنية اللاحقة للفترة المرجعية للأوزان. ويعتمد قرار تحديد وقت تحديث الأوزان الترجيحية، غالبا، على الاختلافات الملاحَظة بين هيكل الترجيح الجاري وهيكل ترجيح السنة المرجعية للأوزان الترجيحية. ويمكن ملاحظة التغيرات في الأهمية النسبية لكل بند من خلال نتائج مسح الإنفاق. وإذا لم تتوافر هذه الإحصاءات إلا على فترات غير منتظمة، فربما يتعين ربط تواتر تعديل الأوزان الترجيحية بمدى توفر النتائج المستخلصة من مسح إنفاق الأسر المعيشية.

٤-٥٢ قد يتسبب التحديث السنوي للأوزان الترجيحية في انحراف المؤشر بالزيادة إذا كانت هناك تقلبات كبيرة في الاستهلاك بسبب عوامل مثل تغيرات الدورة الاقتصادية أو حصار اقتصادي أو أحوال جوية مواتية للغاية أو غير مواتية للغاية. ونظرا لتأثر مؤشر أسعار المستهلكين باختيار الفترة المرجعية للأوزان الترجيحية، قد يفضل استخدام فترة استهلاك "طبيعية"، إن أمكن، كأساس للأوزان الترجيحية، وتجنب الفترات التي تؤثر عليها عوامل خاصة ذات طبيعة مؤقتة. وبدلا من ذلك، يمكن النظر في التخفيف من حدة بعض المشاهدات الشاذة باحتساب متوسط عدة سنوات مثلا. وينبغي أن تؤخذ في الاعتبار كافة المعلومات المتاحة بشأن طبيعة الاستهلاك في الفترة المرجعية للأسعار.

٤-٥٣ عندما يُقصد أن تكون الأوزان الترجيحية ثابتة لعدة سنوات، ينبغي أن يكون الهدف هو اعتماد أوزان ترجيحية لا يُحتمل تغيُّرها كثيرا في المستقبل بدلا من أن تعكس بدقة نشاط فترة معينة قد تكون غير عادية بشكل أو بآخر.

٤-٥٤ من المستصوب إجراء مراجعة للأوزان الترجيحية كل عام بما يضمن أن تكون موثوقة وممثِّلة بشكل كاف. والمراجعة، التي قد تقتصر على الأوزان الترجيحية على مستوى المؤشرات الفرعية ومكوناتها الرئيسية، ينبغي أن تبحث في مدى وجود دلالات على حدوث تغيرات مهمة في نمط الاستهلاك منذ الفترة المرجعية للأوزان الترجيحية.

٤-٥٥ متى تم تحديث نمط الترجيح، ينبغي حساب المؤشر الجديد الذي يستخدم الأوزان الترجيحية المحدَّثة خلال فترة متداخلة مع الفترة القديمة بحيث يمكن وصل الفترتين.

التصنيف

٤-٥٦ عند استخلاص الأوزان الترجيحية، يجب أن يكون هناك توافق بين بنود الإنفاق التفصيلية في مسح إنفاق الأسر المعيشية وفئات إنفاق مؤشر أسعار المستهلكين. وإذا لم تتطابق فئات مسح إنفاق الأسر المعيشية وفئات إنفاق مؤشر أسعار المستهلكين، يجب تعديل النتائج المستخلصة من مسح إنفاق الأسر المعيشية لتتطابق مع فئات مؤشر أسعار المستهلكين. ويمكن إجراء ذلك عن طريق تجميع أو تقسيم عناوين مسح إنفاق الأسر المعيشية ذات الصلة على فئات إنفاق مؤشر أسعار المستهلكين ذات الصلة. وتُجرى هذه التعديلات بسهولة وموثوقية أكبر بكثير إذا تم التنسيق بين قائمة رموز بنود الإنفاق في مسح إنفاق الأسر المعيشية والقائمة المناظرة للبنود المستخدمة في جمع مشاهدات الأسعار الخاصة بمؤشر أسعار المستهلكين.

٤-٥٧ ينبغي، قدر الإمكان، أن يتماشى نظام تصنيف السلع والخدمات مع تصنيف الاستهلاك الفردي حسب الغرض الصادر عن الأمم المتحدة (راجع المرفق الثاني)، وذلك لأغراض إجراء المقارنة الدولية. وتيسيرا لتقدير واستخدام الأوزان الترجيحية، من المستصوب أيضا أن يتسق التصنيف المستخدم مع التصنيفات المستخدمة في مسوح إنفاق الأسر المعيشية وغيرها من إحصاءات (كإحصاءات مبيعات التجزئة مثلا). ورغبة في استمرار تنسيق النظام الإحصائي وإمكانية المقارنة على الصعيد الدولي، ينبغي لمسح إنفاق الأسر المعيشية أيضا أن يستخدم تصنيفا لأنواع النفقات يتسق مع تصنيف الاستهلاك الفردي حسب الغرض، وينبغي أن يكون من الممكن أيضا التوفيق بين المنتجات في مجموعات أسعار مبيعات التجزئة وتصنيف الاستهلاك الفردي حسب الغرض. وهناك هدف مهم آخر يتمثل في أن هيكل التجميع الذي يستخدمه نظام التصنيف ينبغي أن يفي بالحاجات الرئيسية للمستخدمين.

٤-٥٨ عند استخدام تصنيف الاستهلاك الفردي حسب الغرض كمثال، يكون للتصنيفات الهيكل الهرمي التالي:

- *الأقسام*: هي المجموعات الرئيسية الاثنا عشر للنفقات الاستهلاكية للأسر المعيشية؛
- *المجموعات*: هناك ٤٧ مجموعة في تصنيف الاستهلاك الفردي حسب الغرض؛
- *الفئات*: هي الأقسام الفرعية من المجموعات، وهناك حوالي ١٢٠ فئة.

وتحت الفئات يوجد عادة مزيد من التقسيمات في *فئات فرعية* تتضمن فئات أدنى مستوى يتم ترجيحه وهو عادة المستوى الأكثر تفصيلا في الهيكل الذي تصدر سلاسل المؤشر الخاصة به ــ وهي مكونات الإنفاق وأوزانه الترجيحية التي تظل ثابتة عند استخدام مؤشر قائم على الأوزان الترجيحية

الثابتة. وأدنى مستوى في سلة مؤشر أسعار المستهلكين هو فرادى السلع والخدمات التي تُجمع أسعارها بالفعل ــ وهذا هو المستوى الذي يمكن عنده تعديل مكونات سلة مؤشر أسعار المستهلكين فيما بين عمليتي تعديل رئيسيتين لهيكل الترجيح حتى يعكس التغيرات في عرض المنتجات وفي سلوك المستهلكين.

٤-٥٩ تُنشأ مؤشرات المستوى الأعلى بترجيح مؤشرات المستوى الأدنى معا من خلال مستويات تجميع متدرجة، حسب تعريف هيكل التصنيف. ويتم تحديد الأوزان الترجيحية خلال فترة معينة (سنة أو ثلاث أو خمس سنوات مثلا) بين عمليات تعديل أوزان المؤشر.

٤-٦٠ واختيار المستوى الذي يُحدد عنده الهيكل والأوزان الترجيحية في التسلسل الهرمي للمؤشر خلال فترة معينة له أهمية خاصة. والميزة الرئيسية لاختيار مستوى عالي نسبيا هي إمكانية تعديل وتحديث عينات المنتجات الفعلية وأسعارها تحت هذا المستوى حسب الحاجة. ويمكن إدخال منتجات جديدة في العينات وإعادة تحديد الأوزان الترجيحية على المستوى الأدنى على أساس أحدث المعلومات. وبالتالي هناك فرصة أكبر لكي يظل المؤشر ممثلا، من خلال المراجعة المستمرة لعينة المنتجات الممثلة.

٤-٦١ إذا تم اختيار مستوى منخفض نسبيا في هيكل المؤشر، تقل فرصة بقاء المؤشر ممثلا باستمرار، وسوف يكون هناك اعتماد أكبر على عملية مراجعة وتعديل أوزان المؤشر بصورة دورية. وفي هذه الحالات، تزداد قوة الحجج المؤيِّدة لتواتر تعديل الأوزان.

البنود التي تتطلب معاملة خاصة

٤-٦٢ قد تحتاج بعض المنتجات ــ كالمنتجات الموسمية والتأمين والسلع المستعملة والنفقات في الخارج وغيرها ــ إلى معاملة خاصة عند إنشاء أوزانها الترجيحية. وللحصول على مزيد من التفاصيل، يمكن الرجوع للفصول الثالث والعاشر والثاني والعشرين.

٤-٦٣ *المنتجات الموسمية*: يمكن استخدام مناهج متعددة للتعامل مع المنتجات الموسمية، ومن أمثلتها ما يلي:

- منهج الأوزان الترجيحية الثابتة الذي يعطي نفس الوزن الترجيحي للمنتج الموسمي في كل الشهور باستخدام سعر محتسب في الشهور التي تقع خارج الموسم. وتُعامل المنتجات الموسمية بنفس أسلوب معاملة المنتجات الاستهلاكية الأخرى؛

- منهج الأوزان الترجيحية المتغيرة الذي يعطي وزنا ترجيحيا متغيرا (أو متحركا) للمنتج في مختلف الشهور. وفي هذا المنهج، تتغير الأوزان الترجيحية للمنتجات الموسمية شهريا حسب التغيرات في النفقات الاستهلاكية خلال شهور الفترة المرجعية للأوزان الترجيحية. ومع ذلك، ينبغي الأخذ بمبدأ السلة الثابتة ــ أي الأوزان الترجيحية الثابتة ــ على الأقل على مستوى تجميع معين.

٤-٦٤ إن الميزة الأساسية لتطبيق منهج الأوزان الترجيحية الثابتة هي أنه يتسق مع الطرق المطبقة على كافة السلع والخدمات الاستهلاكية الأخرى، ومع صيغة المؤشر القائم على منهج السلة الثابتة من السلع والخدمات. ويبين المؤشر التغير في تكلفة شراء سلة مرجعية سنوية. ويعيب هذا المنهج أن الأسعار والمؤشرات يجب تقديرها أو ترحيلها في الفترة التي تقع خارج الموسم. ولا يجب إجراء عمليات الاحتساب هذه عند تطبيق طريقة الأوزان الترجيحية المتحركة. كما أن متوسط الأوزان الترجيحية الثابتة المحدَّد لكل شهور السنة لا يعكس بالفعل الاستهلاك الشهري. لذلك، إذا كان هناك ارتباط سلبي بين الأسعار والكميات، قد يحدث تحيز بالزيادة في المؤشر.

٤-٦٥ في منهج الأوزان الترجيحية المتغيرة، تعكس الأوزان التغير في الاستهلاك خلال الشهور، وبالتالي، لا توجد حاجة لتقدير أو احتساب أسعار للبنود الموردة خارج الموسم. ويعيب هذا المنهج أن التغيرات الشهرية في المؤشر قد يكون تفسيرها أصعب لأنها قد تعكس ليس فقط التغيرات في الأسعار بل أيضا التغيرات في الكميات. وهناك عيب آخر وهو أن الأوزان تقوم على التقلبات الموسمية في السنة المرجعية للأوزان الترجيحية، والتي قد تختلف عن التقلبات الموسمية في السنة الحالية.

٤-٦٦ إن اختيار قياس السلع الموسمية حسب طريقة الأوزان الترجيحية الثابتة أو طريقة الأوزان الترجيحية المتحركة ينبغي أن يستند إلى ما إذا كان الاهتمام ينصَب على التغيرات من شهر إلى آخر أم على التغيرات طويلة الأجل في المؤشر. ويكون استخدام سلة سنوية واستخدام أنصبة نفقات سنوية ملائما عندما ينصَب الاهتمام على الاتجاه العام للتغيرات في الأسعار في الأجل الأطول. من ناحية أخرى، إذا كان الاهتمام منصَبا على التغيرات من شهر إلى آخر، فإن الأوزان الترجيحية السنوية المعطاة لكل رقم نسبي للسعر من شهر إلى آخر يمكن أن تكون غير ممثلة للمعاملات الفعلية التي تحدث في الشهرين المتتاليين قيد الدراسة. وفي الحالة الثانية، يحصل تضخيم قد يكون كبيراً لأثر التغيرات الشهرية في أسعار البنود الموردة خارج الموسم عند استخدام الأوزان الترجيحية السنوية[١]. ولتلبية حاجات مختلف المستخدمين، قد يكون من الملائم إنشاء *مؤشرين*: أحدهما لقياس تغيرات

[١] على سبيل المثال، يبالَغ في تقدير أثر التغير في أسعار الطماطم في بداية الموسم على المؤشر العام. وبالمثل، لا يقدَّر أثر تغيرها في شهور ذروة موسم انتاجها حق قدره.

الأسعار في الأجل القصير (بأوزان ترجيحية شهرية متغيرة) ومؤشر آخر في الأجل الطويل (بأوزان ترجيحية سنوية ثابتة). ويتناول الفصل الثاني والعشرون مسألة البنود الموسمية بالتفصيل.

٤-٦٧ *التأمين*: حسبما يرد في القسم الخاص بالتأمين في الفصل الثالث، قد تقوم الأوزان الترجيحية للتأمين على غير الحياة على أساس إما: (١) إجمالي الأقساط المدفوعة التي تتكون من المبلغ المدفوع مقابل التأمين نفسه، ويسمى غالبا القسط الصافي[٢]، وتكلفة ضمنية للخدمة أو (٢) التكاليف الضمنية للخدمة التي تُدفع لشركة التأمين مقابل إدارة التأمين. والقسط الصافي هو في الأساس تحويل يدخل في مجمع يغطي المخاطر الجماعية لحملة البوالص ككل. ولكونه تحويلا، فهو لا يدخل في نطاق مؤشر أسعار المستهلكين. وتُقدَّر التكاليف الضمنية مقابل خدمة إدارة التأمين وتقديم خدمات التأمين بإجمالي الأقساط *مضافا إليه* الدخل من استثمار احتياطيات التأمين *مطروحا منه* المبالغ التي تدفع لحملة بوالص التأمين سدادا للمطالبات. وبوجه عام، يبدو من المفضل أن تقوم الأوزان الترجيحية الخاصة بالتأمين على غير الحياة على أساس تكاليف الخدمات لأنها تقلل مخاطر الأوزان السالبة. وتكاليف الخدمات هي المبالغ المقدرة التي تدفعها الأسر المعيشية مقابل الخدمات المقدمة من شركات التأمين. ومع ذلك، يمكن أيضا أن تقوم الأوزان الترجيحية على أساس إجمالي الأقساط. ويتسم هذا الموضوع بالصعوبة حيث لم يتم التوصل إلى توافق آراء بشأنه حتى الآن. ويتم استخدام إجمالي الأقساط كل شهر نظراً لصعوبة فصل تكاليف الخدمات عن سعر التأمين نفسه، ولعدم توفر المعلومات كل شهر.

٤-٦٨ *السلع المستعملة، بما فيها السيارات المستعملة*: حسبما يرد في الفقرات من ٣-١٢٧ إلى ٣-١٢٩ في الفصل الثالث، تُدرج أسعار السلع المعمرة المستعملة التي تشتريها الأسر المعيشية في مؤشر أسعار المستهلكين على غرار أسعار السلع الجديدة. غير أن الأسر المعيشية تبيع أيضا السلع المعمرة المستعملة، كالسيارات. فإذا ارتفع سعر سلعة مستعملة، فإن وضع الأسرة المشترية يكون أسوأ، لكن وضع الأسرة البائعة يكون أفضل. ومن منظور الترجيح، تمثل المبيعات نفقات سلبية، وهو ما يعني أن تغيرات أسعار السلع المستعملة التي *تبيعها* الأسر المعيشية تحمل ضمنا وزنا ترجيحيا *سالبا* في مؤشر أسعار المستهلكين. وفي الحقيقة، فإن مشتريات ومبيعات السلع المستعملة *فيما بين الأسر المعيشية* ــ سواء جرت بصورة مباشرة أو غير مباشرة عن طريق تاجر ــ تلغي بعضها بعضا (باستثناء أرباح التجار، راجع الفصل الثالث) ولا تحمل وزنا ترجيحيا في مؤشر أسعار المستهلكين. غير أن الأسر المعيشية تشتري أيضا من قطاعات أخرى وتبيع لتلك القطاعات. وبالنسبة

---

[٢] في الحسابات القومية، يعرف إجمالي الأقساط *مضافا إليه* الدخل من الاستثمار *ومطروحا منه* التكاليف المقدرة للخدمات "بصافي الأقساط". و"صافي الأقساط"، بحكم تعريفه، يعادل المطالبات مستحقة السداد، ويعامَل كلا التدفقين كعمليات تحويل أو إعادة توزيع بين الأسر المعيشية من حملة البوالص. ولا يعتبر "صافي الأقساط" نفقات.

للمجتمع الإحصائي المرجعي ككل ــ أي مجموعة الأسر المعيشية بالكامل التي يغطيها مؤشر أسعار المستهلكين ــ يُحسب الوزن الترجيحي الذي ينبغي إعطاؤه لنوع معين من السلع المستعملة بمجموع نفقات الأسر المعيشية على هذا النوع *مطروحا منه* قيمة إيرادات الأسر المعيشية من المبيعات إلى/من *خارج قطاع الأسر المعيشية*. ولا يوجد سبب لأن تلغي النفقات والإيرادات بعضها بعضا في المجمل. فالعديد من السيارات المستعملة التي تشتريها الأسر المعيشية مثلا قد يتم استيرادها من الخارج. ويُطلق على الفرق بين مجموع النفقات ومجموع المبيعات عادة صافي نفقات الأسر المعيشية. وهذا الصافي يمثل الوزن الترجيحي الذي ينبغي إعطاؤه للسلع المستعملة المشار إليها.

٤-٦٩ غير أنه باستثناء حالة السيارات المستعملة، يتعذر عمليا تقدير صافي النفقات لأن معظم مسوح إنفاق الأسر المعيشية لا تجمع البيانات التي تسمح بالمقارنة بين النفقات والإيرادات من مبيعات فرادى أنواع السلع المستعملة. فعادة لا يتم جمع سوى مجموع المبلغ المحصل من بيع السلع المستعملة. غير أن هذه المعلومات تعطي بالفعل فكرة عن حجم وأهمية هذه المعاملات في الاقتصاد القومي. والبلدان التي يكون فيها حجم هذه المعاملات صغيرا، قد تتجاهل السلع المستعملة (باستثناء السيارات المستعملة) عند حساب الأوزان الترجيحية للمؤشر.

٤-٧٠ نظرا لأن المبالغ التي تنفق على شراء السيارات المستعملة تكون كبيرة عادة، ينبغي إدراجها في سلة مؤشر أسعار المستهلكين إذا توفرت البيانات. غير أنه في حالة عدم توفر بيانات موثوقة، يمكن إضافة وزنها الترجيحي إلى الوزن الترجيحي للسيارات الجديدة.

٤-٧١ تدرِج معظم البلدان الإنفاق على السلع المستعملة عند تقدير الأوزان الترجيحية لمؤشر أسعار المستهلكين، إلا أن السلع المستعملة لا تتم تغطيتها عند جمع الأسعار (لصعوبة تسعير نفس السلعة كل شهر أو إجراء التعديل الملائم مقابل التغير في النوعية عند اختلاف السلع). ولهذا، يُفترض أن أسعار السلع الجديدة والمستعملة تتغير بنفس المعدل.

٤-٧٢ البلدان التي تكون فيها مشتريات السلع المستعملة مهمة ويُعتقد أن أسعارها تتغير بمعدلات مختلفة عن تلك الخاصة بالسلع الجديدة، يجب أن تُعطي لها أوزانا ترجيحية منفصلة. ويمكن الحصول على المعلومات، على الأقل بالنسبة لبعض السلع المعمرة المهمة، من مسوح إنفاق الأسر المعيشية، إذا كانت المسوح تسأل عن الإنفاق على السلع المستعملة والجديدة.

٤-٧٣ *الإنفاق في الخارج وإنفاق غير المقيمين*: إذا كان الهدف هو إنشاء مؤشر ممثل لحركات الأسعار داخل بلد معين أو منطقة معينة، يجب أن يعكس نظام الترجيح مشتريات كل من الأسر المعيشية المقيمة وغير المقيمة. ومن الناحية العملية، قد يكون من الصعب تقدير نسبة مجموع

المشتريات التي يجريها الزائرون من الخارج أو من مناطق أخرى، إلا بالنسبة لأنواع معينة من المشتريات في المناطق الجغرافية التي تكون فيها السياحة الأجنبية هي النشاط الاقتصادي السائد. ويجب استخدام مصادر أخرى بخلاف مسوح إنفاق الأسر المعيشية لضمان أن الأوزان تتضمن النفقات التي يجريها السياح الأجانب وتعكس كافة مشتريات السلع والخدمات الاستهلاكية التي تجريها الأسر المعيشية المقيمة أو غير المقيمة داخل البلد. وقد تتمثل هذه المصادر في الحسابات القومية أو احصاءات المبيعات التجارية.

٤-٧٤ إذا كان الغرض الرئيسي للمؤشر هو قياس تغيرات الأسعار التي يشهدها السكان المقيمون، ينبغي أن تتضمن الأوزان الترجيحية نفقاتهم في الخارج. وقد يتطلب ذلك جمع بيانات النفقات التي تُجرى خارج البلد عن طريق مسوح إنفاق الأسر المعيشية (كالنفقات على الفنادق ووجبات الطعام أثناء الرحلات السياحية، وعلى السلع المعمرة والصحة والتعليم). وهناك سبل يمكن بها إنشاء المؤشر لتغطية النفقات في الخارج تتمثل فيما يلي:

- جمع الأسعار خارج بلد الإقامة؛
- استخدام المؤشرات الفرعية الملائمة التي يوفرها خبراء الإحصاءات في البلدان الأخرى عن أنواع المنتجات التي يشتريها المقيمون هناك.
- تكوين فريق من المقيمين يتولى الإبلاغ عن الأسعار التي يدفعونها مقابل مشترياتهم في الخارج.

٤-٧٥ نظرا لأوجه القصور التي تعاني منها مسوح إنفاق الأسر المعيشية والتي تحول دون تقديمها بيانات موثوقة عن النفقات في الخارج، وللصعوبات العملية التي تعوق إنشاء مؤشر للنفقات في الخارج، يمكن أن تقوم الأوزان الترجيحية على أساس مسوح الإنفاق دون إجراء تعديل يأخذ بعين الإعتبار مكان الاحتياز، كما يمكن ألا تُجمع سوى أسعار السلع والخدمات التي يتم احتيازها في الإقليم الاقتصادي للبلد. وهذا المنهج يفترض أن التغيرات في أسعار السلع والخدمات التي يتم احتيازها في الخارج هي نفس التغيرات التي تشهدها أسعار نفس السلع والخدمات التي يتم احتيازها في الداخل.

أخطاء الترجيح

٤-٧٦ إذا تحركت كل الأسعار بنفس المعدل، لن يكون للأوزان الترجيحية أهمية. من ناحية أخرى، كلما زاد التفاوت في سلوك الأسعار بين المنتجات، زاد دور الأوزان الترجيحية في قياس التغير الكلي في الأسعار.

٤-٧٧ عادة ما تؤثر التغيرات البسيطة في الأوزان الترجيحية تأثيرا طفيفا على المؤشر الكلي للأسعار. ولا يكون للخطأ في الوزن الترجيحي لمؤشر فرعي أهمية إلا بقدر اختلاف التغير في المؤشر الفرعي عن متوسط التغيرات في المؤشر الكلي لأسعار المستهلكين. وبوجه عام، كلما زاد الوزن الترجيحي للمؤشر الفرعي، قلت النسبة المئوية للخطأ المسموح في هذا الوزن الترجيحي. ويستتبع ذلك انخفاض الخطأ المسموح في الأوزان الترجيحية كلما زاد معدل التغير في الأسعار *النسبية* للبنود ذات الصلة. وأخيرا، من الواضح أيضا أنه رغم أن أخطاء الترجيح قد لا تؤثر تأثيرا كبيرا على المؤشر الكلي، فإن الأخطاء على مستوى المجموعات الفرعية قد تكون كبيرة. وتبين التجربة الأسترالية أنه حتى البنود ذات الأوزان الترجيحية الكبيرة نسبيا يمكن أن تسمح بخطأ نسبته ٢٠%-٣٠% في الأوزان الترجيحية (راجع Australian Bureau of Statistics, 2000). ووفقا لدراسات المكتب الإحصائي للاتحاد الأوروبي "يوروستات"، لا تتأثر مؤشرات أسعار المستهلكين إلى حد ما بالتغيرات في الأوزان الترجيحية. ومع ذلك، اقترح المكتب الإحصائي للاتحاد الأوروبي وضع إجراءات لمراقبة الجودة تهدف إلى متابعة الأوزان الترجيحية للبنود التي اختلفت التغيرات في أسعارها عن حركة المؤشر الكلي (راجع Eurostat, 2001). وتتناول دراسة (1998) Rameshwar قضية تأثير أخطاء الترجيح على المؤشر الفرعي والمؤشر الكلي.

الفصل الخامس

المعاينة

مقدمـــة

٥-١ المسح بالعينة هو الطريقة التي يستخدمها المكتب الإحصائي القومي في جمع الأسعار عند إنتاج مؤشر أسعار المستهلكين. وفي واقع الأمر، قد يرى العديد من البلدان أنه من الأفضل أن يحتوي هذا المسح على عدد كبير من المسوح المختلفة، يغطي كل منها مجموعات فرعية مختلفة من المنتجات التي يغطيها المؤشر. لذلك، سنبدأ بإيجاز بعض المفاهيم العامة للمسح بالعينة التي يجب أن تؤخذ في الاعتبار عند دراسة مسح معين كجمع الأسعار لأغراض مؤشر أسعار المستهلكين.

٥-٢ توجد *كمية مستهدفة* ــ كمؤشر لأسعار المستهلكين مثلا ــ تعرف من حيث علاقتها بما يلي:

- ــ *مجتمع إحصائي* (*universe*) يتألف من مجتمع معاينة محدود يضم مفردات إحصائية (كالمنتجات)،
- ــ *متغير* أو أكثر يعرف لكل وحدة في المجتمع الإحصائي (كالسعر والكمية)؛
- ــ صيغة تدمج قيمة متغير أو أكثر من متغيرات كل الوحدات في المجتمع الإحصائي في قيمة واحدة تسمى *مَعلمة* (مثل مؤشر لاسبير).

وينصب الاهتمام على قيمة هذه المَعلمة.

٥-٣ عادة ما يكون للمجتمع الإحصائي ثلاثة أبعاد. فهناك *بُعد المنتجات* الذي يتألف من كل ما يتم شراؤه من منتجات وأنواع منتجات. وهناك *بُعد المواقع الجغرافية ومنافذ البيع* الذي يتألف من كل الأماكن والقنوات التي يباع فيها منتج ما. وأخيرا، هناك *بُعد الزمن* الذي يتألف من كل الفترات الفرعية ضمن فترة المؤشر. وسوف يتم إعطاء بعد الزمن اهتماما أقل حيث يكون تفاوت الأسعار أقل عادة خلال الفترة الزمنية القصيرة، وحيث يمكن التعامل مع الجوانب الزمنية في مواصفات المنتجات ومنافذ البيع.

٥-٤ في هذا الفصل، سيُنظر إلى البعدين الأولين باعتبارهما ثابتين خلال الفترات الزمنية التي يتناولها المؤشر. وبعبارة أخرى، سوف يُفترض وجود نفس المنتجات ومنافذ البيع في المجتمع الإحصائي في الفترتين، أو أن عمليات الإحلال بين المنتجات أو منافذ البيع القديمة والجديدة تجري بإحلال كل منتج/منفذ محل آخر وبدون مشكلات. ولمعرفة التعقيدات التي تنشأ نتيجة التغيرات

الدينامية في المجتمع الإحصائي، يُرجى الرجوع إلى الفصل الثامن الذي يتناول الإحلال وإعادة المعاينة والتعديل مقابل التغير في النوعية.

٥-٥ لماذا لا تؤخذ سوى عينة من الوحدات؟ يعود السبب الأساسي لذلك أن نوعية البيانات من المحتمل أن تكون أفضل إذا ما كانت الوحدات التي سيتم التعامل معها أقل بسبب الاستعانة بجامعي بيانات أكثر تخصصا وأفضل تدريبا. كما أن الوقت المطلوب للانتهاء من هذه الممارسة يكون أقصر، فضلا عن أن محاولة تغطية كل المنتجات في كل منافذ البيع تُعد مستحيلة تقريبا من الناحية المادية، وباهظة التكلفة.

٥-٦ *في المعاينة الاحتمالية (probability sampling)*، يجري اختيار الوحدات بحيث يكون لكل وحدة (منفذ بيع أو منتج) احتمال اختيار معروف لا يساوي صفرا. فعلى سبيل المثال، يجري اختيار منافذ البيع عشوائيا من سجل الشركات وبالتالي يكون لكل منفذ بيع نفس الفرصة لكي يجري اختياره. ومع ذلك، فقد جرى العرف على استخدام طرق *المعاينة غير الاحتمالية* (*non-probability sampling*) بشكل أساسي في اختيار منافذ البيع أو المنتجات عند إعداد مؤشر أسعار المستهلكين. ويشيع استخدام طريقة البنود الممثلة خاصة في اختيار البنود. ومن الطرق الأخرى المستخدمة معاينة القيمة الحدية (*cut-off sampling*) والمعاينة بالحصص (*quota sampling*) (راجع أدناه). هناك أيضا حالات يجري فيها المزج بين هاتين الطريقتين للمعاينة، فعلى سبيل المثال، يجري اختيار منافذ البيع باستخدام أساليب المعاينة الاحتمالية، بينما يجري اختيار المنتجات باستخدام طريقة البنود الممثلة.

٥-٧ بعد أن يتقرر بدء المعاينة، هناك قضيتان ينبغي بحثهما، وهما: كيف يجري اختيار العينة، وكيف تُستخدم قيم العينة في تقدير المَعلمة. والقضية الأولى تعكس اختيار تصميم العينة، أما الثانية فتمثل طريقة التقدير. وسوف نبحث أولا قضية تصميم العينة.

أساليب المعاينة الاحتمالية

٥-٨ يعرض هذا القسم بعض المفاهيم والأساليب العامة للمعاينة ذات التطبيقات المهمة بالنسبة لمؤشرات الأسعار. وهذا العرض الموجز يغطي مفاهيم المعاينة التي لها أهمية مباشرة في تطبيقات مؤشرات الأسعار. وللاطلاع على معالجة كاملة لهذا الموضوع، يُرجى الرجوع إلى إحدى الدراسات العديدة المتاحة، ومنها على سبيل المثال: Särndal, Swensson and Wretman (1992) أو Cochran (1977).

٥-٩ ترى نظرية المعاينة (survey sampling theory) أن المجتمع يتألف من عدد محدود (N) من الوحدات المشاهدة التي يرمز لها بالرمز $j = 1, \ldots, N$. وهكذا تتمثل المعاينة في اختيار n وحدة من N بإعطاء احتمال إدراج π_j لكل وحدة. وبالنسبة لمؤشرات الأسعار، هناك تصميمان للعينة لهما أهمية خاصة.

٥-١٠ في *المعاينة العشوائية البسيطة* (*simple random sampling*) و*المعاينة المنتظمة* (*systematic sampling*)، يجري اختيار كل وحدة بنفس الاحتمال، حيث $\pi_j = n/N$. وفي المعاينة العشوائية البسيطة، يجري اختيار كل الوحدات باستخدام آلية عشوائية. أما في المعاينة المنتظمة، فيجري اختيار وحدات العينة على مسافات متساوية من بعضها البعض في إطار العينة، بحيث يجري اختيار الوحدة الأولى فقط عشوائيا. ويوصى باتباع هذه الأساليب عادة في الحالات التي تكون فيها الوحدات متجانسة نسبيا.

٥-١١ في *المعاينة الاحتمالية المتناسبة مع الحجم* (*probability proportional to size sampling*) (*pps*) ، يتناسب احتمال الإدراج مع متغير مساعد x_j، حيث $\pi_j = nx_j / \sum_{j=1}^{N} x_j$ والوحدات التي تكون هذه الكمية بالنسبة لها أكبر من الواحد في البداية يجري اختيارها على أساس اليقين، ثم يجري حساب احتمالات الإدراج بعد ذلك بالنسبة لبقية المجتمع الإحصائي.

٥-١٢ يمكن تقسيم المجتمع الإحصائي إلى طبقات يُرمز لها بالرمز $h = 1, \ldots, H$. ويوجد في كل طبقة N_h وحدة، حيث $\sum_{h=1}^{H} N_h = N$. وعادة ما يكون الغرض من تفريغ العينات تجميع الوحدات معا، بحيث تكون إما متجانسة بطريقة ما أو تفي بغرض الملاءمة الإدارية كأن تكون قريبة ماديا من بعضها البعض مثلا. وتعد كل طبقة مجتمع مصغر، حيث تحدث المعاينة على نحو منفصل في كل طبقة. وبالنسبة لمؤشر أسعار المستهلكين، جرت العادة على استخدام الإجماليات الأولية كطبقات. وفي بقية هذا الفصل، سنتناول المعاينة في طبقة واحدة ــ مناظرة لإجمالي أولى ــ ونستبعد الرمز الجانبي السفلي h.

استخدام المعاينة الاحتمالية في سياق مؤشرات أسعار المستهلكين

٥-١٣ *إطار العينة* هو قائمة بكافة (أو معظم) وحدات N في المجتمع الإحصائي. وقد ينطوي إطار العينة على تغطية زائدة لمفردات المجتمع الإحصائي (overcoverage) بحيث يحتوي على وحدات ليست في المجتمع الإحصائي أو على نسخ طبق الأصل من الوحدات. وقد ينطوي إطار العينة على تغطية ناقصة لمفردات المجتمع الإحصائي (undercoverage) بحيث تختفي منه بعض وحدات المجتمع الإحصائي.

٥-١٤ قد تتمثل أطر العينة لبُعد منافذ البيع فيما يلي:

- سجلات الشركات: ينبغي أن تشتمل هذه السجلات على مواقع شركات تجارة التجزئة وعناوينها وأن تُحدَّث بانتظام. وإذا تضمن السجل مقياسا للحجم (رقم الأعمال أو عدد العاملين)، سيكون أداة مفيدة لإجراء المعاينة الاحتمالية المتناسبة مع الحجم، وعندئذ يمكن إدراج مقياس الحجم هذا في مَعلمة المجتمع الإحصائي أيضا.
- أدلة الهاتف (أدلة منشآت الأعمال –(yellow pages)): لا تحتوي عادة على مقاييس للحجم. لذا، سيكون من الضروري إجراء معاينة عشوائية بسيطة أو معاينة منتظمة. وقد تُستخدم أحيانا المعرفة غير الرسمية بأهمية منافذ البيع المختلفة في تفريغ عينات المجتمع الإحصائي إلى فئتين أو أكثر، ثم سحب عينة أكبر نسبيا من الطبقات الأكثر أهمية.
- سجلات الإدارات المحلية والهيئات التي تتبعها المشروعات وغيرها: يمكن استخدامها في الأسواق المحلية وما إلى ذلك، وهي تعد ذات أهمية خاصة في البلدان النامية.

٥-١٥ قد تتمثل أطر العينة لبُعد المنتجات فيما يلي:

- قوائم المنتجات التي يوفرها تجار الجملة الرئيسيون والتي تبين قيم مبيعات مختلف أنواع المنتجات في فترة سابقة. وتمثل قيم المبيعات مقياسا واضحا للحجم يستخدم في الأوزان الترجيحية والمعاينة الاحتمالية المتناسبة مع الحجم.
- قوائم المنتجات الخاصة بمنافذ البيع: قد يعد هذه القوائم أيضا جامعو الأسعار أنفسهم من خلال ملاحظة المنتجات المعروضة على رفوف منافذ البيع. وهكذا، يمكن استخدام المساحة المخصصة لعرض المنتجات كمقياس للحجم في المعاينة الاحتمالية المتناسبة مع الحجم.

أساليب المعاينة الاحتمالية المتناسبة مع الحجم

٥-١٦ توجد أساليب عديدة لسحب عينات احتمالية متناسبة مع الحجم. وتندرج هذه الأساليب تحت فئتين رئيسيتين حسبما إذا كان حجم العينة ثابتا أم عشوائيا. ومن الواضح أن حجم العينة الثابت والمحدد مسبقا يعد مستصوبا بالنسبة لمؤشرات أسعار المستهلكين، حيث يكون حجم العينة في كل طبقة صغيرا غالبا، بينما الحجم العشوائي ينطوي على خطر أخذ عينة فارغة. لذلك نعرض فيما يلي طريقتين لسحب العينات الاحتمالية المتناسبة مع الحجم الثابت.

الجدول ٥-١: سحب عينة منتظمة مكونة من ٣ منافذ بيع من ١٠ منافذ بيع على أساس المعاينة الاحتمالية المتناسبة مع الحجم

منفذ البيع	عدد العاملين = x	الحجم التراكمي لعدد العاملين	فترة الإدراج	تدرج عندما تكون نقطة البداية ٢٥
١	١٣	١٣	١-١٣	
٢	٢	١٥	١٤-١٥	
٣	٥	٢٠	١٦-٢٠	
٤	٩	٢٩	٢١-٢٩	X
٥	١	٣٠	٣٠	
٦	٢٥	٥٥	٣١-٥٥	X
٧	١٠	٦٥	٥٦-٦٥	
٨	٦	٧١	٦٦-٧١	
٩	١١	٨٢	٧٢-٨٢	
١٠	٨	٩٠	٨٣-٩٠	X

٥-١٧ *المعاينة الاحتمالية المنتظمة المتناسبة مع الحجم* (*systematic pps sampling*): أفضل شرح لهذه الطريقة يكون من خلال مثال. ففي الجدول ٥-١، نبين كيف يمكن سحب عينة مكونة من ثلاثة منافذ بيع من عشرة منافذ بيع. وفي هذه الحالة، يكون عدد العاملين مقياسا للحجم. ونبحث في القائمة عن مكان إدراج الأحجام التراكمية وعن فترات الإدراج. ونأخذ الرقم الإجمالي لمقياس الحجم، والذي يكون في هذه الحالة ٩٠ ونقسمه على حجم العينة، وهو ٣، لنحصل على فترة المعاينة وهي ٣٠. بعد ذلك، نختار رقم عشوائي بين ١ و ٣٠ (تتوافر دوال الأرقام العشوائية في برامج مثل "إكسل" للوحات الجدولية). وبافتراض أننا نحصل على رقم ٢٥، عندئذ ستحتوي العينة على منافذ البيع التي تغطي فترات إدراجها الأرقام ٢٥ و٢٥+٣٠ و٢٥+٢×٣٠.

٥-١٨ من السهل إجراء معاينة منتظمة. غير أنه إذا انطوي إطار العينة على تغطية زائدة لمفردات المجتمع الإحصائي، لن يكون حجم العينة هو الحجم المحدد مسبقا. ولنفترض أننا اكتشفنا في أول زيارة لمنافذ البيع أن منفذ البيع رقم ٦ لا يبيع المنتجات التي في عينة المنتجات. عندئذ سيتبقى لدينا عينة مكونة من منفذي بيع فقط. ونحن إما أن نكون راضين بذلك الوضع أو نسعى بطريقة ما لاستبدال المنفذ غير الصالح، وهو الأمر الذي لم تحدده طريقة المعاينة الأساسية. إلى جانب ذلك، تعتمد العينة المختارة على ترتيب قائمة منافذ البيع أو المنتجات. وقد يكون ذلك مهما، لاسيما إذا كان ترتيب القائمة مرتبط بمقياس الحجم.

٥-١٩ *المعاينة الاحتمالية الترتيبية المتناسبة مع الحجم* (*order pps sampling*): تعد هذه طريقة حديثة نسبيا لسحب العينات الاحتمالية المتناسبة مع الحجم. وتحتوي دراسة Rosen (1997a,

(1997b على النظرية التي تقوم عليها هذه الطريقة. وفي هذه الحالة، يرتبط رقم عشوائي متجانس U_i *تكون قيمته* بين صفر و١ والمتغير $z_i = nx_i / \sum_i x_i$، حيث x_i هي متغير الحجم، بكل وحدة في المعاينة ويجري إنشاء *متغير ترتيبي* كدالة في هذين المتغيرين. وبعد ذلك، تصنف الوحدات في المجتمع الإحصائي بترتيب تصاعدي وتدرج في العينة وحدات n ذات المتغير الترتيبي الأقل قيمة. وفيما يلي مثالان مهمان للمتغيرات الترتيبية Q_i:

- للمعاينة الاحتمالية التعاقبية المتناسبة مع الحجم (sequential pps sampling): $Q_i = U_i / z_i$،
- لمعاينة "باريتو" الاحتمالية المتناسبة مع الحجم (Pareto pps sampling): $Q_i = U_i(1-z_i) / z_i(1-U_i)$.

٢٠-٥ بنفس المجتمع الإحصائي المذكور آنفا وباستخدام المثال الخاص بمعاينة باريتو الاحتمالية المتناسبة مع الحجم، نبين في الجدول ٥-٢ كيفية عمل هذه الطريقة. وقد قمنا الآن بترتيب المجتمع الإحصائي ترتيبا تصاعديا وفقا للمتغير الترتيبي. وقد تبين أن العينة الأولى تتألف من منافذ البيع أرقام ٦ و١ و٨. غير أنه بافتراض أننا اكتشفنا أنه من غير الملائم إدراج المنفذ رقم ١. عندئذ ننتقل إلى الوحدة الرابعة في الترتيب، وهي المنفذ رقم ٩، وندرجها كبديل. وهكذا، فإن المعاينة الاحتمالية الترتيبية المتناسبة مع الحجم يسهل إجراؤها مع حجم العينة الثابت وهي أكثر مرونة من المعاينة المنتظمة.

الجدول ٥-٢: سحب عينة "باريتو" مكونة من ٣ منافذ بيع من ١٠ منافذ بيع على أساس المعاينة الاحتمالية المتناسبة مع الحجم

منفذ البيع	X_i	U_i	Q_i	العينة
٦	٢٥	٠,٧٥٥٥٠٩	٠,٠٣٦٩٤٣	X
١	١٣	٠,١٩٨٠٨٢	٠,٢٠٧٧٢١	(X)
٨	٦	٠,٩١٥١٣١	٠,٣١٠٦٦٦	X
٩	١١	٠,٢٧٧١٣١	٠,٣٤٦٠٢٤	X
١٠	٨	٠,٨٣٤١٣٨	٠,٣٨٠٤٦٨	
٧	١٠	٠,٧٠٩٠٤٦	٠,٤١٢٥٩٩	
٤	٩	٠,٤٦٣٧٣	٠,٥٨٠٢٦٤	
٣	٥	٠,٥٠٠١٦٢	١,٢٥	
٥	١	٠,٠٦٧٩٤١	١,٨٣٦٤٣٥	
٢	٢	٠,٢٩٧٥٢٤	٢,٩٢٦٠٥١	

٥-٢١ رغم ذلك، لا تعد أي من الطريقتين المتَّبعتين لإجراء المعاينة الترتيبية بمثابة معاينة احتمالية متناسبة مع الحجم على النحو الدقيق، لأن احتمالات الإدراج التي يتم التوصل إليها تختلف إلى حد ما عن الاحتمالات المطلوبة. ومع ذلك، تبين دراسة Rosen (1997b) أن الطريقتين تمثلان معاينة احتمالية متناسبة مع الحجم تقريبا عندما يكون الغرض هو تقدير المتوسطات والتباينات. وفي حالة مؤشر الأسعار، يظل ذلك صحيحا عندما يكون هناك إحلال للعينة نتيجة حدوث تغطية زائدة لمفردات المجتمع الإحصائي. وتعد معاينة باريتو الاحتمالية المتناسبة مع الحجم أفضل بدرجة طفيفة من المعاينة الاحتمالية التعاقبية المتناسبة مع الحجم وبالتالي ينبغي تفضيلها.

٥-٢٢ تُستخدم المعاينة الاحتمالية الترتيبية المتناسبة مع الحجم في الوقت الحالي في العديد من مجالات مؤشر أسعار المستهلكين في السويد، مثل معاينة ما يلي:

- منافذ البيع من سجل الشركات (مقياس الحجم هو عدد العاملين +١)؛
- المنتجات من قواعد البيانات التي توفرها متاجر التجزئة الكبرى (مقياس الحجم هو المبيعات التاريخية)؛
- طُرُز السيارات من السجل المركزي للسيارات (مقياس الحجم هو عدد السيارات المسجلة في الفترة المرجعية).

٥-٢٣ تحتوي دراسة Statistics Sweden (2001) على مزيد من التفاصيل المتعلقة بتطبيق هذه الطرق. كما تبين دراسة Rosen (1997b) أن معاينة باريتو الاحتمالية المتناسبة مع الحجم والمعاينة الاحتمالية المنتظمة المتناسبة مع الحجم هما الطريقتان المُثليان للمعاينة الاحتمالية المتناسبة مع الحجم. فمعاينة باريتو تسمح بإجراء تقييم موضوعي لدقة التقدير. غير أنه من حيث الدقة النهائية، فإن معاينة باريتو هي الطريقة المثلى في بعض الحالات بينما المعاينة المنتظمة هي الطريقة المثلى في حالات أخرى. وبالتالي، ستكون المفاضلة بينهما مسألة تقديرية وتعتمد على مدى ملاءمة أي منهما للتطبيق عمليا في حالة معاينة محددة. والمرونة الكبيرة التي تتسم بها المعاينة الاحتمالية الترتيبية المتناسبة مع الحجم إزاء أوجه القصور التي تشوب الإطار ــ أحد الجوانب المهمة في تطبيقات مؤشر أسعار المستهلكين ــ تقودنا إلى جعل هذه الطريقة توصيتنا الأولى من بين طرق المعاينة الاحتمالية المتناسبة مع الحجم.

طرق المعاينة التي يستخدمها المكتب الأمريكي لإحصاءات العمل

٥-٢٤ يستخدم المكتب الأمريكي لإحصاءات العمل الطرق الاحتمالية في كافة مراحل اختيار العينات. وفي المرحلة الأخيرة، يجري اختيار فرادى البنود في منافذ البيع في عملية مصممة بحيث تشبه المعاينة الاحتمالية المتناسبة مع حجم مبيعات كل بند من هذه البنود. وتحقيقا لهذه الغاية، يُسمح

لممثلي المكتب الأمريكي لإحصاءات العمل الميدانيين باستخدام أي من الطرق الأربعة لتحديد نسب المبيعات (راجع U.S. BLS, 1997):

- الحصول على نسب المبيعات مباشرة من أحد المجيبين؛
- ترتيب المجموعات الفرعية / البنود وفقا لأهمية المبيعات حسبما ذكر المجيب ثم الحصول على النسب مباشرة أو استخدام نسب مخصصة مسبقا؛
- استخدام المساحة المخصصة للمنتج على رفوف المتجر لتقدير النسب حيثما ينطبق ذلك؛
- استخدام احتمالات متساوية.

٥-٢٥ وفقا لما يذكره المكتب الأمريكي لإحصاءات العمل، تتمثل مزايا هذه الطريقة في أنها تضمن إجراء المعاينة الاحتمالية بموضوعية وكفاءة، عندما لا تتوافر أي طريقة أخرى. وهي تتيح وضع تعريفات عامة لطبقات البنود بحيث لا يحتاج الوصف المحكم إلى تسعير في كل مكان. فالتنوع الكبير في بعض البنود يقلل إلى حد كبير من مكون التباين داخل البند الواحد، ويقلل من ارتباط حركة الأسعار فيما بين المناطق، ويسمح بتخفيض حجم العينة المطلوب لدى تحديد مقدار التباين المقبول.

٥-٢٦ المشكلة التي يحتمل أن يواجهها هذا المنهج هي أنه إذا تم استخدام مقياس قيم المبيعات خلال فترة قصيرة جدا، فقد يكون ذلك متزامنا مع فترة عروض خاصة يصاحبها انخفاض مؤقت في الأسعار. وقد يحدث بعد ذلك أن يعطى أحد البنود التي تم تخفيض سعرها مؤقتا احتمال إدراج كبير. ونظرا لأن هذا السعر سيزيد غالبا بنسبة أكبر من المتوسط، فقد ينتج عن ذلك تحيز المبالغة في التقدير. لذلك، من الضروري أن تتم معاينة البند في مرحلة زمنية سابقة لجمع الأسعار لأول مرة أو يتم استخدام قيم المبيعات من فترة سابقة. وتهتم دراسة Okamoto (1999) بهذه القضية في اليابان، حيث يبدو ارتداد الأسعار ظاهرة شائعة جدا.

طرق المعاينة غير الاحتمالية

٥-٢٧ تركز نظرية المعاينة الإحصائية الحديثة على المعاينة الاحتمالية. وهناك توصية قوية باستخدام المعاينة الاحتمالية، وهي الممارسة المعمول بها في كافة أنواع المسوح الإحصائية، بما في ذلك المسوح الاقتصادية. غير أن ممارسة مؤشر الأسعار في معظم البلدان لا تزال تسودها الطرق غير الاحتمالية. لذا، قد يكون من المفيد أن نحاول تخمين الأسباب المنطقية وغير المنطقية لهذا الموضوع. وفي القسم التالي، نناقش عددا من هذه الأسباب المحتملة كل على حدة. وننتقل بعد ذلك لمناقشة بعض الأساليب غير الاحتمالية.

أسباب استخدام المعاينة غير الاحتمالية

٥-٢٨ *عدم توفر إطار للمعاينة*: ينطبق ذلك غالبا بالنسبة لبُعد المنتجات لكنه أقل تواترا بالنسبة لبُعد منافذ البيع التي تتوافر أطرها بالفعل عن طريق سجلات الشركات أو أدلة الهاتف على الأقل في بعض البلدان، لاسيما في أوروبا الغربية وأمريكا الشمالية وأوقيانوسيا. ويمكن أيضا إنشاء أطر مخصصة في عدد محدود من المدن أو المواقع، على هيئة عينات عنقودية في مرحلة أولى. وبالنسبة للمنتجات، يمكن الإشارة إلى أن تشكيلة المنتجات المعروضة في منفذ ما توفر إطارا طبيعيا للمعاينة ــ بمجرد اختيار منفذ البيع كعنقود ــ كما هو الحال في طريقة المعاينة التي يستخدمها المكتب الأمريكي لإحصاءات العمل والمشار إليها آنفا. لذلك فإن عدم وجود أطر للمعاينة لا يعد مبررا كافيا لعدم تطبيق المعاينة الاحتمالية.

٥-٢٩ *حجم التحيز الناتج عن المعاينة غير الاحتمالية لا يُذكر*: هناك بعض الأدلة التجريبية التي تدعم هذا القول بالنسبة للمؤشرات المجمعة تجميعا كبيرا. وقد قامت دراستي Dalén (1998b) و De Haan, Opperdoes and schut (1999) بعمل محاكاة لمعاينة المنتجات بطريقة حد الفصل من داخل فئات البنود. وقد تناولت دراسة Dalén حوالي ١٠٠ فئة من فئات البنود المبيعة في محال السوبر ماركت وأشارت إلى أنه رغم وجود تحيزات كبيرة في المؤشرات الفرعية الخاصة بالعديد من فئات البنود، فقد ألغت هذه التحيزات بعضها بعضا بعد التجميع. أما دراسة De Haan, Opperdoes and schut فقد استخدمت البيانات المستخلصة من الماسحات الضوئية وتناولت ثلاث فئات (البُن وحفاضات الرُّضَّع وورق الحمَّام)، ورغم أن التحيز كان كبيرا في كل من الفئات الثلاث، فإن متوسط مربع الخطأ (الذي يُحسب بإضافة قيمة التباين إلي مربع التحيز) كان غالبا أقل من متوسط مربع الخطأ الناتج عن المعاينة الاحتمالية المتناسبة مع الحجم. وكان هناك تحيز في الاتجاهين، وهو ما يمكن تفسيره على أنه يدعم النتائج التي توصلت إليها دراسة Dalén. ومع ذلك، قد تظل التحيزات الكبيرة في فئات البنود أمرا يدعو للقلق. وتذكر دراستي Dalén و De Haan, Opperdoes and schut أن هناك تحيزات في فئات البنود المفردة الخاصة بالعديد من نقاط المؤشر.

٥-٣٠ *نحتاج إلى ضمان إمكانية متابعة العينات لبعض الوقت*: فإذا لم يحالفنا الحظ مع العينة الاحتمالية، قد ينتهي بنا الحال مع منتج يختفي فور إدراجه في العينة. وعندئذ تواجهنا مشكلة إحلال، بما فيها من مخاطر تحيز خاصة بها. وإزاء ذلك، قد يتصادف أن يكون للمنتجات قصيرة العمر حركة أسعار مختلفة عن حركة أسعار المنتجات طويلة العمر وأن تشكل جزءا كبيرا من السوق، وبالتالي سيؤدي استبعادها إلى تحيز.

٥-٣١ *العينة الاحتمالية بالنسبة لفترة الأساس لا تكون عينة احتمالية دقيقة بالنسبة للفترة الحالية*: هذه الحجة تذكر مسبقا جانبا من المناقشة التي يتناولها الفصل الثامن لاحقا. ومن المؤكد أن الحماية من التحيز التي توفرها المعاينة الاحتمالية سيتلاشى أثرها إلى حد كبير نتيجة الحاجة إلى إجراء عمليات إحلال غير احتمالية فيما بعد.

٥-٣٢ *يجب جمع الأسعار حيث يتواجد جامعي الأسعار*: تنطبق هذه الحجة على المعاينة الجغرافية فقط. وجمع الأسعار بالقرب من منازل جامعي الأسعار يكون أرخص بطبيعة الحال، وسوف يكون أمرا صعبا ومكلفا أن يعيَّن جامعو أسعار ويستغنى عن غيرهم في كل مرة تُسحب فيها عينة جديدة. ويمكن تخفيف حدة هذه المشكلة بأن تتم تغطية البلد المعني تغطية جيدة بجامعي الأسعار. ومن سبل تحقيق ذلك، وجود وحدة داخل الوكالة الإحصائية القومية متخصصة في إجراء المقابلات وموزعة جغرافيا، يمكنها إجراء العديد من المسوح في نفس الوقت. وهناك سبيل آخر للتخفيف من حدة المشكلة من خلال وجود عينة المرحلة الأولى من المناطق أو المدن أو المواقع التي لا تتغير إلا ببطء شديد.

٥-٣٣ *حجم العينة صغير جدا*: أحيانا يكون تفريغ العينات موسعاً لدرجة لا تترك مجالاً سوى لعينة صغيرة جدا في الطبقة النهائية. والاختيار العشوائي لعدد من الوحدات يتراوح بين ١-٥ وحدة قد يسفر أحيانا عن عينة نهائية يُعتقد أن توزيعها غير متماثل أو تحمل خصائص تمثيل ضعيفة. ومع ذلك، إذا لم يتم عرض المؤشر الخاص بهذه الطبقة الصغيرة للجمهور، ستكون المشكلة أيضا صغيرة. وعدم تماثل توزيع العينات الصغيرة على المستوى المنخفض سوف يقل على المستويات الأعلى. والحجة القائلة بأن حجم العينة صغير جدا تزداد صحتها عندما يتعلق الأمر بعناقيد المرحلة الأولى (المناطق الجغرافية) التي تنطبق على معظم مستويات المعاينة التالية بصورة آنية.

٥-٣٤ *يجب اتخاذ قرارات المعاينة على مستوى منخفض في الوحدة المختصة*: إذا لم يكن جامعو الأسعار ضليعين في الإحصاء، فقد يصعب عليهم إجراء المعاينة الاحتمالية ميدانيا. وستكون هذه المعاينة ضرورية إذا كان وصف المنتجات الذي تم توفيره مركزيا يغطي أكثر من منتج (سعر) في منفذ ما. ومع ذلك، فهذا تحديدا ما يقوم به المندوبون الميدانيون (راجع دراسة U.S. BLS, 1997) في الولايات المتحدة. وفي السويد، حيث تُجرى معاينة مركزية للمنتجات (للحاجات الأساسية اليومية) إلى حد وصف أنواع المنتجات وأحجام العبوات بدقة، لا توجد حاجة للمعاينة في منافذ البيع. وفي البلدان التي لا يتوفر فيها أي من هذين البديلين، ستزداد صعوبة إجراء معاينة احتمالية كاملة للمنتجات.

٥-٣٥ في بعض الحالات، توجد بالتالي أسباب وجيهة لاستخدام الطرق غير الاحتمالية. وسوف نناقش اثنين منهما في الفقرات التالية.

معاينة القيمة الحدية (cut-off sampling)

٥-٣٦ تشير معاينة القيمة الحدية إلى عملية اختيار أكبر n (عدد من الوحدات) للمعاينة على أساس اليقين وإعطاء الوحدات الباقية فرصة إدراج صفرية. وفي هذا السياق، يشير تعبير "الكِبَر" إلى مقياس ما للحجم يرتبط ارتباطا شديدا بالمتغير المستهدف. وتشير كلمة "حد الفصل" إلى القيمة الفاصلة بين الوحدات المدرجة والمستبعدة.

٥-٣٧ بوجه عام، تستنتج النظرية العامة للمعاينة أن معاينة القيمة الحدية لا ينتج عنها مقدِّرات غير متحيزة (راجع الفقرات من ٥-٥١ إلى ٥-٦٠ لاحقا للاطلاع على مناقشة تتعلق بالتحيز والتباين)، نظرا لأن الوحدات الصغيرة قد تُظهر حركات أسعار مختلفة منهجيا عن حركات أسعار الوحدات الأكبر. ولتفريغ العينات حسب الحجم أو المعاينة الاحتمالية المتناسبة مع الحجم أيضا ميزة إدراج أكبر الوحدات على أساس اليقين، وفي الوقت نفسه إعطاء كل الوحدات احتمال إدراج غير صفري.

٥-٣٨ إذا كان معيار الخطأ لا يمثل الحد الأدنى للتحيز بل الحد الأدنى *لمتوسط مربع الخطأ* (= التباين + مربع التحيز)، ونظرا لأن لأي مقدِّر من معاينة القيمة الحدية تباين صفري، فإن معاينة القيمة الحدية قد تمثل خيارا جيدا متى كان أثر خفض التباين يفوق أثر دخول تحيز صغير. وتبين دراسة De Haan, Opperdoes and schut (1999) أن ذلك قد يكون صحيحا بالفعل بالنسبة لبعض فئات البنود.

٥-٣٩ في أي تصميم للمعاينة متعددة المراحل، لا يكون هناك متسع غالبا سوى لعدد قليل جدا من الوحدات في مرحلة معينة. وصعوبات القياس التي تصاحب أحيانا الوحدات الصغيرة قد تكون سببا ــ إلى جانب التباينات الكبيرة ــ في قصر جمع الأسعار على أكبر الوحدات.

٥-٤٠ يمكن أيضا استخدام تصميم هجين توجد فيه طبقة للمعاينة على أساس اليقين وبعض طبقات المعاينة الاحتمالية ونقطة حد فصل منخفضة لا تُسحب دونها أي عينة على الإطلاق. ومن الناحية العملية، يُستخدم هذا التصميم غالبا عندما يعتبر "الجزء الذي يقع تحت حد الفصل" في المجتمع الإحصائي غير مهم وربما صعب القياس.

٥-٤١ إحدى ممارسات مؤشرات أسعار المستهلكين التي تشبه معاينة القيمة الحدية تتمثل في قيام جامع الأسعار باختيار أكثر المنتجات مبيعا في منفذ ما على أساس وصف محدد مركزيا. وفي هذه

الحالة يكون حجم العينة واحد (في كل منفذ) وتكون قاعدة حد الفصل تقديرية وليست دقيقة، حيث لا تتوافر مقاييس الحجم الدقيقة إلا نادرا. وفي كل حالات المعاينة حسب الحجم في منفذ بيع ما، من المهم تكوين رؤية عن الحجم على المدى الطويل، بحيث أن حجم المبيعات الذي يكون كبيرا بصورة مؤقتة خلال الفترة القصيرة التي تنخفض فيها الأسعار لا يُتخذ مقياسا للحجم. وسوف ترتفع أسعار هذه المنتجات غالبا في المستقبل القريب بما يفوق كثيرا فئة المنتجات التي تمثلها مما يؤدي إلى تحيز كبير نحو المبالغة في التقدير.

المعاينة بالحصص

٤٢-٥ الكثير من فئات المنتجات ــ حتى الصغيرة منها ــ غير متجانسة تماما في طبيعتها، والسعر يختلف باختلاف عدد كبير من الفئات الفرعية أو الخصائص. وقد تختلف حركات الأسعار داخل فئة منتجات، وبالتالي فإن طريقة تمثيل الفئة بنوع واحد فقط أو عدد قليل من أنواع المنتجات الموصوفة بدقة قد يحمل مخاطر تحيز كبيرة لا داعي لها.

٤٣-٥ تعريف المعاينة بالحصص يعني أن للعينة المختارة نفس نسب الوحدات التي للمجتمع الإحصائي من حيث عدد من الخصائص المعروفة، مثل الفئة الفرعية للمنتجات ونوع منفذ البيع والموقع. وبالتالي يتم الاختيار الفعلي لوحدات المعاينة بالطرق التقديرية، بحيث يفي تكوين العينة النهائية بمعايير الحصص.

٤٤-٥ يوضح المثال التالي مفهوم المعاينة بالحصص: هناك رغبة في تصميم عينة مكونة من ٢٠ رحلة سياحية منظمة. ومن المعروف أن ٦٠% من الرحلات السياحية المنظمة، في المجتمع الإحصائي، تتجه إلى أسبانيا و٣٠% منها إلى اليونان و١٠% منها إلى البرتغال. ويتألف ٧٠% من المجموعات السياحية من فردين بالغَين، و٢٠% منها من فردين بالغَين + طفل، و١٠% منها من فردين بالغين + طفلين. ويقيم ٢٠% من العينة في فنادق نجمتين، و٤٠% منها في فنادق ٣ نجوم، و٣٠% منها في فنادق ٤ نجوم و١٠% منها في فنادق ٥ نجوم. ومن خلال هذه المعلومات، يمكن تصميم عينة عمدية بحيث يجري الحفاظ على كل هذه النسب في العينة. لاحظ أن هذه النسب تعكس الأحجام وليس القيم وقد تحتاج إلى تعديل حسب صيغة الإجمالي الأولي المستخدمة.

٤٥-٥ تحتاج المعاينة بالحصص إلى إدارة مركزية لعملية المعاينة بالكامل، وهو ما قد يحد من فائدتها في بعض الحالات. وتزداد صعوبة إدارة نظام المعاينة بالحصص، لكنها لا تكون مستحيلة، عند جمع الأسعار ميدانيا. وسيتطلب الأمر عندئذ تقسيم جامعي الأسعار إلى مجموعات فرعية وتزويدهم بتعليمات مختلفة إلى حد ما تتعلق باختيار المنتجات. وأحد أوجه القصور في المعاينة

بالحصص ــ مثلها مثل طرق المعاينة غير الاحتمالية الأخرى ــ يتمثل في عدم إمكانية تحديد الخطأ المعياري في التقدير.

طريقة البنود الممثلة

٥-٤٦ هذه هي الطريقة التقليدية لإعداد مؤشر أسعار المستهلكين. فالمكتب المركزي يعد قائمة بأنواع المنتجات موضحا بها وصف هذه الأنواع. وقد يكون هذا الوصف محكما بحيث يحدد لجامعي الأسعار على وجه الدقة المنتجات المسموح لهم اختيارها، أو قد يكون فضفاضا بحيث يعطي لهم حرية اختيار أنواع المنتجات الرائجة ميدانيا.

٥-٤٧ تعد طريقة الوصف المحكم مخالفة تماما لطريقة المعاينة بالحصص التي نوقشت آنفا. فإذا لم تحدَّد فئات المنتجات بحيث تتضمن عددا كبيرا جدا من أنواع المنتجات، سيتأثر تمثيل العينة في هذه الطريقة سلبا، لأن المنتجات التي تقع خارج نطاق الوصف لن تدرَج في المؤشر. وهناك عيب آخر في هذه الطريقة وهو أنها قد تؤدي إلى عدم إدراج بعض المنتجات المعروضة في منافذ البيع مما يقلل من فعالية العينة. والميزة الرئيسية لهذه الطريقة هي البساطة. ومن السهل فرض رقابة مركزية على العينة. وإذا كانت هناك حاجة لإجراء تعديلات مقابل التغير في النوعية، يمكن تحديدها في المكتب المركزي، وهو ما قد يعد، أو لا يعد، ميزة.

٥-٤٨ تعطي طريقة الوصف الفضفاض لجامعي الأسعار الفرصة لتعديل العينة بما يتلائم مع الظروف المحلية وسوف تؤدي عادة إلى تمثيل العينة ككل بصورة أفضل. ومع ذلك، إذا اقترنت بمعيار "الأكثر مبيعا"، سوف يقل تمثيلها بشكل منتظم للأصناف والمنتجات الأصغر التي قد تشتريها فئات أقليات مهمة.

المعاينة في الوقت المناسب

٥-٤٩ يرتبط مؤشر أسعار المستهلكين عادة بشهر لا تكون الأسعار ثابتة خلاله. وهكذا تنشأ قضية المعاينة في الوقت المناسب. وغالبا ما يتم تجاهل هذه المشكلة باستخدام اليوم الخامس عشر من الشهر مثلا، أو الأيام القريبة من هذا اليوم، كتاريخ مستهدف لقياس الأسعار. وفي بعض المناطق، يوجد تأثير أحد أيام منتصف الأسبوع على الأسعار، في السينما والمسرح والمطاعم مثلا، لكن قد يؤخذ هذا في الحسبان عند وصف المنتجات وليس عند المعاينة، بتحديد سعر مساء أحد أيام منتصف الأسبوع على سبيل المثال.

٥-٥٠ كما هو معروف، لا تُستخدم المعاينة العشوائية في وقت يحدد مسبقاً في أي مكان. وتتمثل الطريقة المستخدمة في بعض البلدان في توزيع عملية جمع الأسعار على عدة أسابيع وفقا لنمط

معين، حيث توزع مثلا على أسابيع مختلفة في مناطق مختلفة أو بالنسبة لفئات مختلفة من المنتجات. وفي بعض الحالات، يُستخدم أيضا التسعير أكثر من مرة شهريا بالنسبة للمنتجات الطازجة مثلا. ولا يوجد حتى الآن أي معرفة منهجية عن مزايا وعيوب هذه الممارسات. ويتناول الفصل السادس الجوانب الأفضل من الناحية العملية في توزيع عملية جمع الأسعار عبر الوقت.

اختيار طريقة المعاينة

٥-٥١ في هذا القسم نتناول كيف يمكن أن يعتمد اختيار طريقة المعاينة على عوامل معينة في بلد ما، لكننا نتناول أولا مسألة حجم العينة.

٥-٥٢ حجم *العينة*: لا تعتمد الدقة النهائية في تقدير عينة ما إلا على حجم وتخصيص مفردات العينة وليس على حجم البلد، لذا لا توجد من هذا المنطلق حاجة لعينة أكبر في البلد الأكبر حجما. والعينات الأكبر تكون مطلوبة إذا كانت الاختلافات الإقليمية في تغير الأسعار جديرة بالاهتمام وإذا كانت درجة تقسيم المنتجات المطلوبة عند عرض المؤشرات عالية جدا. وبالطبع، يمكن أن تكون الميزانية المخصصة لإعداد مؤشر أسعار المستهلكين أكبر في البلدان الكبيرة، وهو ما يسمح بعينات أكبر حجما.

٥-٥٣ تبين الدراسات المتعلقة بالتحيز (ليس تحيز العينة المشار إليه في الفقرات من ٥-٦١ إلى ٥-٦٤) وخطأ العينة أن التحيز في مؤشرات أسعار المستهلكين يمثل بوجه عام مشكلة أكبر بكثير من خطأ العينة. وهذا يؤدي إلى نتيجة مفادها أنه في الكثير من الحالات يمكن للعينات الأصغر حجما التي تجري متابعتها بصورة أفضل من حيث عمليات الإحلال وإعادة المعاينة والتعديل مقابل التغير في النوعية أن تعطي مؤشرا ذو جودة أعلى بنفس التكلفة. وفي بعض البلدان، يُخصص مقدار ثابت من الموارد لجمع الأسعار ميدانيا، وبالتالي يصعب نقل موارد من الجمع الميداني للأسعار إلى الدراسات التحليلية المركزية. ومع ذلك، من المحبذ السعي لاستخدام الموارد الميدانية في إجراء جمع للأسعار بجودة أعلى بدلا من استخدامها في مجرد إجراء مشاهدات كثيرة. ويتناول الفصل السادس جودة عملية جمع الأسعار بمزيد من التفصيل.

٥-٥٤ يبدو أن أحجام العينات الشهرية في البلدان المختلفة يتراوح بين بضعة آلاف و بضع مئات الآلاف. وترجع أسباب هذه الاختلافات غالبا إلى العادات أكثر منها إلى التحليل المنطقي لمتطلبات الدقة. ومن المستصوب بالنسبة للبلدان التي تكون فيها أحجام العينات كبيرة جدا أن تبحث سبل إعادة تخصيص مواردها الإجمالية.

٥-٥٥ *التوزيع الجغرافي لجامعي الأسعار*: تزداد تكلفة المعاينة كلما ابتعدت عن منازل جامعي الأسعار. وإذا كانت الوحدة المختصة بجمع الأسعار تتمركز في عدد قليل من المدن الرئيسية، سيكون من الصعب أخذ عينة من منافذ البيع التي تقع في أماكن أخرى. ومع ذلك، ينبغي أن يؤخذ في الاعتبار أن معدل التضخم قي المناطق الريفية والحضرية قد يختلف تماما، لذلك يؤدي عدم جمع الأسعار في كل من المناطق الريفية والحضرية إلى ضياع الجهود الرامية إلى تحقيق أفضل قياس لمتوسط معدل التضخم على المستوى القومي. ومن الأفضل أخذ عينة صغيرة على الأقل في المناطق الريفية حتى يؤخذ هذا العامل في الحسبان. وعندئذ يمكن تحقيق الجانب الكبير من الوفر الناشئ عن إعتماد منافذ بيع قريبة من جامعي الأسعار.

٥-٥٦ *الخبرة الفنية لجامعي الأسعار*: إذا كان جامعو الأسعار يتمتعون بمستوى تعليمي جيد، يمكن مطالبتهم بإجراء طرق معاينة أكثر تعقيدا كالمعاينة الاحتمالية المتناسبة مع الحجم في منافذ البيع. وبخلاف ذلك، تتم مطالبتهم باتباع طرق أبسط.

٥-٥٧ *توفر الخبرة الكافية في أساليب المعاينة في المكتب المركزي*: تتطلب المعاينة الاحتمالية توفر قدر عال من الخبرة المنهجية في المكتب الإحصائي المركزي.

٥-٥٨ *فئات المنتجات المتجانسة وغير المتجانسة*: تعد طريقة البنود الممثلة أكثر ملاءمة لفئات المنتجات المتجانسة. وبالنسبة للفئات غير المتجانسة، يزداد احتمال عدم إدراج قطاعات مهمة من مجتمع المنتجات وهي القطاعات التي تكون حركة أسعارها مختلفة.

٥-٥٩ *توفر أطر العينة وجودتها*: تتطلب المعاينة الاحتمالية أطرا للعينة. لكن هذه الأطر لا يجب أن تتوافر بالضرورة على المستوى القومي. وبتطبيق المعاينة العنقودية الجغرافية في المرحلة الأولى (عندما يكون إطار العينة مجرد خريطة)، يمكن إعداد قائمة بمنافذ البيع ذات الصلة في كل عنقود مدرج في العينة باستخدام أدلة الهاتف أو التعداد الميداني كما يحدث في المملكة المتحدة. وتستخدم هذه الطريقة أيضا في اختيار المناطق الحضرية لأغراض مؤشر أسعار المستهلكين في الولايات المتحدة الأمريكية (راجع دراسة Dippo and Jacobs, 1983).

٥-٦٠ *البيانات المستخلصة من الماسحات الضوئية*: تركز المناقشة في هذا الفصل على الحالة التقليدية التي يتعين فيها جمع الأسعار ميدانيا ومركزيا، وإدراجها كل على حدة في قاعدة بيانات مركزية. وعند جمع الأسعار وربما الكميات إلكترونيا، كما هو الحال بالنسبة للبيانات المستخلصة من الماسحات الضوئية في نقاط البيع، يمكن أن تكون المعاينة مختلفة. فعندئذ لا تكون هناك حاجة لمعاينة المنتجات أو أنواع المنتجات أو النقاط الزمنية، حيث يجري تسجيلها بالكامل آليا. ومع ذلك، لن تغطي

بيانات الماسحات الضوئية كل المنافذ التي تبيع منتج ما في المستقبل المنظور. ونظرا لأن كل أنواع منافذ البيع ينبغي تمثيلها في المؤشر، ستظل هناك حاجة للجمع بين عينات بيانات الماسحات الضوئية والعينات التقليدية بالنسبة للمنافذ التي لا تستخدم الماسحات الضوئية.

إجراءات التقدير

٥-٦١ هناك فرق جوهري بين ما ينبغي تقديره، أي *المَعلمة* التي تُحسب للمجتمع الإحصائي بالكامل، و*المقدر* الذي يتمثل في صيغة تُحسب باستخدام قيم العينة كتقدير للمَعلَمة. وبما أننا عند إجراء المعاينة بوجه عام نرغب في تقدير إجمالي مجتمع إحصائي أو دالة في عدد من هذه الإجماليات، كالنسبة بين إجماليين مثلا، فإذا كان لدينا متغيران y و z معرفان بالنسبة لكل وحدة معاينة (مثل الأسعار في فترتين مختلفتين)، فقد نرغب في تقدير المعلمات الآتية:

$$Y=\sum_{j=1}^{N} y_j \quad \text{و} \quad Z=\sum_{j=1}^{N} z_j \quad \text{أو} \quad R=Y/Z$$

٥-٦٢ يمكن اقتراح عدة مقدرات مختلفة لنفس مَعلمة المجتمع الإحصائي، وفي هذه الحالة نحتاج لتحديد أي من هذه المقدرات ينبغي استخدامه. وعند تقييم جودة مقدر عينة ما، أي مدى جودة تقديره للمَعلمة، يُنظر غالبا في مقياسين في نموذج المعاينة الاحتمالية. المقياس الأول هو تحيز المقدر، وهو الفرق بين مَعلَمة المجتمع الإحصائي ومتوسط المقدر الخاص بكل العينات التي يمكن سحبها بموجب التصميم المحدد للعينة (ويشار إليه بمتوسط توزيع عينات المقدر). ونلاحظ أن هذا التحيز يشير إلى تحيز مختلف عن تحيز الرقم القياسي الذي يتناوله جزء آخر من هذا الدليل. ويكون المقدر غير متحيز إذا كانت قيمة تحيزه صفرا. والمقياس الثاني هو تباين المقدر المحسوب على أساس توزيع العينات هذا. ويعتبر المقدر جيدا إذا كانت قيمة كل من تحيزه وتباينه صغيرة؛ أي تكون قيمة المقدر في المتوسط قريبة جدا من قيمة المَعلمة ولا تختلف كثيرا عن قيمة متوسطه.

٥-٦٣ في العديد من الحالات لن يكون ممكناً العثور على مقدر يقلل من كل من التحيز والتباين في الوقت نفسه إلى أدنى حد ممكن. فالمقدر الذي يكون تحيزه صغيرا قد يكون تباينه كبيرا، والذي يكون تباينه صغيرا قد يكون تحيزه كبيرا، لذا، يُستخدم كثيرا معيار يسمى متوسط مربع الخطأ، وهو عبارة عن حاصل جمع مربع التحيز والتباين. وهكذا يكون المقدر "الجيد" هو الذي يقلل قيمة هذا المعيار إلى أدنى حد ممكن.

٥-٦٤ تبين لنا نظرية المعاينة أن المقدرين التاليين غير متحيزين بالنسبة للمَعلَمتين Y و Z المذكورتين أعلاه: $\hat{Y}=\sum_{j\in S} y_j/\pi_j, \hat{Z}=\sum_{j\in S} z_j/\pi_j$، حيث S هي العينة، وأن $\hat{R}=\hat{Y}/\hat{Z}$ غير متحيز تقريبا بالنسبة إلى R، ويكون عرضة لتحيز مقدر النسبة الفنية (بقيمة لا تُذكر عادة).

استخدام طرق تقدير مؤشرات أسعار المستهلكين

٥-٦٥ كما ورد آنفا، تفرغ العينة الخاصة بمؤشرات أسعار المستهلكين عادة، بحيث تكون الإجماليات الأولية هي الطبقات. وإذا افترضنا أن مَعلَمة المجتمع الإحصائي هي I وأن المَعلَمة في الطبقة h هي I_h، عندئذ يكون لدينا الصيغة التالية:

$$I = \sum_h w_h I_h$$

حيث w_h هي الوزن الترجيحي للطبقة h. وتتمثل المشكلة عندئذ في تقدير I_h لكل طبقة. لذلك، سنركز في المناقشة التالية على التقدير الخاص بطبقة واحدة ونستبعد الرمز الجانبي السفلي h.

٥-٦٦ قد تكون هناك معلمات مختلفة ملائمة في طبقات مختلفة حسب المحتوى ودرجة التجانس ومرونة الأسعار وإمكانية الحصول على معلومات الترجيح داخل الطبقة. ويُعد اختيار المَعلَمة إحدى مشكلات الرقم القياسي التي يمكن حلها بالرجوع إلى المفاهيم الاقتصادية الأساسية. وحسبما يرد في الفصل العشرين، قد تكون هذه المَعلمة هي مؤشر قيم الوحدات أو مؤشر لاسبير أو مؤشر لو أو مؤشر لاسبير الهندسي.

٥-٦٧ إذا افترضنا أننا لدينا عينة حجمها n وأن وحدات العينة تحمل الأرقام 1 و2 .... وn، تُستخدم غالبا إحدى الصيغ الثلاث التالية كمقدر لمؤشر الطبقة:

المتوسط الحسابي للأرقام النسبية للأسعار (مؤشر كارلي):

$$r = \frac{1}{n} \sum_{j \in S} \frac{p_j^1}{p_j^0} \qquad (5.1)$$

النسبة بين متوسطي الأسعار (مؤشر دوتو):

$$a = \frac{\frac{1}{n} \sum_{j \in S} p_j^1}{\frac{1}{n} \sum_{j \in S} p_j^0} \qquad (5.2)$$

المتوسط الهندسي (مؤشر جيفونز)

$$g = \prod_{j \in S} \left(\frac{p_j^1}{p_j^0} \right)^{\frac{1}{n}} \qquad (5.3)$$

وللمناقشة التالية، نحتاج أيضا إلى استخدام النسبة بين المتوسطين التوافقيين للأسعار:

$$h = \frac{\frac{1}{n} \sum_{j \in S} 1/p_j^0}{\frac{1}{n} \sum_{j \in S} 1/p_j^1} \qquad (5.4)$$

٥-٦٨ عند مقارنة المقدرات المشار إليها آنفا بالشكل الدالي للمعلمات في الفصل العشرين، ندرك الحاجة إلى ظروف خاصة جدا لجعلها مقدرات غير متحيزة لهذه المعالم. والسبب في ذلك هو عدم وجود كميات في مقدرات العينة، وذلك خلافا للمعالم الواردة في الفصل العشرين.

٥-٦٩ نورد فيما يلي، دون برهان، بعض النتائج المتعلقة بالخصائص الإحصائية للمقدرات المشار إليها آنفا (راجع دراسة Balk (2002) للاطلاع على التفاصيل). إذا افترضنا أن لدينا N منتجات في المجتمع الإحصائي تحمل الأرقام 1 و2 و ....وN. وإذا افترضنا أيضا أن p_j^t و q_j^t هما على الترتيب سعر وكمية المنتج j في الفترة t (t = صفر في فترة الأساس و1 في الفترة الحالية). وبافتراض أن:

$$w_j^0 = \frac{q_j^0 p_j^0}{\sum_{j=1}^{N} q_j^0 p_j^0} \quad (j = 1, \ldots, N)$$

هي نصيب المنتج j من نفقات فترة الأساس، عندئذ:

- باستخدام المعاينة العشوائية البسيطة، لا تُقدر r أو a أو g أي من معلمات المجتمع الإحصائي دون تحيز. وبدلا من ذلك، يجب استخدام الأوزان الترجيحية في المقدرات أيضا.
- باستخدام المعاينة الاحتمالية المتناسبة مع الحجم، إذا كانت $\pi_j \propto w_j^0$ لكل j ، يكون r ، متوسط الأرقام النسبية، غير متحيز بالنسبة لمؤشر لاسبير (الرمز"$\propto$" يعني "يتناسب مع").
- في ظل المعاينة الاحتمالية المتناسبة مع الحجم، إذا كانت $\pi_j \propto q_j^0$ لكل j ، تكون a ، النسبة بين متوسطين، غير متحيزة تقريبا لمؤشر لاسبير.
- في ظل المعاينة الاحتمالية المتناسبة مع الحجم، إذا كانت $\pi_j \propto w_j^0$ لكل j ، تكون g غير متحيزة تقريبا لمؤشر لاسبير الهندسي. وفي هذه الحالة يكون لوغاريتم g غير متحيز للوغاريتم مؤشر لاسبير الهندسي. وتكون درجة التحيز المتبقي غالبا مماثلة لدرجة تحيز a .

٥-٧٠ تعد كل هذه النتائج نظرية إلى حد ما في طبيعتها، حيث لا تكون w_i^0 أو q_i^0 معروفة في الوقت الذي يمكن فيه سحب العينة. وهو سبب يدعو لاستخدام مؤشر لو:

- باستخدام المعاينة الاحتمالية المتناسبة مع الحجم، إذا كانت $\pi_j \propto q_i^b$ (حيث b فترة تسبق الفترة صفر) لكل j، تكون a غير متحيزة تقريبا بالنسبة لمؤشر لو.

٥-٧١ لا توجد طريقة بسيطة لربط أي من المقدرات بمؤشر قيم الوحدات. وفي الحقيقة، يتطلب تقدير هذا المؤشر عينات منفصلة في الفترتين الزمنيتين، حيث يتعلق بسطه ومقامه بمجتمعات إحصائية مختلفة.

- في ظل وجود تصميمين منفصلين للعينة، أحدهما للفترة صفر والآخر للفترة 1، كلاهما باحتمال متناسب مع الحجم وحيث $\pi_i^0 \propto q_i^0$ و $\pi_i^1 \propto q_i^1$، تكون a غير متحيزة تقريبا بالنسبة لمؤشر قيم الوحدات. غير أنه في هذه الحالة، سيكون تفسير صيغة a مختلفا، حيث تختلف العينات في البسط والمقام.

- في ظل وجود تصميمين منفصلين للعينة، أحدهما للفترة صفر والآخر للفترة 1، كلاهما باحتمال متناسب مع الحجم وحيث $\pi_j^1 \propto v_j^1 = p_j^1 q_j^1$ و $\pi_j^0 \propto v_j^0 = p_j^0 q_j^0$ ، تكون h، النسبة بين المتوسطين التوافقيين للأسعار، غير متحيزة تقريبا بالنسبة لمؤشر قيم الوحدات. وتسهم إعادة الصياغة الجبرية التالية لمؤشر قيم الوحدات في إيضاح هذه الحقيقة:

$$UV = \frac{\sum_{j \in S} v_j^1 \Big/ \sum_{j \in S} v_j^1 / p_j^1}{\sum_{j \in S} v_j^0 \Big/ \sum_{j \in S} v_j^0 / p_j^0}.$$

ومع ذلك، وكما هو الحال بالنسبة لصيغة a، سيكون تفسير صيغة h مختلفا، حيث تختلف العينات في البسط والمقام.

٥-٧٢ عبارة "غير متحيزة تقريبا" تحتاج لبعض الشرح. فهي تشير إلى أن المقدر لا يكون غير متحيز تماما وإنما التحيز يكون قليلا وينخفض في اتجاه الصفر كلما اتجه حجم العينة وحجم المجتمع الإحصائي في الوقت نفسه إلى ما لا نهاية بأسلوب معين وواضح من الناحية الحسابية. وفي حالة مقدر النسبة التي تنطبق على صيغة a ، يكون الدليل على وجود هذا التحيز غير واضح وقد يكون حجمه بعد التجميع لا يذكر. غير أنه في حالة الوسط الهندسي، يكون التحيز دائما موجبا، أي أن الوسط الهندسي للعينة يبالغ غالبا في تقدير الوسط الهندسي للمجتمع الإحصائي عند سحب الكثير من العينات. وفي حالة المعاينة العشوائية البسيطة والوسط الهندسي غير المرجح في كل من المجتمع الإحصائي والعينة، تكون معادلة التحيز: $b \approx \sigma^2/2n$، حيث σ^2 هي تباين نسب الأسعار. وبالنسبة للمجتمعات الإحصائية الصغيرة، يلزم ضرب عامل تصحيحي يأخذ بعين الإعتبار المجتمع المحدود في هذه المعادلة. وتُستخلص هذه النتيجة بسهولة من المعادلة (4-1-4) في دراسة (1999b) Dalén. وقد يكون التحيز كبيرا بالنسبة لأحجام العينات الصغيرة، بحيث يمكن تبرير الحذر من العينات الصغيرة جدا في أي طبقة عند استخدام الوسط الهندسي.

تقدير التباين

٥-٧٣ يعد مؤشر أسعار المستهلكين إحصاءة معقدة ذات تصميم معقد عادة. وبالتالي، فإن تقدير تباين مؤشر أسعار المستهلكين لا يعد مهمة روتينية. وبقدر ما تكون العينات غير قائمة على الاحتمالات، يجب أن تعتمد تقديرات التباين على الاستفادة من أحد النماذج التي تُفترض فيها المعاينة العشوائية. ونظرا لعدم وجود معرفة منهجية ومتعارف عليها، سنورد وصفا موجزا لمناهج تقدير التباين المستخدمة في أربعة بلدان.

تباين صيغ المؤشر الأوَّلي

٥-٧٤ بادئ ذي بدء، سنعرض بعض مقدرات التباين لصيغ الإجمالي الأوَّلي. وحتى لا يكون النص مثقلا بالصيغ، سنعرض مقدرات التباين وليس التباين نفسه. ومقدرات التباين غير متحيزة تقريبا في ظل المعاينة العشوائية البسيطة، حيث تكون مَعلَمة المجتمع الإحصائي المناظرة غير مرجحة. وتنطبق هذه المقدرات أيضا على حالة المعاينة الاحتمالية المتناسبة مع الحجم بالنسبة لمَعلمة المجتمع الإحصائي المرجحة، حيث يكون مقياس الحجم هو ذاته الوزن الترجيحي للمَعلمة. وللاطلاع على تعريفات الصيغ، راجع المعادلات (5-1) – (5-3).

$$V(r)=\frac{\sigma_r^2}{n} \quad \text{حيث} \quad \sigma_r^2=\frac{1}{n-1}\sum_{j\in S}\left(r_j-r\right)^2 \qquad (5.5)$$

$$r_j=\frac{p_j^1}{p_j^0} \quad \text{و}$$

$$V(a)=\frac{1}{n\left(\bar{p}^0\right)^2}\left(\sigma_1^2+r^2\sigma_0^2-2r\sigma_{01}\right) \qquad (5.6)$$

$$\sigma_1^2=\frac{1}{n-1}\sum_{j\in S}\left(p_j^1-\bar{p}^1\right)^2,\ \sigma_0^2=\frac{1}{n-1}\sum_{j\in S}\left(p_j^0-\bar{p}^0\right)^2, \quad \text{حيث}$$

$$\sigma_{01}=\frac{1}{n-1}\sum_{j\in S}\left(p_j^1-\bar{p}^1\right)\left(p_j^0-\bar{p}^0\right)$$

$$\bar{p}^0=\frac{1}{n}\sum_{j\in S}p_j^0 \quad \text{و} \quad \bar{p}^1=\frac{1}{n}\sum_{j\in S}p_j^1$$

ويستند هذا التقدير إلى أن صيغة a ــ خلافا لصيغة r ــ هي نسبة بين متغيرين تصادفيين. راجع دراسة Cochran (1977) على سبيل المثال لاستخلاص هذه الصيغة.

٥-٧٥ يعد الوسط الهندسي أكثر تعقيدا، لأنه ليس مقدر خطي. ومع ذلك، فقد استخلصت دراسة Dalén (1999b) معادلة التباين التالية سهلة التطبيق، والتي تُعطي تقديرا دقيقا إذا لم يكن هناك تفاوت شديد في نسب الأسعار ($\sigma_r/r<0.2$ مثلا):

$$V(g)=\frac{\sigma_r^2}{n}\left(1-\frac{\sigma_r^2}{r^2}\right) \qquad (5.7)$$

منهج الولايات المتحدة

٥-٧٦ يَستخدم مؤشر أسعار المستهلكين في الولايات المتحدة طرقا للمعاينة والتقدير تتسم بتفردها من عدة جوانب مقارنة بالطرق المتبعة في بلدان أخرى. ومن الواضح أن التصميم نفسه يختلف إلى حد ما بمرور الوقت. ويقوم الوصف التالي على دراستي U.S. BLS (1997) و Leaver and Valliant (1995).

٥-٧٧ يتألف مؤشر أسعار المستهلكين في الولايات المتحدة من لبنات يشكل كل منها منطقة جغرافية وطبقات منتجات ليبلغ العدد الإجمالي ٨٤٨٧ "طبقة أساسية من طبقات مؤشر أسعار المستهلكين" مناظرة للإجماليات الأولية. وقد تم اختيار المناطق الجغرافية وعددها ٨٨ منطقة باستخدام المعاينة الاحتمالية المتناسبة مع الحجم بطريقة اختيار خاضعة للمراقَبة، حيث تم إدراج ٢٩ منطقة منها على أساس اليقين (التمثيل التلقائي). وفي كل طبقة أساسية من طبقات مؤشر أسعار المستهلكين تُطَبق طريقة تقدير تقوم فيها المؤشرات عن فترة زمنية معينة على وحدات عينات متداخلة (منافذ وبنود) بين هذه الفترة الزمنية والفترة السابقة لها مباشرة. بعد ذلك تُضرب المؤشرات من فترة إلى أخرى للحصول على مؤشر من فترة الأساس إلى الفترة الحالية. وتكون المعاينة في الطبقات الأساسية لمؤشر أسعار المستهلكين معاينة احتمالية متناسبة مع الحجم تقريبا وفقا للوصف المذكور آنفا.

٥-٧٨ يعد تقدير تباين هذا التصميم عملية شديدة التعقيد بسبب استخدام مقدر تباين يقوم على التصميم المباشر. وبدلا من ذلك، تُطبق طريقة التكرار باستخدام المجموعات العشوائية، عن طريق استخدام البرنامج الذي يطلق عليه اسم VPLX. كما تمت تجربة طرق أخرى في هذا الشأن.

٥-٧٩ تحتوي دراسة Leaver and Swanson (1992) على وصف تفصيلي لطرق تقدير التباين المستخدمة حتى تاريخ إعداد الدراسة. كما تحتوي أيضا على التقديرات الرقمية التالية للأخطاء المعيارية (الوسيطة) المتعلقة بتغيرات مؤشر أسعار المستهلكين خلال فترات زمنية مختلفة تمتد من عام ١٩٨٧ إلى عام ١٩٩١ وبيانها كالتالي: شهر واحد ــ خطأ معياري قدره ٠,٠٧٤، وشهران ــ خطأ معياري قدره ٠,١٠٣، وستة شهور ــ خطأ معياري قدره ٠,١٣٠، واثنا عشر شهرا ــ خطأ معياري قدره ٠,١٤٣.

المنهج السويدي

٥-٨٠ يوجز الملخص التالي الوصف الذي تحتوي عليه دراسة Dalén and Ohlsson (1995). حيث يَستخدم مؤشر أسعار المستهلكين في السويد منهج أولي لتفريغ العينات إلى فئات منتجات يجري قياسها في مسوح أسعار منفصلة ومستقلة. لذلك، تكون الخطوة الأولى في المنهج السويدي هي ملاحظة أن تباين مؤشر أسعار كافة البنود هو المجموع المرجح لتباينات المسوح المنفصلة:

$$V(I) = \sum_h w_h^2 V(I_h) \qquad (5.8)$$

٥-٨١ السبب الذي يجعل افتراض استقلالية كل هذه المسوح افتراضا منطقيا هو عدم استخدام برنامج معاينة إقليمي مشترك فيها. وإجمالا، هناك حوالي ٦٠ مسح مختلف، منها مسوح تغطي العديد من فئات المنتجات، ولها تصميم معقد، وتوجد تبعية تصادفية فيما بينها. وهناك مسوح أخرى

لا تغطي سوى مجموعة واحدة ولها تصميم بسيط. وبعض المسوح تغطي مجتمعاتها الإحصائية دون أي معاينة، وبالتالي يكون تباينها صفرا.

٨٢-٥ في العديد من فئات المنتجات البسيطة، يمكن إلى حد معقول افتراض أن نسب الأسعار التي يتم الحصول عليها هي عبارة عن عينات عشوائية فعلية. وقد يؤدي ذلك في بعض الحالات إلى قدر من المبالغة في تقدير التباين، حيث يكون هناك بالفعل قدر من التفريغ الفرعي للعينات أو المعاينة بالحصص داخل الفئة. وفي فئات المنتجات هذه، يمكن تقدير تباين الطبقات وفقا للصيغ (5-5) – (5-7). وعند تفريغ عينات مسح أسعار، يمكن تطبيق الصيغة (5-8) على المستويات الأدنى فوق الإجمالي الأولي.

٨٣-٥ ومع ذلك، تتسم بعض مسوح الأسعار بمزيد من التعقيد. وينطبق ذلك تحديدا على جزء كبير من المؤشر، حيث يجري اختيار منافذ البيع والمنتجات في نفس الوقت. وفي حالة السويد، يُطلق على هذه المسوح: مسح الأسعار المحلية ومسح الضرورات اليومية. وفي الحالتين، يجري اختيار منافذ البيع باستخدام المعاينة الاحتمالية المتناسبة مع الحجم من سجل الشركات المركزي. ويجري اختيار المنتجات باستخدام المعاينة الاحتمالية المتناسبة مع الحجم في مسح الضرورات اليومية، في حين يجري اختيارها بطريقة البنود الممثلة في مسح الأسعار المحلية. وفي النموذج السويدي لتقدير التباين، تعتبر العينة النهائية في هذه الحالات مسحوبة من مجتمع إحصائي ذو بعدين: بُعد المنتجات وبُعد منافذ البيع. وهكذا، تتمثل وحدات العينة النهائية في المنتجات المختارة المبيعة في المنافذ المختارة ــ أي عينة مصنفة تصنيفا مزدوجا.

٨٤-٥ في العينة المصنفة تصنيفا مزدوجا، يمكن تقسيم التباين الكلي إلى ثلاثة أجزاء:

- تباين بين المنتجات (في نفس منفذ البيع)؛
- تباين بين منافذ البيع (يتعلق بنفس المنتجات)؛
- تباين التفاعل بين منافذ البيع والمنتجات.

وتحتوي دراسة Dalén and Ohlsson (1995) على الصيغة الدقيقة المستخدمة.

٨٥-٥ في مسح الضرورات اليومية، يأتي نموذج التصنيف المزدوج مقاربا إلى حد ما لتصميم العينة الفعلي. أما في مسح الأسعار المحلية، هناك أكثر من نموذج حيث يتم سحب المنتجات عمدا في واقع الأمر. ومع ذلك، يعتبر هذا النموذج مفيدا في الحصول على فكرة أولية عن خطأ العينة وفي تحليل مشكلات التخصيص.

٥-٨٦ بلغ التباين الكلي في مؤشر أسعار المستهلكين في السويد ٠,٠٤ وفقا لهذا النموذج، وهو ما يعادل فترة ثقة بدرجة ٩٥% حديها ±٠,٤. وقد بدا هذا التقدير مستقرا إلى حد ما خلال الفترة من عام ١٩٩١ حتى عام ١٩٩٥ وهي الفترة التي خضع فيها هذا النموذج للتجربة.

المنهج الفرنسي

٥-٨٧ في فرنسا، لا يأخذ حساب التباين في الوقت الحالي في الحسبان سوى بنودا تشكل ٦٥% من إجمالي الوزن الترجيحي للمؤشر.

٥-٨٨ أصغر عناصر الحساب هو نوع المنتج في منطقة حضرية. وتُطبَّق على هذه العناصر إحدى صيغتين، حسبما إذا كان المنتج متجانسا (النسبة بين متوسطين حسابيين) أم غير متجانس (المتوسطات الهندسية). ويُفترض سحب عينة عشوائية على مرحلتين، الأولى تتعلق بالمناطق الحضرية، والثانية تتعلق ببند معين (نوع معين من المنتجات) في منفذ بيع. وهكذا يتمثل التباين الذي يتم الحصول عليه في حاصل جمع مكون "بين المناطق الحضرية" ومكون "داخل المناطق الحضرية". ويتم إجراء التخطيط (linearization) على أساس مفكوكات الدرجة الثانية بسبب الطبيعة غير الخطية للمقدرات. كما يتم الحصول على تباينات المستوى الأعلى بترجيح تباينات المستوى الأولي.

٥-٨٩ بعد ممارسة تحقيق الأمثلية التي جرت عام ١٩٩٧، بلغ الانحراف المعياري لمؤشر كل المنتجات (للبنود التي تشكل ٦٥% من إجمالي الوزن الترجيحي للمؤشر) ٠,٠٣. وهي قيمة مقاربة للقيمة التي جرى تقديرها عام ١٩٩٣، رغم تخفيض عدد المشاهدات. كما تمت زيادة دقة عدد من المؤشرات الفرعية.

٥-٩٠ يتم تجاهل نتائج تحليل التغاير، وهو ما يؤدي في حقيقة الأمر إلى اختلاف طفيف للغاية في مكون "بين المناطق الحضرية"، بينما يكون تأثيره بلا شك أكبر في مكون "داخل المناطق الحضرية". ومع ذلك، يُعتبر هذا التأثير محدود بسبب قاعدة تُحدد عدد المنتجات المشاهدة في نفس المنفذ.

٥-٩١ بالنسبة للبنود التي تشكل ٣٥% من الوزن الترجيحي والتي تُستبعد في الوقت الحالي من حساب التباين (وتسمى "التعريفات")، فسوف تُستخدم هذه التقديرات بالنسبة للتأمين. كما تُستخدم العناصر الضرورية لحساب التباين أيضا بالنسبة لخدمات الأطباء وأطباء الأسنان. وسوف تُحسب التباينات قريبا لهذه المنتجات وللسيارات الجديدة. وبالنسبة لعدد معين من المؤشرات الفرعية (التبغ والأدوية)، تتمثل العينة في واقع الأمر في تعداد لكل المكونات، ولهذا تبلغ تبايناتها صفرا.

٥-٩٢ وفي مقارنة مدتها ١٢ شهراً، يمكن قياس فترة ثقة بدرجة ٩٥% متمركزة حول المؤشر المقدر ±٠,٠٦ للبنود العادية بخلاف بنود التعريفة. وإذا افترضنا أن التباين صفر للنسبة المتبقية من المؤشر التي تبلغ ٣٥%، فإن فترة الثقة لمؤشر كل المنتجات ستصبح ±٠,٠٤. ومن الواضح أن هذا الافتراض مفرط في التفاؤل، لكن نتيجة للجهود التي بُذلت في مجال تقدير التباين حتى الآن، يمكن استنتاج أن فترة الثقة تقل بالتأكيد عن ٠,١.

٥-٩٣ يمكن الحصول على مزيد من التفاصيل الخاصة بالتقديرات الفرنسية من دراسة Ardilly and Guglielmetti (1993).

منهج لكسمبرغ

٥-٩٤ يمكن وصف مؤشر أسعار المستهلكين في لكسمبرغ بأنه عينة عمدية مقسمة إلى ٢٥٨ طبقة من طبقات المنتجات. وهناك ما يقل قليلا عن ٧٠٠٠ مشاهدة في كل شهر، بمتوسط ٢٧ مشاهدة لكل طبقة. وفي كل طبقة تؤخذ مشاهدات من عدة منافذ بيع مختلفة، إلا أن نفس المنفذ يجري تمثيله في العديد من طبقات المنتجات. ويُستخدم منفذ البيع هنا كمحدد للوحدة المختصة بتحديد الأسعار (مالك الأرض بالنسبة للإيجارات، والشركات بالنسبة للتأمين، إلخ). وفي كل طبقة، توجد مشاهدات من عدة منافذ بيع. ونظرا لأن هناك سبب وجيه للاعتقاد بأن لكل منفذ بيع سلوكه الخاص بتحديد الأسعار، يكون هناك ارتباط غالبا بين الأسعار وتغيرات الأسعار في نفس منفذ البيع، وهو ما ينتج عنه تغاير موجب في معادلة التباين العامة:

$$V(I)=\sum_k w_k^2 V(I_k)+\sum_k\sum_l w_k w_l Cov(I_k, I_l) \qquad (5.9)$$

٥-٩٥ في نموذج المعاينة، تُعتبر كل عينة منافذ بيع منفصلة داخل طبقة المنتجات بمثابة عينة عشوائية بسيطة. إلى جانب ذلك، افتُرض نموذج ذو مرحلتين بحيث افتُرض، في المرحلة الأولى، سحب عينة عشوائية بسيطة من منافذ البيع من إطار عينة (مفترض) لكل منافذ البيع في لكسمبرغ. وبعد ذلك، افتُرض، في كل منفذ بيع مدرج في العينة، سحب عينة مشاهدات المرحلة الثانية في طبقة المنتجات h بحيث أصبحت الطبقة التي تجمع بين منافذ البيع والمنتجات هي أدنى مستوى للحساب في المؤشر. كما افتُرض أن كافة عينات المرحلة الثانية مستقلة عن بعضها البعض وأن أجزاء المعاينة صغيرة. وقد نتج عن هذا النموذج ثلاثة مكونات للتباين الكلي، هي:

- تباين داخل منافذ البيع؛
- تباين بين منافذ البيع؛
- تغاير بين منافذ البيع.

وهناك صعوبة في حساب التغاير، حتى باستخدام جهاز كمبيوتر. لكن لحُسن الحظ، أمكن من الناحية الجبرية الجمع بين المكونين الأخيرين في مكون واحد مع تخفيض عدد مستويات التجميع.

٥-٩٦ أجريت التقديرات الرقمية بهذا النموذج لعدد ٢٢ تغير متتابع على مدار ١٢ شهرا بدءا بالفترة من يناير ١٩٩٦ إلى يناير ١٩٩٧ وانتهاء بالفترة من أكتوبر ١٩٩٧ إلى أكتوبر ١٩٩٨. وقد بلغ متوسط تقديرات التباين ٠,٠٢ (تعادل خطأ معياري قدره ٠,١٤)، وهي قيمة صغيرة تدعو للدهشة في ظل صِغر حجم العينة. ولم يناقَش سبب هذه القيمة الصغيرة بالتفصيل لكنه قد يتمثل في مجموعة من الظروف الخاصة في أسواق لكسمبرغ وفي الطرق المستخدمة في نظام تقدير المؤشر.

٥-٩٧ تحتوي دراسة Dalén and Muelteel (1998) على النموذج الكامل لتقدير تباين مؤشر أسعار المستهلكين في لكسمبرغ والنتائج المستخلصة منه.

مناهج أخرى

٥-٩٨ تمت تجربة عدد من النماذج التجريبية و تم إجراء التقديرات الخاصة بالمملكة المتحدة، إلا أنه لم يتم إقرار أي منها حتى الآن كمنهج أو تقدير رسمي. وقد قام كيني Kenny (تقرير عام ١٩٩٥ وتقارير سابقة) بتجربة المنهج السويدي على بيانات المملكة المتحدة. وقد وجد أن الخطأ المعياري في مؤشر أسعار التجزئة في المملكة المتحدة ككل بلغ حوالي ٠,١، وظل ثابتا إلى حد معقول على مدار سنوات عديدة على الرغم من اختلاف المكونات التفصيلية للتباين إلى حد كبير. كما استخدمت دراسة Sitter and Balshaw (1998) منهج المجتمع الإحصائي الشبيه لكنها لم تقدم أي تقديرات للتباين الإجمالي.

٥-٩٩ بالنسبة لفنلندا، قدمت دراسة Jacobsen (1997) تقديرات جزئية وفقا لتصميم مماثل للمنهج السويدي. وقد استُخدم التحليل الوارد بها في اقتراح التغييرات المطلوبة في تخصيص مفردات العينة.

التخصيص الأمثل

٥-١٠٠ يعد إنتاج مؤشر أسعار المستهلكين عملية في غاية الأهمية في أي بلد حيث يُنفق قدر كبير من الموارد على جمع الأسعار. لذلك، يجدر الاهتمام بتوجيه بعض الجهود نحو تخصيص هذه الموارد بأكثر الطرق كفاءة.

٥-١٠١ وضع نيمان (Neyman) المنهج العام لاختيار مكونات العينة ويتوفر وصف لهذا المنهج في أي مرجع عن المعاينة. ويستخدم هذا المنهج معادلة حسابية لتباين التقدير ومعادلة أخرى للتكلفة.

ويرتبط كل من التباين والتكلفة بحجم العينة. وهكذا يتحقق التخصيص الأمثل بتخفيض التباين إلى أدنى حد ممكن عند تحديد التكلفة أو تخفيض التكلفة إلى أدنى حد ممكن عند تحديد التباين المقبول.

٥-١٠٢ جرت مناقشة تقدير التباين آنفا. وبالنسبة للتكلفة، من المهم ملاحظة أن مشاهدات الأسعار ليست جميعها متساوية في التكلفة. فجمع سعر إضافي في منفذ بيع مدرج بالفعل في العينة يُعد أقل تكلفة من إضافة سعر في منفذ بيع جديد إلى العينة. فعلى سبيل المثال، في مؤشر أسعار المستهلكين بالسويد، استُخدمت دالة التكلفة التالية:

$$C = C_0 + \sum_h n_h \left\{ a_h + b_h \sum_g m_g r_{gh} \right\} \qquad (5.10)$$

حيث تشير C إلى التكلفة الكلية وC_0 إلى الجزء الثابت في التكلفة الذي لا يرتبط بحجم العينة،

n_h هي عدد منافذ البيع في طبقة منافذ البيع h،

m_g هي عدد أنواع المنتجات في طبقة المنتجات g،

a_h هي تكلفة الوحدة لكل منفذ بيع وتعكس زمن الانتقال إلى منفذ البيع،

b_h هي تكلفة الوحدة لكل منتج وتعكس التكلفة الإضافية لملاحظة منتج ما عندما يكون جامع الأسعار بالفعل في منفذ البيع،

r_{gh} هي متوسط التكرار النسبي للمنتجات في الطبقة g المبيعة في منافذ بيع الطبقة h.

٥-١٠٣ في الصيغة (5.10)، a_h تكون عادة أكبر بكثير من b_h. ويدعو ذلك إلى تخصيص منتجات أكثر نسبيا من منافذ البيع، أي عدة منتجات لكل منفذ بيع. ويتعزز هذا التخصيص كلما كانت التباينات بين المنتجات في نفس المنفذ وطبقة المنتجات أكبر عادة من التباينات بين منافذ بيع نفس المنتج. وهذا هو الحال على الأقل وفقا لتجربة السويد.

٥-١٠٤ من خلال دالة تباين محددة ودالة تكلفة محددة، يمكن، باستخدام أسلوب مضاعفات لاغرانج الحسابية، استخلاص الأحجام المثلى للعينات في كل طبقة. ومع ذلك، لا يمكننا عادة الحصول على معادلات صريحة، وذلك بسبب تحقيق أمثلية غير خطية لا تسمح بالتوصل إلى حل واضح.

٥-١٠٥ في أي مؤشر لأسعار المستهلكين، يكون مؤشر كل المنتجات هو أهم إحصاءة عادة. لذلك، ينبغي أن يوجه تخصيص مفردات العينة نحو تقليل خطأ هذه العينة إلى أدنى حد ممكن. ومن المهم أيضا أن تكون المؤشرات الفرعية المنشورة الأخرى ذات جودة عالية. وفي الغالب تكون جودة المؤشرات الفرعية هي المعيار للنشر، وليس العكس.

ملخص

٥-١٠٦ يمكن تلخيص المناقشة السابقة في عدد قليل من التوصيات المحددة.

٥-١٠٧ *الوضوح*: ينبغي أن تكون قواعد المعاينة واضحة. ففي العديد من مؤشرات أسعار المستهلكين، هناك عدد كبير من حلول المعاينة والحلول الأخرى لفئات المنتجات المختلفة. وغالبا ما يُستخدم أسلوب واضح إلى حد ما في جمع الأسعار ميدانيا، إلا أن الطرق الدقيقة المستخدمة في جمع أسعار العديد من المنتجات مركزيا عادة ما تكون تحت سيطرة أحد أو عدد قليل من الأفراد المسؤولين وأحيانا ما تفتقر إلى التوثيق. ومن الضروري لتحقيق المصداقية في مؤشر أسعار المستهلكين أن تكون قواعد المعاينة والتقدير (مثل معاملة المشاهدات الشاذة) واضحة ومحددة.

٥-١٠٨ *ينبغي إجراء دراسة جادة لاعتماد اسلوب المعاينة الاحتمالية*: ينبغي زيادة استخدام تصميمات المعاينة الاحتمالية. ففي مجالات كثيرة، تكون أطر المعاينة المفيدة إما موجودة بالفعل أو يمكن إنشاؤها دون صعوبات بالغة. والمعاينة الاحتمالية الترتيبية المتناسبة مع الحجم والقائمة على تفريغ العينات هي أحد أنواع التصميمات المهمة التي يجب أن تؤخذ في الاعتبار في حالات كثيرة. ويجب أن يكون لمقاييس الحجم المستخدمة في المعاينة تفسير طويل الأجل بحيث تكون غير مرتبطة بحركات الأسعار.

٥-١٠٩ *التمثيل ــ لا ينبغي استبعاد جزء كبير من المجتمع الإحصائي*: فعند وضع تصميمات العينات، ينبغي أن يؤخذ في الحسبان مجتمع البنود بالكامل ومنافذ البيع التي تنتمي إلى مجموعة البنود المعنية. كما ينبغي تمثيل كافة الأجزاء المهمة في هذا المجتمع على نحو ملائم، ما لم تكن هناك تكاليف باهظة أو مشكلات تقدير مصاحبة لذلك.

٥-١١٠ *ينبغي أن يكون التباين أو متوسط مربع الخطأ أقل ما يمكن*: حيث ينبغي تحسين العينات إلى حد معقول على الأقل على أساس إجراء تحليل أولي لتباين العينة. وكتقدير تقريبي من الدرجة الأولى، يمكن تحديد أحجام العينات بما يتناسب تقريبا مع الأوزان الترجيحية لمجموعات السلع. ويتم الحصول على تقدير أفضل بضرب كل وزن ترجيحي في مقياس لتشتت التغير في أسعار المجموعة. وتقتضي اعتبارات التباين والتكلفة معا إجراء عمليات توزيع للموارد حيث تُقاس منتجات كثيرة نسبيا لكل منفذ بيع وتدرج منافذ بيع قليلة نسبيا في العينة. ونظرا لأن التحيز يمثل عادة مشكلة أكبر من خطأ العينة، فمن المنطقي بوجه عام جعل العينات أصغر وأفضل، مما يسمح بزيادة تواتر التجديد والمتابعة الدقيقة لعمليات الإحلال والتعديل مقابل التغير في النوعية.

الفصل السادس

جمع الأسعار

مقدمة

٦-١ ستختلف طرق المعاينة والمسح الأكثر ملاءمة لمسح الأسعار باختلاف استخدام مؤشر الأسعار والظروف المحلية. وعلى سبيل المثال، سيكون هناك تأثير لكل من أنواع السلع والخدمات المتاحة، ورقم أعمالها وأنواع الأسعار التي يجري تقاضيها، وتواتر تغيرات الأسعار وحجمها، والعادات الشرائية للمستهلكين (التي تشمل استخدام الهاتف ومجلة البيع والتسوق عبر الإنترنت)، وهيكل البيع بالتجزئة في الاقتصاد المحلي وأنواع منافذ البيع والانتشار الجغرافي.

٦-٢ يلقي هذا الفصل نظرة عامة على بعض القضايا، لكن إذا أخذنا ما ذُكر آنفا في الاعتبار، يتضح أن معالجة هذه القضايا سيتطلب حلولا مختلفة في البلدان المختلفة حسب الظروف المحلية. ولا يمكن أن تكون الحلول توجيهية أكثر مما ينبغي، وينبغي أن يسترشد جامع الأسعار دائما بالمبادئ والأهداف الأساسية لمؤشر الأسعار كما تناولتها الفصول السابقة. فهيكل الاقتصادات الغربية إلى جانب أنماط البيع بالتجزئة وما يرتبط بها من عادات شرائية للمستهلكين تلائم عمليات جمع الأسعار الأكثر تنظيما. وعلى النقيض، ستحتاج الاقتصادات الكفافية والاقتصادات النامية إلى أساليب أكثر مرونة لجمع الأسعار.

٦-٣ يجب الاهتمام بمعرفة أفضل السبل لجمع الأسعار من حيث الكفاءة والدقة والتمثيل للأنماط الشرائية للمستهلكين. فجمع الأسعار مباشرة من فرادى متاجر المنطقة أو البلد (الجمع الميداني للأسعار) يمكن اعتباره ملائما في بعض الحالات. في حين أن الجمع المركزي للأسعار بواسطة خبراء إحصاءات المقر الرئيسي أو المكاتب الإقليمية للمعهد الإحصائي القومي (الجمع المركزي للأسعار) يمكن أن يكون أكثر ملاءمة في حالات أخرى. ويعد الكثير من القضايا التي يغطيها هذا الفصل مهما لكل من الجمع الميداني والمركزي للأسعار.

٦-٤ يتناول هذا الفصل لاحقا مزايا وعيوب الجمع الميداني والجمع المركزي لمختلف أنواع الأسعار. وباختصار، هناك ميزة لجمع الأسعار ميدانيا وهي تغطية مجموعة كبيرة من المواقع والبنود المختلفة، وخاصة بالنسبة للأغذية والمشروبات الكحولية والتبغ والسلع المعمرة (كالملابس والأثاث والسلع الكهربائية). أما الجمع المركزي فيكون مفيدا بالنسبة للأسعار التي يصعب ملاحظتها مباشرة (كتكاليف الإسكان أو المرافق)، حيث توجد سياسات تسعير قومية، أو بالنسبة للسلع المبيعة عن طريق الطلبات البريدية ومجلات البيع، أو بالنسبة للبنود التي تكون فرص جمع أسعارها محدودة

أو حيث تكون هناك صعوبات في إجراء تعديل مقابل التكاليف الفنية والنوعية (لاسيما النقل والخدمات).

تواتر جمع الأسعار وتوقيته

٦-٥ يمكن أن يحكم نوع الاقتصاد في البداية تواتر جمع الأسعار وتوقيته. فبينما تعد الأسواق المؤقتة مهمة لقطاع عريض من السكان، فإن توقيت انعقاد هذه الأسواق سيؤثر على توقيت جمع الأسعار بسبب الحاجة إلى دراسة مدى توفر السلع والخدمات للمستهلكين.

٦-٦ يتمثل القرار الأساسي المتعلق بتواتر جمع الأسعار وتوقيته فيما إذا كان ينبغي للمؤشر أن يرتبط بالمتوسط الشهري للأسعار أم بأسعار نقطة زمنية معينة (يوم أو أسبوع في شهر ما مثلا). ويرتبط هذا القرار بعدد من العوامل، منها استخدامات المؤشر، وإمكانية القيام بعمليات جمع الأسعار من الناحية العملية، ونمط حركات الأسعار وتوقيت إصدار المؤشر. وتتناول الفقرات التالية هذه العوامل واحدا بعد الآخر.

٦-٧ رأى بعض الباحثين إنه كلما زاد تواتر جمع الأسعار، قلت بوجه عام أهمية السؤال عما إذا كان ينبغي للمؤشر أن يرتبط بفترة أو نقطة زمنية معينة. لكن لا يوجد ما يؤكد صحة ذلك في كل الحالات. فعلى سبيل المثال، قد تكون الأسعار متقلبة خاصة خلال فترات عطلات معينة أو في أوقات معينة من العام. وفي هذه الحالات، يمكن اعتبار السلاسة الناتجة عن تقدير يعتمد على قياس فترة معينة أفضل من الاتجاه قصير الأجل وربما المضلل الذي يبينه تقدير نقطة معينة أكثر تقلبا. وللإجابة على هذا السؤال، يتعين أن يؤخذ في الحسبان أيضا الاستخدام الأساسي للمؤشر.

٦-٨ مبدئيا، إذا استُخدم المؤشر في تكميش الدخل أو الإنفاق أو المبيعات، ينبغي أن يرتبط بالفترة الزمنية لهذه التدفقات النقدية. وبالنسبة للتحليل الاقتصادي ــ حيث يُستخدم المؤشر إلى جانب إحصاءات اقتصادية أخرى معظمها يرتبط بفترة وليس بنقطة زمنية ــ يبدو منطقيا، من حيث المبدأ أيضا، أن يحذو مؤشر أسعار المستهلكين حذو هذه الإحصاءات.

٦-٩ عند القيام بهذا الاختيار، في الواقع، ينبغي المقارنة بين اعتبارات المبدأ ومختلف الاعتبارات العملية. والنقطة الأولى التي تجدر ملاحظتها هي أنه عندما يكون التضخم منخفضا ومستقرا، سيكون هناك اختلاف بسيط بين ــ على سبيل المثال ــ معدل التغير السنوي في المؤشر من الأثنين ٣ يناير ٢٠٠٠ إلى الأربعاء ١ يناير ٢٠٠١ ومعدل التغير السنوي المناظر بين شهري يناير ٢٠٠٠ ويناير ٢٠٠١ بالكامل. ولن يحدث ذلك إذا كان معدل التضخم سريعا أو يتغير بدرجة كبيرة خلال العام. وقد يختلف الفرق بين معدل التضخم في أول يناير وأول فبراير عن الفرق بين متوسط معدل التضخم في

يناير ومتوسطه في فبراير ــ لاسيما إذا كان ما يُطلق عليه فترات "التخفيضات" تحددها القوانين أو القواعد التنظيمية المحلية ــ كما هو الحال في بعض البلدان. وبالنسبة لبعض المنتجات ذات الأوزان الترجيحية الكبيرة في المؤشر ــ حيث تكون تغيرات الأسعار مفاجئة وتؤثر غالبا على السوق ككل في نفس اليوم تقريبا ــ تكون المفاضلة بين الفترة الزمنية والنقطة الزمنية مهمة. ومن أمثلة ذلك أسعار البنزين والكهرباء والاتصالات السلكية واللاسلكية. وفي هذه الحالة تكون هناك مبررات قوية للارتباط بمتوسط الأسعار خلال فترة زمنية. ومن الواضح أن الأوزان الترجيحية ينبغي أن ترتبط بدورية جمع الأسعار آخذا في الحسبان فترات الإنفاق والتسعير الملائمة (فمثلا، إذا زادت الأسعار إثر انقضاء ثلث الفترة، ينبغي لثلثي الوزن الترجيحي أن يعكس ارتفاع الأسعار).

٦-١٠ لا يمكن إجراء كل المشاهدات السعرية خلال يوم واحد، ناهيك عن نقطة زمنية واحدة خلال هذا اليوم. وهذا صحيح خاصة بالنسبة لعمليات جمع الأسعار ميدانيا، لكنه قد يكون صحيحا أيضا بالنسبة لعمليات جمع الأسعار مركزيا، حسب الموارد المتاحة في المركز الرئيسي. ومبدئيا، تتمثل القضية الحقيقية فيما إذا كانت المشاهدات موزعة على عدد قليل من الأيام للحصول على قيمة مقاربة لتقدير نقطة زمنية (من الاثنين إلى الأربعاء مثلا لتمثيل الأسعار في يوم ثلاثاء معين) أو موزعة على كل الشهر للحصول على تقدير للمتوسط في هذا الشهر.

٦-١١ ينبغي أن يوضع في الاعتبار أيضا أن تباين العينة سيختلف حسبما إذا كان المؤشر الذي يُعد هو مؤشر فترة زمنية أم مؤشر نقطة زمنية، وحسب تواتر جمع الأسعار في الحالة الثانية. وعند النظر في توقيت جمع الأسعار وتواتر هذا الجمع، يجب أيضا الاهتمام بوجه أعم بالمفاضلة بين دقة الإحصاءات وتكلفتها. وينبغي ملاحظة أن جمع الأسعار ميدانيا من المتاجر عادة ما يكون نشاط مكلف نسبيا. ومن الناحية العملية، تحدد الموازنة المخصصة لجمع الأسعار عادة البدائل المتاحة.

٦-١٢ قد يختلف التواتر المنشود لجمع الأسعار باختلاف السلعة، وحسب مدى تواتر التغير في الأسعار الملاحظة. فمثلا، الأسعار التي تتقاضاها المرافق العامة، أو رسوم أو تكاليف الحكومة المركزية أو المحلية، أو أسعار مجلات البيع عن طريق الطلبات البريدية يمكن أن تتغير سنويا أو كل ربع سنة وفقا لجدول زمني معروف وبالتالي يمكن إجراء عمليات جمع الأسعار هذه وفقا للجدول الزمني للتغيرات وليس شهريا. وفي المقابل، يجب جمع أسعار الأغذية على نحو أكثر تواترا حيث يمكن أن يقوم أصحاب المتاجر بمراجعة الأسعار التي يتقاضونها باستمرار لتعكس أحوال السوق والأسعار التي يتقاضاها موردوهم. ومن الواضح أن خبراء الإحصاءات سيتعين عليهم التأكد من مدى تواتر التغير في أسعار أي سلعة أو خدمة معينة قبل اتخاذ قرار جمع الأسعار على نحو أقل تواترا. كما سيتعين عليهم أيضا أن يظلوا ملمين بسياسات التسعير الحالية لمتابعة مدى التغير في الأوضاع، بحيث يمكنهم على الفور جعل هذه التغيرات تنعكس في طرق جمع الأسعار. إلى جانب

ذلك، يتعين على خبراء الإحصاءات الإلمام بأي تغير غير معتاد في الأسعار قد يتم إغفاله نتيجة عمليات جمع الأسعار الأقل تواترا، مثل التغير في معدلات الضرائب غير المباشرة أو التغير في توقيت الزيادة التي تحدث لمرة واحدة (مثل تغيير مقدمي الخدمات لتوقيت الزيادة السنوية من أبريل إلى مارس أو تغيير أسعار الوجبات المدرسية في كل فصل دراسي مع بدء الفصول الدراسية في شهور مختلفة من سنة إلى أخرى).

٦-١٣ هناك قضية أخرى يجدر ملاحظتها وهي توقيت نشر مؤشرات الأسعار. حيث يمكن أن يكون هناك قيود قانونية على توقيت إصدار المؤشرات. وفي هذه الحالة، يجب جمع الأسعار في وقت يسمح بالانتهاء من إجراءات ضمان الجودة والمعالجة والتجميع قبل الموعد النهائي.

٦-١٤ حسبما ذُكر آنفا، في الحالات التي يكون فيها معدل التضخم مستقرا وتكاليف جمع الأسعار لا تمثل مشكلة، يمكن توزيع عملية الجمع على مدار شهر كامل. وفي هذا الحالات، ينبغي وضع المناطق المختلفة في جدول زمني لجمع الأسعار في أوقات مختلفة من الشهر وفقا لنمط منتظم يُعاد كل شهر. فإلى جانب أن ذلك يزيد من كفاءة استخدام وقت جامعي الأسعار، من ميزاته أيضا توزيع تواريخ الجمع على العديد من البنود الممثلة. ومن المهم أيضا إجراء فرادى مشاهدات الأسعار في نفس الوقت كل شهر بحيث لا يتغير المؤشر نتيجة تغير طول الفترة الزمنية الفاصلة بين تواريخ الجمع. وهناك اعتبار مهم آخر ــ لاسيما بالنسبة لبلدان الشرق الأوسط ــ وهو الحالات التي يمكن أن تختلف فيها الأسعار باختلاف يوم الأسبوع (حسب موعد يوم السوق مثلا) أو باختلاف الوقت خلال اليوم حسب مختلف العروض التسويقية الخاصة لجذب مزيد من العملاء في الأوقات الأقل نشاطا أو لإظهار السلع الطازجة.

٦-١٥ عندما يكون الهدف حساب مؤشر نقطة زمنية، يجب توزيع مشاهدات الأسعار على عدد قليل جدا من الأيام كل شهر. وينبغي توحيد الفترة الزمنية التي تفصل بين مشاهدات الأسعار لكل منفذ بيع. ونظرا لاختلاف عدد أيام الشهور يجب تحديد هذا التوحيد بدقة.

٦-١٦ من المفضل اختيار أيام الأسبوع وأوقات الشهر أخذا في الحسبان وقت تركز عمليات الشراء والمرحلة التي يكون معروفا عندها أن الأسعار والسلع المتوفرة في المتاجر ممثلة للشهر ككل. وفي بلدان الشرق الأوسط، تشير نتائج مسوح إنفاق الأسر المعيشية أن معظم الأسر المعيشية تقوم بالتسوق في يوم السوق. غير أنه ينبغي أن يوضع في الاعتبار أيضا أن تجار التجزئة قد يبدون استعدادا أقل للتعاون عند انشغالهم، لذا يجب الموازنة بين التوقيت المثالي لجمع الأسعار والأثر على معدلات الإجابة. وينبغي ملاحظة أنه يتعذر ثبات الفترة الزمنية الفاصلة بسبب اختلاف طول الشهور وتوقيت العطلات الرسمية والدينية. وأحد الحلول يتمثل في أخذ سلاسل من أربعة وخمسة أسابيع، وبالتالي

الحفاظ على الثبات النسبي للفترة الشهرية أو الربع سنوية. وهناك حل آخر يتمثل في اتباع قاعدة مـــا مثل جمع الأسعار في يوم السوق المعتاد أو في الفترة من الأربعاء إلى الجمعة مـــن الأســـبوع الأول الكامل في الشهر.

٦-١٧ يجب تحديد أيام (وأحيانا أوقات) جمع الأسعار سلفا. وفي بعـــض البلـــدان أو الاقتصـــادات، يجب اتخاذ قرارات سلفا بشأن ما إذا كان ينبغي الحفاظ على سرية هذه الأيام وكيفية ذلك لتجنب قيـــام المصادر الرئيسية ــ كالمتاجر الكبرى أو الحكومات ــ بتعديل الأسعار في أيام الجَمع، مما يؤدي إلى تشويه مؤشرات الأسعار. ومع ذلك، من المهم لتكوين تصور عام بشأن سلامة المؤشـــر أن يـــتمكن المكتب الإحصائي من شرح الطرق المستخدمة في تحديد تواريخ الجمع وموضوعية هـــذه الطـــرق. وتحتاج وكالات جمع الأسعار التي تقوم بالجمع لصالح المعاهد الإحصائية القومية أن تعرف تـــواريخ الجمع قبل ذلك بفترة طويلة لأغراض تخطيط الموارد. إلى جانب ذلك، يحتاج موفرو البيانات الـــذين يوفرون الأسعار مباشرة لخبراء المركز الرئيسي أن يعرفوا تاريخ جمع الأسعار قبله بفتـــرة وجيـــزة حتى يتمكنوا من إعداد وتقديم قوائم الأسعار اللازمة.

٦-١٨ يعد التوقيت المعتاد للجمع مهما خاصة عندما يكون معدل التضخم سريعا. وعنـــدما يكـــون هناك يوم محدد لجمع الأسعار، من المهم جمع أكثر الأسعار تقلبا في هذا اليوم المحدد وليس في أيـــام مقاربة له. والبنود المحددة قد تتضمن الفواكه والخضروات الطازجـــة واللحـــوم الطازجـــة والبنـــود الخاضعة للضرائب والرسوم المتغيرة غير المباشرة (كالتبغ والبنزين). وفي حالـــة المـــواد الغذائيـــة المبيعة في الأسواق، من المهم تحديد الوقت خلال اليوم ويوم الأسبوع. ففي بلدان الشرق الأوســـط ــ على الأقل ــ تكون هذه الأسعار عادة أعلى في الصباح وأقل في المساء.

٦-١٩ يجب تحديد أيام جمع الأسعار بعد النظر في مجموعة متنوعة من العوامل التي تؤثر علـــى الأسعار وأنماط التسوق. وينبغي تجنب العطلات وعطلات نهاية الأسبوع باستثناء بالنسبة للبنود التي يكون حجم مبيعاتها كبيرا خلال هذه الأوقات، كالبنزين وخدمات أوقات الفراغ والتســـلية (كوجبـــات المطاعم والأماكن السياحية). وقد حددت بعض البلدان أوقات فتح المتاجر في أيام معينة أو إغلاقهـــا نصف اليوم في أيام أخرى، وهو الأمر الذي يمكن أن يحدد عدد الأسعار التي يمكن جمعها أو يـــؤدى إلى تحيز عينة المواقع لأنواع معينة من منافذ البيع أو مقدمي الخدمات. وفي الأيام القريبة من فترات العطلات الطويلة التي تغلق فيها الكثير من المتاجر أبوابها، قد تكون هناك كميات محدودة من الطعام الطازج والكثير من التخفيضات غير العادية في الأسعار للتخلص من المخزون قبل إغلاق المتـــاجر في فترة العطلة. وينبغي أيضا النظر في الآثار المترتبة على أي فترة تخفيضات في الأسعار مقـــررة بموجب القانون.

٦-٢٠ سواء كان جمع الأسعار مستمرا أم في نقطة زمنية معينة، فإن الفترة الفاصلة بين مشاهدات الأسعار المتتالية في كل منفذ بيع يجب أن تظل ثابتة بزيارة هذا المنفذ خلال فترة زمنية ثابتة كل شهر (أو ربع سنة).

٦-٢١ هناك قضية أخرى يثيرها تسعير التعريفات (تعتمد رسوم الهاتف ،مثلا، على الوقت خلال اليوم ووجهة المكالمة)، وسياسات التسعير المتغيرة التي تعتمد على الطلب (تعتمد رسوم النوادي والمجمعات الرياضية وخدمات أوقات الفراغ، مثلا، على وقت اليوم ــ وأوقات ذروة الطلب التي تؤدى إلى ارتفاع الأسعار) وأسعار الخدمات التي ربما تتوافر بصورة محدودة (كأجرة السفر بالطائرة والقطار والسيارة الأجرة). ولكل مما سبق، ينبغي إجراء عمليات جمع الأسعار على نحو متسق بمرور الوقت وبأسلوب يعبر عن أنماط شراء المستهلكين. وينبغي أن تُعبر مجموعة البنود الممثلة عن سلوك المستهلكين (فأجرة السفر بالطائرة، مثلا، يمكن أن تُسعر قبل ذلك بستة أو ثلاثة شهور أو شهران أو شهر وأن تتضمن بدائل الحجز في اللحظة الأخيرة أيضا)، وأن تُرجَّح بأنماط إنفاق المستهلكين (كترجيح أسعار الدخول إلى حمام السباحة في أوقات الذروة وفي غير أوقات الذروة معا).

٦-٢٢ هناك نقطة أخيرة ينبغي ملاحظتها وهي أنه وفقا لمنهج النقطة الزمنية، يمكن لجهات تحديد الأسعار الرئيسية ــ لاسيما الحكومة ــ أن تؤثر على المؤشر حسبما إذا كان تغيير الأسعار يسري في يوم يسبق أو يلي مباشرة اليوم الذي يحصلون فيه على معلوماتهم السعرية أم في يوم جمع الأسعار. ونظرا لأن الأسعار غالبا ما تُجمع مركزيا من جهات تحديد الأسعار هذه، ينبغي أن يكون في الإمكان الحصول منها على المعلومات المتعلقة بحجم وتوقيت تغيرات الأسعار في نهاية كل شهر، بحيث يمكن حساب متوسط أسعار الشهر بكامله عند تطبيق منهج الفترة الزمنية. فعلى سبيل المثال، إذا كانت رسوم الكهرباء تُدفع كل ربع سنة وزادت الأسعار جزئيا خلال فترة ٣ شهور، فإن مدفوعات فرادى المستهلكين قد لا تتضمن أي شهر على الإطلاق أو تتضمن شهرا أو شهرين أو ثلاثة شهور بالسعر الأعلى.

أخذ التضخم المفرط في الحسبان

٦-٢٣ قد تكون هناك حاجة لوضع ترتيبات خاصة في حالة وجود تضخم مفرط. وفي هذه الحالات، تزداد أهمية جمع أسعار فرادى البنود في فرادى المتاجر في نفس الوقت تماما كل شهر، وفيما عدا ذلك قد تنتج أرقام مضللة. وينبغي النظر في زيادة تواتر جمع الأسعار وما يصاحب ذلك من زيادة تواتر إعداد المؤشر. فعند جمع الأسعار عادة على أساس ربع سنوي، قد يكون من المنطقي جمعها على نحو أكثر تواترا. وإذا لم يكن هذا ممكنا، قد يكون من الملائم زيادة الأسعار نسبيا بمؤشر ذو صلة لتوفير قيمة مقاربة لمؤشر شهري. غير أنه إذا تم ذلك، يجب الحرص الشديد عند اختيار أساس

المقارنة الملائم، لاسيما عندما يمكن أن يتغير التناسب بين الأسعار تغيرا كبيرا في فترات التضخم المفرط.

٦-٢٤ في بعض الحالات، قد تكون التغيرات السريعة أو المتواترة في الأسعار مرتبطة ببنود معينة فقط، ومن ثم ينبغي اتخاذ إجراء حيال ذلك. فعلى سبيل المثال، قد ترتفع أسعار الأغذية على نحو غير متناسب مع غيرها من أسعار بسبب ضعف المحصول. وقد يكون من المنطقي زيادة تواتر المؤشر بالنسبة للبنود الغذائية فقط. وبدلا من ذلك، يمكن التعامل مع هذا الموقف بأسلوب أبسط من خلال متابعة عدد قليل من الأسعار ذات الصلة بانتظام دون إنتاج مؤشر أسعار كامل. ويمكن إصدار هذه المؤشرات الفرعية كل على حدة أو استخدامها في زيادة الأسعار اللاحقة التي تُجمع في الفترة، حسبما ورد آنفا. ويمكن اختيار هذه البنود حسب أهميتها لميزانية الأسرة وما إذا كانت عرضة بشكل خاص لزيادات كبيرة في الأسعار.

وصف البنود

٦-٢٥ ينبغي اختيار بعض البنود الممثلة لتكون نموذجا لحركات الأسعار في سلة مؤشر أسعار المستهلكين. وأي بند تستهلكه الأسر المعيشية أو الأفراد وله سعر يمثل سلعة أو خدمة محددة. لكن في بعض الحالات، مثل وجبات قوائم الطعام لدى المطاعم، والسيارات (حيث يستطيع المشتري شراء إضافات اختيارية على الطراز الأساسي) وتأجير السيارات (حيث يمكن أن يكون التأمين إضافة)، يجب اتخاذ قرار بشأن ما إذا كان ينبغي معاملة مجموعة البنود كبند واحد أو ما إذا كان ينبغي تسعير المكونات كل على حدة. وكقاعدة عامة، ينبغي اعتبار مجموعة البنود بندا واحدا عندما يمكن توقع أن يكون العرض غير مؤقت وعندما يشتري المشتري عادة حزمة السلع والخدمات المعروضة بالكامل. وبخلاف ذلك، ينبغي معاملة المكونات كبنود منفصلة والحصول على فرادى الأسعار. وعندما لا يجري عادة شراء الحزمة بالكامل، يكون في الإمكان عادة اختيار فرادى أسعار الأجزاء المختلفة في مجموعة البنود. ويعطي ذلك دلالة عما إذا كانت مجموعات البنود هي التي يجري شراؤها أم فرادى البنود.

٦-٢٦ كوضع مثالي، ينبغي أن يقوم اختيار البنود على أساس الإحصاء الكامل للمعاملات ذات الصلة المتعلقة بالبنود المختلفة التي يشتريها الأفراد. ومن الناحية العملية، لا يتوفر ذلك عادة في كل الحالات رغم أنه في بعض البلدان يمكن استخراج بيانات مفيدة من نقاط البيع والبيانات المستخلصة من الماسحات الضوئية.

٦-٢٧ ينبغي أن يكون الوصف المحكم (الدقيق) أو العام (الواسع) للبنود إحدى القضايا ذات الأهمية الكبرى سواء من الناحية النظرية أو العملية. وسواء كانت مواصفات البنود عامة أو دقيقة فقد تختلف

باختلاف الظروف الفردية، وقد تختلف باختلاف مكونات سلة السلع والخدمات التي يجري تسعيرها. وبوجه عام، تعد مواصفات البنود المحددة بدقة أكثر فعالية لمراقبة تمثيل العينة (بافتراض توفر إطار عينة موثوق أو مجموعة بيانات مرجعية موثوقة) ومراقبة الاختلافات في النوعية، كما يمكنها أيضا تخفيض تباين الأسعار والأرقام النسبية للأسعار، وبالتالي تحقيق الاستفادة القصوى من أداء بعض صيغ التجميع. لكن ذلك قد يؤدي إلى صغر حجم العينة المحققة، حيث تقل قدرة جامعي الأسعار على اختيار بند مناسب في متجر معين. وفي المقابل، يمكن أن تؤدي المواصفات العامة للبنود إلى زيادة حجم العينة المحققة لكنها قد تُزيد من صعوبة مراقبة تمثيل العينة وسوف تؤدي عادة إلى زيادة تباين الأسعار.

٦-٢٨ في بعض البلدان، تُحدد أسعار الملابس بدقة شديدة لضمان تقليل الاختلافات في النوعية إلى أدنى حد ممكن. وقد يجري تحديد المواصفات تفصيليا مثل "قميص مصنر؛ منتصف الموسم؛ بأكمام؛ بدون ياقة؛ بدون أزرار؛ صُنع في المغرب؛ أكريليك؛ سُمك متوسط إلى رقيق". وفي المقابل، فإن الوصف العام الذي يُستخدم في مؤشر آخر لأسعار المستهلكين بالنسبة لبند معادل قد يكون "قميص رسمي للرجال؛ بأكمام طويلة".

٦-٢٩ أيا كان المنهج المستخدم، ينبغي وضع قواعد اختيار البنود الممثلة التي تناسب مواصفات البنود (على سبيل المثال، أكثر المنتجات مبيعا حسبما أفاد فرادى تجار التجزئة، أو البنود التي يجري اختيارها باستخدام المعاينة الاحتمالية المتناسبة مع الحجم). ومن المهم أن تكون البنود الممثلة التي يجري اختيارها ــ سواء بمواصفات محددة أو عامة للمنتجات ــ ممثلة بالفعل لأنماط إنفاق المستهلكين. فلا داعي، مثلا، لتسعير بند نادرا ما يباع لكنه يبدو جيدا في نافذة المتجر أو لمجرد وجوده في موقع ملائم بحيث يجده جامع الأسعار في كل شهر. وينبغي أن تأخذ قواعد الاختيار في الحسبان أيضا منهجية المعاينة التي يقوم على أساسها اختيار المتاجر. وهناك حجة أقوى مؤيدة لاستخدام شكل من أشكال المعاينة الاحتمالية في اختيار البنود ذات المواصفات المحددة بدقة عندما يحدَّد اختيار المتاجر بصورة أعم، والعكس صحيح. ويرجع ذلك إلى أنه كلما زادت عمومية مواصفات البنود وزادت حرية اختيار البنود ميدانيا، زاد اعتماد تمثيل العينة على جودة اختيار المتاجر من البداية.

٦-٣٠ من المهم أيضا في ظل أي من النظامين المستخدمين في تحديد المواصفات أن تعطي التعليمات الموجهة لجامعي الأسعار وصفا كافيا للبند المراد تسعيره. ففي حالة ماكينة الغسيل مثلا، يمكن أن تشتمل المعلومات المطلوبة في حالة الوصف المحكم على الصنف ورقم الطراز والسعة وما إذا كانت آلية وما إذا كانت تعبأ من أعلى أو من الأمام وسرعة الدوران. وإلى جانب المراقبة الفعالة للعينة، ستكون هذه المعلومات مفيدة أيضا عندما يتعين على جامع الأسعار اختيار أقرب مكافئ

إذا لم يعد طراز معين متوفرا. ومن المهم إجراء مراجعة منتظمة لعدد الأسعار التي يتم الحصول عليها في حالة السلع أو الخدمات التي تحدد مواصفاتها بدقة بحيث يمكن تحديث المواصفات إذا تم الإلغاء التدريجي لهذه البنود أو إذا كانت أنماط شراء المستهلكين تشهد تغيرا.

٦-٣١ قد لا يحدد الوصف الفضفاض سوى ماكينة غسيل بنطاق معين للسعة أو لسرعة الدوران. وفي هذه الحالة، من المهم أيضا أن يسجل جامع الأسعار وصفا تفصيليا لماكينة الغسيل التي يجري تسعيرها للمساعدة على اختيار طراز مماثل إذا توقف إنتاج هذا الطراز أو بحيث يمكن لجامع الأسعار المقبل أن يقوم بجمع الأسعار عندما لا يكون الجامع الأصلي موجودا.

طرق جمع الأسعار

٦-٣٢ يعد نطاق مؤشر الأسعار الذي يجري إنشاؤه أحد الاعتبارات المهمة عند جمع الأسعار. فعلى سبيل المثال، هل ينبغي تسعير سلع السوق السوداء أو السلع المهربة كجزء من عملية جمع الأسعار؟ بوجه عام، إذا كانت المشتريات تشكل جزءا كبيرا من الإنفاق، فإن هناك ما يدعو مبدئيا إلى النظر في إدراجها. ومع ذلك، يؤدي هذا إلى مواجهة صعوبات في جمع الأسعار ومنها العثور على منافذ البيع اللازمة ــ والتي قد تكون مؤقتة ولا تعلن عن نفسها ــ إلى جانب التسعير الفعلي للسلع والخدمات. وهناك صعوبة أخرى متعلقة بالنطاق تخص الأنشطة التي تعتبر غير مشروعة في بعض البلدان لكنها ليست كذلك في بلدان أخرى (مثل البغاء أو القمار أو مبيعات الكحول).

٦-٣٣ تنشأ أكبر صعوبة في عملية جمع الأسعار في حالة السلع والخدمات في الاقتصادات التي يكون للمقايضة فيها دور مهم. وتمتد الأمثلة من أسعار السيارات ــ التي يمكن التفاوض بشأنها بشكل فردي (ويتضمن ذلك إمكانية استبدال سيارة قديمة) ــ إلى أكشاك السوق في بعض المجتمعات. وأخيرا، يعتمد السعر الذي يتم الحصول عليه على احتمال حدوث عملية شراء حقيقية ومهارات التفاوض لدى جامع الأسعار إلى جانب عوامل أخرى مثل مدى حاجة تاجر التجزئة الماسة لإجراء عملية بيع. وكوضع مثالي، ينبغي أن يحصل جامع الأسعار على السعر الذي سيدفعه المستهلك بالفعل. وفي بعض الحالات، قد يكون من الملائم البحث في طرق بديلة لجمع الأسعار أو الاعتماد بدلا من ذلك على مؤشرات (مثل السعر المعلن الذي يمكن افتراض تحركه بنفس معدل سعر المقايضة حسب الأحوال).

٦-٣٤ في بعض بلدان الشرق الأوسط حيث تختلف الأسعار باختلاف الوقت خلال اليوم وحيث لا يجري الإعلان عادة عن الأسعار (في السوق مثلا)، يجب استخدام مجموعة متنوعة من طرق جمع الأسعار. ويمكن جمع أسعار اللحوم والخضروات الطازجة من ثلاث إلى ست مرات خلال اليوم، تتضمن زيارة صباحية وأخرى في وقت تناول الغذاء وأخرى مسائية. إلى جانب ذلك، يمكن تدريب

جامعي الأسعار على إدراك الأسعار "الخادعة" وحثهم على البقاء مدة أطول والاستماع إلى أسعار المبيعات الحقيقية.

٦-٣٥ يمكن تطبيق طرق جمع مختلفة في منافذ البيع المختلفة. ويمكن اختيار منافذ بيع دائمة أحيانا على أساس إطار عينة إما محتفظ به مركزيا أو عن طريق الإحصاء الميداني (راجع الفصل الخامس). وفي السوق، قد يكون من الملائم استخدام طرق جمع أخرى، لاسيما عندما تختلف أوقات الفتح وأنواع الأكشاك والسلع المعروضة للبيع في الأوقات المختلفة. وفي هذه الحالات، قد تقتصر قائمة البنود على البنود المعروف أنها تتوافر في السوق وقد يُطلب من جامعي الأسعار الحصول على عدد ثابت من بيانات الأسعار لكل بند، وهو العدد الذي تحدده المعرفة الميدانية بالأنواع المعروضة للبيع ودرجة التفاوت في الأسعار. وبعض البنود، كالفواكه والخضروات، قد تحتاج إلى بيانات أسعار أكثر من غيرها كما قد تكون هناك حاجة لجمع الأسعار على فترات خلال اليوم (ثلاث مرات في الصباح وثلاث مرات خلال وقت تناول الغذاء وثلاث مرات في فترة ما بعد الظهيرة أو المساء مثلا) لضمان أن يؤخذ في الحسبان أي تفاوت في الأسعار حسب الوقت خلال اليوم. ويجب أيضا الاهتمام بجمع الأسعار من المزارعين (الذين ينتقلون إلى السوق لبيع منتجاتهم) والوسطاء (الذين يشترون الأغذية من المزارعين ثم يبيعونها).

٦-٣٦ قد يكون هناك اختلاف آخر بين البلدان عندما يحدث جانب كبير من الإنفاق في الخارج ثم يستورد الأفراد البنود المشتراة (فأسواق بيع السيارات في ليتوانيا مثلا يتردد عليها سكان دول البلطيق الأخرى). وفي هذه الحالات، يتعين النظر في عمليات جمع الأسعار من خلال علاقاتها بنطاق المؤشر (فمثلا، هل ينبغي أن تؤخذ الأسعار في البلدان الأخرى في الاعتبار؟) إلى جانب القضية الأكثر تعقيدا التي تتعلق بتسعير سيارات من ذات النوعية أو نوعية مشابهة كل شهر.

٦-٣٧ يحتوي الشكل البياني ٦-١ على نظرة عامة عن جمع الأسعار ميدانيا بالنسبة لمنافذ البيع البسيطة. ويفترض هذا الشكل أنه تم إحصاء واختيار منافذ البيع بالفعل، وموافقة صاحب المتجر أو المركز الرئيسي لسلسلة متاجر على زيارة جامعي الأسعار بانتظام، واتباع الإجراءات الشكلية المعتادة للتعرف على الهوية عند الوصول والمغادرة. إلى جانب ذلك، يفترض الشكل أن عمليات اختيار البنود قد جرت بالفعل في الشهور السابقة. وأفضل السبل لذلك تكون عن طريق القيام بزيارة منفصلة سابقة لعملية جمع الأسعار حيث يقوم جامعو الأسعار بتعريف أنفسهم والتعرف على المتجر وشرح طريقة جمع الأسعار لأصحاب المتجر.

٦-٣٨ يوضح الشكل البياني بالتفصيل القرارات والإجراءات المختلفة التي يجب أن يتخذها جامع الأسعار لتسعير أي بند. ويبدأ الشكل بوصول جامع الأسعار إلى منفذ البيع ــ في وقت متفق عليه

بين الطرفين ــ وهو ما قد يتزامن أو لا يتزامن مع الوقت المعتاد لفتح المتجر. وبعد الدخول إلى منفذ البيع (أو منفذ البيع البديل)، يحاول جامع الأسعار تسعير البند أو البنود التي يلزم تسعيرها. وفي الحالات البسيطة، يكون البند متاح مباشرة للشراء والتسعير. أما الحالات الأكثر تعقيدا فتنشأ عندما يكون البند مختلفا عما كان في الجمع السابق بشكل أو آخر (في الحجم أو المواصفات أو الوزن أو الكمية مثلا)، وفي هذه الحالات، تكون الطريقة المعتادة هي تسعير البند وإبلاغ الحقائق للمركز الرئيسي. وأخيرا، إذا لم يكن البند متوفرا، يجب اختيار بند آخر كبند بديل مماثل أو كبند بديل جديد. وبعد تسعير كافة البنود المطلوب تسعيرها في هذا المنفذ، يمكن لجامع الأسعار الانتقال إلى منفذ البيع التالي.

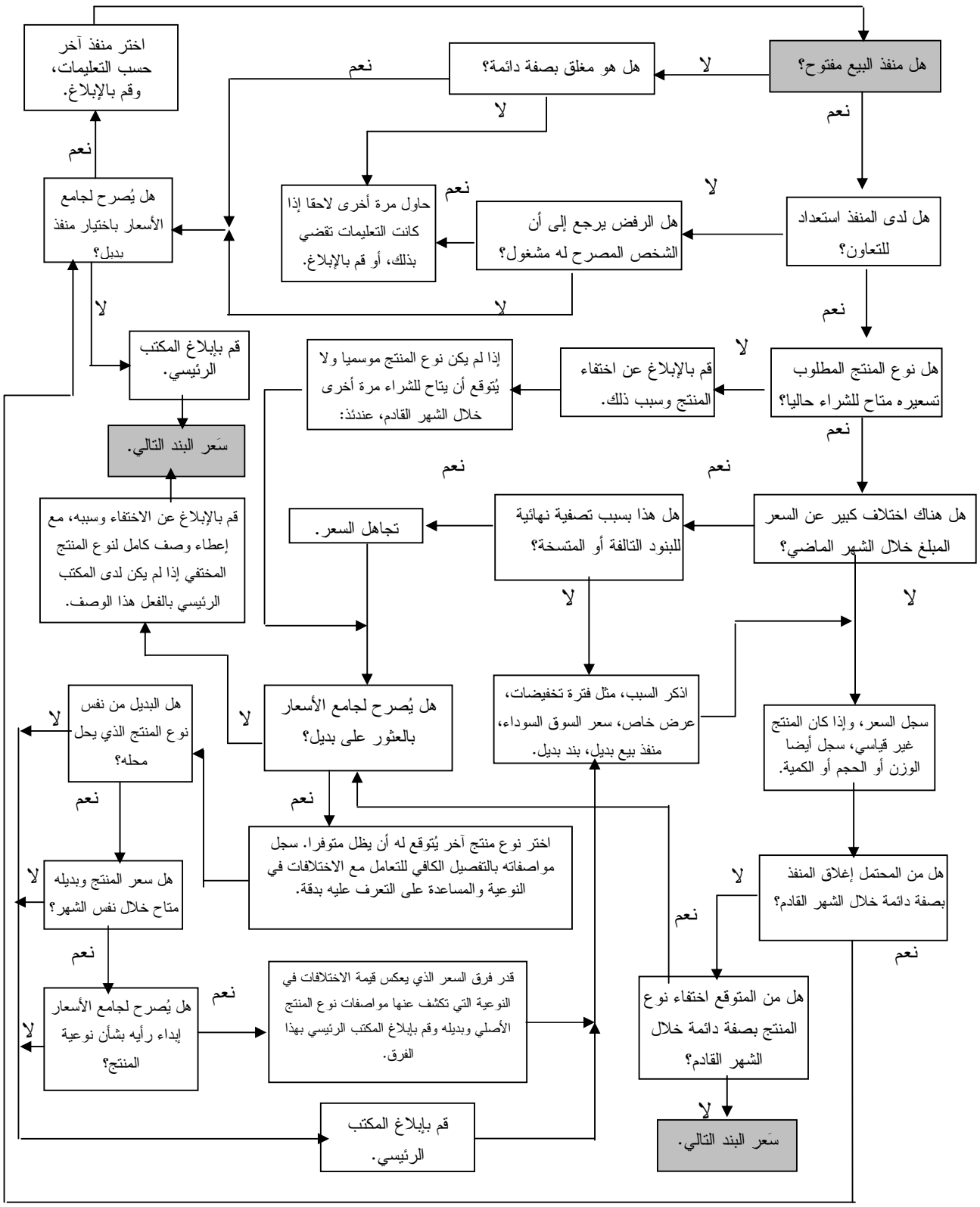
٦-٣٩ يجري اختيار البند المماثل باستخدام نفس حزمة الخصائص الرئيسية التي يحتمل أن تؤثر على السعر. فعلى سبيل المثال، قد يتأثر سعر ماكينة غسيل بالاسم التجاري ودورات الغسيل والسعة واستهلاك الطاقة وسرعة الدوران.

٦-٤٠ تنشأ الحالة الأكثر تعقيدا عندما يتعين تسعير بند مختلف نوعيته غير مماثلة. وتعتمد طريقة معاملة هذا البند على الطرق المطبقة لتعديل الأسعار مقابل التغير في النوعية. فعلى سبيل المثال، يمكن معاملة التغيرات في النوعية بطريقة غير مباشرة باعتبار البند بندا جديدا بسعر أساس محتسب. ويمكن حساب هذا السعر من جانب خبراء المركز الرئيسي الذين قد يحتاجون إلى معلومات إضافية من جمع الأسعار أو من جامع الأسعار في منفذ البيع بمساعدة موظفي المبيعات.

٦-٤١ تتطلب البنود الموسمية عناية خاصة. ففي بعض الحالات، قد تكون بنود موسمية مثل الفواكه أو الخضروات أو الملابس غير متاحة للتسعير على مدار السنة. ومن سبل إظهار ذلك في المؤشر استخدام أوزان ترجيحية موسمية تختلف في كل شهر في السنة وتعكس المعلومات الخاصة بالنفقات من مسوح ميزانيات الأسر المعيشية أو من مصادر أخرى. وبدلا من ذلك، يمكن تسعير بنود موسمية أخرى في أوقات مختلفة من السنة لاستبدال البنود غير المتاحة مباشرة (فعلى سبيل المثال، يمكن تسعير ثياب السباحة والسراويل القصيرة لفترة ستة شهور، وتسعير القفازات والوشاحات لفترة ستة شهور).

٦-٤٢ ومن البدائل التي يمكن استخدامها في جمع البيانات أن يتم جمع بيانات بعض البنود على فترات تقل عن الشهر، مما يجعل زيادة العينة الكلية ممكنا. فالعديد من البنود المدرجة في مؤشر أسعار المستهلكين في الولايات المتحدة لا تُجمع إلا مرة كل شهرين في أي منطقة، وبالمثل، تُقسم عينات الإيجارات إلى ست شرائح، تسعر كل منها مرتين في السنة. ويزيد ذلك من تعقيد العمليات الحسابية لكنه قد يكون أكثر كفاءة من الناحية الإحصائية ومن منظور جامعي الأسعار أيضا.

الشكل البياني ٦-١: إجراءات جمع الأسعار



طرق جمع الأسعار

٦-٤٣ بالنسبة للعديد من البنود، تُجمع الأسعار ميدانيا عن طريق وكالات جمع الأسعار التي تعمل لحساب المعهد الإحصائي القومي، أو عن طريق قيام العاملين لدى هذه الوكالات بزيارة متاجر التجزئة وتسجيل الأسعار الجارية لمجموعة متفق عليها من البنود. لكن بعض الأسعار قد تُجمع مركزيا من مجلات البيع، أو من خلال تجار التجزئة الذين يقدمون أسعار معلنة تغطي مجموعة من منافذ البيع، أو من خلال الهاتف أو الفاكس أو الخطابات أو البريد الإلكتروني أو من مواقع الإنترنت. وقد تكون كل هذه الطرق اقتصادية من حيث التكلفة أو ضرورية لتمثيل جوانب مختلفة في السلوك الشرائي للمستهلكين، لذا فمن غير المثير للدهشة أن يستخدم العديد من المكاتب الإحصائية مجموعة متنوعة من طرق جمع البيانات. وإلى جانب ذلك، قد تسمح عمليات جمع الأسعار هذه بقيام خبراء المركز الرئيسي بتطبيق طرق منهجية معينة (تغيرات النوعية مثلا). ويستطيع مسؤولو الجمع الميداني أو خبراء المركز الرئيسي استخدام طرق الجمع المختلفة هذه. وفيما يلي بعض الأمثلة لطرق جمع الأسعار:

- يمكن الحصول على الأسعار من مجلات البيع عن طريق البريد لتمثيل نوع معين من متاجر التجزئة أو متى كانت لمتاجر مجلات البيع المعروفة تغطية لجميع أنحاء البلد من خلال سياسات تسعير موحدة. وفي بعض البلدان، يتزايد إقبال الموردين الذين يعتمدون أسلوب الطلبات البريدية على عرض خدماتهم عبر الإنترنت. وفي حالة الطلبات البريدية والتسوق عبر الإنترنت، يجب الحرص على معاملة أسعار التسليم وضرائب المبيعات على نحو متسق وصحيح.
- يمكن الحصول على الأسعار من خلال الإنترنت إما للتيسير (حيث تعرض المتاجر الكبرى من خلال الإنترنت نفس الأسعار التي تعرضها في المتاجر) أو للضرورة من أجل الاحتفاظ بعينة ممثلة حيث يتزايد استخدام هذا النوع من متاجر التجزئة (بالنسبة للكتب مثلا).
- ينتهج بعض تجار التجزئة سياسات تسعير وطنية دون أن يُترك لهم حرية التسعير الفردي، حتى في فترات التخفيضات والعروض الخاصة. وفي هذه الحالات، يمكن زيارة متجر واحد أو قد يوافق المركز الرئيسي لمتجر التجزئة على تقديم قائمة أسعار واحدة (تغطي كافة البنود أو الأسعار الخاصة ببنود مختارة معينة).
- يمكن الحصول على الأسعار عبر الهاتف أو بالفاكس حيث سيكون هناك وضوح في السعر لأن البند الذي يجري تسعيره موحد وسوف يتقاضى عنه مقدم الخدمة سعرا موحدا (فعلى سبيل المثال يمكن الاتصال هاتفيا بعمال الكهرباء للحصول على الأسعار التي يتقاضونها مقابل مقبس كهرباء أحادي جديد). يضاف إلى ذلك أن الحصول على سعر ما عبر الهاتف سوف يعكس ما سيفعله المستهلك غالبا في الواقع العملي. وهناك عامل آخر يتمثل في أن الكثير من مقدمي الخدمات (كالسباكين أو منظفي النوافذ) يميلون إلى عدم العمل من متاجر تجزئة وقد تصعب زيارتهم بسبب ساعات عملهم المتغيرة خارج مواقعهم في المكان الخاص بالعميل.

- يمكن الحصول على الأسعار عن طريق خطاب أو فاكس أو بريد إلكتروني، مشفوعا بنماذج المركز الرئيسي ذات الصلة لاستيفائها وإعادتها في الحالات التي يُعتبر فيها الجمع المركزي أكثر كفاءة أو التي يتعذر فيها جمع الأسعار ميدانيا (أسعار التعريفة مثلا). ومن أمثلة ذلك الأسعار التي تجمع من عينة من السلطات المحلية وشركات التأمين والمرافق العامة وشركات الهاتف.
- يمكن الحصول على الأسعار من وكالات حكومية أخرى أو سلطات تنظيمية تكون بمثابة أطراف وسيطة في عملية جمع الأسعار. ويحدث ذلك بالنسبة لأسعار الكهرباء، مثلا، في بعض البلدان.
- في بعض الحالات، يمكن لمصادر ثانوية تقديم بيانات عن سلع معينة. وهناك مثالان على ذلك ــ مأخوذان من مؤشر أسعار المستهلكين في الولايات المتحدة لكنهما لا يقتصران بأي حال على هذا البلد ــ هما أجرة السفر بالطائرة والسيارات المستعملة. ويجري اختيار عينة من رحلات الطيران المقررة باستخدام بيانات التذاكر التفصيلية من وزارة النقل الأمريكية. وبعد ذلك، يتم إجراء تسعير شهري بالرجوع عبر الإنترنت إلى قاعدة بيانات أجرة سفر إلكترونية تابعة للقطاع الخاص ومستخدمة على نطاق واسع من جانب وكلاء السفر وغيرهم. وفي حالة السيارات والشاحنات المستعملة، تستخدم البيانات الصادرة عن أحد الاتحادات التجارية في المعاينة والتسعير. وقد تتضمن مزايا استخدام البيانات الثانوية زيادة حجم العينة، أو زيادة سرعة الحصول على البيانات أو انخفاض تكلفته، أو تجنب مشكلات جمع الأسعار ذات الصعوبات الخاصة.

٦-٤٤ عند استخدام مصادر أخرى كمجلات البيع أو الإنترنت في الحصول على الأسعار، يجب إعطاء عناية خاصة لضمان تسجيلها على نحو صحيح سواء متضمنة ضرائب المبيعات أو غير متضمنة لها، أو متضمنة لرسوم التسليم أو غير متضمنة لها. وفي هذه الحالات، ينبغي أن تتضمن الإجراءات التأكد من ملاءمة الأسعار لفترة المؤشر.

٦-٤٥ من المهم أن نتذكر أن كافة المبادئ المعتادة لجمع الأسعار والشواغل المتعلقة بضمان الجودة تظل مهمة بالنسبة للأسعار التي تُجمع من الإنترنت (بما في ذلك الحاجة إلى المواصفات التفصيلية، وسهولة توفر البند المطلوب شراؤه، ومعاملة العروض الخاصة، وإمكانية استبدال البنود المماثلة أو الجديدة).

٦-٤٦ عند الحصول على الأسعار عبر الهاتف، يوصى بزيارة تاجر التجزئة من حين إلى آخر، متى أمكن ذلك، للمحافظة على الاتصال الشخصي ومعدلات الإجابة وضمان عدم حدوث سوء فهم

للبنود أو أسعارها. وينبغي، قدر الإمكان، أن يتم تعزيز الأسعار التي تُجمع عبر الهاتف كتابيا للتأكيد على اتباع إجراءات ضمان الجودة (راجع الفصل الثاني عشر).

٦-٤٧ قد لا يستطيع الكثير من الأسر المعيشية الدخول على شبكة الإنترنت، رغم أن التسوق عبر هذه الشبكة يقدم خدمات إضافية كخدمة التوصيل إلى المنازل. وهذا يعني أنه يمكن اعتبار جمع الأسعار من الإنترنت بمثابة إدراج لمنفذ بيع جديد أو بند جديد. وفي الحالتين، فإن الإجراء المتخذ كجزء من طريقة الاحتفاظ بعينة ممثلة عند التحديث المعتاد لمجموعات البنود والمواقع، ينبغي اتخاذه عادة عند الوصل بنظام السلسلة. وينبغي ملاحظة أنه يجب الاهتمام بما إذا كان الاتجاه نحو التسوق عبر الإنترنت سينطوي على تغير في النوعية أم لا. فعلى سبيل المثال، في حالة شراء الأغذية، قد يشتمل الشراء على التوصيل المجاني في حالة المبالغ التي تزيد عن مستوى معين، أو قد يختلف تاريخ "الصلاحية" المعتاد عن ذلك الموجود في منافذ البيع التقليدية.

٦-٤٨ يمكن أن تزيد فرصة تحسين كفاءة جمع البيانات مع دخول تطورات تكنولوجية إلى السوق. فقد أصبحت طرق الجمع الجديدة في المتناول باستمرار، لاسيما في البلدان المتقدمة تكنولوجيا. وتتضمن طرق الجمع المستقبلية تقنيات الاتصال بنغمة اللمس (touch-tone dialling) والبيانات المستخلصة من الماسحات الضوئية، وكل منها يتميز بتوفير سبل جديدة تخفف عن منشآت الأعمال عبء تقديم البيانات أو الإزعاج المترتب عليه.

٦-٤٩ ينبغي أن نتذكر أنه حتى يظل المؤشر ممثلا، قد يكون من الملائم جمع أسعار بند ما بأكثر من طريقة. فعلى سبيل المثال، قد تشترى الكتب من مجلات البيع، ومن مختلف المحال (مكتبات بيع الكتب، ومتعهدو بيع الصحف، ومحال السوبر ماركت، والمتاجر الكبرى، وما إليها) وعن طريق شبكة الإنترنت. وفي هذه الظروف، من الملائم جمع الأسعار عن طريق كل أنواع منافذ البيع التي يكون حجم المعاملات فيها كبيرا.

تصميم الاستبيان

٦-٥٠ يعد التصميم الجيد لنموذج الاستبيان (أو نظيره الإلكتروني) أمرا ضروريا لنجاح عملية جمع الأسعار. وليس المهم فقط أن يراه جامعو الأسعار سهل الاستعمال، بل ينبغي لشكله وتصميمه أن ييسر استخراج البيانات (السعر والبند والوصف والتعليقات وغيرها) من جانب المركز الرئيسي لفعالية ضمان الجودة.

٦-٥١ الخطوة الأولى في تصميم استبيان ما هي تحديد المعلومات المطلوب جمعها وكيفية جمعها. وهناك نماذج مختلفة تلائم كل طريقة من طرق الجمع المستخدمة، كزيارة متاجر التجزئة مقارنة بالجمع عن طريق البريد. ومع ذلك، سيكون هناك عدد من المبادئ المشتركة بين هذه النماذج. وينبغي أن يكون الاستبيان عمليا بالنسبة لجامع الأسعار حتى يستخدمه ميدانيا، كما ينبغي أن ييسر

ضمان الجودة الأساسية. وللسبب الثاني يقال إن السعر المسجل في آخر مرة خضع فيها البند للمسح ينبغي أن يظهر في الاستبيان، حيث سيشجع هذا جامع الأسعار على طرح الأسئلة إذا كان السعر السابق مختلفا تماما عن السعر الحالي. وعلى عكس هذه الحجة، يقال إن تسجيل آخر سعر قد يقود جامع الأسعار بالخطأ إلى تحديد البند الذي ينبغي تسعيره بالرجوع إلى السعر بدلا من وصف البند، أو ــ على أقصى تقدير ــ تقدير السعر أو تكرار السعر السابق دون زيارة المتجر بالفعل.

٦-٥٢ ينبغي أن نتذكر أنه، عند وصل المؤشر بنظام السلسلة، يجب أن يتضمن الاستبيان قائمة بكافة البنود المدرجة في السلَّتين القديمة والجديدة. فعلى سبيل المثال، يتطلب المؤشر الذي يعد بنظام السلسلة السنوية على أساس أسعار يناير كلا من العينة القديمة للمواقع والبنود والعينة الجديدة للمواقع والبنود في شهر الأساس.

٦-٥٣ يحتوي الملحق ٦-١ على مثال لنموذج جمع أسعار. وهذا المثال لنموذج يستخدمه جامع الأسعار في تسجيل الأسعار عند زيارة منفذ بيع وقد يأخذ صيغة ورقية أو إلكترونية. ومن الممكن أيضا مطالبة أصحاب المتاجر المعنيين باستيفاء النموذج بأنفسهم وإرساله إلى المعهد الإحصائي القومي. ولذلك، قد يفيد هذا النموذج في الإبلاغ والجمع. وإذا احتوى النموذج على مكان مخصص لتسجيل الأسعار خلال سلسلة كاملة من الشهور، فقد يحتفظ جامع الأسعار به وينسخ منه الأسعار كل شهر في نموذج تقرير منفصل يُرسل إلى المعهد الإحصائي القومي. وإذا كان النموذج المستخدم في الجمع يستخدم أيضا في الإبلاغ، فهناك بديلان رئيسيان: إما أن يحتوي النموذج على مكان لتسجيل الأسعار خلال سلسلة كاملة من الشهور ويجري تبادله شهريا على نحو متكرر بين جامع الأسعار والمكتب الرئيسي، أو تجري طباعة نماذج جديدة للجمع والإبلاغ عن طريق الكمبيوتر كل شهر. وفي الحالة الثانية ــ إذا اعتُبرت مستصوبة ــ قد يحتوي النموذج على الأسعار المسجلة في الشهر السابق إلى جانب مكان لتسجيل أسعار الشهر الحالي. وينبغي ملاحظة أن نقل الأسعار إلى نموذج أو نظام آخر ــ سواء عن طريق الكمبيوتر أو يدويا ــ قد يؤدي إلى أخطاء النسخ.

٦-٥٤ استخدام الصيغة الإلكترونية للاستبيان من خلال كمبيوتر يدوي أو "مساعد شخصي" مزود بأدوات التحقق من صحة البيانات يزداد النظر إليه باعتباره ميزة في حالة قيام جامعي الأسعار بجمع الأسعار ميدانيا. وفي هذه الحالة، يمكن تحويل البيانات إلكترونيا من جامع الأسعار إلى المركز الرئيسي من خلال مجموعة من الخطوات الوسيطة لمزيد من التحقق من صحة البيانات من جانب وكالة جمع الأسعار.

٦-٥٥ يوصى بإلزام جامعي الأسعار بتقديم وصف كامل للبنود التي يجري تسعيرها، ويساعد ذلك على استخدام الضوابط اللازمة لضمان اتباع جامعي الأسعار للتعليمات على الوجه الصحيح، لاسيما

عند اختيار البنود المطلوب تسعيرها. كما يضمن ذلك أيضا التعرف بصورة سليمة على أي تغيرات، ومنها التغير في نوعية البنود، من خلال معلومات تفصيلية تكفي لاتخاذ القرارات الخاصة بالتعديل مقابل التغير في النوعية. وينبغي إعطاء جامعي الأسعار قائمة مرجعية أو مجموعة رموز لتسجيل المعلومات ذات الصلة عن التغيرات المتعلقة بمنافذ البيع أو البنود أو الأسعار. ويجب جمع المعلومات على نحو منهجي. فعلى سبيل المثال، يجب أن تعبر الرموز التي تسهم في إجراء التعديل مقابل التغير في النوعية عن الخصائص الأكثر تأثيرا على السعر. وقد تساعد الأبحاث السابقة، مثلا، القائمة على المنهج الهيدوني في التحديد المسبق لهذه الخصائص (راجع الفصلين السابع والحادي والعشرين).

٦-٥٦ يمكن أن تشمل الرموز الخاصة بإدارة عينة منافذ البيع ما يلي:

- *مغلق*: المنفذ مغلق بصورة دائمة أو متوقف عن العمل؛
- *غير متاح مؤقتا*: المنفذ مغلق مؤقتا، لكن من المحتمل أن يفتح أبوابه الشهر القادم؛
- *رفض*: رفض المالك أو الموظف التعاون؛
- *تغير البيانات*: تغير الملكية أو الاسم أو تغير الغرض.

٦-٥٧ الاستمرارية أحد أهم مبادئ جمع الأسعار. ونظرا لأن المؤشر يقيس *التغيرات* في الأسعار، من المهم تسعير نفس البند كل شهر لتكوين صورة حقيقية عن التغيرات في الأسعار. فعلى سبيل المثال، إذا تم اختيار برطمان مربى الفراولة يحمل الاسم التجاري لأحد محال السوبر ماركت، ينبغي مواصلة جمع نفس الصنف ونفس المذاق. وإذا لم يتوفر، ينبغي ألا يستخدم اسم آخر ومذاق آخر دون مزيد من البحث للتحقق مما إذا كان هذا الوضع مؤقتا أم من المحتمل أن يكون دائما. وفي الحالة الثانية، إذا توفر مذاق آخرمن نفس الصنف والحجم والنوعية، ينبغي ــ في الأحوال العادية ــ اختيار هذا البند كبند "مماثل" وتعديل وصف البند على النحو المناسب. أما إذا توفر منتج يختلف صنفه أو حجمه أو نوعيته، عندئذ ينبغي اختياره كبند "جديد"، بشرط عدم توفر أي بنود مماثلة. وتنطبق نفس المبادئ على بنود أخرى كالملابس، والفواكه والخضروات الطازجة. فبالنسبة للملابس، قد يكون من المهم تحديد اللون ونوعية القماش وبلد المنشأ والشعارات والحجم لضمان تسعير نفس البند كل شهر. أما بالنسبة للفواكه والخضروات الطازجة، يمكن أن تكون الخصائص المفيدة للتسجيل هي "بلد المنشأ" و"الدرجة" و"النوع". وبالنسبة للمعدات الكهربائية، قد يكون المهم هو تحديد المواصفات والخصائص الواردة في مجلة البيع الصادرة عن الشركة المصنعة.

٦-٥٨ يتعذر وضع توجيهات لأن مفهوم التكافؤ سيختلف فيما بين البلدان المختلفة، لكن للأغراض العملية، من المهم تسجيل الوصف التفصيلي للبنود التي يجري تسعيرها. فأوصاف البنود ستساعد جامع الأسعار والمركز الرئيسي في اختيار البند الذي تم سحبه وتأكيد ملاءمة البديل وستسهم أيضا

في التعرف على التغيرات في النوعية. وينبغي أن ينصب الاهتمام على تسجيل الخصائص المحـدِّدة للسعر.

٦-٥٩ إذا لم يتمكن جامع الأسعار المعتاد، لأي سبب من الأسباب، من إجراء عملية الجمع المعتادة، فسوف تساعد الأوصاف الكاملة والدقيقة جامع الأسعار البديل على إجراء عملية الجمع دون أي شـك في صحة البنود.

٦-٦٠ غالبا ما يظل البند بحالته التي كان عليها عند الجمع في الشهر السابق وكل ما يجري تسجيله هو سعره الجديد. ومع ذلك، إذا كان هناك تغير في البند أو شك فيه، سيتعين على جـامعي الأسـعار الاعتماد على تقديرهم الشخصي وإبلاغ المركز الرئيسي، على أن يؤخذ فـي الاعتبـار أن خبـراء المركز الرئيسي مسؤولون عن اتخاذ القرار النهائي. والوصف برموز محـددة سـلفا يقلـل الوقـت المستغرق ويقدم إرشادا أفضل لجامع الأسعار بشأن المعلومات التي ينبغي إبلاغهـا. وقـد تتضـمن الرموز ما يلي:

بند مماثل (C): لم يعد البند الأصلي متوفرا وتم جمع بند مماثل لـه لا يختلـف عنـه مـن حيـث الخصائص الرئيسية، ومن المحتمل أن يكون سعره في نفس الحدود رغم أن ذلك قد لا يحدث دائما.
بند جديد (N): يحل محل البند بند آخر جديد غير مماثل له بالفعل لكنه يمثل بنفس القدر المجموعـة السلعية. وينبغي أن يحاول جامع الأسعار،إن أمكن، التوصل إلى سعر البنـد "الجديـد" فـي وصـلة السلسلة أو فترة الأساس.
فترة تخفيضات أو عرض خاص (S): انخفاض السعر بسبب فترة تخفيضـات حقيقيـة أو عـرض خاص، مع إظهار الملصق الخاص بفترة التخفيضات أو الخصم. ولا يتضمن ذلك المخزون التالف أو القديم أو سلع التصفية. ولا ينبغي إدراج الأخيرة على الإطلاق. وأي انخفاض في السعر لا يصـاحبه وجود لافتة تشير إلى فترة التخفيضات أو العرض الخاص لا يعد "فترة تخفيضات"، وينبغـي تسـعير البند دون استخدام رمز المؤشر (S).
عودة الأسعار إلى مستواها (R): العودة إلى سعر البيع العادي بعد انتهاء فترة التخفيضات أو العرض الخاص مثلا. ولا تكون العودة بالضرورة إلى نفس السعر السابق لفتـرة التخفيضـات أو العـرض الخاص.
عدم توفر البند مؤقتا (T): يجب إعطاء إرشاد لجامع الأسعار عن معنى كلمة "مؤقتا" (من حيث المدة المتوقعة التي قد تختلف بالنسبة للبنود المختلفة). وقد يكون من المستصوب اسـتبدال البنـود فـورا (كالأزياء الحديثة مثلا، إذا كان من المستبعد توفر نفس البند مرة أخرى). ولا ينبغي عـادة اسـتخدام المؤشر (T) لأكثر من شهرين متتاليين، حيث ينبغي اختيار بديل في الشهر الثالث. و عدم توفر بنود

بصورة دائمة في متاجر الأغذية يعد أمر غير مألوف تماما. وينبغي على جامع الأسعار دائما محاولة التحقق مع تاجر التجزئة من إمكانية توفر البنود مستقبلا.

غير موجود (M): يستخدم هذا الرمز إذا كان منفذ البيع لم يسبق له أو لا يعتزم الاحتفاظ بمخزون من بند ما ولا يوجد بند بديل ملائم. وفي هذه الحالات، يوصى بالتحقق من البند في عمليات جمع لاحقة لضمان عدم دخول بند بديل ملائم في المخزون.

الوزن (W): تغيير دائم في وزن أو كمية المنتج.

استفسار (Q): قد يستخدم هذا الرمز لتوفير مزيد من المعلومات عن أسعار التجزئة للمركز الرئيسي (مثل: "١٠% إضافة مجانية" أو "٣ بسعر ٢" أو اختلاف غير طبيعي في السعر لا يغطيه أحد المؤشرات الأخرى، كإصدار عدد غير عادي من مجلة بسعر أعلى). ويجب وضع الترتيبات اللازمة لرد المركز الرئيسي على هذه التعليقات ويتعامل بالتالي مع تقديرات الأسعار.

٦-٦١ يوضح الملحق ٦-١ استخدام هذه الرموز. وحتى إذا قال تاجر التجزئة إن الأسعار لم تتغير منذ الشهر الماضي، ينبغي على جامع الأسعار التأكد من صحة الأسعار بأي شكل من الأشكال. وسوف يتطلب ذلك بعض الكياسة، لكنه أمر مهم نظرا لأنه من السهل على صاحب المتجر إغفال عدد قليل من الزيادات في الأسعار، أو نسيان توقيت حدوث آخر زيادة، أو حتى تعمد تضليل جامعي الأسعار. ومن المهم استخدام الرموز لأسباب عملية. فعلى سبيل المثال، إذا كان من المستبعد أن يظل بند ما متوفرا في الشهر القادم، عندئذ يمكن اختيار بديل مقدما وجمع سعر التداخل.

٦-٦٢ كقاعدة عامة، ينبغي ألا تُسجَّل الأسعار إلا إذا كان نفس المنتج الذي يجري تسعيره معروضا ومتوفرا للبيع. ولا ينبغي تسجيل أي سعر إذا كان المنتج غير متوفر مؤقتا. غير أنه بالنسبة لبعض البنود كبيرة الحجم كالأثاث، حيث يجب طلب البند عادة، ينبغي تسجيل السعر إذا أكد تاجر التجزئة إمكانية تسليمه خلال فترة زمنية "مقبولة".

٦-٦٣ بعض بنود الأغذية، كاللحوم والأسماك والجبن، يمكن بيعها بأوزان مختلفة، لذلك من المنطقي جمع الأسعار لكل وحدة وزن. وينبغي أن تؤخذ أسعار هذه البنود من ملصقات العبوات أو يحسبها جامع الأسعار مباشرة. كما ينبغي استخدام نفس حجم ونوع العبوة تقريبا كل شهر، إذ إن سعر الوحدة قد يقل بزيادة أحجام العبوات أو يختلف فيما بين أنواع العبوات. وهناك بنود أخرى، كالبيض، تباع بكميات محددة غالبا. وبالنسبة لهذه البنود، يتعين على جامعي الأسعار تسجيل أسعار الكمية المحددة، حيث يتوقف السعر الإجمالي وسعر الوحدة عادة على العدد الذي يتم شراؤه. فإذا كان المطلوب تسعير X بيضة ولم يُقدر سعر هذا العدد مباشرة، يمكن الحصول على سعر البيضة وضربه في X للحصول على السعر المطلوب. ومع ذلك، يجب الحرص على ضمان عدم انخفاض

سعر الوحدة مع زيادة الكمية. ومن الأمثلة الأخرى النعناع. فغالبا ما يباع هذا العشب في شكل حـــزم مختلفة الأحجام، لذا ينبغي وزن عدد من الحزم وتسعير هذا العدد للحصول على سعر الكيلو.

٦-٦٤ تزداد صعوبة تسعير بعض بنود الأغذية، كالفواكه أو الخضروات، نظرا لأن بعـــض منافـــذ البيع قد تسعر البنود بالعدد الذي يتم شراؤه، بينما قد تسعرها منافذ أخرى بالوزن. فعلى سبيل المثال، يمكن تسعير الفلفل بالوزن أو بالوحدة بغض النظر عن الحجم. وقد يسعر الثوم بالبصلة أو بالفص أو بالوزن. وقد تسعر أنواع متعددة من التوت بالوزن أو بالسلة التي قد تختلف فـــي حجمهـــا أو مـــدى امتلائها. وفي هذه الحالات، يجب الحرص على مواصفات المنتج. ويجب أن يدرك جامعو الأســـعار أهمية جمع نفس الشيء من شهر إلى آخر بحيث تسجل التغيرات الحقيقية في السعر وليس في الكمية أو النوعية.

٦-٦٥ يوفر استخدام أجهزة الكمبيوتر اليدوي في جمع الأسعار ميدانيا فرصة أكبر لضمان الجـــودة سواء ميدانيا أو في المركز الرئيسي، حيث يخلو من بعض العيوب المصـــاحبة للأشـــكال الورقيـــة. وتناقش الفقرات التالية بمزيد من التفصيل عملية جمع الأسعار باستخدام أجهزة الكمبيـــوتر اليـــدوي. واستخدام الأشكال الإلكترونية على أقراص مرنة أو عن طريق البريـــد الإلكترونـــي ــ فـــي جمـــع الأسعار مركزيا من المراكز الرئيسية لسلاسل التجزئة الكبرى ــ قد يكون اقتصادي من حيث التكلفة بدرجة أكبر من إرسال جامعي الأسعار إلى فرادى منافذ البيع. لكن في هذه الحالات، يجب الحـــرص على التحقق من عدم وجود تفاوتات في الأسعار بين منافذ البيع المختلفة في سلسلة ما ومن تغطية أي عروض خاصة تُعطى ميدانيا. وعند وجود هذه العوامل الميدانية، يجب إعطائها الاهتمام اللازم، وإلا فقد يصبح السعر المدرج في المؤشر مضللا.

٦-٦٦ يجب اتخاذ قرار بشأن ما إذا كان ينبغي وضع سلاسل التجزئة الكبرى في طبقات منفصـــلة (وبالتالي معاملة السلسلة بدلا من منفذ البيع كوحدة معاينة) أو ما إذا كان ينبغي أخذ عينة منافذ بيـــع من كل سلسلة (وبالتالي يُتخذ منفذ البيع من سلسلة معينة كوحدة معاينة). وكقاعدة عامـــة، لا يمكـــن معاملة سلسلة متاجر التجزئة التي لا تتبع سياسة تسعير قومية كوحدة معاينة واحدة، لكن قد يكون في الإمكان زيارة عدد قليل فقط من متاجرها إذا أمكن إثبات أن كل منفذ تـــتم زيارتـــه يعكـــس أســـعار السلسلة عبر منطقة واسعة. وفي هذه الحالات، من المعتاد الاتصال بإدارة المركز الرئيسي للسلســـلة للتأكيد على سياسات التسعير التي تنتهجها والحصول على تصريح بجمع الأسعار. وفي كل عام، عند الاتصال بالإدارة مرة أخرى للتصريح بمواصلة جمع الأسعار، ينبغي مطالبتها بالتأكيد على استمرار سياسة التسعير الإقليمية دون تغيير. وبعد ذلك، تُعطى الأسعار التي تم جمعها وزنا ترجيحيا يعكـــس الحصة التي تمثلها في السوق، على غرار الأوزان الترجيحية المطبقة على الأســـعار التـــي تُجمـــع مركزيا لسلسلة ما لا توجد بين متاجرها أي تفاوتات في الأسعار. وتتناول الفقرات التالية بمزيد مـــن

التفصيل القضايا المتعلقة بجمع الأسعار مركزيا من المؤسسات التجارية ومنافذ البيع المحلية (عن طريق الهاتف مثلا من جانب خبراء المعهد الإحصائي القومي) وجمع أسعار سلاسل التجزئة من مركزها الرئيسي.

الإجراءات الميدانية

٦-٦٧ يلزم اتخاذ إجراءات ميدانية ملائمة لضمان عدم تأثر جودة مؤشر الأسعار سلبا عن طريق أخطاء جمع الأسعار. ويجب تخطيط وتنظيم عملية جمع الأسعار بدقة، وإعطاء جامعي الأسعار تعليمات وبرامج تدريبية فعالة. ومن المحتمل أن تُجمع معظم الأسعار عن طريق زيارة جامعي الأسعار لفرادى منافذ البيع. ويحتوي الفصل الثاني عشر على إرشاد بشأن تنظيم وإدارة الإجراءات الميدانية المتعلقة بجمع الأسعار ميدانيا.

٦-٦٨ في بعض الحالات قد يكون الحصول على الأسعار من مصدر واحد أكثر كفاءة من المسوح الميدانية. وتُغطى هذه الحالات في القسم التالي.

جمع الأسعار مركزيا ومن المركز الرئيسي

٦-٦٩ أحد أشكال جمع الأسعار مركزيا ومن المركز الرئيسي يحدث عندما تُجمع بيانات الأسعار الممثلة لعدد من المتاجر من مصدر واحد. ويمكن حدوث ذلك عندما يَثبُت أن سلاسل المتاجر تتبع سياسات تسعير قومية، وأنه لا توجد تفاوتات محلية بين المتاجر سواء من حيث السعر الذي يُدفع عادة أو من حيث العروض الخاصة والخصومات. وفي هذه الحالات، ينبغي استبعاد متاجر هذه السلاسل من الجمع الميداني للأسعار وترجيح الأسعار التي تُجمع وفقا لحصة المبيعات في السوق.

٦-٧٠ يعتمد اختيار نوع الجمع والحساب المركزي هذا على اعتبار واحد أو أكثر من الاعتبارات الآتية: سياسات التسعير القومية أو المحلية، ومصادر البيانات المتاحة (بما في ذلك استعداد سلاسل المتاجر لتقديم المساعدة بهذه الطريقة والتزامها فيما بعد بتوفير البيانات مركزيا)، وعرض البيانات وشكلها (ترسل الأسعار المعلنة أو متوسط أسعار المعاملات بالبريد الإلكتروني أو على أقراص مرنة أو أوراق)، والنقطة المرجعية للبيانات المتاحة (تطابق قوائم الأسعار مع يوم أو فترة الجمع)، وتواتر تغيرات الأسعار.

٦-٧١ قد يكون جمع الأسعار مركزيا ملائما أيضا لأسعار بعض الخدمات، وقد يشمل ذلك ما يلي:

ـ الرسوم التي تحددها الرابطات أو النقابات المهنية أو التجارية؛

ـــ رسوم المرافق العامة أو الخدمات التي تقدمها الجهات غير الخاضعة للتنظيم (والخاضعة لـــه) أو التي تقدمها الحكومة (مثل تعريفة المياه والغاز والكهرباء وأجرة الحافلات والقطـــارات ورســـوم تسجيل المواليد والزيجات والوفيات)؛
ـــ الأسعار التي تحددها الحكومة مركزيا (فمثلا الرسوم التي تدفع مقابل خـــدمات ـــ مثـــل الرعايـــة الصحية والتعليم ـــ قد تمولها الحكومة جزئيا أو بالكامل)؛
ـــ الضرائب ورسوم الرخص التي تُدفع للحكومة (كرسوم رخص أجهزة التلفزة ورسوم الاســـتهلاك التي تُفرض على السيارات).

وفي بعض الحالات، قد يتعين طلب بيانات من السلطات الإقليمية، كما فـــي حالـــة وجـــود مقـــدمين إقليميين لخدمات المرافق العامة مثلا.

٦-٧٢ قد تُطلب البيانات كتابيا أو عن طريق الهاتف أو إلكترونيا. وعند إرسال خطابـــات، ينبغـــي النظر في إمكانية استخدام نظام ميكنة المكاتب لاستخراج طلبات البيانات (تسهيلات الـــدمج البريـــدي مثلا)، وتسجيل الإجابات، ومتابعة سير العمل وإرسال خطابات تذكير لغير المجيبين. وقـــد تتضـــمن فئات البيانات التي تفيد في الإبلاغ بسير العمل ما يلي: تم استلام الرد؛ يجري فحص الرد؛ تم إرسال استفسار وفي انتظار الرد عليه؛ الأرقام نهائية.

٦-٧٣ أكبر المكاسب التي تتحقق نتيجة الإبلاغ الإلكتروني عن الأسعار التي تُجمع مركزيا قد تتمثل في الكفاءة الناتجة عن نظام الميكنة، ومتابعة سير العمل على نحو أفضل، وتقليل المشكلات الناشـــئة عن أخطاء النسخ. وتتمثل المخاطر ـــ المصاحبة لكافة عمليات جمع الأسعار مركزيا ـــ في أن الأثر الناتج عن الخطأ غير المكتشف يمكن أن يتضاعف بسبب احتمال إعطاء وزن ترجيحي كبيـــر نســـبيا لأحد الأسعار أو لمجموعة من الأسعار. ومن الواضح أن هذا العامل ينبغي أن ينعكس في إجـــراءات ضمان الجودة وإجراءات المعاينة. وقد لوحظ أن المعاهد الإحصائية القومية قد تتباطأ فـــي مراجعـــة إجراءات ضمان الجودة الخاصة بها عقب الاتجاه نحو مزيد من المركزية في جمع الأســـعار. وقـــد يؤدي ذلك إلى بذل جهد أكبر من اللازم في المركز الرئيسي الذي يركز على التحقق مـــن الأســـعار المحلية. ويحدث ذلك بصفة خاصة إذا كانت الأسعار المحلية تُفحص بدقة ميدانيا، حيث لـــن يكـــون للخطأ المنفرد أثر ملحوظ على المؤشر ما لم يكن جزءا من تحيز منهجي ناشـــئ عـــن عـــدم كفايـــة التعليمات المعطاة لجامعي الأسعار مثلا.

٦-٧٤ قد يقوم مقدمو السلع والخدمات بإرسال إما قائمة أسعار كاملة أو تعريفة أســـعار يمكـــن أن تُستخرج منها عينة ملائمة من الأسعار والأوزان الترجيحية أو مجرد الأســـعار المطلوبـــة لإعـــداد المؤشر. وفي بعض الحالات ـــ إحدى هيئات النقل الإقليمية مثلا ـــ قد يكون مـــن المقبـــول تقـــديم

البيانات في شكل مؤشر للأسعار. وفي هذه الحالات، من المهم ضمان حساب المؤشر بدقة ووفقا لمتطلبات إعداد مؤشر أسعار المستهلكين باستخدام المنهجية المتفق عليها وضمان قيام المكتب المركزي بمراقبة الجودة مراقبة صارمة. ويمكن ضمان الثانية من خلال التحقق من الحساب مرة في السنة أو أكثر مقابل البيانات الأساسية أو بوضع نظم آلية للكشف عن التغيرات غير العادية مثلا. وينبغي أن تتضمن الاتفاقات الخاصة بمنهجية الحساب أشياء مثل اختيار البنود وترجيح المكونات وتوقيت الجمع إلى جانب إنشاء المؤشر حسابيا. وينبغي أيضا تقديم المؤشر للمكتب المركزي مصحوبا بمعلومات موجزة وتفسيرات تكميلية لحركات الأسعار. وأي مشكلات محتملة ــ مثل الحاجة إلى إعادة المعاينة عندما تصبح البنود التي سبق تسعيرها غير متوفرة ــ ينبغي مناقشتها مقدما مع المعهد الإحصائي القومي. وقد تأخذ المراقبة المستمرة على الجودة شكل تحليل للمطابقة مع بيانات أخرى ذات صلة (منها التغيرات في الأسعار المعلنة) وتحديد المشاهدات الشاذة عند مقارنتها بقيم المؤشر السابقة. وقد تمثل البيانات والأسعار التي تُصدرها منظمة أخرى أو جهة حكومية أساسا مفيدا للمقارنة. وعندما تؤخذ الأسعار عبر الهاتف، يوصى بتعزيز كافة الأسعار كتابة في وقت لاحق لضمان الرد على أي استفسارات والاحتفاظ بمسار المراجعة للشهور المستقبلية في حالة عدم التمكن من تسوية أي اختلافات لاحقة.

٦-٧٥ في كل الحالات، من المهم التحقق بانتظام من عدم تغير البنود أو الخدمات التي يجري تقديمها بأي شكل من الأشكال، لأنه لو حدث ذلك، قد يتعين إجراء تعديل مقابل التغير في النوعية. وفي حالة محال السوبر ماركت وغيرها من كبار موفري البيانات، ينبغي طلب تأكيد من المركز الرئيسي يُفيد عدم تغيير الأرقام الرمزية لضمان عدم تغير البنود التي يجري تسعيرها على نحو غير متوقع بين إحدى فترات جمع الأسعار والفترة التالية لها.

٦-٧٦ حسبما ورد آنفا، يعتمد تواتر جمع الأسعار على نطاق الأسعار الخاضعة للمتابعة وعلى التوقيت المعروف أو المتوقع لتغير الأسعار. فعلى سبيل المثال، قد تتغير أجرة الحافلات أو القطارات مرة واحدة سنويا في تاريخ محدد مسبقا. وفي حالات أخرى، قد تتغير الأسعار على مدار العام عندما يعدّل مقدمو الخدمات المختلفون هياكل التسعير الخاصة بهم، وإن كانت التوقعات يمكن أن تشير إلى أن الأسعار ستشهد تقلبات طفيفة. فعلى سبيل المثال، قد يكون من الضروري عدم الاتصال بشركات التأمين الصحي إلا كل ربع سنة أو بالهيئات المحلية للحصول على أسعار الوجبات المدرسية إلا في بداية كل فصل دراسي. ويجب أن تقوم القرارات المتخذة بشأن هذه القضايا على المعرفة بالظروف المحلية مع تطبيق إجراءات مُرضية للكشف عن أي تغير في الطرق المتبعة.

٦-٧٧ سوف يعتمد عدد الأسعار المطلوبة في كل عملية جمع على الظروف الفردية ويجب أن يؤخذ في الحسبان الأوزان الترجيحية للمؤشر وتجانسه إلى جانب تقلبات الأسعار الأساسية (راجع

الفصل الخامس). ومن الأفضل أيضا تجنب الحالات التي يمثِّل فيها عدد قليل جدا من الأسعار مأخوذ، مثلا، من مجموعة متاجر تجزئة واحدة وزنا ترجيحيا كبيرا في المؤشر. وينبغي، قدر الإمكان، أن يعكس عدد الأسعار التي تُجمع مركزيا أهمية هذا البند في سلة التسوق ونطاق الأسعار وتقلبها.

٦-٧٨ يجب اتباع كافة مبادئ جمع البيانات المشار إليها أعلاه في كافة عمليات جمع الأسعار مركزيا وعن طريق المركز الرئيسي، بغض النظر عما إذا كانت أشكال الجمع هذه قد تم الأخذ بها لطابعها العملي أو لفعالية تكاليفها أو لاعتبارات منهجية خاصة.

٦-٧٩ من الأمثلة الأخرى للبنود التي يمكن أن تُجمع مركزيا: بعض مكونات نشاط النقل كرسوم المرور عبر الجسور، والحالات التي قد توجد فيها مجموعة من منافذ البيع المختلفة لكن مع وجود سعر موحد لكل المستهلكين، والحالات التي يفضل فيها الوفاء بمتطلبات البيانات الخاصة بالتعديل مقابل التغير في النوعية باستخدام مصدر واحد للبيانات. وبتفصيل أكبر، إذا لم تفرض البلدات أو المدن المختارة لجمع الأسعار ميدانيا رسوم مرور عبر الطرق أو الجسور أو الأنفاق، فقد يؤدي ذلك إلى استبعاد هذه الرسوم دون قصد من مؤشر الأسعار، لكن باختيار عينة من هذه الرسوم من مختلف أنحاء البلد ــ في ظل الجمع المركزي للأسعار ــ يظل المؤشر ممثلا لهذه الأنواع من النفقات. وبالمثل، إذا كانت أسعار السلع والخدمات واحدة في جميع أنحاء البلد، بغض النظر عمن يشتريها (كالصحف والمجلات مثلا)، يكون الجمع المركزي لهذه الأسعار اقتصاديا جدا من حيث التكلفة. وكلما زاد تعقُّد الحسابات المنهجية للأسعار ــ بما فيها التعديلات مقابل التغير في النوعية ــ فقد يكون من الأفضل أيضا جمعها مركزيا. ومن أمثلة ذلك: بعض تكاليف الإسكان وأجهزة الكمبيوتر والسيارات (إذ قد لا يسهل الحصول من أصحاب المتاجر على معلومات عن المواصفات الفنية بالتفصيل المطلوب لإجراء التعديل مقابل التغير في النوعية).

تخفيضات الأسعار

٦-٨٠ أحد المبادئ المتعلقة بمؤشرات أسعار المستهلكين ــ التي تطبق باستثناءات قليلة (لعل من أهمها تكاليف إسكان المالكين الساكنين) يتمثل في أن أسعار المعاملات فقط ــ أي الأسعار التي يدفعها الأفراد أو الأسر المعيشية بالفعل ــ هي التي ينبغي إدراجها في مؤشر الأسعار. وقد يختلف هذا السعر عن السعر المعلن إذا تم منح خصم مثلا. غير أنه من الناحية العملية، تُستبعد عادة الخصومات التمييزية ــ التي لا تتاح إلا لمجموعة محددة من الأسر المعيشية (على خلاف الخصومات غير التمييزية التي تتاح للجميع)، وذلك من حيث المبدأ. فعلى سبيل المثال، يجري عادة تجاهل كوبونات الخصم ومكافآت بناء الولاء الممنوحة بناء على إنفاق المستهلك في فترات سابقة ويسجَّل السعر غير المخفض. وقد يصعب أيضا الحصول على السعر المدفوع إذا كان ذلك السعر

خاضعا للمساومة الفردية. ولذلك، رغم أن القاعدة العامة المشار إليها آنفا قد تبدو بسيطة، هناك عدد من الحالات يتطلب معاملة خاصة إما بسبب قضايا مفاهيمية أو بسبب صعوبات عملية. وتعكس الإرشادات التالية الممارسات المتبعة في بضع بلدان. وهذه الممارسات لا تمثل مجموعة قواعد لأن الممارسة الملائمة التي ينبغي اتباعها ستحددها ظروف فردية قد تختلف من بلد إلى آخر.

٦-٨١ *الأسعار المخفضة* ينبغي ألا تستخدم في المؤشر إلا إذا كانت متاحة بوجه عام لأي فرد دون شروط، وفيما عدا ذلك يُدرَج السعر غير المخفض أو غير المدعم. وتحديدا، تتمثل الممارسة العامة في إغفال كوبونات الخصم ومكافآت بناء الولاء. ومع ذلك، ينبغي الخروج بحكم استنسابي حول تفسير تعبير "متاحة بوجه عام". فعلى سبيل المثال، قد تؤخذ في الحسبان الأسعار المخفضة في حالة الدفع بالخصم المباشر على الحساب حسب مدى سهولة حصول المستهلكين ككل على هذه الخدمة واستخدامهم لها. والتقدير مطلوب في الحالة الثانية بشأن الحد الذي ينبغي وضعه لمقدار إستخدام هذه الوسيلة، وما زاد عن هذا الحد يؤخذ بشأنه إجراء لإدراجه في المؤشر. وبدلا من ذلك، هناك طرق دفع مختلفة قد تُسعر كل منها على حدة (مثل جمع بيانات منفصلة عن المدفوعات النقدية لفواتير الكهرباء والخصم المباشر على الحساب والدفع المقدم) وتُرجح معا لتكوين مؤشر واحد لأسعار هذا البند.

٦-٨٢ *التمييز في الأسعار*: ينبغي إغفال الخصومات التي لا تتاح سوى لمجموعة محددة من الأسر المعيشية لأنها خصومات تمييزية، وذلك ما لم تكن كبيرة ومتاحة إما للغالبية العظمى من السكان أو لمجموعات فرعية يمكن تحديدها تستوفي معايير الحصول على هذه الخصومات على أساس ديمغرافي أو خصائص أخرى لا تتطلب إجراء ما من الأفراد المعنيين في وقت الشراء. وفي الحالة الثانية، ينبغي معاملة الخصومات كقضايا تفريغ العينات أو التغطية المتعلقة بمعاينة البنود. والمطلوب ممارسة قدر من التقدير. ويمكن أن تتضمن أمثلة التمييز المسموح به الأسعار المخفضة التي تمنح للمتقاعدين (مثل تكاليف السفر أو قص الشعر المخفضة) والخصومات التي تُمنح للأشخاص الذين يحصلون على إعانات الدولة. وهناك مثال آخر لحالة لا تكون فيها الأسعار متاحة بوجه عام للجميع، ويكون التقدير فيها مطلوبا، وذلك عندما يستلزم متجر التجزئة سداد رسم عضوية زهيد أو رمزي لاستعمال خدماته. وفي هذه الحالة، يجب النظر في قبول هذه العضوية ــ التي تتاح على نطاق واسع للجميع ــ من حيث الحدود وأنماط الإنفاق العامة للمستهلكين وشروط العضوية التي قد تجعلها تقييدية (مثل وضع حد أدنى لقيمة المشتريات). كما أن سهولة الوصول لمنافذ البيع المعنية قد تكون أحد العوامل المهمة، مثلا، إذا كان العملاء يحتاجون من الناحية العملية إلى استعمال سيارة خاصة.

٦-٨٣ *أسعار فترات التخفيضات أو العروض الخاصة* ينبغي تسجيلها إذا كانت تمثل إما تخفيضات مؤقتة على سلع من المحتمل أن تتوافر مرة أخرى بالأسعار العادية أو تخفيضات لتصفية المخزون

(كفترات تخفيضات شهر يناير أو فترات التخفيضات الصيفية). غير أنه قبل اختيار سعر ما كسعر "فترة التخفيضات"، ينبغي إيلاء عناية خاصة للتحقق من أن هناك بيع حقيقي للمخزون العادي بأسعار مخفضة. ففي بعض الأحيان، يظل المخزون يباع بسعر أقل من سعر التجزئة المقترح أو يظل يعلن عنه كعرض خاص رغم أن هذه الأسعار تكون متاحة طوال العام. وفي هذه الحالات، ينبغي ألا يُنظر إلى هذه الأسعار باعتبارها أسعار فترة تخفيضات، وإن كان يمكن مواصلة جمعها. والمشتريات الخاصة من بواقي الأصناف السلعية أو السلع التالفة أو المتسخة أو المعيبة ينبغي ألا تُسعر عادة، لأنها من المحتمل ألا تكون من نفس نوعية السلع التي سبق تسعيرها أو مماثلة لها، كما أنها من المستبعد أن تتوافر في المستقبل. وإذا كان العرض الخاص مقصورا على أول العملاء، ينبغي ألا يُسعر البند، لأن العرض غير متاح للجميع. ويجوز إدراج العروض الخاصة المتعلقة بمنتج جديد إذا كانت متاحة للجميع. ومع ذلك، نظرا لأنه يتعين، في واقع الأمر، تسعير نفس "السلة" كل شهر، لن يتم اختيار هذه العروض كبنود ممثلة ما لم يتم إدخالها في وقت تحديث "السلة" أو عندما تكون هناك حاجة لاختيار بند بديل. كما ينبغي إغفال الخصومات على سلع اقتربت من تواريخ انتهاء صلاحيتها أو معاملتها كتغيرات في المواصفات أو النوعية.

٦-٨٤ *العروض المجانية والإضافات والهدايا المجانية*: أسعار البنود التي تحمل بصورة مؤقتة كميات إضافية (مثل ٣٠% زيادة مجانية) ينبغي ألا تُعدل لأخذ الكمية الإضافية في الحسبان إذا ساد الاعتقاد بأن الكميات الإضافية المعنية قد لا تكون مرغوبة من معظم المستهلكين، أو لن يكون لها تأثير على قرار الشراء أو لن تُستخدم. وبالمثل، ينبغي إغفال البنود المجانية مع المشتريات الأخرى (مثل اشترى اثنين واحصل على واحدة مجانا أو هدية مجانية مع كل منتج يتم شراؤه). كما ينبغي إغفال كوبونات الخصم للمشتريات المستقبلية، لأنها قد لا تُستخدم أو قد لا تكون مرغوبة. وينبغي إغفال الهدايا المجانية كاللُّعب البلاستيكية في علب الحبوب، لأنها لا تدرج في قائمة مشاهدات الأسعار: فالمهم هو السعر الذي يُدفع للحصول على الحبوب التي في العلبة. وينبغي أن يدرك جامعو الأسعار أن التغيرات المؤقتة في أوزان "العروض الخاصة" (X % زيادة مجانية) قد تصبح تغيرات دائمة في الأوزان (مثل تغير حجم علب المشروبات الكحولية من ٤٤٠ ملِّيلتر إلى ٥٠٠ ملِّيلتر)، كما ينبغي عليهم إبلاغ المركز الرئيسي بمجرد معرفتهم بذلك. وبذلك تستطيع المراكز الرئيسية إصدار إرشاد جديد أو معدل لجامعي الأسعار بشأن مواصفات البنود.

٦-٨٥ *الطوابع*: أحيانا يُعطى المشترون طوابع خاصة يمكنهم تجميعها ومبادلتها في وقت لاحق بسلع وخدمات. فإذا كان هناك خصم متاح كبديل لهذه الطوابع، ينبغي إدراج السعر المخفض، وفيما عدا ذلك، ينبغي إغفال هذه الطوابع.

٦-٨٦ *عمليات الاستبدال*: ينبغي بوجه عام إغفال انخفاض السعر الذي يتم الحصول عليه عند استبدال بند قديم (سيارة مثلا) مقارنة بالسعر الاسمي الكامل. وهذه المعالجة تتبع العُرف السائد، حيث تتعلق المعاملة أساسا بسلعة مستعملة ولا يدخل في نطاق المؤشر سوى تكلفة الخدمة التي يتقاضاها منفذ البيع عند شراء السلعة وبيعها. ومع ذلك، لا يكون الأمر، في الواقع، واضحا تمام الوضوح. فعلى سبيل المثال، قد يقوم مرآب ما بمنح خصم يزيد عن سعر تجزئة السيارة المستبدلة، وبالتالي، يعطي في واقع الأمر خصما حقيقيا على السيارة الجديدة. وفي حالات كثيرة، يكون من الصعب للغاية تقدير قيمة الخصومات من عمليات الاستبدال. فالقيمة الاستبدالية قد تكون قابلة للتفاوض في كل حالة، كما أن السعر الاسمي الكامل ــ الذي يستخدم كقاعدة معيارية لقياس الخصم مقارنة بها ــ قد لا يكون معروفا. لذلك، قد يكون من الأفضل الإبلاغ عن السعر المعلن أو سعر البيع.

٦-٨٧ *ضرائب المبيعات*: عندما لا تدخل قيمة ضريبة غير مباشرة ضمن سعر فرادى البنود في متجر ما، بل بدلا من ذلك تُضاف عندما يدفع المستهلك مقابل البند، يجب الحرص الشديد على تسجيل السعر مشتملا الضريبة. وللتأكد من ذلك، ينبغي بالنسبة للبنود التي تُذكر أسعارها عادة قبل الضريبة، وفي المناطق التي تضاف فيها الضريبة العامة على المبيعات على قيمة الفاتورة، أن تُلزم نماذج جمع الأسعار جامع الأسعار بذكر ما إذا كان السعر المسجل يشمل الضريبة أم لا ــ كوسيلة للتحقق من السعر ــ بحيث يمكن إضافتها عند الضرورة.

٦-٨٨ *البقشيش مقابل الخدمات*: إذا تم إضافة تكلفة خدمة إلزامية، مثلا، على فاتورة مطعم، ينبغي ألا يُدرج في السعر سوى المبلغ الإلزامي دون أي بقاشيش إضافية اختيارية. وبالنسبة للخدمات المجانية التي تُقدم مجانا من الناحية المبدئية ولكنها من الناحية العملية نادرا ما يمكن الحصول عليها دون ما يعادل البقشيش ــ أو عندما يكون دفع البقشيش بسعر موحد هو الممارسة الشائعة ــ ينبغي أن يضاف هذا البقشيش إلى السعر المحدد.

٦-٨٩ *الخصم أو المستردات المنتظمة*: ينبغي ألا تؤخذ في الحسبان إلا عندما تُعزى إلى شراء منتج فردي محدد وتُمنح خلال فترة زمنية لاحقة للشراء الفعلي بحيث يُتوقع أن تؤثر تأثيرا كبيرا على الكميات التي يرغب المشترون في شرائها. فعلى سبيل المثال، ينبغي استقطاع التأمين المسترد على الزجاجات من السعر إذا كان يمثل حافزا كافيا لرد الزجاجات، بينما ينبغي إغفال عروض استرداد الأموال على آلات تسوية العشب بعد فترة خمس سنوات. وفي كل الحالات، يجب اتخاذ قرار متسق على مر الزمن بالنسبة لكل بند. ولا يسهل التوصية بالقرارات المتعلقة بمعاملة الخصم، حيث يُتخذ الكثير من القرارات في كل حالة على حدة. وقد تعكس هذه القرارات التغيرات في الدخل وليس الإنفاق، وقد تتطلب معاملة مختلفة لاستخدامات الحسابات القومية مثلا.

٦-٩٠ *الخصم أو المستردات غير المنتظمة*: ينبغي ألا تؤخذ في الحسبان إلا عندما تُستخدم في شراء منتج فردي وتُمنح خلال فترة زمنية بحيث يُتوقع أن تؤثر تأثيرا كبيرا على الكميات التي يرغب المشترون في شرائها. وينبغي بوجه عام إغفال خصم أو كوبونات بناء الولاء المرتبطة بإنفاق سابق في منفذ البيع، التي تُستخدم في إجراء مشتريات مماثلة أو أخرى، لأنها تمييزية. أما إذا كانت عوامل مؤثرة، فينبغي معاملتها كقضايا تفريغ العينات أو التغطية المتعلقة بالمعاينة (راجع الفصل الخامس). كما ينبغي إغفال الخصم الذي يحدث لمرة واحدة (كالتي تصاحب الخصخصة مثلا) لأنها لا ترتبط بفترة زمنية محددة للاستهلاك ومن المستبعد أن تؤثر على مستويات الاستهلاك. ويمكن أن يُنظر إليها أكثر على أنها مصدر لدخل إضافي.

٦-٩١ ينبغي إغفال *بطاقات الائتمان وترتيبات الدفع الأخرى التي تنطوي على فائدة أو تكاليف خدمة أو تكاليف إضافية* يجري تحملها نتيجة عدم الدفع خلال فترة زمنية محددة من وقت الشراء. فعلى سبيل المثال، القروض بدون فائدة والقروض بفائدة التي تُمنح لتمويل الشراء ينبغي إغفالها عند تحديد السعر. ويمكن إدراج التخفيضات مقابل المدفوعات النقدية ولكن ينبغي الحرص على ضمان اتساق المعاملة من فترة إلى أخرى.

المساومة على الأسعار

٦-٩٢ المساومة تتعلق بموقف يتم فيه التفاوض فرديا على الأسعار بين البائعين والمشترين، ولا تُحدد هذه الأسعار مسبقا. وتعد عملية التفاوض سمة من سمات الأسواق في العديد من البلدان الإفريقية مثلا، حيث يجب التفاوض على كل شيء يتم شراؤه تقريبا للتوصل إلى سعر متفق عليه، بما في ذلك مجموعة واسعة النطاق من ضرورات الحياة اليومية التي يمكن أن تشكل جزءا كبيرا من استهلاك الأسر المعيشية. ويتميز نظام المساومة بمرونته الكبيرة في تحديد الأسعار. وسوف تختلف الأسعار والكميات النهائية للمعاملات من معاملة إلى أخرى ولا يمكن تحديدها إلى أن يتم الشراء. وبالمثل، سيكون هناك اختلافات بين المعاملات في نوعية السلع التي يجري شراؤها. ومن الواضح أن هذه الحالات الخاصة تتطلب طرقا خاصة لتحديد أسعار المشترين لإدراجها في مؤشر أسعار المستهلكين.

٦-٩٣ من منظور نظام الحسابات القومية، يمكن أن يقال إن المساومة شكل من أشكال التمييز في الأسعار. فالمشتري ليس حرا في اختيار سعر الشراء لأن البائع يمكن أن يتقاضى من فئات المشترين المختلفة أسعارا مختلفة مقابل سلع وخدمات مماثلة تباع في نفس الظروف تماما. وبالتالي، ينبغي إدراك أن المنتجات "المتماثلة" التي تباع بأسعار مختلفة لها نفس النوعية كما يجب حساب متوسط أسعارها للحصول على سعر واحد يرتبط بحساب مؤشرات الأسعار. وفي واقع الأمر، نادرا ما يرتبط التفاوت في سعر المعاملة بفئات محددة من الزبائن على أساس السعر. بل إن المشترين قد

يشترون عن غير قصد بسعر أعلى مما يمكن أن يوجد في أماكن أخرى أو مما يمكن أن يسفر عنه التفاوض في النهاية. وبرغم هذا، ينبغي على جامعي الأسعار تجنب افتراض أن الاختلافات في الأسعار لا ترتبط بالاختلافات في النوعية (أو الكمية).

٦-٩٤ عندما تتحدد الأسعار عن طريق المساومة، فإن الطرق المعتادة لمسح الأسعار ــ التي تتضمن جمع الأسعار مباشرة من البائعين ــ يمكن أن ينتج عنها مؤشرات غير نمطية لا تعكس حركات الأسعار الفعلية في السوق. فعلى سبيل المثال، تعتمد الأسعار التي يجمعها موظفو التعداد على قدرتهم واستعدادهم وقوتهم في المساومة بنفس الطريقة التي يدفع بها المشترون الحقيقيون الأسعار الفعلية. إلى جانب ذلك، يمكن أن تختلف الأسعار خلال اليوم الواحد ومن يوم إلى آخر، مما يضيف بعدا آخر لمفهوم التمثيل. وقد تم وضع عدد من طرق المسح وأساليب جمع الأسعار للتغلب على الصعوبات التي ينطوي عليها قياس الأسعار التي خضعت للمساومة.

٦-٩٥ *المسح من خلال شراء المنتجات*: يقوم على مبدأ أن جمع الأسعار ينبغي إجراؤه في ظروف تحاكي بقدر الإمكان الظروف التي تحدث فيها المعاملات الحقيقية بالفعل. ويتصرف جامعو الأسعار بأسلوب مماثل للمشترين العاديين من خلال شراء البنود المطلوب تسعيرها بالفعل وتوزيع مشترياتهم على مدار اليوم لضمان تمثيلها. وفي كل حالة، سيتعين على مدير الموقع إجراء مراجعات منتظمة للكميات والأسعار التي يتوصل إليها جامعو الأسعار. ويمكن الأخذ بالمناهج التالية:

- يشتري جامعو الأسعار بنودا لتحديد السعر المعني عن طريق المساومة. وينبغي تدريبهم على التصرف كمشترين عاديين والسعي للحصول على أقل سعر ممكن من المنافذ المختارة والبائعين المختارين. ونظرا لامكانية التغير الكبير في البائعين المشاركين، ينبغي تحديث عينة البائعين جزئيا على فترات منتظمة لضمان بقائها ممثلة وبنظام السلسلة عند الاقتضاء.
- يشتري جامعو الأسعار بنودا ويتم إعطاؤهم حافزا للحصول على أفضل سعر. فعلى سبيل المثال، يمكن وضع حد أقصى للسعر ويحصل جامع الأسعار على نسبة من الفرق بين الحد الأقصى والسعر الذي أسفرت عنه المساومة. ويتفادى نظام الحوافز هذا المشكلات التي قد تحدث نتيجة عدم اكتراث جامع الأسعار للحصول على أدنى سعر كونه ــ على خلاف الزبون العادي ــ غير مهتم بتعظيم القيمة مقابل المال وغير مقيد بدخل.

٦-٩٦ *مسح المشترين*: تُجمع الأسعار التي دفعها المشترون على مدار اليوم بعد مغادرة المشتري لمنفذ البيع أو لكُشك السوق مباشرة، إلى جانب الاحتفاظ بسجل لكمية ونوعية المنتج الذي يتم شراؤه. وينبغي وضع حدود للمساومة على الأسعار (بتحديد أسعار للبدء والانتهاء، على سبيل المثال) مع الإشارة إلى المعالم المحدِّدة للسعر. وقد تكون هناك حاجة لوجود شكل من أشكال الحوافز للمشاركة

في المسح عندما يكون هناك إحجام من جانب المشترين عن التعرض لمثل هذه الأسئلة التي تستغرق وقتا طويلا.

٦-٩٧ بالنسبة للمسح من خلال شراء المنتجات ومسح المشترين، ينبغي تغطية كافة البنود التي تخضع للمساومة في سلة البنود المستخدمة في حساب مؤشر أسعار المستهلكين. ويجب أن يكون عدد الأسعار التي تُجمع كافيا لتغطية كافة البنود المعنية وتقديم إرشاد موثوق به لحساب متوسط الأسعار. وقد يصعب تحديد هذا العدد مسبقا، رغم أن عمليات جمع الأسعار السابقة ينبغي أن تمثل نوع من الإرشاد. ويُقترح إعطاء جامعي الأسعار المضطلعين بمسح المشترين نموذجا يسجلون فيه عدد الأسعار لكل كُشك أو متجر، حسبما يشير مختلف المجيبين. ويمكن استخدام هذا النموذج في مقارنة عدد الأسعار الذي يتم الحصول عليه بالعدد المستهدف الذي يضعه المركز الرئيسي. ويحتوي الجدول ٦-١ على مثال لهذا النموذج.

الجدول ٦-١: مثال لنموذج مسح يوضح عدد الأسعار حسب المتجر أو الكُشك

البنود	عدد الأسعار المستهدف (يحدده المركز الرئيسي)	عدد الأسعار الفعلي		
		متجر/ كُشك ١	متجر/ كُشك ٢	متجر/ كُشك n
بند ١	٥	صفر	٣	٥
بند ٢	٤	٤	٥	٤
بند ٣	٨	٥	٨	٨
...				
بند k	٥	٧	٢	٦

٦-٩٨ *مسح اتجاهات أسعار الجملة*: يمكن أن يمثل الجمع المتزامن لأسعار الجملة على نطاق محدود إضافة مفيدة بالنسبة للبنود التي تنطوي على مشكلات، عندما لا تحقق المعلومات المستقاة من أساليب المسح المذكورة آنفا سوى نجاحا جزئيا، كأن يكون هناك، مثلا، نقص في عدد المشاهدات التي يتم الحصول عليها. وكوضع مثالي، ينبغي الحصول على الأسعار من نفس تجار الجملة الذين يحصل منهم تجار التجزئة المعنيون على سلعهم. وينبغي ملاحظة كافة العوامل التي قد تؤدي إلى ارتفاع أسعار التجزئة المناظرة، كتغير الضرائب المفروضة على أنشطة التجزئة، ورسوم الرُخص، وإيجار الكشك في السوق. وبافتراض بقاء هذه العوامل ثابتة بمرور الوقت، يمكن استخدام التطور الذي تشهده أسعار الجملة كبديل لمؤشر أسعار التجزئة الخاص بالبنود ذات الصلة. وسوف يقدَّر سعر أي بند في الفترة الحالية بضرب سعره في الفترة السابقة في التغير المناظر في سعر الجملة.

٦-٩٩ تحديد الأسعار التي يدفعها المشترون يمكن أن يمثل مشكلة عندما يكون السعر النهائي مقابل حزمة من البنود، عندما يُعطي صاحب كُشك، مثلا، كميات إضافية للمشتري مجانا مقابل شرائه عدد من السلع. فإذا كانت الكميات الإضافية المجانية تتكون من عدة فئات من البنود، بما في ذلك البند الذي كان على أساسه يتم التفاوض مباشرة على سعر المعاملة، يجب تقسيم عملية الشراء إلى عدد من المعاملات الفرعية بقدر عدد فئات البنود. وفي هذه الحالات، تكون هناك حاجة لتطبيق منهج قائم على المنطق السليم. وهناك خيط رفيع يفصل بين هذه الحالة وعروض "اثنان بسعر واحد" التي توجد أحيانا في محال السوبر ماركت على النمط الغربي مثلا. وغالبا ما يُستبعد الشكل الثاني من أشكال الخصم من حسابات الأسعار على أساس أن المشتري لا يرغب أو لا يستخدم الكمية الإضافية المقدَّمة. فالسلع الإضافية سريعة التلف، مثلا، ستصبح قديمة ويتم التخلص منها. وتقل أهمية هذه الحجة في مشتريات السوق في بلد نامي، حيث يعيش العديد من المستهلكين على دخل الكفاف وبالتالي يستهلكون كافة المشتريات. وفي هذه الحالات، يكون المشترون قد قاموا بالفعل بدفع السعر الكلي مقابل سلة المشتريات الإجمالية، بما في ذلك أي سلع إضافية "مجانية".

٦-١٠٠ يوضح المثال التالي طريقة تحديد السعر الذي يدفعه المشتري: يرغب أحد المشترين في شراء ٥ كيلو غراما من الجزر ويُعرض عليه الحصول مجانا على ٥٠٠ غراما من الجزر و١٠٠ غراما من الخس و٢٠٠ غراما من الكوسة.

٦-١٠١ يمكن تحديد ثلاث معامَلات كما يلي:٥,٥ كيلو غراما من الجزر، و١٠٠ غراما من الخس، و٢٠٠ غراما من الكوسة. ويجب تقييم الكميات الإضافية بالأسعار التي كان من المفترض أن يبيع بها البائع ويشتري بها المشتري هذه البنود. والافتراض الذي يُستند إليه هو أن الأسعار، بوحدات العملة المحلية، كانت ستتحدد عن طريق المساومة وأن المشتري سيحصل على نفس الشروط المعروض بها سعر البند المطلوب (الجزر). فإذا كانت قيمة خمسة كيلو غرامات من الجزر عند البدء هي ١٥٠٠٠ وحدة عملة محلية وقيمتها عند الانتهاء هي ١٢٠٠٠ وحدة عملة محلية، بينما قيم المواد الغذائية الأخرى التي تحتوي عليها الكميات الإضافية عند البدء هي ٩٩٠ وحدة عملة محلية لحزمة من الخس وزنها ٢٦٤ غراما و٤٦٢٠ وحدة عملة محلية لكمية من الكوسة وزنها ٤,٤ كيلو غراما، فإن سعر الانتهاء الفعلي بالنسبة للجزر سيتحدد كما هو مبين في الجدول ٦-٢. وقد وُجد أن سعر المشترين الفعلي للجزر هو ٢,٠٩٦٧ وحدة عملة محلية لكل غرام أو ٢٠٩٦,٧ وحدة عملة محلية لكل كيلو غرام.

الجدول ٦-٢: مثال يوضح طريقة تحديد السعر الفعلي الذي يدفعه المشتري عند حدوث المساومة

	البند المطلوب	البنود الإضافية		
	الجزر	الجزر	الخس	الكوسة
قيمة البدء للكمية المعتادة / المطلوبة (بوحدات العملة المحلية)	١٥٠٠٠	١٥٠٠٠	٩٩٠	٤٦٢٠
الكمية المعتادة / المطلوبة (بالغرام)	٥٠٠٠	٥٠٠٠	٢٦٤	٤٤٠٠
سعر الوحدة في الكمية المعتادة/ المطلوبة عند البدء (وحدات العملة المحلية لكل غرام)	٣	٣	٣,٧٥	١,٠٥
سعر البدء للوحدة في الكمية الإضافية (بوحدات العملة المحلية لكل غرام)		٣	٣,٧٥	١,٠٥
الكمية الإضافية (بالغرام)		٥٠٠	١٠٠	٢٠٠
قيمة البدء للكمية الإضافية (بوحدات العملة المحلية)		١٥٠٠	٣٧٥	٢١٠
قيمة الانتهاء للبنود التي تم الحصول عليها (بوحدات العملة المحلية)	١٢٠٠٠	١٢٠٠	٣٠٠	١٦٨
السعر الجديد (بوحدات العملة المحلية لكل غرام)	٢,٤	٢,٤	٣	٠,٨
نسبة المساومة	١,٢٥	١,٢٥	١,٢٥	١,٢٥
المبلغ المدفوع (بوحدات العملة المحلية)	١٢٠٠٠			
قيمة الانتهاء المقدرة للكمية الإضافية (بوحدات العملة المحلية)	١٦٦٨			
القيمة الحقيقية للبند المطلوب (كل الجزر) (بوحدات العملة المحلية)	١٠٣٣٢			
الكمية التي تم الحصول عليها من البند المطلوب (بالغرام)	٥٥٠٠			
سعر المشترين الفعلي للوحدة من البند المطلوب (بوحدات العملة المحلية لكل غرام)	٢,٠٩٦٧ [١]			
نسبة المساومة المعدلة	١,٤٣ [٢]			

[١] (١٢٠٠٠-٣٠٠-١٦٨) ÷ ٥٥٠٠ = ٢,٠٩٦٧. [٢] ٣ ÷ ٢,٠٩٦٧ = ١,٤٣

٦-١٠٢ إذا لم يعرف جامع الأسعار سعر الانتهاء الذي كان بائع الجزر سيبيع به الخس والكوسة، يمكن تقديره من خلال جمع قيم البدء والكميات المعتادة من عينة البائعين في نفس السوق أو في منافذ بيع مختلفة في نفس المنطقة. ومتوسط أسعار البدء لبند ما يساوي مجموع قيم هذا البند عند البدء مقسوما على مجموع الكميات المعتادة ذات الصلة. ولكل بند إضافي (الخس والكوسة)، سيُقْسَم متوسط أسعار البدء على نسبة المساومة المحسوبة على البند المطلوب (الجزر) لتقدير سعر الانتهاء لهذا البند الإضافي. ويتم الحصول على قيمة كل بند إضافي بضرب سعر الانتهاء في الكمية المقدَّمة. وإذا احتوت عبوة البنود الإضافية على بند من نفس نوعية البند المطلوب، فإن البند الإضافي سيقيَّم على أساس قيمة الانتهاء للبند المطلوب.

البدائل الإجبارية وإحلال المنتجات والتعديل مقابل التغير في النوعية

٦-١٠٣ تواجه عمليات جمع الأسعار ميدانيا ومركزيا صعوبة عندما يصبح بندا كان يجري تسعيره غير متوفر ويتعين إيجاد بديل له. ويتناول هذا القسم هذه القضية بإيجاز لأنها تتعلق بالقرارات الفعلية التي تواجه جامعي الأسعار ميدانيا، لكنها تغطى بمزيد من التفصيل في الفصلين السابع والثامن. وبالنسبة للحالات التي يتعين فيها إيجاد بديل، ينبغي على جامع الأسعار أن يأخذ عادة أقرب منتج مكافئ يتوفر في منفذ البيع، وأن يأخذ في الحسبان السمات التي ستكون مؤثرة إلى حد بعيد في تحديد السعر والعادات الشرائية (فمثلا ينبغي ألا يُستبدل ببند قديم أو عديم الفائدة بند مقارب له يمكن أن يواجه بعد فترة قصيرة نفس المصير). ومع ذلك، إذا اعتُبر أنه من المستصوب انتهاز الفرصة التي تسنح عند إحلال المنتجات لتحديث العينة، يمكن اختيار البديل "الأكثر تمثيلا". وفي الحالة الثانية، يجب الحرص على ضمان وضع ضوابط كافية لتحقيق الهدف المنشود.

٦-١٠٤ عند عمل إحلال، من المهم أن يعطي جامع الأسعار وصفا تفصيليا للبند الجديد بحيث يمكن للمركز الرئيسي التعرف على أي تغيير في النوعية مصاحب لهذا الإحلال، مما يضمن أن يعكس مؤشر أسعار المستهلكين باستمرار تكلفة شراء سلة ثابتة من السلع ذات النوعية الثابتة. وبعد ذلك ينبغي أن يستخدم المركز الرئيسي المعلومات التي يتم جمعها للبت في أي تعديل ينبغي إجراؤه مقابل التغير في النوعية.

٦-١٠٥ عند حدوث هذه الحالة، تكون هناك حاجة لوجود سعر اسمي في شهر الأساس (الذي سيكون الشهر السابق بالنسبة لبعض المؤشرات) للبند الجديد أو البديل. ويمكن الحصول على سعر الأخير من صاحب المتجر أو تطبيق إحدى ثلاث طرق لكي تؤخذ الاختلافات في النوعية في الحسبان، وهي الطرق التي يمكن استخدامها بعد ذلك في تقدير سعر أساس جديد. وهذه الطرق هي التماثل (عندما لا يحدث أي تغير في النوعية)، أو التعديل المباشر (الصريح) مقابل التغير في النوعية، أو التعديل غير المباشر (الضمني) مقابل التغير في النوعية. وعند تسعير بند بديل جديد وليس مماثل، قد يتعين عدم إدراجه في المؤشر لفترة قصيرة إلى أن توجد أدلة كافية على إمكانية توفره في الأجل الأطول وعلى استقرار سعره.

٦-١٠٦ في بعض البلدان، يُستخدم جدول معامِلات النوعية في تعديل الأسعار. ففي أحد بلدان شمال أفريقيا، مثلا، ينبغي تمثيل بند "الشاي الأخضر" بشاي مينارا (Minara tea)، غير أنه في حالة عدم توفره يمكن جمع شاي بديل ويُضرب سعره في المُعامل ذو الصلة (مثل سعر شاي أوداية (Oudaya tea) × 1,20). ويحتوي الفصل السابع على إرشاد أكثر تفصيلا بشأن التعديل المباشر وغير المباشر مقابل التغير في النوعية.

٦-١٠٧ إذا أغلق منفذ البيع أو رفض السماح بإجراء عمليات جمع أخرى للأسعار، ينبغي اختيار منفذ بيع آخر مماثل من نفس الموقع واستخدام منهج التعديل غير المباشر مقابل التغير في النوعية لحساب أسعار أساس جديدة. راجع الفصل الخامس حول المعاينة لإحلال منافذ البيع داخل المواقع.

قضايا ذات صلة

الإبلاغ الإلكتروني

٦-١٠٨ الإبلاغ الإلكتروني للأسعار التي تُجمع مركزيا واستخدام أجهزة الكمبيوتر اليدوي في جمع الأسعار ميدانيا يمكن أن يزيد من كفاءة جمع الأسعار ومعالجتها، وأن يعطي فرصة أكبر لإجراء مراجعة فعالة، لكن ذلك يتوقف على تطبيق إجراءات فعالة لمراقبة الجودة. وهناك أيضا احتمال أن يزيد الإبلاغ الإلكتروني بمرور الوقت عن طريق استخدام بيانات نقاط البيع الإلكترونية (EPOS) أو البيانات المستخلصة من الماسحات الضوئية.

٦-١٠٩ *الإبلاغ الإلكتروني للأسعار التي تُجمع مركزيا*: البيانات التي تُجمع مركزيا يمكن جمعها إلكترونيا بعدة سبل. فبمجرد حدوث أول اتصال مع مقدمي البيانات، يمكن بدء طريقة جمع البيانات إلكترونيا على نحو يلائم الأطراف المعنية. ويشمل ذلك البدائل التالية:

- تبادل إرسال اللوحات الجدولية لجمع البيانات بالبريد الإلكتروني فيما بين المعهد القومي للإحصاءات وتاجر التجزئة؛
- قيام تجار التجزئة بإرسال قوائم الأسعار بالبريد الإلكتروني في الوقت المتفق عليه؛
- استخدام أجهزة الاتصال باللمس لإبلاغ البيانات بالشكل المتفق عليه؛
- استخدام الإنترنت (يُستكمل عند الضرورة بمكالمات هاتفية لتوضيح التعريفات ومدى التوفر).

٦-١١٠ *أجهزة الكمبيوتر اليدوي*: يمكن الحصول على أكبر المكاسب الناتجة عن استخدام أجهزة الكمبيوتر اليدوي في جمع الأسعار ميدانيا بسبب كفاءة نشر البيانات وتحسن نوعيتها نتيجة توفر تسهيلات إضافية لتحرير البيانات في الميدان والتخلص من أخطاء النسخ. إلى جانب ذلك، يمكن لأجهزة الكمبيوتر اليدوي بوجه عام أن تزيد سرعة إنجاز الاعمال المطلوبة.

٦-١١١ إن سبل التحقق من صحة البيانات خلال جمع الأسعار ميدانيا باستخدام أجهزة الكمبيوتر اليدوي سوف تختلف عامة بدرجة طفيفة جدا عن تلك التي ينبغي إجراؤها في المكتب المركزي عند استلام النماذج الورقية في ظل النظم التقليدية لجمع بيانات الأسعار. وميزة أجهزة الكمبيوتر اليدوي

أنها تعطي الفرصة لإثبات صحة الأسعار ميدانيا وبالتالي تصحيح الأخطاء في وقت جمع الأسعار، بدلا من محاولة إجراء ذلك فيما بعد. ومن الناحية العملية، قد يكون التحقق من صحة الأسعار بعد جمعها مكلفا وفي غاية الصعوبة. فمثلا، يمكن أن تتغير الأسعار في الفترة الفاصلة وقد يضطر جامع الأسعار إلى الاعتماد على ذاكرة صاحب المتجر.

٦-١١٢ سوف يعتمد اختيار الكمبيوتر اليدوي على عدد من العوامل، منها السعر والموثوقية والصيانة وسهولة الاستخدام. وهناك أيضا أهمية لوظائف نقل البيانات عن طريق الكمبيوتر ــ ومنها النسخ الاحتياطي للبيانات وتنزيلها ــ إلى جانب التوافق مع نظم المكتب. وهناك اعتبارات أخرى ذات أهمية خاصة لجامع الأسعار، منها الجوانب المتعلقة بتصميم الجهاز وحجمه ووزنه وتسهيلات تحرير البيانات والعمر الافتراضي للبطارية. كما أن مخاطر السرقة والمسائل الأمنية الأخرى سيكون لها دور أيضا.

٦-١١٣ قد ينطوي إدخال أجهزة الكمبيوتر اليدوي على نفقات أولية كبيرة تتعلق بشراء أجهزة الكمبيوتر ووضع البرامج وتدريب جامعي الأسعار. إلى جانب ذلك، سيكون هناك تكاليف صيانة مستمرة. ويمكن أحيانا تخفيض هذه التكاليف أو توزيعها إما باستخدام الأجهزة في جمع بيانات أخرى في المعهد الإحصائي القومي ــ كمسح ميزانيات الأسر المعيشية مثلا ــ أو بالتعاقد الخارجي مع هيئة أخرى قد تكون بالفعل مستخدمة لهذه الأجهزة في مسوح إحصائية أخرى. ويمكن تعويض هذه التكاليف ــ جزئيا على الأقل ــ من خلال عمل جامعي الأسعار بكفاءة أكبر، ومن خلال الوفورات الناتجة عن تقليل أعمال نسخ البيانات وإدخالها يدويا، وتقليل أعمال تحرير البيانات التي يقوم بها خبراء المركز الرئيسي.

٦-١١٤ يلزم التخطيط الدقيق عند التحول من النظام الورقي لجمع الأسعار إلى نظام يستخدم أجهزة الكمبيوتر، وذلك تجنبا للمخاطر التي ينطوي عليها هذا التحول. فالمعاهد الإحصائية القومية التي تعتزم التحول إلى نظام جمع الأسعار باستخدام أجهزة الكمبيوتر اليدوي ينبغي أن تشرع في الاختبار التجريبي المكثف لهذا النظام، وينبغي أيضا أن تبحث في التشغيل المزدوج المحدود بالتوازي مع النظام الورقي القديم لجمع الأسعار لضمان قوة النظام الجديد وأنه يؤدي إلى نفس النتائج الرقمية.

٦-١١٥ إن التسهيلات الإضافية التي توفرها أجهزة الكمبيوتر اليدوي، ومنها تحرير بيانات الأسعار ميدانيا، إلى جانب انتفاء الحاجة إلى نسخ البيانات قد يستلزم إعادة تنظيم عامة لعملية إنتاج مؤشر أسعار المستهلكين، وإعادة تحديد الأدوار والتفاعل بين مختلف أعضاء فريق الإنتاج وبين المركز الرئيسي وجامعي الأسعار.

٦-١١٦ من المهم وضع قواعد وإجراءات واضحة لمراقبة التعديلات التي يمكن أن يجريها جامع الأسعار ميدانيا والتعديلات التي ينبغي إجراؤها مركزيا. فعلى سبيل المثال، يمكن إجراء برمجة

مسبقة لمنافذ بيع بديلة في حالة إغلاق منافذ البيع أو رفض دخول جامعي الأسعار. والمرونة ينبغي أن تسمح لجامعي الأسعار باختيار وإدخال الخصائص الجديدة للبنود البديلة مع مراعاة الإجراءات المراقَبة مركزيا.

٦-١١٧ *بيانات نقاط البيع الإلكترونية أو البيانات المستخلصة من الماسحات الضوئية*: تشير بيانات نقاط البيع الإلكترونية (EPOS) عادة إلى البيانات التي يتم الحصول عليها مباشرة من نقاط البيع الإلكترونية لدى تجار التجزئة، بينما تشير البيانات المستخلصة من الماسحات الضوئية عادة إلى قاعدة بيانات تجارية تجمع فرادى بيانات نقاط البيع الإلكترونية. ويزداد تطلُّع المعاهد الإحصائية القومية نحو بيانات نقاط البيع الإلكترونية أو بيانات الماسحات الضوئية بوصفها وسيلة ملائمة للحصول على معلومات حديثة ودقيقة ليس فقط عن كميات وأسعار السلع المبيعة بل أيضا عن مواصفاتها. والثانية يمكن استخدامها في مراقبة تمثيل العينة وأيضا في قياس التغيرات في النوعية. وميزة ذلك أن البيانات تُقارَن إلكترونيا دون حاجة إلى إرسال جامعي الأسعار إلى الميدان.

٦-١١٨ عند النظر في استخدام بيانات الماسح الضوئي، يجب أن تؤخذ في الحسبان أمورا مثل تمثيل منفذ البيع وتغطية المنتجات وأيضا ما إذا كان متوسط الأسعار الواردة في بيانات الماسحات الضوئية يعكس بدقة الأسعار الفعلية للمعاملات في منافذ البيع نفسها. إلى جانب ذلك، لا يمكن افتراض أن التغطية الجغرافية والسكانية أو معاملة السلع والمعاملات تلائم نطاق المؤشر. ومن المحتمل أيضا ألا تكون لبيانات الماسحات الضوئية فائدة تذكر في جمع أسعار الخدمات التي يزداد في العديد من البلدان نصيبها من المعاملات وبالتالي من الأوزان الترجيحية في مؤشرات أسعار المستهلكين. ومن الناحية العملية، يمكن أن يتسبب التعريف الفريد للمنتجات في إثارة المشكلات أحيانا، إذ قد يغطي البند الواحد أكثر من رقم رمزي واحد، وقد لا تخصَّص الأرقام الرمزية لمنتج واحد وقد يعاد استخدامها عندما تختفي البنود.

تعادلات القوى الشرائية

٦-١١٩ تُستخدم تعادلات القوى الشرائية في تكميش الإجماليات الاقتصادية الرئيسية، كإجمالي الناتج المحلي، حتى يمكن مقارنة مستويات الدخل الحقيقي فيما بين البلدان من حيث الحجم الحقيقي، أي بعد تعديلها لتأخذ في الحسبان الأسعار المحلية وأنماط الاستهلاك المختلفة. وتقوم تعادلات القوى الشرائية على إجراء مقارنات فيما بين البلدان لأسعار سلة من السلع والخدمات الممثلة والقابلة للمقارنة فيما بين البلدان المعنية. لذلك، تختلف بيانات الأسعار الأساسية عن تلك المستخدمة في مؤشرات أسعار المستهلكين لدرجة أن السلة الثانية تصمَّم لتكون ممثلة فقط لاستهلاك الأسر المعيشية الخاصة في الإقليم الاقتصادي لبلد ما.

٦-١٢٠ إن إنشاء مؤشرات أسعار المستهلكين وتعادلات القوى الشرائية من نفس مجموعة البيانات الأساسية للأسعار يعد أمرا جيدا من حيث المبدأ. ومن الناحية العملية، قد تكون فرصة تحقيق ذلك

الأمر محدودة بسبب اختلاف أهداف الممارستين. وتحديدا، فإن الحاجة الإضافية لأسعار تُجمع في سياق تعادلات القوى الشرائية من أجل مقارنتها فيما بين البلدان سوف تسفر بوجه عام عن سلة معرفة على نحو أدق من تلك التي يحتمل توفرها واستخدامها في مؤشر أسعار المستهلكين.

٦-١٢١ غير أن دراسة التداخل المحتمل بين السلتين قد يحدد المجالات التي يمكن أن تكون فيها عملية جمع واحدة للأسعار ملائمة للغرضين. وقد ينطبق ذلك تحديدا على السلع التي لا تحمل اسم تجاري والفواكه والخضروات الطازجة المنتَجة محليا، على سبيل المثال، نظرا لأن ثمرة التفاح الحلو المنتَجة محليا ذات النوعية المعيارية يمكن مقارنتها عبر البلدان دون الإشارة إلى النوع المعني. وفي المقابل، قد تكون البنود التي تحمل اسما تجاريا ــ سواء كانت غذائية أو غير غذائية ــ أكثر إثارة للمشكلات بسبب اختلاف درجة توفرها ومواصفاتها فيما بين البلدان.

٦-١٢٢ في بعض الحالات، يمكن أن تمثل البيانات المستخلصة من الماسحات الضوئية مصدرا مفيدا وعاما لبيانات الأسعار على الأقل بالنسبة لبعض عناصر حساب تعادلات القوى الشرائية، وذلك رغم العيوب المشار إليها آنفا. ويحتوي المرفق الرابع على مزيد من التفاصيل حول القضايا المتعلقة بتعادلات القوى الشرائية وبرنامج المقارنات الدولية (International Comparison Program (ICP)).

جودة البيانات وضمان الجودة

٦-١٢٣ ينبغي إجراء عمليات مراجعة لضمان دقة بيانات الأسعار وإعداد المؤشر نفسه وفقا لمنهجية سليمة. وينبغي لعمليات المراجعة التي تضمن أن البيانات كاملة وصحيحة أن تُجرى في أقرب وقت ممكن عند إجراء عمليات الجمع والإعداد. فبمرور الوقت تقل جدوى العودة إلى المتجر لإعادة إدخال الأسعار، ويزداد احتمال أن تكون الأسعار في المتاجر قد تغيرت منذ تم جمعها لأول مرة. ومن المتعذر تحديد نوع ونطاق عمليات المراجعة التي ينبغي إجراؤها. وسوف تعتمد عمليات المراجعة هذه على الظروف الفردية، بما في ذلك تصميم العينة والوسيلة المستخدمة في جمع الأسعار. فعلى سبيل المثال، يؤدي استخدام جامعي الأسعار لأجهزة الكمبيوتر اليدوي إلى تيسير إجراء عمليات مراجعة عند جمع الأسعار لأول مرة في المتجر على نحو أكثر تفصيلا بكثير من النظام الورقي المقابل. ويحتوي الفصل الثاني عشر على إرشاد آخر بشأن ضمان جودة البيانات.

التوثيق

٦-١٢٤ ينبغي التأكيد على أهمية التوثيق الجيد. فالمستندات مطلوبة لشرح المطلوب عمله وتوقيته وكيفيته وأسبابه. ويعطي إعداد هذه المستندات فرصة جيدة لضمان جودة الطرق الحالية المستخدمة في جمع الأسعار وإعداد المؤشر. كما يعطي الفرصة أيضا لمراجعة هذه الطرق وتطويرها. ومتى كانت المستندات موجودة فإنها تخدم غرضين في سياق إنتاج المؤشر. أولا: تُمكِّن شخص ما من

الإضطلاع بالعمل إذا مَرِض الشخص المسؤول أو ترك العمل. ثانيا تمثل مراجعة عالية المستوى لضمان أن الطرق التي ينبغي إجراؤها يجري إجراؤها بالفعل في الواقع العملي. وبوجه أعم، يمكن للمستندات أن توفر مرجعا مفيدا لمستخدمي مؤشرات أسعار المستهلكين. ويتناول الفصل الثاني عشر المستندات بمزيد من التفصيل.

الملحق ٦-١: مقتطفات من نموذج بسيط لجمع الأسعار

ملاحظات: يملأ جامع الأسعار الأعمدة الأربعة الأخيرة، تاركا عمود "الصنف أو النوع" خاليا إذا كان لا ينطبق. ويُجرى استبيان منفصل عادة لكل بند أو لكل منفذ بيع.

تاريخ الجمع: اسم جامع الأسعار: اسم منفذ البيع:

البند	متجر التجزئة	الوصف: الصنف أو النوع	السعر	رمز المؤشر[1]	توضيح إضافي (يستكمل عند الضرورة بالنسبة لمنفذ البيع/ البند باستخدام ما يتفق عليه من رسائل إلكترونية سابقة التشفير عند الاقتضاء)
بطاطا ــ جديدة، سائبة بالكيلو غرام	جرين فينجرز جرين جروسرز	جيرزي رويالز	٥٩ بنس	C	بند مشابه. الشهر الماضي الملكات المصرية، تفاوت موسمي.
لحم بقري محلي للفرم بالكيلو غرام	سوبر بايز سوبر ماركت	اسم تجاري خاص، قطعة ممتازة، نسبة قليلة من الدهون عبوات حمراء وزرقاء.	٣,٤٥ استرليني	S	عرض خاص. نصف السعر
بيتزا مجمدة، متوسطة الحجم، ٣٠٠-٤٥٠ غرام	سوبر بايز سوبر ماركت	اسم تجاري خاص، بيتزا اللحم، علبة حمراء عليها صورة البيتزا.	٤٠٠ غرام	W	الحجم السابق ٤٥٠ غرام
لبن مبستر، ٤ باينت أو ٢ لتر	سوبر بايز سوبر ماركت	مبستر كامل الدسم، زجاجة بلاستيكية عليها ملصق أزرق.	٨٩ بنس		
قميص رسمي للرجال، كم طويل	فورمال فور مين	الصنف "ديكي ديرتس". أبيض. ٧٥% قطن، ٢٥% بوليستر. صنع في إنجلترا. علامة زرقاء على العبوة	٣٤,٩٩ استرليني	Q	معه رباط عنق مجاني
أحذية نسائية، حديثة	ستيبس	حذاء رسمي أسود. اسم الحذاء: "سليكي". الجزء العلوي جلد والنعل جلد. صنع في الصين	٣٠ استرليني	R	الرد بخصم يبدأ من ٢٥%
وجبة مطعم، الطبق الرئيسي، وجبة المساء، حدِّد	فيل أب	سمك القُد، ورقاقات البطاطا المقلية، وسلطة. قائمة الطعام الرئيسية.	٧,٥٠ استرليني	C	القائمة السابقة: "سمك البلايس ورقاقات البطاطا المقلية وسلطة"
رسم دخول المسرح، مساء، مقاعد أمامية، للكبار	سيفيك ثيتر	Jack and the Beanstalk. يوم في منتصف الأسبوع (من الاثنين إلى الخميس) حفلة المساء.	١٢ استرليني	N	– العرض السابق: "Talking heads"

[1] C= مماثل؛ S= فترة تخفيضات أو عرض خاص؛ W= وزن؛ Q= استفسار؛ R= عودة السعر إلى مستواه؛ N= جديد

الفصل السابع: معاملة التغير في النوعية

ألف- مقدمة

أ-١ لماذا يعد التغير في النوعية نقطة خلاف

١- عند إعداد مؤشر أسعار المستهلكين على النحو المعتاد، هناك أنواع معينة من السلع في المؤشر تظهر وتختفي بانتظام. وتظهر السلع والخدمات الجديدة لأن التقدم التكنولوجي يجعل إنتاج الأنواع الجديدة ممكنا. لكن حتى بدون حدوث تقدم تكنولوجي في عملية الانتاج، فإن المنتجات التي كان إنتاجها ممكنا من قبل، ولم تُنتَج، يمكن أن تظهر نتيجة تغير تكنولوجيا نشاط الاستخدام أو ذوق المستهلك النهائي. وكلما ظهرت أنواع جديدة، فإن الأنواع الموجودة غالبا ما تقل أهميتها أو تختفي من السوق تماما. وإلى جانب ذلك، غالبا ما تشكل مجموعة المنتجات المسعرة عينة صغيرة من مجموعة المنتجات الكاملة التي توجد في أي وقت. وقد تختفي البنود المدرجة في العينة مؤقتا، ليس لأنها ستستبدل بنوع جديد أو ستسحب من السوق على نحو دائم، لكن لأنها لم تتوافر في يوم زيارة جامع الأسعار للمتجر، أو لم يحل موسمها.

٢- يتناول هذا الفصل كيفية التعامل مع مشكلة التغير المستمر في مزيج المعامَلات التي تشكل أسعارها مؤشرات أسعار المستهلكين. والمبدأ الشامل الذي توضع على أساسه طرق التعامل مع تغير أنواع المنتجات هو أن أسعار البنود، على أكثر المستويات تفصيلا، لن يكون في الإمكان مقارنتها مباشرة بين أي فترتين إلا إذا كانت البنود *متماثلة أساسا*. ومخالفة هذا المبدأ تعني أن نسب الأسعار الشهرية لن تقيس التغير في السعر فقط، بل أيضا قيمة الاختلاف النوعي بين بندين. ويؤثر ذلك سلبا على تقدير التغير في السعر النسبي بعنصر، نوعية، يقيس الحجم النسبي وليس السعر النسبي. ويقلل ذلك من دقة مؤشر الأسعار المكوَّن من نسب الأسعار أو الأرقام النسبية للأسعار الخاصة بمعاملات معينة.

٣- ماذا تعني عبارة "متماثلة في الأساس" من الناحية العملية؟ لأغراض القياس، يتماثل المنتج مع *الوصف الكامل* للخصائص المحدِّدة للسعر. فقد يكون في الإمكان مثلا شراء سلعة مع ضمان ضد الأعطال أو بمواصفة اختيارية إضافية مقابل نفس السعر. والسلعتان لا تتماثلان في هذه الحالة، حيث يمكن أن ينخفض سعر المواصفة الاختيارية بمرور الوقت بينما يمكن أن يرتفع سعر الضمان. ويجب أن تحمل السلعتان نفس وصف المنتَج. ويأخذ هذا الوصف غالبا شكل كتابي. غير أنه قد يكون أيضا محدد بدقة عالية. وبالنسبة *لمواصفات المنتج المحددة بدقة*، تتمثل خصائص المنتج في مستويات محددة من المؤشرات الخاصة بالأبعاد المختلفة المعروف أنها تؤثر على متوسط أسعار المعاملات.[١] وكل مجموعة من مستويات المؤشرات هذه تشكل منتجا معينا. ومن أمثلة هذه الأبعاد

[١] راجع الفصل السادس حول مواصفات المنتج المحددة بدقة، التي تطلق عليها أيضا بعض الوكالات الإحصائية القوائم المرجعية.

قوة محرك سيارة بالحصان أو سرعة كمبيوتر أو نوع إحدى الفواكه. وهناك أمثلة للمستويات المحدِّدة للمنتج أو الأوضاع المعينة لهذه الأبعاد وهي ٣٢٥ حصان أو ٢ جيجا هيرتز أو العنب الأحمر. وهناك مجموعة أخرى من منتجات السيارات أو أجهزة الكمبيوتر أو الفاكهة توصف بمستويات الخصائص ١١٠ حصان أو ٣ جيجا هيرتز أو عنب تومسون الأخضر.

٤- لأغراض قياس الأسعار، تتألف نوعية المنتج القابلة للمقارنة من وصفه وسعره. والمواصفات المختلفة تمثل نوعيات مختلفة من المنتجات بقدر احتوائها على مستويات مختلفة من الخصائص التي تؤثر على متوسط أسعار معاملات المنتجات التي تحتوي على هذه المواصفات في شهر معين. وعند مقارنة المواصفات، تقوم ممارسة إحصاءات الأسعار بتقييم النوعية على أساس السعر. فإذا جرى التعامل على منتجات لها مواصفتين مختلفتين في نفس الوقت، فإن المواصفة ذات السعر الأعلى يجب أن تكون نوعيتها أعلى. ويقابل ذلك مايطلق عليه الأفضلية الظاهرة الأعلى أو قيمة المنتج عند الاستخدام (جانب الطلب)، إلى جانب مكون أكبر من المدخلات المطلوبة لانتاج السلعة (جانب العرض). لذلك، تعد النوعية، بالنسبة لمعدِّي المؤشر، مفهوما ترتيبيا، يضم مجموعة المواصفات الكاملة للمنتج مرتبة حسب السعر في شهر معين.

٥- عندما يختفي نوع منتج موجود ويظهر نوع جديد، فإن المواصفة الجديدة تظهر نفسها أيضا. والمواصفة الجديدة تختلف عن مواصفات المنتجات الموجودة بسبب تغير مستوى خاصية واحدة على الأقل في المواصفة. واختلاف الخاصية يفسر اختلاف السعر مقارنة بالأنواع المتوفرة بالفعل. فعلى سبيل المثال، يظهر نوع جديد من أجهزة الكمبيوتر تبلغ سرعة المعالج فيه ٣ جيجا هيرتز بدلا من ٢ جيجا هيرتز، ويزيد سعره بمقدار ٣٢٥ دولار مثلا عن أجهزة الكمبيوتر المتوفرة بالفعل التي تبلغ سرعة المعالج فيها ٢ جيجا هيرتز. وبالتالي تكون قيمة جيجا هيرتز السرعة الإضافية ٣٢٥ دولار وهو ما يعني، ضمنا، أن نوعية الكمبيوتر الجديد أعلى من نوعية الكمبيوتر القديم.

٦- عندما يتوقف بيع نوع منتج ما، يمكن لخبير إحصاءات الأسعار استخدام عدد من الطرق البديلة. وحسبما سيرد في الفقرات اللاحقة، تتضمن هذه الطرق استخدام بديل مماثل، أو بديل غير مماثل مع إجراء تعديل صريح مقابل التغير في النوعية لأحد السعرين لجعلهما متماثلين، أو إجراء تعديل على أساس الأسعار النسبية في فترة تداخل، أو، على نحو أبسط من ذلك، استبعاد نوع المنتج من العينة إلى أن يجري اختيار مجموعة جديدة من السلع عند تغيير فترة أساس المؤشر أو تدوير العينة. وفي كل الأحوال يتم إجراء تعديل مقابل التغير في النوعية، سواء على نحو ضمني أو صريح. وفي بعض الأحيان تذكر المكاتب الإحصائية أنها لا تُجري تعديلات مقابل التغير في النوعية عند إعداد مؤشرات أسعار المستهلكين الخاصة بها. ورغم أنه دائما ما تُجرى بعض التعديلات، فإنها تكون ضمنية عند معاملة الأنواع المختفية. وقد توصل عدد من الدراسات التجريبية حول مؤشرات أسعار المستهلكين ومؤشرات أسعار المنتجين إلى أن اختيار طريقة التعامل مع هذه القيم الناقصة يمكن أن تكون له أهمية

كبيرة (راجع دراسات Armknecht and Weyback, 1989 و Dulberger, 1989 و Lowe, 1995 و Moulton and Moses, 1997). ويعد هذا الفصل أيضا مرشدا لاختيار الطرق على أساس ظروف القياس، والغرض من هذا الفصل هو تحديد طبيعتها حتى يمكن ضمان ملاءمة الطرق المختارة.

أ-٢ الأسباب التي قد تؤدي إلى فشل طريقة الطُرُز المتطابقة

٧- إن طريقة الطُرُز المتطابقة لقياس تغير أنواع المنتجات التي وردت في القسم أ-١ تتعرض لثلاثة مصادر خطأ واسعة، وهي: (١) المنتجات المختفية، و(٢) التغير في فراغ العينة (مشكلات المعاينة)، و(٣) المنتجات الجديدة. *والمنتجات المختفية* تتعلق بحل مشكلة "الإجراء الذي ينبغي اتخاذه عندما يتوقف إنتاج أو شراء منتج ما" عن طريق المنتجات البديلة أو عمليات الاحتساب. وعند حل هذه المشكلة، تهدف الطرق المتبعة إلى الحفاظ على العينة الأصلية المتطابقة عن طريق البدائل التي يتم إحلالها بند محل آخر. وبالنسبة *للتغير في فراغ العينة*، فإن المسألة المهمة تتعلق بكيفية إدراج التغيرات السعرية للطُرُز القديمة والجديدة غير المتطابقة التي لم تعد متوفرة أو تقع خارج نطاق العينة المتطابقة. ومع ذلك، عند طرح *منتج* جديد جدا لا يمكن، بحكم تعريفه، وصله بسهولة بالمنتجات الموجودة، تنشأ مشكلة مختلفة.

أ-٢-١ المنتجات المختفية

٨- بالنسبة لكل منفذ بيع، يقيس معدُّو المؤشر التغير في سعر المنتج مع مرور الزمن بالمقارنة بين سعر المنتج في الفترة الحالية، وهي شهر عادة، وسعره المناظر في الفترة المرجعية للأسعار، وهي الشهر الذي أدرجت فيه منتجات المؤشر في العينة. وقد يختفي منتج ما بسبب توقف إنتاجه أوعدم توفره بنفس المواصفات ــ نتيجة تغير نوعيته. وبالتالي نواجه أول مصدر محتمل للخطأ في طريقة الطرز المتطابقة. وتتعدد السياقات التي يختفي فيها المنتج. فقد يكون منتجا موسميا، أو قد يكون عبارة عن منتج أو خدمة يُصمم خصيصا لفرد معين ويُطرح في كل مرة حسب المواصفات التي يحتاجها المستهلك، أو قد يكون هناك نقص في المعروض من المنتج، أو ببساطة لم يعد هناك طلب على المنتج وعرض له. وهناك أربعة مناهج رئيسية للتعامل مع المنتجات المختفية:

- المنهج الأول: يمكن *احتساب* التغير في سعر المنتج الذي توقف إنتاجه على أساس *التغير الكلي في أسعار مجموعة المنتجات الأخرى* التي يرى معدو التغيرات السعرية أنها مماثلة للتغير في سعر المنتج المختفي. ولا ينبغي إجراء عمليات الاحتساب هذه إلا لفترات قصيرة.
- المنهج الثاني: *يمكن اختيار منتج بديل، مماثل في نوعيته* للمنتج المختفي، واستخدام سعره مباشرة في إنشاء رقم نسبي للسعر.

- المنهج الثالث: يمكن اعتبار المنتج البديل غير مماثل للمنتج المختفي، لكن سعريهما قد يتوفران في *فترة تداخل* قبل اختفاء المنتج. ويستخدم معدو المؤشر الاختلاف بين السعرين في فترة التداخل هذه في تعديل سعر المنتج البديل مقابل التغير في النوعية لحين توفر مشاهدتين على الأقل عن المنتج البديل.
- المنهج الرابع: يمكن استخدام سعر منتج بديل غير مماثل مع إجراء *تعديل صريح مقابل الاختلاف في النوعية* لاستنباط التغير السعري المحض.

٩- يتناول هذا الفصل المناهج الأربعة للتعديل مقابل التغير في النوعية بقدر من التفصيل إلى جانب الافتراضات التي تُبنى عليها. ونظرا لأن أسعار المنتجات غير المتاحة يتعذر قياسها بطبيعة الحال، فمن الصعب إثبات صحة بعض الافتراضات المتعلقة بالتغيرات في أسعار هذه البنود إذا كانت متاحة. ومع ذلك، تهدف كل طريقة من هذه الطرق إلى إعداد مقارنات متطابقة بين أسعار المنتجات: للمقارنة بين المثيلين من شهر إلى آخر. وعندما يحل محل المنتجات منتجات جديدة من نوعية مختلفة، يلزم تعديل الأسعار مقابل التغير في النوعية من أجل عمل مقارنة. فإذا كان التعديل غير ملائم حدث خطأ، وإذا كان غير ملائم بطريقة منهجية، حدث تحيز. لذلك يتعين اتباع ممارسات دقيقة عند تعديل الأسعار مقابل التغير في النوعية بغية تجنب الخطأ والتحيز.

أ-٢-٢ مشكلات المعاينة

١٠- هناك أربع مشكلات رئيسية تتعلق بالمعاينة. أولا: تفقد العينات أهميتها. فمجموعة الطرز أو المنتجات المتطابقة من المحتمل أن يزداد عدم تمثيلها لمجتمع المعاملات مع مرور الوقت. فقد تكون أسعار المنتجات القديمة التي يجري استبعادها منخفضة نسبيا وأسعار المنتجات الجديدة مرتفعة نسبيا، وتظل أسعار هذه المنتجات مختلفة حتى بعد إجراء التعديل مقابل التغير في النوعية (راجع Silver and Heravi, 2002). حيث قد ترغب الشركات لأسباب إستراتيجية في التخلص من طُرز قديمة، ربما لإفساح المجال لطرح طُرز جديدة بسعر مرتفع نسبيا. ويؤدي تجاهل هذه الطُرز القديمة والجديدة غير المتطابقة عند قياس مؤشر أسعار المستهلكين إلى تحيز المؤشرات بالنقص (راجع القسم ز-٢-٣ في هذا الفصل). ومن الغريب في الأمر أن طريقة الطرز المتطابقة التي يستخدمها معدو المؤشر لضمان ثبات النوعية قد تؤدي هي نفسها إلى تحيز نتيجة استبعادها للطرز غير المتطابقة، لاسيما إذا استخدمت مع عينة منتجات تُحدَّث على نحو غير متواتر (راجع أيضا Koskimäki and Vartia (2001) للاطلاع على أمثلة).

١١- ثانيا: نظرا لأن تعديل الأسعار مقابل التغير في النوعية يتطلب موارد إضافية، فقد يكون في صالح جامعي الأسعار- وقد يكون بالفعل ضمن المبادئ التوجيهية المطبقة لديهم - تجنب استخدام بدائل غير مماثلة وإجراء تعديلات مقابل التغير في النوعية. وهكذا تظل المنتجات تحت المتابعة إلى أن يتوقف إنتاجها. وهذا يعني متابعة المنتجات القديمة التي تحقق مبيعات محدودة. وهذه المنتجات قد تشهد تغيرات غير معتادة في الأسعار مع اقتراب

نهاية دورة حياتها. وتحدث هذه التغيرات غير المعتادة في الأسعار لأن استراتيجيات التسويق تحدد عادة المكاسب التي ينبغي تحقيقها باتباع استراتيجيات تسعير مختلفة في أوقات مختلفة من دورة حياة المنتجات، لاسيما في بداية الدورة ونهايتها (راجع Parker, 1992). ومع ذلك، تظل المنتجات في نهاية دورة حياتها تشغل في المؤشر وزنا ترجيحيا ثابتا وربما كبير جدا على أساس حصة مبيعاتها وقت إدراجها في العينة. إلى جانب ذلك، يجري إغفال منتجات جديدة وبالتالي غير متطابقة قد تكون مبيعاتها كبيرة نسبيا. ونتيجة لذلك، نجد أن التغيرات غير المعتادة التي تطرأ على أسعار المنتجات المتطابقة في نهاية دورة حياتها قد تعطى وزنا مبالغا فيه. ومرة أخرى يجري حل هذه المشكلة باختيار المنتجات على نحو أكثر تواترا من عينة منافذ بيع.

١٢- ثالثا: توصي منهجية اختيار المنتجات البديلة جامعي الأسعار باختيار بدائل مماثلة لتجنب الحاجة إلى إجراء تعديلات صريحة في الأسعار مقابل التغير في النوعية. والمنتجات القديمة تكون بطبيعتها في نهاية دورة حياتها، كما أن البدائل ــ حتى تكون مماثلة ــ لا بد وأن تكون هي أيضا قرب نهاية دورة حياتها أو في نهايتها بالفعل. وبالتالي، فالمنتجات القديمة التي تطرأ على أسعارها تغيرات غير معتادة في نهاية دورة حياتها قد تحل محلها منتجات قديمة أخرى تغيرات أسعارها غير معتادة. ويؤدي ذلك إلى تفاقم مشكلة العينات غير الممثلة واستمرار تحيز المؤشر ضد منتجات أفضل من الناحية الفنية تحقق تدفقات خدمية أرخص.

١٣- أخيرا، تقع مشكلة المعاينة في سياق عملية المطابقة عندما يواصل جامعو الأسعار إبلاغ أسعار المنتجات إلى أن يضطروا إلى استبدالها، أي إلى أن تختفي المنتجات، لكن مع تلقيهم تعليمات بالاستعاضة عن المنتجات المختفية بمنتجات تلقى رواجا. ويؤدي ذلك إلى تحسين تغطية وتمثيل العينة. لكن التفاوت الواسع بين خصائص المنتجات القديمة والمنتجات الجديدة التي تلقى رواجا يزيد أيضا من صعوبة إجراء تعديلات دقيقة مقابل التغير في النوعية. فالتغيرات في الأسعار (المعدلة مقابل التغير في النوعية) فيما بين المنتجات القديمة جدا والمنتجات الجديدة جدا قد لا تكون مماثلة للتغيرات التي تقتضيها طرق الاحتساب وفقا للمنهج الأول. وقد تتجاوز الاختلافات في النوعية تلك التي يمكن عزوها إلى الاختلافات في الأسعار في فترة تداخل وفقا للمنهج الثالث، حيث يكون أحد المنتجات في آخر مراحل دورة حياته بينما يكون الآخر في أولى مراحل دورة حياته. إلى جانب ذلك، قد تكون الاختلافات الفنية بين المنتجات من النوع الذي يزيد من صعوبة تقدير أثر اختلاف النوعية على الأسعار تقديرا صريحا يمكن التعويل عليه وفقا للمنهج الرابع. ومن المفهوم ضمنا أنه إذا جرى إحلال منتج بديل عاجلا وليس آجلا، فإن العديد من طرق التعامل مع التعديل مقابل التغير في نوعية المنتجات المختفية ستعمل بصورة أفضل. وهكذا يتضح أن مشكلات المعاينة وثيقة الصلة بطرق التعديل مقابل التغير في النوعية. وسنتناول هذا الموضوع في الفصل الثامن، في القسم الذي يناقش اختيار المنتجات والحاجة إلى منهج متكامل للتعامل مع تمثيل العينة والأسعار المعدلة مقابل التغير في النوعية.

أ-٢-٣ المنتجات الجديدة

١٤- يتمثل ثالث مصادر الخطأ المحتملة في التمييز بين المنتجات الجديدة و المنتجات القديمة التي تغيرت نوعيتها. وسنناقش هذه المشكلة أيضا في الفصل الثامن. وعند طرح منتج جديد بالفعل، هناك سببان على الأقل يجعلان مبيعات هذا المنتج مرتفعة الأسعار في البداية وتنخفض فيما بعد انخفاضا حادا غالبا، وهما: القيود على الطاقة الإنتاجية والمنافسة غير الكاملة في السوق. فهذان السببان قد يظهران بعد طرح المنتج الجديد بفترة قصيرة لانخفاض عدد الموردين.

١٥- في بداية دورة حياة المنتج، قد تجري عمليات الإنتاج بطاقة إنتاجية محدودة؛ وبالتالي، يجد المنتجون أنفسهم يعملون في ظل تكاليف إنتاج حدية عالية نسبيا ومتزايدة. وتنخفض التكاليف الحدية للإنتاج غالبا كلما زاد عدد المنتجين الذين يدخلون السوق أو كلما قام المنتجون الحاليون بإعادة تصميم مرافق الإنتاج وتحديثها لزيادة حجم الإنتاج. والحالتان تؤديان إلى تراجع التكلفة الحدية المرتفعة مع الاقتراب من مستويات الطاقة الإنتاجية الكاملة.

١٦- في ظل وجود أو عدم وجود قيود على الطاقة الإنتاجية في بداية دورة حياة المنتج، يؤدي انخفاض عدد الموردين إلى ظهور ما يطلق عليه الاقتصاديون حالات *المنافسة غير الكاملة في السوق*. وفي سوق تسودها المنافسة غير الكاملة، يستطيع المنتجون تقاضي سعر احتكاري أعلى من التكلفة الحدية للإنتاج. وقد يضع أحد قطاعات سوق المستهلكين سعرا أعلى عند شراء أحدث طراز. وكلما دخل السوق عدد أكبر من المتنافسين في عملية انتاج السلعة أو الخدمة الجديدة، تنخفض القوة الاحتكارية لأوائل البائعين ويتجه السعر للإنخفاض نحو التكلفة الحدية.

١٧- إن الأثر الكامل لارتفاع سعر المنتج عند طرحه لأول مرة وهبوطه في وقت لاحق لا يظهر في المؤشر باستخدام الطرق المعتادة. فعادة ما ينتظر معدو المؤشر إلى أن يحين موعد تغيير فترة الأساس أو إلى أن يصبح المنتج في العينة غير متاح حتى يبحثون عن منتج بديل ويعترفون بإمكانية العثور على سلعة جديدة. وبعد تناقص العجز في الطاقة الإنتاجية أو الأرباح الاحتكارية، قد تُظهر التغيرات السعرية اللاحقة اختلافا طفيفا عن المنتجات الأخرى المماثلة بوجه عام. وهكذا، تنتظر المناهج المعتادة وقتا طويلا جدا حتى ترصد بداية هذا الاتجاه الهبوطي المبكر في أسعار السلع الجديدة.

١٨- على أقصى تقدير، يستلزم رصد هبوط الأسعار في البداية إجراء مقارنة بين أول سعر ملاحظ وسعر افتراضي للفترة التي تسبق طرح المنتج. والسعر الافتراضي هو السعر الذي لا توجد دونه أي كمية توازنية

موجبة في السوق تُشترى وتباع.[٢] ومرة أخرى، يتيح تواتر إعادة المعاينة فرصة العثور على سلع جديدة في بداية دورة حياتها عندما تكون أسعارها مرتفعة وحصتها السوقية منخفضة نسبيا، وبالتالي رصد بداية الهبوط في الأسعار عندما تخف القيود على الطاقة الإنتاجية ويقضي الوافدون الجدد على المنافسة غير الكاملة في السوق.

١٩- أخيرا، من المهم التأكيد على حدوث انخفاض في السعر وارتفاع في الحصة السوقية خلال دورة حياة المنتج المصمم وفق نمط معين. وينبغي أن يكون تواتر إعادة المعاينة والبحث المركز عن منتجات جديدة فعالا على الأقل في رصد انخفاض الأسعار في بداية دورات حياة المنتجات. غير أن معدِّي المؤشر يواجهون مشكلة قد تكون خطيرة إذا لم تتوافر لديهم معلومات بشأن الحصة السوقية بجانب الأسعار. فالحقائق المبسطة عن دورة حياة المنتج تشير إلى أن المنتج الجديد يباع بسعر مرتفع وحصة سوقية منخفضة. بعد ذلك، ينخفض السعر وترتفع الحصة السوقية. ثم يستقر كل من السعر والحصة السوقية لفترة زمنية إلى أن يظهر المنتج التالي بسعر مرتفع وحصة سوقية منخفضة ثم يبدأ في الاستحواذ على حصة سوقية من المنتج الحالي الناضج. وهكذا، ينبغي إدراج الانخفاضات المبكرة والكبيرة عادة في أسعار المنتجات الجديدة في مؤشر أسعار الإجماليات الأولية بوزن ترجيحي منخفض نسبيا، بينما تُدرج الانخفاضات اللاحقة والأقل عادة في الأسعار بوزن ترجيحي أعلى تباعا. وإذا لم تتوافر بيانات عن الحصة السوقية الحالية، قد تكون هناك مبالغة في أهمية الانخفاضات المبكرة في الأسعار وعدم تقدير النمو في مؤشر أسعار الإجمالي الأولي حق قدره.

أ-٣ المنتجات المختفية بصورة مؤقتة

٢٠- المنتجات المختفية *بصورة مؤقتة* لا تكون متوفرة وبالتالي لا تُسعر في الشهر المعني، لكن يُتوقع أن تُسعر في الشهور اللاحقة. وقد يكون المنتج غير متوفر، مثلا، بسبب عدم كفاية المخزون لمقابلة الطلب، أو لأن المدخلات المادية موسمية كما في حالة بعض الفواكه والخضروات المطلوبة في صناعة تعليب الأغذية. وقد تكون هناك أيضا حالات نقص في هذه المنتجات. ويتناول الفصل الثاني والعشرون معاملة السلع الموسمية. فقد تختفي هذه السلع في بعض الشهور، لكنها تتميز باحتمال عودتها للظهور مرة أخرى، بنفس مستوى الجودة، في الموسم التالي.

٢١- تستلزم الممارسة المعتادة لإدارة مسح السلع قيام جامع الأسعار بتحديد المنتجات الموسمية على نحو منفصل بوصفها "مختفية بصورة مؤقتة" أو "موسمية،" وبالتالي يستطيع معدُّو المؤشر البقاء منتبهين لظهور المنتج مرة أخرى لاحقا خلال السنة. وترد مبادئ وطرق التعامل مع هذه المنتجات في دراستَي Armknecht and Maitland-Smith(1999) و Feenstra and Diewert (2001) وأيضا في الفصل الثاني والعشرين.

---

[٢] هذا السعر الافتراضي هو سعر *القبول*، لأغراض مؤشر أسعار المستهلكين. وهو أعلى سعر نظري تصبح عنده الكمية المطلوبة صفرا. وهكذا يكون سعر القبول الخاص بالمستخدم *أعلى* من السعر الملاحظ في البداية. (راجع Hicks, 1940).

أ-٤ الخطوط العريضة لبقية هذا الفصل

٢٢- يبحث القسم ب-١ أولا بمزيد من التفصيل مفهوم التغير في النوعية ثم يبحث القضايا المفاهيمية لتقييم الاختلافات في النوعية. ويستلزم تحديد ما هو المقصود بالتغير في النوعية وجود أساس مفاهيمي ونظري بحيث تُجرى تعديلات الأسعار مقابل الاختلافات في النوعية وفق إطار مدروس. ويتناول القسم ب ــ ٢ طرق التعديل مقابل التغير في النوعية في سياق المحاسبة القومية. ويستطيع القراء المهتمون فقط بطرق التعديل مقابل التغير في النوعية الاطلاع على هذه الطرق في الأقسام من "ج" حتى "ز"، حيث يحتوي القسم "ج" على نظرة عامة على الطرق المتاحة للتعامل مع مشاهدات الأسعار الناقصة. وتنقسم طرق تعديل الأسعار مقابل التغير في النوعية إلى نوعين، هما: *طرق التعديل الضمنية والصريحة*، ويتناولهما بمزيد من التفصيل القسمان "د" و "هـ" على الترتيب. ويبحث القسم "و" في كيفية الاختيار من بين طرق التعديل مقابل التغير في النوعية.

٢٣- نتناول أولا طرق التعديل الضمنية والصريحة التي تُستخدم عندما تفشل المطابقة ــ أي عندما تختفي الطرز المتطابقة. ومع ذلك، عندما تشهد المنتجات تغيرات تكنولوجية سريعة، يمكن أن تصبح هذه الطرق غير ملائمة. إن استخدام عمليات الاحتساب و"ترقيع" ثغرة البيانات ببيانات الأسعار البديلة المعدَّلة مقابل التغير في النوعية عندما تفشل المطابقة يعد ملائما إذا كانت حالات فشل المطابقة هي الاستثناء. لكن هذه الحالات هي القاعدة في أسواق المنتجات ذات التكنولوجيا المتقدمة التي قد تشهد تغيراً سريعا للطُرز. لذلك يتناول القسم "ز" طرقا بديلة تقوم على استخدام أطر بنظام السلسلة أو أطر هيدونية تتناسب مع أنماط الإنتاج والشراء سريعة التغير. ويبحث القسم "ح" في منهج تكرار إعادة المعاينة بوصفه منهج وسيط إضافة إلى كونه أكثر ملاءمة لعملية الاحتساب. ويتناول الفصل الثاني والعشرون القضايا المتعلقة بالمنتجات الموسمية بمزيد من التفصيل.

باء ــ المقصود بالتغير في النوعية

قبل الانتقال إلى طرق التعديل مقابل التغير في النوعية، نناقش أولا طبيعة التغيرات في النوعية مع عرض موجز للأساس المفاهيمي للمؤشرات. وتحتوي الأقسام من "ج" إلى "ز" على معلومات حول الطرق التي قد يستخدمها خبراء إحصاءات الأسعار في التعامل مع مشكلة تعديل الأسعار مقابل التغير في النوعية. وعند اختيار بعض هذه الطرق وتطبيقها يمكن أن تدور مناقشات حول الأساس المفاهيمي لكيفية تقييم النوعية. ويستلزم ذلك بالتالي وجود أساس مفاهيمي للمؤشرات لا يتعارض مع نظام الحسابات القومية الذي تعد مكمشات أسعار التجارة جزءا منه. لذا سنتطرق إلى مناقشة بعض القضايا المفاهيمية، وإن كان يمكن للقراء المهتمين بطرق تعديل محددة الانتقال إلى القسم "ج".

ب ــ١ طبيعة التغير في النوعية

٢٤- أجرى Bodé and van Dalén (2001) دراسة مستفيضة حول أسعار السيارات الجديدة في هولندا بين عامي ١٩٩٠ و١٩٩٩. وقد بلغ متوسط الزيادة في سعر السيارة خلال هذه الفترة ٢٠% تقريبا، لكن مزيج متوسط الخصائص النوعية قد تغير في الوقت نفسه. فعلى سبيل المثال، زاد متوسط قوة المحركات من ٧٩ إلى ٩٢ حصان، وانخفض متوسط استهلاك الوقود من ٩,٣ إلى ٨,٤ لتر/ ١٠٠ كيلومتر، وزادت نسبة السيارات التي تعمل بنظام حقن الوقود من ٥١% إلى ٩١%، وزادت نسبة السيارات التي تعمل بنظام التوجيه الكهربائي من ٢٧% إلى ٩٤%، والتي تستخدم الوسائد الهوائية الواقية من الاصابة في حوادث الاصطدام من ٦% إلى ٩١%، كما زادت نسبة السيارات التي تستخدم نظم الإغلاق المركزي والزجاج الملون وغيرها.

٢٥- تقوم الممارسة المعتادة لمؤشرات الأسعار بمطابقة أسعار عينة من الطُرز في شهر يناير، مثلا، بأسعار نفس الطرُز في الشهور التالية. وهذا يبقي على مزيج الخصائص ثابتا لتجنب التأثير على القيمة المقدرة للتغير في الأسعار بالاختلافات في النوعية. غير أنه كما سنرى لاحقا في هذا الفصل، فإن عينة الطُرز (المنتجات) المتطابقة الناتجة عن ذلك تعلق أهمية أقل (إن وجدت) على الطُرز التي يجري إدخالها لاحقا. غير أن هذه الطرز تستفيد من تطورات تكنولوجية أحدث وقد تكون تغيرات أسعارها مختلفة في ظل نوعية الخدمات التي تقدمها. وأحد المناهج التي تصحح هذه التغيرات في النوعية وتستخدم عينة الطرز الجديدة والحالية بالكامل هو منهج الانحدار الهيدوني القائم على استخدام المتغيرات الصورية (راجع القسم "ز ــ ٢ ــ ١"). فعن طريق استخدام مجموعة من صيغ الانحدار الهيدوني، توصلت دراسة Bodé and van Dalén (2001) إلى أن هذه السيارات الجديدة ظلت أسعارها ــ بعد تصحيحها مقابل التغير في النوعية ــ ثابتة تقريبا خلال هذه الفترة. وفي هذه الحالة ترجع الزيادة في الأسعار الاسمية بالكامل إلى التحسينات في النوعية.

٢٦- ترجع التغيرات المسجلة في الأسعار إلى التغير في اتجاهات كل من الطلب والعرض. ويرد في الفصل الحادي والعشرين أن هذا التغير في الاتجاهات ينشأ من عدة مصادر، منها التغيرات البيئية والتغيرات في تكنولوجيا المستخدمين وأذواقهم وأفضلياتهم، والتغيرات في تكنولوجيا المنتجين. وعلى نحو أكثر منهجية، تكون البيانات الملاحظة عن الأسعار هي موضع تقاطع منحنيات الطلب الخاصة بمستخدمين نهائيين مختلفين تتباين أذواقهم أو مستخدمين وسطاء لهم متطلبات تكنولوجية خاصة بهم، مع منحنيات العرض الخاصة بمنتجين مختلفين قد تتباين التكنولوجيا الخاصة بهم. كما أن آثار التغيرات في البيئة والتكنولوجيا والأذواق والأفضليات الخاصة بمجموعة خصائص المنتجات الموجودة في الأسواق في وقت ما يصعب تحديدها من الناحيتين المفاهيمية والعملية على نحو منفصل. ومن حسن الطالع أنه وفقا لما تبينه دراسة Bodé and van Dalén and others، لا يتعين على معدي المؤشرات تحديد تلك الآثار على نحو منفصل لإنتاج مؤشر أسعار جيد إزاء التغير في النوعية، فهم ليسوا بحاجة إلا إلى تحديد الأثر الكلي للتغيرات.

٢٧- إن تغير مزيج الخصائص الملاحظة للمنتجات ليس هو شاغلنا الوحيد، فهناك أيضا مشكلة عملية تكمن في وجود بعض الخصائص التي لا يمكن دائما ملاحظتها أو قياسها، مثل نمط المنتجات وموثوقيتها وسهولة استعمالها وما إذا كانت آمنة أم لا. والفصل السادس عشر في *نظام الحسابات القومية لعام ١٩٩٣* يورد عوامل أخرى بخلاف التغير في الخصائص المادية من شأنها تحسين النوعية. ومن هذه العوامل:

إن نقل سلعة إلى مكان ما يكون الطلب عليها فيه أكبر يعد عملية إنتاج في حد ذاتها تُحوَّل بها السلعة إلى سلعة من نوعية أعلى [الفقرة ١٦-١٠٧].

حيث قد يزداد سعر السلعة نفسها وتتحسن نوعيتها عند عرضها في مكان آخر أكثر ملاءمة. إلى جانب ذلك، قد تختلف النوعية من وقت إلى آخر خلال اليوم أو من فترة إلى أخرى خلال العام:

فالكهرباء أو النقل المقدمان في أوقات ذروة الطلب، مثلا، لا بد من معاملتهما بوصفهما من نوعية أعلى من المقدار ذاته من الكهرباء أو النقل المقدمَين في غير أوقات الذروة. وكون الذروات موجودة يُظهر أن المشترين أو المستعملين يرون منفعة أكبر في الخدمات المقدمة في تلك الأوقات، في حين أن التكاليف الحدية تكون في العادة أعلى في أوقات الذروة... [الفقرة ١٦-١٠٨].

٢٨- هناك اختلافات أخرى يمكن أن تسهم مساهمة مهمة في اختلافات النوعية، مثل شروط البيع والظروف أو البيئة التي تورَّد أو تسلَّم فيها السلع أو الخدمات. فمنفذ البيع مثلا يمكنه جذب العملاء بتقديم خدمة أفضل أو فرص أكثر للدفع الآجل أو بجعل طوابير الانتظار أقصر أو بتوفير مواقف سيارات أفضل. ومثل هذه المزايا من الممكن جدا أن تكون محدِّدة للسعر. وإذا كانت كذلك، فإنها تدخل ضمن المزايا التي تُذكر في التعريف الدقيق للمنتَج.

٢٩- هناك احتمال قوي أن تكون الخصائص المحدِّدة للسعر غير مقيسة في أي حالة من حالات التعديل مقابل التغير في النوعية. ومعدي المؤشرات لن يستطيعوا إنتاج الإحصاءات في حينها إذا كانوا يسعون باستمرار للحصول على مزيد من بيانات الخصائص لإجراء تعديل أفضل مقابل التغير في النوعية. فما هو العدد الكافي من بيانات الخصائص؟ تكون بيانات الخصائص كافية عندما تكون مواصفات المنتجات كافية تماما. وتكون مواصفات المنتجات كافية تماما عند حدوث تقلبات طفيفة في أسعار المعاملات التي تنطوي على تلك المواصفات في أي شهر. وإذا استخدمنا خصائص من مواصفات محددة للمنتجات لتقدير نموذج الانحدار الهيدوني، مثلما فعلت دراسة Bodé and van Dalén، لن يكون النموذج ملائم تماما إلا إذا كانت المواصفات المحددة كاملة بدرجة معقولة. وبالتالي، يكون المعيار الأول لكفاية بيانات الخصائص المحددة هو الملاءمة التامة للنموذج الهيدوني. فإذا كانت هناك ملاءمة تامة عند استخدام مجموعة من الخصائص الموضوعية، قد تظل هناك خصائص أخرى مثل نمط المنتجات وموثوقيتها غير مدرجة بعد في المواصفات المحددة وبالتالي غير مقيسة، لكنها لا يمكن أن تسهم

مساهمة أكبر بكثير في ملاءمة النموذج. وهناك معيار نوعي ثان وهو أن تكون الخصائص المدرجة مفيدة للمستهلكين.

ب ــ٢ القضايا المفاهيمية

٣٠- في الفصل السابع عشر، يُحسب مؤشر تكلفة المعيشة (COLI) بنسبة النفقات الدنيا اللازمة لتحقيق مستوى معيشة معين أو "منفعة" معينة في فترة الأساس إلى النفقات الدنيا اللازمة لتحقيق مستوى المعيشة نفسه أو "المنفعة" نفسها في الفترة الحالية. وتعديل الأسعار مقابل التغير في النوعية هو محاولة لقياس التغير في سعر منتج طرأ على خصائصه تغير ما ــ مقارنة بفترة سابقة ــ أدى إلى اختلاف مستوى المنفعة التي تعود على المستهلك من استخدام هذا المنتج. ورغم أن ربط قيمة التغير في النوعية بالتغير في المنفعة التي يحصل عليها المستهلك يدخل بطبيعة الحال ضمن إطار مؤشر تكلفة المعيشة، فإنه ليس مقصورا عليه. حيث يمكن أيضا التعامل مع التغير في النوعية بالطريقة نفسها عند إعداد مؤشر تكلفة سلة ثابتة من السلع (COGI). فرغم أن هذا المؤشر يستلزم تسعير سلة ثابتة من المنتجات، فإن بعض البنود سيصبح غير متوفر والبنود البديلة التي يجري اختيارها للحفاظ على العينة قد لا تكون من نفس النوعية. والهدف هو تحديد النسبة من التغير الإجمالي في الأسعار التي تنتج عن تغير في النوعية وتلك التي تنتج عن تغير سعري محض. وسوف يُستخدم مفهوم المنفعة للمساعدة في تحديد النسبة الأولى.

٣١- لاحظ أن تعريف التغير في النوعية يقوم على مساواة تغير ما في الخصائص بالمستوى المختلف من المنفعة المقدمة. ولننظر في مثال لإحلال بند جديد ذي نوعية أفضل محل بند قديم في الفترة t، وعلى المستهلك أن يفاضل بين الاثنين. ولنفرض أنه بعد ظهور البند ذي النوعية الجديدة، عُرِضت النوعيتان على مستهلك ما بنفس السعر، p^t= 100 مثلا. وبعد ذلك طُلب من المستهلك أن يختار إحداهما وقد فضل بطبيعة الحال النوعية الجديدة. وبافتراض أنه تم تخفيض سعر النوعية القديمة بعد ذلك تدريجيا حتى وصل إلى مستوى معين، وليكن p^{t^*}=75 مثلا، أصبح المستهلك عنده غير مهتم بالمفاضلة بين شراء النوعية القديمة بسعر p^{t^*}=75 والنوعية الجديدة بسعر p^{t^*}=100، أي أنه قد يختار النوعية القديمة بسعر ٧٥ أو النوعية الجديدة بسعر ١٠٠. ففي كلتا الحالتين، يحصل المستهلك على نفس المنفعة لأنه غير مهتم بالاختيار. والفرق بين p^t و p^{t^*} يعد مقياسا للمنفعة الإضافية التي قدَّرها المستهلك في النوعية الجديدة مقارنة بالنوعية القديمة. وهو يقيس أقصى مبلغ كان المستهلك على استعداد لدفعه زيادةً على سعر النوعية القديمة مقابل الحصول على النوعية الجديدة. وفي النظرية الاقتصادية ــ كما سيتم إيجازه في الفصل الحادي والعشرين ــ إذا لم يفضل المستهلكون (أو الأسر المعيشية) شراء سلعة على أخرى، فإن المنفعة التي تعود عليهم منهما واحدة. لذا فالفرق بين ٧٥ و١٠٠ ينشأ بالتالي نتيجة تقييم المستهلكين للمنفعة التي يحصلون عليها من البندين، أي نتيجة الاختلاف في نوعيتهما. وتعريف تغير النوعية بهذه الطريقة منطقي بوصفه

إطار مفاهيمي. وتوجد بطبيعة الحال مشكلات تتعلق بتطبيقه، لكن ذلك لا يعنينا هنا. فشاغلنا الأول هو إيجاد الاطار التحليلي اللازم.

٣٢- يُعنى الإطار القائم على المنفعة بكيفية مفاضلة المستهلك بين البنود ذات النوعيات المختلفة. وجزء من الإجابة على ذلك هو أن المستهلكين يفضلون البند ذي النوعية الأفضل لأن المنفعة التي تعود عليهم منه تزيد على المنفعة التي تعود عليهم من البند ذي النوعية الأقل. لكن ذلك لا يفسر أسباب شراء بند بدلا من بند آخر. لهذا فمن الضروري أن نعرف السعر النسبي لأحدهما مقارنة بالآخر لأن المستهلكين قد يستمروا في شراء البند ذي النوعية الأقل إذا كان أرخص. ويمكن معرفة ذلك بإجراء التجربة الافتراضية المذكورة آنفا والمعنية بتحديد السعر الذي تُشترى دونه النوعية القديمة، أي $p^{t*} \leq 75$.

٣٣- إن تعريف التغير في النوعية من حيث ارتباطه بالمنفعة هو امر مفيد للمتخصصين في المنهج الاقتصادي للأرقام القياسية (الفصل الحادي والعشرون). وقد وضعت دراسات Fixler & Zieschang (1992)، وFeenstra (1995)، وTriplett (1987)، وDiewert (2003a) أُطرا نظرية لمؤشرات تكلفة المعيشة مماثلة لتلك التي تم تعريفها في الفصل الحادي والعشرين، ولكنها تشتمل أيضا على السلع والخدمات التي تتغير نوعيتها. وقد قام Silver & Heravi (2001a and 2003) وKokoski *et al*. (1999) استنادا إلى هذه الأطر بعمل دراسات تجريبية بهدف إجراء مقارنات بين الفترات الزمنية وبين المناطق الجغرافية على الترتيب. غير أن الاسترشاد بالمنفعة في فهم تعديلات الأسعار مقابل التغير في النوعية ليس أمرا مقصورا على النظرية الاقتصادية لمؤشرات تكلفة المعيشة (الفصل الحادي والعشرون). ففي إطار مؤشرات أسعار المستهلكين التي تقوم على مفهوم السلة الثابتة، هناك حاجة عملية إلى تعديل الأسعار مقابل التغير في النوعية عند اختفاء أحد البنود، ولا يوجد في تعريف المؤشر القائم على السلة الثابتة ما يمنع الاسترشاد بالاختلافات في المنفعة. فإذا كان البند A أفضل من نظيره القديم، البند B، فهو كذلك لأنه يقدم إضافة للمستهلك الذي يكون على استعداد لأن يدفع سعرا أعلى. وهذه "الإضافة" يطلق عليها المنفعة.

٣٤- ينبغي أيضا التمييز بين مفهومي القيمة المستخدمَين في تحليل التعديل مقابل التغير في النوعية وهما: *تكلفة الموارد* والقيمة *للمستخدِم*. والقيمة التي يحصل عليها المستخدمون من استهلاكهم هي منفعتهم. وتنظر دراسة Triplett (1990, p. 222-223) في كيفية اختلاف مؤشر أسعار المستهلكين عن مؤشر أسعار المنتجين:

"كان Fisher and Shell (1972) أول من أثبتا أن اختلاف نتائج الارقام القياسية هي مسألة يمكن إرجاعها الى كيفية التعامل مع التغير في النوعية تختلف باختلاف الرقم القياسي، حيث قاما بدراسة مؤشرات أسعار المخرجات ومؤشرات أسعار المستهلكين وتوصلا إلى أن معاملات التغير في النوعية التي تتلاءم من الناحية النظرية مع هذين المؤشرين ترتبط على الترتيب بمقياسي "تكلفة الموارد" و"القيمة للمستخدِم". كما توصل Triplett (1983) إلى (هذه) النتيجة نفسها بالنسبة للحالات التي يرتبط فيها "التغير في النوعية" بخصائص

السلع ــ وبالتالي بالطرق الهيدونية التجريبية، حيث وجد أن قياس التغير في نوعية الخصائص على أساس التغير في تكلفتها هو النهج الملائم بالنسبة إلى مؤشر أسعار المخرجات في حين أن القياس على أساس التغير في القيمة التي تعود على المستخدم منها هو النهج الملائم بالنسبة إلى مؤشر تكلفة المعيشة أو مؤشر المدخلات."

٣٥- يتناول الفصل الحادي والعشرون مشكلات التحديد العملي ــ باستخدام الانحدارات الهيدونية ــ لقيمة الخصائص النوعية بطريقة واضحة، وفي القسم ب ــ ٦ من نفس الفصل، تُستخلص صيغة من منهج تكلفة الاستخدام المحضة.

جيم ــ مقدمة في طرق التعديل مقابل التغير في النوعية عند اختفاء البنود المتطابقة

ج ــ ١ مقدمة

٣٦- قد يتضح مما ورد في النص السابق أن تعديل الأسعار مقابل التغير في النوعية لن يكون مسألة بسيطة أو ينطوي على استخدام أساليب تقليدية يجري من خلالها تطبيق منهجية واحدة على أسعار كافة فئات المنتجات لإجراء التعديل. وسوف نقترح عددا من المناهج البديلة التي سيكون بعضها أكثر ملاءمة من غيره بالنسبة لبنود معينة بغض النظر عن فئة منتجاتها. والنجاح في تنفيذ برنامج التعديل مقابل التغير في النوعية يستلزم منا فهم الخصائص التكنولوجية للقطاع المنتِج وسوق المنتَج والمصادر البديلة للبيانات. ويتعين التركيز بوجه خاص على فئات المنتجات ذات الأوزان الترجيحية الكبيرة نسبيا، والمنتجات التي تحقق نسبة مبيعات كبيرة. وبعض الطرق لا يسهل فهمها وتتطلب قدرا من الخبرة، رغم أن الطرق التي يجري تعلمها واستخدامها مع بعض المنتجات يمكن استخدامها مع غيرها. ويجري اتباع منهج تدريجي للتعديل مقابل التغير في النوعية بحيث تُعدَّل أسعار المنتجات واحدا تلو الآخر. ويتم التأكيد على أنه لا ينبغي التذرع بهذه الشواغل كمبرر لتجنب تقدير الأسعار المعدلة مقابل التغير في النوعية. والإجراءات التي تتبعها الوكالات الإحصائية في التعامل مع المنتجات المختفية، حتى وإن كان ذلك بتجاهلها، تنطوي ضمنا على تعديل مقابل التغير في النوعية. غير أن صيغة المنهج الضمني قد لا تكون أكثر الصيغ ملاءمة، بل قد تكون مضللة أيضا. إن حجم التغيرات في النوعية وسرعة التطور التكنولوجي يستلزم استخدام طرق ملائمة.

٣٧- لقياس التغيرات الكلية في الأسعار، يجري اختيار عينة ممثلة من المنتجات وعينة من الشركات المنتجة والموزِّعة، إلى جانب مجموعة كبيرة من التفاصيل التي تحدد كل سعر، ومنها تفاصيل عن شروط البيع عند الاقتضاء، وذلك لإعطاء رؤية عن الأساس السعري للمنتج. ويلي ذلك إجراء مسح دوري تبلغ فيه الشركات عن

أسعار هذه المنتجات المختارة (تعيد تسعير المنتجات) كل شهر. وهي تقوم بذلك بالنسبة للمنتجات التي لها نفس المواصفات، أي على نفس الأساس السعري. ويتم إدراج المواصفات التفصيلية في نموذج إعادة التسعير كل شهر للتذكير مما يساعد على ضمان بقاء الأساس السعري دون تغيير. ويجب أن يدرك جامعو الأسعار أن هناك حاجة إلى الإبلاغ عن تفاصيل أي تغير في الأساس السعري؛ نظرا لأن الالتباس يمكن أن يؤدي إلى نتائج متحيزة. ويجب أن نأخذ في اعتبارنا أن الشركات ينقصها الحافز للإبلاغ عن هذا التغير لما ينطوي عليه ذلك دائما من عمل إضافي عند حساب قيمة التغير. وينبغي توجيه الاهتمام أيضا إلى ضمان احتواء وصف الأساس السعري على جميع العناصر ذات الصلة المحدِّدة للسعر. فإذا استُبعد أي عنصر، يقل كثيرا احتمال الإبلاغ عن أي تغير. وفي الحالتين، يتم إغفال التغير في النوعية في عملية قياس الأسعار.

ج ــ٢ طرق إجراء التعديلات مقابل التغير في النوعية

٣٨- عندما يختفي أحد المنتجات في شهر ما لأسباب بخلاف كونه في غير موسمه أو خارج دورة التسعير، فإن المنتج البديل قد يكون من نوعية مختلفة ــ وبالتالي قد يتغير الأساس السعري ولا يمكن مقارنة البند بمثيله. وهناك عدد من المناهج للتعامل مع هذه الحالات، وقد كُتب عنها الكثير في سياق الحديث عن مؤشر أسعار المستهلكين، حسبما ورد في دراسات Turvey and others (1989)، و Moulton and Moses (1997)، و Armknecht, Lane and Stewart (1997)، و Moulton, LaFleur, and Moses (1998)، و Triplett (2002). ورغم اختلاف المصطلحات فيما بين واضعي الدراسات والوكالات الإحصائية، تتضمن هذه المناهج ما يلي:

- *الاحتساب*: يستخدم هذا المنهج في حالة عدم توفر معلومات تسمح بإجراء تقديرات معقولة لأثر التغير في النوعية على السعر، حيث يُفترض أن يكون التغير في أسعار جميع المنتجات ــ أو المنتجات المماثلة تقريبا ــ هو نفس التغير في سعر المنتج المختفي.
- *التداخل*: يستخدم في حالة عدم توفر معلومات تسمح بإجراء تقديرات معقولة لأثر التغير في النوعية على السعر، لكن مع وجود منتج بديل في نفس الفترة التي يوجد فيها المنتج القديم. عندئذ، يستخدم الاختلاف في السعر بين المنتج القديم وبديله في نفس فترة التداخل كمقياس للاختلاف في النوعية.
- *التماثل*: في حالة وجود منتج آخر مماثل تماما، أي مشابه للمنتج المختفي إلى حد أنه يحمل نفس خصائصه النوعية تقريبا، فإن سعره يحل محل السعر غير المتوفر. وأي اختلاف في مستوى السعر بين المنتج الجديد والمنتج القديم يفترض أن سببه التغير في الأسعار وليس في النوعية.

- *التعديل الصريح مقابل التغير في النوعية*: في حالة وجود اختلاف كبير بين نوعية المنتج القديم ونوعية المنتج البديل، يتم إجراء تقديرات لأثر الاختلافات في النوعية على الأسعار بما يسمح بإجراء المقارنات بين الأسعار المعدلة مقابل التغير في النوعية.

٣٩- قبل عرض هذه الطرق وتقييمها، ينبغي أن نذكر شيئا عن حجم المشكلة التي تنشأ في حالة عدم توفر المنتج. والأمر لا يتوقف عند مجرد مشكلة عدم توفر منتجات *مماثلة*، لأن تقرير ما هو مماثل وما هو غير مماثل يتطلب في حد ذاته تحديد الاختلافات في النوعية. ويعتمد نظام المعلومات الوصفية الإحصائية الخاص بالمكاتب الإحصائية (الوارد في الفصل الثامن) في جزء منه على تحديد ومتابعة القطاعات التي قد تظهر فيها الحاجة إلى استخدام هذه المنتجات البديلة وكذا تحديد ما إذا كانت البدائل المستخدمة مماثلة بالفعل أم لا.

٤٠- بوجه عام، تنقسم طرق تعديل الأسعار مقابل التغير في النوعية إلى الطرق الضمنية أو القائمة على الاحتساب (غير المباشرة) التي يتناولها القسم "د" (اختلاف المصطلحات أمر معروف في هذا المجال) والطرق الصريحة (المباشرة) التي يتناولها القسم "هـ". وتقوم هذه الطرق، سواء الضمنية أو الصريحة، على تقسيم التغير في السعر فيما بين المنتج القديم وبديله إلى جزأين أحدهما ناشئ عن تغير نوعي والآخر عن تغير سعري محض. غير أنه بالنسبة للتعديلات الصريحة، يُجرى، عادة على أساس معلومات خارجية، تقدير صريح للتغير في السعر الناشئ عن التغير في النوعية. ويعكس الجزء المتبقي التغير السعري المحض. أما بالنسبة للتعديلات الضمنية، فيُستخدم أسلوب للقياس يعتمد على مقارنة المنتج القديم بالمنتج البديل، بحيث يُحدَّد ضمنا مقدار التغير النوعي والتغير السعري المحض وفقا للافتراضات التي تقوم عليها هذه الطريقة. وتعتمد دقة هذه الطريقة على صحة الافتراضات، وليس على جودة التقدير الصريح. ويتناول القسمان "د" و "هـ" بالتفصيل الطرق التالية:

الطرق الضمنية:

- التداخل؛
- احتساب المتوسط الكلي أو المتوسط المستهدف؛
- احتساب متوسط الفئة؛
- البديل المماثل؛
- الوصل لإظهار عدم تغير السعر؛
- الترحيل

الطرق الصريحة:

- رأي الخبراء؛
- التعديل مقابل التغير في الكمية؛

- الاختلافات في تكاليف الإنتاج أو المواصفات الاختيارية؛
- المنهج الهيدوني.

ج ــ ٣ بعض النقاط

ج ــ٣ ــ١ التعديل بالجمع والتعديل بالضرب

الجدول ٧-١: تقدير السعر المعدل مقابل التغير في النوعية

	t	t+1	t+2
البند القديم m		p_m^{t+1}	
البند البديل n	p_m^{*t}	p_n^{t+1}	p_n^{t+2}

٤١- قد تُجرى تعديلات الأسعار مقابل التغير في النوعية إما بإضافة قيمة ثابتة إليها أو بضربها في نسبة معينة. فعلى سبيل المثال، عند مقارنة المنتج القديم m وبديله n خلال الفترات t وt+1 وt+2، فإن استخدام منهج التداخل في الفترة t+1 استلزم استخدام النسبة p_m^{t+1}/p_n^{t+1} كمقياس للاختلاف النسبي في النوعية بين البند القديم وبديله. ويمكن بعد ذلك ضرب هذه النسبة في سعر البند القديم في الفترة t، p^t_m، للحصول على الأسعار المعدَّلة مقابل التغير في النوعية، p_m^{*t}، المبينة في الجدول ٧-١. ويوصى عادة باستخدام صيغ الضرب هذه، حيث لا يتغير التعديل بتغير القيمة المطلقة للسعر. ولولا ذلك لكان من الممكن أن تتجاوز القيمة المطلقة للتغير في المواصفات قيمة المنتج في فترة سابقة أو ــ مع التطورات التكنولوجية ــ فترة لاحقة. ومع ذلك، قد توجد بعض المنتجات التي لا تتناسب قيمة الأجزاء المكونة لها مع سعرها. وبدلا من ذلك، تكون لها قيمتها المتأصلة والمطلقة والقابلة للجمع التي تظل ثابتة بمرور الوقت. فعلى سبيل المثال، قد يشمل سعر المنتجات المبيعة عبر الإنترنت مصاريف البريد التي قد تظل في بعض الحالات ثابتة بغض النظر عن حركة الأسعار. وفي حال أصبح السعر فيما بعد غير شامل مصاريف البريد، فإنه ينبغي تقييم تردي النوعية باعتباره مبلغ ثابت.

ج ــ ٣ ــ ٢ التعديل في فترة الأساس والتعديل في الفترة الحالية

٤٢- هناك منهجان يوردهما القسم "ج ــ ٢" للتعديل مقابل التغير في النوعية: إما بتعديله في فترة الأساس أو بتعديله في الفترة الحالية. فعلى سبيل المثال، في منهج التداخل المذكور أعلاه، أُستخدم معامل التعديل الضمني

مقابل التغير في النوعية لتعديل p_m^t. وكان من الممكن كإجراء بديل ضرب النسبة p_n^{t+1}/p_m^{t+1} في أسعار المنتج البديل p_n^{t+2} للحصول على الأسعار المعدَّلة مقابل التغير في النوعية p_m^{*t+2}، الخ. والمنهج الأول أسهل: فما أن يعدَّل السعر في فترة الأساس، لا يلزم إجراء تعديلات لاحقة. ويمكن مقارنة أي سعر جديد للبند البديل مع السعر المعدل في فترة الأساس. وعند إجراء التعديلات بالضرب، تكون النتيجة النهائية واحدة أيا كان المنهج المستخدم . أما في حالة التعديل بالجمع، تختلف النتائج باختلاف المنهج. ويكون من الأنسب تعديل الأسعار قرب فترة التداخل.

ج ــ ٣ ــ ٣ المقارنات طويلة الأجل والمقارنات قصيرة الأجل

٤٣- في هذا *الدليل*، تم إجراء جزء كبير من التحليل الخاص بالتعديلات مقابل التغير في النوعية عن طريق مقارنة الأسعار بين فترتين (كالفترة صفر والفترة ١ مثلا). وعند إجراء مقارنات طويلة الأجل، يُفترض أن فترة الأساس هي الفترة t ويُعد المؤشر بمقارنة أسعار الفترة t أولا بأسعار الفترة $t+1$؛ ثم بأسعار الفترة $t+2$؛ ثم بأسعار الفترة $t+3$، الخ. ويمكن من خلال استخدام الإطار قصير الأجل إعداد مقارنات طويلة الأجل بين الفترتين t و$t+3$ مثلا في شكل متتالية من الوصلات المتصلة معا بالضرب المتتالي ــ كالمقارنة مثلا بين الفترة t والفترة $t+2$ وبين الفترة $t+2$ والفترة $t+3$. ويمكن إجراء ذلك أيضا بالوصل المسلسل للفترة t بالفترة $t+1$ وللفترة $t+1$ بالفترة $t+2$ وللفترة $t+2$ بالفترة $t+3$. ويتناول القسم "ح" مزايا استخدام الإطار قصير الأجل في عمليات الاحتساب. ويتناول القسم "ز ــ ٣" استخدام المؤشرات بنظام السلسلة بالنسبة للصناعات التي ترتفع فيها نسبة تغير المنتجات. والآن، تجري مناقشة هذه الطرق للتعديل مقابل التغير في النوعية واحدة تلو الأخرى، وفي القسم "و"، تجري مناقشة اختيار الطريقة.

ج ــ ٣ ــ ٤ البيانات الإحصائية والوصفية

٤٤- يتناول القسمان "د" و"هـ" الطرق الضمنية والصريحة لتعديل الأسعار مقابل التغير في النوعية، بينما يتناول القسم "و" كيفية الاختيار من بين هذه الطرق. ويجب أن تعتمد أي دراسة تتعلق بصحة هذه الطرق وتأثيرها على الموارد والاختيار من بينها على معلومات ملائمة عن كل منتج على حدة. ويتناول القسم "ج" من الفصل الثامن متطلبات المعلومات اللازمة لوضع استراتيجية لهذا التعديل مقابل التغير في النوعية تستخدم نظام البيانات الإحصائية والوصفية.

دال ــ الطرق الضمنية

د ــ١ طريقة التداخل

٤٥- نفترض مثالا تؤخذ فيه عينة من البنود في شهر يناير وتقارَن الأسعار على مدار الشهور المتبقية من السنة، حيث تُجرى مقارنات متطابقة بين أسعار يناير والأسعار المقابلة لها في الشهور التالية. ويُفترض بيع خمسة منتجات في شهر يناير بالأسعار p_1^1 و p_2^1 و p_5^1 و p_6^1 و p_8^1 (الجدول ٧-٢ (أ)). ويباع نوعان من المنتجات المتماثلة في فئة المنتجات المعنية وهما، A وB. والمطلوب مؤشر المستوى الأولي للتغير الكلي في أسعار هذان النوعان من المنتجات. ويمكن عند هذا المستوى من التجميع تجاهل الأوزان الترجيحية بافتراض جمع سعر واحد فقط لكل منتج. ومن الواضح أن مؤشر أسعار شهر فبراير مقارنة بشهر يناير= ١٠٠، حيث تُستخدم أسعار البنود ١ و٢ و٥ و٦ و٨ وتُقارَن فقط بواسطة المتوسط الهندسي لنسب الأسعار، المعروف باسم مؤشر جيفونز (وهو يساوي نسبة المتوسط الهندسي في فبراير إلى المتوسط الهندسي في يناير ــ راجع الفصل العشرين). وفي شهر مارس، يختفي سعر المنتجَين ٢ و٦، أحدهما من النوع A والآخر من النوع B.

٤٦- في الجدول ٧-٢، يورد الجزء السفلي (ب) ما جاء من بيانات في الجزء العلوي (أ) في صورة أرقام لإضفاء مزيد من الوضوح على العمليات الحسابية. وتستلزم طريقة التداخل توفر أسعار المنتجات القديمة والبديلة في الفترة نفسها. وفي الجدول ٧-٢ (أ)، يتضح أن المنتج ٢ ليس له سعر في شهر مارس، وبديله الجديد هو المنتج ٤ على سبيل المثال. وتقيس طريقة التداخل ببساطة النسبة بين سعري المنتج القديم والمنتج البديل في فترة تداخل. وفترة التداخل في هذا المثال هي شهر فبراير والمنتج القديم وبديله هما المنتجان ٢ و٤ على الترتيب. ويؤخذ ذلك كمؤشر للاختلاف بين نوعيتهما. والمنهجان المذكوران في القسم ج ــ ٣ ــ ٢ واضحان: إما إدخال سعر المنتج ٤ المعدل مقابل التغير في النوعية في شهر يناير ومواصلة استخدام سلسلة المنتج ٤ البديل، أو مواصلة استخدام سلسلة المنتج ٢ بترقيع ثغرة البيانات بيانات أسعار المنتج ٤ المعدلة مقابل التغير في النوعية. وكلا المنهجين يؤديان إلى النتيجة نفسها. ولننظر في المنهج الأول. لحساب متوسط جيفونز الهندسي خلال الفترة من يناير إلى مارس *بالنسبة لنوع المنتج A فقط*، بافتراض تساوي الأوزان الترجيحية بحيث يساوي كل منها ١:

$$P_J(p^1, p^3) = \left[p_1^3 / p_1^1 \times p_4^3 / \left(\left(p_4^2 / p_2^2 \right) \times p_2^1 \right) \right]^{1/2}$$

$$= [\, 6/4 \times 8/ \, ((7.5 / 6) \times 5)]^{1/2}$$

$$= 1.386. \qquad (7.1)$$

٤٧- نلاحظ هنا أن المقارنات تمتد لأكثر من شهر، أي أنها بين شهر يناير والشهر المعني. ويمكن من خلال إطار لاسبير (المعدل) قصير الأمد قياس التغيرات في الأمد القصير بالمقارنة بين البيانات في كل شهر جاري

والشهر السابق له مباشرة. ففي الجدول ٧-٢ (أ) و(ب)، بالنسبة لنوع المنتج A، تجرى المقارنة أولا بين شهري يناير وفبراير باستخدام المنتجَين ١ و٢، ثم يضرب ناتجها في ناتج المقارنة بين شهري فبراير ومارس باستخدام البندين ١ و٤. ويستخدم هذا المنهج ضمنا الاختلاف بين سعري البندين ٢ و٤ في فترة التداخل في فبراير كمقياس للاختلاف في النوعية. ويؤدي هذا المنهج إلى نفس النتيجة السابقة:

$$\left[\frac{5}{4}\times\frac{6}{5}\right]^{\frac{1}{2}}\times\left[\frac{6}{5}\times\frac{8}{7.5}\right]^{\frac{1}{2}}=1.386$$

وهناك فائدة من تسجيل التغيرات في الأسعار عن الفترة من يناير إلى أكتوبر مثلا على فترتين من يناير إلى سبتمبر ومن سبتمبر إلى أكتوبر، حيث يتمكن بذلك معدو المؤشرات من مقارنة تغيرات الأسعار الشهرية المتوالية لأغراض تحرير البيانات. وكما يرد في القسمين "د ــ ٢" و"د ــ ٣"، لهذه الطريقة أيضا فوائد خاصة عند استخدامها في عمليات الاحتساب التي تختلف نتائجها باختلاف الإطار المستخدم ــ الإطار طويل الأمد أو الإطار قصير الأمد. وتناقش الأطر طويلة الأمد وقصيرة الأمد بمزيد من التفصيل في القسم ح.

الجدول ٧-٢: مثال لطريقة التداخل المستخدمة في التعديل مقابل التغير في النوعية

(أ) إيضاح عام

نوع المنتج	البند	يناير	فبراير	مارس	أبريل
A	١	p_1^1	p_1^2	p_1^3	p_1^4
	٢	p_2^1	p_2^2		
	٣			p_3^3	p_3^4
	٤		p_4^2	p_4^3	p_4^4
B	٥	p_5^1	p_5^2	p_5^3	p_5^4
	٦	p_6^1	p_6^2		
	٧			p_7^3	p_7^4
	٨	p_8^1	p_8^2	p_8^3	p_8^4

(ب) إيضاح رقمي

نوع المنتج	البند	يناير	فبراير	مارس
A	١	٤	٥	٦
	٢	٥	٦	
	٢ ــ تداخل			**٦,٩**
	٢ ــ احتساب			**٦,٥٦**
	٢ ــ احتساب على أساس متوسط مستهدف			**٧,٢**
	٢ ــ بديل مماثل			**٦,٥**
	٣			٦,٥
	٤		٧,٥	٨
B	٥	١٠	١١	١٢
	٦	١٢	١٢	
	٦ ــ احتساب			**١٣,١٣**
	٦ ــ احتساب على أساس متوسط مستهدف			**١٢,٥٣**
	٧			١٤
	٨	١٠	١٠	١٠

٤٨- لا تكون طريقة التداخل ملائمة إلا بقدر ما تكون الافتراضات التي تقوم عليها منطقية. ولننظر في منتجات عددها "i" حيث $i = 1 \ldots\ldots m$، وp_m^t سعر المنتج m في الفترة t، وp_n^{t+1} سعر المنتج البديل n في الفترة $t+1$، مع تداخل سعري المنتجين في الفترة t. والآن البند n يحل محل البند m، لكنه من نوعية مختلفة. لذا، نفترض أن $A(z)$ هو التعديل الذي يُجرى على p_n^{t+1} مقابل التغير في النوعية كي تساوي نوعيته نوعية p_m^{t+1} بحيث أن السعر المعدل مقابل التغير في النوعية، أي p_m^{*t+1} يساوي p_n^{t+1} $A(z^{t+1})$. وهكذا، فإن مؤشر المنتج المعني خلال الفترة من $t-1$ إلى $t+1$ يساوي ببساطة:

$$I^{t-1,t+1} = \left(p_m^t / p_m^{t-1}\right) \times \left(p_n^{t+1} / p_n^t\right)$$
$$= \frac{p_n^{t+1}}{p_m^{t-1}} \times \frac{p_m^t}{p_n^t}. \qquad (7.2)$$

٤٩- يُحسب تعديل الأسعار في الفترة $t+1$ مقابل التغير في النوعية كما سبق، $p_m^{*t+1} = A(z^{t+1})\ p_n^{t+1}$، وهو التعديل الذي يُجرى على p_n في الفترة $t+1$ لكي تتساوى قيمتها مع قيمة p_m في الفترة $t+1$ (إذا كانت موجودة آنذاك). وبالتالي يكون المقياس المطلوب للتغيرات في الأسعار بين الفترتين $t-1$ و $t+1$ كالتالي:

$$\left(p_m^{*t+1} / p_m^{t-1}\right) \qquad (7.3)$$

وصيغة التداخل تعادل هذا المقياس عندما:

$$\frac{p_m^{*t+1}}{p_m^{*t-1}} = A\left(z^{t+1}\right)\frac{p_m^{t+1}}{p_m^{t-1}} = \frac{p_m^{t+1}}{p_m^{t}} \times \frac{p_m^{t}}{p_m^{t-1}}$$

وهكذا، فإن $A\left(z^{t+1}\right) = \dfrac{p_m^t}{p_n^t}$ وبالمثل للفترات المستقبلية من السلسلة، حيث

$$A\left(z^{t+1}\right) = \frac{p_m^t}{p_n^t} \qquad (7.4)$$

بالنسبة إلى $\dfrac{p_m^{*t+i}}{p_m^{t-1}}$ عندما تكون $i = 2,...T$

فالافتراض هنا أن الاختلاف في النوعية في أي فترة يساوي الاختلاف في السعر في *وقت الوصل*. ولذلك يعد *توقيت* إحلال n محل m في غاية الأهمية. وللأسف، يحافظ جامعو الأسعار عادة على منتج معين بحيث يمكن أن يحدث التحول في فترة تسعير غير معتادة، بالقرب من نهاية دورة حياة البند m وبداية دورة حياة البند n.

٥٠- لكن ماذا لو لم يظل هذا الافتراض قائما؟ ماذا لو كانت الأسعار النسبية في الفترة t، $R^t=P_m^t/P_n^t$، لا تساوي $A(z)$ في فترة ما في المستقبل، بافتراض أن $A(z^{t+i}) = \alpha_i R^t$ ؟ إذا كانت $\alpha_i = \alpha$، فلن تتأثر مقارنات الأسعار بين الفترات المتتالية في المستقبل ــ بين $t+3$ و $t+4$ مثلا ــ كما هو متوقع، نظرا لأن المنتج n يقارن بالفعل بنفسه،

$$\frac{p_m^{*t+4}}{p_m^{*t-1}} \Big/ \frac{p_m^{*t+3}}{p_m^{*t-1}} = \frac{\alpha R^t}{\alpha R^t}\frac{p_n^{*t+4}}{p_n^{*t+3}} = \frac{p_m^{*t+1}}{p_m^{*t-1}} \qquad (7.5)$$

أما إذا تباينت الاختلافات بين الأسعار النسبية للمنتج القديم والمنتج البديل بمرور الوقت، فإن:

$$\frac{p_m^{*t+4}}{p_m^{*t-1}} \Big/ \frac{p_m^{*t+3}}{p_m^{*t-1}} = \frac{\alpha_4}{\alpha_3}\frac{p_n^{*t+4}}{p_n^{*t+3}} \qquad (7.6)$$

ويلاحظ أن اختلاف النوعية هنا لا يرتبط بالمواصفات الفنية أو تكاليف الموارد، بل بالأسعار النسبية التي يدفعها المشترون.

٥١- الأسعار النسبية قد تعكس أيضا سياسات تسعير غير عادية تستهدف أقسام صغيرة الأهمية في السوق. حيث ذُكر في مثال العقاقير الصيدلانية (راجع دراسة Berndt, Ling, and Kyle, 2003) أن التداخل بين سعري منتج غير محمي ببراءة اختراع وآخر يحمل علامة تجارية يعكس حاجات قطاعين مختلفتين في السوق. ويمكن استخدام طريقة التداخل مع تحري الدقة في اختيار فترة التداخل. حيث ينبغي أن تكون فترة تسبق استخدام البديل لأن التسعير وقت استخدام المنتجات البديلة قد يعكس إستراتيجية للتخلص من الطراز القديم بهدف إفساح المجال للطراز الجديد.

٥٢- تُستخدم طريقة التداخل ضمنا عند تدوير عينات المنتجات. أي أن العينة القديمة من المنتجات تستخدم في حساب التغير في أسعار مؤشر الفئة بين الفترتين t-1 وt، وتستخدم العينة الجديدة بين الفترتين t وt+1. ويُبرَّر "وصل" حركات المؤشر هذه معا بافتراض أن الاختلافات في مستويات الأسعار ــ على مستوى المجموعات وليس المنتجات ــ في فترة زمنية مشتركة تعكس بدقة الاختلافات في النوعية.

٥٣- طريقة التداخل تقوم على قانون السعر الواحد، بحيث إذا شوهد اختلاف في سعر ما، فإنه لابد وأن يكون قد نشأ من اختلاف ما في الخصائص الطبيعية أو في أحد العوامل الذي من أجله يكون المستهلكون على استعداد لدفع سعر أعلى، كتوقيت البيع أو الموقع أو الملاءمة أو الشروط. وتفترض النظرية الاقتصادية عدم استمرار هذه الاختلافات في السعر باعتبار أن الأسواق تضم منتجين ومستهلكين حصيفين. لكن الفصل السادس عشر من *نظام الحسابات القومية لعام ١٩٩٣* يورد ثلاثة أسباب لعدم حدوث ذلك:

- أولا: قد لا يكون المشترون على اطلاع مناسب على الاختلافات الموجودة في الأسعار وبالتالي قد يشترون عن غير قصد بأسعار أعلى. ورغم أنه قد يتوقع منهم أن يبحثوا عن أدنى الأسعار، فإنهم يتكبدون تكاليف في عملية البحث عن السعر الأدنى.

- ثانيا: قد لا يكون المشترون أحرارا في اختيار السعر الذي يشترون به لأن البائع قد يستطيع أن يفرض أسعارا مختلفة على فئات مختلفة من المشترين بالنسبة للسلع والخدمات المبيعة في الظروف ذاتها تماما ــ بعبارة أخرى أن يمارس تمييزا في الأسعار.

- ثالثا: قد لا يستطيع المشترون شراء كل ما يرغبون في شرائه بسعر أدنى لعدم وجود عرض كاف متاح بذلك السعر. وتحدث هذه الحالة في العادة حين توجد سوقان متوازيتان. فقد توجد سوق رئيسية، أو رسمية، تكون فيها الكميات المبيعة والأسعار التي تباع بها خاضعة لرقابة حكومية أو رسمية، في حين أنه قد تكون هناك سوق ثانوية ــ سوق حرة أو سوق غير رسمية ــ قد يكون وجودها معترفا أو غير معترف به رسميا.

٥٤- هناك كتابات اقتصادية كثيرة تتناول نظرية تشتت الأسعار واستمراريته والدلائل التي تثبت صحة ذلك، حتى عندما تؤخذ الاختلافات في النوعية في الحسبان. وقد تكون الاختلافات كبيرة: حيث توصلت دراسة Yoskowitz's (2002) عن الماء الخام إلى أن أحد الموردين يمارس تمييزا ضد مستهلك من القطاع الخاص، حيث يتقاضى منه ٥٠٠ دولارا عن كل فدان- قدم، بينما يتقاضى من إحدى البلديات ٢٠ دولارا عن كل فدان- قدم، غير أنه كان هناك ما يشير إلى وجود مراجحة ومعرفة بديناميكيات السوق. وليست مهمة هذا *الدليل* بحث هذه النظريات والدلائل، لذا، ينبغي على القراء الرجوع إلى الدراسات التالية: Stigler (1961) و Lach (2002) حول نظرية تكاليف البحث، و Sheshinski and Weiss (1977) و Ball and Mankiw (1994) حول نظرية تكاليف تحديث بيانات الأسعار، و Friedman (1977) و Silver and Ioannidis (2001) حول نماذج استخلاص المؤشرات.

د ــ ٢ احتساب المتوسط الكلي أو المتوسط المستهدف

٥٥- تقوم هذه الطريقة على تقدير التغيرات في أسعار المنتجات المختفية على أساس التغيرات في أسعار منتجات أخرى. ونعتمد هنا على مؤشر جيفونز الأولي للأسعار، وهو متوسط هندسي للأرقام النسبية للأسعار (الفصل العشرون). حيث تُحتسب أسعار البنود المختفية في الفترة الحالية، $t+1$ مثلا، بضرب أسعار هذه البنود في الفترة السابقة مباشرة t في المتوسط الهندسي للأرقام النسبية لأسعار البنود المتطابقة المتبقية بين هاتين الفترتين. ثم يتم وصل المقارنة بتغيرات الأسعار في الفترات السابقة عن طريق الضرب. وهذه الطريقة من أبسط الطرق من الناحية الحسابية، حيث يمكن تقدير التغيرات في أسعار البنود المختفية بمجرد إسقاط هذه البنود من الفترتين عند إجراء عملية الحساب. ومن الناحية العملية، تستمر السلسلة بإدراج الأسعار المحتسبة في قاعدة البيانات. وتقوم هذه الطريقة على افتراض تماثل حركات الأسعار. أما طريقة الاحتساب على أساس المتوسط المستهدف فتقوم على استخدام الحركات المماثلة لأسعار أحد المكونات أو الإجمالي الأولي لمنتجات مماثلة، أو على أساس تغيرات الأسعار على مستوى أعلى من التجميع إذا كان حجم العينة غير كاف على المستوى الأدنى أو أُعتبرت تغيرات الأسعار على المستوى الأعلى أكثر تمثيلا لتغيرات أسعار المنتج المختفي.

٥٦- في المثال الوارد في الجدول ٧-٢ (ب)، تقوم المقارنة بين شهري يناير وفبراير في النوعين المذكورين من المنتجات على أساس البنود ١ و٢ و٥ و٦ و٨. وعند المقارنة بين شهري مارس ويناير ــ بافتراض أن كل الأوزان الترجيحية تساوي واحد صحيح ــ يحتسب سعرا المنتجَين ٢ و٦ على أساس التغير في أسعار المنتجات ١ و٥ و٨ في الأمد القصير بين شهري فبراير (P^2) ومارس (P^3). ونظرا لتعدد صيغ التجميع الأولي المستخدمة، توضح فيما يلي العمليات الحسابية للصيغ الثلاث الرئيسية (راجع الفصل العشرين بشأن اختيار الصيغ)، وأولها المتوسط الهندسي لنسب الأسعار ــ مؤشر جيفونز ــ ويحسب كما يلي:

$$P_J(p^2, p^3) = \left[\prod_{i=1}^{n} p_i^3 / p_i^2\right]^{1/3} \qquad (7.7)$$
$$= \left[\left(p_1^3/p_1^2\right) \times \left(p_5^3/p_5^2\right) \times \left(p_8^3/p_8^2\right)\right]^{1/3}$$
$$= \left[(6/5) \times (12/11) \times (10/10)\right]^{1/3}$$

$$= 1.0939$$

أو زيادة بنسبة ٩,٣٩%

أما النسبة بين متوسطي الأسعار ــ مؤشر دوتو ــ فتحسب كما يلي:

$$P_D(p^2, p^3) = \sum_{i=1}^{N} p_i^3 / N \Big/ \sum_{i=1}^{N} p_i^2 / N \qquad (7.8)$$
$$= \left(p_1^3 + p_5^3 + p_8^3\right)/3 \;\div\; \left(p_1^2 + p_5^2 + p_8^2\right)/3$$
$$= (6 + 12 + 10) / (5 + 11 + 10) = 1.0769$$

أو زيادة بنسبة ٧,٦٩%

ويحسب متوسط نسب الأسعار ــ مؤشر كارلي ــ كما يلي:

$$P_C(P^3, P^2) = \sum_{n=1}^{N} (p_n^3 / p_n^2) / N \qquad (7.9)$$
$$= \left[\left(p_1^3 / p_1^2\right) + \left(p_5^3 / p_5^2\right) + \left(p_8^3 / p_8^2\right)\right]/3$$
$$= [(6/5 + 12/11 + 10/10)] / 3 = 1.09697$$

أو زيادة بنسبة ٩,٦٩٧%

٥٧- ومن الناحية العملية، يدرج الرقم المحتسب في صحيفة البيانات. وكما يرد في الجدول ٧-٢ (ب)، نجد أن عمليتي احتساب المتوسط الكلي لأسعار المنتجَين ٢ و٦ في شهر مارس، باستخدام مؤشر جيفونز، هما ١,٠٩٣٩ × ٦ = ٦,٥٦٣ و١,٠٩٣٩ × ١٢ = ١٣,١٢٧ على الترتيب، (بالأرقام الداكنة). وينبغي ملاحظة أن قيمة مؤشر دوتو في هذه الحالة أقل من قيمة مؤشر جيفونز، وهي نتيجة غير متوقعة بالنظر إلى العلاقة الموضحة في الفصل العشرين. وقد افترضت هذه العلاقة أن التباين في الأسعار سيزيد بمرور الوقت، في حين أنه يقل في الجدول ٧-٢ (ب) بالنسبة للمنتجات الثلاثة. ويعطي المتوسط الحسابي للأرقام النسبية للأسعار ــ مؤشر كارلي ــ نفس الوزن لكل تغير في الأسعار لكن النسبة بين المتوسطين الحسابيين ــ مؤشر دوتو ــ تعطي وزنا للتغيرات في الأسعار حسب نسبة أسعار المنتج في فترة الأساس إلى مجموع الأسعار في فترة الأساس. فالبند ١ سعره، ومن ثم

وزنه، منخفض نسبيا بواقع ٤/١، ولكن الزيادة في سعر هذا المنتج هي الأعلى بواقع ٥/٦. لذا فإن قيمة مؤشر دوتو أقل من قيمة مؤشر كارلي.

٥٨- كما ورد آنفا، يمكن أيضا تحسين طريقة الاحتساب "بتحديد هدف" الاحتساب، وذلك بإدراج الوزن الترجيحي للمنتجات المختفية في مجموعات يحتمل أن تشهد نفس التغيرات في الأسعار، حسب نوع المنتج مثلا. ويمكن القيام بذلك باستخدام أي نظام من نظم تفريغ العينات المستخدمة في اختيار منافذ البيع وأنواع المنتجات. ففي الجدول ٧-٢ (ب) مثلا، نفترض أن التغير في سعر المنتج ٢ المختفي في مارس قد يتبع على الأرجح التغير في سعر المنتج ١، وأن المنتج ٦ قد يشهد على الأرجح نفس التغيرات في الأسعار التي يشهدها المنتجان ٥ و٨. وعند المقارنة بين شهري مارس وفبراير ــ وكل الأوزان تساوي الواحد الصحيح ــ فإن المتوسط الهندسي لنسب الأسعار (مؤشر جيفونز) يساوي:

$$P_J(p^2, p^3) = \prod_{n=1}^{N} (p_n^3 / p_n^2)^{1/N} \qquad (7.10)$$
$$= \left[\left(p_1^3/p_1^2\right)^2 \times \left(p_5^3/p_5^2 \times p_8^3/p_8^2\right)^{3/2} \right]^{1/5}$$
$$= \left[(6/5)^2 \times (12/11 \times 10/10)^{3/2} \right]^{1/5}$$
$$= 1.1041.$$

لاحظ الأوزان المستخدمة: بالنسبة لنوع المنتج A، نجد أن السعر الواحد يمثل سعرين؛ أما نوع المنتج B، فيمثل سعريه ثلاثة أسعار أو ٢/٣ = ١,٥ لكل سعر.

٥٩- النسبة بين متوسطي الأسعار ــ مؤشر دوتو ــ تساوي:

$$P_D(p^2, p^3) = \left(\sum_{n=1}^{N} p_n^3 / N\right) / \left(\sum_{n=1}^{N} p_n^2 / N\right) \qquad (7.11)$$
$$= \left[\frac{\left(2p_1^3 + 1.5p_5^3 + 1.5p_8^3\right)/5}{\left(2p_1^2 + 1.5p_5^2 + 1.5p_8^2\right)/5} \right]$$
$$= \left[\frac{\left(2\times 6 + 1.5\times 12 + 1.5\times 10\right)/5}{\left(2\times 5 + 1.5\times 11 + 1.5\times 10\right)/5} \right]$$
$$= 1.0843.$$

٦٠- متوسط نسب الأسعار ــ مؤشر كارلي ــ هو:

$$P_C(p^2, p^3) = \sum_{i=1}^{N} (p_i^3/p_i^2) / N \qquad (7.12)$$

$$= \frac{2}{5}\left(p_1^3/p_1^2\right) + \frac{3}{5}\left[\left(p_5^3/p_5^2\right) + \left(p_8^3/p_8^2\right)/2\right]$$
$$= \frac{2}{5}(6/5) + \frac{3}{5}\left[(12/11) + (10/10)/2\right]$$
$$= 1.1073$$

هناك طريقة بديلة وأكثر سهولة، حيث يمكن إدراج الأرقام المحتسبة في الجدول ٧-٢ (ب) للمنتجَين ٢ و٦ في شهر مارس بمجرد استخدام حركات أسعار A وB بالنسبة للمنتجَين ٢ و٦ على الترتيب، وبالتالي حساب المؤشرات. وباستخدام مؤشر جيفونز، تكون القيمة المحتسبة في شهر مارس للمنتج ٢ هي ٦/٥× ٦ =٧,٢ وللمنتج ٦ هي [(١١/١٢) × (١٠/١٠)$^{1/2}$] × ١٢=١٢,٥٣٣. وهكذا يتضح أنه ليس المهم فقط اختيار الصيغة، حسبما ورد في الفصل العشرين، لكن تحديد هدف الاحتساب قد يكون مهما أيضا. ومن الناحية العملية، يمكن أن تكون عينة المنتجات في المجموعة الفرعية المستهدفة صغيرة جدا. ولكن على الرغم من ضرورة استخدام طبقة ملائمة حجم عينتها كبير بما يكفي، قد تحدث مفاضلة بين زيادة الكفاءة نتيجة زيادة حجم العينة ومدى تمثيل هذه العينة لتغيرات الأسعار. فقد يكون تفريغ العينات حسب فئة المنتج ونوع أو إقليم منفذ البيع مفضلا على تفريغ العينات حسب فئة المنتج فقط، إذا كان من المتوقع وجود اختلافات في تغيرات الأسعار بين أنواع أو أقاليم منافذ البيع، لكن حجم العينة الناتجة قد يكون صغيرا جدا إلى حد لا يسمح بإجراء ذلك. وبوجه عام، ينبغي أن يختار المحلل الطبقة المستهدفة استنادا إلى معرفته بفئة المنتج وإلى فهمه لأوجه تشابه تغيرات الأسعار داخل الطبقات وفيما بينها وكذا إلى مدى إمكانية التعويل على العينة المتاحة من حيث تمثيلها لتغيرات الأسعار.

٦١- تتطلب الافتراضات التي تقوم عليها هذه الطرق بعض التحليل لأنه غالبا ما يساء فهمها حسبما ورد في دراسة Triplett (1999 and 2002). ولننظر في المنتجات $i=1...m$ حيث ــ كما ورد آنفا ــ p_m^t سعر المنتج m في الفترة t، وp_n^{t+1} سعر المنتج البديل n في الفترة $t+1$. والآن المنتج n يحل محل المنتج m، لكنه من نوعية مختلفة. لذا، نفترض ــ كما ورد آنفا ــ أن $A(z)$ هو التعديل الذي يُجرى على p_n^{t+1} مقابل التغير في النوعية كي يتساوي في نوعيته أو منفعته مع p_m^{t+1} بحيث أن السعر المعدل مقابل التغير في النوعية، أي p_m^{*t+1} يساوي $A(z)p_n^{t+1}$. ولكي تنجح طريقة الاحتساب، فإن متوسط التغيرات في أسعار المنتجات $i=1...m$، بما في ذلك السعر المعدل مقابل التغير في النوعية p_m^{*t+1}، المبين في الجانب الأيسر من المعادلة (7.13)، يجب أن يعادل متوسط التغيرات في الأسعار المحتسب فقط باستخدام المتوسط الكلي لبقية المنتجات $i=1...m-1$، في الجانب الأيمن من المعادلة (7.13). ويتمثل التفاوت أو التحيز الناتج عن هذه الطريقة في الحد الموازن Q، وهو التعديل الضمني الذي يساعد على نجاح طريقة الاحتساب. وتوضح المعادلة هنا في صيغة حسابية، غير أنه من الممكن وضع صيغة هندسية مماثلة بسهولة. ويعبر عن المعادلة الخاصة بمنتج واحد غير متاح كما يلي:

$$\frac{1}{m}\left[\frac{p_m^{*t+1}}{p_m^t} + \sum_{i=1}^{m-1}\frac{p_i^{t+1}}{p_i^t}\right]$$

$$= \left[\frac{1}{(m-1)}\sum_{i=1}^{m-1}\frac{p_i^{t+1}}{p_i^t}\right] + Q \qquad (7.13)$$

$$Q = \frac{1}{m}\frac{p_m^{*t+1}}{p_m^t} - \frac{1}{m(m-1)}\sum_{i=1}^{m-1}\frac{p_i^{t+1}}{p_i^t} \qquad (7.14)$$

والمعادلة الخاصة بعدد x من المنتجات غير المتاحة كما يلي:

$$Q = \frac{1}{m}\sum_{i=1}^{x}\frac{p_m^{*t+1}}{p_m^t} - \frac{x}{m(m-x)}\sum_{i=1}^{m-x}\frac{p_i^{t+1}}{p_i^t} \qquad (7.15)$$

٦٢- من السهل تصور العلاقات إذا كانت r_1 ترمز إلى المتوسط الحسابي لتغيرات أسعار المنتجات التي يستمر تسجيلها وr_2 ترمز إلى المتوسط الحسابي لتغيرات أسعار المنتجات المختفية التي تم تعديلها مقابل التغير في النوعية. بالنسبة للصيغة الحسابية، بافتراض أن:

$$r_1 = \left[\sum_{i=1}^{m-x} p_i^{t+1}/p_i^t\right] \div (m-x)$$

$$r_2 = \left[\sum_{i=1}^{x} p_i^{*t+1}/p_i^t\right] \div x, \qquad (7.16)$$

فإن تحيز المتوسط الحسابي للنسب بالتعويض من المعادلة (7.16) في المعادلة (7.15) يساوي:

$$Q = \frac{x}{m}(r_2 - r_1) \qquad (7.17)$$

والتي تساوي صفر عندما يكون r_1 وr_2 متساويين. ويعتمد التحيز على النسبة بين القيم غير المتاحة والفرق بين متوسط التغيرات في أسعار المنتجات الموجودة ومتوسط التغيرات في أسعار البدائل المعدلة مقابل التغير في النوعية. حيث ينخفض التحيز بانخفاض إما (x/m) أو الفرق بين r_1 وr_2. إلى جانب ذلك، تعتمد هذه الطريقة على المقارنة بين تغيرات أسعار المنتجات الموجودة والمقارنة بين تغيرات أسعار المنتجات البديلة / غير المتاحة المعدلة مقابل التغير في النوعية. وقد يكون ذلك أكثر معقولية من عمل مقارنة دون تعديل الأسعار مقابل التغير في النوعية. ولنفترض مثلا أن m =3 منتجات، كل منها بسعر ١٠٠ في الفترة t، وأن سعر منتجَين منها أصبح ١٢٠ في الفترة t+1، بينما اختفى المنتج الثالث، أي أن x = 1، وحل محله منتج سعره ١٤٠، منها ٢٠ تعزى إلى

اختلافات في النوعية. عندئذ يصبح التحيز الحسابي كما ورد في المعادلتين (7.16) و(7.17)، حيث $x = 1$ و$m = 3$، كالتالي:

$$\begin{aligned} &\tfrac{1}{3}\left[(-20 + 140)/\ 100\ \right] \\ &-\tfrac{1}{3}\left[\left(\tfrac{120}{100} + \tfrac{120}{100}\right)/2\right] \\ &= 0 \end{aligned}$$

ولو كان احتساب التحيز قد اعتمد على المقارنة بين *السعر غير المعدل* ١٤٠ والسعر ١٠٠، لحدث خطأ كبير في عملية الاحتساب. وفي هذه العملية، يحسب اتجاه التحيز بالمعادلة ($r_1 - r_2$) ولا علاقة له بما إذا كانت النوعية تتحسن أو تتدهور، أي بما إذا كانت $A(z) > p_n^{t+1}$ أو $A(z) < p_n^{t+1}$. فإذا كان هناك تحسن في النوعية، أي $A(z) > p_n^{t+1}$، فإنه لا يزال من الممكن أن يكون $r_2 > r_1$ وأن يكون التحيز بالسالب، وهو الأمر الذي تؤكد عليه دراسة Triplett (2002).

٦٣- من الملاحظ أن التحليل يُجرى هنا في إطار تغيرات الأسعار في الأمد القصير. أي أن عملية الاحتساب تقوم على أساس الاختلافات في الأمد القصير بين أسعار فترتين متتاليتين. ويختلف ذلك عن الاحتساب في الأمد الطويل، حيث يقارن السعر في فترة أساس ما بالأسعار في الشهور اللاحقة، وحيث تكون الافتراضات الضمنية أكثر تحديدا.

٦٤- في الجدول ٧-٣، يتراوح (متوسط) التغير في أسعار المنتجات التي تظل موجودة بين ١,٠٠ و١,٥ ــ أي بين عدم تغير الأسعار وزيادتها بنسبة ٥٠%. ويُفترض ثبات (متوسط) التغير في أسعار المنتجات الجديدة *المعدلة مقابل التغير في النوعية* مقارنة بالمنتجات المختفية، أي أن $r_2 = 1.00$. ويحسب تحيز المتوسطات الحسابية والهندسية لنسب القيم المختفية وهي ٠,٠١ و٠,٠٥ و٠,١٠ و٠,٢٥ و٠,٥٠. فعلى سبيل المثال، إذا اختفى ٥٠% من الأسعار ولم تتغير الأسعار المختفية المعدلة مقابل التغير في النوعية، ولكن زادت أسعار البنود الموجودة بنسبة ٥% (r_1= 1.05)، فإن تحيز المتوسط الهندسي يساوي المعامل التناسبي ٠,٩٧٥٩، أي أن المؤشر، بدلا من أن يكون ١,٠٥، ينبغي أن يكون ٠,٩٧٥٩ × ١,٠٥ = ١,٠٢٤٧. وبالنسبة للمتوسط الحسابي، يكون التحيز - ٠,٠٢٥، أي أن المؤشر ينبغي أن يكون ١,٠٢٥ بدلا من ١,٠٥.

الجدول ٧–٣: مثال للتحيز الناتج عن التعديل الضمني مقابل التغير في النوعية (r_2 =1.00)

المتوسط الهندسي نسبة المنتجات المختفية، x/m					المتوسط الحسابي نسبة المنتجات المختفية، x/m				
٠,٠١	٠,٠٥	٠,١	٠,٢٥	٠,٥	٠,٠١	٠,٠٥	٠,١	٠,٢٥	٠,٥
									r_1
١	١	١	١	١	صفر	صفر	صفر	صفر	صفر
١,٠١	٠,٩٩٩٩٠١	٠,٩٩٩٥٠٣	٠,٩٩٩٠٠٥	٠,٩٩٧٥١٦	٠,٩٩٥٠٣٧	-٠,٠٠٠١	-٠,٠٠٠٥	-٠,٠٠١	-٠,٠٠٢٥	-٠,٠٠٥
١,٠٢	٠,٩٩٩٨٠٢	٠,٩٩٩٠١٠	٠,٩٩٨٠٢٢	٠,٩٩٥٠٦٢	٠,٩٩٠١٤٨	-٠,٠٠٠٢	-٠,٠٠١	-٠,٠٠٢	-٠,٠٠٥	-٠,٠١
١,٠٣	٠,٩٩٩٧٠٤	٠,٩٩٨٥٢٣	٠,٩٩٧٠٤٨	٠,٩٩٢٦٣٨	٠,٩٨٥٣٢٩	-٠,٠٠٠٣	-٠,٠٠١٥	-٠,٠٠٣	-٠,٠٠٧٥	-٠,٠١٥
١,٠٤	٠,٩٩٩٦٠٨	٠,٩٩٨٠٤١	٠,٩٩٦٠٨٦	٠,٩٩٠٢٤٣	٠,٩٨٠٥٨١	-٠,٠٠٠٤	-٠,٠٠٢	-٠,٠٠٤	-٠,٠١	-٠,٠٢
١,٠٥	٠,٩٩٩٥١٢	٠,٩٩٧٥٦٣	٠,٩٩٥١٣٣	٠,٩٨٧٨٧٧	٠,٩٧٥٩	-٠,٠٠٠٥	-٠,٠٠٢٥	-٠,٠٠٥	-٠,٠١٢٥	-٠,٠٢٥
١,١	٠,٩٩٩٠٤٧	٠,٩٩٥٢٤٦	٠,٩٩٠٥١٤	٠,٩٧٦٤٥٤	٠,٩٥٣٤٦٣	-٠,٠٠١	-٠,٠٠٥	-٠,٠١	-٠,٠٢٥	-٠,٠٥
١,١٥	٠,٩٩٨٦٠٣	٠,٩٩٣٠٣٦	٠,٩٨٦١٢١	٠,٩٦٥٦٦٣	٠,٩٣٢٥٠٥	-٠,٠٠١٥	-٠,٠٠٧٥	-٠,٠١٥	-٠,٠٣٧٥	-٠,٠٧٥
١,٢	٠,٩٩٨١٧٨	٠,٩٩٠٩٢٥	٠,٩٨١٩٣٣	٠,٩٥٥٤٤٣	٠,٩١٢٨٧١	-٠,٠٠٢	-٠,٠١	-٠,٠٢	-٠,٠٥	-٠,١
١,٣	٠,٩٩٧٣٨٠	٠,٩٨٦٩٦٧	٠,٩٧٤١٠٥	٠,٩٣٦٥١٤	٠,٨٧٧٠٥٨	-٠,٠٠٣	-٠,٠١٥	-٠,٠٣	-٠,٠٧٥	-٠,١٥
١,٥	٠,٩٩٥٩٥٤	٠,٩٧٩٩٣١	٠,٩٦٠٢٦٥	٠,٩٠٣٦٠٢	٠,٨١٦٤٩٧	-٠,٠٠٥	-٠,٠٢٥	-٠,٠٥	-٠,١٢٥	-٠,٢٥

٦٥– يتضح من المعادلة (7.17) أن التحيز مرتبط بالنسبة x/m والفرق بين r_1 وr_2. كما يبين الجدول ٧–٣ أن التحيز يمكن أن يكون كبيرا إلى حد ما عندما تكون النسبة x/m مرتفعة نسبيا. فعلى سبيل المثال، عندما تكون x/m = 0.25، يؤدي تضخم أسعار المنتجات الموجودة بنسبة ٥% إلى تغير المؤشر بنسبة ٣,٧٣% و٣,٧٥% عند استخدام الصيغتين الهندسية والحسابية على الترتيب، وذلك عندما يكون $r2$ = 1.00، أي عندما تثبت أسعار المنتجات غير المتاحة المعدلة مقابل التغير في النوعية. وبدلا من أن تكون قيمة المؤشر ١,٠٣٧٣ أو ١,٠٣٧٥، يؤدي تجاهل المنتجات غير المتاحة إلى أن تصبح قيمته ١,٠٥. وحتى مع اختفاء ١٠% (x/m= 0.1)، فإن تضخم أسعار المنتجات الموجودة بنسبة ٥% يؤدي إلى تغير المؤشر بنسبة ٤,٤٥% و٤,٥% عند استخدام الصيغتين الهندسية والحسابية على الترتيب، وذلك عندما يكون r_2 = 1.00. وبافتراض أن نسبة x/m منخفضة إلى حد ما، ٠,٠٥ مثلا، فحتى عندما يكون r_2 = 1.00 وr_1 = 1.20، يبين الجدول ٧–٣ أن معدلات التضخم المصححة ينبغي أن تكون ١,٨٩% و١,٩% عند استخدام الصيغتين الهندسية والحسابية على الترتيب. وفي الأسواق التنافسية، يستبعد وجود فرق كبير بين r_1 وr_2، حيث تعبر r_2 عن المقارنة بين سعر المنتج الجديد وسعر

المنتج القديم *بعد التعديل مقابل الاختلافات في النوعية*. وإذا تساوت قيمتا r_1 وr_2، فلن تؤدي الطريقة إلى أي تحيز حتى إذا كانت $x/m = 0.9$، غير أنه من الممكن ازدياد أخطاء المعاينة. وينبغي أن يؤخذ في الاعتبار أنه من غير الملائم مقارنة التحيز بين المتوسطين الحسابي والهندسي، على الأقل بصيغتهما في الجدول ٧-٣. فالثاني قد يكون أقل، مما يجعل مقارنات التحيز غير مجدية.

٦٦- إن الوعي بأحوال السوق فيما يخص السلع الأساسية المعنية يفيد في فهم الاختلافات المحتملة بين r_1 وr_2. ونعني هنا بوقت تغير الأسعار على مدار دورة حياة المنتجات. وبالتالي، عند طرح طراز جديد، قد يكون التغير في سعره مختلفا تماما عن التغيرات في أسعار المنتجات الأخرى الموجودة. وقد لا يكون من الملائم افتراض تماثل تغيرات الأسعار، حتى عند إجراء التعديل مقابل التغير في النوعية. وتورد دراسة Greenlees (2000) مثال أجهزة الكمبيوتر الشخصي، حيث تُطرح في السوق أجهزة كمبيوتر جديدة بأسعار تساوي ــ أو تقل عن ــ أسعار الطُرز السابقة، لكنها تتميز بسرعة أكبر وقدرة أعلى. ومن غير المعقول هنا افتراض تساوي r_1 وr_2.

٦٧- يرتبط بعض هذا التحيز باختلاف قطاعات المستهلكين داخل الأسواق وقيام المنتجين بجعل إنتاجهم ملائما للوفاء بحاجات المستهلكين. ويتضمن تدريب المسوّقين تقسيم السوق إلى قطاعات مختلفة وتحديد ما يلائم كل قطاع من *أسعار ونوعية منتج وطريقة ترويج ومكان* (طرق التوزيع)، وهذه العناصر الأربعة تُعرف باسم (4Ps) التي يتكون منها المزيج التسويقي (راجع Kotler, 1991). كما يجري تدريب المسوّقين على وضع خطة المزيج التسويقي خلال دورة حياة المنتجات. وفي إطار هذه الخطة، يمكن أن تختلف كيفية استخدام كل من متغيرات المزيج التسويقي من مرحلة إلى أخرى على مدار دورة الحياة. ومن ذلك تطبيق سياسة "*كشط السوق*" وقت طرح المنتجات الجديدة، حيث تفرض أسعار مرتفعة بغرض جمع مبالغ إضافية من المشترين الذين يكون لديهم استعداد لدفع سعر أعلى. والنظرية الاقتصادية المعنية بالتمييز في الأسعار تتوقع أيضا هذا السلوك. ولذلك، يمكن أن يكون التغير في السعر بين منتج قديم ومنتج جديد بديل – بعد تعديله مقابل التغير في النوعية – أعلى من التغيرات في أسعار منتجات أخرى في فئة المنتجات نفسها. وبعد طرح المنتج الجديد، يمكن أن ينخفض سعره مقارنة بأسعار المنتجات الأخرى في المجموعة. وقد لا تكون هناك قاعدة تقضي *بتغير* أسعار المنتجات المختلفة في السوق بالشكل نفسه. وتبين دراسة Berndt, Ling, and Kyle (2003) بشكل واضح كيف يمكن لأسعار المنتجات الصيدلانية التي تحمل علامة تجارية ــ بعد انتهاء مدة براءات اختراعها ــ أن تزيد مع طرح بدائل صيدلانية جديدة غير محمية ببراءات اختراع بأسعار أقل، حيث يبقى المستهلكون الذين لديهم ولاء والأقل تأثرا بالسعر على ولائهم للأدوية التي تحمل علامة تجارية.

٦٨- لا يوجد في النظرية الاقتصادية أو التسويقية ما يكفي لإثبات أي توقعات بشأن التماثل بين تغيرات أسعار المنتجات الجديدة والبديلة (المعدلة مقابل التغير في النوعية) وتغيرات أسعار المنتجات الأخرى في فئة المنتجات نفسها. وقد يفيد وجود قدر من المعرفة بأوضاع السوق موضوع الدراسة عند النظر في مدى ملاءمة هذا المنهج.

وهناك أمران مهمان في أي قرار يتعلق باستخدام منهج الاحتساب. الأول هو نسبة عمليات الإحلال، ويمكن الاسترشاد بالجدول ٧–٣ في هذا الشأن. والثاني هو الاختلاف المتوقع بين r_1 وr_2، ويتضح من النقاش المذكور آنفا أن هناك أسواق يستبعد فيها وجود تماثل بينهما. ولا نعني بذلك أنه لا ينبغي استخدام هذه الطريقة، فهي طريقة بسيطة وملائمة. ويقال إن ما لا ينبغي حدوثه هو استخدام هذه الطريقة كوضع افتراضي، دون أي تقييم مسبق للتغيرات المتوقعة في الأسعار ولتوقيت الإحلال. إلى جانب ذلك، ينبغي توجيه الاهتمام إلى تطبيق المنهج على هدف محدد، وذلك باستخدام المنتجات التي يتوقع أن تكون تغيرات أسعارها مماثلة. غير أن عينة المنتجات المختارة ينبغي أن تكون كبيرة بما يكفي بحيث لا يحدث خطأ دون داعي في عملية المعاينة يؤثر على التقدير.

٦٩– ينبغي أيضا دراسة الطريقة التي تجرى بها هذه الحسابات. والإطار الشكلي للحسابات في أبسط صوره ــ لوحة جدولية مثلا ــ يحتوي على وصف لكل منتج وأسعاره مسجلةً على أساس شهري (عادة). ويجري إدخال الأسعار المحتسبة للمنتجات المختفية في اللوحة الجدولية، وتحدد بلون مخالف بما يفيد أنها محتسبة. وذلك لسببين، أولهما أنها ينبغي ألا تستخدم في عمليات الاحتساب التالية كما لو كانت أسعارا فعلية. والسبب الثاني أن إدراج القيم المحتسبة قد يوحي خطأً بأن حجم العينة أكبر مما هو عليه في الواقع. وينبغي أيضا مراعاة وصف هذه المشاهدات بأنها "محتسبة" في أي من عمليات مراجعة عدد الأسعار المستخدمة في إعداد المؤشر. ويجري التأكيد على أن هذه الطريقة توضح كيفية الاحتساب في *الأمد القصير*، وحسبما يرد في القسم "ح" لاحقا، فإن هناك أسباب وجيهة تدعو إلى استخدام طريقة الاحتساب *قصير الأمد* بدلا من الاحتساب *طويل الأمد*.

د ــ ٣ احتساب متوسط الفئة

٧٠– هناك عدد من الدراسات – Schultz (1995) و Reinsdorf, Liegey and Stewart (1996) و Armknecht, Lane and Stewart (1997) و Armknecht and Maitland-Smith (1999) – التي تناولت طريقة *متوسط الفئة* (أو *منسوب البديل*) المستخدمة في إجراء تعديل ضمني للأسعار مقابل التغير في النوعية في سياق إعداد مؤشر أسعار المستهلكين في الولايات المتحدة. وقد نشأت هذه الطريقة عن شواغل مماثلة لتلك التي ناقشها القسم "د ــ ٢" تتمثل في وجود تغيرات غير عادية في الأسعار في بداية مرحلة الطرح ــ أي عند طرح طُرز جديدة في الأسواق لأول مرة ــ لاسيما بالنسبة للسلع الاستهلاكية المعمرة. وفي عام ١٩٩٧، أجرى Moulton و Moses دراسة على مجموعة مختارة من المنتجات مستعينين ببيانات مؤشر أسعار المستهلكين في الولايات المتحدة لعام ١٩٩٥، وتوصلا إلى أن متوسط التغير السعري المحض بلغ ٠,١٢% فقط بالنسبة للمنتجات المتماثلة التي يعاد تسعيرها (على أساس شهري أو نصف شهري)، مقارنة بمتوسط قدره ٢,٥١% بالنسبة للبدائل المماثلة ــ وهي بنود تعتبر معادلة للمنتجات المختفية. كما بلغ متوسط التغير المناظر في الأسعار المعدلة مقابل التغير في النوعية للمنتجات المستبدلة مباشرة ٢,٦٦%. وهكذا يتضح أن حركة أسعار المنتجات المستمرة تعطي مؤشرا مغلوطا للفارق السعري المحض بين البنود القديمة والبديلة.

٧١- استُخدمت طريقة متوسط الفئة عام ١٩٨٩ في سياق إعداد مؤشر أسعار المستهلكين في الولايات المتحدة وذلك بالنسبة للسيارات، وجرى استخدامها تدريجيا بالنسبة لمعظم السلع الأساسية الأخرى بخلاف الأغذية بدءا من عام ١٩٩٢. ولم تختلف هذه الطريقة عن طريقة الاحتساب إلا في مصدر احتساب معدل التغير في سعر المنتج القديم في الفترة $t+1$. فبدلا من استخدام التغير في مؤشر الفئة، الذي يحتسب باستخدام جميع المنتجات غير المختفية في الفئة، قام معدو المؤشر باحتساب معدل التغير في السعر على أساس المنتجات البديلة ذات النوعية الثابتة ــ وهي المنتجات التي تم اعتبارها مماثلة أو التي تم تعديل أسعارها مباشرة مقابل التغير في النوعية. وقد تم اعتبار طريقة متوسط الفئة تطويرا لطريقة احتساب المتوسط الكلي لأن تغيرات الأسعار المحتسبة استندت إلى بنود لم يكن لها بديل بعد. وبدلا من ذلك، استفادت أسعار بدائل هذه البنود من التعديل مقابل التغير في النوعية أو تم اعتبار المنتج الجديد البديل مماثل تماما. غير أنه قد لا تتوافر عينات كبيرة بما يكفي من البدائل المماثلة أو المنتجات المعدلة أسعارها مباشرة مقابل التغير في النوعية. أو قد لا يمكن التعويل بما يكفي على التعديلات مقابل التغير في النوعية وعلى كيفية اختيار المنتجات المماثلة. وفي هذه الحالة، يمكن النظر في استخدام طريقة الاحتساب على أساس متوسط مستهدف. وهذه الطريقة أقل صعوبة من غيرها، حيث لا تتطلب سوى رصد التغيرات في أسعار المنتجات المماثلة، بغض النظر عن المرحلة التي بلغتها هذه المنتجات في دورة حياتها. ومع ذلك، فهي تعد تطويرا لطريقة احتساب المتوسط الكلي، طالما جرى استخدام عينات كبيرة بما يكفي.

د ــ ٤ البديل المماثل

٧٢- تستخدم طريقة البديل المماثل عندما يكون في رأي جامع الأسعار أن المنتج البديل من نفس نوعية المنتج القديم وأن أي تغيرات في السعر غير متأثرة بتغيرات في النوعية. وفي الجدول ٧-٢ (ب) في جانب نوع المنتج A، نجد أن المنتج ٣ قد يعتبر مماثلا للمنتج ٢ بحيث تُستخدم أسعاره في الشهور اللاحقة لمواصلة السلسلة. وفي شهر مارس سوف يستخدم السعر ٦,٥ كسعر شهر مارس للمنتج ٢ الذي سيحتسب تغير سعره في الفترة من يناير إلى مارس كالتالي:٦,٥/ ٦ × ١٠٠ = ١,٠٨٣٣ أو ٨,٣٣%. وأشارت دراسة Lowe (1998) إلى ما يقوم به مصنعو أجهزة التليفزيون من ممارسة شائعة تتمثل في تغيير أرقام الطرز عند استحداث مجموعة منتجات جديدة، رغم عدم تغير شيء من الناحية المادية، أو عند إدخال تغييرات بسيطة على المواصفات كنوع أجهزة التحكم عن بعد أو عدد الوصلات الإلكترونية أو مكانها. وتعتمد طريقة البديل المماثل على كفاءة جامعي الأسعار، وبالتالي على ملاءمة المواصفات المستخدمة في وصف الأساس السعري. وقد تكون الوكالات الإحصائية على حق في توخيها الحذر بشأن خفض حجم العينات تدريجيا باستبعاد المنتجات باستخدام الاحتساب وأيضا بشأن كثرة استخدام الموارد في وضع تقديرات صريحة حسبما يرد لاحقا. لذا، هناك فائدة كبيرة في استخدام منتجات ذات مواصفات مماثلة بعد إعادة تسعيرها. ومع ذلك، إذا كانت نوعية المنتجات تتحسن، فإن المنتج السابق سيكون أقل جودة من المنتجات الحالية. وقد يؤدي الاستمرار في تجاهل التغيرات البسيطة في نوعية البدائل إلى تحيز بالزيادة في المؤشر. وسوف يعتمد حجم المشكلة على نسبة هذه الحالات وعلى مدى قبول المنتجات المماثلة رغم اختلافات

النوعية وعلى الأوزان المعطاة لهذه المنتجات. ويمكن وضع إستراتيجية لإجراء التعديلات الصريحة عند الضرورة القصوى، وذلك استنادا إلى المقترحات الواردة في الفصل الثامن بشأن رصد أنواع طرق التعديل مقابل التغير في النوعية المستخدمة مع الفئات المختلفة للمنتجات.

د ــ ٥ الوصل لإظهار عدم تغير السعر

٧٣- يُعزى في سياق الوصل أي تغير في السعر بين المنتج البديل في *الفترة الحالية* والمنتج القديم في الفترة السابقة إلى تغير في النوعية. ففي الجدول ٧-٢ (ب) مثلا، يجري اختيار المنتج البديل ٧ من نوع المنتج B كبديل للمنتج ٦ المختفي في شهر مارس. وقد يكون المنتج البديل ٧ من نوعية مختلفة جدا عن المنتج ٦، لأن الاختلاف في السعر بينهما كبير إلى حد ما. لذا يفترض أن التغير في السعر يعزى إلى تغير في النوعية. ويتم عمل تقدير للسعر p_7^2 بمساواته بالسعر p_7^3، لإظهار عدم تغير السعر، أي أن السعر المفترض للمنتج ٧ في شهر فبراير هو ١٤ في الجدول ٧-٢ (ب). لذا يفترض عدم تغير سعر المنتج ٧ في الفترة من فبراير إلى مارس. وهكذا تكون نتيجة المقارنة من يناير إلى مارس بالنسبة للمنتج ٦ هي (١٢/١٢) × (١٤/١٤)= ١,٠٠، مما يشير إلى عدم حدوث تغير. غير أنه بالنسبة للفترة من مارس إلى أبريل، يمكن مقارنة سعر البند ٧ في مارس بالسعر المحتسب p_7^2 في فبراير ووصله بالنتائج السابقة. وهكذا، فإن المقارنة بين يناير وابريل تتألف من المقارنة بين يناير وفبراير بالنسبة للمنتج ٦، ويجري وصلها (ضربها) بالمقارنة بين فبراير وأبريل بالنسبة للبند ٧. وإجراء الوصل هذا مشابه للإجراءات المستخدمة في الإطار بنظام السلسلة والإطار القصير الأجل اللذين يرد شرحهما في القسمين "ز ــ ٣" و"ح ــ ٣". وهذه الطريقة أوجدتها ظروف عدم توفر منتجات بديلة مماثلة ووجود اختلافات كبيرة بين أسعار المنتجات القديمة والبديلة نتيجة الاختلافات الكبيرة في الأساس السعري والنوعية. ويتعذر تحديد مقدار الاختلاف الذي يمكن عزوه للتغيرات في الأسعار وذلك الذي يمكن عزوه للتغيرات في النوعية، لذلك يعزى الاختلاف كله في سياق هذه الطريقة إلى اختلاف في النوعية وتبقى الأسعار ثابتة. وهكذا نجد أن هذه الطريقة تدخل في المؤشر درجة من الاستقرار المفرط في الأسعار. فمن المحتمل جدا أن يصاحب فترة الإحلال تغيرات كبيرة في الأسعار، وأن تعزى هذه التغيرات بالخطأ وفقا لهذه الطريقة إلى التغيرات في النوعية. والمادة الخامسة من لائحة المفوضية الأوروبية رقم ١٧٤٩/ ٩٦ تلزم الدول الأعضاء بتجنب "الوصل التلقائي". فهذا الوصل يعني الافتراض بأن الاختلاف في السعر بين طرازين متتاليين يعزى بالكامل إلى اختلاف في النوعية (راجع Eurostat, 2001, p.125).

د ــ ٦ الترحيل

٧٤- وفقا لطريقة الترحيل، عندما يختفي منتج ما، في الفترة t+2 مثلا، يحتسب التغير في سعره باستخدام السعر القديم في الفترة t-1، حيث يرحل ببساطة إلى الفترة t وكأن تغييرا لم يحدث. وهكذا، يمكن من الجدول ٧-٢ (أ)

حساب مؤشري جيفونز ودوتو لنوع المنتج A خلال الفترة من يناير إلى مارس (القسم ب في الفصل العشـــرون) كالآتي:

$$P_J(p^1, p^3) = \left[\left(p_1^3 / p_1^1 \times p_2^2 / p_2^1\right)\right]^{1/2} \quad \text{و} \quad (7.18)$$

$$P_D(p^1, p^3) = [(p_1^3 + p_2^2)/(p_1^1 + p_2^1)]$$

حيث السعر p_2^2 هو البديل للسعر المختفي p_2^3. وهذا يدخل استقرار مفرط في المؤشر، وتتفاقم هذه المشكلة إذا مـــا استمر استخدام السعر القديم، p_2^2، كبديل للأسعار غير الملاحظة في الفترات اللاحقة. وهذا يـــؤدي إلـــى إدخـــال درجة غير ملائمة من الاستقرار في المؤشر وقد يعطي انطباعا مضللا عن حجم العينة الفعال. ويحظر اســـتخدام طريقة الترحيل بموجب المادة السادسة من لائحة المفوضية الأوروبية رقم ١٧٤٩/ ٩٦ بشأن المؤشرات المنســـقة لأسعار المستهلكين (راجع Eurostat, 2001, p.126). واستخدام هذه الطريقة يقوم على افتراض عـــدم تغيـــر السعر من نوع المنتج هذا. ولذا لا ينبغي استخدام هذه الطريقة إلا إذا كان هناك تأكد إلى حد ما من عدم حـــدوث تغير في السعر.

هاء ــ الطرق الصريحة

٧٥- لا تعتمد أي من الطرق المذكورة آنفا على معلومات صريحة حول قيمة التغير فـــي النوعيـــة، $A(z)$. والآن نتناول الطرق التي تعتمد على إيجاد تقييم صريح للاختلاف في النوعية.

هـــ ــ ١ رأي الخبراء

٧٦- تصف دراسة Hoven (1999) البديل المماثل بأنه حالة خاصة من حالات "التعديل غير الموضوعي مقابـــل التغير في النوعية"، لأن تحديد مكافئ المنتَج يتم بناء على رأي خبير السلع الأساسية. ومن المهم الإشارة إلى ذلك لأن أحد الاعتراضات الموجهة للطرق غير الموضوعية هو عدم قدرتها على تقديم نتائج يمكـــن محاكاتهـــا فـــي تجارب مستقلة. غير أنه بالنسبة للبديل المماثل وكذلك عند اختيار المنتجـــات الممثلـــة، نجـــد أن العنصـــر غيـــر الموضوعي يمثل جزء من الإجراءات المعتادة. ولا يعد ذلك ــ بالطبع ــ حجة للتوسع في استخدام الطرق غيـــر الموضوعية.

٧٧- عادة لا يكون جامعو الأسعار في وضع يسمح لهم بتقدير فيمة الاختلاف في السعر بين البند الجديد والبنـــد البديل غير المماثل والذي يمكن أن يعزى إلى التغير في النوعية. وفي بعض الحالات، قـــد يكـــون مـــن الملائـــم

الاستعانة بآراء الخبراء فيما يتعلق بالمنتجات بالغة التعقيد، وذلك عندما لا يمكن استخدام الطرق البديلة. وينبغي ــ كما أشرنا آنفا ــ أن يتلقى الخبراء إرشادات بشأن طبيعة التقدير المطلوب حسبما يرد في القسم المفاهيمي. كما ينبغي اختيار أكثر من خبير من خلفيات مختلفة إن أمكن. ويحبذ أيضا تحديد النطاق الذي ينبغي أن تقع ضمنه تقديرات الخبراء. ويمكن هنا تطبيق طريقة دلفي المعروفة (راجع Czinkota, 1997 على سبيل المثال). ووفقا لهذه الطريقة، يعمل فريق الخبراء كل على حدة كي لا يتأثرون عند وضع تقديراتهم بآراء بعضهم البعض. ويطلب من هؤلاء الخبراء عمل تقدير لمتوسط الإجابات المحتملة ونطاقها. ويحسب وسيط هذه التقديرات ويُرَد أي تقدير يُعتقد أنه تقدير شاذ إلى الخبير المعني الذي يُطلب منه تحديد أسباب هذا الاختلاف. فقد يكون هذا الخبير لديه وجهة نظر مفيدة بشأن المشكلة لم يأخذها الخبراء الآخرين في الاعتبار. فإذا برهن الخبير على وجهة نظره، تعاد الإجابة إلى أعضاء فريق الخبراء الذين يُسألون عما إذا كانت لديهم الرغبة في تغيير آرائهم. ويحسب وسيط جديد، ويمكن تكرار هذه العملية أكثر من مرة. ورغم أن طريقة دلفي تتطلب وقتا طويلا وتكلفة مرتفعة، فإنها تبين الحرص المطلوب في هذه الأمور. غير أنها تعد أحد البدائل التي يمكن استخدامها، إذا كانت هناك حاجة إلى إجراء تعديل في إحدى فئات المنتجات ذات الوزن الترجيحي الكبير في مؤشر أسعار التجارة، ولا يتوفر أي أسلوب آخر. ويتطلب الأمر في كل الأحوال توفر إرشادات بشأن الأساس المفاهيمي للتقييم حسبما يرد في القسم "ب" آنفا والقسم "هـ ــ ٣" لاحقا.

هـ ــ ٢ التعديل مقابل التغير في الكمية

٧٨- يعد التعديل مقابل التغير في الكمية واحدا من أبسط التعديلات الصريحة التي يمكن إجراؤها، كما يمكن تطبيق هذا التعديل على المنتجات عندما يختلف حجم البند البديل عن حجم البند المتاح. ويمكن في بعض الحالات المقارنة بين المنتجات باستخدام مقاييس كمية يسهل توفرها، مثل عدد الوحدات في عبوة ما (الأطباق الورقية أو حبوب الفيتامين مثلا)، أو حجم وعاء ما أو وزنه، أو حجم الملاءات أو المناشف. ويمكن تعديل الأسعار مقابل التغير في النوعية بمعايرة سعر المنتج القديم أو الجديد بالنسبة بين كميتيهما. ويمكن أن يُجري نظام إنتاج المؤشر هذا التعديل (المعايرة) تلقائيا عن طريق تحويل كل سعر من الأسعار في الفئة إلى سعر لوحدة حجم أو وزن أو عدد. وهذه المعايرة في غاية الأهمية. فمثلا، ليس بالضرورة أن تكون الأسعار قد تضاعفت لأن جامع الأسعار يجد في أحد منافذ البيع أن مشروبا ما لا يتوفر الآن إلا في أوعية سعة لتر بدلا من الأوعية السابق تسجيلها من سعة نصف لتر.

٧٩- ومع ذلك، هناك قضية ثانية. حيث ينبغي أن يؤخذ في الاعتبار أن التغير السعري المحض يتعلق بالتغيرات في الإيرادات المحصلة من بيع نفس المنتجات التي يجري إنتاجها تحت نفس الظروف وبيعها بنفس الشروط. ففي سياق المنتجات الصيدلانية مثلا، تختلف أسعار زجاجات حبوب الدواء باختلاف أحجامها. فزجاجة تحتوي على ١٠٠ حبة ــ تحتوي كل منها على ٥٠ مليغراما من الدواء ــ ليست كزجاجة تحتوي على ٥٠ حبة تحتوي كل

منها على ١٠٠ مليغرام من الدواء، رغم أن كلتا الزجاجتين تحتويان على ٥٠٠٠ مليغرام من الدواء نفسه. وقد يكون من المنطقي أيضا اعتبار أن زجاجة الأسبرين التي تحتوي، مثلا، على ٥٠٠ حبة قد لا تكون نوعيتها ١٠ أضعاف زجاجة تحتوي على ٥٠ حبة. وإذا اختفى الوعاء الأصغر حجما وحدث تحول، مثلا، نحو وعاء أكبر حجما، وصاحب ذلك انخفاض في سعر *الوحدة* بنسبة ٢%، فينبغي ألا يعتبر ذلك انخفاضا في السعر في حال بلغ الفرق في تكلفة إنتاج وهامش بيع الأوعية الأكبر حجما ٢% على الأقل. ومع ذلك، إذا أقر جامع الأسعار بأن التغير في حجم عبوة هذا المنتج قد أدى إلى وفر في تكاليف الموارد (وانخفاض الهامش) بنسبة ١%، وانخفضت أيضا أسعار المنتجات الأخرى بنسبة ١% دون أي تغيرات في الكمية، فإن التغير السعري المحض سيكون انخفاضا نسبته ١%. ومن الناحية العملية، قد يتمكن جامع الأسعار من عمل تقديرات تقريبية لأثر التغير في حجم العبوة على تكلفة الوحدة. ومع ذلك، من المرجح جدا ألا تتوافر تلك المعلومات، وأن تقضي السياسة العامة بأن التغيرات في سعر الوحدة الناشئة عن تغيرات في حجم العبوة ينبغي ألا تعتبر تغيرات سعرية محضة في حالة وجود معلومات تفيد عكس ذلك.

٨٠- ولننظر في مثال آخر: كيس من السماد يحمل علامة تجارية من نوع معين كان يطرح من قبل بوزن ٠,٥ كيلوغرام وبسعر ١,٥ يحل محله كيس وزنه ٠,٧٥ كيلوغراما وسعره ٢,٢٥. والشاغل الرئيسي هنا يتعلق بتعديل مقياس الكميات بدلا من تعديل الفرق في التكلفة أو الهامش. ووفقا للطريقة التي نحن بصددها، تعدل الأسعار باستخدام النسبة بين كميتي السماد في الكيسين. ويمكن أن تكون الأسعار قد ازدادت بنسبة [(١,٥/٢,٢٥)× ١٠٠= ١٥٠] ٥٠% لكن الأسعار المعدلة مقابل التغير في النوعية (في الحجم) بقيت ثابتة [(١,٥/٢,٢٥)×(٠,٧٥/٠,٥)×١٠٠=١٠٠].

٨١- ويمكن إيضاح هذا المنهج بمزيد من التفصيل بالرجوع إلى الشكل ٧-١. ولننظر هنا في الجزء من الخط المتصل بين إحداثياتي السعر والكمية (١,٥، ٠,٥) و(٢,٢٥، ٠,٧٥)، فسعر الوحدة في كليهما ٣ (السعر= ٠,٥/١,٥ و٠,٧٥/٢,٢٥). لذا ينبغي ألا يكون هناك اختلاف بين السعرين بعد تعديلهما مقابل التغير في النوعية. و يشير الرمز △ إلى التغير. ويعبر عن ميل الخط بالرمز β، ويساوي △ السعر/△ الحجم= (٢,٢٥- ١,٥)/(٠,٧٥-٠,٥٠)= ٣، أي التغير في السعر الناشئ عن التغير في الحجم بمقدار وحدة واحدة (الكيلو غرام). وهكذا فإن السعر المعدل مقابل التغير في النوعية (الحجم) للكيس القديم m في الفترة t-1 يحسب كالآتي:

$$\hat{p}_m^{t-1} = p_m^{t-1} + \beta\Delta size$$

$$= 1.5 + 3\ (0.75 - 0.5) = 2.25 \qquad (7.19)$$

وكما سبق، يتضح من التغير في السعر المعدل مقابل التغير في النوعية عدم حدوث تغير:

$$p_n^t / \square_m^{t-1} = 2.25/2.25 = 1.00$$

والمنهج موضح بهذه الصورة بحيث يمكن اعتباره حالة خاصة من المنهج الهيدوني (الوارد لاحقا)، حيث يرتبط السعر بعدد من الخصائص النوعية التي قد لا يكون الحجم إلا أحدها.

٨٢- يمكن اعتبار هذه الطريقة ناجحة على أسس بديهية طالما ظل سعر الوحدة ثابتا مع اختلاف حجم الأكياس. فإذا تم إحلال كيس يزن ٠,٢٥ كيلو غرام بسعر ٠,٧٥ محل كيس يزن ٠,٥ كيلو غرام، كما يتضح من امتداد الخط المتصل في الشكل ٧-١ إلى الإحداثية (٠,٧٥، ٠,٢٥)، فإن الأسعار المعدلة مقابل التغير في النوعية لن تتغير أيضا. ولكن إذا افترضنا أن سعر *الوحدة* (الكيلو غرام) للأكياس التي تزن ٠,٢٥ و٠,٥ و٠,٧٥ كيلو غرام هي ٥ و٣ و٣ على الترتيب حسبما هو مبين في المثال المذكور لاحقا وفي الشكل ٧-١ (بما في ذلك الخط المتصل)، فإن مقياس التغير في السعر المعدل مقابل التغير في النوعية سيعتمد على ما إذا كان الكيس الذي يزن ٠,٥ كيلو غرام قد حل محله الكيس الذي يزن ٠,٢٥ كيلو غرام (أي زيادة بنسبة ٦٧%) أو الكيس الذي يزن ٠,٧٥ كيلو غرام (أي دون حدوث تغيير). وهذا غير مقبول لأن اختيار حجم البديل اعتباطي. لذا فالأساس المنطقي الذي يجب أن تستند إليه عملية التعديل مقابل التغير في النوعية يكمن في السؤالين التاليين: هل اختلاف سعر الوحدة في كل حالة غير ناشئ عن اختلاف تكلفة إنتاجها وهامش بيعها؟ وهل المستهلك لا يعبأ باختيار وحدة من حجم عبوة معينة دون أخرى؟ وإذا صح ذلك، فمن الملائم إجراء تعديلات مقابل التغير في الكمية. وقد يكون واضحا من طبيعة المنتج أن المنتج الذي يكون حجم عبوته صغير جدا وسعر وحدته مرتفع بما لا يتناسب مع هذا الحجم يحمل هامش ربح مرتفع عن المعتاد، أو تكون تكاليف إنتاج وحدته مختلفة تماما، وأن البديل الملائم لمنتج كبير الحجم لن يكون هذا المنتج ذو الحجم الصغير جدا. وإن صح ذلك، ينبغي معاملته كمنتج مختلف.

مثال للتعديلات مقابل التغير في الكمية

الحجم	السعر الأول	سعر الوحدة الأول	السعر الثاني	سعر الوحدة الثاني
٠,٢٥	٠,٧٥	٣	١,٢٥	٥
٠,٥	١,٥٠	٣	١,٥٠	٣
٠,٧٥	٢,٢٥	٣	٢,٢٥	٣

هـ ــ ٣ التغير في تكاليف الإنتاج والمواصفات الاختيارية

٨٣- أحد المناهج الطبيعية يتمثل في تعديل سعر المنتج القديم بمقدار يعادل تكاليف الخصائص الإضافية. ويرتبط هذا المنهج بمنهج تقييم تكلفة الموارد كما يرد في القسم "ب ــ ٢". غير أن القسم "ب ــ ٢" أيد استخدام منهج القيمة للمستخدِم، لأن القيمة الملائمة تتمثل في التغير في تكاليف الإنتاج المصاحب للتغير في النوعية بالإضافة إلى أي هامش بين التكلفة والسعر. ويعد ذلك بمثابة مقارنة بين الأسعار النسبية باستخدام المعادلة التالية:

$$\hat{p}_m^{t-1} = p_m^{t-1} + x \quad \text{حيث} \quad p_n^t / \hat{p}_m^{t-1} \qquad (7.20)$$

حيث x هي تكلفة الخصائص الإضافية أو قيمة مساهمتها في الإيراد في الفترة $t-1$. وجامع الأسعار هو المصدر الطبيعي صاحب الخبرة لهذه المعلومات. حيث تعرض دراسة Greenlees (2000) مثالا للشاحنات والسيارات الجديدة في الولايات المتحدة في عام ١٩٩٩. فقبيل طرح الطرُز السنوية، يقوم خبراء مكتب إحصاءات العمل بزيارة مُصنِّعين مختارين لجمع معلومات عن التكلفة. وتستخدم هذه البيانات في مؤشر أسعار المنتجين وبرامج مقارنات الأسعار الدولية ومؤشر أسعار المستهلكين، ويكون جمع المعلومات نشاطا مشتركا بين البرامج الثلاثة. وتتضمن التغييرات التي يمكن معها إجراء تعديلات مقابل التغير في النوعية: تحسين وسائل أمان الركاب، والتطويرات الميكانيكية والكهربية لتحسين عمل السيارة أو كفاءتها ككل، والتغييرات التي تؤثر على العمر الافتراضي أو الحاجة إلى الإصلاح، والتغييرات التي تؤثر على الراحة أو الملاءمة.

٨٤- وكمثال لتعديل تكلفة مواصفة، لنفترض أن سعرَي منتج ما في الفترتين t و$t+2$ هما ١٠٠٠٠ و١٠٥٠٠ على الترتيب، ولكن مع افتراض أن السعر في الفترة $t+2$ للبند الذي يحمل خاصية أو مواصفة اختيارية جديدة. وبافتراض أن سعر الخاصية الإضافية في الفترة $t+2$ هو ٣٠٠، عندئذ سيكون التغير في السعر ١٠٢٠٠/ ١٠٠٠٠=١,٠٢ أو ٢%. وهذا التعديل قد يأخذ صيغة ضرب (راجع القسم أ)، وقيمة المواصفة الاختيارية الإضافية تساوي ٣٠٠/ ١٠٥٠٠= ٠,٠٢٨٥٧١ من السعر في الفترة $t+2$. وبالتالي فإن السعر المعدل في الفترة t هو ١٠٢٨٥,٧١ والتغير في السعر هو ١٠٥٠٠/ ١٠٢٨٥,٧١ = ١,٠٢٠٨٣٣ أو حوالي ٢%. وإذا تغير أي من هذه العناصر في فترات لاحقة، يجب أن يتغير أيضا $\hat{p}_n^{t-1}$ في هذه المقارنات. ومن ثم فإن طريقة تكاليف المواصفات الاختيارية تصلح للاستخدام في الأسواق المستقرة التي لديها تكنولوجيا ثابتة. وبخلاف ذلك، قد يفضل إجراء تعديل لمرة واحدة على السعر السابق في فترة الأساس ومقارنة أسعار جميع المنتجات اللاحقة المتضمنة المواصفة الاختيارية الجديدة بهذا السعر المعدل، أي ١٠٥٠٠/ ١٠٣٠٠= ١,٠١٩٤١٧ أو ٢% تقريبا.

٨٥- في المثال المذكور آنفا، كانت أسعار المبيعات هي الأسعار المتوفرة للمواصفات الاختيارية. وفي بعض الأحيان قد لا يكون معروفا سوى تكاليف إنتاج المواصفات الاختيارية. ويجب تحويل تكاليف إنتاج المواصفات الاختيارية إلى قيمتها للمستخدم بإضافة الهوامش بين السعر والتكلفة إلى جانب الضرائب غير المباشرة. ولا

تتوافر هذه البيانات غالبا سوى في فترة واحدة فقط. وإذا اعتُبرت نسبة الهوامش هي نفس النسبة في الفترات اللاحقة، لن تكون هناك مشكلة لأن التغيرات في أسعار التجزئة قد تكون بديلاً مناسباً للتغيرات في أسعار المنتجين بعد إجراء التعديل اللازم للهوامش التناسبية. لكن إذا تغير متوسط عمر المنتجات، ستكون تلك المنتجات في مراحل مختلفة من دورات حياتها وقد تكون هوامش أرباحها مختلفة.

٨٦- لننظر في إضافة خاصية لمنتج ما. فالكراسي، مثلا، يمكن إنتاجها وبيعها كطراز أساسي أو قد تكون مزودة بآلية رفع لتعديل ارتفاعها. وقد تظل المواصفات دائما متعلقة بالطراز القياسي، لكن هذا الطراز قد يتوقف إنتاجه في فترة لاحقة. وقد تكون المواصفات الجديدة متعلقة بطراز مزود بآلية تعديل الارتفاع. وهكذا تكون تكلفة المواصفة الاختيارية معروفة من قبل ويمكن عمل سلسلة متصلة باستخدام المعادلة (7.20) وإضافة تكلفة المواصفة الاختيارية إلى السعر القديم في فترة الأساس. لكن هذه العملية قد يكون لها مشكلاتها هي أيضا. أولا: قد تكون تكلفة إنتاج خاصية ما كخاصية قياسية أقل من تكلفة إنتاجها عندما كانت مواصفة اختيارية ــ فجميع الكراسي الجديدة مزودة الآن بآلية تعديل الارتفاع. وبالتالي فإن طريقة تكاليف المواصفات الاختيارية قد لا تقدر زيادة الأسعار حق قدرها. وقد يكون لدى المُصنِّع تقديرا للتأثيرات الناتجة عن وفورات الحجم يسمح له بإجراء مزيد من التعديلات. ويستشهد Triplett (2002) بدراسة أجراها Levy and others (1999) وفيها جرى تركيب نظام منع سرقة السيارات في الطراز القياسي إلا أنه تم إبطال عمله عندما لم تكن المواصفة الاختيارية مطلوبة. فقد كان يبدو أن طريقة الإنتاج هذه أرخص. ثانيا: عند إدراج خاصية ما في الطراز القياسي، قد تقل الإيرادات المحصلة بالنسبة لبعض المبيعات عن التكلفة الحدية لإنتاج هذه الخاصية. ويَحول قرار إدراجها في الطراز القياسي دون رفض المشترين لها. وبالتالي، قد يتحول هؤلاء المشترون إلى مصنِّعين آخرين يسمحون لهم باستبعاد المواصفة الاختيارية، رغم أنه من المستبعد أن يكون ذلك هو المعيار الوحيد للشراء. والأثر الكلي الناتج عن ذلك يتمثل في أن التكلفة المقدَّرة للمواصفة الاختيارية ــ على أساس السعر الذي يدفعه مقابلها الذين يختارونه ــ من المحتمل أن تكون أعلى من الإيراد الضمني الذي يوافق عليه المشترون عند إدراجها في الطراز القياسي. ثالثا، قد يجري تقييم آلية تعديل الارتفاع بمبلغ إضافي x عند بيعها بمفردها. فمن المحتمل أن يعطي أحد قطاعات السوق تقديرا خاصا لآليات تعديل الارتفاع ويكون على استعداد لإنفاق مبلغ إضافي مقابلها. لكن عند بيعها ضمن الطراز القياسي، فإنها لا تحظى بهذا التقدير الكبير لدى كثير من المشترين لأن هؤلاء هم أنفسهم الذين اختاروا الكرسي ذو الطراز القياسي. وستقل قيمتها الكلية للمستخدم، وإن لم يكن واضحا تماما إلى أي مدى، عن قيمة x. وتعتبر بعض المكاتب الإحصائية أن نصف قيمة x تمثل تعديلا. ومن شأن وجود رؤية عن نسبة مشتري المنتجات القياسية الخالية من المواصفات الاضافية أن يسهم في وضع تقديرات أدق.

٨٧- تعد التعديلات مقابل التغير في تكلفة المواصفة الاختيارية مماثلة للتعديلات مقابل التغير في الكمية، باستثناء أن الخاصية النوعية الإضافية في المنتج البديل لا تقتصر على الحجم. وتصبح المقارنة على النحو الآتي:

$p_n^t/\hat{p}_m^{t-1}$ حيث $\hat{p}_m^{t-1}=p_m^{t-1}+\beta\Delta z$ للخاصية المنفردة z وحيث $\Delta z=(z_n^t-z_m^{t-1})$. وقد تتمثل الخاصية في حجم ذاكرة الوصول العشوائي (RAM) في كمبيوتر شخصي (PC) عندما يحل محل طراز معين طراز مماثل له تماما فيما عدا حجم ذاكرة الوصول العشوائي. وإذا كانت العلاقة بين السعر وذاكرة الوصول العشوائي خطية، فمن الملائم استخدام هذه المعادلة. وتعرض صفحات الإنترنت الخاصة بالعديد من مصنعي الكمبيوتر اسعار الاضافات الى حجم ذاكرة الوصول العشوائي الإضافية كخاصية منفصلة عن الخصائص الأخرى، ومن الملائم بالتالي إجراء التعديل باستخدام المعادلة الخطية. وينبغي أن نأخذ في اعتبارنا أنه في المعادلة الخطية لا تتغير قيمة إضافة حجم معين من ذاكرة الوصول العشوائي باختلاف الحجم الإجمالي للذاكرة المثبتة على الجهاز.

٨٨- قد تكون العلاقة غير خطية. فمثلا، مقابل كل ١% إضافية من x، تزيد y بنسبة ١,٥% (β=1.015). وفي هذه الحالة

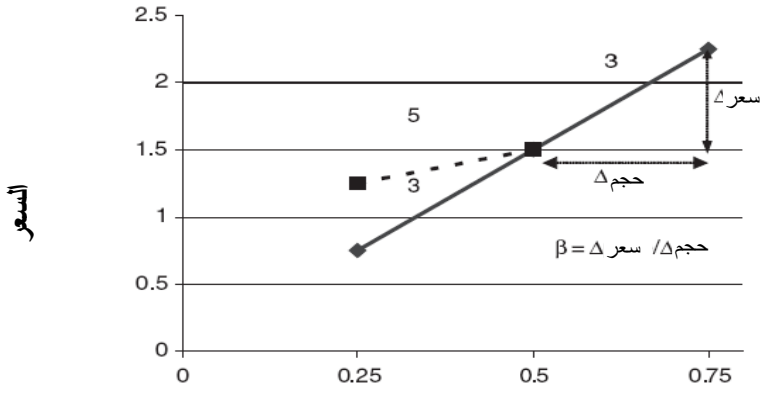
$$\hat{p}_m^{t-1} = p_m^{t-1}\beta^{z} \qquad (7.21)$$

باعتبار أن $p_n^t/\hat{p}_m^{t-1}$ مقياس للتغيرات في الأسعار المعدلة مقابل التغير في النوعية. ومرة أخرى، التغير في z قد يعكس تدفق الخدمة، لكن اللاخطية في العلاقة بين السعر وz قد تعكس العلاقة بين تزايد أو تناقص المنفعة ومدى توفر المنتج. وقد يكون سعر الخاصية نفسها في الطرُز الفاخرة أعلى منه في الطرز الأقل سعرا، أي أن تصبح $\beta \geq 1$ في المعادلة (7.21).

٨٩- يمكن تحديد التشابه بين منهج التعديل مقابل التغير في الكمية ومنهج تكاليف المواصفات الاختيارية بالنظر في الشكل ٧-١ مع كون الخاصية z المواصفة الاختيارية على المحور الأفقي. ويتضح التشابه بين منهج التعديل مقابل التغير في الكمية ومنهج تكاليف المواصفات الاختيارية، فالسعر في كليهما مرتبط ببُعد مبني على النوعية: الحجم أو المواصفة الاختيارية. وقد ينطبق منهج تكاليف المواصفات الاختيارية على بعد ينطوي على أكثر من نوع واحد. ويعتمد المنهجان على الحصول على تقديرات التغير في السعر الناتج عن تغير في المواصفة الاختيارية أو الحجم: أي تقديرات ميل β. وفي حالة التعديل مقابل التغير في الكمية، فإن هذا التقدير يجري استنتاجه من منتج مماثل للمنتج الذي يجري استبداله، باستثناء حجمه. ويجري تحديد ميل β في هذه الحالة تحديدا دقيقا بناء على هذين البيانين. والأمر يبدو كما لو أن طبيعة التجربة قد أخذت في الاعتبار المتغيرات في نوعية العوامل الأخرى بمقارنة سعري بندين متماثلين في الأساس باستثناء اختلاف كميتيهما. فقد يوجد بندان متماثلان مثلا، إلا في خاصية واحدة. ويتيح ذلك تحديد قيمة هذه الخاصية. غير أنه يتعين في بعض الأحيان استخلاص قيمة الخاصية أو المواصفة الاختيارية من مجموعة بيانات أكبر كثيرا. وقد يرجع ذلك إلى أن البُعد النوعي تتراوح قيمته ضمن نطاق واسع نسبيا من القيم الرقمية المحتملة دون وجود تقييم محدد وواضح. ولننظر في مثال بسيط حيث تتغير خاصية واحدة فقط في أحد المنتجات، وهي سرعة معالجة البيانات في جهاز كمبيوتر شخصي.

فتحديد قيمة وحدة سرعة إضافية ليس بالأمر السهل. ومما يعقد الأمور إمكانية وجود العديد من أبعاد النوعية للبنود وعدم توفر جميع توليفات الأبعاد هذه في بنود بالسوق في أي فترة من الفترات. وإلى جانب ذلك، قد تكون التوليفات الموجودة في الفترة الثانية الخاضعة للمقارنة مختلفة تماما عن تلك الموجودة في الفترة الأولى. ويقودنا النظر في هذه الجوانب إلى استخدام إطار أعم.

الشكل ٧-١: التعديل مقابل التغير في نوعية بنود ذات أحجام مختلفة



هـ ـ ٤ المنهج الهيدوني

هـ ـ ٤ ـ ١ المبادئ والطريقة

٩٠- المنهج الهيدوني هو امتداد للمنهجين السابقين من حيث، أولا، أن التغير في السعر الناشئ عن تغير في النوعية بمقدار وحدة واحدة ـ ميل الخط في الشكل ٧-١ ـ يقدر الآن بناء على مجموعة بيانات تضم الأسعار وقيم الخصائص النوعية لعدد أكبر من أنواع المنتجات. ثانيا، تمتد مجموعة الخصائص النوعية لتشمل ـ مبدئيا ـ جميع الخصائص المهمة التي قد تؤثر على السعر، وذلك بدلا من الاقتصار على تعديل السعر مقابل التغير في الكمية أو المواصفة الاختيارية. ويتناول الفصل الحادي والعشرون الأساس النظري للانحدارات الهيدونية، وهو ما نستعرضه بإيجاز بعد المثال التالي.

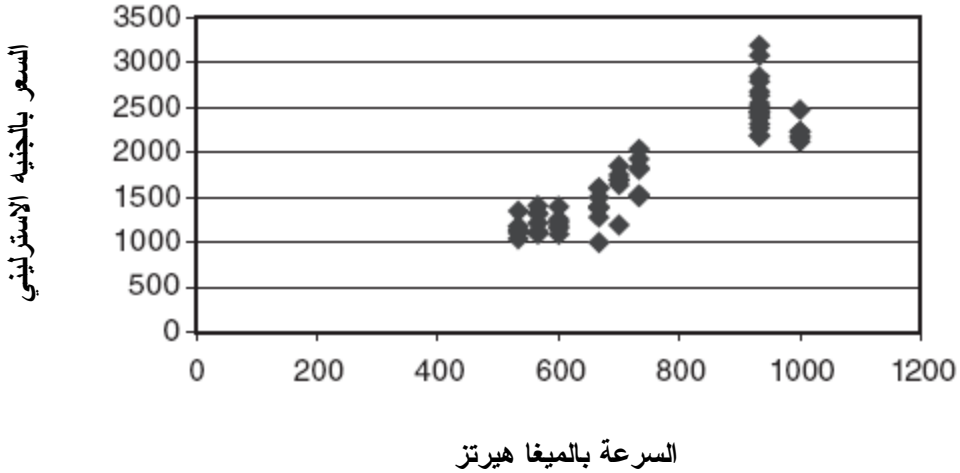
٩١- أولا، ينبغي ملاحظة أن هذه الطريقة تستلزم توسيع نطاق مجموعة البيانات لتشمل قيم الخصائص النوعية التي يتحدد على أساسها سعر كل منتج. وفي طريقة الطرز المتطابقة، احتاج جامع الأسعار إلى توفر بيانات كافية عن كل بند حتى يمكن تعيينه لإعادة تسعيره في فترات لاحقة. وينطوي توسيع نطاق مجموعة البيانات على توفر كل الخصائص التي تحدد سعر كل بند. وقد اكتشف Merkel (2000) أن استخدام القوائم المرجعية بخصائص المنتجات يؤدي إلى تحسين جودة البيانات التي يجري جمعها كما يفي بمتطلبات تطبيق التعديلات الهيدونية (راجع أيضا الفصل السادس عن جمع الأسعار و Liegey, 1994). وهكذا إذا اختفى أحد المنتجات، فإن أي اختلاف في خصائص بديله يمكن تحديده وتقييمه ـ حسبما نوضح لاحقا ـ باستخدام المنهج الهيدوني.

٩٢- يحتوي الملحق ٧-١ على بيانات جرى جمعها من مواقع الإنترنت الخاصة بشركتي كومباك وديل بالمملكة المتحدة في يوليو ٢٠٠٠ حول أسعار وخصائص ٦٤ جهاز كمبيوتر شخصي مكتبي. والشكل ٧-٢ يمثل شكلا للانتشار معد بناء على هذه البيانات ويرتبط فيه السعر (بالجنيه الاسترليني) بسرعة معالجة البيانات (بالميغاهيرتز). ومن الواضح أن أجهزة الكمبيوتر الشخصي ترتفع أسعارها كلما ارتفعت سرعتها ــ أي أن هناك علاقة إيجابية. وفي إطار منهج تكاليف المواصفات الاختيارية المشار إليه آنفا، فإن إحلال كمبيوتر سرعته ٩٣٣ ميغاهيرتز محل آخر سرعته ٧٣٣ ميغاهيرتز يقتضي قياس ميل الخط بين نقطتين منفردتين. ويتطلب تطبيق هذا المنهج وجود أجهزة كمبيوتر بسرعة ٧٣٣ ميغاهيرتز و٩٣٣ ميغاهيرتز تكون خلافا لذلك متماثلة. ويتضح من الشكل ٧-٢ والملحق ٧-١ أن في كل حالة توجد عدة أجهزة كمبيوتر لها نفس السرعة لكن أسعارها مختلفة نتيجة اختلاف خصائص أخرى. وحتى تقدَّر القيمة المطلوبة لوحدات السرعة الإضافية، يجب تقدير ميل الخط الذي يتطابق تماما مع هذه البيانات. وفي الشكل ٧-١، جرى استخدام الميل الفعلي، أما بالنسبة للبيانات الواردة في الشكل ٧-٢ فيجب استخلاص الميل من تقدير معادلة الخط الذي يتطابق تماما مع البيانات، وذلك باستخدام الانحدار بطريقة المربعات الصغرى العادية. ويمكن إجراء عمليات الانحدار باستخدام البرامج الإحصائية والاقتصادية القياسية بالإضافة إلى اللوحات الجدولية. وتُقدَّر المعادلة (الخطية) في هذه الحالة كالآتي:

$$\widehat{\text{Price}} = -658.436 + 3.261\ \text{Speed} \qquad (7.22)$$
$$\bar{R}^2 = 0.820$$

معامل السرعة هو الميل المُقدَّر للخط: التغير في السعر (٣,٢٦١ جنيه استرليني) نتيجة تغير في السرعة بمقدار ١ ميغاهيرتز. ويمكن استخدامه في تقدير التغيرات في الأسعار المعدلة مقابل التغير في النوعية لأجهزة الكمبيوتر الشخصي ذات السرعات المختلفة. وتشير قيمة $\bar{R}^2$ إلى أن ٨٢% من الاختلاف في السعر يعود إلى اختلاف سرعة معالجة البيانات. وقد اُختبرت فرضية العدم بأن معامل السرعة يساوي صفرا، وذلك باستخدام إحصاءة "t" بلغت قيمتها ١٨,٨٣، حيث وجد باستخدام الجداول القياسية لإحصاءات "t" أن فرضية العدم لم تُقبل عند مستوى ١%. وكون المعامل المقدر لا يساوي صفرا لا يمكن عزوه عند مستوى الدلالة الإحصائية هذا إلى أخطاء في المعاينة. وهناك احتمال نسبته أقل من ١% أن يكون الاختبار قد رفض بالخطأ فرضية العدم. غير أنه يتضح من الملحق ٧-١ اتساع نطاق الأسعار عند سرعة معينة ــ ٩٣٣ ميغاهيرتز مثلا، حيث يصل إلى حوالي ١٠٠٠ جنيه استرليني، مما يشير إلى إمكانية تأثر الأسعار بخصائص نوعية أخرى. ويحتوي الجدول ٧-٤ على نتائج معادلة انحدار تربط السعر بعدد من الخصائص النوعية باستخدام البيانات الواردة في الملحق ٧-١. ويمكن الحصول على هذه التقديرات باستخدام برامج إحصائية واقتصادية قياسية بالإضافة إلى اللوحات الجدولية.

الشكل ٧-٢: شكل انتشار يوضح أسعار أجهزة الكمبيوتر الشخصي وسرعات معالجة البيانات المزودة بها



الجدول ٧-٤: نتائج الانحدار الهيدوني لأجهزة كمبيوتر شخصي من نوع ديل وكومباك

المتغير التابع	السعر	اللوغاريتم الطبيعي للسعر
المكون الثابت في المعادلة المقيسة	-٧٢٥,٩٩٦ (٢,٧١)**	٦,٢١٣ (٤١,٩٥)***
السرعة (المعالج – بالميغاهيرتز)	٢,٧٣١ (٩,٩٨)***	٠,٠٠١٣٦٤ (٩,٠٢)***
ذاكرة الوصول العشوائي (ميغا بايت)	١,٢١٣ (٥,٦١)***	٠,٠٠٠٥٩٨ (٥,٠٠)***
القرص الصلب (سعة القرص الصلب، ميغا بايت)	٤,٥١٧ (١,٩٦)*	٠,٠٠٣٥٢٤ (٢,٧٦)**
الصنف (القاعدة المعيارية: كومباك ديسك برو)		
كومباك بريزاريو	-١٩٩,٥٠٦ (١,٨٩)*	-٠,١٥٢ (٢,٦٠)**
كومباك بروزينيا	-١٨٠,٥١٢ (١,٣٨)*	-٠,١٦٧ (٢,٣٢)*
ديل	-١ ٣٣٠,٧٨٤ (٣,٧٤)***	-٠,٦٩١ (٣,٥٢)***
المعالج (القاعدة المعيارية: آمد أثلون)		
إنتل سيليرون	٣٩٣,٣٢٥ (٤,٣٨)***	٠,١٢١ (٢,٤٣)**
إنتل بنتيوم 3	٢٨٢,٧٨٣ (٤,٢٨)***	٠,١٣٤ (٣,٦٦)***

مشغل الذاكرة المستخدمة للقراءة فقط (القاعدة المعيارية: أقراص مدمجة – ذاكـــرة القراءة فقط) †		
قرص مدمج قابل للقراءة والكتابة	١٢٢,٤٧٨ (٥٦,٠٧)***	٠,٠٨٩١٦ (٢,٨٨)**
مشغل أقراص فيديو رقمية	٨٥,٥٣٩ (١,٥٤)	٠,٠٦٠٩٢ (١,٩٩)*
ديل * السرعة (ميغا هيرتز)	١,٧١٤ (٤,٠٣٨)***	٠,٠٠٠٨٢٠ (٣,٤٩)***
N	٦٣	٦٣
$\bar{R}^2$	٠,٩٣٤	٠,٩٣٤

†ذاكرة قراءة فقط

الأرقام بين الأقواس هي إحصاءات *t* تختبر فرضية العدم بأن المعامل قيمته صفر

***، ** و* تعني ذو دلالة إحصائية عند المستويات ٠,١% و١% و٥% على الترتيب، والاختبارات أحادية الجهة.

٩٣- يحتوي العمود الأول على نتائج نموذج انحدار خطي، حيث يكون السعر هو المتغير التابع. والمتغيـــر الأول هو سرعة معالج البيانات بمعامل قدره ٢,٧٣١ ــ أي أن *زيادة* سرعة المعالجة بمقدار وحدة ميغـــاهيرتز واحـــدة تؤدي إلى *زيادة* (إشارة موجبة) في السعر قدرها حوالي ٢,٧٣١ جنيه استرليني. وتقدر قيمـــة التغيـــر مـــن ٧٣٣ ميغاهيرتز إلى ٩٣٣ ميغاهيرتز كالآتي: ٢٠٠ (٢,٧٣١) = ٥٤٦,٢٠ جنيه استرليني. ومعامل السرعة هنـــا لـــه دلالة إحصائية ــ فكونه لا يساوي صفرا (لا تأثير) لا يعزى إلى أخطاء في المعاينة عند مستوى دلالـــة ٠,١%. ويقوم هذا المعامل المقدر على أساس نموذج متعدد المتغيرات: فهو يقيس الأثر الواقع على السعر نتيجـــة تغيـــر سرعة معالجة البيانات بمقدار وحدة واحدة *مع ثبات أثر المتغيرات الأخرى* في المعادلة. أما النتيجة ٣,٢٦١ فـــي المعادلة (7.22)، فلم تعتمد سوى على متغير واحد فقط ، وهي مختلفة عن هذه النتيجة المحسنة.

٩٤- متغيرات الأصناف هي ثوابت انحدار صورية تتخذ القيمتين ١ إذا كان جهاز الكمبيوتر من نوع ديـــل مـــثلا وصفر للأجهزة الأخرى. ورغم أن الأصناف ليست في حد ذاتها خصائص نوعية، فإنها يمكن أن تكون متغيرات بديلة لعوامل أخرى مثل الموثوقية في خدمة ما بعد البيع. وإدراج هذه المتغيرات الصورية للأصناف يعكس أيضا الأسواق المقسمة إلى قطاعات كمجموعات مشترين ــ حسبما يرد في الفصل الحادي والعشرين، بالملحق ٢١-١. وقد وُضعت متغيرات صورية مماثلة للأنواع أو الأصناف الأخرى، ومنها كومباك بريزاريو وكومباك بروزينيـــا. غير أن الصنف كومباك ديسك برو فقد جرى استبعاده ليكون القاعدة المعيارية التي تقارَن بها الطـــرُز الأخـــرى. وهكذا فإن معامل الصنف ديل يعد تقديرا للفرق بين قيمة الصنف ديل وقيمة الصنف كومباك ديسك برو مع ثبـــات

المتغيرات الأخرى (أي أن ديل أرخص بمقدار ١٣٣٠,٧٨ جنيه استرليني). وبالمثل، فإن إنتل بنتيوم ٣ يزيد في السعر على آمد أثلون بنحو ٢٨٢,٧٨ جنيه استرليني.

٩٥- تم تقييم سرعة المعالج على أساس بيانات أجهزة الكمبيوتر الشخصي من نوع ديل وكومباك. فإذا كان التعديل مقابل التغير في النوعية يجري بين جهازَي كمبيوتر شخصي من نوع ديل، فقد يرى البعض أنه ينبغي تجاهل البيانات المتعلقة بأجهزة الكمبيوتر الشخصي من نوع كومباك. ورغم أنه يمكن تقدير انحدار كل نوع على حدة، فإن ذلك يحد بشدة من حجم العينة. وبدلا من ذلك، يمكن استخدام حد تفاعل أو متغير صوري للميل في المتغيرات التي يعتقد أنها تتأثر تأثرا كبيرا بالتفاعل مع متغير الصنف. ومن أمثلة هذا المتغير الصوري "ديل x السرعة" الذي يتخذ قيمة السرعة عندما يكون جهاز الكمبيوتر الشخصي من نوع ديل، والقيمة صفر عدا ذلك. ومعامل هذا المتغير هو ١,٧١٤ (راجع الجدول ٧-٤)، وهو تقدير للزيادة في السعر (إشارة موجبة) الناشئة عن كون جهاز الكمبيوتر الشخصي من نوع ديل إضافة إلى الزيادة في السعر المتمثلة بالفعل في التقييم القياسي لزيادة في السرعة قدرها ١ ميغاهيرتز. وبالنسبة لأجهزة الكمبيوتر الشخصي من نوع ديل، فإنه يبلغ ٢,٧٣١ جنيه استرليني + ١,٧١٤ جنيه استرليني = ٤,٤٤٥ جنيه استرليني. وبالتالي، إذا كان جهاز الكمبيوتر الشخصي البديل من نوع ديل يفوق في سرعته سرعة جهاز الكمبيوتر الشخصي غير المتوفر بمقدار ٢٠٠ ميغاهيرتز، فإن تعديل سعر الكمبيوتر الشخصي غير المتوفر يكون بإضافة ٢٠٠× ٤,٤٤٥ جنيه استرليني= ٨٨٩ جنيه استرليني. وبالمثل، يمكن تحديد واستخدام حدود تفاعل لمتغيرات أخرى. ويجري تقدير معادلات الانحدار بسهولة باستخدام برامج اقتصادية قياسية أو إحصائية، أو باستخدام وظائف تحليل البيانات في اللوحات الجدولية. وهناك شرح للأساليب المستخدمة في العديد من النصوص، ومنها دراسة Kennedy (2003) ودراسة Maddala (1988). ويتناول الملحق ٢١-١ بالفصل الحادي والعشرون، قضايا الاقتصاد القياسي المتعلقة بتقدير الانحدارات الهيدونية.

٩٦- $\overline{R}^2$ تمثل نسبة التغير في السعر كما تفسرها المعادلة المقدرة. وعلى نحو أكثر منهجية، هذه القيمة تساوي ١ مطروحا منه نسبة تباين البواقي، $\sum_{i=1}^{n}\left(p_i^t-\hat{p}_i^t\right)^2/n$ ، في المعادلة إلى تباين الأسعار، $\sum_{i=1}^{n}\left(p_i^t-\overline{p}_i^t\right)^2/n$. والخط الذي يعلو الرمز R^2 يعني أنه قد تم إجراء التعديل الملائم مقابل درجات الحرية على هذه المعادلة، وهو ما يعد أمرا ضروريا عند مقارنة المعادلات التي يختلف بها عدد المتغيرات التفسيرية. وعند ٠,٩٣٤، نجد أن $\overline{R}^2$ مرتفعة. غير أن ارتفاع $\overline{R}^2$ يمكن أن يكون مضللا لغرض إجراء التعديل مقابل التغير في النوعية. أولا: تبين لنا هذه القيم أن جزءا كبيرا من التغير في السعر يعزى إلى المتغيرات التفسيرية. وقد يكون ذلك نتيجة وجود عدد كبير نسبيا من أنواع السلع في الفترة المعنية. وهذا ليس كالاعتماد بدرجة كبيرة على التنبؤ في تعديل سعر منتج بديل من صنف واحد في فترة زمنية لاحقة. حيث تعتمد القيم المتوقعة في دقتها ليس فقط على ملاءمة المعادلة، بل أيضا على مدى اختلاف خصائص المنتج الذي يجري التنبؤ بسعره عن متوسطات العينة. وكلما زاد اختلاف المنتج، اتسع نطاق الاحتمالات المتوقعة. ثانيا: تبين لنا $\overline{R}^2$ *نسبة* التغير في الأسعار كما تفسرها المعادلة المقدرة.

وقد يكون هناك تفسير لقيمة ٠,٩٠ بينما لا يكون هناك تفسير لقيمة ٠,١٠. فإذا كانت الأسعار تختلف فيما بينها اختلافا كبيرا، يظل هناك هامش مطلق كبير من الأسعار دون تفسير. ومع ذلك، فإن ارتفاع قيمة $\overline{R}^2$ يعد شرطا ضروريا لاستخدام التعديلات الهيدونية.

٩٧- ينبغي بوجه عام إجراء الانحدارات الهيدونية باستخدام صيغة نصف لوغاريتمية (الفصل الحادي والعشرون). والمتغير التابع هو اللوغاريتم (الطبيعي) للسعر، لكن المتغيرات في الجانب الأيمن من المعادلة تُستخدم بوحداتها العادية، ومن هنا جاء اسم الصيغة نصف اللوغاريتمية. والصيغة اللوغاريتمية المزدوجة تقوم كذلك على استخدام لوغاريتمات المتغيرات z في الجانب الأيمن من المعادلة. ومع ذلك إذا كان أي من المتغيرات z هذه متغير صوري يتخذ القيمة صفر في بعض الحالات، فلن يمكن استخدام الصيغة اللوغاريتمية المزدوجة لأنه لا يمكن حساب لوغاريتم القيمة صفر (وبالتالي، ينصب الاهتمام على الصيغة نصف اللوغاريتمية). ونهتم في هذا المقام بالصيغ الخطية ونصف اللوغاريتمية قدر اهتمامنا بصيغ الجمع والضرب الواردة في القسم أ. والنموذج الخطي ــ مثلا ــ يضيف ٢٨٢,٧٨ جنيه استرليني إلى سعر جهاز كمبيوتر شخصي به معالج من نوع إنتل بنتيوم ٣ مقارنة بآخر به معالج من نوع آمد أثلون، بصرف النظر عن سعر جهاز الكمبيوتر. وهذا الأمر شائع في استراتيجيات التسعير باستخدام شبكة الإنترنت. غير أنه في أغلب الأحيان تُقيَّم نفس المواصفات الاختيارية بسعر أعلى بالنسبة للسلع والخدمات الفاخرة. وفي هذه الحالة، تصبح المعادلة رقم (7.22) أعلاه لنموذج متعدد المتغيرات كالتالي:

$$\text{Price} = \beta_0 \times \beta_1^{z_1} \times \beta_2^{z_2} \times \beta_3^{z_3} \times .... \times \beta_n^{z_n} \times \varepsilon \qquad (7.23)$$

أو

$$\ln \text{Price} = \ln \beta_0 + z_1 \beta_1 + z_2 \beta_2 + z_3 \beta_3 + ... + z_n \beta_n + \ln \varepsilon.$$

ويلاحظ أن هذه صيغة نصف لوغاريتمية، أي تقوم على استخدام لوغاريتمات المتغير في الجانب الأيسر من المعادلة فقط، أي السعر. وتدرج كل خاصية من خصائص z في معادلة الانحدار كما هي وليس في شكل لوغاريتمات. والميزة في ذلك أنه يمكن إدراج المتغيرات الصورية لوجود خاصية ما أو عدم وجودها في الجانب الأيمن من المعادلة. حيث تتخذ هذه المتغيرات الصورية القيمة ١ إذا كان المنتج مزود بالخاصية والقيمة صفر إذا لم يكن مزود بها، ولا يمكن حساب لوغاريتم القيمة صفر. ويتناول الفصل الحادي والعشرون بمزيد من التفصيل المسائل المتعلقة باختيار شكل الدالة.

٩٨- إن حساب اللوغاريتمات في المعادلة الأولى (7.23) يسمح بتحويلها في المعادلة الثانية إلى صيغة خطية. ويمكن بذلك استخدام مقدِّر تقليدي يقوم على طريقة المربعات الصغرى العادية لتقدير لوغاريتم المعاملات. وترد هذه التقديرات في العمود الثالث من الجدول ٧-٤ ولها تفسير مباشر ومفيد: فإذا ضُربت هذه المعاملات في ١٠٠، نحصل على التغير المئوي في السعر الناشئ عن تغير المتغير التفسيري بمقدار وحدة واحدة. وبالنسبة للسرعة

(سرعة المعالج)، يتغير السعر بنسبة ٠,١٣٦٤% تقريبا مقابل كل ميغاهيرتز إضافية في المنتج البديل مقارنة بالمنتج المختفي. وعند استخدام المتغيرات الصورية، يمكن الحصول من المعاملات ــ عند ضربها في ١٠٠ ــ على تقديرات التغير المئوي في السعر: $100(1- e^{\beta})$. فمثلا، عند مقارنة قرص مدمج قابل للكتابة بقرص مدمج للقراءة فقط، يكون التغير في السعر $100(1- e^{0.08916}) = 9.326\%$. وهناك بعض التحيز في هذه المعاملات المقدرة للمتغيرات الصورية في المعادلة (نصف) اللوغاريتمية، حيث ينبغي إضافة نصف التباين في معادلة الانحدار إلى المعامل قبل استخدامه (راجع Teekens and Koerts, 1972). وبالنسبة لقرص مدمج للقراءة فقط، تساوي إحصاءة "t" 2.88، وهو ما يعادل قيمة المعامل مقسومة على الخطأ المعياري لهذا المعامل، حيث يساوي الخطأ المعياري 0.08916/ 2.88= 0.03096 والتباين $0.03096^2 = 0.000958$. ويكون تعديل التباين في معادلة الانحدار بإضافة 2/0.000958 إلى 0.08916، لتكون النتيجة 0.089639 أو 8.9639%.

٩٩- هذا المنهج مفيد بوجه خاص عندما لا يكشف السوق عن سعر الخصائص النوعية المطلوب لأغراض التعديل. فالأسواق تكشف عن أسعار المنتجات، لا عن أسعار الخصائص النوعية، لذا، من المفيد النظر إلى المنتجات باعتبارها حزم من الخصائص المترابطة. ويمكن باستخدام الانحدار الهيدوني تقدير الأسعار الضمنية للخصائص في حال وجود مجموعة كبيرة بما يكفي من البيانات المتعلقة بالمنتجات وبخصائصها إلى جانب التنوع الكافي في مزيج الخصائص فيما بين المنتجات. ويتناول الفصل الحادي والعشرون النظرية المنهجية. وهناك بعض سبل تنفيذ هذا المنهج نتناولها لاحقا. وقبل ذلك، من المفيد ملاحظة كيفية تفسير هذه المعامِلات في ضوء المتطلبات النظرية.

هـ ــ ٤ ــ ٢ في مجال النظرية

١٠٠- ينبغي الإشارة إلى تفسير المعامِلات المحتسبة باستخدام الانحدارات الهيدونية. وتناقش هذه المسألة بمزيد من التفصيل في القسم "ب ــ ٥" من الفصل الحادي والعشرين، بينما نوجز في هذا القسم النتيجة التي تم التوصل إليها. فقد ساد اعتقاد خاطئ بأن المعامِلات المحتسبة باستخدام المنهج الهيدوني تمثل تقديرات للقيمة من منظور المستخدِم وليس تكلفة الموارد. وقد بينت دراسة Rosen (1974) أن المعامِلات الهيدونية يمكن أن تعكس كل من القيمة للمستخدِم وتكلفة الموارد ــ أي تأثيرات قوى العرض والطلب. وهناك ما يشار إليه في الاقتصاد القياسي بمشكلة تقدير المعالم، حيث لا تسمح البيانات الملاحظة بتقدير المعالم الأساسية للطلب والعرض. ومع ذلك، إذا افترضنا أن *تكنولوجيا الإنتاج واحدة لدى البائعين*، لكن المشترين يختلفون، عندئذ تحدد الدالة الهيدونية أسعار الخصائص المنتجة وفق التكنولوجيا السائدة التي ستعرضها الشركة على مزيج الأذواق الحالي. ونظرا لاختلاف أذواق المستخدمين، فإن ما يطرح بالسوق هو نتيجة محاولة الشركات الوفاء بأفضليات المشترين مع ثبات مستوى التكنولوجيا والأرباح، حيث تكشف الدالة الهيدونية للأسعار في هذه الحالة عن هيكل العرض. أما إذا افترضنا أن البائعين مختلفون بينما *أذواق المشترين متماثلة*، فإن الدالة الهيدونية $p(z)$ تحدد هيكل الطلب. ومن هذه

الاحتمالات، نجد أن اتفاق الأذواق أمر مستبعد، بينما تماثل التكنولوجيات أقرب إلى الحدوث، خاصة إن لم تكن هناك أي قيود على الحصول على التكنولوجيا في الأجل الطويل. وقد ذكر Griliches (1988, p.120) في سياق الحديث عن أحد مؤشرات أسعار المستهلكين ما يلي:

"من وجهة نظري أن المنهج الهيدوني يعمل على تقدير جوانب قيد الميزانية الذي يواجه المستهلكين، مما يسمح بالتالي بتقدير الأسعار "المختفية" عند تغير النوعية. وهو لا يستخدم في تقدير دوال المنفعة في حد ذاتها، لكنه قد يفيد أيضا في هذه الأغراض ... . ما يجري تقديره هو نقطة التقاطع الفعلية بين منحنيات الطلب لمستهلكين مختلفين لهم أذواق مختلفة ومنحنيات العرض لمنتجين مختلفين يحتمل أنهم يستخدمون تكنولوجيات إنتاج مختلفة. وبالتالي من المستبعد أن تكون هناك إمكانية لاستنباط دوال المنفعة والتكلفة الأساسية من هذه البيانات وحدها، إلا في ظروف خاصة جدا."

لذلك من الضروري اتخاذ موقف عملي. فالتعديل الضمني للأسعار مقابل التغير في النوعية كما ورد في القسم "ج" قد يكون غير ملائم في حالات كثيرة، لأنه من المستبعد أن تصح الافتراضات الضمنية. والمتطلبات العملية للإحصاءات الاقتصادية تقتضي في هذه الحالات استخدام تعديلات صريحة مقابل التغير في النوعية. أما عدم تعديل الأسعار بحجة عدم ملاءمة المقاييس من الناحية المفاهيمية فيعني تجاهل التغير في النوعية ومن ثم الحصول على نتائج خاطئة. وتعد الطرق الهيدونية وسيلة مهمة لتعديل الأسعار مقابل التغير في خاصية واحدة أو أكثر، وذلك عن طريق الاستفادة الفعالة من البيانات المتعلقة بالعلاقة بين السعر والنوعية التي تستنبط من منتجات أخرى في السوق.

١٠١- تقتضي صحة استخدام منهج الانحدار الهيدوني اختبار معامِلات المعادلات المقدرة لمعرفة مدى منطقيتها. وقد يقال أن الكم الكبير جدا من الأذواق والتكنولوجيات المتنوعة، إلى جانب التفاعل بين قوى العرض والطلب، يجعل استخراج تقديرات *منطقية* من هذه الانحدارات أمرا مستبعدا. فقد تقوم إحدى الشركات بتخفيض هامش الربح والأسعار لأسباب تتعلق بخططها الاستراتيجية في الأجل الطويل، مثلا، مما يجعل المعامِلات لا تبدو منطقية. ولكن هذا لا ينفي فائدة اختبار المعامِلات الهيدونية كجزء من استراتيجية الهدف منها تقييم المعادلات الهيدونية المقدرة. وذلك لعدة أسباب. أولا: تم إجراء دراسات عملية مكثفة في هذا المجال، وكانت النتائج المتعلقة بفرادى المعامِلات منطقية تماما في معظم الحالات. وحتى بمرور الوقت، يمكن لفرادى المعامِلات أن تظهر أنماط انحدار معقولة تماما (راجع van Mulligen, 2003). ثانيا، قد يقال، كما سيجري بيانه، أن اهتمامنا ينبغي أن ينصب على التوقع والخطأ فيه وليس على قيم فرادى المعامِلات (Pakes, 2001).

هـ ــ ٤ ــ ٣ *التطبيق*

١٠٢- إن استخدام المنهج الهيدوني في تقدير التعديلات مقابل التغير في نوعية البدائل غير المماثلة يمكن أن يأخذ عدة أساليب. ويستخدم الأسلوب الأول عند إعادة تسعير منتج له خصائص مختلفة، حيث يكون المطلوب عندئذ تعديل سعر المنتج القديم أو سعر المنتج البديل (الجديد) من خلال تقييم الاختلاف في النوعية بين المنتجين. وهذا "الترقيع" لثغرة بيانات الأسعار الناقصة يختلف تماما عن استخدام المؤشرات الهيدونية للأسعار التي يتناولها القسم "٧ــ ز ــ٢" والفصل الحادي والعشرين، حيث تستخدم الانحدارات الهيدونية في إعداد مؤشرات هيدونية للأسعار الكلية المعدلة مقابل التغير في النوعية. والأسلوب الأول يعد تطبيقا جزئيا يستخدم مع البدائل غير المماثلة عند اختفاء المنتجات. أما الأسلوب الثاني، كما سيرد في القسم "٧ــ ز ــ٢"، فيعد تطبيقا عاما يستخدم مع عينة من مجموعة البيانات الكاملة. ونتناول في هذا القسم الترقيع الجزئي.

١٠٣- *الاحتساب الهيدوني: المقارنة بين المقدر والفعلي*: في هذا المنهج، يجري تقدير الانحدار الهيدوني (اللوغاريتم الطبيعي) لسعر الطراز i في الفترة t على مجموعة خصائصه z^t_{ki} *لكل شهر* باستخدام المعادلة الآتية:

$$\ln p_i^t = \beta_0^t + \sum_{k=1}^{K} \beta_k^t z_{ik}^t + \varepsilon_i \qquad (7.24)$$

وبافتراض أن سعر المنتج m المتاح في شهر يناير (الفترة t) غير متاح في شهر مارس (الفترة t+2)، فإنه يمكن تقدير السعر في شهر مارس بإدخال خصائص المنتج القديم المختفي m في معادلة الانحدار المقدرة بالنسبة لشهر مارس، ويجري تكرار هذه العملية بالنسبة للشهور التالية. ويحسب السعر المقدر لهذا المنتج القديم في شهر مارس ويقارن بالسعر في شهر يناير (الفترة t)، على الترتيب، كما يلي:

$$\hat{p}_m^{t+2} \equiv \exp[\beta_0^{t+2} + \sum_{k=1}^{K} \beta_k^{t+2} z_{mk}^t] \qquad \textbf{(7.25a)}$$

و p_m^{t+2}/p_m^t وهكذا، يعدل سعر الطراز *القديم*. وفي المثال الوارد في الجدول 7–2 (أ)، يمكن تقدير الأسعار $\hat{p}_2^3$ و $\hat{p}_2^4$ إلخ، و $\hat{p}_6^3$ و $\hat{p}_6^4$ إلخ ومقارنتها بالسعرين p_2^1 و p_6^1 على الترتيب. ويمكن ملء الفراغات السعرية الخاصة بالمنتجَين ٢ و٦ في الجدول ٧–٢ (أ) بالسعر المقدر من معادلة الانحدار.

١٠٤- هناك إجراء بديل يتمثل في اختيار منتج بديل n لكل منتج غير متاح m. وفي هذه الحالة يكون سعر المنتج n معروفا في الفترة t+2، والمطلوب سعره المقدر في الفترة t. وهكذا يقارن بين السعر المقدر والسعر المطلوب للمنتج الجديد كالآتي:

$$\hat{p}_m^t \equiv \exp[\beta_0^t + \sum_{k=1}^{K} \beta_k^t z_{mk}^{t+2}] \qquad (7.25b)$$

و $p_n^{t+2}/\hat{p}_n^t$ وهكذا، يعدل سعر الطراز الجديد. وفي هذه الحالة، يجري إدخال خصائص المنتج *n* في الجانب الأيمن من معادلة الانحدار المقدرة للفترة *t*. ويمكن ترجيح المقارنات السعرية في المعادلة (7.25a) بالقيمة w^t_m، كما يمكن ترجيح المقارنة السعرية للمنتج البديل في المعادلة (7.25b).

١٠٥- البديل الأخير يتمثل في حساب المتوسط الهندسي للصيغ الواردة في المعادلتين (7.25a) و(7.25b) على أسس مماثلة لتلك الواردة في الفصل الخامس عشر وفي دراسة Diewert (1997) بشأن قضايا مماثلة عن الأرقام القياسية.

١٠٦- الاحتساب الهيدوني: *المقارنة بين المقدر والمقدر*: يقوم هذا المنهج على استخدام قيم مقدرة للمنتج في *الفترتين*، أي $\hat{p}_n^{t+2}/\hat{p}_n^t$ مثلا، حيث *n* تمثل المنتج. لنفترض وجود مشكلة سوء توصيف في المعادلة الهيدونية. فعلى سبيل المثال، قد يوجد تأثير تفاعلي نتيجة التداخل بين متغير صوري لصنف ما وخاصية ما ــ مثلا بين الصنف ديل (DELL) والسرعة في المثال الوارد في الجدول ٧-٤. فسعر الخاصيتين معا في جهاز واحد قد يتجاوز (في صيغة نصف لوغاريتمية) سعر فرادى مكوناتهما (راجع دراسة Curry, Morgan, and Silver, 2000 للاطلاع على أدلة وجود تأثيرات التفاعل). وفي هذه الحالة سيكون استخدام النسبة $p_n^{t+2}/\hat{p}_n^t$ مضللا لأن السعر الفعلي في البسط يشتمل على زيادة قدرها 5%، بينما لا يشتمل عليها السعر المقدر من الصيغة نصف اللوغاريتمية المباشرة. وينبغي التأكيد على أنه عند اعتماد هذا المنهج فإن السعر الفعلي المسجل تحل محله قيمة محتسبة. ولا يحبذ استخدام سواء هذا المنهج أو صيغة التحيز التي ناقشناها آنفا. وتتناول دراسة Diewert (2002e) مشكلة مماثلة وتقترح تعديل السعر الفعلي كي يتفق مع السعر الهيدوني.

١٠٧- تحسب المقارنات باستخدام قيم مقدرة في كلتا الفترتين كالتالي:

$\hat{p}_n^{t+2}/\hat{p}_n^t$ للمنتج *الجديد*

$\hat{p}_m^{t+2}/\hat{p}_m^t$ للمنتج المختفي أو *القديم*، أو

$$\left[\left(\hat{p}_n^{t+2}/\hat{p}_n^t\right)\left(\hat{p}_m^{t+2}/\hat{p}_m^t\right)\right]^{1/2} \qquad (7.26)$$

كمتوسط (هندسي) للاثنين.

١٠٨- التعديلات الهيدونية باستخدام *المعامِلات*: في هذا المنهج، يستخدم منتج بديل ويجري التحقق من أي اختلافات بين الخصائص للمنتج البديل *n* في الفترة *t*+2 مثلا والمنتج *m* في الفترة *t*. ويقارن السعر المتوقع للمنتج *n* في الفترة *t*، أي $\hat{p}_n^t$، بالسعر الفعلي p_n^{t+2}. غير أنه على خلاف الصيغ الواردة في المعادلة (7.25b)، مثلا، يمكن تقدير $\hat{p}_n^t$ بتحديد المجموعة الفرعية من الخصائص *k* التي تميز *m* عن *n* وتقدير أسعارها الضمنية

في الفترة t من الانحدار الهيدوني، وتعديل السعر $p_m{}^t$. فعلى سبيل المثال، إذا كان أقرب بديل للمنتج ٢ هو المنتج ٣، تحدد الخصائص التي تميز المنتج 3 عن المنتج 2، ويقدر السعر في فترة الأساس، p_3^1، بتعديل p_2^1 باستخدام المعامِلات الملائمة من الانحدار الهيدوني في ذلك الشهر. فبالنسبة لماكينات الغسيل مثلا، إذا كان للمنتج 2 سرعة دوران ٨٠٠ لفة في الدقيقة وللمنتج ٣ سرعة دوران ١١٠٠ لفة في الدقيقة، مع ثبات العوامل الأخرى، يقدَّر السعر الافتراضي للفرق في السرعة وهو ٣٠٠ لفة في الدقيقة من الانحدار الهيدوني ويعدل السعر p_2^1 للمقارنة مع السعر p_3^3. لاحظ أنه إذا كانت المتغيرات z في مجموعة الخصائص مستقلة تماما عن بعضها البعض، فإن نتائج هذا المنهج ستكون مماثلة لنتائج المعادلة (7.25b). وذلك لأن الترابط بين المتغيرات في الجانب الأيمن من المعادلة الهيدونية ــ الارتباط الخطي بين عدد من المتغيرات المستقلة ــ يؤدي إلى عدم دقة المعامِلات المقدرة (راجع الملحق ٢١–١ من الفصل الحادي والعشرين).

١٠٩– *التعديل الهيدوني غير المباشر*: يمكن استخدام التعديل الهيدوني غير المباشر في الفترة الحالية، وهو ما يستلزم فقط تقدير الانحدار الهيدوني في فترة الأساس t باستخدام المعادلة التالية:

$$\frac{p_n^{t+2}}{p_m^t} \div \frac{\hat{p}_n^t}{\hat{p}_m^t} \qquad (7.27)$$

الحد الأول هو التغير السعري بين البند القديم والبند البديل في الفترتين t و$t+2$ على الترتيب. لكن نوعية المنتج قد تغيرت أيضا، لذلك يجب قسمة التغير السعري هذا على مقياس للتغير في النوعية. والحد الثاني قائم على استخدام الانحدار الهيدوني في الفترة t في كل من البسط والمقام. لذلك، تبقى المعامِلات ــ الأسعار الافتراضية لكل خاصية ــ ثابتة. فليست الأسعار هي التي تتغير. حيث تختلف الأسعار المقدرة بسبب اختلاف *كميات* الخصائص في البسط والمقام، حيث يحتوي البسط على خصائص المنتج البديل n بينما يحتوي المقام على خصائص المنتج القديم m. ويتمثل المقياس في التغير في السعر بعد استبعاد (بالقسمة) التغير في كمية خصائص كل منتج مقيما بسعر ثابت في الفترة t. ومن الناحية المفاهيمية، فإن الاستمرار في التقييم عن طريق الانحدار في الفترة $t+2$ سيكون صحيحا أيضا والمتوسط الهندسي للاثنين نموذجيا. ومع ذلك، إذا لم يكن في الإمكان إجراء الانحدارات الهيدونية في الوقت اللازم لإعداد المؤشر، فإن نتيجة المعادلة (7.27) لن تكون بالدقة المطلوبة. فكلما زاد الفرق بين نتائج الفترة الحالية وفترة الأساس، قلت دقتها. وبالتالي، ينبغي تحديث تقديرات الانحدار بانتظام باستخدام تقديرات الفترة القديمة والحالية، ومقارنة النتائج على أساس رجعي كوسيلة للتحقق من صحة هذه النتائج.

هـ ــ ٤ ــ ٤ الحاجة إلى الحذر

١١٠– ينبغي وضع عيوب المنهج الهيدوني في الاعتبار. ويرد أدناه موجز لبعض النقاط وإن كان ينبغي على القراء الرجوع إلى قائمة المراجع والملحق ٢١ من الفصل الحادي والعشرين). أولا: يستلزم المنهج خبرة

إحصائية لأغراض تقدير المعادلات. غير أن انتشار برامج سهلة الاستعمال مزودة بإمكانات الانحدار يحد من حجم هذه المشكلة. حيث تحتوي البرامج الإحصائية والاقتصادية القياسية على عدد من الاختبارات التشخيصية لمعرفة مدى صحة الصيغة النهائية للنموذج. ويتضمن ذلك $\bar{R}^2$ كمقياس للقوة التفسيرية الكلية للمعادلة، وإحصاءات اختبار "*F*" واختبار "*t*" التي يمكن من خلالها تحديد ما إذا كانت الاختلافات بين معامِلات المتغيرات التفسيرية تختلف معا أو كل على حدة عن الصفر عند مستويات محددة من الدلالة الإحصائية. وتقوم معظم هذه الإحصاءات على استخدام أخطاء التقدير في المعادلة. ويمكن استخدام معادلة الانحدار للتنبؤ بأسعار المنتجات بإدخال قيم خصائصها مكان المتغيرات التفسيرية. والاختلافات بين الأسعار الفعلية وهذه النتائج المقدرة تمثل أخطاء البواقي. وهناك مجموعة من العوامل التي قد تؤدي إلى ظهور نتائج متحيزة أو غير دقيقة، منها اختلاف التباين (Heteroscedasticity – عدم ثبات التباينات في البواقي يشير إلى وجود لاخطية أو إغفال متغيرات تفسيرية ذات صلة)، وتوزيع البواقي بصورة تختلف عن التوزيع الطبيعي – Normal Distribution ، والارتباط الخطي المتعدد، حيث تكون هناك علاقة بين متغيرين تفسيريين أو أكثر. وقد وُصف العامل الأخير على وجه التحديد بأنه "آفة الانحدارات الهيدونية" (راجع Triplett, 1990). وتُناقش قضايا الاقتصاد القياسي هذه في سياق الانحدارات الهيدونية (راجع دراسات Berndt, 1991، و Berndt, Griliches, and Rappaport, 1995، و Triplett, 1990، و Gordon, 1990، و Silver, 1999، والملحق ٢١-١ من الفصل الحادي والعشرين) وبوجه أعم في الدراسات التمهيدية عن الاقتصاد القياسي، مثل دراستي Kennedy (2003) و Maddala (1988). وللأسباب الواردة أعلاه، يحبذ عند الاشتباه في وجود ارتباط خطي متعدد استخدام القيم المقدرة بدلا من فرادى المعامِلات.

١١١- ثانيا: ينبغي تحديث المعامِلات المقدرة بانتظام. غير أنه إذا أُجري التعديل على الطراز القديم، تكون المقارنة السعرية بين سعر الطراز الجديد وسعر الطراز القديم معدلا مقابل التغير في النوعية. ويُستخلص الاختلاف في النوعية بين الطرازين القديم والجديد باستخدام معامِلات من انحدار هيدوني من فترة سابقة، وذلك باعتبار هذه المعامِلات تقديرات لقيمة هذه الاختلافات. ويبدو للوهلة الأولى أنه لا توجد حاجة إلى تحديث الانحدار الهيدوني كل شهر. غير أن تقييم خاصية ما في الفترة المرجعية للأسعار قد يكون مختلف تماما عن تقييمها في الفترة الجديدة. فعلى سبيل المثال، قد تكون هناك زيادة قدرها ٥% في سعر خاصية ما في الفترة المرجعية مقابل ١٠% في الفترة الحالية، لأنها قد تكون طرحت بخصم في تلك المرحلة من دورة حياتها للتشجيع على استخدامها. ومواصلة استخدام معامِلات من فترة بعيدة في تعديل الأسعار في الفترة الحالية يشبه استخدام أوزان ترجيحية من فترة أساس قديمة. وقد تكون المقارنة واضحة لكنها قليلة الفائدة. لذلك ففي حالة تعديل سعر بند قديم في الفترة المرجعية مقابل الاختلافات في النوعية باستخدام تقديرات هيدونية من تلك الفترة، فإنه يتعين تحديث هذه التقديرات إذا ما اعتبرت قديمة، بسبب تغير الأذواق أو التكنولوجيا مثلا، ووصل المقارنات المقدرة الجديدة بالقديمة.

وبالتالي، يوصى بتحديث التقديرات الهيدونية بانتظام عند استخدام عمليات التعديل للسعر القديم، لاسيما عندما يوجد ما يشير إلى عدم استقرار المعلمات عبر الزمن.

١١٢- ثالثا: ينبغي أن تكون عينة الأسعار والخصائص المستخدمة في التعديلات الهيدونية ملائمة للغرض. فإذا تم جمعها من قطاع معين، أو من مصدر تجاري معين أو من صفحة معينة على الإنترنت ثم استخدمت في تعديل أسعار منتجات غير مماثلة تباع في أسواق مختلفة تماما، حينئذ لا بد على الأقل أن يحدث ذلك بناء على تصور بأن العوائد الهامشية من الخصائص متماثلة بين القطاعات. وينطبق ذلك بالمثل على أصناف المنتجات المستخدمة في العينة لأغراض الانحدار الهيدوني. إذ ينبغي مراعاة أن ارتفاع أرقام $\bar{R}^2$ لا يضمن وحده موثوقية النتائج. فهذه القيم المرتفعة تنشأ عن انحدارات تم إجراؤها في فترات تسبق استخدامها، وتشير إلى نسبة التفاوت في الأسعار بين العديد من المنتجات والأصناف. وهي ليست في حد ذاتها مقياسا لخطأ التنبؤ فيما يتصل بمنتج معين يباع في منفذ معين ومن صنف معين في فترة لاحقة، غير أنها يمكن أن تكون عنصرا مهما في هذا الشأن.

١١٣- رابعا: هناك قضية الشكل الدالي واختيار المتغيرات التي تدرج في النموذج. والأشكال الدالية البسيطة جيدة بوجه عام. وهي تتضمن الصيغة الخطية والصيغة النصف لوغاريتمية (لوغاريتم الجانب الأيسر) والصيغة اللوغاريتمية المزدوجة (لوغاريتمي الجانبين). ويتناول الملحق ٢١-١ من الفصل الحادي والعشرين هذه القضايا. وينبغي أن يتضمن وصف أي طراز جميع الخصائص المحددة للسعر. ويحبذ بعض المؤلفين استخدام الصيغ البسيطة التي تحتوي على أقل عدد من المتغيرات، طالما كانت القدرة على التنبؤ كبيرة (Koskimäki and Vartia, 2001). ولأغراض مؤشر أسعار المستهلكين، أدرجت Shepler (2000) 33 متغيرا في الانحدارات الهيدونية التي أجرتها للثلاجات ــ وهي منتج متجانس إلى حد ما. وقد شملت هذه المتغيرات تسعة متغيرات صورية للصنف وأربعة متغيرات صورية للون، وخمسة أنواع منافذ بيع، وثلاث مناطق كمتغيرات ضابطة، ١١ خاصية، منها سعة ونوع صانعة الثلج وجهاز التحكم في توفير الطاقة وعدد الأدراج الإضافية وعازل الصوت والمرطب والمرشح. وتبدأ الدراسة عادة بعدد أكبر من المتغيرات التفسيرية ونموذج اقتصادي قياسي عام للعلاقة فيما بينها، بينما يكون النموذج النهائي أكثر تحديدا وحرصا نتيجة استبعاده لعدد من المتغيرات. واستبعاد المتغيرات يحدث بعد تجربة صيغ مختلفة، ورؤية تأثيراتها على إحصاءات الاختبار التشخيصية، بما في ذلك الملاءمة الكلية للنموذج وتوافق إشارات المعامِلات وأحجامها مع التوقعات المسبقة. وقد بدأ Reese (2000) ــ على سبيل المثال ــ بنموذج انحدار هيدوني للكتب الدراسية في جامعات الولايات المتحدة. وقد تضمن هذا النموذج حوالي ٥٠ متغيرا تفسيريا تم تخفيضهم فيما بعد إلى ١٤ متغيرا، ولم ينتقص ذلك سوى قدر بسيط من القوة التفسيرية.

١١٤- أخيرا وضع Bascher وLacroix (1999) عدة شروط لنجاح تصميم واستخدام نموذج التعديل الهيدوني مقابل التغير في النوعية في سياق مؤشر أسعار المستهلكين، مشيرَين إلى أن تطبيق هذه الشروط يستلزم

استثمارات ضخمة على مدى زمني طويل. ومن هذه الشروط ما يلي: (١) الكفاءات الفكرية والوقت الكافي لوضع النموذج وإعادة تقديره، واستخدامه عند إحلال المنتجات؛ (٢) الحصول على معلومات تفصيلية وموثوقة عن خصائص المنتجات؛ (٣) تنظيم البنية التحتية اللازمة لجمع المعلومات والتحقق منها ومعالجتها بما يتناسب وهذه الأغراض.

١١٥- ينبغي ملاحظة أن المنهج الهيدوني قد يساعد أيضا على تطوير التعديل مقابل التغير في النوعية في سياق مؤشرات أسعار المستهلكين، وذلك بتحديد خصائص المنتجات التي يبدو أنها *لا* تؤثر تأثيرا جوهريا على السعر. أي إن لم يكن المنتج البديل مختلفا عن المنتج القديم سوى في خصائص استبعدتها الدراسة الهيدونية لعدم كونها متغيرات محدِّدة للسعر، فإن ذلك سيكون سببا لمعاملة المنتجات كمنتجات مماثلة أو مساوية وإدراج الفرق الكلي في السعر، إن وجد، كتغير سعري محض. ويجب توخي الحرص عند إجراء هذه التحليلات لأن إحدى سمات الارتباط الخطي المتعدد في تقديرات الانحدار تتمثل في أن عدم دقة تقديرات المعلمات قد يترتب عليها عدم رفض الاختبارات الإحصائية لفرضيات العدم غير الصحيحة، أي أنه لا يمكن التوصل إلى تقديرات معلمات ذوات دلالة. ومع ذلك، فإن النتائج التي نتوصل إليها من هذه الانحدارات يمكن أن تمدنا بمعلومات ذات قيمة عن مدى تأثير الخصائص المختلفة على تباين الأسعار، مما يمكن أن يساعد بدوره في اختيار المنتجات البديلة. وقد أشير إلى أن استخدام المنهج الهيدوني عاد بفائدة كبيرة من حيث موثوقية قياس تغيرات أسعار الملابس في مؤشر أسعار المستهلكين في الولايات المتحدة، وذلك لما نتج عن استخدامه من تعزيز الثقة في عملية إحلال المنتجات وتعديل الأسعار مقابل التغير في النوعية وما صاحب ذلك من الحد من الاعتماد على "الوصل" (راجع Reinsdorf, Liegey and Stewart, 1996). وهكذا فإن النتائج المستخلصة من الانحدارات الهيدونية تساعد في التعرف على الخصائص المحددة للسعر وقد تفيد في تصميم قوائم مرجعية الخصائص النوعية المستخدمة في جمع الأسعار (الفصل السادس).

و ــ اختيار طريقة التعديل مقابل التغير في النوعية

١١٦- ليس من السهل اختيار طريقة تعديل الأسعار مقابل التغير في النوعية. فالمحلل يجب أن يدرس تكنولوجيا وسوق كل فئة من فئات المنتجات ثم يضع الطرق الملائمة. لكن ذلك لا يعني أن الطرق المختارة لإحدى فئات المنتجات ستكون مستقلة عن تلك المختارة لقطاعات أخرى. وقد يشجع توفر الخبرة في استخدام إحدى الطرق على استخدامها في مجالات أخرى، كما أن استخدام الكثير من الموارد مع إحدى فئات المنتجات قد يساعد على تطبيق طرق أقل استخداما للموارد مع فئات أخرى. وقد تختلف الطرق المستخدمة مع فرادى القطاعات فيما بين البلدان باختلاف فرص الوصول إلى البيانات، والعلاقات مع جامعي الأسعار، والموارد، والخبرات، وسمات

الإنتاج، وسوق المنتج المعني. والإرشادات المتعلقة باختيار الطريقة تتبع مباشرة من سمات الطرق الواردة آنفا. فالفهم الجيد لهذه الطرق ــ وافتراضاتها الضمنية والصريحة ــ أمر أساسي عند اختيار إحداها.

١١٧- لننظر في الشكل ٧-٣ الذي يحتوي على إرشاد مفيد في عملية اتخاذ القرار. ولنفترض أنه يجري استخدام طريقة الطرز المتطابقة. فإذا تطابق المنتج عند إعادة تسعيره ولم يحدث تغيير في المواصفات، فلن تكون هناك حاجة للتعديل مقابل التغير في النوعية. ورغم أن هذه هي أبسط الطرق، فإنه ينبغي توخي الحذر. فإذا كان المنتج ينتمي إلى سوق منتجات ذات تكنولوجيا متقدمة تتسارع فيها وتيرة إحلال الطرز، قد تصبح العينة المتطابقة غير ممثلة لمجتمع المعاملات. وبدلا من ذلك، يمكن أن تجرى عملية المطابقة بنظام السلسلة، حيث تجري مطابقة أسعار المنتجات في فترة ما بأسعارها في الفترة السابقة لتكوين وصلة. وترتبط سلسلة من الوصلات المتتالية للمقارنات المتطابقة عن طريق عمليات الضرب المتتالية لتكوين المؤشر المتطابق بنظام السلسلة. وبدلا من ذلك، يمكن استخدام المؤشرات الهيدونية التي لا تتطلب المطابقة. ويتناول القسم "ز" استخدام هذه الطرق. وينبغي على الأقل الاهتمام بإعادة معاينة المنتجات على نحو أكثر انتظاما. حيث يؤدي استمرار المطابقة على المدى الطويل إلى قصور العينة مما يستلزم إيجاد إطار بديل للمطابقة على المدى الطويل.

١١٨- لننظر في التغير في نوعية منتج ما ونفترض توفر منتج بديل. وفي هذه الحالة، فإن اختيار منتج مماثل بنفس المواصفات واستخدام سعره *كبديل مماثل* يتطلب ألا يكون أي اختلاف في السعر سببه النوعية. كما يتطلب أيضا التأكد من إدراج جميع العوامل المحددة للسعر في المواصفات. وينبغي كذلك أن يكون المنتج البديل ممثلا ونسبة مبيعاته معقولة. وينبغي توخي الحذر عندما تستبدل بمنتجات شبه قديمة أسعارها غير عادية لكونها في نهاية دورات حياتها منتجات مماثلة نسبة مبيعاتها قليلة نسبيا، أو منتجات نسبة مبيعاتها كبيرة جدا لكنها في مراحل مختلفة من دورات حياتها. وتناقش لاحقا وفي الفصل الثامن الاستراتيجيات المتبعة للتخفيف من هذه التأثيرات، ومنها عمليات الإحلال المبكر قبلما تختلف سياسات التسعير.

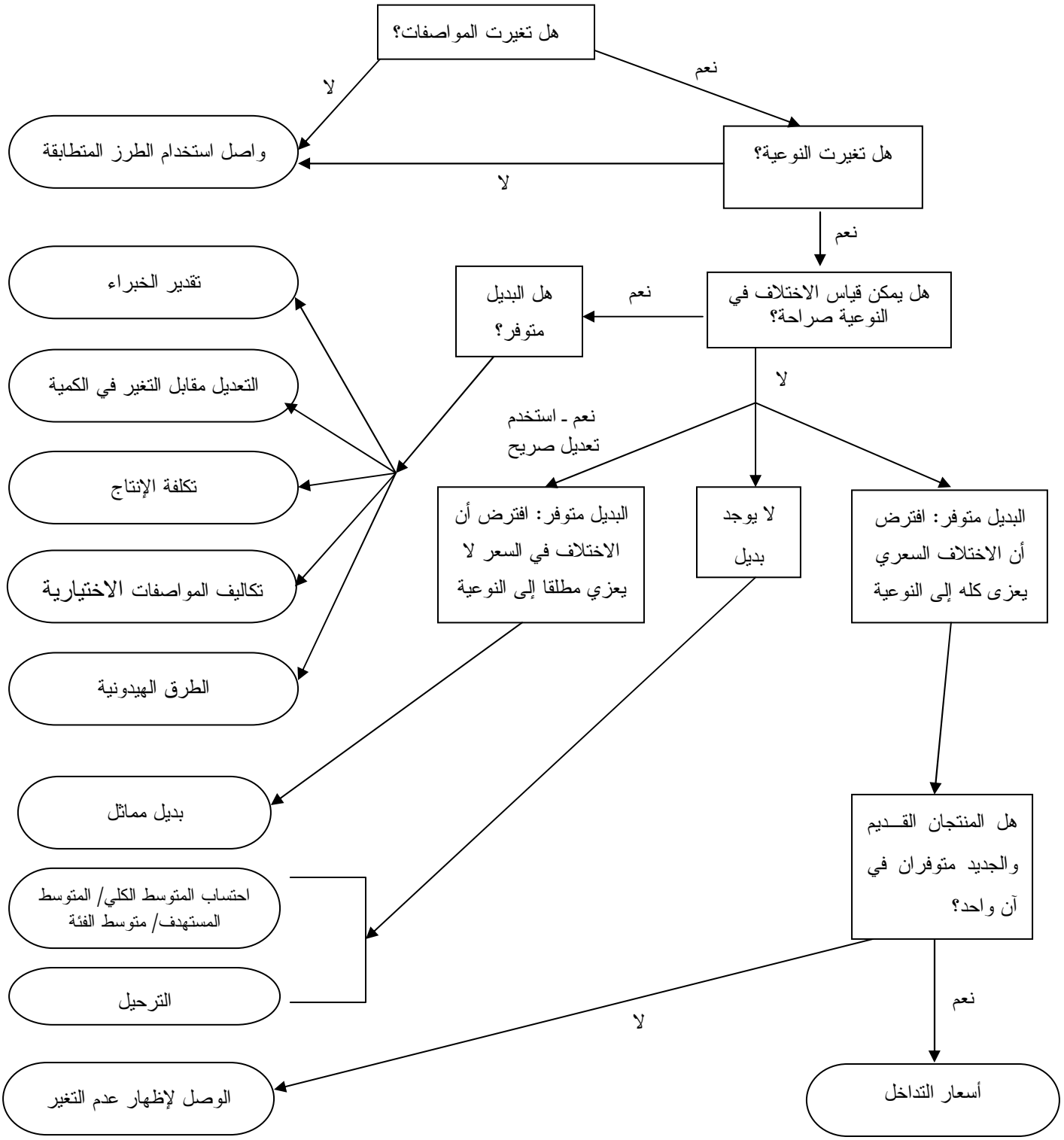
١١٩- يبين الشكل ٧-٣ الحالة التي يمكن فيها قياس الاختلافات في النوعية. وتعتبر *التقديرات الصريحة* بوجه عام أكثر موثوقية، غير أنها تستلزم أيضا (في البداية على الأقل) استخدام الكثير من الموارد مقارنة بغيرها. فما أن يتم وضع منهجية ملائمة، فإنه يمكن تكرار التقديرات الصريحة بسهولة غالبا. ومن الأصعب هنا وضع إرشادات عامة بشأن اختيار المنهجية الملائمة، فالاختيار يعتمد على الكم الكبير من العوامل التي نوقشت آنفا، والتي قد تجعل التقديرات أكثر موثوقية في الحالات المختلفة. وأهم هذه العوامل هو جودة البيانات التي تقوم على أساسها التقديرات. فإذا لم تتوافر بيانات موثوقة، فقد تستخدم التقديرات الشخصية. والاختلافات بين المنتجات غالبا ما تكون فنية جدا ويصعب للغاية تحديدها وقياسها. وتعتمد موثوقية الطريقة المتبعة على معرفة الخبراء وتباين الآراء. وبالتالي تفضل التقديرات التي تقوم على البيانات الموضوعية. وبطبيعة الحال، يمكن التعويل على التقديرات الجيدة القائمة على *تكلفة الإنتاج* ــ إلى جانب البيانات الجيدة عن الأرباح والضرائب غير المباشرة كلما

أمكن ــ في القطاعات ذات التكنولوجيا المستقرة حيث تكون الاختلافات بين المنتجات القديمة والبديلة محددة ووافية. ويفضل بوجه عام منهج *تكاليف المواصفات الاختيارية* عندما يكون الاختلاف بين البنود الجديدة والقديمة ممثلا في خصائص يسهل تحديدها وجرى تسعيرها على نحو منفصل كمواصفات اختيارية، لكن سعر المواصفة الاختيارية سيجعل قيمتها مبالغا فيها عندما تصبح قياسية، لذا، يجب توخي الحذر عند استخدام هذه الطريقة. ويكون استخدام *الانحدارات الهيدونية* في الترقيع الجزئي لثغرة بيانات الأسعار ملائما أكثر ما يكون عندما تتوافر بيانات عن أسعار وخصائص مجموعة من الطرز وتثبت فعالية هذه الخصائص في تقدير وتفسير تباين الأسعار بناء على أسس مسبقة ومعايير اقتصادية قياسية. ومن الملائم استخدام هذه الانحدارات عندما يتعذر تحديد تكلفة المواصفة الاختيارية أو التغير في الخصائص على نحو منفصل ويتعين بالتالي استنتاجهما من أسعار المنتجات المبيعة بمواصفات مختلفة في السوق. ومعامِلات الانحدار المقدرة هي تقدير لمدى تأثر السعر بالتغير في خاصية ما بمقدار وحدة واحدة مع ثبات أثر الاختلاف في كميات الخصائص الأخرى.

١٢٠- واستخدام هذه التقديرات ملائم بوجه خاص لتقييم التغيرات في نوعية منتج ما عندما تتغير فيه مجموعة معينة فقط من الخصائص ولا يلزم سوى تقييم التغيرات في هذه الخصائص فقط. ويمكن استخدام نتائج الانحدارات الهيدونية في تحديد الخصائص المهمة التي يقوم على أساسها اختيار المنتجات. وهناك فائدة كبيرة في الجمع بين اختيار الأسعار وفقا للخصائص التي يبين الانحدار الهيدوني أنها محددة للسعر، واستخدام المنهج الهيدوني لاحقا في التعديل مقابل التغير في النوعية. وينبغي استخدام هذا المنهج عندما ترتفع نسب البدائل غير المماثلة ويمكن تحديد الاختلافات بين المنتجات القديمة والجديدة بدقة عن طريق عدد كبير من الخصائص.

١٢١- إذا لم تتوافر تقديرات صريحة للنوعية ولم يُعتبر أي منتج بديل ملائم، يمكن استخدام *عمليات الاحتساب*. ويشاد كثيرا باستخدام *عمليات الاحتساب* لما يرتبط بذلك من اقتصاد في استخدام الموارد. كما أنه سهل نسبيا ــ غير أنه قد يكون من الملائم التحقق من صحة الافتراضات الضمنية. ومنهج الاحتساب (ما لم يكن على أساس المتوسط المستهدف) لا يستلزم أي تقدير وبالتالي فهو موضوعي. وتفضل طريقة احتساب المتوسط المستهدف على طريقة احتساب المتوسط الكلي طالما كان حجم العينة الذي يتحدد على أساسها الهدف مناسبا. ويفضل استخدام طريقة احتساب متوسط الفئة عندما تحل طرز في بداية دورات حياتها محل طرز قرب نهاية دورات حياتها، رغم أن هذه الطريقة تتطلب التأكد من ملاءمة البدائل الصريحة والمماثلة.

الشكل ٧-٣: خريطة تدفق اتخاذ القرارات المتعلقة بالتغير في النوعية



المصدر: خريطة صممت على أساس صيغة وضعها Fenella Maitland-Smith وRachel Bevan، منظمة التعاون والتنمية في الميدان الاقتصادي، راجع أيضا صيغة واردة في دراسة Triplett (2002).

١٢٢- يرتبط التحيز الناتج عن استخدام منهج الاحتساب ارتباطا مباشرا بنسبة المنتجات المختفية وبالاختلاف بين الأسعار المعدلة مقابل التغير في نوعية المنتجات المتطابقة المتاحة والأسعار المعدلة مقابل التغير في نوعية المنتجات غير المتاحة (راجع الجدول ٧-٣). وطبيعة وحجم التحيز يعتمدان على ما إذا كان منهج الاحتساب المستخدم قصير الأجل أم طويل الأجل (يفضل الأول) وكذلك على أحوال السوق (راجع القسم ح). والاحتساب ــ من الناحية العملية ــ يؤدي إلى نفس نتيجة حذف المنتج. وقد يعطي إدراج الأسعار المحتسبة إيحاء خاطئا بأن حجم العينات أكبر مما هو عليه في الواقع. وتقل احتمالات التحيز الناتج عن الاحتساب بالنسبة للمنتجات التي تكون نسبة أسعارها المختفية منخفضة. ويمكن استخدام الجدول ٧-٢ في تقدير هوامش الخطأ المحتمل أن تنشأ عن استخدام الاحتساب كما يمكن الحكم على مدى صحة هذه الهوامش. ولا يؤدي بالضرورة استخدام الاحتساب مع قطاعات عديدة إلى مضاعفة الأخطاء لأن اتجاه التحيز ــ كما ورد آنفا بشأن هذه الطريقة ــ لا يكون بالضرورة منهجيا. كما أن تطبيق منهج الاحتساب على القطاعات التي يرتفع فيها عدد المنتجات المختفية يعد اقتصاديا من حيث التكلفة بسبب سهولة استخدامه. غير أنه يتعين دراسة الافتراضات التي يقوم عليها منهج الاحتساب بعناية إذا ما استخدم على نطاق واسع. ولا ينبغي أن يكون الاحتساب ــ بأي حال ــ هو الاستراتيجية العامة، حيث تُنصح الوكالات الإحصائية بعدم استخدامه كوسيلة تلقائية دون الدراسة السليمة لطبيعة الأسواق وإمكانية تطبيق منهج الاحتساب على أساس هدف محدد وفعالية التقديرات المستخرجة من أحجام العينات المستخدمة في حالة تطبيق هذا المنهج.

١٢٣- إذا توفر المنتج القديم والمنتج البديل في آن واحد، وكان يتعذر قياس الاختلاف في النوعية فيما بينهما، يمكن استخدام منهج ضمني يقوم على افتراض أن الاختلاف بين سعري المنتج القديم والمنتج البديل في فترة ما يوجدان فيها كلاهما يرجع إلى النوعية. وطريقة *التداخل* هذه ــ بإحلال المنتج الجديد محل المنتج القديم ــ تتخذ من النسبة بين سعريهما في فترة ما مقياسا للاختلاف في نوعيتيهما. وهي تُستخدم ضمنا عند جمع عينات جديدة من المنتجات. ومن المستبعد أن يصح الافتراض بأن منسوب الأسعار يعادل الاختلافات في النوعية في وقت الوصل إذا كان المنتجان القديم والبديل في مرحلتين مختلفتين من دورتي حياتهما وكانت استراتيجيات التسعير مختلفة في هاتين المرحلتين. فعلى سبيل المثال، قد يطبق خصم كبير على المنتج القديم للتخلص من المخزون بينما تفرض أسعار مرتفعة نسبيا على الطرز الجديدة لكشط قطاعات السوق التي ستشتريها. وكما هو الحال بالنسبة للبدائل المماثلة، يحبذ الإحلال المبكر بحيث يطبق منهج التداخل في وقت تكون فيه المنتجات في مراحل متماثلة من دورات حياتها.

١٢٤- للأسباب التي ناقشناها، لا ينصح بوجه عام باستخدام طريقة *الوصل لإظهار عدم التغير* أو طريقة *الترحيل* عند إجراء عمليات الاحتساب في سياق التعديل مقابل التغير في النوعية ما لم تعتبر الافتراضات الضمنية صحيحة.

ز ــ قطاعات التكنولوجيا المتقدمة والقطاعات الأخرى التي يرتفع فيها معدل تغير الطرُز

١٢٥- إن قياس التغيرات في أسعار المنتجات غير المتأثرة بالتغيرات في النوعية يجري أساسا عن طريق مطابقة الطرُز، وتطبق الأساليب الواردة آنفا عندما لا تتطابق الطرُز. ولكن ماذا عن القطاعات التي غالبا ما لا تتطابق فيها الطرُز بسبب ارتفاع معدل تغير الطرُز الجديدة التي تختلف نوعيتها عن نوعية الطرُز القديمة؟ إن مطابقة أسعار الطُرُز المتماثلة قد تؤدي بطبيعتها مع مرور الوقت إلى قصور في العينة. فهناك مجتمع دينامي يضم جميع المنتجات المبيعة ومجتمع ساكن يضم المنتجات المختارة بغرض إعادة التسعير (راجع Dalén, 1998). فإذا أُخذت العينة في شهر ديسمبر مثلا، ففي شهر مايو التالي، ستجري مطابقة أسعار المنتجات المتاحة في المجتمع الساكن في كل من شهر ديسمبر وشهر مايو، وستُستبعد المنتجات الجديدة غير المتطابقة التي طُرحت في يناير وفبراير ومارس وأبريل ومايو، كما ستُستبعد البنود القديمة غير المتطابقة التي كانت متوفرة في شهر ديسمبر وليست متوفرة في شهر مايو. وهناك سؤالان عمليان يظهران مدى وجود أي تحيز ذي دلالة ينبغي رصده. أولا: هل حصل إنخفاض كبير في حجم العينة؛ فوجود هذا الإنخفاض شرط ضروري لحدوث تحيز. ثانيا: هل المنتجات الجديدة غير المتطابقة والقديمة غير المتطابقة من المحتمل أن تختلف أسعارها المعدلة مقابل التغير في النوعية عن أسعار المنتجات المتطابقة في الفترة الحالية وفترة الأساس.

١٢٦- وهكذا، قد تؤدي مطابقة أسعار الطرُز المتماثلة مع مرور الوقت إلى متابعة عينة من الطرُز يزداد عدم تمثيلها لمجتمع المعامَلات. فهناك طرُز قديمة كانت موجودة وقت سحب العينة لكنها لا تتوافر في الفترة الحالية؛ وهناك طرُز جديدة تدخل العينة في الفترة الحالية ولا تتوافر في فترة الأساس. وقد تكون أسعار الطرُز التي تخرج من العينة منخفضة نسبيا، بينما أسعار تلك التي تدخل العينة مرتفعة نسبيا، وقد يؤدي استبعاد هذه الأسعار إلى ظهور تحيز في العينة. حيث يؤدي استخدام منتجات قديمة منخفضة السعر واستبعاد منتجات جديدة مرتفعة السعر إلى تحيز المؤشر بالنقص. وفي بعض القطاعات قد يُطرح المنتج الجديد بسعر منخفض نسبيا ويصبح المنتج القديم متقادما بسعر مرتفع نسبيا لأن القطاع الذي يستهدفه يمثل أقلية في السوق (راجع دراسة Berndt,Ling, and Kyle, 2003). وفي هذه الحالة، يتخذ التحيز اتجاها عكسيا. وسوف تعتمد طبيعة التحيز على سياسات التسعير التي تنتهجها الشركات بالنسبة للمنتجات الجديدة والقديمة.

١٢٧- يظهر تحيز المعاينة هذا مع معظم المنتجات. غير أن اهتمامنا هنا يتعلق بأسواق المنتجات التي يتواتر بها طرح المنتجات الجديدة وتقادم المنتجات القديمة بدرجة قد تضعف ثقة الوكالات الإحصائية في النتائج التي تتوصل إليها. وسنعرض في البداية بعض الأمثلة على أسواق هذه المنتجات ثم نناقش بعد ذلك طريقتين: استخدام المؤشرات الهيدونية للأسعار بدلا من الترقيع الهيدوني الجزئي والوصل المسلسل.

ز ــ ١ بعض الأمثلة

١٢٨- حاول كل من Koskimäki and Vartia (2001) مقابلة أسعار أجهزة الكمبيوتر الشخصي خلال ثلاث فترات زمنية طول كل منها شهرين (الربيع والصيف والخريف)، وذلك باستخدام عينة أسعار جرى جمعها كجزء من عملية جمع الأسعار المعتادة في سياق مؤشر أسعار المستهلكين في فنلندا، حيث توجد بعض أوجه التشابه بين هذا المؤشر ومؤشرات أسعار التجارة. ومن بين أسعار الربيع التي بلغت ٨٣ سعرا، لم تُجر سوى ٥٥ مقارنة متطابقة مع أسعار الصيف، ولم يبق منها سوى ١٦ حتى الخريف. وقد لاحظا تزايد تحيز عينة الأزواج المتطابقة سريعا: فمن بين ٧٩ طرازا في فصل الخريف، كان هناك 16 طرازا متطابقا بلغ متوسط سرعة المعالج بها ٥١٨ ميغاهيرتز مقابل ٦٢٨ ميغاهيرتز فيما تبقى من طرز غير متطابقة وعددها ٦٣، كما بلغ حجم القرص الصلب ١٠,٢ و١٥,٠ جيجابايت على الترتيب، ونسبة المعالجات المتطورة (بنتيوم 3 وآمد أثلون) ٢٥% و ٤٩,٢% على الترتيب. ويكاد لا يوجد أي تغير في الأسعار *المتطابقة* خلال فترة الستة شهور، بينما توصل تحليل الانحدار الهيدوني باستخدام جميع البيانات إلى أن الأسعار المعدلة مقابل التغير في النوعية قد انخفضت بنحو ١٠%. وبالتالي، فإن التعليمات الموجهة لجامعي الأسعار بالاستمرار في متابعة الطرُز نفسها إلى أن يتعين إجراء عمليات إحلال إضطراري يمكن أن تؤدي إلى متابعة عينة يزداد عدم تمثيلها لمجتمع المعامَلات ومتحيزة تجاه بدائل أدنى من الناحية الفنية. وفي هذه الحالة، نجد أن التغيرات الهيدونية في الأسعار قد انخفضت بسرعة أكبر لأن الطرز الأحدث أصبحت أرخص في إطار الخدمات المقدمة.

١٢٩- استخدم Kokoski, Moulton, and Zieschang (1999) الانحدارات الهيدونية في إجراء دراسة عملية للمقارنة بين أسعار المنتجات الغذائية فيما بين المناطق الحضرية في الولايات المتحدة باستخدام بيانات مؤشر أسعار المستهلكين في الولايات المتحدة. وقد أظهرت الانحدارات الهيدونية إشارات سالبة لمعامِلات المتغيرين الصوريين لما إذا كانت منتجات العينة من عينات تم تدويرها حديثا، حيث المتغير الصوري = ١، أو من عينات قبل التدوير، حيث المتغير الصوري = صفر. واتضح من ذلك أن أسعار المنتجات المدرجة حديثا المعدلة مقابل التغير في النوعية كانت أقل من أسعار المنتجات القديمة المعدلة مقابل التغير في النوعية.

١٣٠- وجد Silver and Heravi (2002) أدلة على تدهور العينة أثناء مطابقة أسعار ماكينات الغسيل في المملكة المتحدة خلال سنة. فبحلول شهر ديسمبر، لم يتم استخدام سوى ٥٣% من سلة أنواع الطرُز الخاصة بشهر يناير عند إعداد المؤشر عن الفترة ديسمبر/ يناير، رغم أن هذه النسبة شكلت ٨١,٦% من النفقات خلال شهر يناير. حيث تم استبعاد طرُز ماكينات الغسيل التي كانت قيم مبيعاتها أقل بسرعة أكبر. غير أن الطرُز الباقية في شهر ديسمبر لم تشكل سوى ٤٨,٢% من قيمة المعامَلات في شهر ديسمبر. هكذا فإن العينة الفعلية المرتبطة بمجتمع المعاملات في شهر ديسمبر قد تدهورت تدهورا شديدا. كما اختلفت أسعار الطرُز غير المتطابقة والمتطابقة، وكذا اختلف عمرها ونوعيتها. حتى عند تعديل الأسعار مقابل التغير في النوعية باستخدام الانحدارات

الهيدونية، تبين أن أسعار الطرُز القديمة غير المتطابقة أقل من أسعار الطرُز المتطابقة، كما كان هناك ما يشير إلى أن أسعار الطرُز الجديدة غير المتطابقة أعلى. وقد انخفضت أسعار العينة المتطابقة المعدلة مقابل التغير في النوعية بمعدل أكبر مقارنة بالعينة الكاملة: ١٠% تقريبا للأولى مقابل ٧% تقريبا للأخيرة. كما جرت أيضا دراسة البواقي من سطح انحدار هيدوني مشترك ودراسة التأثير الكامن(leverage) لهذه البواقي. وقد كانت البواقي من الطرُز الجديدة غير المتطابقة أعلى مقارنة بالطرُز المتطابقة، بينما كانت البواقي من الطرُز القديمة غير المتطابقة أقل بكثير. كما كان التأثير الكامن (غير المرجح) للمشاهدات غير المتطابقة ضعف التأثير الكامن للمشاهدات المتطابقة تقريبا، وقد كان تأثيرها الفعلي (influence) في تقدير معالم معادلة الانحدار أكبر بكثير واستبعادها أكثر خطورة.

١٣١- يتبين من هذه الدراسات إلى أي مدى يمكن أن تتدهور العينة وكيف يمكن أن تكون المنتجات غير المتطابقة المستبعدة مختلفة تماما عن المنتجات المدرجة. وسوف يجري النظر في طريقتين للتعامل مع هذه الحالات: المؤشرات الهيدونية للأسعار بدلا من الترقيع الهيدوني الجزئي الوارد ذكره آنفا والوصل المسلسل. وتعتمد الطريقتان على وجود مجموعة بيانات حول عينة ممثلة من المنتجات وحول خصائصها *في كل فترة*. وقد يكون استخدام قائمة مرجعية بخصائص المنتجات لاستيفائها في كل فترة إحدى طرق إجراء تغييرات في الخصائص النوعية ومتابعتها، وهو الأمر الذي يكون ملائما بوجه خاص في قطاعات التكنولوجيا المتقدمة (راجع دراسة Merkel, 2000). وإذا طُرح منتج جديد يحتمل أن يحقق أو يحقق بالفعل مبيعات كبيرة، فإنه يُدرج كمنتج بديل أو حتى إضافي، وتقارن خصائصه بقائمة مرجعية تغطي أهم الخصائص. وسوف توضع القائمة وقت إنشاء العينة، وتحدَّث عند الضرورة. ويمكن أيضا أن تقدم صفحات الإنترنت والرابطات التجارية قوائم بالطرُز وأسعارها. غير أنه ينبغي التأكيد على الحاجة إلى أسعار المعاملات بدلا من الاقتصار على أسعار القوائم.

ز ــ ٢ المؤشرات الهيدونية للأسعار

١٣٢- من المهم التمييز بين استخدام الانحدارات الهيدونية في إجراء التعديلات مقابل الاختلافات في النوعية عند استخدام بديل غير مماثل ــ كما ورد في القسم "هـ" ــ واستخدامها في حد ذاتها *كمؤشرات هيدونية للأسعار* تمثل مقاييسا للتغيرات في الأسعار المعدلة مقابل التغير في النوعية. ومن الملائم استخدام المؤشرات الهيدونية عندما يكون معدل عمليات إحلال المنتجات وحجمها كبيرين. ويرجع ذلك إلى سببين: أولهما أن الإفراط في استخدام التعديلات مقابل التغير في النوعية قد يؤدي إلى أخطاء. أما السبب الثاني فيتمثل في أن العينة ستكون من مجتمع متطابق أو بديل قد يكون متحيزا. ومع استمرار طرح الطرُز الجديدة واختفاء القديمة، قد يتدهور نطاق تغطية العينة المتطابقة ويظهر بها تحيز نتيجة اختلاف التغيرات في أسعار الطرُز الجديدة أو القديمة عن التغيرات في أسعار الطرُز المتطابقة. ويجب سحب عينة في كل شهر، كما يجب إنشاء مؤشرات الأسعار، لكن بدلا من تثبيت الاختلافات في النوعية عن طريق المطابقة، يجري تثبيتها، أو الحد من تأثيراتها، في الانحدار الهيدوني.

ونلاحظ أن كل المؤشرات الواردة أدناه تقوم على استخدام عينة جديدة من البيانات المتاحة في كل فترة. فإذا طُرح منتج جديد في فترة ما، يدرج في مجموعة البيانات ويتم تثبيت أثر الاختلافات في نوعيته عن طريق الانحدار. وبالمثل، إذا استبعدت منتجات قديمة، تظل مدرجة في البيانات الخاصة بالمؤشرات في الفترات التي توجد بها. ويؤكد القسم "هـ ـ ٤ ـ ٤" من هذا الفصل على ضرورة توخي الحذر عند استخدام الانحدارات الهيدونية في إجراء التعديلات مقابل التغير في النوعية بسبب القضايا النظرية والاقتصادية القياسية التي يتناول ملحق الفصل الحادي والعشرون بعضها. والحاجة لتوخي الحذر تمتد لتشمل استخدام النتائج المستخلصة من المؤشرات الهيدونية، ولن يُعاد تناول الموضوع هنا بغرض الإيجاز.

١٣٣- في الفصل السابع عشر، تعرف المؤشرات النظرية للأسعار وتعتبر صيغ الرقم القياسي العملية حدود أو تقديرات لهذه المؤشرات. وتعرف المؤشرات النظرية أيضا في الفصل الحادي والعشرين بأنها تشمل سلع مكونة من خصائص مرتبطة ببعضها، مما يتضح منه مدى ارتباط هذه المؤشرات النظرية بمختلف صيغ المؤشرات الهيدونية. ويورد الفصل الحادي والعشرون عددا من الصيغ التي نوجزها هنا.

ز ـ ٢ ـ ١ الدوال الهيدونية ذات المتغيرات الصورية لعامل الزمن

١٣٤- تغطي العينة الفترتين الزمنيتين المقارنتين، t، وt+2 مثلا، ولا يتعين مطابقتها. والصيغة الهيدونية تقوم بتقدير انحدار سعر المنتج i، P_i، على الخصائص k=2,...K للمنتج z_{ki}. ويقدر انحدار واحد بناء على البيانات في الفترتين الزمنيتين المقارنتين، مع احتواء المعادلة أيضا على متغير صوري D^{t+2} يساوي ١ في الفترة الزمنية t+2، وصفر في غيرها:

$$\ln p_i = \beta_0 + \beta_1 D^{t+2} + \sum_{k=2}^{K} \beta_k z_{ik} + \varepsilon_i \qquad (7.28)$$

والمعامل β_1 هو تقدير للتغير في السعر المعدل مقابل التغير في النوعية من الفترة t إلى الفترة t+2. فهو تقدير للتغير في (لوغاريتم) السعر، بعد تثبيت آثار الاختلاف في النوعية عن طريق $\sum_{k=2}^{K} \beta_k z_{ki}$. لاحظ أنه يلزم تعديل β_1: بإضافة مقدار $\frac{1}{2}$ (الخطأ المعياري)[٢] من التقدير، حسبما ورد في دراسة Goldberger (1968) ودراسة Teekens and Koerts (1972). وننظر هنا في شكلين للمعادلة (7.28). الأول هو *صيغة الأساس الثابت* المباشرة ـ التي تقارن الفترة t بالفترة t+2 كما ورد: يناير ـ فبراير، يناير ـ مارس، إلخ. والثاني هو *صيغة نظام السلسلة* المتحركة التي تقيَّم من الفترة t إلى الفترة t+1، ثم ثانية من الفترة t+1 إلى الفترة t+2، وتربط الوصلات في السلسلة بعمليات ضرب متتالية. فالمقارنة عن فترة يناير إلى مارس مثلا تكون بضرب المؤشر عن الفترة من يناير إلى فبراير في المؤشر عن الفترة من فبراير إلى مارس. وهناك أيضا *صيغة مقيدة*

بالكامل: أي معادلة انحدار مقيدة واحدة عن الفترة من يناير إلى ديسمبر مثلا، مع استخدلم متغيرات صورية لكل شهر. غير أن ذلك ليس عمليا في الوقت الآني نظرا لأنه يستلزم بيانات عن مشاهدات مستقبلية.

١٣٥- يقوم المنهج الذي تناولناه توا على استخدام متغيرات صورية لعامل الزمن لمقارنة الأسعار في الفترة ١ بالأسعار كل فترة لاحقة. وفي سياق ذلك، تقيَّد المعلمات β كي تكون ثابتة عبر الفترة الزمنية المقارنة. والمقارنة الثنائية على أساس ثابت باستخدام المعادلة (7.28) تقوم على استخدام تقديرات المعلمات المقيدة خلال الفترتين المقارنتين وهي ــ في ظل تساوي عدد المشاهدات في كل فترة ــ تعد أحد أشكال المتوسطات المتناظرة. بينما تقدر صيغة *بنظام السلسلة* مؤشرا بين الفترتين ١ و ٤ ــ ويمثلها هنا $I^{1,4}$ ــ كالآتي: $I^{1,4} = I^{1,2} \times I^{2,3} \times I^{3,4}$.

١٣٦- لا يحدث ترجيح صريح في هذه الصيغ وهو ما يعد عيبا خطيرا. ومن الناحية العملية، قد تستخدم معاينة القيمة الحدية لإدراج أهم المنتجات فقط. وإذا توفرت بيانات المبيعات، فينبغي استخدام مقدِّر يقوم على طريقة المربعات الصغرى المرجحة (WLS)، بدلا من مقدِّر يقوم على طريقة المربعات الصغرى العادية (OLS). فمن البديهي عند إنشاء الرقم القياسي المعتاد عدم إعطاء الوزن الترجيحي نفسه لجميع المقارنات السعرية، لأن إيرادات بيع بعض المنتجات قد تكون أكبر من إيرادات بيع منتجات أخرى. وينطبق الاعتبار نفسه على هذه المؤشرات الهيدونية. حيث ترى دراسة Diewert (2002e) أن *قيم* المبيعات ينبغي أن تشكل أساس الأوزان الترجيحية للكميات. فقد يُباع منتجان بنفس الكمية، لكن إذا كان سعر أحدهما أعلى من الآخر، فإن التغيرات في سعره ينبغي بالتالي أن يكون وزنها الترجيحي أعلى كي تكون النتيجة منطقية من الناحية الاقتصادية. إلى جانب ذلك، أشارت نفس الدراسة إلى أن أنصبة القيم ينبغي أن تشكل الأوزان الترجيحية، حيث تزداد القيم ــ في الفترة $t+2$ مثلا ــ مع زيادة الأسعار، وبالتالي تكون البواقي وتباينها أعلى في الفترة $t+2$ من الفترة t. ويعد اختلاف التباين هذا سمة غير محبذة في نموذج الانحدار، حيث يؤدى إلى زيادة الأخطاء المعيارية. وبينت دراسة Silver (2002) أيضا أن المقدِّر القائم على طريقة المربعات الصغرى المرجحة لا يرجح المشاهدات بأوزانها الترجيحية المحددة فقط، فالتأثير الفعلي يكون أيضا نتيجة وجود مزيج من البواقي والتأثير الكامن. والأخير يكون أكبر لأن خصائص المشاهدات تختلف عن الخصائص المعتادة للبيانات. ويقترح سيلفر حذف المشاهدات ذات التأثير الكامن المرتفع نسبيا والأوزان المنخفضة نسبيا وإعادة تقدير معادلة الانحدار.

ز ــ ٢ ــ ٢ *المؤشرات الهيدونية من فترة إلى أخرى*

١٣٧- هناك منهج بديل للمقارنة بين الفترتين t و$t+2$ يتمثل في تقدير الانحدار الهيدوني للفترة $t+2$ وإدخال قيم خصائص كل طراز موجود في الفترة t في انحدار الفترة $t+2$ للتنبؤ بسعر كل بند. ويمكن بذلك الحصول على تنبؤات بأسعار البنود الموجودة في الفترة t على أساس خصائصها z_i^t بالأسعار الافتراضية في الفترة $t+2$، أي $\hat{p}_i^{t+2}(z_i^t)$. ويمكن مقارنة هذه الأسعار (أو متوسطها) بالأسعار الفعلية للطرُز(أو متوسط هذه الأسعار) في

الفترة t ، أي $p_i^t(z_i^t)$، كما هو الحال ــ مثلا ــ في مؤشر جيفونز الهيدوني في فترة الأساس حيث يشمل التجميع بنود N^t الموجودة في الفترة t:

$$P_{JHB} = \frac{\left[\prod_{i=1}^{N^t} \hat{p}_i^{t+2}(z_i^t)\right]^{1/N^t}}{\left[\prod_{i=1}^{N^t} p_i^t(z_i^t)\right]^{1/N^t}}$$

$$\approx \frac{\left[\prod_{i=1}^{N^t} \hat{p}_i^{t+2}(z_i^t)\right]^{1/N^t}}{\left[\prod_{i=1}^{N^t} \hat{p}_i^t\right]^{1/N^t}} \approx \frac{\left[\prod_{i=1}^{N^t} \hat{p}_i^{t+2}(z_i^t)\right]^{1/N^t}}{\left[\prod_{i=1}^{N^t} p_i^t\right]^{1/N^t}} \qquad (7.29)$$

١٣٨- بدلا من ذلك، يمكن إدخال خصائص الطرُز الموجودة في الفترة t+2 في انحدار الفترة t. حيث تكون أسعار بنود الفترة t+2 المقدرة بالأسعار الافتراضية في الفترة t، أي $p_i^t(z_i^{t+2})$، هي أسعار البنود الموجودة في الفترة t+2 مقدرة بأسعار الفترة t، ويمكن مقارنة هذه الأسعار (أو متوسطها) بالأسعار الفعلية (أو متوسط الأسعار) في الفترة t+2، أي $p_i^{t+2}(z_i^{t+2})$: ويكون مؤشر جيفونز الهيدوني في الفترة الحالية كالآتي:

$$P_{JHC} = \frac{\left[\prod_{i=1}^{N^{t+2}} p_i^{t+2}(z_i^{t+2})\right]^{1/N^{t+2}}}{\left[\prod_{i=1}^{N^{t+2}} p_i^t(z_i^{t+2})\right]^{1/N^{t+2}}} \qquad (7.30)$$

$$= \frac{\left[\prod_{i=1}^{N^{t+2}} \hat{p}_i^{t+2}\right]^{1/N^{t+2}}}{\left[\prod_{i=1}^{N^{t+2}} p_i^t(z_i^{t+2})\right]^{1/N^{t+2}}} = \frac{\left[\prod_{i=1}^{N^{t+2}} p_i^{t+2}\right]^{1/N^{t+2}}}{\left[\prod_{i=1}^{N^{t+2}} p_i^t(z_i^{t+2})\right]^{1/N^{t+2}}}$$

١٣٩- لإجراء مقارنة ثنائية ثابتة الأساس باستخدام المعادلة (7.29) أو المعادلة (7.30)، تقدر المعادلة الهيدونية عن فترة واحدة فقط ، وهي الفترة الحالية t+2 في المعادلة (7.39) وفترة الأساس t في المعادلة (7.30). ولأسباب مماثلة لتلك الواردة في الفصول ١٥ و١٦ و١٧، فإن هناك ما يدعم من الناحية النظرية استخدام متوسط

متناظر لهذه المؤشرات. وسوف يكون من الملائم كدراسة رجعية مقارنة النتائج التي يجري التوصل إليها من المنهجين (7.39) و(7.30). فإذا كان الفرق كبيرا، ينبغي معاملة النتائج التي يجري التوصل إليها من أي منهما بحذر، مثلما يحدث عندما يؤدي الفرق الكبير بين مؤشري لاسبير وباش إلى إثارة الشك بشأن استخدام أي من هذين المؤشرين على حدة. وسوف يكون هذا دليلا على الحاجة إلى تحديث تقديرات معادلات الانحدار على نحو أكثر تواترا.

١٤٠- لاحظ أن المتوسط الهندسي للمعادلتين (7.29) و(7.30) يقوم على استخدام جميع البيانات المتاحة في كل فترة، مثلما يستخدم المؤشر الهيدوني متغير صوري للزمن في المعادلة (7.28). وفي المعادلة (7.28)، إذا ظهر بند جديد في الفترة $t+2$ مثلا، فإنه يجري إدراجه في مجموعة البيانات ويتم تثبيت أثر اختلافاته النوعية عن طريق الانحدار. وبالمثل، إذا جرى استبعاد منتجات قديمة، فإنها تظل مدرجة في المؤشرات في الفترات التي توجد فيها. ويعد هذا جزء من إجراءات التقدير الطبيعية، خلافا لاستخدام البيانات المتطابقة والتعديلات الهيدونية للبدائل غير المماثلة عند اختفاء المنتجات.

١٤١- عند استخدام منهج المتغيرات الصورية، لا يحدث ترجيح صريح في صيغته الواردة في المعادلتين (7.29) و(7.30)، وهو ما يعد عيب خطير. ومن الناحية العملية، قد تستخدم معاينة القيمة الحدية لإدراج أهم المنتجات فقط، أو قد يستخدم ــ إذا توفرت بيانات عن قيم النفقات ــ مقدِّر قائم على طريقة المربعات الصغرى المرجحة، بدلا من مقدِّر بطريقة المربعات الصغرى العادية، مع استخدام أنصبة قيم النفقات كأوزان ترجيحية، كما ورد في الملحق ٢١-١ بالفصل الحادي والعشرين.

١٤٢- تطرح المؤشرات أسئلة افتراضية. منها سؤال عن السعر المتوقع لأحد طرُز الكمبيوتر ذات الخصائص z في حالة طرحه في السوق في فترة ما مع تجاهل احتمال أن يؤدي ظهور هذا الطراز إلى تغيير الطلب على أجهزة الكمبيوتر الأخرى، وبالتالي تغيير معامِلات الانحدار الهيدوني. وهو أمر يثير مشكلات كثيرة في حالة *التنبؤ الارتجاعي* (*backcasting*)، أي استخدام مواصفة الفترة الحالية في انحدار فترة سابقة كما يرد في المعادلتين (7.29) و(7.30). وإذا زادت المواصفات بسرعة، فقد لا يكون منطقيا السؤال عن قيمة طراز متطور تكنولوجيا عندما كانت تلك التكنولوجيا في مرحلة سابقة من التطور. وينبغي أن يوضع في الاعتبار أن المعامِلات الهيدونية يمكن أن تعكس تكنولوجيا الإنتاج بقدر ما تعكس الطلب (راجع الفصل الحادي والعشرين)، كما أن التكنولوجيا القديمة ربما لم تكن قادرة على إنتاج سلع على نفس القدر من الجودة الذي تحققه التكنولوجيا الأحدث. وقد يكون طُرح السؤال بطريقة عكسية أوضح ــ ما هي قيمة مواصفة فترة سابقة في انحدار فترة لاحقة ــ مع التعرض لنفس المشكلات. ويكمن الحل، بوجه عام، في تقدير معادلات الانحدار أكبر عدد ممكن من المرات، لا سيما في الأسواق التي تشهد تطورات تكنولوجية سريعة.

ز ــ ٢ ــ٣ المؤشرات الهيدونية الممتازة والدقيقة (SEHI)

١٤٣- في الفصل السابع عشر، يعرف حدًّا لاسبير وباش على أساس نظري، مثلهما مثل المؤشرات الممتازة التي تعامِل بيانات الفترتين معاملة متماثلة. وهذه الصيغ الممتازة ــ لاسيما مؤشر فيشر ــ لها سمات بديهية محبذة كما يرد في الفصل الرابع عشر. وتدعم النظرية الاقتصادية استخدام مؤشر فيشر بوصفه متوسط متماثل لحدَّي لاسبير وباش، كما تبين أنه الأكثر ملاءمة من بين المتوسطين القائمين على أسس بديهية. كذلك يتضح أن مؤشر تورنكفيست هو الأفضل من الناحية التصادفية، كما أنه لا يحتاج إلى افتراضات قوية نظرا لأنه نشأ عن المنهج الاقتصادي كمؤشر ممتاز. وقد تبين أن مؤشري لاسبير وباش يقابلان (أو يطابقان) دوال مُجمِّع ليونتيف القائمة على افتراضات عدم إمكانية الإحلال، بينما تطابق المؤشرات الممتازة الأشكال الدالية المرنة، ومنها الصيغة من الدرجة الثانية وصيغة التحويل اللوغاريتمي لكل من مؤشري فيشر وتورنكفيست على الترتيب.

١٤٤- وإذا توفرت بيانات عن الأسعار والخصائص *والكميات*، تنشأ مناهج ونتائج مماثلة بالنسبة للمؤشرات الهيدونية للأسعار (Fixler and Zieschang, 1992a و Feenstra, 1995). وقد عرف Feenstra (1995) الحدود النظرية الدقيقة للمؤشر الهيدوني. فإذا جرى تعريف مؤشر نظري يقوم على أساس خصائص المنتجات فقط. سنجد أن الأسعار وإن كانت تخص المنتجات، فإنها تتحدد كلية على أساس خصائصها $p(z)$. ويتضح من التجميع الحسابي لمعادلة هيدونية خطية أن الحد الأعلى لمؤشر لاسبير (حيث تنخفض الكميات المطلوبة مع زيادة الأسعار النسبية) يحسب على النحو الآتي:

$$\frac{\sum_{i=1}^{N} q_i^t \hat{p}_i^{t+2}}{\sum_{i=1}^{N} q_i^t p_i^t} = \sum_{i=1}^{N} s_i^t \left(\frac{\hat{p}_i^{t+2}}{p_i^t} \right) \geq \frac{C\left(u^t, p(z)^{t+2}\right)}{C\left(u^t, p(z)^t\right)} \qquad (7.31a)$$

حيث يمثل الحد في الجانب الأيمن نسبة تكلفة تحقيق مستوى المنفعة (u^t) في الفترة t، وحيث المنفعة هي دالة متجه الكميات، أي $u^t = f\left(q^t\right)$. وتقيَّم المقارنة السعرية على أساس مستوى ثابت من كميات الفترة t، و s_i^t هي الأنصبة في إجمالي قيمة الإنفاق على المنتج i في الفترة t، أي $s_i^t = q_i^t p_i^t \Big/ \sum_{i=1}^{N} q_i^t p_i^t$ و

$$\hat{p}_i^{t+2} \equiv p_i^{t+2} - \sum_{k=1}^{K} \beta_k^{t+2} \left(z_{ik}^{t+2} - z_{ik}^t \right) \qquad (7.31b)$$

هي الأسعار في الفترة $t+2$ المعدلة مقابل مجموع التغيرات في كل خاصية نوعية مرجحة بمعامِلاتها المستخلصة من الانحدار الهيدوني الخطي. ونلاحظ أن المجموع يتعلق بنفس i في الفترتين، حيث تدرج البدائل عند اختفاء أحد البنود وتتعدَّل أسعارها مقابل التغير في النوعية في المعادلة (7.31b).

يقدر الحد الأدنى لمؤشر باش كالتالي:

$$\frac{\sum_{i=1}^{N} q_i^{t+2} p_i^{t+2}}{\sum_{i=1}^{N} q_i^{t+2} \hat{p}_i^{t}} = \left[\sum_{i=1}^{N} s_i^{t+2} \left(\frac{p_i^{t+2}}{\hat{p}_i^{t}} \right)^{-1} \right]^{-1} \leq \frac{C\left(u^{t+2}, p(z)^{t+2}\right)}{C\left(u^{t+2}, p(z)^{t}\right)} \qquad (7.32a)$$

حيث

$$s_i^{t+2} = q_i^{t+2} p_i^{t+2} \Big/ \sum_{i=1}^{N} q_i^{t+2} p_i^{t+2}$$

و

$$\hat{p}_i^{t} \equiv p_i^{t} + \sum_{k=1}^{K} \beta_k^{t} (z_{ik}^{t+2} - z_{ik}^{t}) \qquad (7.32b)$$

هي الأسعار في الفترة t المعدلة مقابل مجموع التغيرات في كل خاصية نوعية مرجحة بمعاملاتها المستخلصة من الانحدار الهيدوني الخطي.

يبين الفصل السابع عشر أن مؤشري لاسبير P_L وباش P_P للأسعار يشكلان حدَّين على مؤشراتهما النظرية الاقتصادية "الحقيقية". وبتطبيق نفس المنطق الوارد في الفصل السابع عشر على المعادلتين (7.31a) و(7.32a)، نتبين أنه في ظل تماثل الأفضليات، تُختصَر هذه المؤشرات الاقتصادية الحقيقية إلى مؤشر نظري واحد $c(p^{t+2})/c(p^{t})$ و:

$$P_L \geq c(p^{t+2})/c(p^{t}) \geq P_P \qquad (7.33)$$

١٤٥- هذا المنهج مماثل للمنهج المستخدم في تعديل البنود البديلة غير المماثلة في المعادلة (7.27). أولا: يقوم منهج المؤشرات الهيدونية الممتازة والدقيقة، على استخدام جميع البيانات في كل فترة، دون الاقتصار على بيانات العينة المتطابقة والبدائل المختارة، وثانيا: يستخدم معامِلات التغير في الخصائص المستخلصة من الانحدارات الهيدونية في تعديل الأسعار المشاهَدة مقابل التغيرات في النوعية، وثالثا: يتضمن نظاما للترجيح باستخدام البيانات المتعلقة بقيمة مخرجات كل طراز وخصائصه، بدلا من معاملة جميع الطرز على أنها على القدر نفسه من الأهمية، وأخيرا: يرتبط ارتباطا مباشرا بالصيغة الناشئة عن النظرية الاقتصادية.

١٤٦- يمكن الحصول من الانحدارات الهيدونية نصف اللوغاريتمية على مجموعة من المعامِلات $\boldsymbol{\beta}$ التي يمكن استخدامها مع هذه الحدود الهندسية في فترة الأساس والفترة الحالية:

$$\prod_{i=1}^{N} \left(\frac{p_i^{t+2}}{\hat{p}_i^{t}} \right)^{s_i^{t+2}} \leq \frac{C\left(u, p(z)^{t+2}\right)}{C\left(u, p(z)^{t}\right)} \leq \prod_{i=1}^{N} \left(\frac{\hat{p}_i^{t+2}}{p_i^{t}} \right)^{s_i^{t}} \qquad (7.34a)$$

$$\hat{p}_i^t \equiv p_i^t \exp[\sum_{i=1}^{N} \beta_k^t (z_{ik}^{t+2} - z_{ik}^t)] \qquad (7.34b)$$

$$\hat{p}_i^{t+2} \equiv p_i^{t+2} \exp[-\sum_{i=1}^{N} \beta_k^{t+2} (z_{ik}^{t+2} - z_{ik}^t)]$$

وهي أسعار في الفترة t معدلة مقابل مجموع التغيرات في كل خاصية من خصائص النوعية مرجحة بمعامِلاتها المستخلصة من انحدار هيدوني خطي.

١٤٧- في المعادلة (7.34a) يتبين أن حدَّي المؤشرات النظرية قد جُمعا معا في ظل افتراض تماثل الأفضليات (راجع الفصل السابع عشر). وحساب هذه المؤشرات ليس بالمهمة البسيطة. وللاطلاع على أمثلة على كيفية تطبيقها، راجع Silver and Heravi (2001a and 2003) لمطالعة المقارنات بين الفترات الزمنية و Kokoski, Moulton, and Zieschang (1999) لمطالعة المقارنات السعرية بين مناطق البلد الواحد.

١٤٨- لاحظ أنه على خلاف المؤشرات الهيدونية الواردة في القسمين "ز ــ ٢ ــ ١" و"ز ــ ٢ ــ ٢"، لا يتعين أن تستند المعادلات (7.30b) و(7.31b) و(7.33b) إلى بيانات متطابقة. وقد استخدمت دراسة Kokoski, Moulton, and Zieschang (1999) عينة من مجتمع بديل من البيانات المتطابقة تم سحبها في سياق إعداد مؤشر أسعار المستهلكين بالمكتب الأمريكي لإحصاءات العمل، مع الإشارة الى أن العينة إستفادت من التدوير. أما دراسة Silver و Heravi (2001a and 2003)، فقد استخدمت بيانات الماسح الضوئي لمجتمع المعاملات في إجراء من مرحلتين. أولا: جرى تعريف الخانات وفقا لأهم السمات المحددة للسعر وذلك فيما يشبه الطبقات إلى حد كبير، وقد تضمنت هذه السمات جميع توليفات الصنف ونوع منفذ البيع وحجم الشاشة (بالنسبة لأجهزة التليفزيون). وقد تزداد كفاءة التقدير النهائي بسبب إجراء التعديل مقابل التفاوت داخل الطبقات، وذلك بالطريقة نفسها التي تزيد معها فعالية العينة باستخدام المعاينة العشوائية القائمة على تفريغ العينات مقارنة بالمعاينة العشوائية البسيطة. وقد أمكن بعد ذلك استخدام متوسط السعر في كل خانة متطابقة في المقارنات السعرية باستخدام المعادلات (7.30a) و(7.31a) و(7.33a)، عدا أن التعديلات مقابل التغيرات في النوعية قد أجريت باستخدام المعادلات (7.30b) و(7.31b) و(7.33b) لضمان عدم تأثر المقارنة السعرية بالاختلافات النوعية في كل خانة الناشئة عن خصائص أخرى بخلاف الخصائص المهمة. وقد أمكن بهذا إدراج جميع بيانات البنود المتطابقة، والبنود غير المتطابقة القديمة، وغير المتطابقة الجديدة. فإذا ازداد متوسط السعر في إحدى خانات المعادلة (7.30a) بسبب إدراج منتج جديد محسن، فإن المعادلة (7.30b) ستستخدم في إلغاء هذه التحسينات بشكل عام. ولننظر على سبيل المثال في بيع جهاز تليفزيون ١٤ بوصة من الصنف X بدون صوت مجسم في فئة

منتجات إجمالي أولي معين. ففي الفترة التالية، قد تكون هناك خانات متطابقة لأجهزة التليفزيون ١٤ بوصة من الصنف X تتضمن أيضا الصوت المجسم. وقد يتعين وضع الطراز الجديد في نفس الخانة التي تضم أجهزة التليفزيون ١٤ بوصة من الصنف X بصوت مجسم وبدون صوت مجسم، ومقارنة متوسط السعر في الخانات في أي من المعادلات (7.30a) أو (7.31a) أو (7.33a)، وإجراء تعديل مقابل التغير في النوعية بالنسبة للصوت المجسم باستخدام صيغة أي من المعادلات (7.30b) أو (7.31b) أو (7.33b). وقد تزداد كفاءة التقدير النهائي حيث يجري التعديل مقابل التفاوت داخل الطبقات، وذلك بالطريقة نفسها التي تزيد معها فعالية العينة باستخدام المعاينة العشوائية القائمة على تفريغ العينات مقارنة بالمعاينة العشوائية البسيطة. وسيُستخلص المعامِل المقدر للصوت المجسم باستخدام معادلة هيدونية يجري تقديرها على أساس بيانات أجهزة التليفزيون الأخرى المزود بعضها بصوت مجسم.

١٤٩- يتضح من الشرح أعلاه كيفية إنشاء صيغ الأرقام القياسية المرجحة مثل لاسبير وباش وفيشر وتورنكفيست باستخدام بيانات عن أسعار منتج ما وكمياته وخصائصه. وتبين دراسة Silver and Heravi (2003) أنه كلما زاد عدد الخصائص التي تجمع في أي من المعادلات (7.30a) أو (7.31a) أو (7.33a)، زاد عدم الحاجة للتعديل في أي من المعادلات (7.30b) أو (7.31b) أو (7.33b). وعند استخدام كل مجموعات الخصائص (المعادلات [7.30a] أو [7.31a] أو [7.33a]) كطبقات، يصبح الحساب مماثلاً لحالة المتطابقة حيث ينفرد كل منتج بخانة. وبالنسبة للبيانات المتطابقة، فإن المعادلات (7.30b) أو (7.31b) أو (7.33b) غير مفيدة، والتجميع في المعادلات (7.30a) أو (7.31a) أو (7.33a) يشمل جميع المنتجات ويؤدي في نهاية الأمر إلى مشكلة الرقم القياسي المعتادة. ويشير Diewert (2003) ــ معلقا على هذه الطريقة ــ إلى تشابه النتائج الواردة مع تلك المستخلصة من الأرقام القياسية الهيدونية الممتازة عندما تكون نسبة المنتجات الخاضعة للمطابقة كبيرة نسبيا. ويلاحظ أن المؤشرات النظرية الواردة في الفصل الحادي والعشرين معنية بكل من السلع التي تعد حزم من الخصائص الهيدونية المربوطة والسلع التي تعد سلع أساسية غير هيدونية. ويسمح الإطار الوارد في المعادلات (7.30) أو (7.31) أو (7.33) بإدراج هذين النوعين من السلع، ولا توجد حاجة لإجراء أي تعديلات في المعادلات (7.30b) أو (7.31b) أو (7.33b) مقابل السلع غير الهيدونية.

١٥٠- أوضحت الفقرات المذكورة آنفا كيف يمكن إنشاء صيغ الأرقام القياسية المرجحة باستخدام بيانات عن أسعار منتج ما وكمياته وخصائصه في حالة عدم تطابق البيانات. ويرجع ذلك إلى أن مواصلة استخدام البيانات المتطابقة قد يؤدي إلى أخطاء من مصدرين: (١) العديد من التعديلات مقابل التغير في النوعية بسبب المنتجات المختفية وبدائلها غير المماثلة، و (٢) تحيز انتقائية العينة بسبب المعاينة من مجتمع بديل وليس من مجتمع مزدوج.

ز ــ٢ ــ٤ الفرق بين المؤشرات الهيدونية والمؤشرات المتطابقة

١٥١- تشير الأقسام السابقة إلى أفضلية المؤشرات الهيدونية على المقارنات المتطابقة، حيث تدرج الأولى بيانات البنود غير المتطابقة. ونتناول هنا هذه العلاقة على نحو أكثر منهجية. حيث يــذكر كــل مــن Triplett (2002) و Diewert (2003) أن مؤشر (جيفونز) المتوسط الهندسي غير المرجح الذي يحتسب على أساس بيانات متطابقة يعطي النتيجة نفسها التي يعطيها المؤشر الهيدوني اللوغاريتمي الذي يحتسب على أساس البيانات نفسها. ولننظــر في العينة المتطابقة m مع اعتبار Z^{t+2} و Z^t تعديلات كلية مقابل التغير في النوعية علــى المتغيــرات الصــورية للزمن في المعادلــة (7.28)، أي $\sum_{k=2}^{K}\beta_k z_{ki}$. وتبــين دراســة Aizcorbe, Corrado, and Doms (2001) أن السطر الأول في المعادلة (7.35) يعادل الفرق بين متوسطين هندسيين للأسعار المعدلة مقابل التغير في النوعيــة. وفراغ العينة m =M^t =M^{t+2} هو الطراز نفسه في كل فترة. ولننظر في طرح طراز جديد n فــي الفتــرة t+2 دون أن يكون له نظير في الفترة t، واختفاء الطراز القديم o دون أن يكون له بالتالي نظيــر فــي الفتــرة t+2. وهكذا، تتكون M^{t+2} من m و n وتتكون M^t من m و o، وتتكون M من الطرز المتطابقة فقــط m. وقــد بينــت دراسة Silver and Heravi (2002) أن المقارنة الهيدونية القائمة على المتغيرات الصورية في هذه الحالة تكون كالآتي:

$$
\begin{aligned}
&\ln p^{t+2}/p^t \\
&\quad = [m/(m+n)\sum_m (\ln {p_m}^{t+2} - Z_m)/m \\
&\quad + n/(m+n)\sum_n (\ln {p_n}^{t+2} - Z_n)/n] \\
&\quad - [m/(m+o)\sum_m (\ln {p_m}^{t} - Z_m)/m \\
&\quad + o/(m+o)\sum_o (\ln {p_o}^{t} - Z_o)/o] \\
&\quad = [m/(m+n)\sum_m (\ln {p_m}^{t+2} - Z_m)/m \\
&\quad - m/(m+o)\sum_m (\ln {p_m}^{t} - Z_m)/m] \\
&\quad + [n/(m+n\sum_n (\ln {p_n}^{t+2} - Z_n)/n \\
&\quad - o/(m+o)\sum_o (\ln {p_o}^{t} - Z_o)/o].
\end{aligned}
\qquad (7.35)
$$

١٥٢- لننظر في الحد الثاني في المعادلة (7.35). أولا: هناك التغير في المشاهدات المتطابقة m، وإجراء تعديل مقابل التغير في النوعية يكون أمرا زائدا عن الحاجة. وهذا التغير يمثل التغير المعدل مقابل التغير في النوعية في متوسط أسعار الطرُز المتطابقة m في الفترة t+2 والفترة t. لاحظ أن الوزن الترجيحي في الفترة t+2 لهذا المكون المتطابق هو نسبة المشاهدات المتطابقة إلى جميع المشاهدات في الفترة t+2. وبالمثل، بالنسبة للفترة t، يعتمد الوزن الترجيحي المتطابق على عدد المشاهدات القديمة غير المتطابقة في العينة في هذه الفترة. وفي الخط الأخير من المعادلة (7.35)، يكون التغير بين متوسط الأسعار (المعدلة مقابل التغير في النوعية) الجديدة غير المتطابقة ومتوسط الأسعار القديمة غير المتطابقة في الفترتين t+2 وt. ونتبين من ذلك أن الطرق المتطابقة تتجاهل الخط الأخير في المعادلة (7.35) وبالتالي تختلف عن المنهج الهيدوني للمتغيرات الصورية في هذا الشأن على الأقل. ويتضح من المعادلة (7.35) أن المنهج الهيدوني للمتغيرات الصورية، بإدراجه المشاهدات غير المتطابقة القديمة والجديدة، قد يختلف عن المتوسط الهندسي للتغيرات في الأسعار المتطابقة، حيث يعتمد حجم أي اختلافات ــ في هذه الصيغة غير المرجحة ــ على نسب المنتجات القديمة التي تخرج من العينة والجديدة التي تدخل في العينة وعلى النسبة بين التغيرات في أسعار المنتجات القديمة والجديدة والتغيرات في أسعار البنود المتطابقة. وإذا كانت سوق المنتجات المعنية تشهد انخفاضا غير معتاد في أسعار البنود القديمة المعدلة مقابل التغير في النوعية وارتفاعا غير معتاد في أسعار البنود الجديدة المعدلة مقابل التغير في النوعية، فإن المؤشر المتطابق لن يقدر تغيرات الأسعار حق قدرها (راجع Silver and Heravi, 2002 و Berndt, Ling, and Kyle, 2003 للاطلاع على أمثلة). وتختلف أشكال التحيز باختلاف سلوك السوق والتغيرات في التكنولوجيا.

١٥٣- إذا حلت الأوزان الترجيحية للمبيعات محل عدد المشاهدات في المعادلة (7.35)، سيمكن استخلاص مختلف صيغ المؤشرات الهيدونية المرجحة، كما يرد في القسم "أ-٥" من الفصل الحادي والعشرين. وقد أوضحت دراسة Silver (2002) أن المنهج الهيدوني يختلف عن الانحدار الهيدوني المناظر، سواء كان مرجحا أم غير مرجح، وذلك من حيث عامل الرفع (leverage) والتأثير الفعلي (influence) اللذين يضفيهما الانحدار الهيدوني على المشاهدات.

ز ــ ٣ الوصل المسلسل

١٥٤- هناك منهج بديل للتعامل مع المنتجات ذات معدل التغير المرتفع يتمثل في استخدام مؤشر بنظام السلسلة بدلا من المقارنات طويلة الأجل القائمة على فترة أساس ثابتة. ويقوم المؤشر بنظام السلسلة بمقارنة أسعار البنود في الفترة t بأسعارها في الفترة t+1 ($\text{Index}_{t,\,t+1}$)، ثم ــ كممارسة جديدة ــ دراسة مجتمع المنتجات في الفترة t+1 ومطابقتها بالبنود في الفترة t+2. ويتم الجمع بين هذه الوصلات ($\text{Index}_{t,\,t+1}$ و$\text{Index}_{t+1,\,t+2}$) بعمليات ضرب متتالية وصولا إلى $\text{Index}_{t+5,\,t+6}$ مثلا لتشكيل $\text{Index}_{t,t+6}$. ويقتصر مؤشر أسعار التجارة ثابت الأساس على البنود المتوفرة في الفترتين t وt+6. وإذا نظرنا في البنود الخمسة ١ و٢ و٥ و٦ و٨ على مدار الشهور

الأربعة من يناير إلى أبريل، كما هو مبين في الجدول 7–2، سنجد أن مؤشر الأسعار عن شهر يناير مقارنة بشهر فبراير (J:F) يحتوي على مقارنات أسعار المنتجات الخمسة جميعها. أما مؤشر الأسعار عن شهر فبراير مقارنة بشهر مارس (F:M)، فيحتوي على مقارنات أسعار المنتجات ١ و٤ و٥ و٨، بينما مؤشر الأسعار عن شهر مارس مقارنة بشهر أبريل (M:A) يحتوي على مقارنات أسعار ستة بنود: ١ و٣ و٤ و٥ و٧ و٨. ويتغير تركيب العينة في كل مقارنة نظرا لاختفاء المنتجات القديمة ودخول منتجات جديدة. ويمكن حساب مؤشرات الأسعار لكل من هذه المقارنات السعرية المتتالية باستخدام أي من الصيغ غير المرجحة الواردة في الفصل الحادي والعشرين. وتتسع العينة مع ظهور منتجات جديدة وتتكمش مع اختفاء منتجات قديمة، مما يؤدي إلى تغير تركيبها بمرور الوقت (Turvey, 1999).

١٥٥- يمكن الحد من إستنزاف مكونات العينة في المقارنات طويلة الأجل بالاستخدام الرشيد للبنود البديلة. غير أن العينة البديلة ــ حسبما يرد في الفصل التالي ــ لا تدرج منتجا جديدا إلا عند الحاجة لبديل، بصرف النظر عن عدد المنتجات الجديدة التي تطرح في السوق. إلى جانب ذلك، قد يكون للمنتج البديل نفس النوعية ــ لتيسير التعديل مقابل التغير في النوعية ــ وبالتالي تكون مبيعاته منخفضة نسبيا، أو تكون له نوعية مختلفة ومبيعاته مرتفعة نسبيا، لكنه يتطلب إجراء تعديل كبير مقابل التغير في النوعية. وفي الحالتين لا يكون الأمر مُرضيا.

١٥٦- لا يستلزم الوصل المسلسل ــ خلافا للمؤشرات الهيدونية ــ استخدام جميع المعلومات السعرية في المقارنة الخاصة بكل وصلة. فقد يختفي مثلا المنتجان ٢ و٦ في شهر مارس. والمؤشر يستخدم المعلومات السعرية الخاصة بالمنتجين ٢ و٦ عندما يكونا متوفرَين في مقارنة يناير ــ فبراير، لكنه لا يسمح أن يؤدي اختفاؤهما إلى إعاقة المقارنة بين فبراير ومارس. وقد يكون المنتج ٤ بديلا للبند ٢. ويسهل إدراجه بمجرد توفر سعرين له. فلا حاجة للانتظار إلى أن يتم تغيير فترة أساس المؤشر أو تدوير العينة. وقد يكون المنتج ٧ بديلا للمنتج ٦. وقد يلزم تعديل الأسعار مقابل التغير في النوعية لإجراء مقارنة فبراير ــ مارس بين المنتجين ٦ و٧. لكن هذا التعديل لا يجرى سوى مرة واحدة في الأجل القصير، ويستمر إعداد المؤشر في مارس ــ أبريل باستخدام المنتج 7 بدلا من المنتج ٦. ويتناول نظام الحسابات القومية لعام ١٩٩٣ (الفقرة ١٦–٥٤ من الفصل السادس عشر) هذا الموضوع في في أقسامه المتعلقة بقياس الأسعار والأحجام:

> "في سياق سلسلة زمنية ما، يكاد من المحتم أن يكون التداخل بين المنتجات المتاحة في الفترتين أكبر ما يمكن في حالة الفترات الزمنية المتعاقبة (باستثناء البيانات دون السنوية الخاضعة لتقلبات موسمية). ولذلك، من المرجح أن كمية المعلومات عن الأسعار والكميات، التي يمكن الاستفادة منها مباشرة في إنشاء الأرقام القياسية للأسعار أو الأحجام، ستزداد إلى أقصى حد بإعداد مؤشرات بنظام السلسلة تربط الفترات الزمنية المتجاورة. ونقيضا لذلك، كلما تباعدت الفترتان الزمنيتان، يقل احتمال التداخل بين مجموعتي المنتجات المتاحة في الفترتين، ويصبح اللجوء إلى الطرائق غير المباشرة لمقارنة الأسعار،

التي تستند إلى الافتراضات، أكثر ضرورة. وهكذا، فإن الصعوبات الناشئة عن الفارق الكبير بين رقمي لاسبير وباش القياسيين المباشرين للفترات الزمنية المتباعدة كثيرا تضاعفها الصعوبات العملية الناشئة عن ضعف التداخل بين مجموعات المنتجات المتاحة في الفترتين."

١٥٧- هناك ما يبرر استخدام منهج السلسلة كنظير طبيعي قائم بذاته لمؤشر ديفيزيا النظري (راجع Forsyth and Fowler, 1981 والفصل السادس عشر). وقد حدد Reinsdorf (1998b) على نحو منهجي الأسس النظرية التي يقوم عليها المؤشر، وخلُص إلى أن المؤشرات بنظام السلسلة تعتبر بوجه عام مقاربة جدا للمؤشرات النظرية المثالية. غير أنها عرضة للتحيز عندما "تحيد تغيرات الأسعار عن مسارها"، كما أوضح Szulc (1983) (راجع أيضا Forsyth and Fowler, 1981 و de Haan and Opperdoes, 1997).

١٥٨- يستخدم المؤشر الهيدوني القائم على المتغيرات الصورية جميع البيانات في شهري يناير ومارس لإجراء مقارنة سعرية بين الشهرين. غير أن المؤشر بنظام السلسلة يتجاهل الأزواج المتعاقبة غير المتطابقة، كما ورد آنفا، لكنه أفضل من نظيره ثابت الأساس. وللمنهج الهيدوني بطبيعة الحال فترة ثقة تقع ضمنها التنبؤات المستخلصة من معادلة الانحدار. ويتحدد عرض النطاق على أساس مدى ملاءمة المعادلة والمسافة بين الخصائص ومتوسطها وعدد المشاهدات. ولا يظهر في سياق عملية المطابقة ــ سواء بنظام السلسلة أو خلافه ــ أي أخطاء تنبؤ. وقد أجرى Aizcorbe, Corrado, and Doms (2001) دراسة شاملة ودقيقة عن السلع ذات التكنولوجيا المتقدمة (أجهزة الكمبيوتر الشخصي وأشباه الموصلات) باستخدام بيانات ربع سنوية عن الفترة من ١٩٩٣ إلى ١٩٩٩. واستخدمت مؤشرات متماثلة، هيدونية وبنظام السلسلة، وجاءت نتائجها متشابهة إلى حد كبير خلال سنوات الدراسة السبع. فعلى سبيل المثال، بالنسبة لوحدات المعالجة المركزية بأجهزة الكمبيوتر المكتبية (desktop)، انخفض المؤشر على مدار السبع سنوات بدءا من الربع الأول من عام ١٩٩٣ إلى الربع الرابع من عام ١٩٩٩ بنسبة ٦٠% (المؤشر الهيدوني القائم على المتغيرات الصورية)، و٥٩,٩% (مؤشر فيشر بنظام السلسلة)، و٥٧,٨% (المتوسط الهندسي بنظام السلسلة). ولم تختلف النتائج سوى فيما بين أرباع السنوات عند ارتفاع معدل تغير المنتجات، ويمكن أن تكون الاختلافات في هذه الحالات كبيرة. فعلى سبيل المثال، بالنسبة لوحدات المعالجة المركزية بأجهزة سطح المكتب في الربع الرابع من عام ١٩٩٦، بلغت نسبة الانخفاض السنوي وفقا للمنهج الهيدوني القائم على المتغيرات الصورية ٣٨,٢% باختلاف قدره ١٧ نقطة مئوية عن المتوسط الهندسي بنظام السلسلة. وبالتالي، مع انخفاض معدل تغير الطرُز يقل الاختلاف بين المنهج الهيدوني وطريقة الطرُز المتطابقة بنظام السلسلة و، بالتالي، المؤشرات المتطابقة ثابتة الأساس. ولا تنشأ الاختلافات إلا عند ارتفاع معدل تغير الطرز في سياق المقارنات الثنائية أو الوصلات (راجع أيضا Silver and Heravi, 2001a and 2003).

١٥٩- هناك احتمال أن يؤدي طرح طرُز جديدة واختفاء طرُز قديمة إلى التأثير المتزامن على أسعار كافة الطرُز الموجودة. وفي هذه الحالة، ستكون تغيرات أسعار الطرُز الموجودة كافية. حيث ستعكس تغيرات أسعار المنتجات الجديدة المطروحة والمنتجات القديمة المختفية وليس جزء من العينة. وتستخدم هذه الحجة عندما ينبغي الحصول على نفس النتائج من المقارنات المباشرة بين الطرُز المتطابقة، والمقارنات بنظام السلسلة بين الطرُز المتطابقة، والمؤشرات الهيدونية. وهي مسألة عملية وسوف تختلف صحتها فيما بين القطاعات. وتزداد احتمالات استخدامها مع السلع سريعة التغير التي تكون تكاليف تطويرها أو عوائق طرحها بسيطة أو منعدمة.

١٦٠- يمكن الاستعاضة عن الأسعار المختفية باستخدام تقدير على أساس الترقيع الهيدوني الجزئي كما ورد آنفا. وقد قام Dulberger (1989) باحتساب المؤشرات الهيدونية لمعالجات أجهزة الكمبيوتر وقارن النتائج بتلك المستخلصة من طريقة الطرُز المتطابقة. وقد انخفض المؤشر الهيدوني القائم على المتغيرات الصورية بنحو ٩٠% خلال الفترة من ١٩٧٢ إلى ١٩٨٤، وهي نفس النتيجة تقريبا التي تم التوصل إليها باستخدام طريقة الطرُز المتطابقة، حيث تم استنتاج الأسعار المختفية للمنتجات الجديدة أو المنتجات المختفية عن طريق الانحدار الهيدوني. غير أنه عند استخدام طريقة الطرُز المتطابقة بنظام السلسلة دون تقدير أو احتساب الأسعار المختفية، انخفض المؤشر بنسبة ٦٧%. ويمكن أيضا الجمع بين الطرق: حيث استخدم de Haan (2003) البيانات المتطابقة عند توفرها ولم يستخدم المتغير الصوري للزمن إلا مع البيانات غير المتطابقة ــ وهي طريقته للاحتساب المزدوج.

ح ــ المقارنات طويلة الأجل والمقارنات قصيرة الأجل

١٦١- يعرض هذا القسم بوجه عام صيغة تساعد على إجراء التعديل مقابل التغير في النوعية. ويمكن استخدام هذا الإجراء مع كافة الطرق الواردة في القسمين "د" و"هـ". وجاء ابتكار هذه الصيغة نتيجة شواغل محتملة بشأن الطبيعة طويلة الأجل التي تتسم بها مقارنات الأسعار المعدلة مقابل التغير في النوعية. ففي المثال الوارد في الجدول ٧-٢، قورنت أسعار شهر مارس بأسعار شهر يناير. وتستلزم طريقة الاحتساب أن تصح افتراضات تماثل تغيرات الأسعار على مدار هذه الفترة لإجراء عمليات احتساب طويلة الأجل. وهذا يؤدي إلى تزايد القلق عندما تستمر المقارنات عبر فترات زمنية أطول، كالفترة بين يناير وأكتوبر، ويناير ونوفمبر، ويناير وديسمبر مثلا، أو حتى أبعد من ذلك. وللمساعدة في تخفيف هذه الشواغل، يتناول هذا القسم على نحو أكثر منهجية الصيغة قصيرة الأجل التي ورد ذكرها في القسمين "ج ــ ٣ ــ ٣" و"د ــ ٢". ولننظر في الجدول ٧-٥ الذي يحتوي ــ للتبسيط ــ على منتج واحد فقط، المنتج *A*، متوفر على مدى الفترة كلها، والمنتج *B* الذي يختفي بصورة دائمة في شهر أبريل، والمنتج البديل المحتمل *C* في شهر أبريل.

الجدول ٧–٥: مثال للمقارنات طويلة الأجل والمقارنات قصيرة الأجل

البند	يناير	فبراير	مارس	أبريل	مايو	يونيو
البديل المماثل						
A	٢	٢	٢	٢	٢	٢
B	٣	٣	٤	n/a	n/a	n/a
C	n/a	n/a	n/a	٦	٧	٨
الإجمالي	٥	٥	٦	٨	٩	١٠
التعديل الصريح						
A	٢	٢	٢	٢	٢	٢
B	٣	٣	٤	(٦/٥) ×٦=٥	(٦/٥) ×٧=٥,٨	(٦/٥) ×٨=٦,٦٧
C	(٥/٦) ×٣=٣,٦٠	n/a	n/a	٦	٧	٨
الإجمالي	٥	٥	٦	٨	٩	١٠
التداخل						
A	٢	٢	٢	٢	٢	٢
B	٣	٣	٤	٦×(٥/٤)=٤,٨	n/a	n/a
C	n/a	n/a	٥	٦	٧	٨
الإجمالي	٥	٥	٦	٦,٨	٩	١٠
الاحتساب						
A	٢	٢	٢,٥	٣,٥	٤	٥
B	٣	٣	٤	(٢,٥/٣,٥) ×٤=٥,٦	(٣,٥/٤) ×٥,٦=٦,٤	(٤/٥) ×٦,٤=٨
الإجمالي	٥	٥	٦,٥	٩,١	٨,٤	١٣

الأرقام بالخط الداكن تمثل الأسعار المقدرة المعدلة مقابل التغير في النوعية المذكورة في النص

ملحوظة: n/a = غير متاح

ح ــ ١ طرق التعديل مقابل التغير في النوعية في المقارنات قصيرة الأجل

١٦٢- قد يتم العثور على *بديل مماثل C*. وفي المثال السابق، انصب التركيز على استخدام مؤشر جيفونز على المستوى الأولي، حيث تتضح من الفصل العشرين مميزاته الكثيرة. ونستخدم في المثال هنا مؤشر دوتو، أي النسبة بين متوسطين حسابيين، وليس هذا تأييدا لاستخدامه ولكنه مجرد مثال على صيغة مختلفة. ولمؤشر دوتو مميزات كثيرة هو أيضا من الناحية البديهية، لكنه لا يجتاز اختبار قابلية القياس (وحدات القياس) ولا ينبغي استخدامه إلا مع البنود المتجانسة نسبيا. ويحتسب مؤشر دوتو طويل الأجل لشهر أبريل مقارنة بشهر يناير كالتالي:

$$P_D \equiv \left[\frac{\sum_{i=1}^{N} p_i^{\text{Apr}} / N}{\sum_{i=1}^{N} p_i^{\text{Jan}} / N} \right]$$

أي ٥/٨= ١,٦٠، أي زيادة نسبتها ٦٠%. والمعادل *قصير الأجل* هو حاصل ضرب مؤشر طويل الأجل حتى الفترة السابقة مباشرة في مؤشر من الفترة السابقة إلى الفترة الحالية، أي للفترة t+4 مقارنة بالفترة t+3:

$$P_D \equiv \left[\frac{\sum_{i=1}^{N} p_i^{t+3} / N}{\sum_{i=1}^{N} p_i^{t} / N} \right] \times \left[\frac{\sum_{i=1}^{N} p_i^{t+4} / N}{\sum_{i=1}^{N} p_i^{t+3} / N} \right] \qquad (7.36)$$

أو لشهر يناير مقارنة بشهر أبريل، مثلا، كالتالي:

$$P_D \equiv \left[\frac{\sum_{i=1}^{N} p_i^{Mar} / N}{\sum_{i=1}^{N} p_i^{Jan} / N} \right] \times \left[\frac{\sum_{i=1}^{N} p_i^{Apr} / N}{\sum_{i=1}^{N} p_i^{Mar} / N} \right]$$

وهو يبلغ بالطبع: $\frac{8}{5} \times \frac{6}{5}$ = 1.6 وهي نفس النتيجة السابقة.

١٦٣- لننظر في مثال على *منتج غير مماثل مع إجراء تعديل صريح مقابل التغير في النوعية*. ولنفترض مثلا أن قيمة المنتج *C* البالغة ٦ في شهر أبريل يتم تعديلها مقابل التغير في النوعية لتصبح ٥ فقط عند مقارنتها بنوعية المنتج *B*. وقد ينشأ تعديل الأسعار مقابل التغير في النوعية عن تقدير تكلفة مواصفة اختيارية، أو تعديل مقابل التغير في الكمية، أو تقدير غير موضوعي، أو معامل هيدوني، كما ورد آنفا. ولنفترض أن المقارنة طويلة الأجل تقوم على استخدام سعر يناير المعدل للمنتج *C*، وهو يساوي سعر المنتج *B* الذي يساوي ٣ مضروبا في ٥/٦ لرفع مستوى نوعيته إلى مستوي نوعية المنتج *C*، أي (٥/٦) × ٣ = ٣,٦. وبدءا من شهر أبريل، يمكن مقارنة أسعار المنتج البديل *C* بسعر الفترة المرجعية له في يناير. وبدلا من ذلك، يمكن تعديل أسعار المنتج *C* بدءا من شهر أبريل بضربها في ٦/٥ لتخفيض مستوى نوعيته إلى مستوى نوعية المنتج *B* وحتى يتسنى مقارنة هذه الأسعار بسعر المنتج *B* في شهر يناير: حيث يكون السعر المعدل في شهر أبريل هو (٦/٥) × ٦= ٥، والسعر المعدل في شهر مايو هو ٥,٨، والسعر المعدل في شهر يونيو هو ٦,٦٧ (راجع الجدول ٧-٥). وكلتا الطريقتين تؤديان إلى النتيجة نفسها بالنسبة لمقارنات الأسعار طويلة الأجل. والنتائج المستخلصة من الطريقتين (باستثناء أخطاء التقريب) واحدة بالنسبة للمنتج *B*.

١٦٤- غير أنه بالنسبة لمؤشر دوتو الكلي ستكون النتائج مختلفة، نظرا لأن مؤشر دوتو يرجح تغيرات الأسعار بسعر البنود في الفترة الأولى كنسبة من السعر الكلي. (راجع المعادلة رقم 20.1 من الفصل العشرين). وهكذا سينتج عن طريقتي التعديل مقابل التغير في النوعية تغيرات واحدة في الأسعار، وأوزان ترجيحية ضمنية مختلفة. ويساوي مؤشر دوتو في مايو ٥,٦/٩= ١,٦٠٧ إذا تم تعديل السعر في الفترة الأولى (سعر يناير)، و٥/٧,٨= ١,٥٦ إذا تم تعديل السعر في الفترة الحالية (سعر مايو). وتعطي المؤشرات قصيرة الأجل النتائج نفسها للتعديلين: $\frac{8}{5.6} \times \frac{9}{8}$ = 1.607، إذا تم تعديل سعر الفترة الأولى (يناير)، و

$\frac{7.8}{7} \times \frac{7}{5}$ = 1.56، إذا تم تعديل سعر الفترة الحالية (مايو).

١٦٥- قد تتخذ *طريقة التداخل* أيضا الصيغة قصيرة الأجل. ففي الجدول ٧-٥، نجد أنه في مارس يتداخل سعر المنتج *C*، ويساوي ٥، مع سعر المنتج *B*. والنسبة بين هذين السعرين تمثل تقديرا للاختلاف في نوعيتهما. وتحتسب المقارنة طويلة الأجل بين شهري يناير وأبريل كالتالي: (6 × $\frac{4}{5}$ +2)/ 5 = 1.36. وتحتسب المقارنة قصيرة الأجل على أساس حاصل ضرب الوصلة من يناير إلى مارس والوصلة من مارس إلى أبريل: $\frac{6.8}{6}$ × $\frac{6}{5}$ =1.36.

١٦٦- عند هذا المستوى غير المرجح من التجميع، يتبين عدم وجود اختلاف بين النتائج في الأجل الطويل والأجل القصير عندما لا تختفي المنتجات، أو عندما تتوافر البدائل المماثلة، أو عندما تجري تعديلات صريحة مقابل التغير في النوعية، أو عندما تستخدم طريقة التداخل. وقد يكون للفصل بين التغيرات قصيرة الأجل (أحدث

التغيرات الشهرية) والتغيرات طويلة الأجل مزايا من حيث ضمان جودة البيانات، نظرا لأنه يساعد على ملاحظة التغيرات السعرية غير العادية في الأجل القصير. غير أن ذلك ليس هو موضوع هذا الفصل. ومع ذلك، تظهر مزايا للمنهج قصير الأجل بالفعل عند إجراء عمليات الاحتساب.

ح ــ ٢ المقارنات الضمنية في الأجل القصير باستخدام عمليات الاحتساب

١٦٧- يُنظر في استخدام الإطار قصير الأجل أساسا في حالة اختفاء القيم مؤقتا، كما ورد في دراستي Armknecht and Maitland – Smith (1999) و Feenstra and Diewert (2001). ومع ذلك، تنشأ قضايا مماثلة في سياق التعديل مقابل التغير في النوعية. ولننظر مرة أخرى في الجدول ٧-٥، لكن هذه المرة المنتج البديل *C* غير موجود وتم تغيير أسعار المنتج *A* لتتخذ اتجاها صعوديا. ومرة أخرى يختفي المنتج *B* في أبريل. وتجري عملية احتساب في الأجل الطويل للمنتج *B* في أبريل بالمعادلة (٣,٥/ ٢)× ٣= ٥,٢٥. وبالتالي يكون التغير في الأسعار (٣,٥+٥,٢٥)/٥= ١,٧٥ أو ٧٥%. ونحصل على النتيجة نفسها بالطبع باستخدام المنتج *A* (٣,٥/ ٢= ١,٧٥)، إذ يفترض ضمنا أن حركات أسعار المنتج *B* ــ إذا ظل موجودا ــ كانت ستتبع حركات أسعار المنتج *A*. وقد يكون من الصعب ــ في بعض الحالات ــ أن يصح افتراض تماثل حركات الأسعار في الأجل الطويل على مدار فترات طويلة جدا. وهناك طريقة بديلة تتمثل في استخدام إطار قصير الأجل يحتسب فيه السعر في شهر أبريل على أساس المتوسط (الكلي) للتغير في السعر بين الفترة السابقة والفترة الحالية، أي (٣,٥/ ٢,٥)× ٤= ٥,٦ في المثال الوارد أعلاه. وفي هذه الحالة، يحتسب التغير في السعر بين شهري مارس وأبريل كالآتي: (٣,٥+٥,٦)/(٤+٢,٥)= ١,٤٠. ويضاف ذلك إلى التغير في السعر بين شهري يناير ومارس ٥/٦,٥= ١,٣٠، للحصول على التغير في السعر بين يناير وأبريل وهو ١,٣٠×١,٤٠= ١,٨٢، أي زيادة نسبتها ٨٢%.

١٦٨- إذا بحثنا السبب وراء تجاوز النتيجة في الأجل القصير، وهي ٨٢%، النتيجة في الأجل الطويل، وهي ٧٥%، سنجد أن التغير في سعر البند A بين شهري مارس وأبريل البالغ ٤٠% ــ الذي يقوم على أساسه الاحتساب في الأجل القصير ــ أكبر من متوسط التغير *الشهري* في سعر المنتج *A* الذي يزيد قليلا عن ٢٠%. وقد وُجد ــ كما يرد في القسم السابق ــ أن حجم أي تحيز ناشئ عن هذا المنهج يعتمد على النسبة بين القيم المختفية، وعلى الفرق بين متوسط التغير في أسعار العينة المتطابقة والتغير في سعر المنتج المختفي المعدل مقابل التغير في النوعية ــ إذا ظل موجودا. ويفضل استخدام المقارنة في الأجل القصير إذا ازدادت احتمالات صحة افتراض تماثل تغيرات الأسعار في الأجل القصير مقارنة بالأجل الطويل.

١٦٩- توجد بيانات عن تغيرات أسعار المنتج المختفي ــ المنتج *B* في الجدول ٧-٥ ــ حتى الفترة التي سبقت اختفائه. ففي الجدول ٧-٥، توجد بيانات عن أسعار المنتج *B* في شهور يناير وفبراير ومارس. ولا يعتمد الاحتساب في الأجل الطويل على هذه البيانات، حيث يفترض ببساطة تماثل تغيرات الأسعار خلال الفترة من يناير إلى أبريل ــ مثلا ــ بالنسبة للمنتج *B* والمنتج *A*. ولنفترض أن بيانات أسعار المنتج *B* في الجدول ٧-٥

(الصف قبل الأخير) أصبحت الآن ٣ و٤ و٦ في شهور يناير وفبراير ومارس ــ على الترتيب ــ بدلا من ٣ و٣ و٤. سيظل التقدير طويل الأجل للمنتج *B* في أبريل هو ٥,٢٥ كالسابق. بينما ينخفض التغير المقدر في سعر المنتج *B* بين شهري مارس وأبريل من ٦ إلى ٥,٢٥. أما التقدير في الأجل القصير القائم على حركات أسعار المنتج *A* بين شهري مارس وأبريل سيجري تصحيحه ليرتفع من ٦ إلى (٢,٥/٣,٥) × ٦= ٨,٤.

١٧٠- ومع ذلك، فقد تنشأ مشكلة عن الاستمرار في استخدام عمليات الاحتساب في الأجل القصير. ولننظر مرة أخرى في البيانات الخاصة بالمنتجَين *A* و*B* في الجدول ٧-٥، ونرى ماذا يحدث في شهر مايو. فباعتماد المنهج نفسه قصير الأجل، يحسب التغير المحتسب في السعر في الجدول ٧-٥، كالتالي: (٣,٥/٤)×٥,٦= ٦,٤ وبالنسبة لشهر يونيو كالتالي: (٤/٥)×٦,٤=٨. وفي الحالة الأولى، يحتسب التغير في السعر بين شهري يناير ومايو كالتالي:

$$\left[\frac{(6.4+4)}{(5.6+3.5)}\right] \times \left[\frac{(5.6+3.5)}{(3+2)}\right] = 2.08$$

وفي حالة شهر يونيو كالتالي:

$$\left[\frac{(8+5)}{(6.4+4)}\right] \times \left[\frac{(6.4+4)}{(3+2)}\right] = 2.60$$

مقابل المقارنتين في الأجل الطويل لشهر مايو:

$$\left[\frac{((4/2)\times 3+4)}{(3+2)}\right] = 2.00$$

والمقارنتين في الأجل الطويل لشهر يونيو:

$$\left[\frac{((5/2)\times 3+5)}{(3+2)}\right] = 2.50$$

١٧١- من المطلوب توخي الحذر هنا. فالمقارنات تقوم على استخدام قيمة محتسبة للمنتج *B* في شهر أبريل وقيمة محتسبة له أيضا في شهر مايو. والمقارنة السعرية للحد الثاني في المعادلة (7.36)، بين الفترة الحالية والفترة السابقة مباشرة، تستخدم قيما محتسبة للمنتج *B*. وبالمثل، بالنسبة للنتائج من شهر يناير إلى شهر يونيو، تستخدم المقارنة من شهر مايو إلى شهر يونيو قيما محتسبة للمنتج *B* في كلا الشهرين. والحاجة العملية لإجراء التعديل مقابل التغير في النوعية قد تتطلب ذلك. حيث يتعين النظر في استخدام طريقة الاحتساب إذا لم تتوافر البدائل

المماثلة ووصلات التداخل والموارد اللازمة لإجراء تعديل صريح مقابل التغير في النوعية. غير أن استخدام القيم المحتسبة كقيم متأخرة في المقارنات قصيرة الأجل يؤدي إلى ظهور قدر من الخطأ في المؤشر، ويزداد هذا القدر مع استمرار استخدامها بهذا الشكل. وقد يفضل استخدام عمليات الاحتساب طويلة الأجل على التغيرات قصيرة الأجل القائمة على القيم المحتسبة المتأخرة، وذلك ما لم يكن يوجد في طبيعة المنتج المعني ما يمنع من استخدام عمليات الاحتساب طويلة الأجل هذه. وهناك ظروف قد يعتقد فيها جامع الأسعار أن اختفاء المنتج مؤقت، وأن الاحتساب يُجرى توقعا لظهور المنتج مرة أخرى في فترة لاحقة. وتُستخدم سياسة الانتظار والترقب وفقا لقواعد معينة، كأن يختفي المنتج مثلا لفترة ثلاثة شهور، بعدها يعتبر مختفيا بصفة دائمة. وهذه الحالات العملية تستلزم امتداد عمليات الاحتساب لفترات متعاقبة. وهذه الظروف تتطلب استخدام القيم المحتسبة المتأخرة لمقارنتها مع القيم المحتسبة الحالية. وهناك تحذير من القيام بهذا الإجراء، لاسيما على مدى شهور متعددة. ويبدو من الضروري ألا تمتد كثيرا الفترة التي يتخذ فيها هذا الإجراء. وذلك لعدة أسباب يتمثل أولها في انخفاض حجم العينة الفعلي مع كثرة استخدام الاحتساب. ثانيا: تقل على المدى الطويل احتمالات صحة الافتراضات الضمنية بتماثل حركات الأسعار التي تلازم عمليات الاحتساب. وأخيرا: هناك بعض الأدلة العملية ــ وإن كانت من سياق مختلف ــ التي تعارض استخدام القيم المحتسبة كقيم فعلية متأخرة (راجع دراسة Feenstra and Diewert (2001) التي أجريت باستخدام بيانات من المكتب الأمريكي لإحصاءات العمل في البرنامج الدولي للأسعار).

١٧٢- سيتم تناول المنهج قصير الأجل المذكور أعلاه بالتفصيل في القسم التالي، حيث تتم مناقشة المؤشرات المرجحة. وتُجرى عادة الممارسة الخاصة بتقدير الأسعار المعدلة مقابل التغير في النوعية على المستوى الأولي للمنتجات. فعلى هذا المستوى الأدنى، قد تختفي أسعار المنتجات في فترة لاحقة وتستخدم بدائل مع إجراء أو عدم إجراء عمليات تعديل وعمليات احتساب، مما يسمح باستمرار السلسلة. ويجري أيضا إدخال منتجات وأنواع منتجات جديدة، ويغلب تبدل المبيعات فيما بين أقسام المؤشر. والارتباك الناشئ عن تغير النوعية لا يتعلق فقط بالحفاظ على تماثل المقارنات السعرية لكنه يتعلق أيضا بدقة تعديل أوزان مزيج ما يتم بيعه. وفي ظل إطار لاسبير، يتم تثبيت الحزمة في فترة الأساس، لذلك يعتبر أي تغير في الأهمية النسبية للبنود المبيعة بلا أهمية لحين تغيير أساس المؤشر. ومع ذلك، يلزم إتباع إجراءات لتحديث الأوزان الترجيحية للوقوف على بعض التغيرات الحقيقية في مزيج ما يتم بيعه. وقد جرت مناقشة هذا في الفصل الخامس. وينصب الاهتمام هنا على تطبيق إجراء أكثر تطورا معادل لإجراء التعديلات قصيرة الأجل التي تناولناها آنفا. وهو منهج يلائم تحديدا البلدان التي تحول فيها القيود على الموارد دون الانتظام في تحديث الأوزان الترجيحية عن طريق المسوح المنتظمة للأسر المعيشية.

ح ــ ٣ المؤشرات ذات المرحلة الواحدة وذات المرحلتين

١٧٣- لننظر في التجميع على المستوى الأوَّلي (الفصل السادس). هذا هو المستوى الذي تُجمع عنده الأسعار من مجموعة ممثِّلة من منافذ البيع عبر المناطق في فترة ما وتقارن بالأسعار المتطابقة لنفس المنتجات في فترة لاحقة

لتكوين مؤشر لإحدى السلع. ويعد لحم الحمل مثالا لإحدى السلع في مؤشر ما. وتعطَى كل مقارنة سعرية نفس الوزن الترجيحي، ما لم يعطِ تصميم العينة فرصة أكبر لاختيار المنتجات بالتناسب مع زيادة حجم مبيعاتها. بعد ذلك، يرجح المؤشر الأوَّلي لأسعار لحم الحمل ويجمع على المؤشرات الأولية المرجحة الخاصة بمنتجات أخرى لتكوين مؤشر أسعار المستهلكين. وعلى سبيل المثال، يحسب مؤشر جيفونز الأوَّلي المجمَّع خلال الفترة t+6 مقارنة بالفترة t كالتالي:

$$P_J \equiv \prod_{i \in N(t+6) \cap N(t)}^{N} \left(p_i^{t+6} / p_i^{T} \right) \qquad (7.37)$$

قارن هذا المنهج بالمنهج ذي المرحلتين:

$$P_J \equiv \prod_{i \in N(t+5) \cap N(t)}^{N} \left(p_i^{t+5} / p_i^{T} \right) \times \prod_{i \in N(t+6) \cap N(t+5)}^{N} \left(p_i^{t+6} / p_i^{T+5} \right) \qquad (7.38)$$

١٧٤- إذا اختفى منتج ما في الفترة t+6، يمكن إجراء عملية احتساب. وإذا استخدمت المعادلة (7.37)، فإن الافتراض المطلوب هو تساوي التغير في سعر المنتج المختفي ــ إذا كان لايزال موجودا ــ مع التغير في متوسط أسعار المنتجات المتبقية *بين الفترة t والفترة t+6*. وفي المعادلة (7.38)، قد يُدرج المنتج المختفي في الفترة t+6 في المرحلة الأولى للحساب، بين الفترة t والفترة t+5، ويستبعد في المرحلة الثانية، بين الفترة t+5 والفترة t+6. والافتراض المطلوب هو أن تكون التغيرات في الأسعار متساوية *بين* الفترة t+5 *و*الفترة t+6 . وتعتبر الافتراضات الخاصة بتغيرات الأسعار في الأجل القصير أصح بوجه عام من نظيراتها في الأجل الطويل. ويتميز الإطار ذو المرحلتين أيضا بأنه يدرج في ورقة العمل أسعار الفترة الحالية والفترة السابقة لها مباشرة، وهو الأمر الذي يعزز التحقق من صحة بيانات السلع، حسبما يرد في الفصل التاسع.

١٧٥- قام كل من Feenstra and Diewert (2001) بتطبيق عدد من مناهج الاحتساب – أغلبها قصير الأجل – على المقارنات السعرية لبرنامج الأسعار الدولي الصادر عن المكتب الأمريكي لإحصاءات العمل. ورغم أن مؤشرات الأسعار هذه ليست هي محور الاهتمام المباشر لهذا الدليل، فإن اختفاء أسعار حوالي ربع فرادى المنتجات التي تجري متابعتها في أي شهر يجعلها مجالا مهما يتم فيه الكشف عن النتائج المستخلصة من مناهج الاحتساب المختلفة. وعند استخدام المنهج ذي المرحلتين، يوصي المؤلفان بعدم ترحيل الأسعار المحتسبة كما لو كانت قيما فعلية من أجل إجراء المقارنة السعرية اللاحقة. فالأسعار النسبية التي تحسب في الفترة اللاحقة على أساس عمليات احتساب سابقة يكون انحرافها المعياري ضعف الانحراف المعياري للأسعار النسبية التي تم حسابها

دون إجراء عمليات احتساب، لذلك فقد استنتج المؤلفان أن هذه الممارسة أدخلت قدرا كبيرا من "التشويش" في الحساب. وقد وجد Feenstra and Diewert (2001) أن التباين في تغيرات الأسعار الناشئ عن طريقة الاحتساب في الأجل الطويل أكبر من ذلك الناشئ عن طريقة الاحتساب في الأجل القصير. وقد وجدا أيضا ــ في سياق البحث النظري أو العملي ــ أنه عندما تتوافر الأسعار الفعلية في مجموعة بيانات في المستقبل ويجري استخدامها لإعادة إدخال الأسعار المختفية على أساس خطي، فإن هذه التقديرات ينتج عنها تباينات أقل كثيرا من تلك الناتجة عن منهج الاحتساب في الأجل القصير. غير أن عمليات الإدخال الخطية هذه تستلزم من الوكالة الإحصائية تخزين المعلومات السابقة لحين توفر السعر، ثم إعادة إدخال السعر المختفي وإصدار مؤشر معدَّل لأسعار المستهلكين، ولا يوصى بإصدار مؤشرات معدلة لأسعار المستهلكين.

الملحق ٧–١: بيانات لإيضاح الانحدار الهيدوني

السعر (جنيه استرليني)	السرعة (ميغاهيرتز)	ذاكرة الوصول العشوائي (ميغابايت)	القرص الصلب (ميغابايت)	ديل	بريزاريو	بروسيجنيا	سيليرون	بنتيو م ٣	قدرة الكتابة على قرص مدمج	قرص فيديو رقمي	ديل × السرعة (ميغاهيرتز)
٢١٢٣	١٠٠٠	١٢٨	٤٠	صفر	١	صفر	صفر	صفر	صفر	صفر	صفر
١٦٤٢	٧٠٠	١٢٨	٤٠	صفر	١	صفر	صفر	صفر	صفر	صفر	صفر
٢٤٧٣	١٠٠٠	٣٨٤	٤٠	صفر	١	صفر	صفر	صفر	صفر	صفر	صفر
٢١٧٠	١٠٠٠	١٢٨	٦٠	صفر	١	صفر	صفر	صفر	صفر	صفر	صفر
٢١٨٢	١٠٠٠	١٢٨	٤٠	صفر	١	صفر	صفر	صفر	صفر	١	صفر
٢٢٣٢	١٠٠٠	١٢٨	٤٠	صفر	١	صفر	صفر	صفر	١	صفر	صفر
٢٢٣٢	١٠٠٠	١٢٨	٤٠	صفر	١	صفر	صفر	صفر	صفر	صفر	صفر
١١٩٢	٧٠٠	٣٨٤	٤٠	صفر	١	صفر	صفر	صفر	صفر	صفر	صفر
١٦٨٩	٧٠٠	٣٨٤	٦٠	صفر	١	صفر	صفر	صفر	صفر	صفر	صفر
١٧٠١	٧٠٠	٣٨٤	٤٠	صفر	١	صفر	صفر	صفر	صفر	١	صفر
١٧٥١	٧٠٠	٣٨٤	٤٠	صفر	١	صفر	صفر	صفر	١	صفر	صفر
١٨٥١	٧٠٠	٣٨٤	٤٠	صفر	١	صفر	صفر	صفر	صفر	صفر	صفر
٢٣١٩	٩٣٣	١٢٨	١٥	صفر	صفر	صفر	صفر	١	صفر	صفر	صفر
٢٥١٢	٩٣٣	٢٥٦	١٥	صفر	صفر	صفر	صفر	١	صفر	صفر	صفر
٢٤٥١	٩٣٣	١٢٨	٣٠	صفر	صفر	صفر	صفر	١	صفر	صفر	صفر
٢٢٧٠	٩٣٣	١٢٨	١٠	صفر	صفر	صفر	صفر	١	صفر	صفر	صفر
٢٤٦٣	٩٣٣	٢٥٦	١٠	صفر	صفر	صفر	صفر	١	صفر	صفر	صفر
٢١٨٣	٩٣٣	٦٤	١٠	صفر	صفر	صفر	صفر	١	صفر	صفر	صفر
١٠٣٩	٥٣٣	٦٤	٨	صفر	صفر	١	١	صفر	صفر	صفر	صفر
١١٣٩	٥٣٣	١٢٨	٨	صفر	صفر	١	١	صفر	صفر	صفر	صفر
١١٠٩	٥٣٣	٦٤	١٧	صفر	صفر	١	١	صفر	صفر	صفر	صفر
١١٨٠	٥٣٣	٦٤	٨	صفر	صفر	١	١	صفر	١	صفر	صفر
١٣٥٠	٥٣٣	١٢٨	١٧	صفر	صفر	١	١	صفر	١	صفر	صفر
١٠٨٩	٦٠٠	٦٤	٨	صفر	صفر	١	صفر	١	صفر	صفر	صفر
١١٨٩	٦٠٠	١٢٨	٨	صفر	صفر	١	صفر	١	صفر	صفر	صفر
١١٥٩	٦٠٠	٦٤	١٧	صفر	صفر	١	صفر	١	صفر	صفر	صفر
١٢٣٠	٦٠٠	٦٤	٨	صفر	صفر	١	صفر	١	١	صفر	صفر
١٢٥٩	٦٠٠	١٢٨	١٧	صفر	صفر	١	صفر	١	صفر	صفر	صفر
١٤٠٠	٦٠٠	١٢٨	١٧	صفر	صفر	١	صفر	١	١	صفر	صفر
٢٣٨٩	٩٣٣	٢٥٦	٤٠	صفر	١	صفر	صفر	١	صفر	صفر	صفر
١٨٣٣	٧٣٣	٢٥٦	٤٠	صفر	١	صفر	صفر	١	صفر	صفر	صفر
٢١٨٩	٩٣٣	١٢٨	٤٠	صفر	١	صفر	صفر	١	صفر	صفر	صفر

٢٤٣٦	٩٣٣	٢٥٦	٦٠	صفر	١	صفر	صفر	١	صفر	صفر	صفر
٢٣٩٧	٩٣٣	٢٥٦	٤٠	صفر	١	صفر	صفر	١	صفر	١	صفر
٢٤٤٧	٩٣٣	٢٥٦	٤٠	صفر	١	صفر	صفر	١	١	صفر	صفر
٢٥٤٧	٩٣٣	٢٥٦	٤٠	صفر	١	صفر	صفر	١	صفر	صفر	صفر
٢٨٤٥	٩٣٣	٣٨٤	٦٠	صفر	١	صفر	صفر	١	صفر	صفر	صفر
٢٦٣٦	٩٣٣	٣٨٤	٦٠	صفر	١	صفر	صفر	١	صفر	صفر	صفر
١٥٠٧	٧٣٣	٦٤	٣٠	صفر	١	صفر	صفر	١	صفر	صفر	صفر
١٢٧٩	٦٦٧	٦٤	١٠	١	صفر	صفر	صفر	١	صفر	صفر	٦٦٧
١٣٧٩	٦٦٧	١٢٨	١٠	١	صفر	صفر	صفر	١	صفر	صفر	٦٦٧
١٣٩٩	٦٦٧	٦٤	٣٠	١	صفر	صفر	صفر	١	صفر	صفر	٦٦٧
١٤٩٩	٦٦٧	١٢٨	٣٠	١	صفر	صفر	صفر	١	صفر	صفر	٦٦٧
١٥٩٨	٦٦٧	١٢٨	٣٠	١	صفر	صفر	صفر	١	١	صفر	٦٦٧
١٦٠٩	٦٦٧	١٢٨	٣٠	١	صفر	صفر	صفر	١	صفر	١	٦٦٧
١٣٨٩	٦٦٧	٦٤	١٠	١	صفر	صفر	صفر	١	صفر	١	٦٦٧
٩٩٩	٦٦٧	٦٤	١٠	١	صفر	صفر	١	صفر	صفر	صفر	٦٦٧
١١١٩	٥٦٦	٦٤	٣٠	١	صفر	صفر	١	صفر	صفر	صفر	٥٦٦
١٠٩٩	٥٦٦	١٢٨	١٠	١	صفر	صفر	١	صفر	صفر	صفر	٥٦٦
١٠٩٧	٥٦٦	٦٤	١٠	١	صفر	صفر	١	صفر	١	صفر	٥٦٦
١١٠٨	٥٦٦	٦٤	١٠	١	صفر	صفر	١	صفر	صفر	١	٥٦٦
١٢١٩	٥٦٦	١٢٨	٣٠	١	صفر	صفر	١	صفر	صفر	صفر	٥٦٦
١٣١٨	٥٦٦	١٢٨	٣٠	١	صفر	صفر	١	صفر	١	صفر	٥٦٦
١٣٢٨	٥٦٦	١٢٨	٣٠	١	صفر	صفر	١	صفر	صفر	١	٥٦٦
١٤٠٩	٥٦٦	١٢٨	١٠	١	صفر	صفر	صفر	١	صفر	صفر	٧٣٣
١٨٠٩	٧٣٣	٣٨٤	١٠	١	صفر	صفر	صفر	١	صفر	صفر	٧٣٣
١٥٢٩	٧٣٣	١٢٨	٣٠	١	صفر	صفر	صفر	١	صفر	صفر	٧٣٣
١٥١٩	٧٣٣	١٢٨	١٠	١	صفر	صفر	صفر	١	صفر	١	٧٣٣
١٩٢٩	٧٣٣	٣٨٤	٣٠	١	صفر	صفر	صفر	١	صفر	صفر	٧٣٣
٢٠٣٩	٧٣٣	٣٨٤	٣٠	١	صفر	صفر	صفر	١	صفر	١	٩٣٣
٢٦٧٩	٩٣٣	١٢٨	٣٠	١	صفر	صفر	صفر	١	صفر	صفر	٩٣٣
٣٠٧٩	٩٣٣	٣٨٤	١٠	١	صفر	صفر	صفر	١	صفر	صفر	٩٣٣
٢٧٨٩	٩٣٣	١٢٨	١٠	١	صفر	صفر	صفر	١	صفر	١	٩٣٣
٣١٨٩	٩٣٣	٣٨٤	١٠	١	صفر	صفر	صفر	١	صفر	١	٩٣٣

الفصل الثامن

إحلال المنتجات وفراغ العينة والسلع الجديدة

أ ــ مقدمة

٨-١ في مقدمة الفصل السابع، تم التسليم بأن استخدام طريقة الطرُز المتطابقة هو المنهج المقبول لضمان عدم تأثر قياس التغيرات في الأسعار بالتغيرات في نوعية المنتجات التي تقارن أسعارها. ومع ذلك، فقد لوحظ أن هذا المنهج قد يفشل في ثلاثة جوانب، هي: المنتجات المختفية، وقضايا المعاينة، والسلع والخدمات الجديدة (في الفقرات اللاحقة تشتمل "السلع" على الخدمات). والمنتجات المختفية هي موضوع الفصل السابع الذي يتناول العديد من الطرق الضمنية والصريحة لتعديل الأسعار مقابل التغير في النوعية، وكيفية الاختيار فيما بينها. وفي هذا الفصل، يتحول الاهتمام إلى سببين آخرين من أسباب فشل طريقة الطرُز المتطابقة، وهما: قضايا المعاينة والسلع الجديدة. والمصادر الثلاثة للخطأ المحتمل تعرض بإيجاز فيما يلي:

- **المنتجات المختفية:** هي مشكلة تنشأ عندما يختفي (نوع) منتج ما في منفذ البيع أو يتوقف بيعه. وقد يُجرى احتساب لسعر المنتج إذا كان متوفرا، أو قد يختار جامع الأسعار منتجا بديلا ذو نوعية مماثلة بحيث يمكن مقارنة سعره مباشرة بسعر المنتج المختفي. وإذا كان المنتج البديل من نوعية غير مماثلة، يمكن استخدام طريقة التداخل "لوصل" التغير في سعر المنتج البديل أو إجراء تعديل صريح للسعر. كان هذا موضوع الأقسام من "ج" إلى "و" في الفصل السابع. وقد أضيف تحذير في القسم "ز" من الفصل السابع. وبالنسبة للمنتجات التي يكون إحلال الطرُز في فئاتها متواترا، يؤدي استمرارالمطابقة على المدى الطويل إلى قصور العينة ويصبح التعديل مقابل التغير في النوعية غير عملي على النطاق المطلوب. وتعتبر المطابقة بنظام السلسلة أو المؤشرات الهيدونية أفضل.
- **قضايا المعاينة:** من المحتمل أن تؤدي مطابقة أسعار المنتجات المتماثلة بمرور الوقت ــ بطبيعة الحال ــ إلى متابعة عينة من المنتجات يزداد عدم تمثيلها لمجتمع المعاملات. فقد تباع العديد من المنتجات الجديدة، ومع ذلك يتم المحافظة على المنتجات المتطابقة الأصلية في العينة، ولا يُدرج فيها سوى البدائل التي يتم إحلالها منتج محل آخر. وقد يُبقي جامعو الأسعار على منتجاتهم المختارة إلى أن يتوقف استهلاكها ــ أي يواصلون متابعة المنتجات التي تكون تغيرات أسعارها غير عادية ومبيعاتها محدودة. غير أنه فيما يتعلق بإحلال المنتجات، قد يختار جامعو الأسعار منتجات مماثلة غير رائجة لتجنب إجراء تعديلات صريحة مقابل التغير في النوعية. وبالتالي فإن المنتجات القديمة التي تكون تغيرات أسعارها غير عادية تحل محلها منتجات شبه قديمة وتغيرات أسعارها غير عادية أيضا، مما يؤدي إلى تفاقم مشكلة العينات غير الممثلة. كما أن إحلال منتج مبيعاته كبيرة نسبيا محل منتج قديم له مشكلاته الخاصة، حيث يحتمل أن يكون الاختلاف في النوعية كبيرا وجوهريا، ويفوق

الاختلاف الذي يمكن أن يعزى ــ مثلا ــ إلى الاختلاف في السعر في فترة تداخل معينة. وقد يكون أحد المنتجات في المرحلة الأخيرة من دورة حياته والمنتج الآخر في أولى مراحل دورة حياته. وتؤثر هذه المشكلة على تدوير العينة وإحلال المنتجات.

- **السلع الجديدة:** هناك مشكلة ثالثة يُحتمل أن تنشأ عند بيع سلعة "جديدة". فعند إنتاج سلعة جديدة واستهلاكها، تكون هناك حاجة لإدراجها في المؤشر في أسرع وقت ممكن، خاصة إذا كان من المتوقع أن تكون هذه السلعة سببا في تحقيق مستوى مبيعات مرتفع نسبيا. وقد تكون التغيرات في أسعار السلع الجديدة مختلفة تماما عن التغيرات في أسعار السلع الموجودة، خاصة في بداية دورة حياتها. وفي الفترة الأولى لطرح منتج جديد أو نوع جديد لمنتج موجود، يفرض المنتجون غالبا أسعارا أعلى من التي يمكن فرضها عندما تتوازن القوى التنافسية في السوق. ولا يوجد، بطبيعة الحال، سعر لسلعة جديدة في الفترة التي تسبق طرحها. لذلك، حتى إذا تم الحصول على أسعار السلع الجديدة وأُدرجت في المؤشر من تاريخ طرحها لأول مرة، سيظل هناك شئ مفقود ــ وهو الارتفاع الأولي في سعر السلعة الذي يمكن أن يحصل عليه المنتجون باستغلال أي قوة احتكارية مقارنة بسعرها الافتراضي في الفترة التي تسبق طرحها. وهناك مشكلة ذات صلة وهي مشكلة السلع "القديمة"، التي يمكن أيضا أن تكون تغيرات أسعارها غير عادية. فهذه السلع تكون في نهاية دورة حياتها وقد تُسعر بأسعار منخفضة جداً عن المعهود وذلك لإفساح المجال أمام طرُز جديدة. غير أن هناك تغير في السعر يتم إغفاله، وهو الفرق بين السعر الافتراضي الذي كان يمكن أن تُعرض به السلعة، لو كانت موجودة في الفترة التي تلي اختفائها، وسعرها في آخر فترة كانت موجودة فيها. وهذه القضايا يتناولها القسم "د" أدناه.

٨-٢ تناول الفصل السابع مشكلة المنتجات المختفية. ويتناول هذا الفصل قضايا المعاينة الناشئة عن منهج الطرُز المتطابقة ومشكلة إدراج سلع جديدة في المؤشر. وكما هو الحال بالنسبة للمنتجات المختفية، يمكن أن تكون قضايا المعاينة ومشكلة السلع الجديدة على جانب كبير من التعقيد بالنسبة لمؤشرات أسعار المستهلكين. ويمكن أن تنشأ مشكلة السلع الجديدة والأنواع الجديدة من السلع الموجودة نتيجة الأنواع المطروحة حديثا في منافذ البيع المحلية الموجودة، ومنافذ البيع المحلية الجديدة (التي يمكن أن تقدم مستوى خدمة مختلف)، والواردات، والأشكال الجديدة للتجارة كالتجارة الإلكترونية مثلا.

٨-٣ تركيز هذا الدليل على استخدام المعلومات السعرية المستخرجة من مسوح الأسعار، بدلا من قيم الوحدات المستخرجة من البيانات الجمركية، جدير أيضا بالاهتمام في هذا السياق المتعلق بالتغيرات في أنواع المنتجات المبيعة. والتغيرات في أنواع المنتجات المبيعة يصاحبها، بطبيعة الحال، تغيرات في نوعية المنتجات المبيعة. ولا ينبغي إعداد مؤشرات الأسعار إلا لإظهار التغير في الأسعار، وليس لإظهار تأثيرات التغير في نوعية المنتجات على الأسعار. ولا تتوافر من البيانات الجمركية عادة معلومات كافية عن نوعية المنتجات من أجل فصل هذه التأثيرات. ولذلك، ينصب اهتمام هذا الفصل، وهذا الدليل، على مسوح الأسعار التي تقارن فيها أسعار المنتجات

المتطابقة التي لها نفس النوعية كإطار أساسي. غير أنه وفقا لما يرد في الفصل السابع وفي الفقرات التالية، لا يخلو هذا الإطار من المشكلات.

ب ــ قضايا المعاينة والمطابقة

ب ــ ١ مقدمة

٨-٤ تشكل طريقة المطابقة في أساسها معضلة. فالمطابقة تصمَّم لتجنب التغيرات في الأسعار الناتجة عن التغيرات في النوعية. غير أن اعتمادها يجعل العينة مقصورة على مجتمع ثابت من المنتجات الموجودة في *كل* من الفترة المرجعية وفترة الأساس. وخارج هذه العينة هناك بالطبع أشياء أخرى، هي: المنتجات التي توجد في الفترة المرجعية ولا توجد في الفترة الحالية، وبالتالي تكون غير متطابقة، ومثلها المنتجات الجديدة التي توجد في الفترة الحالية ولا توجد في الفترة المرجعية ــ فيما يطلق عليه المجتمع الدينامي (راجع Dalén, 1998 وSellwood, 2001). والمعضلة هي أن المنتجات التي لا تدخل ضمن المجتمع الإحصائي المتطابق ــ المنتجات الجديدة التي تظهر بعد الفترة المرجعية والبنود القديمة التي اختفت من الفترة الحالية ــ قد تكون هي المنتجات التي تختلف تغيرات أسعارها اختلافا كبيرا عن التغيرات في أسعار المنتجات المتطابقة الموجودة. فهذه المنتجات ستكون ذات تكنولوجيا مختلفة وعرضة لتغيرات سعرية استراتيجية مختلفة (المعدلة مقابل التغير في النوعية). والوسيلة المستخدمة في الحفاظ على عينة ثابتة النوعية قد ينتج عنها هي نفسها عينة متحيزة بعيدا عن التطورات التكنولوجية. إلى جانب ذلك، عند استخدام هذه العينة في إجراء عمليات احتساب لتغيرات أسعار المنتجات البديلة (راجع القسمين "د ــ ١" و"د ــ ٢" في الفصل السابع)، فإنها ستعكس تكنولوجيا عينة غير ممثلة للتغيرات التكنولوجية الحالية.

٨-٥ المشكلة المشار إليها آنفا تتعلق بمنتج يجب أن يكون "موجودا" في كلتا الفترتين المقارنتين. والشاغل في هذا الشأن يتعلق بقدرة جامع الأسعار على جمع سعر خلال الشهر المعني للمنتج المماثل المتطابق الذي يجري اختياره وتسعيره في الفترة المرجعية للأسعار. وبالطبع، قد لا يعثر جامع الأسعار على منتج ما في أحد منافذ البيع في شهر معين وبالتالي لا يكون "موجودا" بالمعنى السابق ذكره، رغم أنه لا يزال يستهلك محليا.

٨-٦ يحتوي الملحق ٨-١ على دراسة منهجية عن المطابقة والمجتمع الإحصائي الدينامي. وتجري دراسة ثلاثة مجتمعات، هي:

- مجتمع *التقاطع*: الذي لا يحتوي إلا على المنتجات المتطابقة؛
- *المجتمع المزدوج* الدينامي: الذي يحتوي على كل المنتجات في فترة المقارنة المرجعية وكل المنتجات في الفترة الحالية، رغم أن نوعياتها قد تكون مختلفة؛

- مجتمع *البدائل*: الذي يبدأ بمجتمع فترة الأساس، لكنه أيضا يحتوي على البدائل التي يتم إحلالها منتج محل آخر عندما يكون أحد منتجات العينة في فترة الأساس مختفيا في الفترة الحالية.

٨-٧ من الصعب، بالطبع، التحقق من مدى قيام المطابقة من مجتمع التقاطع بالحد من دخول العينة في المجتمع المزدوج الدينامي، حيث لا تجمع الوكالات الإحصائية عادة بيانات عن الثاني. وسوف يختلف هذا المدى في كل الأحوال فيما بين المنتجات. وقد أيد Sellwood (2001) المحاكاة باستخدام مجتمع البيانات المستخلصة من الماسحات الضوئية. كما أجرى Silver and Heravi (2002) مثل هذه التجربة باستخدام بيانات الماسحات الضوئية المتعلقة بأسعار المستهلكين الخاصة بماكينات الغسيل في المملكة المتحدة عام ١٩٩٨. ولم يغط مؤشر لاسبير المتطابق ــ القائم على المقارنات السعرية بالطرُز المتطابقة الموجودة في شهري يناير وديسمبر ــ سوى ٤٨% من إنفاق شهر ديسمبر على ماكينات الغسيل، بسبب عدم إدراج الطرُز الجديدة التي طُرحت بعد شهر يناير في المؤشر المتطابق. إلى جانب ذلك، غطت المقارنات المتطابقة بين شهري يناير وديسمبر ما يزيد قليلا عن 80% من إنفاق شهر يناير، نتيجة استبعاد الطرُز المتوفرة في يناير ولكنها غير متوفرة في ديسمبر. وقد أدى تدوير (تغيير فترة أساس) العينة مرتين سنويا إلى زيادة تغطية إنفاق شهر ديسمبر إلى ما يزيد قليلا عن ٧٠%، وأدى التدوير الشهري (بنظام السلسلة) إلى زيادة تلك التغطية إلى ٩٨% (راجع أيضا القسم "ز ــ ١" في الفصل السابع لمزيد من الأمثلة). والنتيجة الأولى التي تترتب على ذلك هي أن إحلال أحد المنتجات ــ عند اختفاء منتج ما ــ يمثل فرصة لإدخال منتج قيمة مبيعاته مرتفعة نسبيا، وبالتالي زيادة نطاق تغطية المؤشر. غير أن قيام جامعي الأسعار باختيار بدائل المنتجات (عمليات الإحلال) يضع نطاق تغطية العينة إلى حد ما تحت سيطرة جامعي الأسعار. وهناك ميزة لوجود إرشادات حول عمليات الإحلال الموجه في بعض فئات المنتجات. ثانيا: هناك أيضا ميزة للوصل المسلسل والمؤشرات الهيدونية (اللذان يتناولهما القسم "ز" في الفصل السابع) والتدوير المنتظم للعينة في بعض فئات المنتجات باعتبارها وسائل لتحديث العينة.

ب ــ ٢ فراغ العينة وإحلال المنتجات أو استبدالها

٨-٨ غالبا ما يكون جامعو الأسعار أفضل من يختار منتجات بديلة لإعادة التسعير. فهم ليسوا على علم فقط بالأساس التكنولوجي للمنتجات التي يجري إنتاجها وشراؤها، بل أيضا بشروط بيعها. وقد يكون اختيار البديل لإعادة التسعير واضحا تماما لجامع الأسعار. وقد لا يشهد المنتج سوى تحسن طفيف. فعلى سبيل المثال، قد لا يكون المنتج "المحسَّن" سوى نوع بديل يباع بدلا من النوع السابق. وقد يكون للبديل رمز أو رقم طراز مختلف ويكون معروفا لدى جامع الأسعار أن هذا الاختلاف لا يمثل سوى اختلاف في اللون أو العبوة. وتعد قائمة المواصفات التي تعطَى لجامع الأسعار دلالة مهمة لتحديد متى يكون المنتج المعاد تسعيره مختلفا، ومن المهم أن تتضمن تلك القائمة كافة العوامل المحددة للسعر.

٨-٩ يقوم جامع الأسعار، بناء على قائمة المواصفات، بتحديد ما إذا كان المنتج من نوعية مماثلة أم لا. فإذا اعتُبر مماثلا عندما لا يكون كذلك، يُنظر إلى الاختلاف في النوعية باعتباره اختلافا في السعر، وهو الأمر الذي يؤدي إلى تحيز إذا كانت التغيرات غير المدرَكة في النوعية في نفس الاتجاه. ويستلزم الإحلال المستنير للبنود المماثلة إرشادات عامة عن البديل الجيد ومعلومات عن خصائص المنتج التي يُحتمل أن تكون محددة للسعر. ويجب أن يكون الإحلال أيضا في الوقت المناسب لزيادة احتمالات توفر البديل المناسب إلى أقصى قدر ممكن.

٨-١٠ تشير دراسة Liegey (1994) إلى مدى فائدة النتائج المستخلصة من الانحدارات الهيدونية في اختيار المنتجات. وتعطي النتائج دلالة على أهم عوامل النوعية التي تتألف منها السلعة أو الخدمة، وهو ما يوضح أسباب الاختلاف في السعر. وهذا من شأنه ليس فقط أن يكون اختيار المنتجات أكثر تمثيلا، بل إن المعامِلات المستخلصة من الانحدارات الهيدونية ــ لاستخدامها في وقت لاحق في تقدير الأسعار المعدلة مقابل التغير في النوعية ــ ستصاغ على نحو أنسب للعينة التي يجري التعامل معها.

٨-١١ عند إعادة التسعير، يتعين عادة على جامعي الأسعار العثور على منتجات بديلة مماثلة قدر الإمكان للمنتجات التي يجري استبدالها. وهذا يزيد من احتمالات اعتبار المنتجَين القديم والبديل متماثلين، ويقلل بالتالي الحاجة لاستخدام طريقة لتعديل الأسعار مقابل التغير في النوعية. ومع ذلك، ينبغي اختيار منتجات بديلة لإدراجها ضمن منتجات العينة بما يجعلها أكثر تمثيلا للمجتمع الدينامي. فإدراج منتج بديل رائج لتحديث العينة ــ بحيث يكون في نفس مرحلة دورة حياة المنتج الأصلي الرائج الذي تم اختياره في فترة الأساس ــ يسمح بإجراء مقارنة سعرية مفيدة ودقيقة، ويزيد من فرصة إجراء تعديل ملائم مقابل التغير في النوعية. وليس هناك ميزة تذكر لإحلال منتج جديد مبيعاته محدودة محل منتج مختفي مبيعاته محدودة لمجرد أنهما يحملان نفس خصائص كونهما "قديمين". وسيزداد عدم تمثيل المؤشر. غير أنه إذا حل محل منتجات في نهاية دورة حياتها منتجات بديلة رائجة في بداية دورة حياتها، ستكون التعديلات مقابل التغير في النوعية كبيرة ومهمة. وسوف يكون هناك مايبرر تدوير العينة على نحو أكثر تواترا أو إجراء عمليات الإحلال الموجه بالنسبة لبعض فئات المنتجات.

- تعطي عمليات الإحلال الفرصة لتقليل ــ وربما التخلص من ــ تحيز العينة في فترة الإحلال، وليس قبلها.
- كلما زاد تواتر الإحلال، قل التحيز.
- إذا كان هناك أكثر من منتج (بديل) جديد في السوق، قد يظل التحيز موجودا حيث سيجري اختيار أكثر المنتجات رواجا وقد يكون هذا المنتج في مرحلة من دورة حياته مختلفة عن المنتجات الأخرى ويسعر بطريقة مختلفة.

- يفترض التحليل أن التعديلات المثالية مقابل التغير في النوعية يتم إجراؤها عند الإحلال. وكلما قل تواتر الإحلال، زادت صعوبة تحقيق ذلك، لأن أحدث منتج بديل في السوق قد تكون الاختلافات في نوعيته أكبر من المنتجات السابقة.
- إذا كانت مبيعات المنتج البديل كبيرة نسبيا، ونوعيته مماثلة، وفي مرحلة من دورة حياته مماثلة للمنتج المختفي، فإن اختياره سيقلل التحيز إلى أدنى حد ممكن.
- إذا كان هناك أكثر من منتج (بديل) جديد وتم اختيار أكثرها تماثلا ذو التكنولوجيا القديمة، ستكون حصته السوقية منخفضة وتغيرات أسعاره غير عادية.
- في ظل وجود معلومات مسبقة عن السوق أو الاستهلاك، تُجرى عمليات الإحلال قبل أن يؤدي التقادم إلى زيادة تغطية العينة لمعاملات السوق، وإدراج منتجات أكثر تمثيلا للسوق، وتيسير إجراء التعديل مقابل التغير في النوعية.

٨-١٢ تعد مشكلة إحلال المنتجات مماثلة للمشكلة التي تنشأ عند إغلاق أحد منافذ البيع. فقد يكون في الإمكان العثور على منفذ مماثل غير مدرج في العينة، أو منفذ غير مماثل يمكن، مبدئيا، أن يشهد تعديلا مقابل الخدمة ذات النوعية الأفضل التي يقدمها المنفذ الجديد. ومن الطبيعي أن يغلق أحد المنافذ أبوابه بعد إدراج منفذ جديد. وبالتالي، سيكون من السهل ملاحظة وجود منفذ بديل. غيرأنه إذا كانت أسعار المنفذ الجديد مماثلة، لكن لديه مجموعة أفضل من المنتجات وشروط التسليم ونوعية الخدمات، تكون هناك ميزة للمشترين من إحلال منفذ محل آخر. لكن نظرا لأن هذه التسهيلات ليس لها سعر مباشر، فمن الصعب توفير تقديرات لقيمة هذه الخدمات من أجل إجراء تعديل مقابل خدمة المنفذ الجديد ذات النوعية الأفضل. وهكذا يكون المؤشر عرضة لتحيز بالزيادة ينتهي عند تغيير فترة أساس المؤشر. وفي هذه الحالات، يفضل أن يحل محل المنفذ القديم منفذ جديد يقدم مستوى خدمة مماثل.

ب ــ ٣ تدوير العينات والوصل المسلسل والمؤشرات الهيدونية

٨-١٣ تناول القسم السابق المجتمع البديل الذي يجري فيه إحلال بدائل محل منتجات مختفية أو "متقادمة". ويفضل المجتمع المزدوج لأنه يحتوي على معلومات عن كافة المنتجات في كل فترة. ويمكن استخدام أسعار مسوح مجموعة أقل ــ وإن كانت ممثلة ــ من المنتجات للإجمالي الأولي المعني. غير أن متابعة أسعار هذه المنتجات الممثلة بمرور الوقت ينطوي على خطر تحولها إلى منتجات غير ممثلة.

٨-١٤ بالنسبة لبعض فئات المنتجات، سوف تصبح عينات المنتجات المستخدمة قديمة تماما إذا تُركت عملية إعادة إنشاء العينة حتى يحين التغيير التالي لفترة الأساس. وينطبق ذلك بصفة خاصة إذا لم يكن تغيير فترة الأساس متواترا. وتدوير العينة يكافئ إنشاء عينة جديدة، لكنه يلائم فئة المنتجات التي تحتفظ بنفس الأوزان حتى

يحين التغيير التالي لفترة الأساس. ويجري تدوير العينة بالنسبة لبعض فئات المنتجات في مراحل زمنية مختلفة لتوفير الموارد المطلوبة إذا كان يتعين تدوير منتجات كافة فئات المنتجات في نفس الوقت. وينبغي وضع معايير موضوعية لاختيار فئات المنتجات مسبقا بشكل واضح وصريح من أجل الاستفادة من تدوير العينة وتوقيت التدوير.

٨-١٥ من المهم إدراك العلاقات المتبادلة بين طرق التعامل مع تدوير المنتجات، وإحلال المنتجات والتعديل مقابل التغير في النوعية. فعند تدوير عينات منتجات مؤشر أسعار المستهلكين، يكون هذا شكل من أشكال إحلال المنتجات، إلا أنه لا يُعد إحلالا "اضطراريا" نتيجة اختفاء أحد المنتجات، ولكنه يُجرَى لمجموعة عامة من المنتجات بغرض تحديث العينة. ومن تأثير التدوير أنه يقلل احتمالات إجراء عمليات إحلال اضطراري في المستقبل. لكن الافتراضات التي ينطوي عليها استخدامه تعادل الافتراضات الخاصة بطريقة التعديل بالتداخل: فاختلافات الأسعار تعد بديلا ملائما للتغير في السعر لكل وحدة نوعية بين المنتجات التي تختفي من العينة والمنتجات البديلة. وإذا نظرنا في إنشاء عينة جديدة من المنتجات، سنجد أن أسعار العينة القديمة والعينة الجديدة تُجمع في نفس الشهر، ويعد المؤشر الجديد على أساس العينة الجديدة، ويتم وصل النتائج بالمؤشر القديم. ويعد هذا استخدام ضمني لطريقة التداخل التي تُعتبر فيها كل اختلافات الأسعار بين المنتجات الجديدة والقديمة في هذا الشهر تقديرات للاختلافات السعرية الناتجة عن اختلافات في النوعية. وبافتراض إنشاء العينة الجديدة في شهر يناير مثلا، وبافتراض أيضا أن سعري المنتج القديم في شهري ديسمبر ويناير هما ١٠ دولارات ١١ دولارا على الترتيب، أي بزيادة ١٠%، بينما سعري المنتج البديل في شهري يناير وفبراير هما ١٦ دولارا ١٨ دولارا على الترتيب، أي بزيادة ١٢,٥%، فإن المنتج الجديد في شهر يناير يكون ذو نوعية أفضل من نوعية القديم، وهذا الاختلاف في النوعية قد تكون قيمته ١٦ دولارا – ١١ دولارا = ٥ دولارات، أي يُفترض أن الاختلاف في السعر يعادل قيمة الاختلاف في النوعية، وهو الافتراض الذي تنطوي عليه طريقة التداخل. وإذا قورن سعر المنتج القديم في شهر ديسمبر بسعر المنتج الجديد المعدل مقابل التغير في النوعية في شهر يناير بموجب هذا الافتراض، سيكون التغير في السعر واحدا في هذه الحالة وهو ١٠% (أي (١٦-٥) / ١٠= ١,١٠). وإذا كان الاختلاف في السعر في شهر يناير لا يمثل انعكاسا ملائما للاختلاف في النوعية، بافتراض أنه كان يجري التخلص من المنتج القديم بسعر منخفض على نحو غير واقعي لإفساح المجال أمام المنتج الجديد، لا يصح عندئذ الافتراض الضمني الذي تقوم عليه طريقة التداخل. ومن الناحية العملية، تستلزم الحاجة إلى إحلال وتحديث عدد كبير من المنتجات في آن واحد استخدام الافتراضات التي تقوم عليها طريقة التداخل، حيث لا ينبغي اعتبار هذه العملية خالية من الأخطاء، وبالنسبة للحالات التي يتعذر فيها تبرير هذه الافتراضات (كما يرد في القسم "د ــ ٢" من الفصل السابع)، ينبغي إجراء تعديلات صريحة من النوع الوارد في القسم "هـ" من الفصل السابع، في حالة وجود موارد تسمح بذلك.

٨–١٦ إن تدوير العينات لتحديثها في الفترات التي تفصل بين توقيتات تغيير فترة الأساس يعد ممارسة مكلفة. ومع ذلك، إذا كان تغيير فترة الأساس غير متواتر، وكان هناك فقدان كبير للمنتجات في بعض فئات المنتجات، فإن تدوير العينة قد يكون ملائما لهذه الفئات. ويتناول القسم التالي الحاجة إلى وجود نظام للبيانات الوصفية لتيسير اتخاذ مثل هذه القرارات. فتدوير العينة على نحو أكثر تواترا ييسر عملية التعديل مقابل التغير في النوعية بطريقتين: أولا: ستتضمن العينة المحدثة أنواعا أحدث من المنتجات، وستزداد احتمالات توفر بدائل مماثلة مبيعاتها كبيرة، وستكون نوعية البدائل غير المماثلة أكثر تماثلا، وهو الأمر الذي سيساعد على إجراء تعديلات صريحة منطقية مقابل التغير في النوعية. ثانيا: نظرا لأن العينة قد تم تدويرها، ستقل المنتجات المختفية وبالتالي تقل الحاجة إلى إجراء تعديلات مقابل التغير في النوعية.

٨–١٧ الامتداد الطبيعي لتدوير العينة على نحو أكثر تواترا هو استخدام صيغة بنظام السلسلة يُعاد فيها اختيار العينة كل فترة. حيث تقارن أسعار كافة المنتجات المتوفرة في كل مقارنة موصولة متعاقبة: فالمنتجات المتوفرة، مثلا، في كل من يناير وفبراير تقارن في الوصلة من يناير إلى فبراير، بينما المنتجات المتوفرة في كل من فبراير ومارس تقارن في الوصلة من فبراير إلى مارس. ويستخلص المؤشر في الفترة من يناير إلى مارس بالضرب المتتالي لوصلتين ثنائيتين. وفي القسم "ز ــ ٣" من الفصل السابع، وردت مبادئ وطرق هذه الصيغة بنظام السلسلة في سياق القطاعات التي شهدت معدل تبديل سريع للمنتجات، وهذه المبادئ يُعاد ذكرها في هذا القسم. وبالمثل، قد يكون من المفيد في هذا السياق استخدام المؤشرات الهيدونية التي وردت في القسم "ز ــ ٢" من الفصل السابع واستخدام المقارنات قصيرة الأجل التي وردت في القسم "ح" من الفصل السابع.

٨–١٨ تسمح الصيغة بنظام السلسلة المذكورة أعلاه بإدراج تغيرات أسعار سلعة جديدة في المؤشر بمجرد أن يكون في الإمكان تسعير السلعة في فترتين متتاليتين. فالسلعة الجديدة التي تظهر في الفترة ٣، مثلا، يمكن إدراجها في المؤشر في الوصلة من الفترة ٣ إلى الفترة ٤. ومع ذلك، يتم استبعاد أثر السلعة الجديدة على مؤشر الأسعار في الفترة الأولى لطرحه، الفترة 3، بالنسبة للوصلة من الفترة ٢ إلى الفترة ٣. وتنشأ شواغل مماثلة عند اختفاء المنتجات. فإذا كانت الفترة الأخيرة لملاحظة سعر منتج ما هي الفترة 1، يُستبعد أثر هذا المنتج على المؤشر بالنسبة للوصلة من الفترة ١ إلى الفترة ٢. ويتناول كل من القسم "د ــ ٣ ــ ٢" أدناه والملحق "٨–٢" إدراج هذه التأثيرات السعرية في المؤشر.

٨–١٩ إذا لم تكن السلعة الجديدة جديدة تماما، بمعني أنها تقدم خدمات أكثر من تلك التي تقدمها السلعة القديمة، يمكن استخدام تقدير هيدوني لأعلى سعر يكون المستهلك مستعداً لدفعه وذلك لتقدير تكلفة خصائص وضع الأساس في حالة السعر الناقص للسلعة المختفية أو تكلفة خصائص الوضع الحالي في حالة السعر المرجعي الناقص للنوع الجديد (راجع Zieschang, 1988). غير أن ذلك لا ينطبق إلا إذا كانت السلعة ليست جديدة تماما، بحيث يمكن تحديد السعر لتوليفة مختلفة من مجموعة الخصائص الموجودة. وللسلعة الجديدة على الأرجح أكثر من خاصية

نوعية ويمكن احتساب سعره باستخدام الدالة الهيدونية. غير أن ذلك يعد تنبؤ خارج العينة وسوف يعتمد على افتراض صحة تقديرات المعلمات بالنسبة لهذه المجموعة واسعة النطاق من القيم.

ج ــ متطلبات المعلومات اللازمة لاستراتيجية التعديل مقابل التغير في النوعية

٨-٢٠ ينبغي أن يكون واضحا مما ذكر آنفا أن استراتيجية التعديل مقابل التغير في النوعية يجب ألا تكون مرتبطة فقط بتمثيل العينة، لكنها تستلزم وضع نظام للبيانات الإحصائية والوصفية. ولا يمكن ببساطة وصف منهج المؤشر ككل، فهو يستلزم التطوير المستمر لمعلومات السوق وتسجيل الطرق وتقييمها بالنسبة لكل منتج على حدة. والأساس المنطقي لنظام البيانات الإحصائية والوصفية يرتبط بمجموعة الطرق المستخدمة في تعديل الأسعار مقابل التغير في النوعية التي تناولها القسم "ج ــ ٣ ــ ٤" ومدى اختلاف ملاءمتها من حالة إلى أخرى، وجميع هذه الطرق يحتاج إلى توثيق.

ج ــ ١ نظام البيانات الإحصائية والوصفية

٨-٢١ ينبغي إجراء توثيق جيد للطرق المستخدمة في تقدير الأسعار المعدلة مقابل التغير في النوعية. كجزء من نظام البيانات الإحصائية والوصفية. والبيانات الوصفية هي معلومات منهجية وصفية عن محتوى البيانات وتنظيمها تساعد القائمين على تشغيل نظم إعداد الإحصاءات على تذكُّر المهام التي ينبغي عليهم القيام بها وكيفية قيامهم بها. ومن الأغراض ذات الصلة تعريف الموظفين الجدد بالنظم وتدريبهم عليها (راجع دراسة Sundgren, 1993). وتعمل هذه البيانات أيضا على تشجيع الشفافية في الطرق المستخدمة وتساعد على ضمان فهمها واستمرارها عند ترك الموظفين للعمل والتحاق آخرين به. وتساعد نظم البيانات الوصفية أيضا، كما هو مقترح في هذا السياق، في تحديد متى يتعين إعادة النظر في الطرق الحالية للتعديل مقابل التغير في النوعية، وتحفز على استخدام طرق بديلة.[١] ويمكن استخلاص مؤشرات سلع معينة، كأجهزة الكمبيوتر الشخصي، باستخدام نظم معينة للإعداد والتقدير، وتكون البيانات الوصفية مطلوبة لتوثيق هذه الطرق. ونظرا لأن الكثير من مبررات استخدام طرق مختلفة يرتبط بخصائص فئات المنتجات المعنية، ينبغي أن تظل البيانات متعلقة بهذه الخصائص. ويمتد ذلك ليشمل الاحتفاظ ببيانات عن خصائص السوق، ومنها بيانات عن طرح سلع جديدة وطبيعة التطور التكنولوجي الذي تشهده. وينبغي أن يساعد نظام البيانات الوصفية في الجوانب التالية:

- ينبغي أن تقوم الوكالات الإحصائية بمتابعة معدل اختفاء المنتجات على مستوى مرتبتين مثلا في تصنيف الاستهلاك الفردي حسب الغرض (COICOP) عند الاقتضاء، وتجري المتابعة على مستوى ثلاث أو

[١] قد تخدم هذه النظم أيضا احتياجات المستخدم، والحواشي هي أقدم أشكال التوصيف وأوسعها انتشارا (راجع Silver, 1993).

أربع مراتب إذا كان هذا المعدل مرتفعا بالنسبة لفئات منتجات معينة. وإذا كان المعدل مرتفعا، فإن نسب الأسعار الناقصة مؤقتا والبدائل المماثلة والبدائل غير المماثلة إلى العدد الكلي للأسعار، وطرق التعامل مع كل من هذه الحالات الثلاثة ينبغي أيضا متابعتها لتوفير الأساس الذي يقوم عليه نظام البيانات الإحصائية والوصفية. وميزة اتباع منهج التصنيف من أعلى إلى أسفل هي توفير الموارد من خلال عدم إجراء المتابعة على مستوى تفصيلي إلا لفئات المنتجات التي تنطوي على مشكلات. وقد تتضمن البيانات الوصفية ما يلي:

- المعلومات الخاصة بالمنتجات، كتوقيت طرح الطرُز الجديدة وسياسات التسعير، خاصة في الشهور التي لا تشهد أي تغيرات، ورواج الطرُز والأصناف حسب مصادر البيانات المختلفة.
- تقدير الوزن الترجيحي للمنتج المعني، في حالة توفره، حتى لا تُبذل جهود غير متناسبة مع المنتجات ذات الوزن الترجيحي المنخفض نسبيا. وسوف يؤدي كل ذلك إلى زيادة شفافية الطرق المستخدمة ويسمح بتوجيه الجهود نحو المجالات التي تكون في أمس الحاجة إليها.
- المعلومات التي تتوافر عن المنتجات التي تكون مستويات إحلالها مرتفعة نتيجة الاتصال بمنظمات بحوث السوق وتجار التجزئة والمصنعين والرابطات التجارية. وقد يؤدي تطور هذه الاتصالات، مثلا، إلى تقدير تكاليف المواصفات الاختيارية، وبالتالي يمكن إدراجها بسهولة. وكلما أمكن، ينبغي تشجيع الخبراء على معرفة المزيد من المعلومات عن فئات المنتجات التي تكون أوزانها الترجيحية مرتفعة نسبيا وينتشر فيها إحلال المنتجات. والاتصال بالمنظمات المعنية بفئات المنتجات هذه يتيح للخبراء الحكم بصورة أفضل على صحة الافتراضات التي تقوم عليها التعديلات الضمنية مقابل التغير في النوعية.
- ينبغي تحديد فئات المنتجات التي يُحتمل أن تشهد تغيرات تكنولوجية منتظمة. وينبغي أن يعمل النظام على التحقق من المعدل الذي تتغير به الطرُز و، كلما أمكن، توقيت هذا التغير.
- الخصائص المحدِّدة لأسعار المنتجات التي تشهد تغيرات تكنولوجية، لا سيما في حالة استخدام طرق التعديل مقابل التغير في النوعية للانحدارات الهيدونية. ويمكن إدراج المعلومات التي يتم الحصول عليها من منظمات بحوث السوق والشركات المجيبة والمصنعين والرابطات التجارية والجهات الأخرى. وينبغي أن تسهم هذه المعلومات في نظام البيانات الإحصائية والوصفية وأن تفيد على وجه التحديد في تقديم إرشادات لاحقة عن اختيار المنتجات.
- ينبغي أن يقوم النظام بتحليل ما تم اعتباره من قبل بدائل "مماثلة" من حيث العوامل التي تميز المنتجات البديلة والقديمة. وينبغي أن يحدد التحليل مدى قيام جامعي الأسعار المختلفون بإجراء تقديرات متماثلة وما إذا كانت هذه التقديرات منطقية.

- عند استخدام الانحدارات الهيدونية إما في الترقيع الجزئي لثغرة بيانات الأسعار الناقصة أو استخدامها هي نفسها كمؤشرات، ينبغي الاحتفاظ بمعلومات عن المواصفات والمعلمات المقدَّرة والاختبارات التشخيصية لمعادلات الانحدار، بالإضافة إلى إيضاحات تتعلق بسبب اختيار الصيغة النهائية واستخدامها بجانب البيانات. ويجعل ذلك من منهجية المعادلات المحدثة اللاحقة أداة لتقييم واختبار الصيغ السابقة.
- قد تكون ثقة خبراء إحصاءات الأسعار في استخدام بعض طرق التعديل مقابل التغير في النوعية أكبر من ثقتهم في استخدام طرق أخرى. وعند الاستخدام المكثف لهذه الطرق، قد يكون من المفيد ملاحظة، كجزء من نظام البيانات الوصفية، درجة ثقة خبير الإحصاءات في الطرق المستخدمة. ووفقا لدراسة Shapiro and Wilcox (1997b)، يمكن تصور ذلك بفترة الثقة التقليدية: حيث يرى خبير الإحصاءات على مستوى ثقة ٩٠% أن التغير في الأسعار المعدل مقابل التغير في النوعية هو ٢% (٠,٠٢) بنطاق كلي ٠,٠٠٥ مثلا. وقد تكون هناك دلالة على ما إذا كانت فترة الثقة قائمة على التماثل أو أحادية الجانب إيجابا أو سلبا. وبدلا من ذلك، يمكن لخبراء الإحصاءات استخدام ترميز شخصي بسيط على مقياس ١:٥.

د ــ إدراج السلع الجديدة

د ــ ١ ما هي السلع الجديدة وما هو مدى اختلافها عن التغيرات في النوعية؟

٨-٢٢ قد يقدم طراز جديد من سلعة تدفق خدمة يزيد عن مجموعة التدفقات الخدمية المتاحة حاليا. فعلى سبيل المثال، يختلف طراز سيارة جديد عن الطراز الموجود في أنه قد يحتوي على محرك أكبر. وهناك استمرارية في تدفق الخدمة للمستهلكين، ويمكن وصل هذا التدفق بتدفق خدمة الطراز الموجود وتكنولوجيا إنتاجه. والشاغل العملي بشأن تعريف التغيرات في نوعية سلعة جديدة مقارنة بالتغيرات في نوعية طراز موجود مُحدَّث، هو: أولا: ليس من السهل وصل السلعة الجديدة بمنتج موجود، وذلك بسبب طبيعتها "الحديثة". فلبعض أنواع الأغذية المجمدة وأفران الميكروويف والهواتف المحمولة بُعد خدمة جديد تماما، رغم أنها تمثل امتدادا للخدمات الموجودة. ثانيا: يمكن أن تؤدي السلع الجديدة إلى زيادة الرفاهية للمشترين والأرباح للمنتجين عند طرحها، ومجرد إدراج السلعة الجديدة في المؤشر ــ عند توفر سعرين متتاليين ــ يغفل هذه الزيادة.

٨-٢٣ يوجه Oi (1997) مشكلة تعريف السلع الجديدة نحو مشكلة تعريف الاحتكار. وإذا لم يكن هناك بديل مشابه، تكون السلعة جديدة. ويقول إن بعض فرادى أجهزة الفيديو الجديدة قد تكون مروناتها التقاطعية منخفضة جدا مع أجهزة الفيديو الأخرى؛ فالخدمة المشتركة فيما بينها هي تقديم التسلية بالأفلام وهي لا تتشابه ألا في ذلك. وقد تنطبق نفس المقولة بالنسبة للكتب الجديدة وحبوب الإفطار الجديدة. غير أن Hausman (1997) قد وجد أن

مرونات الإحلال التقاطعية كبيرة جدا بالنسبة لحبوب الإفطار الجديدة. وهناك الكثير من الأنواع الجديدة للمنتجات الموجودة ــ كاللعب الحديثة ــ التي لا يمكن إحلالها بسهولة محل منتجات مشابهة، وبالتالي يمكن للمصنعين تحقيق فائض كبير بين السعر وتكاليف إنتاجهم. وقدرة المصنعين على تحقيق فوائض احتكارية هي إحدى الوسائل للنظر فيما إذا كانت المنتجات جديدة أم لا.

٨-٢٤ تذكر دراسة Bresnahan (1997, p. 237) أن مجلة *براندويك* الأمريكية أحصت ما يزيد عن ٢٢٠٠٠ عملية طرح لمنتجات جديدة في عام ١٩٩٤، وأن الغرض من طرحها ــ باعتبارها سلع متميزة ــ أن تكون مختلفة لا بدائل مطابقة للسلع الموجودة. وفي حالات كثيرة يكون اختلافها هو سبب طرحها. وللمزيد من الإيضاح لهذه القضية، فقد أظهرت بيانات مؤشر أسعار الجملة في اليابان أن ما يقرب من ٢٠٠٠٠ وجبة خفيفة يجري طرحها في الأسواق سنويا لا يبقى منها في السنة التالية سوى ١٠٠ وجبة (راجع BOJ 2001:6). غير أن النطاق الواسع للأسواق المتميزة يجعل تعريف هذه السلع ومعاملتها كسلع "جديدة" أمرا غير عملي. وتعرض دراسة (Oi 1997, P. 110) الحالة العملية: "لو كان يتعين علينا تخصيص رموز منفصلة لمشروب "Clear Coke" وحبوب الإفطار "Special K"، لاكتظت نظرياتنا وإحصاءاتنا بالبيانات دون مبرر." علاوة على ذلك، فإن أساليب إدراج هذه السلع لا يسهل تطبيقها، والنصيحة العملية السليمة التي تسديها لنا دراسة (1997) Oi بعدم مراكمة البيانات دون نظام تُعد بالتالي نصيحة منطقية.

٨-٢٥ تعد دراسة Merkel (2000, p. 6) أفضل من الناحية العملية في وضع نظام للتصنيف يفي بمتطلبات إعداد مؤشر أسعار المستهلكين (راجع أيضا Armknecht, Lane, and Stewars, 1997 بشأن مؤشرات أسعار المستهلكين). وتتناول دراسة Merkel السلع *التطورية* والسلع *الثورية*. حيث تعرف الأولى كالتالي:

> ... امتدادا للسلع الموجودة. فمن منظور مدخلات الإنتاج، السلع التطورية مشابهة للسلع الموجودة من قبل. ويجري إنتاجها عادة على نفس خط الإنتاج و/أو تستخدم أساسا نفس مدخلات وعمليات الإنتاج تماما مثل السلع الموجودة من قبل. وبالتالي، ينبغي ــ من الناحية النظرية على الأقل ــ أن يكون في الإمكان إجراء تعديل مقابل أي اختلافات في النوعية بين السلعة الموجودة من قبل والسلعة التطورية.
>
> في المقابل، السلع الثورية هي سلع مختلفة إلى حد كبير عن السلع الموجودة من قبل. حيث يجري إنتاجها عادة على خطوط إنتاج جديدة تماما و/أو تستخدم مدخلات وعمليات إنتاج مختلفة إلى حد كبير عن تلك التي تستخدمها السلع الموجودة من قبل. وهذه الاختلافات تجعل إجراء تعديل مقابل الاختلافات في النوعية بين السلعة الثورية والسلعة التطورية من قبل أمرا مستحيلا من الناحية العملية.

٨-٢٦ لذلك، تعد تعديلات الأسعار مقابل التغير في النوعية ملائمة بالنسبة للسلع التطورية وغير ملائمة بالنسبة للسلع الثورية. وتوضع التعريفات للتمييز بين هذين النوعين من السلع ليس من حيث ما يلائم متطلبات إنشاء مؤشر أسعار المستهلكين من الناحية التحليلية ولكن من حيث ما يفيد هذه المتطلبات من الناحية العملية. حيث يمكن

للمنتج الجديد الذي يستخدم نفس مدخلات وعمليات المنتج القديم أن تكون مرونة إحلاله التقاطعية مرتفعة، وبالتالي يحقق إيرادات تفوق ما هو متوقع من الهوامش السعرية المعتادة. غير أن المتطلبات العملية مهمة في هذا السياق، خاصة لأن طرق تقدير فوائض المنتجين لا يمكن استخدامها من الناحية العملية في ظل حاجاتها الكبيرة للبيانات وللخبرة في الاقتصاد القياسي.

د ــ ٢ القضايا

٨-٢٧ هناك شاغلان رئيسيان يتعلقان بإدراج السلع الجديدة في مؤشر أسعار المستهلكين. الشاغل الأول هو التعرف على السلع الجديدة والكشف عنها، والشاغل الثاني هو اتخاذ القرار ذي الصلة بشأن الحاجة إلى إدراجها وتوقيت إدراجها. ويرتبط ذلك بكل من التغير في الوزن الترجيحي للسلع الجديدة والتغير في سعرها. ولننظر في بعض الأمثلة.

٨-٢٨ كانت مستويات الإنفاق على الهواتف المحمولة، مثلا، في بعض البلدان كبيرة لدرجة أن إدراجها المبكر في مؤشرات أسعار المستهلكين قد أصبح مسألة أولوية. فببساطة، ارتفعت هذه المستويات من لا شئ لتشكل نسبة كبيرة جدا من الإنفاق في فئة منتجاتها. علاوة على ذلك، كانت تغيرات أسعار الهواتف المحمولة مختلفة عن السلع الأخرى في فئة منتجاتها.

٨-٢٩ يمكن للكثير من السلع الجديدة تحقيق مبيعات كبيرة والخضوع لاستراتيجيات تسعير مختلفة عند الطرح نتيجة للحملات التسويقية الضخمة. وقدمت Dulberger (1993) بعض تقديرات مؤشر أسعار المنتجين في الولايات المتحدة لشرائح ذاكرة الوصول العشوائي الديناميكية (DRAM). وقد قامت بحساب المؤشرات خلال الفترة من ١٩٨٢ إلى ١٩٨٨ مع اختلاف فترات التأخير في إدراج الشرائح الجديدة في المؤشر. وقد تم إعداد المؤشرات بنظام السلسلة حتى يمكن إدراج ــ أو عدم إدراج ــ الشرائح الجديدة بمجرد توفرها في عامين متتاليين. وباستخدام مؤشر لاسبير بنظام السلسلة، تمت مقارنة نسبة الانخفاض البالغة ٢٧% عندما لم يحدث تأخير في إدراج السلع الجديدة بنسب انخفاضات بلغت ٢٦,٢% و٢٤,٧% و١٩,٩% و٧,١% و١,٨% عندما تأخر إدراج السلع الجديدة لمدة سنة، وسنتين، و ...، وخمس سنوات على الترتيب. وفي كل الحالات، يكون المؤشر متحيزا بالنقص بسبب التأخير. وكلما طالت مدة التأخير، زاد تقدير التغيرات السعرية للسلع الجديدة عن طريق حساب التغير في أسعار سلع قد تكون حصصها السوقية صغيرة جدا. ويقدم (Berndt and others 1997) دراسة تفصيلية عن عقار جديد لعلاج القرحة، يسمى تاجامت (Tagamet)، حيث توصلوا إلى أن عمليات تسويق العقار السابقة لطرحه كانت تأثيراتها كبيرة جدا على سعره وحصته السوقية عند الطرح. وكما هو متوقع، انخفضت أسعار البدائل الصيدلانية غير المحمية ببراءات اختراع عند انتهاء مدة براءات الاختراع، بينما ارتفعت أسعار المنتجات الصيدلانية التي تحمل علامة تجارية، حيث أدى إخلاص الزبائن لمنتج معين إلى جعلهم

أكثر استعداداً لدفع سعر إضافي على السعر السائد قبل انتهاء مدة براءات الاختـــراع (راجـــع دراســـة Berndt, Ling, and Kyle, 2003).

٨-٣٠ إن انتظار سلعة جديدة حتى تترسخ أو انتظار تغيير فترة أساس مؤشر ما حتى يمكن إدراج سلع جديدة قد يؤدي إلى أخطاء في قياس التغيرات في الأسعار إذا ما تم تجاهل التغيرات غير العادية في الأسعار فـــي مراحـــل مهمة من دورات حياة السلع. ويتعين وضع الاستراتيجيات اللازمة للتعرف المبكر على السلع الجديدة، كما يتعـــين وضع الآليات اللازمة لإدراجها إما عند طرحها ــ إذا سبق ذلك وضع استراتيجيات تسويقية رئيســـية ــ أو بعـــد طرحها بفترة قصيرة ــ إذا توفرت أدلة على قبول السوق لها. وينبغي أن تشكل هـــذه الاســـتراتيجيات والآليـــات جزءا من نظام البيانات الوصفية. وقد يؤدي انتظار سلعة جديدة حتى تصل إلى مرحلة النضوج في الســـوق إلـــى اتباع سياسة ضمنية تتجاهل حركات الأسعار المتباينة تماما التي تصاحب طرح هذه السلعة (راجع Tellis, 1988 و Parker, 1992). ولا يعني هذا القول إن السلع الجديدة ستكون تغيـــرات أســـعارها دائمـــا مختلفـــة. ويعطـــي Merkel (2001) المثال الخاص بأنواع الأغذية والمشروبات "الخفيفة" التي تشبه الأنواع الأصلية لكنها تحتـــوي على دهون أقل. وقد كانت أسعارها تقارب جدا أسعار المنتجات الأصلية، كما أدت إلى زيادة حجم السوق. ورغم الحاجة إلى رصد هذه الزيادة عند تعديل الأوزان الترجيحية، فإن تغيرات أســـعار المنتجـــات الموجـــودة يمكـــن استخدامها في رصد تغيرات أسعار المنتجات الخفيفة.

د ــ ٣ الطرق

٨-٣١ تتضمن الطرق المذكورة في هذا القسم الطرق التي تندرج ضمن ما ينبغي أن يكون طرقا عادية لإعـــداد مؤشر أسعار المستهلكين والطرق التي تتطلب معاملة الاستثنائية. وبالنسبة للحالة الأولى، يتناول القسم "د ــ ٣ ــ ١" تغيير فترة أساس المؤشر وتدوير المنتجات وإدراج سلع جديدة كبدائل للسلع التي توقف إنتاجهـــا واســـتراتيجية التعامل مع تحيز المنتجات الجديدة. أما بالنسبة للثانية، فسوف يتم تناول الأساليب التي تتطلب مجموعات مختلفـــة من البيانات. أما استخدام منهج الطرُز المتطابقة بنظام السلسلة والمؤشرات الهيدونية فقد تناولهـــا القســـم "ز" مـــن الفصل السابع في سياق "قطاع التكنولوجيا المتقدمة والقطاعات الأخرى التي تشهد ارتفاعـــا فـــي معـــدل تبـــديل الطرُز."

د ــ٣ــ١ تغيير فترة أساس العينة وتدوير العينة وعمليات الإحلال الموجه وزيادة حجم العينة

د ــ٣ــ١ــ١ تغيير فترة أساس العينة وتدوير العينة

٨-٣٢ الشاغل في هذا القسم يتعلق *بالسلع التطورية*. فقد تُدرج سلعة جديدة بسهولة في المؤشر عند تغيير فتـــرة أساسه، أو عند تدوير العينة. وإذا كانت السلعة الجديدة تحقق ــ أو من المحتمل أن تحقق ــ مبيعات كبيـــرة، ولا تمثل بديلا لسلعة كانت موجودة من قبل، أو من المحتمل أن تحصل على حصة سوقية تزيد أو تقـــل كثيـــرا عـــن

حصة السلعة التي كانت الموجودة من قبل والتي تحل محلها، يجب عندئذ استخدام أوزان ترجيحية جديدة تعكس ذلك. ولا تتوافر الأوزان الترجيحية الجديدة بشكل كامل إلا عند تغيير فترة الأساس وليس عند تدوير العينة. وبالتالي، سيكون هناك تأخير في الإدراج الكامل للمنتج الجديد في المؤشر، وسيعتمد مدى التأخير على مدى اقتراب طرحه من الموعد التالي لتغيير فترة الأساس و، بوجه أعم، على تواتر تغيير فترة أساس المؤشر. ويتعلق مصطلح "تغيير فترة الأساس" هنا بالفعل باستخدام أوزان ترجيحية جديدة في إعداد المؤشر. وحتى إذا تم تغيير فترة أساس المؤشر سنويا وتم إعداده بنظام السلسلة، سيكون هناك تأخير إلى أن يحين الموعد السنوي لتغيير فترة الأساس حتى يمكن إعتماد الأوزان الترجيحية، وحتى ذلك الحين، قد يكون هناك تأخير ستة شهور أخرى للمعاينة ومقارنة نتائج مسح الأوزان الترجيحية. ويسمح تغيير فترة الأساس على نحو أكثر تواترا بالإدراج المبكر للسلعة الجديدة ويكون محبذا عندما لا يكون تغيير الأوزان الترجيحية مواكبا للابتكارات في المنتجات.

٨-٣٣ من السهل جدا إدراج نوع جديد من السلع في إجمالي أولي بمجرد توفر أسعاره في فترتين متتاليتين. ويمكن استخدام طريقة التداخل عندما يكون النوع الجديد بديلا لنوع موجود (القسم "د ــ ١" من الفصل السابع). وإذا لم يتوفر إلا السعر في الفترة الحالية، يمكن وصله مباشرة بسعر النوع الذي يحل محله، لكن مع تعديل السعر مقابل أي تغير في النوعية. وينبغي أن يتبع ذلك المبادئ الواردة في الفصل السابع. فالأنواع الجديدة لا يجب أن تُدرج فقط عن طريق إحلال نوع محل آخر. والمقارنة على مستوى الإجمالي الأولي بين الأسعار في ٢٠٠٥ مثلا والأسعار في يونيو ٢٠٠٦ يمكن إجراؤها على مرحلتين: أولا، بمقارنة متوسط أسعار عدة أنواع في ٢٠٠٥ بمتوسط أسعار أنواع مماثلة في مايو ٢٠٠٦. ثانيا، ضرب نتيجة المقارنة في نتيجة مقارنة متوسط الأسعار في مايو ٢٠٠٦ بمتوسط الأسعار في يونيو ٢٠٠٦. غير أن سلة أنواع السلع في الفترة من مايو إلى يونيو ٢٠٠٦ قد تشتمل على أنواع جديدة إلى جانب، أو كبدائل، الأنواع المستخدمة في الفترة من ٢٠٠٥ إلى مايو ٢٠٠٦. وعند إدراج هذه الأنواع، يحدث ترجيح ضمني، ويجب توخي الحذر لضمان جدواه. وعلى المستوى الأولي للتجميع، يكون مؤشر جيفونز هو النسبة بين المتوسطين الهندسيين التي تعادل المتوسط الهندسي للأرقام النسبية للأسعار (القسم "ب" من الفصل العشرين). ويقوم مؤشر جيفونز بإعطاء وزن (ضمني) مماثل للرقم النسبي لسعر كل نوع. ومؤشر دوتو هو النسبة بين متوسطين حسابيين. ويعطي هذا المؤشر للرقم النسبي لسعر كل نوع وزن سعره في فترة الأساس كنسبة من مجموع الأسعار في فترة أساس المقارنة (القسم "ب" من الفصل العشرين).

٨-٣٤ تقوم بعض الوكالات الإحصائية بتدوير (إعادة معاينة) المنتجات المدرجة في فئات المنتجات. والفرص متاحة في هذه الظروف لإدراج منتجات جديدة في فئة مرجحة. والجوانب العملية لهذه البرامج تستلزم تدوير المنتجات على مراحل متعاقبة بالنسبة لفئات المنتجات المختلفة، بحيث يتم تدوير فئات المنتجات التي تشهد تغيرا سريعا على نحو أكثر تواترا. فعلى سبيل المثال يمكن أن تحل أقراص فيديو رقمية محل شرائط فيديو باستخدام طريقة التداخل، مع افتراض تساوي الاختلاف في الأسعار في فترة التداخل مع الاختلاف في النوعية. وقد وردت آنفا الافتراضات التي تقوم عليها هذه الطرق ويتعين النظر في مدى صحتها. ونظرا لأن المنتجات التطورية

تُعرف بأنها استمرار لتدفق خدمة المنتجات الموجودة، قد يكون الإطار الهيدوني أكثر ملاءمة. وتتناول الأقسام من "د" إلى "و" في الفصل السابع مزيد من الطرق والمفاضلة بينها. غير أن المبدأ يظل ساريا بالنسبة لإدراج أنواع جديدة من السلع في مؤشر ما في إطار نظام للترجيح، نظرا لأنها تكون بمثابة بدائل لأنواع قديمة من السلع.

٨-٣٥ غير أنه في العديد من البلدان، لا يجري تغيير فترة الأساس على نحو متواتر ولا يتم تدوير العينات. إلى جانب ذلك، لا ينبغي اعتبار تدوير العينات على نحو متواتر حلا شاملا لكافة المشكلات. وتدوير العينات مهمة شاقة، لاسيما عند تطبيقه على مجموعة فئات منتجات تشهد تغيرا سريعا. وحتى إذا كان التدوير متواترا ــ كل أربع سنوات مثلا ــ فإنه قد يغفل عددا كبيرا من السلع الجديدة. ومع ذلك، لا يتعين على الوكالات الإحصائية الانتظار حتى يصبح المنتج قديما قبل قيامها بإدراج المنتج الجديد. فمن الممكن جدا للوكالات الإحصائية أن تستبق تقادم المنتج القديم وتقوم بعمل إحلال مبكر للمنتج الجديد. وبالنسبة لبعض فئات المنتجات، يجري الإعلان مسبقا عن طرح سلعة جديدة قبل طرحها، في حين أنه بالنسبة لفئات أخرى، يمكن للوكالة الإحصائية اتباع طرق أكثر عمومية لإجراء عمليات الإحلال الموجه، وذلك حسبما يرد لاحقا. وبدون هذه الاستراتيجية، وفي حالة عدم تواتر التدوير وتغيير فترة الأساس، يكون البلد المعني عرضة لتحيز السلع الجديدة بدرجة كبيرة. وباختصار:

- يمكن معاملة السلعة الجديدة كبديل للسلعة الموجودة إذا كانت الأوزان الترجيحية للمنتج القديم تعبر على نحو ملائم عن مبيعات السلعة الجديدة وإذا كان في الإمكان إجراء تعديل ملائم في سعر السلعة الجديدة مقابل التغير في النوعية لوصله بسلسلة أسعار السلعة القديمة الموجودة.
- إذا لم تندرج السلعة الجديدة في هيكل الترجيح الموجود من قبل، يمكن إدراجها عند تغيير فترة الأساس، رغم أنه قد لا يكون متواترا في بعض البلدان.
- يعد التدوير المنتظم للعينات وسيلة يمكن بواسطتها إعادة النظر منهجيا في إدراج هذه المنتجات. ونظرا لأن هذا التدوير يجري على مراحل متعاقبة، فلا يُعاد تخصيص سوى الأوزان الترجيحية المستخدمة داخل فئات المنتجات، وليس الأوزان الترجيحية المستخدمة بين فئات المنتجات.
- يمكن استخدام الإحلال الموجه للعينات ــ بدلا من انتظار تدوير العينات ــ لاستباق طرح السلع الجديدة.
- لن تُدرج المنتجات الثورية، والتحولات الجذرية، والسلع الجديدة تماما في هياكل الترجيح الموجودة وهناك حاجة إلى وسائل بديلة.
- تتناول الفقرات التالية عمليات الإحلال الموجه للسلع التطورية كمنتجات بديلة وللسلع الثورية لزيادة حجم العينة.
- قد يكون الإطار بنظام السلسلة الوارد في القسم "و" من الفصل الخامس عشر أكثر ملاءمة لفئات السلع التي يرتفع فيها معدل تبديل المنتجات.

د ــ٣ــ١ــ٢ عمليات الإحلال الموجه وزيادة حجم العينة

٨-٣٦ قد تُعتمد سياسة الإحلال الموجه بالنسبة *للسلع التطورية* في فئات المنتجات التي تشهد إحلالا وإدراجا سريعا لهذه السلع. ومن شأن القدرة على التقدير والخبرة ونظام البيانات الإحصائية والوصفية أن تساعد في التعرف على فئات المنتجات هذه. وينبغي وضع رموز للمنتجات الموجودة لتصبح أنواع المنتجات محددة بدقة. وقد يلاحظ جامعو الأسعار طرح شكل جديد للمنتج، وفي هذه الحالة، يلاحظون تقريبا النسبة التي يمثلها الشكل الجديد في إيرادات نوع المنتج. ويمكن اختيار البديل وفقا لعدد من المعايير. وإذا صُمم الشكل الجديد كبديل للشكل الموجود، فقد يجري الإحلال تلقائيا. وبمجرد عمل الإحلال، فقد يتعين إجراء تعديل مقابل الاختلافات في النوعية باستخدام طريقة التداخل، أو الاحتساب، أو التقدير الصريح القائم على تكاليف الإنتاج أو المواصفات الاختيارية، أو الانحدار الهيدوني.

٨-٣٧ من المهم التأكيد على أنه عند طرح أشكال جديدة من هذه السلع التطورية، قد يُفرض سعر أعلى من ذلك الذي يمكن عزوه إلى تكاليف الموارد الناشئة عن اختلافه عن الشكل القديم. فغالبا لا يمثل الشكل الجديد سوى تحسنا طفيفا للشكل القديم، كأن يكون له لون وتصميم جديد، وقد تكون تكلفة الموارد الناشئة عن التحسن صغيرة جدا. إلا أنه قد يباع بسعر يفوق كثيرا الشكل القديم حيث يُنظر له على أنه جديد وبالتالي أفضل من السلع الأخرى في السوق. وتعد هذه الزيادة السعرية حقيقية وينبغي، بعد طرح الفرق في تكاليف الموارد، أن يرصدها مؤشر أسعار المستهلكين. وبعد فترة ما، يمكن تخفيض الأسعار عندما ينخفض الاهتمام بحداثة المنتج. والإحلال الموجه يصبح مهم حتي يرصد مؤشر أسعار المستهلكين الزيادات غير العادية في الأسعار عند الطرح. وهو ضروري أيضا لضمان أن تصبح تغطية المنتجات أكثر تمثيلا. والإحلال الموجه يتيح الاثنين.

٨-٣٨ غير أنه بالنسبة *للسلع الثورية*، قد لا يكون الإحلال ملائما. فأولا: قد يتعذر تحديد هذه السلع في إطار نظم التصنيف/الترجيح القائمة. وثانيا: قد يبيعها أساسا منفذ بيع جديد أو يبيعها تاجر جملة جديد، وهو ما يستلزم امتداد العينة لتشمل منافذ البيع هذه. وثالثا: لن يكون هناك منتجات سابقة لمطابقتها بها وإجراء تعديل للأسعار مقابل التغير في النوعية، فهي مختلفة بطبيعتها اختلافا كبيرا عن السلع الموجودة من قبل. وأخيرا لا يوجد وزن ترجيحي يُعطى لمنفذ البيع و/أو المنتج الجديد.

٨-٣٩ الحاجة الأولى تتمثل في تحديد السلع الجديدة، أما الحاجة إلى الاتصال بشركات بحوث السوق والرابطات التجارية ومديري منافذ البيع والمصنعين فقد تناولها القسم "ج ــ ١" بشأن وضع نظام داعم من البيانات الوصفية. وبمجرد تحديد السلع الجديدة، تصبح *زيادة حجم العينة* أمرا ملائما لإدراج السلع الثورية، بدلا من إحلال العينة لإدراج السلع التطورية. ومن الضروري إدراج السلعة الجديدة الثورية في العينة إلى جانب السلع الموجودة فيها

بالفعل. وقد ينطوي ذلك على توسيع نطاق التصنيف، وعينة منافذ البيع/تجار الجملة، وقائمة. وتثير الوسائل التي تدرج بها السلع الجديدة مشكلات أكبر.

٨-٤٠ بمجرد توفر سعرين، ينبغي أن يكون في الإمكان وصل المنتج الجديد بالمنتج الموجود أو القديم. ويؤدي هذا بالطبع إلى إغفال أثر المنتج الجديد في الفترة الأولى لطرحه. غير أنه حسبما يرد في الفقرات التالية، لا يُعد إدراج هذه التأثيرات مسألة بسيطة. ولننظر في وصل سلعة ما يحتمل أن تحل محلها في السوق السلعة الجديدة. فعلى سبيل المثال، قد يستخدم جهاز مطبخ جديد تماما مؤشر أسعار أجهزة المطبخ الموجودة حتى فترة الوصل، ثم تغيرات أسعار السلعة الجديدة في الفترات اللاحقة. وينشأ عن ذلك سلاسل أسعار منفصلة وإضافية للسلعة الجديدة تؤدي إلى زيادة حجم العينة، حسبما يبين الجدول ٨-١. فالمنتج *C* منتج جديد في الفترة ٢ وليس له أي وزن ترجيحي في فترة الأساس. ويُفترض أن يتبع التغير في سعره بين الفترتين ١ و٢ ــ إذا كان موجودا ــ المؤشر الكلي للمنتَجَين *A* و*B*. وبالنسبة للفترة ٣ وما بعدها من فترات، تتكون للمنتج *C* سلسلة أسعار جديدة موصولة، وهي في الفترة ٣ تساوي ١٠١,٤٠× ٠,٩٨٥ = ٩٩,٨٨ وفي الفترة ٤ تساوي ١٠١,٤٠ × ٠,٩٨ = ٩٩,٣٧. وتبين الأوزان الترجيحية المعدلة الجديدة في الفترة ٢ أن الوزن الترجيحي للمنتج C يبلغ 20% من كافة المنتجات. والمؤشر الجديد في الفترة ٣ هو:

101.40 [0.8 (101.4 /101.9) + 0.2 (101.4 /99.88)]

= 0.8 (101.9)+ 0.2 (99.88)= 101.50

وفي الفترة ٤ هو:

101.40 [0.8 (101.4 /102.7) + 0.2 (101.4 /99.37)]

= 0.8 (102.7) + 0.2 (99.37) = 102.05

٨-٤١ إذا كان المنتج *C* سلعة تطورية تحل محل المنتج *B*، فلا حاجة لاستخدام أوزان ترجيحية جديدة ولا حاجة لزيادة حجم العينة كما أجرينا آنفا. غير أنه نظرا لعدم وجود أي وزن ترجيحي للمنتج المبتكر *C* في فترة الأساس، فإن الوصل يستلزم مراجعة الأوزان الترجيحية في نفس الوقت. إن اختيار السلسلة التي يجري وصل المنتج الجديد بها، وبالتالي، فئات المنتجات التي يجري اختيارها لمراجعة الأوزان الترجيحية يستلزم ممارسة بعض التقدير. وينبغي اختيار المنتجات التي يُحتمل أن تتأثر حصتها السوقية بطرح السلعة الجديدة. وإذا كان من المحتمل أن تكون للسلعة الجديدة حصة إيرادات كبيرة، بحيث تؤثر على الأوزان الترجيحية لمجموعة كبيرة من فئات المنتجات، يمكن أن يدعو ذلك إلى تعديل طريقة الترجيح ككل. وهذه التحولات الكبيرة يمكن بالطبع أن تحدث، لاسيما في قطاع الاتصالات، ولعدد كبير من فئات المنتجات عند إلغاء القواعد التنظيمية أو تخفيف

الحواجز التجارية في الاقتصادات الأقل نموا. وقد تكون هناك حاجة أيضا لتغيير الأوزان الترجيحية للسلع *المختفية* التي توقف استهلاكها في اقتصاد ما. وحسبما يرد في القسم "و" من الفصل الخامس عشر، يمكن أن يكون الوصل المسلسل والمؤشرات الهيدونية ملائمين عندما يكون معدل التبديل مرتفعاً في هذه السلع الجديدة والقديمة. والوصل المسلسل امتداد للطريقة المذكورة آنفا ويمكن استخدامه في إدراج سلعة جديدة بمجرد توفرها في فترتين متتاليتين.

٨-٤٢ يمكن استخدام طريقة زيادة عدد المنتجات بالنسبة للسلع التطورية التي يحتمل أن تستحوذ على حصة كبيرة في السوق، دون أن تحل محل السلع الموجودة. ولنفترض مثلا أن بلد ما لديه شركة محلية لصناعة الجعة أبرمت اتفاقا لمنح الترخيص مع إحدى شركات صناعة الجعة الأجنبية لتتولى مسؤولية الإنتاج المشترك لنوعين من الجعة. وبافتراض بقاء حصة إيرادات الجعة من الشركة كما هي، لكن أحد قطاعات السوق يشرب الآن الجعة الأجنبية بدلا من المحلية. يمكن يُوجه جامعو الأسعار نحو الإحلال الاضطراري لجزء من عينة الجعة المحلية بحيث تحل محلها الجعة الأجنبية، مع بقاء الوزن الترجيحي دون تغيير. وقد يكون هذا الإجراء مماثلا للتعديل مقابل التغير في النوعية باستخدام بديل غير مماثل، حسبما يرد في القسم "هـ" من الفصل السابع. وبدلا من ذلك، يمكن زيادة حجم العينة حيث يكون هناك قلق من احتمال ألا تكون عينة الجعة المحلية الأصغر حجما الآن ممثلة على نحو كاف. وقد يكون هناك تشابه بين عملية زيادة حجم العينة والعملية الواردة في الجدول ٨-١، حيث تبلغ حصة الجعة الأجنبية الجديدة C في السوق ٢٠%. وإذا أدى طرح الجعة الأجنبية إلى خروج بعض المشروبات الكحولية من السوق مثلا، ستمتد مراجعة الأوزان الترجيحية لتشمل فئة المنتجات هذه. وحسبما يرد في القسم "ز" من الفصل السابع، يمكن أن يكون الوصل المسلسل والمؤشرات الهيدونية ملائمين عندما يكون معدل التبديل في السلع الجديدة والقديمة مرتفعاً. وفي ظل الوصل المسلسل، يجب توفر السلعة في فترتين متتاليتين فقط حتى يمكن إدراجها.

٨-٤٣ قد تبقى مشكلة تحديد الأثر الملائم على مؤشر أسعار سلعة جديدة في أولى فترات طرحها. والشكل الأخطر للمشكلة يتمثل في السلعة الجديدة التي تباع في فترة واحدة فقط. وقد وردت في القسم "ب ــ ٣" أعلاه إشارة لاستخدام أسعار قبول افتراضية في الفترة السابقة لطرح السلع. وهذا يمثل حلا تحليليا سليما للمشكلة، رغم أن مشكلات التقدير الاقتصادي القياسي التي تنطوي على التقدير العملي للمعلمات المطلوبة والتنبؤ بالمقياس المطلوب تعتبر عائقا خطيرا.

د ــ٣ــ٢ السلع الجديدة (المختفية) وقت طرحها في (سحبها من) السوق

٨-٤٤ وردت في القسم "ب ــ ٣" أعلاه إشارة لمشكلة إدراج معلومات سعرية في مؤشر عند طرح سلعة ما وعند سحب سلعة ما. ومن شأن الصيغة بنظام السلسلة أن تسمح بإدراج هذه الأسعار بمجرد توفر المعلومات في فترتين متتاليتين. فعلى سبيل المثال، السلعة الجديدة التي تظهر في الفترة ٣ يمكن إدراجها في المؤشر في الوصلة

بين الفترة ٣ والفترة ٤. لكن الشاغل هنا ــ كما ورد في القسم "ب ــ ٣" ــ هو تجاهل أثر السلعة الجديدة على مؤشر الأسعار في الفترة الأولى للطرح، أي أثره في الفترة ٣ على المؤشر في الوصلة بين الفترة ٢ والفترة ٣. وهناك شواغل مماثلة تنشأ بالنسبة للمنتجات المختفية. فإذا كانت آخر فترة جرت فيها ملاحظة سعر منتج ما هي الفترة ١، فإن أثره على مؤشر الأسعار يختفي في الوصلة بين الفترة ١ والفترة ٢. وإذا بيع ،على سبيل المثال، العديد من السلع الجديدة، وكان هناك تحول كبير في الإنفاق نحوها، ستزداد رفاهية أولئك الذين يشترون السلع الجديدة وينبغي إدراج هذه الزيادة في الرفاهية في المؤشر عند حدوث هذا التحول.

٨-٤٥ إذا نظرنا في حالة إدراج سلعة جديدة في مؤشر أسعار المستهلكين في الفترة ٣ مثلا، يكون المنهج السليم من الناحية المفاهيمية لإدراجها في المؤشر هو احتساب سعرها في الفترة ٢، أي تقدير سعر قبولها (أوسعر انعدام الطلب عليها). وهو السعر الذي يجعل الطلب على السلعة صفرا في الفترة السابقة لطرحها (راجع Hicks, 1940, and Hausman, 1997). وينطبق منهج مماثل على السلع المختفية: فالسلعة التي يكون آخر ظهور لها في الفترة ١، يُقدَّر سعر قبولها في الفترة ٢.

٨-٤٦ يعد التقدير الاقتصادي القياسي لأسعار القبول هذه غير عملي بالنسبة لإعداد الرقم القياسي العام. وتورد دراسة Hausman (1997) مثالا تتضح مشكلاته من خلال الدراسة نفسها ومما ورد من تعليق عليها في دراسة Bresnahan (1997). غير أن دراسة Hausman (2003) قد وضعت منهجا مبسطا يستلزم تقدير مرونة الطلب السعرية. وتقدم دراسة Balk (2002)[٢] منهجا بديلا يقوم على التغيرات في أنصبة نفقات المنتج "القديم" والمنتج "الجديد"، وطريقة لتقدير مرونة الإحلال، حسبما يرد تفصيلا في الملحق ٨-٢. وبغية إدراج هذه التاثيرات السعرية في مؤشر ما وفي صيغة دالية للمجمِّع ونظرا لأن مرونة الإحلال ثابتة، فإن الصيغة المستخدمة هي صيغة مرونة إحلال ثابتة. ويعد إدراج هذه التأثيرات السعرية تحديا جديدا للمكاتب الإحصائية. ويمكن إجراء دراسات بحثية أولية للسلع والخدمات تتناول منتجات جديدة (ومختفية) تسهم بنسبة كبيرة نسبيا في النفقات/الإيرادات عند الطرح (والسحب)، وذلك كخطوة أولى لتوفير تقديرات عن تأثيراتها. وينبغي أن يؤدي إدراج هذه التأثيرات في المؤشر، على الأقل في الأجل المتوسط، إلى تحديدها بصورة منفصلة.

هـ ــ موجز

٨-٤٧ إن الشاغل بشأن فراغ العينة والسلع الجديدة في هذا الفصل ناشئ عن اهتمام حقيقي بالطبيعة الديناميـة للأسواق الحديثة. فالقضايا المتعلقة بالسلع الجديدة والتغيرات في النوعية أبعد من أن تكون قضايا جديدة، وكما ورد في دراسة Triplett (1999)، لم يَثبُت أن *معدل* تطوير وطرح السلع الجديدة أعلى بكثير الآن مما كان عليه

[٢] Balk, B. M. 2000. On Curing the CPI 's Substitution and New Goods Bias, Research Paper 0005, Department of Statistical Methods (Voorburg: Statistics Netherlands). [INSERT IN REFERENCES]

في الماضي. غير أنه لا شك في أن يكون عدد السلع وأنواع السلع الجديدة أكبر بكثير من ذي قبل. وتعد تكنولوجيا الكمبيوتر وسيلة اقتصادية من حيث التكلفة لجمع وتحليل مجموعات من البيانات أكبر بكثير من ذي قبل. ويتناول الفصل السادس استخدام أجهزة الكمبيوتر اليدوي في رصد البيانات، ومدى توفر البيانات المستخلصة من الماسحات الضوئية لشفرة الخطوط العمودية. غير أن التعامل الصحيح مع هذه البيانات يتطلب دراسة قضايا وطرق أخرى بجانب تلك التي تؤخذ عادة في الاعتبار فيما يتعلق بمجتمع التقاطع الثابت، وهو ما يؤكد أهمية العينات المتطابقة. ويحتوي ملحق هذا الفصل على ملخص منهجي لقضايا المعاينة هذه. ويؤكد هذا الفصل مجددا على بعض القضايا الأكثر أهمية.

- إذا لم يحدث الكثير من التغيرات في النوعية وفي مجموعة السلع المتوفرة، يكون هناك مزايا كثيرة لاستخدام طريقة الطرُز المتطابقة. فهذه الطريقة تقارن بين مثيلين من منافذ البيع المتماثلة.
- إن قضايا التعديل مقابل التغير في النوعية تستلزم وجود نظم للبيانات الإحصائية والوصفية للمساعدة في التعرف على فئات المنتجات التي تكون فيها مشكلات المطابقة قليلة، وهذا من شأنه تركيز الاهتمام على الفئات التي تثير المشكلات من خلال جمع وتوفير المعلومات التي تيسر إجراء التعديل مقابل التغير في النوعية. كما تتيح أيضا الشفافية في الطرق المتبعة وتيسر إعادة التدريب.
- إذا كان معدل تبديل المنتجات مرتفعاً مما يؤدي إلى حدوث قصور شديد في العينة على نحو سريع، لا يمكن الاعتماد على البدائل في تكوين العينة بالكامل. ويتعين استخدام آليات بديلة لاختيار العينة من ــ أو لاستخدام ــ مجتمع مزدوج من المنتجات في كل فترة. وتتضمن هذه الآليات صيغ بنظام السلسلة ومؤشرات هيدونية، حسبما ورد في القسم "ز" من الفصل السابع.
- يمكن معاملة بعض السلع الجديدة كسلع تطورية وإدراجها باستخدام بدائل غير مماثلة مع إجراء ما يصاحب ذلك من تعديل مقابل التغير في النوعية. ويعد توقيت الإحلال مهما لفعالية التعديل مقابل التغير في النوعية وتمثيل المؤشر.
- من المهم إصدار تعليمات لجامعي الأسعار بشأن اختيار المنتجات البديلة لما لها أيضا من تأثير على تمثيل المؤشر. فإحلال منتجات مطروحة حديثا محل منتجات قديمة تنتج عنه صعوبات في إجراء التعديلات مقابل التغير في النوعية، بينما يؤدي إحلال منتجات مثيلة محلها إلى مشكلات تتعلق بالتمثيل.
- إن تدوير العينة هو شكل متطرف من أشكال استخدام البدائل، وهو إحدى آليات تحديث العينة وزيادة تمثيلها. لكن من عيوبه أنه يمكن حدوث تحيز نتيجة عدم تحقق الافتراضات الضمنية التي تقوم عليها طريقة التداخل لإجراء التعديل مقابل التغير في النوعية.

- قد تستلزم السلع الثورية زيادة حجم العينة لإفساح المجال أمام سلاسل أسعار جديدة وطرق ترجيح جديدة. كما أن تصنيف السلع الجديدة إلى سلع تطورية وسلع ثورية يؤثر على إستراتيجية إدراجها وعلى الإحلال الموجه وزيادة حجم العينة.
- إن إدراج تأثيرات (الرفاهية) الناتجة عن السلع الجديدة عند طرحها والتأثيرات الناتجة عن السلع المختفية عند سحبها هو إجراء سليم من الناحية المفاهيمية. وينبغي توفير الموارد اللازمة ــ كخطوة أولى ــ لإجراء دراسات بحثية للسلع والخدمات التي تشكل فيها المنتجات الجديدة (والمختفية) نسبة عالية نسبيا من النفقات/الإيرادات عند الطرح (والسحب).

الملحق ٨-١: ظهور واختفاء السلع ومنافذ البيع

٨-٤٨ في فصول سابقة، لا سيما في الفصل الخامس الذي يتناول المعاينة، كان يُفترض بوجه عام أن الكمية المستهدفة للتقدير يمكن تعريفها استنادا إلى مجموعة ثابتة من السلع. ويتناول هذا الملحق التعقيدات الناشئة عن تغير المنتجات ومنافذ البيع باستمرار. ويُعد معدل التغير سريعا في الكثير من فئات المنتجات. ومع وضع ذلك في الاعتبار، فإن المعاينة لتقدير التغيرات في الأسعار تعد مشكلة ذات طبيعة دينامية وليست ثابتة. فبطريقة أو بأخرى، لابد من مقارنة أسعار المنتجات الجديدة والأسعار في منافذ البيع الجديدة بأسعار منتجات ومنافذ قديمة. *ومن المهم إدراك أنه أيا كانت الطرق والإجراءات المستخدمة في مؤشر ما للأسعار للتعامل مع هذه التغيرات الدينامية، فسوف تكون التأثيرات الناشئة عن هذه الإجراءات دائما معادلة لمنهج التقدير الصريح أو الضمني لهذا* ***المجتمع الديناميكي.***

تمثيل التغير في مؤشر الأسعار[٣]

٨-٤٩ من منظور اختيار العينة، هناك ثلاث طرق للتعامل مع التغيرات الدينامية في مجتمع الإجماليات الأولية عندما تظهر أنواع المنتجات ومنافذ البيع وتختفي: (١) *بإعادة معاينة* الإجمالي الأولي بالكامل في لحظات زمنية محددة، (٢) *بإحلال* نوع منتج أو منفذ بيع محل آخر، (٣) *بإضافة أو* حذف نقاط مشاهدة واحدة (منتجات في منافذ البيع) داخل وصلة مؤشر.

إعادة المعاينة

٨-٥٠ عند *إعادة المعاينة* يعاد النظر في العينة القديمة ككل لجعلها ممثلة للمجتمع الإحصائي في فترة لاحقة. ولا يعني هذا بالضرورة أنه يجب تغيير كل وحدات العينة أو حتى معظمها، وإنما يجري النظر مجددا في مدى تمثيل

[٣] يمكن الحصول على نسخة أوفى من هذا الملحق في دراسة Dalèn , 1998.

العينة ككل وتُجرى تغييرات عند الاقتضاء. وقد تكون الطرق المستخدمة في إعادة المعاينة أي من الطرق المستخدمة في المعاينة الأولية. وفي حالة المعاينة الاحتمالية، المقصود أن يكون لكل وحدة تنتمي إلى المجتمع الإحصائي في الفترة اللاحقة احتمال إدراج في العينة أكبر من الصفر بقيمة تعادل حصتها السوقية النسبية.

٨-٥١ تقترن *إعادة المعاينة أو تدوير العينة* عادة بطريقة التداخل الواردة في القسم "د" من الفصل السابع. وهي طريقة مماثلة لتلك المستخدمة عند الجمع بين وصلتين في مؤشر بنظام السلسلة. فالفترة الأولى التي تُستخدم فيها العينة الجديدة هي أيضا الفترة الأخيرة التي تستخدم فيها العينة القديمة. وبالتالي، يمكن أن يستند تقدير التغير في الأسعار إلى العينة القديمة حتى فترة التداخل وإلى العينة الجديدة من فترة التداخل وما بعدها. *وإعادة المعاينة* هي الطريقة الوحيدة القادرة تماما على المحافظة على تمثيل العينة، وينبغي توفير الموارد التي تسمح بإعادة المعاينة على نحو متواتر. ويعتمد التواتر اللازم على معدل التغير في مجموعة منتجات معينة. غير أنه يعتمد أيضا على افتراض أن الاختلافات بين أسعار المنتجات القديمة، في وقت التداخل، والجديدة تُعد تقديرات ملائمة للاختلافات في النوعية (القسم "د" في الفصل السابع). *وإعادة المعاينة*، في أقصى صورها، تعادل سحب عينة جديدة في كل فترة ومقارنة متوسط الأسعار بين العينات، بدلا من الطريقة المعتادة المتمثلة في حساب متوسط التغيرات في أسعار العينات المتطابقة. ورغم أنها تعد النتيجة المنطقية من منظور التمثيل، فإن إعادة المعاينة في كل فترة تؤدي إلى تفاقم مشكلة التعديل مقابل التغير في النوعية بسبب طريقة التعديل الضمني، وبالتالي لا ينصح باستخدامها.

البديل

٨-٥٢ يمكن تعريف البديل بأنه منتج أو منفذ بيع لاحق لمنتج مدرج في العينة (أو منفذ بيع معين) اختفى تماما من السوق أو فقد حصته السوقية في السوق ككل. وقد تختلف معايير اختيار البدائل إلى حد كبير. فهناك أولا السؤال الخاص *بتوقيت* إحلال المنتج. ووفقا للممارسات المعتادة، يُجرى الإحلال إما عند اختفاء منتج ما تماما أو عند انخفاض حصته في المبيعات إلى حد كبير. وهناك قاعدة أخرى ممكنة، وإن كانت أقل استخداما، وهي استبدال منتج ما عندما تصبح حصة منتج آخر ضمن نفس الفئة ــ أو ضمن تعريف المنتج الممثل ــ أكبر من حيث المبيعات، حتى إذا ظل المنتج القديم يباع بكميات كبيرة.

٨-٥٣ السؤال الثاني هو كيفية اختيار المنتج البديل. وإذا كانت قاعدة الاختيار الأوَّلي هي "الأكثر مبيعا" أو "باحتمال يتناسب مع حجم (المبيعات)"، فإن قاعدة الإحلال قد تتبع نفس قاعدة الاختيار. وبدلا من ذلك، قد يكون البديل هو المنتج "الأكثر شبها" للمنتج القديم. وميزة قاعدة "الأكثر مبيعا" هي التمثيل الأفضل. بينما تتميز قاعدة "الأكثر شبها" ــ على الأقل ظاهريا ــ بأنها قد تحد من مشكلة التعديل مقابل التغير في النوعية.

٨-٥٤ من المهم إدراك، على الأقل في ظل الممارسات الحالية، أن البدائل لا تستطيع تمثيل المنتجات الجديدة التي تظهر في السوق على نحو كاف، لأن ما يؤدي غالبا إلى اختيار بديل ما ليس هو ظهور منتج جديد، بل اختفاء منتج قديم أو انخفاض أهميته. فإذا كان عدد أنواع المنتجات في فئة معينة يزيد، فإن المعاينة تستطيع فقط تمثيل هذه الزيادة مباشرة من مجموعة منتجات جديدة، كما في حالة *إعادة المعاينة*.

الإضافة والحذف

٨-٥٥ يمكن إضافة نقطة مشاهدة جديدة إلى إجمالي أولي داخل وصلة مؤشر. فعلى سبيل المثال، إذا تم طرح صنف أو طراز جديد من سلعة معمرة دون أن يحل محل أي طراز قديم محدد، فمن المستصوب إضافته للعينة بدءا من وقت طرحه. ولاستيعاب هذه المشاهدة الجديدة في نظام المؤشر، يجب احتساب سعره المرجعي. وتتمثل الطريقة العملية للقيام بذلك في قسمة سعره في شهر الطرح على مؤشر أسعار كافة المنتجات الأخرى في الإجمالي الأولي من الفترة المرجعية إلى شهر الطرح. وبهذه الطريقة، سيكون أثره على المؤشر محايدا خلال الشهور التي تسبق شهر الطرح.

٨-٥٦ بالمثل، يمكن حذف المنتج الذي يختفي من العينة دون أن يحل محله بديل. عندئذ، يمكن حساب التغير في أسعار المنتجات المتبقية. وإذا لم يتخذ أي إجراء آخر، فإن هذا يعني أن التغير في سعر المنتج المحذوف ــ الذي قيس حتى الشهر السابق لحذفه ــ سيتم إغفاله من شهر الحذف. وقد يكون ذلك مستصوبا أو غير مستصوب حسب صحة الافتراض الضمني بشأن ما كان يمكن أن يكون عليه التغير في سعره لو لم يختف، وذلك بالنسبة لفئة المنتجات المعنية.

وضع هدف عملي في مجتمع ديناميكي

٨-٥٧ يتطلب المنهج الدقيق لمشكلة التقدير الإحصائي وضع *استراتيجية لتقدير قيمة المؤشر* تتضمن *الهدف العملي للقياس واستراتيجية المعاينة* (التصميم والمقدر) المطلوبة لتقدير قيمة هذا الهدف. ويجب أن تحتوي هذه الاستراتيجية على المكونات الآتية:

(١) تعريف مجتمع *المعاملات* أو *نقاط المشاهدة* (نوع منتج ما في منفذ بيع عادة) في كل من الفترتين الزمنيتين المراد قياس التغير في السعر بينهما؛

(٢) قائمة بكافة *المتغيرات* المحدَّدة لهذه الوحدات. وينبغي أن تتضمن هذه المتغيرات الأسعار والكميات (عدد الوحدات/القيم النسبية المبيعة بكل سعر)، وأيضا كافة خصائص وشروط بيع المنتجات (وربما أيضا منافذ البيع) المحددة للسعر ــ أي الأساس السعري.

(٣) *الخوارزمية المستهدفة* (صيغة المؤشر) التي تجمع بين قيم المتغيرات المحدَّدة في البند (٢) لنقاط المشاهدة في المجتمع المحدَّد في البند (١) في قيمة واحدة؛

(٤) الإجراءات المستخدمة في *المعاينة الأولية* للمنتجات ومنافذ البيع من المجتمع المحدَّد في البند (١)؛

(٥) الإجراءات المستخدمة في الفترة الزمنية *للإحلال وإعادة المعاينة و/أو إضافة أو* حذف المشاهدات؛ و

(٦) *خوارزمية التقدير* (صيغة المؤشر) المطبقة على العينة بغرض تخفيض الخطأ المتوقع في تقدير العينة مقارنة بالخوارزمية المستهدفة تحت البند (٣). وتحتاج هذه الخوارزمية، مبدئيا، إلى دراسة كل الإجراءات المتخذة في حالات الإحلال *وإعادة المعاينة*، ومنها إجراءات التعديل مقابل التغير في النوعية.

٨-٥٨ نظرا لتعقيدات هذا النوع من الاستراتيجيات الصارمة الوارد أنفا، لا يجري استخدامه عادة في الإنشاء العملي للمؤشر، رغم أن نظام المعلومات اللازم له قد ورد في القسم "ج ــ ١". وتتناول الفقرات التالية بعض التعليقات بشأن الاستراتيجيات التي يمكن استخدامها.

نظام التجميع ذو المستويين

٨-٥٩ نقطة البداية لمناقشة هذا الهدف هي الهيكل ذو المستويين لمجتمع المنتجات ومنافذ البيع الذي تجري دراسته في نطاق مؤشر الأسعار. وهذان المستويان هما:

- المستوى *الإجمالي*: على هذا المستوى، هناك هيكل ثابت من فئات المنتجات $h = 1، ……، H$ (أو ربما هيكل تقاطعي من فئات المنتجات حسب المناطق أو أنواع منافذ البيع) داخل وصلة المؤشر. وتعرف السلع والخدمات الجديدة لتحديث مجتمع المنتجات في شكل فئات جديدة على هذا المستوى وتُدرج في المؤشر متصلة فقط بوصلة مؤشر جديدة.
- المستوى *الأوّلي*: في هذا المستوى، يكون الهدف هو رصد خصائص المجتمع المتغير في المؤشر بالمقارنة بين المنتجات الجديدة والقديمة. ويجب تحديد المقارنة الجزئية من الفترة s إلى الفترة t بحيث تتضمن المنتجات ومنافذ البيع الجديدة عندما تُطرح في السوق والسلع ومنافذ البيع القديمة عندما تختفي من السوق.

نقطة البداية الشائعة للمناهج البديلة الثلاثة على المستوى الأوّلي هي صيغة الأسعار المحضة للتغير في الأسعار من الفترة s إلى الفترة t على المستوى الإجمالي:

$$I^{st} = \frac{\sum_h Q_h P_h^t}{\sum_g Q_g P_g^s} = \sum_h W_h^s I_h^{st} \qquad \text{(A 8.1)}$$

$$W_h^s = \frac{Q_h P_h^s}{\sum_h Q_h P_h^s} \quad \text{and } I_h^{st} = \frac{P_h^t}{P_h^s}$$

حيث

الكميات، Q_h ، تتعلق بفئات المنتجات $h = 1 \ldots\ldots H$ من أي فترة أو بدوال الكميات من عدة فترات كالمتوسط المتماثل لفترة الأساس والفترة الحالية s و t على سبيل المثال. وتتناول الفصول من الخامس عشر إلى السابع عشر الحالات الخاصة لمؤشر الأسعار المحضة هذا وهي مؤشر لاسبير للأسعار $(Q_h = Q_h^s)$ ، ومؤشر باش للأسعار $(Q_h = Q_h^t)$ ومؤشر إدجورث للأسعار $(Q_h = (Q^s{}_h + Q^t{}_h)/2)$ ، ومؤشر ولش للأسعار $(Q_h = [Q^s{}_h Q^t{}_h]^{1/2})$.والصيغ البديلة لاستراتيجية التقدير على المستوى الأوَّلي تدخل الآن في تعريف $I^{st}{}_h$. وكنقطة بداية مشتركة أخرى، *تعرف* مجموعة المنتجات أو منافذ البيع التي تنتمي إلى h في الفترة u (= s or t) بأنها $\Omega^u{}_h$. ويستخدم مفهوم *نقطة المشاهدة*، والذي يعني عادة منتجا محددا بدقة في منفذ بيع محدد، بحيث مثلا $\Omega^u{}_h = \{1, \ldots, j, \ldots, N^u{}_h\}$. ولكل نقطة مشاهدة $j \in \Omega_h^u$، هناك سعر p_j^u وكمية مبيعة q_j^u. وتوجد الآن ثلاثة بدائل لتحديد الهدف العملي.

مجتمع التقاطع

٨-٦٠ يحسب المؤشر الأوَّلي على أساس مجتمع التقاطع، أي أنه يغطي فقط نقاط المشاهدة الموجودة في الفترتين s و t. وقد يسمى هذا المؤشر أيضا *مؤشر الوحدات المتماثلة*. وهو يعادل البدء بنقاط المشاهدة الموجودة في الفترة s ثم استبعاد (حذف) النقاط الناقصة أو المختفية. ومن أمثلة هذا المؤشر ما يلي:

$$I_h^{st} = \frac{\sum_{j \in \Omega_h^s \cap \Omega_h^t} q_j p_j^t}{\sum_{j \in \Omega_h^s \cap \Omega_h^t} q_j p_j^s} \qquad \text{(A8.2)}$$

ويقل مجتمع التقاطع تدريجيا بمرور الوقت، حيث يتم العثور على وحدات متطابقة أقل في كل مقارنة طويلة الأجل بين الفترتين s و t، والفترتين s و $t+1$، والفترتين s و $t+2$ إلخ، إلى أن يصبح فارغا. ويتميز مجتمع التقاطع، بطبيعته، بعدم وجود بدائل في هذا الهدف، وبالتالي عدم إجراء تعديلات مقابل التغير في النوعية عادة. وإذا اقترن مؤشر الوحدات المتماثلة بوصلة مؤشر قصيرة الأجل، وتلى ذلك *إعادة معاينة* من المجتمع الإحصائي في فترة لاحقة، تصبح المعاينة من هذا المجتمع استراتيجية معقولة تماما طالما صحَّت الافتراضات الذي تقوم عليها طريقة التداخل ــ وهي أن الاختلافات في الأسعار في تلك اللحظة الزمنية تعكس الاختلافات في النوعية.

المجتمع المزدوج

٨-٦١ المنهج المقابل تماما لمجتمع التقاطع هو اعتبار P_h^s و P_h^t متوسطي أسعار محسوبين على أساس مجتمعين منفصلين في الفترتين. بعد ذلك يمكن النظر في هدف المجتمع المزدوج: حيث يوجد أحد المجتمعين في الفترة s والآخر في الفترة t. وتبدو هذه طريقة طبيعية لتحديد الهدف، حيث ينبغي أن تكون الفترتين الزمنيتين متساويتين كما ينبغي أن يؤخذ في الاعتبار كافة المنتجات الموجودة في أي منهما. وتتمثل صعوبة هذا المنهج في أن المجتمعين نادرا ما يتماثلان من حيث النوعية. ويتعين إدخال نوع من التعديل مقابل متوسط التغير في النوعية في المؤشر. والتعريف الطبيعي لمتوسط الأسعار في هذا المنهج يماثل قيم الوحدات. ويقودنا ذلك إلى التعريف التالي *لمؤشر قيم الوحدات المعدل مقابل التغير في النوعية*:

$$\bar{P}_h^s = \frac{\sum_{j\in\Omega_h^s} q_j^s p_j^s}{\sum_{j\in\Omega_h^s} q_j^s} \quad \text{و} \quad \bar{P}_h^t = \frac{\sum_{j\in\Omega_h^t} q_j^t p_j^t}{\sum_{j\in\Omega_h^t} q_j^t} \quad \text{حيث} \quad I_h^{st} = \frac{\bar{P}_h^t}{\bar{P}_h^s g_h^{st}} \qquad \text{(A8.3)}$$

في المعادلة (A8.3)، g_h^{st} هي متوسط التغير في نوعية h بين الفترتين s و t (ويعبر عنها أيضا *بمؤشر النوعيات*)، وهو ما يحتاج بالطبع إلى مزيد من التعريف. فعلى سبيل المثال، يمكن النظر في g_h^{st} باعتبارها طريقة للتعديل الهيدوني، حيث يتم الإبقاء على الخصائص ثابتة. وقد وردت المعادلة (A8.3) في القسم "هـ" من الفصل السابع في صيغ تتضمن تعديلات صريحة هيدونية مقابل التغير في النوعية، g_h^{st}، لكن كجزء من مؤشرات لاسبير وباش وفيشر وتورنكفيست. ويُعد هذا الهدف العملي ملائما للمنتجات عندما يكون معدل تبديل أنواع المنتجات مرتفعاً، ومتوسط التغير في النوعيات بطيئا، أو عندما يمكن إجراء تقديرات موثوقة للتغيرات في النوعية. وفي واقع الأمر، لا تتسق طريقة المنتجات الممثلة شائعة الاستخدام مع هدف المجتمع المزدوج. فهي تركز ضمنا على وحدات المعاينة الرئيسية السابق اختيارها والتي تستخدم في الفترتين s و t.

المجتمع البديل

٨-٦٢ لا يوجد تشابه وثيق بين الممارسات المعتادة لإنشاء مؤشرات الأسعار والمعاينة من مجتمع التقاطع أو من المجتمع المزدوج. وتحديدا، تحتاج طريقة المنتجات الممثِّلة المقترنة بعمليات إحلال بند محل آخر ــ وهي أكثر طرق المعاينة شائعة الاستخدام في الواقع العملي ــ إلى ترشيد من حيث الأهداف العملية، وهو ما يختلف عن هذه البدائل. وتتناول الفقرات التالية ترشيد المعاينة من *مجتمع بديل*.

التعريف ١-أ: لكل $j \in \Omega_h^s$ و $j \notin \Omega_h^t$ نعرِّف المنتجات البديلة $a_j \in \Omega_h^t$ التي يحل سعرها محل سعر j's في الصيغة (لكل من $j \in \Omega_h^s$ و $j \in \Omega_h^t$، تكون $a_j = j$). وإلى جانب المنتج البديل، يُدرج التغير في النوعية من j

إلى a_j، وهو ما يؤدي إلى ظهور معامل التعديل مقابل التغير في النوعية g_j، ويعبر عنه بالمعامل الذي يجب أن يُضرب في p_j^s حتى يكون الأمر سواء بالنسبة للمنتج بين إنتاج المنتجَين j وa_j بالسعرين p_j^s و p_{aj}^t.

$$I_h^{st} = \frac{\sum_{j \in \Omega_h^t} q_j p_{a_j}^t}{\sum_{j \in \Omega_h^s} q_j p_j^s g_j} \qquad \text{(A8.4)}$$

غير أن هذه الخطوة الأولى نحو الاستخدام العملي للصيغة تستلزم، أولا، الحاجة إلى تعريف g_j، التي يمكن أن تنشأ من انحدار هيدوني حسبما ورد في القسم "ز ــ ٢" من الفصل السابع. ثانيا، هناك حاجة إلى تعريف *aj*. والإجراء الطبيعي هو استخدام *دالة الاختلاف* من j إلى a_j . ويجري إدخال الرموز (a_j و j) d في هذه الدالة. إن الإجراء الشائع باختيار المنتج الأكثر شبها في حالات الإحلال يعادل الآن تقليل دالة الاختلاف. ومع ذلك، هناك حاجة إلى مزيد من المواصفات. متى ينبغي أن يحدث الإحلال؟ من الناحية العملية، يجب أن يحدث ذلك عندما يصبح نوع المنتج الذي تم اختياره في البداية غير ممثل. وحسابيا، يمكن التعبير عن ذلك كما يلي:

التعريف ١–ب: ينبغي إحلال نقطة المشاهدة j في الفترة الأولى التي يكون فيها $q_j^t > cq_j^s$، حيث c مقدار ثابت مختار على نحو ملائم بين صفر و١ (هناك حاجة إلى إجراء تعديل بالنسبة للمنتجات الموسمية).

وهكذا، فإن *اختيار* نقطة الإحلال ستحكمه قاعدة مثل التعريف ١–ج.

التعريف ١–ج: ينبغي اختيار a_j بحيث يتم تقليل $d(j, a_j)$ في نقطة المشاهدة j .

لكن نظرا لأنه ينبغي إعطاء بعض الأولوية لنقاط المشاهدة "المهمة" من حيث الكميات أو القيم، يمكن تعديل التعريف ١–ج ليصبح التعريف ١– د.

التعريف ١–د: ينبغي اختيار a_j بحيث يتم تقليل $d(j, a_j)/q_{aj}^t$ في نقطة المشاهدة j . (ويمكن اختيار دالة أخرى لكل من $d(.)$ و $q_{a_j}^t$ لتحل محلها.)

٨–٦٣ يجب تحديد دالة الاختلاف؛ إذ قد تعتمد على فئة المنتجات h. وبوجه عام، يجب أن تكون هذه الدالة شكل من أشكال القياس المعرفة على أساس مجموعة خصائص المنتَج ومنفذ البيع المعنيَّين. وعلى سبيل المثال، يمكن إعطاء أولوية للاختلاف إما عن مفهوم "نفس منفذ البيع" أو عن مفهوم "نفس السلعة"، وهي مفاهيم يمكن إدراجها بسهولة في هذا القياس. وهناك شاغل أكثر إثارة للمشكلات وهو إدراج أكبر عدد ممكن من النقاط الجديدة في

Ω_h^t في تعريف المؤشر لجعل العينة ممثِّلة. ونظرا لأن التعريفات من ١-أ إلى ١-د تصح الآن، يمكن أن تحل نفس النقطة الجديدة محل العديد من النقاط السابقة، بينما قد يكون هناك العديد من النقاط الجديدة التي لن يتم اختيارها في العينة ما لم تكن هناك حاجة لبديل. وهذا القصور في المجتمع البديل هو بالتالي أحد السمات المتأصلة في طريقة الإحلال. ولا تصمم طريقة الإحلال إلا للحفاظ على تمثيل العينة القديمة وليس على تمثيل العينة الجديدة.

الملحق ٨-٢: السلع الجديدة والإحلال

٨-٦٤ الحالة هنا تتعلق بتقدير أثر إدراج سلع جديدة في مؤشر لأسعار المستهلكين، رغم أن هناك علاقة مباشرة مع أثر إدراج المشتريات في مؤشر أسعار الواردات. وتسري هذه المبادئ على السلع المختفية في مؤشر أسعار الواردات، وعلى السلع الجديدة والمختفية في مؤشر أسعار الصادرات. وهذا المنهج يعرف السلع الجديدة باعتبارها حالة خاصة من حالات الإحلال. ففي كل فترة يقرر المستهلك، الذي يواجه مجموعة أسعار، ما يستهلكه. وقد تتغير بمرور الوقت المبيعات النسبية من المنتجات المختلفة المبيعة. فقد يقرر المستهلكون استهلاك كمية أقل من منتج موجود وكمية أكبر من منتج آخر موجود، أو استهلاك منتج جديد لم يتوفر من قبل بدلا من منتج قديم موجود، أو التوقف عن استهلاك منتج موجود واستهلاك منتج موجود أو جديد بدلا منه. والدافع لهذه التغيرات بوجه عام هو التغير في الأسعار النسبية. وفي الكثير من الحالات، يرتبط "قرار" المستهلك بقرار المنتج أو تاجر التجزئة، حيث يتوقف استهلاك أو بيع المنتجات لإفساح المجال أمام منتجات جديدة. وينطبق الإحلال بين المنتجات على السلع الجديدة تماما مثلما ينطبق على الطرُز الجديدة للسلع الموجودة. وفي النظرية الاقتصادية، تُعد *مرونة الإحلال*، التي يُرمز لها بالرمز σ، مقياسا للتغير في كمية المنتج *i* مثلا مقارنة بالمنتج *j* ، الذي ينشأ نتيجة تغير مقداره وحدة واحدة في سعر المنتج *i* مقارنة بالمنتج *j* . وعندما تكون قيمة مرونة الإحلال صفرا، فإن ذلك يعني أن التغير في السعر لن ينتج عنه إحلال بين استهلاك المنتجات، وإذا كانت σ > 1، فإن ذلك يعني أن التغير في الإنفاق نتيجة إحلال المنتجات هو تغير موجب، وبالتالي يجدر الإحلال.

٨-٦٥ يبدو هنا أنه إذا كانت σ معلومة وكان مقدار حدوث عمليات إحلال معبَّرا عنه بأنصبة نفقاتها معلوما أيضا، يمكن اشتقاق تقديرات التغير في السعر التي تم على أساسها الإحلال. وينطبق هذا على الإحلال بين المنتجات الموجودة مثلما ينطبق على الإحلال بين المنتجات الموجودة والمختفية والجديدة. وقد اقترحت دراسة Shapiro and Wilcox (1996) الإطار الخاص بتفعيل مفهوم إدراج الآثار الناتجة عن الإحلال في مؤشر أسعار المستهلكين ــ راجع أيضا دراستي Lloyd (1975) و Moulton (1996) ــ حيث تم تعميم صيغة لاسبير المعتادة لإدراج مرونة إحلال (الطلب):

$$\left[\sum_{i \in 0,t} w_0 \left(\frac{p_{it}}{p_{i0}} \right)^{1-\sigma} \right]^{1/(1-\sigma)} \qquad (A\ 8.5)$$

حيث w_0 هي أنصبة النفقات في فترة الأساس والمجموع يشمل المنتجات المتطابقة المتوفرة في الفترتين. والتصحيح ــ باستخدام σ ــ يُدرج أثر الإحلال في صيغة لاسبير الأساسية. فإذا كانت σ = صفر، تكون الصيغة هي صيغة لاسبير التقليدية. وكلما اقتربت σ من الواحد، تميل الصيغة نحو متوسط هندسي مرجح في فترة الأساس. ولاستخدام هذه الصيغة في التعميم عبر المنتجات في المجموع، هناك قيد يجب أن ينطبق على أي زوج من المنتجات وهو أن مرونة الإحلال يجب أن تكون واحدة. ويجب أن تكون مرونة الإحلال واحدة أيضا بمرور الوقت. ويُشار إلى هذه الصيغ بالعلاقات الدالية لمرونة الإحلال الثابتة (CES).

٦٦-٨ قام Feenstra (1994)، و Feenstra and Shiells (1997)، و Balk (2000b) بتوسيع نطاق الإحلال ليشمل المنتجات المختفية والجديدة. وميزة المعادلة (A8.5) هي أنه في ظل تقدير σ، فإن مؤشر تكلفة المعيشة الذي يتضمن تقديرا لآثار الإحلال يمكن قياسه عند حدوثه. ويترتب على ذلك مباشرة إدراج آثار المنتجات الجديدة والمختفية. والأطر البديلة لإدراج آثار الإحلال (الواردة في الفصل السابع عشر) تتطلب بيانات الإنفاق في فترة الأساس والفترة الحالية.

٦٧-٨ لتوسيع نطاق الإطار ليشمل المنتجات الجديدة، يلزم معرفة كيفية تحول النفقات بين المنتجات الجديدة والموجودة والمختفية. وبافتراض أن λ^t هي حصة إنفاق المنتجات الموجودة المتطابقة من إجمالي الإنفاق في الفترة t، وأن الإجمالي يتضمن المنتجات الموجودة والجديدة، فإن $1-\lambda^t$ هي حصة المنتجات الجديدة في الفترة t. وبالمثل، $1-\lambda^0$ هي حصة إنفاق المنتجات القديمة والمختفية في الفترة صفر. ويعبَّر عن مؤشر لاسبير المعمَّم، الذي يتضمن الإحلال بين المنتجات الموجودة والقديمة والجديدة، بما يلي:

$$\left[\frac{\lambda^t}{\lambda^0} \right]^{1/(\sigma-1)} \left[\sum_{i \in 0,t} w_0 \left(\frac{p_{it}}{p_{i0}} \right)^{1-\sigma} \right]^{1/(1-\sigma)} \qquad (A\ 8.6)$$

المعادلة (A8.6) لا تستلزم سوى الأرقام النسبية للأسعار والأوزان الترجيحية في فترة الأساس والنسبة بين أنصبة النفقات وتقدير لمرونة الإحلال. ويمكن اشتقاق مؤشر لاسبير المعمَّم بعدة صيغ بديلة، ومنها مؤشرات باش أو فيشر أو ساتو– ڤارتيا المعمَّمة.

٦٨-٨ رغم أن هناك أساس بديهي تقوم عليه الصيغة المذكورة آنفا، فإن ارتباطها المنهجي بمؤشر أسعار المستهلكين المعرف في النظرية الاقتصادية تتناوله دراسة Balk (2000b). كما تبين دراسة De Haan (2001) كيف يمكن اشتقاق مكافئ فيشر من تقسيم مؤشر فيشر عندما توجد سلع جديدة ومختفية. وتبين عمليات الاشتقاق كيف يستلزم الإطار أن تكون σ >1، وهو العامل الذي يدفع Balk (2000b) إلى تبرير استخدامه في تجميع مؤشر المستوى الأدنى، عندما يكون هذا هو الأرجح. والمشكلات المتبقية هي تقدير قيمة σ، ومدى توفر بيانات عن أنصبة النفقات الحالية، وصحة المقدار الثابت σ. وهناك أيضا بعض القضايا المفاهيمية. فزيادة المنفعة تعتبر ناتجة من زيادة الرغبة في المنتجات المدرجة في التجميع الوارد آنفا. فإذا تحسنت هذه المنتجات، تزيد المنفعة. غير أن هناك سلع أخرى خارج معادلة التجميع أو معادلة نظام الطلب. وتدهور هذه السلع سيؤدي إلى زيادة الرغبة في المنتجات المدرجة وانخفاض المنفعة. فعلى سبيل المثال، إذا تحول مستهلك ما إلى النقل الخاص نتيجة تدهور النقل العام، ينبغي ألا يُقدر هذا على أنه زيادة في الرفاهية نتيجة تحسن النقل الخاص، رغم تحول تدفقات الإنفاق في المعادلة (A8.6) على هذا النحو (راجع Nevo, 2001).

٦٩-٨ يستلزم التقدير المباشر لقيمة σ خبرة واسعة في الاقتصاد القياسي. وهذا يضعها خارج نطاق الإنشاء المعتاد للأرقام القياسية (راجع Hausman, 1997 and 2003). وتبين دراسة Balk (2000b) مدى إمكانية عمل نظام رقمي بديل. وقد استخدم De Haan (2001) البيانات المستخلصة من الماسحات الضوئية في تطبيق المنهجية على مؤشر فيشر المعمَّم. وقد طبق النظام الذي وضعه Balk على تسع فئات منتجات باستخدام بيانات من مؤشر أسعار المستهلكين في هولندا، وتوصل إلى قيم σ التي تجاوزت الواحد الصحيح. وأوصى باستخدام مؤشرات بنظام السلسلة لزيادة مطابقة المنتجات الحالية، وهو المبدأ الذي تناولته الفقرات من ٧-١٥٣ إلى ٧-١٥٨ في الفصل السابع. وقد توصل De Haan (2001) إلى وجود اختلافات كبيرة بين مؤشر فيشر المعمَّم ومؤشر فيشر العادي في ستة منتجات على الأقل، وهو ما يبرر الحاجة إلى إدراج تأثيرات السلع الجديدة (راجع أيضا Opperdoes, 2001). كما يبين أيضا مدى تأثر الطريقة باختيار قيمة σ. لأن حصة في الإنفاق الحالي على المنتجات الجديدة قدرها ٤,٨% عندما تكون σ = 1.2 ستجعل قيمة المؤشر من نوع باش الذي يدرِج السلع الجديدة أقل بنسبة ٩٣% من التغير في أسعار السلع الحالية فقط وفقا لمؤشر باش. وعندما تكون σ=5.0 وتظل حصة الإنفاق هي نفس الحصة السابقة، يقل الاختلاف إلى ٣٤,١%. وبالنسبة للقيم الكبيرة جدا، كأن تكون σ > ١٠٠ مثلا، سيكون المؤشرين متقاربين نسبيا. وفي هذه الحالات، تكون السلع متماثلة تقريبا وقابلة للإحلال على نحو شبه تام، ويكون تأثير إحلال سلعة جديدة طفيفا، لأن أسعار السلع الجديدة والموجودة تكون متماثلة.

الجدول ٨-١: مثال عن زيادة حجم العينة

المنتجات	وزن الأساس	الوزن المعدل	الفترة ١	الفترة ٢	الفترة ٣	الفترة ٤
المنتج A	٠,٦	٠,٥	١٠٠,٠٠	١٠١,٠٠	١٠١,٥٠	١٠٢,٥٠
المنتج B	٠,٤	٠,٣	١٠٠,٠٠	١٠٢,٠٠	١٠٢,٥٠	١٠٣,٠٠
كل المنتجات		*٠,٨*	*١٠٠,٠٠*	*١٠١,٤٠*	*١٠١,٩٠*	*١٠٢,٧٠*
المنتج C				١٠٠,٠٠	٩٨,٥٠	٩٨,٠٠
المنتج C بعد الوصل		٠,٢	١٠٠,٠٠	١٠١,٤٠	٩٩,٨٨	٩٩,٣٧
كل المنتجات بعد التعديل			*١٠٠,٠٠*	*١٠١,٤٠*	*١٠١,٥٠*	*١٠٢,٠٥*

مراجع إضافية

Balk, Bert M. (2000b), "On Curing the CPI's Substitution and New Goods Bias", Research Paper 0005, Department of Statistical Methods, Statistics Netherlands, P.O. Box 4000, 2270 JM Voorburg, The Netherlands.

Bank of Japan (2001), "Quality Adjustment of Price Indexes, Wholesale Price Index and Corporate Service Price Index: The Current Situation and Future Implications," Bank of Japan, Research and Statistics Department, *Bank of Japan Working Paper* 01-6, Tokyo: Bank of Japan.

Bresnahan, Timothy F. (1997), "Comment." In T.F. Bresnahan and R.J. Gordon (eds.), "*The Economics of New Goods*", Studies in Income and Wealth 58, 237-247, NBER and CRIW, Chicago: University of Chicago Press.

de Haan, Jan. (2001), "Generalised Fisher Price Indexes and the Use of Scanner Data in the CPI", Paper presented at the Sixth Meeting of the International Working Group on Price Indices
Canberra, Australia 2-6 April 2001. Available at: http://www.ottawagroup.org/search/

Feenstra, Robert C. (1994), "New Product Varieties and the Measurement of International Prices", *American Economic Review* 34, 157-177.

Feenstra Robert C. and C.R. Shiells (1997), "Bias in US Import Prices and Demand." In Timothy Bresnahan and Robert J. Gordon (eds.), *The Economics of New Goods*, *Studies in Income and Wealth* 58, Chicago and London: University of Chicago.

Hausman, Jerry (2003), "Sources of Bias and Solutions to Bias in the consumer Price Index," *Journal of Economic Perspectives*, 17, 1, 23-44.

Nevo, A. (2001), "Measuring Market Power in the Ready-To-Eat Cereal Industry", *Econometrica*, 69, 2, 265-306.

Opperdoes, E. (2001), "Some Empirical Experiments with CES Functions," *Mimeo,* Voorburg: Statistics Netherland.

الفصل التاسع

حساب مؤشرات أسعار المستهلكين عمليا

مقدمة

٩-١ يهدف هذا الفصل الى تقديم وصف عام لطرق حساب مؤشرات أسعار المستهلكين من الناحية العملية. فالطرق المستخدمة في البلدان المختلفة ليست متطابقة تماما، ولكن فيها الكثير من الجوانب المشتركة. وهناك اهتمام واضح من جانب معدِّي مؤشرات أسعار المستهلكين ومستخدميها بمعرفة كيف يبدأ معظم المكاتب الإحصائية فعليا في حساب مؤشرات أسعار المستهلكين.

٩-٢ نتيجة لزيادة المعرفة في السنوات الأخيرة بخصائص مؤشرات الأسعار وسلوكها، فمن المسلَّم به الآن أن بعض الطرق التقليدية قد لا تكون طرقا مثلى من الناحية المفاهيمية والنظرية. وقد أعرب بضع بلدان أيضا عن قلقهم إزاء التحيزات التي يمكن أن تؤثر على مؤشرات أسعار المستهلكين. وينبغي النظر في هذه القضايا والشواغل. وبالطبع، فإن الموارد المتاحة تمثل عائقا أمام الطرق المستخدمة في إعداد مؤشرات أسعار المستهلكين، ليس بالنسبة لجمع الأسعار ومعالجتها فحسب ، ولكن بالنسبة لجمع بيانات الإنفاق المطلوبة لأغراض الترجيح أيضا. وقد يمثل نقص الموارد عائقا كبيرا أمام الطرق المستخدمة في بعض البلدان.

٩-٣ يجري حساب مؤشرات أسعار المستهلكين عادة على مرحلتين. أولا: تُقدَّر مؤشرات أسعار إجماليات النفقات الأولية، أو ببساطة الإجماليات الأولية. ثم يُحسب متوسط هذه المؤشرات الأولية للحصول على مؤشرات المستوى الأعلى باستخدام القيم النسبية لإجماليات الإنفاق الأولية كأوزان ترجيحية. ويبدأ هذا الفصل بشرح كيفية إنشاء الإجماليات الأولية، وتحديد المعايير الاقتصادية والإحصائية التي يجب أن تؤخذ في الاعتبار عند تعريف الإجماليات. ثم تُعرض صيغ الأرقام القياسية التي يشيع استخدامها أكثر من غيرها في حساب المؤشرات الأولية، وتوضح خصائصها وسلوكها باستخدام أمثلة رقمية. ويُنظر في مزايا وعيوب الصيغ المختلفة، إلى جانب بعض الصيغ البديلة التي قد تستخدم بدلا منها. كما يجري شرح المشكلات الناتجة عن البنود المختفية والجديدة، إلى جانب الطرق المختلفة لاحتساب قيم الأسعار الناقصة.

٩-٤ يتناول الجزء الثاني من الفصل حساب مؤشرات المستوى الأعلى. وهناك تركيز على الإنتاج المستمر للمؤشر الشهري للأسعار والذي يُجمع فيه متوسطات أرقام المؤشرات الأولية للأسعار، للحصول على مؤشرات المستوى الأعلى. وتجري مناقشة تحديث أسعار الأوزان الترجيحية والوصل بنظام السلسلة و تعديل الأوزان، مع عرض أمثلة. كما تجري أيضا معالجة المشكلات المصاحبة لإدراج المؤشرات الأولية الجديدة ومؤشرات المستوى

الأعلى الجديدة في مؤشر أسعار المستهلكين. ويجري شرح كيف يمكن تقسيم التغير في المؤشر الكلي إلى الأجزاء المكونة له. وأخيرا، يجري النظر في إمكانية استخدام بعض صيغ المؤشر البديلة بل والأكثر تعقيدا.

٩-٥ يُختتم الفصل بقسم عن إجراءات تحرير البيانات، نظرا لأنها تمثل جزءا لا يتجزأ من عملية إعداد مؤشرات أسعار المستهلكين. ومن المهم ضمان إدخال البيانات الصحيحة في الصيغ المختلفة. وقد تكون هناك أخطاء ناتجة عن إدراج بيانات غير صحيحة أو إدخال بيانات صحيحة على نحو غير ملائم، وأخطاء ناتجة عن استبعاد بيانات صحيحة يُعتقد بالخطأ أنها غير صحيحة. ويبحث هذا القسم إجراءات تحرير البيانات التي تهدف إلى تقليل هذين النوعين من الأخطاء.

حساب مؤشرات أسعار الإجماليات الأولية

٩-٦ تُحسب مؤشرات الأسعار عادة على مرحلتين. في المرحلة الأولى: تُحسب المؤشرات الأولية لأسعار الإجماليات الأولية. وفي المرحلة الثانية: تُحسب مؤشرات المستوى الأعلى بحساب متوسط المؤشرات الأولية للأسعار. وتشكل الإجماليات الأولية ومؤشرات أسعارها لبنات البناء الأساسية لمؤشر أسعار المستهلكين.

إنشاء الإجماليات الأولية

٩-٧ الإجماليات الأولية هي مجموعات من السلع والخدمات المتجانسة نسبيا. وقد تغطي البلد بأكمله أو مناطق منفردة داخل البلد. وبالمثل، قد تختلف الإجماليات الأولية بالنسبة لمنافذ البيع المختلفة. وتعتمد طبيعة الإجماليات الأولية على الظروف وتوفر المعلومات. وبالتالي، قد يختلف تعريف الإجماليات الأولية في البلدان المختلفة. ومع ذلك، ينبغي الإشارة إلى بعض النقاط الرئيسية:

- ينبغي أن تتألف الإجماليات الأولية من مجموعات من السلع أو الخدمات التي تكون متماثلة قدر الإمكان، ويفضل أن تكون متجانسة إلى حد ما.
- ينبغي أن تحتوي أيضا على البنود التي قد يتوقع أن تكون حركات أسعارها متماثلة. وينبغي أن يكون الهدف من ذلك هو محاولة تقليل تشتت حركات الأسعار داخل الإجمالي إلى أدنى حد ممكن.
- ينبغي أن تكون الإجماليات الأولية ملائمة لاستخدامها بمثابة طبقات لأغراض المعاينة في ضوء نظام المعاينة المصمم لجمع البيانات.

٩-٨ سيحتوي كل إجمالي أوَّلي عادة ــ سواء كان يتعلق بالبلد ككل أو بمنطقة واحدة أو بمجموعة من منافذ البيع ــ على عدد كبير جدا من فرادى السلع أو الخدمات أو البنود. ومن الناحية العملية، لا يمكن اختيار سوى عدد قليل لأغراض التسعير. وعند اختيار البنود، يجب أن تؤخذ الاعتبارات الآتية في الحسبان:

- ينبغي أن تكون البنود التي يجري اختيارها هي البنود التي يعتقد أن حركات أسعارها ممثلة لكل المنتجات داخل الإجمالي الأولي.
- ينبغي أن يكون عدد البنود التي تُجمع أسعارها داخل كل إجمالي أولي كبيرا بدرجة تكفي لجعل المؤشر المقدَّر موثوقا به من الناحية الإحصائية. وسوف يختلف أدنى عدد مطلوب فيما بين الإجماليات الأولية حسب طبيعة المنتجات وسلوك أسعارها.
- الهدف هو محاولة تتبع سعر نفس البند بمرور الوقت طالما ظل البند ممثلا. وبالتالي، ينبغي أن تكون البنود التي يجري اختيارها هي البنود التي يُتوقع أن تظل في السوق لبعض الوقت، بحيث يمكن مقارنة المثيلين، ويتم الحد من المشكلات المصاحبة لإحلال البنود.

هيكل التجميع

٩-٩ يبين الشكل البياني ٩-١ هيكل التجميع الخاص بمؤشر أسعار المستهلكين. وباستخدام تصنيف لنفقات المستهلكين كتصنيف الاستهلاك الفردي حسب الغرض (COICOP)، يمكن تقسيم المجموعة الكاملة للسلع والخدمات الاستهلاكية التي يغطيها المؤشر الكلي لأسعار المستهلكين إلى مجموعات مثل "الأغذية والمشروبات غير الكحولية". وتُقسم كل مجموعة مرة أخرى إلى فئات مثل "الأغذية". ولأغراض مؤشر أسعار المستهلكين، يمكن بعد ذلك تقسيم الفئة مرة أخرى إلى فئات فرعية أكثر تجانسا مثل "الأرز". والفئات الفرعية تقابل العناوين الأساسية المستخدمة في برنامج المقارنات الدولية ((Intaernational Comparison Program (ICP)، الذي يحسب تعادلات القوى الشرائية (PPPs) بين البلدان. وأخيرا، يمكن تقسيم الفئة الفرعية مرة أخرى للحصول على الإجماليات الأولية، وذلك بتقسيمها حسب المنطقة أو نوع منفذ البيع حسبما يبينه الشكل ٩-١. وفي بعض الحالات، لا يمكن تقسيم فئة فرعية معينة مرة أخرى أو لا توجد حاجة لتقسيمها، وفي هذه الحالة، تصبح الفئة الفرعية هي الإجمالي الأوَّلي. ويجري اختيار بند واحد أو أكثر من كل إجمالي أوَّلي لتمثيل كافة البنود في الإجمالي الأوَّلي. فعلى سبيل المثال، الإجمالي الأوَّلي الذي يتكون من الأرز المبيع في محال السوبر ماركت في المنطقة الشمالية يغطي كافة أنواع الأرز التي يُختار منها الأرز الأبيض مسبق الغلي والأرز البني الذي تزيد نسبة الحبوب المكسورة فيه عن ٥٠% كبنود ممثلة. وبالطبع، يمكن من الناحية العملية اختيار المزيد من البنود الممثلة. وأخيرا، يمكن بالنسبة لكل بند ممثل اختيار عدد من المنتجات المعينة لجمع الأسعار، كأصناف معينة من الأرز مسبق الغلي. ومرة ثانية، قد يختلف عدد المنتجات المدرجة في العينة باختلاف طبيعة المنتج الممثل.

١٠-٩ تتناول الفقرات التالية الطرق المستخدمة في حساب المؤشرات الأولية من فرادى المشاهدات السعرية. وبدءا من المؤشرات الأولية للأسعار، يُطلق على كل المؤشرات فوق مستوى الإجمالي الأولي مؤشرات المستوى الأعلى التي يمكن حسابها من المؤشرات الأولية للأسعار باستخدام إجماليات الإنفاق الأولية كأوزان ترجيحية .

ويكون هيكل التجميع متسقا، بحيث يكون الوزن الترجيحي على كل مستوى فوق الإجمالي الأولي مساويا دائما لمجموع مكوناته. ويمكن حساب مؤشر الأسعار على كل مستوى تجميع أعلى على أساس الأوزان الترجيحية ومؤشرات أسعار مكوناته، أي مؤشرات المستوى الأدنى أو المؤشرات الأولية. وفرادى المؤشرات الأولية للأسعار ليست بالضرورة موثوقة بما يكفي لإصدارها كل على حدة، لكنها تظل لبنات البناء الأساسية لكافة مؤشرات المستوى الأعلى.

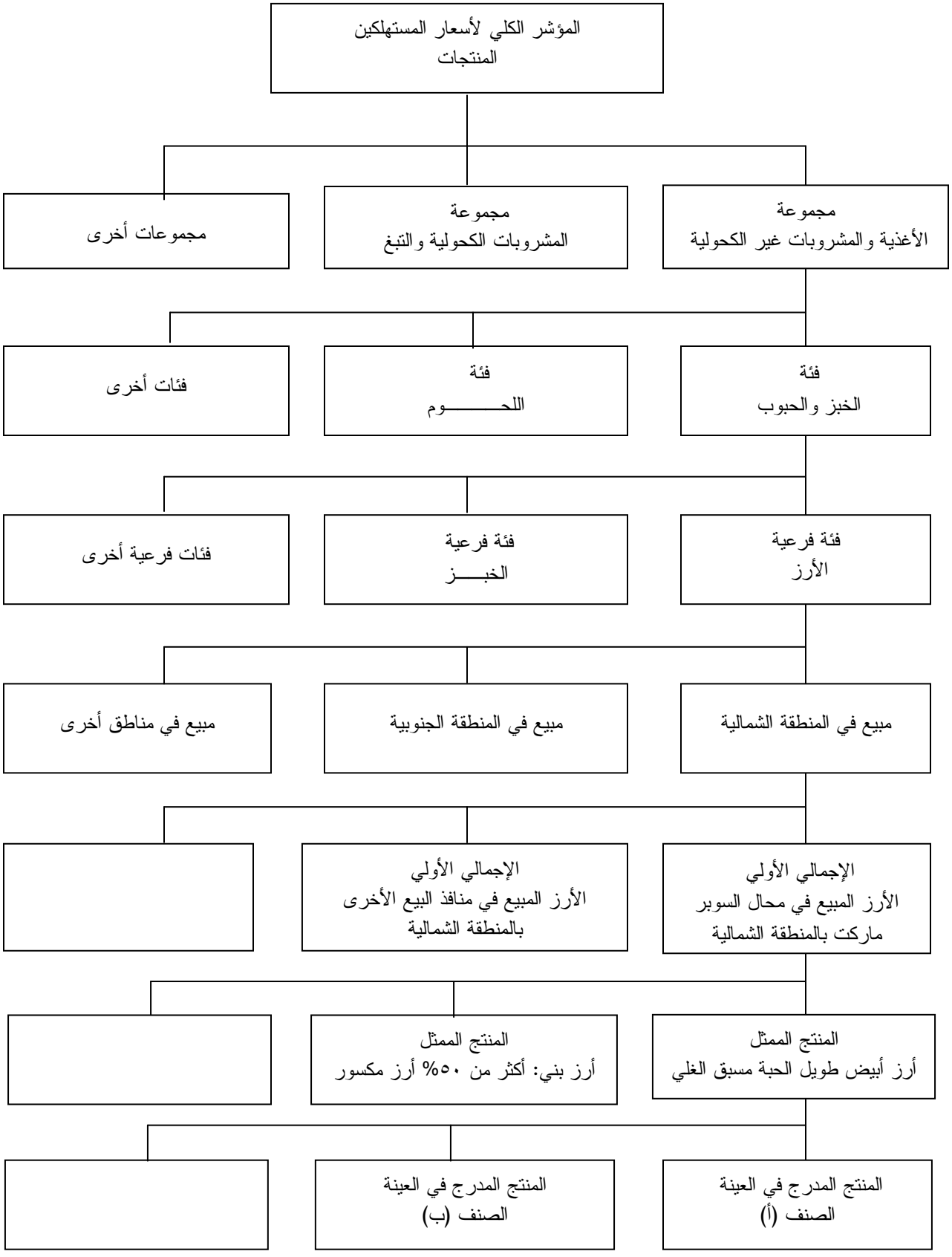
استخدام الأوزان الترجيحية في حساب الإجماليات الأولية

٩-١١ في معظم الحالات، تحسب مؤشرات أسعار الإجماليات الأولية دون استخدام أوزان ترجيحية صريحة للنفقات. وكثيرا ما يكون الإجمالي الأولي هو مجرد أدنى مستوى تتوافر عنده معلومات موثوق بها عن الترجيح. وفي هذه الحالة، يجب حساب المؤشر الأولي كمتوسط غير مرجح للأسعار التي يحتوي عليها. لكن حتى في هذه الحالة، ينبغي ملاحظة أنه عند اختيار البنود باحتمالات تتناسب مع حجم متغير ما ذو صلة مثل المبيعات، فإن الأوزان الترجيحية تستخدم ضمنا من خلال طريقة اختيار العينة.

٩-١٢ بالنسبة لإجماليات أولية معينة، يمكن استخدام المعلومات المتعلقة بمبيعات بنود معينة والحصص السوقية والأوزان الترجيحية الإقليمية كأوزان ترجيحية صريحة في الإجمالي الأولي. وكلما أمكن، ينبغي استخدام الأوزان الترجيحية التي تعكس الأهمية النسبية للبنود المختارة في العينة، حتى إذا لم تكن الأوزان الترجيحية سوى قيما تقريبية.

٩-١٣ على سبيل المثال، بافتراض وجود عدد محدود من موردي منتج معين كوقود السيارات. قد تكون الحصص السوقية للموردين معروفة من إحصاءات مسوح الشركات ويمكن استخدامها كأوزان ترجيحية في حساب مؤشر أسعار الإجماليات الأولية لوقود السيارات. وبدلا من ذلك، يمكن جمع أسعار المياه من عدد من مرافق المياه المحلية حيث يكون عدد أفراد السكان في كل منطقة محلية معروفا. ويمكن بعد ذلك استخدام الحجم النسبي للسكان في كل منطقة كبديل للنفقات الاستهلاكية النسبية في ترجيح السعر في كل منطقة للحصول على مؤشر أسعار الإجماليات الأولية للمياه. ويتناول هذا الفصل لاحقا بمزيد من التفصيل حساب المؤشرات الأولية المرجحة.

الشكل البياني ٩-١: هيكل تجميع نمطي لمؤشر أسعار المستهلكين



حساب المؤشرات الأولية للأسعار

٩-١٤ المؤشر الأوَّلي للأسعار هو مؤشر أسعار الإجمالي الأولي. ويمكن استخدام العديد من الطرق والصيغ المختلفة في حساب المؤشرات الأولية للأسعار. ويحتوي هذا القسم على ملخص لأكثر الطرق شائعة الاستخدام والمزايا والعيوب التي يجب أن تقيمها المكاتب الإحصائية عند اختيار صيغة على المستوى الأوَّلي. ويحتوي الفصل العشرون على مناقشة أكثر تفصيلا.

٩-١٥ تُعرض أكثر الطرق المستخدمة شيوعا في مثال رقمي في الجدول ٩-١. وفي هذا المثال، يحتوي إجمالي أولي على أربعة بنود، ويفترض جمع أسعار البنود الأربعة في كافة الشهور، بحيث تكون هناك مجموعة كاملة من الأسعار. ولا توجد أي بنود مختفية أو أسعار ناقصة أو بنود بديلة. وهو افتراض مهم جدا لأن الكثير من المشكلات التي تجري مواجهتها في الواقع العملي تُعزى إلى فترات انقطاع سلاسل الأسعار الخاصة بفرادى البنود لسبب أو لآخر. ويجري لاحقا تناول معاملة البنود المختفية والبديلة. ويُفترض أيضا أنه لا توجد أوزان ترجيحية صريحة.

الجدول ٩-١: حساب مؤشرات أسعار إجمالي أوَّلي

	يناير	فبراير	مارس	أبريل	مايو	يونيو	يوليو
				الأسعار			
البند A	٦,٠٠	٦,٠٠	٧,٠٠	٦,٠٠	٦,٠٠	٦,٠٠	٦,٦٠
البند B	٧,٠٠	٧,٠٠	٦,٠٠	٧,٠٠	٧,٠٠	٧,٢٠	٧,٧٠
البند C	٢,٠٠	٣,٠٠	٤,٠٠	٥,٠٠	٢,٠٠	٣,٠٠	٢,٢٠
البند D	٥,٠٠	٥,٠٠	٥,٠٠	٤,٠٠	٥,٠٠	٥,٠٠	٥,٥٠
المتوسط الحسابي للأسعار	٥,٠٠	٥,٢٥	٥,٥٠	٥,٥٠	٥,٠٠	٥,٣٠	٥,٥٠
المتوسط الهندسي للأسعار	٤,٥٣	٥,٠١	٥,٣٨	٥,٣٨	٤,٥٣	٥,٠٥	٤,٩٨
				نسب الأسعار من شهر إلى آخر			
البند A	١,٠٠	١,٠٠	١,١٧	٠,٨٦	١,٠٠	١,٠٠	١,١٠
البند B	١,٠٠	١,٠٠	٠,٨٦	١,١٧	١,٠٠	١,٠٣	١,٠٧
البند C	١,٠٠	١,٥٠	١,٣٣	١,٢٥	٠,٤٠	١,٥٠	٠,٧٣
البند D	١,٠٠	١,٠٠	١,٠٠	٠,٨٠	١,٢٥	١,٠٠	١,١٠
				النسب بين أسعار الشهر الحالي والشهر المرجعي (يناير)			
البند A	١,٠٠	١,٠٠	١,١٧	١,٠٠	١,٠٠	١,٠٠	١,١٠
البند B	١,٠٠	١,٠٠	٠,٨٦	١,٠٠	١,٠٠	١,٠٣	١,١٠
البند C	١,٠٠	١,٥٠	٢,٠٠	٢,٥٠	١,٠٠	١,٥٠	١,١٠
البند D	١,٠٠	١,٠٠	١,٠٠	٠,٨٠	١,٠٠	١,٠٠	١,١٠

مؤشر كارلي ــ المتوسط الحسابي لنسب الأسعار							
المؤشر من شهر إلى آخر	١٠٠,٠٠	١١٢,٥٠	١٠٨,٩٣	١٠١,٨٥	٩١,٢٥	١١٣,٢١	١٠٠,٠٧
المؤشر من شهر إلى آخر بنظام السلسلة	١٠٠,٠٠	١١٢,٥٠	١٢٢,٥٤	١٢٤,٨١	١١٣,٨٩	١٢٨,٩٣	١٢٩,٠٢
المؤشر المباشر المستند إلى شهر يناير	١٠٠,٠٠	١١٢,٥٠	١٢٥,٦٠	١٣٢,٥٠	١٠٠,٠٠	١١٣,٢١	١١٠,٠٠
مؤشر دوتو ــ النسبة بين المتوسطين الحسابيين للأسعار							
المؤشر من شهر إلى آخر	١٠٠,٠٠	١٠٥,٠٠	١٠٤,٧٦	١٠٠,٠٠	٩٠,٩١	١٠٦,٠٠	١٠٣,٧٧
المؤشر من شهر إلى آخر بنظام السلسلة	١٠٠,٠٠	١٠٥,٠٠	١١٠,٠٠	١١٠,٠٠	١٠٠,٠٠	١٠٦,٠٠	١١٠,٠٠
المؤشر المباشر المستند إلى شهر يناير	١٠٠,٠٠	١٠٥,٠٠	١١٠,٠٠	١١٠,٠٠	١٠٠,٠٠	١٠٦,٠٠	١١٠,٠٠
مؤشر جيفونز ــ النسبة بين المتوسطين الهندسيين للأسعار = المتوسط الهندسي لنسب الأسعار							
المؤشر من شهر إلى آخر	١٠٠,٠٠	١١٠,٦٧	١٠٧,٤٦	١٠٠,٠٠	٨٤,٠٩	١١١,٤٥	٩٨,٧٠
المؤشر من شهر إلى آخر بنظام السلسلة	١٠٠,٠٠	١١٠,٦٧	١١٨,٩٢	١١٨,٩٢	١٠٠,٠٠	١١١,٤٥	١١٠,٠٠
المؤشر المباشر المستند إلى شهر يناير	١٠٠,٠٠	١١٠,٦٧	١١٨,٩٢	١١٨,٩٢	١٠٠,٠٠	١١١,٤٥	١١٠,٠٠

ملحوظة: تم حساب كل مؤشرات الأسعار باستخدام أرقام غير مقربة.

٩-١٦ يتناول الفصل العشرون بقدر من التفصيل خصائص المؤشرات الثلاثة، بينما يهدف هذا الفصل إلى إيضاح طريقة أدائها في الواقع العملي للمقارنة بين النتائج التي يجري التوصل إليها باستخدام صيغ مختلفة وإيجاز مواطن القوة والضعف فيها. ويوضح الجدول ٩-١ الصيغ الثلاث المستخدمة على نطاق واسع التي كانت، أو لا تزال، مستخدمة في المكاتب الإحصائية لحساب المؤشرات الأولية للأسعار. غير أنه ينبغي ملاحظة أن هذه الصيغ ليست الصيغ البديلة الوحيدة وأن بعض الصيغ البديلة يجري تناولها لاحقا. الصيغة الأولى هي مؤشر كارلي للبنود $i=1....$، n. ويعرف بالمتوسط الحسابي البسيط، أو غير المرجح، للأرقام النسبية للأسعار، أو لنسب الأسعار، للمقارنة بين الفترتين صفر وt.

$$I_C^{0:t} = \frac{1}{n}\sum\left(\frac{p_i^t}{p_i^0}\right) \qquad (9.1)$$

الصيغة الثانية هي مؤشر دوتو، وتُعرف بالنسبة بين المتوسطين الحسابيين غير المرجحين للأسعار:

$$I_D^{0:t} = \frac{\frac{1}{n}\sum p_i^t}{\frac{1}{n}\sum p_i^0} \qquad (9.2)$$

الصيغة الثالثة هي مؤشر جيفونز، وتُعرف بالمتوسط الهندسي غير المرجح لنسب الأسعار، المماثلة للنسبة بين المتوسطين الهندسيين غير المرجحين للأسعار:

$$I_J^{0:t} = \prod \left(\frac{p_i^t}{p_i^0} \right)^{1/n} = \frac{\prod (p_i^t)^{1/n}}{\prod (p_i^0)^{1/n}} \qquad (9.3)$$

٩-١٧ يبين كل مؤشر *من شهر إلى آخر* التغير في المؤشر من شهر إلى الشهر التالي له. وتقوم المؤشرات *من شهر إلى آخر بنظام السلسلة* بوصل هذه التغيرات الشهرية معا بالضرب المتتالي. وتقوم المؤشرات *المباشرة* بمقارنة الأسعار في كل شهر من الشهور المتتالية مباشرة بأسعار الشهر المرجعي، وهو شهر يناير. وبإجراء فحص بسيط لمختلف المؤشرات، يتضح أن اختيار الصيغة والطريقة يمكن أن يُحدث اختلافا كبيرا في النتائج التي يتم التوصل إليها. وبعض النتائج ملفتة، وتحديدا الاختلاف الكبير بين مؤشر كارلي بنظام السلسلة في شهر يوليو وكل مؤشر من المؤشرات المباشرة في شهر يوليو، بما في ذلك مؤشر كارلي المباشر.

٩-١٨ تتناول الفقرات التالية وصف موجز لخصائص المؤشرات المختلفة وسلوكها (راجع أيضا الفصل العشرين). أولا: تميل الاختلافات بين النتائج التي يتم التوصل إليها باستخدام صيغ مختلفة للازدياد كلما ازداد تباين الأرقام النسبية للأسعار أو نسب الأسعار. وكلما زاد تشتت حركات الأسعار، زادت أهمية اختيار صيغة وطريقة المؤشر. وإذا تم تعريف الإجماليات الأولية بحيث يتم تخفيض حركات الأسعار داخل نطاق الإجمالي الأولي إلى أدنى حد ممكن، تصبح النتائج التي يتم التوصل إليها أقل تأثرا باختيار الصيغة والطريقة.

٩-١٩ بعض الخصائص التي توضحها البيانات الواردة في الجدول ٩-١ تتسم بالمنهجية والقابلية للتنبؤ، وهي ناتجة عن الخصائص الحسابية للمؤشرات. فعلى سبيل المثال، من المعروف أن المتوسط الحسابي يكون دائما أكبر من، أو يساوي، المتوسط الهندسي المناظر، ولا يحدث التساوي إلا في الحالة قليلة الأهمية التي تتساوى فيها كافة الأرقام التي يُحسب متوسطها. وبالتالي، فإن مؤشرات كارلي المباشرة تكون جميعها أكبر من مؤشرات جيفونز، إلا في شهري مايو ويوليو اللذين تتساوى فيهما الأرقام الأربعة النسبية للأسعار المستندة إلى شهر يناير. وبوجه عام، يمكن أن يكون مؤشر دوتو أكبر أو أقل من مؤشر جيفونز لكنه يقل غالبا عن مؤشر كارلي.

٩-٢٠ لا يعتمد مؤشرا كارلي وجيفونز إلا على نسب الأسعار ولا يتأثرا بمستوى الأسعار. أما مؤشر دوتو فيتأثر بمستوى الأسعار. ففي مؤشر دوتو، تُرجح تغيرات الأسعار ضمنا بالسعر في فترة الأساس، بحيث تُعطى التغيرات في أسعار المنتجات الأغلى وزنا أعلى من التغيرات المماثلة في أسعار المنتجات الأرخص (ويمكن ملاحظة ذلك من المعادلة (9.4)). ويوضح ذلك الجدول ٩-١ الذي يبين تطور الأسعار من يناير إلى فبراير حيث تبقى كافة الأسعار دون تغيير باستثناء البند "د" الذي يزيد سعره بنسبة ٥٠%. ونظرا لانخفاض سعر هذا البند

نسبيا، فإن الزيادة في سعره تُعطى وزنا منخفضا في مؤشر دوتو الذي لا تتعدى الزيادة في قيمته نصف الزيادة في قيمتي كارلي وجيفونز.

٩-٢١ هناك خاصية أخرى مهمة من خصائص المؤشرات وهي أن مؤشري دوتو وجيفونز قابلان للتعدِّي، بينما مؤشر كارلي غير قابل للتعدِّي. وقابلية التعدِّي تعني أن المؤشرات الشهرية بنظام السلسلة مماثلة للمؤشرات المباشرة المناظرة لها. وهذه الخاصية مهمة في الواقع العملي لأن العديد من المؤشرات الأولية للأسعار تُحسب في الواقع العملي كالمؤشرات بنظام السلسلة التي تقوم بوصل المؤشرات من شهر إلى آخر معا. ويبين الجدول ٩-١ على نحو واضح عدم قابلية مؤشر كارلي للتعدِّي، عندما تعود فرادى الأسعار الأربعة في شهر مايو إلى نفس مستواها الذي كانت عليه في شهر يناير، بينما يسجل مؤشر كارلي بنظام السلسلة زيادة نسبتها ١٤% تقريبا في شهر يناير. وبالمثل، رغم أن فرادى الأسعار تزيد في شهر يوليو بنسبة ١٠% بالضبط عن مستواها في شهر يناير، فإن رقم كارلي بنظام السلسلة يسجل زيادة نسبتها ٢٩%. ويمكن اعتبار هذه النتائج غير منطقية وغير مقبولة في حالة المؤشر المباشر، لكن حتى في حالة المؤشر بنظام السلسلة تبدو النتائج غير منطقية من الناحية البديهية إلى الحد الذي يضعف مصداقية مؤشر كارلي بنظام السلسلة. وتبين التغيرات في الأسعار بين شهري مارس وأبريل آثار "ارتداد الأسعار"، حيث تُلاحظ نفس الأسعار الأربعة في الفترتين لكنها تتبدل فيما بين البنود المختلفة. ويسجل مؤشر كارلي الشهري زيادة من مارس إلى أبريل بينما يبقى مؤشرا دوتو وجيفونز دون تغيير.

٩-٢٢ ينبغي ملاحظة إحدى الخصائص العامة للمتوسطات الهندسية عند استخدام مؤشر جيفونز. فإذا كانت قيمة أي مشاهدة من بين مجموعة مشاهدات تساوي صفرا، فإن المتوسط الهندسي لهذه المشاهدات يكون صفرا بغض النظر عن قيم المشاهدات الأخرى. ويتأثر مؤشر جيفونز بالانخفاضات الشاذة في الأسعار وقد يتعين وضع حدين أعلى وأدنى لفرادى نسب الأسعار مثل ١٠ و٠,١ على الترتيب، عند استخدام مؤشر جيفونز. وبالطبع، تحدث المشاهدات الشاذة غالبا نتيجة أخطاء من نوع أو آخر، لذا ينبغي في كل الأحوال التحقق بدقة من التغيرات الشاذة في الأسعار.

٩-٢٣ يوضح هذا العرض الموجز لسلوك ثلاث صيغ محتملة فقط هي أن الأرقام القياسية والطرق المختلفة يمكن أن تؤدي إلى نتائج مختلفة جدا. غير أن المعرفة بهذه العلاقات المتداخلة لا تكفي لتحديد الصيغة التي ينبغي استخدامها رغم أنها تجعل الاختيار مدروس ومنطقي بدرجة أكبر. ويجب اللجوء إلى معايير أخرى لاختيار الصيغة. وهناك منهجان رئيسيان آخران يمكن استخدامهما ــ المنهج البديهي والمنهج الاقتصادي ــ تتناولهما الفقرات اللاحقة. غير أنه من المفيد أولا تناول خصائص المعاينة المتعلقة بالمؤشرات الأولية.

خصائص المعاينة المتعلقة بالمؤشرات الأولية

٩-٢٤ يرتبط تفسير صيغ مؤشرات الأسعار الأولية بطريقة اختيار عينة السلع والخدمات. وبالتالي، إذا تم اختيار السلع والخدمات في العينة باحتمالات تتناسب مع أنصبة النفقات في الفترة المرجعية للأسعار، فإن:

- مؤشر كارلي (غير المرجح) للعينة يعطي تقديرا غير متحيز لمؤشر لاسبير لأسعار المجتمع الإحصائي، و
- مؤشر جيفونز (غير المرجح) للعينة يعطي تقديرا غير متحيز لمؤشر لاسبير الهندسي لأسعار المجتمع الإحصائي (راجع المعادلة (9.6)).

٩-٢٥ إذا تم اختيار السلع والخدمات في العينة باحتمالات تتناسب مع أنصبة كميات المجتمع الإحصائي في الفترة المرجعية للأسعار، فإن مؤشر دوتو (غير المرجح) للعينة يعطي تقديرا لمؤشر لاسبير لأسعار المجتمع الإحصائي. غير أنه إذا كانت السلة الخاصة بمؤشر لاسبير تحتوي على أنواع مختلفة من المنتجات التي تكون كمياتها غير قابلة للجمع، تكون أنصبة الكميات وبالتالي الاحتمالات غير محددة.

المنهج البديهي لمؤشرات الأسعار الأولية

٩-٢٦ حسبما يرد في الفصلين السادس عشر والعشرين، فإن إحدى طرق اختيار الصيغة الملائمة للمؤشر هي أن يُشترط استيفاؤها بديهيات أو اختبارات معينة. وتلقى الاختبارات الضوء على خصائص أنواع مختلفة من المؤشرات، بعضها لا يكون واضحا من الناحية البديهية. ولتوضيح المنهج البديهي، يُشار في هذه الفقرة إلى أربعة اختبارات أساسية، هي:

- *اختبار التناسبية*: إذا كانت كل الأسعار λ أضعاف الأسعار في الفترة المرجعية للأسعار، ينبغي للمؤشر أن يساوي λ. وتبين بيانات شهر يوليو عندما تزيد كل الأسعار بنسبة 10%عن شهر يناير أن المؤشرات المباشرة الثلاثة تجتاز جميعها هذا الاختبار. والحالة الخاصة لهذا الاختبار هي *اختبار التطابق* الذي يشترط أنه إذا كانت أسعار كل البنود متطابقة مع نظيرتها في الفترة المرجعية، فإن قيمة المؤشر ينبغي أن تساوي واحد صحيح (كما في شهر مايو في المثال).
- *اختبار تغير وحدات القياس (اختبار قابلية القياس)*: ينبغي ألا تتغير قيمة مؤشر الأسعار إذا تغيرت وحدات الكمية التي تقاس بها المنتجات (إذا تم التعبير عن الأسعار لكل لتر بدلا من لكل باينت – الذي يساوي نصف لتر تقريباً – مثلا). ولا يجتاز مؤشر دوتو هذا الاختبار ــ كما يرد في الفقرات التالية ــ بينما يجتازه مؤشرا كارلي وجيفونز.

- *اختبار الانعكاس الزمني*: إذا حلت كافة بيانات كل من الفترتين محل الأخرى، ينبغي أن يكون مؤشر الأسعار الناتج عن ذلك مساويا لمقلوب المؤشر الأصلي. ولا يجتاز مؤشر كارلي هذا الاختبار، بينما يجتازه مؤشرا دوتو وجيفونز. وعدم اجتياز مؤشر كارلي لهذا الاختبار لا يكون واضحا بصورة مباشرة من المثال، لكن يمكن التحقق منه بسهولة عن طريق مبادلة الأسعار في شهري يناير وأبريل مثلا، وفي هذه الحالة فإن مؤشر كارلي الخلفي لشهر يناير والذي يستند إلى شهر أبريل يساوي ٩١,٣ بينما مقلوب مؤشر كارلي الأمامي يساوي ١/١٣٢,٥ أو ٧٥,٥.
- *اختبار قابلية التعدّي*: ينبغي للمؤشر بنظام السلسلة فيما بين الفترتين أن يساوي المؤشر المباشر بين نفس الفترتين. ويتبين من المثال أن مؤشري جيفونز ودوتو يجتازا هذا الاختبار، في حين أن مؤشر كارلي لا يجتازه. فعلى سبيل المثال، رغم أن الأسعار في شهر مايو قد عادت إلى نفس مستواها الذي كانت عليه في شهر يناير، فإن مؤشر كارلي بنظام السلسلة يسجل ١١٣,٩. ويوضح ذلك أن مؤشر كارلي قد يتضمن تحيز كبير بالزيادة.

٩-٢٧ يمكن استحداث العديد من البديهيات أو الاختبارات الأخرى، وإن كانت تلك التي سبق ذكرها آنفا تكفي لإيضاح المنهج وإلقاء الضوء أيضا على بعض الخصائص المهمة للمؤشرات الأولية التي يتناولها في هذا الفصل.

٩-٢٨ من المستهدف أن تكون مجموعات المنتجات التي تغطيها الإجماليات الأولية متجانسة قدر الإمكان. فإذا لم تكن متجانسة إلى حد كبير، فإن عدم اجتياز مؤشر دوتو لاختبار وحدات القياس أو قابلية القياس يمكن أن يمثل عيبا خطيرا. ورغم أن مؤشر دوتو يعرف بأنه النسبة بين المتوسطين الحسابيين غير المرجحين للأسعار، يمكن تفسيره أيضا على أنه المتوسط الحسابي المرجح لنسب الأسعار الذي ترجح فيه كل نسبة بسعرها في فترة الأساس. ويتضح ذلك بإعادة كتابة الصيغة (9.2) المذكورة أنفا كالتالي:

$$P_D^{0t} = \frac{\frac{1}{n}\sum p_i^0 \left(p_i^t / p_i^0 \right)}{\frac{1}{n}\sum p_i^0} \qquad (9.4)$$

غير أنه إذا لم تكن المنتجات متجانسة، فإن الأسعار النسبية للبنود المختلفة قد تعتمد بصورة عشوائية تماما على وحدات الكمية التي تقاس بها.

٩-٢٩ بالنظر مثلا في الملح والفلفل المدرجَين في نفس الفئة الفرعية في تصنيف الاستهلاك الفردي حسب الغرض (COICOP). وبافتراض أن وحدة قياس الفلفل يتم تغييرها من الغرام إلى الأوقية، بينما تُترك وحدات قياس الملح (الكيلو مثلا) دون تغيير. ونظرا لأن أوقية الفلفل تساوي ٢٨,٣٥ غراما، فإن "سعر" الفلفل يزيد بأكثر من ٢٨ ضعفا، وهو ما يؤدي بالفعل إلى زيادة الوزن الترجيحي المعطى للفلفل في مؤشر دوتو بأكثر من ٢٨

ضعفا. وتعد مقارنة سعر الفلفل بسعر الملح عشوائية بطبيعتها، حيث تعتمد كلية على اختيار الوحدات التي تقاس بها السلعتين. وبوجه عام، عند اختلاف أنواع المنتجات المدرجة في الإجمالي الأولي، فإن مؤشر دوتو لا يكون مقبولا.

٩-٣٠ لا يكون مؤشر دوتو مقبولا إلا عندما تكون مجموعة البنود التي يغطيها متجانسة أو على الأقل شبه متجانسة. فعلى سبيل المثال، قد يكون مقبولا بالنسبة لأسعار مجموعة من التفاح رغم أن التفاح قد يكون مختلف الأنواع، لكنه لا يكون مقبولا بالنسبة لأسعار عدد من أنواع الفاكهة المختلفة، كالتفاح والأناناس والموز، التي يمكن أن يكون بعضها أغلى بكثير لكل وحدة أو لكل كيلو من الأنواع الأخرى. وحتى عندما تكون البنود متجانسة إلى حد كبير وتقاس بنفس الوحدات، قد تظل الأوزان الترجيحية الضمنية لمؤشر دوتو غير مقبولة. وهذا المؤشر يعطي وزن أكبر للتغيرات في أسعار البنود الأغلى، التي يمكن ألا تشكل من الناحية العملية سوى أنصبة ضئيلة في الإنفاق الكلي داخل الإجمالي. حيث يُستبعد أن يشتري المستهلكون بنودا بأسعار مرتفعة إذا كانت نفس البنود متوفرة بأسعار أقل.

٩-٣١ من الناحية البديهية، يمكن استنتاج أن مؤشري كارلي ودوتو بهما عيوب خطيرة رغم أن المكاتب الإحصائية استخدمتهما ــ ولا تزال تستخدمهما ــ على نطاق واسع. فمؤشر كارلي لا يجتاز اختباري الانعكاس الزمني وقابلية التعدي. ومبدئيا، ينبغي ألا يهُم ما إذا كنا نختار قياس التغيرات السعرية من الوراء إلى الأمام في الزمن أو العكس، حيث ينبغي أن نتوقع نفس النتيجة، لكن هذا لا ينطبق على مؤشر كارلي. فمؤشرات كارلي بنظام السلسلة قد تكون عرضة لتحيز كبير بالزيادة. كما أن مؤشر دوتو يكون ذو دلالة بالنسبة لمجموعة من البنود المتجانسة لكنه يزداد عشوائية كلما زاد اختلاف مجموعة المنتجات. من ناحية أخرى، يجتاز مؤشر جيفونز كافة الاختبارات المذكورة آنفا، كما يبرز أيضا كمؤشر مفضل عندما يتم توسيع نطاق مجموعة الاختبارات، حسبما يرد في الفصل العشرين. ومن الواضح من الناحية البديهية أن مؤشر جيفونز هو المؤشر الذي يحمل أفضل الخصائص، رغم أنه ربما لم يتم استخدامه كثيرا حتى وقت قريب. ويبدو أن هناك ميل متزايد من جانب المكاتب الإحصائية نحو التحول من استخدام مؤشري كارلي أو دوتو إلى استخدام مؤشر جيفونز.

المنهج الاقتصادي للمؤشرات الأولية للأسعار

٩-٣٢ في المنهج الاقتصادي، يكون الهدف هو تقدير قيمة مؤشر اقتصادي ــ أي مؤشر *لتكلفة المعيشة* بالنسبة للإجمالي الأولي (راجع الفصل العشرين). وتُعامل البنود التي تُجمع أسعارها كما لو كانت تمثل سلة من السلع والخدمات التي يشتريها المستهلكون ويحصلون منها على منفعة. ومؤشر تكلفة المعيشة يقيس أقل قيمة ينبغي أن يغير بها المستهلكون نفقاتهم للحفاظ على مستوى منفعتهم دون تغيير، مما يمكنهم من إجراء عمليات إحلال بين البنود استجابة للتغيرات في الأسعار النسبية للبنود.

٩-٣٣ يقوم المنهج الاقتصادي على عدد من الافتراضات بشأن سلوك المستهلك وأحوال السوق وتمثيل العينة. ولا تصح كل هذه الافتراضات غالبا في الواقع العملي. فعلى المستوى التفصيلي للإجماليات الأولية، غالبا ما تسود ظروف خاصة وتتغير بمرور الوقت وقد تكون المعلومات المتاحة بشأن المنشآت والمنتجات وأحوال السوق غير كاملة. وبالتالي، رغم أن المنهج الاقتصادي قد يكون مفيدا في تقديم تفسير اقتصادي محتمل لصيغة المؤشر، ينبغي توخي الحذر بشأن النتائج التي يجري التوصل إليها. وبوجه عام، عند اتخاذ قرار بشأن كيفية حساب المؤشرات الأولية، ينبغي ألا نبالغ في الاهتمام بالتفسير الاقتصادي الدقيق لصيغة المؤشر على حساب الاعتبارات الإحصائية.

٩-٣٤ في حالة عدم توفر معلومات عن الكميات أو النفقات داخل إجمالي أوّلي، لا يمكن تقدير قيمة المؤشر إلا بافتراض توفر شروط خاصة محددة. وهناك حالتين خاصتين على قدر من الأهمية. الحالة الأولى عندما يواصل المستهلكون استهلاك نفس الكميات *النسبية* بغض النظر عن الأسعار النسبية، أي يفضل المستهلكون عدم إجراء أي عمليات إحلال استجابة للتغيرات في الأسعار النسبية، وتكون قيمة مرونات الطلب التقاطعية صفرا. وفي هذه الحالة يتم وصف الأفضليات الأساسية في الكتابات الاقتصادية بأفضليات ليونتيف (Leontief). وبموجب هذه الأفضليات، يمثل مؤشر لاسبير مقياسا دقيقا لمؤشر تكلفة المعيشة. وفي هذه الحالة الأولى، يعطي مؤشر كارلي الذي يُحسب لعينة عشوائية تقديرا لقيمة مؤشر تكلفة المعيشة بشرط اختيار البنود باحتمالات تتناسب مع أنصبة نفقات المجتمع الإحصائي. وفي حالة اختيار البنود باحتمالات تتناسب مع أنصبة كميات المجتمع الإحصائي (بافتراض قابلية الكميات للجمع)، فإن مؤشر دوتو للعينة يعطي تقديرا لقيمة مؤشر لاسبير للمجتمع الإحصائي.

٩-٣٥ الحالة الثانية تحدث عندما يُفترض أن يغير المستهلكون الكميات التي يستهلكونها بنفس نسبة التغيرات في الأسعار النسبية. وتكون قيمة مرونات الطلب التقاطعية بين مختلف البنود مساوية للواحد الصحيح، حيث تكون أنصبة النفقات واحدة في الفترتين. وفي هذه الحالة توصف الأفضليات الأساسية بأفضليات كوب ــ دوغلاس. وبموجب هذه الأفضليات، يمثل مؤشر *لاسبير الهندسي* مقياسا دقيقا لمؤشر تكلفة المعيشة. ومؤشر لاسبير الهندسي هو المتوسط الهندسي المرجح للأرقام النسبية للأسعار، حيث يستخدم أنصبة النفقات في الفترة السابقة كأوزان ترجيحية (تظل أنصبة النفقات في الفترة الثانية دون تغيير في الحالة التي تجري دراستها تحديدا). وفي هذه الحالة الثانية يعطي مؤشر جيفونز الذي يُحسب لعينة عشوائية تقديرا غير متحيز لمؤشر تكلفة المعيشة، بشرط اختيار البنود باحتمالات تتناسب مع أنصبة نفقات المجتمع الإحصائي.

٩-٣٦ وفقا للمنهج الاقتصادي، تقوم المفاضلة بين مؤشر جيفونز للعينة ومؤشر كارلي للعينة على أساس أيهما يُحتمل أن يعطي تقديرا أقرب لقيمة المؤشر الأساسي لتكلفة المعيشة؛ وبعبارة أخرى على ما إذا كان متوسط المرونات التقاطعية (المجهولة) من المحتمل أن يكون أقرب للواحد الصحيح أم للصفر. ومن الناحية العملية، يمكن للمرونات التقاطعية أن تأخذ أي قيمة تصل إلى زائد مالا نهاية بالنسبة لإجمالي أولي يتكون من مجموعة من

البنود المتجانسة تماما، أي بدائل كاملة. وينبغي ملاحظة أنه عندما تكون المنتجات متجانسة بالفعل، لا توجد مشكلة رقم قياسي ويُحسب "مؤشر" الأسعار بالنسبة بين قيم الوحدات في الفترتين، كما يرد شرحه لاحقا. وقد يُفترض أن متوسط المرونات التقاطعية من المحتمل أن يكون أقرب إلى الواحد الصحيح منه إلى الصفر بالنسبة لمعظم الإجماليات الأولية، لا سيما عندما ينبغي إنشاء هذه الإجماليات بحيث تجمع معا البنود المتماثلة التي تعد بدائل مقاربة لبعضها البعض. وبالتالي، يكون من المحتمل بوجه عام أن يعطي مؤشر جيفونز تقديرا أقرب إلى مؤشر تكلفة المعيشة من التقدير الذي يعطيه مؤشر كارلي. وفي هذه الحالة، يجب النظر إلى مؤشر كارلي باعتباره عرضة للتحيز بالزيادة.

٩-٣٧ في المنهج الاقتصادي، لا يعد مؤشر جيفونز ــ إذا ما توخينا الدقة التامة ــ مؤشر قائم على السلة الثابتة، لأنه من المفترض أن تتغير الكميات بمرور الوقت بتغير الأسعار النسبية. ونتيجة لوجود علاقة عكسية بين التغيرات في الأسعار والكميات، تظل أنصبة النفقات ثابتة بمرور الوقت. من الناحية الأخرى، يقوم مؤشرا كارلي ودوتو بالإبقاء على الكميات ثابتة بينما تتغير أنصبة النفقات بتغير الأسعار النسبية.

٩-٣٨ لا يتوقف حساب مؤشر جيفونز على بقاء أنصبة النفقات ثابتة. فمن الواضح أنه يمكن حساب مؤشر جيفونز سواء حدثت تغيرات في أنصبة النفقات أو لم تحدث في الواقع العملي. وما يبينه المنهج الاقتصادي هو أنه إذا ظلت أنصبة النفقات ثابتة (أو ثابتة تقريبا)، يمكن توقع أن يعطي مؤشر جيفونز تقديرا سليما للمؤشر الأساسي لتكلفة المعيشة. وبالمثل، إذا ظلت الكميات النسبية ثابتة، يمكن توقع أن يعطي مؤشر كارلي تقديرا سليما، لكن مؤشر كارلي لا يعنى بالفعل أن تظل الكميات ثابتة.

٩-٣٩ يمكن أن نخلص ــ وفقا للمنهج الاقتصادي والمنهج البديهي ــ إلى أن مؤشر جيفونز يبرز باعتباره المؤشر المفضل بوجه عام، رغم أنه قد توجد حالات يحدث فيها عمليات إحلال بسيطة أو لا تحدث عمليات إحلال على الإطلاق داخل الإجمالي الأولي وقد يفضَّل فيها مؤشر كارلي. ويجب أن يبني معد المؤشرات رأيه على أساس طبيعة المنتجات المدرجة بالفعل في الإجمالي الأولي.

المؤشرات بنظام السلسلة والمؤشرات المباشرة للإجماليات الأولية

٩-٤٠ في المؤشر الأولي المباشر، تقارن أسعار الفترة الحالية مباشرة بأسعار الفترة المرجعية للأسعار. وفي المؤشر بنظام السلسلة، تقارن الأسعار في كل فترة بالأسعار في الفترة السابقة لها، وما ينتج من مؤشرات قصيرة الأجل يجري ربطها معا للحصول على المؤشر طويل الأجل كما هو مبين في الجدول ٩-١.

٩-٤١ في حالة تسجيل أسعار نفس مجموعة البنود في كل فترة كما هو مبين في الجدول ٩-١، فإن أي صيغة للمؤشر تعرف بأنها النسبة بين متوسطي أسعار ستكون قابلة للتعدي؛ أي يتم الحصول على نفس النتيجة سواء جرى حساب المؤشر كمؤشر مباشر أو مؤشر بنظام السلسلة. وفي المؤشر بنظام السلسلة، تلغي البسوط والمقامات

المتتالية بعضها بعضا، تاركة متوسط الأسعار فقط في الفترة الأخيرة مقسوما على متوسط الأسعار في الفترة المرجعية، وهو نفس ما يحدث في المؤشر المباشر. وبالتالي فإن مؤشري دوتو وجيفونز قابلان للتعدي. غير أنه كما سبقت الإشارة، لا يكون مؤشر كارلي بنظام السلسلة قابلا للتعدي ولا ينبغي استخدامه بسبب تحيزه بالزيادة. ومع ذلك، يظل مؤشر كارلي المباشر أحد البدائل المتاحة.

٩-٤٢ رغم أن صيغ مؤشري دوتو وجيفونز المباشرة وبنظام السلسلة تتطابق عندما لا يكون هناك فترات انقطاع في سلاسل فرادى البنود، فإنها تقدم طرقا مختلفة للتعامل مع البنود الجديدة والمختفية والأسعار الناقصة والتعديلات مقابل التغير في النوعية. ومن الناحية العملية، يتعين باستمرار استبعاد منتجات من المؤشر وإدراج منتجات جديدة، وفي هذه الحالة قد تختلف المؤشرات المباشرة عن المؤشرات بنظام السلسلة إذا جرى احتساب الأسعار الناقصة بطرق مختلفة.

٩-٤٣ عندما يتعين إدراج بند بديل في مؤشر مباشر، سيتعين غالبا تقدير سعر البند الجديد في الفترة المرجعية للأسعار التي يمكن أن تكون في وقت ما في الماضي. ويحدث نفس الشيء إذا كان يتعين، نتيجة لتحديث العينة، وصل البنود الجديدة بالمؤشر. وبافتراض عدم وجود أي معلومات عن سعر البند البديل في الفترة المرجعية للأسعار، سيتعين تقديره باستخدام نسب الأسعار المحسوبة للبنود المتبقية في الإجمالي الأولي، أو باستخدام مجموعة فرعية من هذه البنود، أو مؤشر آخر. ومع ذلك، لا ينبغي استخدام المنهج المباشر إلا لفترة زمنية محدودة. وإذا لم يحدث ذلك، فإن معظم الأسعار المرجعية سيجري حسابها بطريقة ضمنية في نهاية الأمر، وهو ما يُعد نتيجة غير محبذة. وهذا يحول بالفعل دون استخدام مؤشر كارلي خلال فترة زمنية طويلة، إذ لا يمكن بأي حال استخدامه إلا في صيغته المباشرة، لعدم قبوله عند استخدامه بنظام السلسلة. ويعني ذلك، من الناحية العملية، أن مؤشر كارلي المباشر لا يمكن استخدامه إلا إذا كان المؤشر الكلي يتم وصله سنويا بنظام السلسلة، أو على فترات تبلغ سنتين أو ثلاث سنوات.

٩-٤٤ في المؤشر بنظام السلسلة، إذا أصبح بند ما مختفيا بصورة دائمة، يمكن وصل بند بديل بالمؤشر كجزء من عملية الحساب المستمر للمؤشر، وذلك بإدراج البند في المؤشر الشهري بمجرد الحصول على سعري شهرين متتاليين. وبالمثل، إذا تم تحديث العينة وكان يتعين وصل منتجات جديدة بالمؤشر، فإن هذا يستلزم الحصول على السعر القديم والجديد المتتاليين للشهرين الحالي والسابق. غير أنه بالنسبة للمؤشر بنظام السلسلة، ستؤثر المشاهدة الناقصة على المؤشر خلال شهرين، لأن المشاهدة الناقصة تمثل جزءا من وصلتين في السلسلة. ولا ينطبق ذلك على المؤشر المباشر، لأن المشاهدة الناقصة الواحدة غير المقدرة لن تؤثر إلا على المؤشر في الفترة الحالية. فبالنسبة للمقارنة بين الفترتين صفر و3 مثلا، فإن السعر الناقص لبند ما في الفترة ٢ يعني أن المؤشر بنظام السلسلة يستبعد البند في الوصلة الأخيرة للمؤشر في الفترتين ٢ و٣، بينما يدرجه المؤشر المباشر في الفترة ٣ نظرا لأن المؤشر المباشر يستند إلى البنود التي تتوافر أسعارها في الفترتين صفر و٣. غير أن استخدام المؤشر

بنظام السلسلة يمكنه، بوجه عام، جعل تقدير الأسعار الناقصة وإدراج البدائل أسهل من الناحية الحسابية، بينما يمكن استنتاج أن المؤشر المباشر سيحد من فائدة طرق التداخل في التعامل مع المشاهدات الناقصة.

٩-٤٥ يؤدي اتباع المنهج المباشر ومنهج السلسلة أيضا إلى نتائج إضافية مختلفة يمكن استخدامها في متابعة بيانات الأسعار. ولكل إجمالي أوّلي، يعطي منهج المؤشر بنظام السلسلة أحدث تغير شهري في الأسعار، وهو ما يمكن أن يكون مفيدا في تحرير البيانات واحتساب الأسعار الناقصة. غير أنه للسبب نفسه يشتق المؤشر المباشر متوسط مستويات الأسعار لكل إجمالي أوّلي في كل فترة، وقد تمثل هذه المعلومات نتيجة إضافية مفيدة. ومع ذلك، نظرا لأن توفر القدرة الحاسوبية الرخيصة واللوحات الجدولية يسمح بحساب هذه النتائج الإضافية سواء جرى تطبيق المنهج المباشر أو منهج السلسلة، فإن اختيار الصيغة ينبغي ألا تمليه اعتبارات تتعلق بالنتائج الإضافية.

الاتساق عند التجميع

٩-٤٦ الاتساق عند التجميع يعني أنه إذا تم حساب المؤشر تدريجيا بتجميع مؤشرات المستوى الأدنى للحصول على مؤشرات على مستويات من التجميع أعلى تدريجيا، ينبغي الحصول على نفس النتيجة الكلية كما لو كان الحساب قد تم في خطوة واحدة. ولأغراض العرض يُعد هذا الاتساق ميزة. فإذا تم حساب الإجماليات الأولية باستخدام صيغة معينة وحساب متوسط الإجماليات الأولية للحصول على مؤشرات المستوى الأعلى باستخدام صيغة أخرى، فإن مؤشر أسعار المستهلكين الناتج عن ذلك لا يكون متسقا عند التجميع. ومع ذلك، يمكن القول أن الاتساق عند التجميع ليس من الضروري أن يكون مهما أو حتى معيارا ملائما، أو لا يمكن تحقيقه عندما لا يكون مقدار المعلومات المتاحة عن الكميات والنفقات واحدا على مستويات التجميع المختلفة. إلى جانب ذلك، قد تكون درجات الإحلال داخل الإجماليات الأولية مختلفة عن درجة الإحلال بين المنتجات في الإجماليات الأولية المختلفة.

٩-٤٧ إذا ما كان ينبغي اختيار البنود باحتمالات تتناسب مع النفقات في الفترة المرجعية، يكون مؤشر كارلي متسقا عند التجميع مع مؤشر لاسبير. ولا يحدث هذا عادة. فمؤشرا دوتو وجيفونز لا يتسقان عند التجميع أيضا مع مؤشر لاسبير على المستوى الأعلى. غير أنه حسبما يرد في الفقرات اللاحقة، فإن مؤشرات أسعار المستهلكين التي تحسبها المكاتب الإحصائية بالفعل لا تمثل عادة أرقام لاسبير الحقيقية بأي حال، رغم أنها قد تستند إلى سلال ثابتة من السلع والخدمات. وكما سبقت الإشارة أيضا، إذا تم تعريف مؤشر المستوى الأعلى بأنه مؤشر لاسبير الهندسي، يمكن تحقيق الاتساق عند التجميع باستخدام مؤشر جيفونز بالنسبة للمؤشرات الأولية على المستوى الأدنى، شريطة إدراج فرادى البنود في العينة باحتمالات تتناسب مع النفقات. ورغم أن مؤشر لاسبير الهندسي غير مألوف فإنه يتمتع بخصائص محبذة من المنظور الاقتصادي وتجري دراسته مرة أخرى لاحقا.

مشاهدات الأسعار الناقصة

٩-٤٨ قد لا يتم جمع سعر بند ما في فترة ما إما بسبب نقص البند مؤقتا أو بسبب اختفائه بصورة دائمة. ويتطلب هذان النوعان من الأسعار الناقصة معاملة مختلفة. وقد يحدث عدم التوفر المؤقت للبنود الموسمية (وخاصة الفاكهة والخضروات والملابس) بسبب نقص المعروض أو ربما بسبب صعوبة الجمع (كأن يكون منفذ البيع مغلق أو جامع الأسعار مريض مثلا). وتثير معاملة البنود الموسمية عددا من المشكلات الخاصة. ويتناول الفصل الثاني والعشرون هذه المشكلات ولن يتناولها هذا الفصل.

معاملة الأسعار الناقصة بصورة مؤقتة

٩-٤٩: في حالة المشاهدات الناقصة بصورة مؤقتة للبنود غير الموسمية، يمكن اتخاذ أحد الإجراءات الأربعة الآتية:

- استبعاد البند الذي يكون سعره ناقصا بحيث يتم المحافظة على العينة المتطابقة (مقارنة المثيلين) رغم قصور العينة؛
- ترحيل آخر سعر ملاحظ.
- احتساب السعر الناقص عن طريق متوسط التغير في الأسعار المتاحة في الإجمالي الأوّلي.
- احتساب السعر الناقص عن طريق التغير في سعر بند مماثل من منفذ بيع آخر مماثل.

٩-٥٠ إن استبعاد إحدى المشاهدات من حساب مؤشر أولي يعادل افتراض أن السعر كان سيتحرك بطريقة مماثلة لمتوسط أسعار البنود التي لا تزال مدرجة في المؤشر. ويؤدي استبعاد إحدى المشاهدات إلى تغيير الأوزان الترجيحية الضمنية المعطاة للأسعار الأخرى في الإجمالي الأوّلي.

٩-٥١ ينبغي تجنب ترحيل آخر سعر ملاحظ متى أمكن ذلك ولا يمكن قبوله إلا بالنسبة لعدد محدود جدا من الفترات. ويجب إعطاء عناية خاصة في فترات ارتفاع التضخم أو عند تغير الأسواق بسرعة نتيجة ارتفاع معدل الابتكار ودوران المنتجات. ورغم بساطة التطبيق، فإن ترحيل آخر سعر ملاحظ يؤدي إلى تحيز المؤشر الناتج نحو عدم التغير. إلى جانب ذلك، عندما يسجَّل سعر البند الناقص مرة أخرى، من المحتمل حدوث تغير كبير تعويضي في المؤشر حتى يعود إلى قيمته الصحيحة. وسوف تزداد حدة الأثر السلبي على المؤشر إذا ظل البند غير مسعر لفترة من الزمن. وبوجه عام، لا يعد الترحيل إجراء أو حل مقبول للمشكلة.

٩-٥٢ يمكن احتساب السعر الناقص عن طريق متوسط التغير في الأسعار المتاحة بالنسبة للإجمالي الأولي عندما يكون من المتوقع أن تتحرك الأسعار في نفس الاتجاه. ويمكن إجراء الاحتساب باستخدام كافة الأسعار الباقية في الإجمالي الأوّلي. وكما سبقت الإشارة، يعادل هذا من الناحية الرقمية استبعاد البند في الفترة الحالية،

لكن من المفيد إجراء الاحتساب بحيث إذا أصبح السعر متاحا مرة أخرى في فترة لاحقة لا يُخَفَّض حجم العينة في تلك الفترة. وفي بعض الحالات، قد يفضل ألا تستخدم سوى مجموعة فرعية من البنود من إجمالي أوَّلي لتقدير السعر الناقص، وذلك حسب مدى تجانس الإجمالي الأوَّلي. وفي بعض الحالات، يمكن استخدام بند واحد مماثل من نفس نوع منفذ البيع يُتوقع أن يكون التغير في سعره مماثلا للبند الناقص.

٩-٥٣ يوضح الجدول ٩-٢ حساب مؤشر أسعار إجمالي أوَّلي يتكون من ثلاثة بنود عندما يكون أحد الأسعار ناقصا في شهر مارس. ويبين القسم (أ) من الجدول المؤشرات عند استبعاد السعر الناقص من الحساب. وبالتالي، تُحسب المؤشرات المباشرة على أساس البنود A وB وC خلال كل الشهور ما عدا مارس، حيث تُحسب فيه على أساس البندين B وC فقط. وتُحسب المؤشرات بنظام السلسلة على أساس الأسعار الثلاثة جميعها من شهر يناير إلى شهر فبراير ومن شهر أبريل إلى شهر مايو. وتُحسب المؤشرات الشهرية من شهر فبراير إلى شهر مارس ومن شهر مارس إلى شهر إبريل على أساس البندين B وC فقط.

٩-٥٤ بالنسبة إلى مؤشري دوتو وجيفونز، يختلف المؤشر المباشر عن المؤشر بنظام السلسلة من شهر مارس وما بعده. والوصلة الأولى في المؤشر بنظام السلسلة (من شهر يناير إلى شهر فبراير) هي نفس الوصلة التي في المؤشر المباشر، وبالتالي يتطابق المؤشران من الناحية الرقمية. والمؤشر المباشر في شهر مارس يتجاهل تماما انخفاض سعر البند A بين شهري يناير وفبراير، بينما يؤخذ هذا في الحسبان في المؤشر بنظام السلسلة. ونتيجة لذلك، يكون المؤشر المباشر أكبر من المؤشر بنظام السلسلة في شهر مارس. من ناحية أخرى، يرصد المؤشر المباشر التغير في السعر خلال شهري أبريل ومايو، عندما تتوافر كافة الأسعار مرة أخرى، بينما لا يرصد المؤشر بنظام السلسلة التغير في الأسعار.

٩-٥٥ في القسم (ب) من الجدول ٩-٢، يحتسب السعر الناقص للبند A في شهر مارس عن طريق متوسط التغير في أسعار البنود المتبقية من شهر فبراير إلى شهر مارس. ورغم أن المؤشر يمكن حسابه كمؤشر مباشر، بمقارنة أسعار الفترة الحالية بأسعار الفترة المرجعية، فإن احتساب الأسعار الناقصة ينبغي إجراؤه على أساس متوسط التغير في الأسعار من الفترة السابقة إلى الفترة الحالية، كما هو مبين في الجدول. وينبغي ألا يُستخدم الاحتساب على أساس متوسط التغير في الأسعار من فترة الأساس إلى الفترة الحالية لأنه يتجاهل المعلومات المتعلقة بتغير سعر البند الناقص التي تم إدراجها بالفعل في المؤشر. ويتناول الفصل السابع بمزيد من التفصيل معاملة عمليات الاحتساب.

الجدول ٩-٢: احتساب الأسعار الناقصة بصورة مؤقتة

	يناير	فبراير	مارس	أبريل	مايو
			الأسعار		
البند A	٦,٠٠	٥,٠٠		٧,٠٠	٦,٦٠
البند B	٧,٠٠	٨,٠٠	٩,٠٠	٨,٠٠	٧,٧٠
البند C	٢,٠٠	٣,٠٠	٤,٠٠	٣,٠٠	٢,٢٠
(أ) استبعاد الأسعار الناقصة من حساب المؤشر					
مؤشر كارلي ــ المتوسط الحسابي لنسب الأسعار					
المؤشر المباشر	١٠٠,٠٠	١١٥,٨٧	١٦٤,٢٩	١٢٦,٩٨	١١٠,٠٠
مؤشر دوتو ــ النسبة بين المتوسطين الحسابيين للأسعار					
المؤشر من شهر إلى آخر	١٠٠,٠٠	١٠٦,٦٧	١١٨,١٨	٨٤,٦٢	٩١,٦٧
المؤشر من شهر إلى آخر بنظام السلسلة	١٠٠,٠٠	١٠٦,٦٧	١٢٦,٠٦	١٠٦,٦٧	٩٧,٧٨
المؤشر المباشر	١٠٠,٠٠	١٠٦,٦٧	١٤٤,٤٤	١٢٠,٠٠	١١٠,٠٠
مؤشر جيفونز ــ النسبة بين المتوسطين الهندسيين للأسعار = المتوسط الهندسي لنسب الأسعار					
المؤشر من شهر إلى آخر	١٠٠,٠٠	١١٢,٦٢	١٢٢,٤٧	٨١,٦٥	٨٧,٣١
المؤشر من شهر إلى آخر بنظام السلسلة	١٠٠,٠٠	١١٢,٦٢	١٣٧,٩٤	١١٢,٦٢	٩٨,٣٣
المؤشر المباشر	١٠٠,٠٠	١١٢,٦٢	١٦٠,٣٦	١٢٥,٩٩	١١٠,٠٠
(ب) الاحتساب					
مؤشر كارلي ــ المتوسط الحسابي لنسب الأسعار					
يُحتسب سعر البند A في شهر مارس كالتالي:٥ ×(٨/٩ +٣/٤)/٢ = ٦,١٥					
المؤشر المباشر	١٠٠,٠٠	١١٥,٨٧	١٤٣,٦٧	١٢٦,٩٨	١١٠,٠٠
مؤشر دوتو ــ النسبة بين المتوسطين الحسابيين للأسعار					
يُحتسب سعر البند A في شهر مارس كالتالي:٥ ×((٩ +٤)/(٨+٣))=٥,٩١					
المؤشر من شهر إلى آخر	١٠٠,٠٠	١٠٦,٦٧	١١٨,١٨	٩٥,١٩	٩١,٦٧
المؤشر من شهر إلى آخر بنظام السلسلة	١٠٠,٠٠	١٠٦,٦٧	١٢٦,٠٦	١٢٠,٠٠	١١٠,٠٠
المؤشر المباشر	١٠٠,٠٠	١٠٦,٦٧	١٢٦,٠٦	١٢٠,٠٠	١١٠,٠٠
مؤشر جيفونز ــ النسبة بين المتوسطين الهندسيين للأسعار = المتوسط الهندسي لنسب الأسعار					
يُحتسب سعر البند A في شهر مارس كالتالي: ٥× (٨/٩) × (٤/ ٣)^{٠,٥}=٦,١٢					
المؤشر من شهر إلى آخر	١٠٠,٠٠	١١٢,٦٢	١٢٢,٤٧	٩١,٣٤	٨٧,٣١
المؤشر من شهر إلى آخر بنظام السلسلة	١٠٠,٠٠	١١٢,٦٢	١٣٧,٩٤	١٢٥,٩٩	١١٠,٠٠
المؤشر المباشر	١٠٠,٠٠	١١٢,٦٢	١٣٧,٩٤	١٢٥,٩٩	١١٠,٠٠

معاملة البنود المختفية بصورة دائمة

٩-٥٦ قد تختفي البنود بصورة دائمة لعدة أسباب. فقد يختفي البند من السوق بسبب طرح بنود جديدة أو توقف منافذ البيع التي يُجمع السعر منها عن بيع المنتج. وعندما تختفي المنتجات بصورة دائمة، يجب اختيار منتج بديل في العينة وإدراجه في المؤشر. ومن الناحية المثالية، ينبغي أن يكون المنتج البديل هو المنتج الذي يشكل نسبة كبيرة في المبيعات، والذي يحتمل أن يستمر بيعه لبعض الوقت، والذي يحتمل أن يكون ممثلا للتغيرات في أسعار العينة في السوق الذي يغطيه المنتج القديم.

٩-٥٧ يُعد توقيت إدراج البنود البديلة مهما. فالعديد من المنتجات الجديدة تباع في البداية بأسعار مرتفعة ثم تنخفض هذه الأسعار تدريجيا بمرور الوقت، خاصة كلما ازداد حجم المبيعات. وبدلا من ذلك، قد تطرح بعض المنتجات بأسعار منخفضة على نحو مصطنع لتشجيع الطلب. وفي هذه الحالات، قد يؤدي تأخير إدراج بند جديد أو بديل إلى أن يصبح حجم مبيعاته كبيرا إلى إغفال بعض التغيرات المنهجية في الأسعار التي يجب أن ترصدها مؤشرات الأسعار. وقد يكون من المستصوب السعي لتجنب عمليات الإحلال الإضطراري التي تحدث عندما تختفي المنتجات تماما من السوق، والسعي لإدراج البدائل عندما تنخفض مبيعات البنود التي تحل محلها، لكن قبل أن تتوقف كلية.

٩-٥٨ يبين الجدول ٩-٣ مثالا يختفي فيه البند A بعد شهر مارس ويُدرج البند D كبديل بدءا من شهر أبريل. ولا يتوفر البندان A وD في السوق في نفس الوقت ولا تتداخل سلسلتي أسعارهما.

الجدول ٩-٣: البنود المختفية وبدائلها مع عدم وجود أسعار متداخلة

	يناير	فبراير	مارس	أبريل	مايو
			الأسعار		
البند A	٦,٠٠	٧,٠٠	٥,٠٠		
البند B	٣,٠٠	٢,٠٠	٤,٠٠	٥,٠٠	٦,٠٠
البند C	٧,٠٠	٨,٠٠	٩,٠٠	١٠,٠٠	٩,٠٠
البند D				٩,٠٠	٨,٠٠

(أ) الاحتساب

مؤشر كارلي **ــ المتوسط الحسابي لنسب الأسعار**

يُحتسب سعر البند D في شهر يناير كالتالي: ٩/((٥/٣ +١٠/٧) ×٠,٥) = ٥,٨٢

المؤشر المباشر	١٠٠,٠٠	٩٩,٢١	١١٥,٠٨	١٥٤,٧٦	١٥٥,٣٨

مؤشر دوتو ــ النسبة بين المتوسطين الحسابيين للأسعار

يُحتسب سعر البند D في شهر مارس كالتالي: ٩/((٥ +١٠)/(٤ +٩)) = ٧,٨٠

المؤشر من شهر إلى آخر	١٠٠,٠٠	١٠٦,٢٥	١٠٥,٨٨	١١٥,٣٨	٩٥,٨٣
المؤشر من شهر إلى آخر بنظام السلسلة	١٠٠,٠٠	١٠٦,٢٥	١١٢,٥٠	١٢٩,٨١	١٢٤,٤٠

يُحتسب سعر البند D في شهر يناير كالتالي: ٩/((٥ +١٠)/(٣ +٧)) = ٦,٠٠

المؤشر المباشر	١٠٠,٠٠	١٠٦,٢٥	١١٢,٥٠	١٥٠,٠٠	١٤٣,٧٥

مؤشر جيفونز ــ النسبة بين المتوسطين الهندسيين للأسعار = المتوسط الهندسي لنسب الأسعار

يُحتسب سعر البند D في شهر مارس كالتالي: ٩/((٥/٤ × ١٠/٩)^٠,٥) = ٧,٦٤

المؤشر من شهر إلى آخر	١٠٠,٠٠	٩٦,١٥	١١٧,١٣	١١٧,٨٥	٩٨,٦٥
المؤشر من شهر إلى آخر بنظام السلسلة	١٠٠,٠٠	٩٦,١٥	١١٢,٦٢	١٣٢,٧٣	١٣٠,٩٤

يُحتسب سعر البند D في شهر يناير كالتالي: ٩/((٥/٣ × ١٠/٧) ^٠,٥) =٥,٨٣

المؤشر المباشر	١٠٠,٠٠	٩٦,١٥	١١٢,٦٢	١٥٤,٣٠	١٥٢,٢٢

(ب) استبعاد الأسعار الناقصة

مؤشر دوتو ــ النسبة بين المتوسطين الحسابيين للأسعار

المؤشر من شهر إلى آخر	١٠٠,٠٠	١٠٦,٢٥	١٠٥,٨٨	١١٥,٣٨	٩٥,٨٣
المؤشر من شهر إلى آخر بنظام السلسلة	١٠٠,٠٠	١٠٦,٢٥	١١٢,٥٠	١٢٩,٨١	١٢٤,٤٠

مؤشر جيفونز ــ النسبة بين المتوسطين الهندسيين للأسعار= المتوسط الهندسي لنسب الأسعار

المؤشر الشهري	١٠٠,٠٠	٩٦,١٥	١١٧,١٣	١١٧,٨٥	٩٨,٦٥
المؤشر من شهر إلى آخر بنظام السلسلة	١٠٠,٠٠	٩٦,١٥	١١٢,٦٢	١٣٢,٧٣	١٣٠,٩٤

٩-٥٩ لإدراج البند الجديد في المؤشر بدءا من شهر إبريل، يجب حساب السعر المحتسب إما خلال فترة الأساس (شهر يناير) في حالة حساب مؤشر مباشر، أو خلال الفترة السابقة (شهر مارس) في حالة حساب مؤشر بنظام السلسلة. وفي الحالتين، تضمن طريقة الاحتساب ألا يؤثر إدراج البند الجديد، في حد ذاته، على المؤشر. وفي حالة المؤشر بنظام السلسلة، يعطِي احتساب السعر الناقص عن طريق متوسط التغير في الأسعار المتاحة نفس النتيجة كما لو كان البند قد تم استبعاده ببساطة من حساب المؤشر إلى أن يُسعر في فترتين متتاليتين. ويسمح ذلك بإعداد المؤشر بنظام السلسلة بمجرد الوصل المسلسل للمؤشر من شهر إلى آخر بين الفترتين t-1 وt، على أساس مجموعة الأسعار المتطابقة في هاتين الفترتين، حتى نحصل على قيمة المؤشر بنظام السلسلة في الفترة t-1. وفي هذا المثال، لا يتعين إجراء أي عمليات احتساب أخرى بعد شهر أبريل، ولا تتأثر حركة المؤشر اللاحقة بالتغير في السعر المحتسب بين شهري مارس وأبريل.

٩-٦٠ غير أنه في حالة المؤشر المباشر، يتعين دائما احتساب سعر في الفترة المرجعية لإدراج بند جديد. وفي هذا المثال، لا يزال يتعين مقارنة سعر البند الجديد في كل شهر بعد شهر أبريل بالسعر المحتسب في شهر يناير. وكما سبقت الإشارة، لتجنب الوضع الذي ينتهي فيه الأمر باحتساب معظم أسعار الفترة المرجعية، ينبغي ألا يُستخدم المنهج المباشر إلا لفترة زمنية محدودة.

٩-٦١ يكون الوضع أبسط إلى حد ما عندما يكون هناك شهر تداخل يُجمع فيه سعري البند المختفي والبند البديل. وفي هذه الحالة، يمكن وصل سلسلة أسعار البند الجديد بسلسلة أسعار البند القديم الذي يجري استبداله. وينطوي الوصل بالأسعار المتداخلة على إجراء تعديل ضمني مقابل الاختلاف في النوعية بين البندين، كما يفترض أن الأسعار النسبية للبندين الجديد والقديم تمثل كمياتهما النسبية. وقد يكون هذا الافتراض صحيحا بالنسبة للأسواق التي تسودها المنافسة الكاملة أو شبه الكاملة، لكنه قد لا يكون معقولا بهذا القدر بالنسبة لأسواق ومنتجات معينة. ويتناول الفصل السابع بالتفصيل مسألة توقيت استخدام الأسعار المتداخلة. كما يعرض الجدول 9-4 طريقة التداخل.

الجدول ٩-٤: البنود المختفية والبديلة مع وجود أسعار متداخلة

	يناير	فبراير	مارس	أبريل	مايو
			الأسعار		
البند A	٦,٠٠	٧,٠٠	٥,٠٠		
البند B	٣,٠٠	٢,٠٠	٤,٠٠	٥,٠٠	٦,٠٠
البند C	٧,٠٠	٨,٠٠	٩,٠٠	١٠,٠٠	٩,٠٠
البند D			١٠,٠٠	٩,٠٠	٨,٠٠
مؤشر كارلي ــ المتوسط الحسابي لنسب الأسعار					
يُحتسب سعر البند D في شهر يناير كالتالي: ٦/(١٠/٥) = ١٢,٠٠					
مؤشر المباشر	١٠٠,٠٠	٩٩,٢١	١١٥,٠٨	١٢٨,١٧	١٣١,٧٥
مؤشر دوتو ــ النسبة بين المتوسطين الحسابيين للأسعار					
توضع المؤشرات الشهرية في سلسلة على أساس الأسعار المتطابقة					
المؤشر من شهر إلى آخر	١٠٠,٠٠	١٠٦,٢٥	١٠٥,٨٨	١٠٤,٣٥	٩٥,٨٣
المؤشر من شهر إلى آخر بنظام السلسلة	١٠٠,٠٠	١٠٦,٢٥	١١٢,٥٠	١١٧,٣٩	١١٢,٥٠
يقسم سعر البند D في شهري أبريل ومايو على ١٠/٥=٢ ويستخدم سعر البند A في شهر يناير كسعر أساس					
المؤشر المباشر	١٠٠,٠٠	١٠٦,٢٥	١١٢,٥٠	١٢١,٨٨	١١٨,٧٥
يُحتسب سعر البند D في شهر يناير كالتالي: ٦/(١٠/٥) =١٢,٠٠					
المؤشر المباشر	١٠٠,٠٠	١٠٦,٢٥	١١٢,٥٠	١٠٩,٠٩	١٠٤,٥٥
مؤشر جيفونز ــ النسبة بين المتوسطين الهندسيين للأسعار = المتوسط الهندسي لنسب الأسعار					
توضع الأرقام القاسية الشهرية في سلسلة على أساس الأسعار المتطابقة					
مؤشر من شهر إلى آخر	١٠٠,٠٠	٩٦,١٥	١١٧,١٣	١٠٧,٧٢	٩٨,٦٥
مؤشر من شهر إلى آخر بنظام السلسلة	١٠٠,٠٠	٩٦,١٥	١١٢,٦٢	١٢١,٣٢	١١٩,٦٨
يقسم سعر البند D في شهري أبريل ومايو على ١٠/٥=٢ ويستخدم سعر البند A في شهر يناير كسعر أساس					
مؤشر المباشر	١٠٠,٠٠	٩٦,١٥	١١٢,٦٢	١٢١,٣٢	١١٩,٦٨
يُحتسب سعر البند D في شهر يناير كالتالي: ٦/(١٠/٥) =١٢,٠٠					
مؤشر المباشر	١٠٠,٠٠	٩٦,١٥	١١٢,٦٢	١٢١,٣٢	١١٩,٦٨

٩-٦٢ في المثال الموضح في الجدول ٩-٤، يجري الحصول على الأسعار المتداخلة للبندين A وD في شهر مارس. وتشير الأسعار النسبية لهذين البندين إلى أن الوحدة الواحدة من البند D تساوي وحدتين من البند A. وإذا تم حساب المؤشر كمؤشر كارلي المباشر، يمكن احتساب سعر البند D في فترة الأساس (شهر يناير) بقسمة سعر البند A في شهر يناير على النسبة بين سعري البندين A وD في شهر مارس.

٩-٦٣ سوف يعتمد المؤشر الشهري بنظام السلسلة للمتوسط الحسابي للأسعار على أسعار البنود A وB وC حتى شهر مارس، وبدءا من شهر أبريل على أسعار البنود B وC وD. ولا يجري إدراج البند البديل إلى أن يتم الحصول على الأسعار في فترتين متتاليتين. وبالتالي، تكون ميزة المؤشر الشهري بنظام السلسلة هي أنه لا يكون من الضروري إجراء أي عمليات احتساب صريحة للسعر المرجعي الخاص بالبند الجديد.

٩-٦٤ إذا تم حساب المؤشر المباشر كنسبة بين المتوسطين الحسابيين للأسعار في الفترتين المقارنتين، يجب تعديل سعر البند الجديد بالنسبة بين سعري البند A والبند D في شهر مارس في كل الشهور اللاحقة، وهو الأمر الذي يؤدي إلى تعقيد الحساب. وبدلا من ذلك، يمكن احتساب سعر البند D في الفترة المرجعية (شهر يناير). ومع ذلك، يؤدي ذلك إلى اختلاف المؤشر لأن نسب الأسعار ترجح ضمنا بالأسعار النسبية لفترة الأساس في مؤشر دوتو، وهو ما لا يحدث بالنسبة لمؤشري كارلي أو جيفونز. وبالنسبة لمؤشر جيفونز، تؤدي الطرق الثلاثة إلى نفس النتيجة، وهو ما يُعد ميزة أخرى لهذا المنهج.

حساب مؤشرات الأسعار الأولية باستخدام الأوزان الترجيحية

٩-٦٥ تحسب مؤشرات كارلي ودوتو وجيفونز جميعها بدون استخدام أوزان ترجيحية صريحة. غير أنه، كما سبقت الإشارة، قد تتوافر في حالات معينة معلومات عن الترجيح يمكن استخدامها في حساب مؤشرات الأسعار الأولية. ويمكن تحديث الأوزان الترجيحية المستخدمة في حساب الإجماليات الأولية على نحو منفصل وربما أكثر تواترا من أوزان الإجماليات الأولية نفسها.

٩-٦٦ هناك وضع خاص يحدث في حالة أسعار التعريفة. والتعريفة هي قائمة أسعار شراء نوع معين من السلع أو الخدمات بشروط مختلفة. ومن أمثلة ذلك الكهرباء، حيث يُفرض سعر واحد خلال النهار بينما يفرض سعر أقل خلال الليل. وبالمثل، يمكن أن تفرض شركة هاتف سعرا للمكالمة في عطلة نهاية الأسبوع أقل من بقية الأسبوع. ومن الأمثلة الأخرى تذاكر الحافلات التي تباع بسعر واحد للركاب العاديين وبأسعار أقل للأطفال أو المتقاعدين كبار السن. وفي هذه الحالات، من الملائم تخصيص أوزان ترجيحية للتعريفات أو الأسعار المختلفة لحساب مؤشر أسعار الإجمالي الأوّلي.

٩-٦٧ إن الاستخدام المتزايد لنقاط البيع الإلكترونية في كثير من البلدان ــ التي تُمسح فيها الأسعار والكميات ضوئيا عند إجراء المشتريات ــ يعني أن هناك مصادر جديدة للمعلومات ذات قيمة يمكن أن تتوافر على نحو

متزايد للمكاتب الإحصائية. وقد يؤدي هذا إلى حدوث تغيرات كبيرة في طرق جمع بيانات الأسعار ومعالجتها لأغراض مؤشر أسعار المستهلكين. وتتناول الفصول السابع والثامن والحادي والعشرون معاملة البيانات المستخلصة من الماسحات الضوئية.

٩-٦٨ إذا توفرت نفقات كافة فرادى البنود داخل إجمالي أولي، أو تقديرات هذه النفقات، في الفترة المرجعية، يمكن حساب المؤشر الأولي للأسعار نفسه كمؤشر لاسبير للأسعار أو كمؤشر لاسبير الهندسي.

٩-٦٩ يُحسب مؤشر لاسبير للأسعار كالتالي:

$$P_L^{0t} = \frac{\sum p_i^t \cdot q_i^0}{\sum p_i^0 \cdot q_i^0} = \sum w_i^0 \cdot \left(\frac{p_i^t}{p_i^0} \right), \quad w_i^0 = \frac{p_i^0 \cdot q_i^0}{\sum p_i^0 \cdot q_i^0} \qquad (9.5)$$

حيث w_i^0 تشير إلى أنصبة النفقات الخاصة بفرادى البنود في الفترة المرجعية. ونظرا لأن الكميات تكون مجهولة غالبا، سيتعين حساب المؤشر عادة بترجيح فرادى نسب الأسعار معا بأنصبة نفقاتها في الفترة المرجعية للأسعار، w_i^0. وقد تنتمي بيانات الترجيح المتاحة إلى فترة سابقة للفترة المرجعية للأسعار، لكنها قد تظل توفر تقديرا جيدا. وتتمثل الصيغة الأعم للصيغة (9.5) في مؤشر لو أو مؤشر يانغ، حيث لا تكون الأوزان الترجيحية بالضرورة هي أوزان الفترة المرجعية للأسعار. ويتناول هذا الفصل لاحقا هذان المؤشران بمزيد من التفصيل. لاحظ أنه إذا كانت كافة الأنصبة متساوية، فإن الصيغة (9.5) تُختزل إلى مؤشر كارلي. وإذا كانت الأنصبة تتناسب مع الأسعار في الفترة المرجعية، فإنها تُختزل إلى مؤشر دوتو.

٩-٧٠ تُحسب الصيغة الهندسية لمؤشر لاسبير كالتالي:

$$P_{GL}^{0t} = \prod \left(\frac{p_i^t}{p_i^0} \right)^{w_0^i} = \frac{\prod \left(p_i^t \right)^{w_i^0}}{\prod \left(p_i^0 \right)^{w_i^0}}, \quad \sum w_i^0 = 1 \qquad (9.6)$$

يث تكون الأوزان الترجيحية، w_i^0، هي أيضا أنصبة النفقات في الفترة المرجعية. وعندما تكون كافة الأوزان الترجيحية متساوية، فإن المعادلة (9.6) تُختزل إلى مؤشر جيفونز. وإذا لم تتغير أنصبة النفقات كثيرا فيما بين الفترة المرجعية للأوزان والفترة الحالية، فإن مؤشر لاسبير الهندسي يقارب مؤشر تورنكفيست. وتتمثل الصيغة الأعم للمعادلة (9.6) في صيغة مؤشر يانغ الهندسي، حيث لا تكون الأوزان الترجيحية بالضرورة هي أوزان الفترة المرجعية للأسعار.

٩-٧١ قد تعطَى الأوزان الترجيحية لفرادى مشاهدات الأسعار أو لمجموعات مشاهدات الأسعار. فعلى سبيل المثال، قد يقوم منفذا بيع بالإبلاغ، مثلا، عن 5 أسعار تدخل في حساب مؤشر أسعار إجمالي أولي. غير أن معلومات الترجيح الوحيدة قد تشير إلى حصة السوق النسبية الكلية للمنشأتين بدلا من فرادى المنتجات. وبالتالي، إذا كانت حصتا السوق النسبيتان هما ٦٠/٤٠، يمكن ترجيح مجموعتي الأسعار وفقا لحصتي المنشأتين البالغتين ٦٠/٤٠.

٩-٧٢ يوضح الجدول ٩-٥ مثالا لحساب مؤشر أوَّلي باستخدام الأوزان الترجيحية. ويتكون الإجمالي الأولي من ثلاثة بنود تُجمع أسعارها شهريا. وتبلغ أنصبة النفقات ٠,٨٠ و٠,١٧ و٠,٠٣.

الجدول ٩-٥: حساب مؤشر أولي مرجح

	الوزن الترجيحي	ديسمبر	يناير	فبراير	التغير% ديسمبر- فبراير
البند *A*	٠,٨٠	٧	٧	٩	٢٨ ٦
البند *B*	٠,١٧	٢٠	٢٠	١٠	-٥٠ ٠
البند *C*	٠,٠٣	٢٨	٢٨	١٢	-٥٧ ١
المتوسط الحسابي المرجح لنسب الأسعار (لاسبير)					**المؤشر**
(٠,٨*(٧/٩)+٠,١٧*(٢٠/١٠)+٠,٠٣*(٢٨/١٢))* ١٠٠ =					١١٢,٦٤
المتوسط الهندسي المرجح لنسب الأسعار (لاسبير الهندسي)					
((٠,٨(٧/٩)*(٢٠/١٠)٠,١٧*(٢٨/١٢)٠,٠٣)*١٠٠ =					١٠٥,٩٥
النسبة بين المتوسطين الحسابيين المرجحين للأسعار					
المتوسط الحسابي المرجح للأسعار		٩ ٨٤	٩ ٨٤	٩ ٢٦	
= (٩,٨٤/٩,٢٦)*١٠٠ =					٩٤,١١

٩-٧٣ أحد البدائل يتمثل في حساب المؤشر كمتوسط حسابي مرجح لنسب الأسعار، وهو ما يجعل قيمة المؤشر ١١٢,٦٤. وترجح فرادى تغيرات الأسعار وفقا لأوزانها الصريحة، بغض النظر عن مستويات الأسعار. ويقابل ذلك حساب مؤشر لاسبير للأسعار، حيث تنتمي نسب الأسعار والأوزان إلى نفس الشهر المرجعي. وقد يُحسب المؤشر أيضا كمتوسط هندسي مرجح لنسب الأسعار، أي مؤشر لاسبير الهندسي، وهو ما يجعل قيمة المؤشر ١٠٥,٩٥ .

٩-٧٤ هناك بديل ثالث يتمثل في حساب المؤشر كنسبة بين المتوسطين الحسابيين المرجحين للأسعار. وكما سبقت الإشارة، لا ينبغي أن يستند المؤشر الأولي على المتوسط الحسابي للأسعار إلا إذا تضمن منتجات متجانسة مقيسة بنفس الوحدة؛ وإلا فلن يكون حساب متوسط الأسعار مجديا. ومن الناحية العملية، يعني هذا أيضا أن يظل مستوى أسعار المنتجات كما هو. ثانيا، يقوم هذا المنهج بترجيح تغيرات الأسعار وفقا لمستوى السعر النسبي في الفترة المرجعية. وبالتالي فإن الزيادة البالغة ٢٨,٦% في سعر البند A الذي تبلغ حصته في السوق ٨٠% تُرجح بوزن منخفض بسبب سعره النسبي المنخفض، وهو ما يجعل قيمة المؤشر ٩٤,١١. غير أن طريقة الحساب هذه تعد طريقة مضللة.

٩-٧٥ يمكن إيضاح الفرق بين الطريقتين الحسابيتين من خلال أحد الأمثلة: لنفترض أن هناك إجمالي أوَّلي يحتوي على سلعتين X وY لهما وزنين متساويين (٥٠/٥٠). يظل سعر X ثابتا، بينما يزيد سعر Y من ١٠ إلى ١٢. يُحسب المتوسط الحسابي المرجح لنسب الأسعار كالتالي: ٩٠/٩٠ + ١٢/١٠= ١,١٠. وتُحسب النسبة بين المتوسطين الحسابيين المرجحين للأسعار كالتالي: (٩٠+١٢)/(٩٠+١٠) = ١,٠٢. في المنهج الأول، تُعطى الزيادة في سعري السلعتين نفس الوزن الترجيحي، وهو ما يجعل نسبة الزيادة ١٠%. والمشكلة في المنهج الثاني هي أنه يرجح زيادة سعر X البالغة صفر% بالوزن ٩٠/١٠٠، ويرجح زيادة سعر Y البالغة ٢٠% بالوزن ١٠/١٠٠، وهو ما يجعل الزيادة الكلية ٢%. ولا يمكن تبرير ذلك إلا إذا كانت الأوزان الترجيحية تتناسب مع مستوى السعر النسبي في الفترة المرجعية، أي إذا كان الوزن الترجيحي للسلعة X هو ٩٠ والوزن الترجيحي للسلعة Y هو ١٠، وهو ما يتعارض، رغم ذلك، مع افتراض تساوي الوزنين الترجيحيين (٥٠/٥٠). وبسبب طريقة الحساب تتغير الأوزان الترجيحية بتغير مستويات الأسعار النسبية مما يجعل مؤشر الأسعار مضللا.

٩-٧٦ يتطلب الحصول على معلومات الترجيح على مستوى شديد التفصيل وتحديث هذه المعلومات إستخدام الكثير من الموارد. ويجب أن يكون ذلك معادلا للمكاسب التي يمكن الحصول عليها من مؤشر أسعار أكثر دقة وقد يكون البديل الأفضل، في بعض الحالات، هو استخدام منهج عدم الترجيح.

صيغ أخرى لمؤشرات الأسعار الأولية

٩-٧٧ هناك نوع آخر من المتوسطات وهو المتوسط التوافقي. وفي هذا السياق، هناك صيغتان بديلتان هما: المتوسط التوافقي لنسب الأسعار أو النسبة بين المتوسطين التوافقيين للأسعار. ويُحسب المتوسط التوافقي لنسب الأسعار كالتالي:

$$P_{HR}^{0:t} = \frac{1}{\frac{1}{n}\sum \frac{p_i^0}{p_i^t}} \qquad (9.7)$$

وتُحسب النسبة بين المتوسطين التوافقيين للأسعار كالتالي:

$$P_{RH}^{0:t} = \frac{\sum \frac{n}{p_i^0}}{\sum \frac{n}{p_i^t}} \qquad (9.8)$$

ولا تجتاز الصيغة (9.8) ــ مثلها مثل مؤشر دوتو ــ اختبار قابلية القياس ولا يمكن أن تكون بديلا مقبولا إلا عندما تكون كافة البنود متجانسة إلى حد ما. ولا يبدو أن أي من الصيغتين تُستخدم كثيرا في الواقع العملي، ربما لأن مفهوم المتوسط التوافقي غير مألوف ولا يسهل شرحه للمستخدمين. ومع ذلك، فعلى المستوى الإجمالي، يعد مؤشر باش شائع الاستخدام متوسط توافقي مرجح.

٩-٧٨ ترتيب الأنواع الثلاثة الشائعة للمتوسطات حسب ننائجها يكون دائما كالتالي: الحسابي ≤ الهندسي ≤ التوافقي. ويبين الفصل العشرون أن مؤشر كارلي (المتوسط الحسابي للأرقام النسبية للأسعار) يُحتمل من الناحية العملية أن يزيد عن مؤشر جيفونز (المتوسط الهندسي) بنفس المقدار تقريبا الذي يزيد به مؤشر جيفونز عن المتوسط التوافقي. وللمتوسط التوافقي للأرقام النسبية للأسعار نفس الخصائص البديهية لمؤشر كارلي، لكن باتجاهات وتحيزات معاكسة. ولا يجتاز المتوسط التوافقي للأرقام النسبية للأسعار اختبارات قابلية التعدي والانعكاس الزمني وارتداد الأسعار.

٩-٧٩ في السنوات الأخيرة، انصب الاهتمام على الصيغ التي يمكن أن تأخذ في الحسبان الإحلال الذي يمكن أن يحدث داخل إجمالي أوّلي. وكما ورد آنفا، يمكن توقع أن يكون مؤشرا كارلي وجيفونز مقاربان لمؤشر تكلفة المعيشة إذا كان متوسط مرونات الإحلال التقاطعية فيهما مقاربا للصفر والواحد على التوالي. ويُعد مؤشر لويد ــ مولتون (LM) غير المرجح صيغة أكثر مرونة تسمح بمرونات إحلال مختلفة:

$$P_{LM}^{0t} = \left[\sum \frac{1}{n} \left(\frac{P_i^t}{P_i^0} \right)^{1-\sigma} \right]^{\frac{1}{1-\sigma}} \qquad (9.9)$$

حيث σ هي مرونة الإحلال. ويمكن النظر إلى رقمي كارلي وجيفونز باعتبارهما حالتين خاصتين لمؤشر لويد ــ مولتون وفيهما σ = صفر و σ = ١. وميزة صيغة مؤشر لويد ــ مولتون أن قيمة σ غير مقيدة. وإذا أمكن إجراء تقدير مُرض لقيمة σ، فإن المؤشر الأولي للأسعار الذي ينتج عن ذلك من المحتمل أن يقارب قيمة المؤشر الأساسي لتكلفة المعيشة. ويؤدي مؤشر لويد ــ مولتون إلى تخفيض "التحيز الناتج عن الإحلال" عندما يكون الهدف هو تقدير مؤشر تكلفة المعيشة. وتتمثل الصعوبة في الحاجة إلى تقدير مرونات الإحلال، وهي مهمة تستلزم قدر كبير من أعمال التطوير والتحديث. ويتناول الفصل السابع عشر هذه الصيغة بمزيد من التفصيل.

مؤشرات قيم الوحدات

٩-٨٠ مؤشر قيم الوحدات بسيط في صيغته. وتُحسب قيمة الوحدة في كل فترة بقسمة إجمالي الإنفاق على منتج ما على إجمالي الكمية ذات الصلة. ومن الواضح أن الكميات يجب أن تكون قابلة للجمع تماما بالمعنى الاقتصادي، وهو ما يعني أنها ينبغي أن تتعلق بمنتج واحد متجانس. وبالتالي، يُحسب مؤشر قيم الوحدات بالنسبة بين قيم الوحدات في الفترة الحالية إلى قيم الوحدات في الفترة المرجعية. وهو ليس مؤشر أسعار على النحو المفهوم عادة، لأنه في الأساس مقياس للتغير في متوسط أسعار منتج *واحد* عند بيع هذا المنتج بأسعار مختلفة لمستهلكين مختلفين، ربما في أوقات مختلفة في نفس الفترة. وينبغي عدم حساب قيم الوحدات ومؤشرات قيم الوحدات لمجموعات من المنتجات غير المتجانسة.

٩-٨١ تقوم قيم الوحدات بالفعل بدور مهم في عملية حساب المؤشر الأولي للأسعار، لأنها تعد متوسطات أسعار ملائمة يتعين إدراجها في المؤشر الأولي للأسعار. وتؤخذ عينات الأسعار عادة في وقت معين أو فترة معينة كل شهر، ويفترض أن كل سعر يمثل متوسط أسعار هذا البند في تلك الفترة. ومن الناحية العملية، قد لا يكون هذا الافتراض صحيحا. وفي هذه الحالة، يجب تقدير قيمة الوحدة لكل بند، رغم أن ذلك سيكون حتما أكثر تكلفة. ولذلك، بعد تحديد البند الذي ينبغي تسعيره في متجر معين، ينبغي جمع بيانات عن قيمة المبيعات الإجمالية في شهر معين وعن الكميات الإجمالية المبيعة للحصول على قيمة الوحدة التي ستستخدم كمُدخل سعري في صيغة الإجمالي الأولي. وهناك أهمية خاصة للقيام بذلك إذا بيع البند بسعر مخفض خلال جزء من الفترة وبالسعر المعتاد في باقي الفترة. وفي هذه الظروف، لا يحتمل أن يكون سواء السعر المخفض أو السعر المعتاد ممثلا لمتوسط الأسعار التي بيع بها البند أو لتغير السعر بين الفترات. وينبغي استخدام قيمة الوحدة خلال الشهر بكامله. ومع إمكانية جمع المزيد والمزيد من البيانات من نقاط البيع الإلكترونية، يمكن أن يتزايد استخدام هذه الإجراءات. غير أنه ينبغي التأكيد على أن مواصفات البند يجب أن تظل ثابتة بمرور الوقت. فالتغيرات في مواصفات البنود قد

تؤدي إلى التغيرات في قيم الوحدات التي تعكس التغيرات في الكمية أو النوعية و لا ينبغي أن تكون جزءا من التغيرات في الأسعار.

الصيغ القابلة للتطبيق على البيانات المستخلصة من الماسحات الضوئية

٩-٨٢ أصبحت البيانات المستخلصة من الماسحات الضوئية التي يتم الحصول عليها من نقاط البيع الإلكترونية مصدرا متزايد الأهمية للبيانات اللازمة لإعداد مؤشر أسعار المستهلكين. والميزة الرئيسية لهذه البيانات هي إمكانية زيادة عدد المشاهدات السعرية زيادة هائلة وتوفر المعلومات المتعلقة بالسعر والكمية في وقت الحدث. ومع ذلك، هناك العديد من الاعتبارات العملية التي ينبغي أن تؤخذ في الحسبان وتتناولها الفصول الأخرى من هذا الدليل.

٩-٨٣ إن الحصول على معلومات تفصيلية وشاملة عن الكميات والنفقات المدرجة في إجمالي أولي يعنى أنه لا توجد قيود على نوع الرقم القياسي الذي يمكن استخدامه. ولا يمكن فقط تصور مؤشري لاسبير وباش بل أيضا المؤشرات الممتازة مثل فيشر وتورنكفيست. وكما سبقت الإشارة في بداية هذا الفصل، من المفضل استخدام المعلومات المتعلقة بالترجيح كلما توفرت بدلا من مواصلة الاعتماد على مؤشرات بسيطة غير مرجحة كمؤشري كارلي وجيفونز مثلا. ويشير التقدم التكنولوجي في متاجر التجزئة نفسها وفي القدرة الحاسوبية المتاحة للمكاتب الإحصائية إلى أن المؤشرات الأولية التقليدية يمكن في نهاية الأمر أن يحل محلها مؤشرات ممتازة، على الأقل بالنسبة لبعض الإجماليات الأولية في بعض البلدان. ويجب أن تظل هذه المنهجية قيد المراجعة في ضوء الموارد المتاحة.

حساب مؤشرات المستوى الأعلى

٩-٨٤ يجب أن يكون للمكتب الإحصائي مؤشر مستهدف. ويجب أن تنظر المكاتب الإحصائية في نوع المؤشر الذي يختارون حسابه في الوضع الافتراضي المثالي الذي يكون لديهم فيه معلومات كاملة عن الأسعار والكميات في الفترتين المقارنتين. وإذا كان يُقصد من مؤشر أسعار المستهلكين أن يكون *مؤشرا لتكلفة المعيشة*، حينئذ يجب أن يكون مؤشر ممتاز كمؤشرات فيشر أو ولش أو تورنكفيست ــ تيل بمثابة الهدف النظري، لأن المؤشر الممتاز قد يُتوقع أن يكون مقاربا للمؤشر الأساسي لتكلفة المعيشة.

٩-٨٥ لا يهدف العديد من البلدان إلى حساب مؤشر تكلفة المعيشة ويفضلون مفهوم *المؤشر القائم على السلة الثابتة*، والذي يشار إليه أحيانا *بمؤشر الأسعار المحضة أو مؤشر التضخم*. والمؤشر القائم على سلة السلع والخدمات هو المؤشر الذي يقيس التغير في القيمة الإجمالية لسلة معينة من السلع والخدمات بين فترتين زمنيتين. وهذه الفئة العامة للمؤشر يطلق عليها في هذا الدليل *مؤشر لو* (راجع الفصل الخامس عشر). وبوجه عام، ينبغي ملاحظة أنه ليس من الضروري أن تكون السلة هي السلة الفعلية في فترة أو أخرى من الفترتين المقارنتين. وإذا

كان ينبغي للمؤشر المستهدف أن يكون مؤشر قائم على سلة من السلع والخدمات أو مؤشر لو، فإن المؤشر المفضل قد يكون المؤشر الذي يعطي نفس الأهمية للسلال في الفترتين، كمؤشر ولش مثلا. وهكذا، يمكن أن يبرز نفس المؤشر باعتباره الهدف المفضل في كل من منهج السلال ومنهج تكلفة المعيشة.

٩-٨٦ في الفصول من الخامس عشر إلى السابع عشر، تظهر المؤشرات الممتازة: ولش وفيشر وتورنكفيست أنها "الأفضل" في كل المناهج لنظرية الرقم القياسي. وهذه المؤشرات الثلاثة، بجانب مؤشر مارشال ــ إدجورث للأسعار رغم أنه ليس ممتازا، تعطي نتائج مماثلة بحيث لن يؤدي اختيار أي منها كمؤشر مستهدف مفضل إلى أي اختلاف لأي سبب عملي. ومن الناحية العملية، قد يفضل المكتب الإحصائي اختيار المؤشر القائم على سلة السلع والخدمات الذي يستخدم السلة الحقيقية في الفترة الأسبق من الفترتين كمؤشر مستهدف له بسبب بساطته وطابعه العملي. وبعبارة أخرى، يمكن أن يكون مؤشر لاسبير هو المؤشر المستهدف.

٩-٨٧ يعد المؤشر المستهدف النظري مسألة اختيار. ومن الناحية العملية، من المحتمل أن يكون إما مؤشر لاسبير أو مؤشر ممتاز. وحتى عندما يكون المؤشر المستهدف هو مؤشر لاسبير، قد تكون هناك فجوة كبيرة بين ما يُحسب بالفعل وبين ما يعتبره المكتب الإحصائي مؤشره المستهدف. ويتعين الآن النظر فيما تقوم به المكاتب الإحصائية غالبا في الواقع العملي.

مؤشرات أسعار المستهلكين كمتوسطات مرجحة للمؤشرات الأولية

٩-٨٨ مؤشر المستوى الأعلى هو مؤشر لإجمالي نفقات معين فوق مستوى الإجمالي الأوَّلي، بما في ذلك المؤشر الكلي لأسعار المستهلكين نفسه. وتتمثل العناصر التي تدخل في حساب مؤشرات المستوى الأعلى فيما يلي:

- مؤشرات أسعار الإجماليات الأولية؛
- أنصبة نفقات الإجماليات الأولية.

٩-٨٩ تُحسب مؤشرات المستوى الأعلى ببساطة كمتوسطات حسابية مرجحة للمؤشرات الأولية للأسعار. وتبقى الأوزان الترجيحية ثابتة عادة خلال سلسلة من اثنا عشر شهرا على الأقل. ويقوم بعض البلدان بمراجعة الأوزان الترجيحية في بداية كل سنة لجعل قيمتها مقاربة قدر الإمكان لأنماط الاستهلاك الحالية، بينما يواصل الكثير من البلدان استخدام نفس الأوزان الترجيحية لعدة سنوات. وقد لا يتم تغيير الأوزان الترجيحية إلا كل خمس سنوات أو نحو ذلك. واستخدام الأوزان الترجيحية الثابتة له ميزة عملية كبيرة وهي أن المؤشر يمكن أن يكرر استخدام نفس الأوزان الترجيحية، ومن شأن ذلك توفير الوقت والمال. وقد تستغرق مراجعة الأوزان وقتا طويلا كما قد تكون مكلفة أيضا، خاصة إذا كانت تستلزم إجراء مسوح جديدة عن إنفاق الأسر المعيشية.

٩-٩٠ المرحلة الثانية لحساب مؤشر أسعار المستهلكين لا تتضمن فرادى أسعار أو كميات. وبدلا من ذلك، يُحسب مؤشر المستوى الأعلى عن طريق متوسط المؤشرات الأولية للأسعار باستخدام أوزانها الترجيحية المحددة مسبقا. ويمكن كتابة صيغة هذا المؤشر كالتالي:

$$P^{0:t} = \sum w_j^b P_j^{0:t} \quad , \quad \sum w_j^b = 1 \qquad (9.10)$$

حيث تشير $P^{0:t}$ إلى المؤشر الكلي للأسعار ــ أو مؤشر المستوى الأعلى ــ من الفترة صفر إلى الفترة t، و w_j^b هي الوزن الترجيحي المعطى لكل مؤشر من المؤشرات الأوّلية للأسعار، و $P_j^{0:t}$ هي المؤشر الأوّلي المناظر للأسعار. وتُحدَّد المؤشرات الأولية بالرمز الجانبي السفلي j ، بينما لا يحمل مؤشر المستوى الأعلى أي رمز جانبي سفلي. وكما سبقت الإشارة، مؤشر المستوى الأعلى هو أي مؤشر ــ بما في ذلك المؤشر الكلي لأسعار المستهلكين ــ فوق مستوى الإجمالي الأولي. وتُشتق الأوزان الترجيحية من النفقات في الفترة b التي يجب من الناحية العملية أن تسبق الفترة صفر، وهي الفترة المرجعية للأسعار. وهذه الفئة العامة للمؤشر يطلق عليها في هذا الدليل *مؤشر يانغ* نسبة إلى رائد آخر من رواد الأرقام القياسية في القرن التاسع عشر كان مؤيدا لهذا النوع من المؤشرات.

٩-٩١ شريطة أن تحسب مؤشرات الإجماليات الأولية باستخدام صيغة قابلة للتعدي مثل مؤشري جيفونز أو دوتو، وليس مؤشر كارلي، وشريطة ألا تكون هناك أي بنود جديدة أو مختفية من الفترة صفر إلى الفترة t، فإن المعادلة (9.10) تعادل المعادلة التالية:

$$P^{0:t} = \sum w_j^b P_j^{0:t-1} P_j^{t-1:t} \quad , \quad \sum w_j^b = 1 \qquad (9.11)$$

والاختلاف يتمثل في أن المعادلة (9.10) تقوم على المؤشرات الأولية المباشرة من الفترة صفر إلى الفترة t، بينما تستخدم المعادلة (9.11) المؤشرات الأولية بنظام السلسلة. وتتميز الثانية بأنها تسمح باختلاف منتجات العينة المدرجة في المؤشر الأوّلي للأسعار من الفترة t-1 إلى الفترة t عن منتجات العينة من الفترة صفر إلى الفترة t-1. وبالتالي فهي تسمح بوصل البنود البديلة والبنود الجديدة بالمؤشر بدءا من الفترة t-1 دون الحاجة إلى تقدير سعر في الفترة صفر. وعلى سبيل المثال، إذا لم يعد أحد بنود العينة في الفترتين صفر وt-1 متوفرا في الفترة t وكان سعر المنتج البديل متوفرا عن الفترة t-1 في الفترة t، فإن المنتج البديل الجديد يمكن إدراجه في المؤشر باستخدام طريقة التداخل.

٩-٩٢ المعادلتان (9.10) و(9.11) قابلتان للجمع وتنطبقان على كل مستوى من مستويات التجميع. أي تظل قيمة مؤشر المستوى الأعلى واحدة سواء جرى حسابه على أساس المؤشرات الأولية للأسعار أو على أساس المؤشرات الوسيطة على المستوى الأعلى. وتؤدي قابلية الجمع إلى تيسير عرض المؤشر.

٩-٩٣ من المفيد أن نتذكر أنه يمكن التمييز بين ثلاثة أنواع من الفترات المرجعية لأغراض مؤشرات أسعار المستهلكين:

- *الفترة المرجعية للأوزان الترجيحية*: وهي الفترة التي تغطيها إحصاءات النفقات المستخدمة في حساب الأوزان الترجيحية. وتكون الفترة المرجعية للأوزان الترجيحية سنة عادة.
- *الفترة المرجعية للأسعار*: وهي الفترة التي تستخدم أسعارها كمقام عند حساب المؤشر.
- *الفترة المرجعية للمؤشر*: وهي الفترة التي تحدد فيها قيمة المؤشر عند ١٠٠.

٩-٩٤ الفترات الثلاثة مختلفة بوجه عام. فعلى سبيل المثال، قد يتخذ مؤشر أسعار المستهلكين سنة ١٩٩٨ كسنة مرجعية للأوزان الترجيحية وشهر ديسمبر ٢٠٠٢ كشهر مرجعي للأسعار وسنة ٢٠٠٠ الفترة المرجعية للمؤشر. وتنتمي الأوزان الترجيحية عادة إلى سنة كاملة أو حتى سنتان أو ثلاث سنوات، بينما تكون الفترات التي تقارَن أسعارها عادة شهور أو أرباع سنة. وتُقدر الأوزان الترجيحية عادة على أساس مسح عن النفقات تم إجراؤه قبل الفترة المرجعية للأسعار بفترة زمنية معينة. ولهذه الأسباب تكون الفترة المرجعية للأوزان والفترة المرجعية للأسعار منفصلتان دائما في الواقع العملي.

٩-٩٥ تكون الفترة المرجعية للمؤشر سنة غالبا، لكنها قد تكون شهرا أو فترة أخرى. وقد يتم أيضا تغيير الفترة المرجعية لسلسلة المؤشر إلى فترة أخرى بمجرد قسمة السلسلة على قيمة المؤشر في تلك الفترة، دون تغيير معدل تغير المؤشر. وتعبير "فترة الأساس" يمكن أن يعنى أي من الفترات المرجعية الثلاثة وبالتالي فهو غير واضح. وينبغي ألا يستخدم تعبير "فترة الأساس" إلا عندما يكون واضحا تماما في السياق الفترة التي يشار إليها.

مثال رقمي

٩-٩٦ يبين الجدول ٩-٥ حساب مؤشرات المستوى الأعلى التي تكون فيها الفترة المرجعية للأوزان هي نفسها الفترة المرجعية للأسعار، أي تكون b= صفر. ويتألف المؤشر من خمسة مؤشرات للإجماليات الأولية ومؤشرين وسيطين على المستوى الأعلى، هما: G وH. ويحسب المؤشر الكلي ومؤشرات المستوى الأعلى جميعها باستخدام المعادلة (9.10). وهكذا، يمكن حساب المؤشر الكلي لشهر أبريل من المؤشرات الوسيطة على المستوى الأعلى لشهر أبريل كما يلي:

$$P^{Jan:apr} = 0,6 \times 103,92 + 0,4 \times 101,79 = 103,06$$

أو مباشرة من المؤشرات الأولية الخمسة كما يلي:

$$P^{Jan:apr} = 0,2\times108,75+0,25\times100+0,15\times104+0,1\times107,14+0,3\times100=103,06$$

الجدول ٩-٦: تجميع المؤشرات الأولية للأسعار

	الوزن الترجيحي	يناير	فبراير	مارس	أبريل	مايو	يونيو
المؤشرات الأولية للأسعار من شهر إلى آخر							
A	٠,٢٠	١٠٠,٠٠	١٠٢,٥٠	١٠٤,٨٨	١٠١,١٦	١٠١,١٥	١٠٠,٠٠
B	٠,٢٥	١٠٠,٠٠	١٠٠,٠٠	٩١,٦٧	١٠٩,٠٩	١٠١,٦٧	١٠٨,٢٠
C	٠,١٥	١٠٠,٠٠	١٠٤,٠٠	٩٦,١٥	١٠٤,٠٠	١٠١,٩٢	١٠٣,٧٧
D	٠,١٠	١٠٠,٠٠	٩٢,٨٦	١٠٧,٦٩	١٠٧,١٤	١٠٠,٠٠	١٠٢,٦٧
E	٠,٣٠	١٠٠,٠٠	١٠١,٦٧	١٠٠,٠٠	٩٨,٣٦	١٠٣,٣٣	١٠٦,٤٥
المؤشرات الأولية الشهرية المباشرة أو بنظام السلسلة عندما يكون يناير = ١٠٠							
A	٠,٢٠	١٠٠,٠٠	١٠٢,٥٠	١٠٧,٥٠	١٠٨,٧٥	١١٠,٠٠	١١٠,٠٠
B	٠,٢٥	١٠٠,٠٠	١٠٠,٠٠	٩١,٦٧	١٠٠,٠٠	١٠١,٦٧	١١٠,٠٠
C	٠,١٥	١٠٠,٠٠	١٠٤,٠٠	١٠٠,٠٠	١٠٤,٠٠	١٠٦,٠٠	١١٠,٠٠
D	٠,١٠	١٠٠,٠٠	٩٢,٨٦	١٠٠,٠٠	١٠٧,١٤	١٠٧,١٤	١١٠,٠٠
E	٠,٣٠	١٠٠,٠٠	١٠١,٦٧	١٠١,٦٧	١٠٠,٠٠	١٠٣,٣٣	١١٠,٠٠
الإجمالي		١٠٠,٠٠	١٠٠,٨٩	٩٩,٩٢	١٠٣,٠٦	١٠٥,٠٣	١١٠,٠٠
مؤشرات المستوى الأعلى							
C+ B+ A =G	٠,٦٠	١٠٠,٠٠	١٠١,٨٣	٩٩,٠٣	١٠٣,٩٢	١٠٥,٥٣	١١٠,٠٠
E+D =H	٠,٤٠	١٠٠,٠٠	٩٩,٤٦	١٠١,٢٥	١٠١,٧٩	١٠٤,٢٩	١١٠,٠٠
الإجمالي		١٠٠,٠٠	١٠٠,٨٩	٩٩,٩٢	١٠٣,٠٦	١٠٥,٠٣	١١٠,٠٠

تحليل مؤشر يانغ إلى مكوناته

٩–٩٧ يمكن حساب التغير في مؤشر يانغ على المستوى الأعلى بين فترتين متتاليتين، مثل t-1، وt، كمتوسط مرجح لفرادى مؤشرات الأسعار بين الفترتين t-1 وt شريطة تحديث الأوزان الترجيحية لتأخذ في الحسبان تغيرات الأسعار بين الفترة المرجعية للأسعار صفر، والفترة السابقة t-1. وهذا يجعل في الإمكان تحليل المعادلة (9.10) إلى حاصل ضرب المؤشرين المكونين لها بالطريقة التالية:

$$P^{0:t} = \sum w_j^b \cdot P_j^{0:t} = \sum w_j^b \cdot P_j^{0:t-1} \frac{\sum w_j^b \cdot P_j^{0:t-1} \cdot P_j^{t-1:t}}{\sum w_j^b \cdot P_j^{0:t-1}}$$

$$= P^{0:t-1} \sum \frac{w_j^b \cdot P_j^{0:t-1}}{\sum w_j^b \cdot P_j^{0:t-1}} P_j^{t-1:t}$$

$$= P^{0:t-1} \sum w_j^{b(t-1)} P_j^{t-1:t} \quad , \qquad (9.12)$$

حيث

$$w_j^{b(t-1)} = w_j^b P_j^{0:t-1} \Big/ \sum w_j^b P_j^{0:t-1}$$

$P^{0:t-1}$ هو مؤشر يانغ في الفترة t-1. والوزن الترجيحي $w_j^{b(t-1)}$ هو الوزن الترجيحي الأصلي للإجمالي الأولي j المحدَّثة أسعاره بضربه في المؤشر الأولي لأسعار j من الفترة صفر إلى الفترة t-1، مع تعديل مقياس الأوزان الترجيحية المعدلة ليصبح مجموعها واحد صحيح. والأوزان الترجيحية محدثة الأسعار هي أوزان ترجيحية هجين لأنها تقوم ضمنا بإعادة تقييم كميات الفترة b بأسعار الفترة t-1 بدلا من إعادة تقييمها بمتوسط أسعار الفترة b. وهذه الأوزان الترجيحية الهجين لا تقيس أنصبة النفقات الفعلية في أي فترة.

٩–٩٨ وهكذا، يمكن حساب مؤشر الفترة t بضرب المؤشر الذي سبق حسابه للفترة t-1 في مؤشر يانغ منفصل بين الفترة t-1 والفترة t مرجح بأوزان هجين محدثة الأسعار. وفي واقع الأمر، يُحسب مؤشر المستوى الأعلى كمؤشر بنظام السلسلة يتحرك فيه المؤشر للأمام فترة بعد أخرى. وتعطي المعادلة (9.12) نفس المرونة التي تعطيها المعادلة (9.11) لإدراج البنود البديلة ومن شأنها تيسير متابعة حركات الأسعار المسجلة لرصد الأخطاء، حيث تكون حركات الأسعار من شهر إلى آخر أصغر وأقل تفاوتا من تغيرات الأسعار في الأجل الطويل منذ فترة الأساس.

٩–٩٩ لا يؤدي تحديث أسعار الأوزان الترجيحية في هذه الحالة إلى تغيير المؤشر لأن المؤشرات الأولية يعدَّل مقياسها على أساس نفس الفترة التي تحدَّث فيها أسعار الأوزان الترجيحية. وبالتالي فإن المعادلة (9.12) هي مجرد طريقة أخرى لحساب المؤشر قد تكون مفضلة لأسباب عملية. غير أن أوزان النفقات قد تُحدَّث أيضا

بأسعار الفترة المرجعية للأسعار بدلا من أسعار الفترة المرجعية للأوزان، عندما يجري استخدام الأوزان الترجيحية في مؤشر أسعار المستهلكين. وسوف يؤثر هذا النوع من تحديث الأسعار على مؤشر أسعار المستهلكين، حسبما يرد في القسم التالي.

٩-١٠٠ لاحظ من المعادلة (9.12) أن:

$$P^{0:t} / P^{0:t-1} \neq \sum w_j^b P_j^{t-1:t} \qquad (9.12a)$$

الأساس الذي تقوم عليه المعادلة (9.12a) هو أن التغيرات الشهرية في مؤشرات المستوى الأدنى لا يمكن جمعها على التغير الشهري في المؤشر الكلي باستخدام الأوزان الترجيحية w_i^b. وكما يتضح من المعادلة (9.12)، هناك حاجة إلى تحديث الأوزان الترجيحية لتعكس تأثيرات التغيرات في الأسعار التي حدثت بين الفترتين صفر وt.

تحديث أسعار الأوزان الترجيحية للنفقات

٩-١٠١ كما سبقت الإشارة، تقوم معظم المكاتب الإحصائية ــ إن لم يكن جميعها ــ بحساب مؤشرات المستوى الأعلى باستخدام المعادلة (9.10) أو المعادلة (9.12). غير أنه عند الحساب العملي لمؤشر أسعار المستهلكين، يتعقد الموقف لأن الفترة المرجعية للأوزان تسبق عادة الفترة المرجعية للأسعار كما تكون مدة الفترة المرجعية للأوزان عادة أطول بكثير من المدة التي تنتمي إليها الأسعار. وتتعلق الأوزان الترجيحية عادة ببيانات النفقات خلال سنة، أو أكثر، بينما تكون الفترة المرجعية للأسعار عادة شهر في سنة لاحقة. وعلى سبيل المثال، يمكن إعداد مؤشر شهري لأسعار المستهلكين من شهر يناير ٢٠٠٣ وما بعده مع اعتبار ديسمبر ٢٠٠٢ الشهر المرجعي للأسعار، لكن أحدث أوزان ترجيحية متاحة يمكن أن تنتمي إلى سنة ٢٠٠٠، أو ربما سنة سابقة لها.

٩-١٠٢ هذا يعني أن المكتب الإحصائي يجب أن يقرر ما إذا كان ينبغي تغيير الفترة المرجعية للأوزان الترجيحية، أو *تحديث هذه الأوزان* بأسعار الفترة المرجعية للأسعار بدلا من أسعار الفترة المرجعية للأوزان، أم ينبغي استخدام الأوزان الترجيحية كما هي دون تحديث أسعارها.

٩-١٠٣ بتحديث الأسعار، تعدَّل الفترة المرجعية للأوزان الترجيحية لتصبح نفس الفترة المرجعية للأسعار. وإذا قرر المكتب الإحصائي تحديث أسعار الأوزان الترجيحية، سيكون المؤشر الناتج *مؤشر لو*. ومؤشر لو هو مؤشر قائم على السلة الثابتة يقيس من فترة إلى أخرى قيمة نفس السلة (السنوية) من السلع والخدمات. وهو يُحسب كالتالي:

$$P_{Lo}^{0:t} = \frac{\sum p_i^t q_i^b}{\sum p_i^0 q_i^b} \qquad (9.13)$$

وتتكون السلة من فرادى الكميات (q_i^b) في الفترة المرجعية للأوزان *b*. ويقيس المؤشر تكلفة سلة الفترة *b* في الفترة *t* مقارنة بتكلفة نفس السلة في الفترة صفر. غير أنه حتى يمكن استخدام المؤشر عمليا، يجب تحويله أولا إلى دالة في أنصبة الأحجام بدلا من فرادى الكميات.

$$P_{Lo}^{0:t} = \frac{\sum p_i^t q_i^b}{\sum p_i^0 q_i^b} = \sum \frac{p_i^0 q_i^b}{\sum p_i^0 q_i^b} \frac{p_i^t}{p_i^0} = \sum w_i^{b(0)} \frac{p_i^t}{p_i^0},$$

$$w_i^{b(0)} = \frac{w_i^b \left(p_i^0 / p_i^b\right)}{\sum w_i^b \left(p_i^0 / p_i^b\right)}, \quad w_i^b = \frac{p_i^b q_i^b}{\sum p_i^b q_i^b} \qquad (9.14)$$

ويجري ترجيح فرادى نسب الأسعار معا بأنصبة القيم الهجين، $w_i^{b(0)}$ ، أي تُقيَّم كميات الفترة *b* بأسعار الفترة صفر. وتُحسب الأنصبة الهجين بتحديث أسعار أنصبة نفقات الفترة *b* من الفترة *b* إلى الفترة صفر. وبتحديث أسعار أنصبة النفقات، يتم الإبقاء على الكميات الأساسية ثابتة بينما تتغير أنصبة النفقات حسب التغير الذي تشهده الأسعار النسبية. والمقابل العملي للمعادلة (9.14) هو:

$$P_{Lo}^{0:t} = \sum w_j^{b(0)} P_j^{0:t}, \quad w_j^{b(0)} = \frac{w_j^b P_j^{b:0}}{\sum w_j^b P_j^{b:0}} \qquad (9.14a)$$

٩-١٠٤ من الناحية العملية، تُحسب مؤشرات المستوى الأعلى بترجيح المؤشرات الأولية معا بأوزانها محدثة الأسعار. وتُحسب الأوزان الترجيحية محدثة للأسعار بضرب أنصبة النفقات الأصلية في الفترة *b* في مؤشراتها الأولية من الفترة *b* إلى الفترة صفر وتعديل مقياس الأوزان المحدثة ليصبح مجموعها واحد صحيح. ومؤشر أسعار المستهلكين الذي يُحسب من خلال المعادلة (9.14a) باستخدام أوزان سنوية يقيس التغير من شهر إلى آخر في التكلفة الإجمالية للسلة السنوية من السلع والخدمات التي قد ترجع إلى عدة سنوات سابقة للفترة المرجعية للأسعار.

٩-١٠٥ مؤشر لو ليس أحد مؤشرات لاسبير، لأنه لا يوجد تزامن بين الفترة المرجعية للأوزان والفترة المرجعية للأسعار. غير أنه يُختزل إلى مؤشر لاسبير عندما تكون *b* = صفر وإلى مؤشر باش عندما تكون *t* = *b*. كما يمكن التعبير عن مؤشر لو بالنسبة بين مؤشري لاسبير، أحدهما من الفترة *b* إلى الفترة صفر والآخر من الفترة *b* إلى الفترة *t*:

$$P_{Lo}^{0:t} = \frac{\sum p_i^t q_i^b}{\sum p_i^0 q_i^b} = \frac{\sum p_i^t q_i^b}{\sum p_i^b q_i^b} \Big/ \frac{\sum p_i^0 q_i^b}{\sum p_i^b q_i^b} \qquad (9.15)$$

٩-١٠٦ يُستنتج من المعادلة (9.15) أن معدل تغير مؤشر لو من الفترة صفر إلى الفترة t سيكون هو نفس معدل تغير مؤشر لاسبير للأسعار الذي تكون الفترة b هي فترته المرجعية للأوزان والأسعار. وبعبارة أخرى، يؤدي تحديث الأوزان بأسعار الفترة صفر بدلا من أسعار الفترة b إلى أن يصبح معدل تغير المؤشر هو نفس المعدل كما لو كانت الأوزان مستخدمة من الفترة b.

٩-١٠٧ نظرا لأن مؤشر لو يستخدم السلة الثابتة لفترة سابقة، فإنه يوصف أحيانا بأنه "مؤشر من نوع لاسبير"، لكن هذا الوصف ليس له ما يبرره. فمؤشر لاسبير الحقيقي يستلزم أن تكون السلة هي السلة التي تُشترى في الشهر المرجعي للأسعار، بينما في معظم مؤشرات أسعار المستهلكين، تنتمي السلة إلى فترة مختلفة عن الشهر المرجعي للأسعار. وعندما تكون الأوزان الترجيحية سنوية والأسعار شهرية، لا يمكن ــ حتى بأثر رجعي ــ حساب مؤشر لاسبير الشهري للأسعار.

٩-١٠٨ حسبما يرد في الفصل الخامس عشر، فإن مؤشر لو من الفترة صفر إلى الفترة t الذي يستخدم كميات يتم الحصول عليها من فترة تسبق الفترة المرجعية للأسعار من المحتمل أن تفوق قيمته قيمة رقم لاسبير للأسعار من الفترة صفر إلى الفترة t، حيث تنتمي الأوزان والأسعار إلى الفترة صفر، وبقيم تزداد تدريجيا كلما تأخرت الفترة المرجعية للأوزان الترجيحية. ومن المحتمل أن يكون لمؤشر لو تحيز بالزيادة يفوق مؤشر لاسبير إذا ما قورن بمؤشر ممتاز مستهدف أو مؤشر أساسي لتكلفة المعيشة.

٩-١٠٩ قد يقرر المكتب الإحصائي بدلا من ذلك حساب مؤشرات المستوى الأعلى بدون تحديث أسعار الأوزان الترجيحية. ويقابل ذلك حساب *مؤشر يانغ* في شكل المتوسط الحسابي لنسب الأسعار المرجح بالأنصبة:

$$P_{Yo}^{0:t} = \sum w_i^b \left(\frac{p_i^t}{p_i^0} \right), \quad w_i^b = \frac{p_i^b q_i^b}{\sum p_i^b q_i^b} \qquad (9.16)$$

٩-١١٠ يعد مؤشر يانغ مؤشرا عاما بمعنى أن الأنصبة لا يُشترط أن تنتمي إلى فترة معينة، لكنها قد تنتمي إلى أي فترة أو متوسط فترات مختلفة مثلا. وهو *مؤشر قائم على الأوزان الترجيحية الثابتة* حيث ينصب التركيز على أن الأوزان ينبغي أن تكون ممثلة بقدر الإمكان لمتوسط أنصبة قيم الفترة التي يغطيها المؤشر. والمؤشر القائم على الأوزان الترجيحية الثابتة ليس بالضرورة مؤشر قائم على السلة الثابتة، أي أنه لا يقيس بالضرورة التغير في قيمة سلة فعلية مثل مؤشر لو. ومؤشر يانغ يقيس التغير في تكلفة مجموعة مشتريات في الفترة صفر بأنصبة القيم الموزعة بين مكونات الإنفاق في الفترة b. ولا يقابل ذلك التغير في قيمة أي سلة فعلية، ما لم تظل أنصبة النفقات

دون تغيير من الفترة b إلى الفترة صفر. وفي الحالة الخاصة التي تكون فيها b = صفر، يُختزل المؤشر إلى مؤشر لاسبير.ويوصف مؤشر يانغ بمزيد من التفصيل في الفصل الخامس عشر.

٩-١١١ من الناحية العملية، عندما يتعين حساب مؤشرات المستوى الأعلى على أساس مؤشرات الأسعار الأولية وأوزان الإجماليات الأولية، يُحسب مؤشر يانغ بترجيح المؤشرات الأولية معا من الفترة صفر إلى الفترة t بأنصبة قيمها عندما تظل أسعار الأوزان الترجيحية دون تحديث.

$$P_{Yo}^{0:t} = \sum w_j^b P_j^{0:t} \qquad (9.16a)$$

٩-١١٢ لاحظ أنه حتى إذا تقرر تحديث أسعار الأوزان الترجيحية وحساب مؤشر قائم على سلة ثابتة أو مؤشر لو، فإن هذا المؤشر يُحسب في شكل مؤشر يانغ، أي متوسط حسابي للمؤشرات الأولية مرجح بالأنصبة. وهكذا تكون قيمة مؤشر لو مساوية لقيمة مؤشر يانغ الذي تكون أوزانه الترجيحية هي أنصبة القيم *الهجين* التي يتم الحصول عليها بإعادة تقييم كميات الفترة b بأسعار الشهر المرجعي للأسعار.

٩-١١٣ بالإبقاء على أنصبة النفقات ثابتة من الفترة المرجعية للأوزان إلى الفترة المرجعية للأسعار، يُفترض تغير الكميات الأساسية نتيجة للتغير في الأسعار النسبية. وبالتالي، إذا كانت الأسر المعيشية تُبقي غالبا على أنصبة النفقات ثابتة بالاستعاضة عن السلع أو الخدمات التي تشهد زيادة في أسعارها النسبية بسلع أو خدمات تشهد انخفاضا في أسعارها النسبية، فإن أنصبة نفقات الفترة b ستمثل تقديرات ملائمة لأنصبة النفقات في الفترة المرجعية للأسعار عند إدراج الأوزان الترجيحية في المؤشر. وبالتالي، إذا ظلت أنصبة النفقات دون تغيير، سيمثل مؤشر يانغ تقديرا ملائما للمؤشر الممتاز المستهدف. ومع ذلك، إذا ظلت الكميات ثابتة غالبا، أي لا تقوم الأسر المعيشية بالإحلال فيما بين السلع والخدمات نتيجة للتغير في الأسعار النسبية، سيكون مؤشر يانغ متحيزا بالنقص بالمقارنة بالمؤشر الممتاز المستهدف.

٩-١١٤ يمكن توضيح الاختلاف بين مؤشري يانغ ولو بطرح أحدهما من الآخر:

$$\begin{aligned} P_{Lo}^{0:t} - P_{Yo}^{0:t} &= \sum w_j^{b(0)} \cdot P_j^{0:t} - \sum w_j^b \cdot P_j^{0:t} \\ &= \sum \left(w_j^{b(0)} - w_j^b \right) P_j^{0:t} \end{aligned} \qquad (9.17)$$

٩-١١٥ يُعطي مؤشر لو وزنا أكبر للمؤشرات الأولية التي ارتفعت أسعارها بما يفوق المتوسط من الفترة b إلى الفترة صفر كما يُعطي وزنا أقل للمؤشرات الأولية التي ارتفعت أسعارها بما يقل عن المتوسط. وبالتالي، إذا كانت اتجاهات التغير في الأسعار طويلة الأجل، بحيث أن الأسعار التي ارتفعت نسبيا من الفترة b إلى الفترة صفر تواصل ارتفاعها من الفترة صفر إلى الفترة t، والأسعار التي انخفضت من الفترة b إلى الفترة صفر

تواصل انخفاضها، فإن قيمة مؤشر لو ستفوق قيمة مؤشر يانغ. ويشير ذلك إلى اتجاه قيمة مؤشر لو نحو الارتفاع عن قيمة مؤشر يانغ في الأجل الطويل. وهذا التأثير تتضمنه الصيغ ولا يرتبط بما يمكن أو لا يمكن أن يحدث في الواقع بشأن إحلال الأسر المعيشية للسلع والخدمات نتيجة التغير في الأسعار النسبية.

٩-١١٦ تعتمد معرفة ما إذا كان مؤشر يانغ أم مؤشر لو يعطي تقديرا أفضل للمؤشر الممتاز المستهدف على معرفة ما إذا كانت الأوزان الأصلية $(w^i{}_b)$ أم الأوزان محدثة الأسعار $(w^i{}_{b(0)})$ تعطي تقديرا أفضل لمتوسط أنصبة النفقات من الفترة صفر إلى الفترة t.[١] وإذا كان متوسط مرونة الإحلال على مستوى الإجمالي الأولي أقرب إلى الواحد الصحيح، فإن مؤشر يانغ يعطي تقديرا أفضل. أما إذا كان متوسط مرونة الإحلال أقرب إلى الصفر، فإن مؤشر لو يعطي تقديرا أفضل.

٩-١١٧ يوحي السلوك الطبيعي للمستهلكين بأنه ينبغي، بوجه عام، توقع حدوث إحلال ما، وبالتالي سيكون مؤشر لو متحيزا غالبا بالمقارنة بالمؤشر الممتاز المستهدف. ونظرا لأن مؤشر يانغ يسمح بالإحلال من الفترة b إلى الفترة صفر، بينما لا يسمح مؤشر لو بذلك، قد يُقال إن التحيز المعتاد لمؤشر لاسبير يقل في مؤشر يانغ عن مؤشر لو. وهكذا يمكن أن يكون عدم تحديث الأسعار إحدى الطرق العملية لتخفيض هذا النوع من التحيز.

٩-١١٨ الأمر متروك للمكاتب الإحصائية لتقرر ما إذا كانت ستحدِّث أسعار أنصبة النفقات أم لا. فإذا كان الهدف الأساسي هو إعداد مؤشر لأسعار المستهلكين يقيس تغير أسعار سلة ثابتة فعلية من السلع والخدمات، ينبغي تحديث أسعار الأوزان الترجيحية. وسوف يعطي المؤشر الناتج القائم على سلة ثابتة، أو مؤشر لو، تقديرا جيدا للتغير في الأسعار إذا ظلت الكميات ثابتة غالبا.

٩-١١٩ إذا اعتبر المكتب الإحصائي أن أنصبة نفقات الفترة المرجعية للأوزان تعطي تقديرا أفضل لمتوسط أنصبة النفقات في الفترة التي يُفترض استخدام الأوزان فيها، يمكن أن يكون ذلك سببا لاستخدام أنصبة النفقات كما هي دون تحديث أسعارها. وإذا ظلت أنصبة الأحجام ثابتة تقريبا، فإنها تعطي تقديرا جيدا للتغير في الأسعار.

٩-١٢٠ إن تحديث أسعار أنصبة النفقات لا يعنى أن الأوزان الترجيحية الناتجة عن ذلك ستكون بالضرورة أكثر تحديثا. فعندما تكون هناك علاقة عكسية قوية بين حركات الأسعار والكميات، قد يؤدي الاعتماد على تحديث الأسعار فقط إلى نتائج غير منطقية. وعلى سبيل المثال، لقد ظلت أسعار أجهزة الكمبيوتر تنخفض بسرعة في السنوات الأخيرة. فإذا تم الإبقاء على الكميات ثابتة بينما تم تحديث الأسعار، سنجد أن الأوزان الترجيحية للنفقات على أجهزة الكمبيوتر ستنخفض بسرعة أيضا. لكن من الناحية العملية، قد ترتفع الأوزان الترجيحية للنفقات على أجهزة الكمبيوتر بسبب الزيادة السريعة جدا في الكميات المشتراة من أجهزة الكمبيوتر.

---

[١] يمكن أن يأخذ كل من مؤشر لو ومؤشر يانغ نفس الصيغة التي يأخذها مؤشر ولش، كمتوسط حسابي لنسب الأسعار مرجح بأنصبة الإنفاق، والاختلاف الوحيد سيتمثل في المكون الترجيحي.

٩-١٢١ تتغير كل من الكميات وأنصبة النفقات بمرور الوقت وعلى نحو يتزايد باطراد، كلما طالت الفترة الزمنية بين الفترة المرجعية للأوزان والفترة التي تدرج خلالها الأوزان في المؤشر. وبالتالي، سواء تم تحديث أسعار الأوزان الترجيحية أم لم يتم، ينبغي مراجعتها وتحديثها على نحو متواتر لتخفيض التحيز المحتمل. وعند حدوث تغيرات سريعة في الكميات النسبية والأسعار النسبية، تكون المكاتب الإحصائية مُلزَمة بالفعل بتغيير الأوزان الترجيحية للنفقات على نحو أكثر تواترا. ولا يمكن معالجة هذا الوضع عن طريق الاعتماد على تحديث الأسعار فقط. فأساس الترجيح يتعين تحديثه من حيث الكميات والأسعار، وهو ما يعني في واقع الأمر إدراج أوزان ترجيحية جديدة.

مثال لتحديث الأسعار

٩-١٢٢ من الناحية العملية، يمكن حساب الأوزان الترجيحية محدثة الأسعار بضرب الأوزان الترجيحية الأصلية للنفقات (w_j^b) في الفترة b في مؤشرات الأسعار الأولية المقابلة $(P_j^{b:0})$ من الفترة b إلى الفترة صفر وتعديل مقياس الأوزان المحدثة ليصبح مجموعها واحد صحيح. وهكذا، كما يتضح من المعادلة (9.14a)، يمكن حساب الأوزان التي تُحدث بأسعار الفترة صفر بدلا من أسعار الفترة b كالتالي:

$$w_j^{b(0)} = \frac{w_j^b \cdot P_j^{b:0}}{\sum w_j^b \cdot P_j^{b:0}} \qquad (9.18)$$

٩-١٢٣في الجدول ٩-٧، يُفترض أن تكون فترة الأساس b هي سنة ٢٠٠٠، لذلك تكون الأوزان الترجيحية هي أنصبة النفقات في سنة ٢٠٠٠. وفي القسم (أ) من الجدول، تُستخدم سنة ٢٠٠٠أيضا كفترة مرجعية للأسعار. ولكن من الناحية العملية لا يمكن إدراج الأوزان الترجيحية القائمة على سنة ٢٠٠٠ إلا بعد سنة ٢٠٠٠ بفترة زمنية بسبب الوقت المطلوب لجمع بيانات الأوزان ومعالجتها. وفي القسم (ب) من الجدول ٩-٧، يُفترض إدراج الأوزان الترجيحية لسنة ٢٠٠٠ في ديسمبر ٢٠٠٢ وأن يتم اختيار هذا الشهر أيضا كأساس مرجعي جديد للأسعار.

٩-١٢٤ لاحظ أنه يمكن حساب المؤشرات في ديسمبر ٢٠٠٢ على أساس سنة ٢٠٠٠ كما هو مبين في القسم (أ) من الجدول، ولكن تقرر جعل ديسمبر ٢٠٠٢ الأساس المرجعي للأسعار. وهذا لا يحول دون حساب المؤشر الذي تكون الفترة المرجعية لأسعاره هي ديسمبر ٢٠٠٢ بالرجوع إلى الوراء بضعة شهور في سنة ٢٠٠٢، إذا كان ذلك مستصوبا.

الجدول ٩-٧: تحديث أسعار الأوزان الترجيحية للنفقات

	الوزن الترجيحي	٢٠٠٠	نوفمبر ٢٠٠٢	ديسمبر ٢٠٠٢	يناير ٢٠٠٣	فبراير ٢٠٠٣	مارس ٢٠٠٣
(أ) المؤشر عندما تكون سنة ٢٠٠٠ هي الفترة المرجعية للأوزان والأسعار							
المؤشرات الأولية للأسعار							
	w_{00}						
A	٠,٢٠	١٠٠,٠٠	٩٨,٠٠	٩٩,٠٠	١٠٢,٠٠	١٠١,٠٠	١٠٤,٠٠
B	٠,٢٥	١٠٠,٠٠	١٠٦,٠٠	١٠٨,٠٠	١٠٧,٠٠	١٠٩,٠٠	١١٠,٠٠
C	٠,١٥	١٠٠,٠٠	١٠٤,٠٠	١٠٦,٠٠	٩٨,٠٠	١٠٠,٠٠	٩٧,٠٠
D	٠,١٠	١٠٠,٠٠	١٠١,٠٠	١٠٤,٠٠	١٠٨,٠٠	١١٢,٠٠	١١٤,٠٠
E	٠,٣٠	١٠٠,٠٠	١٠٢,٠٠	١٠٣,٠٠	١٠٦,٠٠	١٠٥,٠٠	١٠٦,٠٠
مؤشرات المستوى الأعلى							
C+B+A = G	٠,٦٠	١٠٠,٠٠	١٠٢,٨٣	١٠٤,٥٠	١٠٣,٠٨	١٠٤,٠٨	١٠٤,٧٥
E+D=H	٠,٤٠	١٠٠,٠٠	١٠١,٧٥	١٠٣,٢٥	١٠٦,٥٠	١٠٦,٧٥	١٠٨,٠٠
الإجمالي		١٠٠,٠٠	١٠٢,٤٠	١٠٤,٠٠	١٠٤,٤٥	١٠٥,١٥	١٠٦,٠٥
(ب) المؤشر عندما تُعدل فترته المرجعية إلى ديسمبر ٢٠٠٢ وتُحدث أوزانه الترجيحية بأسعار ديسمبر ٢٠٠٢							
المؤشرات الأولية للأسعار							
	$w_{00(Dec02)}$						
A	٠,١٩٠	١٠١,٠١	٩٨,٩٩	١٠٠,٠٠	١٠٣,٠٣	١٠٢,٠٢	١٠٥,٠٥
B	٠,٢٦٠	٩٢,٥٩	٩٨,١٥	١٠٠,٠٠	٩٩,٠٧	١٠٠,٩٣	١٠١,٨٥
C	٠,١٥٣	٩٤,٣٤	٩٨,١١	١٠٠,٠٠	٩٢,٤٥	٩٤,٣٤	٩١,٥١
D	٠,١٠٠	٩٦,١٥	٩٧,١٢	١٠٠,٠٠	١٠٣,٨٥	١٠٧,٦٩	١٠٩,٦٢
E	٠,٢٩٧	٩٧,٠٩	٩٩,٠٣	١٠٠,٠٠	١٠٢,٩١	١٠١,٩٤	١٠٢,٩١
مؤشرات المستوى الأعلى							
C+ B+ A =G	٠,٦٠٣	٩٥,٦٩	٩٨,٤١	١٠٠,٠٠	٩٨,٦٤	٩٩,٦٠	١٠٠,٢٤
E+D =H	٠,٣٩٧	٩٦,٨٥	٩٨,٥٥	١٠٠,٠٠	١٠٣,١٥	١٠٣,٣٩	١٠٤,٦٠
الإجمالي		٩٦,١٥	٩٨,٤٦	١٠٠,٠٠	١٠٠,٤٣	١٠١,١١	١٠١,٩٧
تعديل المقياس ليصبح ٢٠٠٠= ١٠٠		١٠٠,٠٠	١٠٢,٤٠	١٠٤,٠٠	١٠٤,٤٥	١٠٥,١٥	١٠٦,٠٥

٩-١٢٥ إذا تقرر الاحتفاظ بالكميات، يكون المؤشر الناتج هو المؤشر القائم على سلة السلع والخدمات ــ أو مؤشر لو ــ الذي تكون كمياته هي كميات سنة ٢٠٠٠. وهذا يعنى أن *حركات* المؤشر يجب أن تكون متطابقة مع حركات المؤشر القائم على سنة ٢٠٠٠ والمبينة في القسم (أ) من الجدول. وفي هذه الحالة، إذا كان ينبغي عرض المؤشر كمتوسط مرجح للمؤشرات الأولية للأسعار عندما يكون ديسمبر ٢٠٠٢ هو الفترة المرجعية للأسعار، يتعين تحديث أوزان النفقات لسنة ٢٠٠٠ بأسعار ديسمبر ٢٠٠٢. ويتضح ذلك في القسم (ب) من الجدول ٩-٧، حيث يتم الحصول على الأوزان الترجيحية المحدثة بضرب الأوزان الترجيحية الأصلية لسنة ٢٠٠٠ في القسم الأول (أ) من الجدول في مؤشرات أسعار الإجماليات الأولية بين سنة ٢٠٠٠ وديسمبر ٢٠٠٢، ثم تعديل مقياس النتائج ليصبح مجموعها واحد صحيح. وهذه الأوزان الترجيحية المحدثة هي الأوزان المدرجة تحت العنوان *w00(Dec02)* في الجدول.

٩-١٢٦ المؤشرات ذات الأوزان الترجيحية محدثة الأسعار في القسم (ب) من الجدول ٩-٧ هي مؤشرات لو التي تكون فيها الفترة b= ٢٠٠٠ والفترة صفر= ديسمبر ٢٠٠٢. ويمكن وضع هذه المؤشرات في صورة نسب بين المؤشرات في الجزء العلوي من الجدول. فعلى سبيل المثال، مؤشر لو الكلي لشهر مارس ٢٠٠٣ ــ عندما يكون ديسمبر ٢٠٠٢ هو الأساس المرجعي للأسعار، وقيمته ١٠١,٩٧، هو النسبة بين مؤشر شهر مارس ٢٠٠٣ الذي يستند إلى سنة ٢٠٠٠ والمبين في القسم (أ) من الجدول، وقيمته ١٠٦,٠٥، ومؤشر شهر ديسمبر2002 الذي يستند إلى سنة ٢٠٠٠ وقيمته ١٠٤,٠٠. وهكذا، فإن تحديث الأسعار يحتفظ بحركات المؤشرات في القسم (أ) من الجدول رغم تغيير الفترة المرجعية للأسعار إلى ديسمبر ٢٠٠٢.

٩-١٢٧ من ناحية أخرى، قد يتقرر حساب سلسلة مؤشرات يانغ باستخدام أنصبة النفقات العائدة لسنة ٢٠٠٠ دون تحديث للأسعار. وإذا كان يتعين بقاء أنصبة النفقات بالفعل ثابتة، فسوف يكون اتجاه حركة الكميات عكس اتجاه حركة الأسعار بين سنة ٢٠٠٠ وديسمبر ٢٠٠٢. وعندما يتم الإبقاء على الكميات ثابتة في مؤشر لو محدث الأسعار، فإن حركات المؤشرين ستختلف عادة. وفي الحالة الخاصة التي تظل فيها الأسعار النسبية دون تغيير من الفترة المرجعية للأوزان إلى الفترة المرجعية للأسعار، لن تتغير الأوزان الترجيحية محدثة الأسعار كما سيعطي كل من مؤشر يانغ ومؤشر لو نفس النتيجة.

إدراج الأوزان الترجيحية الجديدة والوصل بنظام السلسلة

٩-١٢٨ يجب مراجعة الأوزان الترجيحية للإجماليات الأولية من وقت إلى آخر لضمان أنها تعبر عن أنماط الإنفاق الحالية وسلوك المستهلكين. وعند إدخال أوزان ترجيحية جديدة يمكن أن تكون الفترة المرجعية للأسعار

للمؤشر الجديد هي آخر فترة للمؤشر القديم، ويجري وصل المؤشر القديم والمؤشر الجديد معا عند هذه النقطة. وهكذا ينتج عن المؤشرين القديم والجديد مؤشر بنظام السلسلة.

٩-١٢٩ تكون عملية إدراج أوزان ترجيحية جديدة غالبا عملية معقدة لأنها تعطي الفرصة لإدراج بنود جديدة أو عينات جديدة أو مصادر بيانات جديدة أو ممارسات إعداد جديدة أو إجماليات أولية جديدة أو مؤشرات أعلى مستوى جديدة أو تصنيفات جديدة. وتُجرى هذه المهام غالبا في توقيت متزامن عند تعديل الأوزان لتقليل الانقطاع الكلي في السلسلة الزمنية وما ينتج عن ذلك من مضايقات لمستخدمي المؤشرات.

٩-١٣٠ في العديد من البلدان، تجرى عمليتي تعديل الأوزان والوصل المسلسل كل خمس سنوات تقريبا، لكن بعض البلدان يستخدم أوزانا ترجيحية جديدة كل سنة. ولا يتعين وصل المؤشرات بنظام السلسلة سنويا، إذ يمكن إجراء الوصل على نحو أقل تواترا. ولا تتمثل القضية الحقيقية في الوصل بنظام السلسلة او عدم الوصل بل في مدى تواتر هذا الوصل. ولابد من تعديل الأوزان الترجيحية إن آجلا أو عاجلا، حيث لا يمكن أن يستمر استخدام نفس الأوزان على الدوام. وأيا كان الإطار الزمني، على المكاتب الإحصائية أن تتعامل مع قضية الوصل بنظام السلسلة إن آجلا أو عاجلا. فهي قضية حتمية ومهمة لمعدّي المؤشرات.

تواتر تعديل الأوزان

٩-١٣١ من المنطقي مواصلة استخدام نفس مجموعة الأوزان الترجيحية للإجماليات الأولية طالما ظلت أنماط الاستهلاك على مستوى الإجماليات الأولية ثابتة نوعا ما. وبمرور الوقت، سوف يميل المستهلكون إلى إحلال المنتجات التي ارتفعت أسعارها نسبيا. وهكذا، تكون العلاقة بين حركات الأسعار والكميات بوجه عام علاقة عكسية. وهذا النوع من السلوك من جانب المستهلكين يعني أن مؤشر لو القائم على سلة ثابتة في فترة سابقة سينطوي غالبا على تحيز بالزيادة مقارنة بالمؤشر القائم على سلة السلع والخدمات الذي يستخدم أوزان ترجيحية محدثة.

٩-١٣٢ هناك سبب آخر لتغير أنماط الاستهلاك وهو استمرار طرح منتجات جديدة واستبعاد منتجات أخرى. وعلى المدى الأبعد، تتأثر أنماط الاستهلاك أيضا بالعديد من العوامل الأخرى، منها ارتفاع الدخول ومستويات المعيشة والتغيرات الديمغرافية في هيكل السكان والتغيرات التكنولوجية والتغير في الأذواق والأفضليات.

٩-١٣٣ هناك اتفاق واسع في الآراء على أن التحديث المنتظم للأوزان الترجيحية يُعد ممارسة منطقية وضرورية، من خلال إجرائه كل خمس سنوات على الأقل أو على نحو أكثر تواترا إذا كانت هناك أدلة على حدوث تغيرات سريعة في أنماط الاستهلاك. ومع ذلك، فإن مسألة مدى تواتر تغيير الأوزان الترجيحية ووصل المؤشر بنظام السلسلة ليست مسألة سهلة، لأن الوصل المتكرر قد يشوبه أيضا بعض العيوب. فقد يكون الحصول على أوزان ترجيحية جديدة مكلفا، لا سيما إذا استلزم ذلك إجراء مسوح الإنفاق على نحو أكثر تواترا. ويتميز

الوصل المسلسل السنوي بأنه يسمح بإدراج التغيرات (كإدراج سلع جديدة مثلا) بصورة منتظمة، رغم احتياج كل مؤشر إلى نوع من التحديث المستمر، سواء كان بنظام السلسلة السنوية أم لا.

٩-١٣٤ تتأثر النفقات على أنواع معينة من المنتجات تأثرا شديدا بالتقلبات الاقتصادية قصيرة الأجل. فعلى سبيل المثال، قد تتغير النفقات على السيارات والسلع المعمرة الأساسية والسلع الكمالية المكلفة، وغيرها، تغيرا كبيرا من سنة إلى أخرى. وفي هذه الحالات، قد يفضّل حساب الوزن الترجيحي على أساس متوسط إنفاق سنتين أو أكثر.

حساب المؤشر بنظام السلسلة

٩-١٣٥ إذا افترضنا أن سلسلة من مؤشرات يانغ ذات الأوزان الترجيحية الثابتة قد تم حسابها بحيث تكون الفترة صفر هي الفترة المرجعية للأسعار وأنه يتعين في فترة لاحقة، k، استخدام مجموعة جديدة من الأوزان الترجيحية في المؤشر، فإن المجموعة الجديدة من الأوزان الترجيحية قد تكون، أو لا تكون، محدثة بأسعار الفترة k بدلا من أسعار الفترة المرجعية الجديدة للأوزان الترجيحية. عندئذ، يحسب المؤشر بنظام السلسلة كالتالي:

$$\begin{aligned} P^{0:t} &= P^{0:k} \sum w_j^k P_j^{k:t-1} P_j^{t-1:t} \\ &= P^{0:k} \sum w_j^k P_j^{k:t} \\ &= P^{0:k} P^{k:t} \end{aligned} \qquad (9.19)$$

٩-١٣٦ هناك عدة خصائص مهمة للمؤشر بنظام السلسلة:

- تسمح صيغة المؤشر بنظام السلسلة بتحديث الأوزان الترجيحية، وتيسر إدخال بنود جديدة ومؤشرات فرعية واستبعاد بنود قديمة.
- حتى يمكن وصل السلاسل القديمة والجديدة بنظام السلسلة، يلزم وجود فترة تداخل (k) يُحسب فيها المؤشر باستخدام مجموعة الأوزان الترجيحية القديمة والجديدة.
- قد يكون للمؤشر بنظام السلسلة وصلتين أو أكثر. ويمكن حساب المؤشر، في كل وصلة، كمؤشر قائم على الأوزان الترجيحية الثابتة باستخدام المعادلة (9.10)، أو في واقع الأمر باستخدام أي صيغة أخرى للمؤشر. وقد تكون فترة الوصل المسلسل شهرا أو سنة، شريطة أن تنتمي الأوزان الترجيحية والمؤشرات إلى نفس الفترة.
- يهدف الوصل المسلسل إلى ضمان أن تبين فرادى المؤشرات على كافة المستويات التغيرات الصحيحة بمرور الوقت.

- يؤدي الوصل المسلسل إلى عدم قابلية الجمع وبالتالي فإن المؤشرات بنظام السلسلة على المستوى الأدنى لا يمكن جمعها على مؤشرات المستوى الأعلى باستخدام أحدث مجموعة من الأوزان الترجيحية. ومن ناحية أخرى، إذا تم تغيير الفترة المرجعية للمؤشر وتم تعديل مقياس فترة سلسلة المؤشر قبل فترة الوصل المسلسل لتصبح الفترة المرجعية الجديدة للمؤشر، لا يمكن جمع هذه السلسلة على مؤشرات المستوى الأعلى باستخدام الأوزان الترجيحية الجديدة.

٩-١٣٧ يعرض الجدول ٩-٨ مثالا لحساب المؤشر بنظام السلسلة. ويُحسب المؤشر من سنة ١٩٩٨ إلى ديسمبر ٢٠٠٢ مع اعتبار سنة ١٩٩٨ الفترة المرجعية للأوزان الترجيحية وللأسعار. واعتبارا من ديسمبر ٢٠٠٢، يتم إدراج مجموعة جديدة من الأوزان الترجيحية. وقد تنتمي الأوزان الترجيحية لسنة ٢٠٠٠ مثلا، وقد تكون، أو لا تكون، محدثة بأسعار ديسمبر ٢٠٠٢. وبعد ذلك، تحسب سلسلة جديدة للمؤشر القائم على الأوزان الترجيحية الثابتة مع اعتبار ديسمبر ٢٠٠٢ الشهر المرجعي للأسعار. وأخيرا، يجري وصل السلسلة الجديدة للمؤشر بالمؤشر القديم مع اعتبار ١٩٩٨=١٠٠ عن طريق الضرب للحصول على مؤشر مستمر من سنة ١٩٩٨ حتى مارس ٢٠٠٣. وتُحسب مؤشرات المستوى الأعلى بنظام السلسلة في الجدول ٩-٨ كالتالي:

$$P^{00:t} = P^{98:Dec02} \sum w_j^{00(Dec02)} P_j^{Dec02:t} \qquad (9.20)$$

٩-١٣٨ نظرا لعدم قابلية الجمع، لا يمكن حساب المؤشر الكلي بنظام السلسلة لشهر مارس ٢٠٠٣ (١٢٩,٠٧) مثلا، كمتوسط حسابي مرجح لمؤشري المستوى الأعلى بنظام السلسلة G وH باستخدام الأوزان الترجيحية من ديسمبر ٢٠٠٢.

الجدول ٩-٨: حساب المؤشر بنظام السلسلة

	الوزن الترجيحي في سنة ١٩٩٨	١٩٩٨	نوفمبر ٢٠٠٢	ديسمبر ٢٠٠٢	الوزن الترجيحي في سنة ٢٠٠٠	ديسمبر ٢٠٠٢	يناير ٢٠٠٣	فبراير ٢٠٠٣	مارس ٢٠٠٣
		١٠٠=١٩٩٨				*ديسمبر ٢٠٠٢=١٠٠*			
المؤشرات الأولية للأسعار									
A	٠,٢٠	١٠٠,٠٠	١٢٠,٠٠	١٢١,٠٠	٠,٢٥	١٠٠,٠٠	١٠٠,٠٠	١٠٠,٠٠	١٠٢,٠٠
B	٠,٢٥	١٠٠,٠٠	١١٥,٠٠	١١٧,٠٠	٠,٢٠	١٠٠,٠٠	١٠٢,٠٠	١٠٣,٠٠	١٠٤,٠٠
C	٠,١٥	١٠٠,٠٠	١٣٢,٠٠	١٣٣,٠٠	٠,١٠	١٠٠,٠٠	٩٨,٠٠	٩٨,٠٠	٩٧,٠٠
D	٠,١٠	١٠٠,٠٠	١٤٢,٠٠	١٤٣,٠٠	٠,١٨	١٠٠,٠٠	١٠١,٠٠	١٠٤,٠٠	١٠٤,٠٠
E	٠,٣٠	١٠٠,٠٠	١١٠,٠٠	١٢٤,٠٠	٠,٢٧	١٠٠,٠٠	١٠٣,٠٠	١٠٥,٠٠	١٠٦,٠٠
الإجمالي		١٠٠,٠٠	١١٩,٧٥	١٢٤,٩٠		١٠٠,٠٠	١٠١,١٩	١٠٢,٤٧	١٠٣,٣٤
مؤشرات المستوى الأعلى									
C+B+ A=G	٠,٦٠	١٠٠,٠٠	١٢٠,٩٢	١٢٢,٣٣	٠,٥٥	١٠٠,٠٠	١٠٠,٣٦	١٠٠,٧٣	١٠١,٨٢
E+D =H	٠,٤٠	١٠٠,٠٠	١١٨,٠٠	١٢٨,٧٥	٠,٤٥	١٠٠,٠٠	١٠٢,٢٠	١٠٤,٦٠	١٠٥,٢٠
الإجمالي		١٠٠,٠٠	١١٩,٧٥	١٢٤,٩٠		١٠٠,٠٠	١٠١,١٩	١٠٢,٤٧	١٠٣,٣٤
الوصل المسلسل لمؤشرات المستوى الأعلى بتعديل المقياس ليصبح ١٩٩٨=١٠٠									
C+ B+A=G	٠,٦٠	١٠٠,٠٠	١٢٠,٩٢	١٢٢,٣٣	٠,٥٥	١٢٢,٣٣	١٢٢,٧٨	١٢٣,٢٢	١٢٤,٥٦
E+D =H	٠,٤٠	١٠٠,٠٠	١١٨,٠٠	١٢٨,٧٥	٠,٤٥	١٢٨,٧٥	١٣١,٥٨	١٣٤,٦٧	١٣٥,٤٥
الإجمالي		١٠٠,٠٠	١١٩,٧٥	١٢٤,٩٠		١٢٤,٩٠	١٢٦,٣٩	١٢٧,٩٩	١٢٩,٠٧

إدراج إجماليات أولية جديدة

٩-١٣٩ أولا: لننظر في الحالة التي يجري فيها إدراج أوزان ترجيحية جديدة ووصل المؤشر بنظام السلسلة في ديسمبر ٢٠٠٢. ويُفترض بقاء نطاق التغطية الكلية لمؤشر أسعار المستهلكين كما هو، لكن بنودا معينة زادت أهميتها ويجدر الاعتراف بها كإجماليات أولية جديدة. ومن الأمثلة الممكنة إدخال إجماليات أولية جديدة للهواتف المحمولة أو للدخول على الإنترنت.

٩-١٤٠ لننظر في حساب المؤشر الجديد بدءا من ديسمبر ٢٠٠٢، وهي الفترة المرجعية الجديدة للأسعار. إن حساب المؤشر جديد لا ينشأ عنه أي مشكلات خاصة ويمكن إجراؤه باستخدام الصيغة (10.9). ومع ذلك، إذا تم تحديث الأوزان الترجيحية بأسعار ديسمبر ٢٠٠٢بدلا من أسعار سنة ٢٠٠٠ مثلا، فقد تنشأ مشكلات لأن الإجمالي الأولي للهواتف المحمولة لم يكن موجودا قبل ديسمبر ٢٠٠٢، لذلك لا يكون هناك أي مؤشر للأسعار لاستخدامه في تحديث سعر الوزن الترجيحي للهواتف المحمولة. وقد تكون أسعار الهواتف المحمولة مدرجة قبل ديسمبر ٢٠٠٢ ضمن إجمالي أولي آخر (أجهزة الاتصالات)، لذلك قد يكون في الإمكان إنشاء سلسلة أسعار يمكن استخدامها لتحديث الأسعار. وخلافا لذلك، يمكن استخدام بيانات أسعار مصادر أخرى، كمسوح تعادل القوى الشرائية (PPP) أو إحصاءات الأعمال أو المصادر الصناعية. وإذا لم تتوافر أي معلومات، يمكن استخدام حركات إجماليات أولية مماثلة في مؤشرات الأسعار كبديل لتحديث الأسعار.

٩-١٤١ إن إدراج إجمالي أوّلي جديد يعنى أن مؤشرات المستوى الأعلى التالية والمتعاقبة تحتوي على عدد مختلف من الإجماليات الأولية قبل وبعد الوصل. لذلك، قد يصعب تفسير معدل تغير مؤشر المستوى الأعلى الذي تغيرت مكوناته. ومع ذلك، يؤدي عدم إدراج سلع أو خدمات جديدة لهذا السبب إلى عدم تعبير المؤشر عن التغيرات الدينامية الفعلية التي يشهدها الاقتصاد. وإذا كان من المعتاد تعديل مؤشر أسعار المستهلكين بالنظر إلى الوراء زمنيا، حينئذ يمكن إدراج أسعار المنتجات الجديدة وأوزانها الترجيحية على أساس رجعي. أما إذا لم يتم تعديل المؤشر بالنظر إلى الوراء زمنيا، وهو ما يحدث عادة، تكون الفرصة ضئيلة لتحسين جودة المؤشر بنظام السلسلة. ومن المستبعد ــ في حالات كثيرة ــ أن تؤثر إضافة إجمالي أوّلي واحد تأثيرا ملحوظا على مؤشرات المستوى الأعلى التي يُدرج فيها. وإذا كان هناك اعتقاد بأن إضافة إجمالي أولي ستؤثر تأثيرا ملحوظا على السلسلة الزمنية لمؤشر المستوى الأعلى، فقد يتعين قطع السلسلة القديمة وبدء مؤشر جديد على المستوى الأعلى. ولا يمكن اتخاذ هذه القرارات إلا حالة بحالة.

إدراج مؤشرات جديدة على المستوى الأعلى

٩-١٤٢ قد يتعين إدراج مؤشر جديد على المستوى الأعلى في المؤشر الكلي لأسعار المستهلكين. وقد تحدث هذه الحالة إذا تم توسيع نطاق تغطية مؤشر أسعار المستهلكين أو تغيير تصنيف الإجماليات الأولية. وهكذا، يتعين

تحديد القيمة الأولية للمؤشر الجديد على المستوى الأعلى عند إدخاله في حساب المؤشر الكلي لأسعار المستهلكين. ولنأخذ كمثال الحالة الواردة في الجدول ٩-٨ ولنفترض أنه يتعين إدراج المؤشر الجديد على المستوى الأعلى في المؤشر الكلي بدءا من شهر يناير ٢٠٠٣. عندئذ سيكون السؤال هو ما القيمة التي ينبغي وصل المؤشر الجديد على المستوى الأعلى بها في ديسمبر ٢٠٠٢. وهناك خياران هما:

- تقدير القيمة التي من المفترض أن يكون عليها المؤشر الجديد على المستوى الأعلى في ديسمبر ٢٠٠٢ عندما تكون سنة ١٩٩٨ الفترة المرجعية للأسعار، ووصل السلسلة الجديدة بدءا من يناير ٢٠٠٣ بهذه القيمة. وسوف يحول هذا الإجراء دون حدوث أي انقطاع في سلسلة المؤشر.
- استخدام القيمة ١٠٠ في ديسمبر ٢٠٠٢ كنقطة بداية للمؤشر الجديد على المستوى الأعلى. وهذا الإجراء يبسط المشكلة من الناحية الحسابية، رغم أنه تظل هناك صعوبة في شرح أسباب انقطاع سلسلة مؤشر المستخدمين.

وفي جميع الحالات، ينبغي ــ قدر الإمكان ــ أن تتزامن أية تعديلات كبيرة كتلك السابق ذكرها مع التعديل المنتظم للأوزان والوصل المسلسل لتقليل الانقطاع في سلاسل المؤشرات.

٩-١٤٣ آخر حالة ينبغي النظر فيها تتعلق بتغير التصنيف. وعلى سبيل المثال، قد يقرر بلد ما التحول من تصنيف قومي إلى تصنيف دولي، كتصنيف الاستهلاك الفردي حسب الغرض (COICOP). وبالتالي، قد تكون التغيرات في مكونات الإجماليات المدرجة في مؤشر أسعار المستهلكين كبيرة بحيث يكون وصلها غير منطقي. وفي حالات كهذه، يوصى بحساب مؤشر أسعار المستهلكين ذو التصنيف الجديد بالرجوع إلى الوراء سنة واحدة على الأقل بحيث يمكن حساب معدلات تغير سنوية متسقة.

التعديل الجزئي للأوزان

٩-١٤٤ يمكن الحصول على الأوزان الترجيحية للإجماليات الأولية من مصادر مختلفة خلال عدة فترات مختلفة. وبالتالي، قد يكون في الإمكان إدراج كافة معلومات الترجيح الجديدة في نفس الوقت. وفي بعض الحالات، قد يفضل إدراج الأوزان الترجيحية الجديدة لبعض الإجماليات الأولية بأسرع ما يمكن بعد الحصول على المعلومات. ويعرف إدراج أوزان جديدة لمجموعة فرعية في المؤشر الكلي بالتعديل الجزئي للأوزان.

٩-١٤٥ للتعديل الجزئي للأوزان آثار معينة على تحديث أسعار الأوزان الترجيحية. وقد لا تتوافر معلومات الترجيح بالنسبة لبعض الإجماليات الأولية عند تغيير فترة أساس المؤشر. وبالتالي قد يتعين النظر في تحديث أسعار الأوزان الترجيحية الجديدة وأيضا الأوزان الترجيحية القديمة التي لا يتوفر لإجمالياتها الأولية أوزان ترجيحية جديدة. وقد يتعين تحديث أسعار الأوزان الترجيحية للأخيرة خلال فترة زمنية طويلة، وهو الأمر الذي قد يؤدي ــ للأسباب السابق ذكرها ــ إلى مشكلات خطيرة إذا ما كان التغير في الكميات النسبية عكس التغير في

الأسعار النسبية. وينبغي الحصول على بيانات عن التغير في الكميات والأسعار قبل إجراء هذا التحديث. ويعيب التعديل الجزئي للأوزان أن الكميات الضمنية تنتمي إلى فترات مختلفة، بحيث تكون مكونات السلة غير واضحة وغير محددة المعالم.

٩-١٤٦ يمكن استنتاج أن إدراج أوزان ترجيحية جديدة ووصل سلسلة جديدة بالسلسلة القديمة لا يشكل صعوبة من حيث المبدأ. وتنشأ الصعوبات عمليا عند محاولة المواءمة بين الفترتين المرجعيتين للأوزان والأسعار وعند تقرير ما إذا كانت مؤشرات المستوى الأعلى التي تحتوي على إجماليات أولية مختلفة ينبغي وصلها بنظام السلسلة بمرور الوقت أم لا. ولا يمكن لهذا الدليل أن يقدم إرشادا محددا بشأن قرارات مثل هذه، لكن ينبغي على معدِّي المؤشرات أن يبحثوا بعناية المنطق الاقتصادي والموثوقية الإحصائية للسلسلة الناتجة وأيضا حاجات المستخدمين. ومن أجل تيسير عملية اتخاذ القرار، ينبغي التفكير بعناية في هذه القضايا سلفا أثناء التخطيط لعملية تعديل الأوزان، مع إعطاء اهتمام خاص للمؤشرات التي سيجري إصدارها.

٩-١٤٧ *الوصلات طويلة الأجل وقصيرة الأجل*: لننظر في المؤشر بنظام السلسلة طويل الأجل الذي يجري تغيير أوزانه الترجيحية سنويا. في أي سنة، تُحسب المؤشرات الشهرية الحالية أولا باستخدام أحدث مجموعة من الأوزان الترجيحية المتاحة التي لا يمكن أن تكون أوزان السنة الحالية. ومع ذلك، عندما تصبح الأوزان الترجيحية للسنة موضوع الدراسة متوفرة في وقت لاحق، يمكن إعادة حساب المؤشرات الشهرية على أساس الأوزان الترجيحية لهذه السنة نفسها. ويمكن عندئذ استخدام السلسلة الناتجة في المؤشر بنظام السلسلة طويل الأجل، بدلا من المؤشرات الأصلية التي تصدر لأول مرة. وبالتالي فإن حركات المؤشر بنظام السلسلة طويل الأجل من أي ديسمبر مثلا إلى ديسمبر التالي له تقوم على أساس الأوزان الترجيحية لهذه السنة نفسها، حيث يجري ربط الأوزان الترجيحية كل ديسمبر. وقد وضع المكتب الإحصائي المركزي في السويد هذه الطريقة، حيث يجري تطبيقها عند حساب مؤشر أسعار المستهلكين. وهناك وصف لهذه الطريقة في *Swedish Consumer Price Index: A Handbook of Methods (Statistics Sweden, 2001).*

٩-١٤٨ لنفترض أن كل وصلة تمتد من ديسمبر إلى ديسمبر. عندئذ يُحسب المؤشر طويل الأجل للشهر m من السنة Y عندما يكون شهر ديسمبر من السنة صفر هو الفترة المرجعية للمؤشر باستخدام الصيغة التالية:

$$P^{Dec0:mY} = \left(\prod_{y=1}^{Y-1} P^{Decy-1:Decy} \right) P^{DecY-1:mY}$$
$$= P^{Dec0:Dec1} P^{Dec1:Dec2} \ \ldots \ P^{DecY-2:DecY-1} P^{DecY-1:mY} \qquad (9.21)$$

٩-١٤٩ وعند التطبيق العملي في السويد، يُضرب عامل لقياس المؤشر من ديسمبر في السنة صفر حسب متوسط السنة صفر في الجانب الأيمن من المعادلة (9.21) لجعل الفترة المرجعية سنة كاملة. وتعتمد حركة المؤشر في الأجل الطويل على الوصلات طويلة الأجل فقط، نظرا لأن الوصلات قصيرة الأجل يحل محلها على التوالي

نظيراتها طويلة الأجل. وعلى سبيل المثال، نفترض أن المؤشرات قصيرة الأجل لشهر يناير حتى ديسمبر ٢٠٠١ تُحسب كالتالي:

$$P^{Dec00:m01} = \sum w_j^{00(Dec00)} P_j^{Dec00:m01} \qquad (9.22)$$

حيث $w_j^{00(Dec00)}$ هي الأوزان المحدثة بأسعار ديسمبر ٢٠٠٠ بدلا من أسعار سنة ٢٠٠٠. وعندما تصبح الأوزان الترجيحية لسنة ٢٠٠١ متوفرة، تحل الوصلة طويلة الأجل محل الوصلة السابقة:

$$P^{Dec00:Dec01} = \sum w_j^{01(Dec00)} P_j^{Dec00:Dec01} \qquad (9.23)$$

حيث $w_j^{01(Dec00)}$ هي الأوزان الترجيحية بأسعار ديسمبر ٢٠٠٠ بدلا من أسعار سنة ٢٠٠١. وتُستخدم نفس مجموعة الأوزان الترجيحية من سنة ٢٠٠١ المحدثة بأسعار ديسمبر ٢٠٠١ في الوصلة قصيرة الأجل لسنة ٢٠٠٢:

$$P^{Dec01:m02} = \sum w_j^{01(Dec01)} P_j^{Dec01:m02} \qquad (9.24)$$

٩-١٥٠ باستخدام هذه الطريقة، تحدَّد حركة المؤشر طويل الأجل بأوزان ترجيحية معاصرة. وتحظى هذه الطريقة بالقبول من الناحية المفاهيمية لأن الأوزان الترجيحية ذات الأهمية القصوى لمعظم المستخدمين هي الأوزان الترجيحية التي تستند إلى أنماط الاستهلاك عندما تحدث تغيرات الأسعار بالفعل. وهذه الطريقة تصل بعملية الوصل المسلسل إلى نتيجتها المنطقية، على الأقل بافتراض عدم وصل المؤشرات بنظام السلسلة أكثر من مرة في السنة. ونظرا لأن هذه الطريقة تستخدم أوزانا ترجيحية تعدل باستمرار لضمان تمثيلها للسلوك الحالي للمستهلك، فإن المؤشر الناتج يتجنب أيضا إلى حد كبير التحيز الناتج عن الإحلال الذي يحدث عندما تستند الأوزان الترجيحية إلى أنماط استهلاك فترة ما في الماضي. ولذلك، يمكن أن تحظى هذه الطريقة بقبول المكاتب الإحصائية التي تهدف إلى تقدير مؤشر تكلفة المعيشة.

٩-١٥١ أخيرا، يمكن ملاحظة أن هذه الطريقة تتضمن قدر من التعديل للمؤشر الصادر سابقاً. وفي بعض البلدان، هناك معارضة لتعديل مؤشر أسعار المستهلكين بعد إصداره، رغم أن المعتاد بالنسبة للإحصاءات الاقتصادية الأخرى، بما في ذلك الحسابات القومية، أن يتم تعديله كلما توفر مزيد من المعلومات ومزيد من المعلومات الحديثة. ويجري بحث هذه النقطة بمزيد من التفصيل في الفقرات التالية.

تحليل التغيرات في المؤشر

٩-١٥٢ يهتم مستخدمو المؤشر غالبا بمعرفة مقدار التغير في المؤشر الكلي الذي يُعزى إلى التغير في سعر سلعة معينة أو مجموعة منتجات معينة، كالنفط أو الأغذية. وبدلا من ذلك، قد يكون هناك اهتمام بمعرفة قيمة المؤشر إذا تم استبعاد المساكن أو الطاقة. ويمكن الإجابة على الأسئلة من هذا النوع بتحليل التغير في المؤشر الكلي إلى مكوناته.

٩-١٥٣ لنفترض أن المؤشر يحسب كما في المعادلة (9.10) أو المعادلة (9.11). يمكن عندئذ صياغة التغير النسبي في المؤشر من الفترة *t-m* إلى الفترة *t* كما يلي:

$$\frac{P^{0:t}}{P^{0:t-m}}-1=\frac{\sum w_j^b P_j^{0:t-m} P_j^{t-m:t}}{\sum w_j^b P_j^{0:t-m}}-1 \qquad (9.25)$$

وهكذا يُدرَج المؤشر الفرعي، *j*، من الفترة *t-m* إلى الفترة صفر في مؤشر المستوى الأعلى بالوزن الترجيحي التالي:

$$\frac{w_j^b P_j^{0:t-m}}{\sum w_j^b P_j^{0:t-m}}=\frac{w_j^b P_j^{0:t-m}}{P^{0:t-m}} \qquad (9.26)$$

ويمكن حينئذ حساب أثر التغير في المؤشر الفرعي على مؤشر المستوى الأعلى كالتالي:

$$Effect=\frac{w_j^b P_j^{0:t-m}}{P^{0:t-m}}\left(\frac{P_j^{0:t}}{P_j^{0:t-m}}-1\right)=\frac{w_j^b}{P^{0:t-m}}\left(P_j^{0:t}-P_j^{0:t-m}\right) \qquad (9.27)$$

عندما تكون *m*=1، تحسب المعادلة (9.23) أثر التغير الشهري، أما عندما تكون *m*=12، فإنها تحسب أثر التغير خلال الاثنى عشر شهر السابقة.

٩-١٥٤ إذا تم حساب المؤشر كمؤشر بنظام السلسلة، كما في المعادلة (9.19)، فإن المؤشر الفرعي، *j*، من الفترة *t-m* يدرج في مؤشر المستوى الأعلى بالوزن الترجيحي التالي:

$$\frac{w_j^k P_j^{k:t-m}}{P^{k:t-m}}=\frac{w_j^k\left(P_j^{0:t-m}/P_j^{0:k}\right)}{\left(P^{0:t-m}/P^{0:k}\right)} \qquad (9.28)$$

٩-١٥٥ حينئذ يُحسب أثر التغير في المؤشر الفرعي على مؤشر المستوى الأعلى كالتالي:

$$Effect = \frac{w_j^k}{P^{k:t-m}}\left(P_j^{k:t} - P_j^{k:t-m}\right) = \frac{w_j^k}{\left(P^{0:t-m}/P^{0:k}\right)}\left(\frac{P_j^{0:t} - P_j^{0:t-m}}{P_j^{0:k}}\right) \qquad (9.29)$$

يُفترض أن الفترة *t-m* تقع في نفس الوصلة (أي أن الفترة *t-m* تنتمي إلى فترة لاحقة للفترة *K*). فإذا كان ينبغي حساب أثر المؤشر الفرعي على مؤشر المستوى الأعلى عبر سلسلة، يتعين إجراء الحساب على مرحلتين: الأولى بالسلسلة القديمة حتى فترة الوصل، والثانية من فترة الوصل حتى الفترة *t*.

٩-١٥٦ يبين الجدول ٩-٩ حساب أثر التغير في المؤشر الفرعي على مؤشر المستوى الأعلى. ويُحسب المؤشر في وصلة واحدة حتى يمكن تطبيق المعادلة (9-27) لتحليل التغير. فعلى سبيل المثال، يمكن حساب أثر الزيادة في مؤشر المساكن من يناير ٢٠٠٢ إلى يناير ٢٠٠٣ بالنقاط المئوية كالتالي: ١١٨,٦/٠,٢٥× (١٢٠,٠-١١٠,٠)=٢,١١ نقطة مئوية. وهذا يعني أن ٢,١١ نقطة مئوية من الزيادة في مؤشر كافة البنود التي تبلغ ١٠,٠٣% يمكن أن تعزى إلى الزيادة في مؤشر المساكن.

الجدول ٩-٩: تحليل التغيرات في المؤشر

	الوزن الترجيحي	المؤشر			التغير % من يناير ٢٠٠٢ إلى يناير ٢٠٠٣	الأثر (المساهمة)	
		٢٠٠٠	يناير ٢٠٠٢	يناير ٢٠٠٣		كنقاط مئوية من إجمالي التغير	كنسبة مئوية من إجمالي التغير
الأغذية	٠,٣٠	١٠٠,٠	١٢٠,٠	١٣٠,٠	٨,٣٣	٢,٥٣	٢٥,٢١
الملابس	٠,١٠	١٠٠,٠	١٣٠,٠	١٤٥,٠	١١,٥٤	١,٢٦	١٢,٦١
المساكن	٠,٢٥	١٠٠,٠	١١٠,٠	١٢٠,٠	٩,٠٩	٢,١١	٢١,٠١
النقل	٠,٢٠	١٠٠,٠	١٢٥,٠	١٣٠,٠	٤,٠٠	٠,٨٤	٨,٤٠
بنود متنوعة	٠,١٥	١٠٠,٠	١١٤,٠	١٤٠,٠	٢٢,٨١	٣,٢٩	٣٢,٧٧
كافة البنود	١,٠٠	١٠٠,٠	١١٨,٦	١٣٠,٥	١٠,٠٣	١٠,٠٣	١٠٠,٠٠

بعض البدائل للمؤشرات القائمة على الأوزان الترجيحية الثابتة

٩-١٥٧ عادة ما تكون المؤشرات الشهرية لأسعار المستهلكين متوسطات حسابية مرجحة لمؤشرات أسعار الإجماليات الأولية التي تظل فيها الأوزان الترجيحية ثابتة خلال عدد من الفترات ــ قد تتراوح من ١٢ شهرا إلى العديد من السنوات. ويؤدي الاستخدام المتكرر لنفس الأوزان الترجيحية المرتبطة بفترة زمنية سابقة b إلى تبسيط إجراءات الحساب وتقليل متطلبات جمع البيانات. كما أن مواصلة استخدام النتائج المستخلصة من مسح قديم عن النفقات أقل تكلفة من إجراء مسح جديد مكلف. علاوة على ذلك، عندما تكون الأوزان الترجيحية معروفة قبل جمع الأسعار، يمكن حساب المؤشر بعد جمع الأسعار ومعالجتها مباشرة.

٩-١٥٨ ومع ذلك، كلما طال استخدام نفس الأوزان الترجيحية، أصبحت أقل تمثيلا لأنماط الاستهلاك الحالية، خاصة في فترات التغير التكنولوجي السريع عندما تظهر أنواع جديدة من السلع والخدمات باستمرار في السوق وتختفي أنواع قديمة. وقد يُضعف ذلك من مصداقية المؤشر الذي يُفترض أن يقيس معدل التغير في التكلفة الإجمالية لسلة السلع والخدمات التي تستهلكها الأسر المعيشية عادة. ويجب أن تكون هذه السلة ممثلة ليس فقط للأسر المعيشية التي يغطيها المؤشر بل كذلك لأنماط الإنفاق في وقت حدوث التغيرات في الأسعار.

٩-١٥٩ بالمثل، إذا كان الهدف هو إعداد مؤشر تكلفة المعيشة، فإن الاستخدام المستمر لنفس السلة الثابتة من المحتمل أن يصبح غير مُرض على نحو متزايد كلما طال استخدام نفس السلة. فكلما طال استخدام نفس السلة، زادت احتمالات حدوث تحيز بالزيادة في المؤشر. ومن المعروف أن مؤشر لاسبير يكون معرضا للتحيز بالزيادة بدرجة أكبر من مؤشر تكلفة المعيشة. ومع ذلك، فإن مؤشر لو بين الفترة صفر والفترة t بأوزان ترجيحية من فترة سابقة b يزيد غالبا عن مؤشر لاسبير بين الفترة صفر والفترة t بقيمة تزداد كلما عادت الفترة b إلى الوراء زمنيا (راجع الفصل الخامس عشر).

٩-١٦٠ هناك طرق عديدة يمكن بواسطتها تخفيض أو تجنب التحيزات المحتملة نتيجة استخدام المؤشرات القائمة على الأوزان الترجيحية الثابتة.

الوصل المسلسل السنوي

٩-١٦١ من الواضح أن إحدى الطرق التي يمكن بها تخفيض التحيزات المحتملة نتيجة استخدام المؤشرات القائمة على الأوزان الترجيحية الثابتة هي الاحتفاظ بالأوزان الترجيحية وفترة الأساس محدثة قدر الإمكان بتواتر تغيير فترة الأساس والوصل المسلسل. وقد قام عدد لا بأس به من البلدان باعتماد هذه الاستراتيجية من خلال تعديل أوزانها الترجيحية سنويا. وفي كل الأحوال، سيتعذر ــ كما سبقت الإشارة ــ التعامل مع مجتمع متغير من

المنتجات دون الوصل المسلسل لسلاسل الأسعار داخل الإجماليات الأولية، حتى إذا ظلت الأوزان الترجيحية المعطاة للإجماليات الأولية ثابتة. والوصل المسلسل السنوي تنتفي معه الحاجة إلى اختيار فترة أساس، إذ تظل الفترة المرجعية للأوزان دائما هي السنة السابقة أو ربما تكون السنة قبل السابقة.

٩-١٦٢ *الوصل المسلسل السنوي بالأوزان الترجيحية الحالية*: عندما يجري تغيير الأوزان الترجيحية سنويا، يمكن أن تحل الأوزان الترجيحية للسنة الحالية محل الأوزان الترجيحية الأصلية القائمة على السنة ــ أو السنوات ــ السابقة، إذا تم تعديل المؤشر على أساس رجعي بمجرد توفر المعلومات عن نفقات السنة الحالية. وعندئذ، تكون الحركات طويلة الأجل التي يشهدها مؤشر أسعار المستهلكين قائمة على السلسلة المعدلة. وكما ورد آنفا، هذه هي الطريقة التي يعتمدها المكتب الإحصائي السويدي. وقد تؤدي هذه الطريقة إلى نتائج غير متحيزة.

الصيغ الأخرى للمؤشر

٩-١٦٣ عند تعديل الأوزان الترجيحية على نحو أقل تواترا، كل خمس سنوات مثلا، يمكن استخدام صيغة مؤشر مختلفة بالنسبة لمؤشرات المستوى الأعلى بدلا من المتوسط الحسابي للمؤشرات الأولية للأسعار. وأحد البدائل هو استخدام متوسط هندسي مرجح. ولا يخضع هذا المتوسط الهندسي لنفس التحيز المحتمل بالزيادة مثل المتوسط الحسابي. وبوجه أعم، يمكن النظر في الصيغة المرجحة لمعادلة لويد ــ مولتون. فهذه المعادلة تأخذ في الحسبان عمليات الإحلال التي يجريها المستهلكون كرد فعل للتغيرات في الأسعار النسبية، ولهذا السبب ينبغي أن تكون أقل عرضه للتحيز. وتُختزل هذه المعادلة إلى المتوسط الهندسي عندما يكون متوسط مرونة الإحلال واحد صحيح. ومن المستبعد أن تحل هذه المعادلة محل المتوسط الحسابي في المستقبل المنظور وتحظى بالقبول العام، ولو لمجرد عدم إمكانية اعتبارها مقياسا للتغيرات في قيمة السلة الثابتة. ومع ذلك، يمكن إعدادها على أساس تجريبي وقد تمثل إضافة مفيدة للمؤشر الرئيسي. ويمكنها على الأقل إظهار مدى تعرض المؤشر الرئيسي للتحيز وإلقاء الضوء على خصائصه.

المؤشرات الممتازة المحسوبة على أساس رجعي

٩-١٦٤ أخيرا، يمكن حساب المؤشر الممتاز على أساس رجعي. فالمؤشرات الممتازة ــ مثل مؤشري فيشر وتورنكفيست ــ تعامل الفترتين المقارنتين على نحو متماثل، وتتطلب بيانات عن النفقات في الفترتين. ورغم أن مؤشر أسعار المستهلكين ربما يجب أن يكون أحد أنواع مؤشر لو عند إصداره لأول مرة، قد يكون في الإمكان تقدير المؤشر الممتاز في فترة لاحقة عند توفر مزيد من المعلومات عن نفقات المستهلكين فترة بعد أخرى. ويُصدر هذا المؤشر مكتب واحد على الأقل، وهو المكتب الأمريكي لإحصاءات العمل. ويؤدي إصدار المؤشرات المعدلة أو الإضافية إلى إثارة قضايا متعلقة بالسياسة الإحصائية، رغم أن المستخدمين يقبلون طواعية التعديلات في المجالات الأخرى للإحصاءات الاقتصادية. علاوة على ذلك، يواجه المستخدمون بالفعل أكثر من مؤشر

لأسعار المستهلكين في الاتحاد الأوروبي، حيث يمكن أن يختلف المؤشر المنسق لأغراض الاتحاد الأوروبي عن المؤشر القومي. وبالتالي فإن إصدار المؤشرات الإضافية التي تلقي الضوء على خصائص المؤشر الرئيسي والتي قد تحظى باهتمام كبير من جانب بعض المستخدمين يبدو مبررا ومقبولا.

تحرير البيانات

٩-١٦٥ تناول هذا الفصل الطرق التي تستخدمها المكاتب الإحصائية في حساب مؤشرات أسعار المستهلكين الخاصة بها. ويبحث هذا القسم الختامي تحرير البيانات الذي تجريه المكاتب الإحصائية، وهي عملية وثيقة الصلة بحساب مؤشرات أسعار الإجماليات الأولية. وتتناول الفصول من الخامس إلى السابع جمع البيانات وتسجيلها وترميزها ــ وتسمى عمليات رصد البيانات. والخطوة التالية في إنتاج مؤشرات الأسعار هي تحرير البيانات. ويُقصد بتحرير البيانات في هذا الدليل أن يتضمن مرحلتين:

- الكشف عن الأخطاء المحتملة والمشاهدات الشاذة
- التحقق من صحة البيانات وتصحيحها

٩-١٦٦ من المنطقي أن يتم الكشف عن الأخطاء والمشاهدات الشاذة بغرض استبعادها من حساب المؤشر. وقد تكون الأخطاء عبارة عن أسعار مبلغة بالخطأ أو قد تحدث بسبب أخطاء التسجيل أو الترميز. وقد يتم أيضا التعامل مع الأسعار الناقصة بسبب عدم الإجابة باعتبارها أخطاء. وتعرف الأخطاء المحتملة والمشاهدات الشاذة عادة بأنها المشاهدات التي تقع خارج فترة قبول محددة مسبقا أو يعتبرها المحلل غير واقعية على أساس آخر. ومع ذلك، قد يحدث أيضا أنه حتى إذا لم تُحدد المشاهدة كخطأ محتمل، فقد يثبُت بالفعل أنها خطأ. ويشار إلى هذه المشاهدات أحيانا باعتبارها قيم زائفة. وقد ترصد المعاينة أحيانا، بالصدفة، تغير غير عادي في الأسعار يقع خارج فترة القبول لكن تثبت صحته. وفي بعض المناقشات المتعلقة ببيانات المسح، توصف أي قيمة متطرفة بأنها مشاهدة شاذة. والمصطلح مخصص في هذا الدليل للقيم المتطرفة التي تثبت صحتها.

٩-١٦٧ عند تحديد خطأ محتمل، يجب التحقق مما إذا كان خطأ بالفعل أم لا. ويمكن توضيح ذلك عادة بمطالبة المجيب بالتحقق من السعر أو بإجراء مقارنة مع التغير في أسعار بنود مماثلة. فإذا كانت القيمة خطأ بالفعل، يجب تصحيحه. ويمكن إجراء ذلك بسهولة إذا استطاع المجيب تقديم السعر الصحيح أو ــ إذا تعذر ذلك ــ عن طريق الاحتساب أو استبعاد السعر من حساب المؤشر. فإذا ثبُتت صحة القيمة، ينبغي إدراجها في المؤشر. أما إذا ثبت أنها شاذة، يمكن قبولها أو تصحيحها وفقا لممارسة محددة مسبقا، كالاستبعاد أو الاحتساب.

٩-١٦٨ رغم أن قدرة الحاسبات الآلية تقدم منافع واضحة، ليس من الضروري إجراء كافة هذه الأنشطة عن طريق الحاسب الآلي. وينبغي أن تكون هناك مجموعة كاملة من الإجراءات والسجلات التي تنظم عملية معالجة البيانات، رغم أن بعضها أو كلها يمكن إجراؤه بدون استخدام أجهزة الكمبيوتر. ولا يتعين دائما الانتهاء من خطوة

معينة بالكامل قبل بدء الخطوة التالية. فإذا كانت العملية تستخدم لوحات جدولية مثلا، مع إجراء عمليات احتساب تلقائية محددة مسبقا بالنسبة لأي بيانات ناقصة، يمكن تقدير المؤشر وإعادة تقديره متى أضيفت أو عُدِّلت مشاهدة جديدة. والقدرة على دراسة أثر فرادى المشاهدات السعرية على مؤشرات الإجماليات الأولية وأثر المؤشرات الأولية على مختلف إجماليات المستوى الأعلى تعد أداة مساعدة مفيدة في كافة جوانب العمليات الحسابية والتحليلية.

٩-١٦٩ ليس من الضروري أو المستصوب تطبيق نفس الدرجة من التدقيق على كافة الأسعار المبلَّغة. فتغيرات الأسعار التي يسجلها بعض المجيبين تحمل وزنا أكبر من غيرها وينبغي أن يكون المحللون الإحصائيون على دراية بذلك. وعلى سبيل المثال، قد يحتوي إجمالي أوَّلي وزنه الترجيحي ٢% مثلا على ١٠ أسعار بينما يحتوي أجمالي أوَّلي آخر له نفس الوزن الترجيحي على ١٠٠ سعر. ومن الواضح أن خطأ ما في سعر مبلَّغ سيكون أثره أقل بكثير في الحالة الثانية، حيث يمكن أن تكون قيمته لا تُذكر، بينما قد يؤدي في الحالة الأولى إلى حدوث خطأ كبير في مؤشر الإجمالي الأوَّلي بل ويؤثر على مؤشرات المستوى الأعلى.

٩-١٧٠ قد يكون هناك اهتمام بالمؤشرات الأولية وبالإجماليات التي تتكون منها. ونظرا لأن أحجام العينات المستخدمة على المستوى الأوَّلي قد تكون غالبا صغيرة، فإن أي سعر يُجمع ــ والخطأ في هذا السعر ــ قد يؤثر بشدة على النتائج الخاصة بفرادى المنتجات أو القطاعات. ويجب التحقق من صحة البيانات المبلَّغة عادة لكل مؤشر على حدة عن طريق خبرة المحللين الإحصائيين. وسوف يحتاج المحللون أيضا إلى تعاون ودعم المجيبين على المسح حتى يمكن تفسير حركات الأسعار غير العادية.

٩-١٧١ من الواضح أن تصميم المسوح والاستبيانات يؤثر أيضا في حدوث الأخطاء. ومن ثم، ينبغي أن تكون تقارير الأسعار واستبياناتها واضحة وبعيدة عن الغموض بقدر الإمكان لتجنب سوء الفهم والأخطاء. وأيا كان تصميم المسح، من المهم التحقق من أن البيانات التي تُجمع هي البيانات التي تم طلبها في البداية. وينبغي أن يحث الاستبيان المجيب على ذكر ما إذا كانت البيانات المطلوبة لا يمكن تقديمها. فعلى سبيل المثال، إذا توقف إنتاج منتج ما وبالتالي لا يُسعر في الشهر الحالي، يمكن طلب بديل مع بيانات تفصيلية عن مدى تشابهه مع المنتج القديم. وفي حالة عدم قدرة المجيب على تقديم البديل، هناك عدد من الإجراءات الخاصة بالتعامل مع البيانات الناقصة (وردت أيضا في الفصل السابع).

تحديد الأخطاء المحتملة والمشاهدات الشاذة

٩-١٧٢ أحد الجوانب التي تختلف فيها مسوح الأسعار عن غيرها من المسوح الاقتصادية هي أنه، رغم تسجيل الأسعار، ينصب الاهتمام على قياس *التغيرات* في الأسعار. ونظرا لأن حسابات المؤشر تتضمن مقارنة أسعار

المشاهدات الخاضعة للمطابقة من فترة إلى أخرى، ينبغي أن تركز مراجعات تحرير البيانات على تغيرات الأسعار المحسوبة من أزواج المشاهدات، بدلا من التركيز على الأسعار المبلَّغة نفسها.

٩-١٧٣ يمكن التعرف على التغيرات غير العادية في الأسعار عن طريق ما يلي:

- الفحص غير الإحصائي لبيانات المدخلات
- الفحص الإحصائي لبيانات المدخلات
- فحص مخرجات البيانات

وسوف نتناول كل منها تباعا.

الفحص غير الإحصائي لبيانات المدخلات

٩-١٧٤ يمكن إجراء الفحص غير الإحصائي عن طريق فحص بيانات المدخلات يدويا، أو فحص البيانات المقدمة في جداول مقارنة، أو وضع مرشحات للبيانات.

٩-١٧٥ عند استلام تقارير الأسعار أو استبياناتها في المكتب الإحصائي، يمكن فحص الأسعار المبلَّغة يدويا عن طريق مقارنتها بالأسعار التي سبق الإبلاغ عنها لنفس البنود أو عن طريق مقارنتها بأسعار بنود مماثلة من منافذ بيع أخرى. ورغم أن هذا الإجراء قد يكشف عن تغيرات غير عادية وواضحة في الأسعار، فإن كشفه عن كافة الأخطاء المحتملة غير مؤكد على الإطلاق. كما أن هذا الإجراء يستغرق وقتا طويلا جدا ولا يتعرف ــ بطبيعة الحال ــ على أخطاء الترميز.

٩-١٧٦ بعد ترميز بيانات الأسعار، يمكن تصميم النظام الإحصائي ليعرض البيانات في شكل جداول مقارنة. فعلى سبيل المثال، يمكن إعداد جدول يبين التغير المئوي لكافة الأسعار المبلَّغة من الشهر السابق إلى الشهر الحالي واستخدامه في الكشف عن الأخطاء المحتملة. ويمكن أن تحتوي هذه الجداول أيضا ــ للمقارنة ــ على التغيرات المئوية في الفترات السابقة وتغيرات الاثنى عشر شهرا. وتستطيع معظم برامج الكمبيوتر واللوحات الجدولية أن تصنف المشاهدات بسهولة وفقا لحجم أحدث معدل تغير شهري مثلا، بحيث يمكن الكشف عن القيم المتطرفة بسهولة. ويمكن تصنيف المشاهدات أيضا وفقا للإجماليات الأولية.

٩-١٧٧ ميزة تصنيف المشاهدات أنه يوضح الأخطاء المحتملة بحيث لا يضطر المحلل إلى النظر في كافة المشاهدات. ويمكن توفير الوقت باتباع استراتيجية هرمية يتم بها التعرف على كافة التغيرات المتطرفة في الأسعار أولا ثم تُفحص في سياقها، رغم أن تغيرات الأسعار التي تقوم عليها مؤشرات الإجماليات الأولية ــ ذات الأوزان المرتفعة نسبيا ــ ينبغي أيضا أن تُفحص في سياقها.

٩-١٧٨ يعد ترشيح البيانات طريقة للتعرف على الأخطاء أو المشاهدات الشاذة المحتملة وفقا لما إذا كانت التغيرات في الأسعار تقع خارج حدود محددة مسبقا، كموجب أو سالب ٢٠% أو حتى ٥٠% مثلا. وينبغي أن يرصد هذا الاختبار أي أخطاء كبيرة في ترميز البيانات إلى جانب بعض الحالات التي يبلغ فيها المجيب بالخطأ عن منتج مختلف. ويمكن عادة التعرف على هذه الأخطاء دون الرجوع إلى أي مشاهدات أخرى في المسح، لذا يمكن إجراء الفحص في مرحلة رصد البيانات. وميزة ترشيح البيانات أنه يجنب المحلل النظر في عدد كبير من فرادى المشاهدات. وقد يجري وضع الحدين الأعلى والأدنى لأحدث تغير شهري أو للتغير خلال فترة أخرى. ومرة أخرى، ينبغي أن يأخذ هذان الحدان في الحسبان سياق التغير في الأسعار بحيث يمكن تحديدهما حسب البنود أو الإجماليات الأولية أو مؤشرات المستوى الأعلى. ويمكن قبول تغيرات أكبر بالنسبة للبنود المعروفة بتقلب أسعارها دون أن يكون ذلك موضع شك. وعلى سبيل المثال، بالنسبة للتغيرات الشهرية، يمكن وضع حدين موجب أو سالب ١٠% بالنسبة لأسعار النفط، بينما بالنسبة للخدمات المهنية، يمكن أن يكون الحدين من صفر% إلى ٥% (بحيث أن أي سعر ينخفض يكون موضع شك). وبالنسبة لأجهزة الكمبيوتر يكون الحدين من ــ ٥% إلى صفر % (بحيث أن أي سعر يرتفع يكون موضع شك). ويمكن أيضا تغيير الحدود بمرور الوقت. فإذا كان معروفا أن أسعار النفط ترتفع، يمكن أن يصبح الحدين من ١٠% إلى ٢٠%، أما إذا كانت تنخفض، يمكن أن يصبحا من ــ ١٠% إلى ــ ٢٠%. وينبغي متابعة عدد حالات القصور في الكشف عن الأخطاء بصورة منتظمة لفحص الحدود. وإذا كانت هناك مشاهدات كثيرة يجري الكشف عنها لدراستها، يجب تعديل الحدود أو تنقيح النطاق.

٩-١٧٩ ومع ذلك، لا يُنصح باستخدام نظم الحذف التلقائي. ومن الظواهر المسجلة في مجال التسعير أن تغيرات أسعار العديد من المنتجات ــ لا سيما السلع المعمرة ــ لا تُجرى بسلاسة مع مرور الوقت، بل يُحتفظ بها حتى يمكن تجنب ما يطلق عليه "تكاليف تحديث قوائم الأسعار" المصاحبة لتغيير السعر. ويمكن أن تحدث هذه الزيادات الكبيرة نسبيا في أوقات مختلفة بالنسبة للطرز المختلفة من المنتجات وتبدو وكأنها قيم متطرفة وغير صحيحة. وحذف التغير في سعر كل طراز من المنتج باعتباره "متطرف" في وقت ظهوره يعني تجاهل كافة التغيرات في أسعار القطاع المعني.

الفحص الإحصائي لبيانات المدخلات

٩-١٨٠ يقارن الفحص الإحصائي لبيانات المدخلات ــ في فترة ما ــ التغير في كل سعر بالتغير في أسعار نفس العينة أو عينة مماثلة. ويرد هنا مثالان لهذا النوع من ترشيح البيانات، الأول يقوم على مقاييس موجزة غير مَعلَمية والثاني على التوزيع الطبيعي اللوغاريتمي لتغيرات الأسعار.

٩-١٨١ تتضمن الطريقة الأولى اختبارات تقوم على وسيط التغيرات في الأسعار وربيعاتها، لذلك لا تتأثر بأي مشاهدة "متطرفة" منفردة. وتُعرف نسب أسعار الوسيط والربيع الأول والربيع الثالث بأنها R_M وR_{Q1} وR_{Q3} على الترتيب. ثم يتم تحديد أي مشاهدة تكون نسبة أسعارها أكبر من مضاعف معين C من مضاعفات المسافة بين

الوسيط والربيع باعتبارها خطأ محتمل. ويفترض المنهج الأساسي أن يتم توزيع التغيرات في الأسعار توزيعا طبيعيا. ووفقا لهذا الافتراض، يمكن تقدير نسبة التغيرات في الأسعار التي يحتمل أن تقع خارج حدود معينة يُعبر عنها بمضاعفات C. ووفقا للتوزيع الطبيعي، تقع R_{Q1} وR_{Q2} على مسافة واحدة من R_M. وبالتالي، إذا كانت C تساوي $R_M - (R_{Q3}+R_{Q1})/2$، فمن المتوقع أن تقع ٥٠% من المشاهدات في حدود موجب أو سالب C من الوسيط. ويتضح من جداول التوزيع الطبيعي المعياري أن هذه المسافة تعادل حوالي ٠,٧ مضروبة في الانحراف المعياري (σ). وإذا كانت C قيمتها ٦ مثلا، تكون المسافة حوالي 4σ للعينة، وبالتالي يتم تحديد حوالي ٠,١٧% من المشاهدات في هذه الحالة. وعندما تكون C= 4، تكون الأرقام المناظرة σ 2.7، أو حوالي ٠,٧% من المشاهدات. أما إذا كانت C= 3، فإن المسافة تكون σ 2.02، وبالتالي يتم تحديد حوالي ٤% من المشاهدات.

٩-١٨٢ من الناحية العملية، قد لا تتغير معظم الأسعار كل شهر وتُصبح نسبة المشاهدات التي يتم تحديدها باعتبارها أخطاء محتملة كنسبة مئوية من كل التغيرات مرتفعة على نحو غير مبرر. وقد يكون من الملائم اختبار قيم بديلة للمضاعف C بالنسبة للصناعات أو القطاعات المختلفة. وإذا ما كان ينبغي استخدام هذا الاختبار للتعرف على الأخطاء المحتملة بهدف إجراء مزيد من الفحص، ينبغي استخدام قيمة منخفضة نسبيا للمضاعف C.

٩-١٨٣ لاستخدام هذا المنهج عمليا، ينبغي إجراء ثلاثة تعديلات:

- أولا: لجعل حساب المسافة من المركز واحدا بالنسبة للتغيرات المتطرفة على الجانب المنخفض وعلى الجانب المرتفع، ينبغي تحويل النسب. وينبغي أن تكون المسافة المحوّلة، S_i، لنسبة مشاهدة سعرية واحدة i، كالتالي:

$$S_i = R_i / R_M - 1 \quad \text{إذا كان } 0 < R_i < R_M \text{ و}$$

$$S_i = 1 - R_M/R_i \quad \text{إذا كان } R_i \geq R^M$$

- ثانيا: إذا تم تصنيف تغيرات الأسعار في مجموعات متقاربة معا، فقد تصبح المسافات بين الوسيط والربيعات صغيرة جدا بحيث يتم تحديد العديد من المشاهدات التي تكون فيها تغيرات الأسعار صغيرة جدا. ولتجنب ذلك، ينبغي أيضا وضع حد أدنى للمسافة، وليكن 5% مثلا للتغيرات الشهرية.
- ثالثا: بالنسبة للعينات الصغيرة، قد يكون أثر المشاهدة الواحدة على المسافات بين الوسيط والربيعات كبيرا جدا. ونظرا لأن أحجام العينات بالنسبة لبعض المؤشرات الأولية تكون صغيرة، قد يتعين تصنيف عينات المؤشرات المتماثلة معا.

٩-١٨٤ للإطلاع على عرض تفصيلي لهذه الطريقة، راجع Hidiroglou and Berthelot (1986). ويمكن توسيع نطاق هذه الطريقة لتأخذ في الحسبان أيضا مستوى الأسعار. وبالتالي، فإن زيادة السعر من ١٠٠ إلى ١١٠ مثلا ستعطى وزن مختلف عن الوزن المعطى لزيادة السعر من ١٠ إلى ١١.

٩-١٨٥ يمكن استخدام طريقة بديلة إذا كان من المعتقد أن التغيرات في الأسعار سوف تكون موزعة توزيعا طبيعيا لوغاريتميا. ولتطبيق هذه الطريقة، يُحسب الانحراف المعياري للوغاريتم كافة التغيرات في أسعار العينة (فيما عدا المشاهدات التي لم تتغير) ويجري اختبار جودة المطابقة (χ^2) لمعرفة ما إذا كان التوزيع توزيعا طبيعيا لوغاريتميا أم لا. فإذا اجتاز التوزيع الاختبار، يتم إبراز كافة التغيرات في الأسعار التي تقع خارج حدود ضعف الدالة الأسية للانحراف المعياري لإجراء مزيد من الفحص. وإذا رفض الاختبار فرضية التوزيع الطبيعي اللوغاريتمي، يتم إبراز كافة التغيرات في الأسعار التي تقع خارج حدود ثلاثة أضعاف الدالة الأسية للانحراف المعياري. ويوجَّه نفس التحذير السابق الإشارة إليه بشأن التغيرات المجمعة والعينات الصغيرة.

٩-١٨٦ المثال الثاني يقوم على خوارزمية توكي. حيث يجري تصنيف مجموعة نسب الأسعار وإبراز أعلى وأقل ٥% تستحق مزيد من الاهتمام. إلى جانب ذلك، بعد استبعاد أعلى وأقل ٥%، تُستبعد نسب الأسعار التي تساوي ١ (لا تغيير). ثم يُحسب المتوسط الحسابي (المخفَّض) (AM) لنسب الأسعار المتبقية. ويُستخدم هذا المتوسط لتقسيم نسب الأسعار إلى مجموعتين، مجموعة النسب العليا ومجموعة النسب الدنيا. ثم يُحسب "نصفي الوسيط" الأعلى والأدنى، أي متوسط كل من هاتين المجموعتين (AM_L وAM_U). ثم يُقدَّر حدَّي توكي الأعلى والأدنى (T_L وT_U) بالمتوسط مضافا إليه (أو مطروحا منه) 2.5 مضروبة في الفرق بين المتوسط الحسابي ونصفي الوسيط كالتالي:

$$T_U = AM + 2.5\ (AM_U - AM)$$

$$T_L = AM - 2.5\ (AM - AM_L)$$

ثم يتم إبراز كل المشاهدات التي تزيد عن T_U وتقل عن T_L لإعطائها الاهتمام اللازم.

٩-١٨٧ هذه طريقة أبسط وتشبه الطريقة التي تقوم على التوزيع الطبيعي. ونظرا لأنها تستبعد كافة الحالات التي لا تشهد تغييرا من حساب المتوسط، فمن المستبعد أن يكون حديها قريبين جدا من المتوسط، لذلك لا توجد حاجة لوضع حد أدنى للفرق. وسوف يعتمد نجاحها أيضا على وجود عدد كبير من المشاهدات في مجموعة التغيرات التي يجري تحليلها. ومرة أخرى، سوف يتعين غالبا جمع المشاهدات من نفس المؤشرات الأولية. وبالنسبة لأي من هذه الخوارزميات، يمكن إجراء المقارنات لأي فترات زمنية، بما في ذلك أحدث تغيرات شهرية أو التغيرات في فترات أطول، ولا سيما التغيرات خلال اثنا عشر شهرا.

٩-١٨٨ يتميز هذان النموذجان لترشيح البيانات مقارنة بالطريقة البسيطة للترشيح بأنه في كل فترة يتحدد الحدين الأعلى والأدنى عن طريق البيانات ومن ثم يُسمح باختلافهما خلال السنة نظرا لقيام المحلل بتحديد قيمة المعلمات المدرجة في النموذجين. ويعيب هذين النموذجين أنه إذا لم يكن المحلل مستعدا لاستخدام قيم تقريبية من خبرته السابقة، سيتعين عليه جمع كل البيانات قبل أن يتمكن من إجراء الترشيح. وينبغي وضع مرشحات البيانات على نحو صارم بما يكفي لأن تكون نسبة الأخطاء المحتملة التي يثبُت أنها أخطاء حقيقية نسبة مرتفعة. وكما هو الحال بالنسبة للطرق التي تعمل بشكل تلقائي، يتم إبراز المشاهدات الشاذة لإجراء مزيد من الفحص، وذلك على خلاف الحذف التلقائي.

الفحص حسب الأثر أو فحص مخرجات البيانات

٩-١٨٩ يقوم ترشيح البيانات حسب الأثر ــ أو تحرير المخرجات ــ على حساب أثر التغير في سعر ما على المؤشر الذي يسهم فيه. وقد يكون هذا المؤشر مؤشر إجمالي أولي أو المؤشر الكلي أو مؤشر إجمالي آخر. ويتمثل أثر التغير في سعر ما على مؤشر ما في التغير المئوي لهذا السعر مضروبا في وزنه الترجيحي الفعلي. غير أن الحساب الدقيق للأثر سيعتمد على الصيغة التي تم تطبيقها على الأوزان الأولية. ويمكن تحديد قيمة قصوى لهذا الأثر بحيث يمكن إبراز كافة التغيرات في الأسعار التي يكون أثرها أكبر من أثر هذا التغير لفحصها. وسيعتمد أيضا أثر التغير في سعر ما على مؤشر المستوى الأعلى على الوزن الترجيحي للمؤشر الأولي في الإجمالي.

٩-١٩٠ على المستوى الأدنى، يؤدي ظهور واختفاء المنتجات في العينة إلى تغير الوزن الترجيحي الفعلي لسعر منفرد تغيرا كبيرا. كما يتأثر الوزن الترجيحي الفعلي أيضا إذا استُخدمت مشاهدة سعرية كقيمة محتسبة للمشاهدات الناقصة الأخرى. ويعد تقدير قيمة الأوزان الترجيحية الفعلية في كل فترة ممكنا رغم كونه معقدا. وكوسيلة مساعدة في إبراز الأخطاء المحتملة، فإن الأوزان الترجيحية الاسمية ــ كنسبة مئوية من مجموعها ــ ستمثل عادة قيمة تقريبية معقولة. وإذا كانت هناك حاجة لمعرفة أثر التغيرات خلال اثنا عشر شهرا لإبراز الأخطاء المحتملة، تكون القيم التقريبية هي مرشحات البيانات الوحيدة التي يمكن استخدامها عمليا، حيث ستتباين الأوزان الترجيحية الفعلية خلال الفترة.

٩-١٩١ من مزايا تحديد الأخطاء المحتملة بهذه الطريقة أنها تركز على النتائج. وهناك ميزة أخرى وهي أن هذا الشكل من أشكال ترشيح البيانات يساعد المحلل أيضا على وصف العناصر التي تسهم في تغير مؤشرات الأسعار. وفي واقع الأمر، يتم إجراء عدد كبير من هذا النوع من التحليلات بعد حساب المؤشرات، حيث يرغب المحلل غالبا في إبراز المؤشرات التي أسهمت أكثر من غيرها في تغير المؤشر الكلي. وأحيانا يتوصل التحليل إلى نتيجة مفادها أن بعض القطاعات تسهم مساهمة كبيرة نسبيا في تغير الأسعار الكلي، ويُعتبر ذلك أمر غير واقعي. ويعزى التغير لخطأ، لكنه قد يكون في أواخر دورة إنتاج المؤشر ويعرض تاريخ إعلان الجدول الزمني للخطر.

وبالتالي، يكون هناك ما يدعو إلى تحديد هذه المساهمات غير العادية كجزء من إجراءات تحرير البيانات. ويعيب هذه الطريقة أن التغير في المؤشر الأوّلي قد يُرفض في هذه المرحلة. وقد يتعين تجاهل المؤشر المحسوب، لكن ذلك ينبغي ألا يكون سوى إجراء مؤقت لحين إعادة تصميم عينة المؤشر.

التحقق من صحة البيانات وتصحيحها

٩-١٩٢ يمكن الكشف عن بعض الأخطاء ــ كأخطاء ترميز البيانات ــ وتصحيحها بسهولة. في الحالة المثالية، يتم اكتشاف هذه الأخطاء في المرحلة الأولى من الفحص، وقبل الحاجة إلى النظر إليها في سياق التغيرات الأخرى في الأسعار. وهناك صعوبة أكبر في التعامل مع الأخطاء المحتملة الأخرى. وقد تكون هناك أخطاء لا يتم إكتشافها في سياق فحص البيانات كما أنه قد يتم تحديد بعض المشاهدات كأخطاء ممكنة ومن ثم تظهر صحتها، وقد يحدث ذلك إذا كانت حدود فحص البيانات واسعة. وقد لا يتم التغلب على بعض أوجه القصور المحتملة إلا بفحص البيانات مع المجيب.

٩-١٩٣ إذا أمكن الحصول من المجيب على تفسير مقنع، يمكن التحقق من صحة البيانات أو تصحيحها. أما إذا تعذر ذلك فقد تختلف الإجراءات، حيث يمكن وضع قواعد تنص على أنه في حالة تعذر الحصول على تفسير مقنع، يتم استبعاد السعر المبلَّغ من حساب المؤشر. وبدلا من ذلك، قد يُترك للمحلل الحكم على التغير في السعر. وإذا أجرى المحلل تصحيحا لبعض البيانات المبلغة دون التحقق من صحتها مع المجيب، فقد يؤدي التغيير إلى حدوث مشكلات مع المجيب في فترة لاحقة. أما إذا لم يتم إطلاع المجيب على التصحيح، فقد يستمر نفس الخطأ في المستقبل. ويعتمد الإجراء الصحيح على توليفة من العناصر تجمع بين الثقة في المحللين ومراجعة سياسة المسح ودرجة الاتصال بالمجيبين. ومعظم الهيئات الإحصائية لا تريد أن تثقل كاهل المجيبين دون مبرر.

٩-١٩٤ في العديد من الهيئات، يوجَّه جانب كبير من النشاط إلى الكشف عن الأخطاء المحتملة ومتابعتها. وإذا لم تؤد هذه الممارسة سوى إلى تغيير طفيف في النتائج ــ نتيجة لقبول معظم التقارير في نهاية الأمر ــ ينبغي تخفيف "القيود" على ما يتم اعتباره قيما متطرفة. والأخطاء التي يحتمل إدخالها بسبب عدم إبلاغ المجيبين عن التغيرات التي تحدث تكون أكثر من التغيرات المبلَّغة بالخطأ، ولا ينبغي تقويض حسن نوايا المجيبين دون مبرر.

٩-١٩٥ لا ينبغي، بوجه عام، بذل جهود مفرطة في الكشف عن الأخطاء المحتملة. وينبغي اكتشاف الأخطاء الظاهرة في مرحلة رصد البيانات. والوقت المستغرَق في الكشف عن المشاهدات للتحقق من صحتها ــ ما لم يكن أهميتها كبيرة وقيمتها متطرفة ــ فمن الأفضل غالبا أن يُستغرَق في معاملة حالات دورة الإصدار حيث تشهد البنود تغييرا ــ سواء تغييرات في النوعية أو عدم توفر الأسعار ــ وفي إعادة توجيه الأنشطة نحو الحفاظ على أهمية العينة وفحص أخطاء الاستبعاد.

٩-١٩٦ إذا تم جمع مشاهدات الأسعار بطريقة تبدأ بتذكير المجيب بالسعر الذي سبق الإبلاغ عنه، فإن المجيب قد يبلغ عن نفس السعر حتى يُسهل الأمر على نفسه. وقد يحدث هذا برغم أن السعر ربما يكون قد تغير أو حتى عندما يكون المنتَج الخاضع للمسح غير متوفر. ونظرا لأن أسعار العديد من البنود لا تتغير على نحو متواتر، فمن المستبعد اكتشاف هذا النوع من الأخطاء عن طريق عمليات الفحص العادية. وغالبا ما يحدث هذا الوضع عندما يتغير مسؤول الاتصال في منفذ البيع المجيب ويجد مسؤول الاتصال الجديد صعوبة في العثور على شيء يقابل السعر الذي سبق الإبلاغ عنه. ولذلك، من المستصوب الاحتفاظ بسجل عن آخر مرة أبلغ فيها مجيب معين عن تغير سعر ما. وعندما يصبح هذا الوقت طويلا على نحو يثير الشك، ينبغي أن يتأكد المحلل من المجيب أن المشاهدة السعرية لا تزال صحيحة. وما يمثل وقتا طويلا جدا سيختلف من منتج إلى آخر ومستوى التضخم الكلي في الأسعار، لكن، بوجه عام، أي سعر يظل ثابتا لأكثر من سنة يكون موضع شك.

معاملة المشاهدات الشاذة

٩-١٩٧ يعد الكشف عن المشاهدات الشاذة (القيم المتطرفة التي ثبتت صحتها) ومعاملتها بمثابة بوليصة تأمين. ويتم هذا الإجراء خشية أن يكون البيان الذي تم جمعه استثنائيا بالصدفة، وأن النتائج ستكون أقل تطرفا إذا ما كان هناك مسح أكبر، أو حتى مختلف. لذلك، تتم معاملة المشاهدة الاستثنائية بتخفيض أثرها، دون تجاهلها، لأنها على أي حال حدثت بالفعل. إن الطرق المستخدمة في اختبار المشاهدات الشاذة هي نفس الطرق المستخدمة في الكشف عن الأخطاء المحتملة من خلال الترشيح الإحصائي للبيانات المشار إليه آنفا. وعلى سبيل المثال، يتم تحديد حدود عليا ودنيا للمسافات من وسيط التغير في الأسعار. لكن في هذه الحالة، عند العثور على مشاهدات خارج هذه الحدود، قد يجري تعديلها لتصبح داخل الحدود أو احتسابها بمعدل تغير مجموعة مماثلة من الأسعار. وأحيانا يجري تعديل هذه المشاهدة الشاذة تلقائيا، على أساس أن المحلل بطبيعة الحال لا تتوافر لديه معلومات إضافية يُجري على أساسها تقديرا أفضل. ورغم استخدام هذه الطرق التلقائية في التعديل، يوصي هذا الدليل بتوخي الحذر في استخدامها. فإذا تم إعطاء إجمالي أولي وزن ترجيحي كبير نسبيا وكانت عينته صغيرة نسبيا، يمكن إجراء تعديل. وينبغي أن تكون القاعدة العامة هي إدراج الأسعار التي ثبُتت صحتها، والاستثناء هو تخفيف أثرها.

معاملة مشاهدات الأسعار الناقصة

٩-١٩٨ من المحتمل ألا يتم الحصول على كل البيانات المطلوبة في الوقت الذي يتعين فيه حساب المؤشر. وعادة ما يتضح أن البيانات الناقصة متأخرة. وقد يذكر المجيب أحيانا أن السعر لا يمكن الإبلاغ عنه لتوقف إنتاج المنتج وأي بديل مماثل له. وأحيانا، بالطبع، يصبح ما يبدو في البداية أنه إبلاغ متأخر نقصا دائما في العينة. وهناك حاجة لاتخاذ إجراءات مختلفة حسبما إذا كانت الحالة مؤقتة أم دائمة.

٩-١٩٩ إن أنسب استراتيجية للتعامل مع الأسعار الناقصة بصورة مؤقتة هي تقليل حدوث المشاهدات الناقصة إلى أدنى حد ممكن. ومن المحتمل أن ترد تقارير المسح خلال فترة زمنية تسبق الحاجة إلى حساب المؤشرات. وفي الكثير من الحالات، تتبع هذه التقارير نظاما ثابتا، فبعض المجيبين سيميلون إلى إرسال التقارير بسرعة، بينما يرسلها غيرهم عادة في فترة لاحقة أثناء دورة المعالجة. وينبغي أن يصبح المحلل ملما بهذه الأنماط. ويستطيع نظام لرصد البيانات بالكمبيوتر أن يبرز التقارير التي تظهر متأخرة عن المعتاد، وذلك قبل حلول الموعد النهائي للمعالجة بوقت كاف. بالإضافة إلى ذلك، هناك بعض البيانات التي تكون أهم من غيرها. ووفقا لنظام الترجيح، قد يكون لبعض المجيبين أهمية خاصة، وينبغي إبراز المنتجات المهمة التي تحتاج إلى فحص خاص.

٩-٢٠٠ بالنسبة للتقارير التي لا يمكن إجراء أي تقدير لها، تتم دراسة بديلين أساسيين (راجع الفصل السابع للاطلاع على المجموعة الكاملة من هذه المناهج) وهما: الاحتساب ــ يفضل على أساس المتوسط المستهدف ــ الذي يُفترض فيه أن التغير في السعر الناقص مثل مجموعة أخرى من التغيرات في الأسعار، أو افتراض عدم حدوث أي تغيير، حيث يُستخدم سعر الفترة السابقة. وهذا الإجراء الثاني يتجاهل حقيقة أن بعض الأسعار سيثبُت تغيرها، وإذا كانت الأسعار تتغير بوجه عام في اتجاه واحد، فإن ذلك سوف يعني أن التغير في المؤشر لن يُقدر حق قدره. ولا يوصى باللجوء إلى هذا الإجراء. ومع ذلك، إذا كان المؤشر يعدل بصورة دورية، فإن هذا المنهج سيؤدي إلى أن تكون المراجعات اللاحقة أقل من عمليات الاحتساب، لأنه بالنسبة لمعظم المنتجات، لا تتغير الأسعار عادة في فترة محددة. والاحتساب القياسي يقدر المشاهدة السعرية الناقصة على أساس التغير في مجموعة مماثلة من المشاهدات.

٩-٢٠١ ستكون هناك حالات يختفي فيها السعر بصورة دائمة لأن المنتج لم يعد موجودا. وعندما لا يوجد بديل للسعر الناقص، يجب إجراء احتساب في كل فترة إلى أن يعاد تصميم العينة أو إلى أن يمكن العثور على بديل. وبالتالي، تكون هذه الحالة أهم من حالة التقارير الناقصة بصورة مؤقتة، وتحتاج إلى مزيد من الاهتمام.

٩-٢٠٢ يمكن احتساب السعر الناقص باستخدام التغير في مشاهدات الأسعار المتبقية في الإجمالي الأولي ــ وهو ما له نفس أثر استبعاد المشاهدة الناقصة من العينة ــ أو باستخدام التغير في مجموعة فرعية من مشاهدات الأسعار الأخرى الخاصة ببنود مماثلة. وينبغي إبراز هذه البيانات على اعتبار أنها تقوم على أساس قيم محتسبة.

٩-٢٠٣ تُصمَّم العينات على أساس أن المنتجات المختارة للمشاهدة تمثل مجموعة أكبر من المنتجات. وتُعد عمليات احتساب الأسعار المختفية بصورة دائمة مؤشرا على ضعف العينة، ويدل تراكمها على أن العينة ينبغي أن يعاد تصميمها. وبالنسبة للمؤشرات التي تم حسابها رغم وجود عدد كبير من الأسعار المختفية في العينة، ينبغي توقع الحاجة إلى بدائل عن الأسعار المختفية.

الفصل العاشر

بعض الحالات الخاصة

مقدمة

١٠-١ يهتم هذا الفصل بعدد من مجالات الإنفاق التي تتسبب في مشكلات خاصة لمعدِّي مؤشر الأسعار، سواء من حيث تحديد منهج مفاهيمي متفق عليه أو التغلب على صعوبات القياس العملية. وقد تم اختيار ستة مجالات للمناقشة، معظمها من قطاع الخدمات، وهي:

ـ المساكن التي يسكنها مالكوها؛

ـ الملابس؛

ـ خدمات الاتصال السلكية واللاسلكية؛

ـ الخدمات المالية؛

ـ خدمات الوساطة العقارية؛

ـ خدمات التأمين على الممتلكات.

١٠-٢ لذلك، ينقسم هذا الفصل إلى ستة أقسام، وبالتالي يتعامل مع مجالات المشكلات المذكورة آنفا. وفي كل قسم، تناقَش أي اعتبارات نظرية ضرورية وتُبحث قضايا القياس ذات الصلة. وحيثما يقتضي الأمر، تُعرض أمثلة توضيحية للمناهج البديلة لقياس الأوزان الترجيحية أو تغيرات الأسعار كما توضَّح مزايا وعيوب كل منها.

١٠-٣ من المهم ملاحظة أن الأمثلة المذكورة ليست نهائية أو توجيهية، بل تقدم إرشادا عاما بشأن كيفية معالجة مجالات المشكلات. وتعد متطلبات المستخدم وتوفر البيانات والموارد الإحصائية المتاحة عوامل مهمة يجب أن تؤخذ في الاعتبار عند اختيار المنهجية الملائمة. كما تؤثر أحوال السوق والقواعد المنظمة لأسواق المنتجات ـ التي يمكن أن تختلف اختلافا كبيرا فيما بين البلدان ـ تأثيرا مهما على اختيار الطريقة الملائمة.

المساكن التي يسكنها مالكوها

١٠-٤ يقال أن معاملة المساكن التي يسكنها مالكوها هي أصعب مشكلة يواجهها معدُّو مؤشر أسعار المستهلكين. ويمكن أن تؤثر المعاملات المفاهيمية البديلة تأثيرا كبيرا على مؤشر أسعار المستهلكين، سواء على الأوزان الترجيحية أو، على الأقل، على المقاييس قصيرة الأجل للتغير في الأسعار، وهو الأمر الذي يتوقف على نسبة المجتمع الإحصائي المرجعي التي تمثل المالكين الساكنين.

١٠-٥ كوضع مثالي، ينبغي أن يتماشى المنهج الذي يتم اختياره مع الأساس المفاهيمي الذي يفي على أفضل وجه بالغرض الأساسي لمؤشر أسعار المستهلكين. ومع ذلك، فقد تكون متطلبات البيانات الخاصة ببعض (أو حتى كل) هذه الخيارات من النوع الذي لا يمكن معه اعتماد المعاملة المفضلة. وبنفس القدر من الأهمية، قد يصعب تحديد غرض رئيسي واحد لمؤشر أسعار المستهلكين. وتحديدا، يمكن أن يؤدي الاستخدام المزدوج لمؤشرات أسعار المستهلكين سواء كمؤشرات اقتصادية كلية أو لأغراض الربط بمؤشر إلى صعوبات واضحة عند تصميم معاملة ملائمة لتكاليف المساكن التي يسكنها مالكوها. وفي هذه الأحوال، قد يتعين اعتماد معاملة لا تكون متسقة تماما مع المنهج المعتمد للبنود الأخرى في مؤشر أسعار المستهلكين. وفي بعض البلدان، أدت صعوبة معالجة هذه الامور إلى استبعاد المساكن التي يسكنها مالكوها كلية من مؤشر أسعار المستهلكين أو إصدار أكثر من مؤشر.

١٠-٦ يناقش الجزء الباقي من هذا القسم الأساس المفاهيمي لمناهج *الاستخدام والدفع والاحتياز* على الترتيب ومتطلبات البيانات الخاصة بهذه المناهج.

الاستخدام

١٠-٧ الهدف العام لهذا المنهج هو قياس التغير في قيمة تدفق خدمات السكن التي يستهلكها المالكون الساكنون. وتندرج المناهج التفصيلية تحت عنوانين أوسع نطاقا، إما تكلفة الاستخدام أو مكافئ الإيجار.

١٠-٨ يهدف منهج *تكلفة الاستخدام* إلى قياس التغيرات في تكلفة استخدام المساكن التي يتحملها المالكون الساكنون. وعند ترجيح فترة الأساس، تحتوي هذه التكاليف على عنصرين هما: التكاليف الفعلية المتكررة ــ كتكاليف الإصلاحات والصيانة، والضرائب العقارية ــ وتكلفة الفرصة البديلة الناتجة عن الإستثمار في إقتناء المسكن بدلا من استخدام الاصول في غرض آخر. ويتمثل العنصر الثاني ــ في أبسط صوره وعند شراء المساكن شراء كاملا ــ في معدل العائد المتاح على الأصول البديلة. وعادة ما يجري تمويل شراء المسكن على الأقل جزئيا عن طريق الاقتراض العقاري. وفي هذه الحالة، يمكن النظر إلى تكلفة الفرصة البديلة باعتبارها متوسط أسعار الفائدة على القروض العقارية والأصول البديلة، مرجحا بنسبة المبلغ المقترض الى المبلغ غير المقترض، على الترتيب.

١٠-٩ إن تقدير الوزن الترجيحي للتكاليف الفعلية المتكررة في فترة الأساس كالنفقات على الإصلاحات والصيانة يُعد بسيطا نسبيا ويمكن الحصول عليه عادة من مسوح إنفاق الأسر المعيشية. وبالمثل، لا توجد صعوبات تذكر تواجه إنشاء مقاييس أسعار هذه البنود.

١٠-١٠ يُعد تقدير الوزن الترجيحي لتكلفة الفرصة البديلة في فترة الأساس أكثر تعقيدا وسوف يحتاج إلى عمل النماذج. وأحد المناهج هو افتراض أن كل المالكين الساكنين اشتروا مساكنهم بالكامل في بداية الفترة وباعوها في نهايتها. وخلال هذه الفترة تتكون تكلفة الفرصة البديلة بالنسبة لهم من مبلغ الفائدة الضائعة (أي مبلغ الفائدة التي

كانوا سيحصلون عليها نتيجة استثمار هذا المال في شئ آخر) والاهتلاك. ويمكن تعويض هذه التكاليف عن طريق أي أرباح رأسمالية يتم تحقيقها عند بيع المساكن. ويُعد إنشاء مقاييس تغير السعر المطلوبة معقدا إلى حد ما (راجع الفصل الثالث والعشرون للاطلاع على التفاصيل الكاملة) وبالنسبة لعنصر الاهتلاك تحديدا، هناك حاجة للكثير من عمليات الاحتساب. وعند السماح بتمويل مشتريات المساكن جزئيا من خلال القروض العقارية، ستكون الصيغة المعتادة لتكلفة الاستخدام (*UC*) كالتالي:

$$UC = rM + iE + D + RC - K$$

حيث *M* و *E* يمثلان الدين العقاري وحصة الملكية العقارية (الصافية من الديون)، بينما *r* و*i* يمثلان أسعار الفائدة على القروض العقارية وسعر العائد المتاح على الأصول البديلة، على الترتيب، و *D* تمثل الاهتلاك و *RC* تمثل التكاليف المتكررة الأخرى و *K* تمثل الأرباح الرأسمالية.

١٠-١١ لا يستخدم أي مكتب إحصائي قومي حاليا منهج تكلفة الاستخدام بالكامل. ويعكس هذا جزئيا تعقد هذا الإجراء من الناحيتين المفاهيمية والمنهجية، وهو الأمر الذي قد يجعل من الصعب الحصول على تأييد واسع النطاق من الجمهور لهذا المنهج. ولهذا السبب، لا يتناول هذا الدليل شرح المنهجية بالتفصيل. ومع ذلك، من الجدير بالذكر أن الأوزان الترجيحية والمقاييس الحالية للتغير في الأسعار تتأثر بشدة بمعدل التغير النسبي في أسعار المساكن. ونظرا لأن صيغة تكلفة الاستخدام تتأثر عادة بالأرباح الرأسمالية وأسعار الفائدة، فعندما يفوق معدل تضخم أسعار المساكن أسعار الفائدة الاسمية، من المحتمل أن يكون الوزن الترجيحي لتكلفة الاستخدام سالبا (وهو ما يعني سعرا سالبا لتكلفة الاستخدام).

١٠-١٢ من الناحية العملية، يمكن تجنب بعض هذه الصعوبات باعتماد تعريف مغاير أو أضيق لتكلفة الاستخدام. فعلى سبيل المثال، اعتمدت بعض البلدان منهجا مغايرا لمنهج تكلفة الاستخدام يركز على المدفوعات الإجمالية للفائدة على القروض العقارية والاهتلاك، لأن هذين البندين إلى حد ما يمكن الاعتراف بهما بسهولة كتكاليف رئيسية يتحملها أصحاب المساكن. ويمكن اعتبار البند الأول بمثابة تكلفة الاحتفاظ بمأوى سكني في الوقت الحاضر، بينما يمثل عنصر الاهتلاك الإنفاق الحالي المطلوب لتعويض التدهور والتقادم الذي كان سيحدث لولا ذلك في قيمة المساكن بمرور الوقت. والقسم الوارد أدناه حول منهج المبالغ المدفوعة لحساب تكاليف المساكن التي يسكنها مالكوها يتناول منهجيات حساب المتوسط الفعلي لمدفوعات الفائدة على القروض العقارية بالنسبة للأسر المعيشية التي يغطيها المؤشر.

١٠-١٣ الاهتلاك عملية تدريجية وبالتالي فإن أفضل ما يمثلها هو المبلغ الذي يجب تجنيبه سنة بعد أخرى بدلا من النفقات الفعلية (التي ستكون كبيرة عادة لكنها غير متواترة). ويمكن تقدير الوزن الترجيحي للاهتلاك في فترة الأساس من القيمة السوقية الحالية لمخزون المساكن التي يسكنها مالكوها مستبعدا منها قيم الأراضي مضروبة في

متوسط معدل الاهتلاك. ويمكن استخلاص متوسط معدل الاهتلاك من تقديرات الحسابات القومية لاستهلاك رأس المال من المساكن. وعند احتسابه بهذه الطريقة، فإن مؤشر الأسعار الناتج يصبح مؤشرا لأسعار المساكن مستبعدا منه الأراضي بدلا من مؤشر لتكاليف أعمال الترميم.

١٠-١٤ يهدف منهج *مكافئ الإيجار* إلى قياس التغير في أسعار خدمات المساكن التي يستهلكها المالكون الساكنون من خلال تقدير القيمة السوقية لهذه الخدمات. وبعبارة أخرى، يستند هذا المنهج إلى تقدير المبالغ التي كان يمكن أن يدفعها المالكون الساكنون لاستئجار المساكن التي يمتلكونها. ووفقا لهذا المنهج، سيكون من غير الملائم أيضا إدراج تكاليف المدخلات التي يتحملها المالكون عادة كالتأمين على المسكن، وتكاليف الإصلاح والصيانة الكبيرة، والضرائب العقارية، لأن ذلك ينطوي على عنصر الحساب المزدوج. وينصح *نظام الحسابات القومية لعام ١٩٩٣* باستخدام منهج مكافئ الإيجار في قياس استهلاك الأسر المعيشية، كما أنه يُستخدم أيضا في إنشاء المقارنات الدولية لمستويات المعيشة.

١٠-١٥ يتطلب استخلاص الوزن الترجيحي لمكافئ الإيجار تقدير المبالغ التي كان سيدفعها المالكون الساكنون في الفترة المرجعية للترجيح لاستئجار المساكن التي يمتلكونها. ومن الطبيعي ألا يكون هذا شيء يمكن توقع تقدير المالكين الساكنين له بموثوقية في مسح إنفاق الأسر المعيشية. غير أنه يمكن تقديره مبدئيا بمطابقة مساكن المالكين الساكنين بمساكن مماثلة لها يجري استئجارها وتطبيق هذه الإيجارات على المساكن التي يسكنها مالكوها.

١٠-١٦ من الناحية العملية، يثير هذا عددا من المشكلات، لاسيما في البلدان التي يكون فيها الحجم الكلي لسوق الإيجارات الخاصة صغيرا أو إذا كانت المساكن المستأجرة من نوع مختلف عن المساكن التي يسكنها مالكوها من حيث النوعية والعمر والحجم والموقع بوجه عام. وقد يكون الاحتساب من الإيجارات الفعلية مباشرة غير ملائم أيضا إذا كانت سوق الإيجارات خاضعة لقيود على تحرك الأسعار. إلى جانب ذلك، يمكن اعتبار أن المالكين الساكنين يحصلون على منفعة إضافية كبيرة من خصائص مثل أمن الحيازة والقدرة على إدخال تعديلات على المسكن، مما يعني الحاجة إلى إجراء تعديلات إضافية على عمليات الاحتساب التي جرت في البداية.

١٠-١٧ بالنسبة للبلدان التي يتطابق فيها المجتمع الإحصائي المرجعي لمؤشر أسعار المستهلكين مع كافة الأسر المعيشية المقيمة، تكون مشكلة التقدير مماثلة لتلك التي يواجهها مسؤولو المحاسبة القومية ويكون من المفيد تطبيق منهج تعاوني.

١٠-١٨ يمكن استخلاص سلاسل الأسعار المناظرة لإيجارات المالكين الساكنين من مؤشر الإيجارات الفعلية، إلا إذا كانت هذه الإيجارات خاضعة لقيود. وقد تكون هناك حاجة لتعديل أي مسوح موجودة عن الإيجارات لاستيفاء متطلبات معينة في سلاسل الإيجار المكافئ للمالكين، وذلك حسب الأهمية النسبية لكل من المالكين الساكنين والمستأجرين وحسب تركيب السوقين من حيث خصائص المساكن. فإذا كان إجمالي قيمة الإيجار المكافئ للمالكين

أكبر بكثير من الإيجارات الفعلية، يمكن اعتبار الحجم المطلق لعينة الأسعار الموجودة غير كافي. أما إذا اختلفت خصائص المساكن التي يسكنها مالكوها اختلافا كبيرا عن سوق الإيجارات بوجه عام، فقد يتعين أيضا تفريغ عينات مسح الإيجارات الموجود إلى طبقات أصغر حجما (حسب نوع وحجم المسكن وحسب الموقع مثلا). وعندئذ، يمكن إعطاء مقاييس أسعار الطبقات المختلفة أوزانا مختلفة عند حساب الإيجارات الفعلية وسلاسل الإيجار المكافئ للمالكين، على الترتيب.

١٠-١٩ رغم أن إدراج الأسعار المدعمة كما وتلك المقيدة في سلاسل الإيجارات الفعلية يمكن أن يكون مقبولا، لا ينبغي استخدام هذه الأسعار في حساب سلاسل الإيجار المكافئ للمالكين. ونظرا لزيادة أهمية أسعار الإيجارات في المؤشر الكلي، فقد يتعين أيضا إعطاء اهتمام أكبر لقياس التغير في أسعار فرادى العقارات عندما يتغير المستأجرون. ونظرا لأن ذلك غالبا ما يعطي المالكين فرصة تجديد العقارات وزيادة الإيجارات، ينبغي تجنب الممارسة المتعلقة بالنظر إلى كل تغيرات الأسعار هذه باعتبارها ناشئة عن التغير في النوعية. علاوة على ذلك، قد يتعين تعديل سلاسل الإيجارات مقابل التغير في النوعية لتأخذ في الحسبان الاهتلاك المستمر في المباني السكنية. وتناقَش هذه القضية في الفقرات من ٢٣-٦٩ إلى ٢٣-٧٨ في الفصل الثالث والعشرين.

الدفع

١٠-٢٠ يعرف نطاق بنود المؤشر القائم على منهج الدفع بالرجوع إلى النفقات الفعلية التي تتحملها الأسر المعيشية للحصول على السلع والخدمات الاستهلاكية. ومجموعة النفقات الخاصة بالمالكين الساكنين في الفترة المرجعية للترجيح تتضمن ما يلي:

- دفعات المقدَّمات المتعلقة بالمساكن المشتراة حديثا؛
- رسوم الوكالات القانونية والعقارية المدفوعة عند نقل الملكية؛
- دفعات سداد أصل القروض العقارية؛
- مدفوعات الفائدة على القروض العقارية؛
- التعديلات والإضافات على المساكن؛
- التأمين على المساكن؛
- إصلاح وصيانة المساكن؛
- الضرائب العقارية.

١٠-٢١ رغم أن إدراج كافة هذه البنود في المؤشر أمر يمكن تصوره، فمن المتفق عليه بوجه عام أن بعض هذه البنود على الأقل تمثل معاملات رأسمالية يجب استبعادها من مؤشر أسعار المستهلكين. فعلى سبيل المثال، رغم

أن المقدَّمات ودفعات سداد أصل القروض العقارية تؤدي إلى انخفاض الاحتياطيات النقدية لدى الأسر المعيشية، فإنها أيضا تؤدي إلى إنشاء أصل عقاري (حق الملكية) أو إلى انخفاض التزام (مبلغ الدين العقاري القائم). وبالمثل، النفقات النقدية على التعديلات والإضافات التي تؤدي إلى انخفاض الاحتياطيات النقدية يقابلها زيادات في قيم المساكن. وبعبارة أخرى، ينبغي استبعاد المعاملات التي لا تؤدي إلى تغيير صاف في صافي أصول الأسر المعيشية.

١٠-٢٢ يمكن اعتبار البنود المتبقية نفقات جارية لا تؤدي إلى أي تعديلات مقابلة في صافي أصول الأسر المعيشية. وبالتالي، يعتبر إدراج هذه البنود في مؤشر أسعار المستهلكين القائم على منهج الدفع أمرا ملائما. ومن خلال تعريف المؤشر القائم على منهج الدفع بهذه الطريقة، يتضح أن المدفوعات الإجمالية تعادل مصدر تمويل إنفاق الأسرة المعيشية الذي يتكون من الدخل بعد الضرائب (الأجور والتحويلات والدخل من الممتلكات ومطالبات التأمين، إلخ) وصافي المدخرات (كبند موازن). ولهذا السبب يعتبر المؤشر القائم على منهج الدفع بوجه عام أفضل صيغة لتقدير التغيرات في صافي الدخول النقدية بمرور الوقت.

١٠-٢٣ يمكن بسهولة تقدير إجمالي النفقات على هذه البنود في الفترة المرجعية للترجيح من خلال مسح إنفاق الأسر المعيشية، حيث تقوم الأسر المعيشية عادة بالإبلاغ عن البنود. ويتناول هذا الفصل لاحقا إنشاء مؤشرات رسوم الوساطة العقارية والتأمين. أما مؤشرات نفقات الإصلاح والصيانة والضرائب العقارية فلا تُعتبر مثيرة لمشكلات كثيرة وبالتالي لا يتناولها هذا القسم. لذلك، يُخصص باقي هذا القسم لإنشاء مقاييس الأسعار الخاصة بتكاليف الفائدة على القروض العقارية.

١٠-٢٤ إن عملية إنشاء مؤشرات تكاليف الفائدة على القروض العقارية ليست عملية سهلة على الإطلاق، وسوف تختلف درجة تعقيدها من بلد إلى آخر حسب عمل الأسواق المالية المحلية ووجود (أو عدم وجود) أي أحكام متعلقة بالضرائب على الدخل تنطبق على مدفوعات الفائدة على القروض العقارية. ويترتب على ذلك بالتالي وصف للهدف العام ومنهجية توضيحية لإنتاج المؤشر المطلوب في أبسط الحالات. وسوف تحتاج المنهجية إلى تعديل لكي تأخذ في الحسبان التعقيدات الإضافية التي قد تواجهها بعض البلدان.

١٠-٢٥ يمكن إيجاز المنهج العام كالتالي: وفقا لمنهج السلة الثابتة، يتمثل هدف المؤشر في قياس التغير الذي يحدث بمرور الوقت في الفائدة التي تدفع على مجموعة قروض عقارية تكافئ القروض العقارية الموجودة في الفترة المرجعية للأوزان الترجيحية. وسوف تتباين، بالطبع، مجموعة القروض العقارية المرجعية هذه إلى حد كبير من حيث عمر القرض بين القروض المحسوبة في فترة الأساس نفسها والقروض المحسوبة قبل ذلك بسنوات عديدة. وعند إعداد المؤشر ثابت الأساس، يجب الإبقاء على توزيع القروض العقارية حسب العمر ثابتا.

١٠-٢٦ يتحدد مقدار الفائدة المدفوعة على القرض العقاري بضرب سعر فائدة معين، في شكل نسبة مئوية، في القيمة النقدية للدين. لذلك، يمكن مبدئيا قياس التغيرات في تكاليف الفائدة على القروض العقارية بمرور الوقت بجمع معلومات بصورة دورية عن مجموعة ممثلة من أسعار الفائدة على القروض العقارية، واستخدامها في استخلاص متوسط أسعار الفائدة، ثم ضرب هذا المتوسط في مقدار ملائم من الدين. وعلى الأقل بالنسبة للقروض العقارية ذات أسعار الفائدة المتغيرة، يمكن استخلاص الفائدة المستحقة على المجموعة المعاد تقييمها من القروض العقارية في فترة الأساس بمجرد الرجوع إلى أسعار الفائدة على القروض العقارية الحالية.

١٠-٢٧ وهكذا، تتمثل المشكلة الرئيسية في تحديد مقدار الدين الملائم في كل من فترتي المقارنة. ونظرا لأن القيمة الحقيقية لأي مقدار نقدي من الدين تختلف بمرور الوقت باختلاف التغيرات في القوة الشرائية للنقود، فمن غير الملائم استخدام القيمة النقدية الفعلية للدين في فترة الأساس في الحسابات الخاصة بالفترات اللاحقة. وبدلا من ذلك، يجب أولا تحديث هذه القيمة النقدية في كل فترة مقارنة حتى تظل ثابتة بالقيم الفعلية (أي حتى يتم تثبيت الكميات التي يعتمد عليها مقدار الدين في فترة الأساس).

١٠-٢٨ للقيام بذلك، يجب على الأقل تكوين رؤية نظرية عن الكميات التي يعتمد عليها مقدار الدين في فترة الأساس. ويعتمد مقدار الدين العقاري المستحق بالنسبة لأسرة معيشية واحدة في فترة الأساس على سعر الشراء الأصلي للمسكن ونسبة القرض إلى قيمة المسكن وأيضا على معدل سداد أصل القرض منذ شراء المسكن. ويمكن حساب القيمة المكافئة للدين في فترات المقارنة اللاحقة بتثبيت عمر الدين والقيمة الأصلية للدين (كنسبة ثابتة من القيمة الإجمالية للمسكن عندما أُبرم عقد القرض العقاري في البداية) ومعدل سداد أصل القرض (كنسبة من الدين الأصلي)، وضرب هذه العوامل في أسعار المساكن في فترات مناظرة لعمر الدين.

١٠-٢٩ للتوضيح، نفترض أن إحدى الأسر المعيشية في فترة الأساس اشترت مسكن قبل خمس سنوات مقابل ١٠٠٠٠٠ دولار وموّلت ٥٠% من قيمته بقرض عقاري. فإذا كانت الأسرة المعيشية قد سددت ٢٠% من هذا الدين في الفترة بين وقت الشراء وفترة الأساس، سيكون مقدار الدين المستحق المحسوب عليه تكاليف الفائدة في فترة الأساس هو ٤٠٠٠٠ دولار. والآن ننتقل إلى فترة مقارنة لاحقة ونفترض أنه من المعروف أن أسعار المساكن قد تضاعفت بين الفترة التي اشترت فيها الأسرة المعيشية المسكن وفترة السنوات الخمس التي تسبق فترة المقارنة. يُحسب المقدار المكافئ للدين المستحق في فترة المقارنة بطرح أولا ٥٠% من سعر المسكن المعاد تقييمه (أي من ٢٠٠٠٠٠ دولار) ليكون الناتج ١٠٠٠٠٠ دولار، ثم تخفيض هذا الناتج بمعدل سداد أصل القرض (وهو ٢٠%) ليكون الناتج ٨٠٠٠٠ دولار.

١٠-٣٠ في ظل هذه الافتراضات، يتضح أنه لا يمكن تقدير قيمة الدين القائم في فترة المقارنة مباشرة من قيمة الدين القائم في فترة الأساس إلا على أساس حركات أسعار المساكن بين فترة السنوات الخمس التي تسبق فترة الأساس وفترة السنوات الخمس التي تسبق فترة المقارنة. وبعبارة أخرى، رغم أن تثبيت نسب القروض إلى رأس

المال ومعدلات سداد أصل القروض يساعد في فهم هذا المنهج، فإن تقديرات هذه المتغيرات ليست مطلوبة على وجه الدقة لحساب الدين المطلوب في فترة المقارنة. وكل المطلوب هو قيمة الدين القائم في فترة الأساس وعمر الدين ومقياس مناسب للتغيرات في أسعار المساكن.

١٠-٣١ ولنفترض الآن أن كل القروض العقارية بسعر فائدة متغير، وأن متوسط أسعار الفائدة الاسمية ارتفع من ٥% في فترة الأساس إلى ٧,٥% في فترة المقارنة. يمكن أن يكون حساب مدفوعات الفائدة في الفترتين ٢٠٠٠ دولارا و٦٠٠٠ دولارا على الترتيب، وبالتالي يكون مؤشر مدفوعات الفائدة على القروض العقارية ٣٠٠,٠ . ويمكن بالطبع التوصل إلى نتيجة مماثلة مباشرة من سلاسل الرقم القياسي للدين وأسعار الفائدة الاسمية. فمؤشر تكاليف الفائدة على القروض العقارية يساوي مؤشر الدين مضروبا في مؤشر أسعار الفائدة الاسمية مقسوما على ١٠٠. وفي هذا المثال، يبلغ مؤشر الدين ٢٠٠,٠ ومؤشر أسعار الفائدة الاسمية ١٥٠,٠. وبالتالي فإن مؤشر أسعار الفائدة على القروض العقارية يساوي (٢٠٠,٠ × ١٥٠,٠) / ١٠٠ أو ٣٠٠,٠. وهذا المثال البسيط يفيد أيضا في توضيح مسألة في غاية الأهمية وهي أن النسب المئوية (أسعار الفائدة والضرائب، إلخ) ليست أسعارا ولا يمكن استخدامها كما لو كانت كذلك. والنسب المئوية يجب أن تُضرب في قيمة نقدية لتحديد سعر نقدي.

١٠-٣٢ رغم أن مثال الأسرة المعيشية الواحدة المبين آنفا يفيد في شرح المفاهيم الأساسية، يجب وضع منهجية يمكن استخدامها في حساب مؤشر تكاليف الفائدة على القروض العقارية بالنسبة للمجتمع الإحصائي المرجعي ككل. وتتمثل المشكلة الأساسية عند الانتقال من حالة الأسرة المعيشية الواحدة إلى حالة الأسر المعيشية المتعددة في أن عمر الدين سيختلف فيما بين الأسر المعيشية. ونظرا لأهمية إعادة تقييم الدين في فترة الأساس لتثبيت عمر الدين، فإن هذه المشكلة ليست مشكلة بسيطة. ورغم أنه يمكن تصور أن المعلومات المتعلقة بعمر الدين العقاري يمكن جمعها في مسوح إنفاق الأسر المعيشية، فإن عبء المجيبين الإضافيين والعدد الصغير عموما من الأسر المعيشية التي تبلغ عن القروض العقارية يؤدي غالبا إلى جعل التقديرات من هذا المصدر غير موثوقة. وهناك بديل آخر وهو سؤال عينة من مانحي القروض العقارية (البنوك ومؤسسات الإقراض العقاري، إلخ) عن نمط عمر محفظة قروضهم العقارية الحالية. فهذا النوع من البيانات متوفر عادة وموثوق به عموما.

١٠-٣٣ يبين الجدول ١٠-١ كيفية إنشاء مؤشر أسعار الديون الإجمالية. وبغرض إيضاح المنهجية، تم وضع بعض الافتراضات للتبسيط:

- يُفترض إعداد المؤشر كل ربع سنة وليس شهريا.
- يُفترض أن يكون أكبر عمر للديون العقارية بين ثلاثة وأربعة سنوات (الديون التي يزيد عمرها عن ثمان سنوات لا تكون مؤثرة عادة من الناحية العملية).
- يُفترض توزيع كل مجموعة سنوية من الديون بالتساوي خلال السنة.
- يُفترض توفر مؤشر ربع سنوي لأسعار المساكن (المساكن الجديدة والمستعملة، بما في ذلك الأراضي).

١٠-٣٤ يحتوي العمود (١) في الجدول ١٠-١ (أ) على أرقام قياسية لأسعار المساكن تمتد إلى أربع سنوات قبل فترة الأساس الخاصة بسلسلة الديون (الربع ١ من السنة صفر). ويحتوي العمود (٢) على المتوسط المتحرك للسلسلة الأولى خلال أربعة أرباع ــ وهو مطلوب ليعكس الأسعار "السنوية" حتى يحدث تطابق مع مجموعات الديون التي لا تتوافر إلا في مجموعات سنوية لعمر الديون في هذا المثال (إذا توفرت مجموعات ربع سنوية، لن يكون من الضروري حساب المتوسط المتحرك للسلسلة).

١٠-٣٥ تحتوي الأعمدة من (١) إلى (٤) في الجدول ١٠-١ (ب) على مؤشرات الديون المحسوبة لكل مجموعة تم تغيير فترتها المرجعية إلى Y0Q1 =100. وهذه السلاسل تمثل تحويلات بسيطة للسلاسل الواردة في العمود (٢) من الجدول ١٠-١ (أ)، ولكل منها نقطة بداية مختلفة. فعلى سبيل المثال، سلسلة الديون الخاصة بالمجموعة التي تم التعاقد عليها منذ ثلاث إلى أربع سنوات نقطة بدايتها الرقم القياسي من Q4 Y-4 (أي ١١٣,٩) في العمود (٢)، والسلسلة الخاصة بالديون التي يتراوح عمرها بين سنتين وثلاث سنوات تبدأ من Q4 Y-3 (أي ١١٨,٧) وهكذا. ويحتوي العمود (٥) في الجدول ١٠-١ (ب) على مؤشر الدين الإجمالي الذي يُستخلص بترجيح مؤشرات المجموعات العمرية الأربعة. وتُستخلص الأوزان الترجيحية من البيانات المقدمة من المؤسسات المالية عن الديون المستحقة حسب عمر الدين، والمعاد تقييمها بأسعار الفترة Q1 Y0.

١٠-٣٦ يتم الحصول على سلسلة الرقم القياسي لأسعار الفائدة الاسمية على القروض العقارية بحساب متوسط أسعار الفائدة الربع سنوية على القروض العقارية ذات أسعار الفائدة المتغيرة من عينة من المؤسسات المقرضة (بدءا من الفترة Q1 Y0) وعرضها في شكل رقم قياسي. عندئذ، يمكن الجمع بين سلسلة أسعار الفائدة الاسمية وسلسلة الديون لحساب السلسلة النهائية لتكاليف الفائدة على القروض العقارية، حسبما هو موضح في الجدول ١٠-٢.

١٠-٣٧ إن إنشاء المؤشرات المكافئة للقروض العقارية ذات أسعار الفائدة الثابتة يثير مشكلة أكبر، إذ يتعين حساب مؤشر منفصل لتكاليف الفائدة الخاصة بكل مجموعة عمرية للديون ليعكس حقيقة أن الفائدة التي تدفع اليوم على قرض عمره أربع سنوات تعتمد على سعر الفائدة الذي كان ساريا منذ أربع سنوات. ويتطلب ذلك إعداد مؤشر لأسعار الفائدة الثابتة الاسمية يمتد إلى الفترة الزمنية الخاصة بسلسلة أسعار المساكن. كما أن حساب سلسلة أسعار الفائدة الثابتة الاسمية يثير مشكلة أكبر بقدر اعتماد أسعار الفائدة التي يتم تقاضيها على القروض ذات الفائدة الثابتة على مدة القرض. وهذ التعقيد الإضافي لهذه المؤشرات يمكن أن يجعل إنشاء مؤشر لتكاليف الفائدة على القروض العقارية أمر غير عملي بالنسبة للبلدان التي تكون فيها نسبة القروض العقارية ذات أسعار الفائدة الثابتة هي النسبة الغالبة.

الجدول ١٠-١: حساب سلسلة الديون العقارية

(أ) مؤشرات أسعار المساكن

السنة	الربع	المؤشر الأصلي للأسعار (١)	المتوسط المتحرك للسلسلة (١) خلال أربعة أرباع (٢)
Y-4	الأول	١١١,٩	
	الثاني	١١٢,٨	
	الثالث	١١٤,٧	
	الرابع	١١٦,٢	١١٣,٩
Y-3	الأول	١١٧,٦	١١٥,٣
	الثاني	١١٨,٥	١١٦,٨
	الثالث	١١٩,٠	١١٧,٨
	الرابع	١١٩,٨	١١٨,٧
Y-2	الأول	١٢٠,١	١١٩,٤
	الثاني	١٢٠,٣	١١٩,٨
	الثالث	١٢٠,٥	١٢٠,٢
	الرابع	١٢٢,٠	١٢٠,٧
Y-1	الأول	١٢٢,٣	١٢١,٣
	الثاني	١٢٣,٨	١٢٢,٢
	الثالث	١٢٤,٥	١٢٣,٢
	الرابع	١٢٥,٢	١٢٤,٠
Y-0	الأول	١٢٥,٩	١٢٤,٩
	الثاني	١٢٦,١	١٢٥,٤
	الثالث	١٢٧,٣	١٢٦,١
	الرابع	١٢٩,٢	١٢٧,١

(ب) مؤشر الدين

السنة	الربع	عمر الدين				
		٤-٣ سنوات الوزن الترجيحي= ١٠%	٣-٢ سنوات الوزن الترجيحي= ٢٠%	٢-١ سنة الوزن الترجيحي=٣٠%	صفر -١ سنة الوزن الترجيحي=٤٠%	المتوسط المرجح
		(١)	(٢)	(٣)	(٤)	(٥)
Y0	الأول	١٠٠,٠	١٠٠,٠	١٠٠,٠	١٠٠,٠	١٠٠,٠
	الثاني	١٠١,٢	١٠٠,٦	١٠٠,٧	١٠٠,٧	١٠٠,٧
	الثالث	١٠٢,٥	١٠٠,٩	١٠١,٦	١٠١,١	١٠١,٤
	الرابع	١٠٣,٤	١٠١,٣	١٠٢,٢	١٠١,٧	١٠١,٩

الجدول ١٠-٢: حساب سلسلة تكاليف الفائدة على القروض العقارية

السنة	الربع	مؤشر الدين	مؤشر أسعار الفائدة الاسمية	مؤشر تكاليف الفائدة على القروض العقارية (١)×(٢)/١٠٠
		(١)	(٢)	(٣)
Y0	الأول	١٠٠,٠	١٠٠,٠	١٠٠,٠
	الثاني	١٠٠,٧	٩٨,٥	٩٩,٢
	الثالث	١٠١,٤	١٠٠,٨	١٠٢,٢
	الرابع	١٠١,٩	١٠١,٥	١٠٣,٤

١٠-٣٨ يقوم إنشاء مؤشر مدفوعات الفائدة على القروض العقارية على افتراض أن الغرض من القرض العقاري هو تمويل شراء المسكن (ومن ثم إعادة تقييم الدين بالتغيرات في أسعار المساكن). ومع ذلك، يزداد شيوع حصول الأسر المعيشية على قروض بضمان الحصص التي يمتلكونها في مساكنهم، لاسيما في البلدان النامية. أي قد تحصل الأسر المعيشية على قروض عقارية جديدة أو إضافية، أو تعيد سحب جزء من أصل القرض الذي سبق سداده لتمويل أنشطة أخرى، مثل شراء سلعة استهلاكية معمرة كبيرة كسيارة أو قارب، أو القيام برحلة سياحية، أو حتى شراء أسهم وسندات. وإذا كانت هذه الاستخدامات البديلة للأموال المتاحة عن طريق القروض العقارية ذات دلالة، فقد يكون من الملائم اعتبار جزء على الأقل من تكاليف الفائدة على القروض العقارية بمثابة

تكلفة خدمة مالية عامة وليس تكلفة مسكن. ونظرا لاعتبار هذا الجزء من الدين مستخدم في أغراض أخرى، فإن استخدام مؤشر عام لتضخم الأسعار سيكون أكثر ملاءمة لأغراض إعادة تقييم الدين.

الاحتياز

١٠-٣٩ يعرف نطاق بنود المؤشر القائم على الاحتياز بكافة السلع والخدمات الاستهلاكية التي تقتنيها الأسر المعيشية. وبوجه عام، توصلت البلدان التي تعِد مؤشراتها على أساس منهج الاحتياز إلى أن الغرض الرئيسي للمؤشر هو توفير مقياس لتضخم الأسعار لقطاع الأسر المعيشية ككل. ونظرا لأن تضخم الأسعار ظاهرة خاصة بعمل الأسواق، يقتصر نطاق البنود عادة على السلع والخدمات الاستهلاكية التي يجري احتيازها في المعاملات النقدية. أي تُستبعد السلع والخدمات الاستهلاكية المقدمة مجانا للأسر المعيشية من الحكومات والمؤسسات غير الهادفة للربح التي تخدم الأسر المعيشية.

١٠-٤٠ نفقات المالكين الساكنين التي يمكن إدراجها في المؤشر القائم على منهج الاحتياز تتمثل في الآتي:

ـ صافي مشتريات المساكن (أي مشتريات المجتمع الإحصائي المرجعي مطروحا منها مبيعاته)؛

ـ البناء المباشر للمساكن الجديدة؛

ـ التعديلات والإضافات على المساكن الموجودة؛

ـ الرسوم القانونية ورسوم الوساطة العقارية المسددة عند نقل الملكية؛

ـ إصلاح وصيانة المساكن؛

ـ التأمين على المساكن؛

ـ الضرائب العقارية.

١٠-٤١ يتناول هذا الفصل لاحقا إنشاء مؤشرات أسعار لرسوم الوساطة العقارية والتأمين. ولا تعتبر مؤشرات نفقات الإصلاح والصيانة وأسعار العقارات والضرائب العقارية مثيرة لمشكلات كثيرة، لذلك لا يتناولها هذا الفصل. وبالتالي يخصص الجزء الباقي من هذا الفصل لمناقشة القضايا المتعلقة بإنشاء مقاييس لشراء المساكن وبنائها والتعديلات والإضافات عليها. وميزة منهج الاحتياز، تمشيا مع معاملة معظم السلع والخدمات الأخرى في مؤشر أسعار المستهلكين، أن مؤشر المساكن التي يسكنها مالكوها سيعكس السعر الكامل المدفوع مقابل المساكن. إلى جانب ذلك، لا يتأثر هذا المنهج بطرق تمويل شراء المساكن.

١٠-٤٢ نظرا لأن مؤشرات أسعار المستهلكين يجري إنشاؤها لقياس التغير في الأسعار بالنسبة لمجموعة من الأسر المعيشية ككل (المجتمع الإحصائي المرجعي أو المستهدف)، ينبغي ألا يتضمن المؤشر أي معاملات تحدث بين هذه الأسر المعيشية. وفي حالة المؤشر الذي يغطي كل الأسر المعيشية الخاصة، لا ينبغي أن يعكس الوزن

الترجيحي إلا صافي الإضافات إلى مخزون المساكن التي يسكنها مالكوها بقطاع الأسر المعيشية. ومن الناحية العملية، يتضمن صافي الإضافات أساسا المساكن المشتراة من الشركات (مساكن مقامة حديثا أو مساكن الشركات أو مساكن الإيجار) والمساكن المشتراة من أو المحولة من القطاع الحكومي بالإضافة إلى مشتريات مساكن الإيجار ــ بغرض سُكنى المالكين ــ من الأسر المعيشية في المجتمع الإحصائي المرجعي. وإذا تم إنشاء مؤشر أسعار مستهلكين لمجموعة فرعية من المجتمع الإحصائي (كالعاملين بأجر أو براتب مثلا)، ينبغي أن يتضمن الوزن الترجيحي أيضا المشتريات من أنواع الأسر المعيشية الأخرى.

١٠-٤٣ يعتبر الاقتصاديون أن كل المساكن رأس مال ثابت وبالتالي يستبعدون مشتريات المساكن من استهلاك الأسر المعيشية. ورغم أن هذه حقيقة واضحة بالنسبة للمساكن المشتراة للإيجار، فإن الوضع يكون أقل وضوحا عندما يتعلق بالمساكن المشتراة بغرض سُكنى المالكين. ورغم أن الأسر المعيشية تدرك احتمال تحقيق أرباح رأسمالية عند شرائها للمساكن وتنظر غالبا إلى مسكنها باعتباره أصل، فإنها تذكر عادة أيضا أن الدافع الرئيسي لشراء المسكن هو الحصول على خدمة (أي المأوى وأمن الحيازة). لذلك، فمن منظور الأسر المعيشية أن التكاليف التي يتحملها المالكون الساكنون مقابل مسكنهم الرئيسي تمثل مزيجا من الإنفاق الاستثماري والاستهلاكي، وأن الاستبعاد الكامل لهذه التكاليف من مؤشر أسعار المستهلكين القائم على منهج الاحتياز يمكن أن يؤدي إلى فقدان ثقة المجتمع الإحصائي عامة في مؤشر أسعار المستهلكين. وتحديدا، بالنسبة للبلدان التي تكون فيها قطاعات المستأجرين قليلة نسبيا، وفرص الإحلال بين سُكنى المالكين والاستئجار محدودة، يمكن القول أن عنصر الاستهلاك يكون هو الغالب.

١٠-٤٤ المشكلة التي تواجه معدِّي مؤشرات أسعار المستهلكين هي كيفية فصل العنصرين لإدراج عنصر الاستهلاك فقط في مؤشر أسعار المستهلكين. ورغم أنه لا يوجد أسلوب واحد متفق عليه، فإن أحد المناهج يعتبر أن تكلفة الأرض تمثل عنصر الاستثمار وتكلفة المبنى تمثل عنصر الاستهلاك. والأساس المنطقي لهذا المنهج هو أنه رغم أن المبنى قد يتدهور بمرور الوقت ومن ثم "يُستهلك"، تظل نوعية الأرض ثابتة طول الوقت (إلا في حالات إستثنائية). ونظرا لأن الأرض (أو عنصر الموقع) هي سبب معظم التفاوت في الأسعار الملاحظة للمساكن المبيعة في نفس اللحظة الزمنية التي لولا ذلك لكانت متطابقة، فإن استبعاد قيم الأراضي قد يُنظر إليه أيضا باعتباره محاولة لاستبعاد تضخم أسعار الأصول من مؤشر أسعار المستهلكين. (تُعد مقاييس تضخم أسعار الأصول، بالطبع، مفيدة في حد ذاتها).

١٠-٤٥ هناك بعض المشكلات المصاحبة لاستخلاص النفقات في فترة الأساس الترجيحية على صافي احتياز المساكن (باستثناء الأراضي)، وبناء المساكن الجديدة، والتعديلات والإضافات على المساكن الموجودة. ورغم أن مسوح إنفاق الأسر المعيشية يمكن أن تعطينا تقديرات موثوقة للمبالغ التي تنفقها الأسر المعيشية على التعديلات

والإضافات وبناء المساكن، من المستبعد أن تعطينا هذه المسوح تقديرات موثوقة لصافي النفقات على المساكن الموجودة مستبعدا منها قيمة الأراضي.

١٠-٤٦ هناك منهج بديل آخر وهو جمع بيانات من إحصاءات السكان ومسوح أنشطة الإسكان والبناء، حيث تجمع إحصاءات السكان عادة معلومات عن حيازة المساكن، ومنها يُستخدم متوسط معدل النمو السنوي في عدد الأسر المعيشية من المالكين الساكنين كممثل جيد لصافي الإضافات لمخزون المساكن. وتُجرى أيضا مسوح أنشطة البناء في معظم البلدان، حيث توفر بيانات عن إجمالي قيمة المساكن المقامة. ويمكن استخدام هذه البيانات في تقدير متوسط قيمة المساكن الجديدة الذي يمكن ضربه بعد ذلك في الأحجام المقدرة المستخرجة من إحصاء السكان. وبالطبع، يجب أن يقوم كل بلد بتقييم مدى ملاءمة هذا المنهج، وهي المهمة التي قد تكون معقدة إذا كان مؤشر أسعار المستهلكين يتعلق فقط بمجموعة فرعية من إجمالي المجتمع الإحصائي.

١٠-٤٧ يكون مؤشر الأسعار مطلوبا لقياس التغير الذي يحدث بمرور الوقت في أسعار المباني السكنية الموجودة، والمساكن المقامة حديثا، والتعديلات والإضافات. ونظرا لأن السعر الملائم للمباني السكنية الموجودة هو التكلفة الحالية للبديل، فإن المؤشر الذي يقيس التغيرات في أسعار المساكن المقامة حديثا يكون ملائما أيضا لهذا الغرض. ونظرا لأن أسعار كل من المساكن المقامة حديثا والتعديلات والإضافات تحددها مبدئيا تكاليف مواد البناء وتكاليف العمالة وأرباح المنتجين، فقد يكون من المقبول إنشاء عينة أسعار واحدة لكل العناصر. وسوف يعتمد الاحتياج إلى عينة أسعار منفصلة للتعديلات والإضافات على الأهمية النسبية لهذا النشاط وما إذا كان مكونيّ مواد البناء والعمالة بالنسبة لهما يختلفان اختلافا كبيرا عن مكونيّ مواد البناء والعمالة بالنسبة للمسكن الكامل (إذا كانت التعديلات والإضافات تتركز غالبا على المطابخ والحمامات مثلا). وفي كل الحالات، من المهم أن يستخدم مزيج من خصائص المساكن في حساب مؤشرات الأسعار لاستبعاد تفاوتات الأسعار التي تعكس التغيرات في خصائص المساكن المقامة حديثا.

١٠-٤٨ سوف يؤثر نوع المسكن المقام في فرادى البلدان تأثيرا كبيرا على درجة صعوبة وتكلفة إنشاء مقاييس ملائمة للأسعار. فإذا كان كل مسكن مقام حديثا فريدا في الأساس (أي مصمم ليفي بمتطلبات الموقع أو متطلبات أخرى)، سيتعين اعتماد أسعار نماذج المساكن المعروضة للبيع. ويتطلب ذلك اختيار عينة من شركات البناء، وتحديد عينات المساكن المقامة حديثا وجمع أسعار إقامة مساكن مماثلة في الفترات اللاحقة (باستثناء تكاليف إعداد الموقع التي ستختلف من موقع إلى آخر). ومن المحتمل أن يتطلب هذا المنهج تحمل المجيبين تكاليف باهظة. إلى جانب ذلك، يجب الحرص على ضمان أن تعكس الأسعار المقدمة على نحو صحيح كافة الأحوال السائدة في السوق. أي أن الأسعار يجب أن تعكس المبالغ التي تتوقع شركات البناء على نحو واقعي أنها ستتمكن من تقاضيها في السوق الحالية بدلا من الأسعار التي تود أن تتمكن من تقاضيها على أساس الأحوال السائدة في فترة سابقة.

١٠-٤٩ توجد، في بضع بلدان، نسبة كبيرة من المساكن المقامة حديثا من النوع الذي يشار إليه "بالمشروعات السكنية". وهي المساكن التي تقيمها شركات البناء بصورة منتظمة من مجموعة من التصميمات القياسية المحتفظ بها لهذا الغرض. وتكون هذه الممارسة ممكنة إلى أقصى حد في البلدان التي تكون فيها نسبة إقامة المساكن الجديدة كبيرة في المناطق العمرانية الجديدة (أي الأراضي التي تم تعميرها أو أعيد تعميرها حديثا خصيصا للمباني السكنية). وعندما تقام المشروعات السكنية على نطاق واسع، يمكن اختيار عينة من هذه المشروعات لتسعيرها بمرور الوقت، على أن يؤخذ في الاعتبار أن تكون الأسعار المقدمة أسعار معاملات فعلية (وأيضا مسعرة بعد خصم أي تكاليف لإعداد الموقع). وحتى إذا كانت المشروعات السكنية لا تشكل غالبية المساكن المقامة حديثا، إلا أنها قد تظل مقياسا ممثلا للتغير الكلي في الأسعار.

١٠-٥٠ عند تسعير المساكن المقامة ضمن مشروعات سكنية، من الضروري متابعة العينة المختارة لضمان بقاء الخطط المختارة ممثلة ورصد التغيرات في النوعية الناشئة عن التعديلات في التصميم والتغيرات في البنود المدرجة الأساسية. ومتى تم تغيير الخطط، يجب تقدير التغير في النوعية الكلية. وبالنسبة للخصائص القابلة للقياس ماديا ــ كزيادة بسيطة في الحجم الكلي للمسكن ــ يمكن افتراض أن التغير في النوعية يتناسب مع التغير في الكمية ذات الصلة. أما التغيرات الأخرى ــ كإضافة مادة عازلة وإضافة ممر خاص بالسيارات بدون زيادة السعر وخلافه، فسوف يتعين تقييمها ويفضل من حيث قيمتها الحالية لدى المستهلك. ويمكن تقييم هذه التغيرات بالحصول على معلومات عن المبالغ التي كان سيدفعها المستهلكون لو أنهم حصلوا على هذه البنود كل على حدة (طريقة تكاليف المواصفات الاختيارية). والبديل هو سؤال شركة البناء عن مدى إتاحة تخفيض نقدي بدلا من الخصائص الإضافية. وعند تعديل الخطط لمواجهة تغير المتطلبات القانونية، لا يكون لدى المستهلك أي خيار في الشراء لذلك يكون من المقبول تصنيف التغير الإجمالي في الأسعار كتغير سعري محض (ورغم ذلك قد يحدث تغير يمكن ملاحظته في النوعية).

الملابس

١٠-٥١ الملابس سلعة شبه معمرة ولا تتأثر معاملتها بالأساس المفاهيمي الذي يجري اختياره لمؤشر أسعار المستهلكين (الاحتياز أو الاستخدام أو الدفع). ومع ذلك، هناك خصائص معينة لسوق الملابس تتسبب بالفعل في مشكلات لمعدِّي مؤشرات الأسعار. فرغم أن الملابس يجري شراؤها طوال السنة، لا تتوافر أنواع عديدة منها إلا في مواسم معينة، كما أن البنود المعينة التي تباع في أحد المواسم (الصيف مثلا) ــ على خلاف الفاكهة والخضروات الموسمية ــ قد لا تعود في السنة التالية. وإلى جانب التوفر الموسمي، فإن الخصائص المادية لبعض بنود الملابس يمكن أن تتغير أيضا نتيجة تغير أنماط الزي الحديث.

١٠-٥٢ يهدف الجزء المتبقي من هذا القسم إلى تقديم وصف عام لسوق الملابس الخاصة بمعظم البلدان، ويناقش أهم المشكلات التي يواجهها معدُّو المؤشر، ويبحث بعض البدائل المتاحة للتغلب على هذه المشكلات أو على الأقل تقليلها إلى أدنى حد ممكن.

سوق الملابس

١٠-٥٣ تشهد معظم البلدان على الأقل بعض التغيرات المناخية طوال العام. وقد يتراوح عدد "المواسم" المنفصلة بين موسمين (صيف وشتاء ، "ممطر" و "جاف") وأربعة مواسم في معظم المناطق (شتاء وربيع وصيف وخريف). وتدخل بنود الملابس غالبا ضمن فئتين هما: البنود التي تتوافر في موسم واحد فقط والبنود التي تتوافر طوال السنة.

١٠-٥٤ تتعرض الملابس أيضا (سواء كانت موسمية أم لا) إلى تغير أنماط الزي الحديث. فنمط الزي الحديث بالنسبة للسراويل يمكن أن يتغير من ذات الساق المستقيمة إلى ذات الذيل الواسع، وللسترات من ذات الصف الواحد من الأزرار إلى ذات الصفين، وللقمصان من ذات الياقة بأزرار إلى ذات الياقة بدون أزرار، وللتنورات من الطويلة إلى القصيرة، وهكذا.

١٠-٥٥ حتى داخل فئات الثياب التي لا تتأثر دون مبرر بالمؤثرات الموسمية أو التغيرات العامة في أنماط الزي الحديث، فإن الثياب التي تتوافر للتسعير من فترة إلى الفترة التالية لها يمكن أن تختلف إلى حد كبير. كما تقوم متاجر التجزئة بتغيير الموردين للحصول على أفضل الأسعار أو الحفاظ على انطباع التغيير الدائم لمجموعة المنتجات من أجل جذب المشترين. ويقوم الكثير من المنتجين أيضا بتغيير خطوط الإنتاج على نحو متواتر لمواصلة جذب المشترين. ومن الشائع أيضا قيام فرادى المنتجين باستخدام أصناف مختلفة ومتغيرة كوسيلة تسويقية . كما أن البلدان المنعزلة التي تعتمد أساسا على الملابس المستوردة تواجه أيضا مشكلة إضافية تتمثل في حالات الانقطاع في التوريد بسبب تعطل عمليات الشحن أو حتى بسبب رغبة عابرة من جانب المستوردين.

١٠-٥٦ إن دورات الحياة القصيرة غالبا لبعض البنود ــ ولكل فئات البنود في حالة البنود الموسمية ــ تعني أن متاجر التجزئة يجب أن توجه اهتماما خاصا لمراقبة المخزون، لأنها لا تتحمل أن يكون لديها مخزون كبير لا تتمكن من بيعه. ويعالَج هذا الموقف غالبا بتخفيض الأسعار تدريجيا طوال دورة الحياة المقدرة للبند.

١٠-٥٧ إن الطبيعة المجزأة والمتغيرة لسوق الملابس تعني دائما أنه يتعين على معدِّي مؤشرات الأسعار عمل توازن بين المتطلبات المثالية لأغراض المؤشر وتكلفة جمع البيانات (الخاصة بالأسعار والخصائص التي قد تكون مطلوبة لإجراء التعديل مقابل التغير في النوعية).

مناهج إنشاء مؤشرات أسعار الملابس غير الموسمية

١٠-٥٨ حتى عندما لا تتسبب الموسمية في مشكلة، فإن إنشاء مؤشر لأسعار الملابس لا يكون بالمهمة البسيطة. فمجموعة البنود المتاحة يمكن أن تختلف إلى حد كبير فيما بين منافذ البيع، مما يجعل تحديد البنود التي ينبغي تسعيرها وتحديد مواصفاتها مركزيا أمرا غير فعال. كما يمكن أن تختلف أصناف وطرُز بعض أنواع الثياب إلى حد كبير بمرور الوقت في فرادى منافذ البيع، مما يتطلب اهتماما كبيرا بإجراءات إحلال البنود والتعديل مقابل التغير في النوعية.

١٠-٥٩ رغم أن وضع إجراءات معينة لتطبيقها في كافة البلدان يُعد أمرا شبه مستحيل، يمكن وضع مجموعة من الإرشادات للمساعدة على تجنب أهم المشكلات المحتملة. وعند وضع هذه الإرشادات، يكون الهدف الرئيسي هو تقليل عدد الأسعار التي يمكن استخدامها إلى أدنى حد ممكن (مقابل تكلفة جمع معينة) في أي شهر، وتقليل عدد مقاييس التغير في الأسعار التي تتأثر بالتغير في النوعية إلى أدنى حد ممكن.

١٠-٦٠ في بعض الحالات، قد يكون في الإمكان تحديد المواصفات "القومية" للبنود التي ينبغي تسعيرها في كل منفذ بيع (جينز صنفه X وطرازه Y مثلا). واستخدام هذه الأنواع من المواصفات يمكن أن يساعد في تقليل الجهد المطلوب لإجراء التعديل مقابل التغير في النوعية، كما أن حركات أسعار هذه البنود يمكن أن تمثل قاعدة معيارية مفيدة تُقدَّر على أساسها حركات أسعار بنود أخرى. والتحديد الموثوق لهذه البنود يستلزم وجود علاقات مستمرة مع المشترين سواء بالنسبة لسلاسل المتاجر الكبرى أو كبار المنتجين المحليين أو المستوردين. حيث يجب الاتصال بمصادر المعلومات هذه بصورة منتظمة للتعرف على مجموعة البنود الحالية، ومدى توفرها عبر البلد المعني وأي تغييرات مقررة (ومنها تغيير الشكل والنوعية إلى جانب البنود المستبعدة من مجموعة المنتجات والبنود المضافة إليها). ويمكن استخدام هذه المعلومات على نحو استباقي لتحديث مواصفات أو خصائص البنود التي ينبغي تسعيرها في المجال المعني، مما يقلل عدد جامعي الأسعار الذين يقومون بتسعير البنود التي لم تعد متوفرة. ويمكن استخدامها أيضا في المساعدة على القياس الكمي لأي تغيرات في النوعية.

١٠-٦١ بالنسبة للبنود التي يختلف مدى توفرها حسب الصنف، قد يكون في الإمكان التعرف على عدد الأصناف التي يُقدر أنها من نفس النوعية (كالأصناف المختلفة من القمصان القصيرة الأكمام). وفي هذه الحالات، قد يقدَّم لجامعي الأسعار قائمة بالأصناف المكافئة ويعطون تعليمات بتسعير أرخص صنف متوفر في كل منفذ بيع دون أن يتعين عليهم ضمان تسعير نفس الصنف هذه المرة بنفس سعره في آخر زيارة. والحجة المؤيدة لهذه الممارسة هي أنه إذا كانت الأصناف مكافئة بالفعل، فإن المشترين الذين يتمتعون بحسن التمييز سيشترون أرخصها في وقت الشراء، وسوف يؤدي إظهار ذلك في مؤشر أسعار المستهلكين إلى جعل المؤشر يتبع بدرجة أكبر خبرة الأسر المعيشية. ومن الواضح أن نجاح هذا الأسلوب أو عدم نجاحه يعتمد اعتمادا كبيرا على تحديد "مدى تكافؤ" الأصناف الذي رغم كونه مسألة تقديرية إلى حد كبير، فقد يساعد على إجرائه تحليل السلوك السعري السابق.

وبوجه عام، يمكن الاستدلال على تكافؤ الأصناف من خلال التشتت المحدود للأسعار في الأجل الأطول وميل الأصناف لتبادل الأسعار بمرور الوقت وفيما بين منافذ البيع.

١٠-٦٢ في حالات أخرى، قد يكون من الملائم قصر بنود العينة على مجموعة فرعية من الأصناف دون اعتبار الأصناف مكافئة. فعلى سبيل المثال، قد يهيمن عدد من أصناف الجينز على السوق، وإن كان مدى توفر فرادى الأصناف يختلف فيما بين منافذ البيع. وفي هذه الحالات، قد يقدَّم لجامعي الأسعار قائمة بالأصناف المقبولة ويعطون تعليمات بتسعير أكثر هذه الأصناف تمثيلا في كل منفذ بيع. وبعد إجراء الاختيار الأولي، ينبغي إعطاء تعليمات لجامعي الأسعار بتسجيل الصنف والطراز الذي يُسعر في كل منفذ بيع، وينبغي عليهم مواصلة تسعير هذه المواصفات في الزيارات اللاحقة إلى أن يتوقف المنفذ عن الاحتفاظ بمخزونها (أو يصبح واضحا أنها لم تعد ممثلة لمبيعات هذا المنفذ تحديدا).

١٠-٦٣ أصبح سوق الملابس شديد التنوع لدرجة أنه لا يكون في الإمكان دائما تحديد سواء البند الذي ينبغي تسعيره أو حتى الصنف (أو الأصناف) مركزيا. وفي هذه الحالات، من الضروري إعطاء جامعي الأسعار حرية أكبر بكثير للتصرف عندما يتعلق الأمر باختيار فرادى البنود للتسعير. ولتجنب اختيار بنود غير ملائمة، من المهم إعطاء إرشادات لجامعي الأسعار لمساعدتهم في هذه العملية. وعلى أقل تقدير، ينبغي إعطائهم تعليمات باختيار الصنف والطراز الذي يشير متجر التجزئة إلى أنه ممثل ويُتوقع الاحتفاظ بمخزونه لبعض الوقت (هناك ميزة ضئيلة يمكن الحصول عليها من اختيار البند الذي، رغم كونه شائعا، فقد اشتراه متجر التجزئة لمرة واحدة، وبالتالي من المستبعد توفره عند جمع الأسعار في فترات لاحقة).

١٠-٦٤ يمكن أن تحتوي إرشادات أكثر تطورا على قائمة مرجعية بالخصائص التي ينبغي أن تتطابق بقدر الإمكان مع خصائص البند المختار. وينبغي ترتيب هذه الخصائص من الأهم إلى الأقل أهمية، وينبغي أن يكون واضحا الخصائص التي توجد في البند المختار وتلك التي لا توجد فيه (سواء من الوصف التفصيلي الذي سجله جامع الأسعار أو عن طريق استيفاء بيان منفصل بالخصائص). وإلى جانب الصنف (أو الأصناف المقبولة)، يمكن أن تتضمن القائمة ــ متى أمكن ــ خصائص كالآتي بيانها:

ــ نوع النسيج (قطن أو صوف أو كتان مثلا)؛

ــ وزن النسيج (ثقيل أو متوسط أو خفيف مثلا)؛

ــ وجود بطانة؛

ــ عدد الأزرار؛

ــ نوع الخياطة (غرزة مفردة أو غرزة مزدوجة مثلا).

١٠-٦٥ من المسلَّم به أن بنود الأزياء الحديثة تتسبب في مشكلات معينة تتعلق بالتعديل مقابل التغير في النوعية. وهناك بالتأكيد احتمال واضح بأن تؤدي هذه البنود إلى تحيز مؤشر أسعار المستهلكين قبل نهاية دورة حياتها مباشرة عندما تُخفَّض أسعارها بدرجة كبيرة وتنخفض أحجام مبيعاتها. فعلى سبيل المثال، يجب أن يَحذَر معدُّو المؤشر من خطر خروج بنود من المؤشر بسعر مخفَّض تخفيضا كبيرا لتحل محلها بنود تباع بالسعر الكامل (الذي يمكن أن يكون بعلاوة في حالة بنود الأزياء الحديثة). وبوجه أعم، يجب أن يعكس أي قرار يتعلق بإدراج بنود الأزياء الحديثة المجتمع المرجعي المستهدف للمؤشر، حيث يستبعد هذا القرار مثلا الأسر المعيشية عند الطرف الأعلى من توزيع الدخل.

إحلال البنود والتغير في النوعية

١٠-٦٦ حتى بالنسبة لأنواع الثياب التي تتوافر طوال السنة، تظل هناك حاجة قوية لإحلال البنود أو إثبات التغيرات في خصائص البنود بطريقة أخرى. لذلك، من المهم ضمان وضع الإجراءات اللازمة لتقليل أي تحيز ناتج عن التغيرات في نوعية البنود المسعرة إلى أدنى حد ممكن.

١٠-٦٧ إن الأساس المفاهيمي الملائم لتقدير التغيرات في نوعية الثياب يكون من منظور قيمتها لدى المستهلك. وبعبارة أخرى، يمكن أن يقال إن الثياب من نوعية مختلفة عن ثياب أخرى إذا قيَّمها المستهلك بقيمة مختلفة. والمشكلة التي تواجه معدِّي المؤشرات هي أن الاختلافات في النوعية لا يمكن ملاحظتها إلا من حيث التغيرات في الخصائص المادية للثياب (بما في ذلك الصنف)، التي سيكون لبعضها تأثير على القيمة لدى المستهلك بينما لن يكون هناك تأثير للبعض الآخر. والمشكلة تتمثل في كيفية التمييز بينهما.

١٠-٦٨ للمساهمة في إنجاز هذه المهمة، من المهم وضع ارشادات لاختيار البنود البديلة وأن يكون الهدف العام هو تقليل الاختلاف في النوعية بين البنود القديمة والجديدة إلى أدنى حد ممكن. وقد أظهر البحث بالنسبة لمعظم البنود أن الصنف يعد خاصية مهمة في تحديد السعر والنوعية (لاسيما بالنسبة للبنود التي يكون عنصر المطابقة لأنماط الزي الحديث فيها مهما)، وبالتالي، ينبغي أولا السعي لاختيار بديل من نفس الصنف (لكن مع الأخذ في الاعتبار أن الأصناف تصبح أقل تمثيلا عندما تصبح غير مطابقة لأنماط الزي الحديث). ونظرا لأن ذلك لن يكون ممكنا بصورة دائمة، من المفيد الاستعانة بخبراء في التجارة للمساعدة في وضع قائمة تصنف الأصناف إلى فئات نوعية بالطرق التالية:

ـ أصناف الدرجة الفائقة: وهي أصناف عالمية عادة، تباع غالبا في متاجر عالية الدرجة؛

ـ الأصناف ذات النوعية الممتازة: وهي أصناف مشهورة محليا (وقد تتضمن أيضا أصنافا عالمية)؛

ـ الأصناف متوسطة النوعية؛

ـ أصناف أخرى أو مجهولة.

١٠-٦٩ إذا لم يكن في الإمكان اختيار بديل من نفس الصنف، ينبغي كإجراء احتياطي اختيار بديل من صنف في نفس فئة النوعية. ولا ينبغي بأي حال أن يكون تماثل السعر هو الهدف الموجِّه عند اختيار نوع منتج بديل.

١٠-٧٠ بعد اختيار بند بديل، يجب تسجيل وصف تفصيلي للبند الجديد. وينبغي وصف الاختلافات المادية بين البندين القديم والجديد بأكبر قدر ممكن من التفصيل لتمكين معد المؤشر من تقدير ما إذا كان البند البديل مماثلا (أي من نفس نوعية) البند القديم أم لا. وكإرشاد عام، التغيرات مثل صف واحد من الغرز يحل محل صفين، وأنسجة أخف وزنا تحل محل أنسجة أثقل وزنا، وانخفاض عدد أزرار الأقمصة، وانخفاض طول ذيل القميص، واختفاء البطانة، وغيرها ينبغي اعتبارها تغيرات في النوعية. وينبغي ألا تُعتبر التغيرات في الخصائص المادية التي تعزى فقط إلى تغير أنماط الزي الحديث (من سروال ذو ساق مستقيمة إلى سروال ذو ذيل واسع مثلا) تغيرات في النوعية.

١٠-٧١ عندما يُقدَّر أن بند ما غير مماثل، يتعين اتخاذ إجراء لاستبعاد أثر التغير في النوعية من المؤشر. وهناك عدد من المناهج التي يمكن اتباعها لتقييم الاختلاف في النوعية:

- قد يُطلب من خبراء الصناعة تقدير قيمة نقدية للاختلافات.
- قد يقوم المكتب الإحصائي بوضع الترتيبات اللازمة لحصول بعض معدِّي المؤشر على تدريب إضافي حتى يصبحون خبراء سلع قادرين على تقدير قيمة هذه التغيرات بأنفسهم.
- يمكن استخدام المنهج الهيدوني إذا سمحت الموارد بذلك. ويمكن الاطلاع على وصف للطرق الهيدونية المستخدمة بالنسبة للملابس في دراستي Liegey (1992) و Norberg (1999).

١٠-٧٢ يتطلب كل من هذه الطرق أن تكون التغيرات في الخصائص المحدِّدة للنوعية (كنوعية النسيج ومستوى الصنع) قابلة للقياس الكمي. وإذا لم تكن هذه المعلومات متاحة، قد يتعين استخدام الطرق الضمنية للتعديل مقابل التغير في النوعية. وفي هذه الحالة، من المهم إعادة أسعار المواصفات التي لم تعد مستخدمة إلى مستواها الطبيعي قبل استبعادها من حساب المؤشر.

مناهج إدراج الملابس الموسمية في مؤشر أسعار المستهلكين

١٠-٧٣ تتباين الممارسات التي تعتمدها المكاتب الإحصائية للتعامل مع الملابس الموسمية في مؤشرات أسعار المستهلكين تباينا شديدا، حيث تمتد من الاستبعاد التام لهذه البنود إلى مختلف طرق احتساب أسعار البنود غير المتوفرة في وقت معين من السنة، أو إلى نظم الأوزان الترجيحية التي تتغير طوال السنة. وتثير معاملة الملابس الموسمية في بعض النواحي قضايا مماثلة لتلك التي توجد عند التعامل مع بنود الأزياء الحديثة، حيث تعكس تحديدا دورات الحياة القصيرة للمنتجات واحتمالات تخفيض الأسعار خلال هذه الدورات.

١٠-٧٤ يصف هذا القسم بعض البدائل العملية للمؤشرات التي يجري إنشاؤها باستخدام منهج السلال السنوية التقليدي لإنتاج مؤشر شهري (أي لا تجري مناقشة نظم الأوزان الترجيحية التي تتغير على نحو صريح أو مناقشة استخدام التغيرات من سنة إلى أخرى حسبما يرد في الفصل الثاني والعشرون). إلى جانب ذلك، سوف تقتصر الأمثلة على المنهج المعروف بمنهج السلال المتعددة بسبب صعوبة إجراء تعديلات مقابل التغير في النوعية بين المواسم التي ينطوي عليها المنهج المعروف بمنهج السلة الواحدة (يقوم منهج السلة الواحدة على فكرة، مثلا، أن البنود الموسمية الصيفية والشتوية تُعد بنودا مختلفة من نفس السلعة، بينما يقوم منهج السلال المتعددة على فكرة أنها بنود مختلفة تماما).

١٠-٧٥ قد يفضل معدُّو المؤشرات استبعاد الملابس الموسمية تماما من مؤشر أسعار المستهلكين. ورغم أن ذلك قد يبسط مهمة إعداد المؤشر، فإنه يقلل بوضوح من مدى تمثيل السلة. وقد يعتبر هذا بديل الملاذ الأخير وسوف يؤدي إلى مشكلات متعلقة بالعرض من وجهة نظر المستخدمين الخارجيين، لاسيما عندما يكون الإنفاق النسبي على الملابس الموسمية مرتفعا. ورغم أن إدراج البنود الموسمية يجعل السلة أكثر تمثيلا لأنماط الاستهلاك، فإنه يُعقد عملية إعداد المؤشر. وعند اتخاذ أي قرار، يجب الموازنة بين التمثيل والتعقيد (التكلفة). وعند استبعاد البنود الموسمية ، ينبغي توزيع أوزان نفقاتها بين نظيراتها غير الموسمية.

١٠-٧٦ يرد في الفقرات التالية وصفا لستة مناهج محتملة لإنشاء المؤشرات الإجمالية لأسعار الملابس في وجود البنود الموسمية. وتُستخدم مجموعة من بيانات الأسعار المصطنعة (راجع الجدول ١٠-٣) لتوضيح مختلف البدائل. وللتبسيط، يُفترض وجود ثلاث فئات فقط من الملابس: الملابس المتوفرة طوال السنة (غير موسمية)؛ وفئتان من الملابس الموسمية (توصف هنا بالملابس الصيفية والشتوية). ويُفترض عدم تداخل الموسمين وتستنبط أسعار البنود الموسمية لإظهار التخفيض التدريجي على مدار كل موسم. كما تُظهر أسعار البنود غير الموسمية معدل نمو مطرد. وداخل كل فئة، يُفترض أن الأسعار لبنود ذات خصائص مادية متطابقة (أو بدلا من ذلك، يُفترض تعديلها لاستبعاد آثار التغيرات في الخصائص المادية).

الجدول ١٠-٣: بيانات الأسعار المصطنعة لإيضاح مناهج إنشاء مؤشرات أسعار الملابس

الشهر	السنة Y-1			السنة Y			السنة Y+1		
	غير موسمية	موسمية صيفية	موسمية شتوية	غير موسمية	موسمية صيفية	موسمية شتوية	غير موسمية	موسمية صيفية	موسمية شتوية
١	١٠٠	١٠٠		١١٣	١١٠		١٢٧	١٢٥	
٢	١٠١	٨٠		١١٤	٩٠		١٢٨	١٠٠	
٣	١٠٢	٦٠		١١٥	٧٠		١٣٠	٨٠	
٤	١٠٣			١١٦			١٣١		
٥	١٠٤			١١٧			١٣٢		
٦	١٠٥			١١٨			١٣٣		
٧	١٠٦		١٠٠	١٢٠		١١٠	١٣٥		١٢٥
٨	١٠٧		٨٠	١٢١		٩٠	١٣٦		١٠٠
٩	١٠٨		٦٠	١٢٢		٧٠	١٣٧		٨٠
١٠	١٠٩			١٢٣			١٣٩		
١١	١١٠			١٢٤			١٤٠		
١٢	١١٢			١٢٦			١٤٢		

١٠-٧٧ تم إعداد مؤشرات الأسعار بحيث كانت فترة الأساس هي الشهر ١ في السنة صفر وتمتد لفترة ٢٤ شهرا (تقدم الأسعار عن السنة Y-1 لاحتساب أسعار فترة الأساس للبند الموسمي الشتوي). وبغرض الترجيح، يُفترض أن كل من الفئتين الموسميتين تشكل ٢٥% من النفقات، بينما تشكل البنود غير الموسمية النسبة المتبقية وهي ٥٠%. ولسهولة الحساب، يقوم الاحتساب على المتوسط الحسابي البسيط لحركات أسعار السلسلة المتاحة (بما في ذلك حركات الأسعار المحتسبة والحقيقية)، رغم أنه من الناحية العملية تقوم عمليات الاحتساب هذه على المتوسطات المرجحة. وتستعرض الجداول من ١٠-٤ إلى ١٠-٦ المؤشرات المحسوبة والتغيرات المئوية الشهرية لملابس الموسم الصيفي وملابس الموسم الشتوي ومجمل الملابس على الترتيب، وذلك على أساس المنهجيات البديلة المذكورة في الفقرات التالية.

١٠-٧٨ *استبعاد البنود الموسمية*: هذا هو أبسط بديل من منظور إنشاء المؤشر، وإن كان عرضة لنقص التمثيل، وهو الأمر الذي قد يقلق بعض المستخدمين. وفي هذا المثال، لا تتعدى النفقات الممثلة بصورة مباشرة في المؤشر ٥٠%. ومن الواضح أنه كلما زادت النفقات النسبية على البنود الموسمية، زادت احتمالات قلق المستخدمين بشأن

نقص تمثيل المؤشر. وتظهر النتائج الخاصة بهذا المؤشر في العمود (١) من الجدول ١٠-٦ ويمكن استخدامها كقاعدة معيارية تُقدَّر على أساسها البدائل التالية.

١٠-٧٩ *الاحتساب فقط على أساس البنود المتاحة طوال العام*: يُعد هذا المنهج أحد مناهج الاحتساب على أساس المتوسط المستهدف. وفي هذه الحالة، لا تحتسب أسعار البنود الصيفية والشتوية الموردة خارج الموسم إلا على أساس حركات أسعار البنود المتاحة طوال العام. وتظهر النتائج الخاصة بالبنود الصيفية والشتوية في العمود (١) من الجدولين ١٠-٤ و١٠-٥ على الترتيب، بينما يظهر مؤشر أسعار مجمل الملابس في العمود (٢) من الجدول ١٠-٦.

١٠-٨٠ *الاحتساب على أساس كافة البنود المتاحة*: يحتسب هذا المنهج كافة الأسعار الناقصة على أساس حركات كافة الأسعار المتاحة للبنود ذات الصلة أو المماثلة. ويتشابه هذا المنهج مبدئيا مع المنهج المتبع في حالة مشاهدة السعر الناقص، حيث تُجمع أسعار البنود الموسمية عندما يمكن ملاحظتها، بينما تُحتسب عندما تورد خارج الموسم على أساس البنود المتاحة طوال العام مع البنود الموسمية الأخرى إن توفرت. وتظهر النتائج في العمود (٢) من الجدولين ١٠-٤ و١٠-٥ وفي العمود (٣) من الجدول ١٠-٦.

١٠-٨١ *ترحيل آخر سعر ملاحظ*: هذا المنهج الأبسط المغاير للطرق المذكورة آنفا ينطوي على ترحيل آخر الأسعار الملاحظة للبنود الموسمية خلال الشهور التي لا تتوافر فيها هذه الأسعار. ولا يوصى بهذا المنهج عادة في الحالة العامة عندما لا تتوافر أسعار البنود غير الموسمية على أساس أن التحيز المحتمل بالنقص يمكن تجنبه بسهولة بملاحظة سعر بند مماثل متوفر. لكن في حالة عدم توفر فئة السلع بكاملها، وبالتالي عدم إمكانية ملاحظتها ــ لاسيما في حالة عدم وجود ارتباط قوي بين حركات الأسعار والبنود الأخرى ــ يمكن النظر إلى ترحيل الأسعار باعتباره منهجا مقبولا. وتظهر النتائج في العمود (٣) من الجدولين ١٠-٤ و١٠-٥ وفي العمود (٤) من الجدول ١٠-٦.

١٠-٨٢ وفقا لهذا المنهج، يفضل أن تحدد مقدما الشهور التي ستجمع فيها الأسعار الموسمية. ويساعد ذلك في منع تشوه المؤشر عن طريق جمع أسعار قد تكون شاذة لبنود موسمية تتوافر على نحو غير متوقع خارج الفترات التي تتوافر فيها عادة. وينبغي أن تخضع هذه القرارات للمراجعة المنتظمة على أساس تطورات السوق.

الجدول ١٠-٤: المؤشرات البديلة لأسعار الملابس الموسمية الصيفية

الشهر	الاحتساب فقط على أساس البنود المتاحة طوال العام (١)	الاحتساب على أساس كافة البنود المتاحة (٢)	ترحيل آخر سعر ملاحظ (٣)	الإعادة إلى السعر المعتاد ثم الاحتساب (٤)	إدراج أول مشاهدة موسمية فقط ثم الاحتساب (٥)
			الأرقام القياسية		
١	١٠٠,٠	١٠٠,٠	١٠٠,٠	١٠٠,٠	١٠٠,٠
٢	٨١,٨	٨١,٨	٨١,٨	٨١,٨	١٠٠,٩
٣	٦٣,٦	٦٣,٦	٦٣,٦	٦٣,٦	١٠١,٨
٤	٦٤,٢	٦٤,٢	٦٣,٦	١٠٠,٠	١٠٢,٧
٥	٦٤,٧	٦٤,٧	٦٣,٦	١٠٠,٩	١٠٣,٥
٦	٦٥,٣	٦٥,٣	٦٣,٦	١٠١,٧	١٠٤,٤
٧	٦٦,٤	٧٧,٠	٦٣,٦	١٠٢,٩	١٠٥,٤
٨	٦٧,٠	٧٠,٣	٦٣,٦	٩٤,٠	١٠٦,٣
٩	٦٧,٥	٦٢,٨	٦٣,٦	٨٣,٩	١٠٧,١
١٠	٦٨,١	٦٣,٣	٦٣,٦	١٠٨,٣	١٠٨,٠
١١	٦٨,٦	٦٣,٨	٦٣,٦	١٠٩,٢	١٠٨,٩
١٢	٦٩,٧	٦٤,٩	٦٣,٦	١١٠,٩	١١٠,٧
١٣	١١٣,٦	١١٣,٦	١١٣,٦	١١٣,٦	١١٣,٦
١٤	٩٠,٩	٩٠,٩	٩٠,٩	٩٠,٩	١١٤,٥
١٥	٧٢,٧	٧٢,٧	٧٢,٧	٧٢,٧	١١٦,٣
١٦	٧٣,٣	٧٣,٣	٧٢,٧	١١٣,٦	١١٧,٢
١٧	٧٣,٨	٧٣,٨	٧٢,٧	١١٤,٥	١١٨,١
١٨	٧٤,٤	٧٤,٤	٧٢,٧	١١٥,٤	١١٩,٠
١٩	٧٥,٥	٩٣,٣	٧٢,٧	١١٧,٤	١٢٠,٨
٢٠	٧٦,١	٨٤,٣	٧٢,٧	١٠٦,١	١٢١,٧
٢١	٧٦,٦	٧٦,٢	٧٢,٧	٩٥,٨	١٢٢,٦
٢٢	٧٧,٨	٧٧,٣	٧٢,٧	١٢٣,٥	١٢٤,٤
٢٣	٧٨,٣	٧٧,٩	٧٢,٧	١٢٤,٤	١٢٥,٣
٢٤	٧٩,٤	٧٩,٠	٧٢,٧	١٢٦,٢	١٢٧,١

التغيرات المئوية الشهرية

٢	١٨,٢-	١٨,٢-	١٨,٢-	١٨,٢-	٠,٩
٣	٢٢,٢-	٢٢,٢-	٢٢,٢-	٢٢,٢-	٠,٩
٤	٠,٩	٠,٠	٠,٩	٥٧,٢	٠,٩
٥	٠,٨	٠,٠	٠,٨	٠,٩	٠,٨
٦	٠,٩	٠,٠	٠,٩	٠,٨	٠,٩
٧	١,٧	٠,٠	١٧,٩	١,٢	١,٠
٨	٠,٩	٠,٠	٨,٧-	٨,٦-	٠,٩
٩	٠,٧	٠,٠	١٠,٧-	١٠,٧-	٠,٨
١٠	٠,٩	٠,٠	٠,٨	٢٩,١	٠,٨
١١	٠,٧	٠,٠	٠,٨	٠,٨	٠,٨
١٢	١,٦	٠,٠	١,٧	١,٦	١,٧
١٣	٦٣,٠	٧٨,٦	٧٥,٠	٢,٤	٢,٦
١٤	٢٠,٠-	٢٠,٠-	٢٠,٠-	٢٠,٠-	٠,٨
١٥	٢٠,٠-	٢٠,٠-	٢٠,٠-	٢٠,٠-	١,٦
١٦	٠,٨	٠,٠	٠,٨	٥٦,٣	٠,٨
١٧	٠,٧	٠,٠	٠,٧	٠,٨	٠,٨
١٨	٠,٨	٠,٠	٠,٨	٠,٨	٠,٨
١٩	١,٥	٠,٠	٢٥,٤	١,٧	١,٥
٢٠	٠,٨	٠,٠	٩,٦-	٩,٦-	٠,٧
٢١	٠,٧	٠,٠	٨,٦-	٩,٧-	٠,٧
٢٢	١,٦	٠,٠	١,٤	٢٨,٩	١,٥
٢٣	٠,٦	٠,٠	٠,٨	٠,٧	٠,٧
٢٤	١,٤	٠,٠	١,٤	١,٤	١,٤

الجدول ١٠-٥: المؤشرات البديلة لأسعار الملابس الموسمية الشتوية

الشهر	الاحتساب فقط على أساس البنود المتاحة طوال العام (١)	الاحتساب على أساس كافة البنود المتاحة (٢)	ترحيل آخر سعر ملاحظ (٣)	الإعادة إلى السعر المعتاد ثم الاحتساب (٤)	إدراج أول مشاهدة موسمية فقط ثم الاحتساب (٥)
			الأرقام القياسية		
١	١٠٠,٠	١٠٠,٠	١٠٠,٠	١٠٠,٠	١٠٠,٠
٢	١٠٠,٩	٩١,٤	١٠٠,٠	٩١,٤	١٠٠,٩
٣	١٠١,٨	٨١,٦	١٠٠,٠	٨١,٦	١٠١,٨
٤	١٠٢,٧	٨٢,٣	١٠٠,٠	١٠٥,٣	١٠٢,٧
٥	١٠٣,٥	٨٣,٠	١٠٠,٠	١٠٦,٢	١٠٣,٥
٦	١٠٤,٤	٨٣,٧	١٠٠,٠	١٠٧,١	١٠٤,٤
٧	١٧٥,٢	١١٢,٤	١٨٣,٣	١٠٧,٨	١٠٤,٦
٨	١٤٣,٤	٩١,٩	١٥٠,٠	٨٨,٢	١٠٥,٤
٩	١١١,٥	٧١,٥	١١٦,٧	٦٨,٦	١٠٦,٣
١٠	١١٢,٤	٧٢,١	١١٦,٧	١٠٧,٨	١٠٧,٢
١١	١١٣,٣	٧٢,٧	١١٦,٧	١٠٨,٧	١٠٨,١
١٢	١١٥,٢	٧٣,٩	١١٦,٧	١١٠,٤	١٠٩,٨
١٣	١١٦,١	١٠١,٩	١١٦,٧	١١٢,٢	١١١,٧
١٤	١١٧,٠	٩٢,١	١١٦,٧	١٠١,٥	١١٢,٦
١٥	١١٨,٨	٨٣,٦	١١٦,٧	٩٢,١	١١٤,٤
١٦	١١٩,٧	٨٤,٣	١١٦,٧	١١٨,٤	١١٥,٢
١٧	١٢٠,٦	٨٤,٩	١١٦,٧	١١٩,٣	١١٦,١
١٨	١٢١,٦	٨٥,٦	١١٦,٧	١٢٠,٢	١١٧,٠
١٩	١٩٩,١	١٢٧,٧	٢٠٨,٣	١٢٢,٥	١١٨,٨
٢٠	١٥٩,٣	١٠٢,٢	١٦٦,٧	٩٨,٠	١١٩,٧
٢١	١٢٧,٤	٨١,٧	١٣٣,٣	٧٨,٤	١٢٠,٦
٢٢	١٢٩,٣	٨٢,٩	١٣٣,٣	١٢٢,٥	١٢٢,٤
٢٣	١٣٠,٢	٨٣,٥	١٣٣,٣	١٢٣,٤	١٢٣,٢
٢٤	١٣٢,١	٨٤,٧	١٣٣,٣	١٢٥,٢	١٢٥,٠

التغيرات المئوية الشهرية

٢	٠,٩	٨,٦-	٠,٠	٨,٦-	٠,٩
٣	٠,٩	١٠,٧-	٠,٠	١٠,٧-	٠,٩
٤	٠,٩	٠,٩	٠,٠	٢٩,٠	٠,٩
٥	٠,٨	٠,٩	٠,٠	٠,٩	٠,٨
٦	٠,٩	٠,٨	٠,٠	٠,٨	٠,٩
٧	٦٧,٨	٣٤,٣	٨٣,٣	٠,٧	٠,٢
٨	١٨,٢-	١٨,٢-	١٨,٢-	١٨,٢-	٠,٨
٩	٢٢,٢-	٢٢,٢-	٢٢,٢-	٢٢,٢-	٠,٩
١٠	٠,٨	٠,٨	٠,٠	٥٧,١	٠,٨
١١	٠,٨	٠,٨	٠,٠	٠,٨	٠,٨
١٢	١,٧	١,٧	٠,٠	١,٦	١,٦
١٣	٠,٨	٣٧,٩	٠,٠	١,٦	١,٧
١٤	٠,٨	٩,٦-	٠,٠	٩,٥-	٠,٨
١٥	١,٥	٩,٢-	٠,٠	٩,٣-	١,٦
١٦	٠,٨	٠,٨	٠,٠	٢٨,٦	٠,٧
١٧	٠,٨	٠,٧	٠,٠	٠,٨	٠,٨
١٨	٠,٨	٠,٨	٠,٠	٠,٨	٠,٨
١٩	٦٣,٧	٤٩,٢	٧٨,٦	١,٩	١,٥
٢٠	٢٠,٠-	٢٠,٠-	٢٠,٠-	٢٠,٠-	٠,٨
٢١	٢٠,٠-	٢٠,١-	٢٠,٠-	٢٠,٠-	٠,٨
٢٢	١,٥	١,٥	٠,٠	٥٦,٣	١,٥
٢٣	٠,٧	٠,٧	٠,٠	٠,٧	٠,٧
٢٤	١,٥	١,٤	٠,٠	١,٥	١,٥

الجدول ١٠-٦: مؤشرات الأسعار البديلة لمجمل الملابس

الشهر	البنود المتاحة طوال العام فقط	الاحتساب فقط على أساس البنود المتاحة طوال العام	الاحتساب على أساس كافة البنود المتاحة	ترحيل آخر سعر ملاحظ	الإعادة إلى السعر المعتاد ثم الاحتساب	إدراج أول مشاهدة موسمية ثم الاحتساب
	(١)	(٢)	(٣)	(٤)	(٥)	(٦)
			الأرقام القياسية			
١	١٠٠,٠	١٠٠,٠	١٠٠,٠	١٠٠,٠	١٠٠,٠	١٠٠,٠
٢	١٠٠,٩	٩٦,١	٩٣,٨	٩٥,٩	٩٣,٨	١٠٠,٩
٣	١٠١,٨	٩٢,٣	٨٧,٢	٩١,٨	٨٧,٢	١٠١,٨
٤	١٠٢,٧	٩٣,١	٨٨,٠	٩٢,٢	١٠٢,٧	١٠٢,٧
٥	١٠٣,٥	٩٣,٨	٨٨,٧	٩٢,٧	١٠٣,٥	١٠٣,٥
٦	١٠٤,٤	٩٤,٦	٨٩,٥	٩٣,١	١٠٤,٤	١٠٤,٤
٧	١٠٦,٢	١١٣,٥	١٠٠,٥	١١٤,٨	١٠٥,٨	١٠٥,٦
٨	١٠٧,١	١٠٦,٢	٩٤,١	١٠٦,٩	٩٩,١	١٠٦,٥
٩	١٠٨,٠	٩٨,٨	٨٧,٦	٩٩,١	٩٢,١	١٠٧,٤
١٠	١٠٨,٨	٩٩,٥	٨٨,٣	٩٩,٥	١٠٨,٤	١٠٨,٢
١١	١٠٩,٧	١٠٠,٣	٨٩,٠	٩٩,٩	١٠٩,٣	١٠٩,١
١٢	١١١,٥	١٠٢,٠	٩٠,٥	١٠٠,٨	١١١,١	١١٠,٩
١٣	١١٢,٤	١١٣,٦	١١٠,١	١١٣,٨	١١٢,٧	١١٢,٥
١٤	١١٣,٣	١٠٨,٦	١٠٢,٤	١٠٨,٥	١٠٤,٨	١١٣,٤
١٥	١١٥,٠	١٠٥,٤	٩٦,٦	١٠٤,٩	٩٨,٧	١١٥,٢
١٦	١١٥,٩	١٠٦,٢	٩٧,٤	١٠٥,٣	١١٦,٠	١١٦,١
١٧	١١٦,٨	١٠٧,٠	٩٨,١	١٠٥,٨	١١٦,٩	١١٧,٠
١٨	١١٧,٧	١٠٧,٩	٩٨,٩	١٠٦,٢	١١٧,٨	١١٧,٩
١٩	١١٩,٥	١٢٨,٤	١١٥,٠	١٣٠,٠	١١٩,٧	١١٩,٧
٢٠	١٢٠,٤	١١٩,١	١٠٦,٨	١٢٠,٠	١١١,٢	١٢٠,٦
٢١	١٢١,٢	١١١,٦	١٠٠,١	١١٢,١	١٠٤,٢	١٢١,٤
٢٢	١٢٣,٠	١١٣,٣	١٠١,٦	١١٣,٠	١٢٣,٠	١٢٣,٢
٢٣	١٢٣,٩	١١٤,١	١٠٢,٣	١١٣,٥	١٢٣,٩	١٢٤,١

٢٤	١٢٥,٧	١١٥,٧	١٠٣,٨	١١٤,٣	١٢٥,٧	١٢٥,٩
			التغيرات المئوية الشهرية			
٢	٠,٩	٣,٩−	٦,٢−	٤,١−	٦,٢−	٠,٩
٣	٠,٩	٤,٠−	٧,٠−	٤,٣−	٧,٠−	٠,٩
٤	٠,٩	٠,٩	٠,٩	٠,٥	١٧,٨	٠,٩
٥	٠,٨	٠,٨	٠,٨	٠,٥	٠,٨	٠,٨
٦	٠,٩	٠,٩	٠,٩	٠,٥	٠,٩	٠,٩
٧	١,٧	٢٠,٠	١٢,٣	٢٣,٣	١,٣	١,١
٨	٠,٨	٦,٤−	٦,٤−	٦,٩−	٦,٣−	٠,٩
٩	٠,٨	٧,٠−	٦,٩−	٧,٤−	٧,١−	٠,٨
١٠	٠,٧	٠,٧	٠,٨	٠,٤	١٧,٧	٠,٧
١١	٠,٨	٠,٨	٠,٨	٠,٤	٠,٨	٠,٨
١٢	١,٦	١,٧	١,٧	٠,٩	١,٦	١,٦
١٣	٠,٨	١١,٤	٢١,٧	١٢,٨	١,٤	١,٤
١٤	٠,٨	٤,٤−	٧,٠−	٤,٦−	٧,٠−	٠,٨
١٥	١,٥	٢,٩−	٥,٧−	٣,٤−	٥,٨−	١,٦
١٦	٠,٨	٠,٨	٠,٨	٠,٤	١٧,٥	٠,٨
١٧	٠,٨	٠,٨	٠,٧	٠,٤	٠,٨	٠,٨
١٨	٠,٨	٠,٨	٠,٨	٠,٤	٠,٨	٠,٨
١٩	١,٥	١٩,٠	١٦,٣	٢٢,٤	١,٦	١,٥
٢٠	٠,٨	٧,٢−	٧,١−	٧,٧−	٧,١−	٠,٨
٢١	٠,٧	٦,٣−	٦,٣−	٦,٦−	٦,٣−	٠,٧
٢٢	١,٥	١,٥	١,٥	٠,٨	١٨,٠	١,٥
٢٣	٠,٧	٠,٧	٠,٧	٠,٤	٠,٧	٠,٧
٢٤	١,٥	١,٤	١,٥	٠,٨	١,٥	١,٥

١٠-٨٣ *الإعادة إلى السعر المعتاد ثم الاحتساب*: يتطلب هذا المنهج من معد المؤشر تقدير السعر "المعتاد" للبند خلال الشهر الأول من الفترة التي لا يتوفر فيها (خارج الموسم). وبعد ذلك، يستمر احتساب هذا السعر المعتاد المقدر إلى أن يصبح هذا البند متوفرا مرة أخرى. وبالمقارنة بالطرق التي تمت مناقشتها حتى الآن، يُصمم هذا المنهج لتجنب الانخفاض المصطنع في المؤشر الإجمالي بعد نهاية الموسم، عقب التخفيضات التدريجية خلال دورة الحياة القصيرة للبند.

١٠-٨٤ هناك بعض المشكلات الناجمة عن هذه الطريقة. وتحديدا، سيكون من الصعب خلال فترات ارتفاع التضخم تحديد ما هو السعر المعتاد. وبوجه أعم، يمكن أن يقال أن هذ الطريقة تقلل موضوعية المؤشر. وفي الأمثلة التوضيحية المعروضة هنا، يتمثل السعر المعتاد الذي يعاد إليه البند في السعر الملاحظ في بداية الموسم. وبالمقارنة بالمناهج الثلاثة السابقة، يمكن اعتبار أن هذا المنهج يؤدي إلى تحويل الزيادة في السعر من بداية الموسم التالي إلى ما بعد الموسم الحالي مباشرة، أي أن المؤشر يسجل تغيرا حادا في السعر عندما لا يوجد سعر يمكن ملاحظته. وتظهر النتائج في العمود (٤) من الجدولين ١٠-٤ و١٠-٥ وفي العمود (٥) من الجدول ١٠-٦.

١٠-٨٥ *إدراج أول مشاهدة موسمية فقط ثم الاحتساب*: يتطلب هذا المنهج تسعير البنود الموسمية مرة واحدة فقط في الموسم، وذلك عند ظهورها لأول مرة في السوق. وبعد ذلك، يستمر احتساب هذا السعر الملاحظ لأول مرة إلى أن يُسعر البند مرة أخرى في بداية الموسم التالي. والأساس المنطقي لهذا الأسلوب هو أنه وسيلة للتعديل مقابل انخفاض نوعية البنود الموسمية المصاحب لظاهرة انخفاض الأسعار الشائع ملاحظتها على مدار الموسم. وإلى جانب ذلك، إذا كان من المستصوب أن يسلك المؤشر كما لو كان مُنشأ كمؤشر ذي سنة متحركة (راجع الفصل الثاني والعشرين)، فإن هذا المنهج يمثل بديلا اقتصاديا من حيث التكلفة ويتواءم أيضا مع المواسم المتغيرة (في حالة عدم ظهور البنود التي حل موسمها في مارس الماضي حتى أبريل من هذا العام مثلا).

١٠-٨٦ على الجانب السلبي، عند استبعاد جميع الحركات الملاحظة في سعر البند الموسمي خلال دورة حياته، يُفترض ضمنا أن كل هذه الحركات تعكس تغيرات في النوعية مع عدم تغير السعر الأساسي. ومن غير المحتمل أن يتفق ذلك تماما مع تصور المستخدم لتطور السعر، وما لم تُستخدم أساليب مماثلة بالنسبة لبنود الأزياء الحديثة، يمكن أن يقال أن هذا المنهج غير متسق. وتظهر النتائج في العمود (٥) من الجدولين ١٠-٤ و١٠-٥ والعمود (٦) من الجدول ١٠-٦.

تعليقات موجزة

١٠-٨٧ أولا: من الجدير بالملاحظة أن نتائج احتساب تغيرات أسعار سلال البنود الموسمية على أساس حركات أسعار بنود أخرى من الملابس يعادل تخصيص الوزن الترجيحي الخاص بالبنود الموسمية لبنود أخرى عندما

تورد خارج الموسم، وبالتالي تفادي التعقيد المصاحب لنظم التغيير الصريح للأوزان الترجيحية. وفي هذه الحالات، ينبغي توخي قدر من الحذر عند عرض التقديرات الخاصة بمساهمة كل من البنود الموسمية وغير الموسمية في تغير المؤشر الإجمالي لأسعار المستهلكين. والإجراء المتبع عادة لتحديد مساهمة بند ما في التغير الإجمالي في مؤشر الأسعار هو ضرب الوزن الترجيحي (المحدث سعره) للبند في الفترة السابقة في التغير المئوي للبند. ولن يساهم في تغير المؤشر الإجمالي إلا البنود الموسمية التي تقاس أسعارها بالفعل في الفترة الحالية. وبالمثل، رغم أن البنود غير الموسمية لن تسهم في تغير المؤشر الإجمالي إلا عند توريد البنود الموسمية خارج الموسم، فإن المقياس المعياري لمساهمتها لن يقدر حق قدره. وهذه القضية في الأساس هي قضية عرض، رغم أن بعض معدِّي المؤشرات قد لا يفضلون عرض تقديرات المساهمات إلا على المستوى الذي يتضمن كل من السلال الموسمية وغير الموسمية.

١٠-٨٨ من المحتمل أن تكون هناك مجموعة من الآراء المختلفة فيما بين البلدان، والمستخدمين بالطبع، بشأن المعاملة الملائمة للبنود الموسمية المدرجة في مؤشر أسعار المستهلكين. ومن المحتمل أن تتنوع الآراء تحديدا بشأن ما إذا كان ينبغي اعتبار أن نوعية البنود الموسمية تتناقص خلال فترة الموسم أم لا، وـ إن كانت كذلك ـ ما إذا كان ينبغي (أو يمكن) اتباع منهج مماثل بشأن بنود الأزياء الحديثة. وقد وضِعت مجموعة البيانات الواردة في المثال بحيث أظهرت كل فئة نموا ثابتا في الأسعار بوجه عام من سنة إلى أخرى. والمستخدمين الذين يهتمون أساسا بالمقاييس التي ترصد على أفضل وجه الضغوط السعرية المستمرة أو الأساسية في الاقتصاد من المحتمل أن يفضلون المناهج التي لا ينتج عنها تفاوتات كبيرة في معدل تغير الأسعار تُعزى فقط إلى كيفية معاملة المكتب الإحصائي للبنود الموسمية. وقد يفضل هؤلاء المستخدمون استبعاد البنود الموسمية تماما أو إدراج المشاهدة الموسمية الأولى فقط ضمن الأسعار التي تحتسب في الشهور الأخرى.

١٠-٨٩ من الواضح أنه يتعين على المكاتب الإحصائية القومية إعطاء الاعتبار اللازم لاحتياجات المستخدمين والقضايا النظرية وتكاليف المناهج البديلة والآثار المترتبة على اتباعها قبل الاستقرار على المنهجية التي ينبغي اعتمادها.

خدمات الاتصالات السلكية واللاسلكية

١٠-٩٠ شهد قطاع الاتصالات السلكية واللاسلكية على مستوى العالم تطورا سريعا في السنوات الأخيرة. فقد أدت الابتكارات التكنولوجية إلى الانتشار السريع للخدمات الجديدة، بينما أدى إلغاء القيود الإدارية إلى النمو السريع في عدد مقدمي الخدمات في العديد من البلدان. وقد أدت هذه العوامل معا إلى اعتماد الموردين مجموعة من الاستراتيجيات الجديدة لإظهار ما يميز خدماتهم من أجل اجتذاب المستهلكين والاحتفاظ بهم.

١٠-٩١ الخصائص ذات الأهمية الخاصة لدى معدِّي مؤشرات الأسعار تتمثل في الآتي:

- انخفاض عدد جداول أسعار الخطوط واعتماد هياكل أسعار مختلفة فيما بين مقدمي الخدمات؛
- الميل المتزايد نحو تقديم عقود تجمع بين عدة خدمات معا بطرق مختلفة لجذب مختلف أنواع المستهلكين؛
- التغيرات المتواصلة في العقود المقدمة للعملاء كوسيلة فعالة لتشجيعهم على قبول مجموعة الخدمات المتزايدة بشكل دائم.

١٠-٩٢ يتزايد تقديم شركات الاتصالات السلكية واللاسلكية للخدمات عن طريق خطط أسعار تستلزم من العملاء الدخول في ترتيبات تعاقدية طويلة الأمد مع مقدمي الخدمات. ويسبب ذلك أيضا مشكلات لإعداد المؤشر. وعادة ما يقدَّم نوعان رئيسيان من الخطط. النوع الأول ليس له مدة محددة ويسمح لمقدم الخدمة بتغيير هياكل الأسعار مع إخطار العميل مسبقا. والنوع الثاني والأكثر شيوعا يأخذ شكل عقد محدد المدة (من سنة إلى سنتين عادة) مع ثبات الأسعار طوال مدة العقد. ويجري التمييز بين هذه الخطط بتقاضي أسعار مختلفة مقابل الخدمات المختلفة. وعلى سبيل المثال، يمكن أن تتميز الخطة البسيطة بتقاضي سعر أعلى لإيجار الخط الشهري وسعر أقل للمكالمات المحلية، وبالتالي جذب المستخدمين اللذين يقومون بإجراء عدد أكبر من المكالمات المحلية. وهناك ظهور مستمر للخطط الجديدة المصممة وفق متطلبات معينة بهدف زيادة الطلب من جانب العملاء بوجه عام.

١٠-٩٣ إذا اتبعت الوكالات الإحصائية مناهج المعاينة التقليدية واختارت جداول الأسعار وفقا لمجموعة من الخطط في فترة أساس معينة، وعملت بموجبها حتى انتهاء مدتها، لن يُلاحَظ أي تغير في الأسعار (وبالمثل إذا انتهت مدة الخطط وتم وصل خطط بديلة لإظهار عدم إجراء أي تغيير). وفي المقابل، يُظهر واقع السوق انخفاض قيم الوحدات بالنسبة لخدمات الاتصالات السلكية واللاسلكية انخفاضا كبيرا في بلدان عديدة.

١٠-٩٤ تسعى كافة الوكالات الإحصائية إلى وضع منهجيات قادرة على التغلب على تعقيدات هذا القطاع. وتحديدا، من المسلم به أن المناهج الحالية التي تتبع أفضل الممارسات تواجه صعوبة في أن تأخذ في الحسبان إنتقال المستهلكين من أحد مقدمي الخدمات الى آخر وأن تأخذ في الحسبان على نحو ملائم التغيرات في نوعية الخدمات المقدمة.

١٠-٩٥ نتيجة للتطور المستمر في قطاع الاتصالات السلكية واللاسلكية، يجب مراجعة الممارسات الإحصائية باستمرار. وتُنصح الوكالات الإحصائية التي تدرس إنشاء مؤشرات لخدمات الاتصالات السلكية واللاسلكية لأول مرة، أو تدرس مراجعة ممارساتها الحالية بأن تطَّلع على أحدث الأبحاث في هذا المجال. ومع ذلك، يهدف هذا القسم إلى تقديم وصف عام للمناهج الأربعة التي تستخدمها الوكالات الإحصائية القومية حاليا في قياس التغيرات في أسعار خدمات الاتصالات السلكية واللاسلكية. وتتمثل هذه المناهج ــ مرتبة تصاعديا من حيث التكلفة ــ في الآتي:

ـــ البنود الممثلة ـــ العينات المتطابقة؛

ـــ البنود الممثلة ـــ قيم الوحدات؛

ـــ أنماط العملاء؛

ـــ عينة الفواتير.

١٠-٩٦ هناك وصف موجز لكل منهج وعرض لأوجه القصور المحتملة. ولا توجد توصية نهائية بشأن أفضل المناهج، حيث يعتمد الاختيار إلى حد كبير على أحوال السوق السائدة في فرادى البلدان، ودرجة تطور النظام المستخدم في إعداد المؤشر، ومدى سهولة الاطلاع على بيانات دقيقة عن خدمات الاتصالات السلكية واللاسلكية في الوقت المناسب. ووفقا لهذه العوامل، قد يكون من الملائم تطبيق مناهج مختلفة على خدمات الاتصالات السلكية واللاسلكية المختلفة، أو حتى على الخدمات المختلفة التي يقدمها مقدمي خدمات محددين.

البنود الممثلة ـــ العينات المتطابقة

١٠-٩٧ يعكس هذا المنهج الأساليب التقليدية المعتمدة في مؤشر أسعار المستهلكين. ويُستخرج إجمالي إنفاق الأسر المعيشية بالمجموعة المرجعية على خدمات الاتصالات السلكية واللاسلكية في الفترة المرجعية للترجيح من مصادر مثل مسوح إنفاق الأسر المعيشية. ويجري سؤال عينة من مقدمي الخدمات للحصول على معلومات عن الإيرادات وفقا لأنواع الخدمات (كإيجار الخطوط، أو المكالمات المحلية، أو المكالمات الدولية، أو مبيعات أو إيجارات أجهزة الهاتف المحمول، أو رسوم توصيل الخدمة، أو خدمات البريد الصوتي، أو تكاليف الإنترنت وخلافه)، ويجري اختيار عدد من هذه الخدمات *كبنود ممثلة* مع استنباط الأوزان الترجيحية من بيانات الإيرادات.

١٠-٩٨ بالنسبة لكل بند ممثل، يجري سحب عينة من المواصفات التفصيلية (كمكالمة هاتفية من الموقع A إلى الموقع B في الوقت X ومدتها Y دقيقة) كافية لتمثيل مجموعة خدمات معينة يشتريها المستهلكون من كل بند ممثل. ويتم تثبيت عينة المواصفات من فترة إلى أخرى، وتحسب حركات أسعار البنود الممثلة في المؤشرات على أساس حركات أسعار هذه *العينة المتطابقة* من المواصفات. ويوضح الجدول ١٠-٧ هذا المنهج.

١٠-٩٩ بوجه عام، لا يتعين أن تغطي قائمة البنود الممثلة (أدنى مستوى في الهيكل) كافة خدمات الاتصالات السلكية واللاسلكية، بل ينبغي أن تكون البنود المختارة كافية لتمثيل سلوك الأسعار ككل، وأن تأخذ في الحسبان تحديدا التعريفات المنشورة. أما النفقات على الخدمات التي لم يجر اختيارها للتسعير، فينبغي توزيعها على الخدمات الأخرى ضمن الفئة العامة بغرض استنباط الأوزان الترجيحية. فعلى سبيل المثال، النفقات على خدمات أي خط ثابت لم يجر اختيارها للتسعير ينبغي توزيعها على خدمات الخط الثابت التي تم اختيارها.

الجدول ١٠-٧: هيكل توضيحي لمؤشر خدمات الاتصالات السلكية واللاسلكية (منهج البنود الممثلة)

خدمات الخط الثابت
تكاليف توصيل الهاتف
إيجار خط الهاتف
المكالمات المحلية
المكالمات الوطنية بعيدة المدى
المكالمات الدولية
الهواتف المحمولة
تكاليف التوصيل
شراء أو إيجار الهاتف المحمول
المكالمات الوطنية
المكالمات الدولية
هواتف الخدمة العامة
المكالمات المحلية
خدمات الإنترنت
رسوم التوصيل
رسوم الاستخدام

١٠-١٠٠ بالمقارنة بموردي السلع، لمقدمي الخدمات قدرة غير محدودة تقريبا على تصميم كل من الخدمات التي يقدمونها والأسعار التي يتقاضونها وفق متطلبات معينة، على أساس الوقت الذي تقدم فيه الخدمة مثلا. فالمكالمة الهاتفية التي تبلغ مدتها خمس دقائق وتُجرى في الثامنة صباحا يمكن اعتبارها منتج مختلف عن مكالمة مماثلة تُجرى في الثامنة مساء، ويستطيع مقدمو الخدمات تقاضي أسعار مختلفة مقابل هذه المكالمات. وبالتالي، يجب وصف البنود الممثلة بالتفصيل الكافي لرصد كافة الخصائص المحددة للسعر.

١٠-١٠١ إلى جانب ذلك، نظرا لسهولة قيام مقدمي الخدمات بتعديل الجوانب التفضيلية في جداول أسعارهم (كالفترة الزمنية المحدَّدة كوقت ذروة ومدة المكالمة قبل تطبيق سعر مختلف)، من الضروري استخدام عدد كاف من المواصفات المختلفة لرصد هذه الجوانب بموثوقية. ولا يكفي مجرد وصف المكالمة بمكالمة في وقت الذروة أو خارج وقت الذروة أو من المنطقة ١ إلى المنطقة ٢. ويحتوي الجدول ١٠-٨ على أمثلة توضيحية لأنواع المواصفات التي يمكن أن تنطبق على بندين ممثلين ــ المكالمات الدولية (خط ثابت) ورسوم الاستخدام (خدمات الإنترنت).

الجدول ١٠-٨: أمثلة لمواصفات خدمات الاتصالات السلكية واللاسلكية

البند الممثل	أمثلة للمواصفات
مكالمات دولية (خط ثابت)	الخطة A: مكالمة لأثينا في الثامنة صباح يوم جمعة، مدتها ١٠ دقائق الخطة B: مكالمة للندن في التاسعة مساء يوم سبت، مدتها ٥ دقائق الخطة A: مكالمة لنيويورك في الحادية عشرة صباح يوم أربعاء، مدتها ٢٠ دقيقة الخطة B: مكالمة لباريس في السابعة مساء يوم أحد، مدتها ١٥ دقيقة الخطة A: مكالمة لدربن في الثامنة مساء يوم اثنين، مدتها ٣٠ دقيقة
رسوم الاستخدام (الإنترنت)	الخطة A: ١٠ ساعات اتصال بشبكة الإنترنت عبر الهاتف بين الساعة الرابعة مساء والسابعة مساء في العطلات الأسبوعية، إجمالي حجم التنزيل: ٢٠ ميغابايت الخطة B: ٢٠ ساعة اتصال بشبكة الإنترنت عبر الهاتف بين الساعة السادسة مساء والثانية عشرة مساء طوال أيام الأسبوع، إجمالي حجم التنزيل: ٥٠ ميغابايت الخطة C: وصلة دائمة عريضة النطاق، إجمالي حجم التنزيل: ١٠٠ ميغابايت

١٠-١٠٢ يُفترض أيضا تحديد منشأ كل من المكالمات الهاتفية والدخول عبر الإنترنت. وكل الأوقات تكون محلية. وينبغي أيضا ملاحظة أن طبيعة الدخول عبر الإنترنت تحول بوجه عام دون إجراء التسعير على أساس الدخول، ومن ثم لا يمكن تحديد توقيت الدخول بدقة كما هو الحال بالنسبة للمكالمات الهاتفية الدولية. وبدلا من ذلك، تكون كل المواصفات متعلقة بالاستخدام الشهري الإجمالي.

١٠-١٠٣ بالتالي، يتمثل أكثر الجوانب المكلفة في هذا المنهج في الحصول على البيانات المطلوبة لتحديد البنود الممثلة وتحديد المواصفات الملائمة، حيث يتطلب ذلك الحصول على معلومات تفصيلية من مقدمي الخدمات. وبمجرد تطبيق هذا المنهج، ينبغي أن يكون من السهل الحصول على معظم المعلومات السعرية من جداول الرسوم المنشورة، وبالتالي تقليل العبء على المجيبين فيما بين فترات مراجعة المواصفات.

١٠-١٠٤ إن الطبيعة الديناميكية لقطاع الاتصالات السلكية واللاسلكية والاستخدام الشائع لآلية التسعير في تغيير سلوك المستهلك من المحتمل أن يستلزمان تحديثا للمواصفات على نحو متواتر نسبيا. وعند اختفاء مواصفة ما (أي التوقف عن تقديم خطة أسعار معينة)، ينبغي بذل كافة الجهود للعثور على مواصفة ملائمة للمقارنة. وعند استبدال المواصفات، يمكن أن يقال أنه نظرا لاحتواء خطط الأسعار المختلفة على شروط بيع مختلفة، فإنها تُعد أساسا منتجات مختلفة. ومن المنطقي أيضا السؤال عما إذا كانت كافة الاختلافات في الأسعار فيما بين الخطط تعزى للاختلافات في النوعية، لاسيما في ضوء وجود أدلة على الزيادة الدائمة في الأحجام وانخفاض قيم

الوحدات. وتتمثل الصعوبة في القياس الكمي للاختلافات في النوعية. ورغم أن الطرق الهيدونية تعطي الفرصة للخروج من هذا المأزق، فإن تطبيقها مكلف.

البنود الممثلة ــ قيم الوحدات

١٠-١٠٥ يُعد منهج قيم الوحدات مماثلا للمنهج السابق، باستثناء أن المواصفات لا تُسعر. ويُحسب سعر كل بند ممثل من بيانات الإيرادات والكميات التي تُجمع من مقدم الخدمة. وعلى سبيل المثال، يمكن استخلاص سعر المكالمات الوطنية بعيدة المدى بقسمة مجموع الإيرادات المحصلة من هذه المكالمات على عدد دقائق المكالمات. وبالمثل، في حالة رسوم إيجار الخط الشهري، يمكن حساب السعر بقسمة مجموع الإيرادات المحصلة من إيجار الخط على العدد الإجمالي للمشتركين.

١٠-١٠٦ بالمقارنة بمنهج العينات المتطابقة، يُعزي منهج قيم الوحدات الاختلاف بين خطط الأسعار وتوقيت ومدة المكالمات إلى السعر (أي يُفترض أن الاختلاف في النوعية يساوي صفرا). كما يُنظر إلى منهج قيم الوحدات أيضا باعتباره يقدم طريقة تأخذ في الحسبان التغير في السعر عندما تخضع البنود لعدد كبير من برامج الخصم أو الترويج (مثل ادفع ٢ دولار واتصل بأي مكان للمدة التي ترغبها خلال الأسبوع القادم). ورغم أن هذا المنهج يتجنب بعض خيارات معاينة الزبائن التي تمثل جزءا أساسيا في منهجيات أخرى، فإن الإعداد يعتمد بالفعل على تحليل مجمل بيانات الشركة وبالتالي يُحتمل أن تكون جاهزيته أقل من المنهجيات الأخرى القائمة على الأسعار السابق نشرها. إلى جانب ذلك، يتعين أخذ الحيطة مع هذا المنهج لضمان عدم تأثر المقياس بتغيرات غير مرغوبة في المكونات (راجع الفصل التاسع الذي يتناول مؤشرات قيم الوحدات بمزيد من التفصيل). وينبغي ألا يجري إنشاء مؤشر قيم الوحدات إلا للبنود المتجانسة بالفعل. وهذا يشير إلى الحاجة إلى تحديد البنود الممثلة على مستوى تقسيم مناسب نسبيا. فعلى سبيل المثال، قد تكون هناك حاجة إلى إعادة تقسيم المكالمات الدولية حسب الوجهة لتجنب التغيرات في قيم الوحدات الناشئة فقط عن التغيرات في إعداد المكالمات التي تُجرى إلى وجهات مختلفة.

١٠-١٠٧ رغم أن هذا المنهج يبدو أنه يعالج على الأقل بعض أوجه القصور المعروفة في منهج العينات المتطابقة، فمن المحتمل أن ينطوي على تحيز بالنقص متوسط إلى طويل الأجل، وإذا لم يطبق بحذر، فمن المحتمل أن يُظهر تقلبات من فترة إلى أخرى بسبب التغيرات في المكونات، ولو كان ذلك فقط بسبب الاختلافات الموسمية في أنماط الاستخدام. وهناك أيضا عدد من الجوانب الخاصة بالمجيبين وجودة البيانات يتعين دراستها. فمنهج قيم الوحدات يضع عبئا إضافيا يتعلق بالبيانات على كاهل مقدمي الخدمات الذين يعتبرون غالبا أن البيانات الخاصة بالإيرادات والكميات شديدة الحساسية من الناحية التجارية. ولضمان الفعالية، يجب أن يكون مقدمو الخدمات أيضا قادرين على تقديم البيانات المتعلقة فقط بالأسر المعيشية (أي يجب أن تكون لديهم القدرة على فصل بيانات الإيرادات والكميات المتعلقة بالشركات) ويجب أن تفي المعلومات المتعلقة بالإيرادات بمتطلبات إعداد

المؤشر. وعلى سبيل المثال، قد يسجل بعض مقدمي الخدمات خصومات معينة كمصروف تسويق، بدلا من خفض في الإيراد وفقا لمتطلبات إعداد مؤشر قيم الوحدات.

أنماط العملاء

١٠-١٠٨ تصنف شركات الاتصالات السلكية واللاسلكية عملائها غالبا حسب حجم استخدامهم للخدمة، وذلك للأغراض التسويقية. ورغم أن عدد الفئات يمكن أن يختلف، فإن المنهج الشائع هو استخدام التصنيف الثلاثي وهو: عملاء الاستخدام المنخفض وعملاء الاستخدام المتوسط وعملاء الاستخدام العالي. ويحلل مقدمو الخدمات أنماط استخدام العملاء حسب الفئة عند وضع خطة أسعار جديدة تستهدف خصيصا كل مجموعة. وقد تستطيع السلطات التنظيمية الوطنية أيضا تقديم أنماط استخدام العملاء التفصيلية على أساس من السرية.

١٠-١٠٩ يمكن أن تتبع الوكالات الإحصائية منهجا مماثلا لإنشاء مؤشرات الأسعار بتصميم أنماط تعكس نماذج الاستخدام العادية لكل فئة من فئات العملاء. ويمكن بالتالي تقدير التكاليف التي يواجهها هؤلاء العملاء العاديون في كل فترة بالرجوع إلى الأسعار المحددة في خطة الأسعار الأكثر تطبيقا على كل فئة من فئات العملاء. ومن الأشكال المغايرة لهذا المنهج العام تقدير التكاليف على أساس خطة الأسعار التي تقدم أقل تكلفة إجمالية للمستهلك (بافتراض اتجاه المستهلك نحو تخفيض التكاليف استنادا إلى معرفته الكاملة). ويتميز هذا المنهج بتقديم أساس واضح لاختيار بديل مماثل إذا لم تعد مجموعة الخدمات الحالية متوفرة. وبدلا من ذلك، يمكن تقديرالتكاليف التي تواجهها كل فئة من فئات العملاء بالرجوع إلى خطط أسعار متعددة، حيث تشير بيانات المبيعات إلى أن ذلك يعطي تقديرا أقرب للواقع. ويُستنبط المؤشر الكلي بترجيح النتائج المستخرجة معا من أنماط المستخدمين هذه وفقا للمعلومات المتعلقة بالأهمية النسبية لكل فئة من فئات العملاء.

١٠-١١٠ عند إنشاء المؤشر الإجمالي، من المحتمل إجراء هذه الحسابات لعينة ممثلة من مقدمي الخدمات باستخدام معلومات عن حصتهم السوقية الكلية في أغراض المعاينة أو الترجيح، وذلك في حالة توفرها. ويعطي ذلك فرصة الاستغلال الكامل لكافة التباديل المحتملة للأنماط والشركات. ومع ذلك، فإن المعلومات الخاصة بتوزيع أنماط العملاء حسب مقدم الخدمة قد لا تكون متوفرة أو على الأقل يكون الحصول عليها مكلفا جدا. ويبين الجدول ١٠-٩ مثالا لنمط مستخدم خدمات الهاتف المحمول ــ مأخوذ من دراسة Beuerlein (2001) ــ يصف المنهج الحالي المستخدم في إعداد مؤشر أسعار المستهلكين في ألمانيا.

الجدول ١٠-٩: مثال لنمط مستخدم خدمات الهاتف المحمول

المواصفة	الوحدة	المتصل نادر الاستخدام	المتصل محدود الاستخدام	المتصل متوسط الاستخدام
إجمالي مدة المكالمات	دقائق	١٦	٤٢	٩٦
مدة المكالمة الواحدة				
النوع A	ثواني	٣٥	٤٥	٤٥
النوع B	ثواني	٦٥	٩٥	١١٥
المكالمات [١]	عدد	٢٠	٣٦	٧٢
داخل نفس الشبكة	عدد	٨	١٢	٢٤
خارج الشبكة	عدد	١٢	٢٤	٤٨

[١] توزع المكالمات على أوقات اليوم وأيام الأسبوع حتى يمكن أن يؤخذ في الحسبان التغيرات في حدود التعريفة بين أوقات الذروة وخارج أوقات الذروة وأيام الأسبوع وعطلة نهاية الأسبوع

المصدر: Beuerlein (2001).

١٠-١١١ وفقا لمنهج السلة الثابتة، يتم تثبيت نشاط المستهلكين (من حيث أعداد المكالمات وأنواعها) بين فترات المقارنة. وقد تتغير الأسعار، بالطبع، عندما لا تُحدَّد في العقود أو عند استبدال خطط الأسعار. وقد يسمح معدُّو المؤشر كذلك بتغيير الأسعار استجابة لمزيج الخطط المتغير داخل فئات العملاء. ويفترض هذا المنهج أن تغيرات النظم، بالتالي، تمثل أساسا تغيرات في الأسعار وليس في النوعية، لكنه يتخلص من تأثيرات المكونات المصاحبة لمنهج قيم الوحدات الذي لا يأخذ في الحسبان أنماط العملاء.

١٠-١١٢ يتحدد نجاح هذا المنهج بمدى تعبير الأنماط على نحو صحيح عن سلوك المستهلك وبالتالي لابد من التفكير كثيرا في تطويرها. إن تصميم أنماط العملاء سيتطلب درجة عالية من التعاون من جانب مقدمي الخدمات، ونظرا للتغيرات المعروفة في حجم الاستخدام، ستحتاج هذه الأنماط إلى تحديث على فترات منتظمة معقولة وعلى نحو قد يكون أكثر تواترا من البنود الأخرى في سلة مؤشر أسعار المستهلكين. وقد تكون هناك حاجة أيضا لبيانات عن استخدام خطط الأسعار وفقا لفئة العملاء في كل فترة من فترات إعداد المؤشر (شهر أو ربع سنة) إذا ما قرر معدُّو المؤشر أن يأخذوا في الحسبان هذه التأثيرات.

عينة الفواتير

١٠-١١٣ يمكن النظر إلى هذه الطريقة باعتبارها تطبيقا أكثر تنقيحا لمنهج أنماط العملاء، حيث يُسعَّر مستوى ثابت من نشاط الخدمة من عينة حقيقية من العملاء كل شهر بدلا من تحديد أنماط ممثلة للأنشطة الشهرية العادية

للعملاء. وينبغي اختيار عينة العملاء من كل فئة من فئات العملاء (عملاء الاستخدام المنخفض والمتوسط والعالي) وينبغي، كوضع مثالي، أن تغطي الفواتير (أو بيانات النشاط) نشاط سنة كاملة.

١٠-١١٤ وتتمثل مزايا هذا المنهج مقارنة بمنهج أنماط العملاء في الآتي:

- يمكن أن يأخذ في الحسبان أي اختلافات في سلوك العميل خلال سنة (مثل ارتفاع عدد المكالمات الدولية الذي يصاحب المناسبات الدينية أو الثقافية ذات الأهمية).
- يعكس على نحو أفضل تنوع سلوك العميل من خلال تحديد الأنشطة الفعلية (أي المكالمات التي تجريها بالفعل عينة العملاء).
- يستوعب في كل فاتورة أي حالات تتعلق بالتكاليف السنوية.
- يسمح بكشف وتسجيل المصادر الأخرى لتغير الأسعار خلال مجمل علاقة العميل مع مقدم الخدمة (على سبيل المثال، في حالة تقديم خصومات شاملة عندما يتجاوز الإنفاق الشهري الإجمالي قيما معينة، أو في حالة تقديم خصم كلي إذا حصل العملاء على حزم من الخدمات من مقدم خدمة واحد، مثل هاتف ذو خط ثابت بالإضافة إلى خدمة الإنترنت).

١٠-١١٥ ومع ذلك، يتطلب حساب المؤشر معلومات شهرية عن الأهمية النسبية لخطط الأسعار المختلفة حسب فئة العميل (التي يمكن بالتالي توزيعها عشوائيا على الفواتير المدرجة في العينة). ونتيجة إعادة تسعير عينة الفواتير في كل فترة، يقيس المؤشر الناتج تكلفة استهلاك سنة كاملة بالأسعار السائدة في كل فترة من فترات المؤشر مقارنة بنفس التكلفة بأسعار فترة الأساس. ويفترض ذلك أن الاختلاف في النوعية بين الخطة القديمة والخطة الجديدة يساوي صفرا بالنسبة لخطط الأسعار المتغيرة الخاصة بالأسر المعيشية. ونظرا لأن عدد الفواتير يكون أكبر بوجه عام (مقارنة بعدد الأنماط المتاحة)، يمكن إظهار التغيرات في الأسعار على نحو أكثر تدرجا، حيث يمكن أن تعكس نسبة الفواتير المسعرة باستخدام كل نظام على نحو أفضل التوزيع المتغير للمجتمع الإحصائي.

١٠-١١٦ كما هو الحال بالنسبة لمنهج الأنماط، من المهم تحديث عينة الفواتير بانتظام لتعكس التغيرات في أنماط الاستهلاك وقبول الخدمات الجديدة، كانتظار المكالمات والبريد الصوتي والرسائل النصية. ورغم أن منهج الفواتير، في ظل المعاينة الملائمة، من المحتمل أن يقدم مقياسا أفضل للمعدل الإجمالي للتغير في أسعار خدمات الاتصالات السلكية واللاسلكية ككل، فقد لا يمثل أنسب السبل لحساب مؤشرات منفصلة لمكونات هذه الخدمات (حسبما إذا كانت تقدَّم خصومات شاملة أم عند تجاوز حد أدنى معين). ويحتاج هذا المنهج أيضا إلى قدر كبير من البيانات، مما يتطلب عدد كبير من الحسابات في كل فترة وبالتالي نظام متطور لمعالجة البيانات.

الخدمات المالية

١٠-١١٧ إن إنشاء مؤشرات موثوقة وشاملة لأسعار الخدمات المالية في مؤشر أسعار المستهلكين لا يزال في مراحله الأولى. غير أنه نظرا لتزايد استخدام الأسر المعيشية للخدمات المالية، تتعرض الوكالات الإحصائية القومية لضغوط لكي تأخذ في الحسبان بعض الخدمات المالية على الأقل عند إنشاء مؤشرات أسعار المستهلكين الخاصة بها. وهناك مطالب قوية بأن يُدرج في مؤشرات أسعار المستهلكين الرسوم والتكاليف التي تواجهها الأسر المعيشية فيما يتعلق بحسابات الودائع والقروض المفتوحة لدى المؤسسات المالية.

١٠-١١٨ إن إنشاء مؤشرات أسعار للخدمات المالية صعب بطبيعته، حيث لا يوجد رأي متفق عليه بشأن الخدمات المالية التي يجب أن تُدرج في مؤشر أسعار المستهلكين، أو بشأن كيفية قياسها بدقة. وتهدف المناقشة الواردة في هذا القسم إلى عرض ما قد يعتبر رأي الأغلبية القائم على أساس ما يمكن تنفيذه عمليا. وتقوم الكثير من الموضوعات على دراسات Fixler and Zieshang (2001)، و Frost (2001)، و Woolford (2001).

١٠-١١٩ ومن الأمثلة الشائعة للخدمات المالية التي تحصل عليها الأسر المعيشية: المشورة المالية، وتبديل العملات، والخدمات المرتبطة بتسهيلات الودائع والقروض، والخدمات المقدمة من صناديق الإستثمار، ومكاتب التأمين على الحياة وصناديق معاشات التقاعد، وخدمات السمسرة في الأوراق المالية وخدمات الوساطة العقارية. وسوف تعتمد مجموعة البنود التي تعتبر صراحة خدمات مالية لإدراجها في مؤشر أسعار المستهلكين ــ وكذلك طريقة قياسها ــ على الغرض الرئيسي لمؤشر أسعار المستهلكين ومن ثم على ما إذا كان يجري استخدام منهج الاحتياز أم الاستخدام أم الدفع.

١٠-١٢٠ عند استخدام منهج *الدفع*، يُدرج إجمالي الفائدة المدفوعة على القروض العقارية غالبا كتكلفة للمساكن التي يسكنها مالكوها (راجع الفقرات من ١٠-٤ إلى ١٠-٥٠ أعلاه). وفي سبيل تحقيق الاتساق التام، قد يعني ذلك أن مؤشر أسعار المستهلكين ينبغي أن يتضمن أيضا تكاليف الائتمان الاستهلاكي (تقاس بنفس الطريقة التي تقاس بها تكاليف الفائدة على القروض العقارية)، إلى جانب إجمالي النفقات على الرسوم والتكاليف المباشرة المدفوعة مقابل خدمات مالية أخرى. ومن الناحية العملية، وكما سبقت الإشارة في القسم السابق حول تكاليف المساكن، تختلف معاملة المساكن أحيانا في مفهومها عن تكاليف الفائدة الأخرى في المؤشرات القومية لأسعار المستهلكين، مما يعكس جزئيا الأهداف المختلطة للمؤشر الكلي إلى جانب التصورات العامة لأهمية هذا البند في الميزانيات الكلية. ولن يواصل هذا الفصل مناقشة المتطلبات الخاصة لمنهج الدفع لأن المبادئ الخاصة بهذا المنهج إما أنها مذكورة في مكان آخر (تحت عنوان خاص بالمساكن التي يسكنها مالكوها مثلا) أو أنها بسيطة نسبيا.

١٠-١٢١ إذا افترضنا أن الأسر المعيشية تحصل على كافة خدماتها المالية من القطاع الخاص (أي أنها غير مدعمة بوجه عام من الحكومة أو مقدمة من مؤسسات غير هادفة للربح تخدم الأسر المعيشية)، سنجد أن لمنهجي

الاحتياز والاستخدام تصور واحد بشأن قياس الخدمات المالية. غير أنه من حيث التغطية، يتخذ بعض مؤيدي منهج الاستخدام رأيا أكثر تقييدا بشأن الخدمات التي ينبغي إدراجها من خلال قصر نطاقها على الخدمات المالية التي يتم الحصول عليها لتيسير الاستهلاك الحالي للأسر المعيشية بشكل مباشر.

١٠-١٢٢ وفقا للرأي الأكثر تقييدا بشأن التغطية، يقال إن استخدام بعض الخدمات المالية يرتبط ارتباطا وثيقا بالنشاط الرأسمالي (أو الاستثماري). ويشير ذلك إلى أن هذه الأنشطة ينبغي اعتبارها خارج نطاق مؤشرات أسعار المستهلكين التي تهدف إلى تقديم مقاييس للتغيرات في الأسعار الاستهلاكية. ويستند مؤيدو هذا الرأي غالبا إلى ممارسات الحسابات القومية كنقطة بداية. فعلى سبيل المثال، يصنف *نظام الحسابات القومية لعام ١٩٩٣* المصروفات المرتبطة بنقل ملكية العقارات (عمولات الوسطاء العقاريين، والأتعاب القانونية، والضرائب والتكاليف الحكومية) كجزء من إجمالي تكوين رأس المال الثابت. غير أنه من المهم ملاحظة أن مؤشر أسعار المستهلكين ليس مقيدا باتباع الممارسات المعتمدة في المحاسبة القومية. وبدلا من ذلك، سيتعين على فرادى البلدان اتخاذ قرارات بشأن تغطية بنود مؤشر أسعار المستهلكين التي تفي على أكمل وجه بالمتطلبات المحلية لمؤشر الأسعار نفسه.

١٠-١٢٣ هناك تعريف واسع النطاق يمكن اعتماده لتغطية الخدمات المالية التي تدخل في نطاق مؤشر أسعار المستهلكين وهو: *كافة الخدمات التي تحصل عليها الأسر المعيشية والتي ترتبط بحيازة واقتناء وبيع الأصول المالية والعقارية، بما فيها الخدمات الاستشارية، ما عدا الخدمات التي يتم الحصول عليها للأغراض التجارية.* ويفي هذا التعريف بغرضين: أولا، يفرق بين الخدمات التي تيسر نقل ملكية الأصول واقتنائها والأصول نفسها. ثانيا، لا يفرق بين ما إذا كان الأصل في أساسه أصلا حقيقياً أم أصلا ماليا.

١٠-١٢٤ تختلف درجة التعقيد التي ينطوي عليها تقدير قيمة الخدمات المالية التي تحصل عليها الأسر المعيشية وإنشاء المؤشرات المرتبطة بها اختلافا كبيرا حسب الخدمة. وتستخدم ثلاثة أمثلة محددة تعكس الدراسة الأسترالية الحالية في توضيح هذه القضايا وهي: تبديل العملات والسمسرة في الأوراق المالية وتسهيلات الودائع والقروض. ويتناول هذا الفصل خدمات الوساطة العقارية بصورة مستقلة (راجع الفقرات من ١٠-١٤٩ إلى ١٠-١٥٥) لأنها قد تصنف كمصروف إسكان أو خدمة مالية.

تبديل العملات

١٠-١٢٥ لأغراض الترجيح، يُعد تقدير نفقات فترة الأساس التي تتحملها الأسر المعيشية عند مبادلة عملات بلدان أخرى بالعملة المحلية أمرا بسيطا نسبيا من حيث المبدأ، وينبغي أن يكون قابل للإبلاغ في مسوح إنفاق الأسر المعيشية.

١٠-١٢٦ هناك صعوبة أكبر في إنشاء مؤشر الأسعار المرتبط بهذه النفقات. فالخدمة المطلوب سعر لها هي خدمة تيسير مبادلة عملة بلد أخرى بعملة محلية (احتياز أصل ــ عملة أجنبية). ويتحدد سعر الخدمة عادة بنسبة مئوية من قيمة المعاملة بالعملة المحلية. وقد لا تتغير هذه الهوامش المئوية إلا نادرا، حيث يعتمد مقدمو الخدمة على زيادة القيمة الاسمية للمعاملات بمرور الوقت في تحقيق زيادات في إيرادات الرسوم. ويتمثل السعر المطلوب لأغراض إنشاء المؤشر في القيمة النقدية للهامش (أي القيمة التي تتحدد بضرب النسبة مئوية في قيمة المعاملة بالعملة). ولقياس التغير في السعر بمرور الوقت، يجب أن يكوِّن معدُّو البيانات رأيا بشأن الكمية التي تقوم عليها المعاملة الأصلية.

١٠-١٢٧ يمكن اعتبار أن شراء العملة الأجنبية ييسر شراء كمية مرغوبة من السلع والخدمات الأجنبية (مثل الإنفاق على السفر للخارج أو الاستيراد المباشر لسلعة ما). ويعبَّر عن سعر الخدمة في فترات المقارنة بالقيمة المدفوعة عند تحويل مبلغ بالعملة المحلية يعادل المبلغ بالعملة الأجنبية المطلوب لشراء نفس كمية السلع والخدمات الأجنبية المشتراة في فترة الأساس.

١٠-١٢٨ التفسير العملي يشير إلى أن المبلغ الأصلي بالعملة الأجنبية يتم ربطه بمؤشر في الفترات اللاحقة باستخدام التغيرات في الأسعار الأجنبية، ثم يتم تحويله إلى العملة المحلية بسعر الصرف السائد، مع ضرب الهامش المئوي السائد في هذا المبلغ الجديد للحصول على السعر الحالي. وتتم مقارنة هذا السعر الحالي بسعر فترة الأساس لاستخلاص مقياس التغير في السعر. ورغم أن المقياس المثالي لربط المبلغ بالعملة الأجنبية بمؤشر أمامي سيكون مؤشرا يستهدف خصيصا السلع والخدمات الأجنبية التي تشتريها الأسر المعيشية المقيمة، فمن المستبعد أن يكون ذلك ممكنا. والبديل العملي هو استخدام المؤشر الإجمالي الصادر عن البلدان الأجنبية.

١٠-١٢٩ إذا لم يطبق هامش واحد (نسبة مئوية واحدة) على كافة المعاملات (كتطبيق نسب مختلفة على الصفقات ذات الأحجام المختلفة)، ينبغي إنشاء مقياس السعر بالرجوع إلى عينة ممثلة لمعاملات فترة الأساس. ويتحدد هامش قيمة كل معاملة في الفترة الحالية بالعملة المحلية بالقيمة الحالية لكل معاملة بالعملة المحلية والهامش المئوي الذي يُضرب في كل منها في الفترة الحالية. ويؤدي ذلك إلى رصد أي تغير في السعر ناشئ عن انتقال المعاملة الأساسية من نطاق سعري إلى آخر.

خدمات السمسرة في الأوراق المالية

١٠-١٣٠ إذا نظرنا في حالة شراء مجموعة أسهم في شركة مسجلة في البورصة، سنجد أن تنظيم عملية الشراء في معظم البلدان يجب أن يكون من خلال سمسار (سمسار أوراق مالية) مرخص له. ويتألف المبلغ الإجمالي الذي يدفعه المشتري عادة من ثلاثة عناصر هي: مبلغ مقابل الأسهم (الأصول)، ورسم مقابل خدمة السمسرة، وأحد أشكال الضريبة على المعاملة (رسم دمغة).

١٠-١٣١ ينبغي اعتبار الضريبة جزء من تكلفة احتياز الأسهم، وليس جزءا من سعر الورقة المالية. كما ينبغي إدراج الضريبة بجانب تكلفة السمسرة في مؤشر أسعار المستهلكين. ويتسق ذلك مع كل من الغرض من الضريبة والأساس المتعارف عليه لتقييم الأسهم. (ومن الملائم أيضا اعتماد هذا المبدأ هنا، لأنه يسمح بمعاملة مماثلة ــ وربما أقل إثارة للجدل ــ للضرائب على الخدمات المصرفية). ولن يؤدي أخذ الجداول الحالية للضرائب في الحسبان إلى أي مشكلات لأنها ستكون متوفرة على نطاق واسع في كافة البلدان.

١٠-١٣٢ وانطلاقا من فرضية أن هيكل رسوم سماسرة الأوراق المالية سيكون متدرجاً على الأرجح وليس خطياً، فإن مقياس السعر يجري إنشاؤه كالتالي: أولا، يجري اختيار عينة ممثلة للمعاملات (قيمها بالعملة المحلية) وحساب الضريبة التي يمكن دفعها والرسوم التي يمكن دفعها بالرجوع إلى الجداول ذات الصلة. وتُحسب الضرائب والرسوم التي يمكن دفعها في الفترات اللاحقة بربط قيم عينة المعاملات بالعملة المحلية بمؤشر أمامي أولا ثم تطبيق الجداول الحالية للرسوم والضرائب على المعاملات المعاد تقييمها. وتثير هذه المنهجية قضيتين رئيسيتين: أولا، ما هو أنسب مؤشر لإعادة تقييم المعاملات، وثانيا، كيف ينبغي تحديد جدول الرسوم الحالي.

١٠-١٣٣ يمكن اعتبار الكمية التي تقوم عليها معامَلات الأسهم بديل عن إستهلاك لم يتحقق، أي كمية السلع والخدمات التي كان يمكن شراؤها بدلا من ذلك. ولذلك، ستختلف قيمة الكمية الثابتة من الاستهلاك غير المتحقق في فترات المقارنة اللاحقة باختلاف أسعار المستهلكين. وفي هذه الحالة، يتمثل البديل الواضح لمُعامِل زيادة الأسعار في مؤشر أسعار المستهلكين نفسه، على أساس التقديرات الأولية للفترة الحالية أو نتيجة الفترة السابقة. غير أن استخدام حركة فترة واحدة في مؤشر أسعار المستهلكين (سواء كانت سابقة أو لاحقة) من المحتمل أن يؤدي إلى تغير أسعار خدمات السمسرة في الأوراق المالية في اتجاه من المستبعد أن يعكس الواقع. وسوف يكون ذلك واضحا تحديدا إذا ما تأثر مؤشر أسعار المستهلكين، مثلا، في الفترة الحالية أو السابقة إلى حد كبير بتغير الأسعار لمرة واحدة أو بصورة مؤقتة أو بصورة غير معتادة (كصدمة أسعار النفط أو تغيير ترتيبات الرعاية الصحية). ومن المحتمل أن تهتز ثقة الجمهور في مؤشر أسعار المستهلكين نتيجة "تكرار" التغيرات غير العادية في الأسعار في الأجل الأقصر بسبب المعاملة الدقيقة لرسوم سماسرة الأوراق المالية أو ما يماثلها من رسوم. وكبديل لذلك، يمكن استخدام متوسط متحرك لمؤشر أسعار المستهلكين خلال أثنا عشر شهرا بحيث يكون هو نفسه متسقا مع فترة أساس تضم نشاط سنة كاملة.

١٠-١٣٤ بدلا من ذلك، قد يقال أن كمية الأسهم يمكن أن يُعاد تقييمها في فترات لاحقة بما يتماشى مع حركات أسعار الأسهم نفسها. ووفقا لهذا الرأي، يمكن النظر إلى أسعار الأسهم باعتبارها مؤثر مهم على التكاليف الفعلية لتخزين الاستهلاك الضائع بنفس الطريقة التي تدخل بها جداول الضرائب والرسوم الخاصة بمشتريات الأسهم في الحسابات التي ورد ذكرها آنفا. والحجة القوية ضد هذه المعاملة هي أنها تفترض أن الأسر المعيشية لديها رغبة في امتلاك الأسهم في حد ذاتها، وليس استخدامها كوسيلة ملائمة لتخزين الاستهلاك غير المتحقق. وإلى جانب

ذلك، من المحتمل أن يؤدي إدراج أسعار الأسهم في مؤشر الأسعار إلى مزيد من التقلبات قصيرة الأجل في مؤشر أسعار المستهلكين.

١٠-١٣٥ تؤدي المنافسة في قطاع السمسرة في الأوراق المالية إلى استبعاد وجود جدول عام للرسوم. وإذا التزم فرادى السماسرة إلى حد معقول بجدول داخلي للرسوم، ينبغي أن يكون الحصول على نسخ من هذه الجداول مسألة بسيطة نسبيا. من ناحية أخرى، إذا لم تتوافر هذه الجداول، قد يتعين إجراء مسح سماسرة الأوراق المالية لجمع معلومات عن عينة الصفقات (قيمة الصفقة والرسوم المحصلة)، واستخدام هذه المعلومات في استنباط جدول الرسوم في الفترة الحالية.

١٠-١٣٦ في حالة مبيعات الأسهم، تتمثل المعاملة الأساسية في مبادلة أصل بآخر (الأسهم مقابل النقود). ويمكن النظر للكميات التي تقوم عليها مبيعات الأسهم مثل مشتريات الأسهم (أي سلة سلع وخدمات استهلاكية في الفترة الحالية). وفي واقع الأمر، تقوم الأسر المعيشية بمراجعة استراتيجياتها الاستثمارية بانتظام "لتخزين" استهلاكها المؤجل في أي نوع من أنواع الأصول التي ترى أنها توفر أكبر قدر من ضمان القيمة أو فرص النمو. وتتسم المعاملة المتماثلة لشراء وبيع الأسهم بجاذبية خاصة. وإذا لم تطبق رسوم أو ضرائب مختلفة على المبيعات، فلا حاجة للتمييز بين مشتريات ومبيعات الأسهم عند إنشاء المؤشر.

تسهيلات الودائع والقروض

١٠-١٣٧ إن أخذ تكاليف خدمات الوسطاء الماليين في الحسبان يمثل زيادة كبيرة في التعقيد. وحتى في حالة اتخاذ قرار مسبق بإدراج هذه التسهيلات في نطاق مؤشر أسعار المستهلكين، من الصعب تصور الخدمة المقدمة على نحو شامل، وتحتوي الأسعار على عناصر مهمة لا يمكن ملاحظتها بصورة مباشرة.

١٠-١٣٨ يوصي *نظام الحسابات القومية لعام ١٩٩٣* (الفقرة ٦-١٢٥ والمرفق الثالث) بتقييم مخرجات خدمات الوساطة المالية التي ينتجها مشروع ما بمجموع ما يلي:

- بالنسبة للأصول المالية التي تدخل في الوساطة المالية، كالقروض مثلا، قيمة الخدمات المقدمة من المشروع للمقترض لكل وحدة نقدية على الحساب والمتمثلة في الهامش بين سعرالفائدة التي يدفعها المقترض وسعر الفائدة المرجعي، مضافا إليها:
- بالنسبة للالتزامات المالية التي تدخل في الوساطة المالية، كالودائع مثلا، قيمة الخدمات المقدمة من المشروع للمقرض أو المودع لكل وحدة نقدية على الحساب والمتمثلة في الهامش بين سعر الفائدة المرجعي وسعر الفائدة التي يدفعها المشروع للمقرض، مضافا إليها:
- قيمة التكاليف الفعلية أو المباشرة التي يتم تقاضيها مقابل خدمات الوساطة المالية.

١٠-١٣٩ راجع دراسة منظمة التعاون والتنمية في الميدان الاقتصادي (١٩٩٨) للاطلاع على موجز التطورات في معاملة الحسابات القومية في هذا المجال، وعلى مناقشة لمفهوم سعر الفائدة المرجعي. ومن حيث المفهوم، يصف *نظام الحسابات القومية لعام ١٩٩٣* سعر الفائدة المرجعي بأنه سعر الفائدة الخالي من المخاطر أو المحض. وقيمة الخدمة المقدمة للمقترض هي الفرق بين مبلغ الفائدة الفعلي التي يدفعها المقترض والمبلغ الأقل الذي كان سيُدفع لو تم استخدام سعر الفائدة المرجعي. والعكس صحيح بالنسبة للمودعين. ومن الناحية العملية، من الصعب جدا تحديد سعر الفائدة المرجعي، وتحديدا لتجنب التقلبات في قيمة هذه الخدمات أو حتى المقادير السالبة لها (كما يحدث عندما يكون السعر المرجعي أعلى من سعر الإقراض أو أقل من سعر الفائدة على الودائع). ولاعتبارات الملاءمة العملية، قد يُستخدم متوسط سعري الفائدة على الاقتراض والإقراض (مع تفضيل النقطة المتوسطة).[١] ونظرا للتعقيدات التي ينطوي عليها الأمر، فإن بيانات النفقات على خدمات الوساطة المالية المطلوبة لأغراض ترجيح المؤشر لا يمكن جمعها من الأسر المعيشية في مسوح النفقات وبالتالي يجب تقديرها بجمع بيانات من المؤسسات المالية.

١٠-١٤٠ عند التفكير بشأن إنشاء الرقم القياسي، من المفيد البدء بدراسة حالة بنك تقليدي يقدم منتج واحد من منتجات القروض ومنتج واحد من منتجات الودائع، ثم يمتد هذا المثال ليشمل بنك نموذجي، وفي بعض البلدان، لا يتقاضى البنك التقليدي رسوما مباشرة، لكن يتم الحصول على كل الدخل من الهامش بين أسعار الفائدة على القروض وأسعار الفائدة على الودائع.

١٠-١٤١ لذلك، تُقدر قيمة الوزن الترجيحي للخدمة المالية في فترة الأساس (ومن ثم استهلاك الأسر المعيشية لهذه الخدمات) بضرب هامش الفائدة (الفرق المطلق بين سعر الفائدة المرجعي وسعر الفائدة المحمَّل على المقترضين أو المدفوع للمودعين) في الرصيد الإجمالي (للقرض أو الوديعة). وتماشيا مع المعاملة المقترحة للمعاملات المالية الأخرى، ينبغي أن يتيح إنشاء مقاييس الأسعار المصاحبة ربط أرصدة فترة الأساس بمؤشر أمامي، باستخدام هوامش فترة المقارنة لحساب القيمة النقدية. ثم يحسب مؤشر الأسعار كنسبة بين القيمة النقدية في فترة المقارنة والقيمة النقدية في فترة الأساس.

١٠-١٤٢ مرة أخرى، يجب معالجة مشكلة مُعامِل الزيادة الملائم. ورغم أنه يمكن بسهولة تصور تدفقات الإيداع والسحب في فترة الأساس باعتبارها استهلاك غير متحقق بأسعار فترة الأساس، فكيف ينبغي النظر

---

[١] تعرب دراسة منظمة التعاون والتنمية في الميدان الاقتصادي (١٩٩٨) عن بعض المخاوف بشأن استخدام سعر مرجعي متوسط كمقياس لسعر الفائدة الخالي من المخاطر. ومع ذلك، هناك بعض الشكوك بشأن ما إذا كان النموذج المفاهيمي يتعلق بسعر فائدة "خالي من المخاطر"، أو ما إذا كان المفهوم الأكثر ملاءمة يتمثل في سعر الفائدة الذي كان يمكن التوصل إليه في غياب الوسطاء الماليين (أي سعر الفائدة الذي كان يمكن التوصل إليه عن طريق تعامل المودعين مباشرة مع المقترضين). وسعر الفائدة هذا ينطوي على معرفة المقرضين بالمخاطر. ويبدو أن استخدام متوسط سعري الاقتراض والإقراض وسيلة جيدة لتقدير سعر توازن السوق.

للأرصدة (المخزونات) التي تعكس تراكم التدفقات عبر عدد من السنوات؟ إذا توفر نمط عمر الأرصدة، يمكن حساب الاستهلاك المتراكم غير المتحقق كمتوسط متحرك لمؤشر أسعار المستهلكين. والبديل الأفضل من الناحية العملية هو اعتبار أن أرصدة فترة الأساس تمثل كمية معينة من السلع والخدمات الاستهلاكية بأسعار فترة الأساس، وفي هذه الحالة يمكن استخدام المتوسط المتحرك لمؤشر أسعار المستهلكين خلال اثنا عشر شهرا. ويتسق ذلك مع فكرة مراجعة الأسر المعيشية لقرارات الاستهلاك أو الاستثمار المؤقتة (وكذلك الأرصدة المالية المتراكمة) بانتظام، وفي هذه الحالة سنويا.

١٠-١٤٣ لقد اختفى البنك التقليدي تقريبا في بعض البلدان وتحصل معظم المؤسسات المالية على دخلها الآن من توليفة من الرسوم (الهوامش) غير المباشرة والرسوم والتكاليف المباشرة مع الاتجاه للتحول من الهوامش إلى الرسوم المباشرة. وفي هذه الحالة، يتمثل التحدي في إنشاء مقاييس للتغير في الأسعار تعكس السعر الإجمالي للخدمة وبالتالي ترصد أي موازنات بين الهوامش والرسوم المباشرة. وكما هو الحال بالنسبة لخدمات السمسرة في الأوراق المالية، قد تكون هناك ضرائب مفروضة على المعاملات أو الأرصدة المالية وينبغي إدراجها أيضا في "السعر". وتحتوي دراسة Frost (2001)، مثلا، على وصف للجوانب الأفضل من الناحية العملية في إنشاء مؤشرات أسعار تسهيلات الودائع والقروض وفقا للتجربة الأسترالية الحديثة.

١٠-١٤٤ في ظل الفرصة الواضحة أمام الوسطاء الماليين لتحويل تكاليف الخدمات فيما بين العناصر المباشرة (الرسوم) والعناصر غير المباشرة (الهوامش)، هناك مخاطر واضحة عند إنشاء مقاييس عامة لهوامش الفائدة ــ والمعروفة لدى المحاسبين القوميين بخدمات الوساطة المالية المقيسة بصورة غير مباشرة (FISIM) ــ على نحو منفصل عن الرسوم والضرائب المباشرة. وبدلا من ذلك، ينبغي أن يهدف المنهج إلى إنشاء مقاييس أسعار منتجات معينة (متجانسة نسبيا) يمكن ترجيحها معا للحصول على مقياس لتسهيلات الودائع والقروض على وجه الإجمال، ويأخذ في الحسبان العناصر المباشرة وغير المباشرة في إجمالي السعر. ويمثل هذا المنهج استراتيجية مماثلة لتلك المعتمدة في مؤشر أسعار المستهلكين. وعلى سبيل المثال، يجري إنشاء مؤشر أسعار السيارات بتسعير عينة من فرادى السيارات وترجيح مقاييس الأسعار هذه لاستنباط الإجمالي، بدلا من محاولة إنشاء مؤشر مباشرة لموردي أو منتجي مجموعة من السيارات مثلا.

١٠-١٤٥ الإجراءات الأساسية هي: أولا، اختيار عينة المنتجات الممثلة من كل مؤسسة مختارة، وثانيا، اختيار عينة من عملاء كل منتج، وثالثا، تقدير إجمالي قيمة فترة الأساس للخدمة المرتبطة بكل منتج وفقا للعنصر (الهامش، والرسوم والضرائب المباشرة). ويمكن النظر إلى إجماليات القيم هذه باعتبارها المكافئ لأسعار كمية معينة. وتُستنبط أسعار فترة المقارنة بتحريك إجماليات قيم فترة الأساس إلى الأمام كالتالي:

- الهامش: يجري ربط رصيد فترة الأساس بمؤشر أمامي واستخدام هامش فترة المقارنة (الفرق بين السعر المرجعي في فترة المقارنة وعائد المنتَج). ومن الناحية العملية، تُحسب حركة "السعر" بحاصل ضرب معامل التأشير في نسبة الهوامش.
- الرسوم: يجري ربط قيم معامَلات كل حساب (أو نمط) في العينة بمؤشر أمامي واستخدام هيكل الرسوم في فترة المقارنة. وتُستخدم النسبة بين الرسوم الإجمالية الجديدة ورسوم فترة الأساس في تحريك إجمالي قيمة الرسوم. ويمكن إشتقاق الرسوم الإجمالية في فترة الأساس وفترة المقارنة إما كمتوسطات حسابية أو متوسطات هندسية للرسوم المحسوبة لفرادى العملاء.
- الضرائب: كما هو الحال بالنسبة للرسوم، لكن مع استخدام جداول الضرائب بدلا من جداول الرسوم.

١٠-١٤٦ يحتوي الملحق ١٠-١ على مثال عملي لحساب مؤشر أسعار أحد منتجات الودائع.

١٠-١٤٧ نظرا لأن جداول الأسعار والضرائب التي تستخدم مستويات متدرجة من الأسعار (مثل الرسوم التي لا تدفع إلا بعد عدد معين من المعاملات أو إذا انخفضت الأرصدة عن مستوى معين) تنتشر في مجال الخدمات المالية، ستكون هناك حاجة لعينات من حسابات العملاء التفصيلية التي تبين كافة متغيرات التكاليف الضرورية. وينبغي أن تغطي هذه العينات نشاط سنة كاملة. وإذا لم يكن في الإمكان جمع عينة من الحسابات الفعلية، يمكن إعداد أنماط العملاء كبديل احتياطي.

١٠-١٤٨ لتقليل المشكلات المصاحبة لعدم الإجابة وتغير هياكل قطاعات النشاط، ينبغي إعداد سعر مرجعي منفصل لكل مقدم خدمة في العينة. وينبغي اشتقاق السعر المرجعي لكافة القروض والودائع (بما فيها تلك الخاصة بالشركات). إلى جانب ذلك، لتجنب المشكلات التي قد تنشأ في توقيت القيود المحاسبية (مثل المراجعات أو دخل الفائدة على بطاقات الائتمان)، ينبغي اشتقاق العوائد الشهرية والأسعار المرجعية والهوامش بالرجوع إلى المتوسطات المتحركة للأرصدة وتدفقات الفائدة المبلغة خلال ثلاثة شهور.

خدمات الوساطة العقارية

١٠-١٤٩ هناك عدة طرق يمكن بها معاملة الخدمات المقدمة من مؤسسات الوساطة العقارية عند احتياز العقارات والتصرف فيها. فإذا تم إنشاء مؤشر أسعار المستهلكين كمؤشر اقتصادي لتكلفة *الاستخدام*، تكون هذه الخدمات خارج نطاق المؤشر لأنها تشكل جزءا من تكاليف المدخلات الخاصة بصاحب العقار الافتراضي (يخصِّص أيضا *نظام الحسابات القومية لعام ١٩٩٣* كافة تكاليف نقل ملكية المساكن لإجمالي تكوين رأس المال الثابت). ويمكن إدراج تكاليف نقل الملكية المرتبطة باحتياز مسكن ما (الأتعاب القانونية ورسوم الوساطة العقارية والضرائب) في كل من المؤشر *القائم على منهج الدفع* والمؤشر *القائم على منهج الاحتياز*. كما يمكن تصنيفها إما كتكلفة امتلاك مسكن أو كخدمة مالية منفصلة. ورغم أن كافة تكاليف نقل الملكية ينبغي إدراجها في هذه المقاييس،

تركز المناقشة اللاحقة على رسوم الوسطاء العقاريين للتبسيط. وتُحسب مقاييس أسعار العناصر الأخرى باستخدام نفس الإجراءات. وفي كل الحالات، يهدف المنهج العام إلى تقدير التكلفة الحالية لمختلف الخدمات المتعلقة بسلة ثابتة من الأنشطة في فترة الأساس والتي تنطبق على هذه السلة. واتساقا مع بعض المجالات التي سبقت مناقشتها، يجري ربط نفقات فترة الأساس التي تحمَّل عليها الرسوم بمؤشر أمامي (للحفاظ على الكمية الأساسية) عن طريق مؤشر ملائم للأسعار، ثم تقدير الرسوم المدفوعة في فترة المقارنة.

١٠-١٥٠ يحدد الوسطاء العقاريون رسومهم عادة كنسبة مئوية من السعر المحصل مقابل المسكن. وكما هو الحال بالنسبة للبنود الأخرى التي تحدد فيها التكاليف كهامش، يجب تحويل هذا الهامش إلى سعر بالعملة المحلية. وإذا كان الهامش المئوي معروفا، يمكن حساب سعر الوسطاء بالنسبة لأي معاملة (بيع/ شراء مسكن مقابل سعر معروف) بضرب قيمة المسكن في الهامش المئوي، ويمكن إنشاء المؤشر على أساس تقديرات المكوِّنين.

١٠-١٥١ سيعتمد اختيار منهجية تقدير الهامش المئوي على تحديد الاختلاف في الهوامش فيما بين فرادى مؤسسات الوساطة العقارية وداخلها. وفي أبسط الحالات، قد تعمل المكاتب العقارية بهامش مئوي واحد يطبَّق على كافة المعاملات بغض النظر عن قيمتها. وبعبارة أخرى، قد تختلف الهوامش المئوية التي يتم تقاضيها في أي لحظة زمنية حسب الوكالة العقارية، لكن ليس حسب قيمة المعاملة داخل المؤسسة. وفي هذه الحالة، يتعين إجراء تقدير ــ في كل فترة مقارنة ــ لمتوسط الهوامش المئوية التي يتم تقاضيها حسب المؤسسة العقارية. ويمكن إجراء ذلك عن طريق جمع الهوامش المئوية ــ بدون أي ضرائب مفروضة على رسوم الوسطاء كضريبة القيمة المضافة (VAT) أو ضريبة السلع والخدمات (GST) ــ من عينة من المؤسسات العقارية واستخراج المتوسط.

١٠-١٥٢ تختلف الهوامش المئوية التي تتقاضاها فرادى المؤسسات أحيانا باختلاف سعر المعاملة (حيث تنخفض عادة بارتفاع أسعار المساكن). وعندما تختلف التعريفات داخل المؤسسات العقارية، قد يتعين اتباع طريقة أكثر تعقيدا للتقدير. وباستخدام البيانات المستخرجة من عينة المعاملات المختارة من عينة الوسطاء العقاريين، يمكن استنباط العلاقة بين قيمة المعاملة والهامش المئوي عن طريق تحليل اقتصادي قياسي. وسوف يتعين إجراء تحليل تجريبي للوقوف على الشكل الدالي الدقيق لهذه العلاقة. فعلى سبيل المثال، في حالة أستراليا، أثبتت الدراسات أنه يمكن استخدام الانحدار العادي بطريقة المربعات الصغرى في تقدير هذه العلاقة وأن الشكل الدالي الآتي ملائم:

$$R = a + b_1(1/p) + b_2(1/p)^2$$

حيث R = نسبة العمولة، و p = سعر المسكن، و a = ثابت، و b_1 و b_2 مَعلَمتين ينبغي تقديرهما.

١٠-١٥٣ يعتمد تقدير قيمة المعاملات في الفترة الحالية التي يطبق عليها الهامش المئوي على ما إذا كانت رسوم الوكالة العقارية تصنف كتكلفة للمسكن أو كخدمة مالية منفصلة. فإذا صنفت كتكلفة للمسكن، فإن قيمة المعاملة في الفترة الحالية مقارنة بقيمة المعاملة في فترة الأساس ستعكس التغيرات في أسعار المساكن. أما إذا

صنفت كخدمة مالية منفصلة، حيث يعتبر شراء المسكن بمثابة بديل عن استهلاك غير متحقق، فإن القيمة في الفترة الحالية ستعكس التغيرات في مؤشر الأسعار نفسه.

١٠-١٥٤ في حالة افتراض العمل بهامش مئوي واحد، لن يكون مطلوبا سوى معاملة واحدة في الفترة الحالية، أي سيتم إجراء تقدير لمتوسط قيم المعاملات في فترة الأساس بأسعار فترة المقارنة. فعلى سبيل المثال، إذا صنفت رسوم الوكالة العقارية كتكلفة للمسكن، يُحسب السعر في فترة الأساس بضرب متوسط الهوامش المئوية في فترة الأساس في متوسط أسعار المساكن في فترة الأساس، وتضاف في هذه الحالة أي ضريبة قيمة مضافة أو ضريبة سلع وخدمات. ويُحسب السعر في فترة المقارنة بربط متوسط أسعار المساكن في فترة الأساس بمؤشر أمامي، وضربه في متوسط الهوامش المئوية في فترة المقارنة وإضافة ضريبة السلع والخدمات أو ضريبة القيمة المضافة.

١٠-١٥٥ في حالة عدم افتراض العمل بهامش مئوي واحد، سيكون مطلوب عينة من المعاملات الممثلة في فترة الأساس. وعندئذ تُحسب القيمة النقدية للهامش على كل معاملة ممثلة من التعريفات المنشورة أو من علاقة دالية مقدَّرة، كتلك المذكورة آنفا. وبالمثل، تقدر أسعار فترة المقارنة بربط كل معاملة من المعاملات الممثلة في فترة الأساس بمؤشر أمامي أولا ثم تطبيق نفس النموذج. وينبغي ملاحظة أنه، في هذه الحالة، لا توجد حاجة لاستبعاد أي ضريبة سلع وخدمات أو ضريبة قيمة مضافة من بيانات الهوامش الأولية.

خدمات التأمين على الممتلكات

١٠-١٥٦ قد تكون هناك صعوبة في إنشاء مؤشرات موثوقة لأسعار خدمات التأمين. ويخصص هذا القسم لمناقشة التأمين على الممتلكات، حيث يمكن افتراض عمل هذا النوع من التأمين بنفس الأسلوب عبر البلدان. لكنه لا يقدم سوى إيضاح للمشكلات التي يواجهها معدُّو المؤشرات، حيث يطرح كل جزء بعض صعوبات المفاهيم والقياس. ففي حالة التأمين على الحياة مثلا، تصنف بوالص التأمين غالبا مع خدمات الاستثمار طويل الأجل التي تُغِّل تعويضا ماليا عندما يبقى الشخص المؤمن عليه على قيد الحياة بعد انتهاء مدة البوليصة. ويواجه معدُّو المؤشرات صعوبات كبيرة ناجمة عن فصل تكاليف الخدمة المتعلقة بالتأمين عن العناصر الاستثمارية في القسط الواحد.

١٠-١٥٧ لأغراض المناقشة الواردة أدناه، يعرَّف التأمين على الممتلكات ليشمل ما يلي:

- التأمين على المساكن؛
- التأمين على محتويات المنزل؛
- التأمين على السيارات.

١٠-١٥٨ الخاصية الشائعة لهذه البوالص هي أن الأسرة المعيشية تحصل مقابل رسم (قسط) معين على تعويض مالي إذا أدى حدث معين إلى فقدان ممتلكات محددة أو إلحاق الضرر بها. والبديل لشراء الأسرة المعيشية بوليصة تأمين هو التأمين الذاتي. وبالنسبة للأسرة المعيشية كمجموعة، تتمثل الخدمة التي يتم الحصول عليها في إزالة خطر الخسارة المالية. والمعاملة الملائمة للتأمين على الممتلكات في مؤشر أسعار المستهلكين تعتمد على ما إذا كان المؤشر يجري إنشاؤه باستخدام منهج الاحتياز أم منهج الاستخدام أم منهج الدفع.

منهج الدفع

١٠-١٥٩ بموجب منهج *الدفع*، تدخل كافة أنواع البوالص المذكورة آنفا في نطاق المؤشر. وعند التفكير في كيفية إدراج هذا التأمين على الممتلكات في مؤشر أسعار المستهلكين، من الضروري دراسة كل من إجمالي أقساط التأمين التي تدفعها الأسر المعيشية والمطالبات المستقبلية التي تحصل عليها. وتتسم تعريفات إجمالي الأقساط المدفوعة والمطالبات المستقبلية بالبساطة. ومع ذلك، يمكن معاملة المطالبات المستقبلية بعدة طرق، وهو ما يؤثر إما على الوزن المخصص للتأمين أو الوزن المخصص للبنود المؤمَّن عليها. ويمكن ترجيح الإنفاق على التأمين إما على أساس إجمالي (أي يقيَّم باستخدام إجمالي الأقساط المدفوعة) أو على أساس صافي (أي يقيَّم باستخدام إجمالي الأقساط المدفوعة مخصوما *منه* المطالبات المستقبلية). وبالمثل، يمكن أيضا ترجيح البنود المؤمن عليها ضد الخسارة إما على أساس إجمالي أو على أساس صافي (وفي الحالة الثانية، تُستبعد المشتريات الممولة مباشرة من مطالبات التأمين المحصلة). وإذا أخذنا كل ما سبق في الاعتبار، يمكن اقتراح ثلاث بدائل منطقية لمعاملة التأمين على الممتلكات كالتالي:

- منهج إجمالي الأقساط وصافي النفقات؛
- منهج صافي الأقساط وإجمالي النفقات؛
- منهج إجمالي الأقساط وإجمالي النفقات.

١٠-١٦٠ *منهج إجمالي الأقساط وصافي النفقات*: يمكن أن يقال أن حساب النفقات بعد خصم المشتريات الممولة من مطالبات التأمين يتجنب الحساب المزدوج لذلك الجزء من الأقساط الإجمالية الذي يمول المطالبات. وهناك بعض المشكلات التي تواجه هذا المنهج. أولا، من الضروري افتراض أن كافة العائدات من مطالبات التأمين تُستخدم في شراء بنود بديلة أو إصلاح بنود لحقت بها أضرار. وفي بعض الحالات، قد تُستخدم المطالبات المحصلة في تعويض الضرر أو التدمير الذي أصاب ممتلكات وكلاء خارج نطاق المؤشر (مثل الشركات أو الحكومة أو حتى أسر معيشية أخرى حيث لا تغطي الفئة المرجعية في مؤشر أسعار المستهلكين سوى مجموعة فرعية من الأسر المعيشية). وقد تفضل الأسر المعيشية أيضا استخدام العائدات في أغراض مختلفة تماما. لذلك، من المحتمل أن ينطوي تقدير الأوزان الترجيحية لصافي النفقات على بعض الخيارات التحكمية. وبوجه أعم، نظرا لأن النقود قابلة لكافة الإستخدامات، فإن محاولات قصر التغطية على النفقات التي تتم من مصادر أموال

معينة هي محاولات غير صحيحة. وأخيرا، قد يؤدي التشوه المحتمل في الأوزان الترجيحية لهذه البنود إلى تقليل الاستفادة من المؤشرات الفرعية في أغراض أخرى.

١٠-١٦١ *منهج صافي الأقساط وإجمالي النفقات*: في ظل المؤشر القائم على منهج الدفع، يقوم منهج "صافي الأقساط وإجمالي النفقات" على فكرة أن المطالبات المحصلة ينبغي اعتبارها إنفاقا سالبا على التأمين. ويمكن النظر إلى هذا المنهج باعتباره محاولة لتجنب الحساب المزدوج للنفقات على البنود الممولة من المطالبات المحصلة والمدرجة بالفعل في إجمالي النفقات على بنود أخرى في مكان آخر في المؤشر. ويتسم منهج صافي الأقساط بأنه أقل تعقيدا بكثير من منهج صافي النفقات (حيث يقتصر أثره على الأقل على الأوزان الترجيحية للتأمين). ومع ذلك، قد يقال إن منهج صافي الأقساط لا يتسق مع المناهج المعتمدة لبنود أخرى في المؤشر القائم على الدفع، وتحديدا الفائدة على القروض العقارية وتكاليف الائتمان الاستهلاكي، حيث تقوم الأوزان الترجيحية على إجمالي المدفوعات. وإذا أُخذت أي إيرادات فوائد في الحسبان، فقد ينتج عن ذلك أوزان ترجيحية سالبة حيث تُعد الأسرة المعيشية بوجه عام مدخر صافي.

١٠-١٦٢ إنها مسألة عارضة أن يقيس منهج صافي الأقساط بفعالية قيمة خدمة التأمين حسبما تتطلبه المؤشرات التي يجري إنشاؤها وفقا لمنهجي الاحتياز والاستخدام. وتهدف المحاولة هنا إلى تحديد المعاملة الملائمة للمؤشر القائم على الدفع.

١٠-١٦٣ *منهج إجمالي الأقساط وإجمالي النفقات*: يعتمد منهج "إجمالي الأقساط وإجمالي النفقات" على فكرة أن المطالبات التي تحصل عليها الأسر المعيشية لا تمثل سوى مصدر من مصادر الأموال التي يجري الانفاق منها. ويُعد هذا المنهج أكثر المناهج جاذبية عند إعداد المؤشر القائم على الدفع، لأنه يُقر بطبيعة النقود القابلة للإستخدامات المختلفة ويقدم وسيلة متسقة لتحديد نطاق تغطية بنود المؤشر والأوزان الترجيحية النسبية بالرجوع فقط إلى النفقات الفعلية للأسر المعيشية.

منهج الاستخدام

١٠-١٦٤ بموجب منهج *الاستخدام*، يقع التأمين على المساكن خارج نطاق المؤشر بوصفه تكلفة مدخلات لصاحب العقار الافتراضي. وينبغي أن تتعلق الأوزان الترجيحية بقيمة خدمة التأمين التي تستهلكها الأسر المعيشية. وتُعرف هذه القيمة بأنها تساوي: إجمالي أقساط التأمين التي تدفعها الأسر المعيشية، *مضافا إليها* مكملات الأقساط، ومخصوما منها مخصصات المطالبات، ومخصوما منها أيضا التغيرات في الاحتياطيات الاكتوارية.

١٠-١٦٥ لا يمكن تقدير القيمة الاسمية لصافي خدمة التأمين من مسوح إنفاق الأسر المعيشية وحدها. ولأغراض الترجيح، يتمثل أكثر المناهج جاذبية في الحصول على البيانات من عينة مقدمي خدمات التأمين، مما

يسمح بتقدير نسبة صافي خدمات التأمين إلى إجمالي الأقساط، وتطبيق هذه النسبة على القيمة المقدرة لإجمالي الأقساط التي يتم الحصول عليها من مسوح إنفاق الأسر المعيشية. ومع ذلك، لم يكن في الإمكان استنباط مقياس أسعار مناظر يكون سليم من الناحية المفاهيمية. ولهذا السبب، تقوم البلدان التي اعتمدت مفهوم المنهج الصافي في أغراض الترجيح باستخدام حركات أقساط التأمين الإجمالية كمقياس بديل للأسعار.

منهج الاحتياز

١٠-١٦٦ في ظل منهج *الاحتياز*، تدخل البنود الثلاثة جميعها في نطاق المؤشر. ونظرا لأن الهدف هو قياس تضخم الأسعار بالنسبة لقطاع الأسر المعيشية، ينبغي أن تعكس النفقات المطلوبة لأغراض الترجيح مساهمة شركات التأمين في عملية التضخم، وهو ما يعادل قيمة خدمة التأمين وفقا لمنهج الاستخدام.

تسعير إجمالي أقساط التأمين

١٠-١٦٧ يتحدد إجمالي قسط التأمين الذي تدفعه الأسر المعيشية في أي فترة حسب شروط البوليصة، وتكاليف الإدارة وأهداف الربحية لمقدم خدمات التأمين، ومخاطر المطالبة، وأي ضرائب ذات صلة. وبالنسبة لأي بوليصة، يمكن ايجاز الخصائص الرئيسية المحددة للنوعية (والواردة بوجه عام في شروط البوليصة) كالتالي:

- نوع الممتلكات المغطاة (مساكن، سيارات، إلخ)؛
- نوع الغطاء المقدم (ضرر مادي، مسؤولية تجاه الأخرين، إلخ)؛
- طبيعة التعويض (تكلفة إحلال، القيمة السوقية الحالية، إلخ)؛
- أي قيود على المبلغ الذي يمكن المطالبة به؛
- موقع الممتلكات؛
- قيمة أي مبلغ تحمُّل يمكن أن يدفعه المؤمن عليه؛
- المخاطر (أو الحالات) المغطاة.

١٠-١٦٨ رغم أنه من الواضح أن تسعير نوعية ثابتة يتطلب تثبيت هذه الشروط، هناك أيضا تساؤل بشأن ما إذا كانت مخاطر المطالبة التي يتم تقديمها ينبغي تثبيتها أم لا. وبعبارة أخرى، إذا زاد معدل سرقة السيارات مثلا، فهل يعتبر ذلك تحسنا في النوعية أم مجرد تغير في السعر؟ وإذا قيل، من ناحية، إنه ينبغي تثبيت معامِلات المخاطر لأن اتخاذ المستهلكين لقرار التأمين يقوم على تقديرهم لاحتمال التعرض لخسارة مقارنة بالقسط الذي يتحملونه. فقد يقال، من ناحية أخرى، إنه بمجرد قيام المستهلك بالتأمين فإنه يتوقع ببساطة أن يتم تعويضه عن أي خسارة. ومن منظور المستهلك، لا تمثل أي زيادة في المخاطر سوى زيادة في التكاليف التي يتحملها مقدم خدمة التأمين (التي قد ينتقل أو لا ينتقل أثرها للمستهلك عن طريق تغيير السعر). وهناك صعوبة في الحصول على

بيانات موثوقة بما يكفي لإجراء التعديلات مقابل التغير في النوعية استجابة للتغير في المخاطر، لذا، فمن الناحية العملية، تعكس معظم المؤشرات التغير في المخاطر في شكل تغير في السعر.

١٠-١٦٩ عند تسعير بوالص التأمين، ينبغي أن يقوم المنهج المتبع باختيار عينة ممثلة للبوالص المقتناة في فترة الأساس وإعادة تسعير هذه البوالص في الفترات اللاحقة. وإذا أخذنا التأمين على المساكن كمثال، يمكن الحصول على بوالص التأمين في فترة الأساس للتأمين على المساكن ذات القيم والأنواع المختلف (كالمساكن المبنية بالخشب أو المبنية بالطوب) في مختلف المواقع. ولذلك، ينبغي أن تحتوي عينات الأسعار على المواصفات التي تهدف، في المجمل، إلى تغطية أكبر قدر معقول من توليفات هذه المتغيرات. ورغم أنه ينبغي تثبيت شروط البوليصة ونوع المسكن وموقعه بمرور الوقت، ينبغي تحديث قيمة المسكن في كل فترة لتعكس التغيرات في أسعار المساكن (أي يجب الحفاظ على الكمية الحقيقية). ومن المهم ملاحظة أنه نظرا لأن الأقساط سترتبط بطريقة أو بأخرى بقيمة الممتلكات المؤمن عليها، يمكن أن يتغير مؤشر أسعار خدمات التأمين دون أن يكون هناك أي تغيير في جداول الأقساط.

١٠-١٧٠ ينبغي بذل كل الجهد للكشف عن أي تغيرات في الشروط المطبقة على البوالص المختارة من أجل تيسير إجراء التعديلات الملائمة مقابل التغير في النوعية. ومن أمثلة ذلك، التوقف عن تغطية شروط معينة وتغيير مبلغ التحمل (أو الاقتطاع) الذي يدفعه المستهلك عند تقديم المطالبة. وقد يقوم تقدير قيمة هذه التغيرات على تقييم شركة التأمين لتأثيرها المحتمل على قيمة إجمالي المطالبات المدفوعة. فإذا تم افتراض أن التغير في القيمة الإجمالية للمطالبات يمكن أن يعادل التغير في الخدمة المقدمة للمستهلك (مقارنة بالخدمة التي كانت ستقدم قبل تجديد البوليصة)، يمكن إجراء تعديل ملائم للقسط لإحداث تغيير في السعر (المعدل مقابل التغير في النوعية). فإذا زاد مبلغ التحمل في إحدى البوالص بمقدار الضعف وأشارت شركة التأمين إلى أن ذلك سيؤدي إلى انخفاض القيمة الإجمالية للمطالبات المدفوعة بنسبة ٣%، يمكن اعتبار ذلك معادلا لزيادة في السعر نسبتها ٣%.

استخدام إجمالي الأقساط كبديل لصافي تكلفة خدمات التأمين

١٠-١٧١ يتضمن صافي تكلفة خدمات التأمين تكاليف الإدارة وأرباح مقدم خدمات التأمين إلى جانب أي ضرائب. والمشكلة هي أن الضرائب على خدمات التأمين تُفرض عادة على إجمالي الأقساط. وبالتالي، إذا خضع إجمالي أقساط التأمين لمعدل ضريبة مرتفع، ستشكل الضرائب نسبة أكبر في صافي تكلفة خدمات التأمين. وببساطة، يؤدي استخدام إجمالي أقساط التأمين متضمنا الضرائب كمقياس للأسعار إلى عدم تقدير الأثر الحقيقي لأي زيادة في معدلات الضريبة حق قدره. وأفضل ما يوضح ذلك المثال التالي.

١٠-١٧٢ إذا افترضنا، للتبسيط، أنه لا توجد أي مكملات أقساط أو أي احتياطيات اكتوارية، تُحسب تكلفة خدمات التأمين عن طريق إجمالي أقساط التأمين مخصوما منه مخصصات المطالبات. وإذا افترضنا أن التغير

الوحيد الذي يحدث بين فترتين هو تغير في معدل الضريبة ــ من ٥% من إجمالي الأقساط إلى ٢٠%، فمن المحتمل ملاحظة القيم في الجدول ١٠-١٠. وبموجب هذا السيناريو، يتضح أن تكلفة خدمة التأمين زادت من ٤٥ دولار إلى ٦٠ دولار (أي زيادة نسبتها ٣٣,٣%)، غير أن إجمالي الأقساط لم يزد سوى بنسبة ١٤,٣%.

الجدول ١٠-١٠: إيضاح أثر الضرائب على مقاييس خدمات التأمين (القيمة بالدولار)

الفترة	الأقساط قبل الضرائب	الضرائب	إجمالي الأقساط	المطالبات	خدمات التأمين
١	١٠٠	٥	١٠٥	٦٠	٤٥
٢	١٠٠	٢٠	١٢٠	٦٠	٦٠

١٠-١٧٣ نظرا لأن التغيرات في معدلات الضريبة على إجمالي أقساط التأمين تكون عرضة غالبا لتفاوت كبير، فإن ذلك لا يمثل مشكلة بسيطة. وأحد الحلول العملية يتمثل في تقسيم خدمة التأمين إلى مكونين: خدمة التأمين قبل الضرائب (أو بعد خصم الضرائب) والضرائب على خدمات التأمين. ويجري إنشاء مقياس الأسعار للمكون الأول بالرجوع إلى حركات إجمالي الأقساط بعد خصم الضرائب، بينما يُحسب مقياس الأسعار للمكون الثاني بالتغيرات في الضرائب على إجمالي الأقساط. ويتعين إجراء مزيد من الدراسات لوضع منهجية عملية تقيس مباشرة التغيرات في أسعار خدمات التأمين قبل خصم الضرائب.

الملحق ١٠-١: حساب مؤشر أسعار أحد منتجات الودائع

(أ) حساب عينة فترة الأساس. لا يُستخدم في هذا المثال سوى بيانات شهر واحد. ومن الناحية العملية، يتم إدراج العديد من الحسابات في العينة، حيث يحتوي كل حساب على بيانات سنة كاملة.

الضرائب

التاريخ	مدين (D) أو دائن (C)	المعاملة	قيمة المعاملة (بالدولار)	الضريبة (بالدولار)	الرصيد (بالدولار)
					٤٥٦,٢٣
٢ يناير	D	سحب شباك	١٠٧,٠٥	٠,٧٠	٣٤٨,٤٨
١٢ يناير	C	إيداع	٤ ٠٠٠,٠٠	٢,٤٠	٤ ٣٤٦,٠٨
١٣ يناير	D	معاملة تحويل للأموال إلكترونيا من نقطة بيع (EFTPOS)[١]	٥٠,٦٢	٠,٣٠	٤ ٢٩٥,١٦
١٣ يناير	D	سحب شباك	٣٧١,٠٠	٠,٧٠	٣ ٩٢٣,٤٦
١٤ يناير	D	صرف من ماكينة الصرف الآلي التابعة للبنك (ATM)[٢]	٣٠٠,٠٠	٠,٧٠	٣ ٦٢٢,٧٦
١٤ يناير	D	صرف من ماكينة الصرف الآلي التابعة للبنك	١٠٠,٠٠	٠,٧٠	٣ ٥٢٢,٠٦
١٦ يناير	D	صرف من ماكينة الصرف الآلي التابعة للبنك	١٠٠,٠٠	٠,٧٠	٣ ٤٢١,٣٦
١٦ يناير	D	سحب شباك	٣٧١,٠٠	٠,٧٠	٣ ٠٤٩,٦٦
١٦ يناير	D	شيك	٩٠,٠٠	٠,٣٠	٢ ٩٥٩,٣٦
١٩ يناير	D	صرف من ماكينة الصرف الآلي التابعة للبنك	١٠٠,٠٠	٠,٧٠	٢ ٨٥٨,٦٦
١٩ يناير	D	صرف من ماكينة الصرف الآلي التابعة للبنك	١٠٠,٠٠	٠,٧٠	٢ ٧٥٧,٩٦
١٩ يناير	C	إيداع	٤ ٠٠٠,٠٠	٢,٤٠	٦ ٧٥٥,٥٦
١٩ يناير	D	شيك	٧٤٠,٠٠	١,٥٠	٦ ٠١٤,٠٦
٢٠ يناير	D	معاملة تحويل للأموال إلكترونيا من نقطة بيع	٧٦,٤٢	٠,٣٠	٥ ٩٣٧,٣٤
٢١ يناير	D	صرف من ماكينة الصرف الآلي التابعة للغير	٢٠,٠٠	٠,٣٠	٥ ٩١٧,٠٤
٢١ يناير	D	شيك	١٠٠,٠٠	٠,٧٠	٥ ٨١٦,٣٤
٢٢ يناير	D	شيك	٤٣,٤٠	٠,٣٠	٥ ٧٧٢,٦٤
٢٢ يناير	D	شيك	٣٠٢,٠٠	٠,٧٠	٥ ٤٦٩,٩٤

٢٢ يناير	D	شيك	٣٧,٠٠	٠,٣٠	٥ ٤٣٢,٦٤
٢٣ يناير	D	سحب شباك	٣٧١,٠٠	٠,٧٠	٥ ٠٦٠,٩٤
٢٣ يناير	D	شيك	٧٢,٠٠	٠,٣٠	٤ ٩٨٨,٦٤
٢٧ يناير	D	صرف من ماكينة الصرف الآلي التابعة للبنك	١٥٠,٠٠	٠,٧٠	٤ ٨٣٧,٩٤
٢٧ يناير	D	شيك	٧٣,٥٠	٠,٣٠	٤ ٧٦٤,١٤
٢٧ يناير	D	شيك	٢٦٠,٠	٠,٧٠	٤ ٥٠٣,٤٤
٢٧ يناير	D	معاملة تحويل للأموال إلكترونيا من نقطة بيع	٥١,٤٥	٠,٣٠	٤ ٤٥١,٦٩
٢٨ يناير	D	سحب شباك	١٩,٩٥	٠,٣٠	٤ ٤٣١,٤٤
٢٨ يناير	D	شيك	١٥٠,٠٠	٠,٧٠	٤ ٢٨٠,٧٤
٢٩ يناير	D	شيك	١٤٠,٠٠	٠,٧٠	٤ ١٤٠,٠٤
٣٠ يناير	D	سحب شباك	٣٧١,٠٠	٠,٧٠	٣ ٧٦٨,٣٤
٣٠ يناير	D	شيك	٨,٠٠	٠,٣٠	٣ ٧٦٠,٠٤
٣٠ يناير	D	شيك	٦٠,٠٠	٠,٣٠	٣ ٦٩٩,٧٤
إجمالي الضرائب				**٢١,١٠**	

[١] EFTPOS (تحويل الأموال إلكترونيا من نقطة بيع)

[٢] ATM (ماكينة الصرف الآلي)

الرسوم

النشاط	العدد الإجمالي	عدد المعاملات الخاضعة للرسوم	القيمة (بالدولار)
سحب شباك	٦	٢	٦,٠٠
معاملة تحويل للأموال إليكترونيا من نقطة بيع	٣	صفر	٠,٠٠
صرف من ماكينة الصرف الآلي التابعة للبنك	٦	صفر	٠,٠٠
صرف من ماكينة الصرف الآلي التابعة للبنك	١	١	١,٢٠
شيك	١٣	٣	٣,٠٠
إيداع	٢	٢	٠,٠٠
إجمالي الرسوم			**١٠,٢٠**

تُحسب الرسوم والضرائب باستخدام البيانات في الجدولين (ب) و(ج) على الترتيب

المصدر: دراسة Woolford (2001).

(ب) جدول الرسوم: هو ملخص للمعلومات التي يسهل الحصول عليها عادة من المؤسسات المالية. وبالنسبة لكل فترة، يتضمن الجدول عدد المعاملات المعفاة من الرسوم وتكلفة المعاملة بالنسبة للمعاملات الإضافية. وعندما يكون عدد المعاملات المعفاة صفر فإن ذلك يشير إلى عدم إعفاء أي معاملة، وعندما تكون التكلفة صفرا فإن ذلك يشير إلى أن كل المعاملات معفاة.

الوصف	فترة الأساس		الفترة الحالية	
	عدد المعاملات المعفاة	التكلفة (بالدولار)	عدد المعاملات المعفاة	التكلفة (بالدولار)
سحب شباك	٤	٣,٠٠	٤	٣,٠٠
معاملة تحويل للأموال إلكترونيا من نقطة بيع	١٠	٠,٥٠	٩	٠,٥٠
صرف من ماكينة الصرف الآلي التابعة للبنك	١٠	٠,٥٠	٩	٠,٥٠
صرف من ماكينة الصرف الآلي التابعة للغير	صفر	١,٢٠	صفر	١,٢٠
شيك	١٠	١,٠٠	٩	١,٠٠
إيداع	صفر	٠,٠٠	صفر	٠,٠٠

المصدر: دراسة Woolford (2001)

(ج) جدول الضرائب: هو جدول معدلات الضريبة من النوع الذي كان يستخدم في أستراليا. وتُفرض ضريبة المعاملات المدينة على كافة المعاملات المدينة المقيدة في الحسابات المؤهلة، حيث يُحدد المبلغ الذي يتم تحميله بالنسبة لمجموعات قيم المعاملات (أي باستخدام جدول متدرج). ويُفرض رسم المؤسسات المالية على كل الودائع، حيث يُحدد مبلغه كنسبة مئوية من قيمة الوديعة.

ضريبة المعاملات المدينة على الحسابات المصرفية

قيمة المعاملة (بالدولار)		الضريبة (بالدولار)	
الحد الأدنى	الحد الأقصى	فترة الأساس	الفترة الحالية
صفر	١	٠,٠٠	٠,٠٠
١	١٠٠	٠,٣٠	٠,٣٠
١٠٠	٥٠٠	٠,٧٠	٠,٧٠
٥٠٠	٥ ٠٠٠	١,٥٠	١,٥٠

٥ ٠٠٠	١٠ ٠٠٠	٣,٠٠	٣,٠٠
١٠ ٠٠٠+		٤,٠٠	٤,٠٠

رسم المؤسسات المالية (%)

فترة الأساس	الفترة الحالية
٠,٠٦	٠,٠٦

المصدر: دراسة (2001) Woolford.

(د) بيانات الفائدة. يعرض الجدول، في صورة موجزة، الأرصدة وتدفقات الفائدة السنوية المستنبطة عن طريق حساب المتوسطات المتحركة للبيانات المبلغة من المؤسسات المالية. وتُحسب أسعار الفائدة والهوامش من الأرصدة والتدفقات.

	فترة الأساس				الفترة الحالية			
	الرصيد (بالمليون دولار)	الفائدة (بالمليون دولار)	سعر الفائدة (%)	الهامش (%)	الرصيد (بالمليون دولار)	الفائدة (بالمليون دولار)	سعر الفائدة (%)	الهامش (%)
منتجات الودائع								
الحسابات الشخصية	٢٢ ٠٠٠	٧٤٠	٣,٣٦٣٦	٢,٤٩٣٧	٢٣ ٦٠٠	٧٧٥	٣,٢٨٣٩	٢,٣٩٧١
الحسابات الجارية	٦ ٠٠٠	٦٨	١,١٣٣٣	٤,٧٢٤١	٦ ٦٠٠	٧٥	١,١٣٦٤	٤,٥٤٤٦
الحسابات الأخرى	١٦ ٠٠٠	٦٧٢	٤,٢٠٠٠	١,٦٥٧٤	١٧ ٠٠٠	٧٠٠	٤,١١٧٦	١,٥٦٣٤
حسابات الشركات	٢٥ ٠٠٠	٩٢٠	٣,٦٨٠٠	٢,١٧٧٤	٢٨ ٠٠٠	١ ٠٠٠	٣,٥٧١٤	٢,١٠٩٦
إجمالي حسابات الودائع	٤٧ ٠٠٠	١ ٦٦٠	٣,٥٣١٩	٢,٣٢٥٥	٥١ ٦٠٠	١ ٧٧٥	٣,٤٣٩٩	٢,٢٤١١
منتجات القروض								
الحسابات الشخصية	٤٢ ٠٠٠	٣ ١٨٨	٧,٥٩٠٥	١,٧٣٣١	٤٦ ٠٠٠	٣ ٤٠٠	٧,٣٩١٣	١,٧١٠٣
حسابات الشركات	٢٨ ٠٠٠	٢ ٥٤٠	٩,٠٧١٤	٣,٢١٤٠	٣١ ٠٠٠	٢ ٧٠٠	٨,٧٠٩٧	٣,٠٢٨٧
إجمالي حسابات القروض	٧٠ ٠٠٠	٥ ٧٢٨	٨,١٨٢٩	٢,٣٢٥٥	٧٧ ٠٠٠	٦ ١٠٠	٧,٩٢٢١	٢,٢٤١١
السعر المرجعي			**٥,٨٥٧٤**				**٥,٦٨١٠**	

المصدر: دراسة (2001) Woolford.

(هـ) *بيانات مؤشر أسعار المستهلكين*. يعرض الجدول البيانات المطلوبة لاستنباط معامل التأشير. ويتبع هذا المثال الممارسة الأسترالية الخاصة بمؤشر ربع سنوي لأسعار المستهلكين. وإذا تم إنتاج مؤشر شهري، سيتعين حساب متوسطات متحركة خلال اثنا عشر شهرا.

	t-5	*t*-4	*t*-3	*t*-2	*t*-1
كل المجموعات	١١٧,٥	١٢١,٢	١٢٣,٤	١٢٧,٦	١٢٩,١
متوسط متحرك خلال ٤ فترات				١٢٢,٤	١٢٥,٣
معامل التأشير (الحركة)					١,٠٢٣٧

المصدر: دراسة Woolford (2001).

***(و) حساب العينة المقدَّر في الفترة الحالية*.** يُستنبط الرصيد الافتتاحي وقيم المعاملات بضرب معامل التأشير في مبالغ فترة الأساس. وتُحدد الضرائب المدفوعة بالرجوع إلى البيانات الواردة في الجدول (ج)، بينما تُحدد الرسوم المدفوعة بالرجوع إلى البيانات الواردة في الجدول (ب).

الضرائب

التاريخ	مدين (D) أو دائن (C)	المعاملة	قيمة المعاملة (بالدولار)	الضريبة (بالدولار)	الرصيد (بالدولار)
					٤٦٧,٠٤
٢ يناير	D	سحب شباك	١٠٩,٥٩	٠,٧٠	٣٥٦,٧٥
١٢ يناير	C	إيداع	٤ ٠٩٤,٧٥	٢,٤٦	٤ ٤٤٩,٠٥
١٣ يناير	D	معاملة تحويل للأموال إليكترونيا من نقطة بيع	٥١,٨٢	٠,٣٠	٤ ٣٩٦,٩٣
١٣ يناير	D	سحب شباك	٣٧٩,٧٩	٠,٧٠	٤ ٠١٦,٤٤
١٤ يناير	D	صرف من ماكينة الصرف الآلي التابعة للبنك	٣٠٧,١١	٠,٧٠	٣ ٧٠٨,٦٣
١٤ يناير	D	صرف من ماكينة الصرف الآلي التابعة للبنك	١٠٢,٣٧	٠,٧٠	٣ ٦٠٥,٥٦
١٦ يناير	D	صرف من ماكينة الصرف الآلي التابعة للبنك	١٠٢,٣٧	٠,٧٠	٣ ٥٠٢,٥٠
١٦ يناير	D	سحب شباك	٣٧٩,٧٩	٠,٧٠	٣ ١٢٢,٠١
١٦ يناير	D	شيك	٩٢,١٣	٠,٣٠	٣ ٠٢٩,٥٧
١٩ يناير	D	صرف من ماكينة الصرف الآلي التابعة للبنك	١٠٢,٣٧	٠,٧٠	٢ ٩٢٦,٥١
١٩ يناير	D	صرف من ماكينة الصرف الآلي التابعة للبنك	١٠٢,٣٧	٠,٧٠	٢ ٨٢٣,٤٤

١٩ يناير	C	إيداع	٤ ٠٩٤,٧٥	٢,٤٦	٦ ٩١٥,٧٣
١٩ يناير	D	شيك	٧٥٧,٥٣	١,٥٠	٦ ١٥٦,٧٠
٢٠ يناير	D	معاملة تحويل للأموال إليكترونيا من نقطة بيع	٧٨,٢٣	٠,٣٠	٦ ٠٧٨,١٧
٢١ يناير	D	صرف من ماكينة الصرف الآلي التابعة للغير	٢٠,٤٧	٠,٣٠	٦ ٠٥٧,٤٠
٢١ يناير	D	شيك	١٠٢,٣٧	٠,٧٠	٥ ٩٥٤,٣٣
٢٢ يناير	D	شيك	٤٤,٤٣	٠,٣٠	٥ ٩٠٩,٦٠
٢٢ يناير	D	شيك	٣٠٩,١٥	٠,٧٠	٥ ٥٩٩,٧٥
٢٢ يناير	D	شيك	٣٧,٨٨	٠,٣٠	٥ ٥٦١,٥٧
٢٣ يناير	D	سحب شباك	٣٧٩,٧٩	٠,٧٠	٥ ١٨١,٠٨
٢٣ يناير	D	شيك	٧٣,٧١	٠,٣٠	٥ ١٠٧,٠٨
٢٧ يناير	D	صرف من ماكينة الصرف الآلي التابعة للبنك	١٥٣,٥٥	٠,٧٠	٤ ٩٥٢,٨٣
٢٧ يناير	D	شيك	٧٥,٢٤	٠,٣٠	٤ ٨٧٧,٢٨
٢٧ يناير	D	شيك	٢٦٦,١٦	٠,٧٠	٤ ٦١٠,٤٣
٢٧ يناير	D	معاملة تحويل للأموال إليكترونيا من نقطة بيع	٥٢,٦٧	٠,٣٠	٤ ٥٥٧,٤٦
٢٨ يناير	D	سحب شباك	٢٠,٤٢	٠,٣٠	٤ ٥٣٦,٧٣
٢٨ يناير	D	شيك	١٥٣,٥٥	٠,٧٠	٤ ٣٨٢,٤٨
٢٩ يناير	D	شيك	١٤٣,٣٢	٠,٧٠	٤ ٢٣٨,٤٦
٣٠ يناير	D	سحب شباك	٣٧٩,٧٩	٠,٧٠	٣ ٨٥٧,٩٨
٣٠ يناير	D	شيك	٨,١٩	٠,٣٠	٣ ٨٤٩,٤٩
٣٠ يناير	D	شيك	٦١,٤٢	٠,٣٠	٣ ٧٨٧,٧٧
إجمالي الضرائب				**٢١,٢١**	

الرسوم

النشاط	العدد الإجمالي	عدد المعاملات الخاضعة للرسوم	المبلغ (بالدولار)
سحب شباك	٦	٢	٦,٠٠
معاملة تحويل للأموال إليكترونيا من نقطة بيع	٣	صفر	٠,٠٠
صرف من ماكينة الصرف الآلي التابعة للبنك	٦	صفر	٠,٠٠
صرف من ماكينة الصرف الآلي التابعة للبنك	١	١	١,٢٠
شيك	١٣	٤	٤,٠٠
إيداع	٢	٢	٠,٠٠
إجمالي الرسوم			**١١,٢٠**

المصدر: دراسة Woolford (2001).

(ز) مؤشرات الحسابات الجارية. يعرض هذا الجدول كافة النتائج معا. وتُستنبط إجماليات القيم في الفترة الحالية كالتالي: بالنسبة للهوامش، يُضرب إجمالي فترة الأساس في حاصل ضرب معامل التأشير (هـ) في النسبة بين الهوامش على الحسابات الجارية في الفترة الحالية وفترة الأساس (د). وبالنسبة للرسوم، يُضرب إجمالي فترة الأساس في النسبة بين إجمالي الرسوم المدفوعة على حساب العينة في الفترة الحالية (و) وفترة الأساس (أ). وبالنسبة للضرائب، يتم اتباع نفس الإجراء المتبع بالنسبة للرسوم.

المكوِّن	فترة الأساس		الفترة الحالية	
	إجمالي القيمة (بالدولار)	المؤشر	إجمالي القيمة (بالدولار)	المؤشر
الهوامش	٢٨ ٣٤٤	١٠٠,٠	٢٧ ٩١٣	٩٨,٥
الرسوم	١١ ٩٠٤	١٠٠,٠	١٣ ٠٧١	١٠٩,٨
الضرائب	١٤ ٧٣٩	١٠٠,٠	١٤ ٨١٨	١٠٠,٥
الإجمالي	٥٤ ٩٨٧	١٠٠,٠	٥٥ ٨٠٣	١٠١,٥

المصدر: دراسة Woolford (2001).

الفصل الحادي عشر

الأخطاء والتحيز

مقدمة

١١-١ تناقش الكتابات المتعلقة بمؤشرات أسعار المستهلكين أنواع الأخطاء العامة التي يحتمل أن تتعرض لها مؤشرات الأسعار من منظورين، ويعرض هذا الفصل كل منظور على حدة. أولا: يذكر الفصل مصادر أخطاء العينة والأخطاء بخلاف أخطاء العينة التي تنشأ عند تقدير قيمة مؤشر أسعار مجتمع إحصائي ما من عينة من الأسعار الملاحظة. ثانيا: يستعرض الفصل الحجج الواردة في عدة دراسات حديثة والتي تعزي التحيز في مؤشرات أسعار المستهلكين إلى معاملة التغير في النوعية والإحلال الاستهلاكي وعوامل أخرى على نحو يفتقر إلى الدقة الكافية. وينبغي التأكيد على أن العديد من القضايا الأساسية الواردة في هذا الفصل تعالَج بمزيد من التفصيل في أماكن أخرى من هذا الدليل.

أنواع الأخطاء

١١-٢ أحد الأهداف الرئيسية لمسح العينة هو حساب التقديرات الخاصة بخصائص مجتمع إحصائي ما. ولن تكون هذه التقديرات على الإطلاق مساوية تماما لخصائص المجتمع الإحصائي، حيث سيكون هناك دائما قدر من الخطأ. ويحتوي الجدول ١١-١ على تصنيف لمختلف أنواع الأخطاء. راجع أيضا دراستي Balk and Kersten (1986) و Dalén (1995) للاطلاع على لمحات عامة عن مختلف مصادر الأخطاء التصادفية وغير التصادفية التي يتم التعرض لها عند حساب مؤشر أسعار المستهلكين. ويمكن التمييز بين فئتين واسعتين من الأخطاء: أخطاء العينة والأخطاء بخلاف أخطاء العينة.

الجدول ١١-١: تصنيف الأخطاء في مؤشر أسعار المستهلكين

مجموع الأخطاء
أخطاء العينة
أخطاء الاختيار
أخطاء التقدير
أخطاء بخلاف أخطاء العينة
أخطاء المشاهدة

التغطية الزائدة
أخطاء الإجابة
أخطاء المعالجة
أخطاء بخلاف أخطاء المشاهدة
التغطية الناقصة
عدم الإجابة

أخطاء العينة

١١-٣ تُعزى *أخطاء العينة* إلى استناد المؤشر المقدر لأسعار المستهلكين إلى العينات وليس إلى الإحصاء الكامل للمجتمعات الإحصائية المعنية. وتختفي أخطاء العينة إذا غطت المشاهدات المجتمع الإحصائي بالكامل. وكما ورد في الفصول السابقة، تعتمد المكاتب الإحصائية عادة مؤشر الأسعار القائم على الأوزان الترجيحية الثابتة كهدف للتقدير. ويمكن النظر للمؤشر القائم على الأوزان الترجيحية الثابتة باعتباره متوسط مرجح للمؤشرات الجزئية لأسعار المجموعات السلعية، مع استخدام أنصبة النفقات كأوزان ترجيحية. وتتضمن طرق التقدير التي تطبقها معظم المكاتب الإحصائية على مؤشر أسعار المستهلكين أنواعا مختلفة من العينات، أهمها ما يلي:

- بالنسبة لكل مجموعة من المجموعات السلعية، عينة من السلع لحساب المؤشر الجزئي للمجموعة السلعية؛
- بالنسبة لكل سلعة، عينة من منافذ البيع لحساب المؤشر الأوّلي لسعر السلعة من فرادى المشاهدات السعرية؛
- عينة الأسر المعيشية المطلوبة لتقدير متوسط أنصبة النفقات على المجموعات السلعية. (تستخدم بعض البلدان بيانات من الحسابات القومية بدلا من مسح إنفاق الأسر المعيشية للحصول على أنصبة النفقات).

١١-٤ يمكن تقسيم خطأ العينة إلى خطأ اختيار وخطأ تقدير، حيث يحدث *خطأ الاختيار* عندما تنحرف احتمالات الاختيار الفعلي عن احتمالات الاختيار كما ترد في تصميم العينة. ويشير *خطأ التقدير* إلى أثر استخدام عينة قائمة على طريقة الاختيار العشوائي. وسوف يؤدي كل اختيار جديد لعينة إلى اختلاف العناصر وبالتالي إلى احتمال اختلاف قيمة المقدِّر.

الأخطاء بخلاف أخطاء العينة

١١-٥ قد تحدث *أخطاء بخلاف أخطاء العينة* حتي إذا تم جمع مشاهدات من المجتمع الإحصائي بكامله. ويمكن تقسيم هذه الأخطاء إلى أخطاء المشاهدة وأخطاء بخلاف أخطاء المشاهدة. و*أخطاء المشاهدة* هي الأخطاء التي تحدث خلال عملية الحصول على المشاهدات أو الإجابات الأساسية وتسجيلها.

١١-٦ *التغطية الزائدة لمفردات المجتمع الإحصائي* تعني إدراج بعض العناصر في المسح لا تنتمي إلى المجتمع الإحصائي المستهدف. وبالنسبة لمنافذ البيع، يكون لدى المكاتب الإحصائية عادة أطر غير ملائمة للعينة. وفي بعض البلدان، على سبيل المثال، يُستخدم سجل الشركات كإطار لعينة منافذ البيع. وتصنف منافذ البيع في هذا السجل وفقا للنشاط الرئيسي. وبالتالي، يُظهر السجل عادة تغطية مفرطة لمفردات المجتمع الإحصائي لأنه يحتوي على منافذ بيع متعددة تقع خارج النطاق من منظور مؤشر أسعار المستهلكين (كالمؤسسات التي تبيع للشركات أكثر مما تبيع للأسر المعيشية). إلى جانب ذلك، لا توجد عادة معلومات تفصيلية عن كافة السلع التي يبيعها منفذ بيع ما، وبالتالي، قد يتضح أن أحد منافذ البيع المدرجة في العينة لا يبيع سلعة معينة على الإطلاق.

١١-٧ تحدث *أخطاء الإجابة* في مسح إنفاق الأسر المعيشية أو مسح الأسعار عندما لا يفهم المجيب السؤال أو لا يرغب في إعطاء الإجابة الصحيحة، أو عندما يخطئ من يجري المقابلة أو جامع الأسعار في تسجيل الإجابة. ففي مسوح إنفاق الأسر المعيشية، مثلا، تبدو الأسر المعيشية مقصرة على نحو منهجي في الإبلاغ عن النفقات الفعلية على مجموعات سلعية معينة مثل التبغ والمشروبات الكحولية. والطريقة الرئيسية لجمع الأسعار في معظم البلدان تكون من خلال زيارة أشخاص لمنافذ البيع بانتظام. وقد يعودون بأسعار سلع غير مطلوبة.

١١-٨ تعالج بيانات الأسعار في مراحل مختلفة مثل الترميز والإدخال والنقل والتحرير (المراقبة والتصحيح). وقد تحدث أخطاء في كل مرحلة، تعرف باسم *أخطاء المعالجة*. ففي منافذ البيع مثلا، يسجل جامعو الأسعار الأسعار على نماذج ورقية. وبعد عودة جامعي الأسعار إلى مقراتهم، يستخدم جهاز الكمبيوتر كوسيلة إدخال وإرسال لبيانات الأسعار. ومن الواضح أن هذه الطريقة لمعالجة الأسعار تكون عرضة للأخطاء.

١١-٩ تحدث *الأخطاء بخلاف أخطاء المشاهدة* عندما يتعذر إجراء القياسات المستهدفة. وتحدث *التغطية الناقصة لمفردات المجتمع الإحصائي* عندما لا تظهر العناصر الموجودة في المجتمع الإحصائي المستهدف في إطار العينة. وقد ينطوي إطار عينة منافذ البيع على تغطية ناقصة لمفردات المجتمع الإحصائي، وهو ما يعني أن بعض منافذ البيع التي تُشتَرى منها السلع المعنية يتعذر الاتصال بها. ويبدو أن بعض المكاتب الإحصائية يستبعد الشركات التي تعتمد أسلوب تلبية الطلبات عبر البريد وأكشاك المواد غير الغذائية المقامة في السوق من إطار عينة منافذ البيع.

١١-١٠ من الأخطاء الأخرى بخلاف أخطاء المشاهدة خطأ *عدم الإجابة*. وقد تنشأ أخطاء عدم الإجابة نتيجة عدم الحصول على المعلومات المطلوبة في الوقت المناسب من كافة الوحدات المختارة في العينة. ويمكن التمييز بين عدم الإجابة كليا وجزئيا (أو على بند ما). وتحدث عدم الإجابة كليا في حالة تعذر الاتصال بمنافذ البيع المختارة أو رفض هذه المنافذ المشاركة في مسح الأسعار. وهناك حالة أخرى لعدم الإجابة كليا تحدث عندما يعيد المجيب وجامع الأسعار الاستبيانات البريدية ونماذج جمع الأسعار، على الترتيب، بعد مُضي الموعد النهائي للمعالجة.

ومن أمثلة عدم الإجابة جزئيا الاستبيانات البريدية ونماذج جمع الأسعار التي لا يتم استيفاؤها بالكامل. وإذا اختلفت تغيرات الأسعار في المنافذ غير المجيبة عنها في المنافذ المجيبة، ستكون نتائج مسح الأسعار متحيزة.

١١-١١ قد تواجَه أخطاء عدم الإجابة كليا وجزئيا أيضا في مسح إنفاق الأسر المعيشية. ويَحدث عدم الإجابة كليا عندما ترفض الأسر المدرجة في العينة أن تتعاون، بينما يَحدث عدم الإجابة جزئيا، مثلا، عندما ترفض أسر معينة إعطاء معلومات عن إنفاقها على مجموعات سلعية معينة.

قياس الخطأ والتحيز

تقدير التباين

١١-١٢ يعتمد مقدِّر التباين على كل من المقدر المختار لمؤشر أسعار المستهلكين وتصميم العينة. وتعطي دراسة Boon (1998) نظرة عامة عن طرق المعاينة التي تطبقها العديد من المؤسسات الإحصائية الأوروبية عند إعداد مؤشرات أسعار المستهلكين. وقد أظهرت الدراسة أن أربعة مؤسسات فقط تستخدم نوع من الأساليب الاحتمالية في اختيار منفذ البيع، ومؤسسة واحدة فقط يستخدم المعاينة الاحتمالية في اختيار البنود. وفي حالة عدم تطبيق الأساليب الاحتمالية، يُطبق ما يسمى بطرق الاختيار التقديرية وطرق اختيار حد الفصل.

١١-١٣ في ضوء تعقُّد تصميمات العينة (التي لا يتم إستخدامها على الوجه المطلوب) عند إعداد مؤشر أسعار المستهلكين، يبدو المنهج المتكامل لتقدير التباين مثيرا للمشكلات. وبذلك، تبدو هناك صعوبة في تقديم صيغة واحدة لقياس تباين مؤشر أسعار المستهلكين من خلال رصد كافة مصادر خطأ العينة. ومع ذلك، يمكن وضع مقاييس جزئية (أو مشروطة)، يقاس بها أثر مصدر واحد فقط من مصادر التغير قياسا كميا. وعلى سبيل المثال، قامت دراسة Balk and Kersten (1986) بحساب تباين مؤشر أسعار المستهلكين الناتج عن التغير بين العينات في مسح إنفاق الأسر المعيشية، بشرط افتراض أن المؤشرات الجزئية للأسعار معروفة على أساس اليقين. وكوضع مثالي، ينبغي وضع كل أخطاء العينة المشروطة معا في إطار موحِّد لتقدير الأهمية النسبية لمختلف مصادر الخطأ. وفي ظل افتراضات أكثر تقييدا، استنبطت دراسة Balk (1989a) إطارا متكاملا لخطأ المعاينة الكلي الخاص بمؤشر أسعار المستهلكين.

١١-١٤ هناك عدة طرق لتقدير التباين بين عينات مؤشر أسعار المستهلكين. ويمكن استخدام مقدرات التباين القائمة على التصميم (أي مقدرات تباين هورفتز ــ تومبسن (Horvitz–Thompson estimators))، بجانب طرق تخطيط تيلور(Taylor linearization procedures)، بالنسبة لأخطاء العينة الناشئة عن تصميم عينة احتمالية. وعلى سبيل المثال، إذا افترضنا تصميم عينة على أساس التصنيف المتداخل ــ حيث يتم اختيار عينات من السلع ومنافذ البيع على نحو منفصل عن مجتمع إحصائي ثنائي البُعد ــ باحتمالات متناسبة مع الحجم في كلا البُعدين، يمكن استخلاص صيغة تباين قائمة على التصميم. وبهذه الطريقة توصلت دراسة Dalén and

Ohlsson (1995) إلى أن خطأ العينة لتغير مؤشر أسعار كافة السلع في السويد خلال 12 شهرا كانت درجته ٠,١ % و٠,٢%.

١١-١٥ تتمثل المشكلة الأساسية للمعاينة غير الاحتمالية في عدم وجود طريقة مقبولة من الناحية النظرية لمعرفة ما إذا كان التشتت في بيانات العينة يعبر بدقة عن التشتت في المجتمع الإحصائي أم لا. وبالتالي، من الضروري استخدام أساليب التقريب في تقدير التباين. ومن هذه الأساليب المعاينة شبه العشوائية (راجع دراسة Särndal, Swensson and Wretman (1992, p. 574))، حيث توضع افتراضات تتعلق باحتمالات معاينة السلع ومنافذ البيع. وتتمثل مشكلة هذه الطريقة في صعوبة العثور على نموذج احتمالي يقارب على نحو ملائم الطريقة المستخدمة بالفعل في اختيار منافذ البيع والبنود. ومن البدائل الأخرى استخدام إحدى طرق التكرار، كطريقة المجموعات العشوائية، أو طريقة أنصاف العينات المتوازنة أو طريقة حذف المفردات لخفض التحيز (jack-knife) أو إعادة المعاينة مع الإرجاع (bootstrap). وهي طرق غير مَعلَمية لتقدير أخطاء توزيع العينة والأخطاء المعيارية. وتعمل كل طريقة من طرق التكرار من خلال اختيار عدد كبير من العينات الفرعية من العينة المعنية. ويمكن تقدير المَعلَمة ذات الأهمية من كل عينة فرعية. وباللجوء الى إفتراضات ضعيفة من الناحية النظرية، يمكن إثبات أن توزيع التقديرات الناتجة يقارب توزيع عينة المقدر الأصلي. ولمزيد من التفاصيل المتعلقة بطرق التكرار، راجع Särndal, Swensson and Wretman (1992, pp. 418 – 445).

المواصفات النوعية للأخطاء بخلاف أخطاء المعاينة

١١-١٦ وهناك صعوبة أكبر في الحصول على مقاييس كمية للأخطاء بخلاف أخطاء المعاينة. وبالتالي، لا يمكن استخدام سوى المؤشرات النوعية. فعلى سبيل المثال، يمكن معالجة مشكلات تغطية أطر العينة كبديل للمجتمعات الإحصائية المستهدفة (بما في ذلك مشكلات الفجوات والازدواج والتعاريف). ويمكن توفير النسبة المئوية لعينات منافذ البيع المستهدفة التي تم الحصول منها على الإجابات أو بيانات الأسعار القابلة للاستخدام (أي معدلات الإجابة). ويمكن وصف أي اختلاف معروف في أسعار المنافذ المجيبة والمنافذ غير المجيبة، كما يمكن استخدام مؤشر طريقة الاحتساب أو التقدير بديلا لعدم الإجابة. وترد في الفقرات التالية فئات متعددة للأخطاء بخلاف أخطاء المعاينة تمثل معظم مشكلات التحيز.

طرق تقليل الأخطاء

١١-١٧ يمكن الحد من *خطأ التقدير* عن طريق تصميم العينة. فعن طريق زيادة حجم العينة، أو بجعل احتمالات الاختيار تتناسب مع متغير مساعد مختار بعناية مثلا، يمكن تقليل الخطأ في المؤشر المقدر لأسعار المستهلكين. ويعد اختيار تصميم ملائم لعينة مؤشر أسعار المستهلكين مسألة في غاية التعقيد (راجع Dorfman et al. (2006)). والمجتمع الإحصائي المستهدف هو مجموعة من كافة السلع والخدمات التي تحتازها الأسر المعيشية

من منافذ البيع أو تستخدمها أو تدفع مقابلها في فترة زمنية معينة. وتقوم طريقة المعاينة الاحتمالية الدقيقة باختيار عينة من خلال آلية عشوائية يكون فيها لكل سلعة أو خدمة في المجتمع الإحصائي احتمال اختيار معروف. وسوف يعمل تصميم المعاينة الاحتمالية هذا، إلى جانب مقدر هورفيتز ــ تومسون، على إنتاج مؤشر غير متحيز (تقريبا) ودقيق.

١١-١٨ تُستخدم تصميمات المعاينة الاحتمالية الثلاثة التالية بشكل واسع في إجراء المسح: المعاينة العشوائية البسيطة (SI)، والمعاينة الاحتمالية المتناسبة مع الحجم (PPS)، والمعاينة القائمة على تفريغ العينات باستخدام المعاينة العشوائية البسيطة أو المعاينة الاحتمالية المتناسبة مع الحجم لكل طبقة. وتتميز المعاينة العشوائية البسيطة ببساطتها، حيث تعطي كل عنصر في المجتمع الإحصائي نفس احتمال الإدراج في العينة، بينما تتميز المعاينة الاحتمالية المتناسبة مع الحجم بأن العناصر الأكثر أهمية تكون فرصة إدراجها في العينة أكبر من العناصر الأقل أهمية. ففي مكتب الإحصاءات السويدي مثلا، يجري اختيار منافذ البيع باحتمالات تتناسب مع بديل للحجم، وهو عدد العاملين في هذه المنافذ. ويمكن أن تؤدي التصميمات باحتمالات غير متساوية إلى انخفاض كبير في التباين مقارنة بالتصميمات باحتمالات متساوية. وفي المعاينة القائمة على تفريغ العينات، يُقسم المجتمع الإحصائي إلى مجتمعات فرعية غير متداخلة تسمى طبقات. ففي مكتب الإحصاءات القومية بالمملكة المتحدة مثلا، يقسَّم مجتمع منافذ البيع الإحصائي حسب نوع منفذ البيع (متعدد أو مستقل أو متخصص) لتكوين طبقات مختلفة. وفي كل طبقة، يجري اختيار عينة وفقا لتصميم معين. ومن أسباب شيوع استخدام المعاينة القائمة على تفريغ العينات هو أن معظم الزيادة المحتملة في دقة المعاينة الاحتمالية المتناسبة مع الحجم يمكن تحقيقها عن طريق الاختيار القائم على تفريغ العينات باستخدام المعاينة العشوائية البسيطة من طبقة منشأة بدقة. والمعاينة القائمة على تفريغ العينات أبسط من المعاينة الاحتمالية المتناسبة مع الحجم من عدة جوانب.

١١-١٩ نظرا لعدم توفر أطر ملائمة للمعاينة، كثيرا ما يجري الحصول على العينات بطرق غير احتمالية. والمعاينة التقديرية (أو المعاينة القائمة على اختيار الخبير) هي أحد أشكال الاختيار غير العشوائي. وفي هذه الحالة، يختار أحد الخبراء عناصر "نمطية" معينة ينبغي جمع بياناتها. وبمهارة الخبير، يمكن الحصول على عينة جيدة إلى حد ما، لكن لا يوجد سبيل للتأكد من ذلك. وتُعد المعاينة بالحصص طريقة أكثر تعقيدا للمعاينة غير الاحتمالية. وفي المعاينة بالحصص، يقسَّم المجتمع الإحصائي أولا إلى طبقات معينة. وفي كل طبقة، يكون عدد (حصة) العناصر التي ينبغي إدراجها في العينة ثابتا. ثم يقوم الشخص الذي يجري المقابلة في الميدان باستيفاء هذه الحصص، وهو ما يعني في حالة معاينة منافذ البيع أن اختيار منافذ البيع يقوم في نهاية الأمر على تقدير جامعي الأسعار. ومن طرق المعاينة غير الاحتمالية الأخرى معاينة القيمة الحدية التي تعني أن جزءا من المجتمع الإحصائي المستهدف يُستبعد عمدا من عملية اختيار العينة. وتحديدا، تُستخدم هذه الطريقة عندما يكون توزيع قيمة متغير مساعد ما غير متماثل إلى حد بعيد. فمثلا، قد يتكون جزء كبير من المجتمع الإحصائي من منافذ بيع صغيرة مساهمتها محدودة في إجمالي المبيعات. وبالتالي، يمكن اتخاذ قرار باستبعاد منافذ البيع التي تحقق أقل

مبيعات من إطار العينة. ونظرا لأن الاختيار غير عشوائي، تؤدي الطرق غير الاحتمالية عادة إلى تقديرات متحيزة. ومع ذلك، تبين نتائج الدراسة التجريبية التي أعدها مكتب الإحصاءات الهولندية أن طرق الاختيار غير الاحتمالية لا تكون بالضرورة أسوأ أداء ــ من حيث متوسط مربع الخطأ ــ من طرق المعاينة الاحتمالية (راجع De Haan, Opperdoes and Schut, 1997).

١١-٢٠ إذا تم وضع تصميم للعينة، يمكن بوجه عام تخفيض تباين عينة مؤشر مقدَّر لأسعار المستهلكين (لكافة السلع) عن طريق ما يلي:

- توسيع حجم عينات الأسر المعيشية والسلع ومنافذ البيع؛
- تطبيق مناهج ملائمة لتفريغ العينات إلى المجتمعات الإحصائية المختلفة (مثل تقسيم السلع من حيث مدى التشابه في تغيرات الأسعار).

١١-٢١ من المهم التخصيص الأمثل للموارد المتاحة سواء بين عينات المؤشر المختلفة أو داخل هذه العينات، نظرا لأن العينات المخصصة على نحو غير ملائم قد تؤدي إلى ارتفاع أخطاء العينة على نحو غير مبرر. وتبين نتائج تقدير التباين في السويد ــ التي تعرضها دراسة Dalén and Ohlsson (1995) ــ أن الخطأ الناتج من عينة السلع مرتفع نسبيا مقارنة بالخطأ الناتج من عينة منافذ البيع. وفي هذه الحالة، من المهم زيادة حجم عينة السلع وتقليل حجم عينة منافذ البيع.

١١-٢٢ إن التحليل المنهجي لأخطاء العينة يوفر بدائل لتحسين أو تقليل التكاليف. ويعبَّر عن مشكلة التخصيص الأمثل للعينات عادة بتحديد أحجام عينات السلع ومنافذ البيع وتوزيعها على الطبقات التي تقلل خطأ عينة مؤشر كافة السلع، وذلك في حدود الموازنة المتاحة.

١١-٢٣ كما سبقت الإشارة، لا يمثل سجل الشركات عادة إطارا ملائما لعينة منافذ البيع، لأنه ينطوي على *تغطية مفرطة لمفردات المجتمع الإحصائي*. ويوصى بوضع إطار ملائم للعينة بإحصاء منافذ البيع الرئيسية داخل كل مجلس بلدي مدرج في العينة. ويسفر هذا الإحصاء عن قائمة بكافة منافذ البيع في المجلس البلدي إلى جانب المجوعات السلعية التي تنتمي إلى أنواعها المختلفة. وهناك طريقة أقل تكلفة لوضع إطار عينة منافذ البيع من خلال مطالبة جامعي الأسعار ــ الذين تفترض معرفتهم بالوضع الميداني جيدا ــ بإعداد قائمة بمنافذ البيع التي تحصل منها الأسر المعيشية على مشترياتها.

١١-٢٤ تتغير المجتمعات الإحصائية للسلع (وأنواع المنتجات) ومنافذ البيع باستمرار عبر الزمن. ولا تظل مكونات معظم المجموعات السلعية ثابتا بمرور الوقت بسبب اختفاء سلع من السوق وظهور سلع جديدة. ويؤدي مرور الوقت إلى إثارة المشكلات بالنسبة لمجتمع منافذ البيع: حيث تتوقف منافذ بيع عن العمل، إما بصورة مؤقتة

أو دائمة، وتظهر منافذ جديدة، وتقل أهمية بعض المنافذ أو تزداد. وينبغي مراجعة وتحديث عينات السلع (والبنود) ومنافذ البيع بانتظام للحفاظ على تمثيلها لعادات الشراء الحالية للأسر المعيشية.

١١-٢٥ إن *أخطاء الإجابة* الناشئة عن عدم الإبلاغ بصورة حقيقية عن فئات إنفاق معينة خاصة بالأسر المعيشية يمكن تعديلها باستخدام تقديرات المنتجين الواردة في الحسابات القومية (راجع دراسة Linder (1996) للاطلاع على المثال). ويمكن تقليل أخطاء القياس التي يقع فيها جامعو الأسعار بتزويدهم بأجهزة كمبيوتر يدوية لإدخال البيانات. وبهذه الطريقة يمكن إثبات صحة الأسعار الملاحظة عند نقطة جمع الأسعار (أي في منفذ البيع)، عن طريق إجراء مقارنة آلية بين السعر الملاحظ حاليا والسعر الملاحظ سابقا (بوضع حد للتغير المئوي في الأسعار) والأسعار التي يجري الحصول عليها من منافذ بيع أخرى (بوضع حدين أعلى وأدنى ملائمين). وتوجد تفاصيل في دراسة Haworth, Fenwick and Beaven (1997).

١١-٢٦ من المفيد تعيين مشرفين على جمع البيانات لإجراء اختبارات ضمان الجودة لجامعي البيانات. ومن المحبذ أيضا عقد اجتماعات دورية بحيث يمكن تبادل الخبرات بين جامعي الأسعار وخبراء الإحصاءات من المركز الرئيسي. وبهذه الطريقة، يظل خبراء الإحصاءات على دراية بالأحوال السائدة ميدانيا، وقد يستغلون الفرصة لتقديم مزيد من المعلومات عن أخطاء جمع الأسعار كثيرة الحدوث وعن السلع الجديدة الممثلة.

١١-٢٧ من المهم مراجعة بيانات الأسعار التي تم جمعها لإستكشاف أخطاء *المعالجة* وتصحيح هذه الأخطاء. ويطلق على هذا العملية تحرير البيانات. وعند إجراء التحرير على فرادى المشاهدات، يُطلق عليه تحرير جزئي. وعندما يتعين تخفيض الموارد التي تُنفق على تحرير البيانات، وفي الوقت نفسه الحفاظ على المستوى المرتفع لجودة البيانات، فالبديل هو إجراء تحرير انتقائي وتحرير على المستوى الإجمالي. والتحرير الانتقائي هو شكل من أشكال التحرير الجزئي التقليدي، الذي يتم فيه الإبقاء على عدد عمليات التحرير عند أدنى حد ممكن. ولا تُجرى سوى عمليات التحرير التي تؤثر على نتائج المسح. ويقدم التحرير على المستوى الإجمالي منهج مراجعة من أعلى إلى أسفل. وتُجرى عمليات التحرير على البيانات المجمعة (كالأرقام القياسية لأسعار مجموعة سلعية مثلا) بدلا من فرادى البيانات (كالمشاهدات السعرية مثلا). وعندئذ، لا يُجرى التحرير الجزئي لفرادى البيانات إلا إذا أثارت عمليات التحرير على المستوى الإجمالي الشكوك. وتحديدا، ينبغي الاهتمام بالمشاهدات الشاذة من بين المشاهدات.

١١-٢٨ تؤدي *عدم الإجابة* عادة إلى إدخال تحيز الاختيار. وهناك ثلاث طرق لمعاملة مشاهدات الأسعار الناقصة. أولا: يمكن استبعاد السعر ذي الصلة من مجموعة بيانات الأسعار السابقة، بحيث تتم "مطابقة" مجموعة الأسعار السابقة مع مجموعة الأسعار الجارية. ثانيا: يمكن إجراء هذه المطابقة باستخدام سعر محتسب (أو افتراضي) للسعر الناقص. ويمكن حساب السعر المحتسب بترحيل المشاهدة السعرية السابقة أو باستقراء المشاهدة السعرية السابقة باستخدام التغير في المشاهدات السعرية الأخرى لنفس السلعة. ثالثا: هناك إمكانية لتعديل أوزان

العينة. ويهدف تعديل الأوزان إلى زيادة الوزن الترجيحي المعطى لأسعار المنافذ المجيبة. ويعد ذلك بديلا للأسعار المفقودة نتيجة عدم الإجابة.

١١-٢٩ في مسح إنفاق الأسر المعيشية، تُحتسب البيانات الناقصة عادة بالاستعانة بالمعلومات الخاصة بنفس الأسرة المعيشية من فترة مشاهدة سابقة أو الخاصة بأسر معيشية أخرى من نفس فترة المشاهدة. ولتقليل التحيز في نمط الإنفاق المعتاد نتيجة عدم إجابة انتقائية، تفرغ عادة عينة الأسر المعيشية في مسح إنفاق الأسر المعيشية وفقا لعدد من خصائص الأسر المعيشية كالدخل والتكوين والحجم.

أنواع التحيز

١١-٣٠ يَستعرض هذا القسم فئات متعددة من الأخطاء، سواء عند التسعير أو عند إنشاء المؤشر، يمكن أن تؤدي إلى تحيز في المؤشر الكلي لأسعار المستهلكين. وينصب اهتمام هذا القسم على تصنيف الأخطاء إلى فئات، مع إعطاء قدر من الاهتمام لحجمها المحتمل، وليس على طرق تقليل الأخطاء أو منعها تماما. وقد يُطرح سؤال عن سبب أهمية هذه المناقشة هنا، كون الفصول الأخرى ستتناول قضايا مثل التغير في النوعية ــ والطرق الملائمة لمعالجتها في مؤشر أسعار المستهلكين ــ على المستوى المفاهيمي والعملي في الفصول الأخرى.

١١-٣١ وسبب تناول هذا الفصل لموضوع تحيز المؤشر تحديدا هو زيادة الاهتمام بمشكلات قياس الأسعار خلال منتصف التسعينات. وفي الولايات المتحدة تحديدا، أصبحت هناك نظرة سائدة بأن مؤشر أسعار المستهلكين قد تعرض لتحيزات منهجية بالزيادة بسبب عدم التعامل بشكل ملائم مع الإحلال الاستهلاكي، وتحسين نوعية المنتجات، وطرح بنود وخدمات جديدة. إلى جانب ذلك، تم التسليم، أولا، بأن لوجود هذا التحيز بالزيادة آثار جوهرية على قياس الاتجاهات الحديثة في الإنتاج والإنتاجية، وثانيا، بأن التخلص من التحيز بالزيادة يمكن أن يؤدي إلى تحسين وضع الموازنة الحكومية إلى حد كبير عن طريق تخفيض النفقات الحكومية وزيادة الإيرادات الضريبية (راجع على سبيل المثال Eldridge (1999) و Duggan and Gillingham (1999)). وقد أدت هذه الاكتشافات إلى إعداد سلسلة من الدراسات والتقارير عن مشكلات قياس مؤشر أسعار المستهلكين التي يصاحبها غالبا التقدير لحجم التحيز الإجمالي.

١١-٣٢ من الأمثلة البارزة لهذه الدراسات الكمية عن التحيز تلك التي أعدها the Advisory Commission to Study the CPI (United States Senate, 1996)، و Congressional Budget Office (1994)، و Crawford (1998)، و Cunningham (1996)، و Dalén (1999a)، و Diewert (1996c)، و Lebow, Roberts and Stockton (1994)، و Lebow and Rudd (2003)، و Shapiro and Wilcox (1997b)، و Shiratsuka (1999)، و White (1999)، و Wynne and Sigalla (1994). وقد تضمنت الردود والتقديرات الصادرة عن المكاتب الإحصائية تلك التي قدمها Abraham et al.(1998)، و US Bureau of Labor

Statistics (1998)، و Ducharme (1997)، و Edwards (1997)، و Fenwick (1997)، و Johnson et al. (2006)، و Lequiller (1997)، و Moulton (1996b)، و Moulton and Moses (1997). ومن الدراسات العديدة الأخرى التي تناولت مشكلة التحيز في مؤشر أسعار المستهلكين تلك التي أعدها Baker (1998)، و Berndt (2006)، و Boskin et al. (1998)، و Deaton (1998)، و Diewert (1998a)، و Gordon (2006)، و Krueger and Siskind (1998)، و Nordhaus (1998)، و Obst (2000)، و OECD (1997)، و Pollak (1998)، و Popkin (1997)، و Triplett (1997, 2006).

١١-٣٣ هناك نقطتان يجدر البدء بهما فيما يتعلق بقياس التحيز في مؤشرات أسعار المستهلكين. أولا: كانت هذه المشكلة تعالج عادة في سياق مؤشر تكلفة المعيشة، حيث كان التحيز في مؤشر أسعار المستهلكين يعرَّف بأنه الفرق بين معدل الزيادة في مؤشر أسعار المستهلكين ومعدل الزيادة في المؤشر الحقيقي لتكلفة المعيشة. وقد افترض العديد من المؤلفين الذين تناولوا مشكلة التحيز أن مؤشر تكلفة المعيشة ينبغي أن يكون هدف القياس الخاص بمؤشر أسعار المستهلكين. وقد يتم التوصل إلى نتائج مختلفة نوعا ما إذا كان هدف المؤشر أن يكون مؤشرا للأسعار المحضة. وتحديدا، فإن الزيادة في الرفاهية التي يحصل عليها المستهلكون من مجموعة متزايدة من السلع الجديدة، أو قدرة المستهلكين على الإحلال من بنود بأسعار نسبية متزايدة، قد تعتبر غير مهمة كما أن المؤشر الذي تجاهل هذه العوامل قد لا يعتبر متحيزا لهذا السبب.

١١-٣٤ النقطة الثانية هي أن التحيز في مؤشر أسعار المستهلكين لا يخضع للتقدير بنفس مستوى الدقة المستخدم في تقدير التباين في مؤشر أسعار المستهلكين. ونظرا لأن مؤشر تكلفة المعيشة أو أي مؤشر مثالي مستهدف آخر لا تتم ملاحظته، اضطر المحللون إلى الاعتماد جزئيا على الافتراضات وعلى التعميمات من أدلة تجريبية مجزأة لقياس حجم التحيز. والاستثناءات الواضحة تتعلق بالتحيز الناتج عن الإحلال، حيث يمكن حساب مؤشرات لاسبير التقليدية والمؤشرات التي تستخدم الصيغ الممتازة باستخدام نفس بيانات الأسعار والإنفاق الأساسية، ويجري تفسير الاختلافات كمقياس للتحيز بالزيادة الناتج عن استخدام صيغة لاسبير.

١١-٣٥ احتوت الدراسات المذكورة آنفا على عدة تصنيفات مختلفة للتحيز. ومع ذلك، يكفي استخدام أربع فئات تقابل تقريبا الفئات المذكورة في الدراسة الشهيرة، التي تحمل اسم *the Final report of the Advisory Commission to Study the CPI* (the Boskin Commission)"، التي وضعت بطلب من اللجنة المالية في مجلس الشيوخ الأمريكي عام ١٩٩٥. وهذه الفئات هي: التحيز الناتج عن الإحلال على المستوى الأعلى، وتحيز الإجمالي الأولي، وتحيز التغير في النوعية وتحيز السلع الجديدة، وتحيز منافذ البيع الجديدة.

١١-٣٦ يمكن تقسيم هذه الفئات مرة أخرى إلى مجموعات فرعية حسبما إذا كانت تتعلق بأخطاء في فرادى مقاييس الأسعار أو بأخطاء في حساب سلسلة المؤشر. وينشأ كل من تحيز التغير في النوعية وتحيز السلع الجديدة بسبب عدم قياس القيمة لمستهلكي فرادى السلع والخدمات التي تظهر في السوق (أو تختفي منه) على نحو ملائم.

وينبغي التسليم بأن الدراسات المتعلقة بمشكلات "السلع الجديدة" تنطبق بنفس القدر على كافة المنتجات، سواء كانت سلع أو خدمات. وعلى المستوى المفاهيمي، قد يكون من الصعب تمييز هذين النوعين من التحيز عن بعضهما البعض. غير أنه من الناحية العملية، يرتبط تحيز التغير في النوعية بطرق مقارنة المنتجات أو الطرز الجديدة بالمنتجات الأقدم التي تحل محلها في عينات مؤشر أسعار المستهلكين. وبوجه عام، يمكن النظر إلى تحيز السلع الجديدة باعتباره ينطبق على أنواع المنتجات الجديدة تماما، أو المنتجات التي لاتُدرج في العينات على نحو نمطي عن طريق الإحلال الاضطراري. أما تحيز منافذ البيع الجديدة، الذي يشار إليه أحيانا بالتحيز الناتج عن إحلال منافذ البيع، فيشبه تحيز السلع الجديدة وإن كان يركز على ظهور أنواع جديدة من المتاجر أو طرق التسويق التي تقدم سلعا بأسعار أقل أو جودة أعلى.

١١-٣٧ تشير فئات التحيز الأخرى إلى طرق إنشاء قيم المؤشر من سلسلة المكونات. وكما يشار في كافة أجزاء هذا الدليل، يمكن النظر إلى إنشاء مؤشر أسعار المستهلكين باعتباره يجري على مرحلتين، أو على مستويين. على المستوى الأدنى، تُجمع فرادى الأسعار معا؛ وعلى المستوى الأعلى، تُجمع هذه المؤشرات الأساسية معا. ومقابل هذين المستويين، هناك نوعين من التحيز المحتمل: تحيز الإجمالي الأولي الذي ينطوي على حساب متوسط الصيغ المستخدمة في توحيد الأسعار في مؤشرات أساسية، والتحيز الناتج عن الإحلال على المستوى الأعلى الذي ينطبق على الصيغ المستخدمة في توحيد هذه الإجماليات الأولية في مؤشرات المستوى الأعلى. وتتناول الفقرات التالية بمزيد من التفصيل مكونات التحيز المحتمل هذه والوسائل المستخدمة في قياسها.

مكونات التحيز

التحيز الناتج عن الإحلال على المستوى الأعلى

١١-٣٨ ربما يكون التحيز الناتج عن الإحلال على المستوى الأعلى هو أكثر مصادر التحيز في مؤشر أسعار المستهلكين المقبولة على نطاق واسع، وهو النوع الذي يُلم به الاقتصاديون إلماما كبيرا من خلال متابعتهم للكتابات العلمية عن مؤشرات الأسعار من حيث النظرية والتطبيق. وينشأ هذا التحيز ببساطة عندما تستخدم مؤشرات أسعار المستهلكين صيغ لاسبير (راجع الفصل السابع عشر)، والمعروف أنها تضع حدا أعلى لمؤشر تكلفة المعيشة في ظل افتراضات معينة بشأن سلوك المستهلك. وكما ورد في الفقرة ١١-٣٤ آنفا، يمكن الحصول على المقاييس الكمية للتحيز الناتج عن الإحلال على المستوى الأعلى بمقارنة مؤشرات لاسبير للأسعار برقم فيشر الأمثل أو رقم تورنكفيست أو الأرقام الممتازة الأخرى. وفي ظل افتراضات معينة بشأن الأفضليات الثابتة مثلا، تظل هذه المقاييس تقديرات دقيقة نسبيا للتحيز.

١١-٣٩ تحتوي دراستي Genereux (1983) و Aizcorbe and Jackman (1993) على مقارنات المؤشر هذه وعلى تقديرات التحيز الناتج عن الإحلال على المستوى الأعلى التي تستخدم السلسلة الفعلية لمؤشر أسعار المستهلكين في كندا والولايات المتحدة، على الترتيب. وهناك دراسات أخرى مبكرة أعدها Braithwait (1980) و Manser and McDonald (1988) تقدر التحيز الناتج عن الإحلال في مؤشرات الحسابات القومية بالولايات المتحدة. وبدلا من المؤشرات الممتازة، تستخدم دراسة Braithwait المؤشرات المقدرة الدقيقة لتكلفة المعيشة التي تقوم على أساس تقدير نظام الطلب على السلع. وتحتوي دراسة Balk (1990) على تقدير مماثل في هولندا. وسواء في هذه الدراسات أو في التحليلات الأحدث التي وردت في دراستي Shapiro and Wilcox (1997a) و Cage et. al. (2003) عن بيانات مؤشر أسعار المستهلكين في الولايات المتحدة، يثبُت دائما وجود تحيز بالزيادة نتيجة استخدام صيغة لاسبير. ويعد تحيز التغير في المؤشر السنوي في فرادى السنوات صغيرا نسبيا، حيث يبلغ ٠,٣ نقطة مئوية أو أقل، ويتوقف من الناحية العملية على عوامل مثل البعد الزمني من فترة أساس لاسبير، ودرجة تفصيل المؤشر التي تطبق عندها الصيغ البديلة، وما إذا كان المؤشر الممتاز ثابت الأساس أم بنظام السلسلة.

١١-٤٠ تنشأ الاختلافات الرئيسية بين مؤشر لاسبير والمؤشرات الممتازة نتيجة اختلاف الأسعار النسبية عبر الفترة موضوع المقارنة، ونتيجة تحول الكميات المستهلكة نحو فئات المؤشر التي انخفضت أسعارها النسبية. ويؤدي ذلك إلى عدة نتائج، وهي:

- إذا اتسمت حركات المؤشر بانحراف منتظم ومستمر في الأسعار النسبية بمرور الوقت، مع حدوث انحرافات مصاحبة في الاستهلاك، سيميل حجم تحيز مؤشر لاسبير السنوي للزيادة مع زيادة المدة الزمنية من فترة الأساس. ومع ذلك، تَذكر دراسة Greenlees (1997) أن هناك أدلة بسيطة على وجود هذه الظاهرة في الولايات المتحدة، راجع أيضا دراسة Szule (1983).
- في نفس الظروف، سيؤدي تخفيض الفترة التي تفصل بين عمليات الوصل المسلسل لأوزان النفقات إلى تخفيض التحيز الناتج عن الإحلال على المستوى الأعلى في مؤشر لاسبير لأسعار المستهلكين. وسوف يؤدي زيادة تواتر الوصل المسلسل إلى زيادة الوزن المعطى للمؤشرات التي تنخفض أسعارها النسبية، مما يؤدي إلى انخفاض معدل نمو مؤشر أسعار المستهلكين. وبالعكس، إذا "ارتدت" الحركات النسبية للمؤشر، يمكن أن يؤدي تواتر الوصل المسلسل إلى "انحراف السلسلة" بالزيادة في مؤشر لاسبير.
- سيميل التحيز الناتج عن الإحلال على المستوى الأعلى للزيادة خلال فترات ارتفاع التضخم، إذا زاد التغير في الأسعار النسبية خلال هذه الفترات أيضا. ومع ذلك، لا توجد أدلة عملية ذات أهمية على هذه النقطة.

١١-٤١ تم استنباط مفهوم التحيز الناتج عن الإحلال على المستوى الأعلى ومناقشته في سياق نظرية الرقم القياسي لتكلفة المعيشة، لكن يمكن تعريف تحيز مكافئ له من منظور مؤشر الأسعار المحضة. وإذا تم اعتبار مؤشر فيشر الأمثل أو غيره من المؤشرات الممتازة مفضل على أساس معاملته المتماثلة لأنماط إنفاق فترة

الأساس والفترة الحالية، فإن الفرق بين هذا المؤشر ومؤشر لاسبير يمكن تفسيره كمقياس للتحيز الناتج عن عدم التمثيل. وقد تنطبق نفس الحجة بالنسبة للتحيز الناتج عن الإحلال على المستوى الأدنى داخل خانات المؤشر الأولي.

١١-٤٢ قام Lebow and Rudd (2003) مؤخرا بتعريف وتقدير فئة أخرى من فئات التحيز المرتبطة بالتجميع على المستوى الأعلى. وقد توصلا إلى أن الأوزان الترجيحية لمسح إنفاق المستهلكين المستخدمة في مؤشر أسعار المستهلكين بالولايات المتحدة كانت عرضة للخطأ بسبب عدم الإبلاغ عن النفقات الفعلية على الكحول والتبغ مثلا. وسوف يؤدي ذلك إلى تحيز الترجيح إذا ارتبطت الأخطاء في الوزن الترجيحي النسبي بالتغيرات في مؤشرات مكوناته (يتناول الفصل الرابع بالتفصيل المصادر الخاصة بتقدير الأوزان الترجيحية للنفقات والمشكلات المصاحبة له).

تحيز الإجمالي الأولي

١١-٤٣ يمكن تقسيم تحيز الإجمالي الأولي إلى مكوّنين هما: تحيز الصيغة والتحيز الناتج عن الإحلال على المستوى الأدنى. ويكون أي مؤشر أولي في مؤشر أسعار المستهلكين متحيزا إذا اختلفت توقعاته عن هدف قياسه. ويستخدم مصطلح تحيز الصيغة (أو تحيز الشكل الدالي) في هذا القسم للإشارة إلى حالة تكون فيها صيغة المؤشر الأولي عرضة إلى تحيز بالزيادة مقارنة بمؤشر الأسعار المحضة. وعندما يكون هدف القياس هو مؤشر تكلفة المعيشة، تكون صيغة المؤشر الأولي عرضة إلى التحيز الناتج عن الإحلال على المستوى الأدنى (أو إلى التحيز الناتج عن الإحلال داخل الطبقة) إذا لم تعكس الإحلال الاستهلاكي بين البنود المدرجة في خانة المؤشر. وهكذا، في ظل أي صيغة للمؤشر الأولي، يمكن التمييز بين نوعي التحيز حسب هدف المؤشر الأولي.

١١-٤٤ يناقش الفصلان التاسع والعشرون من هذا الدليل خصائص الصيغ البديلة للرقم القياسي الأولي. والنتيجة الرئيسية هي أن صيغة كارلي للمتوسط الحسابي للنسب تكون عرضة إلى تحيز بالزيادة مقارنة باتجاه متوسط أسعار البنود. ونتيجة لذلك، حظر المكتب الإحصائي للاتحاد الأوروبي "يوروستات" استخدام هذه الصيغة في حسابات المؤشرات المنسقة لأسعار المستهلكين (HICPs). وقد كان للصيغة المرجحة المستخدمة في المؤشرات الأساسية لمؤشر لأسعار المستهلكين في الولايات المتحدة بعض خصائص صيغة كارلي قبل التغييرات الإجرائية والحسابية التي أجريت في عامي ١٩٩٥ و١١٩٦. وتتناول دراسات Reinsdorf (1998)، و Reinsdorf and Moulton (1997)، و Moulton (1996b)، على سبيل المثال، المشكلات والطرق التي يتم اختيارها لحلها.

١١-٤٥ تخلو النسبة بين المتوسطين الحسابيين (دوتو) وصيغة المتوسط الهندسي (جيفونز) من تحيز الصيغة حسب تعريفه في هذا الفصل، وكلاهما وافق عليه اليوروستات. ومع ذلك، تختلف توقعاتهما عندما لا تتغير أسعار البنود بمعدل واحد. وتقدم الاختلافات سبيلا واحدا لتقييم الأهمية المحتملة للتحيز الناتج عن الإحلال على المستوى

الأدنى. فصيغة المتوسط الهندسي تطابق مؤشر تكلفة المعيشة إذا اتبع المستهلكون نموذج سلوك كوب – دوغلاس، في حين أن الصيغة القائمة على النسبة بين المتوسطين الحسابيين تقابل سلوك الإحلال الصفري. لذلك، إذا كان الهدف هو الحصول على قيمة مقاربة لمؤشر تكلفة المعيشة، من المحتمل أن يُنظر إلى صيغة المتوسط الهندسي باعتبارها الأفضل.

١١-٤٦ قد تيسر البيانات المستخلصة من الماسحات الضوئية، في المستقبل، تسجيل بيانات الاستهلاك على مستوى البنود بتواتر يومي أو أسبوعي أو شهري واستخدام هذه البيانات في حساب المؤشرات الممتازة. ومع ذلك، يتعذر في الوقت الحالي استخدام الصيغ الممتازة في حساب المؤشرات الأولية لمؤشر أسعار المستهلكين. ويجب وضع افتراض ما، مثل كوب ــ دوغلاس، للحصول على قيمة مقاربة لمؤشر تكلفة المعيشة. ونلاحظ أن الإحلال الذي ينبغي أن يعكسه المؤشر في الوضع المثالي ينطوي على اختيار المستهلك من بين كافة البنود المدرجة في الخانة: منتجات مختلفة، أم منتجات في منافذ بيع مختلفة، أم أحجام عبوات مختلفة من نفس المنتج، أم نفس المنتج معروض للبيع في أوقات مختلفة من الفترة المعني بها المؤشر (راجع Dalton, Greenless and Stewart (1998)). وهكذا، ينبغي أن تعتمد الدرجة الملائمة لسلوك الإحلال المفترض، مبدئيا، على أبعاد النوع المدرج في فئة البنود.

١١-٤٧ الطريقة التي يستخدمها المكتب الإحصائي في معاينة البنود المدرجة في فئة ما ستحدد فعالية اختيار الصيغة في معالجة التحيز الناتج عن الإحلال على المستوى الأدنى. فعلى سبيل المثال، إذا لم يتم اختيار سوى بند ممثل واحد لتمثيل الفئة، لن تعكس صيغة المؤشر استجابة المستهلك لأي تغير في الأسعار النسبية في مجتمع البنود. وبوجه أعم، يعاني المؤشر القائم على صيغة المتوسط الهندسي من التحيز بالزيادة في العينات الصغيرة، لذا فقد لا يُقدر التحيز الناتج عن الإحلال على المستوى الأدنى حق قدره في المقارنات التجريبية للمتوسط الهندسي مع صيغ المؤشر الأخرى. وتتناول دراسة White (1999) العلاقة بين خطأ العينة وتقديرات التحيز. راجع أيضا دراسة McClelland and Reinsdorf (1999) بشأن تحيز العينات الصغيرة في المتوسط الهندسي.

١١-٤٨ يمكن تقدير أثر اختيار الصيغة بدرجة معينة من الدقة خلال فترة تاريخية معينة. ومع ذلك، لا يمكن تقدير أي تحيز ذي صلة إلا بافتراض أن المتوسط الهندسي أو شكل دالي آخر يقارب هدف القياس الخاص بالمؤشر.

١١-٤٩ كما يُفهم ضمنا من المناقشة الواردة آنفا، سوف تختلف أهمية تحيز الإجمالي الأولي من بلد إلى آخر حسب صيغ المؤشر المستخدمة، ودرجة عدم التجانس داخل طبقات المؤشر، وطرق المعاينة المستخدمة. وكما هو الحال بالنسبة للتحيز الناتج عن الإحلال على المستوى الأعلى، سوف يختلف تحيز الإجمالي الأولي أيضا باختلاف المستوى العام للتضخم في الاقتصاد إذا كان هناك ارتباط بين تغيرات الأسعار المطلقة والنسبية.

١١-٥٠ سيتأثر أيضا أداء أي صيغة لحساب الإجمالي الأولي بالطرق التي يستخدمها المكتب الإحصائي في التعامل مع حالات خاصة، كالسلع الموسمية والمنتجات الأخرى التي تتوافر بصورة مؤقتة. وتناقش دراسة Armknecht and Maitland – Smith (1999) كيف يمكن أن يؤدي عدم احتساب الأسعار الناقصة إلى التحيز في صيغة لاسبير المعدلة وصيغ المؤشر الأخرى.

تحيز التغير في النوعية وتحيز المنتجات الجديدة

١١-٥١ إن مناقشة موضوع تحيز مؤشر أسعار المستهلكين الذي يُحتمل أن ينشأ نتيجة التعديل غير الملائم مقابل التغير في النوعية ترجع إلى زمن بعيد. فعلى سبيل المثال، أشار تقرير لجنة ستيجلر بشأن إحصاءات الأسعار في الولايات المتحدة (راجع Price Statistics Review Committee, 1961) إلى أنه "إذا أُخذ استطلاع لرأي الاقتصاديين وخبراء الإحصاءات المتخصصين، فسوف يذكرون على الأرجح (وبأغلبية كبيرة) أن أهم عيوب مؤشرات الأسعار هو أنها لا تأخذ في الحسبان بصورة كاملة التغيرات في النوعية". وفي معظم الدراسات الخاصة بالتحيز، يكون عدم قياس التغير في النوعية أو القياس الخاطئ لها هو المساهم الأكبر في إجمالي التحيز المقدر. وكما هو مسلم به على نطاق واسع أن التعديل مقابل التغير في النوعية يُعد عملية في غاية الصعوبة، هناك صعوبة مماثلة في قياس تحيز التغير في النوعية.

١١-٥٢ على عكس التحيز الناتج عن الإحلال، الذي يمكن تقديره بمقارنة الصيغ البديلة، يجب تحليل تحيز التغير في النوعية لكل منتج على حدة. فالمنتجات ومكونات المؤشر المرتبطة بها ستكون معدلات التغير في نوعيتها متقلبة إلى حد كبير بمرور الوقت. إلى جانب ذلك، ستتباين أيضا الطرق المستخدمة في التعديل مقابل التغير في النوعية. ورغم أن طريقة الوصل قد تكون المفضلة من حيث تواتر الاستخدام، هناك مكونات مهمة في المؤشر يمكن أن تستخدم طريقة تكلفة الإنتاج أو التعديل الهيدوني أو الطرق الأخرى الواردة في الفصلين السابع والحادي والعشرين.

١١-٥٣ هناك نقطة مهمة ينبغي إدراكها وهي أن اتجاه التغير الكلي في النوعية لا يشير إلى اتجاه تحيز التغير في النوعية. ويفترض غير الخبراء أحيانا أن مؤشر أسعار المستهلكين يكاد لا يشهد أي تعديل مقابل التغير في النوعية، وبالتالي يجب أن يبالغ في تقدير التغير في الأسعار في ضوء العديد من التحسينات الملموسة التي تحدث بمرور الوقت في نوعية السلع والخدمات. وبدلا من ذلك، تتمثل القضية، بالنسبة لأي مؤشر للمكونات، فيما إذا كانت الطريقة المباشرة أو غير المباشرة التي يجري اختيارها للتعديل مقابل التغير في النوعية تبالغ في تقدير النوعية النسبية للبنود البديلة في عينة مؤشر أسعار المستهلكين أم لا تقدرها حق قدرها. وقد يكون التحيز الناتج موجب أو سالب.

١١-٥٤ استندت الأدلة العملية على وجود تحيز التغير في النوعية إلى حد كبير إلى الاستقراء من فرادى الدراسات المتعلقة بمنتجات معينة. وقد تتضمن هذه الدراسات، على سبيل المثال، مقارنة المؤشرات القائمة على الانحدار الهيدوني بالسلاسل أو التقديرات المناظرة في مؤشر أسعار المستهلكين والمتعلقة بقيمة تحسين معين في المنتجات تستبعده حسابات مؤشر أسعار المستهلكين. ورغم أن معظم هذه الدراسات أشارت إلى وجود تحيز بالزيادة وليس بالنقص، فإن الاعتماد على أدلة مجزأة أدى إلى انتقاد المراقبين الذين أشاروا إلى وجود أدلة على حالات انخفاض في النوعية لم تخضع للتحليل المنهجي.

١١-٥٥ يمكن أن تخضع اتجاهات النوعية الكلية أيضا للتقييم غير الموضوعي، لاسيما بالنسبة للخدمات. وقد أدت التكنولوجيا الحديثة إلى حدوث تحسينات واضحة في نوعية العديد من السلع الاستهلاكية المعمرة وغيرها. وفي المقابل، قد يصعب تقدير قيمة التغيرات في النوعية في القطاعات الخدمية مثل توزيع البريد والنقل العام والرعاية الطبية. ففي العقود الأخيرة، أصبح السفر الجوي، مثلا، أكثر أمانا وسرعة لكن ربما أقل راحة وموثوقية، ويؤدي عدم وجود اختلاف قطاعي مستعرض في هذه الخصائص إلى جعل استخدام التعديل الهيدوني مقابل التغير في النوعية مثيرا للمشكلات.

١١-٥٦ يمكن تقسيم تحيز المنتجات الجديدة من الناحية المفاهيمية إلى مكوِّنين، مثله مثل تحيز الإجمالي الأولي. المكون الأول يتعلق بعدم إدراج المنتجات الجديدة في عينة مؤشر أسعار المستهلكين بالسرعة الكافية. وقد يؤدي ذلك إلى تحيز بالزيادة إذا شهدت هذه المنتجات الجديدة فيما بعد انخفاضات كبيرة في الأسعار لا يظهر أثرها في المؤشر. والمكون الثاني هو زيادة الرفاهية التي يشعر بها المستهلكون عندما يظهر منتج جديد. ومع ذلك، يمكن ألا يُعتبر ذلك تحيزا عندما لا يُقبل مؤشر تكلفة المعيشة كهدف القياس الخاص بمؤشر أسعار المستهلكين.

١١-٥٧ كما ورد في الفصل الثامن، يمكن أن تكون "السلع الجديدة": إما منتجات تحل محل بنود كانت موجودة من قبل، مثل الأقراص المدمجة التي حلت محل الإسطوانات الفونغرافية والشرائط المغناطيسية؛ أو منتجات وسَّعت من نطاق اختيار المستهلك، مثل الجعة المستوردة والمطاعم الإثنية، أو منتجات تمثل فئات استهلاك جديدة تماما، مثل أفران الميكروويف أو الهواتف المحمولة.

١١-٥٨ تم تقدير تحيز المنتجات الجديدة أحيانا، مثله مثل تحيز التغير في النوعية، عن طريق التعميم من الأدلة الخاصة بفرادى المنتجات بالدرجة الأولى. ومن المناهج التي يتواتر استخدامها قياس التغير في سعر منتج أو فئة خلال فترة سابقة لإدراجه في عينة مؤشر أسعار المستهلكين. وقد احتوت الدراسات التي أعدها Hausman (1997, 1999) عن حبوب الإفطار والهواتف المحمولة على مقاييس كمية للزيادة في الفائض الذي يحصل عليه مستهلكو المنتجات الجديدة، لكن هذا المنهج الاقتصادي القياسي المعقد لم يتم تطبيقه على نطاق واسع. كما أن

بعض تقديرات لجنة بوسكن لتحيز المنتجات الجديدة ــ وتحديدا تلك الخاصة بالأغذية ــ قامت حتما على افتراضات.

١١-٥٩ كذلك، قد يكون تحيز المنتجات الجديدة سالبا ــ مثله مثل تحيز التغير في النوعية ــ إذا قلت تشكيلة المنتجات، أو إذا اختفت السلع الاستهلاكية مرتفعة القيمة من السوق، أو إذا لم يرصد المؤشر مراحل الزيادة السريعة في أسعار البنود. ومع ذلك، يبدو أن معظم المراقبين متفقون على أن اتجاه التحيز إلى أعلى وأن الشكوك تتعلق بحجمه.

تحيز منافذ البيع الجديدة

١١-٦٠ من الناحية المفاهيمية، يُعد تحيز منافذ البيع الجديدة مماثلا لتحيز المنتجات الجديدة. وهو ينشأ بسبب عدم إظهار أثر تغيرات الأسعار في المنافذ الجديدة التي لم يتم إدراجها بعد في العينة، أو أثر زيادة رفاهية المستهلكين عند ظهور منافذ البيع الجديدة. ويرجع وجود هذا التحيز كفئة تحيز منفصلة إلى سببين. السبب الأول تاريخي: فقد اعتبرت دراسة Reinsdorf (1993) أن تحيز منافذ البيع الجديدة هو السبب الرئيسي المحتمل للحركات الشاذة التي يشهدها مؤشر أسعار المستهلكين في الولايات المتحدة. ثانيا: تختلف الطرق المستخدمة في معاينة منافذ البيع والمقارنة بينها عن تلك المستخدمة مع المنتجات، كما تختلف إلى حد ما المشكلات المتعلقة بمراقبة تحيز منافذ البيع الجديدة.

١١-٦١ يمكن أن يؤدي عدم الحفاظ على عينة منافذ البيع الحالية إلى حدوث تحيز لأن المنافذ الجديدة تكون متميزة بسياسات تسعيرها أو خدماتها. وتركز دراسة Reinsdorf (1993)، ومؤخرا دراسة Hausman and Leibtag (2004, 2005)، على نمو متاجر الخصم. غير أنه ينبغي ملاحظة أن المشكلة قد تكون أيضا جغرافية في طبيعتها، ومن المهم استخدام أطر لمعاينة منافذ البيع التي تعكس مواقع التسوق الجديدة والتقليدية.

١١-٦٢ إحدى طرق إدراج المنتجات الجديدة في عينة مؤشر لأسعار المستهلكين تكون من خلال الإحلال الاضطراري، وذلك عندما تختفي المنتجات الموجودة أو الأقل نجاحا من المتاجر. ويُعد اختفاء منافذ البيع أقل تواترا، وقد لا تنص إجراءات المكاتب الإحصائية على الإحلال التلقائي. إلى جانب ذلك، عند إدراج منفذ بيع جديد في العينة، لا توجد طرق موحدة لمقارنة البيانات في منافذ البيع الجديدة والقديمة. وبالتالي، لن يدرج المؤشر أي تأثير، مثلا، لانخفاض السعر أو تدني مستوى الخدمة في المنفذ الجديد.

١١-٦٣ قدَّرت دراسة Reinsdorf (1993) درجة تحيز منافذ البيع الجديدة بمقارنة متوسط الأسعار في منافذ البيع التي تُدرج في عينات مؤشر أسعار المستهلكين في الولايات المتحدة وفي المنافذ التي تختفي منها. غير أنه

يكاد لا يكون هناك أي دراسات تجريبية تتعلق بقياس نوعية منافذ البيع أو تقييم المستهلكين لها. ونتيجة لذلك، هناك أدلة قليلة على تقييم دقة تقديرات تحيز منافذ البيع.

ملخص تقديرات التحيز

١١-٦٤ وضع تقرير لجنة بوسكن الصادر عام ١٩٩٦ نطاقا للتقديرات الخاصة بإجمالي التحيز بالزيادة في مؤشر أسعار المستهلكين بالولايات المتحدة يتراوح بين ٠,٨ إلى ١,٦ نقطة مئوية، مع تحديد لتقدير التحيز ب ١,١ نقطة مئوية. وهذا الإجمالي يعكس المجموع المباشر لتقديرات تحيز المكونات. غير أنه كما أعلنت الولايات المتحدة في دراسة United States General Accounting Office (2000) أن التغيرات في طرق إعداد مؤشر أسعار المستهلكين بعد عام ١٩٩٦ قد دفعت أعضاء لجنة بوسكن إلى تخفيض تقديراتهم الخاصة بإجمالي التحيز. ولعدم وجود أدلة على العكس، فقد تم افتراض قابلية التحيزات للجمع في معظم هذه الدراسات. وتحتوي دراسة Shapiro and Wilcox (1997b) على التوزيعات الاحتمالية والارتباطات الخاصة بتقديرات تحيز مكوناتها، مما ينتج عنه فترة ثقة كلية لإجمالي التحيز. وتخلص أيضا معظم الدراسات التفصيلية المتعلقة بالتحيز إلى أن تحيز مؤشر أسعار المستهلكين يتجه إلى أعلى، رغم توجيه العديد من الانتقادات لهذه النتيجة.

١١-٦٥ من الواضح أن المكاتب الإحصائية لا يمكنها حساب أو نشر تقديرات تحيز مؤشر أسعار المستهلكين بانتظام. فالكثير من المعوقات التي تحول دون التخلص من التحيز تعيق أيضا تقدير التحيز. ومن هذه المعوقات عدم وجود بيانات كاملة عن أفضليات المستهلكين على مستوى المنتج وعن السلوك الإنفاقي، وعدم القدرة على ملاحظة وتقييم كافة الاختلافات في النوعية فيما بين البنود في السوق. وبدون هذه المعلومات، يتعذر حساب المؤشر الحقيقي لتكلفة المعيشة، كما يتعذر قياس الفرق بين معدل نموه ومعدل نمو مؤشر أسعار المستهلكين.

١١-٦٦ ما زالت المكاتب الإحصائية مترددة في تقديم تقديراتها الخاصة لتحيز مؤشر أسعار المستهلكين. وفي بعض الحالات، قبلت هذه المكاتب وجود التحيز الناتج عن الإحلال، معترفة بأن استخدام صيغة لاسبير تعني أن مؤشر أسعار المستهلكين سيبالغ عادة في تقدير قيمة التغير في الأسعار مقارنة بمؤشر تكلفة المعيشة. ومع ذلك، ما زالت المكاتب الإحصائية مترددة في استخلاص حتى النتائج النوعية من الأدلة الناقصة والقائمة على التخمين بشأن تحيز التغير في النوعية والمنتجات الجديدة ومنافذ البيع.

خاتمة

١١-٦٧ من أجل ضمان ثقة الجمهور في مؤشر أسعار المستهلكين، ينبغي نشر وصف تفصيلي وحديث للطرق ومصادر البيانات. وينبغي أن يتضمن المستند المنشور ــ من بين أمور أخرى ــ أهداف المؤشر ونطاقه،

والبيانات التفصيلية للأوزان الترجيحية، وأخيرا وليس آخرا مناقشة حول دقة المؤشر. كما أن وصف مصادر أخطاء المعاينة والأخطاء بخلاف أخطاء المعاينة (نطاق التغطية ومعدلات عدم الإجابة، إلخ) وحجم هذه الأخطاء في مؤشر أسعار المستهلكين من شأنه أن يوفر للمستخدمين معلومات قيمة بشأن القيود التي قد تعيق استخداماتهم للمؤشر. وهناك مثال لدليل يحتوي على طرق إعداد مؤشر أسعار المستهلكين وهو الدليل الصادر عن المكتب الأمريكي لإحصاءات العمل (١٩٩٧)، الذي يخصص قسما لأنواع ومصادر الأخطاء المحتملة في المؤشر.

الفصل الثاني عشر

التنظيم والإدارة

مقدمة

١٢-١ تعد مؤشرات أسعار المستهلكين من أهم مؤشرات الاقتصاد الكلي شائعة الاستخدام. فإلى جانب تأثيرها على السياسة الاقتصادية، فإنها تستخدم في ربط الإعانات الاجتماعية ومعاشات التقاعد والسندات والأوراق المالية. ولاعتبارات الدقة والموثوقية أهمية قصوى بالنسبة لإحصاءة مهمة مثل مؤشر أسعار المستهلكين.

١٢-٢ يجب الإعداد الدقيق لعملية إنتاج مؤشر أسعار المستهلكين. فالظروف الفردية تختلف إلى حد لا يستطيع معه هذا الدليل أن يكون توجيهيا أكثر من اللازم بشأن الجداول الزمنية أو تحليل المسار الضروري لجميع الخطوات التي تشملها هذه العملية. ومع ذلك، يبين الشكل البياني ١٢-١ مخططا يشبه جدول الأنشطة الذي ينبغي أن يقوم على دراسة تفصيلية للوجيستيات العملية الدورية الكاملة لجمع البيانات وحساب المؤشر.

١٢-٣ يقدم الإرشاد الوارد في هذا الفصل ــ الذي يقوم على تجارب عدد من المؤسسات الإحصائية القومية ــ عددا من البدائل التنظيمية. ونظرا لأن الظروف الفردية يمكن أن تختلف، فقد تكون الأمثلة الواردة بشأن الممارسات الجيدة طموحة بالنسبة لبعض المكاتب الإحصائية.

١٢-٤ عند دراسة هذه البدائل، يغطي هذا الفصل العلاقات بين الميدان والمكتب المركزي (ما نوع العمل الذي يُجرى في المكتب المركزي، وتدفق المعلومات فيما بين كل قسم من أقسام الوحدة المختصة، إلخ). وقد يعني حجم عملية جمع الأسعار أو تواترها أو تكلفتها أو تعقيدها بوصفها أساس المؤشر أنه لن تكون كل هذه العمليات والعلاقات ملائمة في بعض البلدان. ولن تكون هناك فعالية دائما من استخدام كل من الجمع المركزي والميداني أو الاستعانة بمصادر خارجية لإنجاز بعض عناصر عملية الجمع. وإذا أُعد المؤشر على نحو غير متواتر أو من عدد صغير نسبيا من منافذ البيع أو ركز على أنواع معينة من الأماكن، فإن اختلاف الظروف سيتطلب حلولا مختلفة.

الجمع الميداني

١٢-٥ يعني جمع الأسعار ميدانيا أن يقوم جامعو الأسعار بزيارة فرادى منافذ البيع لجمع أسعار مجموعة متنوعة من السلع والخدمات. وهذه هي الطريقة الغالبة لجمع الأسعار في معظم البلدان. وسوف يختلف النطاق وعدد منافذ البيع التي تتم زيارتها وأنواع السلع والخدمات التي يجري تسعيرها فيما بين البلدان.

١٢-٦ رغم أن الطريقة المحددة لجمع الأسعار ميدانيا ستختلف، فإن كل جامع أسعار سيكون مسؤولا عادة عن الجمع من مكان محدد أو من أنواع معينة من منافذ البيع. وسوف يزور جامعو الأسعار نفس منافذ البيع في كل فترة جمع لمحاولة تسعير نفس البنود. وعن طريق هذا النوع من الترتيبات، يتمكن جامعو الأسعار من إقامة علاقات فعالة مع تجار التجزئة وبناء المعرفة المتخصصة.

١٢-٧ هناك عدد من المعايير المهمة التي تتعلق بطريقة الجمع، سواء كانت المؤسسة الإحصائية القومية تستخدم خبرائها أو تتعاقد خارجيا على عملية الجمع (كما يرد في الفقرات التالية). وتتضمن هذه المعايير ما يلي:

- ينبغي أن يرتدي جامع الأسعار دائما ملابس أنيقة وأن يكون مهذبا ــ وبغض النظر عمن يقوم بتوظيفه ، فهو يمثل المؤسسة الإحصائية القومية.
- ينبغي أن يحمل إثبات هوية تأكيدا لوظيفته ووضعه القانوني.
- ينبغي أن يقوم بتعريف نفسه لتاجر التجزئة أو لمدير المتجر لدى وصوله وقبل أن يبدأ في جمع الأسعار.
- ينبغي أن يلتزم بأي طلب من البائع متى أمكن ذلك، على سبيل المثال، إذا كان المتجر مزدحما وطلب البائع من جامع الأسعار أن يعود في وقت لاحق من اليوم.
- ينبغي إجراء عملية جمع الأسعار بأسرع ما يمكن، وعدم تعطيل العمل في المتجر إلا في أقل الحدود.

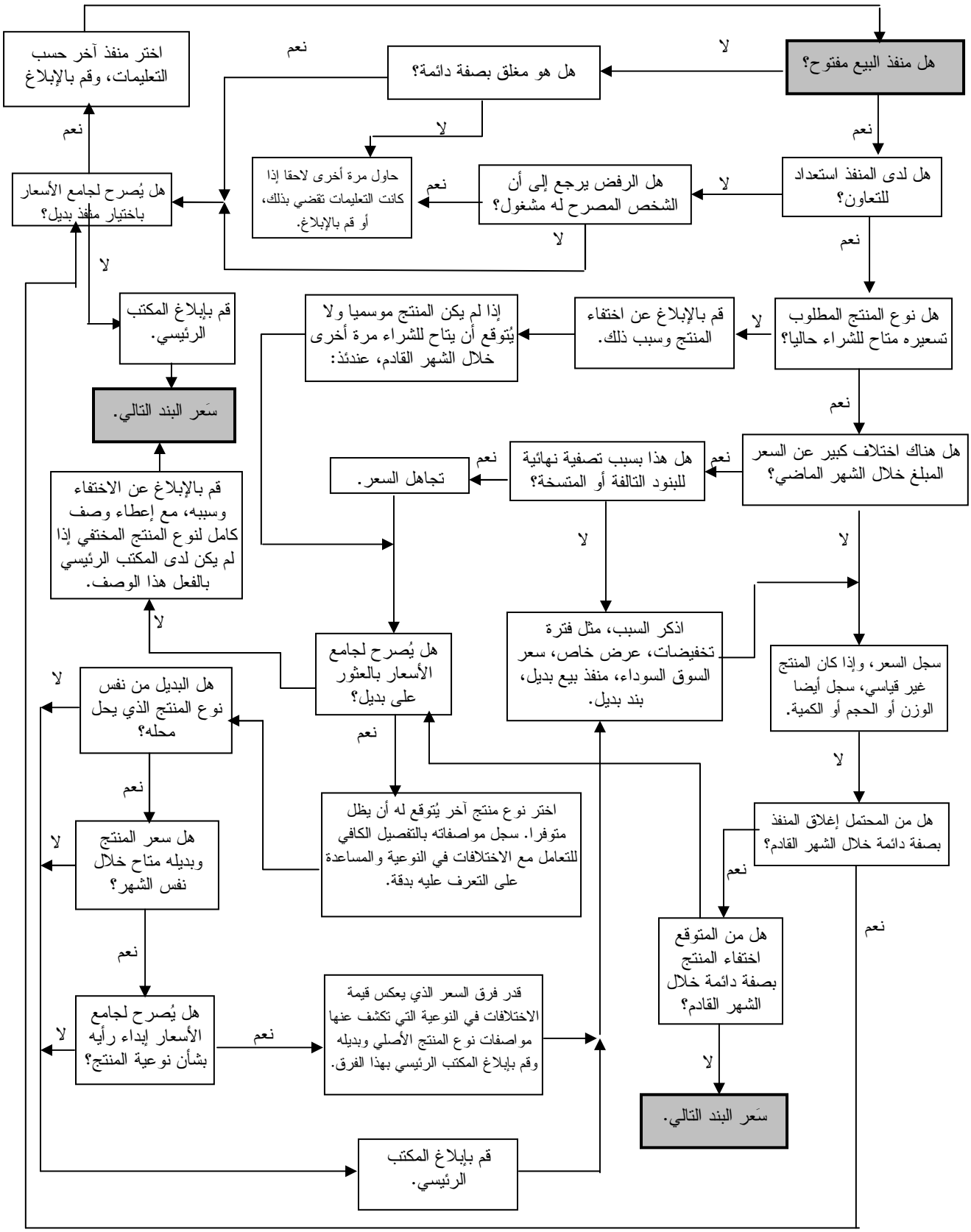
١٢-٨ ينبغي أن يتبع جامعو الأسعار قواعد المنطق عند الإعداد للجمع. وقد يتضمن ذلك التأكد من أنهم يحملون أقلاما احتياطية ونماذجا ملائمة ولوحا مشبكيا وخريطة للمكان وبطاريات احتياطية (إذا كان الجمع يجري بواسطة الكمبيوتر) ونقود لموقف سيارات المركز التجاري وملابس للطقس الممطر، إذا اقتضى الأمر. وفي بعض الحالات، يكون من المفيد أيضا حمل هاتف محمول.

التعاقد الخارجي

١٢-٩ أحد القرارات التي تواجه أي وكالة إحصائية تقوم بجمع الأسعار هو ما إذا كانت تستخدم الخبراء الداخليين أم تَعهَد بعملية الجمع إلى مؤسسة خارجية كشركة خاصة في مجال بحوث السوق، أو لقسم آخر من أقسام الوكالة، أو لمصلحة حكومية أخرى متخصصة في المسوح.

١٢-١٠ إن طبيعة عملية جمع الأسعار وتوزيع خبراء الإحصاءات ونمطهم قد يسهم في تحديد ما إذا كانت عملية الجمع ملائمة للتعاقد الخارجي أم لا. وعندما تكون عملية جمع الأسعار مستمرة أو تنطوي على اتخاذ قرارات معقدة (كالتعديل مقابل التغير في النوعية)، أو عندما تُجمع الأسعار من عدد قليل من المواقع، قد يكون من المفيد إجراء الجمع بواسطة الموظفين الداخليين. غير أنه إذا حدثت عملية الجمع خلال عدد قليل من الأيام كل شهر، ومن عدد كبير من المواقع، وكانت مباشرة نسبيا وتتضمن اتخاذ قرارات نمطية أو بسيطة (ربما عن طريق الاختيار من قائمة رموز محددة مسبقا)، يمكن النظر في التعاقد الخارجي إذا كان هناك عدد كاف من شركات بحوث السوق التي لديها المهارات الملائمة في البلد المعني.

الشكل البياني ١٢-١: إجراءات جمع الأسعار



١٢-١١ يمكن أن يؤدي التعاقد الخارجي على عملية الجمع الميداني إلى خفض التكاليف. فعند جمع الأسعار إلكترونيا، يمكن أن تتحول مسؤولية شراء أجهزة رصد البيانات وصيانتها إلى المتعهد.

١٢-١٢ قد يسمح التعاقد الخارجي أيضا لخبراء الإحصاءات بقضاء مزيد من الوقت في تحليل البيانات بدلا من جمعها. وعن طريق فصل دور جامع البيانات عن دور مراجع البيانات، يمكن أن تزداد قدرة خبراء الإحصاءات على الاستفسار عن صحة بيانات الأسعار. ويمكن ربط دقة البيانات التي يجري جمعها بأداء المتعهد مباشرة عن طريق مقاييس الأداء التي تكون أساسا لدفع الحوافز (وفرض الجزاءات إذا لم تتحقق الأهداف).

الجمع المركزي

١٢-١٣ الأسعار التي تُجمع من المتجر مركزيا هي الأسعار التي يتم الحصول عليها من المكاتب المركزية لمجموعات متاجر التجزئة الكبرى التي لديها سياسات تسعير قومية. ويمكن استبعاد فروع هذه المجموعات من الجمع الميداني إذا أمكن جمع البيانات بمزيد من الفعالية مركزيا. وقد يعطي موفرو البيانات المعلومات على نماذج ورقية أو بإدراج بيانات الأسعار في لوحات جدولية وإرسالها إلى المؤسسة الإحصائية القومية عن طريق البريد الإلكتروني أو على أقراص مدمجة أو على أقراص مرنة. ويمكن أيضا معاملة مجلات البيع عن طريق الطلبات البريدية كالمتاجر المركزية: حيث تسجل الأسعار عند إصدار المجلات، ثم يتم الجمع بين هذه الأسعار وأسعار نفس البنود من عملية الجمع الميداني.

١٢-١٤ يمكن جمع بيانات أسعار الخدمات أو الرسوم مركزيا من المؤسسات، كالرابطات التجارية أو إدارات الحكومات الوطنية أو المحلية وغيرها. ويتم الحصول على هذه الأسعار، متى أمكن ذلك، من مصدر مركزي واحد، رغم أنه يجب الاتصال بالشركات الإقليمية أو المنافسة في حالة وجود اختلافات على المستوى المحلي. ويمكن طلب البيانات كتابيا أو عن طريق الهاتف، أو قد تأتي بصورة آلية لإدراج المؤسسة الإحصائية القومية على قائمة البريد الإلكتروني لمقدم الخدمة. ويمكن أن يقوم مقدمو الخدمات بإرسال إما قوائم الأسعار الكاملة أو كشوف التعريفة، التي يستخرج منها خبراء مؤشر أسعار المستهلكين الأسعار المعنية، أو مجرد أسعار البنود المذكورة في طلب البيانات. وينبغي تعزيز كافة الأسعار بشكل من أشكال المستندات المكتوبة. ويختلف تواتر الاستعلام عن البيانات فيما بين مجموعة البنود ويعتمد على التوقيت المعروف أو المتوقع لتغير الأسعار. وأكثر التواترات شيوعا هي الشهرية أو الربع سنوية، لكن هناك أيضا حالات للجمع عند الضرورة، رغم أنه في هذه الحالات يجب إجراء مراجعات لضمان الإبلاغ عن كافة بيانات الأسعار. فعلى سبيل المثال، يمكن أن ينطبق ذلك عندما تتغير تعريفات الغاز والكهرباء والمياه مرة في السنة في تاريخ محدد مسبقا.

جودة الجمع الميداني

١٢-١٥ الجودة هي أحد الجوانب المهمة لعملية جمع الأسعار. فارتفاع جودة جمع الأسعار يمكِّن المكتب الإحصائي من وضع ثقته في المؤشر الذي ينتجه، ويضمن أن تكون تغيرات الأسعار الملاحظة حقيقية وليست نتيجة خطأ جامع الأسعار. ومن المهم وضع إجراءات لضمان أن يظل مستوى جودة الجمع مرتفعا في كل فترة جمع. وستشكل هذه الإجراءات أساسا لتدريب جامعي الأسعار وينبغي إدراجها ضمن أي مواد تدريبية توضع لجامعي الأسعار. وينبغي أن يغطي الإرشاد الموجه لجامعي الأسعار مبادئ مؤشر الأسعار والقضايا التنظيمية وإجراءات التحقق من صحة البيانات.

المواصفات

١٢-١٦ تُعد المواصفات الدقيقة للبنود في غاية الأهمية لضمان استمرارية البنود. وينبغي أن تكون المواصفات التي يضعها جامعو الأسعار شاملة بما يكفي لضمان تمكن جامعي الأسعار من تسعير نفس البند في كل فترة جمع. ومن المهم بالتالي أن يسجل المشاركون الخصائص المحدِّدة للبند الذي يسعرونه. فبالنسبة للملابس مثلا، سيكون من المهم تحديد اللون والحجم ومكونات النسيج لضمان تسعير نفس البند كل شهر. وبالنسبة للفواكه والخضروات الطازجة، قد تكون الخصائص المفيدة للتسجيل هي بلد المنشأ والدرجة والنوع.

١٢-١٧ سوف تساعد المواصفات الدقيقة للبنود جامعي الأسعار والمركز الرئيسي في اختيار بديل للبند الذي تم سحبه وسوف تسهم أيضا في التعرف على التغيرات في النوعية. وينبغي تشجيع خبراء المركز الرئيسي على قضاء بعض الوقت ــ كل فترة جمع ــ في استعراض المواصفات التي يضعها جامعو الأسعار لضمان تسعير البنود الصحيحة. وينبغي أيضا تشجيع جامعي الأسعار على مراجعة المواصفات التي قاموا بوضعها لضمان احتوائها على كافة المعلومات ذات الصلة. وقد يكون من المفيد مطالبة جامعي الأسعار من حين إلى آخر بتبادل عمليات الجمع مع جامعي أسعار آخرين بحيث يدركون أهمية المواصفات الجيدة.

الاستمرارية

١٢-١٨ الاستمرارية هي أحد أهم مبادئ جمع الأسعار. ونظرا لأن مؤشر الأسعار يقيس *التغيرات* في الأسعار، فمن المهم تسعير نفس البند كل شهر لتكوين صورة حقيقية عن التغيرات في الأسعار. لذلك، إذا تم اختيار برطمان مربى الفراولة يحمل الاسم التجاري لأحد محال السوبر ماركت، ينبغي مواصلة جمع نفس الصنف ونفس المذاق. وإذا لم يتوفر خلال فترة الجمع، ينبغي ألا يستخدم صنف آخر ومذاق آخر. ومع ذلك، إذا استمر عدم توفر المربى المختارة في فترات الجمع اللاحقة، ولكن توفر مذاق آخر من نفس الصنف ونفس السعر، ينبغي اختيار هذا البند كبند مماثل وتعديل وصف البند على النحو المناسب. وإذا لم يتوفر أي بند مماثل، ينبغي اختيار بند جديد، وتعديل

الوصف. وهكذا، تبدأ سلسلة أسعار جديدة. ولا يمكن وضع توجيهات لأن مفهوم التكافؤ سيختلف بين البلدان المختلفة، لكن للأغراض العملية من المهم الاحتفاظ بالوصف التفصيلي للبنود التي يجري تسعيرها.

١٢-١٩ نظرا لأن الاستمرارية في غاية الأهمية بالنسبة لإعداد مؤشر دقيق للأسعار، ينبغي تشجيع جامعي الأسعار على مراجعة تجار التجزئة للتحقق من عدم توفر البند قبل استبداله. ويمكن وضع بعض الإرشادات عن طريق المركز الرئيسي للمؤسسة الإحصائية القومية لتغطية البنود المختلفة. فالبنود الغذائية، مثلا، عادة ما تتوافر مرة أخرى في فترة الجمع التالية، وبالتالي ينبغي ألا تستبدل على الفور، في حين أن الأزياء الحديثة نادرا ما تتوافر مرة أخرى بعد انتهاء "الموسم" أو نفاد المخزون، وبالتالي ينبغي استبدالها على الفور عند جمع الأسعار.

١٢-٢٠ ينبغي تشجيع جامعي الأسعار أيضا على تصميم طريقة جمع الأسعار بحيث تأخذ في الحسبان أوقات فتح وإغلاق منافذ البيع وأي طلبات خاصة لتجار التجزئة. وقد يرى جامعو الأسعار أنه من المفيد إعداد خريطة طريق تذكر ترتيب زيارة منافذ البيع. ويفيد هذا تحديدا عندما يتعين قيام جامع أسعار آخر بجمع الأسعار في مكان ما لتغطية أجازة مرضية مثلا. وينبغي تشجيع جامعي الأسعار على محاولة جمع الأسعار في نفس الأوقات خلال كل فترة جمع. فهذا الأمر في غاية الأهمية عند تسعير البنود متقلبة الأسعار ــ كالبنزين والنفط ــ حيث يمكن حدوث تقلبات حادة.

الاستعلام عن إدخال البيانات

١٢-٢١ متى كانت بيانات الأسعار صحيحة وكاملة، يمكن إجراء سلسلة من الاختبارات لإثبات صحتها. وعند اختيار الاختبارات التي ينبغي إجراؤها، ينبغي أن يؤخذ في الحسبان اختبارات إثبات صحة البيانات التي تُجرى في الميدان. فعلى سبيل المثال، سيؤدي استخدام أجهزة الكمبيوتر اليدوي إلى زيادة إمكانية إثبات صحة البيانات عند جمع الأسعار وتقليل الحاجة إلى الفحص التفصيلي للبيانات في المركز الرئيسي. بالإضافة إلى ذلك، من الواضح أن إعادة الاختبارات التي سبق إجراؤها لن يكون مثمرا أو اقتصاديا من حيث التكلفة.

١٢-٢٢ يمكن أن تتضمن مجموعة الاختبارات التي يتم إجراؤها ما يلي:

- *تغير الأسعار*: يقارَن السعر المسجل بسعر نفس المنتج في نفس المتجر في الشهر السابق، وتكون هناك حاجة للاستعلام عندما يكون الاختلاف في السعر خارج الحدود المئوية المحددة مسبقا. وتتباين هذه الحدود، حسب البند أو مجموعة البنود، ويمكن تحديدها بالنظر إلى الأدلة التاريخية لاختلاف السعر. وفي حالة عدم وجود سعر مسجل في الشهر السابق، لعدم توفر البند مثلا، يمكن إجراء المقارنة مع السعر المسجل منذ شهرين أو ثلاثة شهور.
- *الحد الأعلى / الحد الأدنى للأسعار*: ينبغي الاستعلام إذا زاد السعر المسجل عن حد أعلى معين أو قل عن حد أدنى معين لسعر البند الذي يمثله منتج معين. ويمكن استخلاص النطاق من الحدين الأعلى والأدنى

المثبتين للقيم الملاحظة لهذا البند في الشهر السابق، كما يمكن توسيع هذا النطاق بعامل قياس موحد. وقد يختلف هذا العامل فيما بين البنود أيضا على أساس الخبرة السابقة.

١٢-٢٣ إذا تم استخدام جهاز كمبيوتر يدوي، يمكن تطبيق هذين الاختبارين بسهولة عند الجمع، وبخلاف ذلك سيتعين إجراؤهما في المركز الرئيسي في أسرع وقت ممكن بعد الجمع وقبل معالجة الأسعار عن طريق النظام الرئيسي. ولا ينبغي ألا يؤدي عدم اجتياز أي من الاختبارين إلى عدم قدرة جامع الأسعار على تسعير البند، بل ينبغي أن يحثه على مراجعة إدخال البيان وإثبات صحته، وأن يدفعه إلى تقديم تعليق تفسيري.

١٢-٢٤ يمكن التعامل مع الاستعلامات في المركز الرئيسي أو إرسالها إلى جامع الأسعار لتصحيح الخطأ. وعلى سبيل المثال، قد يبين فحص أحد النماذج حدوث اختلاف كبير في السعر لأن البند المسعر كان منتجا جديدا حل محل منتج آخر توقف إنتاجه. وفي هذه الحالة، قد لا تكون هناك حاجة للاستعلام من جامع الأسعار ما لم تكن هناك أدلة تشير إلى عدم صحة وصف البند "بمنتج جديد".

١٢-٢٥ عند اكتشاف خطأ ما بعد فوات أوان تصحيحه، يتعين على المركز الرئيسي رفضه واستبعاد البند من مؤشر هذا الشهر. وينبغي الحرص على استبعاد البند أيضا من شهر الأساس حتى تظل السلة ثابتة.

الرأي التقييمي

١٢-٢٦ ينبغي تشجيع جامعي الأسعار على إبلاغ رأيهم للمركز الرئيسي بشأن تجاربهم في مجال جمع الأسعار. فجامعو الأسعار مصدر قيم للمعلومات، ويعطون غالبا رأيا مفيدا في مرحلة مبكرة بشأن التغيرات التي يشهدها السوق. ويستطيع جامعو الأسعار غالبا التحذير من تغيرات الحجم أو المنتج قبل أن يتمكن المركز الرئيسي من استنباط هذه المعلومات من مصادر أخرى مثل المجلات المتخصصة. ويمكن استخدام رأي جامعي الأسعار في دعم حركات الأسعار الملاحظة وتوفير مادة تكميلية موجزة. كما يمكن أن يشكل هذا الرأي أيضا الأساس الذي تقوم عليه نشرة دورية لجامعي الأسعار.

اختبارات التحقق من جودة الجمع الميداني: دور المدققين

١٢-٢٧ يجب وضع الروتين الدوري لجمع الأسعار ميدانيا ومتابعته بدقة، مع اتخاذ الترتيبات التي تعكس الأوضاع الميدانية. فالظروف تختلف، وبالتالي من غير الملائم إعطاء توجيهات أكثر من اللازم. غير أنه من المهم ضمان قيام جامعي الأسعار بإرسال المعلومات في حينها. وإذا لم يقوموا بذلك، من المهم معرفة السبب واتخاذ الإجراء المناسب. ومن المهم أيضا التحقق من دقة واكتمال المعلومات المرسلة.

١٢-٢٨ إحدى طرق مراقبة العمل الذي يقوم به جامعو الأسعار هي استخدام مدققين لاصطحاب جامعي الأسعار بين الحين والآخر أثناء الجمع الميداني، أو للتحقق على أساس رجعي من صحة البيانات التي تم جمعها.

المراقبة

١٢-٢٩ إذا اعتزم المدقق اصطحاب جامع الأسعار، يجب أن يبلغ جامع الأسعار مسبقا لترتيب تفاصيل المقابلة. وبوجه عام، لن يصطحب المدقق جامع الأسعار أثناء عملية الجمع بكاملها لكنه سيمضي بضع ساعات في ملاحظة عملية جمع الأسعار في موقع معين. فعلى سبيل المثال، قد يكون من المستصوب ملاحظة جمع أسعار بنود محددة أو جمع الأسعار في منافذ بيع معينة قد يشكل الجمع فيها مشكلة، وهو ما يمكن أن يتطلب من جامع الأسعار إعادة ترتيب خططه.

١٢-٣٠ قبل المراقبة، يتعين على المدقق اتخاذ إجراء تمهيدي يتمثل في المراجعة السابقة للمراقبة. وقد تتضمن هذه المراجعة استعراض المواصفات والأسعار والتاريخ السعري والرموز الإشارية للبنود التي تُجمع أسعارها في الموقع المختار. وهذا النوع من المراجعات سيمكن المدقق من تكوين فكرة جيدة عن مستوى جودة جمع الأسعار قبل الذهاب إلى الميدان، وقد يشير بالتالي إلى جوانب معينة في عملية الجمع ينبغي للمدقق أن يركز جهوده عليها.

١٢-٣١ المهمة الرئيسية للمدقق هي ضمان اتباع جامع الأسعار للإجراءات والتعليمات الموضوعة لجمع الأسعار وضمان إجراء عملية الجمع بكفاءة. ورغم أن المدقق لا يقوم بدور المدرب، فقد ينتهز الفرصة لإعطاء بعض التدريبات عند ملاحظة الأخطاء. وينبغي لجامع الأسعار أيضا انتهاز الفرصة لسؤال المدقق أسئلة مهمة أثناء ممارسة المراقبة.

١٢-٣٢ قد يقوم المدققون بمهام أخرى في موقع ما بجانب مصاحبة جامع الأسعار. فعلى سبيل المثال، قد يقومون بإحصاء منافذ البيع أو مراجعة بند ما. وبعد مراقبة الزيارة، ينبغي على المدقق إعداد تقرير يوضح تفصيلا الملاحظات التي جرت أثناء مصاحبة جامع الأسعار. وينبغي أن يتضمن هذا التقرير ملخصا للنتائج، وقائمة بالنقاط التي تتطلب إجراء، وسلسلة الإجراءات المقترحة. وقد يوصي المدققون بحصول جامع الأسعار على تدريب إضافي في بعض جوانب جمع الأسعار وعلى المركز الرئيسي (أو المتعهد في حالة التعاقد على عملية الجمع خارجيا) اتخاذ ما يلزم حيال ذلك. وسوف يُستخدم هذا التقرير بعد ذلك كنقطة بداية لزيارة المدقق التالية. وفي حالات أخرى، يمكن أن تحدث مشكلات عامة، بحيث يتطلب الأمر نشر الحلول على كل جامعي الأسعار ربما من خلال إصدار تعليمات معدلة أو عن طريق نشرة دورية.

المراجعة الاستعادية

١٢-٣٣ هناك منهج آخر لمراقبة مستوى جودة جمع الأسعار يتمثل في إجراء مراجعة استعادية، أي التحقق على أساس رجعي من نسبة الأسعار التي تُسجَّل أثناء الجمع.

١٢-٣٤ يمكن استخدام المراجعات الاستعادية فيما يلي:

- تحديد مستوى كفاءة فرادى جامعي الأسعار؛
- فحص المستوى الكلي لجودة عملية جمع الأسعار؛
- تحديد الاحتياجات التدريبية العامة أو الاحتياجات الخاصة بفرد معين؛
- تسليط الضوء على أي قضايا رئيسية، ومنها على سبيل المثال المشكلات المتعلقة بالمستندات أو التعليمات الصادرة من المركز الرئيسي؛
- تحديد المجالات التي تواجه فيها عملية الجمع مشكلات: فمثلا، قد يواجه كل جامعي الأسعار مشكلات في أنواع معينة من منافذ البيع، مما يتطلب المزيد من التعليمات التفصيلية من المركز الرئيسي.

١٢-٣٥ ينبغي أن تُجرى المراجعة الاستعادية بواسطة خبير مستقل عن العملية (ويفضل توظيفه عن طريق المؤسسة الإحصائية القومية). وتُجرَى المراجعة الاستعادية من خلال زيارة منافذ بيع مختارة وإعادة جمع الأسعار والمعلومات الأخرى ذات الأهمية، مثل رموز الخصائص أو المواصفات. وينبغي القيام بذلك في وقت مقارب لفترة الجمع الأصلية لتجنب مشكلات تغير الأسعار في الفترة البينية. ومن المهم أن يحصل القائمون بالمراجعة الاستعادية على إذن مسبق من المسؤول عن المتجر وأن يتبعوا المعايير العامة لإجراء الجمع الميداني، حسبما يرد في الفقرات من ١٢-٥ إلى ١٢-١٢.

١٢-٣٦ لكي تكون المراجعة الاستعادية ممارسة مفيدة، من المهم تحديد معايير الأداء التي يمكن مقارنة كافة نتائج هذه المراجعة بها. فعلى سبيل المثال، ينبغي أن تحدد هذه المعايير العدد المقبول للأخطاء السعرية لكل عدد معين من البنود التي تتم مراجعتها. والمعايير المحددة بدقة ستساعد على التعرف بسهولة على جامع الأسعار أو الموقع ضعيف الأداء بعد إجراء المراجعة الاستعادية.

١٢-٣٧ ويمكن أن تتضمن المراجعة الاستعادية مجموعة من الاختبارات للتعرف على ما يلي:

- اختلاف السعر: فإذا اختلف السعر، ينبغي أن يقوم المدقق بمراجعة مسؤولي المتجر لمعرفة ما إذا كان قد حدث تغير في السعر منذ حدوث عملية الجمع الأصلية؛
- الوصف غير الكافي للبند: ينبغي تعريف كل بند على حدة بحيث يستطيع جامع أسعار آخر التدخل لتغطية غياب جامع الأسعار المعتاد في حالة مرضه مثلا؛

- تسعير بند خطأ: مثل اختيار حجم غير صحيح؛
- البنود المسجلة بالخطأ كبنود ناقصة أو غير متوفرة مؤقتا.

١٢-٣٨ ينبغي إرسال تقرير للمركز الرئيسي من أجل فحصه بعد الانتهاء من المراجعة الاستعادية. وبعد ذلك يتعين على المركز الرئيسي اتخاذ الإجراء الملائم الذي قد يتضمن إعادة التدريب أو إصدار تعليمات تكميلية مثلا.

المهام الأخرى للمدقق

١٢-٣٩ سوف تختلف مجموعة المهام التي يقوم بها المدقق من مكتب إحصائي إلى آخر. وسوف ينصب الاهتمام الرئيسي للمدقق دائما على مراقبة مستوى جودة جمع الأسعار. غير أن هناك عدد من المجالات الأخرى التي يمكن فيها استدعاء المدققين للمشاركة.

١٢-٤٠ قد يُطلب من المدققين المساعدة في معاينة المواقع والبنود. ويمكن للمدققين التحقق من احتواء مواقع الجمع المقترحة على مجموعة ملائمة من المتاجر. كما يمكنهم أيضا تقديم المشورة بشأن الأحوال الاقتصادية في هذه المواقع وفي أي مناطق خطرة. ويمكن للمدققين أيضا القيام بالأعمال المتعلقة بالسلع. فعلى سبيل المثال، إذا بدا أن هناك بند معين يسبب مشكلة لجامعي الأسعار، يستطيع المدققون التحدث مع جامعي الأسعار وتجار التجزئة بهدف تحديد أسباب هذه المشكلات. ويمكن للمدققين أيضا تقديم المشورة بشأن تغيير مكونات السلة. ويمكنهم ضمان توفر المنتجات التي يقترحها المركز الرئيسي في كل أنحاء البلد المعني، ويمكنهم اقتراح مواصفات البند ونطاق الأوزان الترجيحية. إلى جانب ذلك، يمكن للمدققين تقديم تقارير عن الجمع في المواقع الحالية. فعلى سبيل المثال، قد يستعلم المركز الرئيسي عن منفذ بيع معين في موقع معين، فيستطيع المدققون زيارة هذا المنفذ للعثور على إجابة للسؤال أو لإقناع تاجر التجزئة بمواصلة استيفاء المسح.

التحقق من الجودة في المركز الرئيسي

١٢-٤١ يتعين إجراء أربعة أنواع من المراجعات الدورية في المركز الرئيسي:

- ضمان إرسال تقارير جامعي الأسعار في حينها. وإذا لم يحدث ذلك، من الضروري معرفة السبب واتخاذ الإجراء الملائم للحصول على التقارير؛
- التأكد من احتواء التقارير على ما يفترض احتوائها عليه، أي أن الخانات التي يجب استيفاؤها لم تترك خالية، وأن الخانات الرقمية تحتوي على أرقام وأن الخانات غير الرقمية لا تحتوي على أرقام؛
- مراجعة وتحرير كل رد. وقد يتعين إجراء عمليات الإحلال مركزيا أو الموافقة على عمليات الإحلال التي أجراها جامعو الأسعار. وقد يتعين الاستعلام عن التغيرات غير المعتادة (أو مجرد الكبيرة) في الأسعار. وقد

يتعين تحويل البنود التي تُسعر بوحدات متعددة أو أوزان ترجيحية متغيرة لكي تسعر بوحدة قياسية. ويجب التعامل مع الأسعار الناقصة وفقا لقواعد موحدة ترتبط بالسبب؛

- الأخطاء التي تحدث عند إدخال الأرقام بواسطة لوحة المفاتيح في جهاز الكمبيوتر أو نسخها على أوراق عمل يجب العثور عليها وتصحيحها، ويفضل تجنبها من البداية بانتفاء الحاجة إلى النسخ.

١٢-٤٢ ينبغي ملاحظة أن الطريقة التي تُنظم بها البيانات في أوراق العمل أو في جهاز الكمبيوتر قد تختلف عن الطريقة التي تُنظم بها عند استلامها، حيث ستصل إلى المكتب الرئيسي منظمة وفقا لجامع الأسعار ومنفذ البيع والبند. غير أنه ينبغي تسجيل منشأها حتى يمكن الرجوع إليه إذا كشفت المعالجة عن وجود أي مشكلات في البيانات. إلى جانب ذلك، حتى إذا كانت الرموز المعطاة لجامعي الأسعار من أجل إدراج البنود ووصف الأسعار أو تحديدها تُستخدم دون تغيير عند المعالجة، قد يتعين استخدام رموز أخرى للمعلومات التي ترد من جامعي الأسعار في شكل غير مرمز.

١٢-٤٣ ستختلف طريقة تنظيم عملية المراجعة من بلد إلى آخر. ففي بعض الحالات، سيشارك المشرفون المحليون أو الإقليميون في بعض مهام هذه العملية، وفي حالات أخرى، سيكون من الأنسب إجراء العملية بكاملها مركزيا. ويمكن إجراء بعض من هذه المهام بواسطة الكمبيوتر، وإجراء غيرها يدويا. وبالتالي، لا يوجد اقتراح عام يمكن تقديمه بشأن تسلسل العمل أو بشأن تقسيمه إلى أجزاء مختلفة.

١٢-٤٤ ينبغي اتخاذ الإجراءات اللازمة للتحقق من إعادة كافة المستندات والرسائل والملفات من الموقع بحيث يمكن مراجعة جامعو الأسعار بشأن الردود الناقصة. وبالتالي، ينبغي إجراء اختبارات أولية لضمان اكتمال البيانات وصحتها. فعلى سبيل المثال، ينبغي إجراء اختبارات لضمان عدم حدوث ازدواج غير متوقع في الأسعار (أي لنفس البند أو في نفس المتجر أو في نفس الموقع) وضمان وجود وصحة الرموز التعريفية للمواقع ومنافذ البيع والبنود المرتبطة بكل سعر. وإذا لم يجتز أي سعر هذه الاختبارات، ينبغي الاستعلام من جامع الأسعار لتقديم توضيح بشأن ذلك. ونظرا لأن بعض عمليات المراجعة قد تستدعي الرجوع إلى جامعي الأسعار (أو المشرفين عليهم أو المجيبين التابعين لهم في حالة استخدام الاستبيانات البريدية المباشرة)، يجب أن يسمح الجدول الزمني لإنتاج المؤشر بحدوث مثل هذه الاتصالات.

١٢-٤٥ بعد التحقق من صحة بيانات الأسعار واكتمالها، يمكن إجراء سلسلة من اختبارات اثبات صحة البيانات. وعند اختيار الاختبارات التي ينبغي إجراؤها، ينبغي أن يؤخذ في الحسبان اختبارات اثبات صحة البيانات التي تُجرى في الميدان. وسوف يؤدي استخدام أجهزة الكمبيوتر اليدوي إلى زيادة إمكانية إثبات صحة البيانات عند جمع الأسعار وتقليل الحاجة إلى الفحص التفصيلي للبيانات في المركز الرئيسي. ومن الواضح أن إعادة كل

الاختبارات التي سبق إجراؤها ميدانيا لن يكون مثمرا أو اقتصاديا من حيث التكلفة، إلا إذا تم إجراء تدقيق ثانوي أو مراجعة عشوائية للتحقق من الانتهاء من هذه الاختبارات.

١٢-٤٦ تتناول الفقرات من ١٢-٢١ إلى ١٢-٢٥ مجموعة الاختبارات التي يمكن إجراؤها. إلى جانب ذلك، يمكن للمركز الرئيسي استخدام بيانات الأسعار التي حصل عليها في ذلك الشهر للكشف عن المشاهدات الشاذة.

التقارير

١٢-٤٧ ينبغي عادة استخراج تقارير عن معظم البنود الممثلة لمساعدة المحلل في اختيار أسعار معينة يبدو مستواها أو تغيرها مختلفا عما تم إبلاغه بالنسبة لبنود مماثلة في أماكن أخرى، أو إذا تجاوز تغيرها حدودا معينة. وبالتالي، يمكن لأي نسخة مطبوعة بواسطة الكمبيوتر أن تدرج كافة الأسعار التي إما أنها تقع خارج نطاق الأسعار التي تم الحصول عليها آخر مرة بالنسبة لهذا البند الممثل، أو التي يقع تغيرها المئوي عن آخر مرة بالنسبة لنفس البند في نفس المتجر خارج نطاق معين. وسوف تختلف الحدود المستخدمة من بند إلى آخر ويمكن تعديلها في ضوء الخبرة. وهكذا، يمكن للمحلل التعامل مع النسخة المطبوعة، بالتحقق أولا مما إذا كان هناك خطأ عن طريق لوحة المفاتيح، ثم التحقق مما إذا كان جامع الأسعار قد قدم تفسيرا يشرح على نحو واف السلوك السعري المختلف أو ما إذا كان ينبغي إعادة الاستعلام للمشرف أو لجامع الأسعار. وينبغي أن يسمح الجدول الزمني بذلك، كما ينبغي استبعاد المشاهدات الشاذة متى تعذر الحصول على تفسير أو تصحيح مقبول في الوقت المناسب.

١٢-٤٨ يمكن استخراج تقارير أخرى بانتظام على أساس تقارير عدة فترات (عدة شهور مثلا) للكشف عن الأنماط المتراكمة، وبالتالي إمكانية الكشف عن المشكلات الأوسع نطاقا. ومن أمثلة ذلك ما يلي:

- قد تبين تقارير أحد جامعي الأسعار أن عدد مرات ورود عبارة "منفذ البيع مغلق" يفوق كثيرا ورودها في تقارير جامعي الأسعار الآخرين، مما قد يشير إما إلى حاجة جامع الأسعار هذا إلى تحفيز أو تدريب، أو إلى تغيير أنماط تجارة التجزئة في منطقة معينة.
- قد يصبح إحلال بند ممثل معين أكبر بكثير مما هو عليه الآن، مما يشير إلى احتمال وجود حاجة إلى مراجعة المواصفات أو اختيار بند ممثل آخر.
- عندما تحتوي قائمة المواصفات الدقيقة على عدد من الأصناف والطرز التي ينبغي اختيار إحداها لكن يوجد عدد كبير من الأسعار لبنود غير واردة في القائمة الأصلية، فإن ذلك سيشير إلى أن الأصناف والطرُز المذكورة لم تعد ملائمة وأنه يتعين إعادة النظر في القائمة.
- قد يصبح تشتت تغيرات أسعار بند ممثل معين أكبر بكثير مما كان عليه، مما يثير التساؤل عما إذا كان قد تم تحديده على نحو ملائم أم لا.

١٢-٤٩ ينبغي للتقارير المنتظمة المستخرجة عن طريق الكمبيوتر أن تمكِّن المسؤولين عن المؤشر من الكشف عن وجود كل هذه المشكلات. وهناك نوعان من التقارير أكثر فائدة من غيرهما: تقارير تشتت المؤشرات وتقارير تحديد الأسعار.

١٢-٥٠ *تقرير تشتت المؤشر*: هو قائمة بنود تشير إلى المؤشر الحالي لكل بند، وعدد الأسعار الصحيحة لكل بند، وعدد الأرقام النسبية للأسعار (نسبة السعر الحالي إلى السعر الصحيح السابق) في كل سلسلة من سلاسل النطاقات المختارة مسبقا (على سبيل المثال: أقل من ٤٠، ٤٠-٤٩، ... ١٩٠-١٩٩، أكبر من ١٩٩). ويمكن استخدام تقارير تشتت المؤشرات في تحديد الأسعار التي تقع أرقامها النسبية خارج نطاق الغالبية العظمى للأسعار. ويمكن تحديد هذه الأسعار من تقارير تحديد أسعار البنود، ثم التحقق من صحتها واتخاذ الإجراء الملائم إذا تطلب الأمر.

١٢-٥١ *تقرير تحديد الأسعار*: يحتوي هذا التقرير على مجموعة من المعلومات عن بند ما، وهي المعلومات التي أظهر تقرير تشتت المؤشر أنها تبرر إجراء مزيد من الفحص. وقد تتضمن هذه المعلومات السعر الحالي وأحدث الأسعار السابقة وسعر الأساس، إلى جانب المواقع وأنواع المتاجر. ويمكن استخدام التقرير في تحديد الأسعار التي تستلزم إجراء مزيد من الفحص وفي فحص الأسعار المرفوضة أيضا.

الخوارزميات

١٢-٥٢ يمكن إنشاء الخوارزميات التي قد تستخدم في تحديد حركات الأسعار التي تختلف اختلافا كبيرا عن المعتاد بالنسبة لبند معين وإبطال صحة هذه الحركات. وبالنسبة لبعض البنود الموسمية التي تكون حركات أسعارها شاذة، قد يكون من الأنسب إنشاء خوارزمية لاختبار مستوى الأسعار بدلا من التغير في الأسعار.

١٢-٥٣ من أمثلة ذلك خوارزمية توكي (Tukey algorithm) التي تعمل إحدى صيغها كالتالي:

- تُحسب نسبة السعر الحالي إلى السعر الصحيح السابق (الرقم النسبي للسعر) لكل سعر. (وفي حالة البنود التي يجري اختبارها بمستوى الأسعار بدلا من التغير في الأسعار، تُستبعد هذه المرحلة.)
- بالنسبة لكل بند، تُرتب كل هذه النسب ترتيبا تصاعديا، وتُستبعد النسب التي قيمتها1 (أسعار لم تتغير). (في حالة البنود التي يجري اختبارها بمستوى الأسعار بدلا من التغير في الأسعار، تُرتب الأسعار نفسها.)
- يُحذف أعلى وأقل ٥% في القائمة (نسبة ٥% هذه هي مَعلَمة 1).
- "نصف الوسيط" هو متوسط ما تبقى.
- "شبه نصف الوسيط" الأعلى والأدنى هما نصفي الوسيط لكل المشاهدات التي تزيد أو تقل عن الوسيط.

- الحد الأعلى (الأدنى) لخوارزمية توكي هو نصف الوسيط مضافا إليه (مطروحا منه) ٢,٥ ضعف الفرق بين نصف الوسيط وشبه نصف الوسيط الأعلى (الأدنى). والرقم ٢,٥ هذا يمثل المعلمتين ٢ و٣. ويمكن تحديد أعلى قيمة وأدنى قيمة بصورة مستقلة إذا كانت هناك رغبة في ذلك، ولكن يفترض تساويهما حاليا.
- إذا كان الحد الأعلى سالبا، يُحدد بصفر، (إذا استخدمت مستويات الأسعار، يُحدد الحد الأدنى بصفر)
- يؤشر على الأرقام النسبية للأسعار ــ أو مستويات الأسعار ــ التي تقع خارج حدَّي توكي بأنها غير مقبولة وتحتاج إلى تعديل أو مزيد من الفحص.

١٢-٥٤ لخوارزمية توكي عدد من الخصائص المفيدة (راجع Saïdi and Bleuer, 2005 للاطلاع على مناهج أخرى). وتحديدا، تكون نتائجها منطقية من الناحية البديهية، كما تكون متسقة من شهر إلى آخر، ولا تتأثر بوجود المشاهدات الشاذة (بعبارة أخرى، لا يؤثر وجود مشاهدة شاذة أو اثنتين كثيرا على الحدود التي تضعها الخوارزمية)، ولا تتأثر بتغير حجم البيانات (أي لا تختلف الحدود المحسوبة من مجموعة فرعية من البيانات كثيرا عن الحدود المحسوبة من مجموعة كاملة من البيانات).

١٢-٥٥ رغم أن الخوارزميات يمكن أن تكون طريقة تتسم بالكفاءة في إبراز البيانات التي تنطوي على مشكلات، ينبغي توخي الحذر عند استخدامها. وسوف يتعين على المحللين أن يتأكدوا بأنفسهم أن استخدامها لا يؤدي إلى تحيز منهجي في المؤشر. وهذه مسألة قد يتعين أيضا أن تؤخذ في الحسبان في أي نظام لتحرير البيانات، رغم انخفاض احتمال إثارتها للمشكلات في سياق التحرير اليدوي.

إنتاج المؤشر وإصداره

١٢-٥٦ فيما يتعلق بإنتاج المؤشر وإصداره، هناك عدد من النماذج التنظيمية التي يمكن اعتمادها للعمل الفعال. ومن الاعتبارات التي ينبغي أن تؤخذ في الحسبان عند اختيار الهيكل التنظيمي الملائم ما يلي:

- الحاجة إلى وضوح خطوط السلطة؛
- الحاجة إلى التقسيم الواضح للمسؤوليات؛
- الإدارة المركزية أو اللامركزية للعمل الميداني (راجع المناقشة التي وردت آنفا حول الجمع الميداني، والتعاقد الخارجي على العمل الميداني، في الفقرات من ١٢-٦ إلى ١٢-١٤)؛
- إدارة الإنتاج والتطوير الفني؛
- تكيف عمل المؤسسة الإحصائية القومية مع نمط عمل الشركات، من حيث إدارة الجودة والبحث المنهجي والنشر مثلا.

١٢-٥٧ في بعض الحالات، عندما تكون خبرة الموظفين الداخليين قليلة في ممارسة العمل الميداني مثلا، قد يكون من المفيد إجراء العمل الميداني بواسطة مؤسسة مختلفة سواء من القطاع العام أو القطاع الخاص. وفي هذه الأحوال، من المهم وجود علاقة تعاقدية فعالة فيما يتعلق بالبيانات. وينبغي أن يكون هناك أيضا أهداف متفق عليها بشأن تقديم البيانات، ومقاييس للأداء تغطي أمور مثل الجداول الزمنية لتقديم البيانات ومعدلات الإجابة ومستويات الدقة. وينبغي أيضا إعطاء الاهتمام لإجراء تدقيق مستقل لعمل المتعهدين على أساس العينات.

الإعداد الشهري

١٢-٥٨ يجب أن يكون النظام المستخدم في الحساب الدوري للمؤشر مرنا بما يكفي للسماح بحدوث تغييرات في نوع البيانات التي يجري الحصول عليها. فعلى سبيل المثال، الجمع الميداني لأسعار منتجات عينة عمدية مسحوبة من فروع مجموعات محال السوبر ماركت الكبرى قد يحل محله الجمع المركزي لأسعار عينة إحصائية مسحوبة من بيانات المبيعات الكاملة التي يوفرها المركز الرئيسي لمجموعة ما. وفي هذه الأحوال، قد ينظر إلى منهج الوحدات القياسية المتكاملة باعتباره ميزة.

١٢-٥٩ توفر الحسابات التحليلية مقارنات بين المؤشر الصادر ــ أو واحد أو أكثر من المؤشرات الفرعية ــ وما كان يمكن أن تستخدمه من طرق أو بيانات مختلفة. وتسهم هذه الحسابات في شرح أسباب حركة المؤشر كما تسمح بإجراء التجارب المنهجية. والأمثلة التالية لعمليات الفحص هذه تفيد في توضيح بعض القدرات الحسابية والبيانات المطلوبة:

- ــ الإجماليات البديلة للمؤشرات الفرعية؛
- ــ تأثير الأوزان الترجيحية المختلفة، وتأثير إدراج فئات المنتجات التي اكتسبت أهمية حديثا، وتحديث أسعار الأوزان الترجيحية؛
- ــ عدد المشاهدات الناقصة ومدتها، وكيفية تأثر المؤشر باختلاف طريقة تقديرها؛
- ــ مقارنة المؤشرات المحسوبة بعينات فرعية متعددة من البيانات كوسيلة لتقدير التباين؛ والمقارنة بين تباينات نسب الأسعار؛
- ــ حساب المؤشر المرجعي القياسي (لا يشهد تعديلات صريحة مقابل التغير في النوعية) حتى يتم الحصول على المؤشر الضمني للنوعية؛
- ــ عدد المنتجات المدرجة في العينة؛ ومعدلات الإحلال الاضطراري؛ ومدة بقاء المنتجات في العينة؛
- ــ التوزيع التكراري للتعديلات مقابل التغير في النوعية.

١٢-٦٠ لفحص هذه الأمور، يجب أن تحتوي قاعدة البيانات على الأسعار بجانب المواصفات التفصيلية لبدائل المنتجات والملاحظات التفسيرية المرفقة بالأسعار الملاحظة وغيرها. وبوجه عام، سوف يلاحَظ أن قواعد البيانات

التاريخية كبيرة إلى حد يتعذر معه حفظها على النظام وبالتالي سيتعين تخزينها. وسيتعين الاحتفاظ بالمستندات التفصيلية المتعلقة بالمواد المحفوظة لحمايتها من فقدان المعلومات المهمة نتيجة تغيير مشغلي أجهزة الكمبيوتر أو أجهزة الكمبيوتر. وينبغي الاهتمام أيضا بتعيين أمين حفظ للبيانات يكون مسؤولا عن كافة السجلات المحفوظة.

اللوحات الجدولية

١٢-٦١ يمكن استخدام اللوحات الجدولية في إعداد المؤشرات الفرعية التي تتطلب إجراءات خاصة، أو في حالة جمع البيانات مركزيا أو وفقا لجدول زمني غير مؤكد أو وفقا لجدول زمني مختلف عن الجدول الزمني الخاص بجمع بيانات أخرى، غير أنه يتعين تطبيق إجراءات رقابية فعالة. ومن أمثلة أنواع الأسعار التي يكون من المفيد استخدام لوحات جدولية منفصلة لها: أجرة السفر بالطائرة، والإقامة في الفنادق، والصحف، وتأجير السيارات. ويمتاز استخدام اللوحات الجدولية بالمرونة الإضافية، ويوفر المجال للجمع بين مسؤولية جمع البيانات وإدخالها وحسابها. كما أن اكتساب جامع الأسعار للمعرفة المتخصصة بالأسواق أو منافذ البيع التي يمكن ملاحظة هذه الأسعار فيها، إلى جانب الأدوات التحليلية المطبقة على اللوحات الجدولية سوف يساعده في الكشف عن أي أوجه شذوذ في البيانات، وييسر التحقق مما إذا كانت أوجه الشذوذ هذه تعكس أخطاء في إبلاغ البيانات أو إدخالها، ويسمح بتصحيحها على وجه السرعة. كما أن القدرة على الانتقال السريع فيما بين إدخال البيانات الرقمية واستعراض اللوحات البيانية ــ إدخالات الشهر الجاري والشهر السابق مثلا ــ تساعد في الكشف السريع والسهل عن القيم الشاذة. وبعد ذلك، يمكن لنفس الشخص أن يتابع هذه الإجراءات مع موفر البيانات.

١٢-٦٢ بمرور الوقت سيؤدي حل المشكلات التي نشأت والتكيف مع الظروف الجديدة إلى حدوث تغيرات في اللوحة الجدولية. وما لم توضع ضوابط لإدارة الجودة، سيكون هناك خطورة من عدم إمكانية فهم اللوحة الجدولية إلا من جانب الشخص المسؤول، ومن عدم توثيقها على النحو الصحيح. وإذا كان الأمر كذلك، يمكن أن تحدث نتيجتان غير مرغوب فيهما:

- إذا تغيب هذا الشخص أو تقاعد أو انتقل إلى وظيفة أخرى، سيجد من يخلفه صعوبة شديدة في الحفاظ على استمرارية المؤشر الفرعي وجودته.
- قد تكون الإجراءات الجديدة المستخدمة في التعامل مع الظروف الجديدة غير متسقة مع الإجراءات المستخدمة في المؤشرات الفرعية الأخرى التي يكون أشخاص آخرون مسؤولون عنها.

١٢-٦٣ سوف يعمل التوثيق الجيد والاتصالات الجيدة مع الزملاء على تقليل هذه المخاطر. فعلى الأقل، ينبغي أن يكون هناك إصرار على جعل اللوحات الجدولية والتغيرات التي تحدث فيها قابلة للفهم بتوفير عناوين واضحة بما يكفي للصفوف والأعمدة أو بتوفير الإيضاحات المرفقة بالعناوين. إلى جانب ذلك، ينبغي دائما إدخال التغييرات في الإجراءات أو الصيغ وتغيير فترة أساس المؤشر واستخدام الأوزان الترجيحية الجديدة بنقل العملية

الحسابية إلى لوحة جدولية جديدة ضمن الملف، وليس بتعديل اللوحة الجدولية القديمة. وهكذا ستظهر اللوحتان الجديدة والقديمة جنبا إلى جنب بحيث يمكن مقارنتهما.

١٢-٦٤ يمكن منع التغييرات غير المتعمدة باستخدام كلمات مرور للخانات التي تحتوي على الصيغ وإغلاق الخانات التي تحتوي على بيانات المدخلات بعد الانتهاء من تحرير البيانات. وينبغي ألا تكون كلمات المرور معروفة إلا لعدد محدود من الأشخاص الذين لديهم صلاحية تحرير اللوحات الجدولية. ومن المهم أيضا عمل نسخ احتياطية بانتظام عن طريق نسخ الملف بأكمله على قرص مرن آخر.

إدخال التعديلات

١٢-٦٥ ينبغي إجراء العديد من المراجعات عند إدخال تعديلات. ويمكن أن تتضمن هذه المراجعات مقارنة الأساس القديم بالأساس الجديد باستخدام بيانات من عمليات جمع موازية (عند تسليم العمل إلى متعهد جمع جديد مثلا) أو إعادة التقدير بالرجوع إلى الوراء ــ على سبيل المثال، عند احتساب أسعار أساس جديدة لمجموعة كاملة من السلع أوالخدمات. وهكذا يمكن إجراء المزيد من الفحص لأي قيم شاذة.

مواجهة حالات الطوارىء

١٢-٦٦ يقال أن مؤشر أسعار المستهلكين هو أهم وأبرز إحصاءة تنتجها المؤسسة لإحصائية القومية ويمكنه التأثير على أكبر عدد من المستخدمين. وهناك غالبا التزام قانوني بإصدار مؤشر أسعار المستهلكين خلال فترة قصيرة بعد نهاية الشهر الذي يتعلق به. ففي بلدان الاتحاد الأوروبي مثلا، يقتضي القانون إصدار المؤشر المنسق لأسعار المستهلكين (HICP)، الذي يستخدم مجموعات بيانات مؤشرات أسعار المستهلكين من الدول الأعضاء، خلال ٣٠ يوما من الفترة المرجعية (رغم أن الجدول الزمني للمكتب الإحصائي للاتحاد الأوروبي يقتضي الإصدار قبل ذلك بأسبوعين). وأي تأخير في الإصدار يمكن أن يؤثر تأثيرا كبيرا على الشهور اللاحقة، مما يهدد عمليات الإصدار في المستقبل. فالتأخيرات المؤثرة قد تستغرق شهورا حتى يمكن العودة للجداول الزمنية الصارمة المطبقة. وبالتالي، من المهم أن تضع المؤسسات الإحصائية القومية خطة قوية مجربة لمعالجة حالات الطوارىء، بغض النظر عما إذا كانت الحاجة لتطبيقها مستبعدة.

١٢-٦٧ هناك عدد من الأسباب المحتملة لحالات الطوارىء:

- ــ عدم وفاء المتعهد الخارجي بالتزاماته بتوفير المعلومات؛
- ــ تعطل نظام الكمبيوتر؛
- ــ كارثة طبيعية أو حادثة أخرى خطيرة (عملية إرهابية مثلا) تؤثر على أنشطة مراكز المؤسسة الإحصائية القومية أو مركزها الرئيسي.

١٢-٦٨ عند التعاقد الخارجي على عملية الجمع، يكون أحد أهم الشروط التي تقتضيها خطة مواجهة حالات الطوارىء هو توظيف موفر خدمة بديل ودائم بأسرع ما يمكن. وعند انتهاء عقد أحد مقدمي الخدمة الخارجيين، من المحتمل أن تتمكن مؤسسة الإحصاء القومي من اتخاذ الترتيبات اللازمة لتقديم الخدمات عن طريق طرف ثالث، وإن كان بصورة مؤقتة فقط قبل إعادة التعاقد عن طريق مناقصة تنافسية.

١٢-٦٩ قد يتعين الحصول على مزيد من الأموال لتطبيق خطة مواجهة حالات الطوارىء التي تتعرض لها أجهزة الكمبيوتر. ويتعين النظر فيما إذا كان الخيار الأفضل هو التعاقد الخارجي على خطة مواجهة مع شركة متخصصة في تقديم الدعم الاحتياطي أم المحافظة على القدرات الداخلية. وسوف يعتمد ذلك ــ جزئيا ــ على عدد المواقع والأماكن التي تعمل فيها مؤسسة الإحصاء القومي. فإذا كان لدى الوحدة المختصة عدد من المواقع البعيدة عن بعضها لكنها مربوطة ببنية اتصالات تحتية حديثة، ستقل احتمالات تأثرها بالكوارث الطبيعية.

١٢-٧٠ سوف يتعين على مديري خطط مواجهة حالات الطوارىء أيضا النظر فيما يلي:

- الوصف الكامل لأماكن العمل وما يرتبط بها من مستلزمات (مثل أجهزة الكمبيوتر الشخصي والهواتف) تخص كل موقع؛
- تخصيص مسؤولين محددين لمهام محددة خلال فترة مواجهة الطوارىء وتحديد الاحتياجات التدريبية لكل فرد؛
- دراسة الجوانب العملية وما يرتبط بها من نفقات تتعلق بأمور مثل الدخول على مشغلات الأقراص والنظم المشتركة، بما في ذلك نظم إدارة الاتصالات والجودة، من مواقع أخرى؛
- إقرار التكاليف، وترتيب زيارات المواقع، والاتصال بوحدات التوريدات عند التفاوض على العقود.

إدارة الجودة ونظم إدارة الجودة

١٢-٧١ تواجه المكاتب الإحصائية تحديا مستمرا يتمثل في تقديم مجموعة كبيرة من المنتجات والخدمات التي تلبي حاجات المستخدم، أي المستهلك. وبالتالي فإن أحد العناصر الأساسية للجودة هو اهتمام المستهلك والنشر الفعال للإحصاءات المهمة والدقيقة والمعدة في الوقت المناسب. إلى جانب ذلك، يمكن أن يقال إن إدارة الجودة ينبغي أن تتضمن التدريب الفعال للمستهلكين على استخدام هذه الإحصاءات. ومن هذه الناحية، يمكن أن يقاس النجاح بتحقيق مستوى عال من الرضا بين المستخدمين الملمِّين بالمعلومات.

١٢-٧٢ لإدارة جودة مؤشر أسعار المستهلكين، يمكن أن يقال إن الأولوية تكون لإدارة جودة عملية الإنتاج نفسها. وبالنسبة لمعظم المؤسسات الإحصائية القومية، ستكون إدارة جودة الإنتاج مجالا ينطوي على مخاطر كبيرة، في ظل تعقد العملية والآثار المالية المترتبة على حدوث خطأ في المؤشر.

١٢-٧٣ إذا كانت مبادئ تنظيم وإدارة جمع البيانات، والمعالجة اللاحقة للمعلومات لإنتاج مؤشر أسعار المستهلكين، سيجري اعتمادها، عندئذ سيكون من المهم استخدام نظام يضمن أن البيانات التي يجري الحصول عليها، والعمليات التي تدخل في تحقيق النتائج المحددة، وصياغة السياسات والاستراتيجيات التي تحكمها تدار بأسلوب فعال ومتسق. وينبغي ــ كلما أمكن ــ التحقق من صحة العمليات، كما ينبغي استخدام آليات لضمان أن تفي النتائج بالحاجات ــ وبعبارة أخرى، تحقق رضا المستهلكين. وتشكل هذه العناصر معا أساس نظام إدارة الجودة.

١٢-٧٤ هناك مفاهيم متباينة لمعنى الجودة، لكن الفكرة المشتركة المهمة بينها تتمثل في ضرورة الاستجابة لمستخدمي مؤشر أسعار المستهلكين وخدمتهم، وضمان التحسين المستمر لهذه الخدمة. وبالتالي فإن تطبيق نظام فعال لإدارة الجودة يتطلب مستو عال من الفهم لحاجات المستهلكين وتحويل ذلك الفهم إلى إطار متماسك للإحصاءات والجودة. وهذا الإطار ضروري أيضا لجمع المعايير اللازمة لتقييم النجاح. ويمكن التعرف على حاجات المستخدمين إما بصورة رسمية من خلال التفاوض على الالتزامات التعاقدية التي قد تكون أو لا تكون ملزمة قانونا، أو بصورة شبه رسمية من خلال التحدث مع العملاء مباشرة أو عن طريق مسوح العملاء.

١٢-٧٥ في العديد من البلدان، تكون القضايا المتعلقة بإدارة مؤسسة الإحصاء القومي مكتوبة في مستند "إطاري" أو مستند مماثل. ويحدد هذا المستند مهام ومسؤوليات المؤسسة، ويعمل بوجه عام كمرشد وموجه للعمل المكتبي. فعلى سبيل المثال، يمثل الهدف المذكور في المستند الإطاري وهو "تحسين جودة وأهمية الخدمة المقدمة للعملاء ــ سواء في الحكومة أو مجتمع المستخدمين الأوسع نطاقا" تعبيرا قويا عن تحديد خطط العمل.

١٢-٧٦ هذا الاعتراف بأهمية الجودة يمكن دعمه أيضا من خلال رؤية صادرة عن مؤسسة الإحصاء القومي بوصفه موفر رئيسي للمعلومات الموثوقة والمعدة في الوقت المناسب والعالية الجودة. وهذه الرؤية يمكن إيجازها بإصدار الأهداف في خطة العمل السنوية. ويمكن أن تشمل هذه الأهداف تحسين الجودة وزيادة الأهمية، وبالتالي زيادة ثقة الجمهور في سلامة النتائج وصحتها.

١٢-٧٧ يمكن قياس الأداء مقارنة بتوليفة من العوامل، منها الدقة والحداثة والكفاءة والأهمية. وهناك عدد من الأمثلة العملية ودراسات الحالات المتعلقة بنظم الجودة تبين كيف يمكن تطبيق النماذج المختلفة.

نظم إدارة الجودة

١٢-٧٨ يمكن توظيف المعايير المختلفة لأفضل الممارسات لمساعدة المؤسسات على تحسين إدارة الجودة. ولبعض هذه المعايير ميزة إضافية تتمثل في الاعتراف الدولي بها.

١٢-٧٩ *إدارة الجودة الشاملة*: ترتبط إدارة الجودة الشاملة (TQM) ارتباطا وثيقا بفلسفة الإدارة أكثر من ارتباطها بنظام محدد ومصاغ بدقة شديدة. والخصائص المرتبطة بإدارة الجودة الشاملة وثقافة الجودة السائدة في مؤسسة ما تتضمن ما يلي:

- الأهداف التنظيمية المحددة بوضوح؛
- الاهتمام الشديد بالمستهلكين؛
- التخطيط الاستراتيجي للجودة؛
- التوجه الرئيسي للعملية؛
- توفير الإمكانات اللازمة للعاملين؛
- تبادل المعلومات؛
- التحسين المستمر للجودة.

١٢-٨٠ *وضع القواعد المعيارية*: وضع القواعد المعيارية هو عملية المقارنة بالآخرين والتعرف منهم على ما يجب عمله وكيفية اتقان هذا العمل، بهدف إجراء التحسينات اللازمة.

١٢-٨١ هناك بالفعل عدد من مشاركات وضع القواعد المعيارية تعمل داخل المؤسسات الإحصائية القومية، وبعضها يتناول تحديدا مؤشر أسعار المستهلكين. وقد كان مكتب الإحصاءات الاسترالي نشطا على وجه التحديد في هذا المجال، وقام بعملية في الفترة ١٩٩٨-٢٠٠٠ بمشاركة المملكة المتحدة. كما أجريت أيضا مشاريع وضع القواعد المعيارية في نيوزيلندا والبلدان الإسكندنافية والولايات المتحدة.

١٢-٨٢ إن المجالات التي يمكن النظر فيها عند وضع القواعد المعيارية لجمع بيانات مؤشر أسعار المستهلكين يمكن أن تتضمن الآتي:

- الأطر الزمنية لجمع البيانات ودقته ونطاق تغطيته؛
- مزايا منهجيات المؤشر للبنود المتعددة، مثل المتوسط الهندسي مقارنة بمتوسط الأرقام النسبية؛
- تواتر الجمع والإصدار؛
- تكلفة الجمع لكل وحدة من وحدات السلعة، إلخ.

١٢-٨٣ *نموذج التميز المعتمد لدى المؤسسة الأوروبية لإدارة الجودة*: نموذج التميز (١٩٩٤) الذي وضعته المؤسسة الأوروبية لإدارة الجودة (European Foundation For Quality Management (EFQM) هو أداة تشخيصية للتقييم الذاتي. ويشيع استخدام هذا النموذج في المؤسسات الحكومية الأوروبية من أجل تحسين الجودة والأداء. ويمكن وصفه بأداة تقود فلسفة إدارة الجودة الشاملة.

١٢-٨٤ يركز نموذج التميز المعتمد لدى المؤسسة الأوروبية لإدارة الجودة على مجالات الأعمال العامة ويقيم الأداء على أساس مجموعتين من المعايير ــ الأولى تحتوي على خمسة معايير تغطي ما يقوم به مجال الأعمال (العوامل المساعدة: القادة، والأفراد، والسياسة والاستراتيجية، والمشاركة والموارد، والعملية)، والثانية تحتوي على أربعة معايير تتعلق بما يحققه مجال الأعمال (النتائج: نتائج الأفراد، ونتائج العملاء، ونتائج المجتمع، والنتائج الرئيسية للأداء). وتستخدم الأدلة القائمة على آراء مجموعات التركيز والاستبيانات والمقابلات الشخصية في تقييم الأداء، كما يوضع برنامج العمل اللازم للتحسين ثم يدرج في خطة العمل.

١٢-٨٥ الأساس الذي يقوم عليه نموذج التميز هو إدراك أن تميز الأعمال ــ مقيسا برضا العملاء ــ يتحقق من خلال القيادة الفعالة التي تدير السياسة والاستراتيجية وتُخصص الموارد بما يتفق مع السياسة وتدير العاملين بالأسلوب الذي يساعدهم على إدارة العمليات.

١٢-٨٦ في حالة المؤسسات الإحصائية القومية، حيث تخضع بعض الإجراءات لقوانين أو قواعد تنظيمية، يساعد استخدام نموذج التميز في تحقيق التحسين المستمر عبر مجموعة من العمليات والوظائف. والعمل الفعال يتطلب التزام كبار المديرين ــ الذين يتحملون مسؤلية إدارة التقييمات الذاتية. غير أنه على خلاف معيار أيزو 9000 ــ حيث يُجري التقييم مدققون مؤهلون من خارج مجال العمل غالبا (راجع الفقرات اللاحقة)، يستند نموذج التميز المعتمد لدى المؤسسة الأوروبية لإدارة الجودة إلى مساهمة كافة العاملين.

١٢-٨٧ *أيزو ٩٠٠٠*: معيار أيزو ٩٠٠٠ هو معيار جودة دولي للنظم الإدارية (راجع ISO, 1994). ونظام الجودة هو نظام لإدارة الأعمال قائم على المنطق السليم والتوثيق الجيد يمكن تطبيقه على كافة قطاعات النشاط. ويسهم هذا النظام في ضمان اتساق ممارسات العمل وتحسينها، بما في ذلك المنتجات والخدمات المنتَجة.

١٢-٨٨ تم تعديل معايير الأيزو بالكامل كمعيار أيزو ٩٠٠١ في نوفمبر ٢٠٠٠ لتتماشى مع الفلسفة الحالية لإدارة الجودة والآراء المتعلقة بالهياكل التي يجب استخدامها لضمان مواصلة التحسين المستمر (راجع ISO, 2000).

١٢-٨٩ تعطي المعايير المنقحة للمستخدمين الفرصة لإضافة قيمة لأنشطتهم وتحسين أدائهم باستمرار بالتركيز على العمليات الرئيسية داخل الوحدة المختصة. وسوف تجعل نظام إدارة الجودة أكثر توافقا مع حاجات الوحدة المختصة وتبين الأسلوب الذي تدير به الوحدة المختصة أنشطتها التجارية. وبالوفاء بمعيار أيزو ٩٠٠٠، ستقترب الوحدة المختصة من التوافق مع مبدأ إدارة الجودة الشاملة ونموذج التميز المعتمد لدى المؤسسة الأوروبية لإدارة الجودة.

فرصة التوسع في استخدام أساليب إدارة الجودة

١٢-٩٠ حظى كل من معيار أيزو ٩٠٠٠ ونموذج التميز المعتمد لدى المؤسسة الأوروبية لإدارة الجودة بقدر كبير من اعتراف المجتمع الدولي خلال السنوات الأخيرة. وفي الوقت نفسه، اكتسب استخدام شبكات وضع القواعد المعيارية أهمية متزايدة. لذلك، من المهم طرح السؤال عما إذا كان ينبغي تحقيق استفادة أكثر تنسيقا من هذه الأساليب وغيرها من أساليب إدارة الجودة على مستوى استراتيجي في مجالات الإحصاءات حيث ينصب التركيز على القابلية للمقارنة على المستوى الدولي. وينطبق هذا تحديدا على الإحصاءات التي تُعد لأغراض المعاهدات، ومنها مثلا الإحصاءات التي تعدها الدول الأعضاء في الاتحاد الأوروبي بعد وضع إرشادات المنهجيات التفصيلية في القانون.

١٢-٩١ هناك خمس حجج تدفع بإتجاه التوسع في إستخدام أساليب إدارة الجودة :

- إن تتمتع هذه الإحصاءات المهمة وذات الطبيعة الإلزامية ــ التي تنص التشريعات على إنتاجها واستخدامها ــ بالثقة الكاملة من المستخدمين يعد أمرا في غاية الأهمية.
- تعتمد جودة المقارنات الدولية على أضعف وسائل الربط، وبالتالي فإن الإحصاءات ذات الجودة العالية من أحد البلدان قد تكون قليلة القيمة إذا لم تقابلها إحصاءات لها نفس الجودة العالية من البلدان الأخرى.
- من المحتمل حدوث تحليلات واستنتاجات مضللة نتيجة الاختلاف في تطبيق منهجية موحدة.
- تقل فعالية الصلاحيات الممنوحة لضمان وضع إجراءات رقابية كافية عندما يُسند الإنتاج إلى الدول الأعضاء.
- هناك فرصة محدودة للإدارة المركزية لكل من إجراءات التحقق من صحة البيانات والجودة عندما يصبح الإنتاج غير مركزي.

إدارة الأداء والتطوير والتدريب

١٢-٩٢ إن تطبيق نظام فعال لإدارة الأداء على الأفراد له نفس أهمية تطبيق هذا النظام على الهيكل الإداري. ويمكن النظر إلى إدارة الأداء باعتبارها عملية مستمرة تُصمم لتحسين نتائج العمل بالتركيز على ما يحققه الأفراد بالفعل وليس على مقدار ما يبذلونه من جهد في العمل. وينبغي أن يقوم هذا النظام بالربط بين أهداف الأفراد وأهداف فريقهم وأهداف الوحدة ككل، بحيث تكون خطط العمل متسقة عبر الوحدة، و يعرف كل فرد ما يفعله ولماذا يفعله. وينبغي أن يقدم نظام إدارة الأداء أهدافا واضحة للمتابعة والتقييم، مما يساعد على تقديم الرأي التقييمي في الأداء ويسهم كذلك في تحديد حاجات الأفراد للتطوير. وينبغي أن تكون إدارة الأداء عملية مستمرة.

الحاجات التدريبية

١٢-٩٣ سيساعد التدريب الفعال على تحفيز العاملين وتجهيزهم لإعداد مؤشر لأسعار المستهلكين عالي الجودة. وعلى الأقل، سيعطي التدريب خلفية عن طبيعة المؤشر واستخداماته وكيفية إعداده. ويتخذ التدريب والتطوير عدة أشكال مختلفة ويمكن أن يتضمن ما يلي:

- التدريب بواسطة المدير أو المشرف المباشر؛
- حضور دورة تعريفية أو قراءة دليل إرشادي؛
- مرافقة جامع أسعار متمرس.

١٢-٩٤ إن الخطة التدريبية المكتوبة تفيد في تحديد الحاجات التدريبية والإنمائية في ضوء الأهداف العامة والمحددة للوحدة المختصة. ويمكن استخدامها أيضا في تحديد الموارد المطلوبة لتقديم التدريب الذي يفي بهذه الحاجات، وتقييم مدى فعالية التدريب ومدى تحقيق الأهداف.

التدريب الخاص لمعدِّي المؤشر وجامعي الأسعار

١٢-٩٥ سيتعين تقديم مزيد من التدريب على المهارات الخاصة، وذلك حسب الأدوار التي يؤديها الأفراد ووظائفهم. وينبغي أن يستمر التدريب إلى ما بعد المرحلة التعريفية حتى يشمل الإجراءات المعدلة، وإعادة التدريب عندما يكون الأداء غير مُرض.

١٢-٩٦ سيحتاج جامعو الأسعار إلى التدريب خاصة في مجال الإجراءات، بما في ذلك التدريب في مجال العلاقات مع أصحاب المتاجر، واختيار وتحديد السعر الصحيح، والقواعد الخاصة ببعض فرادى البنود (ومنها البنود الموسمية)، وكيفية استيفاء النماذج، و ــ حيثما اقتضى الأمر ــ كيفية استخدام أجهزة الكمبيوتر المحمول. كما سيحتاج معدُّو المؤشر إلى التدريب خاصة على إجراءات التحقق من صحة البيانات، والتحقق من الاتساق، وحساب المؤشرات المجمَّعة مركزيا، وإجراءات الترجيح، وكيفية تجميع الأسعار، إلى جانب التدريب على معاملة البنود الموسمية والإجراءات الخاصة المتعلقة ببعض الأقسام (كالمساكن مثلا). وقد يكون من المفيد أيضا منح التدريب في مجال القواعد التجارية أو الإحصائية سواء المحلية أو القومية، والاقتصاد، والمعلومات السلعية.

١٢-٩٧ هناك مزايا عديدة يمكن أن تنتج من التفاعل بين جامعي الأسعار ومعدِّي المؤشر. وهناك أيضا مزايا ستكتسب من الاتصال بين مؤسسات الإحصاء القومي وخبراء السلع من الصناعة المعنية. ويستطيع هؤلاء الخبراء تقديم المشورة بشأن قضايا مثل تحديد الخصائص النوعية لبنود معينة، كالسلع الكهربائية أو أجهزة الكمبيوتر الشخصي أو الملابس والأحذية على سبيل المثال.

١٢-٩٨ قد يكون من المفيد تولي خبراء الإحصاءات من المقر الرئيسي مسؤولية الإشراف الشخصي على جمع الأسعار في المنطقة التي يقع فيها المركز الرئيسي، بحيث يمكنهم اكتساب الخبرة مباشرة من المشكلات ذات الصلة. وسوف يمكِّنهم ذلك من تقديم المساعدة عند حدوث المشكلات. وبالمثل، من المحبذ ترتيب زيارات منتظمة لمجموعات من جامعي الأسعار والمشرفين عليهم إلى المقر الرئيسي، وهو أمر ملائم لرفع الروح المعنوية. ويقال إن جامعي الأسعار سيحسنون من أدائهم إذا ما شعروا أنهم ينتمون إلى فريق، وإذا ما شعروا أن عملهم يحظى بالتقدير، وإذا ما شعروا أن مشكلاتهم تحظى بالاهتمام. وسوف تسهم الزيارات إلى المقر الرئيسي في نقل الانطباع بأن الدقة والحرص فيما يُسهمون به في العمل يُعترف بأهميتهما البالغة لجودة المؤشر. وسوف تسهم أيضا زيارات جامعي الأسعار للمركز الرئيسي في إلمام خبراء الإحصاءات باستمرار بالأحوال السائدة في الميدان وفي الحصول، مثلا، على مزيد من المعلومات بشأن السلع الجديدة وجوانب التغير في النوعية.

١٢-٩٩ وبالمثل، قد يرغب معدُّو المؤشر في زيارة الميدان من حين إلى آخر، والمشاركة في جمع الأسعار أو مجرد ملاحظتها. وهذا يجعل لديهم تقدير أفضل للمشكلات العملية المصاحبة لجمع الأسعار وفهم أفضل للبيانات (وبالتالي لجودة المؤشر)، وللمهارات المطلوبة للمساهمة في جمع الأسعار في حالة حدوث طارئ.

المستندات

١٢-١٠٠ يمكن أن يكون الدليل الإرشادي وغيره من مستندات مثل التعليمات المكتبية مفيدا بالنسبة للتدريب الأوَّلي. وينبغي أن تساعد هذه المستندات في مرحلة لاحقة جامعي الأسعار ومعدِّي المؤشر على تذكر كافة القواعد والإجراءات ذات الصلة. وينبغي أن تكون المستندات منظمة ومفهرسة جيدا حتى يمكن حل المشكلات بسرعة.

١٢-١٠١ ينبغي مراجعة المستندات من جانب كافة المعنيين وتحديثها بانتظام. كما أن الأوراق التي تحتوي على تعديلات لا ينبغي أن تصبح كميتها كبيرة على الإطلاق، بل ينبغي أن تحل محلها صيغة جديدة مجمعة. ومن سبل تحقيق ذلك أن يكون الدليل ذو صفحات سائبة، حتى يمكن استبدال فرادى الصفحات عند الضرورة. وهناك بديل آخر يتمثل في الاحتفاظ بصيغة إلكترونية يمكن تحديثها عن طريق أفراد مخصصين لهذا الغرض. ومن المهم تحديث المستندات بأسلوب منهجي وخاضع للرقابة. وتتوافر مجموعة متنوعة من برامج الكمبيوتر لمساعدة خبير الإحصاءات على القيام بذلك.

١٢-١٠٢ هناك ثلاث مزايا لاستخدام برامج إلكترونية موحدة للمستندات:

- استخراج المستندات على نحو أكثر فعالية لأن البرامج تساعد على الإعداد الأولي للمعلومات وتقلل الحاجة إلى طبع وتوزيع نسخ ورقية؛

- يصبح خبراء الإحصاءات أكثر إلماما بالمعلومات لأنهم يستطيعون الحصول إلكترونيا بصورة فورية على أحدث المستندات، بما في ذلك التعليمات المكتبية من خلال خدمة البحث حسب الموضوع والمؤلف؛
- مراقبة الجودة على نحو أفضل لأن المؤلفين يستطيعون بسهولة إجراء التعديل ووضع التاريخ على النسخ المحدثة، ولأن الدخول الإلكتروني لغير المؤلفين مقصور على "القراءة فقط".

عمليات المراجعة

١٢-١٠٣ يمكن النظر إلى التدريب باعتباره جزء أساسي في عملية التحسين المستمر للجودة. ويمكن دعوة خبراء الإحصاءات إلى إجراء مراجعات عملية حيث تتاح لكل أعضاء الفريق فرصة إثارة شواغلهم ومعالجة قضايا معينة عن طريق التدريب الفردي أو الجماعي عند الاقتضاء.

الفصل الثالث عشر

الإصدار، والنشر وعلاقات المستخدمين

مقدمة

١٣-١ يعد مؤشر أسعار المستهلكين أحد أهم السلاسل الإحصائية. ودائما يحتل هذا المؤشر وأنماطه المختلفة المرتبة الأولى عند تصنيف الإحصاءات وفقا لتأثيرها المحتمل. ومن ثم يجب إصداره أو نشره وفقا للسياسات والمواثيق التطبيقية والمعايير الموضوعة لمثل هذه البيانات.

١٣-٢ وبالتالي، يتعين لمؤشر أسعار المستهلكين:

- أن يتم إعلانه بأسرع وقت ممكن؛
- أن تتم إتاحته لكافة المستخدمين في ذات الوقت؛
- أن يُعلَن وفقا لجداول زمنية معلنة مسبقا؛
- أن يُعلَن على نحو منفصل عن أي تعليق وزاري على محتواه؛
- أن تتم إتاحته في شكل يسهل للمستخدمين الحصول عليه؛
- أن يكون مصحوبا بتفسير للمنهجية المتبعة؛
- أن يحظى بدعم من إحصائيين واقتصاديين متخصصين بإمكانهم الإجابة عن الأسئلة وتوفير مزيد من المعلومات.

١٣-٣ والأهم مما تقدم، يتعين أن يفي مؤشر أسعار المستهلكين *بالمبادئ الأساسية للإحصاءات الرسمية* (United Nations, 1994). وهذه المبادئ منشورة في مواقع الأمم المتحدة واللجنة الاقتصادية لأوروبا التابعة للأمم المتحدة (UNECE) بعدة لغات. وتشير تلك المبادئ إلى النشر وكافة جوانب العمل الإحصائي. وتتم في هذا الفصل مناقشة هذه المبادئ وغيرها من المعايير.

عرض السلاسل الزمنية للمستوى والتغير

١٣-٤ من الشائع، ولكنه ليس مبدأ عاما، أن يتم إيلاء أهمية كبرى للمؤشرات التي ترصد التغيرات في الأسعار الإجمالية بين الشهر التي تتوافر له أحدث البيانات وذات الشهر من العام السابق. ومن المعتاد أيضا مقارنة هذا

التغير السنوي مع التغير السنوي الموضح منذ شهر سبق. ويوضح العرض النموذجي المبين في الإطار ١٣-١ في الصفحة ٢٣٠ مثالا على ذلك. ومن الممكن أيضا التركيز على آخر تغيير شهري أو إيلاء بعض الأهمية للتغييرات ربع السنوية.

١٣-٥ وترد الحجج المؤيدة للاختيارات المبينة في المثال، على النحو التالي: فالمقارنة التي تغطي اثني عشر شهرا، توفر دلالة على التغيرات السعرية في إطار زمني طويل معقول، بالإشارة إلى فترات قد يُتوقع فيما عدا ذلك أن تكون مماثلة من سنة إلى أخرى. ومن ثم، ليس من المرجح أن تكون العوامل الموسمية ذات تأثير مهم. فضلا على ذلك، فإن التغيرات السعرية التي غالبا ما تتحدد مركزيا، مثل تلك المرتبطة بأسعار المرافق العامة، والتغيرات في الضرائب غير المباشرة (ذات التأثير المباشر على الأسعار)، عادة ما تتم وفقا لجدول زمني سنوي وتحدث في ذات الشهر أو الشهور من كل عام. غير أنه قد تكون هناك تغييرات لمرة واحدة يمكن أن يكون لها تأثير على المؤشر.

١٣-٦ وقد يولى بعض النشرات الصحفية أهمية للتغير الشهري مقارنة بالشهر السابق، لا سيما بالنسبة لبعض مكونات مؤشر أسعار المستهلكين. ويتعين توخي الحرص عند عرض مثل هذه البيانات لتفادي الإيحاء، على سبيل المثال، بأن تغيرا شهريا نسبته ٢% في شهر واحد يماثل تغيرا نسبته ٢٤% على مدى العام.

١٣-٧ ويكاد أن يكون تحديد شهر مرجعي عالميا أيضا (أو فترة أطول) في الماضي يتم له تحديد مؤشر الأسعار عند ١٠٠. وتكون لكافة الشهور التالية عندئذ أرقام أساسية تمثل نسبا مئوية من الشهر أو الفترة المرجعية. وفي الواقع، يعد ذلك المؤشر الذي يستخدم كرقم أساسي والذي يتم منه حساب التغييرات الأخرى.

١٣-٨ وعادة ما يتم توضيح المؤشرات فقط إلى علامة عشرية واحدة، على غرار التغييرات الأخرى المذكورة هنا، وعليه يجب تقريب الأرقام. غير أن التقريب في مثل هذه الظروف يمكن أن يعطى انطباعا زائفا عن التغير النسبي وبالتالي يجب تفسيره، لا سيما عندما تتغير الأسعار بشكل ضئيل نسبيا.

١٣-٩ ويتعين توخي الحرص للتمييز بين النقاط المئوية في المؤشر الشهري الأساسي (والذي عادة ما يكون ١٠٠% ومحدد منذ عدة سنوات)، والنسب المئوية للتغيرات، على سبيل المثال، بين أحد الشهور والشهر الذي يليه. فإذا بلغ المؤشر في أحد الشهور، على سبيل المثال، ٢٠٠ و٢٠١ في الشهر الذي يليه، عندئذ يمكن وصف التغيير على أنه نقطة مئوية واحدة (أعلى من الفترة التي تم فيها تحديد المؤشر عند ١٠٠) أو كنصف نقطة مئوية (إذا أُخذ الشهر السابق على أنه ١٠٠%). وكلاهما صحيح، ولكنهما نسب مئوية لنقاط مختلفة في الماضي. وعليه، من المهم تحديد النقطة المرجعية الأساسية.

١٣-١٠ وغالبا ما تتم الإشارة إلى الفترة المرجعية المحددة بنسبة ١٠٠ على أنها "فترة الأساس". ولكن غالبا ما يتم اختيارها على نحو عشوائي نسبيا، ويتم تغييره كل بضعة سنوات، وليس بالضرورة مرتبطا بأي نقطة زمنية تم خلالها تغيير المنهجيات أو استحداث سلة جديدة من السلع والخدمات. ويتعين توضيح وضع الفترة المرجعية في التفسير المنهجي.

١٣-١١ وبحكم التعريف، يعد مؤشر أسعار المستهلكين مؤشرا وبالتالي لا يعتبر مستوى أو سلسلة من التغييرات المطلقة في الأسعار. ومع ذلك، فعند إعداد مؤشر أسعار المستهلكين، يُحسب متوسط الأسعار لفئات السلع والخدمات. وعليه، من الممكن نشر بعض متوسطات الأسعار لمجموعات من السلع والخدمات، وأيضا توضيح الهوامش الأعلى والأدنى للأسعار التي تم منها حساب المتوسطات. ويجد بعض مستخدمي المؤشر فائدة من متوسطات مستويات الأسعار؛ وبالتالي ينبغي إتاحة هذه المتوسطات للباحثين الذين قد يرغبون في الحصول على هذه المعلومات. غير أنه لابد من الإشارة إلى أن البيانات الخاصة بمستويات الأسعار قد تكون أقل موثوقية من مؤشرات التغير السعري بالنسبة لأي مجموعة معينة من السلع والخدمات.

١٣-١٢ وحتى الآن، أشار هذا الفصل فقط إلى الإجماليات الأعم دون الإشارة إلى المجموعات الفرعية من الأسعار أو الصور المختلفة لمؤشر أسعار المستهلكين التي قد تقوم بإدراج أو استبعاد بنود معينة. ويشير جميع ما سبق إلى الشكل الأكثر شيوعا لمؤشر أسعار المستهلكين، والذي عادة ما يهدف للإشارة إلى "المستهلك المتوسط" في بلد معين وإلى إدراج كافة أسعار المستهلكين في ذلك البلد. ولكنه يمكن أن يشير كذلك إلى أقاليم من بلد ما أو مجموعات فرعية (مثل أصحاب معاشات التقاعد)، أو إلى مقاييس مرتبطة أو بديلة للتغير السعري. وتُناقش المقاييس المرتبطة أو البديلة ومؤشرات الإجماليات الفرعية في الفقرات من ١٣-٢٤ إلى ١٣-٣٧.

التعديل الموسمي وتمهيد المؤشر

١٣-١٣ يُناقش الفصل الثاني والعشرين التعامل مع المنتجات الموسمية وتقدير الآثار الموسمية. أما في الفصل الحالي فنناقش نشر تلك السلاسل المعدلة أو الممهدة.

١٣-١٤ ويتم عرض معظم سلاسل الإحصاءات الاقتصادية المعدلة وغير المعدلة موسميا. غير أن مؤشرات أسعار المستهلكين لا يتم عادة تعديلها موسميا رغم أنها تكون كذلك أحيانا. وغالبا ما تتم إعادة حساب العوامل الموسمية لأي سلسلة باستخدام أحدث البيانات، ولذا يمكن تغيير السلاسل المعدلة موسميا بأثر رجعي، ولكن لا يتم عادة تنقيح مؤشرات أسعار المستهلكين غير المعدلة.

١٣-١٥ وعند مقارنة شهر ما مع ذات الشهر من العام السابق، يُفترَض أن الأنماط الموسمية تتشابه كثيرا بين العام والعام الذي يليه. ومع ذلك، قد توجد شهور استثنائية يتم فيها التعجيل بالتغيير الموسمي المعتاد أو تأخيره. وتتعين الإشارة إلى مثل هذه الظروف الاستثنائية على أنها أحد الأسباب المحتملة للتغير في مؤشر أسعار المستهلكين أو في أحد مكوناته.

١٣-١٦ وبالطبع، تعد التغيرات التي تقع خلال فترات تقل عن سنة خاضعة للعوامل الموسمية، ومن أجل تمييز هذه العوامل عن غيرها من العوامل، من الضروري عمل تقديرات للآثار الموسمية والإشارة إلى أنها عوامل أسهمت في حدوث تغييرات في المؤشر.

١٣-١٧ وعلى الرغم من أن مؤشر أسعار المستهلكين ذاته لا يتم عادة تعديله موسميا، فإن بعض الصور المختلفة من مؤشر أسعار المستهلكين قد يتم تعديلها موسميا، الأمر الذي ربما يرجع إلى أنها تخضع بشكل أكبر إلى التغيرات الموسمية ولأنه يمكن تعديلها بأثر رجعي إن لزم الأمر. وإذا تم تعديل هذه الصيغ المختلفة موسميا، من المهم ذكر السبب. ويؤدي التعديل الموسمي عادة إلى سلسلة أكثر تمهيدا مقارنة بالسلسلة الأصلية غير المعدلة. وثمة وسائل أخرى لتمهيد سلسلة شهرية، مثل استخدام المتوسطات المتحركة لثلاثة أشهر.

١٣-١٨ وعادة لا تقوم المكاتب الإحصائية بتمهيد سلسلة مؤشر أسعار المستهلكين في عروضها المنشورة. فتغيرات أسعار المستهلكين عادة لا تتسم بالتذبذب من شهر إلى آخر بحيث تخفي الاتجاهات العامة السعرية. وعندما يكون هناك تغير غير منتظم يمكن عادة لمنتجي المؤشر ذكر أسباب هذا التغير. وعلى أي حال، عندما يتم نشر أي سلاسل معدلة أو ممهدة، من المهم نشر السلسلة غير المعدلة إلى جانب المعدلة حتى يكون تأثير عملية التعديل جليا للمستخدمين الذين ربما يرغبون في معرفة ما حدث للأسعار، وما إذا كان بالإمكان إرجاع التغييرات إلى عوامل موسمية. وبالمثل، يتعين إعطاء تفسير كامل للأسباب وراء اتباع إجراء معين للتعديل الموسمي من غيره.

تحليل العوامل المساهمة في التغيير

١٣-١٩ يعد مؤشر أسعار المستهلكين رقما إجماليا للعديد من السلع والخدمات المختلفة التي تتغير أسعارها بمعدلات مختلفة، فبعضها قد يزيد في حين ينخفض البعض الآخر. ويريد العديد من مستخدمي المؤشر معرفة ما هي السلع أو الخدمات التي أسهمت في معظم التغييرات في المؤشر، وما هي الأسعار التي لا تتناغم مع الاتجاهات العامة في الأسعار.

١٣-٢٠ ويُعد الإحصائيون الذين يقومون بحساب المؤشر في وضع مناسب لتقديم تحليلات للعوامل المساهمة في تغير الأسعار، والقيام بذلك في ذات الوقت الذي يتم فيه نشر المؤشر. وينبغي إتاحة تفاصيل كافية بحيث يمكن للمستخدمين أن يروا بأنفسهم ما حدث للمجموعات المختلفة من الأسعار. بالإضافة إلى ذلك، ولمساعدة الصحفيين وغيرهم من العاملين تحت قيود زمنية، ينبغي أن يشير الإحصائي إلى السلع أو مجموعة المنتجات التي تعد التغييرات في أسعارها هي العوامل الرئيسية المساهمة في المؤشر الإجمالي لأسعار المستهلكين، وكذلك السلع التي تختلف التغييرات في أسعارها بشكل كبير عن الإجمالي. ويمكن عرض الإحصاءات في صورة جداول وأشكال بيانية حتى يمكن مقارنة الاتجاهات العامة. وبالمثل، يتعين على الإحصائيين الإشارة إلى أي أسباب وراء التغيرات السعرية قد لا تكون واضحة بشكل مباشر ولكن يمكن إدراكها من واقع الأرقام المنشورة. فعلى سبيل المثال، إذا كانت هناك زيادة أو انخفاض حاد في الأسعار قبل عام، فسوف يؤثر ذلك على التغير السنوي الجاري بغض النظر عما يحدث للأسعار في الوقت الجاري.

١٣-٢١ كذلك يتعين أن يشير تحليل العوامل المساهمة في التغيير إلى التغييرات المعلنة مسبقا في الأسعار، أو التغييرات الرئيسية منذ آخر تاريخ تم فيه الإبلاغ بالأسعار، الأمر الذي سيؤثر على التوقعات المستقبلية للمؤشر على مدى الشهور التالية.

التعليق الاقتصادي وتفسير المؤشر

١٣-٢٢ عند إجراء تحليل التغيرات في المؤشر، يتعين أن يتحلى الإحصائيون بالموضوعية حتى يستطيع مستخدمو البيانات التمييز بوضوح بين الأرقام ذاتها وتفسيرها. وعليه، من الضروري توخي الحرص لتجنب التعبير عن أي حكم بشأن تأثير السياسات الجارية على التغيرات السعرية أو الدلالات المحتملة للتغيرات السعرية بالنسبة للسياسات المستقبلية. ويعد ما إذا كان من المتعين النظر للأرقام على أنها إيجابية أم سلبية أمرا يقرره المستخدمون ذاتهم. ويتمثل دور الإحصائي هنا في التيسير بقدر الإمكان من قدرة المستخدمين على تشكيل أحكامهم من منظور آرائهم الاقتصادية أو السياسية.

١٣-٢٣ وثمة عدة طرق لتجنب حدوث أي أخطاء واضحة أو حقيقية في موضوعية التحليل. تتمثل الطريقة الأولى، وربما الأكثر أهمية، في نشر الأرقام على نحو مستقل عن أي تعليق وزاري أو سياسي آخر. والطريقة الأخرى هي مراعاة الاتساق في طريقة عرض التحليل. وبمعنى آخر، يتعين عرض البيانات بنفس الشكل كل شهر (راجع الفقرات من ١٣-٣٨ إلى ١٣-٤١ أدناه). وعلى سبيل المثال، يتعين أن تغطي الجداول والأشكال البيانية نفس الفترات كل شهر، وأن تستخدم نفس خطوط الأساس.

عرض المقاييس المرتبطة أو البديلة

التضخم الأساسي

١٣-٢٤ لأغراض التحليل الاقتصادي، من المستصوب إنشاء مقاييس للتضخم "الأساسي" ("core" or "underlying" inflation) تستبعد التحركات في معدل التضخم التي يمكن عزوها لعوامل عارضة. وبمعنى آخر، تسعى مقاييس التضخم الأساسي إلى قياس الاتجاه المستمر أو العام للتضخم. فعلي سبيل المثال، تحتاج البنوك المركزية إلى مقاييس للاتجاه العام للتضخم عند وضع السياسة النقدية. ولهذا السبب، يولي الاقتصاديون والإحصائيون اهتماما متزايدا لتطوير مقاييس "للتضخم الأساسي".

١٣-٢٥ ويمكن استخدام عدة طرق لاستخلاص مقياسا للتضخم الأساسي. ويركز معظم المقاييس على تخفيض أو إزالة تأثير التقلبات السعرية الاستثنائية، أو فرادى التغيرات السعرية الكبيرة على نحو استثنائي. ويتمثل أكثر المناهج التقليدية في استبعاد مكونات معينة لمؤشر أسعار المستهلكين على أساس استصوابي. وتستند البنود التي يتم استبعادها إلى مدى معرفة الإحصائي بتقلب بنود معينة، وذلك تبعا للأوضاع الاقتصادية للبلد. وتتمثل البنود التي عادة ما يتم استبعادها في إطار هذا المنهج في اللحوم الطازجة والفواكه والخضروات والنفط. كما يقوم العديد من البلدان باستبعاد السلع المستوردة والرسوم الحكومية والأسعار التي تسيطر عليها الحكومة. وفي بعض البلدان، يتم إجراء حساب معين بغية استبعاد تأثير الضرائب غير المباشرة مثل ضريبة القيمة المضافة. وبالطبع، يجب توخي الحرص كي لا يتم استبعاد بنود عديدة بحيث يصبح المتبقي مكونا صغيرا وغير ممثِل للمجموع.

١٣-٢٦ وتتضمن الطرق الأخرى أساليب التمهيد (smoothing)، مثل حساب متوسط التضخم لثلاثة أشهر على أساس سنوي. وثمة طريقة أكثر صعوبة تتمثل في استبعاد القيم الشاذة (outliers)، أي تلك البنود ذات الزيادات الأعلى أو الأدنى.

المؤشرات البديلة

١٣-٢٧ وهناك مثال لمؤشر بديل ألا وهو "مؤشر الضريبة والأسعار" والذي يأخذ في الاعتبار ضريبة الدخل وأحيانا مدفوعات الضمان الاجتماعي. ويقوم مثل هذا المؤشر بتقدير مقدار التغيير اللازم في الدخل الإجمالي للممول الضريبي من أجل الحفاظ على قدرته الشرائية. ويجمع هذا المؤشر التغييرات في ضريبة (الدخل) المباشرة مع التغييرات في أسعار المستهلكين.

١٣-٢٨ وثمة مثال آخر هو مؤشر يعكس التغييرات في الأسعار باستثناء الضرائب (مثل ضرائب المبيعات) والرسوم غير المباشرة. ولدى مقارنته بمؤشر أسعار المستهلكين ذاته، يوضح هذا المؤشر آثار التغييرات في الضرائب غير المباشرة (مثل ضريبة المبيعات) على الأسعار.

١٣-٢٩ ويتضمن كلا المثالين السماح بالضرائب بصورة أو أخرى. فهما أكثر تعقيدا من مؤشر أسعار المستهلكين ذاته، كما لا يتسمان بالجاذبية الطبيعية لمؤشر يهدف لتتبع التغير في أسعار سلة نموذجية من السلع الاستهلاكية والخدمات. ومن ثم، يتعين عرضهما كتكوينات فرضية إرشادية (enlightening constructs) مثيرة للاهتمام وتوضيحية تستند إلى المؤشر الأساسي. ويجب توضيح أنهما لا يعدان بديلين عن مؤشر أسعار المستهلكين ذاته أو أفضل منه.

١٣-٣٠ وثمة مثال آخر هو المؤشرات المنسقة لأسعار المستهلكين في الاتحاد الأوروبي **(EU Harmonized Indices of Consumer Prices-HICP)** والتي تُستخدم لمقارنة وتجميع التحركات السعرية عبر اقتصادات الاتحاد الأوروبي. ولا تقوم هذه المؤشرات باستخدام سلة مشتركة من السلع لكافة البلدان التي يتم فيها حسابها، حيث تتفاوت عادات الشراء من بلد إلى آخر، ولكن يتم تنسيق المفاهيم والأساليب بطرق أخرى. ولا يقوم أي من البلدان الأعضاء في الاتحاد الأوروبي باستخدام المؤشرات المنسقة لأسعار المستهلكين كمؤشرها القومي لأسعار المستهلكين، وبالتالي تقوم البلدان الأعضاء بإنشاء ونشر المؤشرات الخاصة بها أيضا. ورغم أن المؤشرات المنسقة لأسعار المستهلكين قد تم استخدامها بالفعل كمؤشر مهم في المنطقة الأوروبية التي تستخدم عملة اليورو كوحدة أساسية للعملة، تعد المؤشرات المنسقة لأسعار المستهلكين جديدة نسبيا، ولا تزال قيد التطوير. وهذه حالة يمكن فيها لعرض مؤشر بديل أن يثير أسئلة جادة حول ما إذا كانت هذه المؤشرات أفضل من المؤشر القومي لأسعار المستهلكين. وبالتالي، من المهم القيام بتفسير واضح للمفاهيم الأساسية (التي تميز بشكل عام بين المؤشرات المنسقة لأسعار المستهلكين والمؤشرات القومية لأسعار المستهلكين)، وتوضيح أسباب اختلاف النتائج ببعض من التفصيل. ونظرا لأن المؤشرات المنسقة لأسعار المستهلكين لم يتم حسابها قبل عام ١٩٩٦، فهي لا تساعد على إجراء مقارنات سعرية قبل هذا التاريخ. ويتعين ذكر تاريخ البداية إذا لم يكن واضحا في أي عرض.

١٣-٣١ وثمة مفهوم آخر هو مؤشر تكلفة المعيشة (COLI)، والذي عادة ما يُعرَّف على أنه مؤشرا للتغييرات في التكاليف المرتبطة ليس فقط بشراء ذات السلة من السلع، ولكن أيضا بتوفير نفس المنفعة أو الفائدة للمستهلك. وفي العادة، لا تحاول البلدان حساب مؤشر تكلفة المعيشة على أساس منتظم، ولكن غالبا ما يشير المستخدمون إلى مؤشر أسعار المستهلكين على أنه مؤشر لتكلفة المعيشة. ويتعين في أي ملاحظات مرجعية توضيح ما إذا كان هذا هو فعلا المفهوم الأساسي لمؤشر أسعار المستهلكين.

مؤشرات الإجماليات الفرعية

١٣-٣٢ من الشائع أن تقوم البلدان بحساب مؤشرات سعرية للمئات من المنتجات (على سبيل المثال، الخبز أو الأحذية)، استنادا إلى آلاف من فرادى سجلات الأسعار. وعليه، فإن عدد الإجماليات الفرعية المحتملة كبير جدا في الواقع.

١٣-٣٣ ويتمثل أحد أنواع الإجمال الفرعي في تجميع مجموعات البنود أو المنتجات التي تشكل معا كامل مؤشر أسعار المستهلكين. وأحد الاعتبارات المهمة في هذا الصدد هو علاقة المنتجات داخل المجموعات الفرعية. فعلى سبيل المثال، قد يعرض مؤشر للأغذية، وتحت عنوان الأغذية، يمكن عرض مؤشرات لمجموعات فرعية مثل الحبوب والخضروات.

١٣-٣٤ ويعد الاتساق هو أحد أهم الاعتبارات عند عرض بيانات الإجماليات الفرعية للمنتجات المرتبطة. أي أنه يتعين أن تكون هناك مجموعة من الإجماليات الفرعية التي يتم حساب وعرض مؤشرات لها على أساس شهري. وعادة ما يولي المستخدمون اهتماما كبيرا للقدرة على استمرار تحليلهم من شهر لآخر.

١٣-٣٥ وهناك اعتبار آخر يتمثل في التوحيد الدولي لتقسيم المؤشر إلى مجموعات من السلع والخدمات، الأمر الذي يمَّكن المقارنة بين البلدان. ويتمتع بعض البلدان أيضا بمجموعات إجمالية فرعية خاصة بها قد تسبق من حيث التاريخ المعيار الدولي الحالي. ويعد المعيار الدولي المقبول بشكل عام لعرض الإجماليات الفرعية هو تصنيف الاستهلاك الفردي حسب الغرض (COICOP). ويُستخدم هذا التصنيف في المؤشرات المنسقة لأسعار المستهلكين في الاتحاد الأوروبي، على سبيل المثال. ونظرا لأن تصنيف الاستهلاك الفردي حسب الغرض يعرّف مجموعات البنود بحسب الغرض العام الذي تُستخدم من أجله (مثل "النقل" أو "خدمات الإسكان وقطاع الأسر المعيشية")، فإنه يجمع السلع والخدمات داخل ذات المجموعات الفرعية. إلا أن العديد من التصنيفات القومية يتألف من مجموعات فرعية لا توجد فيها السلع والخدمات في ذات المجموعة الفرعية مطلقا. وحيثما يكون المؤشر القومي لأسعار المستهلكين مقسما فرعيا بحسب تقسيمات بخلاف المعيار الدولي، فمن المستصوب عرض تقسيم أيضا بحسب تصنيف الاستهلاك الفردي حسب الغرض أو على الأقل إظهار مدى التشابه بين التصنيف القومي والمعيار الدولي. وتتم مناقشة نظام التصنيف الفردي حسب الغرض ونظام التصنيف المركزي للمنتجات **(CPC)** المرتبط به بمزيد من التفصيل في الفصل الثالث من هذا الدليل.

١٣-٣٦ وهناك مؤشر إجمالي فرعي آخر يشبه إلى حد كبير مؤشر أسعار المستهلكين فيما عدا أن بنودا معينة تُستبَعد منه. ويعد المؤشر الأساسي الذي نوقش سابقا مثالا على ذلك. ويمكن أيضا القول جدلا بأن المؤشرات المنسقة لأسعار المستهلكين (في الاتحاد الأوروبي) تعد مثالا على هذا المؤشر حيث تستبعد نفقات غير نقدية

معينة. وبالإضافة إلى مؤشر أسعار المستهلكين لكافة البنود، فإن بعض البلدان يقوم بنشر مؤشر أو مؤشرات تستبعد نفقات معينة. والمؤشر الذي يستبعد مدفوعات فائدة الرهن العقاري من تكاليف الإسكان هو مثال على ذلك.

١٣-٣٧ وعند عرض كافة المقاييس المرتبطة والبديلة، يتعين توضيح تعاريفها. ومن المستصوب أيضا إبداء الأسباب من نشرها. والأهم من ذلك كله، يتعين ألا تتم الإشارة إلى المؤشر الإجمالي الفرعي على أنه ذي مغزى أكبر من مؤشر أسعار المستهلكين ذاته أو يتفوق عليه.

البيان الصحفي ولوحة البيانات وبيان المنهجية

١٣-٣٨ يعد العرض النموذجي لمؤشر أسعار المستهلكين في الإطار ١٣-١ مثالا على الصفحة الأولى من بيان صحفي لبلد مفترض. ويمكن أن تكون هناك أشكال أخرى. فعلي سبيل المثال، قد يتضمن العرض مؤشرا معدلا وفقا للتغيرات الموسمية. وكما هو موضح في النموذج، يتعين أن يحتوى العرض على المعلومات التالية:

- تفاصيل المكتب المُصدِر؛
- تاريخ وتوقيت الإعلان؛
- نسبة التغير في الشهر الجديد مقارنة بذات الشهر في العام السابق؛
- مقارنة مع التغير في الشهر السابق؛
- معلومات عن مجموعات المنتجات التي أسهمت في التغيير وعن أي مكون سعري كبير.
- إشارة إلى المصدر الذي يمكن الرجوع إليه للحصول على مزيد من المعلومات.

يُرجى ملاحظة عدد تقديم أحكام بشأن تغيرات الأسعار لأسباب تتعلق بالسياسات أو أسباب اقتصادية. كما لا تصدر أحكام بشأن ما إذا كان التغير حسنا أم سيئا.

١٣-٣٩ والأمر غير الواضح من مثال واحد فقط هو أنه ينبغي الحفاظ على شكل البيان الصحفي من شهر لآخر. ويعد استخدام شكل متسق مهما لتجنب الظهور باختيار صيغة مختلفة للدلالة على اتجاه عام مفضل، على سبيل المثال من تحديد تاريخ البدء.

١٣-٤٠ ويتعين أن تعطي الصفحات الأخرى من البيان الصحفي مؤشرات شهرية (فترة الأساس تساوي ١٠٠) يتم منها حساب النسب المئوية للتغيير. وينبغي توفير مؤشرات مثيلة للمجموعات الرئيسية من السلع والخدمات، كما يمكن استخدام أشكال بيانية لتوضيح أي الأسعار ساهمت على نحو أكبر أو أقل في المؤشر الكلي لأسعار المستهلكين، على سبيل المثال.

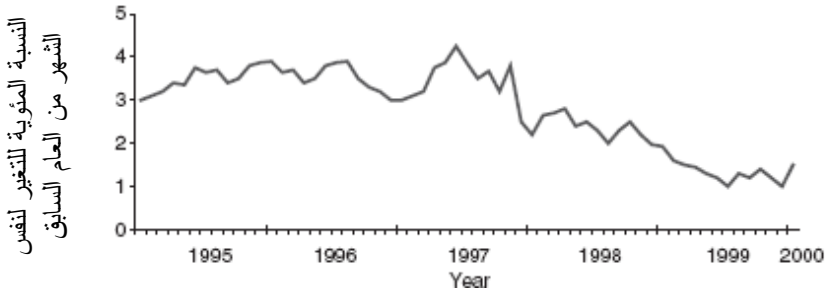
الإطار ١٣-١: العرض النموذجي لمؤشر أسعار المستهلكين

المكتب الإحصائي [اسم البلد]
الجمعة ١٨ فبراير ٢٠٠٠، للإعلان في الساعة ١١:٠٠ صباحا

مؤشر أسعار المستهلكين
يناير ٢٠٠٠: بيان صحفي

في يناير عام ٢٠٠٠، كان المستهلكون يدفعون زيادة قدرها ١% مقارنة بشهر يناير عام ١٩٩٩ مقابل السلع والخدمات المتضمنة في سلة مؤشر أسعار المستهلكين. وكان هذا التغير السنوي أقل من التغير السنوي المُسجل في ديسمبر (١.٥%) ولكنه أعلى من ذلك المُسجل في نوفمبر (٠.٩%).

النسبة المئوية للتغير في مؤشر أسعار المستهلكين في ذات الشهر من العام السابق، للخمس سنوات الماضية



المساهمات الرئيسية في الزيادة الكلية البالغة ١%

جاءت أكبر زيادة في أسعار الملابس والأحذية، مع زيادات أقل في أسعار المواد الترفيهية والثقافية. وفي داخل مجموعة الأسعار المرتبطة بالطاقة، كانت هناك زيادة ملموسة في تعريفات الغاز. وكانت هناك انخفاضات في أسعار الأثاث والمفروشات والسلع المنزلية. وتُوضَح التغييرات في مجموعات المنتجات في الجدول الوارد في الصفحة X من هذا البيان.

صادر عن مكتب **XXXX** الإحصائي، العنوان XXXX
للاستفسارات الصحفية ١١١١ ١١١١ ١؛ لاستفسارات الجمهور: ٢٢٢٢ ٢٢٢ ٢ (يعد من المفيد توافر اسم مسؤول اتصال)
تتوافر ملاحظات مرجعية عن مؤشر أسعار المستهلكين في مرفق هذه المذكرة.
يتوافر المزيد من الملاحظات والتفاصيل في موقعنا على شبكة الإنترنت XXX

١٣-٤١ وإذا كان يجري نشر أي أنواع مختلفة أخرى من مؤشر أسعار المستهلكين، عندئذ يتعين تقديم تفسير موجز للفروق بين المؤشرات، بما في ذلك أي اختلافات في المنهجية المتبعة. وتتضمن تلك الأنواع المختلفة التي تستلزم التفسير، على سبيل المثال، مؤشرا قوميا يستند إلى منهجية المؤشرات المنسقة لأسعار المستهلكين (في الاتحاد الأوروبي)، وأي مؤشرات إقليمية، أو صيغ من مؤشر أسعار المستهلكين تستبعد مكونات معينة من الإنفاق الاستهلاكي مثل شراء العقارات. ويتعين أن يتضمن البيان الصحفي ملاحظة قصيرة عن المنهجية على غرار تلك الواردة في الإطار ١٣-٢. ويمكن توفير تفسير أكثر تفصيلا في كتيب.

المعايير الدولية المتعلقة بنشر مؤشر أسعار المستهلكين

١٣-٤٢ هناك العديد من المعايير الدولية التي تنطبق، بصفة عامة أو خاصة، على مؤشر أسعار المستهلكين. وتعرض مقدمة هذا الفصل قائمة ببعض المبادئ العامة التي تتضح في العديد من المعايير الدولية بشكل ما. ويتمثل أحد المعايير العامة على نحو كبير، ولكنه أساسي بطبيعته، في *المبادئ الأساسية للإحصاءات الرسمية* الصادرة عن الأمم المتحدة (*UN Fundamental Principles of Official Statistics*). ويتوافر هذا المعيار بعدة لغات في موقعي اللجنة الاقتصادية لأوروبا التابعة للأمم المتحدة والأمم المتحدة على شبكة الإنترنت. ولا يشير هذا المعيار إلى النشر فحسب ولكن إلى كافة جوانب العمل الإحصائي.

١٣-٤٣ وتعد معايير صندوق النقد الدولي ذات صلة خاصة بالنسبة للنشر. إذ يشير معياران إلى الإحصاءات بما فيها مؤشرات أسعار المستهلكين. ويتمثل أحدهما في النظام العام لنشر البيانات، أما الآخر فهو المعيار الخاص لنشر البيانات. ويقدم النظام العام لنشر البيانات إطارا عاما، إلى جانب بعض المؤشرات الخاصة التي تعرّف على أنها "أساسية" وأخرى تُعرّف على أنها "محبَّذة". ويستند المعيار الخاص لنشر البيانات إلى إطار النظام العام لنشر البيانات، ولكنه ذي متطلبات أكثر وينطبق فقط على تلك البلدان التي تقرر الاشتراك فيه وتقدم إلى مجلس إدارة الصندوق تعهدا مكتوبا بذلك. ويتوافر كلا المعيارين في موقع صندوق النقد الدولي على شبكة الإنترنت.

١٣-٤٤ وتحت عنوان النوعية "Quality"، يشير النظام العام لنشر البيانات إلى ضرورة توفير معلومات عن المصادر والطرق، فضلا على تفاصيل المكونات وإجراءات المراجعة. وتحت عنوان الموضوعية "Integrity"، يشير هذا النظام إلى المعايير المعلنة المتعلقة بالسرية، والنفاذ الداخلي الحكومي قبل إعلان البيانات، وتحديد التعليق الحكومي، ومعلومات عن المراجعة وإخطار مسبق بالتغييرات في المنهجية. وتحت عنوان النفاذ من قبل الجمهور "Access by the public"، يشير النظام إلى الحاجة لتواريخ نشر معلنة مسبقا ونفاذ آني لكافة المستخدمين. وفي الجداول الخاصة بفئات البيانات، يشير النظام إلى مؤشر أسعار المستهلكين على أنه مؤشر أساسي يتعين إصداره شهريا، وذلك في غضون شهر أو شهرين من تاريخ جمع البيانات. وتتضح كافة هذه المعايير في الدليل

الحالي. كما قامت منظمة العمل الدولية بنشر تعليمات إرشادية حول ممارسات النشر لإحصاءات العمل (ILO, 1998) متوفرة على موقع المنظمة على شبكة الإنترنت.

الإطار ١٣-٢: نموذج ملاحظة عن المنهجية ليتم إدراجها في البيانات الصحفية عن مؤشرات أسعار المستهلكين

ماذا يقيس مؤشر أسعار المستهلكين وكيف يمكن قياسه؟

يعد مؤشر أسعار المستهلكين لكافة البنود (The all-items CPI) هو المقياس الرئيسي لما يعرف بشكل شائع بالتضخم. ويقوم بقياس التغير في الأسعار، في المتوسط، من شهر لآخر وذلك في السلع والخدمات التي تشتريها معظم الأسر المعيشية.

ويتم جمع الأسعار كل شهر من المحال والموردين الآخرين للسلع والخدمات. ويتم استخلاص نمط إنفاق الأسر المعيشية على هذه السلع والخدمات من مسح منتظم لميزانية (أو إنفاق) الأسر المعيشية. بعد ذلك يتم جمع أنماط الأسعار والإنفاق لحساب مؤشرات لأسعار مجموعات السلع والخدمات ولمؤشر كافة البنود.

ويتم نشر المؤشر الكلي، بكافة المؤشرات المكونة له، شهريا في *نشرتنا لمؤشر أسعار المستهلكين*. كما تتضمن *النشرة* مزيدا من المعلومات عن المنهجية المستخدمة في حساب مؤشر أسعار المستهلكين. كما يتوافر أيضا كتيب صغير. وللاطلاع على عرض مفصل للمنهجية المستخدمة في حساب مؤشر أسعار المستهلكين، يرجى الرجوع إلى *الدليل الفني لمؤشر أسعار المستهلكين*. ولمزيد من المعلومات عن هذه المطبوعات وكيفية الحصول عليها، يرجى زيارة موقعنا على شبكة الإنترنت www.ous.gov أو الاتصال بأرقام الهاتف الواردة في صدر هذا البيان الصحفي.

توقيت نشر مؤشر أسعار المستهلكين

١٣-٤٥ يتعين إعلان مؤشر أسعار المستهلكين في أسرع وقت ممكن، ولكنه من المهم بنفس القدر إعلان هذا المؤشر وفقا لجدول زمني صارم. ومن المهم كذلك إعلان الجدول الزمني لتواريخ الإعلان سلفا بأطول مدة ممكنة. ويعد وجود تاريخ ثابت للإعلان، صادر سلفا بفترة كافية، مهما لسببين رئيسيين. يتمثل السبب الأول في الحد من استغلال تاريخ الإعلان للمواءمة السياسية. وثانيا، لمنح الثقة للمستخدمين بأن تاريخ الإعلان هو أقرب تاريخ ممكن ولم يتم تأجيله (أو تقديمه) لأغراض سياسية محضة. وتعد الميزة الثالثة هي معرفة المستخدمين بالتوقيت المتوقع للأرقام وبالتالي يمكنهم الاستعداد لاستخدامها.

حسن توقيت الإعلان مقابل دقة البيانات

١٣-٤٦ يوصي النظام العام لنشر البيانات لصندوق النقد الدولي، الذي نوقش في الفقرتين ١٣-٤٣ و١٣-٤٤ آنفا، بإعلان مؤشر أسعار المستهلكين شهريا في غضون شهر أو اثنين من جمع البيانات. وفي الواقع العملي، من المعتاد أن يقوم معظم البلدان بنشر مؤشر أسعار المستهلكين في منتصف الشهر الذي يلي الشهر الذي يشير إليه المؤشر. ويعد ذلك ممكنا حيث يتم في العديد من الحالات جمع البيانات بصفة رئيسية خلال فترة محدودة في منتصف الشهر الذي تشير إليه أحدث البيانات. وعليه، يُتاح للإحصائيين بعض الوقت للتحقق من البيانات وتحليلها، ولإعداد الجداول والأشكال البيانية العديدة التي يتم فيها نشر البيانات.

١٣-٤٧ وتعد دقة المؤشر مهمة بصفة خاصة لأن هناك الكثير الذي يعتمد على مؤشر أسعار المستهلكين. وإلى جانب دلالات المؤشر بالنسبة للسياسات الاقتصادية، يُستخدم مؤشر أسعار المستهلكين في معظم البلدان في مجموعة متنوعة من العقود. وربما أشهر استخدام تعاقدي هو ربط الأجور والرواتب بمؤشر (التأشير). كما أنه من النادر تنقيح هذا المؤشر الأمر الذي يرجع جزئيا إلى أنه يندر ظهور بيانات أخرى عقب نشر مؤشر أسعار المستهلكين، وإلى أسلوب استخدام المؤشر في العقود. ويمثل ذلك فرقا كبيرا بين مؤشر أسعار المستهلكين والإجماليات الاقتصادية والاجتماعية الاقتصادية الأخرى.

١٣-٤٨ ومن ثم، فعلى الرغم من أن أهمية حسن التوقيت، يجب أن يسمح الجدول الزمني بوقت لإعداد البيانات على نحو سليم والتحقق منها بدقة. وبعد تاريخ النشر، لن يُسمح في معظم الحالات بتنقيح مؤشر أسعار المستهلكين غير المعدل موسميا. وتعد المؤشرات المنسقة لأسعار المستهلكين (في الاتحاد الأوروبي) استثناء من ذلك ويتم تنقيحها من وقت لآخر. وإذا تم تنقيح سلسلة ما، عندئذ يجب بالطبع وصف وتفسير التغييرات على نحو كامل عند نشر البيانات الجديدة. وعادة ما يكون أي تغيير في المنهجية معروفا سلفا. ويتعين تحذير المستخدمين قبل حدوث أي تغيير من هذا القبيل.

النفاذ للبيانات

١٣-٤٩ بالنسبة لمؤشر أسعار المستهلكين وكما هو الحال مع الإحصاءات الأخرى، ينبغي السماح للمستخدمين بالنفاذ لأكبر قدر ممكن من البيانات، الأمر الذي يرجع إلى سببين. السبب الأول هو أن بعض المستخدمين يجدون البيانات التفصيلية مفيدة جدا في تحليلهم. ثانيا، يعمل النفاذ للبيانات على دعم الثقة في البيانات.

١٣-٥٠ إلا أنه ثمة قيود لكمية البيانات التي يمكن إتاحتها للمستخدمين. وأحد أسباب ذلك هو السرية، والتي يتم تناولها في القسم التالي من هذا الفصل. أما السبب الآخر فهو كمية البيانات التي يمكن لمعظم المستخدمين استيعابها. وثمة سبب آخر هو تكلفة نشر كميات كبيرة من البيانات قد يحتاجها عدد قليل من المستخدمين.

١٣-٥١ وعموما، يعد مؤشر أسعار المستهلكين ومكوناته الأساسية ذات أهمية واسعة بحيث تتم إتاحتها مجانا من خلال بيانات صحفية. إلا أنه غالبا ما يتم نشر البيانات الأكثر تفصيلا فقط في كتب ووسائل الإعلام الأخرى، ويتم فرض رسوم مقابل استخدامها بغية استرداد بعض تكاليف النشر. وعلى نحو مماثل، عادة ما يتم فرض رسوم على التحليلات الخاصة التي تُجرى بناء على طلب مستخدمين معينين وذلك بمعدل يتناسب مع العمل المتضمن.

١٣-٥٢ وتتم في الفقرات ١٣-٥٣ إلى ١٣-٥٨ أدناه مناقشة كمية البيانات التي يتعين منح المستخدمين النفاذ إليها من خلال مختلف وسائل الإعلام المحتملة.

السرية

١٣-٥٣ على الرغم من أنه يتعين توفير أكبر قدر ممكن من البيانات للمستخدمين، ثمة أسباب تجعل من السرية مهمة في بعض الحالات. أولا، يتم توفير بعض البيانات من قبل تجار التجزئة وآخرين على اعتبار أن البيانات سوف تستخدم فقط لأغراض التجميع مع البيانات الأخرى ولن تنشر بأي صورة أخرى. ويمكن أن يكون ذلك مهما بصفة خاصة عندما تُعطى البيانات طوعيا، كما هو الوضع في أغلب الأحوال. ثانيا، يتم فقط تسعير عينة من أصناف معينة تمثل مجموعة أكبر بكثير من المنتجات. وإذا كان معروفا أي الأصناف المدرجة وغير المدرجة في المؤشر، عندئذ يمكن إضفاء تحيز على مكونات المؤشر من خلال التلاعب في عدد صغير من الأسعار.

١٣-٥٤ وحتى المعرفة بأن بيانات الأسعار يتم جمعها، أو قد يتم جمعها، في يوم معين من الشهر يمكن أن يؤدي إلى تحيز بعض مؤشرات الأسعار المكونة نتيجة اختيار تجار التجزئة أو آخرين تغيير الأسعار في يوم معين. غير أن هذه تمثل خطورة قصيرة الأجل ولا يمكن استمرارها.

النشر الإلكتروني

١٣-٥٥ تتسم الشبكة المعلوماتية العالمية (World Wide Web) بعدة مزايا كوسيلة لنشر البيانات. حيث تعد تكاليف النشر قليلة نسبيا بالنسبة لمنتجي البيانات. كما لا توجد تكاليف طباعة أو بريد. وبمجرد توافر المعلومات على الشبكة، تصبح متوافرة لكافة مستخدمي الشبكة في ذات الوقت. كما ينطوي وضع قدر كبير من البيانات على

الشبكة على تكلفة أكثر قليلا من وضع قدر أصغر. ويمكن لمستخدمي الشبكة تنزيل البيانات دون إعادة كتابتها مما يزيد من السرعة ويقلل من أخطار نقل البيانات.

١٣-٥٦ ومن بين مثالب النشر عبر الشبكة المعلوماتية العالمية هي عدم تساوي نفاذ كافة المستخدمين للشبكة. وثمة عيب مهم آخر ألا وهو أن المستخدمين قد يتجهون مباشرة للبيانات دون قراءة البيانات الوصفية التي ربما تكون مهمة للفهم الصحيح للبيانات. كذلك، قد يكون من السهل على مستخدم ما نشر *مؤشر أسعار المستهلكين* على نطاق واسع من خلال وسيلة إلكترونية مثلما هو الحال مع المكتب الإحصائي، الأمر الذي يمَّكن المستخدمين من استباق المنتجين بنشر المؤشر قبل موعد النشر؛ وربما بدون البيانات الوصفية التي قد تكون ضرورية لفهم الأرقام على نحو صحيح.

١٣-٥٧ ومثاليا، يتعين نشر مؤشر أسعار المستهلكين كاملا بالإضافة إلى أي بيانات وصفية ضرورية بشكل آني للصحافة والمستخدمين. وأحد السبل التي تقوم المكاتب الإحصائية من خلالها بضمان ذلك هو جمع الصحفيين قبل موعد النشر الرسمي بساعة مثلا، وتزويدهم ببيان صحفي مكتوب، وتفسير البيانات والإجابة عن أي أسئلة. وعندئذ، في وقت النشر، يُسمَح للصحفيين بإرسال الأرقام لمكاتبهم لتوزيعها على نحو أوسع.

١٣-٥٨ ويتعين أساسا توخي الحرص لضمان أن مؤشر أسعار المستهلكين متاحا في ذات الوقت لكافة المستخدمين، بغض النظر عن وسيلة النشر المستخدمة.

مشاورات المستخدمين

الاستخدامات المختلفة لمؤشرات أسعار المستهلكين

١٣-٥٩ تتم مناقشة الاستخدامات المختلفة لمؤشرات أسعار المستهلكين ببعض من التفصيل في الفصل الثاني. ومن المهم التوضيح للمستخدمين المحتملين الاستخدامات المناسبة وغير المناسبة لمؤشر أسعار المستهلكين. ولهذا الغرض، من المهم تفسير كيفية إنشاء مؤشر أسعار المستهلكين، وتوفير تفاصيل عن مصادره وأساليبه. كذلك من المهم توفير تفسيرات للمؤشرات البديلة أو المؤشرات الفرعية، مع توضيح كيف تختلف استخداماتها عن تلك الخاصة بمؤشر أسعار المستهلكين ذاته.

عرض المنهجية

١٣-٦٠ عندما يُنشر مؤشر أسعار المستهلكين كل شهر، يكون المستخدمون تواقين لرؤية الأرقام الرئيسية واستخدامها. وعموما، لا يريد المستخدمون تحمل عبء تفسيرات المنهجية التي تنطوي عليها البيانات. ومع ذلك، يجب أن تكون تفسيرات المنهجية متاحة لمن يريد الاطلاع عليها، وفي صورة سهلة الفهم بالنسبة للمستخدمين ذوي المستويات المختلفة من الخبرة والاهتمام. ويتعين تقديم تفسير كامل لأي تغييرات كبيرة في المنهجية، والإخطار بها قبل إجراء التغيير بأطول فترة ممكنة.

١٣-٦١ وبالإضافة إلى تصريح موجز في البيانات الصحفية (راجع الفقرات من ١٣-٣٨ إلى ١٣-٤١ أعلاه)، يتعين توفير تفسيرات للمنهجية على مستويين على الأقل. إذ يتعين أن يكون غير المختصين قادرين على الرجوع إلى كتيب يفسر التاريخ والمبادئ والممارسة العملية التي ينطوي عليها مؤشر أسعار المستهلكين وأي مقاييس بديلة قد تكون متوفرة أيضا. كما يتعين توفير تفسير أكثر دقة للمصادر والأساليب لهؤلاء المستخدمين الذين لديهم الاهتمام الكافي، وكذلك على سبيل المثال للإحصائيين الذين ربما يقومون بإنتاج المؤشر لأول مرة. كما يجب تحديث المعلومات على الرغم من الضغوط لتخصيص وقت للمخرجات على حساب التوثيق. وكما هو مذكور في موضع آخر، فإن توافر تفسير كامل للمصادر والأساليب ضروري لتدعيم الثقة في مؤشر أسعار المستهلكين.

دور اللجان الاستشارية

١٣-٦٢ وبالنسبة لسلسلة إحصائية مهمة كمؤشر أسعار المستهلكين، من الضروري أن تكون هناك لجنة استشارية، أو مجموعة من اللجان تمثل المستخدمين والمنتجين. وثمة العديد من القضايا الخلافية في إنشاء مؤشر أسعار المستهلكين. ففي العديد من البلدان، كان هناك جدل حاد، على سبيل المثال، حول أي مكونات يتعين إدراجها أو استبعادها. ويتمثل دور اللجنة الاستشارية في النظر في القضايا محل الخلاف وغيرها من القضايا وتقديم المشورة بشأنها. وربما يتمثل دور اللجنة الاستشارية الذي يعد بنفس القدر من الأهمية في أن وجودها في حد ذاته يوفر تطمينات بإمكانية الوثوق في مؤشر أسعار المستهلكين وأنه ليس أداة للدعاية الحكومية.

١٣-٦٣ وفي تلك البلدان التي لم تكن فيها اللجان الاستشارية قاعدة متبعة، قد تكون هناك مخاوف لدى الإحصائيين من أن إدراج المشاركين غير الحكوميين قد يزيد التوقعات بما يتجاوز قدرة الإحصائيين على التنفيذ، مما يزيد من عدم الرضا بين جموع الشعب. وفي الواقع، يمكن لإدراج المستخدمين غير الحكوميين أن يؤدي إلى مزيد من الفهم للحقائق والقيود العملية أمام تلبية الاحتياجات النظرية. وهذه هي الخبرة المعتادة للمكاتب التي لديها بالفعل أجهزة استشارية تتضمن ممثلين عن كافة الدوائر المختصة الرئيسية، سواء داخل الحكومة أو خارجها.

وعليه، من الضروري أن تتضمن اللجنة الاستشارية أشخاصا مثل الأكاديميين، وأرباب الأعمال، وممثلي النقابات العمالية وغيرهم من المهتمين بالمؤشر من وجهات النظر المختلفة. كما أنه من المهم إتاحة تقارير اللجنة الاستشارية للجمهور على نحو كامل وبدون تأخير مفرط.

تفسير نوعية المؤشر

١٣-٦٤ يُنظر إلى مؤشر أسعار المستهلكين ببعض من الشك على عدة مستويات مختلفة. فعادة ما يشير إلى المستهلك المتوسط، غير أن كل مستهلك يتسم بنمط إنفاق يختلف عن أنماط إنفاق الآخرين، وقد يلاحظ تغييرات في مجموعة من الأسعار دون غيرها. والأهم من ذلك، قد يُوجَه نقد للمؤشر بسبب الشك بأنه لا يتتبع الأنواع الجديدة من السلع والخدمات، والتغييرات في نوعية المنتجات، أو الأنواع الجديدة من تجارة التجزئة.

١٣-٦٥ وفي ظل هذا الشك، من المهم أن يكون لدى منتجي المؤشر الرغبة في مناقشة هذه القضايا وتوضيح كيفية التعامل معها. وكما هو الحال بالنسبة للقضايا الأخرى محل النقاش هنا، يجب أن يتسم منتجو المؤشر بالشفافية فيما يتعلق بأساليبهم، ومدى قدرتهم، أو عدمها، على التغلب على المشاكل المحتملة أو الحقيقية التي تم تحديدها. وعليه، يتعين على الإحصائيين الذي ينتجون المؤشر نشر تفسيرات لجوانب الجودة، وإذا ما كانت جودة المؤشر محل شك في الوقت الحالي.

الفصل الرابع عشر

نظام إحصاءات الأسعار

مقدمة

١٤-١ يركز هذا الفصل على إجماليات القيم للسلع والخدمات التي تربط المؤشرات الرئيسية للأسعار، بما فيها مؤشر أسعار المستهلكين، بعضها ببعض. ويقدم هذا الفصل سياقا أكثر عمقا لنطاق مؤشر أسعار المستهلكين الذي يغطيه الفصل الثالث وأوزان المؤشر الترجيحية التي تم تناولها في الفصل الرابع. كما يعمِّق السياق لتعريف وحدة العينة ومجموعة المنتجات محل النقاش في الفصل الخامس.

١٤-٢ ونبدأ بتعريف إجمالي القيم لنطاق من السلع والخدمات كمجموع عمليات ضرب أسعار وكميات تلك السلع والخدمات. ويمكن وصف مؤشر الأسعار بالعامل الذي يعطي التغير النسبي في إجمالي القيم هذا الناشئ عن التغيرات في الأسعار. ومن ثم، يمكن التعبير عن كافة الصيغ الرئيسية لمؤشر الأسعار كمتوسطات مرجحة للأرقام النسبية للأسعار التي تمثل أوزانها الترجيحية أنصبة البنود في إجمالي القيم. وللاطلاع على الصيغ المعروفة لمؤشر الأسعار التي يتم التعبير عنها كإجماليات قيم للمتوسطات المرجحة بالأنصبة للأرقام النسبية للأسعار، راجع الفصل الأول، المعادلة **(1.2)** والفصل الخامس عشر، المعادلة **(15.8)** لمؤشر لاسبير. وراجع الفصل الأول، المعادلة **(1.3)** والفصل الخامس عشر، المعادلة **(15.9)** لمؤشر باش، والفصل الأول، المعادلتان **(1.11)** و**(1.12)** والخامس عشر، المعادلتان **(15.21)** و**(15.81)** لمؤشري ولش وتورنكفيست **(Walsh and Törnqvist)**. وكمتوسط هندسي لمؤشري لاسبير وباش، يعد مؤشر فيشر المثالي الذي ورد في الفصل الأول، المعادلة **(1.10)** والفصل الخامس عشر، المعادلة **(15.12)** أيضا علاقة لأنصبة الإنفاق مشتقة مباشرة من إجمالي القيم.

١٤-٣ ولتعريف مؤشر ما للأسعار، نحتاج أولا لمعرفة عدة أمور عن إجمالي القيم. فإجمالي القيم يُعرِّف الجوانب التالية لمؤشر ما للأسعار:

- أي السلع أو البنود يتم إدراجها في المؤشر؛
- كيفية تحديد أسعار البنود؛
- أي معاملات تتضمن هذه البنود ليتم إدراجها في المؤشر؛
- كيفية تحديد الأوزان الترجيحية، ومن أي المصادر يتعين استخلاص هذه الأوزان الترجيحية.

وإلى جانب محتوى إجماليات القيم لمؤشرات الأسعار الرئيسية، نناقش أيضا في هذا الفصل خصائصها المتعلقة بالتقييم والتوقيت. فهذه الخصائص لها تأثير مهم على كيفية تعريف معدي البيانات للأسعار والأوزان الترجيحية لمؤشرات الأسعار.

١٤-٤ وتعد مؤشرات الأسعار الرئيسية الأربعة في نظام إحصاءات الأسعار هي مؤشر أسعار المستهلكين، ومؤشر أسعار المنتجين، ومؤشري أسعار الصادرات والواردات. وتعد هذه مؤشرات معروفة جيدا ومراقَبة بدقة للأداء الاقتصادي الكلي. كما أنها مؤشرات مباشرة للقوة الشرائية للنقود في الأنواع المختلفة من المعاملات والتدفقات الأخرى التي تتضمن سلعا وخدمات. وبالتالي، فإن هذه المؤشرات أدوات مهمة في تصميم وإدارة السياستين النقدية والمالية العامة للحكومة. كما أنها تستخدم كمخفضات لتوفير مقاييس مختصرة لحجم السلع والخدمات المنتَجة والمستهلَكة. وعليه، فهي تُستخدم أيضا في تنوير القرارات الاقتصادية في القطاع الخاص. ولا تتضمن هذه المؤشرات، أو يتعين ألا تتضمن، فقط مجموعة من المؤشرات السعرية غير المرتبطة، ولكن بدلا من ذلك، يتعين أن توفر رؤية متكاملة ومتسقة للتطورات السعرية المتعلقة بالإنتاج، والاستهلاك، والمعاملات الدولية في السلع والخدمات. ويعني ذلك ضمنا أن مغزى كافة هذه المؤشرات يُستمَد بشكل كبير من مغزى إجماليات القيم الذي يشير إليها كل مؤشر على حدة. وعلى الرغم من وجود مؤشرات مهمة أخرى للأسعار، يُناقَش معظمها في هذا الفصل، فإن هذه المؤشرات الأربعة للأسعار تشكل أساسا لنظام إحصاءات الأسعار في معظم البلدان، وسوف يتم إيلاؤها اهتمام خاص.

١٤-٥ وتقوم الفقرات من ١٤-٨ فصاعدا بإرساء العلاقات بين سلاسل الأسعار الرئيسية الأربعة وذلك من خلال الربط بينها وبين إجماليات متشابكة معينة معرَّفة في *نظام الحسابات القومية لعام ١٩٩٣*. *وقد مر نظام الحسابات القومية* بصيغ مختلفة على مدى السنوات، وتعد الطبعة المؤرخة ١٩٩٣ هي الأحدث. وسوف نستخدم نظام الحسابات القومية للإشارة إلى نظام الحسابات القومية بشكل عام، *ونظام الحسابات القومية لعام ١٩٩٣* للإشارة تحديدا إلى النسخة الأحدث، عندما يكون ذلك ملائما. ويستمد مؤشر أسعار المستهلكين تغطيته من مجموعة متنوعة من الحسابات في نظام الحسابات القومية. وعند نقاط متنوعة، سوف نذكر ما إذا كان تكوين كل إجمالي قيم في الحسابات القومية مرتبطا بالإجمالي الذي على أساسه يتم تعريف مؤشر أسعار المستهلكين، وكيفية ذلك الارتباط. وإلى جانب مؤشرات الأسعار الرئيسية الأربعة ومجموعة من مؤشرات الأسعار المفيدة الإضافية، سوف ننظر بإيجاز في مؤشرات تعويضات اليد العاملة وتعادلات القوى الشرائية في نظام الإحصاءات الاقتصادية.

١٤-٦ وكما هو مذكور في الفصل الثاني، يتم إنشاء مؤشر أسعار المستهلكين لنطاق من الاستخدامات في مختلف البلدان، ولكن يمكننا تحديد نوعين عامين من الموضوعات: مؤشر أسعار المستهلكين *القائم على الاستهلاك* (أحيانا يسمى تكلفة المعيشة)، ومؤشر أسعار المستهلكين *القائم على المعاملات* (غالبا ما يُعرف بالتضخم). وغالبا

ما يشير مؤيدو مؤشر أسعار المستهلكين القائم على المعاملات إليه بمؤشر أسعار المستهلكين القائم على الاحتياز "Acquisitions"، وذلك وفقا للغة الإصدار السابق من *مؤشرات أسعار المستهلكين: دليل منظمة العمل الدولية* (Turvey et al., 1989) والذي استخدم هذا المصطلح لتمييز أساليب التعامل البديلة، على سبيل المثال، مع المساكن التي يسكنها مالكوها (ص ١٥). و"لمصطلح مؤشر أسعار المستهلكين القائم على الاحتياز" معنى مختلف في نظام الحسابات القومية، إذ يشير إلى استهلاك الأسر المعيشية من السلع والخدمات ليس فقط التي تقوم الأسر المعيشية ذاتها بتأمينها، ولكن أيضا التي يتم تأمينها من قبل المؤسسات غير الهادفة للربح والحكومة بالإنابة عنها. ولذا، نستخدم مصطلح "المعاملات" بدلا من ذلك. وفي مصطلحات دليل منظمة العمل الدولية، ما نشير إليه على أنه مؤشر أسعار المستهلكين القائم على الاستهلاك كان سيسمى مؤشر أسعار المستهلكين "القائم على الاستخدامات". وكلاهما يتسق مع المصطلحات الحالية لنظام الحسابات القومية.

١٤-٧ وكلا النوعين من مؤشر أسعار المستهلكين موجه لخبرة الأسر المعيشية بالأسعار، ولكن يركز مؤشر أسعار المستهلكين القائم على الاستهلاك، كما يوضح المسمى ضمنا، على أسعار البنود التي تقوم الأسر المعيشية بالإنفاق الاستهلاكي النهائي عليها، في حين يركز مؤشر أسعار المستهلكين القائم على المعاملات على أسعار البنود التي تُجري عليها الأسر المعيشية نفقات نهائية نقدية على الاستهلاك وتكوين رأس المال. ومن ثم *تَستبعد* مؤشرات أسعار المستهلكين القائمة على الاستهلاك نفقات تكوين رأس المال من قِبَل الأسر المعيشية (على سبيل المثال، على مساكنها الخاصة)، ولكنها قد *تشتمل على* كل من النفقات الاستهلاكية النقدية والمحتسبة (على سبيل المثال، الإيجار المحتسب المدفوع من قبل مالكي المساكن على مساكنهم). وتركز مؤشرات أسعار المستهلكين القائمة على المعاملات فقط على أسعار البنود التي تقوم الأسر المعيشية بإجراء نفقات نهائية نقدية عليها، ومن ثم *قد تشتمل* على نفقات تكوين رأس المال للأسر المعيشية (على سبيل المثال، صافي الحيازات من المساكن)، ولكنها *تستبعد* بصورة قاطعة النفقات التي يجب احتسابها أو تقديرها ضمناً من أجل تغطية الاستهلاك الفعال للأسر المعيشية من السلع والخدمات. وفي هذا الفصل، سوف نقوم بمزيد من التفسير لمفاهيم القطاع المؤسسي ونوع المعاملة من واقع نظام الحسابات القومية التي تعرِّف الفرق والعلاقة بين مؤشر أسعار المستهلكين القائم على الاستهلاك وذلك القائم على المعاملات. وفي كل قسم من الأقسام التالية، حسب ملاءمة الموضوع، سوف نناقش أنواع النفقات التي تحدد البنود والأوزان الترجيحية المناسبة لكل من هذين النوعين الرئيسيين، ونشير إلى مجموع النفقات المقابل لمؤشر أسعار المستهلكين القائم على الاستهلاك على أنه *إجمالي الإنفاق* #١ وذلك المقابل لمؤشر أسعار المستهلكين القائم على المعاملات على أنه *إجمالي الإنفاق* #٢.

الحسابات القومية كإطار لنظام إحصاءات الأسعار

١٤-٨ يعد نظام الحسابات القومية هو النظام الأساسي لإجماليات القيم للمعاملات والتدفقات الأخرى في السلع والخدمات. ومن الواضح أنه ذو أهمية اقتصادية عريضة. وعليه، ليس ضروريا أن تكون إجماليات القيم لمؤشرات الأسعار الرئيسية متطابقة مع إجماليات القيم الرئيسية في الحسابات القومية. إلا أن إجماليات الحسابات القومية تمثل التدفقات الرئيسية للسلع والخدمات ومستويات المخزون الملموس وغير الملموس. ولذا، يتعين أن يكون للمؤشرات الرئيسية للأسعار علاقة واضحة بهذه الإجماليات. ويشرح هذا الفصل إجماليات القيم المستخدمة حاليا بصورة شائعة من قبل السلطات القومية للمؤشرات الرئيسية للأسعار، أو المزمع استخدامها مستقبلا، وذلك بجمعها من المكونات المحددة في نظام الحسابات القومية.

١٤-٩ ويصف *نظام الحسابات القومية لعام ١٩٩٣* نظام الحسابات القومية كالتالي:

> ١-١ يتألف نظام الحسابات القومية من مجموعة مترابطة منطقيا ومتسقة ومتكاملة من حسابات الاقتصاد الكلي والميزانيات والجداول المستندة إلى مجموعة من المفاهيم والتعاريف والأعراف والتصنيفات والقواعد المحاسبية المتفق عليها دوليا. ويقدم إطارا محاسبيا شاملا يمكن ضمنه تجميع البيانات الاقتصادية وعرضها في شكل مصمم لأغراض التحليل الاقتصادي واتخاذ القرارات ورسم السياسات العامة.

وتغطي الحسابات الأنشطة الاقتصادية الرئيسية التي تقع داخل اقتصاد ما، مثل الإنتاج، والاستهلاك، والتمويل وتراكم السلع الرأسمالية. وبعض التدفقات المتضمنة مثل الدخل، والادخار، والإقراض والاقتراض لا يرتبط بالسلع والخدمات ولا يُحسب ضمن مكونات الأسعار والكميات. ومع ذلك، يحتوي نظام الحسابات القومية أيضا على إطار شامل—جدول العرض والاستخدام الذي تتم مناقشته بمزيد من التفصيل أدناه—يؤسس ويعرض العلاقات المتبادلة بين كافة التدفقات الرئيسية للسلع والخدمات في الاقتصاد. ويتم تعريف وتصنيف وقياس تغطية ومحتويات هذه التدفقات بأسلوب متسق من الناحية المفاهيمية. وفي هذا الجدول، يمكن بشكل بسيط ومباشر رؤية العلاقات بين التدفقات الرئيسية للسلع والخدمات المرتبطة بالأنشطة مثل الإنتاج، والاستهلاك، والتوزيع، والاستيراد والتصدير. ويوفر الجدول إطارا مثاليا لتصميم وتنظيم نظام من إحصاءات الأسعار المتسقة داخليا والتي ترتبط بمجموعة من تدفقات السلع والخدمات التي تتسم بالاعتماد المتبادل اقتصاديا. ويقوم الجدول ليس فقط بتأسيس العلاقات المتبادلة بين أسعار المستهلكين، والمنتجين، والصادرات، والواردات ذاتها، ولكن أيضا علاقاتها مع مؤشرات الأسعار بالنسبة للإجماليات الاقتصادية الكلية الرئيسية مثل إجمالي الناتج المحلي.

١٤-١٠ وفي هذا العرض العام لمؤشرات الأسعار، نأخذ أولا نظرة عامة على الإجماليات الرئيسية للحسابات القومية. ثم نبدأ بعدها في استعراض البناء الأساسي لهذه الإجماليات بالنظر أولا إلى أنواع المتعاملين الاقتصاديين

المعترف بهم في نظام الحسابات القومية، وثانيا، الحسابات الاقتصادية المتعلقة بهم والمتضمنة تدفقات السلع والخدمات التي تتراكم لتصبح الإجماليات الرئيسية. وعند إنشاء هذه الحسابات من أساسها، تظهر علاقات محددة بين مؤشرات الأسعار الكلية المعروفة جيدا — مؤشر أسعار المنتجين، ومؤشر أسعار المستهلكين، ومؤشر أسعار الصادرات، ومؤشر أسعار الواردات — وإجماليات الحسابات القومية المعروفة.

إجمالي عرض واستخدام السلع والخدمات

١٤-١١وعلى أكثر المستويات الإجمالية، يعد عرض واستخدام السلع والخدمات في الحسابات القومية هو المتطابقة الاقتصادية الكلية البسيطة، وفقا للكتابات الاقتصادية، التي تساوي بين مجموع العرض ومجموع الاستخدامات. ويعد مجموع العرض هو مجموع المخرجات Y، والواردات M، والضرائب مخصوما منها الإعانات على المنتجات T. ويعد مجموع الاستخدام هو مجموع الاستهلاك الوسيط Z، والاستهلاك النهائي للأسر المعيشية C والحكومة G، وتكوين رأس المال I، والصادرات X:

$$Y + M + T = Z + C + G + I + X \qquad (14.1)$$

١٤-١٢وبإعادة ترتيب هذه المتطابقة من خلال طرح الاستهلاك الوسيط والواردات من كلا الجانبين، نصل إلى المعادلات البديلة المألوفة بالنسبة لإجمالي الناتج المحلي من منهجي الإنتاج (القيمة المضافة) والإنفاق:

$$(Y - Z) + T = \text{Value added} + T \equiv C + C + I + X - M$$
$$= \text{إجمالي الناتج المجلي} \qquad (14.2)$$

وبالطبع، فإن إجمالي الناتج المحلي معروف دوليا على أنه الإجمالي المحوري للحسابات القومية لقياس الأداء الاقتصادي. وهو يعد بالأساس مقياسا للإنتاج ويتم تمييزه عن الطلب النهائي. وعلى نحو أكثر تحديدا، يقيس القيمة المضافة للأنشطة الإنتاجية التي يقوم بها كافة المتعاملون الاقتصاديون المقيمين في اقتصاد ما. ونظرا لأن الواردات غير متضمنة في إجمالي الناتج المحلي، فإن مؤشر أسعار لإجمالي الناتج المحلي يتتبع التضخم المتولد داخليا. ويعتبر إعداد مؤشرات لتتبع أجزاء من التغير النسبي في إجمالي الناتج المحلي ومكوناته التي يمكن عزوها للتغير في الأسعار والكميات من أهم أهداف تطوير إحصاءات الأسعار في الأنظمة الإحصائية الحديثة.

١٤-١٣وكما سيتم توضيحه بمزيد من التفصيل لاحقا، فإن جدول العرض والاستخدام في نظام الحسابات القومية يعد مصفوفة شاملة تغطي الاقتصاد ككل تستخدم المتطابقتين (١٤-١) و(١٤-٢) على مستوى مجزأ. ويوضح كل صف من المصفوفة مجموع استعمالات سلعة ما، أو مجموعة من السلع، في حين يبين كل عمود مجموع

المعروض من الصناعات المحلية والواردات. ويوفر الجدول إطارا محاسبيا يفرض انضباط كل من الاتساق المفاهيمي والرقمي على بيانات تدفقات السلع والخدمات المستخلصة من مصادر مختلفة. ويجب تعريف التدفقات وتصنيفها وتقييمها بذات الطريقة، في حين تجب تسوية أي أخطاء. ويقدم الجدول أساسا جيدا لإعداد مجموعة من مؤشرات الأسعار والكميات ذات الاعتماد المتبادل. وفي الأقسام التالية، نبحث في العناصر المختلفة أو الأساسية للجدول قبل تحليل الجدول ككل.

الوحدات المؤسسية والمنشآت

١٤-١٤ عند إنشاء النظام المحاسبي والإجماليات الرئيسية *Y, M, T, Z, C, G, I, X* للمعادلتين (١٤-١) و(١٤-٢)، يقوم *نظام الحسابات القومية لعام ١٩٩٣* أولا بتنظيم اقتصاد بلد ما إلى أنواع من الكيانات أو المتعاملين القائمين بالنشاط الاقتصادي. ويدعى هؤلاء *الوحدات المؤسسية*، وتشمل خمسة أنواع مقيمة في الاقتصاد، فضلا عن فئة واحدة غير مقيمة، وهي بقية العالم. ويُقال إن وحدة مؤسسية مقيمة في اقتصاد ما إذا كان مركز المصلحة الاقتصادية الرئيسي لها كائنا هناك. ومن الناحية التشغيلية، يُعرَّف مركز المصلحة الاقتصادية جزئيا بمدة الوجود المادي. على سبيل المثال، تعتبر أسرة معيشية مقيمة في إقليم اقتصادي ما إذا كانت تعيش داخل حدود الإقليم لمدة سنة أو أكثر. وتتمثل الأنواع الخمسة من الوحدات المؤسسية المقيمة في: الشركات غير المالية؛ الشركات المالية؛ والحكومة العامة؛ والأسر المعيشية؛ والمؤسسات غير الهادفة للربح التي تخدم الأسر المعيشية. ويُقرن *نظام الحسابات القومية لعام ١٩٩٣* بالوحدات المؤسسية القدرة على امتلاك الأصول المنتِجة، ومن ثم تمثل أصغر وحدات يمكن إعداد ميزانيات كاملة عنها.

١٤-١٥وكما هو مذكور آنفا، يمكن للوحدات المؤسسية أن تشارك في إنتاج واستهلاك السلع والخدمات وفي تكوين رأس المال، ومراكمة السلع والخدمات كأصول منتِجة ملموسة وغير ملموسة. وفي سبيل تحليل الإنتاج، يحدد *نظام الحسابات القومية لعام ١٩٩٣* وحدة أو وكيل أصغر من الوحدة المؤسسية، يُطلَق عليه منشأة أو *النوع المحلي من وحدة النشاط* (local kind of activity unit). وداخل الوحدة المؤسسية، تعد المنشأة هي أصغر وحدة منظمة للإنتاج وبالإمكان تمييز تكاليفها ومخرجاتها على نحو منفصل. وعموما، تتخصص المنشآت في إنتاج أنواع قليلة فقط من المخرجات في موقع جغرافي واحد. ولإعداد إحصاءات الإنتاجية، يحتاج المحللون أيضا إلى تفاصيل عن الأصول (رأس المال) *غير المالية* المنتَجة وغير المنتَجة بحسب المنشأة وذلك من الوحدات المؤسسية متعددة المنشآت. ويرجع ذلك، كما سنرى، إلى أن هذه الإحصاءات تستخدم تصنيف للمنشآت بحسب الصناعة أو النشاط وليس الوحدات المؤسسية. فبعض الوحدات المؤسسية يمكنها امتلاك منشآت في أكثر من صناعة. ومن جهة أخرى، ليست هناك حاجة لحساب الأصول والخصوم المالية بحسب المنشأة كما أنه غير متاح عموما من حسابات الوحدات المؤسسية التي تمتلك منشآت متعددة. والأخيرة ستكون ضرورية لإعداد ميزانيات المنشآت.

١٤-١٦ ويوضح في الإطار ١٤-١ تصنيف *نظام الحسابات القومية لعام ١٩٩٣* للوحدات المؤسسية إلى قطاعات. ولا يتبع هذا التصنيف بالضرورة الوضع القانوني للوحدات المؤسسية، ولكنه يركز على وظيفتها. ومن ثم، يصنف مشروع غير مالي مملوك للحكومة ينتج مخرجات تُباع بأسعار تغطي الجزء الأكبر من تكاليفها، ويمكن له إعداد ميزانية عمومية، على أنه شركة غير مالية، إلى جانب الشركات غير المالية التي تعد شركات ذات شخصية اعتبارية. ولمزيد من التفاصيل، راجع *نظام الحسابات القومية لعام ١٩٩٣*، الفصل الرابع. ويُلاحظ أن القطاعات المؤسسية بحسب *نظام الحسابات القومية لعام ١٩٩٣* تمثل الوحدات المغطاة نمطيا في التعدادات والمسوح الاقتصادية ولقطاع الأسر المعيشية. ويركز نظام الحسابات القومية على أنشطة الوحدات المؤسسية المقيمة في بلد ما أو إقليم اقتصادي. كما يتضمن معلومات عن بقية العالم (S.2 في الإطار ١٤-١) فقط لرصد معاملات الوحدات المؤسسية المقيمة مع الكيانات غير المقيمة. وتعد معاملات الكيانات غير المقيمة مع الكيانات الأخرى غير المقيمة خارج النطاق بالنسبة للحسابات القومية أو الإقليمية لبلد أو إقليم ما.

١٤-١٧ ويعد تصنيف الوحدات المؤسسية لقطاع الأسر المعيشية إلى قطاعات ذا أهمية كبيرة لتحليل حدوث التغير السعري (Incidence of price change). وكما هو مبين في الإطار ١٤-١، يعرِّف *نظام الحسابات القومية لعام ١٩٩٣* القطاعات الفرعية للأسر المعيشية وفقا للمصدر الرئيسي للدخل: الدخل المختلط (في الغالب أرباح مشروعات قطاع الأسر المعيشية)، والتعويض (الأجور والرواتب والتعويض العيني)، أو دخل الممتلكات (الإيجارات، والأرباح الموزعة والفائدة). غير أنها لا تعد قطاعات الأسر المعيشية الوحيدة ذات الأهمية لمستخدمي مؤشر أسعار المستهلكين. فإلى جانب *مصدر* الدخل، فإن المحللين غالبا (وربما أكثر) ما يهتمون *بمستوى* الدخل. ومن المرجح أن تُظهِر أنصبة سلع وخدمات معينة في نفقات الأسر المعيشية تفاوتا أكبر عبر مستوى الدخل مقارنة بالمصدر الرئيسي للدخل. على سبيل المثال، لإلقاء الضوء على خبرات الأسر المعيشية الفقيرة (ذات الدخل المنخفض) المتعلقة بالأسعار، سوف يلزم علينا معرفة ما إذا كان هناك اختلاف كبير في أنصبة إنفاق الأسر المعيشية الفقيرة على سلع وخدمات معينة مقارنة بالأسر المعيشية غير الفقيرة. وثمة مثال جيد ألا هو الأهمية النسبية للنفقات على السلع المعمرة المستعملة. وكما سنرى، تقاس السلع الاستهلاكية المعمرة في نظام الحسابات القومية على أساس الأصول مخصوما منها المتخلص منها (Acquisitions less disposals). وفي حين أن الأسر المعيشية الفقيرة عادة ما تكون مشترية صافية لمثل هذه السلع، تميل الأسر المعيشية الأيسر حالا إلى أن تكون بائعة صافية لها. وعليه، فإن تغير أسعار السلع المستعملة سوف يعود بتأثير مختلف جدا على مؤشرات أسعار المستهلكين بالنسبة للمجموعتين من الأسر المعيشية.

الإطار ١٤-١: القطاعات المؤسسية *في نظام الحسابات القومية لعام ١٩٩٣*

S.1 مجموع الاقتصاد

S.11 **الشركات غير المالية**

التقسيمات الفرعية النهائية: العامة، والخاصة القومية أو تحت السيطرة الأجنبية

S.12 **الشركات المالية**

التقسيمات الفرعية النهائية: العامة، والخاصة القومية أو تحت السيطرة الأجنبية

S.121 البنك المركزي

S.122 شركات إيداع النقود

S.1221 شركات إيداع النقود

S.1222 شركات الإيداع الأخرى، باستثناء شركات إيداع النقود

S.123 الوسطاء الماليون الآخرون باستثناء شركات التأمين وصناديق معاشات التقاعد

S.124 الشركات المالية المساعدة

S.125 شركات التأمين وصناديق معاشات التقاعد

S.13 **قطاع الحكومة العامة**

*الطريقة البديلة **n=1**، توضَح صناديق الضمان الاجتماعي كفرع منفصل من الحكومة **S.1314***

*الطريقة البديلة **n=2**، تُدرَج صناديق الضمان الاجتماعي كمكونات للحكومة المركزية، وحكومات الأقاليم، والحكومات المحلية، ويُحذف **S.1314***

S.1311 الحكومة المركزية

S.1312 حكومة الولاية

S.1313 الحكومة المحلية

S.1314 صناديق الضمان الاجتماعي

S.14 **الأسر المعيشية**

مصنفة وفقا لأكبر مصدر للدخل المتلقي

S.141 أرباب العمل (دخل مختلط، يملكون شركة غير ذات شخصية اعتبارية يعمل فيها مستخدمون بأجر)

S.142 العاملون لحساب أنفسهم (دخل مختلط،[1]، يملكون شركة غير ذات شخصية اعتبارية لا يعمل فيها مستخدمون بأجر)

S.143 المستخدمون (تعويضات العاملين)[2]

S.144 متلقو دخول الملكية والتحويلات[3]

S.1441 متلقو دخول الملكية

S.1442 متلقو المعاشات التقاعدية

S.1443 متلقو دخول تحويل أخرى

S.15 المؤسسات غير الهادفة للربح التي تخدم الأسر المعيشية

S.2 حساب بقية العالم

---

[١] لفهم كيفية تشكيل القطاعين الفرعيين **S.141** و**S.142** للأسر المعيشية، ينبغي تفسير مصطلح "الدخل المختلط". وهذا بدوره يستلزم النظر في مفهوم فائض التشغيل في دخل الحسابات القومية. ففائض التشغيل لمشروع ما هو الباقي من قيمة المخرجات ناقص مشتريات السلع والخدمات، والمدخلات، والأجور والرواتب، ومساهمات أرباب العمل الاجتماعية (مدفوعات الضمان الاجتماعي ومعاشات التقاعد)، والضرائب بعد خصم الإعانات المدفوعة على الإنتاج غير المرتبطة بالمنتجات. ويتم حساب الدخل المختلط لمشروعات الأسر المعيشية غير ذوات الشخصية الاعتبارية جبريا بصورة مماثلة لفائض التشغيل للمشروعات الأخرى. ومع ذلك، بالنسبة لمشروعات الأسر المعيشية غير ذوات الشخصية الاعتبارية، فإن تعويض مالكي المشروع قد لا يتم إدراجه في بند تعويض المستخدمين المسجل، وبالتالي فإن الفرق بين المخرجات وتكلفة التشغيل سوف يتضمن تعويضا لعمل المالكين. وتقر المصطلحات المحددة فقط بأن أجور المالكين غالبا ما تختلط بصورة يصعب فصلها مع فائض التشغيل لهذه الوحدات.

[٢] ويتضمن تعويض المستخدمين الأجور والرواتب، والمزايا التي يمنحها أرباب العمل ومنها مساهمات أرباب العمل في التأمين الاجتماعي.

[٣] وتتضمن دخول الملكية الفائدة، والأرباح الموزعة والريع.

حسابات الوحدات المؤسسية

١٤–١٨ في المعادلتين (14.1) و(14.2)، قمنا بتحديد الإجماليات الأساسية المكوِّنة لمجموع عرض واستخدام السلع والخدمات في الاقتصاد، واستخلصنا إجمالي الناتج المحلي على أساس هذه الإجماليات. ولمعرفة كيفية فصل المكونات السعرية والحجمية للعرض والاستخدام، من الضروري إنشاء هذه الإجماليات الأساسية من حسابات القطاع المؤسسي للمتعاملين الاقتصاديين في الاقتصاد. وفي هذه الأثناء، من المهم أن توضَح بالتفصيل أنشطة الإنتاج والاستهلاك لهؤلاء المتعاملين، وكذلك أنواع السلع والخدمات التي ينتجونها ويستهلكونها. ويعد جدول العرض والاستخدام هو الإطار المنظم لهذه المعلومات. وبإنشاء هذا الجدول، نبدأ أيضا فعليا في مراكمة بيانات عن الأوزان الترجيحية لأنصبة المنتجات S اللازمة لحساب صيغ مؤشر الأسعار (الفصول ١، و٣، و١٥–١٧). وتعد الحسابات الأساسية لنظام الحسابات القومية التي يتم فيها تسجيل كافة هذه الإجماليات على مستوى الوحدات المؤسسية هي حسابات الإنتاج، واستخدام الدخل، ورأس المال، والحسابات الخارجية للسلع والخدمات. وتقوم هذه الحسابات بتنظيم المعلومات للإجماليات الرئيسية التالية:

- *حساب الإنتاج*: المخرجات Y، الاستهلاك الوسيط Z، والقيمة المضافة $Y - Z$؛
- حساب استخدام الدخل: استهلاك الأسر المعيشية C والاستهلاك الحكومي G؛
- حساب رأس المال: تكوين رأس المال I؛
- الحساب الخارجي للسلع والخدمات: الصادرات X والواردات M.

تسجيل المعاملات في السلع والخدمات

١٤-١٩ قبل الانتقال لمزيد من التفاصيل حول هذه الحسابات الأربعة للسلع والخدمات، من المهم تحديد كيف يتم تسجيل القيود في إجماليات القيم التي تتضمنها. فالبنود i في معادلة إجمالي القيم (15.1) بالفصل الخامس عشر تمثل التدفقات التفصيلية للسلع والخدمات مصنفة بحسب فئات المعاملات. وثمة جانبان محددان لتسجيل المعاملات: التوقيت والتقييم.

١٤-٢٠ فيما يتعلق *بتوقيت* المعاملات، لربط كل معاملة بتاريخ تعتبر الحسابات القومية المعاملة مكتملة عند إنشاء التزام بالدفع بين الوحدات أطراف المعاملة. وبالنسبة لتدفقات السلع والخدمات، يحدث ذلك عند تغيير ملكية السلعة أو توصيل الخدمة. وعندما يحدث تغيير للملكية أو تقديم للخدمة، يُقال إن المعاملة قد استحقت. وبشكل عام، هذا الوقت ليس بالضرورة هو اللحظة التي يتم فيها الدفع بالفعل.

١٤-٢١ وثمة مبدآن *للتقييم* في الحسابات القومية، أحدهما للموردين وآخر للمستخدمين. بالنسبة للموردين، يتم تقييم المعاملات في السلع والخدمات بالأسعار الأساسية. ويعد السعر الأساسي هو سعر كل وحدة من السلع والخدمات يتلقاه المنتجون. ونستخدم مصطلح "يتلقاه" للإشارة إلى أن السعر يشير إلى معاملة مستحقة للبائع، والمصطلح "يدفعه" للدلالة على معاملة مستحقة للمشتري. ونظرا لأن المنتجون لا يتلقون ضرائب (إن وجدت) على المنتجات، ولكنهم يتلقون إعانات (إن وجدت) على المنتجات، تُستَبعد الضرائب على المنتجات من السعر الأساسي، في حين تُدرَج الإعانات على المنتجات. كما أن المنتجون لا يتلقون رسوم نقل وتأمين محررة بفواتير منفصلة من الموردين الآخرين أو أي هوامش توزيع مضافة من قبل منتجي الخدمة سواء بالتجزئة أو الجملة، وتستبعد هذه أيضا من السعر الأساسي. وعلى النقيض، يدفع المستخدم بصفته مشتريا كافة هذه الرسوم، وبالتالي يتم تقييم مشتريات المستخدمين بأسعار المشترين، والتي تضيف الضرائب بعد خصم الإعانات على المنتجات والهوامش بالنسبة لخدمات النقل والتأمين والتوزيع المتضمنة إلى السعر الأساسي.

١٤-٢٢ ويميز *نظام الحسابات القومية لعام ١٩٩٣* بين الضرائب على المنتجات والضرائب الأخرى على الإنتاج. وتتضمن الضرائب بعد خصم الإعانات على المنتجات T كافة الضرائب التي تدفعها لكل وحدة أو كنسبة مئوية من قيمة السلع والخدمات التي تم التعامل عليها. وتُدرَج في T رسم الإنتاج، والمبيعات، والجزء غير القابل للاسترداد من ضرائب القيمة المضافة، والرسوم المفروضة على الواردات، والضرائب على الصادرات. وتتضمن الإعانات على المنتجات كافة الإعانات المتلقاة لكل وحدة أو كنسبة مئوية من قيمة السلع والخدمات المنتَجة، بما في ذلك بصفة خاصة الإعانات المدفوعة على الواردات والصادرات. وتتضمن الضرائب الأخرى على الإنتاج، على سبيل المثال، الضرائب العقارية والضرائب على الأرباح. وتتضمن الإعانات الأخرى على الإنتاج، على سبيل المثال،

المدفوعات المنتظمة المسددة من قبل الحكومة لتغطية الفرق بين تكاليف وإيرادات المشروعات الخاسرة. ومن بين مجموع الضرائب والإعانات على الإنتاج، يُنظر فقط إلى الضرائب والإعانات على المنتجات عند تعريف الأسعار الأساسية وأسعار المشترين. ويعني ذلك ضمنا أنه لا توجد ضرائب يتم دفعها على المنتجات المدرجة سواء في الإجمالي Y أو M، في حين تُدرج الإعانات التي يتم تلقيها على المنتجات في هذين الإجماليين.

١٤-٢٣ وعليه، يتم تقييم المخرجات Y والواردات M في المعادلتين (١٤-١) و(١٤-٢) بالأسعار الأساسية، والتي تُضاف إليها الضرائب مخصوما منها الإعانات على المنتجات T للوصول إلى مجموع العرض. وربما لاحظ القارئ أن هوامش النقل، والتأمين والتوزيع قد اختفت نوعا ما بعد ما تم استحداثها. وسواء أُدرجت هذه الخدمات مع السلعة أو حُررت بفاتورة منفصلة لا يؤثر على مجموع الإنفاق على السلع والخدمات من قبل المشتري. وبالنسبة للاقتصاد ككل، تلغي هذه المعاملات بعضها البعض، ولكن عندما ننظر إلى الصناعة أو النشاط وتفاصيل المنتجات، سيكون لها آثار مرتبطة بإعادة التوزيع بين منتجات السلع والخدمات. وتتم إعادة النظر في هذه النقطة في مناقشة جدول العرض والاستخدام أدناه.

١٤-٢٤ ويتم تقييم مكونات مجموع الاستخدامات بأسعار المشترين. ويُفسر ذلك على نحو مباشر بالنسبة للاستهلاك النهائي للأسر المعيشية والحكومة. وبالنسبة لنفقات تكوين رأس المال، يتضمن مفهوم أسعار المشترين أيضا تكاليف "إنشاء" معدات رأس المال الثابت. أما بالنسبة للصادرات، تتضمن أسعار المشترين أيضا الضرائب على الصادرات بعد خصم الإعانات، وذلك وفقا لقيمة التسليم ظهر الباخرة "تسليم فوب" على الحدود الوطنية. ونقوم الآن بمناقشة كل من الحسابات الأربعة الرئيسية للسلع والخدمات، على التوالي.

الإنتاج

١٤-٢٥ يُطلق مصطلح *مشروع* على الوحدة المؤسسية التي تقوم بالإنتاج. وبالتالي، فإن أيا من الخمسة أنواع من الوحدات المؤسسية المقيمة يمكن أن يكون مشروعا. ويظهر حساب الإنتاج للمشروعات في *نظام الحسابات القومية لعام ١٩٩٣*، مع إعادة ترتيب محدود للعناصر، كما هو موضح أساسا في الجدول ١٤-١. وينطبق عرض مماثل على المنشآت أو النوع المحلي من وحدات النشاط (Local kind of activity unit) المملوكة للمشروعات. وفي الواقع، يمكن تعريف المنشأة من الناحية التشغيلية على أنها أصغر وحدة يمكن لها إنشاء حساب إنتاج. وثمة حالات تكون فيها المنشأة أو النوع المحلي من وحدات النشاط مرادفا أو على الأقل لا يمكن فصله عن الوحدة المؤسسية التي تمتلكها. وينطبق ذلك، على سبيل المثال، على الشركات ذات المنشأة الواحدة والمشروعات غير ذوات الشخصية الاعتبارية لقطاع الأسر المعيشية. وفي حالات أخرى، قد يمتلك مشروع عدة منشآت. ويمكن

أيضا إعداد حساب إنتاج لمجموعات مختلفة من المنشآت والمشروعات، بما في ذلك بالطبع القطاعات المؤسسية ولكن أيضا بالنسبة لمجموعات منشآت الصناعة أو الأنشطة. وفي حساب الإنتاج وكامل *نظام الحسابات القومية لعام ١٩٩٣*، تشير رموز المعاملات التي تبدأ بالحرف "P" إلى قيود للمعاملات في السلع والخدمات. أما الرموز التي تبدأ بالحرف "B" فتشير إلى ما يُسمى "بالبنود الموازنة Balancing items"، والتي تُعرَّف بطريقة البواقي كالفرق بين مجموع الموارد ومجموع الاستخدامات مفصلة البنود لتلك الموارد.

الجدول ١٤-١: حساب الإنتاج لمنشأة ما أو وحدة مؤسسية أو قطاع مؤسسي

تشير بنود نظام الحسابات القومية لعام ١٩٩٣ الموضحة بحروف سوداء إلى تدفقات السلع والخدمات

الاستخدامات	الموارد
P.2 الاستهلاك الوسيط (بأسعار المشترين)	**P.1 المخرجات (بالأسعار الأساسية)**
B.1 *إجمالي القيمة المضافة (يوازن الحساب؛ أي أنه الفرق بين المخرجات P.1 والاستهلاك الوسيط P.2)*	
منها، البنود التذكيرية التي تقسم مجموع المخرجات لتصنيف الوضع السوقي/غير السوقي للوحدة المنتِجة: **P.11 مخرجات سوقية** **P.12 مخرجات لاستعمال المنتج** **P.13 المخرجات غير السوقية الأخرى**	

١٤-٢٦ ولتصنيف منشأة ما أو نوع محلي من وحدات النشاط، يتم تقسيم المخرجات إلى مخرجات سوقية (P.11)، يتم بيعها " بأسعار مهمة اقتصاديا" تغطي بشكل كبير تكلفة الإنتاج، ونوعين من المخرجات غير السوقية التي يتم توفيرها بلا رسوم أو بأسعار شديدة الانخفاض بحيث تصبح لا صلة لها بتكلفة الإنتاج. ويتمثل النوعان من المخرجات غير السوقية في المخرجات لاستعمال المنتج (P.12) والمخرجات غير السوقية الأخرى (P.13). وتتضمن المخرجات لاستعمال المنتج مثلا إنتاج معدات الآلات والمباني (بنود تكوين رأس المال الثابت) من قبل منشأة ما لاستخدام المنشأة ذاتها أو منشآت أخرى في نفس المشروع، والقيمة الإيجارية المحتسبة لأصول إنتاجية معينة تملكها الأسر المعيشية، مثل (بل وتقتصر حاليا على) المساكن التي يسكنها مالكوها وإنتاج مشروعات معينة أخرى غير ذوات شخصية اعتبارية تابعة للأسر المعيشية، مثل المنتجات الزراعية التي ينتجها المزارعون لاستهلاك أسرهم أو العاملين لديهم. وتتضمن المخرجات غير السوقية الأخرى مخرجات الحكومة العامة والمؤسسات غير الهادفة للربح التي تخدم الأسر المعيشية التي تُوزع مجانا أو تُباع بأسعار غير مهمة اقتصاديا. وعند إنشاء مؤشر للأسعار، سوف نركز بالضرورة على معاملات وحدات المنشآت التي تتضمن أسعارا مهمة اقتصاديا، وبالتالي على المخرجات السوقية (P.11). غير أن الأسعار التي يتم جمعها لبنود المخرجات السوقية قد تُستخدم أيضا لتقييم الجزء الخاص

باستعمال المنتِج من المخرجات غير السوقية (P.12). وبالتالي، فإن نطاق تغطيتنا لمؤشرات الأسعار يمتد ليغطي هذا المكون من المخرجات غير السوقية أيضا.

١٤-٢٧ تُستخلص موارد وحدة إنتاج ما من قيمة مخرجاتها، وتعد استخداماتها للموارد هي التكاليف التي تتكبدها في تنفيذ الإنتاج. وبالتالي، يستخدم حساب الإنتاج كل من طريقتي السعر الأساسي وسعر المشترين للتقييم، حسبما يناسب وحدة الإنتاج في الاضطلاع بدوريها كمورد ومستخدم للمنتجات. وبالنسبة للعرض (الموارد) من السلع والخدمات، يتم تقييم المنتجات بالأسعار الأساسية، أي قيمة العملة الوطنية التي يتلقاها المنتجون مقابل كل وحدة من المنتجات. وتتضمن الأسعار الإعانات، وتستبعد الضرائب على المنتجات والرسوم الإضافية أو الهوامش على المنتجات المدفوعة مقابل الخدمات التجارية بالجملة والتجزئة المتضمنة، ومقابل خدمات النقل والتأمين المتضمنة. وبالنسبة لاستخدامات السلع والخدمات، يتم تقييم المنتجات بأسعار المشترين، أي قيمة العملة الوطنية التي يدفعها المستخدم مقابل كل وحدة من المنتجات، بما في ذلك الضرائب على المنتجات فضلا عن هوامش التجارة والنقل، وباستثناء الإعانات على المنتجات.

١٤-٢٨ *تفاصيل المنتجات في حساب الإنتاج*: إلى جانب تقسيم المخرجات إلى مكوناتها السوقية وغير السوقية، يمكن أيضا تقسيم المخرجات والاستهلاك الوسيط بحسب نوع المنتجات. وبتصنيف أنواع المنتجات، على سبيل المثال، من خلال استخدام التصنيف المعياري الدولي المركزي للمنتجات (CPC)، يمكن ترتيب حساب الإنتاج لكل منشأة ليظهر كما هو موضح في الجدول ١٤-٢. ويوضِح الجدول ١٤-٢ على نحو فعال الهيكل الأساسي لنموذج تقرير لمسح نمطي لمنشأة يوفر بيانات مصدرية عن الإنتاج للحسابات القومية.

١٤-٢٩ *تفاصيل القطاعات في حساب الإنتاج*: من خلال توافر قيم مجموع المخرجات مصنفة حسب المنتجات، ومجموع المخرجات السوقية وغير السوقية في الجدول ١٤-٢ لكل منشأة، نقوم بتصنيف المنشأة حسب صناعتها أو نشاطها الرئيسي والوضع السوقي/غير السوقي. ولتوضيح المعلومات اللازمة لهذا التصنيف، يتم إظهار مراكز لرموز تصنيف النشاط والوضع السوقي/غير السوقي للمنشأة في أعلى الجدول ١٤-٢. ويتضمن تصنيف الأنشطة بصفة رئيسية، إن لم تكن حصرية، تصنيف المنشآت بحسب أنواع المنتجات (التصنيف المركزي للمنتجات أو رموز أخرى للمنتجات، مثل تصنيف المنتجات بحسب نوع النشاط) والذي يكون فيه مجموع المخرجات هو الأكبر. ويوضح الإطار ١٤-٢ أدناه الفئات الرئيسية للتصنيف الصناعي الدولي الموحد لجميع الأنشطة الاقتصادية (ISIC)، التنقيح الثالث.

١٤-٣٠ وكما هو موضح في الجدول ١٤-٢، يوصي *نظام الحسابات القومية لعام ١٩٩٣* باستخدام التصنيف الصناعي الدولي الموحد لجميع الأنشطة الاقتصادية، والتصنيف المركزي للمنتجات بالنسبة للمنتجات المحلية،

والنظام المنسق لتوصيف السلع الأساسية وترميزها بالنسبة للمنتجات المصدرة والمستوردة. ويمكن لكل بلد تطويع المعيار الدولي وفقا لظروفه الخاصة. وإذا تطلبت المواءمة إضافة مزيد من التفاصيل، يُقال إن التصنيف مشتق من المعيار الموحد. ويعد *التصنيف الصناعي الإحصائي للأنشطة الاقتصادية ضمن المجتمعات الأوروبية* تصنيفا صناعيا مشتقا من التصنيف الصناعي الدولي الموحد (ISIC). وإذا أدى التطويع إلى إعادة تنظيم الطريقة التي يتم بها تجميع الفئات المفصلة مقارنة بالمعيار الموحد، ولكن مع توفير تصنيف مزدوج على مستوى معين من التفاصيل، يُقال إنه مرتبط. ويعد نظام التصنيف الصناعي لأمريكا الشمالية الخاص بكندا والمكسيك والولايات المتحدة مرتبطا بالتصنيف الصناعي الدولي الموحد. ويعد تصنيف المفوضية الأوروبية للمنتجات الصناعية مشتقا من تصنيفها للمنتجات بحسب النشاط، والذي بدوره يعد مرتبطا بالمعيار الدولي المتمثل في التصنيف المركزي للمنتجات من خلال تصنيف مزدوج محدد على مستوى عالٍ من تفاصيل المنتجات.

١٤-٣١ *إجمالي المخرجات لمؤشر أسعار المنتجين وحساب الإنتاج*. يعد مؤشر أسعار المنتجين مؤشرا لأسعار مخرجات المنشآت. ويتم تعريف مركز مؤشر أسعار المنتجين في *نظام الحسابات القومية لعام ١٩٩٣* بالعلاقة بين إجمالي قيمة مخرجاته مع الإجماليات المعرَّفة في الحسابات القومية. وفي الإطار ١٤-٢، ننظر إلى تكوين إجمالي قيمة مؤشر أسعار المنتجين وفقا لتغطيته للصناعة، ونشير إلى أنه يتعين أن تكون تغطية مؤشر أسعار المنتجين للصناعة كاملة. وفي ظل المزيد من الإنتاج السوقي وغير السوقي داخل مجموعة من منشآت صناعة ما مصنفة وفقا لوضعها السوقي، يمكن لتغطية مؤشر أسعار المنتجين أن تمتد لكل من المخرجات السوقية (P.11) والمخرجات لاستعمال المنتِج (P.12) المحددة في الجدول ١٤-٢ عند النظر في استخدام هذا الحساب لكافة المنشآت في الاقتصاد. وعلى الرغم من أن الأخيرة تعد من الناحية الفنية مخرجات غير سوقية، سوف يتم تقييمها بالأسعار الأساسية التي ستتلقاها المنشأة إذا ما تم بيع الإنتاج للاستخدام الذاتي هذا.

الجدول ١٤-٢: حساب الإنتاج مع تفاصيل المنتجات لمنشأة ما أو نوع محلي من وحدات النشاط

تشير بنود نظام الحسابات القومية لعام ١٩٩٣ الموضحة بحروف سوداء إلى تدفقات السلع والخدمات

رمز تعريف المنشأة: | *رمز تعريف الوحدة المؤسسية:*

رمز النشاط/الصناعة (التصنيف الصناعي الموحد لجميع الأنشطة الاقتصادية): | *رمز القطاع المؤسسي: S.nnnnn*

الوضع السوقي: P.1n

الاستخدامات		الموارد	
P.2 الاستهلاك الوسيط (بأسعار المشترين)		**P.1 المخرجات (الأسعار الأساسية)، *منها:***	
منه:			
التصنيف المركزي للمنتجات #		التصنيف المركزي للمنتجات #	
٠	منتجات الزراعة والحراجة ومصايد الأسماك	٠	منتجات الزراعة والحراجة ومصايد الأسماك
١	المواد الخام والمعادن؛ الكهرباء والغاز والمياه	١	المواد الخام والمعادن؛ الكهرباء والغاز والمياه
٢	منتجات الأغذية والمشروبات والتبغ؛ المنسوجات والألبسة والمنتجات الجلدية	٢	منتجات الأغذية والمشروبات والتبغ؛ المنسوجات والألبسة والمنتجات الجلدية
٣	سلع أخرى قابلة للنقل، باستثناء المنتجات الفلزية والآلات والمعدات	٣	سلع أخرى قابلة للنقل، باستثناء المنتجات الفلزية والآلات والمعدات
٤	منتجات فلزية وماكينات ومعدات	٤	منتجات فلزية وماكينات ومعدات
٥	الأصول غير الملموسة؛ الأراضي؛ أعمال الإنشاءات؛ وخدمات الإنشاء	٥	الأصول غير الملموسة؛ الأراضي؛ أعمال الإنشاءات؛ وخدمات الإنشاء
٦	الخدمات التجارية التوزيعية؛ خدمات الفنادق والمطاعم؛ خدمات النقل؛ وخدمات توزيع المرافق	٦	الخدمات التجارية التوزيعية؛ خدمات الفنادق والمطاعم؛ خدمات النقل؛ وخدمات توزيع المرافق
٧	خدمات الوساطة المالية والخدمات المتعلقة بها؛ الخدمات العقارية؛ وخدمات الإيجار والتأجير	٧	خدمات الوساطة المالية والخدمات المتعلقة بها؛ الخدمات العقارية؛ وخدمات الإيجار والتأجير
٨	خدمات الأعمال والإنتاج	٨	خدمات الأعمال والإنتاج
٩	خدمات مجتمعية واجتماعية وشخصية	٩	خدمات مجتمعية واجتماعية وشخصية
B.1 *إجمالي القيمة المضافة*			
		البنود التذكيرية التي تقسم مجموع المخرجات لتصنيف الوضع السوقي/غير السوقي للمنتجين:	
		P.11 مخرجات سوقية	
		P.12 المخرجات لاستعمال المنتج	
		P.13 مخرجات غير سوقية أخرى	

١٤-٣٢ إجمالي *الإنفاق لمؤشر أسعار المستهلكين وحساب الإنتاج*. يمثل الاستهلاك من الإنتاج الذاتي نسبة كبيرة من مجموع الاستهلاك، شاملا كل من السلع والخدمات. وبالنسبة للسلع التي تنتجها الأسر المعيشية، فكما هو مذكور في *نظام الحسابات القومية لعام ١٩٩٣*:

٦-٢٤ يُدرِج النظام إنتاج جميع السلع في إطار حدود الإنتاج. فغالبا ما لا يُعرَف في وقت حدوث الإنتاج ما إذا كانت السلع المنتَجة سيكون مصيرها السوق أو الاستخدام الخاص، وبأي نسب. ولذلك، فإن أنواع الإنتاج الآتية من إنتاج الأسر المعيشية تدرج في حدود الإنتاج، سواء أكان إنتاجها للاستهلاك النهائي الخاص أم لا.

(أ) إنتاج المنتجات الزراعية وتخزينها اللاحق؛ وجمع العليق والمحاصيل الأخرى التي لم يزرعها الإنسان؛ والحراجة؛ وقطع الأخشاب وجمع الحطب؛ والصيد وصيد الأسماك؛

(ب) إنتاج المنتجات الأولية الأخرى مثل استخراج الملح، وقطع الخث؛ وتوريد الماء؛ وما إلى ذلك؛

(ج) تجهيز المنتجات الزراعية؛ واستخراج الحبوب بالدرس؛ وإنتاج الطحين بالطحن؛ وتمليح وتجهيز الجلود؛ وإنتاج وحفظ منتجات اللحوم والأسماك؛ وحفظ الفاكهة بالتجفيف والتعبئة في زجاجات، وما شابه ذلك؛ وإنتاج منتجات الألبان مثل الزبدة أو الجبن؛ وإنتاج الجعة أو النبيذ أو المشروبات الكحولية؛ وصنع الأثاث أو الحصران؛ إلخ ...

(د) أنواع التجهيز الأخرى مثل نسج الأقمشة؛ وصنع الملابس وأعمال الخياطة؛ وإنتاج الأحذية؛ وإنتاج الأواني الفخارية، أو أدوات الطعام أو السلع المعمرة؛ وصنع الأثاث والمفروشات؛ إلخ ...

ويدرج تخزين السلع الزراعية التي تنتجها الأسر المعيشية في إطار حدود الإنتاج بوصفه امتدادا لعملية إنتاج السلع. وفي هذا الإطار، يعتبر أيضا الإمداد بالماء نشاطا منتجا للسلع. فمن حيث المبدأ، فإن الإمداد بالماء نشاطه مشابه نوعيا لنشاط استخراج النفط الخام ونقله في الأنابيب.

٦-٢٥ لا يمكن وضع قائمة جامعة مانعة بكل الأنشطة الإنتاجية المحتملة، إلا أن القائمة الواردة أعلاه تغطي أكثر أنواعها شيوعا. وعندما يُعتَقد أن كمية السلع المنتجة في إطار الأسر المعيشية مهمة كميا بالمقارنة مع إجمالي عرض تلك السلعة في البلد، فإنه ينبغي قيد إنتاجها. أما إذا كانت الكمية المنتَجة غير مهمة، فإن محاولة تقديرها غير مجدية عمليا.

وبالنسبة للخدمات، يشير *نظام الحسابات القومية لعام ١٩٩٣* إلى خدمات الإسكان على أنها البند الوحيد – ولكنه شديد الأهمية بالنسبة لمعظم البلدان – للإنتاج للاستهلاك الخاص:

٦-٢٩ إن إنتاج الساكن – المالك خدمات إسكان لاستهلاكه النهائي الخاص يدرج دائما في إطار حدود الإنتاج في الحسابات القومية، مع أنه يشكل استثناء من القاعدة العامة التي تقضي باستبعاد الخدمات المنتجة للحساب الخاص. وتتفاوت نسبة المساكن التي يسكنها مالكوها إلى المساكن المؤجرة تفاوتا كبيرا من بلد إلى آخر، بل حتى في نفس البلد على مدى فترات قصيرة، إلى حد أن المقارنات الدولية والزمنية بين أنشطة إنتاج واستهلاك خدمات الإسكان قد تشوه إن لم تحتسب قيم لخدمات الإسكان للحساب الخاص. وفي بعض البلدان تفرض ضرائب على القيمة المحتسبة للدخل المتولد من مثل هذا الإنتاج.

ويحتسب نظام الحسابات القومية قيمة ذلك الاستهلاك بالقيمة السوقية المعادلة للمخرجات التي تنتجها الأسر المعيشية لأغراضها الخاصة.

الإطار ١٤-٢: تغطية مؤشر أسعار المنتجين للصناعات أو الأنشطة من حيث إجمالي قيمة المخرجات

تتمثل الأنشطة الاقتصادية الرئيسية للتصنيف الصناعي الدولي الموحد لجميع الأنشطة الاقتصادية، التنقيح الثالث، فيما يلي:

ألف الزراعة، والصيد والحراجة
باء صيد الأسماك
جيم التعدين والتحجير
دال الصناعة التحويلية
هاء إمدادات الكهرباء والغاز وإمدادات المياه
واو الإنشاءات
زاي تجارة بالجملة والتجزئة، وإصلاح السيارات ذوات المحركات والدراجات النارية والسلع الشخصية والأسرية
حاء الفنادق والمطاعم
طاء النقل والتخزين والاتصالات
ياء الوساطة المالية
كاف الأنشطة العقارية والإيجارية والأنشطة المرتبطة **
لام الإدارة العامة والدفاع؛ الضمان الاجتماعي الإجباري
ميم التعليم
نون الصحة والعمل الاجتماعي
سين أنشطة الخدمة المجتمعية والاجتماعية والشخصية الأخرى
عين الأسر الخاصة التي توظف أشخاصاً لأداء الأعمال المنزلية
فاء المنظمات والهيئات عبر الإقليمية

وهذه هي خصائص الأنشطة المحددة في معظم التصنيفات الصناعية القومية. وعند تجميع البيانات عن عرض واستخدام التدفقات في الاقتصاد، يتم فعليا إنشاء حساب مفصل لإنتاج الصناعة على غرار ذلك الوارد في الجدول ١٤-٢، وذلك بالنسبة لكل نوع من الأنشطة الاقتصادية طبقا للفئات الرئيسية الموضحة في قائمة التصنيف الدولي الصناعي الموحد لجميع الأنشطة الاقتصادية أعلاه. وباستخدام تفاصيل مخرجات وإنفاق المنتجات الموضحة في الجدول ١٤-٢، يمكننا على نحو أكثر وضوحا تحديد التغطية النموذجية للسلع والخدمات لمؤشر أسعار المنتجين داخل إجمالي المخرجات (P.1) لحساب الإنتاج لكل صناعة على حدة. وفي معظم البلدان، تغطي مؤشرات أسعار المنتجين الصناعات المنتِجة للسلع، مثل أنشطة التعدين والتحجير والصناعة التحويلية (جيم ودال) وأحيانا أيضا الزراعة (ألف) وصيد الأسماك (باء)، والإنشاءات (واو)، فضلا عن النشاطين الخدميين الصناعيين-إمدادات الكهرباء، والغاز وإمدادات المياه (هاء) والنقل والاتصالات (طاء). ومن حيث المبدأ، يتعين أن يغطي مؤشر أسعار المنتجين المخرجات السوقية لجميع الأنشطة، ويعمل عدد من البلدان حاليا على توسيع تغطية مؤشر أسعار المنتجين لأنشطة إنتاج الخدمات الباقية إلى جانب النقل والمرافق.

١٤-٣٣ بيد أنه في بعض الحالات فإن طريقة المكافئ السوقي لتقييم الإنتاج للاستهلاك الخاص غير عملية نظرا لعدم توافر مكافئات في السوق شبيهة بالقدر الكافي للبنود التي يتم إمدادها من خلال الإنتاج الذاتي، أو أنها نادرة بما يكفي بحيث يصبح الحصول على المعلومات عنها أمرا مكلفا أو لا يمكن الوثوق بها لعمل تقديرات بناء على تلك المعلومات. وفي هذه الحالات، يتم اتباع مناهج تكلفة الإنتاج. ويعد مصدر البيانات لمناهج تكلفة الإنتاج هو جزئيا حساب إنتاج الأسر المعيشية فيما يتعلق بالسلع والخدمات المشتراة للاستهلاك الوسيط. ويعد المصدر الأساسي للمعلومات الأولية عن حساب إنتاج الأسر المعيشية هو مسح إنفاق قطاع الأسر المعيشية، على الرغم من إمكانية إجراء مسوح متخصصة لنشاط أعمال قطاع الأسر لهذا الغرض. وبالنسبة لخدمات المأوى التي توفرها المساكن التي يسكنها مالكوها، على سبيل المثال، سيكون حساب الإنتاج هو مصدر الإنفاق على المرافق والصيانة وبنود الإصلاح بدون مشغلين (dot-it-yourself repairs) للاستهلاك الوسيط التي سيتم استخدامها جزئيا لتحديد التكلفة على المالك-الساكن من الخدمات التي يستخلصها من مسكنه. وبالنسبة للإنتاج الذاتي من المحاصيل الزراعية، يمكن تسجيل مشتريات البذور والسماد وأدوات البستنة الصغيرة كاستهلاك وسيط. غير أنه بالنسبة للأخيرة بصفة خاصة، غالبا ما يصعب التمييز بين مصروفات الإنتاج الوسيط للإنتاج للاستهلاك الخاص، وإنفاق الاستهلاك النهائي لصيانة الحدائق المقامة للأغراض التزيينية.

الاستهلاك النهائي

١٤-٣٤ يتم توضيح استهلاك السلع والخدمات في *نظام الحسابات القومية لعام ١٩٩٣* في حساب استخدام الدخل، والذي يظهر أساسا كما هو موضح في الجدول ١٤-٣ لكل وحدة مؤسسية. ويُذكَر أن الحسابات المرتبطة بالسلع والخدمات في *نظام الحسابات القومية لعام ١٩٩٣* التي يمكن تحليلها إلى مكونات حجمية وسعرية، والتي بذلك ستلفت انتباهنا كمعدين لمؤشرات الأسعار، يُشار إليها برموز P.*n*. أما بنود الاستهلاك النهائي فيُشار إليها بواسطة P.3 مع إضافات: فالرمز P.3 يشمل الإنفاق على الاستهلاك الفردي (P.31)، والإنفاق على الاستهلاك الجماعي (P.32).

١٤-٣٥ *الاستهلاك الفردي، الاستهلاك الفعلي، ونفقات استهلاك قطاع الأسر المعيشية*. يميز نظام الحسابات القومية بين السلع والخدمات الفردية وتلك الجماعية، وهو تمييز يعادل ذلك الذي بين السلع الخاصة والعامة في النظرية الاقتصادية. ويعد التمييز ذا صلة بالخدمات بصفة رئيسية. فالخدمات الفردية تُمنح لفرادى الأسر المعيشية وتفيد هذه الأسر بصفة خاصة، في حين أنه يتم توفير الخدمات الجماعية للمجتمع، وتتمثل هذه الخدمات في شوؤن الأمن العام والنظام، والإدارة، والأمن والدفاع. غير أن العديد من الخدمات الفردية مثل التعليم والصحة والإسكان والنقل قد يتم تمويلها ودفعها من قبل الحكومة أو المؤسسات غير الهادفة للربح وتُمنح بالمجان أو بسعر رمزي لفرادى الأسر المعيشية. وجزء كبير من الإنفاق الاستهلاكي الحكومي لا يذهب إلى السلع العامة ولكن إلى السلع

والخدمات التي يتم إمداد فرادى الأسر المعيشية بها. ويتم *في نظام الحسابات القومية لعام ١٩٩٣* وصف نفقات الاستهلاك الفردي من قِبَل الحكومة والمؤسسات غير الهادفة للربح التي تخدم الأسر المعيشية على أنها *تحويلات اجتماعية عينية*.

١٤-٣٦ ويمكن لمفهوم "الاستهلاك الفردي" أن يكون له ثلاثة معاني مختلفة. أولا، يمكن أن يعني أن مجموع سلع وخدمات الاستهلاك الفردي التي تحصل عليها الأسر المعيشية فعلا، بما في ذلك تلك التي يتم تلقيها في صورة اجتماعية عينية. ثانيا، يمكن أن يعني المجموعة الفرعية التي تدفعها فعليا الأسر المعيشية ذاتها. وللتمييز بين المجموعتين، يصف نظام الحسابات القومية الأول على أنه *الاستهلاك النهائي الفعلي* للأسر المعيشية والثاني على أنه *نفقات على الاستهلاك النهائي للأسر المعيشية*. وثمة تفسير محتمل ثالث لاستهلاك الأسر المعيشية وهو أنه يعني العملية المادية الفعلية لاستهلاك السلع والخدمات. وتلك هي العملية التي يتم منها استخلاص المنفعة وتحديد مستوى معيشة الأسرة. ويمكن أن تحدث عملية استهلاك أو استخدام السلع والخدمات بعد مرور بعض الوقت من الحصول على السلع والخدمات، نظرا لأن معظم السلع الاستهلاكية يمكن تخزينه. ويتمثل الفرق بين الحيازة والاستخدام بصورة واضحة في حالة السلع المعمرة الاستهلاكية التي قد تُستَخدم على مدى فترات طويلة من الزمن. وتتم مناقشة التعامل مع السلع المعمرة بمزيد من التفصيل في الإطار ١٤-٣.

١٤-٣٧ ولا يتم عموما الإقرار بوجود التحويلات الاجتماعية العينية في مؤشرات أسعار المستهلكين، رغم أنه من المستصوب أخذها في الحسبان، خاصة عند النظر في التغييرات في تكلفة المعيشة. فضلا عن ذلك، قد تبدأ الحكومات في فرض رسوم مقابل الخدمات التي سبق أن قُدمت مجانا، وهي ممارسة أصبحت سائدة على نحو متزايد في العديد من البلدان في السنوات الأخيرة. ويمكن النظر في السلع والخدمات المقدمة مجانا كتحويلات اجتماعية من حيث المبدأ على أنها أيضا جزء من النفقات الاستهلاكية للأسر المعيشية ولكن بسعر صفري. وعندئذ يكون التحول من الصفر إلى سعر موجب زيادة سعرية يمكن رصدها من قبل مؤشر لأسعار المستهلكين.

١٤-٣٨ *النفقات النقدية والمحتسبة*. ليس جميع نفقات الأسر المعيشية نقدية. فالإنفاق النقدي هو ذلك الذي يكون فيه مقابل السلعة أو الخدمة المتلقاة هو إنشاء نوع من الالتزام المالي. وهذا يمكن استيفاؤه فورا من خلال الدفع نقدا، ولكن العديد من النفقات النقدية يتم بالأجل. كما تتضمن نفقات الأسر المعيشية الاستهلاكية أيضا نفقات محتسبة معينة على السلع أو الخدمات التي تنتجها الأسر المعيشية لاستهلاكها الخاص. ويتم التعامل معها كنفقات لأن الأسر المعيشية تتحمل تكاليف إنتاجها (على نقيض التحويلات الاجتماعية العينية التي يتم سدادها من قبل الحكومة أو المؤسسات غير الهادفة للربح).

الجدول ١٤-٣: حساب استخدام الدخل للوحدات والقطاعات المؤسسية

تشير بنود نظام الحسابات القومية الموضحة بحروف سوداء إلى التدفقات في السلع والخدمات

رمز تعريف الوحدة المؤسسية: uuuuuuuu *رمز القطاع المؤسسي: S.nnnnn*

الاستخدامات	الموارد
P.3 الإنفاق على الاستهلاك النهائي (بأسعار المشترين)[١]	B.6 *الدخل المتاح للتصرف به*[٢]
P.31 الإنفاق على الاستهلاك الفردي، *ومنه*: P.311 الإنفاق على الاستهلاك الفردي، فيما عدا الإنتاج للحساب الخاص، والإنفاق المحتسب على الاستهلاك، وقطاع الأسر المعيشية S.14 فقط P.312 الإنفاق المحتسب على خدمات المساكن التي يسكنها مالكوها، قطاع الأسر المعيشية S.14 فقط P.313 خدمات الوساطة المالية المقيسة بصورة غير مباشرة P.314 الإنفاق المحتسب الآخر على الاستهلاك الفردي	
P.32 الإنفاق على الاستهلاك الجماعي (قطاع الحكومة العامة S.13 فقط) D.8 التعديل الناتج عن تغير صافي حقوق الأسر المعيشية في صناديق معاشات التقاعد[٣]	
B.8 *الادخار* (يوازن الحساب؛ أي أنه الفرق بين الدخل المتاح للتصرف به B.6 ومجموع النفقات P.3 والتعديل D.8)	

[١] بحكم التعريف، لا يوجد للشركات استهلاك نهائي في *نظام الحسابات القومية لعام ١٩٩٣*. وبالتالي، فإن البند P.3 وتقسيماته الفرعية تظهر بقيود غير صفرية فقط للأسر المعيشية، والحكومة، ووحدات المؤسسات غير الهادفة للربح التي تخدم الأسر المعيشية.

[٢] يستخلص نظام *الحسابات القومية لعام ١٩٩٣* الدخل المتاح للتصرف به في سلسلة من الحسابات التي تنتج البنود الموازنة: القيمة المضافة B.1 (حساب الإنتاج)، فائض التشغيل B.2 والدخل المختلط (B.3) (حساب توليد الدخل)، وميزان الدخول الأولية B.5 (حساب تخصيص الدخل الأولي)، والدخل المتاح للتصرف به (B.6) (حساب التوزيع الثانوي للدخل). وبدمج كافة هذه الخطوات، فإن الدخل المتاح للتصرف به B.6 هو القيمة المضافة B.1 ناقص (صافي) الضرائب على الإنتاج والواردات (مستحقة الدفع) D.2 زائد (صافي) الإعانات D.3 (مستحقة القبض)، زائد تعويضات المستخدمين (مستحقة القبض)، زائد دخل الملكية (مستحق القبض) D.4 ناقص (صافي) الضرائب على الدخل والثروة (مستحقة الدفع) D.5 ناقص (صافي) المساهمات الاجتماعية (مستحقة الدفع) D.61، زائد المنافع الاجتماعية (مستحقة القبض) D.62 ناقص (صافي) التحويلات الأخرى (مستحقة الدفع) D.7.

[٣] ويوضح هذا التعديل معاملة *نظام الحسابات القومية لعام ١٩٩٣* لصناديق المعاشات الخاصة على أنها مملوكة للمستفيدين من هذه البرامج من الأسر المعيشية. كما يحافظ على الاتساق بين حسابي الدخل والتراكم في النظام. ولا يعد ذا صلة بقياس الأسعار والأحجام (راجع *نظام الحسابات القومية لعام ١٩٩٣*، الفصل التاسع، القسم ألف-٤ للاطلاع على مزيد من التفاصيل).

١٤-٣٩ وتتضمن نفقات الأسر المعيشية المحتسبة التي يُقرها نظام الحسابات القومية كافة النفقات على السلع التي تنتجها الأسر المعيشية للاستهلاك الخاص (أساسا السلع الزراعية)، ولكنها تستبعد كافة خدمات الأسر المعيشية المنتَجة للاستهلاك الذاتي *باستثناء* خدمات الإسكان المنتَجة من قبل المالك-الساكن. وتعد الأسعار المحتسبة التي يتم بها تقييم أسعار السلع والخدمات المتضمنة هي أسعارها المقدرة في السوق. وفي حالة خدمات الإسكان، فهي الإيجارات السوقية المحتسبة. وعمليا، يتبع معظم البلدان نظام الحسابات القومية بإدراج الإسكان الذي يسكنه المالك في مؤشر أسعار المستهلكين. ويمكن أيضا إدراج أسعار محتسبة أخرى مثل أسعار الخضروات والفاكهة أو منتجات الألبان واللحوم المنتَجة للاستهلاك الخاص، إذا اشتملت على مكون كبير بما يكفي من الإنفاق الاستهلاكي للأسر المعيشية.

١٤-٤٠ *تفاصيل المنتجات في حساب استخدام الدخل*. كما هو الحال مع حسابات الإنتاج للمنشآت التي تملكها وحدات مؤسسية، يمكننا النظر في توسيع تفاصيل منتجات استهلاك السلع والخدمات في حساب استخدام الدخل وفقا لنوع المنتَج الذي تم استهلاكه. ولأجل الحفاظ على تكامل نظام إحصاءات الأسعار والأحجام عن الاستهلاك مع تلك التي قمنا للتو بتغطيتها عن الإنتاج، سيتم تصنيف المنتجات وفقا لذات النظام المستخدم في حساب الإنتاج. ونوضح الفئات الرئيسية للتصنيف المركزي للمنتجات (CPC 1.0) داخل مكونات الإنفاق على الاستهلاك النهائي في الجدول ١٤-٤.

الإطار ١٤-٣: التعامل مع الإسكان والسلع الاستهلاكية المعمرة في نظام الحسابات القومية وفي مؤشرات أسعار المستهلكين

تعد المنازل أصولا ثابتة. ولذلك، تشكل مشتريات الأسر المعيشية من المنازل إجمالي تكوين رأس المال الثابت لدى قطاع الأسر وليست جزءا من استهلاك قطاع الأسر المعيشية. ولا يمكن إدراجها في مؤشر أسعار لاستهلاك قطاع الأسر المعيشية. وتُستَخدم الأصول الثابتة لأغراض الإنتاج وليس الاستهلاك. ولذا يجب التعامل مع المنازل على أنها أصول ثابتة يستخدمها مالكوها في إنتاج خدمات الإسكان. وفي الواقع، يقوم نظام الحسابات القومية بإنشاء حساب إنتاج يتم فيه تسجيل هذا الإنتاج. ويقوم المالكون باستهلاك الخدمات. ويتم احتساب الإنفاق على الخدمات، على أن تقيَّم هذه الخدمات بالإيجارات المقدرة مستحقة الدفع في السوق مقابل سكن مكافئ. ويجب أن تغطي الإيجارات كلا من اهتلاك المنازل ورسوم الفائدة أو تكاليف رأس المال المرتبطة بها.

ودائما ما كان يتم إقرار وجود هذه النفقات المحتسبة على خدمات الإسكان التي يسكنها مالكوها في الحسابات القومية، كما قام معظم البلدان بإدراجها في مؤشراتها لأسعار المستهلكين، على الرغم من أن نفقات محتسبة أخرى غير مدرجة.

وتعد السلع المعمرة مثل السيارات ومواقد الطهي وأجهزة التثليج أيضا من الأصول التي يستخدمها مالكوها لفترات زمنية طويلة. ومن حيث المبدأ، يمكن معاملتها مثل المنازل وإعادة تصنيفها كأصول ثابتة تنتج تدفقات من الخدمات التي يستهلكها مالكوها. ولأغراض تحليلية معينة، قد يكون من المستصوب معاملتها بهذه الطريقة. غير أنه للقيام بذلك في نظام الحسابات القومية لن يكون الأمر مجرد تقديرا للإيجارات السوقية التي سيتم دفعها مقابل تأجير الأصول. فسوف يكون من الضروري أيضا إنشاء حسابات إنتاج تُستخدم فيها السلع المعمرة كأصول ثابتة. وتقليديا كان يُنظر إلى ذلك على أنه أمر بالغ الصعوبة ومصطنع. وثمة اعتراضات تواجه مزيد من التوسع في نطاق التدفقات المحتسبة المدرجة في نظام الحسابات القومية وإجمالي الناتج المحلي. وعمليا، يتم بناء على ذلك تصنيف الإنفاق على السلع المعمرة في نظام الحسابات القومية كإنفاق استهلاكي وليس كإجمالي تكوين رأس المال الثابت، وهي ممارسة امتدت لتشمل مؤشرات أسعار المستهلكين.

١٤-٤١ على الرغم من أن المناقشة في هذا الفصل تحافظ على تصنيف متسق للإنفاق بحسب المنتجات عبر كافة حسابات السلع والخدمات، تم تطوير تصنيفات وظيفية أخرى للإنفاق لكل قطاع مؤسسي على حدة لأغراض محددة. وتتضمن الصيغ الموحدة دوليا لهذه التصنيفات المدرجة في *نظام الحسابات القومية لعام ١٩٩٣* تصنيف الاستهلاك الفردي حسب الغرض (COICOP)، وتصنيف مقاصد المؤسسات غير الهادفة للربح التي تخدم الأسر المعيشية (COPNI)، وتصنيف وظائف الحكومة (COFOG)، وتصنيف مصاريف المنتجين حسب الغرض (COPP). وغالبا ما يتم إعداد العمود الأول من الجدولين ١٤-٤ و١٤-٥ باستخدام بيانات من واقع مسوح إنفاق قطاع الأسر. ويتم جمع هذه البيانات باستخدام التصنيفات الوظيفية مثل تصنيف الاستهلاك الفردي حسب الغرض، وليس تصنيفات المنتجات. ولتيسير إنشاء الإطار المقارن بين اقتصادات البلدان *لنظام الحسابات القومية لعام ١٩٩٣* قيد النظر في هذا الفصل، يتم التوفيق بين التصنيف المركزي للمنتجات (CPC) وتصنيف الاستهلاك الفردي حسب الغرض.

١٤-٤٢ *التسلسل الهرمي لإجماليات استهلاك الأسر المعيشية*. جدير بالذكر أن كافة الإنفاق الاستهلاكي للأسر المعيشية (أي قطاع الأسر المعيشية المؤسسي S.14) تعد نفقات فردية، بحكم التعريف. ويمكن في نظام الحسابات القومية تمييز التسلسل الهرمي التالي لإجماليات استهلاك الأسر المعيشية ذات الصلة بمؤشرات أسعار المستهلكين:

P.41 الاستهلاك الفردي الفعلي، ومنه:

D.63 التحويلات الاجتماعية العينية (الإنفاق على الاستهلاك الفردي P.31 للحكومة العامة S.13 والمؤسسات غير الهادفة للربح التي تخدم الأسر المعيشية S.15)

P.31 الإنفاق على الاستهلاك الفردي، ومنه:

P.311 الإنفاق الاستهلاكي النقدي

P.312 خدمات الوساطة المالية المقيسة بصور غير مباشرة
P.313 الإنفاق المحتسب على خدمات إسكان المالكين–الساكنين
P.314 الإنفاق الآخر المحتسب على الاستهلاك الفردي

وجدير بالإشارة أن الرموز P.311، وP.312، وP.313، وP.314 لا توجد في *نظام الحسابات القومية لعام ١٩٩٣* ولكنها استُحدثت هنا للتيسير. ويتم تعريف هذه الفئات الفرعية الأربع للإنفاق الاستهلاكي للأسر المعيشية على نحو منفصل في الجدولين ١٤–٤، و١٤–٥. وكما هو مذكور آنفا، عادة ما يتم استبعاد D.63 من تغطية مؤشرات أسعار المستهلكين للإنفاق.

١٤–٤٣ وتجدر الإشارة إلى المعاملة الخاصة للخدمات المالية في *نظام الحسابات القومية لعام ١٩٩٣*. إذ تتضمن خدمات الوساطة المالية المقيسة بصورة غير مباشرة النفقات على تلك الخدمات السوقية التي تقدمها المؤسسات المالية والتي لا يمكن تمييزها على نحو منفصل عن نفقات الفائدة. وقد تم بالفعل في P.311 تغطية الإنفاق على الخدمات المالية التي تخضع لرسم مباشر. وعلى الرغم من أن خدمات الوساطة المالية المقيسة بصورة غير مباشرة P.312 تتطلب مقياسا غير مباشر كالفرق بين سعر فائدة سوقي وسعر فائدة مرجعي، فإنها جزء من مدفوعات ملحوظة للفائدة وبالتالي لا تعد إنفاقا محتسبا مثل الإيجار المحتسب P.313 والإنفاق المحتسب الآخر P.314.

١٤–٤٤ وإلى جانب إنتاج الأسر المعيشية للسلع لأجل الاستهلاك الذاتي، يتضمن البند P.314، الإنفاق الفردي المحتسب الآخر، النفقات على السلع والخدمات من قبل أرباب الأعمال بالإنابة عن مستخدميهم مثل التعويضات غير النقدية. ويُطلِق نظام الحسابات القومية على هذا البند D.12، مساهمات أرباب العمل الاجتماعية، ويأخذها في الاعتبار في حساب توليد الدخل. ويتم إقرار هذه المساهمات كمكون في مؤشر أسعار خدمات اليد العاملة، ولكن لا يتم عادة إدراجها في مؤشر أسعار المستهلكين على الرغم من دورها المزدوج كبند استهلاك (راجع الفقرة ١٤–٧٥ أدناه).

الجدول ١٤-٤: حساب استخدام الدخل مع تفاصيل المنتجات للوحدات والقطاعات المؤسسية

توضح الأعمدة في الجانب الأيمن (الاستخدامات) تفاصيل العمود الذي يقع في أقصى اليسار (الموارد)؛ وتشير بنود نظام الحسابات القومية لعام ١٩٩٣ المطبوعة بحروف سوداء إلى التدفقات في السلع والخدمات، وتدل عناوين القطاعات الموضحة بحروف مائلة على ما إذا كان العمود يظهر في حساب استخدام الدخل لذلك القطاع

الاستخدامات				الموارد
P.31 الإنفاق على الاستهلاك الفردي *P.311 الإنفاق النقدي على الاستهلاك* *P.312 خدمات الوساطة المالية المقيسة بصورة غير مباشرة*	P.313 الإنفاق المحتسب على خدمات المساكن التي يسكنها مالكوها	P.314 الإنفاق الآخر للأسر المعيشية على الاستهلاك الفردي	**P.32 الإنفاق على الاستهلاك الجماعي** P.32 الإنفاق على الاستهلاك الجماعي: *الحكومة العامة S.13 فقط*	**P.3 الإنفاق على الاستهلاك النهائي (المجموع، بأسعار المشترين)**	B.6 *الدخل المتاح للتصرف به*
رقم التصنيف المركزي للمنتجات (# CPC)					
0 CPC منتجات الزراعة والحراجة ومصايد الأسماك		0 CPC منتجات الزراعة والحراجة ومصايد الأسماك	0 CPC منتجات الزراعة والحراجة ومصايد الأسماك	0 CPC منتجات الزراعة والحراجة ومصايد الأسماك	0 CPC منتجات الزراعة والحراجة ومصايد الأسماك
1 CPC المواد الخام والمعادن؛ والكهرباء والغاز والمياه		1 CPC المواد الخام والمعادن؛ والكهرباء والغاز والمياه	1 CPC المواد الخام والمعادن؛ والكهرباء والغاز والمياه	1 CPC المواد الخام والمعادن؛ والكهرباء والغاز والمياه	1 CPC المواد الخام والمعادن؛ والكهرباء والغاز والمياه
2 CPC منتجات الأغذية والمشروبات والتبغ؛ المنسوجات والألبسة والمنتجات الجلدية		2 CPC منتجات الأغذية والمشروبات والتبغ؛ المنسوجات والألبسة والمنتجات الجلدية	2 CPC منتجات الأغذية والمشروبات والتبغ؛ المنسوجات والألبسة والمنتجات الجلدية	2 CPC منتجات الأغذية والمشروبات والتبغ؛ المنسوجات والألبسة والمنتجات الجلدية	2 CPC منتجات الأغذية والمشروبات والتبغ؛ المنسوجات والألبسة والمنتجات الجلدية
3 CPC سلع أخرى قابلة للنقل، باستثناء المنتجات الفلزية والآلات والمعدات		3 CPC سلع أخرى قابلة للنقل، باستثناء المنتجات الفلزية والآلات والمعدات	3 CPC سلع أخرى قابلة للنقل، باستثناء المنتجات الفلزية والآلات والمعدات	3 CPC سلع أخرى قابلة للنقل، باستثناء المنتجات الفلزية والآلات والمعدات	3 CPC سلع أخرى قابلة للنقل، باستثناء المنتجات الفلزية والآلات والمعدات
4 CPC منتجات فلزية وماكينات ومعدات		4 CPC منتجات فلزية وماكينات ومعدات	4 CPC منتجات فلزية وماكينات ومعدات	4 CPC منتجات فلزية وماكينات ومعدات	4 CPC منتجات فلزية وماكينات ومعدات

CPC 6 الخدمات التجارية؛ خدمات الفنادق والمطاعم؛ خدمات النقل؛ وخدمات توزيع المرافق		CPC 6 الخدمات التجارية؛ خدمات الفنادق والمطاعم؛ خدمات النقل؛ وخدمات توزيع المرافق	CPC 6 الخدمات التجارية؛ خدمات الفنادق والمطاعم؛ خدمات النقل؛ وخدمات توزيع المرافق	CPC 6 الخدمات التجارية؛ خدمات الفنادق والمطاعم؛ خدمات النقل؛ وخدمات توزيع المرافق	CPC 6 الخدمات التجارية؛ خدمات الفنادق والمطاعم؛ خدمات النقل؛ وخدمات توزيع المرافق
CPC 7 خدمات الوساطة المالية وخدمات المساعدات المتعلقة بها؛ الخدمات العقارية؛ وخدمات الإيجار والتأجير	CPC 7 خدمات الوساطة المالية وخدمات المساعدات المتعلقة بها؛ الخدمات العقارية؛ وخدمات الإيجار والتأجير	CPC 7 خدمات الوساطة المالية وخدمات المساعدات المتعلقة بها؛ الخدمات العقارية؛ وخدمات الإيجار والتأجير	CPC 7 خدمات الوساطة المالية وخدمات المساعدات المتعلقة بها؛ الخدمات العقارية؛ وخدمات الإيجار والتأجير	CPC 7 خدمات الوساطة المالية وخدمات المساعدات المتعلقة بها؛ الخدمات العقارية؛ وخدمات الإيجار والتأجير	CPC 7 خدمات الوساطة المالية وخدمات المساعدات المتعلقة بها؛ الخدمات العقارية؛ وخدمات الإيجار والتأجير
CPC 8 خدمات الأعمال والإنتاج		CPC 8 خدمات الأعمال والإنتاج	CPC 8 خدمات الأعمال والإنتاج	CPC 8 خدمات الأعمال والإنتاج	CPC 8 خدمات الأعمال والإنتاج
CPC 9 خدمات مجتمعية واجتماعية وشخصية		CPC 9 خدمات مجتمعية واجتماعية وشخصية	CPC 9 خدمات مجتمعية واجتماعية وشخصية	CPC 9 خدمات مجتمعية واجتماعية وشخصية	CPC 9 خدمات مجتمعية واجتماعية وشخصية
					D.8 التعديل بسبب التغير في صافي حقوق ملكية الأسر المعيشية في صناديق المعاشات التقاعدية
					B.8 *الادخار*

[١] يتضمن "الإنفاق الآخر على الاستهلاك الفردي للأسر المعيشية" D.12 مساهمات أرباب العمل الاجتماعية، والاستهلاك العيني من السلع والخدمات المقدمة للأسر المعيشية محل الأجور النقدية، والاستهلاك من الإنتاج الذاتي للأسر المعيشية من السلع". ويظهر D.12 في حساب توليد الدخل ويعد عاملا في مناقشة مؤشر أسعار خدمات العمالة لأرباب العمل. وتتضمن "مساهمات أرباب العمل الاجتماعية" تقديم خدمات الإسكان والنقل ورعاية الطفولة والتأمين الصحي والخدمات الصحية، وخدمات التأمين على الحياة. كما تتضمن "مساهمات أرباب العمل الاجتماعية" المساهمات في نظم معاشات التقاعد، والتي لا تعد إنفاقا استهلاكيا باستثناء جزء صغير يعزى إلى خدمات إدارة معاشات التقاعد. ويعد الجزء المتبقي من مساهمات معاشات التقاعد مكونا مهما لادخار الأسر المعيشية.

[٢] وبالإضافة إلى الخدمات العقارية وخدمات الإيجار والتأجير لمالكي المنازل، يتعامل *نظام الحسابات القومية لعام ١٩٩٣* مع الإنفاق على استهلاك الخدمات المالية كمجموع المكونات المقيسة والمحتسبة. وتتضمن النفقات المقيسة رسوم الخدمات المباشرة التي تفرضها المؤسسات المالية مقابل خدمات الإيداع والإقراض والاستشارات وما شابه، في حين تعكس النفقات المحتسبة الدخل الضائع نظر لأن الأسر المعيشية لا تُقرض (تحتفظ بودائع لدى مؤسسة مالية) أو تقترض بسعر مرجعي. ومن حيث المبدأ، فإن هذه النفقات المحتسبة، بالإضافة إلى تلك الخاصة بالاستهلاك المحتسب الآخر، من النوع المقيم بطريقة المكافئ السوقي على غرار خدمات إسكان المنازل التي يسكنها مالكوها ويمكن تغطيتها في مؤشر أسعار المستهلكين.

الجدول ١٤-٥: حساب استخدام الدخل مع تفاصيل المنتجات لمجموع الاقتصاد

رقم تعريف الوحدة المؤسسية: *رمز القطاع المؤسسي:* *توضح الأعمدة في الجانب الأيمن تفاصيل العمود الذي يقع في أقصى اليسار (الموارد)؛ وتشير بنود* *نظام الحسابات القومية لعام ١٩٩٣ الموضحة بحروف سوداء إلى تدفقات السلع والخدمات*				*B.6 الدخل المتاح للتصرف به، مجموع الاقتصاد S.1، مع الاستخدامات شاملة:*
P.31 الإنفاق على الاستهلاك الفردي، مجموع الاقتصاد S.1 (أسعار المشترين)، *شاملا:*			**P.32 الإنفاق على الاستهلاك الجماعي، مجموع الاقتصاد S.1 (أسعار المشترين)**، ***شاملا:***	**P.3 الإنفاق على الاستهلاك النهائي، مجموع الاقتصاد S.1، *منه***
P.31 الإنفاق على الاستهلاك الفردي، قطاع الأسر المعيشية S.14			**P.31 الإنفاق على الاستهلاك الفردي، وقطاعا الحكومة العامة S.13 والمؤسسات غير الهادفة للربح التي تخدم الأسر المعيشية S.15**[1]	**P.32 الإنفاق على الاستهلاك الجماعي، قطاع الحكومة العامة S.13**
الإجمالي المرجعي # ١ لمؤشر أسعار المستهلكين[2]				
P.311 الإنفاق النقدي على الاستهلاك	*P.313 الإنفاق المحتسب على خدمات المساكن التي يسكنها مالكوها*	*P.314 الإنفاق المحتسب الآخر على الاستهلاك الفردي: الأسر المعيشية* S.14	*D.63 التحويلات الاجتماعية العينية*	
P.312 خدمات الوساطة المالية المقيسة بصورة غير مباشرة				
CPC 0 منتجات الزراعة والحراجة ومصايد الأسماك		CPC 0 منتجات الزراعة والحراجة ومصايد الأسماك	CPC 0 منتجات الزراعة والحراجة ومصايد الأسماك	CPC 0 منتجات الزراعة والحراجة ومصايد الأسماك
CPC 1 المواد الخام والمعادن؛ والكهرباء والغاز والمياه		CPC 1 المواد الخام والمعادن؛ والكهرباء والغاز والمياه	CPC 1 المواد الخام والمعادن؛ والكهرباء والغاز والمياه	CPC 1 المواد الخام والمعادن؛ والكهرباء والغاز والمياه
CPC 2 منتجات الأغذية والمشروبات والتبغ؛ المنسوجات والألبسة والمنتجات الجلدية		CPC 2 منتجات الأغذية والمشروبات والتبغ؛ المنسوجات والألبسة والمنتجات الجلدية	CPC 2 منتجات الأغذية والمشروبات والتبغ؛ المنسوجات والألبسة والمنتجات الجلدية	CPC 2 منتجات الأغذية والمشروبات والتبغ؛ المنسوجات والألبسة والمنتجات الجلدية

CPC 3 سلع أخرى قابلة للنقل، باستثناء المنتجات الفلزية والآلات والمعدات		CPC 3 سلع أخرى قابلة للنقل، باستثناء المنتجات الفلزية والآلات والمعدات	CPC 3 سلع أخرى قابلة للنقل، باستثناء المنتجات الفلزية والآلات والمعدات	CPC 3 سلع أخرى قابلة للنقل، باستثناء المنتجات الفلزية والآلات والمعدات
CPC 4 منتجات فلزية وماكينات ومعدات		CPC 4 منتجات فلزية وماكينات ومعدات	CPC 4 منتجات فلزية وماكينات ومعدات	CPC 4 منتجات فلزية وماكينات ومعدات
CPC 6 الخدمات التجارية؛ خدمات الفنادق والمطاعم؛ خدمات النقل؛ وخدمات توزيع المرافق		CPC 6 الخدمات التجارية؛ خدمات الفنادق والمطاعم؛ خدمات النقل؛ وخدمات توزيع المرافق	CPC 6 الخدمات التجارية؛ خدمات الفنادق والمطاعم؛ خدمات النقل؛ وخدمات توزيع المرافق	CPC 6 الخدمات التجارية؛ خدمات الفنادق والمطاعم؛ خدمات النقل؛ وخدمات توزيع المرافق
CPC 7 خدمات الوساطة المالية وخدمات المساعدات المتعلقة بها؛ الخدمات العقارية؛ وخدمات الإيجار والتأجير	CPC 7 خدمات الوساطة المالية وخدمات المساعدات المتعلقة بها؛ الخدمات العقارية؛ وخدمات الإيجار والتأجير	CPC 7 خدمات الوساطة المالية وخدمات المساعدات المتعلقة بها؛ الخدمات العقارية؛ وخدمات الإيجار والتأجير	CPC 7 خدمات الوساطة المالية وخدمات المساعدات المتعلقة بها؛ الخدمات العقارية؛ وخدمات الإيجار والتأجير	CPC 7 خدمات الوساطة المالية وخدمات المساعدات المتعلقة بها؛ الخدمات العقارية؛ وخدمات الإيجار والتأجير
CPC 8 خدمات الأعمال والإنتاج		CPC 8 خدمات الأعمال والإنتاج	CPC 8 خدمات الأعمال والإنتاج	CPC 8 خدمات الأعمال والإنتاج
CPC 9 خدمات مجتمعية واجتماعية وشخصية		CPC 9 خدمات مجتمعية واجتماعية وشخصية	CPC 9 خدمات مجتمعية واجتماعية وشخصية	CPC 9 خدمات مجتمعية واجتماعية وشخصية

D.8 التعديل بسبب التغير في صافي حقوق ملكية الأسر المعيشية في صناديق المعاشات التقاعدية	
B.8 *الادخار، مجموع الاقتصاد S.1*	

[1] المؤسسات غير الهادفة للربح التي تخدم الأسر المعيشية.

[2] تعد خدمات الوساطة المالية المقيسة بصورة غير مباشرة P.313 خدمات سوقية مقدمة للأسر المعيشية من قبل المؤسسات المالية وبالتالي تُدرج مع الإنفاق النقدي على الاستهلاك للأسر المعيشية. على سبيل المثال، تعد خدمات الوساطة المالية المقيسة بصورة غير مباشرة ضمن نطاق مؤشرات أسعار المستهلكين للتضخم أو المعاملات. ويمكن تمييزها هنا على نحو منفصل عن النفقات النقدية على الخدمات الأخرى بخلاف خدمات الوساطة المالية المقيسة بصورة غير مباشرة نظرا لأنها تتطلب قياسا غير مباشر بمقارنة سعر فائدة سوقي مع سعر مرجعي. ويتم قياس النفقات النقدية الأخرى، على الأقل من حيث المبدأ، من خلال الملاحظة المباشرة.

١٤-٤٥ *إجمالي الإنفاق لمؤشر أسعار المستهلكين وحساب استخدام الدخل*. يمكن تجميع حسابات استخدام الدخل المفصلة للقطاعات المؤسسية في شكل إطار موحد من خلال اختيار أعمدة من الجدول ١٤-٤ لكل قطاع وعرضها معا كما في الجدول ١٤-٥، الأمر الذي يقدم عرضا على مستوى الاقتصاد بأكمله للاستهلاك النهائي والادخار. ويوضح الجدول ١٤-٥، لمجموع الاقتصاد، الاستهلاك الفردي على أنه يشمل قيود الاستهلاك الفردي P.31 لحسابات استخدام الدخل للأسر المعيشية، والمؤسسات غير الهادفة للربح التي تخدم الأسر المعيشية وقطاع الحكومة العامة. كما يقوم بتجميع الدخل المتاح للتصرف به B.6 للقطاعات الثلاثة. ويوضح الجدول على نحو منفصل الاستهلاك الجماعي النهائي للحكومة P.32. وقد تم ترتيب الحساب في الجدول ١٤-٥ بصفة خاصة لتوضيح تغطية *الاستهلاك* لمؤشر نمطي لأسعار المستهلكين، والذي يتضمن العمودين الأول والثاني ويُسمى *الإجمالي المرجعي #١ لمؤشر أسعار المستهلكين*. ويتفق هذا الإجمالي مع الممارسة المتبعة في معظم البلدان وليس كلها، ويتضمن كما هو موضح في الجدول ١٤-٥، الإنفاق النقدي (غير المحتسب) على الاستهلاك الفردي لقطاع الأسر المعيشية (P.311) مضافا إليه الإيجار غير المباشر المدفوع من قبل مالكي المساكن على مساكنهم الخاصة (P.313). ويتضمن الإطار ١٤-٣ مزيدا من المناقشة عن الإسكان والسلع المعمرة في إجمالي الإنفاق الاستهلاكي في مؤشر أسعار المستهلكين.

تكوين رأس المال

١٤-٤٦ يتضمن تكوين رأس المال: تراكم الأصول الثابتة الملموسة وغير الملموسة، مثل المعدات والإنشاءات وبرامج الحاسوب؛ والتغيرات في المخزونات والأعمال الجارية؛ وحيازات النفائس مخصوما منها النفائس المتخلص منها، مثل الأعمال الفنية. ويتم أخذ هذه البنود في الاعتبار في حساب رأس المال في نظام الحسابات القومية، والذي يظهر، مع إعادة تصنيف بسيطة، أساسا في الجدول ١٤-٦ لكل وحدة مؤسسية على حدة. ويعد *صافي الإقراض (+) وصافي الاقتراض (-)* هو البند الموازن لحساب رأس المال، مما يجعل الاستخدامات في الجانب الأيسر والتي تتكون من صافي الحيازات من مخزونات مختلف البنود الملموسة وغير الملموسة، تتوازن مع الموارد في الجانب الأيمن، والتي تشمل مصادر الدخل التي تمولها. ومن واقع مناقشتنا السابقة حول الوحدات والمنشآت المؤسسية، سوف يكون من السهل استنتاج أن الوحدة المؤسسية هي أصغر وحدة اقتصادية يمكن عليها تطبيق حساب رأس المال. وقد تم التأكيد سابقا على أن الوحدات المؤسسية فقط هي التي تحتفظ بميزانيات عمومية ويمكنها مراقبة متغيرات المخزون التي تعد محور تركيز هذا الحساب. ومع ذلك، فإن أصول رأس المال المادي التي يتم تتبع تغييراتها في حساب رأس المال يمكن بل يتعين إعدادها، إن أمكن، في المنشأة/النوع المحلي من

وحدات الأنشطة. وتعد مثل هذه البيانات مفيدة بصفة خاصة لتحليل الإنتاجية، على الرغم من تعذر إعداد حسابات رأس مال كاملة على مستوى المنشأة.

١٤-٤٧ *تفاصيل المنتَجات في حساب رأس المال*. مثلما هو الوضع في الحسابات الأخرى المرتبطة بالسلع والخدمات في *نظام الحسابات القومية لعام ١٩٩٣*، فإن بنود السلع والخدمات في حساب رأس المال، المشار إليها بالرموز P.5 مع إضافات، يمكن توسيعها بحسب نوع المنتَجات. وبالتالي يمكن إعادة ترتيب الحساب ليوضح تفاصيل السلع والخدمات كما هو في الجدول ١٤-٧، والذي قد يرتبط مثله في ذلك مثل الجدول ١٤-٦ بوحدة مؤسسية أو إجمالي لقطاع مؤسسي أو مجموع الاقتصاد. وبالنسبة لوحدة مؤسسية، يتضمن الجدول ١٤-٦ المجموعة الأساسية من البنود الواردة في نموذج تقرير المسح النمطي لتكوين رأس المال للحسابات القومية. وينصب تركيزنا هنا على مؤشر أسعار المستهلكين، ومن ثم على الصيغة من النموذج التي سوف تشكل نموذجيا جزءا من مجموعة الأوراق التي يقوم المجيب بملئها في مسح إنفاق قطاع الأسر المعيشية. وإلى جانب التصنيف المركزي للمنتجات، الإصدار الأول الموضح هنا، يحتوي *نظام الحسابات القومية لعام ١٩٩٣*، في المرفق الخامس، تصنيفا للأصول غير المالية يحدد الأصول الثابتة الملموسة وغير الملموسة والمنتَجة وغير المنتَجة، فضلا عن بنود المخزونات والنفائس، *التي يقرها نظام الحسابات القومية لعام ١٩٩٣*.

الجدول ١٤-٦: حساب رأس المال

تشير البنود الموضحة بحروف سوداء إلى تدفقات السلع والخدمات

هوية الوحدة المؤسسية: ..... *القطاع المؤسسي: S.00000*

الاستخدامات	الموارد
P.5 تكوين رأس المال، *ومنه*:	B.10.1 *التغيرات في صافي القيمة الناتجة عن الادخار والتحويلات الرأسمالية، منها*
P.51 إجمالي تكوين رأس المال الثابت	
P.511 احتياز الأصول الملموسة الثابتة مخصوما منه الأصول المتخلص منها	
P.5111 احتياز الأصول الملموسة الثابتة الجديدة	
P.5112 احتياز الأصول الملموسة الثابتة الموجودة	
P.5113 التخلص من الأصول الملموسة الثابتة الموجودة	
P.512 احتياز الأصول غير الملموسة الثابتة مخصوما منه الأصول المتخلص منها	
P.5121 احتياز الأصول غير الملموسة الثابتة الجديدة	
P.5122 احتياز الأصول غير الملموسة الثابتة الموجودة	
P.5123 التخلص من الأصول غير الملموسة الثابتة الموجودة	B.8n *صافي الادخار*
P.513 الإضافات إلى قيمة الأصول غير المالية غير المنتجة	B.8 *الادخار (الإجمالي، من حساب استخدام الدخل)*
P.5131 التحسينات الكبيرة على الأصول غير المالية غير المنتجة	

P.5132 تكاليف نقل ملكية الأصول غير المالية غير المنتجة **P.52 التغيرات في المخزونات** **P.53 احتياز النفائس مخصوما منه النفائس المتخلص منها**	
K.1 استهلاك رأس المال الثابت (−)	K.1 استهلاك رأس المال الثابت (−)
K.2 احتياز الأصول غير المنتَجة غير المالية مخصوما منه الأصول المتخلص منها K.21 احتياز الأراضي والأصول غير المنتَجة الملموسة الأخرى مخصوما منه الأراضي والأصول المتخلص منها K.22 احتياز الأصول غير المنتَجة غبر الملموسة مخصوما منه الأصول المتخلص منها	D.9 التحويلات الرأسمالية المتلقاة (+) D.92 منح الاستثمار D.99 التحويلات الرأسمالية المتلقاة الأخرى D.9 التحويلات الرأسمالية المدفوعة (−) D.91 الضرائب المدفوعة على رأس المال D.99 التحويلات الرأسمالية المدفوعة الأخرى
B.9 *صافي الإقراض (+)/صافي الاقتراض (−)*	

الجدول ١٤-٧: حساب رأس المال مع تفاصيل المنتجات

تشير بنود نظام الحسابات القومية لعام ١٩٩٣ المطبوعة بحروف سوداء إلى التدفقات في السلع والخدمات

هوية الوحدة المؤسسية: 00000000 *رمز القطاع المؤسسي: S.00000*

P.51 إجمالي تكوين رأس المال			**P.52 التغير في المخزونات**[1]	**P.53 احتياز النفائس مخصوما منه النفائس المتخلص منها**[2]	*B.10.1 التغير في صافي القيمة الناتجة عن الادخار والتحويلات الرأسمالية، مع استخدامات تشمل:* **P.5 تكوين رأس المال**
P.511 احتياز الأصول الثابتة الملموسة مخصوما منه الأصول المتخلص منها[3]	**P.512 احتياز الأصول الثابتة غير الملموسة مخصوما منه الأصول المتخلص منها، *ومن بينها*:**[4]	**P.513 الإضافات إلى قيمة الأصول غير المالية غير المنتجة، *ومنها*:**[5]			
رقم التصنيف المركزي للمنتجات CPC#					
CPC 0 منتجات الزراعة والحراجة ومصايد الأسماك			CPC 0 منتجات الزراعة والحراجة ومصايد الأسماك	CPC 0 منتجات الزراعة والحراجة ومصايد الأسماك	CPC 0 منتجات الزراعة والحراجة ومصايد الأسماك
			CPC 1 المواد الخام والمعادن؛ والكهرباء والغاز والمياه	CPC 1 المواد الخام والمعادن؛ والكهرباء والغاز والمياه	CPC 1 المواد الخام والمعادن؛ والكهرباء والغاز والمياه
			CPC 2 منتجات الأغذية والمشروبات والتبغ؛ المنسوجات والألبسة والمنتجات الجلدية	CPC 2 منتجات الأغذية والمشروبات والتبغ؛ المنسوجات والألبسة والمنتجات الجلدية	CPC 2 منتجات الأغذية والمشروبات والتبغ؛ المنسوجات والألبسة والمنتجات الجلدية
			CPC 3 سلع أخرى قابلة للنقل، باستثناء المنتجات الفلزية والآلات والمعدات	CPC 3 سلع أخرى قابلة للنقل، باستثناء المنتجات الفلزية والآلات والمعدات	CPC 3 سلع أخرى قابلة للنقل، باستثناء المنتجات الفلزية والآلات والمعدات
CPC 4 منتجات فلزية وماكينات ومعدات			CPC 4 منتجات فلزية وماكينات ومعدات	CPC 4 منتجات فلزية وماكينات ومعدات	CPC 4 منتجات فلزية وماكينات ومعدات
CPC 5 الأصول غير الملموسة؛ أعمال الإنشاء والإنشاءات	CPC 5 الأصول غير الملموسة؛ أعمال الإنشاء والإنشاءات	CPC 5 الأصول غير الملموسة؛ أعمال الإنشاء والإنشاءات	CPC 5 الأصول غير الملموسة؛ أعمال الإنشاء والإنشاءات والأراضي		CPC 5 الأصول غير الملموسة؛ أعمال الإنشاء والإنشاءات والأراضي

والأراضي، *ومنها*: والأراضي والأراضي

P.511a المباني السكنية، قطاع الأسر المعيشية S.14

P.511b تكوين رأس المال الآخر في CPC 5

K.1 استهلاك رأس المال الثابت

K.2 احتياز الأصول غير المالية غير المنتَجة مخصوما منه الأصول المتخلص منها

B.9 *صافي الاقتراض (-)/ صافي الإقراض (+)*

[١] رمز الأصول AN.12 في *نظام الحسابات القومية لعام ١٩٩٣*: المخزونات. لا تتضمن الأصول غير الملموسة والأراضي والإنشاءات.

[٢] رمز الأصول AN.13 في *نظام الحسابات القومية لعام ١٩٩٣*: النفائس. لا تتضمن الأصول غير الملموسة؛ وأعمال الإنشاء وخدمات الإنشاءات والأراضي.

[٣] رمز الأصول An.111 في *نظام الحسابات القومية لعام ١٩٩٣*: الأصول الثابتة الملموسة. لا تتضمن الأصول غير الملموسة، والأراضي وخدمات الإنشاءات.

[٤] رمز الأصول AN.112 في *نظام الحسابات القومية لعام ١٩٩٣*: الأصول الثابتة غير الملموسة. لا تتضمن أعمال الإنشاء وخدمات الإنشاءات والأراضي.

[٥] رمز الأصول AN. 2 في نظام *الحسابات القومية لعام ١٩٩٣*: الأصول غير المنتَجة. لا تتضمن الأصول غير الملموسة، وأعمال الإنشاء وخدمات الإنشاءات.

١٤-٤٨ *إجمالي الإنفاق لمؤشر أسعار المستهلكين وحساب رأس المال.* يمكن تعريف مؤشر أسعار المستهلكين على أنه يتضمن الإنفاق النهائي لقطاع الأسر المعيشية ليس فقط للاستهلاك بل أيضا لتكوين رأس المال. وهو الأمر الذي يضيف لإجمالي الإنفاق في مؤشر أسعار المستهلكين شراء المباني السكنية الجديدة أو الإنفاق على التحسينات الكبيرة في المباني السكنية القائمة. ويتم تعريف بند إجمالي الإنفاق رقم ٢ في مؤشر أسعار المستهلكين على أنه النفقات الاستهلاكية الفردية النقدية للأسر المعيشية P.311 في الجدول ١٤-٥، والتي تستبعد كافة النفقات المحتسبة، زائد إنفاق الأسر المعيشية على تكوين رأس المال الثابت السكني الموضح كالبند *P.511a المباني السكنية، قطاع الأسر المعيشية S.14* (موضح في الإطار في الجدول ١٤-٧).

التجارة الخارجية

١٤-٤٩ يُوضح الجدول ١٤-٨ الحساب الخارجي للسلع والخدمات. ويحتوي هذا الجدول على معاملات قطاع الوحدات المؤسسية غير المقيمة – S.2 بقية العالم – مع حساب الخمسة أنواع من الوحدات المؤسسية معا ويحدد العجز التجاري (B.11) على أنه واردات (موارد لبقية العالم S.2) مخصوما منها الصادرات (استخدام الموارد من قبل بقية العالم). وعموما يتم استخلاص الحساب الخارجي للسلع والخدمات من ميزان المدفوعات، والذي يستخدم معلومات التجارة السلعية المعدلة من خدمات الجمارك بالنسبة للسلع P.61 وP.71، ويقوم بتجميع بيانات الخدمات عن P.62 وP.72 من مصادر مختلفة. ولمزيد من التفاصيل، *راجع صندوق النقد الدولي: دليل ميزان المدفوعات (الطبعة الخامسة، ١٩٩٣).* وعلى الرغم من أن *نظام الحسابات القومية لعام ١٩٩٣* يوضح الحساب الخارجي للسلع والخدمات على أنه إجمالي المعاملات الخارجية لكافة الوحدات المقيمة، قد يكون من الممكن تجزئة هذا الإجمالي لتمييز نفقات القطاعات المؤسسية على السلع والخدمات الخارجية، ومن ثم يأتي مسمى القطاع المؤسسي *S.1.nnnn* في أعلى الجدول ١٤-٨ ليشمل هذه الإمكانية. وسوف ينصب اهتمامنا الرئيسي على قطاع الأسر المعيشية S.14 وقطاعاته الفرعية S.14*nn*، نظرا لأنها ترتبط بمؤشر أسعار المستهلكين.

١٤-٥٠ *تفاصيل المنتجات في الحساب الخارجي للسلع والخدمات.* على غرار الحسابات الأخرى، يمكن توسيع الحساب الخارجي للسلع والخدمات ليبين تفاصيل المنتجات، كما في الجدول ١٤-٩. وبالنسبة لهذا الجدول، يشير نظام *الحسابات القومية لعام ١٩٩٣* (في الفقرة ١٥-٦٨ من نظام الحسابات القومية لعام ١٩٩٣) إلى أنه يتعين تقييم "واردات السلع" بأسعار سيف (التكاليف، التأمين، الشحن) على مستوى المنتجات المفصلة. ومن جهة أخرى، يستلزم *نظام الحسابات القومية لعام ١٩٩٣* أن تُقيَّم واردات السلع، في مجموعها، على أساس قيمتها على ظهر السفينة (فوب) على الحدود الجمركية للبلد المصدّر، ومن ثم

استبعاد التأمين والنقل في تعديل واحد لمجموع واردات السلع على أساس سيف (*نظام الحسابات القومية لعام ١٩٩٣*، الفقرات ١٤-٣٦ إلى ١٤-٤١). ويتم إدراج ذلك الجزء من خدمات الشحن على الواردات المقدم من غير المقيمين في واردات خدمات النقل، بينما تتم إضافة ذلك الجزء من خدمات التأمين المقدم على الواردات من قبل غير المقيمين إلى الواردات من خدمات التأمين. أما خدمات النقل والتأمين المقدمة من قبل المقيمين على الواردات فيتم إدراجها في الصادرات من خدمات النقل والتأمين. ويتم تطبيق هذا المنهج غير المباشر نوعا ما على الواردات بحسب المنتجات، لأنه قد يكون من الصعب عمليا الحصول على رسوم التأمين والشحن على الواردات من أنظمة البيانات الإدارية للجمارك على المستوى المفصل للمنتجات (راجع *نظام الحسابات القومية لعام ١٩٩٣* ، الفقرات ١٤-٤٠ و١٤-٤١). وقد أدت التطورات الأخيرة في التوثيق الجمركي باستخدام الحاسب الآلي إلى جعل تبنيد التأمين والشحن عملية أكثر وضوحا، ولا يسمح *نظام الحسابات القومية لعام ١٩٩٣* بإمكانية تحديد الواردات بحسب المنتجات بقيمها على أساس فوب، وذلك اتساقا مع التقييم الإجمالي للواردات. وإذا ما تم جمع بيانات التجارة بواسطة مسح للوحدات المؤسسية المقيمة، ستكون العناصر الأساسية لنموذج التقرير لمثل هذا المسح كما هي واردة في الجدول ١٤-٩.

١٤-٥١ *مؤشرات أسعار الواردات والصادرات والحساب الخارجي للسلع والخدمات*. من وجهة نظر المقيمين في إقليم اقتصادي ما، فإن الصادرات هي توريد السلع والخدمات لغير المقيمين. إلا أن *نظام الحسابات القومية لعام ١٩٩٣* يسجل الصادرات من وجهة نظر غير المقيم على أنها استخدام غير المقيم للسلع والخدمات التي يوردها المقيمون. وعليه، فإن مبدأ التقييم الملائم لأسعار للصادرات الذي يحدد سلوك المستخدم غير المقيم يكون سعر المشترين. ويعتبر *نظام الحسابات القومية لعام ١٩٩٣* سعر المشترين للمستخدم غير المقيم هو سعر فوب على الحدود الجمركية للإقليم أو البلد الاقتصادي للمورِّد المقيم.

١٤-٥٢ ومن جهة نظر المقيم، فإن الواردات هي استخدام السلع والخدمات التي يوردها غير المقيمين. غير أن *نظام الحسابات القومية لعام ١٩٩٣* يسجل التجارة الدولية من وجهة نظر غير المقيم على أنها توريد السلع والخدمات للمقيمين من قبل غير المقيمين. وعليه، فإن مبدأ التقييم الملائم لأسعار الواردات الذي يحدد سلوك المورد غير المقيم يكون السعر الأساسي. ويعتبر *نظام الحسابات القومية لعام ١٩٩٣* السعر الأساسي للمورد غير المقيم هو سعر فوب على الحدود الجمركية لبلد المورِّد غير المقيم في بقية العالم.

جدول العرض والاستخدام

١٤-٥٣ وبترتيب عناصر الموارد والاستخدامات من حساب الإنتاج، وحساب استخدام الدخل، وحساب رأس المال، والحسابات الخارجية للسلع والخدمات في شكل معين، يمكننا استخلاص صيغة للجزء الخاص بالإنتاج من عرض تحليلي للبيانات يسمى بجدول العرض والاستخدام موضح بالجدول ١٤-١٠. ويقوم هذا الجدول بترتيب الحسابات المختلفة ذات الأهمية لمراقبة التطورات في الإنتاج والاستهلاك داخل بلد ما وفقا لعرض واستخدامات السلع والخدمات.

١٤-٥٤ وباستخدام رموز *نظام الحسابات القومية لعام ١٩٩٣* ، فإن عرض السلع والخدمات يأتي من :

- المنشآت المقيمة (مرتبة بحسب الصناعة) في صورة مخرجات محلية (P.1) ، ممثلة بالرمز Y في المعادلتين (١٤-١) و(١٤-٢)؛
- وبقية العالم كواردات (P.7)، ممثلة بالرمز M في المعادلتين (١٤-١) و(١٤-٢)، ومعدلة بهوامش التجارة والنقل والضرائب مخصوما منها الإعانات على المنتجات (D.21-D.31)، ممثلة بالرمز T في المعادلتين (١٤-١) و(١٤-٢)؛

وتخص استخدامات السلع والخدمات ما يلي :

- المدخلات الجارية في الإنتاج بواسطة المنتجين المقيمين (مرتبة بحسب الصناعة) في صورة استهلاك وسيط (P.2) ، ممثلة بالرمز Z في المعادلتين (١٤-١) و(١٤-٢)؛
- الاستهلاك المحلي النهائي، بما في ذلك الاستهلاك الفردي من قبل الأسر المعيشية المقيمة، والمؤسسات المقيمة غير الهادفة للربح التي تخدم الأسر المعيشية، والحكومة (P.31)، والاستهلاك الجماعي من قبل الحكومة (P.32)، ممثلان بالرمزين C وG في المعادلتين (١٤-١) و(١٤-٢) على الترتيب؛
- تكوين رأس المال من قبل المنشآت المقيمة (P.5) (شاملا تكوين رأس المال الثابت، والتغيرات في المخزونات (P.52)، واحتياز النفائس مخصوما منها المتخلص منها (P.53))، ممثلا بالرمز I في المعادلتين (١٤-١) و(١٤-٢)؛
- الصادرات (P.6) والاستخدام من قبل بقية العالم، ممثلة بالرمز X في المعادلتين (١٤-١) و(١٤-٢)؛

الجدول ١٤-٨: الحساب الخارجي للسلع والخدمات

تصنف الوحدات المؤسسية المقيمة إلى قطاعات S.1.0000 والوحدات المؤسسية غير المقيمة S.2؛
بنود السلع والخدمات حسب نظام الحسابات القومية لعام ١٩٩٣ موضحة بحروف سوداء

الاستخدامات	الموارد
P.6 صادرات السلع والخدمات **P.61 صادرات السلع** **P.62 صادرات الخدمات**	**P.7 واردات السلع والخدمات** **P.71 واردات السلع** **P.72 واردات الخدمات**
B.11 الميزان الخارجي للسلع والخدمات	

الجدول ١٤-٩: الحساب الخارجي للسلع والخدمات مع تفاصيل المنتجات

تصنف الوحدات المؤسسية المقيمة إلى قطاعات S.1.0000 والوحدات المؤسسية غير المقيمة S.2؛
بنود السلع والخدمات حسب نظام الحسابات القومية لعام ١٩٩٣موضحة بحروف سوداء

الاستخدامات	الموارد
P.6 صادرات السلع والخدمات ***يستخدم مؤشر أسعار الصادرات الإجمالي*** **P.61 صادرات السلع** *بأسعار فوب* *CPC 0 منتجات الزراعة والحراجة ومصايد الأسماك* *CPC 1 المواد الخام والمعادن؛ والكهرباء والغاز والمياه* *CPC 2 منتجات الأغذية والمشروبات والتبغ؛ المنسوجات والألبسة والمنتجات الجلدية* *CPC 3 سلع أخرى قابلة للنقل، باستثناء المنتجات الفلزية والآلات والمعدات* *CPC 4 منتجات فلزية وماكينات ومعدات* **P.62 صادرات الخدمات** CPC 5 الأصول غير الملموسة؛ أعمال الإنشاء والإنشاءات والأراضي/٢ CPC 6 الخدمات التجارية؛ خدمات الفنادق والمطاعم؛ خدمات النقل؛ وخدمات توزيع المرافق، *منها*:	**P.7 واردات السلع والخدمات** ***يستخدم مؤشر أسعار الواردات إجمالي العرض*** **P.71 واردات السلع** *بأسعار فوب، منها:* *بأسعار سيف/١* *CPC 0 منتجات الزراعة والحراجة ومصايد الأسماك* *CPC 1 المواد الخام والمعادن؛ والكهرباء والغاز والمياه* *CPC 2 منتجات الأغذية والمشروبات والتبغ؛ المنسوجات والألبسة والمنتجات الجلدية* *CPC 3 سلع أخرى قابلة للنقل، باستثناء المنتجات الفلزية والآلات والمعدات* *CPC 4 منتجات فلزية وماكينات ومعدات* *مخصوما منها: تعديل مجموع الواردات من السلع بأسعار سيف مقابل التأمين والشحن المقدم من قبل المقيمين وغير المقيمين للتسليم للمالك المحلي الأول.* **P.72 واردات الخدمات** CPC 5 الأصول غير الملموسة؛ أعمال الإنشاء والإنشاءات والأراضي/٢ CPC 6 الخدمات التجارية؛ خدمات الفنادق والمطاعم؛ خدمات النقل؛ وخدمات توزيع المرافق، *منها:*

• الخدمات التجارية، وخدمات الفنادق والمطاعم؛ وخدمات النقل؛ وخدمات توزيع المرافق؛ *باستثناء* خدمات النقل المقدمة من قبل المقيمين على الواردات والصادرات. • خدمات النقل المقدمة من قبل المقيمين على الواردات والصادرات. CPC 7 خدمات الوساطة المالية وخدمات المساعدات المتعلقة بها؛ الخدمات العقارية؛ وخدمات الإيجار والتأجير، *منها*: • الخدمات المالية والخدمات المرتبطة بها؛ والخدمات العقارية؛ وخدمات الإيجار والتأجير؛ *باستثناء* الخدمات التأمينية المقدمة من قبل المقيمين على الواردات. • خدمات التأمين المقدمة من قبل المقيمين على الواردات. CPC 8 خدمات الأعمال والإنتاج CPC 9 خدمات مجتمعية واجتماعية وشخصية	• الخدمات التجارية، وخدمات الفنادق والمطاعم؛ وخدمات النقل؛ وخدمات توزيع المرافق؛ *باستثناء* خدمات النقل المقدمة من قبل غير المقيمين على الواردات. • خدمات النقل المقدمة من قبل غير المقيمين على الواردات والصادرات. CPC 7 خدمات الوساطة المالية وخدمات المساعدات المتعلقة بها؛ الخدمات العقارية؛ وخدمات الإيجار والتأجير، *منها*: • الخدمات المالية والخدمات المرتبطة بها؛ والخدمات العقارية؛ وخدمات الإيجار والتأجير؛ *باستثناء* الخدمات التأمينية المقدمة من قبل غير المقيمين على الواردات. • خدمات التأمين المقدمة من قبل المقيمين على الواردات. CPC 8 خدمات الأعمال والإنتاج CPC 9 خدمات مجتمعية واجتماعية وشخصية
B.11 الميزان الخارجي للسلع والخدمات	

/١ يُقيَّم *نظام الحسابات القومية لعام ١٩٩٣* الواردات على أساس فوب، ولكنه يدرك أنه في حين يعد التقييم على أساس فوب بحسب المنتجات متسقا ومحبَّذا ، فإن إعداد مثل هذه البيانات قد ينطوي على مشاكل على المستوى المفصل للمنتجات. وقد تكون واردات السلع على أساس سيف بحسب المنتجات هي كل ما هو متاح لأن بيانات التأمين والشحن غالبا ما لا يتم إعدادها على نحو منفصل بحسب المنتج في أنظمة الجمارك (راجع *نظام الحسابات القومية لعام ١٩٩٣*، الفقرة ١٥-٦٨). ويمكن الحصول على مجاميع لهذه البيانات بدلا من ذلك من شركات الشحن المقيمة وغير المقيمة أثناء إعداد ميزان المدفوعات. وتعد خدمات التأمين والشحن المقدمة من قبل المقيمين على الواردات من صادرات الخدمات. وفيما يتعلق بتقييمات السلع والخدمات في مؤشرات أسعار وأحجام الواردات، راجع مؤشر أسعار الواردات في الجدولين ١٤-١٢ و١٤-١٥، والذي يوضح أن التقييمات بأسعار فوب وأسعار المشترين ذات أهمية في إنشاء مؤشر أسعار الواردات كمخفض للواردات على أساس فوب. وتكون الواردات بأسعار المشترين هي الواردات على أساس سيف زائد الرسوم الجمركية على الواردات فضلا عن التأمين والشحن المحلي للتسليم للمالك المحلي الأول.

/٢ خدمات الإنشاء فقط.

الجدول ١٤-١٠: جدول العرض والاستخدام

حساب الإنتاج: إطار مزدوج وغير مظلل؛ **حساب استخدام الدخل:** إطار مفرد وغير مظلل؛ **حساب رأس المال:** مظلل بخطوط مائلة؛ **الحساب الخارجي للسلع والخدمات:** مظلل بخطوط عمودية

العرض				الاستخدام						
P.1 المخرجات بالأسعار الأساسية للمنشآت التي تنتج لكل من:			تعديل هامش النقل والتوزيع/١	D.31-D.21 الضرائب مخصوما منها الإعانات على المنتجات/٢	الواردات على أساس سيف/٣	P.2 الاستهلاك الوسيط بأسعار المشترين *للمنشآت التي تنتج لكل من:*			P.31 الاستهلاك الفردي	P.32 الاستهلاك الجماعي	P.5 تكوين رأس المال	إجمالي	P.6 الصادرات على أساس فوب
P.11 السوق	P.12 للاستعمال الذاتي	P.13 أخرى غير الأسواق			P.7 الواردات على أساس فوب	تعديل سيف/فوب ٤/	P.11	P.12	p.13					
المنتَج X الصناعة	*المنتَج X الصناعة*	*المنتَج X الصناعة*	***السلع (+) الخدمات (-)***	***المنتج ١***	***السلع على أساس فوب الخدمات/٦***	***السلع (+)/٥ الخدمات (-)***	*المنتَج X الصناعة*	*المنتَج X الصناعة*	*المنتَج X الصناعة*	*المنتَج X ١*	*المنتَج X ١*			*المنتَج X ١*
							B.1 القيمة المضافة ١ X الصناعة	B.1 القيمة المضافة ١ X الصناعة	B.1 القيمة المضافة ١ X الصناعة					

P.11 المخرجات بالأسعار الأساسية X ١ *الصناعة*	P.12 المخرجات بالأسعار الأساسية X ١ *الصناعة*	P.13 المخرجات بالأسعار الأساسية X ١ *الصناعة*

=

P.11 المخرجات بالأسعار الأساسية X ١ *الصناعة*	P.12 المخرجات بالأسعار الأساسية X ١ *الصناعة*	P.13 المخرجات بالأسعار الأساسية X ١ *الصناعة*

/١ يساوي مجموع البنود في هذا العمود صفرا. ويظهر في جدول العرض والاستخدام ولكنه لا يظهر في تسلسل الحسابات *بنظام الحسابات القومية لعام ١٩٩٣* . ويتضمن هذا التعديل رسوم النقل والتأمين والتوزيع فقط التي تقيدها المنشآت المقيمة بفاتورة مستقلة على السلع التي تنتجها المنشآت المقيمة. وكمرحلة أولى في الحصول على القيم بأسعار المشترين، يعدل القيمة بالسعر الأساسي للمخرجات بحسب المنتَجات كي تتضمن رسوم النقل والتأمين والتوزيع المقيدة بفاتورة منفصلة على السلع.

٢/ يتم إظهار الضرائب والإعانات على المنتجات في حساب تخصيص الدخل الأولي *بنظام الحسابات القومية لعام ١٩٩٣* لقطاع الحكومة العامة المؤسسي S.13، والذي يستخلص البند الموازن *B.5 ميزان الدخول الأولية* (نظام الحسابات القومية لعام ١٩٩٣، المرفق الخامس، الجدول ألف.5.V). ويعد B.5 هو فائض التشغيل B.2 مضافا إليه الضرائب على الإنتاج والواردات D.2 مخصوما منها D.3 الإعانات زائد D.4 دخل الملكية (الصافي). ويعد هذا الحساب هو مصدر البيانات لإنشاء هذا العمود في جدول العرض والاستخدام عندما يتم توسيعه ليُظهِر تفاصيل المنتجات للبنود D.21 الضرائب على المنتجات وD.31 الإعانات على المنتجات. ويتضمن الضرائب والإعانات على كل من المخرجات المحلية والواردات.

٣/ كما هو مذكور في موضع آخر، يقيم *نظام الحسابات القومية لعام ١٩٩٣* واردات السلع على أساس سيف على المستوى المفصل للمنتجات، وعلى أساس فوب في المجموع. وبالتالي، فإن عرض *نظام الحسابات القومية لعام ١٩٩٣* للواردات السلعية في مصفوفة العرض هو مجموع الواردات P.7 على أساس فوب وتعديل سيف/فوب على الواردات السلعية الموضحة في الجدول ١٤-١٠. ولتبسيط هذا التقديم لجدول العرض والاستخدام وتوضيح طبيعة التعديل السلبي للخدمات، نفترض أن بيانات خدمات التأمين والشحن المقدمة على الواردات يمكن إعدادها بحسب المنتَجات وبالتالي يمكن إعداد بيانات الواردات على أساس فوب بحسب المنتَجات. وتعد خدمات التأمين والشحن المقدمة من قبل المقيمين متضمنة بالفعل في صفوف التأمين والنقل في مصفوفة P.1.

٤/ يساوي مجموع البنود في هذا العمود صفرا. ويظهر في جدول العرض والاستخدام ولكنه لا يظهر في أي حساب في *نظام الحسابات القومية لعام ١٩٩٣*.

٥/ التأمين والشحن المقدم من قبل المقيمين وغير المقيمين على الواردات السلعية بحسب المنتَجات.

٦/ تتضمن التأمين والشحن المقدم من قبل غير المقيمين على الواردات. وتعد خدمات التأمين والشحن المقدمة من قبل المقيمين على الواردات متضمَنة في صفوف التأمين والنقل في مصفوفة P.1.

١٤-٥٥ ولا تظهر هوامش التجارة والنقل في التسلسل المعتاد للحسابات في *نظام الحسابات القومية لعام ١٩٩٣* نظرا لأن هذه الحسابات غير موضحة بتفاصيل المنتجات. وعلى الرغم من أن هذه الهوامش غير صفرية لفرادى المنتجات، فإن مجموعها صفر لأن الكمية المضافة للعرض المحلي من *السلع* تأتي من العرض المحلي من *خدمات* التوزيع، والتأمين والنقل. وبالتالي، تُوضَح الهوامش في الجدول ١٤-١٠ على نحو منفصل بالنسبة للهوامش على الإنتاج المحلي والواردات (تعديل سيف/فوب)، نظرا لأن جدول العرض والاستخدام يبين تفاصيل المنتجات في الأعمدة. وإجمالا، وبطبيعة الحال فإن كل من هذه التعديلات بالنسبة لهوامش التجارة والنقل على الإنتاج المحلي وتعديل سيف/فوب بالنسبة للواردات يلغي أحدهما الآخر.

١٤-٥٦ ويعد جدول العرض والاستخدام أساسا مصفوفة من التدفقات في السلع والخدمات مصمم لإبراز العلاقة بين الإنتاج والاستهلاك، وليس بين الوحدات المؤسسية في حد ذاتها. على سبيل المثال، قد تقوم الأسر المعيشية بالإنتاج في مشروعات غير ذوات شخصية اعتبارية يظهر نشاطها في الجزء الخاص بالإنتاج للاستخدام النهائي الذاتي في جدول العرض والاستخدام، ولكنها تستهلك أيضا سلعا وخدمات كما هو موضح في الاستهلاك الفردي. ويتم تجميع معاملات الإنتاج الجارية لمنشآت كافة الوحدات المؤسسية معا ثم تلخيصها في جزء واحد من جدول العرض والاستخدام، ثم تلخيص المعاملات الباقية وتنظيمها في جزء آخر. ومبدئيا، لكل قطاع مؤسسي، بما في ذلك الأسر المعيشية (S.14)، جدول عرض واستخدام خاص به. ويعد جدول العرض والاستخدام لمجموع الاقتصاد (S.1) هو مجموع خلايا جداول العرض والاستخدام للقطاع المؤسسي.

مؤشر أسعار المستهلكين ضمن المؤشرات الرئيسية للأسعار

١٤-٥٧من المفيد الآن ربط جدول العرض والاستخدام بالإجماليات والمصفوفات المكوِّنة للمؤشرات الكلية الرئيسية الأربعة للأسعار التي يتم إعدادها في معظم البلدان. وبذلك، نقوم بتشكيل انطباع أكثر دقة عن الهدف المحوري من المؤشرات الرئيسية للأسعار في النظام الإحصائي الاقتصادي الكلي المتمثل في *نظام الإحصاءات القومية لعام ١٩٩٣*. وتعد المؤشرات الرئيسية الأربعة للأسعار وما تقترن بها من إجماليات ومصفوفات في جدول العرض والاستخدام هي:

- مؤشر أسعار المنتجين: مخرجات المنتجين المقيمين (P.1)؛

- مؤشر أسعار المستهلكين: الاستهلاك النهائي للأسر المعيشية (P.31) للإجمالي المرجعي رقم ١ مؤشر أسعار المستهلكين، *زائد* إجمالي تكوين رأس المال الثابت للأسر المعيشية (P.51) للإجمالي المرجعي رقم ٢ لمؤشر أسعار المستهلكين؛
- مؤشر أسعار الصادرات: الصادرات (P.6)؛
- مؤشر أسعار الواردات: الواردات (P.7).

١٤-٥٨ وضح الجدول ١٤-١١ بيانيا موقع وتغطية هذه المؤشرات الرئيسية للأسعار نظرا لأنها تنطبق بصورة مباشرة على إجماليات القيم الخاصة بالسلع والخدمات في الحسابات القومية. ويصف الفصل الخامس عشر مؤشر الأسعار بأنه دالة للأرقام النسبية للأسعار والأوزان الترجيحية، مشيرا إلى أنه، بخلاف صيغة المؤشر ذاتها، فإن السمات المطلوبة للأرقام النسبية والأوزان الترجيحية سوف تتحدد بواسطة إجمالي القيم. وتتمثل هذه العوامل فيما يلي:

- ما البنود التي تدرج في المؤشر؛
- كيفية تحديد أسعار البنود؛
- ما المعاملات التي تتضمن هذه البنود والتي يجب إدراجها في المؤشر؛
- ومن أي مصدر تُستخلَص الأوزان الترجيحية المستخدمة في صيغة المؤشر المختارة.

واستنادا إلى المسح الذي أجريناه لحسابات السلع والخدمات في *نظام الحسابات القومية لعام ١٩٩٣* بما في ذلك جدول العرض والاستخدام، يمكن تلخيص هذه التفاصيل لكل من المؤشرات الرئيسية الأربعة كما هو وارد في الجدول ١٤-١٢.

نطاق إجماليات الإنفاق لمؤشر أسعار المستهلكين

١٤-٥٩ كما هو مذكور في الفقرتين ١٤-٦ و١٤-٧، ثمة إجماليان فرعيان رئيسيان لمجموع الإنفاق النهائي للقطاع المؤسسي للأسر المعيشية (S.14) مستخدمان في معظم مؤشرات أسعار المستهلكين يمكننا الآن رؤية ارتباطهما الواضح بنظام الحسابات القومية:

- *الإجمالي المرجعي رقم ١ لمؤشر أسعار المستهلكين*، ويشمل *بنود الإنفاق*:
  P.311 الإنفاق الاستهلاكي النقدي (الجدول ١٤-٥)
  P.313 خدمات الوساطة المالية المقيسة بصورة غير مباشرة (الجدول ١٤-٥)
  P.312 الإنفاق المحتسب على خدمات المساكن التي يسكنها مالكوها (الجدول ١٤-٥)

- *الإجمالي المرجعي رقم ٢ لمؤشر أسعار المستهلكين*، ويشمل بنود الاستهلاك وتكوين رأس المال:
  P.311 الإنفاق الاستهلاكي النقدي (الجدول ١٤-٥)
  P.313 خدمات الوساطة المالية المقيسة بصورة غير مباشرة (الجدول ١٤-٥)
  P.511a إجمالي تكوين رأس المال الثابت في الإنشاءات السكنية (الجدول ١٤-٩)

١٤-٦٠وينظر مؤيدو استخدام الإجمالي المرجعي رقم ١ لمؤشر أسعار المستهلكين من منظور الاستهلاك أو تكلفة المعيشة، ويرون أن رفاهية الأسر المعيشية تتحدد بتدفق السلع والخدمات، بما في ذلك خدمات الإنشاءات السكنية المملوكة بالكامل أو جزئيا من قبل ساكنيها، التي تستهلكها الأسر المعيشية. ووفقا لهذا الرأي، فإن تكوين رأس المال الثابت للأسر المعيشية، والذي يقتصر فعليا على شراء المساكن للاستعمال الذاتي، يعد نشاطا مرتبطا بأعمال المشروعات غير ذوات الشخصية الاعتبارية التي تملكها الأسر المعيشية وبالتالي لا تقع ضمن نطاق مؤشر أسعار المستهلكين. وتستبعد الصيغة المعتادة للإجمالي رقم ١، الاستهلاك من الإنتاج الذاتي بخلاف الإسكان P.314 . وعلى الرغم من أن التعويضات العينية في صورة مزايا مقدمة من رب العمل تعد جزءا مهما من هذا البند، غالبا ما لا تدرك الأسر المعيشية قيمتها على نحو واضح نظرا لأن رب العمل يقوم بأداء تكلفة هذه التعويضات مباشرة إلى مقدمي المزايا. إلا أنه ثمة حجة مؤيدة لإدراج هذا البند، نظرا لأن الأسر المعيشية قد تستطيع ممارسة السيطرة على كيفية إنفاق هذا الجزء من دخل التعويضات.

الجدول ١٤-١١: موقع وتغطية المؤشرات الرئيسية للأسعار: الأعمدة في جدول العرض والاستخدام

مجموع العرض توضَّح *التغطية الفعلية للمؤشرات الرئيسية بواسطة المساحات المظلَّلة*

المعاملة في *نظام الحسابات القومية لعام ١٩٩٣*	P.1 المخرجات، *منها، المنشآت التي تنتج أساسا*			تعديل هامش النقل والتوزيع	الضرائب *مخصوما منها* الإعانات على المنتجات المحلية	P.7 الواردات، فوب	تعديل سيف/فوب	الضرائب *مخصوما منها* الإعانات على الواردات
	P.11 مخرجات سوقية	P.12 مخرجات للاستعمال النهائي للمنتج	P.13 مخرجات غير سوقية أخرى					
الإجمالي المرجعي لمؤشر أسعار المنتجين								
الإجمالي المرجعي لمؤشر أسعار الواردات								
الموارد بحسب المنتجات: السلع	*المنتَج X الصناعة*	*المنتَج X الصناعة*	*المنتَج X الصناعة*	*المنتَج X الصناعة* +	*المنتَج X ١*	المنتَج X ١	المنتج X ١	المنتج X ١
الموارد بحسب المنتجات: الخدمات				–				
مجموع الموارد				٠				

الاستخدامات النهائية										
المعاملة في *نظام الحسابات القومية لعام ١٩٩٣*	P.31 الاستهلاك الفردي			P.32 الاستهلاك الجماعي	P.5 إجمالي تكوين رأس المال				P.6 الصادرات، فوب	
القطاع المؤسسي لنظام الحسابات القومية لعام ١٩٩٣	الأسر المعيشية S.14			الحكومة S.13	الأسر المعيشية S.14			جميع القطاعات المؤسسية، باستثناء الأسر المعيشية	جميع القطاعات المؤسسية	
فئات الإنفاق المفصلة	P.311 الاستهلاك النقدي P.313 خدمات الوساطة المالية المقيسة بصورة غير مباشرة/٢	P.312 الإيجار المحتسب للساكنين–المالكين	P.314 الإنفاق الآخر المحتسب على الاستهلاك الفردي	D.36 التحويلات الاجتماعية العينية	P.51 إجمالي تكوين رأس المال الثابت		P.52 المخزونات P.53 النفائس		المخرجات (بالأسعار الأساسية) لغير المقيمين	الضرائب مخصوما منها الإعانات على منتجات التصدير، والنقل لنقطة الشحن الدولي
					P.511a المباني السكنية للاستخدام الخاص	تكوين آخر لرأس المال الثابت				
الإجمالي المرجعي رقم ١ لمؤشر أسعار المستهلكين										
الإجمالي المرجعي رقم ٢ لمؤشر أسعار المستهلكين										
الإجمالي المرجعي لمؤشر أسعار الصادرات										

النفقات بحسب المنتجات: السلع	المنتَج X ١	المنتَج X ١	المنتَج X ١	المنتَج X ١	المنتَج X ١	المنتَج X ١	المنتَج X ١	المنتَج X ١	المنتَج X ١	المنتَج X ١	المنتَج X ١
النفقات بحسب المنتجات: الخدمات											
مجموع الإنفاق											
١/ المؤسسات غير الهادفة للربح التي تخدم الأسر المعيشية. ٢/ خدمات الوساطة المالية المقيسة بصورة غير مباشرة.											

الجدول ١٤-١٢: تعريف النطاق، والأرقام النسبية للأسعار، والتغطية والأوزان الترجيحية للمؤشرات الرئيسية للأسعار

المؤشر	البنود التي يتم تضمينها	تحديد السعر	تغطية المعاملات	مصادر الأوزان الترجيحية
مؤشر أسعار المنتجين	كافة أنواع السلع والخدمات المنتَجة أو المعالجة محليا المقيَّمة بأسعار السوق	الأسعار الأساسية، تُحدد بالنسبة للسلع على أنها التاريخ الذي تتوافر فيه السلعة للبيع (متاحة لتغيير الملكية) أو سعر الخدمة لدى تقديمها	مخرجات المشروعات المقيمة، وتشمل المبيعات بالإضافة إلى التغير في مخزونات السلع مكتملة التصنيع بالنسبة للسلع، والمبيعات في حالة الخدمات	المنتَج بحسب مصفوفات مخرجات السوق بحسب الصناعة P.11 والمخرجات لاستعمال المنتِج P.12 في حساب إنتاج الصناعة الموسع وجدول العرض والاستخدام
مؤشر أسعار المستهلكين	*إجمالي الإنفاق المرجعي رقم ١:* كافة أنواع السلع والخدمات المشتراة بصورة مباشرة أو غير مباشرة من قبل الأسر المعيشية للاستهلاك الفردي	أسعار المشترين، محددة للسلع في تاريخ نقل الملكية، وللخدمات عند الاستخدام، متضمنة الضرائب على المنتجات، وباستثناء الإعانات على المنتجات وشاملة هوامش النقل والتوزيع	*إجمالي الإنفاق المرجعي رقم ١:* النفقات الاستهلاكية لقطاع الأسر المعيشية S.13 للوحدات المؤسسية، باستثناء الاستهلاك من الإنتاج الخاص ما عدا النفقات المحتسبة لإيجار المساكن التي يسكنها مالكوها	*إجمالي الإنفاق المرجعي رقم ١:* عمود المنتجات للإجمالي الفرعي للاستهلاك لمؤشر أسعار المستهلكين للاستهلاك الفردي P.31 لقطاع الأسر المعيشية S.13 في حساب استخدام الدخل الموسع في جدول العرض والاستخدام
	إجمالي الإنفاق المرجعي رقم ٢: كافة السلع والخدمات المشتراة بصورة مباشرة من قبل الأسر المعيشية للاستهلاك الفردي، بالإضافة إلى كافة أنواع السلع والخدمات المشتراة بصورة مباشرة من قبل الأسر المعيشية لتكوين رأس المال السكني		*إجمالي الإنفاق المرجعي رقم ٢:* الإجمالي المرجعي رقم ١، مخصوما منه النفقات المحتسبة لإيجار المساكن التي يسكنها مالكوها، زائد صافي المقتنيات من المنازل السكنية أو التحسينات الرئيسية فيها	*إجمالي الإنفاق المرجعي رقم ٢:* عمود المنتَج للإجمالي الفرعي الخاص بالاستهلاك النقدي للاستهلاك الفردي P.31 لقطاع الأسر المعيشية S.13 في حساب استخدام الدخل الموسع مضافا إليه عمود المنتَج الخاص باحتياز الأصول الثابتة مخصوما منه الأصول المتخلص منها P.511 بالنسبة للمنازل السكنية
مؤشر أسعار الصادرات	كافة أنواع السلع والخدمات القابلة للنقل المشتراة من قبل غير	أسعار المشترين على الحدود الوطنية للبلد المصدّر (فوب)،	كافة السلع والخدمات القابلة للنقل المنتَجة أو المعالَجة من	عمود المنتَجات للصادرات P.6 في الحساب الخارجي

	المقيمين من المقيمين. وتتضمن السلع المصدرة بدون تغيير الملكية للمعالجة من قبل غير المقيمين ثم إعادة استيرادها.	شاملة ضرائب التصدير وغير شاملة الإعانات، ومتضمنة هوامش النقل والتوزيع من موقع الإنتاج إلى الحدود الوطنية	قبل المقيمين والمشتراة من قبل غير المقيمين باستثناء السلع في الترانزيت أو السلع المصدرة والمعالَجة بصورة محدودة من قبل غير المقيمين بغرض إعادة استيرادها	الموسع للسلع والخدمات وجدول العرض والاستخدام
مؤشر أسعار الواردات	كافة أنواع السلع والخدمات القابلة للنقل المشتراة من قبل المقيمين من غير المقيمين. وتتضمن السلع المستوردة بدون تغيير ملكية للمعالجة من قبل المقيمين ثم إعادة تصديرها.	الأسعار الأساسية على الحدود الوطنية للبلد المصدّر (فوب)، غير شاملة ضرائب الاستيراد وشاملة الإعانات على الواردات، وغير متضمنة هوامش النقل والتوزيع من موقع الإنتاج إلى الحدود الوطنية/١	كافة السلع والخدمات القابلة للنقل المنتَجة أو المعالَجة من قبل غير المقيمين والمشتراة من قبل المقيمين باستثناء السلع في الترانزيت أو السلع المستوردة والمعالَجة بصورة محدودة من قبل المقيمين بغرض إعادة التصدير	عمود المنتَجات للواردات P.7 في الحساب الخارجي الموسع للسلع والخدمات وجدول العرض والاستخدام

١/ غير أنه عند تعريف مؤشر أسعار الواردات، سوف ينظر معد مؤشر الأسعار أولا إلى أحد المؤشرات الاقتصادية لأسعار المدخلات التي تقيم السلع والخدمات المستوردة بأسعار المشترين المدفوعة من قبل مالكها المقيم الأول. وسوف يتم الحصول على مؤشر أسعار الواردات بتعديل (ضرب) مؤشر الواردات بأسعار المشترين في مؤشر "للتخفيض" (Markdown Index) يتتبع الحركة في نسبة الواردات بأسعار فوب إلى الواردات بأسعار المشترين. ويعد ذلك لازما كي يكون للمؤشر نفس أساس التقييم مثل الواردات بأسعار فوب ويفضي إلى مؤشر حجم الواردات الصحيح من الناحية المفاهيمية عند استخدامه كمخفض للواردات بأسعار فوب.

١٤-٦١ وبصورة عامة، يتبنى مؤيدو استخدام الإجمالي المرجعي # ٢ لمؤشر أسعار المستهلكين وجهة نظر مرتبطة بالمعاملات أو التضخم إزاء مؤشر أسعار المستهلكين، مع تطويع المؤشر لقياس معدل التغير في أسعار إجمالي ما للإنفاق يغطي على نحو واسع النفقات النهائية النقدية للأسر المعيشية على السلع والخدمات، بما في ذلك تكوينها لرأس المال في الإنشاءات السكنية من خلال مشترياتها لمساكنها الخاصة والتحسينات الرئيسية التي تُدخلها على تلك المباني.

١٤-٦٢ وكلا مفهومي مؤشر أسعار المستهلكين له فائدته. فوجهة النظر المتعلقة بتكلفة المعيشة توفر مؤشرا للأسعار يعد مقابله التبادلي هو حجم استهلاك الأسر المعيشية. بينما توفر وجهة النظر المرتبطة بالتضخم مؤشرا للأسعار مقابله التبادلي هو حجم المشتريات النقدية النهائية للأسر المعيشية، والتي تمثل ضغط الطلب من قِبَل هذه الأسر على الأسواق التي تشارك فيها. ويوضح الجدول ١٤-١١ تغطية كلا المؤشرين.

مؤشر أسعار المستهلكين كمقياس للتضخم في المعاملات السوقية

١٤-٦٣تولي البنوك المركزية اهتماما للمؤشرات الرئيسية للأسعار، وخاصة إذا كانت تطبق سياسة نقدية تستهدف معدل التضخم. وفي الواقع، يُعتبر الإجمالي المرجعي # ٢ مقياسا أفضل للتغير في أسعار المعاملات الفعلية في السلع والخدمات مقارنة بمؤشرات أسعار المستهلكين المبنية على الإجمالي المرجعي # ١، والذي يعطي وزنا كبيرا للإيجار المحتسب للمساكن التي يسكنها مالكوها.

١٤-٦٤وكلا الإجماليين المرجعيين لمؤشر أسعار المستهلكين يُعد مكونا مهما لمجموع الإنفاق النهائي وإجمالي الناتج المحلي في كافة البلدان تقريبا، ولكن مجموع قيمة المعاملات في السلع والخدمات يتضمن أيضا الاستهلاك الوسيط، ولذا فإن تغطية مؤشر أسعار المستهلكين كمؤشر للتضخم لمجموع المعاملات في السلع والخدمات تعد محدودة سواء وفقا للتعريف # ١ أو # ٢ مقارنة على سبيل المثال بمؤشر أسعار المنتجين، والذي يغطي مجموع المخرجات من حيث المبدأ. إلا أن التقدم المحقق في توسيع تغطية مؤشر أسعار المنتجين للصناعات لتشمل كافة الأنشطة المنتجة للمخرجات، وخاصة الخدمات، قد اتسم بالبطء نظرا للصعوبة الفنية التي ينطوي عليها تحديد منتجات الخدمات وقياس الأسعار المرتبطة بها. وتقدم المجموعة المكونة من مؤشر أسعار المنتجين الذي يغطي المخرجات، ومؤشر أسعار الواردات مؤشرا للأسعار لمجموع العرض في الأسواق، ويُنظر إليه من قبل السلطات النقدية أو على الأقل سلطة نقدية واحدة على أنه مقياسا مفيدا للتضخم. ويستهدف بنك مركزي آخر مؤشر أسعار مجموع العرض المحلي، والذي يستند إلى مجموع العرض مخصوما منه الصادرات (أي يغطي الإجمالي الذي يشمل المخرجات مضافا إليها الواردات ناقص الصادرات).

١٤-٦٥ كذلك يتضمن مبدأ التقييم بأسعار المشترين في مؤشر أسعار المستهلكين الضرائب ناقص الإعانات على المنتجات، والتي ربما لا تكون مطلوبة في مؤشر للتضخم بالنسبة للتغير السعري الأساسي. ومع ذلك، يعد مؤشر أسعار المستهلكين هو أكثر الإحصاءات الاقتصادية الكلية للأسعار المتاحة على نطاق واسع، وربما يكون هو الخيار الوحيد المتاح لقياس التضخم في العديد من البلدان. وقد تجد السلطات النقدية أيضا أن مؤشر أسعار المستهلكين هو أكثر أهداف التضخم قبولا من الناحية الاجتماعية، وذلك لتركيزه تحديدا على الأسر المعيشية.

التعامل مع التسوق عبر الحدود في مؤشر أسعار المستهلكين

١٤-٦٦ لا تعد الصادرات P.6 إنفاقا لأي وحدة مؤسسية مقيمة، وعليه لن تشكل محور تركيز لمؤشر للأسعار يغطي إنفاقها. وبالتالي، لن تظهر في أي إجمالي إنفاق لمؤشر أسعار المستهلكين. بيد أن الواردات تعد إنفاقا للوحدات المقيمة، وغالبا ما يكون مهما النظر في مدى أهمية الواردات في إجماليات الإنفاق لمثل هذه الوحدات. وفي العديد من البلدان، تمثل الواردات التي تحصل عليها الأسر المعيشية بصورة مباشرة من خلال التسوق عبر الحدود جزءا كبيرا من الإنفاق الاستهلاكي للأسر المعيشية.

١٤-٦٧وتجدر الإشارة في هذا الصدد إلى أن الواردات من السلع P.71 والخدمات P.72 في الجدول ١٤-٨ لقطاع الأسر المعيشية سوف تحتوي فقط على النفقات المباشرة للأسر المعيشية على السلع والخدمات التي يتم الحصول عليها من غير المقيمين، أي التسوق عبر الحدود. ويتعين أن يتضمن هذا مشتريات الأسر المعيشية من السلع والخدمات القابلة للنقل من الموردين غير المقيمين من خلال كافة الوسائل مثل الشراء شخصيا أو عن طريق البريد وعبر الإنترنت. وتعد هذه النفقات المتكبدة في المعاملات مع غير المقيمين مغطاة بالفعل في الاستهلاك الفردي P.31 وتكوين رأس المال P.5 للأسر المعيشية، ولذا فإن الغرض من تحديد الواردات P.7 في سياق مؤشر أسعار المستهلكين هو تحديد أهمية المعاملات مع غير المقيمين في إجماليات الإنفاق النهائي للأسر المعيشية وذلك الجزء من تلك الإجماليات الذي يغطيه إجمالي الإنفاق لمؤشر أسعار المستهلكين.

١٤-٦٨ويُلاحَظ أنه في إطار الإجماليين المرجعيين #١ و#٢ لمؤشر أسعار المستهلكين، سوف نقوم بإدراج النفقات على السلع الاستهلاكية والخدمات المقدمة من قبل غير المقيمين للأسر المعيشية المقيمة على أنها المكونِ المستورَد للاستهلاك الفردي P.31. ولتقييم أهمية الواردات عند النظر في إجمالي الإنفاق المرجعي # ٢ لمؤشر أسعار المستهلكين، سوف نقوم أيضا بإدراج نفقات تكوين رأس المال الثابت P.51 للأسر المعيشية على السلع المستوردة القابلة للنقل مثل مواد البناء للمساكن، فضلا عن خدمات بناء المنازل السكنية التي يقدمها غير المقيمين.

مؤشرات سعرية أخرى في الحسابات القومية

مؤشرات أسعار لمجموع العرض

١٤-٦٩ اتساقا مع مناقشتنا السابقة لتغطية مؤشر أسعار المنتجين، نقوم بتعريف مجموع المخرجات المقيَّمة بأسعار السوق على أنه مجموع المخرجات السوقية P.11 والمخرجات للاستعمال النهائي للمنتجين P.12. ويعد مجموع المخرجات P.1 هو مجموع المخرجات المقيمة بأسعار السوق والمخرجات غير السوقية الأخرى P.13. ويعد مجموع العرض بالأسعار الأساسية هو مجموع المخرجات والواردات P.7. أما التعديلات الرافعة (Markup adjustments) على مستوى المنتجات لهوامش التجارة والنقل على الإنتاج المحلي، والتأمين والشحن على الواردات، والضرائب D.21، مخصوما منها الإعانات D.31 على المنتجات، فسوف تتم إضافتها إلى مجموع العرض بالأسعار الأساسية للحصول على مجموع العرض بأسعار المشترين.

١٤-٧٠ وعند تحليل مجموع العرض إلى مكوناته السعرية والحجمية، يمكن النظر إلى مؤشر أسعار مجموع العرض (Total supply price index) بالأسعار الأساسية على أنه المتوسط المرجح لمؤشر أسعار مجموع المخرجات (Total output price index) ومؤشر أسعار الواردات. وبدوره يتضمن مؤشر أسعار المخرجات مؤشر أسعار المنتجين ومؤشر مخفض ضمني للمخرجات غير السوقية الأخرى. وللحصول على مؤشر أسعار مجموع العرض بأسعار المشترين، يتم ضرب مؤشر أسعار مجموع العرض في مؤشر لمجموع الزيادة في هوامش التجارة والتأمين والنقل، والضرائب مخصوما منها الإعانات على المنتجات. وتعد الهوامش مهمة فقط عند إعداد مؤشرات أسعار العرض بأسعار المشترين لفرادى المنتجات والإجماليات الفرعية للمنتجات. وبالنسبة لكافة المنتجات، فإنه يلغي بعضها البعض، تاركة فقط الضرائب ناقص الإعانات على المنتجات التي تسهم في مجموع الزيادة في مجموع العرض بالأسعار الأساسية. وتعد مؤشرات أسعار مجموع العرض على المستويات المفصلة للمنتجات ذات فائدة لإعداد وتسوية أوجه التفاوت في جداول العرض والاستخدام التي يتم التعبير عنها على أساس الحجم. بالإضافة إلى ذلك، يتم استخدامها في إنتاج مؤشرات للأسعار في الصناعة للاستهلاك الوسيط P.2، والتي تعد مفيدة لإعداد مقاييس أحجام إجمالي الناتج المحلي عند قياسه من منهج الإنتاج. وعلى الرغم من استخدامها أساسا كوسيلة مساعدة لإعداد البيانات وفي تكميش القيمة المضافة بالأسعار الأساسية من خلال منهج التكميش (التصحيح) المزدوج (راجع الفقرتين ١٤-٧١ و١٤-٧٣)، يمكن لمؤشرات أسعار العرض أن تخدم كذلك كمؤشرات تحليلية في حد ذاتها نظرا لتغطيتها لكافة معاملات السلع والخدمات في الاقتصاد المرتبطة بالإنتاج والتجارة الخارجية. ومن ثم، قد تكون مفيدة كمؤشرات لتحليل وتقييم السياسات

الاقتصادية، حيث تكون التغطية الواسعة للمعاملات مطلوبة، على سبيل المثال عند صياغة السياسة النقدية.

مؤشرات الأسعار للاستهلاك الوسيط

١٤-٧١عند النظر في مؤشرات أسعار الاستهلاك الوسيط لمجموع الاقتصاد وللصناعة، فإن الأوزان الترجيحية تكون مطابقة لقراءة عمودية للجزء المتعلق بالاستهلاك الوسيط من مصفوفة الاستخدام لجدول العرض والاستخدام، والتي تُشتق من الجدول ١٤-٢ وتُوضَح في الجدول ١٤-١٠ عند مراجعة المنطقة المسماة P.2. ونظرا لأن مختلف الهوامش على الأسعار الأساسية المتضَمنة في أسعار المشترين السائدة قد تختلف حسب الصناعة المستخدِمة، فإن مسوح المشروعات تكون هي المصادر المثالية لأسعار المشترين لمؤشرات أسعار الاستهلاك الوسيط. غير أنه لسوء الحظ، غالبا ما تكون هذه المسوح شاقة ومكلفة. وبدلا من ذلك، وكما هو مذكور في المناقشة أعلاه عن مؤشرات أسعار مجموع العرض، يمكن استخلاص مؤشر أسعار الاستهلاك الوسيط بحسب الصناعة من المكونات التفصيلية للمنتجات في مؤشر أسعار مجموع العرض، الأمر الذي سوف تترتب عليه مؤشرات ذات دقة مقبولة إذا كان التفاوت في مجموع هامش الضرائب والإعانات والنقل والتوزيع محدودا من صناعة إلى أخرى داخل فئة المنتَجات. وبالنسبة لمجموع الاقتصاد، يتم الحصول على مؤشر الأسعار للاستهلاك الوسيط كمتوسط مرجح لمؤشرات أسعار المدخلات الوسيطة للصناعات، حيث تكون الأوزان الترجيحية هي نصيب الاستهلاك الوسيط لكل صناعة في مجموع الاستهلاك الوسيط في الاقتصاد.

مؤشرات الأسعار للاستعمالات النهائية

١٤-٧٢ تشتمل مؤشرات الأسعار للاستعمالات النهائية على مخفضات للاستهلاك الفردي P.31، والاستهلاك الجماعي P.32، وإجمالي تكوين رأس المال الثابت P.51، والتغير في المخزونات P.52، واحتياز النفائس مخصوما منه النفائس المتخلص منها P.53 والصادرات P.6. ومن بين المؤشرات الرئيسية للأسعار التي نوقشت أعلاه، يعد مؤشر أسعار المستهلكين هو المصدر الرئيسي للمعلومات المفصلة (على مستوى المنتجات) عن P.31، في حين أن مؤشر أسعار المنتجين هو مصدر مهم للمعلومات المفصلة عن P.51 والمصدر الرئيسي فيما يتعلق بمكون منتجات الاستعمال النهائي P.52. وعند تعريف مؤشر أسعار المستهلكين على أساس إجمالي الإنفاق المرجعي # ٢ لمؤشر أسعار المستهلكين، يمكن لمؤشر أسعار المستهلكين أن يكون كذلك مصدرا للبيانات عن تكوين رأس المال في الإنشاءات السكنية. وقد يكون مؤشر أسعار العرض هو المصدر الرئيسي لمكون مخزونات المدخلات في

P.52 عند غياب مسح مفصّل لسعر شراء المدخلات الوسيطة، ويكون مؤشر أسعار الصادرات هو مخفض P.6. ويمكن أن يخدم مؤشر أسعار العرض أيضا كمصدر للمعلومات المفصّلة عن المنتجات لكل من P.32، وP.51، وP.53. وسوف نحدد المخفض لمجموع الاستعمالات النهائية كمؤشر لأسعار الاستعمالات النهائية، والذي سوف يتم حسابه كمتوسط مرجح (لا تزال الصيغة قيد التحديد) للمؤشرات المكوِّنة التي نوقشت للتو.

الجدول ١٤-١٣: حساب توليد الدخل للمنشأة أو الوحدة المؤسسية أو القطاع المؤسسي

بنود السلع والخدمات حسب نظام الحسابات القومية لعام ١٩٩٣ موضحة باللون الأسود

الاستخدامات	الموارد
D.1 تعويضات المستخدمين	B.1 *القيمة المضافة*/١
D.11 الأجور والرواتب	
D.12 مساهمات أرباب العمل الاجتماعية	
D.121 مساهمات أرباب العمل الاجتماعية الفعلية	
D.122 مساهمات أرباب العمل الاجتماعية المحتسبة	
D.2 الضرائب على الإنتاج والواردات	
D.29 ضرائب أخرى على الإنتاج/٢	
D.3 الإعانات	
D.39 الإعانات الأخرى على الإنتاج (-)/٣	
B.2 فائض التشغيل/٤	

١/ من حساب الإنتاج.

٢/ ضرائب على الإنتاج غير المرتبط بالمنتجات.

٣/ إعانات على الإنتاج غير المرتبط بالمنتجات.

٤/ البند الموازن لحساب توليد الدخل.

مؤشرات الأسعار لإجمالي الناتج المحلي

١٤-٧٣كما هو مذكور آنفا في المناقشة حول مؤشر أسعار العرض ومؤشر أسعار الاستهلاك الوسيط، يمكن إعداد مؤشر أسعار إجمالي الناتج المحلي بطريقتين مطابقتين لطريقتي السلع والخدمات لإعداد إجمالي الناتج المحلي: منهج الإنتاج ومنهج الإنفاق. ويُذكر أن منهج الإنتاج مشتق من تعريف القيمة المضافة المتضمن في المعادلة (١٤-٢)، كالفرق بين المخرجات P.1 (بالأسعار الأساسية) والاستهلاك الوسيط P.2 (بأسعار المشترين). ويوصي *نظام الحسابات القومية لعام ١٩٩٣* باستخدام طريقة التكميش

(التصحيح) المزدوج (double deflation) للقيمة المضافة، والتي من خلالها يتم تكميش المخرجات بالأسعار الأساسية *Y* بواسطة YPI (مؤشر أسعار المخرجات) للحصول على حجم المخرجات، ويتم تكميش المشتريات الوسيطة من خلال مؤشر لأسعار المشتريات الوسيطة للحصول على حجم المدخلات الوسيطة. عندئذ يتم حساب القيمة المضافة الحقيقية كالفرق بين حجم المخرجات وحجم المدخلات الوسيطة (راجع *نظام الحسابات القومية لعام ١٩٩٣*، الفصل السادس عشر). وتعادل هذه العملية تكميش القيمة المضافة بالأسعار الجارية بواسطة مؤشر للأسعار من نوع التكميش المزدوج يتسم بوزن موجب على YPI (مؤشر أسعار المخرجات) ووزن سالب على IPI (مؤشر أسعار المدخلات الوسيطة). وفي الحالة المعتادة الموصوفة للتو، يكون مخفض القيمة المضافة بمثابة مؤشر باش لأسعار المخرجات $YPI^{s,t}$ ومؤشر أسعار المدخلات الوسيطة $IPI^{s,t}$، بحيث يكون وزن الوزن المنسوب للمؤشر $IPI^{s,t}$ هو

$$w_I^t = \frac{-\mathrm{P}.2^t}{\mathrm{P}.1^t - \mathrm{P}.2^t}$$

ووزن $IPI^{s,t}$ هو $1 - w_I^t$. ويتخذ مؤشر الأحجام المناظر شكل لاسبير أو "السعر الثابت"، والذي يعادل مقياس التكميش المزدوج لحجم القيمة المضافة الحقيقية مقسوما على القيمة المضافة بالأسعار الجارية في الفترة s. ويؤدي مجموع القيمة المضافة بالأسعار الأساسية الجارية مقسوما على القيمة المضافة الحقيقية، التي يتم الحصول عليها من خلال طريقة التخفيض المزدوج، إلى المخفض الضمني للقيمة المضافة بالأسعار الأساسية. وأخيرا، فإن مخفض إجمالي الناتج المحلي بأسعار المشترين هو مؤشر أسعار القيمة المضافة (بالأسعار الأساسية للمخرجات وأسعار المشترين بالنسبة للمدخلات الوسيطة) مضروبا في مؤشر للزيادة على القيمة المضافة لضرائب المخرجات مخصوما منها إعانات المخرجات على المنتجات.

١٤-٧٤ وثمة طريقة بديلة ألا وهي إمكانية الجمع بين مخفض الإنفاق النهائي (FPI) ومؤشر أسعار الواردات (MPI) باستخدام منهج من نوع التكميش المزدوج. ويتم حساب حجم إجمالي الناتج المحلي من بيانات الإنفاق بتكميش الواردات P.7 بواسطة مؤشر أسعار الواردات (MPI)، وطرح النتيجة من حجم الاستعمالات النهائية، والذي يتم حسابه من خلال تخفيض الاستعمالات النهائية بواسطة مؤشر أسعار الاستعمالات النهائية (FPI). ويكون المخفض الضمني لإجمالي الناتج المحلي هو نسبة إجمالي الناتج المحلي بالأسعار الجارية إلى حجم إجمالي الناتج المحلي المحسوب بهذه الطريقة. ويتعين أن يكون هناك توافق بين المؤشر الإجمالي لحجم إجمالي الناتج المحلي والمؤشر الإجمالي للقيمة المضافة الحقيقية، وكذلك، بالتالي، المخفض الضمني لإجمالي الناتج المحلي المحسوب من المنهجين.

مؤشرات أسعار لخدمات اليد العاملة

١٤-٧٥ تظهر القيمة المضافة أولا في حساب الإنتاج، والذي يحسب على أنه البند الموازن بين المخرجات والاستهلاك الوسيط. ويستخدم هذا الهامش، من بين أمور أخرى، لأداء مدفوعات خدمات اليد العاملة. ويوضح *نظام الحسابات القومية لعام ١٩٩٣* مكونات الدخل التي تشكل القيمة المضافة في حساب توليد الدخل، الموضح في الجدول ١٤-١٣. ويعد أكبر بنود مكونات الدخل المتضمنة في هذا الحساب هو تعويضات المستخدمين D.1 والتي تشمل الأجور والرواتب D.11 ومساهمات أرباب العمل الاجتماعية D.12. ويمثل البند D.1 إجماليا للقيم لتدفق خدمات اليد العاملة ومن ثم فهو قابل للتحليل إلى مكونات سعرية وحجمية. ويوضح الجدول ١٤-١٤ الحساب ذاته مع توسيعه بحسب نوع خدمة اليد العاملة (الوظيفة) لمنشأة أو صناعة ما. ويقيس مؤشر أسعار خدمات اليد العاملة التطورات في مجموع التعويضات بحسب الوظيفة داخل الصناعة. ويعد نصيب سعر خدمات اليد العاملة في مجموع التعويضات ذا أهمية خاصة عند مقارنته بمعامل تكميش إجمالي الناتج المحلي، وهو ما يدل على القوة الشرائية النسبية لتعويضات اليد العاملة قياسا بالإنتاج للاستهلاك النهائي. وتعد هذه المقارنة مفيدة في تقييم الضغوط الناتجة عن الارتفاع في التكاليف على أسعار المخرجات وكأحد المدخلات في إعداد مقاييس إنتاجية اليد العاملة. وثمة مقارنة ثانية مفيدة بين المؤشر الفرعي للأجور والرواتب لمؤشر أسعار خدمات اليد العاملة من جهة، ومؤشر أسعار المستهلكين من جهة أخرى. وتدل نسبة مؤشر أسعار خدمات اليد العاملة إلى مؤشر أسعار المستهلكين على القوة الشرائية للأجور من حيث السلع والخدمات الاستهلاكية، وتتتبع الرفاهية المادية، خاصة لقطاع المستخدمين الفرعي S.143 التابع للقطاع المؤسسي للأسر المعيشية S.14 (راجع الإطار ١٤-١). وفي مؤشر أسعار خدمات اليد العاملة، يتضمن سعر خدمات اليد العاملة كافة مكونات تعويضات المستخدمين، بما فيها مساهمات أرباب العمل الاجتماعية (المزايا)، فضلا عن الأجور والرواتب. ويعد المؤشر الفرعي للأجور والرواتب في مؤشر أسعار خدمات اليد العاملة مثالا آخر على مؤشر للأسعار معدل بمؤشر للزيادة (markup index). وعلى نحو مشابه لمؤشر أسعار مجموع العرض بأسعار المشترين أو لإجمالي الناتج المحلي بحسب الإنتاج في الجدول ١٤-١٠، سوف يتم تعديل مؤشر أسعار خدمات اليد العاملة في هذه الحالة بواسطة "مؤشر للتخفيض" (markdown index)، باستقطاع مساهمات أرباب العمل الاجتماعية.

إطار لنظام إحصاءات الأسعار للسلع والخدمات

١٤-٧٦ لتلخيص هذا العرض العام لمؤشرات الأسعار الرئيسية والحسابات القومية، يوضح الجدول ١٤-١٥، في شكل جداول، مؤشرات الأسعار اللازمة لإجماليات القيم في الحسابات القومية وعلاقتها

بمؤشرات الأسعار الرئيسية الأربعة. وتُوضَح المؤشرات التي تعد دوالا لمؤشرين آخرين بالإشارات التالية

$$f(I_1, I_2; w)$$

حيث تمثل f صيغة للمؤشر، وI_1 وI_2 مؤشرين للأسعار، وw الوزن الترجيحي للمؤشر الثاني، على أن يشير w-1 إلى الوزن الترجيحي للمؤشر الأول. على سبيل المثال، إذا كانت f هي صيغة لاسبير، عندئذ سيتم حساب مؤشر أسعار المخرجات (YPI) بعمل الاستعاضات الآتية: $P_1^{0,1} = YPI^{0,1}$ $P_1^{0,1} = PPI^{0,1}$، $w_1^1 = 1 - w_D^1$، $P_2^{0,1} = IDP^{0,1}$، $w_2^1 = w_D^1$. ويمكن أيضا اختيار f كصيغة باش (مع نفس الاستعاضات باستثناء التغير في أس الزمن على الأوزان الترجيحية $w_1^1 = 1 - w_D^1$ and $w_2^1 = w_D^1$)، أو صيغة فيشر المثالية، أو غيرها من صيغ المؤشر.

الجدول ١٤-١٤: حساب توليد الدخل للمنشأة والصناعة مع تفاصيل خدمات اليد العاملة (المهنية/١)

بنود السلع والخدمات حسب نظام الحسابات القومية لعام ١٩٩٣ موضحة باللون السود

رمز تعريف المنشأة: --------

رمز النشاط/الصناعة (التصنيف الدولي الصناعي الموحد): ----

الوضع السوقي: P.1n

رمز تعريف الوحدة المؤسسية: --------

رمز القطاع المؤسسي: S.nnnnn

الاستخدامات			الموارد
D.11 الأجور والرواتب ١: المشرعون والموظفون والمدراء الأقدمون ٢: الاختصاصيون ٣: الفنيون والاختصاصيون المعاونون ٤: كاتب ٥: عمال الخدمة وعمال البيع في الأسواق والحوانيت ٦: العاملون الماهرون في الزراعة وصيد الأسماك ٧: الحرفيون والعاملون بالصناعات الحرفية ٨: مشغلو الماكينات وعمال خطوط الإنتاج في المصانع ٩: المهن الأولية ٠: العسكريون	**D.12 مساهمات أرباب العمل الاجتماعية** ١: المشرعون والموظفون والمدراء الأقدمون ٢: الاختصاصيون ٣: الفنيون والاختصاصيون المعاونون ٤: كاتب ٥: عمال الخدمة وعمال البيع في الأسواق والحوانيت ٦: العاملون الماهرون في الزراعة وصيد الأسماك ٧: الحرفيون والعاملون بالصناعات الحرفية ٨: مشغلو الماكينات وعمال خطوط الإنتاج في المصانع ٩: المهن الأولية ٠: العسكريون	**D.1 تعويضات المستخدمين** ١: المشرعون والموظفون والمدراء الأقدمون ٢: الاختصاصيون ٣: الفنيون والاختصاصيون المعاونون ٤: كاتب ٥: عمال الخدمة وعمال البيع في الأسواق والحوانيت ٦: العاملون الماهرون في الزراعة وصيد الأسماك ٧: الحرفيون والعاملون بالصناعات الحرفية ٨: مشغلو الماكينات وعمال خطوط الإنتاج في المصانع ٩: المهن الأولية ٠: العسكريون D.2 الضرائب على الإنتاج والواردات D.29 ضرائب أخرى على الإنتاج D.3 الإعانات (-) D.39 الإعانات الأخرى على الإنتاج B.2 *فائض تشغيل* /٣	B.1 *القيمة المضافة*/٢

١/ توضح المجموعات الرئيسية لمنظمة العمل الدولية: التصنيف المعياري الدولي للمهن (ISCO-88) (Geneva, 1990).
٢/ من حساب الإنتاج.
٣/ البند الموازن لحساب توليد الدخل.

مقارنات دولية للإنفاق على السلع والخدمات

١٤-٧٧ تتعقب الإحصاءات السعرية الرئيسية التي تمت مناقشتها حتى الآن تطورات أسعار السلع والخدمات عبر الزمن. وتقارن تعادلات القوى الشرائية مستويات الأسعار بين مختلف البلدان أو المناطق الجغرافية لفترة محاسبية معينة وتُستَخدم بشكل عام لحذف تأثير الأسعار في وحدات العملات المختلفة عند مقارنة مستويات إجمالي الناتج المحلي بين بلدين أو منطقتين. وتتضمن الأرقام النسبية للأسعار في تعادلات القوى الشرائية الثنائية نسب الأسعار بالعملة المحلية للسلع والخدمات المتماثلة بين بلدين أو منطقتين. وتكون الأوزان متناسبة مع حصص هذه البنود في الإنفاق على إجمالي الناتج المحلي داخل البلدين أو المنطقتين. وتكون الأوزان الترجيحية متناسبة مع أنصبة هذه البنود من الإنفاق على إجمالي الناتج المحلي داخل البلدين أو المنطقتين. وتعد مصادر الأرقام النسبية للأسعار هي ذاتها الخاصة بمخفض إجمالي الناتج المحلي للاستعمالات النهائية، وتعد الأوزان الترجيحية هي فقط مجموع الاستعمالات النهائية مخصوما منها الواردات بأسعار فوب، بحسب المنتجات. ولأجل ضمان أن تعادل القوى الشرائية بين المنطقة (أ) والمنطقة (ب) مقلوب تعادل القوى الشرائية بين (ب) و(أ)، يجب حساب تعادلات ثنائية للقوة الشرائية باستخدام أرقام قياسية متماثلة مثل مؤشر فيشر.

١٤-٧٨ وتوفر مصفوفة تعادلات القوى الشرائية الثنائية وسيلة لعمل ليس فقط مقارنات ثنائية مباشرة ولكن أيضا مقارنات ثنائية بين أي منطقتين كناتج سلسلة من تعادلات القوى الشرائية الثنائية من خلال أي مجموعة من المناطق المتخللة (intervening areas)، بدءا بالمنطقة الأولى وانتهاء بالثانية. ولأجل ضمان اتساق مثل هذه المقارنات متعددة الأطراف–على سبيل المثال، أن تنتج سلسلة تبدأ بمنطقة معينة وتنتهي بذات المنطقة تعادل قوة شرائية يساوي واحدا صحيحا – يتم تعديل تعادلات القوى الشرائية الثنائية لإنتاج مجموعة قابلة للتعدي (transitive) من المقارنات.

١٤-٧٩ ترتبط الأربع سلاسل الرئيسية للمؤشرات التي نوقشت في هذا الفصل بتعادلات القوى الشرائية نظرا لأن الأسعار التي تم جمعها لمؤشر أسعار المستهلكين ومؤشر أسعار المنتجين ومؤشري أسعار الصادرات والواردات، فضلا عن استخدامها في هذه المؤشرات الزمنية وفي المؤشر الزمني لأسعار إجمالي الناتج المحلي، يمكن أيضا استخدامها في المقارنات الدولية للنفقات على الاستهلاك، وتكوين رأس المال والتجارة. لمزيد من التفاصيل حول تعادلات القوى الشرائية، راجع المرفق ٤ حول برنامج المقارنات الدولية.

الجدول ١٤-١٥: إطار لإحصاءات الأسعار

الإجمالي حسب *نظام الإحصاءات القومية لعام ١٩٩٣*	رموز/١ المعاملات في *نظام الحسابات القومية لعام ١٩٩٣*	التقييم والتفاصيل المطلوبة	الحساب المصدري *لنظام الحسابات القومية لعام ١٩٩٣*	مؤشر الأسعار/٢	اشتقاق من مؤشرات أخرى للأسعار
			العرض		
المخرجات مقيمة بأسعار السوق	**P.11+ P.12**	**الأسعار الأساسية للمنتجات بحسب الصناعة**	**حساب الإنتاج مع تفاصيل الصناعة والمنتجات، مجموع الاقتصاد S.1**	***مؤشر أسعار المنتجين***	
مخرجات غير سوقية أخرى	P.13	الأسعار الأساسية (تكلفة الإنتاج) للمنتجات بحسب الصناعة	حساب الإنتاج مع تفاصيل الصناعة والمنتجات، مجموع الاقتصاد S.1	المخفض الضمني للمخرجات غير السوقية الأخرى (IDI)	مشتق من مؤشر للحجم
مجموع المخرجات	P.1=P.11+P.12+ P.13	الأسعار الأساسية، بحسب المنتجات	حساب الإنتاج مع تفاصيل الصناعة والمنتجات، مجموع الاقتصاد S.1	مؤشر أسعار المخرجات (YPI)	$YPI = f(PPI, IDI; w_m),\ w_m = \frac{P.13}{P.1}$
الواردات	**P.7**	**الأسعار الأساسية (السلع بأسعار فوب على حدود البلد المصدّر، بما في ذلك خدمات الشحن والتأمين المقدمة من غير المقيمين على الواردات)، بحسب المنتجات**	**المعاملات الخارجية في حساب السلع والخدمات مع تفاصيل المنتجات، مجموع الاقتصاد S.1**	**مؤشر أسعار الواردات، شاملا مؤشر بأسعار المشترين للواردات مضروبا بمؤشر لخفض أسعار المشترين/فوب**	

مجموع العرض، بالأسعار الأساسية	P.1+P.7	الأسعار الأساسية، بحسب المنتجات	جدول العرض والاستخدام، مجموع الاقتصاد، S.1	مؤشر أسعار العرض (SPI)	$SPI = f(MPI, YPI; w_y),\ w_y = \frac{P.1}{P.1+P.7}$
مجموع العرض المحلي	P.1+P.7-P.6	الأسعار الأساسية، بحسب المنتجات (P.1 و P.7)؛ أسعار المشترين (الصادرات P.6 بأسعار فوب، راجع الاستخدامات أدناه)	جدول العرض والاستخدام، مجموع الاقتصاد S.1	*مؤشر أسعار العرض المحلي (DSPI)*	$SPI= f(MPI, YPI, XPI; w_y, - w_x),$ $w_y = \frac{P.1}{P.1+P.7-P.6}, w_x = \frac{P.6}{P.1+P.7-P.6}$
تعديل هامش التجارة المحلية والتأمين والنقل		الأسعار الأساسية للخدمات المقدمة للنقل والتوزيع داخل الحدود الوطنية، بحسب المنتجات	جدول العرض والاستخدام، مجموع الاقتصاد S.1	*مؤشر زيادة العرض (SMI)*	$SMI = \frac{\frac{P.1^t+P.7^t+D.21^t-D.31^t}{P.1^t+P.7^t}}{\frac{P.1^s+P.7^s+D.21^s-D.31^s}{P.1^s+P.7^s}}$
تعديل الشحن والتأمين على الواردات		الأسعار الأساسية (للخدمات المقدمة من حدود المصدّر إلى الحدود المحلية، بغض النظر عن محل إقامة مقدم الخدمة)، بحسب المنتجات	جدول العرض والاستخدام، مجموع الاقتصاد S.1		(في الإجمالي). مؤشرات زيادة أسعار مجموع المخرجات على مستوى المنتجات سوف تتضمن كذلك هوامش التجارة والنقل في بسط المعادلة أعلاه)
الضرائب مخصوما منها الإعانات على المنتجات	D.21-D.31	مستحقة الدفع، بحسب المنتجات	حساب تخصيص الدخل الأولي، قطاع الحكومة العامة S.13		
مجموع العرض، بأسعار المشترين	P.11+P.12+P.7+ D.21-D.31	أسعار المشترين			*SPI x SMI*

			الاستخدامات		
الاستهلاك الوسيط	P.2	أسعار المشترين، المنتجات بحسب الصناعات	حساب الإنتاج مع تفاصيل المنتجات و الصناعات، مجموع الاقتصاد S.1	مؤشر أسعار الاستهلاك الوسيط *(IPI)*	عادة ما يتضمن معلومات على مستوى المنتجات من مؤشر أسعار مجموع العرض بأسعار المشترين
الاستهلاك الفردي	P.31	أسعار المشترين، بحسب المنتجات	حساب استخدام الدخل مع تفاصيل المنتجات، مجموع الاقتصاد S.1	مؤشر أسعار استهلاك الأسر المعيشية *(HPI)*	يتضمن مؤشر أسعار المستهلكين، وقد يتضمن معلومات على مستوى المنتجات من مؤشر أسعار المستهلكين ومؤشر أسعار المنتجين فيما يتعلق بالسلع والخدمات المنتَجة للاستهلاك الذاتي والمقدمة للأفراد من قبل المؤسسات غير الهادفة للربح التي تخدم الأسر المعيشية والحكومة العامة
قطاع الأسر المعيشية S.14	**P.31، باستثناء الاستهلاك المحتسب والاستهلاك من الإنتاج للاستعمال الذاتي النهائي، ولكنه يتضمن الإيجار المحتسب لملاك المنازل**	**أسعار المشترين، بحسب المنتجات**	**حساب استخدام الدخل مع تفاصيل المنتجات، قطاع الأسر المعيشية S.14، مع التصنيف الفرعي الخاص للبند P.31**	***مؤشر أسعار المستهلكين ومؤشرات فرعية أخرى عند اللزوم***	
الاستهلاك الجماعي	P.32	بأسعار المشترين، بحسب المنتجات	حساب استخدام الدخل مع تفاصيل المنتجات، قطاع الحكومة العامة S.13	*مؤشر الأسعار الحكومية (GPI)*	قد يتضمن مؤشرات للمنتجات مستمدة من ***مؤشر أسعار المستهلكين ومؤشر أسعار المنتجين***
إجمالي تكوين رأس المال الثابت	P.51	بأسعار المشترين، بحسب المنتجات	حساب رأس المال مع تفاصيل المنتجات، مجموع الاقتصاد S.1	*مؤشر أسعار تكوين رأس المال الثابت (KPI)*	قد يتضمن مؤشرات للمنتجات من ***مؤشر أسعار المنتجين***
التغيرات في المخزونات	P.52	بأسعار المشترين، بحسب المنتجات	حساب رأس المال مع تفاصيل المنتجات، مجموع الاقتصاد S.1	*مؤشر أسعار المخزونات (NPI)*	*مؤشر أسعار أرصدة المخزون*
احتياز النفائس مخصوما منه النفائس المتخلص منها	P.53	بأسعار المشترين، بحسب المنتجات	حساب رأس المال مع تفاصيل المنتجات، مجموع الاقتصاد S.1	*مؤشر أسعار النفائس (VPI)*	مؤشر أسعار أرصدة النفائس
الصادرات	**P.6**	**أسعار المشترين (بأسعار فوب على**	**المعاملات الخارجية في حساب السلع والخدمات مع**	***مؤشر أسعار الصادرات (XPI)***	

		الحدود المحلية)، بحسب المنتجات	**تفاصيل المنتجات، مجموع الاقتصاد S.1**		
مجموع الاستعمالات النهائية	P.3+P.5+P.6	بأسعار المشترين، بحسب المنتجات	جدول العرض والاستخدام، مجموع الاقتصاد S.1	*مؤشر أسعار الاستعمالات النهائية (FPI)*	$FPI = f(HPI, GPI, KPI, NPI, VPI, XPI, \vec{w})$ $\vec{w} = [w_G, w_K, w_N, w_V, w_X]$ $w_G = \frac{\text{P.32}}{\text{P.3+P.4+P.5+P.6}}$, $w_K = \frac{\text{P.51}}{\text{P.3+P.4+P.5+P.6}}$, $w_N = \frac{\text{P.52}}{\text{P.3+P.4+P.5+P.6}}$, $w_V = \frac{\text{P.53}}{\text{P.3+P.4+P.5+P.6}}$. $w_X = \frac{\text{P.6}}{\text{P.3+P.4+P.5+P.6}}$

إجمالي الناتج المحلي

إجمالي الناتج المحلي	إجمالي الناتج المحلي: P.3+P.5+P.6- = P.7، أو إجمالي الناتج المحلي: P.1-P.2+D.21- = D.31	بحسب المنتجات عند تجميعه من الاستهلاك النهائي مخصوما منه الواردات بحسب الصناعة عند تجميعه من القيمة المضافة بالأسعار الأساسية، مع تعديل القيمة المضافة في الصناعة ومجموع القيمة المضافة بمعامل زيادة للضرائب مخصوما منها إعانات الدعم على المنتجات	جدول العرض والاستخدام، مجموع الاقتصاد S.1	*مخفض إجمالي الناتج المحلي*	$GDP\ deflator = f(FPI, MPI; w_M)$ $= SMI^* \times f(SPI, IPI; w_I)$ حيث/٥ $w_M = \frac{-\text{P.7}}{\text{GDP}}$ $w_I = \frac{-\text{P.2}}{\text{GDP}}$ $SMI^* = \frac{\frac{\text{P.1}^t - \text{P.2}^t + \text{D.21}^t - \text{D.31}^t}{\text{P.1}^t - \text{P.2}^t}}{\frac{\text{P.1}^S - \text{P.2}^S + \text{D.21}^S - \text{D.31}^S}{\text{P.1}^S - \text{P.2}^S}}$ (في الإجمالي). سوف تتضمن مؤشرات زيادة القيمة المضافة على مستوى الصناعة SMI^* مجموع هوامش التجارة والنقل على المخرجات في البسط.

تعويضات المستخدمين	*D.1*	بحسب الصناعة والمهنة	حساب توليد الدخل، مجموع الاقتصاد S.1	*مؤشر تكلفة التوظيف*

١/ P.11= مخرجات سوقية، P.12= مخرجات لاستعمال المنتج، D.21= الضرائب على الإنتاج، وD.31= الإعانات على المنتجات.

٢/ تُوضَح المؤشرات الرئيسية الأربعة للأسعار بحروف سوداء.

٣/ تتضمن هذه الفئة مخرجات الخدمات العامة المقدمة مجانا أو التي تباع بأسعار غير مهمة اقتصاديا من قبل الحكومة العامة أو المؤسسات غير الهادفة للربح التي تخدم الأسر المعيشية. ويتم تقييم هذه المخرجات على أساس التكلفة نظرا لعدم وجود نظير سوقي لها. ولا يمكن إنشاء مؤشر للأسعار بصورة مباشرة لهذا الإجمالي نظرا لعدم توافر أسعار مهمة اقتصاديا للمخرجات غير السوقية الأخرى. ويتم استخلاص المخفض الضمني للمخرجات غير السوقية الأخرى P.13 بقسمة التغييرات في قيمة المخرجات غير السوقية الأخرى على التغييرات في مؤشر للحجم تم إعداده بصورة مباشرة.

٤/ وخلافا لحالات التجميع الأخرى التي أجريناها للمؤشرات والتي تتألف من مؤشرين، نوضح مؤشر أسعار الاستعمالات النهائية (FPI) كتجميع آني لستة مؤشرات للأسعار لمكونات الاستعمالات النهائية. ومرة أخرى، يمكن أن تمثل *f* أيا من المؤشرات المذكورة في الفصلين ١ و١٥، مع تحديد الوزن الترجيحي للبند الأول، وهو الاستهلاك الفردي P.31 في حالتنا هذه، على أنه واحد ناقص بقية الأوزان الترجيحية، والأرقام النسبية للأسعار التي توفرها قائمة المتغيرات المستقلة للمؤشر (Index arguments). ٥/ ويعد الوزن السلبي للمتغير المستقل الثاني للمؤشر لكل من هاتين الصيغتين لإجمالي الناتج المحلي دلالة على أنهما يمثلان مؤشر للأسعار من نوع "التكميش المزدوج" (راجع *نظام الحسابات القومية لعام ١٩٩٣*، الفصل السادس عشر، القسم هاء).

الفصل الخامس عشر

نظرية الرقم القياسي الأساسية

مقدمة

لا يمكن التوصل إلى إجابة للسؤال ما هو متوسط مجموعة معينة من المقادير بشكل عام إلا إذا توافر أيضا القصد الذي من أجله تُطلَب القيمة المتوسطة. فأنواع المتوسطات متعددة بقدر اختلاف المقاصد؛ وفي موضوع الأسعار يمكن القول بتعدد المقاصد بقدر تعدد الكتّاب. ومن ثم، هناك الكثير من الخلاف الذي لا طائل منه بين الأشخاص ذوي الآراء المتعارضة. (دراسة Edgeworth (1888, p. 347)).

١٥-١ هناك الملايين من السلع المتمايزة ماديا والأنواع الفريدة من الخدمات التي يمكن للمشترين شراؤها. فعلى جانب الأعمال أو الإنتاج، هناك مزيد من السلع التي تتداول على نحو نشط. وذلك يرجع إلى أن الشركات لا تنتج سلعا للاستهلاك النهائي فحسب، بل تنتج أيضا صادرات وسلعا وسيطة يطلبها المنتجون الآخرون. كما تستخدم الشركات الملايين من السلع والخدمات المستوردة، والآلاف من الأنواع المختلفة من خدمات اليد العاملة ومئات الآلاف من أنواع معينة من رأس المال. وإذا قمنا بتمييز إضافي بين السلع المادية بحسب موقعها الجغرافي أو بحسب الموسم أو الوقت خلال اليوم التي استُهلكت أو أنتجت فيه، عندئذ سيكون هناك المليارات من السلع التي يتم تداولها كل عام في أي اقتصاد متقدم. وللعديد من الأغراض، من الضروري إيجاز هذا القدر الهائل من المعلومات المرتبطة بالأسعار والكميات في صورة مجموعة أقل كثيرا من الأرقام. والسؤال الذي يتناوله هذا الفصل هو: كيف يتعين بالضبط تجميع المعلومات الاقتصادية الجزئية التي قد تتضمن الملايين من الأسعار والكميات في صورة رقم أصغر للمتغيرات السعرية والكمية؟ وتعد هذه هي المشكلة الأساسية للأرقام القياسية.

١٥-٢ ومن الممكن طرح مشكلة الرقم القياسي في سياق نظرية الاقتصاد الجزئي؛ أي أنه نظرا لرغبتنا في تطبيق أحد النماذج الاقتصادية استنادا إلى نظرية المنتجين أو المستهلكين، فما هي الطريقة "الفضلى" لإعداد مجموعة من الإجماليات للنموذج؟ غير أنه عند إعداد إجماليات الأسعار أو الكميات، ثمة وجهات نظر أخرى (لا تعتمد على علم الاقتصاد) ممكنة. ويتم أخذ بعض وجهات النظر البديلة هذه في الاعتبار في هذا الفصل والفصل التالي. ويتم تناول المناهج الاقتصادية في الفصلين ١٧ و١٨.

١٥-٣ ويمكن صياغة مشكلة الرقم القياسي على أنها مشكلة تحليل قيمة مجموعة محددة من المعاملات خلال فترة من الزمن إلى مكون إجمالي للسعر مضروبا في مكون إجمالي للكمية. وقد اتضح أن اتباع هذا المنهج إزاء مشكلة الرقم القياسي لا يؤدي إلى أي حلول مفيدة. وعليه، في الفقرات من ١٥-٧ إلى ١٥-١٧، يتم النظر في مشكلة تحليل نسبة قيمة ما مرتبطة بفترتين زمنيتين إلى مكون يقيس التغير الكلي في الأسعار بين الفترتين (هذا هو مؤشر الأسعار) مضروبا في مكون يقيس التغير الكلي في الكميات بين الفترتين (هذا هو مؤشر الكميات). ويعد أبسط مؤشر للأسعار هو المؤشر القائم على السلة الثابتة، والذي يتم فيه اختيار مقادير ثابتة من الكميات n في إجمالي القيمة، ثم يتم حساب قيم هذه السلة الثابتة من الكميات بأسعار الفترة صفر ثم بأسعار الفترة ١. ويعد مؤشر الأسعار القائم على السلة الثابتة ببساطة هو نسبة هاتين القيمتين حيث تختلف الأسعار ولكن مع تثبيت الكميات. ويتمثل الاختياران الطبيعيان للسلة الثابتة في الكميات المتعامل عليها في فترة الأساس، الفترة صفر، أو الكميات المتعامل عليها في الفترة الجارية، الفترة ١. ويؤدي هذان الاختياران إلى مؤشري لاسبير (Laspeyres ((1871) وباش (Paasche (1874)) للأسعار، على التوالي.

١٥-٤ ولسوء الحظ، يمكن أن يختلف مقياسا باش ولاسبير لإجمالي التغير السعري، ويكون هذا الاختلاف في بعض الأحيان كبيرا. وبالتالي، في الفقرات من ١٥-١٨ إلى ١٥-٣٢، يُنظر في اتخاذ متوسط لهذين المؤشرين للتوصل إلى مقياس واحد للتغير السعري. وفي الفقرات من ١٥-١٨ إلى ١٥-٢٣، يُحاج بأن "أفضل" متوسط يمكن اتخاذه هو المتوسط الهندسي، والذي يعد مؤشر فيشر المثالي للأسعار وفقا لإيرفينغ فيشر (Irving Fisher ((1922). وفي الفقرات من ١٥-٢٤ إلى ١٥-٣٢، بدلا من حساب متوسط مقياسي باش ولاسبير للتغير السعري، يتم النظر في اتخاذ متوسط لكلا السلتين. ويؤدي منهج السلة الثابتة هذا تجاه نظرية الرقم القياسي إلى مؤشر للأسعار يلقى تأييدا من كوريا مويلان ولش (Correa Moylan Walsh (1901; 1921a). غير أنه تتوافر أيضا مناهج أخرى للسلة الثابتة. فبدلا من استخدام سلة الفترة صفر أو ١ (أو متوسط هاتين السلتين)، من الممكن اختيار سلة مرتبطة بفترة مختلفة تماما، لنقل مثلا الفترة b. وفي الواقع، تعد من الممارسات المعتادة للوكالات الإحصائية أن يتم اختيار سلة مرتبطة بسنة كاملة (أو حتى سنتين) من المعاملات في سنة سابقة على الفترة صفر، والتي عادة ما تكون شهرا. وقد قام جوزيف لو (Joseph Lowe (1823)) في أول الأمر باقتراح مؤشرات من هذا النوع، حيث تختلف الفترة المرجعية للأوزان الترجيحية عن الفترة المرجعية للأسعار، وتتم دراسة مؤشرات من هذا النوع في الفقرات من ١٥-٢٤ إلى ١٥-٥٣. كما يتم تقييم مثل هذه المؤشرات من المنظور البديهي في الفصل السادس عشر، ومن المنظور الاقتصادي في الفصل السابع عشر.[١]

[١] على الرغم من عدم ظهور مؤشرات من هذا النوع في الفصل التاسع عشر، والذي يتم فيه توضيح معظم صيغ الرقم القياسي المتضمنة في الفصول ١٥-١٨ باستخدام مجموعة بيانات اصطناعية، يتم عدديا توضيح المؤشرات التي تختلف فيها الفترة المرجعية للأوزان الترجيحية عن الفترة المرجعية للأسعار، وذلك في الفصل الثاني والعشرين والذي تتم فيه مناقشة مشكلة السلع الموسمية.

١٥-٥ وفي الفقرات من ١٥-٦٥ إلى ١٥-٧٥، يتم النظر في منهج آخر لتحديد *الشكل الدالي* أو *المعادلة* لمؤشر الأسعار. ويمكن عزو هذا المنهج إلى الاقتصادي الفرنسي ديفيزيا (Divisia 1926) ويستند إلى افتراض مؤداه أن بيانات السعر والكمية متاحة في صورة دوال يكون متغيرها المستقل هو عامل الزمن. ويتم استخدام نظرية التفاضل لأجل تحليل معدل التغير في إجمالي قيمة ما إلى مكونين يعكسان إجمالي التغير في السعر والكمية. وعلى الرغم من أن منهج ديفيزيا يقدم بعض الرؤى المتعمقة،[٢] فهو لا يوفر الكثير من الإرشادات للوكالات الإحصائية من حيث التوصل إلى اختيار محدد لصيغة الرقم القياسي.

١٥-٦ وفي الفقرات من ١٥-٧٦ إلى ١٥-٩٧، يتم النظر في مزايا وعيوب استخدام *فترة أساس ثابتة* في المقارنة الثنائية للرقم القياسي مقابل المقارنة دوما بين الفترة الجارية والفترة السابقة، والذي يُطلق عليه *نظام السلسلة* (Chain System). وفي نظام السلسلة، تعد *الوصلة* هي مقارنة الرقم القياسي لفترة ما بالفترة السابقة عليها. ويتم إضافة هذه الوصلات معا من أجل إجراء مقارنات لعدة فترات.

تحليل إجماليات القيم إلى مكونات أسعار وأحجام

تحليل إجماليات القيم واختبار حاصل الضرب

١٥-٧ يعد *مؤشر الأسعار* مقياسا أو دالة توضح بإيجاز *التغير* في أسعار العديد من السلع من الحالة صفر (فترة زمنية أو مكان) إلى حالة أخرى ١. وعلى نحو أكثر تحديدا، ولمعظم الأغراض العملية، يمكن النظر إلى مؤشر الأسعار على أنه متوسط مرجح للتغير في الأسعار النسبية للسلع قيد النظر في الحالتين. ولتحديد مؤشر الأسعار، من الضروري معرفة ما يلي:

- أي السلع أو البنود يتم إدراجها في المؤشر؛
- كيفية تحديد أسعار البنود؛
- أي المعاملات التي تشتمل على هذه البنود سيتم إدراجها في المؤشر؛
- كيفية تحديد الأوزان الترجيحية ومن أي المصادر يتعين استخلاص هذه الأوزان؛
- ما الصيغة أو نوع المتوسط الذي يتعين استخدامه لحساب متوسط الأسعار النسبية للبند المختار.

[٢] يمكن استخدامه على وجه الخصوص لتبرير نظام السلسلة للأرقام القياسية (تمت مناقشته في الفقرات ١٥-٨٦ إلى ١٥-٩٧).

ويمكن الإجابة عن كافة الأسئلة أعلاه فيما يتعلق بتعريف مؤشر الأسعار، باستثناء السؤال الأخير، باللجوء إلى تعريف *إجمالي القيمة* الذي يشير إليه مؤشر الأسعار. ويتم حساب إجمالي القيمة V لمجموعة معينة من البنود والمعاملات كما يلي:

$$V = \sum_{i=1}^{n} p_i q_i \qquad (15.1)$$

حيث يمثل p_i سعر البند i بوحدات العملة الوطنية، ويمثل q_i الكمية المقابلة التي تم التعامل عليها في الفترة الزمنية محل النظر ويحدد الرمز السفلي i البند الأولي i في مجموعة البنود n التي تشكل إجمالي القيمة المختار V. ويندرج تحت هذا التعريف لإجمالي القيمة تحديد مجموعة السلع المتضمنة (أي من البنود يتم إدراجها) والوكلاء الاقتصاديين المشاركين في المعاملات المتضمنة تلك السلع، فضلا عن مبادئ التقييم ووقت التسجيل الذي يدفع سلوك الوكلاء الاقتصاديين الذين يقومون بالمعاملات (تحديد الأسعار). وتدخل كافة البنود الأولية المتضمنة، وتقييمها (P_i)، وصلاحية المعاملات وأوزان البنود (q_i) ضمن نطاق تعريف إجمالي القيمة. وتتم مناقشة التحديد الدقيق لكل من q_i, P_i بمزيد من التفصيل في موضع آخر من هذا الدليل، وتحديدا في الفصل الخامس.[٣]

١٥-٨ ويشير إجمالي القيمة V المعرّف بواسطة المعادلة (15.1) إلى مجموعة من المعاملات المرتبطة بفترة زمنية واحدة (غير محددة). والآن يتم النظر في إجمالي القيمة ذاته بالنسبة لمكانين أو فترتين زمنيتين، الفترة صفر والفترة ١. وللتيسير، يُشار للفترة صفر *بفترة الأساس* بينما تسمى الفترة ١ *بالفترة الجارية*، ويُفترض أن المشاهدات الخاصة بمتّجهات السعر والكمية لفترة الأساس، $p^0 \equiv [p_1^0, \ldots, p_n^0]$ و $q^0 \equiv [q_1^0, \ldots, q_n^0]$ على الترتيب، قد تم جمعها.[٤] ويتم تعريف إجماليات القيم في فترة الأساس والفترة الجارية بالطريقة بالواضحة كما يلي:

$$V^0 \equiv \sum_{i=1}^{n} p_i^0 q_i^0; \; V^1 \equiv \sum_{i=1}^{n} p_i^1 q_i^1 \qquad (15.2)$$

وفي الفقرة السابقة، تم تعريف مؤشر الأسعار على أنه دالة أو مقياس يوضح بإيجاز التغير في أسعار السلع n في إجمالي القيمة من الحالة صفر إلى الحالة ١. وفي هذه الفقرة، يتم تعريف *مؤشر الأسعار* $P(p^0, p^1, q^0, q^1)$ إلى جانب *مؤشر الكميات* المقابل (أو *مؤشر الأحجام*) $Q(p^0, p^1, q^0, q^1)$ على أنهما دالتان للمتغيرات

---

[٣] أشار رالف ترفي (Ralph Turvey) إلى أن بعض القيم قد يصعب تحليلها إلى مكونات سعرية وكمية واضحة. وتتضمن الأمثلة على القيم التي يصعب تحليلها كل من رسوم البنوك، ونفقات المقامرة ومدفوعات التأمين على الحياة.

[٤] يُلاحظ أنه من المفترض عدم وجود سلع جديدة أو اختفاء أخرى في إجماليات القيم. وتتم مناقشة المناهج المتعلقة بكل من "مشكلة السلع الجديدة" ومشكلة احتساب تغير النوعية في الفصول السابع والثامن والواحد والعشرين.

الأربعة $4n$ وهي p^0, p^1, q^0, q^1 (تصف هذه المتغيرات الأسعار والكميات المرتبطة بإجمالي القيمة للفترتين صفر و ١) حيث تستوفي هاتان الدالتان المعادلة الآتية:[٥]

$$V^1/V^0 = P(p^0, p^1, q^0, q^1)\ Q(p^0, p^1, q^0, q^1) \qquad (15.3)$$

وإذا كان هناك بند واحد فقط في إجمالي القيمة، عندئذ يتعين اختزال مؤشر الأسعار P في نسبة السعر الواحد، p_1^1/p_1^0 ، ومؤشر الكميات Q في نسبة الكمية الواحدة، q_1^1/q_1^0. وفي حالة تعدد البنود، يتم تفسير مؤشر الأسعار P على أنه نوع من المتوسط المرجح لنسب فرادى الأسعار $p_1^1/p_1^0, \ldots, p_n^1/p_n^0$.

١٥-٩ وعليه، يمكن النظر إلى المقاربة الأولى لنظرية الرقم القياسي على أنها مشكلة تحليل التغير في إجمالي قيمة معينة، V^1/V^0 ، إلى منتَج يمكن عزو جزء منه إلى *التغير في السعر*، $P(p^0, p^1, q^0, q^1)$ ، وجزء آخر يمكن عزوه إلى تغير الكمية $Q(p^0, p^1, q^0, q^1)$. وهذه المقاربة لتحديد مؤشر الأسعار هي ذاتها المتبعة في الحسابات القومية، حيث يُستخدم مؤشر ما للأسعار لتكميش نسبة قيمة ما لأجل الحصول على تقدير للتغير الكمي. ومن ثم، في هذه المقاربة لنظرية الرقم القياسي، يعد الاستخدام الرئيسي لمؤشر الأسعار هو *كخفض*. ويُلاحَظ أنه بمجرد معرفة الشكل الدالي لمؤشر الأسعار، $P(p^0, p^1, q^0, q^1)$، يتحدد مؤشر الكميات أو الأحجام المقابل $Q(p^0, p^1, q^0, q^1)$ بالكامل بواسطة P؛ أي أنه بإعادة ترتيب المعادلة (15.3):

$$Q(p^0, p^1, q^0, q^1) = \left(V^1/V^0\right)/P(p^0, p^1, q^0, q^1) \qquad (15.4)$$

وعلى العكس من ذلك، إذا كان الشكل الدالي لمؤشر الكميات $Q(p^0, p^1, q^0, q^1)$ معروفا، عندئذ يتحدد مؤشر الأسعار المقابل $P(p^0, p^1, q^0, q^1)$ بالكامل بواسطة Q. ومن ثم، فباستخدام أسلوب التكميش هذا لنظرية الرقم القياسي، لا تكون هناك حاجة إلى نظريات مستقلة لتحديد مؤشرات الأسعار والكميات: وإذا تم تحديد P أو Q، عندئذ تتحدد الدالة الأخرى بصورة غير مباشرة بواسطة معادلة اختبار حاصل الضرب (15.4).

١٥-١٠ وفي القسم التالي، تتم دراسة خيارين حقيقيين لمؤشر الأسعار $P(p^0, p^1, q^0, q^1)$، ويتم أيضا حساب مؤشرات الكميات المقابلة $Q(p^0, p^1, q^0, q^1)$ التي تنتج من استخدام المعادلة (15.4). وهذان هما الخياران المستخدمان في أغلب الأحوال من قبل محاسبي الدخل على المستوى القومي.

---

[٥] يعد فيشر (Fisher (1911, p.418)) هو أول شخص اقترح ضرورة تحديد مؤشري الأسعار والكميات على نحو مشترك بغية استيفاء المعادلة (15.3). وقد أطلق (Frisch 1930, p.399) على المعادلة (15.3) اختبار حاصل الضرب *(Product test)*.

مؤشري لاسبير وباش

١٥-١١قدم لو (Lowe 1823) وصفا مفصلا لأبسط المناهج لتحديد صيغة مؤشر الأسعار. وتمثل منهجه لقياس التغير السعري بين الفترتين صفر و١ في تحديد *سلة سلع ممثِلة* تقريبية،[٦] وهي متّجه الكمية $q \equiv [q_1, \ldots, q_n]$ الذي يمثل المشتريات التي تمت خلال الفترتين قيد النظر، ثم حساب مستوى الأسعار في الفترة ١ نسبةً إلى الفترة صفر على أساس نسبة تكلفة السلة في الفترة ١، $\sum_{i=1}^{n} p_i^1 q_i$، إلى تكلفة السلة في الفترة صفر، $\sum_{i=1}^{n} p_i^0 q_i$. ويثير *منهج السلة الثابتة* هذا لتحديد مؤشر الأسعار السؤال عن كيف يتم بالتحديد اختيار متّجه السلة الثابتة q.

١٥-١٢ وبمرور الوقت، طالب الاقتصاديون وخبراء إحصاءات الأسعار بتوخي مزيد من الدقة فيما يتعلق بتحديد متّجه السلة q. وثمة خياران طبيعيان للسلة المرجعية: متّجه سلع فترة الأساس q^0 أو متّجه سلع الفترة الجارية q^1. ويؤدي كلا المؤشرين إلى مؤشر لاسبير للأسعار (1871)[٧] P_L المعرّف بالمعادلة (15.5) ومؤشر باش للأسعار (Paasche 1874)[٨] P_P المعرّف بالمعادلة (15.6):[٩]

---

[٦] أشار لو (دراسة Lowe (1823, Appendix, p. 95)) إلى أنه يتعين تحديث متّجه سلة السلع q كل خمس سنوات. وتتم دراسة مؤشرات لو بمزيد من التفصيل في الفقرات من ١٥-٢٤ إلى ١٥-٥٣.

[٧] قام دروبيش (دراسة Drobisch (1871a, p. 147)) باستحداث وتبرير هذا المؤشر قبل لاسبير بقليل. وقد أقر لاسبير (دراسة (Laspeyres, 1871, p. 305)) بالفعل بشكل صريح بأن دروبيش قد أرشده إلى الطريق. ومع ذلك، قد نسي الكتاب اللاحقون مساهمات دوربيش في الغالب نظرا لأن دوربيش كان يؤيد بشدة استخدام نسبة قيمتي الوحدات كصيغة "فضلى" للرقم القياس. وفي حين أن لهذه الصيغة بعض السمات الممتازة حيث إن كافة السلع n محل المقارنة لها ذات وحدة القياس، لكنها ليست ذات فائدة، على سبيل المثال، عندما تكون كل من السلع والخدمات في سلة المؤشر.

[٨] يبدو كذلك أن دروبيش (دراسة (Drobisch, 1871b, p.424)) هو أول من قدم تعريفا صريحا وتبريرا لصيغة مؤشر باش للأسعار، ولكنه رفض هذه الصيغة لصالح صيغته الممتازة، نسبة قيم الوحدات، ومن ثم لم ينل فضل اقتراحه المبكر لصيغة باش.

[٩] يُلاحظ أن صيغة $P_L(p^0, p^1, q^0, q^1)$ لا تعتمد بالفعل على q^1 وصيغة $P_P(p^0, p^1, q^0, q^1)$ لا تعتمد على q^0. إلا أنه ليس هناك ضرر من إدراج هذه المتّجهات، وتشير الإشارات إلى أن القارئ داخل نطاق نظرية الرقم القياسي الثنائي، أي أنه تجري مقارنة أسعار وكميات إجمالي قيمة ما لفترتين.

$$P_L(p^0,p^1,q^0,q^1) \equiv \frac{\sum_{i-1}^{n} p_i^1 q_i^0}{\sum_{i-1}^{n} p_i^0 q_i^0} \qquad (15.5)$$

$$P_P(p^0,p^1,q^0,q^1) \equiv \frac{\sum_{i-1}^{n} p_i^1 q_i^1}{\sum_{i-1}^{n} p_i^0 q_i^1} \qquad (15.6)$$

١٥-١٣ ويمكن إعادة كتابة الصيغتين (15.5) و(15.6) بأسلوب بديل يعد أكثر فائدة للوكالات الإحصائية. وبتعريف نصيب إنفاق الفترة t على السلعة i كالتالي:

$$s_i^t \equiv p_i^t q_i^t \Big/ \sum_{j-1}^{n} p_j^t q_j^t \quad \text{for } i=1, \ldots, n \text{ and } t=0,1 \quad (15.7)$$

يمكن إعادة كتابة مؤشر لاسبير كالتالي:[١٠]

$$\begin{aligned} P_L(p^0,p^1,q^0,q^1) &= \sum_{i-1}^{n} p_i^1 q_i^0 \Big/ \sum_{j-1}^{n} p_j^0 q_j^0 \\ &= \sum_{i-1}^{n} (p_i^1/p_i^0)\, p_i^0 q_i^0 \Big/ \sum_{j-1}^{n} p_j^0 q_j^0 \\ &= \sum_{i-1}^{n} (p_i^1/p_i^0) s_i^0 \qquad (15.8) \end{aligned}$$

باستخدام التعاريف (15.7). ومن ثم، يمكن كتابة مؤشر لاسبير للأسعار P_L كمتوسط حسابي لنسب الأسعار n، p_i^1/p_i^0، مرجح بأنصبة إنفاق فترة الأساس. وقد استخدمت صيغة لاسبير (حتى وقت حديث) على نطاق واسع كقاعدة فكرية لمؤشرات أسعار المستهلكين حول العالم. ولتطبيقها، ينبغي على الوكالة الإحصائية فقط جمع معلومات عن أنصبة الإنفاق الخاصة بنطاق تعريف المؤشر لفترة الأساس صفر، ثم جمع معلومات عن *أسعار* البنود فقط على أساس مستمر. وبالتالي *يمكن إنتاج مؤشر أسعار المستهلكين وفقا للاسبير في التوقيت المناسب دون توافر معلومات عن الكمية للفترة الجارية*.

١٥-١٤ ويمكن أيضا كتابة مؤشر باش في صورة نصيب الإنفاق ونسبة السعر كما يلي:[١١]

---

[١٠] وهذه الطريقة لإعادة كتابة مؤشر لاسبير (أو أي رقم قياسي قائم على سلة ثابتة) كمتوسط حسابي مرجح بالأنصبة لنسب الأسعار يمكن نسبها لفيشر (دراسة ((1922, p.51) (1911, p.397) (Fisher (1897, p.517) وولش(دراسة (Walsh (1901, p.506; 1921a, p.92).

[١١] وهذه الطريقة لإعادة كتابة مؤشر باش (أو أي مؤشر قائم على سلة ثابتة) كمتوسط توافقي (harmonic average) مرجح بالأنصبة لنسب الأسعار يمكن نسبها لكل من دراستي((1901, p. 511; 1921a, p. 93) Walsh) و(Fisher (1911, p.397-398).

$$P_P(p^0,p^1,q^0,q^1)=\frac{1}{\left\{\sum_{i-1}^{n}p_i^0q_i^1\Big/\sum_{j-1}^{n}p_j^1q_j^1\right\}}$$

$$=\frac{1}{\left\{\sum_{i-1}^{n}(p_i^0/p_i^1)p_i^1q_i^1\Big/\sum_{j-1}^{n}p_j^1q_j^1\right\}}$$

$$=\frac{1}{\left\{\sum_{i-1}^{n}(p_i^1/p_i^0)^{-1}s_i^1\right\}}$$

$$=\left\{\sum_{i-1}^{n}(p_i^1/p_i^0)^{-1}s_i^1\right\}^{-1} \qquad (15.9)$$

باستخدام التعاريف (15.7). ومن ثم يمكن كتابة مؤشر باش للأسعار كمتوسط *توافقي* لنسب أسعار البنود n، p_i^1/p_i^0، مرجح بأنصبة الإنفاق في الفترة ١ (الفترة الجارية).[١٢] ويحول نقص المعلومات عن كميات الفترة الجارية دون إنتاج الوكالات الإحصائية لمؤشرات باش في حينها.

١٥–١٥ ويعد مؤشر باش للكميات هو مؤشر الكميات المقابل لمؤشر لاسبير للأسعار باستخدام اختبار حاصل الضرب في المعادلة (15.3)؛ أي أنه إذا تم إبدال P في المعادلة (15.4) إلى P_L المعرفة بالمعادلة (15.5)، عندئذ يتم الحصول على مؤشر الكميات التالي:

$$Q_P(p^0,p^1,q^0,q^1)\equiv\frac{\sum_{i=1}^{n}p_i^1q_i^1}{\sum_{i=1}^{n}p_i^1q_i^0} \qquad (15.10)$$

ويُلاحظ أن Q_P هو قيمة متّجه الكمية للفترة ١ مقيمة بأسعار الفترة ١، $\sum_{i=1}^{n}p_i^1q_i^1$، مقسومة على القيمة (الافتراضية) لمتّجه الكمية للفترة صفر مقيمة بأسعار الفترة ١، $\sum_{i=1}^{n}p_i^1q_i^0$. ومن ثم، يتم تقييم متّجهي الكمية للفترتين صفر و١ على أساس نفس المجموعة من الأسعار، أي أسعار الفترة الجارية، p^1.

١٥–١٦ ويعد مؤشر الكميات المقابل لمؤشر باش للأسعار باستخدام اختبار حاصل الضرب (15.3) هو مؤشر لاسبير للكميات؛ أي أنه إذا تم إبدال P في المعادلة (15.4) إلى P_P المعرف بالمعادلة (15.6)، عندئذ يتم الحصول على مؤشر الكميات التالي:

$$Q_L(p^0,p^1,q^0,q^1)\equiv\frac{\sum_{i=1}^{n}p_i^0q_i^1}{\sum_{i=1}^{n}p_i^0q_i^0} \qquad (15.11)$$

[١٢] يُلاحَظ أن الاشتقاق في المعادلة (15.9) يوضح كيفية نشوء المتوسطات التوافقية في نظرية الرقم القياسي بطريقة طبيعية جدا.

ويُلاحَظ أن Q_L هي القيمة (الافتراضية) لمتّجه الكمية للفترة ١ مقيمة على أساس أسعار الفترة صفر، $\sum_{i=1}^{n} p_i^0 q_i^1$، مقسومة على قيمة متّجه الكمية للفترة صفر مقيمة على أساس أسعار الفترة صفر، $\sum_{i=1}^{n} p_i^0 q_i^0$. وعليه، يتم تقييم متّجهي الكمية للفترتين صفر و١ على أساس ذات المجموعة من الأسعار، أي أسعار فترة الأساس p^0.

١٥-١٧ وتتمثل المشكلة في صيغتي الرقم القياسي لكل من لاسبير وباش في أنه على الرغم من أنهما معقولان بنفس القدر في ظاهرهما، فقد يؤديان بشكل عام إلى نتائج مختلفة. وفي معظم الأحوال، ليس مُرضيا أن تقوم الوكالة الإحصائية بتقديم إجابتين للسؤال[١٣] عما هو "أفضل" مقياس مختصر كلي لتغير الأسعار لإجمالي القيمة خلال الفترتين قيد النظر؟ في القسم التالي، ننظر في كيفية إنشاء "أفضل" متوسطات من هذين التقديرين لتغير الأسعار. وقبل ذلك، نطرح السؤال عما هي العلاقة "الطبيعية" بين مؤشري باش ولاسبير؟ في ظل الظروف الاقتصادية "الطبيعية"، عندما يكون هناك ارتباط سلبي بين النسب السعرية الخاصة بالحالتين قيد النظر من جهة، والنسب الكمية المقابلة لها من جهة أخرى، يتبين أن مؤشر لاسبير للأسعار سيكون أكبر من مؤشر باش المقابل.[١٤] ويتضمن الملحق ١٥-١ توضيحا دقيقا لهذه النتيجة.[١٥] ويشير الاختلاف بين P_L وP_P إلى أنه إذا كان من المطلوب *إحصاء واحد* للتغير في الأسعار بين الفترتين، عندئذ يتعين احتساب نوع من المتوسط المرجح بالتساوي لمؤشري لاسبير وباش كإحصاء نهائي للتغير السعري بين الفترتين صفر و١. وكما هو مذكور آنفا، سوف تتم متابعة هذه الاستراتيجية في القسم التالي. غير أنه يتعين الأخذ بعين الاعتبار أن الوكالات الإحصائية لن

---

[١٣] من حيث المبدأ، بدلا من حساب متوسط مؤشري باش ولاسبير، يمكن للوكالة الإحصائية أن تنظر في توفير كليهما (مؤشر باش على أساس مؤجل). وسوف يؤدي هذا الاقتراح إلى مصفوفة من المقارنات السعرية بين كل زوجين من الفترات بدلا من سلسلة زمنية من المقارنات. وقد أشار ولش (دراسة (Walsh, 1901, p.42)) إلى هذا الاحتمال، قائلا: "في الواقع، إذا كنا نستخدم مثل هذه المقارنات المباشرة على الإطلاق، يجب علينا استخدام كافة المقارنات المحتملة".

[١٤] أوجز بيتر هيل (دراسة (Peter Hill, 1993, p.383)) هذه المتباينة كما يلي:

> يمكن إظهار أن العلاقة (١٣) [أي أن P_L أكبر من P_P] تنطبق كلما كان هناك ارتباط سلبي بين الأرقام النسبية للأسعار والكميات (المرجحة بالقيم). ويعد مثل هذا الارتباط السلبي متوقعا بالنسبة لمتلقي الأسعار الذين يتحركون ردا على التغيرات في الأسعار النسبية بإبدال السلع والخدمات التي تصبح أرخص إلى تلك التي تصبح أغلى نسبيا. وفي معظم الحالات التي تغطيها الأرقام القياسية، يتبين أن الأرقام النسبية للأسعار والكميات مترابطة ترابطا سلبيا بحيث تميل مؤشرات لاسبير، بصورة منهجية، إلى تسجيل زيادة أكبر مما يسجله مؤشر باش مع ميل الفجوة بينهما إلى الاتساع بمرور الزمن.

[١٥] ثمة طريقة أخرى لمعرفة لماذا يقل P_P عن P_L في الغالب. إذا كانت أنصبة الإنفاق للفترة صفر s_i^0 مساوية تماما لأنصبة الإنفاق المقابلة في الفترة ١ s_i^1، عندئذ باستخدام متباينة شلوملش (Schlömilch 1858) (راجع دراسة Hardy, Littlewood and Poyla (1934, p.26))، يمكن توضيح أن المتوسط التوافقي المرجح للأعداد n يساوي أو يقل عن المتوسط الحسابي المقابل للأعداد n وتكون المتباينة تامة إذا كانت الأرقام n غير متساوية جميعا. وإذا كانت أنصبة الإنفاق ثابتة تقريبا عبر الفترات، عندئذ سيكون P_P بالتالي أقل عادة من P_L في ظل هذه الظروف (راجع الفقرات من ١٥-٧٠ إلى ١٥-٨٤).

تكون لديها معلومات عن أوزان الإنفاق الجاري الترجيحية، وعليه يمكن إنتاج متوسطات مؤشري باش ولاسبير على أساس مؤجل فقط (ربما باستخدام معلومات الحسابات القومية) أو لا يتم إنتاجها على الإطلاق.

المتوسطات المتماثلة لمؤشرات الأسعار القائمة على سلة الثابتة

مؤشر فيشر كمتوسط لمؤشري باش ولاسبير

١٥–١٨ كما هو مذكور آنفا، بما أن مؤشري باش ولاسبير يتسمان بنفس الدرجة من المعقولية ظاهريا ولكنهما غالبا ما يؤديان إلى تقديرات مختلفة لمقدار إجمالي التغير في الأسعار بين الفترتين صفر و١، من المفيد النظر في احتساب متوسط مرجح بالتساوي لمؤشرات الأسعار ذات السلة الثابتة هذه كمُقدِّر واحد (single estimator) للتغير في الأسعار بين الفترتين. ومن أمثلة هذه *المتوسطات المتماثلة*[١٦] (*symmetric averages*) المتوسط الحسابي، والذي يؤدي إلى مؤشر كل من دروبيش ((Drobisch (1871b, p. 425))، وسيدغويك (Sidgwick (1883, p. 68)) وبولي[١٧] ((Bowley (1901, p.227))، $P_D \equiv (1/2)P_L + (1/2)P_P$؛ والمتوسط الهندسي، الذي يؤدي إلى مؤشر فيشر المثالي[١٨] ((Fisher (1922))، P_F، الذي يُعرّف كما يلي:

$$P_F(p^0,p^1,q^0,q^1) \equiv \left\{P_L(p^0,p^1,q^0,q^1)P_P(p^0,p^1,q^0,q^1)\right\}^{1/2} \quad (15.12)$$

وعند هذه النقطة، يتحول منهج السلة الثابتة لنظرية الرقم القياسي إلى *المنهج الاختباري* لنظرية الرقم القياسي؛ أي أنه لتحديد أي من المؤشرات القائمة على السلة الثابتة هذه أو متوسطاتها قد تكون "الأفضل"، يلزم توافر *معايير* أو *اختبارات* أو *خصائص* مستصوبة لمؤشر الأسعار. وسوف تتم متابعة هذا الموضوع بمزيد من التفصيل في

---

[١٦] للاطلاع على مناقشة حول خصائص المتوسطات المتماثلة، راجع دراسة ((Diewert (1993c). ومنهجيا، يكون المتوسط m(a,b) لرقمين a وb متماثلا إذا كان m(a,b)= m(b,a). وبمعنى آخر، يتم التعامل مع الرقمين a، وb بنفس الطريقة في المتوسط. أما المثال حول المتوسط غير المتماثل لكل من a وb فهو $(1/4)a + (3/4)b$. وعموما، يؤيد ولش (دراسة (Walsh (1901, p.105)) المعاملة المتماثلة في حالة ما إذا تم إعطاء أهمية متساوية للفترتين (أو البلدين) قيد النظر.

[١٧] كما اقترح ولش (دراسة (Walsh (1901, p.99)) مؤشر المتوسط الحسابي P_D (راجع دراسة Diewert (1993a, p.36)) لمزيد من المراجع حول التاريخ المبكر لنظرية الرقم القياسي).

[١٨] يبدو أن بولي (دراسة (Bowley (1899, p.641)) هو أول من اقترح استخدام مؤشر المتوسط الهندسي P_F. كما اقترح ولش (دراسة (Walsh (1901, pp. 428-429)) هذا المؤشر أيضا في تعليقه على الفروق الكبيرة بين مؤشري لاسبير وباش في أحد أمثلته الرقمية قائلا: "إن الأرقام في العمودين (٢) [لاسبير] و(٣) [باش] تعد وحدها مفرطة وغير معقولة. ولكن ثمة منطق في هذا الإفراط؛ فقرب متوسطها للنتائج الأكثر صدقا يشير إلى أنها تؤيد كلا الجانبين؛ إذ تتغير في أحد الجانبين بقدر تغير الآخر في الجانب الآخر".

الفصل التالي، بيد أن القسم الحالي يتضمن مقدمة للمنهج الاختباري، نظرا لاستخدام اختبار لتحديد أي متوسط لمؤشري باش ولاسبير قد يكون "الأفضل".

١٥-١٩ ما هو "أفضل" متوسط متماثل لكل من P_L و P_P لكي يُستخدَم كتقدير بالنقطة للمؤشر النظري لتكلفة المعيشة؟ من المستصوب جدا لصيغة مؤشر الأسعار التي تعتمد على متّجهات السعر والكمية المرتبطة بالفترتين قيد النظر أن تستوفي *اختبار انعكاس الأساس الزمني*.[١٩] وتستوفي صيغة الرقم القياسي $P(p^0,p^1,q^0,q^1$ هذا الاختبار في حالة:

$$P(p^1,p^0,q^1,q^0)=1/P(p^0,p^1,q^0,q^1) \qquad (15.13)$$

أي أنه إذا تم تبادل بيانات الأسعار والكميات للفترة صفر والفترة ١، ثم تقييم صيغة الرقم القياسي، عندئذ يكون هذا المؤشر الجديد $P(p^1,p^0,q^1,q^0)$ مساويا لمقلوب المؤشر الأصلي $P(p^0,p^1,q^0,q^1)$. وهذه خاصية تستوفيها نسبة السعر الواحد (single price ratio)، ويبدو من المستصوب أيضا أنه يتعين على مقياس إجمالي التغير في الأسعار أن يستوفي أيضا هذه الخاصية بحيث لا يهم أي فترة يتم اختيارها كفترة الأساس. وبصيغة أخرى، فإن مقارنة الرقم القياسي بين أي نقطتي زمنيتين يتعين ألا تعتمد على اختيار أي فترة نعتبرها فترة الأساس: فإذا تم اختيار الفترة الأخرى كفترة أساس، عندئذ يتعين على الرقم القياسي الجديد أن يكون مساويا لمقلوب الرقم القياسي الأصلي. وتتعين الإشارة إلى أن مؤشري لاسبير وباش للأسعار لا يستوفيان خاصية انعكاس الأساس الزمني هذه.

١٥-٢٠ وبعد تعريف المغزى من اجتياز مؤشر الأسعار P لاختبار انعكاس الأساس الزمني، عندئذ يكون من الممكن إرساء النتيجة التالية.[٢٠] إن مؤشر فيشر المثالي للأسعار المعرّف بالمعادلة (15.12) هو المؤشر *الوحيد* الذي يعد متوسطا متجانسا[٢١] ومتماثلا لمؤشري لاسبير وباش للأسعار، P_L وP_P، ويجتاز اختبار انعكاس الأساس الزمني (15.13). ومن ثم يبرز مؤشر فيشر المثالي للأسعار "كأفضل" متوسط مرجح بالتساوي لمؤشري باش ولاسبير.

---

[١٩] راجع دراسة (Diewert (1992a, p.218)) للاطلاع على إشارات مبكرة لهذا الاختبار. فإذا أردنا أن يكون لمؤشر الأسعار نفس الخاصية كالنسبة السعرية الواحدة، عندئذ من الضروري اجتياز اختبار انعكاس الأساس الزمني. غير أنه هناك وجهات نظر أخرى محتملة. على سبيل المثال، قد نريد استخدام مؤشرنا للأسعار لأغرض التعويض، وفي هذه الحالة، قد لا يعد اجتياز اختبار انعكاس الأساس الزمني على قدر كبير من الأهمية.

[٢٠] راجع (دراسة Diewert (1997, p.138)).

[٢١] يكون المتوسط أو الوسط لرقمين a وb، m(a,b) *متجانسا* في حالة ما إذا تم ضرب كلا الرقمين a وb في رقم موجب λ، ثم ضرب الوسط أيضا في λ: أي أن m تستوفي الخاصية التالية: $m(\lambda a, \lambda b)=\lambda m(a, b)$.

١٥-٢١ ومن المثير للاهتمام الإشارة إلى أن *منهج السلة المتماثلة* هذا لنظرية الرقم القياسي يرجع إلى أحد الرواد الأوائل لنظرية الرقم القياسي، وهو آرثر بولي (Arthur Bowley)، كما يتبين من الاقتباسات التالية:

> إذا كان [مؤشر باش] و[مؤشر لاسبير] قريبين من أحدهما الآخر فليست هناك صعوبة أخرى؛ وإن اختلفا اختلافا كبيرا يمكن النظر إليهما على أنهما حدين أدنى وأعلى للرقم القياسي، والذي يمكن تقديره كمتوسط حسابي لهما ... كقيم مقرَّبة من المرتبة الأولى (دراسة Bowley (1901, p.227)).
>
> وعند تقدير العامل الضروري لتصحيح التغير في الأجور النقدية للحصول على التغير في الأجور الحقيقية، لم يقنع الإحصائيون باتباع الطريقة الثانية فقط [لحساب مؤشر لاسبير للأسعار]، ولكنهم تعاملوا مع المشكلة باتجاه الخلف [لحساب مؤشر باش للأسعار] فضلا عن اتجاه الأمام. ... ثم قاموا باحتساب المتوسطات الحسابية والهندسية والتوافقية للرقمين الذين تم التوصل إليهما" (دراسة Bowley (1919, p.348))[٢٢].

١٥-٢٢ ويعد مؤشر الكميات المقابل لمؤشر فيشر للأسعار باستخدام اختبار حاصل الضرب (15.3) هو مؤشر فيشر للكميات: أي أنه إذا ما تم إبدال P في المعادلة (15.4) إلى P_F المعرّف بالمعادلة (15.12)، يتم الحصول على مؤشر الكميات التالي:

$$Q_F(p^0,p^1,q^0,q^1) \equiv \{Q_L(p^0,p^1,q^0,q^1)Q_P(p^0,p^1,q^0,q^1)\}^{1/2} \quad (15.14)$$

وبالتالي، يكون مؤشر فيشر للكميات مساويا للجذر التربيعي للناتج من مؤشري لاسبير وباش للكميات. كما تتعين الإشارة إلى أن $Q_F(p^0,p^1,q^0,q^1) = P_F(q^0,q^1,p^0,p^1)$ ؛ أي أنه إذا ما تم تبادل دور الأسعار والكميات في صيغة مؤشر فيشر للأسعار، عندئذ يتم الحصول على مؤشر فيشر للكميات.[٢٣]

١٥-٢٣ وبدلا من حساب المتوسط المتماثل للمؤشرين الأساسيين للأسعار ذوي السلة الثابتة المرتبطين بالحالتين، P_L وP_P، من الممكن أيضا الرجوع لصياغة "لو Lowe" الأساسية واختيار متّجه السلة q ليكون متوسطا متماثلا لمتّجهي السلة لفترة الأساس والفترة الجارية، q^0 وq^1. وتتم مناقشة هذا المنهج لنظرية الرقم القياسي في القسم التالي.

---

[٢٢] نظر فيشر (دراسة Fisher (1911, pp. 417-418; 1922)) أيضا في حساب المتوسطات الحسابية والهندسية والتوافقية لمؤشري باش ولاسبير للأسعار.

[٢٣] تقول دراسة (Fisher (1922, p.72)) إن P وQ قد اجتازا *اختبار انعكاس المعامل* إذا كان $Q(p^0,p^1,q^0,q^1) = P(q^0,q^1,p^0,p^1)$ وP وQ قد اجتازا اختبار حاصل الضرب (15.3) كذلك.

مؤشر ولش (Walsh) ونظرية مؤشر الأسعار المحضة

١٥-٢٤ يميل خبراء إحصاءات الأسعار إلى الشعور بالارتياح الشديد تجاه مفهوم لمؤشر الأسعار يعتمد على تسعير سلة "ممثِلة" وثابتة من السلع، $q \equiv (q_1, q_2, \ldots, q_n)$ ، بأسعار الفترتين صفر و١، $p^0 \equiv (p_1^0, p_2^0, \ldots, p_n^0)$ و $p^1 \equiv (p_1^1, p_2^1, \ldots, p_n^1)$، على التوالي. ويشير خبراء إحصاءات الأسعار إلى هذا النوع من المؤشرات على أنه *مؤشر قائم على سلة ثابتة* أو *مؤشر للأسعار المحضة (pure price index)*[٢٤] ويقابل مؤشر الأسعار الصريحة (unequivocal price index) لجورج نيبز (دراسة Sir George H. Knibb's (1924, p.43)).[٢٥] ونظرا لأن لو (دراسة Lowe 1823)) هو أول من قدم وصفا منهجيا لهذا النوع من المؤشرات، يُشار إليه بمؤشر لو. وعليه، فإن الشكل الدالي العام لمؤشر لو للأسعار هو كالتالي:

$$P_{Lo}(p^0, p^1, q) \equiv \sum_{i-1}^{n} p_i^1 q_i \Big/ \sum_{i-1}^{n} p_i^0 q_i = \sum_{i-1}^{n} s_i (p_i^1 / p_i^0) \quad (15.15)$$

حيث تعرّف أنصبة الإنفاق الهجين (الافتراضية) s_i[٢٦] المقابلة لمتّجه الأوزان الترجيحية للكمية q كما يلي:

$$s_i \equiv p_i^0 q_i \Big/ \sum_{j-1}^{n} p_j^0 q_j \quad \text{for } i = 1, 2, \ldots, n \qquad (15.16)$$

١٥-٢٥ ويتمثل السبب الرئيسي وراء احتمال تفضيل خبراء إحصاءات الأسعار لمؤشر من عائلة لو أو مؤشرات الأسعار ذات السلة الثابتة المعرّفة في المعادلة (15.15) هو أن مفهوم السلة الثابتة يسهل تفسيره للجمهور بصورة عامة. ويُلاحظ أن مؤشري لاسبير وباش هي حالات خاصة من مفهوم السعر المحض إذا ما اخترنا $q = \bar{q}^0$ (الذي

---

[٢٤] راجع القسم سابعا في (دراسة Diewert (2001)).

[٢٥] ولكن لنفترض أن لكل سلعة، $Q' = Q$، عندئذ يكون الكسر، $\sum(P'Q)/\sum(PQ)$، أي أن نسبة القيمة الإجمالية للفترة-الوحدة الثانية إلى القيمة الإجمالية للفترة-الوحدة الأولى لم تعد مجرد نسبة لمجاميع، بل توضح أيضا بشكل صريح تأثير التغير في الأسعار. وبالتالي، فهي مؤشر للأسعار الصريحة لمجموعة السلع الثابتة كميا A، B، وC ألخ.

ومن الواضح أنه إذا اختلفت الكميات في الحالتين، وإذا لم تتغير الأسعار في ذات الوقت، سوف تصبح المعادلة السابقة $\sum(PQ')/\sum(PQ)$. ولكنها سوف تظل نسبة القيمة الإجمالية للفترة-الوحدة الثانية إلى القيمة الإجمالية للفترة-الوحدة الأولى. ولكنها سوف تكون أيضا أكثر من ذلك. حيث إنها ستوضح بصورة عامة نسبة الكميات في كلا الحالتين. وبالتالي تعد مؤشرا للكميات الصريحة لمجموعة من السلع الثابتة من حيث السعر والمختلفة فقط من حيث الكمية.

وللعلم فإن الصيغة الجبرية البحتة لهذه المعادلات توضح فورا المنطق وراء مشكلة إيجاد هذين المؤشرين متماثلين (دراسة Knibbs (1924, p.43)).

[٢٦] يُلاحظ أن فيشر (دراسة Fisher (1922, p.53)) استخدم المصطلح "المرجح بقيمة هجين (Weighted by a hybrid value)"، في حين استخدم ولش (دراسة Walsh (1932, p.657)) مصطلح :الأوزان الترجيحية الهجين (Hybrid weights) ".

يؤدي إلى مؤشر لاسبير) أو اخترنا $q=q^1$ (الذي يؤدي إلى مؤشر باش).[٢٧] وتظل مشكلة اختيار q قائمة، وتلك هي المشكلة التي سوف يتم تناولها في هذا القسم.

١٥-٢٦ وتتعين الإشارة إلى أن ولش (دراسة Walsh (1901, p. 105; 1921a)) رأى أيضا مشكلة الرقم القياسي للأسعار في الإطار المذكور آنفا:

> يتم ترجيح السلع وفقا لأهميتها أو قيمها الكاملة. ولكن مشكلة قياس التضخم (axiometry) دائما ما تتضمن فترتين بحد أدنى. فهناك فترة أولى، وثمة فترة ثانية تتم المقارنة بها. وتحدث تغيرات سعرية بين الفترتين، وهي التي يتم احتساب متوسطها للحصول على مقدار اختلافها ككل. ولكن الأوزان الترجيحية للسلع في الفترة الثانية تميل إلى أن تكون مختلفة عن نظيراتها في الفترة الأولى. فأي الأوزان إذن هي الصحيحة – هل هي الأوزان الترجيحية للفترة الأولى ... أم الأوزان الترجيحية للفترة الثانية؟ أم يتعين أن تكون هناك توليفة من المجموعتين. ليس هناك سبب يدعو لتفضيل المجموعة الأولى أو الثانية. أي أن توليفة من المجموعتين قد تكون هي الإجابة الصحيحة. وتتضمن هذه التوليفة ذاتها حساب متوسط أوزان الفترتين (دراسة Walsh (1921a, p.90)).

وسوف يتم اتباع اقتراح ولش وبالتالي يتم قصر وزن كمية i، q_i، ليكون متوسط أو *وسط* كمية فترة الأساس q_i^0، وكمية الفترة الجارية للسلعة q_i^1، ولنقل على سبيل المثال $m(q_i^0,q_i^1), \text{for } i=1,2,\ldots,n$.[٢٨] وفي ظل هذا الافتراض، يصبح مؤشر لو للأسعار (15.15):

$$P_{Lo}(p^0,p^1,q^0,q^1) \equiv \frac{\sum_{i=1}^{n} p_i^1 m(q_i^0,q_i^1)}{\sum_{j=1}^{n} p_j^0 m(q_j^0,q_j^1)} \qquad (15.17)$$

١٥-٢٧ ولتحديد الشكل الدالي للدالة المتوسطة m، من الضروري فرض بعض *الاختبارات* أو *البديهيات* على مؤشر الأسعار المحضة المعرّف في المعادلة (15.17). وكما هو مذكور آنفا، يلزم أن يجتاز P_{Lo} اختبار انعكاس الأساس الزمني (15.13). وفي ظل هذه الفرضية، يتضح على الفور أن الدالة المتوسطة m يجب أن تكون *متوسطا متماثلا*؛[٢٩] أي أنه يجب على m أن تستوفي الخاصية التالية: $m(a,b)=m(b,a) \text{ for all } a>0 \text{ and } b>0$. وهذا الافتراض لا يزال عاجزا عن تحديد الشكل الدالي لمؤشر الأسعار المحضة المعرّف في المعادلة (15.17). على

---

[٢٧] يُلاحظ أن نصيب i المعرّف في المعادلة (١٥-١٦) في هذه الحالة هو النصيب الهجين $s_i \equiv p_i^0 q_i^1 / \sum_{i=1}^{n} p_i^0 q_i^1$، الذي يستخدم أسعار الفترة صفر وكميات الفترة ١.

[٢٨] يُلاحظ أننا اخترنا الدالة المتوسطة $m(q_i^0,q_i^1)$ لتكون هي ذاتها لكل بند i . ونفترض أن $m(a,b)$ لها السمتان التاليتان: $m(a,b)$ دالة موجبة ومتصلة، معرّفة بالنسبة لكافة الأرقام الموجبة a وb، و $m(a,a)=a$ لكافة $a>0$.

[٢٩] لمزيد من المعلومات عن المتوسطات المتماثلة، راجع (دراسة Diewert (1993c, p.361)).

سبيل المثال، يمكن للدالة $m(a,b)$ أن تكون *المتوسط الحسابي*، $(1/2)a+(1/2)b$، وفي هذه الحالة تُختَزل المعادلة (15.17) إلى مؤشر الأسعار P_{ME} لكل من مارشال (دراسة Marshall (1887)) و إدجورث (دراسة Edgeworth (1925))، وهو مؤشر الأسعار المحضة المفضل من قِبل دراسة (Knibbs (1924, p.56)):

$$P_{ME}(p^0,p^1,q^0,q^1) \equiv \frac{\sum_{i-1}^{n} p_i^1\{(q_i^0+q_i^1)/2\}}{\sum_{j-1}^{n} p_j^0\{(q_j^0+q_j^1)/2\}} \qquad (15.18)$$

١٥-٢٨ ومن الجهة الأخرى، يمكن للدالة $m(a,b)$ أن تكون المتوسط الهندسي $(ab)^{1/2}$، وفي هذه الحالة تُختزل المعادلة (15.17) إلى مؤشر ولش للأسعار (دراسة Walsh (1901, p. 398; 1921a, p. 97))، P_W:[٣٠]

$$P_W(p^0,p^1,q^0,q^1) \equiv \frac{\sum_{i-1}^{n} p_i^1\sqrt{q_i^0 q_i^1}}{\sum_{j-1}^{n} p_j^0\sqrt{q_j^0 q_j^1}} \qquad (15.19)$$

١٥-٢٩ وثمة عدة احتمالات أخرى للدالة المتوسطة m بما في ذلك المتوسط من الدرجة r، $[(1/2)a^r+(1/2)b^r]^{1/r}$ في حالة $r \neq 0$. ومن الواضح أنه لكي يتم بالكامل تحديد الشكل الدالي لمؤشر الأسعار المحضة P_{Lo}، من الضروري فرض اختبار إضافي أو بديهية على $P_{Lo}(p^0,p^1,q^0,q^1)$.

١٥-٣٠ وثمة مشكلة محتملة تكمن في استخدام مؤشر مارشال-إدجورث ("Edgeworth–Marshall") للأسعار (15.18) لوحظت في سياق استخدام الصيغة لعمل مقارنات على المستوى الدولي للأسعار. فإذا قورنت مستويات الأسعار في بلد كبير جدا مع نظيراتها في بلد صغير جدا باستخدام الصيغة (15.18)، عندئذ قد يغلب متّجه الكمية للبلد الكبير تماما على تأثير متّجه الكمية المقابل في البلد الصغير.[٣١] وبالمصطلحات الفنية، فإن صيغة مارشال-إدجورث غير متجانسة من الدرجة صفر في مكونات كل من q^0 وq^1. ولتجنب وقوع هذه المشكلة عند استخدام

---

[٣٠] أقر ولش (دراسة Walsh (1921a, p. 103))على أن P_W أفضل صيغة للرقم القياسي: "لقد رأينا مبررا للاعتقاد بأن الصيغة رقم ٦ أفضل من الصيغة رقم ٧. وربما تعد الصيغة رقم ٩ أفضل من الصيغ الباقية، ولكن بالمقارنة بالصيغتين ٦ و٨ يكون من الصعب البت بشكل موثوق به." وتعد صيغته رقم ٦ هي P_W المعرَّفة في المعادلة (15.19) وصيغته رقم ٩ هي مؤشر فيشر المثالي المعرَّف في المعادلة (15.12). ويُعرَّف مؤشر ولش للكميات $Q_W(p^0,p^1,q^0,q^1)$ بأنه $P_W(q^0,q^1,p^0,p^1)$؛ أي أنه يتم تبادل دور الأسعار والكميات في التعريف (15.19). وإذا استُخدم مؤشر ولش للكميات لتكميش نسبة القيمة، يتم الحصول على مؤشر ضمني للأسعار، وهي الصيغة رقم ٨ لولش.

[٣١] إلا أنه قد لا تشكل هذه مشكلة كبيرة في سياق السلسلة الزمنية، حيث يكون التغيير صغيرا في متّجهات الكمية من فترة للفترة التالية.

مؤشر الأسعار المحضة $P_K(p^0,p^1,q^0,q^1)$ المعرّف في المعادلة (15.17)، يلزم أن يجتاز P_{Lo} *اختبار اللاتباين أمام التغيرات التناسبية في الكميات الجارية التالي*:[٣٢]

$$P_{Lo}(p^0,p^1,q^0,\lambda q^1)=P_{Lo}(p^0,p^1,q^0,q^1)$$
$$\text{for all } p^0,p^1,q^0,q^1 \text{and all } \lambda>0 \qquad (15.20)$$

ومن شأن اختباري انعكاس الأساس الزمني (15.13) واختبار اللاتباين (Invariance test) (15.20) التمكين من تحديد الشكل الدالي الدقيق لمؤشر الأسعار المحضة P_{Lo} المعرّف في المعادلة (15.17): ويجب أن يكون مؤشر الأسعار المحضة P_K هو مؤشر ولش P_W المعرّف في المعادلة (15.19).[٣٣]

١٥-٣١ وحتى تكون صيغة الرقم القياسي عملية في الاستخدام من قبل الوكالات الإحصائية، يجب التعبير عنها كدالة لأنصبة إنفاق فترة الأساس، s_i^0، وأنصبة إنفاق الفترة الجارية، s_i^1، ونسب الأسعار n، p_i^1/p_i^0 . ويمكن إعادة كتابة مؤشر ولش للأسعار المعرّف في المعادلة (15.19) بالصيغة التالية:

$$\begin{aligned}P_W(p^0,p^1,q^0,q^1) &\equiv \frac{\sum_{i=1}^{n} p_i^1\sqrt{q_i^0 q_i^1}}{\sum_{j=1}^{n} p_j^0\sqrt{q_j^0 q_j^1}}\\ &= \frac{\sum_{i=1}^{n}\left(p_i^1/\sqrt{p_i^0 p_i^1}\right)\sqrt{s_i^0 s_i^1}}{\sum_{j=1}^{n}\left(p_j^0/\sqrt{p_j^0 p_j^1}\right)\sqrt{s_j^0 s_j^1}}\\ &= \frac{\sum_{i=1}^{n}\sqrt{s_i^0 s_i^1}\sqrt{p_i^1/p_i^0}}{\sum_{j=1}^{n}\sqrt{s_j^0 s_j^1}\sqrt{p_j^0/p_j^1}} \qquad (15.21)\end{aligned}$$

١٥-٣٢ ويعد المنهج المتبع إزاء نظرية الرقم القياسي في هذا القسم هو البحث في متوسطات مختلف مؤشرات الأسعار ذات السلة الثابتة. ويتمثل المنهج الأول في حساب متوسط غير متحيز للمؤشرين الأوليين ذوي السلة الثابتة: مؤشري لاسبير وباش للأسعار. ويعتمد هذان المؤشران الأوليان على تسعير السلتين المرتبطتين بالفترتين (أو الموقعين) قيد النظر. وأدى حساب متوسط المؤشرين إلى مؤشر فيشر المثالي للأسعار P_F المعرّف في المعادلة (15.12). أما المنهج الثاني فيتمثل في حساب متوسط الأوزان الترجيحية الكمية للسلة ثم تسعير هذه السلة المتوسطة بالأسعار المرتبطة بالحالتين قيد الدراسة. وقد أدى هذا المنهج إلى مؤشر ولش للأسعار، P_W، المعرّف في المعادلة (15.19). ويمكن كتابة كلا هذين المؤشرين كدالة لأنصبة إنفاق فترة الأساس، s_i^0، وأنصبة إنفاق

---

[٣٢] هذه هي المصطلحات التي استخدمها ديورت (دراسة Diewert (1992a, p. 216))؛ وكان فوكت (دراسة Vogt (1980)) هو أول من اقترح هذا الاختبار.

[٣٣] راجع القسم سابعا في دراسة (Diewert (2001)).

الفترة الجارية، s_i^1، ونسب الأسعار p_i^1/p_i^0، n. وبافتراض أن الوكالة الإحصائية لديها معلومات عن تلك المجموعات الثلاثة من المتغيرات، فما هو المؤشر الذي يتعين استخدامه؟ أوضحت الخبرة ببيانات السلاسل الزمنية الطبيعية أنه لن يكون هناك اختلاف كبير بين هذين المؤشرين، وعليه فلا يهم أي من هذين المؤشرين يتم استخدامه في الواقع العملي.[٣٤] ويعد كلا المؤشرين أمثلة على *المؤشرات الممتازة (superlative indices)*، والتي تعرّف في الفصل السابع عشر. غير أنه يُلاحَظ أن كلا هذين المؤشرين يتعامل مع البيانات المرتبطة بالحالتين على نحو *متماثل*. وقد علق هيل[٣٥] على مؤشرات الأسعار الممتازة وأهمية المعاملة المتماثلة للبيانات كما يلي:

> وعليه، ترى النظرية الاقتصادية بشكل عام أن المؤشر المتماثل الذي يحدد وزنا ترجيحيا متساويا لكلا الحالتين قيد المقارنة يكون مفضّلا على مؤشري لاسبير وباش في حد ذاتهما. فالاختيار المحدد لمؤشر ممتاز – سواء كان فيشر أو تورنكفيست أو مؤشر ممتاز آخر – قد يكون ذا أهمية ثانوية فقط نظرا لأن كافة المؤشرات المتماثلة قد تكون قريبة من أحدها الآخر، وكذلك المؤشر النظري الأساسي على نحو وثيق نوعا ما، على الأقل عندما يكون الفرق في المؤشر بين لاسبير وباش غير كبير (دراسة Hill (1993, p. 384)).

الأوزان الترجيحية السنوية والمؤشرات الشهرية للأسعار

مؤشر لو مع أسعار شهرية وكميات سنوية لسنة الأساس

١٥–٣٣ من اللازم الآن مناقشة مشكلة عملية رئيسية تتعلق بالنظرية المذكورة أعلاه للمؤشرات القائمة على السلة الثابتة. وحتى الآن، تم افتراض أن متّجه الكمية $q \equiv (q_1, q_2, \ldots, q_n)$ الذي ظهر في تعريف مؤشر لو، $P_{Lo}(p^0, p^1, q)$ المحدد بالمعادلة (15.15)، يكون إما متّجه كمية فترة الأساس q^0 أو متّجه كمية الفترة الجارية q^1 أو متوسط لهذين المتّجهين للكمية. وفي الواقع، من حيث الممارسة الفعلية للوكالة الإحصائية، عادة ما يؤخذ متّجه الكمية q على أنه متّجه كمية سنوية يشير إلى *سنة أساس*، لنفترض b، أي قبل فترة الأساس بالنسبة للأسعار، الفترة صفر. ونمطيا، سوف تقوم الوكالة الإحصائية بإنتاج مؤشر أسعار المستهلكين شهريا أو ربع سنويا، غير أنه لأغراض المناقشة، سوف يتم فيما يلي افتراض إعداده شهريا. ومن ثم، سوف يتخذ مؤشر الأسعار النمطي صورة $P_{Lo}(p^0, p^t, q^b)$، حيث يمثل p^0 متّجه السعر المرتبط بشهر فترة الأساس بالنسبة للأسعار، الشهر صفر، وp^t هو متّجه السعر المرتبط بشهر الفترة الجارية للأسعار، لنفترض الشهر t، وq^b هو متّجه كمية سلة مرجعية يشير إلى سنة

---

[٣٤] أوضحت دراسة (Diewert (1978, pp. 887–889)) أن هذين المؤشرين سوف يكونا مقاربين لأحدهما الآخر من المرتبة الثانية حول نقطة متساوية من حيث السعر والكمية. ومن ثم، بالنسبة لبيانات السلاسل الزمنية الطبيعية حيث لا تتغير الأسعار والكميات كثيرا عند الانتقال من فترة الأساس إلى الفترة الجارية، سوف يكون المؤشران مقاربين لأحدهما الآخر على نحو وثيق.

[٣٥] راجع أيضا دراسة (Hill (1988)).

الأساس b، والتي تساوي أو تسبق الشهر صفر.[٣٦] ويُلاحظ أن مؤشر لو هذا $P_{Lo}(p^0,p^t,q^b)$ *ليس* مؤشر لاسبير حقيقي للأسعار (لأن متّجهة الكمية السنوية q^b لا يساوي متّجه الكمية الشهرية q^0 بشكل عام).[٣٧]

١٥-٣٤ والسؤال المطروح هو: لماذا *لا* تختار الوكالات الإحصائية متّجه الكميات المرجعي q في صيغة لو ليكون متّجه الكميات الشهري q^0 الذي يرتبط بالمعاملات في الشهر صفر (حتى يُختَزل المؤشر إلى مؤشر لاسبير عادي للأسعار)؟ ثمة سببان لعدم القيام بذلك:

- يخضع معظم الاقتصادات إلى تقلبات موسمية، وعليه فإن اختيار متّجه كميات الشهر صفر كمتّجه الكميات المرجعي لكافة شهور السنة لن يكون ممثلا للمعاملات التي أجريت خلال السنة.
- عادة ما يتم جمع الأوزان الترجيحية للكميات أو الإنفاق الشهرية للأسر المعيشية من قبل الوكالة الإحصائية باستخدام مسح إنفاق قطاع الأسر المعيشية بناء على عينة صغيرة نسبيا. ومن ثم، عادة ما تخضع الأوزان الناتجة إلى أخطاء معاينة كبيرة جدا، ولذا فإن الممارسة المعيارية تتمثل في حساب متوسط هذه الأوزان للإنفاق أو الكميات الشهرية على مدى عام كامل (أو في بعض الحالات على مدى عدة سنوات)، وذلك في محاولة للحد من أخطاء المعاينة.

وتتم دراسة مشاكل الرقم القياسي التي تحدث بفعل الأوزان الترجيحية الشهرية الموسمية بمزيد من التفصيل في الفصل الثاني والعشرين. أما الآن، يمكن القول بأن استخدام الأوزان الترجيحية السنوية في صيغة رقم قياسي شهري هو مجرد طريقة للتعامل مع مشكلة الموسمية.[٣٨]

---

[٣٦] يسمى الشهر صفر الفترة المرجعية للأسعار وتسمى السنة b الفترة المرجعية للأوزان الترجيحية.

[٣٧] قامت دراسة (Triplett (1981, p. 12)) بتعريف مؤشر لو، مسميا إياه مؤشر لاسبير، وأطلق على المؤشر ذي الفترة المرجعية للأوزان الترجيحية المساوية للفترة المرجعية للأسعار مؤشر لاسبير محض. غير أن أكد بولك (Balk (1980c, p. 69)) أنه على الرغم من أن مؤشر لو من النوع القائم على السلة الثابتة؛ فهو لا يعد مؤشر لاسبير للأسعار. كما أشار تربلت (Triplett) إلى تمثيل النصيب الهجين لمؤشر لو المعرّف في المعادلتين (15.15) و(15.16). كما ذكر تربلت أن نسبة مؤشري لو باستخدام ذات الأوزان الترجيحية للكميات كانت أيضا مؤشر لو. وأطلق بولدوين (دراسة Baldwin (1990, p. 255)) على مؤشر لو *"مؤشر قائم على سلة سنوية" (Annual basket index)*.

[٣٨] في الواقع، يعد استخدام مؤشر لو $P_{Lo}(p^0,p^t,q^b)$ في سياق السلع الموسمية مقابلا لصيغة الرقم القياسي من النوع A لكل من بين وستاين Bean and Stine's (1924, p. 31). وقد قدم بين وستاين ثلاثة مقترحات إضافية لمؤشرات الأسعار في سياق السلع الموسمية. ويتم تقييم مساهمتهما في الفصل الثاني والعشرين.

١٥-٣٥ وتجدر الإشارة في هذا الصدد إلى إحدى المشاكل المرتبطة باستخدام الأوزان الترجيحية السنوية التي قد ترتبط بسنة بعيدة في إطار مؤشر شهري لأسعار المستهلكين: إذا كانت هناك اتجاهات نظامية (ولكنها متباينة) في أسعار السلع وتقوم الأسر المعيشية بزيادة مشترياتها من السلع التي تنخفض أسعارها (نسبيا) وتقلل مشترياتها من السلع التي تزيد أسعارها (نسبيا)، عندئذ سوف يميل استخدام أوزان ترجيحية بعيدة للكميات إلى أن يؤدي إلى تحيز بالزيادة في مؤشر لو هذا مقارنة بذلك الذي استخدم أوزان فترة جارية على نحو أكبر، كما سيتضح أدناه. وتشير هذه الملاحظة إلى أنه يتعين على الوكالات الإحصائية أن تسعى للحصول على أوزان حديثة على نحو مستمر.

١٥-٣٦ من المفيد توضيح كيفية الحصول على متّجه الكميات السنوي q^b من النفقات الشهرية على كل سلعة خلال سنة الأساس المختارة b. ولنفترض أن إنفاق الشهر m للمجتمع الإحصائي المرجعي في سنة الأساس b للسلعة i هو $v_i^{b,m}$ وأن السعر والكمية المقابلين هو $p_i^{b,m}$ و $q_i^{b,m}$، على الترتيب. بالطبع، يتم ربط القيمة والسعر والكمية لكل سلعة بواسطة المعادلة التالية:

$$v_i^{b,m} = p_i^{b,m} q_i^{b,m} \quad \text{where } i = 1, \ldots, n \text{ and } m = 1, \ldots, 12 \qquad (15.22)$$

بالنسبة لكل سلعة i، *يمكن الحصول على المجموع السنوي*، q_i^b، بتكميش أسعار القيم الشهرية وتجميع الشهور في سنة الأساس b كما يلي:

$$q_i^b = \sum_{m=1}^{12} \frac{v_i^{b,m}}{p_i^{b,m}} = \sum_{m=1}^{12} q_i^{b,m}; \quad i = 1, \ldots, n \qquad (15.23)$$

حيث تم استخدام المعادلة (15.22) لاشتقاق المعادلة الثانية في (15.23). وفي الواقع العملي، سوف يتم تقييم المعادلات أعلاه باستخدام إجمالي النفقات على السلع المرتبطة بشكل وثيق ويكون السعر $p_i^{b,m}$ هو مؤشر أسعار الشهر m لمجموعة السلع الأولية هذه i في السنة b نسبةً إلى الشهر الأول من السنة b.

١٥-٣٧ ولبعض الأغراض، من المفيد أيضا أن تتطابق الأسعار السنوية بحسب السلع مع الكميات السنوية المعرّفة بالمعادلة (15.23). وتبعا للقواعد المحاسبية للدخل القومي، فإن السعر المعقول[٣٩]، p_i^b، الذي يتطابق مع الكمية السنوية q_i^b هو قيمة مجموع الاستهلاك من السلعة i في السنة b مقسومة على q_i^b. ومن ثم، نحصل على:

[٣٩] تعد هذه الأسعار السنوية للسلع بالأساس أسعارا لقيم الوحدات. وفي ظل أوضاع تتسم بارتفاع معدل التضخم، فإن الأسعار السنوية المعرّفة في المعادلة (15.24) قد لا تعد "معقولة" أو ممثِلة للأسعار خلال سنة الأساس بأكملها نظرا لأن النفقات في الشهور الأخيرة لسنة التضخم المرتفع سوف تتضخم اصطناعيا نوعا ما بفعل التضخم العام. وفي ظل هذه الأوضاع، يتعين توخي الحرص في تفسير الأسعار السنوية وأنصبة الإنفاق السلعي السنوية. وللمزيد حول التعامل مع الحالات التي تتسم بارتفاع التضخم داخل السنة، راجع دراسة ((Hill (1996)).

$$p_i^b \equiv \sum_{m=1}^{12} v_i^{b,m}/q_i^b \qquad i=1,\ldots,n$$

$$= \frac{\sum_{m=1}^{12} v_i^{b,m}}{\sum_{m=1}^{12} v_i^{b,m}/p_i^{b,m}} \qquad \text{وباستخدام المعادلة (15.23)}$$

$$= \left[\sum_{m=1}^{12} s_i^{b,m}(p_i^{b,m})^{-1}\right]^{-1} \qquad (15.24)$$

حيث يكون نصيب الإنفاق السنوي على السلعة i في الشهر m لسنة الأساس هو:

$$s_i^{b,m} \equiv \frac{v_i^{b,m}}{\sum_{k=1}^{12} v_i^{b,k}}; \quad i=1,\ldots,n \qquad (15.25)$$

وبالتالي، يتبين أن سعر سنة الأساس السنوي للسلعة i، p_i^b هو *متوسط توافقي مرجح بالإنفاق الشهري* للأسعار الشهرية للسلعة i في سنة الأساس، $p_i^{b,1}, p_i^{b,2}, \ldots, p_i^{b,12}$.

١٥–٣٨ وباستخدام الأسعار السنوية للسلع لسنة الأساس المعرفة في المعادلة (15.24)، يمكن تعريف متّجه لهذه الأسعار هكذا $p^b \equiv [p_1^b, \ldots, p_n^b]$. وباستخدام هذا التعريف، يمكن التعبير عن مؤشر لو $P_{Lo}(p^0, p^t, q^b)$ كنسبة لمؤشري لاسبير، حيث يؤدي متّجه السعر p^b دور أسعار فترة الأساس في كل من مؤشري لاسبير.

$$P_{Lo}(p^0, p^t, q^b) \equiv \frac{\sum_{i-1}^{n} p_i^t q_i^b}{\sum_{i-1}^{n} p_i^0 q_i^b} = \frac{\sum_{i-1}^{n} p_i^t q_i^b \Big/ \sum_{i-1}^{n} p_i^b q_i^b}{\sum_{i-1}^{n} p_i^0 q_i^b \Big/ \sum_{i-1}^{n} p_i^b q_i^b}$$

$$= \frac{\sum_{i-1}^{n} s_i^b (p_i^t/p_i^b)}{\sum_{i-1}^{n} s_i^b (p_i^0/p_i^b)}$$

$$= P_L(p^b, p^t, q^b)/P_L(p^b, p^0, q^b) \qquad (15.26)$$

حيث تم تعريف صيغة لاسبير P_L بالمعادلة (15.5). وبالتالي، توضح المعادلة أعلاه أن مؤشر لو للأسعار الشهرية الذي يقارن أسعار الشهر صفر مع تلك الخاصة بالشهر t باستخدام كميات سنة الأساس b كأوزان ترجيحية، $P_{Lo}(p^0, p^t, q^b)$، يساوي مؤشر لاسبير الذي يقارن أسعار الشهر t مع تلك الخاصة بالسنة b، $P_L(p^b, p^t, q^b)$، مقسوما على مؤشر لاسبير الذي يقارن أسعار الشهر صفر مع تلك الخاصة بالسنة b، $P_L(p^b, p^0, q^b)$. ويُلاحظ أنه يمكن حساب مؤشر لاسبير في البسط إذا كانت أنصبة الإنفاق السلعي في سنة الأساس،

s_i^b، معروفة بالإضافة إلى نسب الأسعار التي تقارن أسعار السلعة i في الشهر t، p_i^t، مع متوسط الأسعار السنوية المقابلة في سنة الأساس b، p_i^t. ويمكن حساب مؤشر لاسبير في المقام إذا كانت أنصبة الإنفاق السلعي في سنة الأساس، s_i^b، معروفة بالإضافة إلى نسب الأسعار التي تقارن أسعار السلعة i في الشهر صفر، p_i^0، مع متوسط الأسعار السنوية لسنة الأساس b، p_i^b.

١٥-٣٩ وثمة صيغة أخرى ملائمة لتقييم مؤشر لو، $P_{Lo}(p^0,p^t,q^b)$، ألا وهي استخدام صيغة الأوزان الترجيحية الهجين (15.15). وفي السياق الحالي، تصبح الصيغة:

$$P_{Lo}(p^0,p^t,q^b) \equiv \frac{\sum_{i=1}^{n} p_i^t q_i^b}{\sum_{i=1}^{n} p_i^0 q_i^b} = \frac{\sum_{i=1}^{n} (p_i^t/p_i^0) p_i^0 q_i^b}{\sum_{i=1}^{n} p_i^0 q_i^b} = \sum_{i=1}^{n} \left(\frac{p_i^t}{p_i^0}\right) s_i^{0b} \tag{15.27}$$

حيث تعرّف الأوزان الترجيحية الهجين s_i^{0b} باستخدام أسعار الشهر صفر وكميات السنة b بواسطة المعادلة:

$$s_i^{0b} \equiv \frac{p_i^0 q_i^b}{\sum_{i=1}^{n} p_j^0 q_j^b} = \frac{p_i^b q_i^b (p_i^0/p_i^b)}{\sum_{j=1}^{n} \left[p_j^b q_j^b (p_j^0/p_j^b)\right]} \tag{15.28}$$

وتوضح المعادلة الثانية في (15.28) كيفية ضرب نفقات سنة الأساس، $p_i^b q_i^b$، في مؤشرات أسعار السلع، p_i^0/p_i^b، لأجل حساب الأنصبة الهجين.

١٥-٤٠ وهناك صيغة إضافية سوف يتم عرضها لمؤشر لو، $P_{Lo}(p^0,p^t,q^b)$. ويُلاحظ أن تحليل لاسبير لمؤشر لو المعرّف بواسطة الحد الثالث في المعادلة (15.26) يتضمن الأرقام النسبية للأسعار طويلة الأجل، p_i^t/p_i^b، والتي تقارن الأسعار في الشهر t، p_i^t، مع أسعار سنة الأساس التي من المحتمل أن تكون بعيدة، p_i^b، كما يُلاحظ أن تحليل النصيب الهجين لمؤشر لو المعرّف بواسطة الحد الثالث في المعادلة (15.27) يتضمن الأرقام النسبية للأسعار الشهرية طويلة الأجل، p_i^t/p_i^0، التي تقارن الأسعار في الشهر t، p_i^t، مع أسعار شهر الأساس، p_i^0. وكلا هاتين الصيغتين لا يفي بالغرض في الواقع العملي بسبب التناقص الطبيعي للعينة: فكل شهر تختفي نسبة كبيرة من السلع من السوق. وبالتالي، من المفيد توافر معادلة لتحديث مؤشر أسعار الشهر السابق باستخدام الأرقام النسبية للأسعار الشهرية. وبصيغة أخرى، فإن الأرقام النسبية للأسعار طويلة الأجل تختفي بمعدل شديد السرعة

بحيث لا يصبح من العملي بناء صيغة للرقم القياس على استخدامها. ويمكن كتابة مؤشر لو للشهر *t+1*، $P_{Lo}(p^0, p^{t+1}, q^b)$ على أساس مؤشر لو للشهر *t*. $P_{Lo}(p^0, p^t, q^b)$، وعامل لإدخال المستجدات (updating factor) كما يلي:

$$P_{Lo}(p^0, p^{t+1}, q^b) \equiv \frac{\sum_{i=1}^{n} p_i^{t+1} q_i^b}{\sum_{i=1}^{n} p_i^0 q_i^b} = \left[\frac{\sum_{i=1}^{n} p_i^t q_i^b}{\sum_{i=1}^{n} p_i^0 q_i^b}\right]\left[\frac{\sum_{i=1}^{n} p_i^{t+1} q_i^b}{\sum_{i=1}^{n} p_i^t q_i^b}\right]$$

$$= P_{Lo}(p^0, p^t, q^b)\left[\frac{\sum_{i=1}^{n} p_i^{t+1} q_i^b}{\sum_{i=1}^{n} p_i^t q_i^b}\right]$$

$$= P_{Lo}(p^0, p^t, q^b)\left[\frac{\sum_{i=1}^{n} \left(\frac{p_i^{t+1}}{p_i^t}\right) p_i^t q_i^b}{\sum_{i=1}^{n} p_i^t q_i^b}\right]$$

$$= P_{Lo}(p^0, p^t, q^b)\left[\sum_{i=1}^{n} \left(\frac{p_i^{t+1}}{p_i^t}\right) s_i^{tb}\right] \qquad (15.29)$$

حيث تُعرّف الأوزان الترجيحية الهجين s_i^{tb} بواسطة:

$$s_i^{tb} \equiv \frac{p_i^t q_i^b}{\sum_{j=1}^{n} p_j^t q_j^b}; \quad i = 1, \ldots, n \qquad (15.30)$$

وبالتالي، فإن عامل إدخال المستجدات، في الاتجاه من الشهر *t* إلى الشهر *t*+1 ، هو المؤشر بنظام السلسلة $\sum_{i=1}^{n} s_i^{tb}(p_i^{t+1}/p_i^t)$ الذي يستخدم الأوزان الترجيحية الهجين للأنصبة s_i^{tb} المقابلة للشهر *t* وسنة الأساس b.

١٥-٤١ ويمكن اعتبار مؤشر لو $P_{Lo}(p^0, p^t, q^b)$ قيمة مقرَّبة لمؤشر لاسبير العادي، $P_L(p^0, p^t, q^0)$، الذي يقارن أسعار شهر الأساس صفر، p^0، بتلك الخاصة بالشهر t، p^t، باستخدام متّجهات الكمية للشهر صفر، q^0، كأوزان

ترجيحية. ويتبين أن هناك صيغة بسيطة نسبيا تربط بين هذين المؤشرين. ولأجل تفسير هذه الصيغة، من الضروري أولا عمل عدة تعريفات. فيعرّف سعر i النسبي بين الشهر صفر والشهر t كالتالي:

$$r_i \equiv p_i^t / p_i^0; \quad i = 1, \ldots, n \qquad (15.31)$$

ويمكن تعريف مؤشر لاسبير العادي للأسعار، في الاتجاه من الشهر صفر إلى الشهر t، على أساس هذه الأرقام النسبية للأسعار كالتالي:

$$P_L(p^0, p^t, q^0) \equiv \frac{\sum_{i=1}^{n} p_i^t q_i^0}{\sum_{i=1}^{n} p_i^0 q_i^0} = \frac{\sum_{i=1}^{n} \left(\frac{p_i^t}{p_i^0}\right) p_i^0 q_i^0}{\sum_{i=1}^{n} p_i^0 q_i^0}$$

$$= \sum_{i=1}^{n} \left(\frac{p_i^t}{p_i^0}\right) s_i^0 = \sum_{i=1}^{n} s_i^0 r_i \equiv r^* \qquad (15.32)$$

حيث تعرّف أنصبة إنفاق الشهر صفر، s_i^0، كالتالي:

$$s_i^0 \equiv \frac{p_i^0 q_i^0}{\sum_{j=1}^{n} p_j^0 q_j^0}; \quad i = 1, \ldots, n \qquad (15.33)$$

٤٢-١٥ ويُعرّف الرقم النسبي للكمية i ، t_i كنسبة كمية السلعة i المستخدمة في سنة الأساس b، q_i^b، للكمية المستخدمة في الشهر صفر، q^0، كالتالي:

$$t_i \equiv q_i^b / q_i^0; \quad i = 1, \ldots, n \qquad (15.34)$$

أما مؤشر لاسبير للكميات، $Q_L(q^0, q^b, p^0)$، الذي يقارن الكميات في السنة b، q^b، مع الكميات المقابلة في الشهر صفر، q^0، باستخدام أسعار الشهر صفر، q^0، كأوزان ترجيحية، فيمكن تعريفه كمتوسط مرجح لنسب الكمية t_i ، كالتالي:

$$Q_L(q^0, q^b, p^0) \equiv \frac{\sum_{i=1}^{n} p_i^0 q_i^b}{\sum_{i=1}^{n} p_i^0 q_i^0} = \frac{\sum_{i=1}^{n} \left(\frac{q_i^b}{q_i^0}\right) p_i^0 q_i^0}{\sum_{i=1}^{n} p_i^0 q_i^0} = \sum_{i=1}^{n} \left(\frac{q_i^b}{q_i^0}\right) s_i^0$$

$$= \sum_{i=1}^{n} s_i^0 t_i \qquad \text{وباستخدام التعريف (15.34)}$$

$$\equiv t^* \qquad (15.35)$$

١٥-٤٣ وباستخدام الصيغة (A15.2.4) في الملحق ١٥-٢ لهذا الفصل، تتمثل فيما يلي العلاقة بين مؤشر لو $P_{Lo}(p^0,p^t,q^b)$ الذي يستخدم كميات السنة b كأوزان ترجيحية لمقارنة أسعار الشهر t مع الشهر صفر، وبين مؤشر لاسبير العادي $P_L(p^0, p^t, q^0)$ الذي يستخدم كميات الشهر صفر كأوزان ترجيحية:

$$P_{Lo}(p^0,p^t,q^b) \equiv \frac{\sum_{i=1}^{n} p_i^t q_i^b}{\sum_{i=1}^{n} p_i^0 q_i^b}$$

$$= P_L(p^0,p^t,q^0) + \frac{\sum_{i=1}^{n} (r_i - r^*)(t_i - t^*)s_i^0}{Q_L(q^0,q^b,p^0)} \quad (15.36)$$

وبالتالي، فإن مؤشر لو للأسعار باستخدام كميات السنة b كأوزان ترجيحية، $P_{Lo}(p^0,p^t,q^b)$، يساوي مؤشر لاسبير العادي باستخدام كميات الشهر صفر كأوزان ترجيحية، $P_L(p^0,p^t,q^0)$، زائد حد تغاير (covariance term) $\sum_{i=1}^{n}(r_i - r^*)(t_i - t^*)s_i^0$ بين الأرقام النسبية للأسعار $r_i \equiv p_i^t/p_i^0$ والأرقام النسبية للكميات $t_i \equiv q_i^b/q_i^0$، مقسوما على مؤشر لاسبير للكميات $Q_L(q^0, q^b, p^0)$ بين الشهر صفر وسنة الأساس b.

١٥-٤٤ وتوضح الصيغة (15.36) أن مؤشر لو للأسعار سوف يتطابق مع مؤشر لاسبير للأسعار إذا كان التغاير أو الارتباط بين الأرقام النسبية لأسعار الشهر صفر إلى الشهر t $r_i \equiv p_i^t/p_i^0$ والأرقام النسبية لكميات الشهر صفر إلى السنة b $t_i \equiv q_i^b/q_i^0$ هو صفر. ويُلاحظ أن هذا التغاير سيكون صفرا في ظل ثلاث مجموعات من الظروف:

- إذا كانت أسعار الشهر t متناسبة مع أسعار الشهر صفر بحيث يكون كل $r_i = r^*$؛
- إذا كانت كميات سنة الأساس b متناسبة مع كميات الشهر صفر بحيث يكون كل $t_i = t^*$؛
- وإذا كان توزيع الأسعار النسبية r_i مستقلا عن توزيع الكميات النسبية t_i.

ومن غير المحتمل أن تثبت صحة المجموعتين الأوليين من الظروف من الناحية التجريبية، بينما تعد المجموعة الثالثة محتملة، على الأقل تقريبيا، إذا كان المستهلكون لا يقومون بتغيير عاداتهم الشرائية بانتظام ردا على التغييرات في الأسعار النسبية.

١٥-٤٥ وإذا كان هذا التغاير في الصيغة (15.36) سالبا، عندئذ سيكون مؤشر لو أقل من مؤشر لاسبير. وأخيرا، إذا كان التغاير موجبا، عندئذ سيكون مؤشر لو أكبر من مؤشر لاسبير. وعلى الرغم من أن إشارة ومقدار حد التغاير، $\sum_{i=1}^{n}(r_i - r^*)(t_i - t^*)s_i^0$، هو بالأساس أمرا تجريبيا، من الممكن عمل بعض التقديرات المعقولة حول إشارته المحتملة. وإذا كانت سنة الأساس b تسبق الشهر صفر ذي الأسعار المرجعية وثمة اتجاهات عامة طويلة

الأجل في الأسعار، عندئذ من المحتمل أن يكون هذا التغاير موجبا وبالتالي سوف يزيد مؤشر لو على مؤشر لاسبير للأسعار المقابل؛[٤٠] أي،

$$P_{Lo}(p^0,p^t,q^b) > P_L(p^0,p^t,q^0) \qquad (15.37)$$

ولمعرفة السبب وراء احتمال أن يكون التغاير موجبا، لنفترض أن هناك اتجاها صعوديا طويل الأجل في سعر السلعة i بحيث يكون $r_i - r^* \equiv (p_i^t/p_i^0) - r^*$ موجبا. ومع استجابات إحلال طبيعة من قبل المستهلكين،[٤١] فإن q_i^t/q_i^0 ناقص متوسط تغير الكمية من هذا النوع من المتوقع أن يكون سالبا أو، باحتساب المقلوبات (reciprocals)، فإن q_i^0/q_i^t ناقص متوسط تغير الكمية من (مقلوب) هذا النوع من المحتمل أن يكون موجبا. ولكن إذا كان الاتجاه العام الصعودي طويل الأجل في الأسعار مستمرا منذ سنة الأساس b، عندئذ من المحتمل أن يكون $t_i - t^* \equiv (q_i^b/q_i^0) - t^*$ موجبا أيضا. وعليه، سيكون التغاير موجبا في ظل هذه الظروف. فضلا عن ذلك، كلما زاد بُعد سنة الأساس b عن شهر الأساس صفر، زادت البواقي $t_i - t^*$ وزاد التغاير الموجب. وبالمثل، كلما بعُد شهر الفترة الجارية t عن شهر فترة الأساس صفر، زادت البواقي $r_i - r^*$ وزاد التغاير الموجب. وعليه، ففي ظل الافتراضات بأن هناك اتجاهات عامة طويلة الأجل في الأسعار واستجابات إحلال طبيعية من قبل المستهلكين، فمن الطبيعي أن يزيد مؤشر لو عن مؤشر لاسبير المقابل.

١٥–٤٦ ويُعرّف مؤشر باش بين الشهرين صفر وt كالتالي:

$$P_P(p^0,p^t,q^t) \equiv \frac{\sum_{i=1}^{n} p_i^t q_i^t}{\sum_{i=1}^{n} p_i^0 q_i^t} \qquad (15.38)$$

كما ناقشنا في الفقرات من ١٥–١٨ إلى ١٥–٢٣، يعد المؤشر المستهدف المعقول لقياس تغير الأسعار من الشهر صفر إلى الشهر t هو نوع من المتوسط المتماثل لمؤشر باش $P_P(p^0,p^t,q^t)$، المعرّف بواسطة المعادلة (15.38)،

---

[٤٠] لكي تسري هذه العلاقة، من الضروري أيضا أن نفترض أن الأسر المعيشية تتسم بآثار إحلال طبيعية ردا على هذه الاتجاهات العامة طويلة الأجل في الأسعار؛ أي أنه إذا زاد سعر سلعة ما (نسبيا)، سوف ينخفض الاستهلاك منها (نسبيا) وإذا انخفض سعر سلعة ما نسبيا، سوف يزيد استهلاكها نسبيا.

[٤١] كان ولش (دراسة Walsh (1901, pp. 281–282) على دراية جيدة بآثار الإحلال الاستهلاكي، كما يمكن رؤيته في التعليق التالي الذي يشير إلى المشكلة الأساسية في المؤشر القائم على السلة الثابتة الذي يستخدم الأوزان الترجيحية للكميات لفترة واحدة: "يفترض الجدل الذي أثاره مؤيدو المتوسط الحسابي أننا نشتري نفس الكميات من كل فئة في كلا الفترتين على الرغم من تفاوت أسعارها، وهو أمر نادرا ما نفعله، إن فعلناه على الإطلاق. وكرأي تقريبي، نحن—كمجتمع—ننفق عموما أكثر على المواد التي تزيد أسعارها ونحصل على مقدار أقل منها، في حين ننفق أقل على المواد التي انخفضت أسعارها ونحصل على المزيد منها."

ومؤشر لاسبير المقابل، $P_I(p^0, p^t, q^0)$ ، المعرف بالمعادلة (15.32). وبتطويع المعادلة (A15.1.5) في الملحق ١٥-١، يمكن كتابة العلاقة بين مؤشري باش ولاسبير كالتالي:

$$P_P(p^0, p^t, q^t) = P_L(p^0, p^t, q^0) + \frac{\sum_{i=1}^{n}(r_i - r^*)(u_i - u^*)s_i^0}{Q_L(q^0, q^t, p^0)} \tag{15.39}$$

حيث تُعرَّف الأرقام النسبية للأسعار $r_i \equiv p_i^t/p_i^0$ بواسطة المعادلة (15.31) ومتوسطها المرجح بالأنصبة r^* بالمعادلة (15.32)، وفيما يلي يتم تعريف كل من u^* ، u_i ، و Q_L:

$$u_i \equiv q_i^t/q_i^0; \quad i = 1, \ldots, n \tag{15.40}$$

$$u^* \equiv \sum_{i=1}^{n} s_i^0 u_i = Q_L(q^0, q^t, p^0) \tag{15.41}$$

وتُعرَّف أنصبة الإنفاق s_i^0 في الشهر صفر بالمعادلة (15.33). ومن ثم، فإن u^* يساوي مؤشر لاسبير للكميات بين الشهرين صفر وt. وهذا يعني أن مؤشر باش للأسعار الذي يستخدم كميات الشهر t كأوزان ترجيحية، $P_P(p^0, p^t, q^t)$ ، يساوي مؤشر لاسبير العادي باستخدام كميات الشهر صفر كأوزان ترجيحية $P_L(p^0, p^t, q^0)$، بالإضافة إلى حد تغاير $\sum_{i=1}^{n}(r_i - r^*)(u_i - u^*)s_i^0$ بين الأرقام النسبية للأسعار $r_i \equiv p_i^t/p_i^0$ والأرقام النسبية للكميات $u_i \equiv q_i^t/q_i^0$، مقسوما على مؤشر لاسبير للكميات $Q_L(q^0, q^t, p^0)$ بين الشهر صفر والشهر t.

١٥-٤٧ وعلى الرغم من أن إشارة ومقدار حد التغاير $\sum_{i=1}^{n}(r_i - r^*)(u_i - u^*)s_i^0$ ، يعد كما سبقت الإشارة أمرا تجريبيا، من المحتمل وضع تقدير معقول لإشارته المحتملة. وإذا كانت هناك اتجاهات عامة طويلة الأجل في الأسعار وكان المستهلكون يستجيبون بشكل طبيعي للتغيرات في أسعار مشترياتهم، عندئذ من المحتمل أن يكون هذا التباين المشترك سالبا وعليه سيكون مؤشر باش أقل من مؤشر لاسبير للأسعار المقابل؛ أي أن،

$$P_P(p^0, p^t, q^t) < P_L(p^0, p^t, q^0) \tag{15.42}$$

ولمعرفة السبب وراء احتمالية أن يكون التباين المشترك سالبا، لنفترض أن هناك اتجاها صعوديا طويل الأجل في سعر السلعة i[٤٢] بحيث يكون $r_i - r^* \equiv (p_i^t/p_i^0) - r^*$ موجبا. ومع استجابات إحلال طبيعية من قبل

[٤٢] يمكن للقارئ القول جدلا بأن هناك انخفاضا نسبيا طويل الأجل في سعر السلعة i. ويشير الجدل إلى أن الحصول على تغاير سلبي يستلزم أن يكون هناك بعض الاختلافات في الاتجاهات العامة طويلة الأجل في الأسعار؛ أي أنه إذا زادت (أو انخفضت) كافة الأسعار بذات المعدل، سوف يكون هناك تناسب سعري ويكون التغاير صفرا.

المستهلكين، فإن q_i^t/q_i^0 ناقص متوسط تغير الكمية من هذا النوع من المتوقع أن يكون سالبا. وبالتالي، من المتوقع أن يكون $u_i - u^* \equiv (q_i^t/q_i^0) - u^*$ سالبا. وعليه، سيكون التغاير سالبا في ظل هذه الظروف. فضلا عن ذلك، كلما زاد بُعد شهر الأساس صفر عن الشهر الجاري t، زاد مقدار البواقي $u_i - u^*$ وزاد حجم التغاير السلبي.[٤٣] وعلى نحو مماثل، كلما زاد بُعد شهر الفترة الجارية t عن شهر فترة الأساس صفر، فمن المحتمل أن تزيد البواقي $r_i - r^*$ ويزيد مقدار التغاير. وبالتالي، في ظل الافتراضات بأن هناك اتجاهات عامة طويلة الأجل في الأسعار واستجابات إحلال طبيعية من قبل المستهلكين، سوف يكون مؤشر لاسبير أكبر من مؤشر باش المقابل، مع احتمال زيادة الاختلاف بينهما كلما أصبح الشهر t أكثر بُعدا عن الشهر صفر.

١٥-٤٨ وبوضع الآراء الواردة في الفقرات الثلاثة السابقة جنبا إلى جنب، يمكن رؤية أنه في ظل الافتراضات بوجود اتجاهات عامة طويلة الأجل في الأسعار واستجابات إحلال طبيعية من قبل المستهلكين، فإن مؤشر لو للأسعار بين الشهرين صفر وt سوف يزيد عن مؤشر لاسبير للأسعار المقابل، والذي بدوره سوف يزيد عن مؤشر باش للأسعار؛ أي أنه في إطار هذه الفرضيات،

$$P_{Lo}(p^0,p^t,q^b) > P_L(p^0,p^t,q^0) > P_P(p^0,p^t,q^t) \quad (15.43)$$

وبالتالي، إذا كان مؤشر الأسعار المستهدف طويل الأجل متوسطا لمؤشري لاسبير وباش، يمكن ملاحظة أن مؤشر لاسبير سوف يتسم بتحيز بالزيادة نسبةً لهذا المؤشر المستهدف، وسوف يتسم مؤشر باش بالتحيز بالنقص. بالإضافة إلى ذلك، إذا كانت سنة الأساس b تسبق الشهر المرجعي للأسعار، أي الشهر صفر، عندئذ سوف يتسم مؤشر لو بالتحيز بالزيادة نسبة إلى مؤشر لاسبير ومن ثم أيضا للمؤشر المستهدف.

مؤشر لو ومؤشرات السنة الوسطى

١٥-٤٩ افترضت المناقشة في الفقرة السابقة أن سنة الأساس b للكميات قد سبقت شهر الأساس للأسعار، الشهر صفر. غير أنه إذا كان الشهر t للفترة الجارية بعيدا تماما عن شهر الأساس صفر، عندئذ يمكن النظر إلى سنة الأساس b على أنها تشير إلى سنة تقع بين الشهرين صفر وt ، وعندئذ يصبح مؤشر لو *مؤشرا لسنة وسطى*.[٤٤]

---

[٤٣] ومع ذلك، قد يزيد أيضا مقدار $Q_L = u^*$ بحيث يكون صافي التأثير على الاختلاف بين P_L وP_P مبهما.

[٤٤] يمكن تتبع مفهوم مؤشر السنة الوسطى إلى دراسة (Hill (1998, p. 46)):

> عندما يجب قياس التضخم على مدى سلسلة معينة من السنوات، مثل عقد من الزمن، فإن الحل العملي للمشاكل المثارة أعلاه سيكون باتخاذ السنة الوسطى كسنة الأساس. ويمكن تبرير ذلك على أساس أن سلة السلع والخدمات المشتراة في السنة الوسطى من المحتمل أن تكون أكثر تمثيلا لنمط الاستهلاك على مدى العقد ككل مقارنة بالسلال المشتراة سواء في السنة الأولى أو الأخيرة. بالإضافة إلى

ويتبين أن مؤشر لو للسنة الوسطى لم يعد يتسم بالتحيزات بالزيادة التي توضحها المتباينات في المتباينة (15.43) في ظل افتراض اتجاهات عامة طويلة الأجل في الأسعار واستجابات إحلال طبيعية من قبل الكميات.

١٥-٥٠ ومن المفترض الآن أن متّجه كمية سنة الأساس q^b مقابل للسنة التي تقع بين الشهرين صفر وt. وفي ظل افتراض وجود اتجاهات عامة طويلة الأجل في الأسعار وآثار إحلال طبيعية بحيث تكون هناك أيضا اتجاهات عامة طويلة الأجل في الكميات (في الاتجاه العكسي للاتجاهات العامة في الأسعار بحيث إذا كان سعر السلعة i يتجه إلى الزيادة، عندئذ تتجه كمية السلعة i المقابلة إلى الانخفاض)، من المحتمل أن يقع متّجه كمية السنة الوسيطة بين متّجهي الكمية الشهرية q^0 وq^t. وسوف يستوفي كل من مؤشر لو للسنة الوسطى، $P_{Lo}(p^0,p^t,q^b)$، ومؤشر لاسبير في الاتجاه من الشهر صفر إلى الشهر t، $P_L(p^0,p^t,q^0)$، العلاقة الدقيقة الموضحة في المعادلة (15.36). وبالتالي، فإن $P_{Lo}(p^0,p^t\ q^b)$ سوف تساوي $P_L(p^0,p^t,q^0)$ زائد حد التغاير $[\sum_{i=1}^{n}(r_i-r^*)\ (t_i-t^*)s_i^0]/Q_L(q^0,q^b,p^0)$، حيث $Q_L(q^0,q^b,\ p^0)$ هو مؤشر لاسبير للكميات في الاتجاه من الشهر صفر إلى الشهر t. ومن المحتمل لحد التغاير هذا أن يكون سالبا بحيث يكون

$$P_L(p^0,p^t,q^0) > P_{Lo}(p^0,p^t,q^b). \qquad (15.44)$$

ولمعرفة الأسباب وراء احتمالية أن يكون هذا التغاير سالبا، نفترض أن هناك اتجاها عاما تصاعديا طويل الأجل في سعر السلعة i بحيث يكون $r_i - r^* \equiv (p_i^t/p_i^0) - r^*$ موجبا. وفي ظل استجابات إحلال طبيعية من قبل

ذلك، فإن اختيار سلة أكثر تمثيلا سوف يميل أيضا إلى خفض، بل حتى إلى إزالة، أي تحيز في معدل التضخم على مدى العقد ككل مقارنة بالزيادة في الرقم القياسي لتكلفة المعيشة.

ومن ثم، بالإضافة إلى استحداث مفهوم مؤشر السنة الوسطى، استحدث هيل أيضا مصطلح التحيز نتيجة لعدم التمثيل (representativity bias). كما استحدث بولدوين (دراسة Baldwin (1990, pp. 255–256)) مصطلح *التمثيل* (*representativeness*): "هنا يستلزم التمثيل [في صيغة رقم قياسي ما] أن تكون الأوزان المستخدمة في أي مقارنة لمستويات الأسعار مرتبطة بحجم المشتريات في فترات المقارنة."

غير أن هذه الفكرة الأساسية ترجع إلى دراسة (Walsh (1901, p. 104; 1921a, p. 90)). كما ذكر بولدوين (دراسة Baldwin (1990, p. 255)) أن مفهوم التمثيل هذا كان مماثلا لمفهوم دراسة (Drechsler (1973, p. 19)) *للاحتفاظ بالخصائص* (*characteristicity*). ولمزيد من الدراسات حول مؤشرات السنة الوسطى، راجع دراستي (Schultz (1999)) و Okamoto (2001)). ويُلاحظ أن مفهوم مؤشر السنة الوسطى يمكن اعتباره منافسا قريبا للمؤشر القائم على السلة الثابتة متعدد السنوات لولش (دراسة Walsh's (1901, p. 431)) حيث تم اختيار متّجه الكمية ليكون متوسطا حسابيا أو هندسيا لمتّجهات الكمية على امتداد الفترات قيد النظر.

المستهلكين، سوف تميل q_i إلى الانخفاض نسبيا بمرور الوقت ونظرا لأنه يفترض أن تقع q_i^b بين q_i^0 و $q_i^t, q_i^b/q_i^0$ أقل فإن متوسط تغير الكمية من هذا النوع من المحتمل أن يكون سالبا. ومن ثم، من المرجح أن يكون $t_i - t^* \equiv (q_i^b/q_i^0) - t^*$ سالبا. وبالتالي، من المحتمل أن يكون التغاير سالبا في ظل هذه الظروف.
وعليه، في ظل الافتراضات بأن سنة الأساس للكميات تقع بين الشهرين صفر وt وأن هناك اتجاهات عامة طويلة الأجل في الأسعار واستجابات إحلال طبيعية من قبل المستهلكين، سيكون طبيعيا أن يزيد مؤشر لاسبير عن مؤشر لو للسنة الوسطى المقابل، مع احتمالية أن يتسع الفرق مع زيادة بُعد الشهر t عن الشهر صفر.

١٥-٥١ ويمكن أيضا رؤية أنه في إطار الافتراضات المشار إليها أعلاه، من المحتمل أن يكون مؤشر لو للسنة الوسطى أكبر من مؤشر باش بين الشهرين صفر وt؛ أي أن:

$$P_{Lo}(p^0, p^t, q^b) > P_P(p^0, p^t, q^t) \qquad (15.45)$$

ولمعرفة الأسباب وراء احتمالية أن تثبت صحة المتباينة أعلاه، لننظر إلى q^b بدءا من متّجه كمية الشهر صفر q^0 ثم نتجه على نحو ممهد إلى متّجه كمية الشهر t، q^t. وعندما يكون $q^b = q^0$، يصبح مؤشر لو $P_{Lo}(p^0, p^t, q^b)$ هو مؤشر لاسبير $P_L(p^0, p^t, q^0)$. وعندما يكون $q^b = q^t$، يصبح مؤشر لو $P_{Lo}(p^0, p^t, q^b)$ هو مؤشر باش $P_P(p^0, p^t, q^t)$. وفي ظل افتراض وجود اتجاه عام في الأسعار واستجابات إحلال طبيعية لمثل هذه الأسعار، فقد أوضحنا آنفا أن مؤشر باش سيكون أقل من مؤشر لاسبير للأسعار المقابل؛ أي أن $P_P(p^0, p^t, q^t)$ كان أقل من $P_L(p^0, p^t, q^0)$، باسترجاع المتباينة (15.42). ومن ثم، ففي ظل افتراض وجود اتجاهات عامة ممهدة في الأسعار والكميات بين الشهرين صفر وt، وبافتراض أن q^b يقع بين q^0 و، q^t سوف نحصل على

$$P_P(p^0, p^t, q^t) < P_{Lo}(p^0, p^t, q^b) < P_L(p^0, p^t, q^0) \quad (15.46)$$

وعليه، إذا تم اختيار سنة الأساس لمؤشر لو لتكون بين شهر الأساس للأسعار، الشهر صفر، والشهر الجاري للأسعار، الشهر t، وهناك اتجاهات عامة في الأسعار مع اتجاهات عامة مقابلة في الكميات تتوافق مع آثار إحلال طبيعية من قبل المستهلكين، عندئذ من المحتمل أن يقع مؤشر لو الناتج بين مؤشري باش ولاسبير في الاتجاه من الشهر صفر إلى الشهر t. وإذا اتسمت الاتجاهات العامة في الأسعار والكميات بأنها ممهدة، عندئذ يتعين على اختيار سنة الأساس في نصف المسافة بين الفترتين صفر وt أن يعطي مؤشر لو يقع تقريبا في نصف المسافة بين مؤشري باش ولاسبير؛ وعليه سيكون قريبا جدا من مؤشر مستهدف مثالي بين الشهرين صفر وt. وقد تم تنفيذ

هذه الفكرة الأساسية من قِبل دراسة (Okamoto (2001))، باستخدام بيانات المستهلك الياباني، والذي وجد أن مؤشر السنة الوسطى الناتج كان مقاربا جدا لمؤشرات فيشر المثالية.

١٥-٥٢ وتتعين الإشارة إلى أن مؤشرات السنة الوسطى يمكن حسابها فقط بأثر رجعي؛ أي أنها لا يمكن حسابها في حينها على غرار مؤشرات لو التي تستخدم سنة أساس سابقة على الشهر صفر. وبالتالي، لا يمكن استخدام مؤشرات السنة الوسطى لتحل محل مؤشرات لو التي يتم إعدادها في حينها على نحو أكبر. غير أن ما سبق يدل على أن مؤشرات لو التي يتم إعدادها في حينها من المرجح أن تتسم بتحيز بالزيادة يفوق حتى التحيز بالزيادة المعتاد لمؤشر لاسبير مقارنة بمؤشر مستهدف مثالي، والذي تم اتخاذه كمتوسط لمؤشري باش ولاسبير.

١٥-٥٣ وتستند كافة المتباينات التي يتم استخلاصها في هذا القسم إلى افتراض وجود اتجاهات عامة طويلة الأجل في الأسعار (واستجابات اقتصادية مقابلة في الكميات). وإذا لم تكن هناك اتجاهات عامة طويلة الأجل ونظامية في الأسعار، ولكن تقلبات عشوائية فقط حول اتجاه عام مشترك في كافة الأسعار، عندئذ تكون المتباينات الموضحة أعلاه غير صحيحة ومن المحتمل أن يوفر مؤشر لو باستخدام سنة أساس سابقة قيمة مقرَّبة وافية تماما لكل من مؤشري باش ولاسبير. غير أنه ثمة أسباب وراء الاعتقاد بوجود بعض الاتجاهات العامة طويلة الأجل في الأسعار. وتحديدا:

- أدت تطورات إنتاج الشرائح الإلكترونية في الأربعين عاما الماضية إلى اتجاهات عامة هبوطية قوية في أسعار المنتجات كثيفة الاستخدام لهذه الشرائح. ومع تطوير استخدامات جديدة للشرائح بمرور السنوات، زاد نصيب المنتجات كثيفة الاستخدام للشرائح الأمر الذي يعني ضمنا أن ما كان يعتبر مشكلة ثانوية نسبيا أصبح مشكلة رئيسية على نحو أكبر.
- وكانت للتطورات العلمية الرئيسية الأخرى آثار مماثلة. على سبيل المثال، فإن اختراع أسلاك الألياف البصرية (وأشعة الليزر) أدى إلى اتجاه عام هبوطي في أسعار الاتصالات السلكية واللاسلكية مع استبدال التقنيات القديمة التي تعتمد على الأسلاك النحاسية تدريجيا.
- منذ انتهاء الحرب العالمية الثانية، أدى إبرام سلسلة من اتفاقيات التجارة الدولية إلى انخفاض شديد في مستويات التعريفة الجمركية حول العالم. وقد أدت هذه التخفيضات المقترنة بالتحسن في تقنيات النقل إلى حدوث نمو سريع للغاية في التجارة الدولية وتطورات ملحوظة على المستوى الدولي في التخصص. وقد عُهدت أنشطة الصناعة التحويلية في الاقتصادات الأكثر تقدما تدريجيا إلى البلدان ذات مستويات الأجر الأقل، مما أدى إلى انخفاض أسعار السلع في معظم البلدان حول العالم. وعلى نقيض ذلك، لا يمكن تعهيد العديد من الخدمات بسهولة[٤٥] وعليه، تتجه أسعار الخدمات بشكل عام إلى أعلى بينما تتجه أسعار السلع إلى أدنى.

[٤٥] غير أن بعض الخدمات يمكن تعهيده دوليا؛ مثل مراكز الاتصالات الهاتفية، وبرامج الحاسوب وصيانة الخطوط الجوية.

- وعلى مستوى الاقتصاد الجزئي، ثمة اختلافات كبيرة في معدلات نمو الشركات. فالشركات الناجحة تقوم بتوسيع حجم نشاطها، وخفض تكاليفها، وتؤدي إلى اضمحلال المنافسين الأقل نجاحا من جراء ارتفاع أسعارهم وانخفاض كمياتهم. ويؤدي ذلك إلى ارتباط سلبي نظامي بين التغيرات في أسعار البنود والتغيرات المقابلة في كميات البنود قد يكون كبيرا بالفعل.

وعليه، هناك أساس بديهي لافتراض وجود اتجاهات عامة متباينة في الأسعار. وبالتالي، ثمة داع للتخوف من أن يكون مؤشر لو الذي يستخدم سنة أساس للأوزان الترجيحية للكميات تسبق شهر الأساس للأسعار متحيزا بالزيادة، مقارنة بمؤشر مستهدف مثالي على نحو أكبر.

مؤشر يانغ

١٥-٥٤ وباسترجاع التعاريف الخاصة بكميات سنة الأساس، q_i^b، وأسعار سنة الأساس، p_i^b، المذكورة في المعادلتين (15.23) و(15.24) أعلاه، يمكن تعريف أنصبة إنفاق سنة الأساس بالطريقة المعتادة كما يلي.

$$s_i^b \equiv \frac{p_i^b q_i^b}{\sum_{k=1}^{n} p_k^b q_k^b}; \quad i = 1, \ldots, n \qquad (15.47)$$

ويعرَّف متّجه أنصبة إنفاق سنة الأساس بالطريقة المعتادة $s^b \equiv [s_1^b, \ldots, s_n^b]$. وتم استخدام أنصبة إنفاق سنة الأساس هذه لتوفير صيغة بديلة لمؤشر لو للأسعار لسنة الأساس b في الاتجاه من الشهر صفر إلى الشهر t، والمعرّف في المعادلة (15.26) كالتالي، $P_{Lo}(p^0, p^t, q^b) = [\sum_{i=1}^{n} s_i^b (p_i^t/p_i^b)] / [\sum_{i=1}^{n} s_i^b (p_i^0/p_i^b)]$. وبدلا من استخدام هذا المؤشر كمؤشرها المستهدف في الأجل القصير، تقوم الوكالات الإحصائية باستخدام المؤشر التالي وثيق الصلة:

$$P_Y(p^0, p^t, s^b) \equiv \sum_{i=1}^{n} s_i^b (p_i^t/p_i^0) \qquad (15.48)$$

وهذا النوع من المؤشرات تم تعريفه لأول مرة من طرف الاقتصادي الإنجليزي آرثر يانغ (دراسة Arthur Young (1812)).[٤٦] ويُلاحظ أن هناك تغييرا في التركيز عندما يُستَخدم مؤشر يانغ مقارنة بالمؤشرات الأخرى المقترحة قبلا في هذا الفصل. فحتى الآن، كانت المؤشرات المقترحة من النوع القائم على السلة الثابتة (أو متوسطات لمثل هذه المؤشرات) حيث يتم اختيار *سلة سلعية* تمثل نوعا ما الفترتين قيد المقارنة ثم يتم "شراؤها" بأسعار الفترتين، ويتم حساب المؤشر ليكون نسبة من هاتين التكلفتين. وعلى النقيض، في حالة مؤشر يانغ يتم اختيار *أنصبة إنفاق ممثِلة* ترتبط بالفترتين قيد النظر، ثم يتم استخدم هذه الأنصبة لحساب المتوسط الكلي كمتوسط

[٤٦] نسب ولش (دراسة Walsh (1901, p. 536;1932, p.657)) هذه الصيغة إلى يانغ.

مرجح بالأنصبة لفرادى نسب الأسعار، p_i^t/p_i^0. ويُلاحظ أن وجهة النظر هذه لنظرية الرقم القياسي، المستندة إلى المتوسط المرجح بالأنصبة لنسب الأسعار، تختلف قليلا عن وجهة النظر في بداية هذا الفصل، والتي رأت مشكلة الرقم القياسي على أنها مشكلة تحليل نسبة قيمة ما إلى حاصل حدين، أحدهما يعبر عن مقدار التغير في الأسعار بين الفترتين بينما يعبر الآخر عن مقدار التغير في الكميات.[٤٧]

١٥-٥٥ وأحيانا ما تنظر الوكالات الإحصائية إلى مؤشر يانغ، المعرّف آنفا، على أنه قيمة مقرَّبة لمؤشر لاسبير للأسعار $P_L(p^0, p^t, q^0)$. وعليه، من الأهمية بمكان النظر في أوجه الاختلاف والشبه بين المؤشرين. وبتعريف الأرقام النسبية للأسعار الشهرية طويلة الأجل من الشهر صفر إلى الشهر t على أنها $r_i \equiv p_i^t/p_i^0$ واستخدام التعاريف (15.32) و(15.48):

$$
\begin{aligned}
P_Y(p^0,p^t,s^b)-P_L(p^0,p^t,q^0) &\equiv \sum_{i=1}^{n} s_i^b\left(\frac{p_i^t}{p_i^0}\right)-\sum_{i=1}^{n} s_i^0\left(\frac{p_i^t}{p_i^0}\right)\\
&=\sum_{i=1}^{n}\left[s_i^b-s_i^0\right]\left(\frac{p_i^t}{p_i^0}\right)\\
&=\sum_{i=1}^{n}\left[s_i^b-s_i^0\right]r_i\\
&=\sum_{i=1}^{n}\left[s_i^b-s_i^0\right]\left[r_i-r^*\right]\\
&\quad+r^*\sum_{i=1}^{n}\left[s_i^b-s_i^0\right]\\
&=\sum_{i=1}^{n}\left[s_i^b-s_i^0\right]\left[r_i-r^*\right] \qquad (15.49)
\end{aligned}
$$

---

[٤٧] يشتهر كتاب فيشر لعام ١٩٢٢ (دراسة (Fisher, 1922)) بتطوير منهج تحليل نسبة القيمة لنظرية الرقم القياسي، ولكن فصوله التمهيدية اتخذت وجهة النظر المتمثلة في المتوسط المرجح بالأنصبة: "رقم قياسي للأسعار، ثم يوضح *متوسط النسبة المئوية لتغير* الأسعار من نقطة زمنية إلى أخرى" (دراسة (Fisher, 1922, p. 3)). وقد واصل فيشر كلامه مشيرا إلى أهمية الترجيح الاقتصادي: "يتعامل الحساب السابق مع كافة السلع على أنها متساوية في الأهمية؛ وبالتالي، أُطلق على المتوسط بأنه "بسيط". وإذا كانت إحدى السلع أكثر أهمية من أخرى، قد نتعامل معها كما لو كانت سلعتين أو ثلاث، وبالتالي نمنحها ضعفي أو ثلاثة أضعاف وزن السلعة الأخرى الترجيحي" (دراسة (Fisher (1922, p. 6)). وقد بحث ولش (دراسة (Walsh (1901, pp. 430-431)) في كلا المنهجين: "يمكننا إما (١) أن نقوم بحساب متوسط ما لمجموع القيم النقدية للفئات خلال حقبة من السنوات، ومع تحديد الأوزان الترجيحية نستخدم المتوسط الهندسي لتفاوتات الأسعار [النسب]؛ أو (٢) نقوم بحساب متوسط ما للكميات الكبيرة من الفئات خلال الحقبة، ثم نطبق عليها طريقة سكروب Scrope." وتتماثل طريقة سكروب مع استخدام مؤشر لو. وقد أكدت دراسة ((Walsh (1901, pp. 88–90)) باستمرار على أهمية ترجيح نسب الأسعار بحسب أهميتها الاقتصادية (بدلا من استخدام متوسطات مرجحة بالتساوي للأرقام النسبية للأسعار). وتتم دراسة كل من منهج تحليل نسبة القيمة ومنهج المتوسط المرجح بالأنصبة لنظرية الرقم القياسي من المنظور البديهي في الفصل السادس عشر.

بحيث $\sum_{i=1}^{n} s_i^b = \sum_{i=1}^{n} s_i^0 = 1$ ومن المعادلة (15.32) $r^* \equiv \sum_{i=1}^{n} s_i^0 r_i = P_L(p^0, p^t, q^0)$. وعليه، فإن مؤشر يانغ $P_Y(p^0, p^t, s^b)$ يساوي مؤشر لاسبير $P_L(p^0, p^t, q^0)$، بالإضافة إلى *التغاير* بين الفرق في الأنصبة السنوية المرتبطة بالسنة b وأنصبة الشهر صفر، $s_i^b - s_i^0$، وانحرافات الأسعار النسبية عن متوسطها، $r_i - r^*$.

١٥-٥٦ ولم يَعُد من الممكن التخمين بالإشارة المحتملة لحد التغاير. فالسؤال لم يعُد ما إذا كانت *الكمية* المطلوبة تنخفض مع زيادة سعر السلعة i (الإجابة عن هذا السؤال عادة ما تكون "نعم") ولكن السؤال الجديد أصبح هو: هل ينخفض *نصيب* الإنفاق مع زيادة سعر السلعة i؟ تعتمد الإجابة عن السؤال على مرونة الطلب على المنتَج. ومع ذلك، لنفترض مؤقتا أن هناك اتجاهات عامة طويلة الأجل في أسعار السلع وإذا كان الاتجاه العام لأسعار السلعة i فوق المتوسط، عندئذ فإن نصيب الإنفاق على السلعة يتجه إلى *أدنى* (والعكس). ومن ثم، فإننا نفترض مرونات عالية أو آثار إحلال شديدة جدا. وبافتراض أيضا أن سنة الأساس b تسبق الشهر صفر، ثم في ظل هذه الظروف، نفترض أن هناك اتجاها عاما صعوديا في سعر السلعة i بحيث يكون $r_i - r^* \equiv (p_i^t/p_i^0) - r^*$ موجبا. وفي ظل استجابات الإحلال عالية المرونة المفترضة من قبل المستهلكين، سوف تميل s_i إلى الانخفاض نسبيا بمرور الوقت وبما أنه من المفترض أن يكون s_i^b قبل s_i^0، فمن المتوقع أن يكون s_i^0 أقل من s_i^b أو من المحتمل أن يكون $s_i^b - s_i^0$ موجبا. وبالتالي، من المحتمل أن يكون التغاير موجبا في ظل هذه الظروف. *وعليه، ففي وجود اتجاهات عامة طويلة الأجل في الأسعار واستجابات عالية المرونة من قبل المستهلكين تجاه التغيرات في الأسعار، فمن المرجح أن يكون مؤشر يانغ أكبر من مؤشر لاسبير المقابل.*

١٥-٥٧ ولنفترض أن هناك اتجاهات عامة طويلة الأجل في أسعار السلع. فإذا كان الاتجاه العام لأسعار السلعة i فوق المتوسط، عندئذ نفترض أن نصيب الإنفاق على السلعة يتجه *لأعلى* (والعكس). وعليه، فإننا نفترض مرونات منخفضة أو آثار إحلال شديدة الضعف من قبل المستهلكين. ولنفترض أيضا أن سنة الأساس b تسبق الشهر صفر ونفترض أن هناك اتجاها عاما صعوديا طويل الأجل في سعر السلعة i بحيث يكون $r_i - r^* \equiv (p_i^t/p_i^0) - r^*$ موجبا. ومع استجابات الإحلال شديدة الجمود من قبل المستهلكين المفترضة، سوف يميل s_i إلى الزيادة نسبيا بمرور الوقت وبما أنه يُفترض أن يكون s_i^b قبل s_i^0، سيكون s_i^0 أكبر من s_i^b أو $s_i^b - s_i^0$ سالبا. وبالتالي، من المحتمل أن يكون التغاير سالبا في ظل هذه الظروف. *وعليه، ففي وجود اتجاهات عامة طويلة الأجل في الأسعار واستجابات شديدة الجمود من قبل المستهلكين تجاه التغيرات في الأسعار، من المرجح أن يكون مؤشر يانغ أقل من مؤشر لاسبير المقابل.*

١٥-٥٨ تشير الفقرتان السابقتان إلى أن الفرق المحتمل بين مؤشر يانغ ومؤشر لاسبير المقابل غير معروف بديهيا. فإذا كانت مرونات الإحلال قريبة من الواحد، عندئذ فإن كلا المجموعتين من أنصبة الإنفاق، s_i^b و s_i^0

سيكون قريبا من الآخر ويكون الفرق بين المؤشرين قريبا من الصفر. وإذا كانت أنصبة الإنفاق الشهري تتسم بمكونات موسمية شديدة، عندئذ يمكن للأنصبة السنوية s_i^b أن تختلف بصورة كبيرة عن الأنصبة الشهرية s_i^0.

١٥-٥٩ من المفيد أن تتوافر صيغة لتحديث مؤشر يانغ للأسعار للشهر السابق باستخدام الأرقام النسبية للأسعار الشهرية فقط. ويمكن كتابة مؤشر يانغ للشهر $t+1,\ P_Y(p^0, p^{t+1}, s^b)$ على أساس مؤشر يانغ للشهر $t,\ P_Y(p^0, p^t, s^b)$، ومعامل إدخال مستجدات (updating factor) كالتالي:

$$P_Y(p^0, p^{t+1}, s^b) \equiv \sum_{i=1}^{n} s_i^b \left(\frac{p_i^{t+1}}{p_i^0}\right)$$

$$= P_Y(p^0, p^t, s^b) \frac{\sum_{i=1}^{n} s_i^b (p_i^{t+1}/p_i^0)}{\sum_{i=1}^{n} s_i^b (p_i^t/p_i^0)}$$

$$= P_Y(p^0, p^t, s^b) \frac{\sum_{i=1}^{n} p_i^b q_i^b (p_i^{t+1}/p_i^0)}{\sum_{i=1}^{n} p_i^b q_i^b (p_i^t/p_i^0)}$$

باستخدام التعريف (15.47)

$$= P_Y(p^0, p^t, s^b) \frac{\sum_{i=1}^{n} p_i^b q_i^b \left(\frac{p_i^t}{p_i^0}\right)\left(\frac{p_i^{t+1}}{p_i^t}\right)}{\sum_{i=1}^{n} p_i^b q_i^b (p_i^t/p_i^0)}$$

$$= P_Y(p^0, p^t, s^b) \left[\sum_{i=1}^{n} s_i^{b0t} (p_i^{t+1}/p_i^t)\right] \qquad (15.50)$$

حيث تُعرَّف الأوزان الترجيحية الهجين s_i^{b0t} بواسطة

$$s_i^{b0t} \equiv \frac{p_i^b q_i^b (p_i^t/p_i^0)}{\sum_{k=1}^{n} p_k^b q_k^b (p_k^t/p_k^0)} = \frac{s_i^b (p_i^t/p_i^0)}{\sum_{k=1}^{n} s_k^b (p_k^t/p_k^0)} \quad i = 1, \ldots, n \qquad (15.51)$$

وعليه، يمكن الحصول على الأوزان الترجيحية الهجين s_i^{b0t} من الأوزان الترجيحية لسنة الأساس بتحديثها؛ أي بضربها في الأرقام النسبية للأسعار (أو *المؤشرات* على المستويات الأعلى من التجميع)، p_i^t/p_i^0. ومن ثم، فإن معامل إدخال المستجدات المطلوب، من الشهر *t* إلى الشهر *t+1*، هو مؤشر بنظام السلسلة، $\sum_{i=1}^{n} s_i^{b0t} (p_i^{t+1}/p_i^t)$، الذي يستخدم الأوزان الترجيحية الهجين للأنصبة s_i^{b0t} المعرَّفة في المعادلة (15.51).

١٥-٦٠ وحتى إذا وفر مؤشر يانغ قيمة مقرَّبة إلى حد كبير لمؤشر لاسبير المقابل، فمن الصعوبة بمكان التوصية باستخدام مؤشر يانغ كتقدير نهائي لتغير الأسعار من الفترة صفر إلى الفترة *t*، تماما كما كان من

الصعوبة التوصية باستخدام مؤشر لاسبير كتقدير *نهائي* للتضخم من الفترة صفر إلى الفترة t. ونذكر أن مشكلة مؤشر لاسبير تمثلت في نقص المعاملة المتماثلة مع الفترتين قيد الدراسة؛ أي أنه مع مبرر استخدام مؤشر لاسبير كمؤشر جيد قائم على سلة ثابتة، كان هناك مبرر مماثل لاستخدام مؤشر باش كمؤشر قائم على سلة ثابتة بنفس القدر من الجودة لمقارنة الفترتين صفر وt. ويعاني مؤشر يانغ من نقص مشابه في المعاملة المتماثلة لفترة الأساس. ويمكن تفسير المشكلة كالتالي. يقوم مؤشر يانغ، $P_Y(p^0,p^t,s^b)$، المعرَّف في المعادلة (15.48) بحساب التغير السعري بين الشهرين صفر وt متعاملا مع الشهر صفر على أنه فترة الأساس. ولكن لا يوجد سبب معين غير العادة لضرورة التعامل مع الشهر صفر على أنه شهر الأساس. وعليه، إذا تعاملنا مع الشهر t على أنه فترة الأساس واستخدمنا ذات الصيغة لقياس تغير الأسعار من الشهر t رجوعا إلى الشهر صفر، سيكون المؤشر $P_Y(p^t,p^0,s^b)=\sum_{i=1}^{n}s_i^b\left(p_i^0/p_i^t\right)$ ملائما. ويمكن جعل هذا التقدير لتغير الأسعار مقاربا لمؤشر يانغ الأصلي بحساب مقلوبه، والذي يؤدي إلى *مؤشر يانغ بعد تغيير أساسه (rebased Young index)*،[٤٨] $\hat{P}_Y^*(p^t,p^0,s^b)$، والمعرَّف كالتالي:

$$P_Y^*(p^0,p^t,s^b)\equiv 1\Big/\sum_{i=1}^{n}s_i^b(p_i^0/p_i^t)$$
$$=\left[\sum_{i=1}^{n}s_i^b(p_i^t/p_i^0)^{-1}\right]^{-1} \qquad (15.52)$$

ويعتبر مؤشر يانغ بعد تغيير أساسه، $P_Y^*(p^0,p^t,s^b)$، الذي يستخدم الشهر الجاري كفترة أساس أولية، *متوسطا توافقيا مرجحا بالأنصبة* للأرقام النسبية للأسعار في الاتجاه من الشهر صفر إلى الشهر t، في حين يعد مؤشر يانغ الأصلي، $P_Y(p^0,p^t,s^b)$، *متوسطا حسابيا مرجحا بالأنصبة* للأرقام النسبية للأسعار ذاتها.

١٥-٦١ وقد رأى فيشر كما يلي أنه يتعين على صيغة الرقم القياسي أن تعطي ذات الإجابة بغض النظر عن الفترة المختارة كأساس:

> يمكن اتخاذ أي من الفترتين "كأساس". فهل سيشكل الاختيار فرقا؟ بالتأكيد، لا *ينبغي* ذلك، ويقتضي اختبارنا رقم ١ ألا يشكل ذلك فرقا. وبالتعبير عن ذلك بصورة أكمل، يستلزم الاختبار أن تعطي صيغة حساب الرقم القياسي نفس النسبة بين إحدى نقطتي المقارنة والأخرى، *بغض النظر عن أيهما يُستخدم كفترة أساس (Fisher (1922, p. 64))*.

---

[٤٨] باستخدام مصطلحات فيشر (دراسة Fisher (1922, p.118))، فإن $P_Y^*(p^0,p^t,s^b)\equiv 1/\ [P_Y(p^t,p^0,s^b)]$ هو *نقيض الزمن (time antithesis)* لمؤشر يانغ الأصلي، $P_Y(p^0,p^t,s^b)$.

١٥-٦٢ وتتمثل مشكلة مؤشر يانغ في أنه ليس فقط لا يتوافق مع نظيره بعد تغيير أساسه، ولكن أيضا في وجود عدم مساواة قاطعة بين المؤشرين، أي:

$$P_Y^*(p^0, p^t, s^b) \leq P_Y(p^0, p^t, s^b) \qquad (15.53)$$

مع عدم مساواة قاطعة بشرط أن يكون متّجه أسعار الفترة t p^t غير متناسب مع متّجه أسعار الفترة صفر p^0.[٤٩] وتُظهِر الوكالة الإحصائية التي تستخدم مؤشر يانغ المباشر $P_Y(p^0,p^t,s^b)$ بشكل عام معدلا أعلى للتضخم مقارنة بالوكالة الإحصائية التي تستخدم ذات البيانات الخام ولكنها تستعمل مؤشر يانغ بعد تغيير أساسه، $P_Y^*(p^0,p^t,s^b)$.

١٥-٦٣ ولا تخبرنا المتباينة (15.53) كم سيزيد مؤشر يانغ عن نقيض الزمن الخاص به بعد تغيير أساسه. غير أن الملحق ١٥-٣ يوضح أنه بدقة تقريب سلسلة تيلور من الدرجة الثانية، فإن العلاقة التالية تنطبق بين مؤشر يانغ المباشر ونقيض الزمن الخاص به.

$$P_Y(p^0, p^t, s^b) \approx P_Y^*(p^0, p^t, s^b) + P_Y(p^0, p^t, s^b)\text{Var } e \qquad (15.54)$$

حيث يتم تعريف الانحدار الذاتي للمتّجهات كالتالي:

$$\text{Var } e \equiv \sum_{i=1}^{n} s_i^b \left[e_i - e^*\right]^2 \qquad (15.55)$$

وتُعرَّف الانحرافات e_i بواسطة $1+e_i = r_i/r^*$ بالنسبة إلى $i=1, \ldots, n$ حيث تُعرَّف r_i ومتوسطها المرجح r^* بواسطة

$$r_i \equiv p_i^t/p_i^0; \quad i=1, \ldots, n; \qquad (15.56)$$

$$r^* \equiv \sum_{i=1}^{n} s_i^b r_i \qquad (15.57)$$

---

[٤٩] وتترتب هذه المتباينات على حقيقة مفادها أن متوسطا توافقيا للأرقام الموجبة M دائما ما يساوي أو يقل عن المتوسط الحسابي المقابل؛ راجع دراسة (Walsh (1901, p. 517)) أو دراسة (Fisher (1922, pp. 383–384)). وتعد هذه المتباينة حالة خاصة من متباينة دراسة (Schlömilch's (1858))؛ راجع (دراسة Hardy, Littlewood and Pólya (1934, p. 26)). وقد أشارت دراسة (Walsh (1901, pp. 330–332)) صراحةً إلى المتباينة (15.53) وكذلك إلى أن المتوسط الهندسي المقابل سوف يقع بين المتوسطين التوافقي والحسابي. وقد قام Walsh (1901, p. 432) بحساب بعض الأمثلة الرقمية لمؤشر يانغ الأصلي ووجد فروقا كبيرة بينه وبين مؤشراته "الفضلى"، حتى باستخدام الأوزان الترجيحية التي كانت ممثِلة للفترات قيد المقارنة. ونذكر أن مؤشر لو يصبح مؤشر ولش عند اختيار المتوسط الهندسي للأوزان الترجيحية للكمية وعليه يكون أداء مؤشر لو جيدا عند استخدام أوزان ترجيحية ممثِلة. ولا ينطبق هذا بالضرورة على مؤشر يانغ، حتى باستخدام الأوزان الترجيحية الممثِلة. وقد لخصت دراسة (Walsh (1901, p. 433)) تجاربه العددية على مؤشر يانغ كالتالي: "في الواقع، وجدت طريقة يانغ بأنها سيئة في كافة الصور".

والتي يتبين أنها تساوي مؤشر يانغ المباشر، $P_Y(p^0, p^t, s^b)$. ويُعرَّف المتوسط المرجح للانحرافات e_i كما يلي

$$e^* \equiv \sum_{i=1}^{n} s_i^b e_i \qquad (15.58)$$

والذي يتبين أنه يساوي صفرا. ومن ثم، كلما زاد التشتت في الأرقام النسبية للأسعار p_i^t/p_i^0، *بدقة التقريب من الدرجة الثانية، زاد مؤشر يانغ المباشر عن نظيره الذي يستخدم الشهر t كفترة أساس أولية بدلا من الشهر صفر.*

١٥-٦٤ ونظرا لصيغتي الرقم القياسي البديهيتين والمعقولتين بنفس القدر واللتين تعطيان إجابات مختلفة، مثل مؤشر يانغ ونقيض الزمن الخاص به، اقترح فيشر دراسة ((Fisher 1922, p.136)) بصورة عامة حساب المتوسط الهندسي لكلا المؤشرين.[٥٠] وتتمثل الفائدة من حساب هذا المتوسط في أن الصيغة الناتجة سوف تجتاز اختبار انعكاس الأساس الزمني. ومن ثم، فبدلا من استخدام مؤشر يانغ لفترة الأساس صفر، $P_Y(p^0, p^t, s^b)$، *أو* مؤشر يانغ للفترة الجارية t، $P_Y^*(p^0, p^t, s^b)$، والذي دائما ما يكون أقل من مؤشر يانغ للفترة صفر في حالة وجود أي تشتت في الأسعار النسبية، يبدو محبَّذا استخدام المؤشر التالي، والذي يعد *المتوسط الهندسي* لمؤشري يانغ مختلفي الأساس:[٥١]

$$P_Y^{**}(p^0, p^t, s^b) \equiv \left[P_Y(p^0, p^t, s^b) P_Y^*(p^0, p^t, s^b)\right]^{1/2} \qquad (15.59)$$

وإذا حدث وتطابقت أنصبة سنة الأساس s_i^b مع كل من أنصبة الشهر صفر s_i^0 والشهر t s_i^t على التوالي، يمكن ملاحظة أن مؤشر يانغ المصحَح زمنيا $P_Y^{**}(p^0, p^t, s^b)$ المعرَّف بواسطة المعادلة (15.59) سوف يتطابق مع

---

[٥٠] الآن نأتي إلى استخدام ثالث لتلك الاختبارات، ألا وهو "تصحيح" الصيغ، أي أنه يتم اشتقاق من أي صيغة لا تجتاز الاختبار صيغة أخرى تجتازه؛ .... ويتم ذلك بسهولة من خلال "التقاطع (Crossing)" أي بحساب متوسط المقلوبات. فإذا عجزت صيغة ما عن اجتياز الاختبار الأول [اختبار انعكاس الأساس الزمني] ، سوف يعجز نقيض الزمن الخاص بها أيضا عن اجتيازه؛ ولكنهما سوف يعجزان بطرق عكسية، حيث إن رسم خط متقاطع بينهما (يتم الحصول عليه بحساب المتوسط الهندسي) سوف يعطي الصيغة المتوسطة التي تستوفيه دراسة ((Fisher (1922,p. 136)).

في الواقع، فإن الفكرة الأساسية وراء إجراء فيشر التصحيحي قد اقترحها ولش الذي ناقش دراسة (Fisher 1921)، والتي قام فيها فيشر بعرض أولي لكتابه الصادر في عام ١٩٢٢: "يجب علينا فقط أن نأخذ أي رقم قياسي، ونحصل على مقلوبه بالطريقة التي أوصى بها البروفيسور فيشر، ثم نحسب المتوسط الهندسي بين الاثنين دراسة ((Walsh, 1921b, p. 542)).

[٥١] يعد هذا المؤشر نظيرا مرجحا لسنة الأساس لرقم قياسي مرجح على نحو متساوي اقترحته دراستي (Carruthers, Sellwood and Ward (1980, p.25 و Dalén (1992, p. 140)) في سياق صيغ المؤشر الأولي. راجع الفصل ٢٠ لمزيد من المناقشة حول هذا المؤشر غير المرجح.

مؤشر فيشر المثالي للأسعار بين الشهرين صفر وt، $P_F(p^0, p^t, q^0, q^t)$ (والذي سوف يساوي أيضا مؤشري لاسبير وباش في ظل هذه الظروف). وتجدر الإشارة أيضا إلى أن المؤشر P_Y^{**} المعرَّف بالمعادلة (15.59) يمكن إنتاجه في التوقيت المناسب من قبل مؤسسة إحصائية.

مؤشر ديفيزيا والقيم المقرَّبة المتقطعة له

مؤشرا ديفيزيا للأسعار والكميات

١٥-٦٥ يعتمد المنهج العام الثاني لنظرية الرقم القياسي على افتراض مؤداه أن بيانات الأسعار والكميات تتغير على نحو مستمر تقريبا.

١٥-٦٦ ولنفرض أن بيانات الأسعار والكميات عن السلع n في نطاق التعريف المختار يمكن النظر إليها كدوال متصلة في الزمن (المتصل)، لنقل $p_i(t)$ and $q_i(t)$ for $i=1, \ldots, n$. وتكون قيمة إنفاق المستهلكين في الزمن t هي $V(t)$ المُعرَّفة بالطريقة الواضحة التالية:

$$V(t) \equiv \sum_{i=1}^{n} p_i(t) q_i(t) \qquad (15.60)$$

١٥-٦٧ ولنفرض الآن أن الدالتين $p_i(t)$ و $q_i(t)$ قابلتان للتفاضل. عندئذ يمكن حساب تفاضل جانبي المعادلة تجاه الزمن للحصول على:

$$V'(t) = \sum_{i=1}^{n} p_i'(t) q_i(t) + \sum_{i=1}^{n} p_i(t) q_i'(t) \qquad (15.61)$$

وبقسمة جانبي المعادلة (15.61) على $V(t)$ واستخدام التعريف (15.60)، يمكن الحصول على المعادلة التالية:

$$\frac{V'(t)}{V(t)} = \frac{\sum_{i=1}^{n} p_i'(t) q_i(t) + \sum_{i=1}^{n} p_i(t) q_i'(t)}{\sum_{j=1}^{n} p_j(t) q_j(t)}$$

$$= \sum_{i=1}^{n} \frac{p_i'(t)}{p_i(t)} s_i(t) + \sum_{i=1}^{n} \frac{q_i'(t)}{q_i(t)} s_i(t) \qquad (15.62)$$

حيث يُعرَّف نصيب الإنفاق في الزمن t على السلعة i، $s_i(t)$، كالتالي:

$$s_i(t) \equiv \frac{p_i(t)q_i(t)}{\sum_{m=1}^{n} p_m(t)q_m(t)} \quad \text{for } i = 1, 2, \ldots, n \qquad (15.63)$$

١٥-٦٨ وقد رأى ديفيزيا دراسة ((Divisia, 1926, p. 39)) ما يلي: *لنفرض* أن إجمالي القيمة في الزمن t، $V(t)$، *يمكن كتابته* كحاصل ضرب دالة مستوى الأسعار في الزمن t، $P(t)$ مثلا، في دالة مستوى الكميات في الزمن t، $Q(t)$ مثلا؛ أي نحصل على:

$$V(t) = P(t)Q(t) \qquad (15.64)$$

ولنفرض أيضا أن الدالتين $P(t)$ ، و $Q(t)$ قابلتان للتفاضل. عندئذ فإن حساب تفاضل المعادلة (15.64) ينتج عنه:

$$V'(t) = P'(t)Q(t) + P(t)Q'(t) \qquad (15.65)$$

ويؤدي قسمة كلا جانبي المعادلة (15.65) على $V(t)$ واستخدام المعادلة (15.64) إلى المعادلة التالية:

$$\frac{V'(t)}{V(t)} = \frac{P'(t)}{P(t)} + \frac{Q'(t)}{Q(t)} \qquad (15.66)$$

١٥-٦٩ قارن ديفيزيا بين التعبيرين الخاصين بمشتقة القيمة اللوغاريتيمة، $V'(t)/V(t)$، الموضحين بواسطة المعادلتين (15.62) و(15.66)، وببساطة عرَّف المعدل اللوغاريتمي للتغير في *إجمالي مستوى الأسعار*، $P'(t)/P(t)$، على أنه المجموعة الأولى من الحدود على الجانب الأيمن من (15.62). كما عرَّف المعدل اللوغاريتمي للتغير في *إجمالي مستوى الكميات*، $Q'(t)/Q(t)$، ببساطة على أنه المجموعة الثانية من الحدود على الجانب الأيمن من المعادلة (15.62). أي أنه وضع التعاريف التالية:

$$\frac{P'(t)}{P(t)} \equiv \sum_{i=1}^{n} s_i(t)\frac{p_i'(t)}{p_i(t)} \qquad (15.67)$$

$$\frac{Q'(t)}{Q(t)} \equiv \sum_{i=1}^{n} s_i(t)\frac{q_i'(t)}{q_i(t)} \qquad (15.68)$$

١٥-٧٠ ويعد التعريفين (15.67) و(15.68) معقولين للتغيرات النسبية في مستويات الأسعار والكميات (أو الكميات) الإجمالية، $P(t)$ و$Q(t)$.[٥٢] وتكمن مشكلة هذه التعاريف في أن البيانات الاقتصادية لا يتم جمعها في الزمن *المتصل* (continuous time)؛ بل في الزمن *المتقطع* (discrete time). وبمعنى آخر، على الرغم من أنه يمكن النظر للمعاملات على أنها تحدث في الزمن المتصل، لا يقوم أي من المستهلكين بتسجيل مشترياته لدى حدوثها في الزمن المتصل؛ بل تتراكم المشتريات على مدى فترة زمنية محددة ثم يتم تسجيلها. وينطبق وضع مماثل على المنتجين أو بائعي السلع؛ حيث تقوم الشركات بمراكمة مبيعاتها عبر الفترات الزمنية المتقطعة لأغراض محاسبية أو تحليلية. وإذا حاولنا الاقتراب إلى الزمن المتصل بواسطة فترات زمنية متقطعة أقصر وأقصر، يمكن توقع أن تصبح البيانات العملية للأسعار والكميات غير منتظمة على نحو متزايد نظرا لأن المستهلكين يقومون بإجراء مشترياتهم في نقاط زمنية متقطعة فقط (ويقوم منتجو وبائعو السلع بإجراء المبيعات في نقاط زمنية متقطعة فقط). ومع ذلك، لا يزال هناك بعض الأهمية للاقتراب من مستويي الأسعار والكميات في الزمن المتصل، $P(t)$ و$Q(t)$ والمعرفان ضمنا بواسطة المعادلتين (15.67) و(15.68) من خلال التقديرات التقريبية في الزمن المتقطع. ويمكن القيام بذلك من خلال طريقتين. إما تُستخدم طرق التقريب الرقمي أو تتخذ افتراضات حول المسار الزمني المتبع من قبل الدالتين $p_i(t)$ و$q_i(t)$ $(i=1, \ldots, n)$. ويتم استخدام الاستراتيجية الأولى في القسم التالي. وللاطلاع على مناقشات حول الاستراتيجية الثانية، يرجى الرجوع إلى دراسات (Vogt (1977; 1978)، و Van Ijzeren (1987, pp. 8–12) ، و Vogt and Barta (1997) ، و Balk (2000a)).

١٥-٧١ وثمة ارتباط بين مستويي ديفيزيا للأسعار والكميات، $P(t)$ و$Q(t)$، والمنهج الاقتصادي لنظرية الرقم القياسي. غير أنه من الأفضل إقامة هذا الارتباط بعد دراسة المنهج الاقتصادي لنظرية الرقم القياسي. ونظرا لأن هذا الموضوع فني نوعا ما، فقد تمت إحالته إلى الملحق ١٥-٤.

التقديرات التقريبية المتقطعة لمؤشر ديفيزيا في الزمن المتصل

١٥-٧٢ لأجل تطبيق مستويي ديفيزيا للأسعار والكميات، $P(t)$ و$Q(t)$ ، المعرفان بواسطة المعادلتين التفاضليتين (15.67) و(15.68)، من الضروري التحويل من الزمن المتصل الى الزمن المتقطع. وقد اقترح ديفيزيا (دراسة (Divisia, 1926, p.40)) طريقة مباشرة لإجراء هذا التحويل، والتي نقدمها الآن بإيجاز.

١٥-٧٣ يتم تعريف الفروق (الأمامية) للأسعار والكميات التالية:

---

[٥٢] إذا طبقت هذه التعريفات (بشكل تقريبي) على مؤشر يانغ الذي تم تناوله في القسم السابق، عندئذ يمكن ملاحظة أنه لكي يكون مؤشر يانغ للأسعار متسقا مع مؤشر ديفيزيا للأسعار، يتعين اختيار أنصبة سنة الأساس لتكون متوسط الأنصبة التي تنطبق على كامل الفترة الزمنية بين الشهرين صفر وt.

$$\Delta P \equiv P(1) - P(0) \qquad (15.69)$$

$$\Delta p_i \equiv p_i(1) - p_i(0); \quad i = 1, \ldots, n \qquad (15.70)$$

باستخدام التعاريف أعلاه:

$$\frac{P(1)}{P(0)} = \frac{P(0) + \Delta P}{P(0)} = 1 + \frac{\Delta P}{P(0)} \approx 1 + \frac{\sum_{i=1}^{n} \Delta p_i q_i(0)}{\sum_{m=1}^{n} p_m(0) q_m(0)}$$

باستخدام المعادلة (15.67) عندما تكون t=صفر وتقريب $p_i(1)$ بواسطة التفاضل Δp_i

$$= \frac{\sum_{i=1}^{n} \{p_i(0) + \Delta p_i\} q_i(0)}{\sum_{m=1}^{n} p_m(0) q_m(0)} = \frac{\sum_{i=1}^{n} p_i(1) q_i(0)}{\sum_{m=1}^{n} p_m(0) q_m(0)}$$
$$= P_L(p^0, p^1, q^0, q^1) \qquad (15.71)$$

بحيث يكون $p^t \equiv [p_1(t), \ldots, p_n(t)]$ و $q^t \equiv [q_1(t), \ldots, q_n(t)]$ بالنسبة إلى $t = 0,1$. وبالتالي، يمكن ملاحظة أن تقريب ديفيزيا في الزمن المتقطع لمؤشر أسعاره المبني على أساس الزمن المتصل هو مجرد مؤشر لاسبير للأسعار، P_L، المعرّف بواسطة المعادلة (15.5).

١٥-٧٤ ولكن تحدث الآن مشكلة أشار إليها فريش (Frisch, 1936, p.8): فبدلا من تقريب المشتقات بواسطة الفروق (الأمامية) في الزمن المتقطع المعرّفة بالمعادلتين (15.69) و(15.70)، يمكن استخدام قيم مقرَّبة أخرى ويمكن الحصول على مجموعة متنوعة واسعة من التقديرات التقريبية في الزمن المتقطع. على سبيل المثال، بدلا من استخدام الفروق الأمامية وتقييم المؤشر في الزمن t=صفر، سيكون من الممكن استخدام الفروق الخلفية وتقييم المؤشر في الزمن t=١. وتُعرف هذه الفروق الخلفية كالتالي:

$$\Delta_b p_i \equiv p_i(0) - p_i(1); \quad i = 1, \ldots, n \qquad (15.72)$$

ويؤدي هذا الاستخدام للفروق الخلفية إلى التقريب التالي بالنسبة إلى $P(0)/P(1)$:

$$\frac{P(0)}{P(1)} = \frac{P(1) + \Delta_b P}{P(1)} = 1 + \frac{\Delta_b P}{P(1)} \approx 1 + \frac{\sum_{i=1}^{n} \Delta_b p_i q_i(1)}{\sum_{m=1}^{n} p_m(1) q_m(1)}$$

باستخدام (15.67) عندما تكون t=١ وتقريب $p_i(0)$ بواسطة الفرق $\Delta_b' p_i$

$$= \frac{\sum_{i=1}^{n} \{p_i(1) + \Delta_b p_i\} q_i(1)}{\sum_{m=1}^{n} p_m(1) q_m(1)}$$

$$= \frac{\sum_{i=1}^{n} p_i(0) q_i(1)}{\sum_{m=1}^{n} p_m(1) q_m(1)} = \frac{1}{P_P(p^0, p^1, q^0, q^1)} \qquad (15.73)$$

بحيث يكون P_P هو مؤشر باش المعرَّف أعلاه بالمعادلة (15.6). ويؤدي اتخاذ مقلوبات كلا جانبي المعادلة (15.73) إلى التقريب التالي في الزمن المتقطع لكل من $P(1)/P(0)$:

$$\frac{P(1)}{P(0)} \approx P_P \qquad (15.74)$$

١٥-٧٥ ومن ثم، كما ذكر فريش Frisch،[٥٣] يمكن النظر إلى كل من مؤشري باش ولاسبير على أنهما قيمتان مقرّبتان (بنفس القدر من الصحة) لمؤشر ديفيزيا للأسعار في الزمن المتصل.[٥٤] وبما أنه يمكن لمؤشري باش ولاسبير أن يختلفان اختلافا كبيرا في بعض التطبيقات التجريبية، يمكن ملاحظة أن فكرة ديفيزيا ليست مفيدة بقدر كبير في تحديد صيغة *فريدة* للرقم القياسي في الزمن المتقطع.[٥٥] ويعد المفيد في مؤشرات ديفيزيا هي الفكرة التي مؤداها أنه كلما أصبحت وحدة الزمن المتقطعة أصغر، يمكن للقيم التقريبية في الزمن المتقطع لمؤشرات ديفيزيا أن تقترب من المؤشرات الاقتصادية ذات المغزى في ظل شروط معينة. فضلا عن ذلك، إذا تم قبول مفهوم ديفيزيا على أنه المفهوم "الصحيح" لنظرية الرقم القياسي، عندئذ يمكن اتخاذ النظير "الصحيح" المقابل في الزمن

---

[٥٣] "كصيغة أولية للوصل المسلسل، قد نحصل على صيغة لاسبير أو باش أو إدجورث أو أي صيغة أخرى تقريبا، طبقا لما نختاره كمبدأ تقريب لخطوات التكامل العددي" (دراسة Frisch (1936, p. 8)).

[٥٤] كما حصل ديورت في دراسة (Diewert (1980, p.444)) على تقريبي مؤشري باش ولاسبير لمؤشر ديفيزيا، وذلك باستخدام متغير مستقل للتقريب مختلف نوعا ما. كما أوضح كيف يمكن النظر إلى عدة صيغ ممتازة أخرى للرقم القياسي في الزمن المتقطع على أنها قيم مقرَّبة لمؤشر ديفيزيا في الزمن المتصل.

[٥٥] قامت دراسة (Trivedi (1981)) بتحليل منهجي للمشاكل المتضمنة في التوصل "لأفضل" تقريب في الزمن المتقطع لمؤشرات ديفيزيا باستخدام أساليب التحليل الرقمي. وتعتمد أساليب التحليل الرقمي هذه على افتراض مفاده أن دوال السعر الجزئي "الحقيقية" في الزمن المتصل، $p_i(t)$ ، يمكن تمثيلها على نحو واف بواسطة تقريب متعدد الحدود. وبالتالي، نصل إلى نتيجة مفادها أن "أفضل" تقريب في الزمن المتقطع لمؤشر ديفيزيا يعتمد على افتراضات يصعب التحقق منها.

المتقطع كمتوسط مرجح للأرقام النسبية للأسعار بنظام السلسلة المرتبطة بالفترات المجاورة قيد النظر، حيث تكون الأوزان الترجيحية ممثِلة نوعا ما للفترتين قيد النظر.

المؤشرات ثابتة الأساس مقابل المؤشرات بنظام السلسلة

١٥-٧٦ في هذا القسم،[٥٦] نناقش مزايا استخدام نظام السلسلة لإعداد مؤشرات للأسعار في سياق السلسلة الزمنية مقابل استخدام النظام ثابت الأساس.[٥٧]

١٥-٧٧ ويقيس نظام السلسلة[٥٨] التغير في الأسعار من فترة إلى فترة تالية باستخدام صيغة رقم قياسي ثنائي تتضمن الأسعار والكميات المرتبطة بالفترتين المتجاورتين. ثم تتم مراكمة معدلات التغير للفترة الواحدة هذه (وصلات السلسلة) لتعطي المستويات النسبية للأسعار على مدى كامل الفترة قيد النظر. وبالتالي، إذا كان المؤشر الثنائي للأسعار هو P، فإن نظام السلسلة يولد النمط التالي من مستويات الأسعار بالنسبة للفترات الثلاثة الأولى:

$$1,\ P(p^0,p^1,q^0,q^1),\ P(p^0,p^1,q^0,q^1)\,P(p^1,p^2,q^1,q^2) \qquad (15.75)$$

١٥-٧٨ وعلى النقيض، فإن النظام ثابت الأساس لمستويات الأسعار، باستخدام صيغة الرقم القياسي الثنائي ذاتها P، يقوم ببساطة بحساب مستوى الأسعار في الفترة t نسبةً إلى فترة الأساس صفر على أنه $P(p^0,p^t,q^0,q^t)$. وعليه، فإن النمط ثابت الأساس لمستويات الأسعار للفترات صفر،١، و٢ هو:

$$1,\ P(p^0,p^1,q^0,q^1),\ P(p^0,p^2,q^0,q^2) \qquad (15.76)$$

١٥-٧٩ ويُلاحظ أنه في كل من نظام السلسلة والنظام ثابت الأساس لمستويات الأسعار المعرفان في الصيغتين (15.75) و(15.76)، يتم تحديد مستوى أسعار فترة الأساس بما يساوي ١. وتعد الممارسة المعتادة في الوكالات

---

[٥٦] يعتمد هذا القسم في أغلبه على دراستي هيل Hill (1988; 1993, p. 385-390).

[٥٧] تقدم النتائج الواردة في الملحق ١٥-٤ بعض الدعم النظري لاستخدام المؤشرات بنظام السلسلة حيث يتم توضيح أنه في ظل ظروف معينة، سوف يكون مؤشر ديفيزيا مساويا لمؤشر اقتصادي ما. وبالتالي، فإن أي تقريب في الزمن المتقطع لمؤشر ديفيزيا سوف يكون مقاربا للمؤشر الاقتصادي كلما قصرت الفترة الزمنية. وبالتالي، فإنه في ظل ظروف معينة سوف تقترب المؤشرات بنظام السلسلة من مؤشر اقتصادي أساسي.

[٥٨] قامت كل من دراسات (Lehr (1885, p. 45–46) و Marshall (1887, p. 373)) باستحداث مبدأ "السلسلة" على نحو مستقل في الدراسات الاقتصادية. وقد لاحظ كلا الكاتبين أن نظام السلسلة سوف يحد من الصعوبات التي تنشأ عن استحداث سلع جديدة في الاقتصاد، وهي نقطة أشارت إليها أيضا دراسة ((Hill (1993, p. 388). وقد استحدث فيشر (دراسة Fisher, (1911, p. 203)) مصطلح "نظام السلسلة".

الإحصائية هو تحديد مستوى أسعار فترة الأساس بما يساوى ١٠٠. وإذا ما تم ذلك، عندئذ يكون ضروريا ضرب كل رقم بالصيغتين (15.75) و(15.76) في ١٠٠.

١٥-٨٠ ونظرا للصعوبات التي تواجه الوكالات الإحصائية في الحصول على معلومات الفترة الجارية عن الكميات (أو عن النفقات)، ينشئ العديد منها مؤشر أسعار المستهلكين بشكل فضفاض يقوم على أساس استخدام صيغة لاسبير (15.5) والنظام ثابت الأساس. وبالتالي، من الجدير بالاهتمام أن يتم النظر في بعض المشاكل المحتملة المصاحبة لاستخدام مؤشرات لاسبير ثابتة الأساس.

١٥-٨١ تتمثل المشكلة الرئيسية في استخدام مؤشرات لاسبير ثابتة الأساس في أن السلة الثابتة لسلع الفترة صفر التي يتم تسعيرها في الفترة t غالبا ما تكون مختلفة تماما عن سلة الفترة *t*. وعليه، إذا كانت هناك اتجاهات عامة نظامية على الأقل في بعض الأسعار والكميات[٥٩] في سلة المؤشر، يمكن أن يختلف مؤشر لاسبير للأسعار ثابت الأساس $P_L(p^0,p^t,q^0,q^t)$ تماما عن مؤشر باش للأسعار ثابت الأساس المقابل $P_P(p^0,p^t,q^0,q^t)$.[٦٠] وهذا يعني أن كلا المؤشرين من المرجح ألا يمثلان على نحو واف الحركة في الأسعار المتوسطة عبر الفترة الزمنية قيد الدراسة.

١٥-٨٢ ولا يمكن استخدام مؤشر لاسبير للكميات ذي الأساس الثابت على الدوام: ففي نهاية الأمر تصبح كميات فترة الأساس q^0 بعيدة جدا عن كميات الفترة الجارية q^t بحيث يجب تغيير الأساس. ويعد الوصل المسلسل هي الحالة المحددة التي يتم فيها تغيير الأساس كل فترة.[٦١]

---

[٥٩] من أمثلة السلع التي تتجه أسعارها بشكل عام للانخفاض بسرعة وكمياتها للزيادة هي أجهزة الحاسب الآلي، والأجهزة الإلكترونية بأنواعها، ورسوم الدخول على شبكة الإنترنت والاتصالات.

[٦٠] يُلاحَظ أن $P_L(p^0,p^t,q^0,q^t)$ سوف يساوي $P_P(p^0,p^t,q^0,q^t)$ إذا كان *أي* من متّجهي الكميات q^0 أو q^t متناسبا أو متّجهي الأسعار p^0 و p^t متناسبين. وبالتالي، من أجل الحصول على فرق بين مؤشري باش ولاسبير، يلزم أن يكون هناك عدم تناسب *في كل* من الأسعار والكميات.

[٦١] يمكن للتقلبات الموسمية المنتظمة أن تجعل البيانات الشهرية وربع السنوية "ترتد bounce"—باستخدام المصطلح الذي وضعته دراسة (Szulc (1983, p. 548))— ويؤدي الوصل المسلسل للبيانات المرتدة إلى قدر كبير من "انحراف" المؤشر؛ بما معناه أنه إذا حدث بعد ١٢ شهرا أن عادت الأسعار والكميات إلى مستويات العام السابق، عندئذ لن يعود المؤشر الشهري بنظام السلسلة عادة إلى الواحد الصحيح. وبالتالي، لا يُوصَى باستخدام المؤشرات بنظام السلسلة بالنسبة للبيانات الشهرية أو ربع السنوية "ذات التشويش noisy" دون دراسة دقيقة.

١٥-٨٣ وتتمثل الميزة الرئيسية لنظام السلسلة في أنه في ظل الأوضاع الطبيعية، سوف يؤدي الوصل المسلسل إلى تخفيض الفرق بين مؤشري باش ولاسبير.[٦٢] ويمكن لهذين المؤشرين إعطاء نظرة غير متماثلة على مقدار التغير في الأسعار الذي حدث بين الفترتين قيد الدراسة وقد يكون متوقعا أن يقع التقدير بالنقطة الواحدة لإجمالي تغير الأسعار بين هذين التقديرين. وعليه، فإن استخدام مؤشر باش أو مؤشر لاسبير بنظام السلسلة سوف يؤدي في العادة إلى فرق أصغر بين الاثنين وبالتالي إلى تقديرات أقرب إلى "الحقيقة".[٦٣]

١٥-٨٤ واستنادا إلى البحوث السابقة لكل من (Szulc (1983) و Hill (1988, pp. 136-137))، أشارت دراسة (Hill (1993, p.388)) إلى عدم ملاءمة استخدام نظام السلسلة عند تذبذب أو ارتداد الأسعار. ويمكن أن تحدث هذه الظاهرة في سياق التقلبات الموسمية المنتظمة أو حروب الأسعار. إلا أنه في سياق تغير الأسعار والكميات بصورة تتسم بالرتابة تقريبا، أوصى هيل (دراسة Hill (1993, p. 389)) باستخدام المؤشرات المرجحة على نحو متماثل بنظام السلسلة (راجع الفقرات من ١٥-١٨ إلى ١٥-٣٢). وتعد مؤشرات فيشر وولش أمثلة على المؤشرات المرجحة على نحو متماثل.

١٥-٨٥ ومن الممكن أن نتوخى مزيدا من الدقة بشأن الظروف التي تتم في إطارها عملية السلسلة من عدمها. فيعد الوصل المسلسل مستصوبا أساسا إذا كانت الأسعار والكميات المرتبطة بفترات متجاورة *أكثر تشابها* من أسعار وكميات الفترات الأبعد، حيث إن هذه الاستراتيجية سوف تؤدي إلى تضييق الفرق بين مؤشري باش ولاسبير عند كل وصلة.[٦٤] وبالطبع، نحتاج مقياسا لمدى تشابه الأسعار والكميات المرتبطة بالفترتين. وقد تكون

---

[٦٢] راجع دراستي (Diewert (1978, p. 895)) و(Hill (1988; 1993, pp. 387–388)).

[٦٣] سوف يتم في الفصل ١٩ توضيح هذه الملاحظة باستخدام مجموعة بيانات اصطناعية.

[٦٤] عند مناقشته ما إذا يجب بناء أرقام قياسية ذات أساس ثابت أو بنظام السلسلة، سلّم ولش بأن دقة كافة صيغ الرقم القياسي الثنائية المعقولة سوف تتحسن، بشرط أن تكون الفترتان أو الحالتان قيد المقارنة أكثر تشابها، وبالتالي فضّل استخدام المؤشرات بنظام السلسلة: "السؤال المطروح في الواقع هو في أي من الطريقتين [الرقم القياسي ذو الأساس الثابت أو الرقم القياسي بنظام السلسلة] قد نحصل على مزيد من الدقة في المقارنات التي يتم إجراؤها؟ وهنا تميل الاحتمالات في صالح الطريقة الثانية؛ لأنه من المرجح أن تكون الظروف أقل اختلافا بين الفترتين المتجاورتين مقارنة بفترتين تفصلهما على سبيل المثال خمسون عاما (دراسة Walsh (1901 pp. 206)).

وقد كرر ولش فيما بعد (دراسة Walsh (1921a, pp. 84-85)) تفضيله للأرقام القياسية بنظام السلسلة. كذلك استخدم فيشر فكرة أن نظام السلسلة سوف يقوم عادة بإجراء مقارنات ثنائية بين بيانات الأسعار والكميات التي كانت أكثر تشابها، ومن ثم فإن المقارنات الناتجة سوف تكون أكثر دقة:

> تتم مقارنة الرقمين القياسيين للعامين ١٩٠٩ و١٩١٠ (يتم حساب كل منهما على أساس الفترة ١٨٦٧-١٨٧٧) مع أحدهما الآخر. بيد أن المقارنة المباشرة بين العامين ١٩٠٩ و١٩١٠ سوف تعطي نتيجة مختلفة وذات قيمة أعلى. ويعد استخدام أساس مشترك مماثلا لمقارنة

مقاييس التشابه *نسبية* أو *مطلقة*. وفي حالة المقارنات المطلقة، يكون المتّجهان لذات البُعد متشابهين إذا كانا متطابقين ومختلفين فيما عدا ذلك. وفي حالة المقارنات النسبية، يكون المتّجهان متشابهين إذا كانا متناسبين ومختلفين إذا كانا غير متناسبين.[٦٥] وبمجرد تعريف مقياس التشابه، يمكن مقارنة أسعار وكميات كل فترة مع الأخرى باستخدام هذا المقياس، ويمكن إنشاء "شجرة" أو مسار يصل كافة الملاحظات بحيث تتم مقارنة الملاحظات المتشابهة مع إحداها الأخرى باستخدام صيغة الرقم القياسي الثنائي.[٦٦] وقد رأى هيل (1995) Hill أن اختلاف هياكل الأسعار بين بلدين يزيد كلما زاد الفرق بين P_L وP_P ؛ أي كلما زاد $\{P_L/P_P, P_P/P_L\}$. وتتمثل المشكلة في هذا المقياس للاختلاف في هياكل أسعار اثنين من البلدان في احتمال أن يكون $P_L = P_P$ (بحيث يسجل مقياس هيل درجة قصوى من التشابه)، ولكن قد يختلف p^0 كثيرا عن p^t. وبالتالي، هناك حاجة لدراسة أكثر منهجية لمقاييس التشابه (الاختلاف) لأجل اختيار المقياس "الأفضل" الذي يمكن استخدامه كأحد مدخلات خوارزمية شجرة الاتساع (spanning tree algorithm) الخاصة بهيل Hill (1999a; 1999b; 2001) لوصل الملاحظات.

١٥-٨٦ وطريقة وصل الملاحظات الموضحة في الفقرة السابقة استنادا إلى تشابه هياكل الأسعار والكميات لأي ملاحظتين قد لا تكون عملية في سياق وكالة إحصائية نظرا لأن إضافة أي فترة جديدة قد تؤدي إلى إعادة ترتيب الوصلات السابقة. غير أن الطريقة "العلمية" المذكورة أعلاه لوصل الملاحظات قد تكون مفيدة في البت فيما إذا كان الوصل المسلسل محبَّذا أم يتعين استخدام المؤشرات ثابتة الأساس مع إجراء مقارنات شهرية داخل السنة.

الأطوال النسبية لرجلين من خلال قياس طول كل منهما فوق الأرض، بدلا من وقوف الرجلين ظهر بظهر وقياس فرق الطول مباشرة من قمة رأسيهما (دراسة ((Fisher (1911, p. 2,4)).

وعليه، يبدو مستصوبا مقارنة كل عام مع العام الذي يليه، أو بمعنى آخر جعل أحد العامين أساسا للعام التالي. وقد أوصى مارشال وإجورث وفلاكس باتباع هذا الإجراء. حيث يتغلب ذلك على صعوبة التغيرات غير المتسقة في الكميات، نظرا لأن أي متباينات في السنوات المتتالية تكون صغيرة نسبيا (دراسة (Fisher (1911, pp. 423-424)).

[٦٥] تتبع دراسة ((Diewert (2002b) منهجا بديهيا لتعريف مختلف *المؤشرات* للاختلاف المطلق والنسبي.

[٦٦] أشار فيشر (دراسة Fisher (1922, pp. 271–276)) إلى إمكانية استخدام الوصل المكاني؛ أي وصل البلدان المتماثلة من حيث الهيكل. ومع ذلك، فقد تزايدت الدراسات الحديثة كنتيجة الجهود الرائدة لروبرت هيل (دراسة Robert Hill (1995; 1999a; 1999b; 2001)). حيث استخدمت دراسة ((Hill (1995) الفرق بين مؤشري باش ولاسبير للأسعار كدليل على التشابه، موضحا أن هذا المعيار يعطي نفس النتائج التي يعطيها معيار ينظر إلى الفرق بين مؤشري باش ولاسبير للكميات.

١٥–٨٧ وقد اعترض بعض واضعي نظريات الرقم القياسي على مبدأ السلسلة على أساس أنه يفتقر إلى نظير في السياق المكاني:

> إنها [المؤشرات بنظام السلسلة] تنطبق فحسب على المقارنات بين الفترات الزمنية، وعلى نقيض المؤشرات المباشرة فإنها لا تنطبق على الحالات التي لا يُوجد فيها ترتيب أو تسلسل طبيعي. ومن ثم، فإن مفهوم المؤشر بنظام السلسلة مثلا ليس له نظير في مقارنات الأسعار بين المناطق ودوليا، نظرا لأن البلدان لا يمكن ترتيبها بأسلوب "منطقي" أو "طبيعي" (أي لا يوجد البلد k+1 أو البلد k-1 كي يُقارَن بالبلد k) (دراسة von der Lippe (2001, p. 12)).[٦٧]

وهذا صحيح بالطبع، ولكن منهج هيل لا يؤدي إلى مجموعة "طبيعية" من الوصلات المكانية. وسوف يؤدي تطبيق نفس المنهج على سياق السلاسل الزمنية إلى مجموعة من الوصلات بين الفترات قد لا تكون شهرية ولكنها في العديد من الحالات تبرر الوصل السنوي للبيانات المرتبطة بذات الشهر. وتتم إعادة النظر في هذه المشكلة في الفصل الثاني والعشرين.

١٥–٨٨ ويعد جديرا ببعض الاهتمام تحديد إن كانت هناك صيغ للرقم القياسي تعطي نفس الإجابة سواء عند استخدام النظام ثابت الأساس أو نظام السلسلة. وبمقارنة تسلسل المؤشرات بنظام السلسلة المعرَّفة بالمعادلة (15.75) بالمؤشرات ثابتة الأساس المقابلة، يمكن ملاحظة أننا سنحصل على نفس الإجابة في كافة الفترات الثلاثة إذا كانت صيغة الرقم القياسي P تستوفي المعادلة الدالية التالية بالنسبة لكافة متّجهات الأسعار والكميات.

$$P(p^0, p^2, q^0, q^2) = P(p^0, p^1, q^0, q^1)P(p^1, p^2, q^1, q^2) \quad (15.77)$$

وإذا كانت صيغة الرقم القياسي P تستوفي المعادلة (15.77)، عندئذ فإن P يجتاز *اختبار الدائرية (circularity test)*.[٦٨]

---

[٦٧] تتعين الإشارة إلى أن دراسة von der Lippe (2001, pp. 56-58) ناقد شديد لكافة اختبارات الرقم القياسي التي تستند إلى التماثل في سياق السلاسل الزمنية، على الرغم من أنه يرغب في قبول التماثل في سياق إجراء مقارنات دولية. "ولكن ثمة أسباب جيدة *لعدم* الإصرار على مثل هذه المعايير في حالة ما بين *الفترات الزمنية*. وعندما لا يوجد تماثل بين صفر وt، فليست هناك فائدة من المبادلة بين صفر وt" (دراسة von der Lippe (2001, pp. -58)).

[٦٨] يُعزى اسم الاختبار إلى فيشر (دراسة Fisher (1922, p. 413)) ونشأ المفهوم في الأصل من دراسة (Westergaard (1890, pp. 218–219)).

١٥-٨٩ وإذا كان من المفترض أن تستوفي صيغة الرقم القياسي P خصائص أو اختبارات معينة إلى جانب اختبار *الدائرية* المشار إليه أعلاه،[٦٩] عندئذ توضح دراسة (Funke, Hacker and Voeller (1979)) أن P يجب أن يأخذ الشكل الدالي التالي، والذي وضعه في الأصل [٧٠](دراسة Konüs and Byushgens (1926, pp. 163-166)):[٧١]

$$P_{KB}(p^0,p^1,q^0,q^1) \equiv \prod_{i=1}^{n}\left(\frac{p_i^1}{p_i^0}\right)^{\alpha_i} \qquad (15.78)$$

حيث تستوفي الثوابت n α_i القيود التالية:

$$\sum_{i=1}^{n}\alpha_i = 1 \text{ and } \alpha_i > 0 \quad \text{for } i=1,\ldots,n \qquad (15.79)$$

وعليه، في ظل أوضاع تتسم بضعف الانتظام، فإن مؤشر الأسعار الوحيد الذي يجتاز اختبار الدائرية هو متوسط هندسي مرجح لكافة فرادى نسب الأسعار، على أن تكون الأوزان الترجيحية ثابتة عبر الزمن.

١٥-٩٠ وتحدث حالة خاصة مثيرة للاهتمام من عائلة المؤشرات المعرّفة بالمعادلة (15.78) عندما تكون كافة الأوزان الترجيحية α_i متساوية. وفي هذه الحالة، يُختَزل P_{KB} إلى مؤشر جيفون Jevons (1865):

$$P_J(p^0,p^1,q^0,q^1) \equiv \prod_{i=1}^{n}\left(\frac{p_i^1}{p_i^0}\right)^{\frac{1}{n}} \qquad (15.80)$$

١٥-٩١ وتتمثل المشكلة في المؤشرات التي قام بتعريفها كل من Konüs و Byushgens وJevons في أن فرادى نسب الأسعار، p_i^1/p_i^0 ، لديها أوزان ترجيحية (سواء α_i أو $1/n$) *مستقلة* عن الأهمية الاقتصادية للسلعة i في

---

[٦٩] تتمثل الاختبارات الإضافية المشار إليها آنفا في: (١) إيجابية واستمرارية $P(p^0,p^1,q^0,q^1)$ لكافة متّجهات الكميات والأسعار الموجبة فقط $P(p^0,p^1,q^0,q^1)$ ؛ (٢) اختبار التطابق؛ (٣) اختبار قابلية القياس؛ (٤) أن يكون $P(p^0,p^1,q^0,q^1)$ متجانس إيجابيا من الدرجة الأولى في مكونات p^1 و(٥) ويكون $P(p^0,p^1,q^0,q^1)$ متجانس إيجابيا من الدرجة صفر في مكونات q^1.

[٧٠] يبين Konüs وByushgens أن المؤشر المعرّف بالمعادلة (17.78) دقيق لأفضليات كوب دوغلاس Cobb-Douglas (1928)؛ راجع أيضا دراسة (Pollak (1983, pp. 119-120)). ويتم تفسير مفهوم صيغة الرقم القياسي الدقيق في الفصل ١٧.

[٧١] يمكن استخلاص النتيجة في المعادلة (15.78) باستخدام النتائج في دراستي

(Eichhorn (1978, pp. 167-168) وVogt and Barta (1997, p.47)). ويمكن إيجاد دليل بسيط في دراسة (Balk (1995)). وتبرر هذه النتيجة حدس فيشر Irving Fisher (1922, p. 274) بأن "الصيغ الوحيدة التي تلتزم تماما باختبار الدائرية هي الأرقام القياسية ذات الأوزان الترجيحية الثابتة ...". وقد استطرد فيشر (دراسة Fisher (1922, p. 275)) مؤكدا "ولكن من الواضح أن الترجيح الثابت غير صحيح نظريا. فإذا قارنا عام ١٩١٣ مع ١٩١٤، نحتاج إلى مجموعة واحدة من الأوزان الترجيحية؛ وإذا قارنا عام ١٩١٣ مع عام ١٩١٥، نحتاج، على الأقل نظريا، إلى مجموعة أخرى من الأوزان الترجيحية. ... وعلى نحو مماثل، إذا تحولنا من الزمان إلى المكان، فإن رقما قياسيا للمقارنة بين الولايات المتحدة وإنجلترا يستلزم مجموعة من الأوزان الترجيحية، بينما يستلزم رقم قياسي للمقارنة بين الولايات المتحدة وفرنسا، على الأقل نظريا، مجموعة أخرى من الأوزان الترجيحية.

الفترتين قيد الدراسة. وبصيغة أخرى، فإن هذه الأوزان الترجيحية للأسعار مستقلة عن كميات السلعة i التي تم استهلاكها أو النفقات على السلعة i خلال الفترتين. وعليه، فإن هذه المؤشرات غير مناسبة في الواقع للاستخدام من قبل الوكالات الإحصائية على المستويات الأعلى من التجميع عندما تتوافر معلومات أنصبة الإنفاق.[٧٢]

١٥-٩٢ وتوضح النتائج أعلاه أنه من غير المفيد السؤال عما إذا كان مؤشر الأسعار P يجتاز اختبار الدائرية *بدقة*. إلا أنه جدير ببعض الاهتمام إيجاد صيغ للرقم القياسي تجتاز اختبار الدائرية بدرجة من التقريب، نظرا لأن استخدام مثل هذه الصيغة للرقم القياسي سوف يؤدي إلى مقاييس لإجمالي التغير في الأسعار متشابهة إلى حد ما بغض النظر عما إذا استخدمنا أنظمة السلسلة أو الأنظمة ثابتة الأساس. وقد وجد فيشر (دراسة Fisher (1922, p.284)) أن الانحرافات عن الدائرية باستخدام مجموعة بياناته ومؤشر فيشر المثالي للأسعار P_F المعرّف بالمعادلة (15.12) أعلاه كانت ضئيلة جدا. وقد ثبتت صحة هذه الدرجة العالية نسبيا من التطابق بين المؤشرات ثابتة الأساس وبنظام السلسلة في حالة الصيغ الأخرى المرجحة على نحو متماثل، مثل مؤشر ولش P_W المعرَّف بالمعادلة (15.19).[٧٣] وفي معظم تطبيقات السلاسل الزمنية لنظرية الرقم القياسي حيث يتم تغيير سنة الأساس في المؤشرات ثابتة الأساس كل خمس سنوات تقريبا، لن يكون مهما كثيرا ما إذا كانت الوكالة الإحصائية تستخدم مؤشر للأسعار ثابت الأساس أو مؤشر بنظام السلسلة، بشرط استخدام صيغة مرجحة على نحو متماثل.[٧٤] وبالطبع، سوف يتوقف الاختيار بين المؤشر ثابت الأساس والمؤشر بنظام السلسلة على طول السلسلة الزمنية محل الدراسة ودرجة التفاوت في الأسعار والكميات عندما ننتقل من فترة لأخرى. وكلما زاد خضوع الأسعار والكميات لتقلبات كبيرة (بدلا من الاتجاهات العامة الممهدة)، قل التطابق.[٧٥]

---

[٧٢] عندما يكون هناك فترتين فقط قيد المقارنة وتكون معلومات أنصبة الإنفاق متوفرة لكلا الفترتين، عندئذ فإن المنهج الاقتصادي سوف يشير في الفصل السابع عشر إلى أن الاختيارات الجيدة للأوزان الترجيحية α_i هي المتوسطات الحسابية لأنصبة الإنفاق في الفترتين صفر و١، s_i^0 و s_i^1.

[٧٣] راجع، على سبيل المثال، دراسة (Diewert (1978, p. 894)). وقد وجدت دراسة (Walsh (1901, pp. 424 and 429)) أن صيغه الثلاثة الممتازة كانت جميعها قريبة من بعضها البعض على نحو جيد، وكذلك فيشر المثالي بالنسبة لمجموعة بياناته المختلفة.

[٧٤] وبشكل أكثر تحديدا، فإن معظم المؤشرات الممتازة (المرجحة على نحو متماثل) سوف تجتاز اختبار الدائرية بدرجة مرتفعة من التقريب في سياق السلاسل الزمنية. راجع الفصل ١٧ للاطلاع على تعريف للمؤشر الممتاز. ويجدر التأكيد على أن مؤشري باش ولاسبير ثابتي الأساس من المرجح أن يختلفان بشكل كبير على مدى فترة خمس سنوات إذا كانت أجهزة الحاسب الآلي (أو أي سلعة أخرى تتسم باتجاهات عامة في الأسعار والكميات تختلف تماما عن الاتجاهات العامة في السلع الأخرى) متضمنة في إجمالي القيم محل الدراسة (راجع الفصل ١٩ للاطلاع على بعض الأدلة "التجريبية" حول هذا الموضوع).

[٧٥] مرة أخرى، راجع دراستي (Szulc (1983) و Hill (1988)).

١٥-٩٣ ومن الممكن إعطاء تفسير نظري للاجتياز التقريبي لاختبار الدائرية بالنسبة لصيغ الرقم القياسي المرجحة على نحو متماثل. وثمة صيغة أخرى مرجحة على نحو متماثل ألا وهي مؤشر تورنكفيست Törnqvist P_T.[٧٦] ويتم تعريف اللوغاريتم الطبيعي لهذا المؤشر كالتالي:

$$\ln P_T(p^0,p^1,q^0,q^1) \equiv \sum_{i=1}^{n} \frac{1}{2}\left(s_i^0+s_i^1\right)\ln\left(\frac{p_i^1}{p_i^0}\right) \quad (15.81)$$

حيث يتم تعريف أنصبة إنفاق الفترة t s_i^t بواسطة المعادلة (15.7). وتوضح دراسة (Alterman, Diewert and Feenstra (1999, p. 61)) أنه إذا كانت النسب اللوغاريتمية للأسعار $\ln(p_i^t/p_i^{t-1})$ تتجه خطيا مع الزمن t كما تتجه أنصبة الإنفاق s_i^t خطيا مع الزمن، عندئذ سوف يجتاز مؤشر تورنكفيست P_T اختبار الدائرية بدقة.[٧٧] وبما أن العديد من السلاسل الزمنية الاقتصادية عن الأسعار والكميات يجتاز هذه الافتراضات بشكل تقريبي، فإن مؤشر تورنكفيست P_T سوف يجتاز اختبار الدائرية على نحو تقريبي. وكما هو موضح في الفصل التاسع عشر، سوف يمثل مؤشر تورنكفيست بشكل عام تقديرا تقريبيا لمؤشري فيشر وولش المرجحين على نحو متماثل، بحيث إنه في العديد من السلاسل الزمنية الاقتصادية (ذات الاتجاهات العامة الممهدة) تجتاز كافة المؤشرات الثلاثة المرجحة على نحو متماثل اختبار الدائرية بدرجة عالية بما يكفي من التقريب بحيث لا يهم ما إذا كنا نستخدم المبدأ ثابت الأساس أو بنظام السلسلة.

١٥-٩٤ وقد استحدث ولش (دراسات Walsh (1901, p. 401; 1921a, p. 98; 1921b, p. 540)) الشكل المفيد التالي لاختبار الدائرية:

$$1 = P(p^0,p^1,q^0,q^1)P(p^1,p^2,q^1,q^2)\ldots P(p^T,p^0,q^T,q^0) \quad (15.82)$$

ويتمثل الدافع من هذا الاختبار فيما يلي. تستخدم صيغة الرقم القياسي الثنائي $P(p^0,p^1,q^0,q^1)$ لحساب التغير في الأسعار من الفترة صفر إلى الفترة ١، وتستخدم ذات الصيغة التي تم تقييمها بالبيانات المقابلة للفترتين ١ و٢، $P(p^1,p^2,q^1,q^2)$، لحساب التغير في الأسعار من الفترة ١ إلى الفترة ٢، ...، وتستخدم $P(P^{T-1},p^T,q^{T-1},q^T)$ لحساب التغير في الأسعار من الفترة T-1 إلى الفترة T، وتُستَحدث فترة مصطنعة T+1 تتسم بنفس سعر وكمية الفترة الأولية صفر وتستخدم $P(p^T,p^0,q^T,q^0)$ لحساب تغير الأسعار من الفترة T

[٧٦] تم استحداث هذه الصيغة بصورة غير مباشرة في دراسة (Törnqvist (1936)) وبصورة مباشرة في دارسة (Törnqvist and Törnqvist (1937)).

[٧٧] يمكن مد نتيجة الدقة هذه لتغطي الحالة حيث تكون هناك تغيرات نسبية شهرية في الأسعار، وتتسم أنصبة الإنفاق بآثار موسمية ثابتة بالإضافة إلى اتجاهات عامة خطية؛ راجع دراسة (Alterman, Diewert and Feenstra (1999, p. 65)).

إلى الفترة صفر. وفي النهاية، تُضرب كافة هذه المؤشرات معا. وبما أننا نصل في النهائية حيث بدأنا، يتعين نموذجيا أن تكون محصلة كافة هذه المؤشرات واحدا صحيحا. وقد أطلق ديورت (دراسة Diewert (1993a, p. 40)) على هذا الاختبار *اختبار التطابق متعدد الفترة (multi-period identity test)*.[٧٨] ويُلاحظ أنه إذا كانت $T=2$ (بحيث يكون إجمالي عدد الفترات ثلاثا)، عندئذ يُختزل اختبار ولش إلى اختبار انعكاس الأساس الزمني لفيشر (دراسة Fisher (1921 p. 534; 1922, p. 64)).[٧٩]

١٥-٩٥ وقد أوضح ولش (دراسة Walsh (1901, pp. 423–433)) كيف يمكن استخدام اختباره للدائرية لتقييم مدى "جودة" أي صيغة للرقم القياسي الثنائي. وما فعله هو اختراع بيانات غير حقيقية للأسعار والكميات لخمس فترات، ثم أضاف فترة سادسة لها بيانات الفترة الأولى. ثم قام بتقييم الجانب الأيمن من المعادلة (15.82) لمختلف الصيغ، $P(p^0,p^1,q^0,q^1)$، وحدد إلى مدى تبعد النتائج عن الواحد الصحيح. وقد كان "لأفضل" صيغه حاصل قريب من الواحد.[٨٠]

١٥-٩٦ وغالبا ما يتم استخدام هذا الإطار ذاته لتقييم فاعلية *المؤشرات* بنظام السلسلة مقابل نظائرها المباشرة. ومن ثم، فإذا تبين أن الجانب الأيمن من المعادلة (15.82) مختلف عن الواحد الصحيح، يُقال إن المؤشرات بنظام السلسلة تعاني من "انحراف السلسلة chain drift". وإذا كانت صيغة تعاني من "انحراف السلسلة"، يُوصَى أحيانا باستخدام المؤشرات ثابتة الأساس محل المؤشرات بنظام السلسلة. ومع ذلك، فإن هذه النصيحة في حالة قبولها سوف تؤدي *دائما* إلى استخدام المؤشرات ثابتة الأساس، بشرط أن تجتاز صيغة الرقم القياسي الثنائي اختبار التطابق، $P(p^0,p^0,q^0,q^0)=1$. وعليه، لا يُوصى باستخدام اختبار ولش للدائرية للبت فيما إذا كان من المتعين حساب المؤشرات ثابتة الأساس أم المؤشرات بنظام السلسلة. ومن العدل أن نستخدم اختبار ولش للدائرية، نظرا لأنه استخدمه في الأصل كطريقة تقريبية لتحديد مدى "جودة" صيغة ما للرقم القياسي. وللبت في استخدام المؤشرات بنظام السلسلة أم المؤشرات ثابتة الأساس، يُنظر في مدى تشابه الملاحظات قيد المقارنة واختيار الطريقة التي تصل بين أكثر الملاحظات تشابها على نحو أفضل.

---

[٧٨] وقد أطلق ولش (دراسة (Walsh, 1921a, p.98)) على هذا الاختبار اسم اختبار الدائرية، ولكن نظرا لأن فيشر استخدم أيضا هذا المصطلح لوصف اختبار القابلية للتعدي (transitivity test)، المعرَّف آنفا بالمعادلة (15.77)، يبدو من الأفضل الالتزام بمصطلح فيشر لرسوخه جيدا في الدراسات الاقتصادية.

[٧٩] أشار ولش ((Walsh (1921b, pp. 540–541)) إلى أن اختبار انعكاس الأساس الزمني كان حالة خاصة لاختباره للدائرية.

[٨٠] يعد ذلك أساسا شكلا مختلفا من المنهجية التي استخدمها فيشر Fisher (1922, p.284) للتحقق من مدى تطابق مختلف الصيغ مع صيغته لاختبار الدائرية.

١٥-٩٧ تم في هذا الفصل تقديم مختلف الخواص والمبادئ البديهية أو الاختبارات التي يمكن لصيغة رقم قياسي ما أن تستوفيها. وفي الفصل التالي، تتم دراسة المنهج الاختباري لنظرية الرقم القياسي بأسلوب نظامي على نحو أكبر.

الملحق ١٥-١ العلاقة بين مؤشري باش ولاسبير

١- باسترجاع الرموز المستخدمة في الفقرات من ١٥-١١ إلى ١٥-١٧ أعلاه، يُعرَّف السعر النسبي للسلعة i أو الرقم النسبي للأسعار r_i والرقم النسبي لكميات السلعة i t_i كالتالي:

$$r_i \equiv \frac{p_i^1}{p_i^0}; t_i \equiv \frac{q_i^1}{q_i^0}; \quad i=1,\ldots,n \qquad \text{(A15.1.1)}$$

وباستخدام الصيغة (15.8) لمؤشر لاسبير للأسعار P_L والتعاريف (A15.1.1)، نحصل على:

$$P_L = \sum_{i=1}^{n} r_i s_i^0 \equiv r^* \qquad \text{(A15.1.2)}$$

أي نعرّف الرقم النسبي "المتوسط" للأسعار r^* كمتوسط مرجح بالأنصبة لإنفاق فترة الأساس لفرادى الأرقام النسبية للأسعار، r_i.

٢- وباستخدام الصيغة (15.6) لمؤشر باش للأسعار P_P، نحصل على:

$$P_P \equiv \frac{\sum_{i=1}^{n} p_i^1 q_i^1}{\sum_{m=1}^{n} p_m^0 q_m^1} = \frac{\sum_{i=1}^{n} r_i t_i p_i^0 q_i^0}{\sum_{m=1}^{n} t_m p_m^0 q_m^0}$$

باستخدام التعريف (A15.1.1)

$$= \frac{\sum_{i=1}^{n} r_i t_i s_i^0}{\sum_{m=1}^{n} t_m s_m^0} = \left\{ \frac{1}{\sum_{m=1}^{n} t_m s_m^0} \sum_{i=1}^{n} (r_i - r^*)(t_i - t^*) s_i^0 \right\} + r^* \qquad \text{(A15.1.3)}$$

باستخدام (A15.1.1) و $\sum_{i=1}^{n} s_i^0 = 1$ وحيث يتم تعريف "متوسط" الرقم النسبي للكميات t^* كالتالي:

$$t^* \equiv \sum_{i=1}^{n} t_i s_i^0 = Q_L \qquad \text{(A15.1.4)}$$

حيث تتبع المتطابقة الأخيرة باستخدام المعادلة (15.11)، تعريف مؤشر لاسبير للكميات Q_L.

٣- ويؤدي حساب الفرق بين P_P و P_L واستخدام المعادلات (A15.1.2)-(A15.1.4) إلى ما يلي:

$$P_P - P_L = \frac{1}{Q_L} \sum_{i=1}^{n} (r_i - r^*)(t_i - t^*) s_i^0 \qquad \text{(A15.1.5)}$$

ولنفرض أن r و t متغيرات عشوائية متقطعة تتخذ القيم n r_i و t_i، على الترتيب. ولنفرض أن s_i^0 هو الاحتمال المشترك بأن $r=r_i$ و $t=t_i$ بالنسبة إلى $i=1,\ldots,n$ ولنفرض أن الاحتمال المشترك صفر إذا كان $r=r_i$ و $t=t_j$

حيث $i \neq j$. ويمكن التحقق من أن مجموع $\sum_{i=1}^{n}(r_i - r^*)\ (t_i - t^*)s_i^0$ على الجانب الأيمن من المعادلة (A15.1.5) هو التغاير بين الأرقام النسبية للأسعار r_i والأرقام النسبية للكميات المقابلة t_i. ويمكن تحويل هذا التغاير إلى معامل ارتباط.[٨١] وإذا كان هذا التغاير سالبا، وهي الحالة المعتادة في حالة المستهلكين، عندئذ سيكون P_P أقل من P_L.

الملحق ١٥-٢ العلاقة بين مؤشري لو ولاسبير

١- باسترجاع الرموز المستخدمة في الفقرات من ١٥-٣٣ إلى ١٥-٤٨ أعلاه، يُعرَّف السعر النسبي للسلعة i الذي يربط سعر السلعة i في الشهر t مع الشهر صفر r_i، والرقم النسبي لكميات السلعة i الذي يربط كمية السلعة i في سنة الأساس b مع الشهر صفر t_i كما يلي:

$$r_i \equiv \frac{p_i^t}{p_i^0}\ t_i \equiv \frac{q_i^b}{q_i^0};\quad i = 1, \ldots, n \qquad \text{(A15.2.1)}$$

وكما في الملحق A15.1، يمكن تعريف مؤشر لاسبير للأسعار $P_L(p^0, p^t, q^0)$ على أنه r^*، المتوسط المرجح بالأنصبة لإنفاق الشهر صفر لفرادى الأرقام النسبية للأسعار r_i المعرَّفة في (A15.2.1) باستثناء أن سعر الشهر t، p_i^t، يحل الآن محل سعر الفترة ١، p_i^1، في تعريف الرقم النسبي لأسعار السلعة i، r_i :

$$r^* \equiv \sum_{i=1}^{n} r_i s_i^0 = P_L \qquad \text{(A15.2.2)}$$

٢- وبالنسبة "لمتوسط" الرقم النسبي للكميات t^* الذي يربط كميات سنة الأساس b مع تلك الخاصة بالشهر صفر فيتم تعريفه على أنه المتوسط المرجح بالأنصبة لإنفاق الشهر صفر لفرادى الأرقام النسبية للكميات t_i المعرَّفة في (A15.2.1):

$$t^* \equiv \sum_{i=1}^{n} t_i s_i^0 = Q_L \qquad \text{(A15.2.3)}$$

حيث إن $Q_L = Q_L(q^0, q^b, p^0)$ هو مؤشر لاسبير للأسعار الذي يربط كميات الشهر صفر، p^0، بتلك الخاصة بالسنة b، q^b، باستخدام أسعار الشهر صفر، p^0، كأوزان ترجيحية.

٣- وباستخدام التعريف (15.26)، فإن مؤشر لو الذي يقارن الأسعار في الشهر t بتلك الخاصة بالشهر صفر، باستخدام الأوزان الترجيحية لكميات سنة الأساس b يساوي:

---

[٨١] راجع دراسة (Bortkiewicz (1923, pp. 374–375)) للاطلاع على أول تطبيق لأسلوب تحليل معامل الارتباط هذا.

$$P_{Lo}(p^0,p^t,q^b) \equiv \frac{\sum_{i=1}^{n} p_i^t q_i^b}{\sum_{i=1}^{n} p_i^0 q_i^b} = \frac{\sum_{i=1}^{n} p_i^t t_i q_i^0}{\sum_{i=1}^{n} p_i^0 t_i q_i^0}$$

باستخدام (A15.2.1)

$$= \left\{ \frac{\sum_{i=1}^{n} p_i^t t_i q_i^0}{\sum_{i=1}^{n} p_i^0 q_i^0} \right\} \left\{ \frac{\sum_{i=1}^{n} p_i^0 t_i q_i^0}{\sum_{i=1}^{n} p_i^0 q_i^0} \right\}^{-1}$$

$$= \left\{ \frac{\sum_{i=1}^{n} \left(\frac{p_i^t}{p_i^0}\right) t_i p_i^0 q_i^0}{\sum_{i=1}^{n} p_i^0 q_i^0} \right\} \Big/ t^*$$

باستخدام (A15.2.3)

$$= \left\{ \frac{\sum_{i=1}^{n} r_i t_i p_i^0 q_i^0}{\sum_{i=1}^{n} p_i^0 q_i^0} \right\} \Big/ t^*$$

باستخدام (A15.2.1)

$$= \frac{\sum_{i=1}^{n} r_i t_i s_i^0}{t^*} = \frac{\sum_{i=1}^{n} (r_i - r^*) t_i s_i^0}{t^*} + \frac{\sum_{i=1}^{n} r^* t_i s_i^0}{t^*}$$

$$= \frac{\sum_{i=1}^{n} (r_i - r^*) t_i s_i^0}{t^*} + \frac{r^* \left[\sum_{i=1}^{n} t_i s_i^0\right]}{t^*}$$

$$= \frac{\sum_{i=1}^{n} (r_i - r^*) t_i s_i^0}{t^*} + \frac{r^* [t^*]}{t^*}$$

باستخدام (A15.2.3)

$$= \frac{\sum_{i=1}^{n} (r_i - r^*)(t_i - t^*) s_i^0}{t^*} + \frac{\sum_{i=1}^{n} (r_i - r^*) t^* s_i^0}{t^*} + r^*$$

$$= \frac{\sum_{i=1}^{n} (r_i - r^*)(t_i - t^*) s_i^0}{t^*} + \frac{t^* \left[\sum_{i=1}^{n} r_i s_i^0 - r^*\right]}{t^*} + r^*$$

$$= \frac{\sum_{i=1}^{n} (r_i - r^*)(t_i - t^*) s_i^0}{t^*} + r^*$$

بما أن $\sum_{i=1}^{n} r_i s_i^0 = r^*$

$$= P_L(p^0, p^t, q^0) + \frac{\sum_{i=1}^{n}(r_i - r^*)(t_i - t^*)s_i^0}{Q_L(q^0, q^b, p^0)} \qquad \text{(A15.2.4)}$$

نظرا لأنه باستخدام (A15.2.2)، r^* يساوي مؤشر لاسبير للأسعار، $P_L(p^0, p^t, q^0)$، وباستخدام (A15.2.3)، t^* يساوي مؤشر لاسبير للكميات، $Q_L(q^0, q^b, p^0)$. وعليه، فإن المعادلة (A15.2.4) توضح أن مؤشر لو للأسعار باستخدام كميات السنة b كأوزان ترجيحية، $P_{Lo}(p^0, p^t, q^b)$، يساوي مؤشر لاسبير المعتاد باستخدام كميات الشهر صفر كأوزان ترجيحية، $P_L(p^0, p^t, q^0)$، بالإضافة إلى حد تغاير $\sum_{i=1}^{n}(r_i - r^*)(t_i - t^*)s_i^0$ بين الأرقام النسبية للأسعار $r_i \equiv p_i^t/p_i^0$ والأرقام النسبية للكميات $t_i \equiv q_i^b/q_i^0$، مقسوما على مؤشر لاسبير للكميات $Q_L(q^0, q^b, p^0)$ بين الشهر صفر وسنة الأساس b.

الملحق ١٥-٣ العلاقة بين مؤشر يانغ ونقيض الزمن الخاص به

١- كما نتذكر، فإن مؤشر يانغ المباشر، $P_Y(p^0, p^t, s^b)$ ، قد تم تعريفه بواسطة المعادلة (15.48) ونقيض الزمن الخاص به، $P_Y^*(p^0, p^t, s^b)$، في المعادلة (15.52). وبتعريف السعر النسبي للسلعة i بين الشهرين صفر وt كالتالي:

$$r_i \equiv p_i^t/p_i^0; \quad i = 1, \ldots, n \qquad \text{(A15.3.1)}$$

وبتعريف متوسط r_i المرجح (باستخدام الأوزان الترجيحية لسنة الأساس s_i^b) كالتالي:

$$r^* \equiv \sum_{i=1}^{n} s_i^b r_i \qquad \text{(A15.3.2)}$$

والذي يتبين أنه يساوي مؤشر يانغ المباشر، $P_Y(p^0, p^t, s^b)$. وبتعريف انحراف (e_i) r_i عن متوسطها المرجح r^* باستخدام المعادلات التالية:

$$r_i = r^*(1 + e_i); \quad i = 1, \ldots, n \qquad \text{(A15.3.3)}$$

وإذا تمت الاستعاضة بالمعادلة (A15.3.3) في المعادلة (A15.3.2)، يتم الحصول على المعادلة التالية:

$$r^* \equiv \sum_{i=1}^{n} s_i^b r^*(1+e_i)$$
$$= r^* + r^* \sum_{i=1}^{n} s_i^b e_i \quad \text{since} \sum_{i=1}^{n} s_i^b = 1 \qquad \text{(A15.3.4)}$$

$$e^* \equiv \sum_{i=1}^{n} s_i^b e_i = 0 \qquad \text{(A15.3.5)}$$

ومن ثم، فإن المتوسط المرجح e^* للانحرافات e_i يساوي صفرا.

٢- ويمكن كتابة مؤشر يانغ المباشر، $P_Y(p^0, p^t, s^b)$ ، ونقيض الزمن الخاص به، $P_Y^*(p^0, p^t, s^b)$ ، كدوال بالنسبة إلى r^*، والأوزان الترجيحية s_i^b، وانحرافات الأرقام النسبية للأسعار e_i كالتالي:

$$P_Y(p^0, p^t, s^b) = r^* \qquad \text{(A15.3.6)}$$
$$P_Y^*(p^0, p^t, s^b) = \left[\sum_{i=1}^{n} s_i^b \{r^*(1+e_i)\}^{-1}\right]^{-1}$$
$$= r^* \left[\sum_{i=1}^{n} s_i^b (1+e_i)^{-1}\right]^{-1} \qquad \text{(A15.3.7)}$$

٣- والآن نعتبر $P_Y^*(p^0, p^t, s^b)$ دالة لمتّجه الانحرافات، $e \equiv [e_1, \ldots, e_n]$, say $P_Y^*(e)$. ويتم التعبير عن تقريب سلسلة تيلور من الدرجة الثانية بالنسبة إلى $P_V^*(e)$ حول النقطة $e = 0_n$ كالتالي:[٨٢]

$$P_Y^*(e) \approx r^* + r^* \sum_{i=1}^{n} s_i^b e_i + r^* \sum_{i=1}^{n} \sum_{j=1}^{n} s_i^b s_j^b e_i e_j - r^* \sum_{i=1}^{n} s_i^b [e_i]^2$$
$$= r^* + r^* 0 + r^* \sum_{i=1}^{n} s_i^b \left[\sum_{j=1}^{n} s_j^b e_j\right] e_i - r^* \sum_{i=1}^{n} s_i^b [e_i - e^*]^2 \qquad \text{باستخدام (A15.3.5)}$$
$$= r^* + r^* \sum_{i=1}^{n} s_i^b [0] e_i - r^* \sum_{i=1}^{n} s_i^b [e_i - e^*]^2 \qquad \text{باستخدام (A15.3.5)}$$
$$= P_Y(p^0, p^t, s^b) - P_Y(p^0, p^t, s^b) \sum_{i=1}^{n} s_i^b [e_i - e^*]^2 \qquad \text{باستخدام (A15.3.6)}$$
$$= P_Y(p^0, p^t, s^b) - P_Y(p^0, p^t, s^b) \text{Var } e \qquad \text{(A15.3.8)}$$

حيث يتم تعريف تباين العينة المرجحة للمتّجه e لانحرافات الأسعار كتالي:

$$\text{Var } e \equiv \sum_{i=1}^{n} s_i^b [e_i - e^*]^2 \qquad \text{(A15.3.9)}$$

---

[٨٢] يُعزى هذا النوع من التقريب إلى الدرجة الثانية إلى دراسة (Dalén (1992; 143)) بالنسبة للحالة $r^* = 1$ وإلى دراسة (Diewert (1995a, p. 29)) بالنسبة لحالة r^* العامة.

٤- وتؤدي إعادة ترتيب المعادلة (A15.3.8) إلى العلاقة التقريبية بين مؤشر يانغ المباشر $P_Y(p^0, p^t, s^b)$ ونقيض الزمن الخاص به $P_Y^*(p^0, p^t, s^b)$، بدقة تقريب سلسلة تيلور من الدرجة الثانية حول نقطة سعرية يكون عندها متّجه أسعار الشهر t متناسبا مع متّجه أسعار الشهر صفر.

$$P_Y(p^0, p^t, s^b) \approx P_Y^*(p^0, p^t, s^b) + P_Y(p^0, p^t, s^b)\mathrm{Var}\, e \qquad \text{(A15.3.10)}$$

وبالتالي، بدقة التقريب من الدرجة الثانية، سوف يزيد مؤشر يانغ المباشر على نقيض الزمن الخاص به بمقدار حد يساوي مؤشر يانغ المباشر مضروبا في التباين المرجح لانحرافات الأرقام النسبية للأسعار عن متوسطها المرجح. وعليه، كلما زاد التشتت في الأسعار النسبية، زاد مؤشر يانغ المباشر على نقيض الزمن الخاص به.

الملحق ١٥-٤ العلاقة بين منهج ديفيزيا والمنهج الاقتصادي

١- اعتمد منهج ديفيزيا لنظرية الرقم القياسي على نظرية التفاضل (differentiation theory). وعليه، لا يبدو أن له أي صلة بالنظرية الاقتصادية. ومع ذلك، بدءا من دراسة (Ville (1946))، رأى عدد من الاقتصاديين[٨٣] أن مؤشرات ديفيزيا للأسعار والكميات *لها* صلة بالمنهج الاقتصادي لنظرية الرقم القياسي. وهذه الصلة موضحة بإيجاز في هذا الملحق.

٢- يتم أولا بإيجاز تناول المنهج الاقتصادي لتحديد مستوى الأسعار ومستوى الكميات. ويمكن إرجاع المنهج الاقتصادي المحدد المستخدم هنا إلى دراسات (Shephard (1953; 1970)، و Samuelson (1953)، و Samuelson and Swamy (1974)).

٣- ويُفترض أن المستهلك له *أفضليات* محددة جيدا على مجموعات مختلفة من السلع أو البنود الاستهلاكية n. ويمكن تمثيل كل مجموعة من البنود بمتّجه موجب $q \equiv [q_1, \ldots, q_n]$. ومن المفترض أن تكون أفضليات المستهلكين على متّجهات الاستهلاك المحتملة البديلة q قابلة للتمثيل من خلال دالة منفعة متصلة وغير متناقصة ومقعرة f. كما يُفترَض أن يقوم المستهلك بتقليل تكلفة تحقيق مستوى منفعة الفترة t $u^t \equiv f(q^t)$ للفترات $t = 0,1, \ldots, T$. وبالتالي، يُفترض أن متّجه استهلاك الفترة t الملاحَظ q^t يحل مشكلة تخفيض تكلفة الفترة t للحد الأدنى التالية:

---

[٨٣] راجع على سبيل المثال دراسات (Malmquist (1953, p. 227)، و Wold (1953, pp. 134-147)، و Solow (1957)، و Jorgenson and Griliches (1967)، و Hulten (1973))، وراجع (Balk (2000a)) للاطلاع على مسح حديث للدراسات حول مؤشري ديفيزيا للأسعار والكميات.

$$C(u^t, p^t) \equiv \min_q \left\{ \sum_{i=1}^{n} p_i^t q_i : f(q) = u^t = f(q^t) \right\}$$
$$= \sum_{i=1}^{n} p_i^t q_i^t;\ t = 0, 1, \ldots, T \qquad \text{(A15.4.1)}$$

ويعد متّجه أسعار الفترة t للسلع n قيد النظر الذي يواجه المستهلكين هو p^t. ويُلاحظ أن الحل لمشكلة تخفيض التكلفة أو الإنفاق للحد الأدنى في الفترة t يُعرِّف دالة تكلفة المستهلكين، $C(u^t, p^t)$.

٤- ويتم فرض شرط انتظام إضافي على دالة منفعة المستهلكين f. ويُفترض أن f متجانسة خطيا (إيجابيا) بالنسبة لمتّجهات الكميات الموجبة فقط. وفي ظل هذا الافتراض، فإن إنفاق المستهلكين أو دالة التكلفة، $C(u,p)$، تتحلل إلى $uc(p)$ حيث $c(p)$ هو دالة تكلفة الوحدة للمستهلكين.[٨٤] ويتم الحصول على المعادلة التالية:

$$\sum_{i=1}^{n} p_i^t q_i^t = c(p^t) f(q^t) \quad \text{for } t = 0, 1, \ldots, T \qquad \text{(A15.4.2)}$$

وبالتالي، يتحلل مجموع إنفاق الفترة t على السلع n في الإجمالي، $\sum_{i=1}^{n} p_i^t q_i^t$، إلى حاصل ضرب حدين، $c(p^t) f(q^t)$. ويمكن تحديد تكلفة الوحدة في الفترة t، $c(p^t)$، كمستوى السعر في الفترة t P^t ويمكن تحديد مستوى المنفعة للفترة t، $f(q^t)$، بمستوى كميات الفترة t Q^t.

٥- ويكون مستوى السعر الاقتصادي للفترة t، $P^t \equiv c(p^t)$، المعرّف في الفقرة السابقة، مرتبطا الآن بمستوى أسعار ديفيزيا للزمن t، $P(t)$، الذي تم تعريفه ضمنا بواسطة المعادلة التفاضلية (15.67). وكما في الفقرات من ١٥-٦٥ إلى ١٥-٧١، لننظر إلى الأسعار على أنها دوال متصلة وقابلة للتفاضل في الزمن، لنقل $p_i(t)$، بالنسبة إلى $i \equiv 1, \ldots, n$. وبالتالي يمكن النظر إلى دالة تكلفة الوحدة على أنها أيضا دالة في الزمن t؛ أي تُعرَّف دالة تكلفة الوحدة كدالة في الزمن t كالتالي:

$$c^*(t) \equiv c[p_1(t), p_2(t), \ldots, p_n(t)] \qquad \text{(A15.4.3)}$$

٦- وبافتراض وجود المشتقات الجزئية من الدرجة الأولى لدالة تكلفة الوحدة $c(p)$، يتم حساب مشتق $c^*(t)$ اللوغاريتمي كالتالي:

---

[٨٤] راجع دراسة (Diewert (1993b, pp. 120-121)) للاطلاع على معلومات حول دوال تكلفة الوحدة. وتتم تغطية هذه المعلومات أيضا في الفصل ١٧.

$$\frac{d\ln c^*(t)}{dt} \equiv \frac{1}{c^*(t)}\frac{dc^*(t)}{dt}$$
$$= \frac{\sum_{i=1}^{n} c_i[p_1(t), p_2(t), \ldots, p_n(t)]p_i'(t)}{c[p_1(t), p_2(t), \ldots, p_n(t)]} \qquad \text{(A15.4.4)}$$

حيث $c_i[p_1(t),p_2(t),\ldots,p_n(t)] \equiv \partial c[p_1(t), p_2(t), \ldots, p_n(t)]/\partial p_i$ هو المشتق الجزئي لدالة تكلفة الوحدة فيما يتعلق بسعر السلعة i، p_1 و $p_i'(t) \equiv dp_i(t)/dt$ هو مشتق دالة سعر السلعة i في الزمن، $p_i(t)$. وباستخدام توطئة شبرد (دراسة (Shephard's Lemma) (1953, p.11))، يكون الطلب المُخفِض لتكلفة المستهلك إلى الحد الأدنى بالنسبة للسلعة i في الزمن t هو:

$$q_i(t) = u(t)c_i\left[p_1(t), p_2(t), \ldots, p_n(t)\right] \text{ for } i = 1, \ldots, n$$
(A15.4.5)

حيث يكون مستوى المنفعة في الزمن t هو $u(t) = f[q_1(t), q_2(t), \ldots, q_n(t)]$. ويكون النظير في الزمن المتصل للمعادلات (A15.4.2) الواردة آنفا هو أن يكون مجموع الإنفاق في الزمن t مساويا لمجموع التكلفة في الزمن t والذي بدوره يكون مساويا لمستوى المنفعة، $u(t)$، مضروبا في تكلفة الوحدة في الزمن t، $c^*(t)$.

$$\sum_{i=1}^{n} p_i(t)q_i(t) = u(t)c^*(t) = u(t)c\left[p_1(t), p_2(t), \ldots, p_n(t)\right].$$
(A15.4.6)

٧- ويمكن كتابة المشتق اللوغاريتمي لمؤشر ديفيزيا للأسعار $P(t)$ كالتالي (راجع المعادلة (15.67) أعلاه):

$$\frac{P'(t)}{P(t)} = \frac{\sum_{i=1}^{n} p_i'(t)q_i(t)}{\sum_{i=1}^{n} p_i(t)q_i(t)} = \frac{\sum_{i=1}^{n} p_i'(t)q_i(t)}{u(t)c^*(t)}$$ باستخدام (A15..4.6)

$$= \frac{\sum_{i=1}^{n} p_i'(t)\{u(t)c[p_1(t), p_2(t), \ldots, p_n(t)]\}}{u(t)c^*(t)}$$ باستخدام (A15..4.5)

(A 15.4.7)

$$= \frac{\sum_{i=1}^{n} c_i\left[p_1(t), p_2(t), \ldots, p_n(t)\right]p_i'(t)}{c^*(t)} = \frac{1}{c^*(t)}\frac{dc^*(t)}{dt} \qquad \text{(A15.4.4)}$$

$$\equiv \frac{c^{*\prime}(t)}{c^*(t)}$$

وبالتالي، في ظل الافتراضات المُخفِضة للتكلفة إلى الحد الأدنى في الزمن المتصل الواردة أعلاه، فإن مؤشر ديزيا للأسعار، $P(t)$، يكون مساويا بالأساس لدالة تكلفة الوحدة المُقيَّمة بأسعار الزمن t، $c^*(t) \equiv c[p1(t),p2(t),\ldots,pn(t)]$

٨- وإذا تحدد مستوى ديفيزيا للأسعار $P(t)$ بحيث يساوي دالة تكلفة الوحدة $c^*(t) \equiv c[p1(t),p2(t),\ldots,pn(t)]$ فوفقا للمعادلة (A15.4.2)، يترتب على ذلك أن مستوى ديفيزيا للكميات $Q(t)$ المعرّف بالمعادلة (15.68) سوف يساوي دالة منفعة المستهلكين التي تعتبر دالة في الزمن، $f^*(t) \equiv f[q_1(t), \ldots, q_n(t)]$. ومن ثم، في ظل افتراض أن المستهلك يقوم باستمرار بتخفيض تكلفة تحقيق مستوى معين من المنفعة حيث تكون دالة المنفعة أو الأفضليات متجانسة خطيا، تبين أن مستويي ديفيزيا للأسعار والكميات $P(t)$ و$Q(t)$، المعرفان ضمنا بواسطة المعادلتين التفاضليتين (15.67) و(15.68)، يساويان بالأساس دالة تكلفة الوحدة للمستهلك $c^*(t)$ ودالة المنفعة $f^*(t)$، على الترتيب.[٨٥] وتعد هذه متطابقات بارزة نوعا ما حيث إنه من حيث المبدأ، نظرا لدالتي الزمن، $p_i(t)$ و$q_i(t)$، يمكن حل المعادلات التفاضلية التي تُعرّف مؤشري ديفيزيا للأسعار والكميات رقميا ومن ثم فإن $P(t)$ و$Q(t)$ قابلان للملاحظة مبدئيا (إلى حد معين من ثوابت التطبيع normalizing constants).

٩- ولمزيد حول منهج ديفيزيا لنظرية الرقم القياسي، راجع دراستي Vogt (1977; 1978) و Balk (2000a). ويمكن الاطلاع على منهج بديل لمؤشرات ديفيزيا باستخدام التكاملات الخطية (line integrals) في كتاب مرافق لهذا الدليل منتظر صدوره قريبا بعنوان *دليل مؤشر أسعار المنتجين* (IMF et al., 2004).

[٨٥] من الواضح أن حجم دالتي المنفعة والتكلفة لا يتحدد فقط بالمعادلتين التفاضليتين (15.62) و(15.63).

الفصل السادس عشر

المناهج البديهية والتصادفية لنظرية الرقم القياسي

مقدمة

١٦-١ كما رأينا في الفصل الخامس عشر، من المفيد أن نكون قادرين على تقييم مختلف صيغ الرقم القياسي المقترحة من ناحية خصائصها. وإذا تبين أن لصيغة ما خصائص غير مستصوبة نوعا ما، فإن ذلك يلقي بظلال من الشك على مدى ملاءمتها كمؤشر يمكن استخدامه من قبل وكالة إحصائية كمؤشر مستهدف. ويؤدي النظر إلى الخصائص الرياضية لصيغ الرقم القياسي إلى *المنهج الاختباري أو البديهي لنظرية الرقم القياسي*. وفي إطار هذا المنهج، يتم اقتراح الخصائص المستصوبة لصيغة الرقم القياسي، ثم تتم محاولة تحديد ما إذا كانت صيغة ما تتسق مع هذه الخصائص أو الاختبارات. وتتمثل المحصلة المثالية في موقف تكون فيه الاختبارات المقترحة مستصوبة وتحدد تماما الشكل الدالي للصيغة.

١٦-٢ ولا يعد المنهج البديهي لنظرية الرقم القياسي مباشرا على نحو كامل، إذ يجب تحديد خيارات في جانبين هما:

- يجب تحديد إطار الرقم القياسي.
- وبمجرد البت في الإطار، يتعين تحديد الاختبارات أو الخصائص التي يتعين فرضها على الرقم القياسي.

وتتسم النقطة الثانية بأنها مباشرة: حيث إن خبراء إحصاءات الأسعار المختلفين قد يكون لديهم أفكار مختلفة عن أي من الاختبارات تعد مهمة، ويمكن للمجموعات البديلة من القواعد البديهية أن تفضي إلى أشكال دالية "فضلى" بديلة للرقم القياسي. ويجب وضع هذه النقطة في الاعتبار أثناء قراءة هذا الفصل، حيث لا يوجد اتفاق عام على المجموعة "الفُضلى" من القواعد البديهية "المعقولة". وعليه، يمكن أن يؤدي المنهج البديهي إلى أكثر من صيغة "فُضلى" للرقم القياسي.

١٦-٣ وتستلزم النقطة الأولى المتعلقة بالخيارات الواردة آنفا مزيدا من النقاش. ففي الفصل السابق، انصب معظم التركيز على *نظرية الرقم القياسي الثنائي*؛ أي أنه افتُرض أن أسعار وكميات نفس السلع n متوافرة لفترتين والهدف من صيغة الرقم القياسي هو مقارنة المستوى الكلي للأسعار في إحدى الفترات مع الأخرى. وفي هذا الإطار، تم النظر إلى كلا المجموعتين من متجهات الأسعار والكميات على أنها متغيرات يمكن تنويعها على نحو مستقل بحيث، على سبيل المثال، لا تؤثر التغيرات في أسعار إحدى الفترتين على أسعار الفترة الأخرى أو

الكميات في أي من الفترتين. كما انصب التركيز على مقارنة التكلفة الكلية لسلة ثابتة من الكميات في الفترتين أو حساب متوسطات مثل هذه المؤشرات ذات السلة الثابتة. ويعد هذا مثالا على إطار للرقم القياسي.

١٦-٤ ومع ذلك، ثمة أطر أخرى محتملة للرقم القياسي. على سبيل المثال، بدلا من تحليل نسبة تغير قيمة ما إلى حد يمثل تغير الأسعار بين الفترتين مضروبا في حد آخر يمثل تغير الكميات، يمكن محاولة تحليل إجمالي قيمة ما لإحدى الفترتين إلى رقم واحد يمثل مستوى الأسعار في الفترة مضروبا في رقم آخر يمثل مستوى الكميات في الفترة. وفي الشكل الأول من هذا المنهج، يُفترض أن يكون مؤشر الأسعار دالة لأسعار السلع n المرتبطة بذلك الإجمالي في الفترة قيد النظر، في حين أن مؤشر الكميات من المفترض أن يكون دالة لكميات السلع n المرتبطة بالإجمالي في الفترة. وأُطلق على دالة مؤشر الأسعار الناتجة مصطلح *الرقم القياسي المطلق* من قبل دراسة (Frisch (1930, p. 397))، ومصطلح *مستوى الأسعار* من قبل دراسة (Eichhorn (1978, p. 141)) والمؤشر الأحادي للأسعار من قبل دراسة (Andersen, Jones and Nesmith (1997, p.75)). وفي شكل ثان من هذا المنهج، يُسمح لدالتي الأسعار والكميات بالاعتماد على كل من متجهي الأسعار والكميات المرتبطين بالفترة قيد النظر.[١] وسوف يتم النظر في هذين الشكلين المختلفين لنظرية الرقم القياسي الأحادي في الفقرات من ١٦-١١ إلى ١٦-٢٩.[٢]

١٦-٥ ويعد معظم المناهج الباقية في هذا الفصل مناهج ثنائية؛ أي تتم مقارنة الأسعار والكميات في إجمالي ما لفترتين. وفي الفقرات من ١٦-٣٠ إلى ١٦-٣٧ ومن ١٦-٩٤ إلى ١٦-١٢٩، يتم اتباع منهج تحليل نسبة القيمة.[٣] وفي الفقرات من ١٦-٣٠ إلى ١٦-٧٣، يُنظر إلى المؤشرين الثنائيين للأسعار والكميات، $P(p^0,p^1,q^0,q^1)$ و$Q(p^0,p^1,q^0,q^1)$ على أنهما دالتان لمتجهي الأسعار المرتبطين بالفترتين، P^o و$\bar{p}^1$، ومتجهي الكميات $\bar{q}^0$ وq^1. ولا تعكس القواعد البديهية أو الاختبارات التي تُفرض على مؤشر الأسعار $P(p^0,p^1,q^0,q^1)$ الخصائص "المعقولة" لمؤشر الأسعار فحسب، ولكن بعض الاختبارات كانت في الأصل اختبارات "معقولة" على مؤشر الكميات $Q(p^0,p^1,q^0,q^1)$. ويحدد المنهج الوارد في الفقرات من ١٦-٣٠ إلى ١٦-٧٣ بشكل آني أفضل مؤشرات للأسعار والكميات.

---

[١] نظرت كل من دراستي (Eichhorn (1978, p.144) و Diewert (1993d, p.9)) في استخدام هذا المنهج.

[٢] في مناهج الرقم القياسي الأحادي، يُسمح لمتجهي الأسعار والكميات بالتغير على نحو مستقل. وفي إطار آخر للرقم القياسي، يُسمح للأسعار بالتغير بحرية ولكن يُنظر للكميات على أنها دوال للأسعار. وهذا يفضي إلى *المنهج الاقتصادي لنظرية الرقم القياسي*، والذي تتم دراسته بإيجاز في الملحق ١٥-٤ بالفصل الخامس عشر، وبمزيد من العمق في الفصلين ١٧ و١٨.

[٣] راجع الفقرات من ١٥-٧ إلى ١٥-١٧ من الفصل الخامس عشر للاطلاع على تفسير لهذا المنهج.

١٦-٦ وفي الفقرات من ١٦-٧٤ إلى ١٦-٩٣، يتحول الاهتمام إلى *نسب الأسعار* للسلع n بين الفترتين صفر و١، $r_i \equiv p_i^1/p_i^0 \quad i=1,\ldots,n$ لكل السلع . وفي *المنهج التصادفي غير المرجح لنظرية الرقم القياسي*، يُنظر إلى مؤشر الأسعار على أنه متوسط مرجح بالتساوي للأرقام النسبية للأسعار n أو النسب، r_i . وقد كانت دراسات كارلي وجيفون Carli (1764) and Jevons (1863; 1865) رائدة في هذا المنهج لنظرية الرقم القياسي، حيث استخدم كارلي المتوسط الحسابي للأرقام النسبية للأسعار وأيد جيفون استخدام المتوسط الهندسي (ولكنه نظر في استخدام المتوسط التوافقي). وسوف تتم تغطية هذا المنهج لنظرية الرقم القياسي في الفقرات من ١٦-٧٤ إلى ١٦-٧٩. ويتسق هذا المنهج مع المنهج الإحصائي الذي ينظر إلى كل نسبة سعرية r_i على أنها متغير عشوائي ذي متوسط مساو للمؤشر الأساسي للأسعار.

١٦-٧ وتتمثل المشكلة الرئيسية لمنهج المتوسط غير المرجح للأرقام النسبية للأسعار تجاه نظرية الرقم القياسي في أن هذا المنهج لا يأخذ في الاعتبار الأهمية الاقتصادية لفرادى السلع في الإجمالي. وقد أيدت دراسة يانغ (Young (1812)) شكلا ما من الترجيح التقريبي للأرقام النسبية للأسعار وفقا لقيمتها النسبية خلال الفترة قيد الدراسة، ولكن لم تتم الإشارة إلى الشكل المحدد لترجيح القيم المطلوب.[٤] غير أن ولش (دراسة Walsh (1901, pp. 81-90; 1921a, pp. 83-121) هو الذي أكد على أهمية ترجيح فرادى نسب الأسعار، حيث تكون الأوزان الترجيحية دوال للقيم المرتبطة بالسلع في كل فترة، ويتم التعامل مع كل فترة على نحو متماثل في الصيغة الناتجة:

> ما نسعى إليه هو حساب متوسط التغيرات في قيمة مبادلة مبلغ إجمالي معين من المال نسبة إلى الفئات العديدة من السلع، والتي يجب للتغيرات العديدة فيها [نسب الأسعار] إسناد أوزان ترجيحية تتناسب مع الأحجام النسبية للفئات. ومن ثم، يتعين النظر في استخدام الأحجام النسبية للفئات في كلا الفترتين دراسة (Walsh (1901, p. 104)) .
>
> ويتم ترجيح السلع وفقا لأهميتها أو قيمها الكاملة. ولكن مشكلة قياس التضخم (axiometry) دائما ما تتضمن فترتين بحد أدنى. فهناك فترة أولى، وثمة فترة ثانية تتم مقارنتها بها. وتحدث تغيرات سعرية بين الفترتين،[٥] وهي التي يتم احتساب متوسطها للحصول على مقدار تغيرها ككل. ولكن الأوزان الترجيحية للسلع في الفترة الثانية تميل إلى أن تكون مختلفة عن نظيراتها في الفترة الأولى. فأي الأوزان الترجيحية إذن هي الصحيحة – هل هي الأوزان الترجيحية للفترة الأولى أم أوزان الفترة الثانية؟ أم يتعين أن تكون هناك توليفة من المجموعتين. ليس هناك سبب يدعو لتفضيل المجموعة الأولى أو الثانية. ومن ثم، فإن توليفة من المجموعتين تبدو هي الإجابة الصحيحة. وتتضمن هذه التوليفة في حد ذاتها حساب متوسط الأوزان الترجيحية للفترتين (دراسة Walsh (1921a, p.90)).

---

[٤] يشير ولش (دراسة (Walsh (1901, p. 84)) إلى مساهمات يانغ كالتالي:

> على الرغم من أن قليلا من الباحثين التجريبيين قد استخدموا بالفعل أي شيء آخر غير الترجيح المتساوي، إلا أنهم دائما ما أقروا الحاجة النظرية إلى تطبيق الأهمية النسبية للفئات المختلفة منذ أن تمت الإشارة إلى هذه الحاجة لأول مرة من قبل آرثر يانغ مع بداية القرن المنصرم ... أوصى آرثر يانغ بأنه يتعين ترجيح الفئات وفقا لأهميتها.

[٥] التغير السعري هو نسبة سعرية أو رقم نسبي للأسعار باستخدام مصطلحات ولش.

١٦–٨ وعليه، فإن ولش هو أول من قام ببعض من التفصيل بتحليل المشاكل المعقدة[٦] نوعا ما المتضمنة في إقرار كيفية ترجيح الأرقام النسبية للأسعار المرتبطة بإجمالي ما، أخذا في الاعتبار الأهمية الاقتصادية للسلع في الفترتين قيد الدراسة. ويُلاحظ أن نوع صيغة الرقم القياسي التي كان ولش ينظر في استخدامه اتخذ الشكل $P(r,v^0,v^1)$ ، حيث r هو متجه الأرقام النسبية للأسعار ذو المكون i $r_i = p_i^1/p_i^0$ ، و $\bar{v}^t$ هي متجه قيم الفترة t ذو المكون i $v_i^t = p_i^t q_i^t$ بالنسبة إلى $t = 0,1$. ولم يكن حله المقترح لمشكلة الترجيح هذه مرضيا بشكل كامل ولكنه على الأقل اقترح إطارا مفيدا جدا لمؤشر الأسعار، كمتوسط مرجح بالقيم للأرقام النسبية للأسعار n. وقد تم التوصل إلى أول حل مرضٍ لمشكلة الترجيح من قبل تيل Theil (1967, pp. 136-137) ويتم توضيح هذا الحل في الفقرات من ١٦–٧٩ إلى ١٦–٩٣.

١٦–٩ ويمكن ملاحظة أن أحد مناهج ولش لنظرية الرقم القياسي[٧] كانت محاولة لتحديد "أفضل" متوسط مرجح للأرقام النسبية للأسعار، r_i . ويُعادل ذلك استخدام منهج بديهي لمحاولة تحديد "أفضل" مؤشر من الشكل $P(r, \bar{v}^0, \bar{v}^1)$. وتتم دراسة هذا المنهج في الفقرات من ١٦–٩٤ إلى ١٦–١٢٩.[٨]

١٦–١٠ ولا يعد مؤشري يانغ ولو، اللذين تمت مناقشتهما في الفصل الخامس عشر، مناسبين تحديدا للإطار الثنائي نظرا لأن الأوزان الترجيحية للقيم أو الكميات المستخدمة في هذين المؤشرين لا تتطابق بالضرورة مع

---

[٦] أدرك ولش دراسة (Walsh (1901, pp. 104–105)) أنه لن يكفي اتخاذ المتوسط الحسابي فقط للقيم في الفترتين، $[v_i^0 + v_i^1]/2$، كوزن مرجح "صحيح" للرقم النسبي لأسعار السلعة i r_i، نظرا لأنه في فترة تتسم بتضخم سريع، سوف يعطي ذلك أهمية أكثر من اللازم للفترة التي اتسمت بأعلى الأسعار وأراد أن يتعامل مع كل فترة على نحو متماثل:

> غير أن مثل هذه العملية خاطئة بشكل جلي. ففي المقام الأول، إن أحجام الفئات في كل فترة يتم حسابها بنقود الفترة، وإذا حدث أن انخفضت قيمة مبادلة النقود أو زادت الأسعار بشكل عام، سوف يُعطَى لترجيح الفترة الثانية تأثير أكبر على النتيجة؛ أو إذا انخفضت الأسعار بشكل عام، سوف يُعطَى لترجيح الفترة الثانية مزيد من التأثير. أو في مقارنة بين بلدين سوف يُعطَى تأثير أكبر لترجيح البلد ذي المستوى الأعلى من الأسعار. ولكن من الواضح *أن الفترة الواحدة أو البلد الواحد يكون، في المقارنة التي نجريها بينهما، بنفس أهمية الآخر، ويتعين أن يكون الترجيح في حساب متوسط أوزانهما متساويا.*

غير أن ولـــش لم يكن قادرا على التوصـــل إلى حل تيل (دراسة Theil (1967)) لمشـــكلة الترجيح، وهو استخدام متوسط نصيب الإنفاق $[s_i^0 + s_i^1]/2$ على أنه الوزن الترجيحي "الصحيح" للرقم النسبي للأسعار i في سياق استخدام متوسط هندسي مرجح للأرقام النسبية للأسعار.

[٧] كما بحث ولش أيضا في المناهج من نوع السلال تجاه نظرية الرقم القياسي، كما رأينا في الفصل الخامس عشر.

[٨] في الفقرات من ١٦–٩٤ إلى ١٦–١٢٩، بدلا من البدء بالمؤشرات ذات الشكل $P(r,v^0,v^1)$, يتم البحث في استخدام مؤشرات من الشكل $P(p^0,p^1,\bar{v}^0,\bar{v}^1)$. ومع ذلك، إذا فُرض اختبار اللاتباين (invariance test) أمام التغيرات في وحدات القياس على هذا الرقم القياسي، يكون ذلك معادلا لدراسة مؤشرات من الشكل $P(r,\bar{v}^0,v^1)$. كما استخدمت دراسة (Vartia (1976)) صورة مختلفة من هذا المنهج لنظرية الرقم القياسي.

القيم أو الكميات المرتبطة بأي من الفترتين المقابلتين لمتجهي السعر p^0 وp^1 . وتتم دراسة الخصائص البديهية لهذين المؤشرين إزاء متغيراتهما السعرية في الفقرات من ١٦-١٣٠ إلى ١٦-١٣٤.

منهج المستويات تجاه نظرية الرقم القياسي

المنهج البديهي للمؤشرات الأحادية للأسعار

١٦-١١وبالدلالة على سعر وكمية السلعة n في الفترة t بواسطة كل p_i^t و q_i^t على التوالي بالنسبة إلى $i= 1,2,...,n$ و $t = 0,1,...,T$، يتم تفسير المتغير q_i^t كمجموع مقدار السلعة i التي تم التعامل عليها خلال الفترة t. ولأجل الحفاظ على قيمة المعاملات، من الضروري أن يتم تعريف p_i^t كقيمة للوحدات؛ أي يجب أن تكون p_i^t مساوية لقيمة المعاملات في السلعة i للفترة t مقسومة على مجموع الكمية المتعامل عليها، q_i^t . ومن حيث المبدأ، يتعين اختيار الفترة الزمنية بحيث تكون التغيرات في أسعار السلع خلال الفترة ضئيلة جدا مقارنة بتغيراتها بين الفترات.[٩] وبالنسبة لكل من $t = 0,1,...,T$ و $i= 1,...,n$ ، تُعرَّف قيمة المعاملات في السلعة i على أنها $v_i^t \equiv p_i^t q_i^t$ ويعرّف *مجموع قيمة المعاملات في الفترة* t كالتالي:

$$V^t \equiv \sum_{i=1}^{n} v_i^t = \sum_{i=1}^{n} p_i^t q_i^t \quad t=0, 1, \ldots, T \qquad (16.1)$$

---

[٩] وهذا التعامل مع الأسعار كقيم وحدات عبر الزمن يتبع نهج كل من ولش وفيشر (دراستي Walsh (1901 p. 96; 1921a, p. 88) و(Fisher (1922, p. 318). وكان لدى فيشر وهيكس (Fisher and Hicks) فكرة مؤداها أنه يتعين على الفترة أن تكون قصيرة بما يكفي بحيث يمكن تجاهل التغيرات في الأسعار خلال الفترة، وذلك كما يوضح الاقتباس التالي:

> في هذا الكتاب بأكمله، يُفترض أن "سعر" أي سلعة أو "كميتها" خلال سنة ما مسلما به. ولكن ما هو هذا "السعر" أو "الكمية"؟ أحيانا ما يكون سعرا واحدا في ١ يناير أو ١ يوليو، ولكنه عادة ما يكون متوسطا لعدة أسعار منتشرة خلال العام. والسؤال المطروح: إلى أي مبدأ يجب أن يستند إنشاء هذا المتوسط؟ وتكون الإجابة *العملية* هي *أي* نوع من المتوسطات نظرا لأن التغيرات خلال السنة عادة ما تكون، حتى الآن، وعلى الأقل فيما يتعلق بالأسعار، ضئيلة جدا بحيث لا تتسبب في أي فرق ملموس في النتيجة، بغض النظر عن المؤشر المستخدم. وخلافا لذلك، سيكون هناك دافع لتقسيم السنة إلى أرباع سنة أو شهور إلى أن نصل إلى فترة قصيرة على نحو يكفي لاعتبارها نقطة عمليا. وبالطبع، سوف تتنوع الكميات المباعة على نطاق واسع. والمطلوب هو مجموعها في السنة (وهو بالطبع مثل المتوسط الحسابي البسيط للمعدلات السنوية للشهور المنفصلة أو التقسيمات الفرعية الأخرى). وباختصار، يمكن استخدام المتوسط الحسابي البسيط لكل من الأسعار والكميات. وإذا كان من المجدي التوصل إلى نقطة أدق له، يمكننا حساب المتوسط الحسابي المرجح للأسعار، على أن تكون الأوزان الترجيحية هي الكميات المباعة (دراسة Fisher (1922, p. 318)).
>
> وسوف أقوم بتعريف الأسبوع على أنه تلك الفترة من الزمن التي يمكن خلالها تجاهل التغيرات في الأسعار. وللأغراض النظرية، يعني هذا أنه يفترض أن تتغير الأسعار، ليس بشكل مستمر، ولكن على فترات زمنية قصيرة. وبالطبع، يعد طول الأسبوع وفقا للتقويم أمرا تحكميا إلى حد بعيد؛ وباعتباره قصيرا للغاية، يمكن تهيئة خطتنا النظرية بأدق قدر مطلوب لذلك التذبذب المتواصل الذي تتسم به الأسعار في أسواق معينة (دراسة Hicks (1946, p. 122)).

١٦-١٢ وباستخدام الإشارات أعلاه، يتم تعريف *صيغة المستويات التالية من مشكلة الرقم القياسي* كالتالي: بالنسبة إلى $t = 0,1,...,T$ ، يتم التوصل إلى الرقمين العدديين (scalar numbers) P^t و Q^t بحيث يكون:

$$V^t = P^t Q^t \quad t = 0, 1, \ldots, T \qquad (16.2)$$

ويتم تفسير الرقم P^t على أنه إجمالي مستوى الأسعار في الفترة t، في حين يتم تفسير الرقم Q^t على أنه إجمالي مستوى كميات الفترة t. ويُسمح لإجمالي مستوى الأسعار P^t بأن يكون دالة لمتجه أسعار الفترة t، p^t ، في حين يُسمح لإجمالي مستوى الكميات Q^t في الفترة t بأن يكون دالة لمتجه كميات الفترة t، q^t ؛ ومن ثم:

$$P^t = c(p^t) \text{ and } Q^t = f(q^t) \quad t = 0, 1, \ldots, T \qquad (16.3)$$

١٦-١٣ ويتم تحديد الدالتين c وf بطريقة ما. ويُلاحَظ أن المعادلة (16.3) تستلزم أن تكون الأشكال الدالية لدالة تجميع الأسعار c ودالة تجميع الكميات f مستقلة عن الزمن. وهذا شرط معقول حيث لا يوجد داعٍ لتغيير طريقة التجميع مع تغير الزمن.

١٦-١٤ ويعني الاستعاضة بالمعادلتين (16.3) و(16.2) في المعادلة (16.1) وإسقاط الرموز العُلوية t أنه يجب على كل من c و f أن يجتاز المعادلة الدالية التالية لكافة متجهات الأسعار والكميات الموجبة فقط:

$$c(p)f(q) = \sum_{i=1}^{n} p_i q_i \qquad \text{for all } p_i > 0 \text{ and for all } q_i > 0. \qquad (16.4)$$

١٦-١٥ ومن الطبيعي أن نفترض أن الدالتين $c(p)$ و $f(q)$ موجبتين إذا كانت كافة الأسعار والكميات موجبة:

$$c(p_1,..., p_n) > 0 \,;\, f(q_1,..., q_n) > 0 \quad \text{if all } p_i > 0 \text{ and all } q_i > 0. \qquad (16.5)$$

١٦-١٦ وبافتراض أن 1_n تدل على متجه للآحاد من الأبعاد n، عندئذ تعني المعادلة (16.5) ضمنا أنه عندما يكون $p = 1_n, c(1_n)$ رقما موجبا، a مثلا، وعندما تكون $p = 1_n$ عندئذ يكون $f(1_n)$ رقما موجبا أيضا، b مثلا، أي تعني المعادلة (16.5) ضمنا أن c وf تستوفيان ما يلي:

$$c(1_n) = a > 0; \quad f(1_n) = b > 0 \qquad (16.6)$$

١٦-١٧ وبافتراض أن $p = 1_n$ وبالاستعاضة بالمعادلة الأولي في (16.6) في المعادلة (16.4) لأجل الحصول على المعادلة التالية:

$$f(q) = \sum_{i-1}^{n} \frac{q_i}{a} \quad \text{for all } q_i > 0 \qquad (16.7)$$

١٦-١٨ والآن بافتراض أن $q=1_n$ والاستعاضة بالمعادلة الثانية في (16.6) في المعادلة (16.4) لأجل الحصول على المعادلة التالية:

$$c(p)=\sum_{i-1}^{n}\frac{p_i}{b} \quad \text{for all } p_i>0 \qquad (16.8)$$

١٦-١٩ وأخيرا، نقوم بالاستعاضة بالمعادلتين (16.7) و(16.8) في الجانب الأيسر من المعادلة (16.4) للحصول على المعادلة التالية:

$$\left(\sum_{i-1}^{n}\frac{p_i}{b}\right)\left(\sum_{i-1}^{n}\frac{q_i}{a}\right)=\sum_{i-1}^{n}p_iq_i \qquad (16.9)$$

لكافة $p_i>0$ ولكافة $q_i>0$

فإذا كانت n أكبر من واحد، من الواضح أن المعادلة (16.9) لا يمكن استيفاؤها لكافة المتجهات p وq الموجبة. وبالتالي، إذا كان عدد السلع n يزيد عن واحد، فلا توجد حينئذ أي دوال c وf تستوفي المعادلتين (16.4) و(16.5).[١٠]

١٦-٢٠ وعليه، يأتي المنهج الاختباري للمستويات هذا لنظرية الرقم القياسي إلى توقف مفاجئ؛ فمن غير المجدي البحث عن دالتي مستوى الكميات والأسعار، $P^t=c(p^t)$ و$Q^t=f(q^t)$، اللتان تستوفيان المعادلتين (16.2) أو (16.4) وتستوفيان كذلك المتطلبات المعقولة جدا للإيجابية (16.5).

١٦-٢١ ويُلاحَظ أن دالة مؤشر الأسعار للمستويات، $c(p^t)$، لم تعتمد على متجه الكميات المناظر $\bar{q}^t$ كما أن دالة مؤشر الكميات للمستويات، $f(q^t)$، لم تعتمد على متجه الأسعار p^t. وربما يعد ذلك سببا للنتيجة السلبية نوعا ما التي تم التوصل إليها أعلاه. وبالتالي، في القسم التالي، يُسمَح لدالتي الأسعار والكميات بأن تكونا دالتين لكل من $\bar{p}^t$ و$\bar{q}^t$.

منهج بديهي ثان للمؤشرات الأحادية للأسعار

١٦-٢٢ يهدف هذا القسم إلى إيجاد دوال للمتغيرات $2n$، $c(p,q)$ و $f(p,q)$ بحيث تثبت صحة النظير التالي للمعادلة (16.4):

$$c(p,q)f(p,q)=\sum_{i=1}^{n}p_iq_i \qquad (16.10)$$

لكافة $p_i>0$ ولكافة $q_i>0$

[١٠] أرست دراسة Eichhorn (1978, p. 144) هذه النتيجة.

١٦-٢٣ ومرة أخرى، من الطبيعي أن نفترض أن الدالتين $c(p,q)$ و$f(p,q)$ موجبتان إذا كانت كافة الأسعار والكميات موجبة:

$$c(p_1,\ldots,p_n;q_1,\ldots,q_n)>0;f(p_1,\ldots,p_n;q_1,\ldots,q_n)>0 \quad \text{إذا كانت كافة } p_i>0 \text{ وكافة } q_i>0 \tag{16.11}$$

١٦-٢٤ ولا يقوم الإطار الحالي بالتمييز بين الدالتين c وf، ولذا من الضروري الاشتراط بأن تستوفي هاتان الدالتان بعض الخصائص "المعقولة". تتمثل الخاصية الأولى المفروضة على c هي أن تكون هذه الدالة متجانسة من الرتبة الأولى في مكوناتها السعرية:

$$c(\lambda p,q)=\lambda c(p,q) \quad \text{for all } \lambda>0 \tag{16.12}$$

وعليه، إذا ضُربت كافة الأسعار بالرقم الموجب λ، عندئذ يكون مؤشر الأسعار الناتج هو λ مضروبا في المؤشر الأولي للأسعار. ويتم فرض خاصية تجانس خطي مماثلة على مؤشر الكميات f؛ أي تكون f متجانسة من الرتبة الأولى في مكوناتها الكمية:

$$f(p,\lambda q)=\lambda f(p,q) \quad \text{for all } \lambda>0 \tag{16.13}$$

١٦-٢٥ ويُلاحظ أن الخصائص (16.10) و(16.11) و(16.13) تعني ضمنا أن مؤشر الأسعار $c(p,q)$ يتسم بخاصية التجانس التالية فيما يتعلق بمكونات q:

$$\begin{aligned} c(p,\lambda q) &= \sum_{i=1}^{n}\frac{p_i\lambda q_i}{f(p,\lambda q)} && \text{حيث } \lambda>0 \\ &= \sum_{i=1}^{n}\frac{p_i\lambda q_i}{\lambda f(p,q)} && \text{باستخدام (16.13)} \\ &= \sum_{i=1}^{n}\frac{p_i q_i}{f(p,q)} \\ &= c(p,q) && \text{باستخدام (16.10) و(16.11)} \end{aligned} \tag{16.14}$$

وبالتالي، تكون $c(p,q)$ متجانسة من الرتبة صفر في مكوناتها الكمية q .

١٦-٢٦ أما الخاصية الأخيرة التي تُفرَض على مؤشر الأسعار للمستويات *c(p,q)* فهي كالتالي. لنفرض أن الأرقام الموجبة d_i مسلمٌ بها. عندئذ يكون من المطلوب ألا يتباين مؤشر الأسعار أمام التغيرات في وحدات قياس السلع *n* بحيث تكون للدالة *c(p,q)* الخاصية التالية:

$$c(d_1 p_1,...,d_n p_n;q_1/d_1,...,q_n/d_n) = c(p_1,...,p_n;q_1,...,q_n). \qquad (16.15)$$

١٦-٢٧ ومن الممكن الآن توضيح عدم اتساق الخواص (16.10) و(16.11) و(16.12) و(16.14) و(16.5) على دالة مستويات الأسعار *c(p,q)* ؛ أي لا توجد دالة للمتغيرات *2n*، *c(p,q)* ، تستوفي تلك الخواص المعقولة جدا.[١١]

١٦-٢٨ ولمعرفة السبب في ذلك، نطبق المعادلة (16.15)، بحيث تكون $d_i = q_i$ لكل *i*، للحصول على المعادلة التالية:

$$c(p_1,...,p_n;q_1,...,q_n) = c(p_1 q_1,...,p_n q_n;1,...,1). \qquad (16.16)$$

وإذا كانت *c(p,q)* تستوفي خاصية التجانس الخطي (16.12) بحيث تكون $c(\lambda p, q) = \lambda c(p, q)$، عندئذ فإن المعادلة (16.16) تعني ضمنا أن *c(p,q)* متجانسة خطيا أيضا في *q* بحيث تكون $c(p, \lambda q) = \lambda c(p, q)$. غير أن هذه المعادلة الأخيرة تناقض المعادلة (16.14)، التي ترسخ نتيجة الاستحالة.

١٦-٢٩ وتوضح النتائج السلبية نوعا ما التي تم التوصل إليها في الفقرات من ١٦-١٣ إلى ١٦-٢١ أنه من غير المجدي اتباع المنهج البديهي لتحديد مستويات الأسعار والكميات، حيث يُنظر إلى متجهي الأسعار والكميات على أنهما متغيرات مستقلة.[١٢] ومن ثم، سوف تتم في الأقسام التالية من هذا الفصل متابعة المنهج البديهي لتحديد *مؤشر ثنائي للأسعار* من الشكل $P(p^0, p^1, q^0, q^1)$.

---

[١١] يرجع هذا القول إلى دراسة (Diewert (1993d, p.9))، ولكن دليله مقتبس من نتيجة مرتبطة على نحو وثيق تُعزى إلى دراسة (Eichhorn (1978, pp. 144-145)).

[١٢] يُذكر أنه في المنهج الاقتصادي، يُسمح لمتجه الأسعار *p* بأن يتغير بشكل مستقل، ولكن يُنظر إلى متجه الكمية المناظر *q* على أنه يتحدد بواسطة *P*.

المنهج البديهي الأول للمؤشرات الثنائية للأسعار

المؤشرات الثنائية وبعض الاختبارات المبكرة

١٦-٣٠ في هذا القسم، تتمثل الاستراتيجية المتبعة في افتراض أن صيغة المؤشر الثنائي للأسعار، $P(p^0,p^1,q^0,q^1)$، تستوفي عددا كافيا من الاختبارات "المعقولة" أو الخصائص بحيث يتحدد شكل P الدالي.[١٣] وتشير كلمة "الثنائي"[١٤] إلى الافتراض بأن الدالة P تعتمد فحسب على البيانات المرتبطة بالحالتين أو الفترتين قيد المقارنة؛ أي يُنظر إلى P على أنها دالة لمجموعتين من متجهات الأسعار والكميات، p^0,p^1,q^0,q^1، سوف يتم تجميعهما في رقم واحد يلخص التغير الكلي في نسب الأسعار n، $p_1^1/p_1^0,\ldots,p_n^1/p_n^0$.

١٦-٣١ وفي هذا القسم، سوف يتم اتباع منهج تحليل نسبة القيمة لنظرية الرقم القياسي؛ أي أنه إلى جانب مؤشر الأسعار $P(p^0,p^1,q^0,q^1)$، هناك مؤشر للكميات مصاحب له $Q(p^0,p^1,q^0,q^1)$ بحيث يساوي حاصل ضرب هذين المؤشرين نسبة القيمة بين الفترتين.[١٥] وعليه، يفترض في هذا القسم بأكمله أن يجتاز المؤشران P وQ *اختبار حاصل الضرب* التالي:

$$V^1/V^0 = P(p^0,p^1,q^0,q^1)\ Q(p^0,p^1,q^0,q^1). \qquad (16.17)$$

ويتم تعريف قيم الفترة t، V^t، بالنسبة إلى $t=0,1$ بواسطة المعادلة (16.1). وبمجرد تحديد الشكل الدالي لمؤشر الأسعار P، عندئذ يمكن استخدام المعادلة (16.17) لتحديد الشكل الدالي لمؤشر الكميات Q. وتعد الميزة الإضافية من افتراض صحة اختبار حاصل الضرب هو أنه إذا تم فرض اختبار معقول على مؤشر الكميات Q، عندئذ يمكن استخدام المعادلة (16.17) لترجمة هذا الاختبار على مؤشر الكميات إلى اختبار مناظر على مؤشر الأسعار P.[١٦]

---

[١٣] يستند معظم هذا القسم إلى القسمين الثاني والثالث من دراسة (Diewert (1992a)). وللمزيد من المسوح الحديثة للمنهج البديهي، يرجى الرجوع إلى دراستي (Balk (1995) و von Auer (2001)).

[١٤] تشير نظرية الرقم القياسي المتعدد إلى الحالة التي يكون فيها أكثر من حالتين يستلزم تجميع أسعارها وكمياتها.

[١٥] راجع الفقرات من ١٥-٧ إلى ١٥-٢٥ بالفصل الخامس عشر للاطلاع على المزيد حول هذا المنهج، والذي يرجع في الأصل إلى فيشر (دراسة Fisher (1911, p. 403; 1922)).

[١٦] تُعزى هذه الملاحظة في الأصل إلى دراسة (Fisher (1911, p. 400-406))، ثم تابعتها كل من دراستي (Vogt (1980) و Diewert (1992a)).

١٦-٣٢ وإذا كان $n=1$، بحيث يكون هناك سعر واحد وكمية واحدة فقط يتم تجميعهما، عندئذ فإن المرشَح الطبيعي لمؤشر الأسعار P هو p_1^1/p_1^0، نسبة السعر الواحد. ويكون المرشَح الطبيعي لمؤشر الكميات Q هو q_1^1/q_1^0، نسبة الكمية الواحدة. وعندما يكون عدد السلع أو البنود التي سيتم تجميعها أكبر من واحد، عندئذ كان واضعو نظرية الرقم القياسي على مدى السنوات يقومون باقتراح خصائص أو اختبارات يتعين على مؤشر الأسعار P اجتيازها. وبشكل عام، تعد هذه الخصائص نظائر متعددة الأبعاد للصيغة الجيدة الوحيدة لمؤشر الأسعار ، p_1^1/p_1^0. وفيما يلي، يتم عرض قائمة تشتمل على ٢٠ اختبارا يتبين أنها يتصف بها مؤشر فيشر المثالي للأسعار.

١٦-٣٣ وسوف يتم افتراض أن كل مكون لمتجهي الأسعار والكميات موجب؛ أي $p^t \gg 0_n$ و $q^t \gg 0_n$[١٧] بالنسبة إلى $t=0, 1$. وإذا كانت هناك رغبة في أن يكون $q^1=q^0$ تتم الدلالة على متجه الكميات المشترك بواسطة q؛ وإذا كانت هناك رغبة في أن يكون $p^1 = p^0$، تتم الدلالة على متجه الأسعار المشترك بواسطة p.

١٦-٣٤ وليس هناك خلاف كبير حول الاختبارين الأولين، ومن ثم فلن تتم مناقشتهما بمزيد من التفصيل.

الاختبار الأول: الإيجابية (Positivity):[١٨] $P(p^0, p^1, q^0, q^1) > 0$

الاختبار الثاني: الاستمرارية (Continuity):[١٩] $P(p^0, p^1, q^0, q^1)$ هو دالة متصلة لمتغيراتها المستقلة (arguments)

١٦-٣٥ ويعد الاختبارين التاليين، الثالث والرابع، محل خلاف أكبر نوعا ما.

الاختبار الثالث: *اختبار التطابق أو الأسعار الثابتة*[٢٠] $P(p, p, q^0, q^1)=1$

---

[١٧] تعني الرموز $q \gg 0_n$ أن كل مكون للمتجه q موجب؛ وتعني الرموز $q \geq 0_n$ أن كل مكون للمتجه q غير سالب أما $q \geqq 0_n$ فتعني $q \geq 0_n$ و $q \neq 0_n$.

[١٨] اقترح هذا الاختبار في دراسة Eichhorn and Voeller (1976, p. 23).

[١٩] تم اقتراح جوهر هذا الاختبار بشكل غير رسمي في دراسة Fisher (1922, pp. 207–215) .

[٢٠] تم اقتراح هذا الاختبار في دراسات Laspeyres (1871, p. 24) و Walsh (1901, p. 308) و Eichhorn and Voeller (1976, p. 308). وقد أعد لاسبير هذا الاختبار أو الخاصية للتشكيك في مؤشر دروبيش (دراسة (Drobisch, 1871a)) لنسبة قيم الوحدات، والذي لا يجتاز هذا الاختبار. ويعد هذا الاختبار كذلك حالة خاصة من اختبار فيشر Fisher's (1911, pp. 409–410) لتناسبية الأسعار.

أي أنه إذا كان سعر كل سلعة متماثلا خلال الفترتين، يتعين عندئذ أن يساوي مؤشر الأسعار واحدا صحيحا، بغض النظر عن ماهية متجهات الكمية. ويتمثل الجانب الخلافي لهذا الاختبار في أنه يُسمَح باختلاف متجهي الكمية في الاختبار.[٢١]

الاختبار الرابع: اختبار السلة الثابتة أو الكميات الثابتة:[٢٢]

$$P(p^0,p^1,q,q)=\frac{\sum_{i=1}^{n}p_i^1q_i}{\sum_{i=1}^{n}p_i^0q_i}$$

أي أنه إذا كانت الكميات ثابتة خلال الفترتين بحيث $q^0=q^1\equiv q$، عندئذ يتعين أن يكون مؤشر الأسعار مساويا للإنفاق على السلة الثابتة في الفترة ١، $\sum_{i=1}^{n}p_i^1q_i$ ، مقسوما على الإنفاق على السلة في الفترة صفر، . $\sum_{i=1}^{n}p_i^0q_i$.

١٦-٣٦ وإذا اجتاز مؤشر الأسعار P الاختبار الرابع واجتاز P وQ معا اختبار حاصل الضرب (16.17) أعلاه، عندئذ يكون من السهل إظهار[٢٣] أن Q يجب أن تجتاز اختبار التطابق $Q(p^0,p^1,q,q)=1$ لكافة المتجهات الموجبة فقط، p^0,p^1,q. كما يعد *اختبار الكميات الثابتة* هذا بالنسبة إلى Q خلافيا نوعا ما نظرا لأن يُسمح لكل من p^0 وp^1 بأن يكونا مختلفين.

---

[٢١] عادة ما يفترض الاقتصاديون، في ضوء متجه الأسعار p، أن متجه الكميات المناظر q يتحدد بشكل فريد. وهنا يتم استخدام متجه الأسعار ذاته ولكن يُسمح لمتجهات الكمية المناظرة بأن تكون مختلفة.

[٢٢] ترجع أصول هذا الاختبار إلى مائتين عام على الأقل إلى المجلس التشريعي لولاية ماساتشوسيتس، والذي استخدم سلة ثابتة من السلع لتأشير (ربطها برقم قياسي) مرتبات جنود هذه الولاية الذين كانوا يحاربون في الثورة الأمريكية؛ راجع دراسة (Willard (Fisher (1913). ويتضمن الباحثون الآخرون الذين اقترحوا الاختبار على مدار السنوات كل من: (Lowe (1823, Appendix, p. 95)، و(Scrope (1833, p. 406)، و(Jevons (1865)، و(Sidgwick (1883, pp. 67-68)، و(Edgeworth (1925, p.215) المنشور في الأصل في ١٨٨٧(Marshall (1887, p. 363)، و(Pierson (1895, p.332)، و Walsh (1901, p. 540; 1921b, pp.543-544)، و(Bowley (1901, p.227)). وتشير دراسة Vogt and Barta (1997, p. 49) على وجه الصواب إلى أن هذا الاختبار هو حالة خاصة من اختبار فيشر للتناسبية (دراسة (Fisher, 1911, p.411)) بالنسبة لمؤشرات الكميات التي ترجمها فيشر (Fisher, 1911, p.405) إلى اختبار لمؤشر الأسعار باستخدام اختبار حاصل الضرب (15.3).

[٢٣] راجع دراسة Vogt (1980, p.70).

اختبارات التجانس

١٦-٣٧ تعمل الأربعة اختبارات التالية، من الاختبار الخامس إلى الثامن، على تقييد سلوك مؤشر الأسعار P مع تغير مقياس أي من المتجهات الأربعة p^0, p^1, q^0, q^1.

الاختبار الخامس: *التناسبية مع الأسعار الجارية*:[٢٤]

$$P(p^0, \lambda p^1, q^0, q^1) = \lambda P(p^0, p^1, q^0, q^1) \quad \text{for } \lambda > 0$$

أي أنه إذا ضُربت كافة أسعار الفترة ١ بالرقم الموجب λ، عندئذ يكون المؤشر الجديد للأسعار هو λ مضروبا في المؤشر القديم للأسعار. وبصيغة أخرى، فإن دالة مؤشر الأسعار $P(p^0, p^1, q^0, q^1)$ متجانسة (إيجابيا) من الرتبة الأولى في مكونات متجه أسعار الفترة ١ p^1. وينظر معظم واضعو نظريات الرقم القياسي إلى هذه الخاصية على أنها أساسية جدا ويتعين على صيغة الرقم القياسي أن تستوفيها.

١٦-٣٨ وقد اقترح كل من ولش (دراسة Walsh (1901)) وفيشر (دراسة Fisher (1911, p. 418; 1922, p. 420)) اختبار التناسبية ذي الصلة $P(p, \lambda p, q^0, q^1) = \lambda$. ويعد هذا الاختبار الأخير توليفة من الاختبارين الثالث والخامس؛ وفي الواقع ذكر ولش Walsh (1901, p. 385) أن هذا الاختبار الأخير يعني ضمنا اختبار التطابق، الاختبار الثالث.

١٦-٣٩ وفي الاختبار التالي، بدلا من ضرب كافة أسعار الفترة ١ في نفس الرقم، يتم ضرب كافة أسعار الفترة صفر في الرقم λ.

الاختبار السادس: *التناسبية المعكوسة مع أسعار فترة الأساس*:[٢٥]

$$P(\lambda p^0, p^1, q^0, q^1) = \lambda^{-1} P(p^0, p^1, q^0, q^1) \quad \text{for } \lambda > 0$$

أي أنه إذا ضربت كافة أسعار الفترة صفر في الرقم الموجب λ، عندئذ يكون المؤشر الجديد للأسعار هو $1/\lambda$ مضروبا في المؤشر القديم للأسعار. وبصيغة أخرى، فإن دالة مؤشر الأسعار $P(p^0, p^1, q^0, q^1)$ متجانسة (إيجابيا) من الرتبة سالب واحد في مكونات متجه أسعار الفترة صفر p^0.

١٦-٤٠ ويمكن النظر إلى اختبارين التجانس التاليين على أنهما اختباري لاتباين.

---

[٢٤] أُقترح هذا الاختبار من قبل كل من دراسات Walsh (1901, p. 385)، و Eichhorn and Voeller (1976, p. 24)، و Vogt (1980, p. 68).

[٢٥] اقترحت (دراسة Eichhorn and Voeller (1976, p. 28)) هذا الاختبار.

الاختبار السابع: *اختبار اللاتباين أمام التغيرات التناسبية في الكميات الجارية:*

$$P(p^0, p^1, q^0, \lambda q^1) = P(p^0, p^1, q^0, q^1) \text{ for all } \lambda > 0$$

أي أنه إذا ضُربت كافة كميات الفترة الجارية في الرقم λ، عندئذ يبقى مؤشر الأسعار كما هو بدون تغيير. وبصيغة أخرى، فإن دالة مؤشر الأسعار $P(p^0, p^1, q^0, q^1)$ متجانسة (إيجابيا) من الرتبة صفر في مكونات متجه كميات الفترة ١ q^1. وتعد دراسة (Vogt (1980, p.70)) هي أول من اقترحت هذا الاختبار[٢٦] ويعد اشتقاقها للاختبار أمرا ذا أهمية. ولنفرض أن مؤشر الكميات Q يستوفي نظير الكميات لاختبار الأسعار (الاختبار الخامس)؛ أي نفرض أن Q تستوفي $Q(p^0, p^1, q^0, \lambda q^1) = \lambda Q(p^0, p^1, q^0, q^1)$ بالنسبة إلى $\lambda > 0$. عندئذ، باستخدام اختبار حاصل الضرب (16.17)، يمكن ملاحظة أن P يجب أن تجتاز الاختبار السابع.

الاختبار الثامن: اللاتباين أمام التغيرات التناسبية في كميات فترة الأساس:[٢٧]

$$P(p^0, p^1, \lambda q^0, q^1) = P(p^0, p^1, q^0, q^1) \quad \text{for all } \lambda > 0$$

أي أنه إذا ضُربت كافة كميات فترة الأساس في الرقم λ، عندئذ يبقى مؤشر الأسعار بلا تغيير. وبصيغة أخرى، فإن دالة مؤشر الأسعار $P(p^0, p^1, q^0, q^1)$ متجانسة (إيجابيا) من الرتبة صفر في مكونات متجه كميات الفترة صفر q^0. وإذا كان مؤشر الكميات Q يستوفي النظير التالي للاختبار الثامن: $Q(p^0,p^1,\lambda q^0,q^1) = \lambda^{-1}Q(p^0,p^1,q^0,q^1)$ بالنسبة إلى $\lambda > 0$، عندئذ باستخدام المعادلة (16.17)، يجب على مؤشر الأسعار المقابل P أن يجتاز الاختبار الثامن. ويوفر هذا الرأي مبررا إضافيا لافتراض صحة الاختبار الثامن لدالة مؤشر الأسعار P.

١٦-٤١ ويقوم الاختباران السابع والثامن معا بفرض الخاصية التي مفادها أن مؤشر الأسعار P لا يعتمد على المقادير المطلقة لمتجهي الكميات q^0 و q^1.

اختبارات اللاتباين والتماثل

١٦-٤٢ تعد الاختبارات الخمسة التالية، من الاختبار التاسع إلى الاختبار الثالث عشر، اختبارات لاتباين أو تماثل. ويبدو أن فيشر (دراسة Fisher (1922, pp. 62–63, 458–460)) وولش (دراسة Walsh (1901, p. 105;

---

[٢٦] اقترح Fisher (1911, p. 405) الاختبار ذي الصلة التالي $P(p^0, p^1, q^0, \lambda q^0) = P(p^0, p^1, q^0, \tilde{q}^0) = \sum_{i=1}^{n} \tilde{p}_i^1 q_i^0 / \sum_{i=1}^{n} p_i^0 q_i^0$.

[٢٧] اقترح Diewert (1992a, p. 216) هذا الاختبار.

(1921b, p. 542) هما أول الباحثين الذين أقروا بأهمية هذه الأنواع من الاختبارات. وقد تحدث فيشر (دراسة Fisher (1922, pp. 62–63) عن العدل، ولكن من الواضح أن خصائص التماثل كانت في باله. وربما من سوء الحظ أنه لم يدرك أنه كانت هناك خصائص تماثل ولاتباين أكثر من تلك التي اقترحها؛ ولو كان أدرك ذلك، فمن المرجح أنه كان سيستطيع توفير وصف بديهي لمؤشره المثالي للأسعار، على غرار ما تم في الفقرات من ١٦–٥٣ إلى ١٦–٥٦. ويتمثل اختبار اللاتباين الأول في أنه يتعين أن يظل مؤشر الأسعار بدون تغيير في حالة تغير *ترتيب* السلع.

الاختبار التاسع: *اختبار الانعكاس السلعي* (أو اللاتباين أمام التغيرات في ترتيب السلع):

$$P(p^{0*}, p^{1*}, q^{0*}, q^{1*}) = P(p^0, p^1, q^0, q^1)$$

حيث يدل p^{t*} على إعادة ترتيب مكونات المتجه p^t، وq^{t*} على إعادة الترتيب ذاتها لمكونات q^t بالنسبة إلى $t = 0, 1$. ويمكن عَزو هذا الاختبار إلى دراسة (فيشر Fisher (1922, p. 63))[٢٨] ويعد واحدا من اختبارات الانعكاس الثلاثة الشهيرة الخاصة به. ويتمثل الاختباران الآخران في اختبار انعكاس الأساس الزمني واختبار انعكاس المعامل اللذين تتم دراستهما أدناه.

١٦–٤٣ ويستلزم الاختبار التالي ألا يتباين المؤشر إزاء التغييرات في وحدات القياس.

الاختبار العاشر: اللاتباين أمام التغيرات في وحدات القياس (اختبار قابلية القياس)

$$P(\alpha_1 p_1^0, \ldots, \alpha_n p_n^0; \alpha_1 p_1^1, \ldots, \alpha_n p_n^1; \alpha_1^{-1} q_1^0, \ldots, \alpha_n^{-1} q_n^0; \alpha_1^{-1} q_1^1, \ldots, \alpha_n^{-1} q_n^1) = P(p_1^0, \ldots, p_n^0; p_1^1, \ldots, p_n^1; q_1^0, \ldots, q_n^0; q_1^1, \ldots, q_n^1) \quad \text{for all } \alpha_1 > 0, \ldots, \alpha_n > 0$$

أي أن مؤشر الأسعار لا يتغير إذا تغيرت وحدات القياس لكل سلعة. ويُعزى مفهوم هذا الاختبار إلى جيفون Jevons (1863, p. 23) والاقتصادي الهولندي بيرسون Pierson (1896, p. 131) الذين انتقدا العديد من صيغ الرقم القياسي لعدم اجتياز هذا الاختبار الأساسي. وفي البداية، أطلق فيشر Fisher (1911, p. 411) على هذا الاختبار *اختبار تغيير الوحدات*؛ ثم أطلق فيشر Fisher (1922, p. 420) عليه لاحقا *اختبار قابلية القياس*).

١٦–٤٤ ويستلزم الاختبار التالي ألا تتباين الصيغة إزاء الفترة المختارة كفترة أساس.

---

[٢٨] "يعد هذا [الاختبار] بسيطا للغاية لدرجة أنه لم يتم وضع صياغة له. فهو يؤخذ على أنه مسلم به ويُلاحظ بحكم الفطرة. ويجب على أي قاعدة لحساب متوسط السلع أن تكون عامة بدرجة تجعلها تنطبق بشكل متبادل على كافة الحدود التي يتم حساب متوسطها" Fisher (1922, p. 63).

الاختبار الحادي عشر: *اختبار انعكاس الأساس الزمني:*

$$P(p^0,p^1,q^0,q^1)=1/P(p^1,p^0,q^1,q^0)$$

أي أنه إذا تمت المبادلة بين بيانات الفترتين صفر و١، عندئذ يتعين على مؤشر الأسعار الناتج أن يساوي مقلوب مؤشر الأسعار الأصلي. ومن الواضح أن هذا الاختبار سوف يتم اجتيازه (مثل كافة الاختبارات الأخرى الواردة في هذا القسم) في حالة السلعة الواحدة التي يكون فيها مؤشر الأسعار هو مجرد نسبة للسعر الواحد. وعندما يزيد عدد السلع عن الواحد، يفشل العديد من مؤشرات الأسعار المستخدمة على نحو شائع في اجتياز هذا الاختبار؛ مثلا يفشل في اجتياز هذا الاختبار الأساسي كل من مؤشر لاسبير للأسعار (دراسة Laspeyres (1871))، P_L المعرّف بالمعادلة (15.5) في الفصل الخامس عشر، ومؤشر باش للأسعار (دراسة Paasche (1874))، P_P، المعرّف بالمعادلة (15.6) في الفصل الخامس عشر. ويُعزى مفهوم الاختبار إلى بيرسون (دراسة Pierson (1896, p. 128)) الذي استبد به الغضب إزاء عدم اجتياز كثير من صيغ الرقم القياسي شائعة الاستخدام لهذا الاختبار حتى أنه اقترح التخلي عن مفهوم الرقم القياسي بالكامل. وقد طرح ولش (دراسة Walsh (1901, p. 368; 1921b, p.541)) وفيشر (دراسة Fisher (1911, p.534; 1922, p.64)) صيغا أكثر منهجية للاختبار.

١٦-٤٥ ويعد الاختبارين التاليين محل خلاف أكبر، نظرا لأنهما لا يتسقان بالضرورة مع المنهج الاقتصادي لنظرية الرقم القياسي. إلا أن هذين الاختبارين يتسقان تماما مع المنهج التصادفي المرجح لنظرية الرقم القياسي، الذي تتم مناقشته لاحقا في هذا الفصل.

الاختبار الثاني عشر: *اختبار انعكاس الكميات* (اختبار تماثل الأوزان الترجيحية للكميات):

$$P(p^0,p^1,q^0,q^1)=P(p^0,p^1,q^1,q^0)$$

أي أنه إذا تم تبادل متجهي الكميات للفترتين، عندئذ يظل مؤشر الأسعار ثابتا بلا تغير. وتعني هذه الخاصية أنه إذا استُخدمت الكميات لترجيح الأسعار في صيغة الرقم القياسي، عندئذ يتعين أن تُدرَج كميات الفترة صفر q^0 وكميات الفترة ١ q^1 في الصيغة على نحو متماثل أو متساوٍ. وقد استحدثت دراسة Funke and Voeller (1978, p.3)) هذا الاختبار وأطلقت علية اسم *خاصية الوزن الترجيحي*.

١٦-٤٦ ويعد الاختبار التالي هو نظير الاختبار الثاني عشر المطبق على مؤشرات الكميات:

الاختبار الثالث عشر: *اختبار انعكاس الأسعار* (اختبار تماثل الأوزان الترجيحية للأسعار):[٢٩]

[٢٩] اقترحت دراسة Diewert (1992a, p. 218)) هذا الاختبار.

$$\left(\frac{\sum_{i=1}^{n} p_i^1 q_i^1}{\sum_{i=1}^{n} p_i^0 q_i^0}\right) \Big/ P(p^0, p^1, q^0, q^1) = \left(\frac{\sum_{i=1}^{n} p_i^0 q_i^1}{\sum_{i=1}^{n} p_i^1 q_i^0}\right) \Big/ P(p^1, p^0, q^0, q^1) \tag{16.18}$$

وعليه، إذا استخدمنا المعادلة (16.17) لتعريف مؤشر الكميات Q على أساس مؤشر الأسعار P، يمكن ملاحظة أن الاختبار الثالث عشر يكون معادلا للخاصية التالية لمؤشر الكميات Q المرتبط:

$$Q(p^0, p^1, q^0, q^1) = Q(p^1, p^0, q^0, q^1) \tag{16.19}$$

أي أنه إذا تمت مبادلة متجهي الأسعار للفترتين، يظل مؤشر الكميات ثابتا بلا تباين. وبالتالي، إذا استُخدمت أسعار ذات السلعة في الفترتين لترجيح الكميات عند إنشاء مؤشر الكميات، عندئذ تعني خاصية الاختبار الثالث عشر ضمنا أن هذه الأسعار تُدرَج في مؤشر الكميات على نحو متماثل.

اختبارات القيمة المتوسطة

١٦-٤٧ تعد الاختبارات الثلاثة التالية، الرابع عشر والخامس عشر والسادس عشر، اختبارات للقيمة المتوسطة.

الاختبار الرابع عشر: *اختبار القيمة المتوسطة للأسعار*:[٣٠]

$$\min_i (p_i^1/p_i^0 : i = 1, \ldots, n) \leq P(p^0, p^1, q^0, q^1) \leq \max_i (p_i^1/p_i^0 : i = 1, \ldots, n) \tag{16.20}$$

أي أن مؤشر الأسعار يقع بين نسبة الأسعار الدنيا ونسبة الأسعار القصوى. وبما أنه يُفترض تفسير مؤشر الأسعار على أنه نوع ما من المتوسط لنسب الأسعار n، p_i^1/p_i^0 ، يبدو ضروريا أن يجتاز مؤشر الأسعار P هذا الاختبار.

١٦-٤٨ ويعد الاختبار التالي هو نظير الاختبار الرابع عشر المطبق على مؤشرات الكميات:

الاختبار الخامس عشر: *اختبار القيمة المتوسطة للكميات*:[٣١]

---

[٣٠] يبدو أن دراسة (Eichhorn and Voeller (1976, p.10)) هي أول من اقترحت هذا الاختبار.

$$\min_i (q_i^1/q_i^0 : i = 1, \ldots, n) \leq \frac{(V^1/V\,0)}{P(p^0, p^1, q^0, q^1)} \leq \max_i (q_i^1/q_i^0 : i = 1, \ldots, n) \qquad (16.21)$$

بحيث تمثل V^t قيمة الفترة t للإجمالي المعرَّف بالمعادلة (16.1). وباستخدام اختبار حاصل الضرب (16.17) لتعريف مؤشر الكميات Q على أساس مؤشر الأسعار P، يمكن ملاحظة أن الاختبار الخامس عشر يعادل الخاصية التالية لمؤشر الكميات Q المرتبط:

$$\min_i (q_i^1/q_i^0 : i = 1, \ldots, n) \leq Q(p^0, p^1, q^0, q^1) \leq \max_i (q_i^1/q_i^0 : i = 1, \ldots, n) \qquad (16.22)$$

أي أن مؤشر الكمية الضمني Q المعرَّف بواسطة P يقع بين أدنى وأعلى معدل للنمو q_i^1/q_i^0 في فرادى الكميات.

١٦-٤٩ وفي الفقرات من ١٥-١٨ إلى ١٥-٣٢ بالفصل الخامس عشر، كان هناك رأي مفاده أنه من المعقول جدا حساب متوسط أرقام لاسبير وباش القياسية للأسعار "كأفضل" مقياس واحد للتغير الكلي في الأسعار. وقد تحول هذا الرأي إلى اختبار:

الاختبار السادس عشر: *اختبار حدي باش ولاسبير*.[٣٢]

يقع مؤشر الأسعار P بين مؤشري لاسبير وباش، P_L وP_P، المعرّفين بالمعادلتين (15.5) و(15.6) في الفصل الخامس عشر.

وثمة اختبار يمكن اقتراحه عندما يقع المؤشر الضمني للكميات Q المناظر لمؤشر الأسعار P من خلال المعادلة (16.17) بين مؤشري لاسبير وباش للكميات، Q_P وQ_L، المعرّفين بالمعادلتين (15.10) و(15.11) في الفصل الخامس عشر. غير أنه يتبين أن الاختبار الناتج يعادل الاختبار السادس عشر.

اختبارات الرتابة (monotonicity tests)

١٦-٥٠ وتعد الاختبارات الأربعة الأخيرة، من الاختبار السابع عشر حتى الاختبار العشرين، اختبارات رتابة؛ أي كيف يتعين أن يتغير مؤشر الأسعار $P(p^0, p^1, q^0, q^1)$ مع زيادة أي من مكونات متجهي الأسعار p^0 وp^1 أو مع زيادة أي من مكونات متجهي الكمية q^0 وq^1؟

---

[٣١] اقترح هذا الاختبار (دراسة Diewert (1992a, p. 219)).

[٣٢] أيد كل من بولي (دراسة Bowley (1901, p. 227)) وفيشر (دراسة Fisher, 1922, p. 403)) هذه الخاصية لمؤشر للأسعار.

الاختبار السابع عشر: *الرتابة مع الأسعار الجارية*:

$$P(p^0,p^1,q^0,q^1) < P(p^0,p^2,q^0,q^1) \text{ if } p^1 < p^2$$

أي أنه، إذا زاد أحد أسعار الفترة ١، عندئذ يجب أن يزيد مؤشر الأسعار، بحيث يزيد $P(p^0,p^1,q^0,q^1)$ في مكونات p^1. وقد اقتُرحت هذه الخاصية من قبل دراسة (Eichhorn and Voeller (1976, p. 23)) وتعد خاصية معقولة جدا كي يستوفيها مؤشر الأسعار.

الاختبار الثامن عشر: الرتابة مع أسعار فترة الأساس:

$$P(p^0,p^1,q^0,q^1) > P(p^2,p^1,q^0,q^1) \text{ if } p^0 < p^2$$

أي أنه، إذا زاد أحد أسعار الفترة صفر، عندئذ يجب أن يزيد مؤشر الأسعار، بحيث ينخفض $P(p^0,p^1,q^0,q^1)$ في مكونات p^0. وقد اقتُرحت هذه الخاصية المعقولة جدا من قبل دراسة (Eichhorn and Voeller (1976, p. 23)).

الاختبار التاسع عشر: *الرتابة مع الكميات الجارية*: إذا كان $q^1 < q^2$، عندئذ

$$\left(\frac{\sum_{i=1}^{n} p_i^1 q_i^1}{\sum_{i=1}^{n} p_i^0 q_i^0}\right) / P(p^0,p^1,q^0,q^1) < \left(\frac{\sum_{i=1}^{n} p_i^1 q_i^2}{\sum_{i=1}^{n} p_i^0 q_i^0}\right) / P(p^0,p^1,q^0,q^2). \tag{16.23}$$

الاختبار العشرون: *الرتابة مع كميات فترة الأساس*: إذا كان $q^0 < q^2$، عندئذ

$$\left(\frac{\sum_{i=1}^{n} p_i^1 q_i^1}{\sum_{i=1}^{n} p_i^0 q_i^0}\right) / P(p^0,p^1,q^0,q^1) > \left(\frac{\sum_{i=1}^{n} p_i^1 q_i^1}{\sum_{i=1}^{n} p_i^0 q_i^2}\right) / P(p^0,p^1,q^2,q^1). \tag{16.24}$$

١٦-٥١ ولنفرض أن Q هو المؤشر الضمني للكميات المناظر لمؤشر الأسعار P باستخدام المعادلة (16.17). عندئذ نجد أن الاختبار التاسع عشر يُترجَم إلى المتباينة التالية المتضمنة للمؤشر Q:

$$Q(p^0,p^1,q^0,q^1) < Q(p^0,p^1,q^0,q^2) \text{ if } q^1 < q^2. \tag{16.25}$$

أي أنه، إذا زادت أي كمية في الفترة ١، عندئذ يجب أن يزيد المؤشر الضمني للكميات Q المناظر لمؤشر الأسعار P. وعلى نحو مماثل، نجد أن الاختبار العشرين يُترجَم إلى:

$$Q(p^0,p^1,q^0,q^1) > Q(p^0,p^1,q^2,q^1) \quad \text{if } q^0 < q^2 \tag{16.26}$$

أي أنه، إذا زادت أي كمية في الفترة صفر، عندئذ يجب أن ينخفض المؤشر الضمني للكميات Q. ويُعزى الاختباران التاسع عشر والعشرون إلى Vogt (1980, p. 70).

١٦-٥٢ وبهذا نختتم قائمة الاختبارات. ويطرح القسم التالي إجابة عن السؤال عما إذا كانت هناك أي صيغة للرقم القياسي $P(p^0,p^1,q^0,q^1)$ تجتاز كافة الاختبارات العشرين؟

مؤشر فيشر المثالي والمنهج الاختباري

١٦-٥٣ يمكن توضيح أن صيغة الرقم القياسي الوحيدة $P(p^0,p^1,q^0,q^1)$ التي تجتاز الاختبارات من الأول إلى العشرين هي رقم فيشر المثالي للأسعار P_F المعرَّف على أنه المتوسط الهندسي لمؤشري لاسبير وباش:[٣٣]

$$P_F(p^0,p^1,q^0,q^1)\equiv\left\{P_L(p^0,p^1,q^0,q^1)P_P(p^0,p^1,q^0,q^1)\right\}^{1/2}. \qquad (16.27)$$

١٦-٥٤ ويعد أمرا مباشرا نسبيا توضيح أن مؤشر فيشر يجتاز كافة الاختبارات العشرين. أما الجانب الأصعب من الدليل فهو إظهار أن مؤشر فيشر هو صيغة الرقم القياسي *الوحيدة* التي تجتاز هذه الاختبارات. ويترتب هذا الجانب من الدليل على حقيقة مفادها أنه إذا اجتاز المؤشر P اختبار الإيجابية (الاختبار الأول) واختبارات الانعكاس الثلاثة (من الحادي عشر إلى الثالث عشر)، عندئذ يجب على P أن يساوي P_F. ولمشاهدة ذلك، تتم إعادة ترتيب الحدود في صيغة الاختبار الثالث عشر إلى المعادلة التالية:

$$\frac{\sum_{i=1}^{n}p_i^1q_i^1\Big/\sum_{i=1}^{n}p_i^0q_i^0}{\sum_{i=1}^{n}p_i^0q_i^1\Big/\sum_{i=1}^{n}p_i^1q_i^0}=\frac{P(p^0,p^1,q^0,q^1)}{P(p^1,p^0,q^0,q^1)}$$
$$=\frac{P(p^0,p^1,q^0,q^1)}{P(p^1,p^0,q^1,q^0)} \qquad (16.28)$$

باستخدام الاختبار الثاني عشر، اختبار الانعكاس الكمي

$$=P(p^0,p^1,q^0,q^1)P(p^0,p^1,q^0,q^1)$$

باستخدام الاختبار الحادي عشر، اختبار انعكاس الأساس الزمني

---

[٣٣] راجع دراسة (Diewert (1992a, p. 221)).

والآن نأخذ الجذور التربيعية الموجبة لكلا جانبي المعادلة (16.28). ويمكن ملاحظة أن الجانب الأيسر من المعادلة هو مؤشر فيشر $P_F(p^0,p^1,q^0,q^1)$ المعرّف بالمعادلة (16.27) وأن الجانب الأيمن هو $P(p^0,p^1,q^0,q^1)$. ومن ثم، إذا كان المؤشر P يجتاز الاختبارات الأول والحادي عشر والثاني عشر والثالث عشر، فيجب أي يكون مساويا لمؤشر فيشر المثالي P_F.

١٦-٥٥ ويكون مؤشر الكميات المناظر لمؤشر فيشر للأسعار باستخدام اختبار حاصل الضرب (16.17) هو Q_F، مؤشر فيشر للكميات، المعرّف بالمعادلة (15.14) في الفصل الخامس عشر.

١٦-٥٦ ويتبين أن رقم P_F يجتاز اختبارا آخرا ألا وهو الاختبار الحادي والعشرين، والذي كان اختبار فيشر الثالث للانعكاس Fisher (1921, p. 534; 1922, pp. 72-81) (الاثنان الآخران هما الاختبار التاسع والحادي عشر):

الاختبار الحادي والعشرون: *اختبار انعكاس المعامل* (اختبار تماثل الشكل الدالي):

$$P(p^0,p^1,q^0,q^1)P(q^0,q^1,p^0,p^1)=\frac{\sum_{i=1}^{n}p_i^1q_i^1}{\sum_{i=1}^{n}p_i^0q_i^0} \qquad (16.29)$$

ويعد ما يلي هو المبرر لهذا الاختبار: إذا كان $P(q^0,q^1,p^0,p^1)$ شكلا داليا جيدا لمؤشر الأسعار، عندئذ إذا انعكس دوري الأسعار والكميات، يجب أن يكون $P(q^0,q^1,p^0,p^1)$ شكلا داليا جيدا لمؤشر ما للكميات (وهو رأي صائب على ما يبدو)، وبالتالي فإن حاصل ضرب كل من مؤشر الأسعار $P(p^0,p^1,q^0,q^1)$ ومؤشر الكميات $Q(p^0,p^1,q^0,q^1)=P(q^0,q^1,p^0,p^1)$ يجب أن يساوي نسبة القيم، V^1/V^0. والجزء الثاني من هذا الجدل لا يبدو صحيحا، وعليه، اعترض العديد من الباحثين على مدار السنوات على اختبار انعكاس المعامل. ورغم ذلك، إذا تم قبول الاختبار الحادي والعشرين على أنه اختبار أساسي، أوضح Funke and Voeller (1978, p. 180) أن دالة الرقم القياسي الوحيدة $P(p^0,p^1,q^0,q^1)$ التي تجتاز الاختبار الأول (الإيجابية)، والاختبار الحادي عشر (اختبار انعكاس الأساس الزمني)، والاختبار الثاني عشر (اختبار الانعكاس الكمي)، والاختبار الحادي والعشرين (اختبار انعكاس المعامل) هي مؤشر فيشر المثالي P_F المعرّف بالمعادلة (16.27). وعليه، يمكن إبدال اختبار الانعكاس السعري (الثالث عشر) إلى اختبار انعكاس المعامل لأجل الحصول على مجموعة مكونة من أربعة اختبارات بحد أدنى تؤدي إلى مؤشر فيشر للأسعار.[٣٤]

[٣٤] ويمكن العثور على صفات مميزة أخرى لمؤشر فيشر للأسعار في كل من دراستي (Funke and Voeller (1978) و Balk (1985; 1995)).

أداء المؤشرات الأخرى في الاختبارات

١٦–٥٧ يجتاز مؤشر فيشر للأسعار P_F كافة الاختبارات العشرين الواردة آنفا (من الأول إلى العشرين). والسؤال هو: أي الاختبارات التي تجتازها مؤشرات الأسعار الأخرى المستَخدمة على نحو شائع؟ راجع في الفصل الخامس عشر مؤشر لاسبير P_L المعرّف بالمعادلة (15.5)، ومؤشر باش P_P المعرّف بالمعادلة (15.6) ومؤشر ولش P_W المعرّف بالمعادلة (15.19) ومؤشر تورنكفيست P_T المعرّف بالمعادلة (15.81).

١٦–٥٨ وتبين الحسابات المباشرة أن مؤشري باش ولاسبير للأسعار، P_L و P_P يخفقان في اجتياز اختبارات الانعكاس الثلاثة (١١ و١٢ و١٣) فقط. ونظرا لما يحيط باختباري الانعكاس السعري والكمي (الاختباران ١١ و ١٢) من خلاف نوعا ما، وبالتالي يتم التقليل من أهميتهما، يبدو لأول وهلة أن أداء كل من P_L وP_P في الاختبارات جيد جدا. غير أن الإخفاق في اجتياز اختبار انعكاس الأساس الزمني، الاختبار الحادي عشر، يعد قصورا شديدا مرتبطا باستخدام هذه المؤشرات.

١٦–٥٩ ويعجز مؤشر ولش للأسعار، P_W، عن اجتياز أربعة اختبارات: اختبار الانعكاس السعري (الاختبار ١٣)؛ واختبار حدي باش ولاسبير (الاختبار ١٦)؛ واختبار الرتابة مع الكميات الجارية (الاختبار ١٩)؛ واختبار الرتابة مع كميات فترة الأساس (الاختبار ٢٠).

١٦–٦٠ وأخيرا، فإن مؤشر تورنكفيست للأسعار P_T يخفق في اجتياز تسعة اختبارات: اختبار السلة الثابتة (الاختبار ٤)؛ واختباري الانعكاس الكمي والسعري (الاختباران ١٢ و١٣)؛ واختبار القيمة المتوسطة للكميات (الاختبار ١٥)؛ واختبار حدي باش ولاسبير (الاختبار ١٦)؛ واختبارات الرتابة الأربعة من الاختبار ١٧ إلى الاختبار ٢٠. ومن ثم، يخضع مؤشر تورنكفيست إلى معدل أعلى للإخفاق نوعا ما من وجهة نظر المنهج البديهي لنظرية الرقم القياسي.[٣٥]

١٦–٦١ وتتمثل النتيجة المبدئية التي يمكن استخلاصها من النتائج الواردة أعلاه في أنه من وجهة نظر المنهج الاختباري الثنائي هذا تجاه الأرقام القياسية، يبدو أن مؤشر فيشر المثالي للأسعار P_F هو "الأفضل" نظرا لأنه يجتاز الاختبارات العشرين. ويعد مؤشري باش ولاسبير ثاني أفضل مؤشرين إذا تعاملنا مع كافة الاختبارات على

[٣٥] إلا أنه يتضح في الفصل التاسع عشر أن مؤشر تورنكفيست يُقارب على نحو وثيق مؤشر فيشر باستخدام بيانات السلاسل الزمنية "الطبيعية" التي تخضع إلى اتجاهات عامة ممهدة نسبيا. وعليه، في ظل هذه الظروف، يمكن النظر إلى مؤشر تورنكفيست على أنه يجتاز العشرين اختبارا بدرجة عالية ومعقولة من التقريب.

أنها متساوية في الأهمية. غير أن هذين المؤشرين يعجزان عن اجتياز اختبار انعكاس الأساس الزمني المهم جدا. أما المؤشران الباقيان، مؤشرا ولش وتورنكفيست للأسعار، فيجتازان اختبار انعكاس الأساس الزمني، ولكن يبرز مؤشر ولش على أنه "الأفضل" نظرا لاجتيازه ١٦ من ٢٠ اختبارا في حين يجتاز مؤشر تورنكفيست ١١ اختبارا فقط.[٣٦]

اختبار قابلية الجمع

١٦-٦٢ وثمة اختبار إضافي يعتبره العديد من خبراء المحاسبة في الدخل القومي مهما جدا: وهو *اختبار قابلية الجمع*. ويتم فرض هذا الاختبار أو الخاصية على المؤشر الضمني للكميات $Q(p^0, p^1, q^0, q^1)$ المناظر لمؤشر الأسعار $P(p^0, p^1, q^0, q^1)$ باستخدام اختبار حاصل الضرب (16.17). ويوضح هذا الاختبار أن المؤشر الضمني للكميات يتخذ الشكل التالي:

$$Q(p^0, p^1, q^0, q^1) = \frac{\sum_{i=1}^{n} p_i^* q_i^1}{\sum_{m=1}^{n} p_m^* q_m^0} \qquad (16.30)$$

بحيث يمكن *للسعر* المشترك عبر الفترات للسلعة i, p_i^* لكل الأسعار $i = 1, \ldots, n,$ ، أن يكون دالة لكافة أسعار وكميات $4n$ المرتبطة بالفترتين أو الحالتين قيد النظر، p^0, p^1, q^0, q^1. وفي الدراسات الاقتصادية المتعلقة بالمقارنات متعددة الأطراف (أي المقارنات بين أكثر من حالتين)، من الشائع افتراض أن مقارنة الكميات بين أي إقليمين يمكن إجراؤها باستخدام متجهي كميات الإقليميين q^0 و q^1، ومتجه مرجعي مشترك للأسعار، $P^* \equiv (p_1^*, \ldots, p_n^*)$.[٣٧]

---

[٣٦] يجب أن يكون هذا القول مشروطا: فثمة اختبارات عديدة أخرى لم نتناولها بالمناقشة، وقد يكون لخبراء إحصاءات الأسعار آراء مختلفة حول مدى أهمية اجتياز مجموعات مختلفة من الاختبارات. وتتم مناقشة اختبارات أخرى من قبل دراسات (Auer (2001; 2002)، و(Eichhorn and Voeller (1976)، و(Balk (1995)، و(Vogt and Barta (1997))، وآخرين. وتوضح الفقرات من ١٦-١٠١ إلى ١٦-١٣٥ إلى أن مؤشر تورنكفيست مثالي إذا نُظر إليه في إطار مجموعة مختلفة من القواعد البديهية.

[٣٧] أطلقت دراسة (Hill (1993, p. 395–397)) على مثل هذه الطرائق متعددة الأطراف مصطلح *منهج التكتل* (block approach) في حين استخدمت دراسة (Diewert (1996a, pp. 250-251)) مصطلح *مناهج السعر المتوسط* (average price approaches). واستخدمت دراسة (Diewert (1999b, p. 19)) المصطلح النظام *متعدد الأطراف الجمعي*. وبالنسبة للمناهج البديهية تجاه نظرية الرقم القياسي متعدد الأطراف، راجع (Balk (1996a; 2001) و(Diewert (1999b)).

١٦-٦٣ ومن الواضح أنه يمكن الحصول على صيغ المختلفة لاختبار قابلية الجمع إذا تم فرض مزيد من القيود على المتغيرات التي يعتمد عليها تحديدا كل سعر مرجعي p_i^* . ويعد أبسط مثل على هذه القيود هو افتراض أن كل p_i^* يعتمد فقط على أسعار السلعة i المرتبطة بكل من الحالتين قيد الدراسة، p_i^0 و p_i^1. وإذا افتُرض كذلك أن الشكل الدالي لدالة الترجيح هو ذاته بالنسبة لكل سلعة، بحيث يكون $p_i^* = m(p_i^0, p_i^1)$ بالنسبة إلى $i = 1, \ldots, n,$ ، عندئذ نصل إلى *مؤشر الكميات الصريحة (unequivocal)* الذي طرحته دراسة Knibbs (1924, p. 44).

١٦-٦٤ وتعد نظرية *مؤشر الكميات الصريحة (أو مؤشر الكميات المحضة)*[٣٨] موازية لنظرية مؤشر الأسعار المحضة الموضحة بإيجاز في الفقرات من ١٥-٢٤ إلى ١٥-٣٢ بالفصل الخامس عشر. وسنجد هنا توضيحا موجزا لهذه النظرية. لنفرض أن مؤشر الكميات المحضة Q_K له الشكل الدالي التالي:

$$Q_K(p^0, p^1, q^0, q^1) \equiv \frac{\sum_{i=1}^{n} q_i^1 m(p_i^0, p_i^1)}{\sum_{k=1}^{n} q_k^0 m(p_k^0, p_k^1)} \qquad (16.31)$$

ويُفترض أن متجهي الأسعار p^0 و p^1 موجبين فقط وأن متجهي الكميات q^0 و q^1 غير سالبين ولكن لهما على الأقل مكوِّن واحد موجب.[٣٩] وتتمثل المشكلة في تحديد الشكل الدالي لدالة المتوسطات (averaging function) m إن أمكن. وللقيام بذلك، من الضروري فرض بعض الاختبارات أو الخصائص على مؤشر الكميات المحضة Q_K. وكما كان الحال بالنسبة لمؤشر الأسعار المحضة، من المنطقي جدا المطالبة بأن يجتاز مؤشر الكميات *اختبار انعكاس الأساس الزمني*:

$$Q_K(p^1, p^0, q^1, q^0) = \frac{1}{Q_K(p^0, p^1, q^0, q^1)} \qquad (16.32)$$

١٦-٦٥وكما كان الحال بالنسبة لنظرية مؤشر الأسعار الصريحة، يمكن ملاحظة أنه إذا كان مؤشر الكميات الصريحة Q_K يجتاز اختبار انعكاس الأساس الزمني (16.32)، فيجب أن تكون الدالة المتوسطة في المعادلة (16.31) *متماثلة*. ويكون مطلوبا كذلك أن يجتاز الرقم Q_K *اختبار اللاتباين أمام التغيرات التناسبية في الأسعار الجارية* التالي.

---

[٣٨] استخدمت دراسة (Diewert (2001)) هذا المصطلح.

[٣٩] يُفترض أن $m(a,b)$ لها الخاصيتين التاليتين: أن $m(a,b)$ دالة موجبة ومتصلة، معرّفة لكافة الأعداد الموجبة a وb، و $m(a,a) = a$ لكافة $a > 0$.

$$Q_K(p^0,\lambda p^1,q^0,q^1)=Q_K(p^0,p^1,q^0,q^1) \text{ for all } p^0,p^1,q^0,q^1 \text{ and all } \lambda>0. \qquad (16.33)$$

١٦-٦٦ وتتمثل الفكرة وراء اختبار اللاتباين هذا فيما يلي: يتعين أن يعتمد مؤشر الكميات $Q_K(p^0,p^1,q^0,q^1)$ فقط على الأسعار *النسبية* في كل فترة ويتعين ألا يعتمد على مقدار التضخم بين الفترتين. وثمة طريقة أخرى لتفسير الاختبار (16.33) ألا وهي النظر في ما يعنيه الاختبار ضمنا بالنسبة للمؤشر الضمني للأسعار المناظر، P_{IK}، المعرّف باستخدام اختبار حاصل الضرب (16.17). ويمكن إظهار أنه إذا كان Q_K يجتاز المعادلة (16.33)، عندئذ سوف يجتاز المؤشر الضمني للأسعار المناظر P_{IK} الاختبار الخامس المذكور آنفا T5، *اختبار التناسبية مع الأسعار الجارية*. ويوضح الاختباران (16.32) و(16.33) الشكل الدالي المحدد *لمؤشر الكميات المحضة* Q_K المعرّف بالمعادلة (16.31): ويجب على *مؤشر الكميات المحضة* أو *مؤشر نيبز* (Knibbs) *للكميات الصريحة* $\bar{Q}_K$ أن يكون هو مؤشر ولش للكميات Q_W[٤٠] المعرّف بالمعادلة:

$$Q_W(p^0,p^1,q^0,q^1)\equiv\frac{\sum_{i=1}^{n}q_i^1\sqrt{p_i^0p_i^1}}{\sum_{k=1}^{n}q_k^0\sqrt{p_k^0p_k^1}} \qquad (16.34)$$

١٦-٦٧ ومن ثم، بجمع الاختبارين يجب على مؤشر الأسعار المحضة P_K أن يكون هو مؤشر ولش للأسعار P_W المعرّف بالمعادلة (15.19) في الفصل الخامس عشر وبجمع ذات الاختبارين (ولكن بالتطبيق على مؤشرات الكميات بدلا من مؤشرات الأسعار)، يجب على مؤشر الكميات المحضة Q_K أن يكون هو مؤشر ولش للكميات Q_W، المعرّف بالمعادلة (16.34). إلا أنه يُلاحظ أن حاصل ضرب مؤشري ولش للأسعار والكميات *لا* يساوي نسبة الإنفاق، V^1/V^0. ومن ثم، يجب على المؤمنين بمفهومي مؤشر الأسعار والكميات المحضة أو الصريحة الاختيار بين هذين المفهومين؛ حيث لا يمكن تطبيقهما في آن واحد.[٤١]

١٦-٦٨ وإذا كان مؤشر الكميات $Q(p^0,p^1,q^0,q^1)$ يجتاز اختبار قابلية الجمع (16.30) لبعض الأوزان الترجيحية للأسعار p_i^*، عندئذ يمكن إعادة كتابة النسبة المئوية للتغير في إجمالي الكميات، $Q(p^0,p^1,q^0,q^1)-1$، كالتالي:

$$Q(p^0,p^1,q^0,q^1)-1=\frac{\sum_{i=1}^{n}p_i^*q_i^1}{\sum_{m=1}^{n}p_m^*q_m^0}-1=\frac{\sum_{i=1}^{n}p_i^*q_i^1-\sum_{m=1}^{n}p_m^*q_m^0}{\sum_{m=1}^{n}p_m^*q_m^0}=\sum_{i=1}^{n}w_i(q_i^1-q_i^0) \qquad (16.35)$$

حيث يُعرَّف *وزن* السلعة i، w_i، كالتالي:

---

[٤٠] هذا هو مؤشر الكميات المناظر للرقم القياس للأسعار ٨ المعرّف في دراسة Walsh (1921a, p. 101).

[٤١] لم يُلاحظ Knibbs (1924) هذه النقطة.

$$w_i \equiv \frac{p_i^*}{\sum_{m=1}^{n} p_m^* q_m^0}; \quad i=1, \ldots, n \qquad (16.36)$$

ويُلاحظ أن التغير في السلعة i في الاتجاه من الحالة صفر إلى الحالة ١ هو $q_i^1 - q_i^0$. وبالتالي، فإن الحد i في الجانب الأيمن من المعادلة (16.35) هو مساهمة التغير في السلعة i في النسبة الكلية للتغير في الإجمالي من الفترة صفر إلى الفترة ١. وغالبا ما يريد محللو الأعمال من الوكالات الإحصائية توفير تحليلات مثل المعادلة (16.35) حتى يتمكنوا من تحليل التغير الكلي في إجمالي ما إلى المكونات القطاعية للتغير.[٤٢] ومن ثم، هناك طلب من جانب المستخدمين على مؤشرات الكميات القابلة للجمع.

١٦-٦٩ وبالنسبة لمؤشر ولش للكميات المعرَّف بالمعادلة (16.34)، فإن وزن i هو

$$w_{W_i} \equiv \frac{\sqrt{p_i^0 p_i^1}}{\sum_{m=1}^{n} q_m^0 \sqrt{p_m^0 p_m^1}}; \quad i=1, \ldots, n \qquad (16.37)$$

وعليه، فإن لمؤشر ولش للكميات Q_W تحليلا بالنسبة المئوية إلى مكونات التغير من الشكل الموضح بالمعادلة (16.35)، حيث يتم تعريف الأوزان الترجيحية بالمعادلة (16.37).

١٦-٧٠ ويتبين أن مؤشر فيشر للكميات Q_F، المعرَّف بالمعادلة (15.14) في الفصل الخامس عشر، له أيضا تحليل جمعي للتغير بالنسبة المئوية من الشكل الموضح بالمعادلة (16.35).[٤٣] ويعد وزن i w_{F_i} لتحليل فيشر هذا معقدا نوعا ما ويعتمد على مؤشر فيشر للكميات $Q_F(p^0, p^1, q^0, q^1)$ كما يلي:[٤٤]

$$w_{F_i} \equiv \frac{w_i^0 + (Q_F)^2 w_i^1}{1 + Q_F}; \quad i=1, \ldots, n \qquad (16.38)$$

---

[٤٢] غالبا ما يطلب محللو الأعمال والمحللون الحكوميون تحليلا مشابها للتغير في إجمالي الأسعار إلى مكونات قطاعية قابلة للجمع.

[٤٣] ولمؤشر فيشر للكميات أيضا تحليل جمعي من النوع المعرّف بالمعادلة (16.30) الذي يُعزى إلى Van Ijzeren (1987, p. 6). ويتم تعريف السعر المرجعي للسلعة i p_i^* على أنه $p_i^* \equiv \left[(1/2)p_i^0 + (1/2)p_i^1\right] / P_F\left(p^0 p^1 q^0 q^1\right)$ بالنسبة إلى $i=1, \ldots, n$، حيث يمثل P_F مؤشر فيشر للأسعار. وقد تم اشتقاق هذا التحليل كذلك على نحو مستقل من قبل Dikhanov (1997). ويتم حاليا استخدام تحليل Van Ijzeren لمؤشر فيشر للكميات من قبل مكتب التحليل الاقتصادي الأمريكي (US Bureau of Economic Analysis)؛ راجع Moulton and Seskin (1999, p. 16) و Ehemann, Katz and Moulton (2002).

[٤٤] تم الحصول على هذا التحليل من قبل Diewert (2002a)، و Reinsdorf, Diewert and Ehemann (2002). وللاطلاع على تفسير اقتصادي لهذا التحليل، راجع Diewert (2002a).

حيث يمثل Q_F قيمة مؤشر فيشر للكميات، $Q_F(p^0, \bar{p}^1, q^0, q^1)$، ويعرّف السعر المطَّبع في الفترة t للسلعة i ، w_i^t، على أنه سعر الفترة i p_i^t مقسوما على إنفاق الفترة t على الإجمالي:

$$w_i^t \equiv \frac{p_i^t}{\sum_{m=1}^{n} p_m^t q_m^t}; \quad t=0,1; \quad i=1, \ldots, n \qquad (16.39)$$

١٦-٧١ وباستخدام الأوزان الترجيحية w_{F_i} المعرّفة بالمعادلتين (16.38) و(16.39)، يتم الحصول على التحليل الدقيق التالي لمؤشر فيشر المثالي للكميات:

$$Q_F(p^0, p^1, q^0, q^1) - 1 = \sum_{i=1}^{n} w_{F_i}(q_i^1 - q_i^0) \qquad (16.40)$$

وبالتالي يكون لمؤشر فيشر تحليل جمعي للتغير بالنسبة المئوية.[٤٥]

١٦-٧٢ نظرا لتماثل مؤشري فيشر للأسعار والكميات، يمكن أن نرى أن مؤشر فيشر للأسعار P_F المعرّف بالمعادلة (16.27) له أيضا التحليل الجمعي التالي للتغير بالنسبة المئوية.

$$P_F(p^0, p^1, q^0, q^1) - 1 = \sum_{i=1}^{n} v_{F_i}(p_i^1 - p_i^0) \qquad (16.41)$$

حيث يعرّف وزن السلعة i $\mathrm{V_{fi}}$ الترجيحي كالتالي:

$$v_{F_i} \equiv \frac{v_i^0 + (P_F)^2 v_i^1}{1 + P_F}; \quad i=1, \ldots, n \qquad (16.42)$$

وحيث يمثل P_F قيمة مؤشر فيشر $P_F(p^0, p^1, q^0, q^1)$، وتعرّف الكمية المطبعة للفترة t بالنسبة للسلعة i، v_i^t، على أنها كمية الفترة i q_i^t مقسومة على الإنفاق في الفترة t على الإجمالي:

$$v_i^t \equiv \frac{q_i^t}{\sum_{m=1}^{n} p_m^t q_m^t}; \quad t=0,1; \quad i=1, \ldots, n \qquad (16.43)$$

١٦-٧٣ وتوضح النتائج أعلاه أن مؤشري فيشر للأسعار والكميات يتسمان بتحليلات جمعية دقيقة إلى مكونات توضح مساهمة التغير في كل سعر (أو كمية) في التغير الكلي في مؤشر الأسعار (أو الكميات).

---

[٤٥] للتحقق من دقة التحليل، يتم الاستعاضة بالمعادلة (16.38) في المعادلة (16.40) وحل المعادلة الناتجة بالنسبة لرقم Q_F. ونتوصل إلى أن الحل يساوي Q_F المعرّف بالمعادلة (15.14) في الفصل الخامس عشر.

المنهج التصادفي لمؤشرات الأسعار

المنهج التصادفي غير المرجح المبكر

١٦-٧٤ يمكن عزو المنهج التصادفي لتحديد مؤشر الأسعار إلى دراسة Jevons (1863; 1865) و Edgeworth (1888) منذ أكثر من مائة عام.[٤٦] وتتمثل الفكرة الأساسية وراء المنهج التصادفي (غير المرجح) في أن كل رقم نسبي للأسعار، p_i^1/p_i^0، لكل السلع $i=1,2,\ldots,n,$ يمكن النظر إليه على أنه تقدير لمعدل تضخم مشترك α بين الفترتين صفر و١.[٤٧]

ويُفترض أن:

$$\frac{p_i^1}{p_i^0}=\alpha+\varepsilon_i;\quad i=1,2,\ldots,n \qquad (16.44)$$

حيث يمثل α معدل التضخم المشترك و ε_i متغيرات عشوائية ذات متوسط صفر وتباين σ^2. وتعد المربعات الصغرى أو مقدِّر الإمكان الأكبر بالنسبة إلى α هو مؤشر كارلي (Carli, 1764) للأسعار P_C المعرَّف كالتالي:

$$P_C(p^0,p^1)\equiv\sum_{i=1}^{n}\frac{1}{n}\frac{p_i^1}{p_i^0} \qquad (16.45)$$

ويتمثل أحد أوجه القصور في مؤشر كارلي في أنه لا يجتاز اختبار انعكاس الأساس الزمني، أي $P_C(p^1,p^0)\neq 1/P_C(p^0,p^1)$.[٤٨]

١٦-٧٥ والآن نقوم بتغيير المواصفة التصادفية ونفترض أن خوارزمية كل رقم نسبي للأسعار، $\ln(p_i^1/p_i^0)$، هي تقدير غير متحيز لخوارزمية معدل التضخم بين الفترتين صفر و١، لنقل β. ويعد ما يلي هو نظير المعادلة (1644):

$$\ln\left(\frac{p_i^1}{p_i^0}\right)=\beta+\varepsilon_i;\quad i=1,2,\ldots,n \qquad (16.46)$$

---

[٤٦] للاطلاع على مراجع من الدراسات الاقتصادية، راجع Diewert (1993a, pp. 37–38; 1995a; 1995b).

[٤٧] "عند حساب متوسطاتنا سوف تحذف التقلبات المستقلة نوعا ما أحدها الآخر؛ وسوف يظل التغير الوحيد المطلوب في الذهب بلا انخفاض" (Jevons, 1863, p. 26).

[٤٨] في الواقع، أشار فيشر Fisher (1922, p. 66) إلى أن $P_C(p^0,p^1)P_C(p^1,p^0)\geq 1$ إلا إذا كان متجه أسعار الفترة ١ p^1 متناسبا مع متجه أسعار الفترة صفر p^0؛ أي أوضح فيشر أن مؤشر كارلي يتسم بتحيز واضح بالزيادة. ورأى أنه يجب على المؤسسات الإحصائية ألا تستخدم هذه الصيغة. وقد اكتشف ولش Walsh (1901, pp. 331, 530) هذه النتيجة أيضا بالنسبة للحالة $n=2$.

حيث يمثل $\beta \equiv \ln \alpha$ و ε_i متغيرين عشوائيين موزعين على نحو مستقل ذوا متوسط صفر وتباين $\tilde{\sigma^2}$. وتعد المربعات الصغرى أو مقدِّر الإمكان الأكبر بالنسبة إلى β هو خوارزمية المتوسط الهندسي للأرقام النسبية للأسعار. ومن ثم، فإن التقدير المناظر لمعدل التضخم المشترك α [٤٩] هو مؤشر جيفون Jevons (1865) P_J المعرَّف كالتالي:

$$P_J(p^0, p^1) \equiv \prod_{i=1}^{n} \sqrt[n]{\frac{p_i^1}{p_i^0}}. \qquad (16.47)$$

١٦-٧٦ ويجتاز مؤشر جيفون P_J اختبار انعكاس الأساس الزمني ومن ثم فهو مقبول بشكل أكبر كثيرا من مؤشر كارلي P_C. غير أن كلا من مؤشري جيفون وكارلي للأسعار يشوبه عيب قاتل هو أن كل رقم نسبي للأسعار p_i^1/p_i^0 يُعتبر على نفس درجة الأهمية ويُخصص له وزن متساوٍ في صيغتي الرقم القياسي (16.45) و(16.47). وقد وجه جون مايناردِ كينز نقدا حادا لهذا المنهج التصادفي غير المرجح فيما يتعلق بنظرية الرقم القياسي.[٥٠] وفيما يلي النقد الذي وجهه لهذا المنهج وحظي بتأييد كبير في دراسة Edgeworth (1923):

> بالرغم من ذلك، أقول ولا حرج أن مثل هذه الأفكار التي حاولتُ تفسيرها آنفا بقدر ما استطعت من عدل ومعقولية، خاطئة تماما. فإن "أخطاء الملاحظة" ومفهوم "الطلقات الخاطئة المسددة على هدف واحد" للرقم القياسي للأسعار، و"متوسط Edgeworth للتباين الموضوعي للأسعار العامة"، هي ناتجة عن بلبلة الفكر. فليس هناك مركز متحرك بل فريد، سوف يُسمى المستوى العام للأسعار أو متوسط التفاوت الموضوعي للأسعار العامة، حوله تنتشر مستويات الأسعار المتحركة لفرادى الأشياء. وهناك كافة المفاهيم المختلفة والمحددة نوعا ما لمستويات أسعار السلع المركبة الملائمة لمختلف المقاصد والاستفسارات المحددة آنفا، والعديد غيرها أيضا. ولا يوجد شيء آخر. فقد كان جيفون يسعى خلف سراب".
>
> والسؤال هو: ما العيب في هذا الرأي؟ في المقام الأول، افترض هذا الرأي أن تقلبات فرادى الأسعار حول "المتوسط" "عشوائية" بالمعنى المطلوب من قِبل نظرية مجموعة الملاحظات المستقلة. وفي هذه النظرية، يُفترض ألا يكون لانحراف إحدى

---

[٤٩] أشار غرينليس Greenlees (1999) إلى أنه بالرغم من أن $(1/n)\sum_{i=1}^{n} \ln(p_i^1/p_i^0)$ مقدِّر غير متحيز بالنسبة إلى β، فإن الأس المناظر لهذا المقدِّر، P_J المعرّف بالمعادلة (16.47)، لن يكون عموما مقدِّر غير متحيز بالنسبة إلى α في ظل افتراضاتنا التصادفية. ولرؤية ذلك، لنفرض أن $x_i = \ln p_i^1/p_i^0$. وباتخاذ التوقعات، نحصل على $Ex_i = \beta = \ln \alpha$ وتُعرَّف الدالة المحدبة الموجبة f لمتغير واحد x بواسطة $f(x) \equiv e^x$. وبواسطة متباينة Jensen (1906)، $Ef(x) \geq f(Ex)$. وبافتراض x يساوي المتغير العشوائي x_i، تصبح هذه المتباينة: $E(p_i^1/p_i^0) = Ef(x_i) \geq f(Ex_i) = f(\beta) = e^{\beta} = e^{\ln \alpha} = \alpha$. وبالتالي، لكل n، $E(p_i^1/p_i^0) \geq \alpha$، ويمكن ملاحظة أن مؤشر جيفون للأسعار سوف يتسم عموما بتحيز بالزيادة في ظل الافتراضات العشوائية المعتادة.

[٥٠] كذلك أكد ولش Walsh (1901, p. 83) على أهمية الترجيح السليم وفقا للأهمية الاقتصادية للسلع في الفترات قيد المقارنة: "غير أن إسناد وزن ترجيحي غير متساوٍ مع تقدير تقريبي إلى الأحجام النسبية، سواء على مدى سلسلة طويلة من السنوات أو لكل فترة بشكل منفصل، لن يستلزم متاعب إضافية كثيرة؛ وحتى إجراء تقريبي من هذا النوع من شأنه أن يؤدي إلى نتائج أفضل كثيرا من تلك التي تترتب على الترجيح المتساوي. ومن غير المعقول بصفة خاصة الامتناع عن استخدام الترجيح غير المتساوي المحسوب بشكل تقريبي على أساس أنه يفتقد الدقة، وبدلا منه استخدام الترجيح المتساوي، والذي يعد أقل منه بكثير من حيث الدقة.

المشاهدات عن الوضع الحقيقي أي تأثير على انحرافات "المشاهدات" الأخرى. ولكن في حالة الأسعار، فإن حركة في سعر إحدى السلع تؤثر بالضرورة على الحركة في أسعار السلع الأخرى، في حين تعتمد مقادير هذه التحركات التعويضية على مقدار التغير في الإنفاق على السلعة الأولى مقارنة بأهمية الإنفاق على السلع التي تأثرت على نحو ثانوي. ومن ثم، بدلا من "الاستقلال، ثمة بين "الأخطاء" في "المشاهدات" المتتالية ما أسماه بعض الكتاب في موضوع نظرية الاحتمالات " الارتباط Connexity" أو كما أشار إليه ليكسز (Lexis)، هناك "تشتت دون طبيعي sub-normal dispersion".

وعليه، لا نستطيع الاستمرار أبعد من ذلك إلا بعد صياغة قانون الارتباط الملائم. ولكن قانون الارتباط لا يمكن صياغته دون الإشارة إلى الأهمية النسبية للسلع المتأثرة—مما يعود بنا إلى المشكلة التي نحاول تجنبها، وهي ترجيح البنود لسلعة مركبة (Keynes (1930, pp. 76-77)).

ويبدو أن النقطة الرئيسية التي يطرحها كينز في الاقتباس السابق هي أن الأسعار في الاقتصاد غير موزعة على نحو مستقل عن بعضها البعض وعن الكميات. وباستخدام مصطلحات الاقتصاد الكلي الحالية، يمكن تفسير كلام كينز على أنه يقول إن صدمة اقتصادية كلية سوف تتوزع على كافة الأسعار والكميات في الاقتصاد من خلال التفاعل الطبيعي بين العرض والطلب؛ أي من خلال آليات نظام التوازن العام. وعليه، يبدو أن كينز يميل إلى المنهج الاقتصادي لنظرية الرقم القياسي (حتى قبل تطويرها بقدر كبير)، حيث تكون التحركات الكمية مرتبطة داليا بالتحركات في الأسعار. والنقطة الثانية التي طرحها كينز في الاقتباس السابق هي أنه لا يوجد ما يسمى بمعدل التضخم؛ هناك فقط تغيرات سعرية ترتبط بمجموعات محددة من السلع أو المعاملات؛ أي أنه يجب تحديد نطاق تعريف مؤشر الأسعار بعناية.[٥١] والنقطة الأخيرة التي طرحها كينز هي أنه يجب ترجيح تحركات الأسعار وفقا لأهميتها الاقتصادية، أي من خلال الكميات أو النفقات.

١٦-٧٧ بالإضافة إلى الانتقادات النظرية الواردة آنفا، شن كينز هجوماً قوياً على منهج Edgworth التصادفي غير المرجح:

لقد تم تحديد "متوسط التفاوت الموضوعي للأسعار العامة" لجيفون-إدجورث أو المعيار "غير المحدد" بشكل عام بواسطة هؤلاء الذين لم يكونوا على دراية، مثلما كان إدجورث ذاته بدقائق الحالة، بالقوة الشرائية للنقود—وذلك للسبب الممتاز المتمثل في صعوبة تصوره مثل أي شيء آخر. ونظرا لأن أي رقم قياسي جدير بالاهتمام، بصرف النظر عن كيفية ترجيحه، ويغطى عددا كبيرا نوعا ما من السلع، يمكن النظر إليه، وفقا لهذا الجدل، على أنه يمثل تقديرا تقريبيا للمعيار غير المحدد، فقد بدا من الطبيعي أن يتم النظر إلى أي مؤشر من هذا النوع على أنه تقدير تقريبي عادل للقوة الشرائية للنقود أيضا.

وأخيرا، فإن النتيجة التي مفادها أن كافة المعايير "تصل في النهاية إلى نفس الشيء" قد تأكدت "بشكل استنتاجي" بحقيقة مفادها أن الأرقام القياسية المنافسة (ولكنها من النوع المعني بمؤشرات أسعار الجملة) قد أظهرت قدرا كبيرا من التوافق مع بضعها البعض على الرغم من اختلاف تكوينها ... وعلى النقيض، تقدم الجداول الواردة أعلاه (PP. 53, 55) أدلة افتراضية قوية على أنه على المدى الطويل وكذلك القصير تكون تحركات معايير البيع بالجملة والاستهلاك، على الترتيب، قادرة على أن تكون مختلفة بشكل واسع (Keynes (1930, pp. 80-81)).

---

[٥١] راجع الفقرات من ١٥-٧ إلى ١٥-١٧ في الفصل الخامس عشر للاطلاع على مزيد من المناقشة حول هذه النقطة.

وفي الاقتباس الوارد أعلاه، أشار كينز إلى أن مؤيدي المنهج التصادفي غير المرجح لقياس التغير في الأسعار قد أطمأنوا كَوْن المؤشرات (غير المرجحة) لأسعار الجملة الموجودة حينئذ قد أظهرت تحركات مماثلة بشكل عام. غير أن كينز أوضح تجريبيا أن مؤشراته لأسعار الجملة قد تحركت على نحو مختلف إلى حد بعيد عن مؤشراته لأسعار المستهلكين.

١٦-٧٨ ولأجل التغلب على الانتقادات المذكورة آنفا للمنهج التصادفي غير المرجح تجاه الأرقام القياسية، من الضروري:

- أن يكون هناك نطاق تعريفي محدد للرقم القياسي؛
- وترجيح الأرقام النسبية للأسعار وفقا لأهميتها الاقتصادية.[٥٢]

وتتم في الأقسام التالية مناقشة أساليب بديلة للترجيح.

المنهج التصادفي المرجح

١٦-٧٩ يبدو أن ولش Walsh (1901, pp. 88–89) هو أول منظِّري الرقم القياسي الذي أشار إلى أن المنهج التصادفي المعقول لقياس تغير الأسعار يعني أنه يتعين ترجيح فرادى الأرقام النسبية للأسعار وفقا لأهميتها الاقتصادية أو قيمة معاملاتها في الفترتين قيد النظر:

> قد يبدو لأول وهلة كما لو كان كل سعر محدد بندا واحدا، ونظرا لأن كل سلعة (أي نوع من السلع) يُسنَد لها سعر محدد واحد، سوف يبدو كما لو كانت التقلبات السعرية لكل نوع من السلع هي البند الوحيد محل الشك. وهذا هو الأسلوب الذي أصاب به السؤال الباحثين الأوائل في التقلبات السعرية، ولذلك استخدموا المتوسطات البسيطة حتى في حالة الترجيح المتساوي. ولكن السعر الذي يتحدد يكون لأسم عام يغطي سلع عديدة؛ وأحد هذه الأسماء العامة يغطي سلعا قليلة، وآخر يغطي العديد .... وعليه، فإن السعر الواحد قد يكون سعرا لسلع قيمتها مائة أو ألف أو مليون دولار من السلع التي تشكل السلعة المسماة. ولذا، يجب أن يُحدد وزنها عند حساب المتوسط وفقا لقيمة هذه الوحدات النقدية ((Walsh (1921a, pp. 82-83) .

ولكن لم يقدم ولش رأيا مقنعا حول كيف يتعين بالضبط تحديد هذه الأوزان الاقتصادية.

١٦-٨٠ وقد اقترح هنري تيل (Henry Theil (1967, pp. 136-137 حلا لنقص الترجيح في مؤشر جيفون P_J المعرّف بالمعادلة (16.47). وقد رأى ما يلي: لنفرض أننا نستخلص أرقاما نسبية للأسعار على نحو عشوائي بحيث يكون كل دولار يتم إنفاقه في فترة الأساس يتمتع بحظ متساو ليتم اختياره. عندئذ، فإن احتمالات أننا

---

[٥٢] اعترض ولش Walsh (1901, pp. 82–90; 1921a, pp. 82–83) على نقص الترجيح في المنهج التصادفي غير المرجح تجاه نظرية الرقم القياسي.

سنستخلص الرقم النسبي للسلعة i سوف تساوي $\bar{s_i^0} \equiv p_i^0 q_i^0 / \sum_{k=1}^{n} p_k^0 q_k^0$ ، أي نصيب إنفاق الفترة صفر على السلعة i. عندئذ، فإن المتوسط الكلي (المرجح بالفترة صفر) للتغير اللوغاريتمي في الأسعار هو $\sum_{i=1}^{n} \bar{s_i^0} \ln(\bar{p_i^1}/p_i^0)$.[٥٣] والآن بتكرار التجربة الذهنية أعلاه واستخلاص الأرقام النسبية للأسعار بشكل عشوائي بحيث يكون لكل دولار يتم إنفاق في الفترة ١ احتمالات متساوية ليتم اختياره. يؤدي هذا إلى المتوسط الكلي (المرجح بالفترة ١) للتغير اللوغاريتمي في الأسعار بالنسبة إلى $\sum_{i=1}^{n} \bar{s_i^1} \ln(p_i^1/p_i^0)$.[٥٤]

١٦-٨١ وكل من هذه المقاييس للتغير اللوغاريتمي الكلي في الأسعار يبدو سليما بنفس القدر، ولذا يمكننا الدفاع عن حساب متوسط متماثل للمقياسين من أجل الحصول على مقياس واحد نهائي للتغير اللوغاريتمي الكلي في الأسعار. ورأى تيل Theil [٥٥] أنه يمكن الحصول على صيغة متماثلة "جيدة" للرقم القياسي إذا جُعلت احتمالات الاختيار للرقم النسبي n للأسعار مساوية للمتوسط الحسابي لأنصبة إنفاق الفترتين صفر و١ للسلعة n. وباستخدام احتمالات الاختيار هذه، كان مقياس تيل النهائي للتغير اللوغاريتمي الكلي في الأسعار كالتالي:

$$\ln P_T(p^0, p^1, q^0, q^1) \equiv \sum_{i=1}^{n} \frac{1}{2}(s_i^0 + s_i^1) \ln\left(\frac{p_i^1}{p_i^0}\right) \qquad (16.48)$$

ويُلاحظ أن المؤشر P_T المعّرف بالمعادلة (16.48) يساوي مؤشر تورنكفيست المعرّف بالمعادلة (15.81) في الفصل الخامس عشر.

١٦-٨٢ ويمكن توفير تفسير إحصائي للجانب الأيمن من المعادلة (16.48). وتُعرّف نسبة i اللوغاريتمية للأسعار r_i بواسطة:

$$r_i \equiv \ln\left(\frac{p_i^1}{p_i^0}\right) \quad \text{for } i = 1, \ldots, n \qquad (16.49)$$

والآن نُعرِّف المتغير العشوائي المتقطع، لنقل R، كمتغير عشوائي يمكن أن يتخذ القيم r_i مع احتمالات $\rho_i \equiv (1/2)[s_i^0 + s_i^1]$ بالنسبة إلى $i = 1, \ldots, n$. ويُلاحظ أنه نظرا لأن كل مجموعة من مجموعات الإنفاق،

---

[٥٣] في الفصل التاسع عشر، يُسمى هذا المؤشر *مؤشر لاسبير الهندسي*، P_{GL}. وأشار Vartia (1978, p. 272) إلى هذا المؤشر على أنه *مؤشر لاسبير اللوغاريتمي*. وثمة اسم آخر للمؤشر وهو *المؤشر الهندسي المرجح بفترة الأساس* .

[٥٤] في الفصل التاسع عشر، يسمى هذا المؤشر *مؤشر باش الهندسي*، P_{GP}. وأشار Vartia (1978, p. 272) إلى هذا المؤشر على أنه *مؤشر باش اللوغاريتمي*. وثمة اسم آخر للمؤشر وهو *المؤشر الهندسي المرجح بفترة الأساس*.

[٥٥] " يستخدم مؤشر الأسعار المعرّف في (1.8) و(1.9) فرادى فروق الأسعار اللوغاريتمية n كمكونات أساسية. ويتم جمعها خطيا بواسطة اختيار عشوائي ذي مرحلتين: أولا، نعطي كل إقليم نفس فرصة الاختيار ½، وثانيا نعطي كل دولار يتم إنفاقه في الإقليم المختار نفس فرصة $(1/m_a \text{ or } 1/m_b)$ السحب" ((Theil (1967, p. 138). ويعد المؤشران (1.8) و(1.9) هما مؤشرا لاسبير وباش الهندسيان.

s_i^0 و s_i^1، يكون حاصل جمعها واحد على *i*، فإن حاصل جمع الاحتمالات ρ_i يكون واحدا أيضا. ويمكن ملاحظة أن القيمة المتوقعة للمتغير العشوائي المتقطع *R* هي:

$$E[R] \equiv \sum_{i=1}^{n} \rho_i r_i = \sum_{i=1}^{n} \frac{1}{2}(s_i^0 + s_i^1) \ln\left(\frac{p_i^1}{p_i^0}\right)$$
$$= \ln P_T(p^0, p^1, q^0, q^1). \qquad (16.50)$$

ومن ثم، فإن لوغاريتم المؤشر P_T يمكن تفسيره على أنه *القيمة المتوقعة لتوزيع النسب اللوغاريتمية للأسعار* في نطاق التعريف قيد الدراسة، بحيث يتم ترجيح نسب الأسعار المتقطعة *n* في نطاق التعريف هذا وفقا لأوزان تيل الترجيحية للاحتمالات، $\rho_i \equiv (1/2)[s_i^0 + s_i^1]$ بالنسبة إلى $i = 1, \ldots, n$.

١٦-٨٣ وباتخاذ مقابلات اللوغاريتم لكلا جانبي المعادلة (16.48)، يتم الحصول على مؤشر تورنكفيست Törnqvist (1936; 1937) ومؤشر تيل للأسعار، P_T.[٥٦] ولصيغة الرقم القياسي هذه عدد من السمات الجيدة. وتحديدا، يجتاز مؤشر تيل P_T اختبار التناسبية مع الأسعار الجارية (الاختبار الخامس) واختبار انعكاس الأساس الزمني (الاختبار الحادي عشر)، واللذان تمت مناقشتهما آنفا. ويمكن استخدام هذين الاختبارين لتبرير طريقة تيل (الحسابية) لتشكيل متوسط لمجموعتي أنصبة الإنفاق من أجل الحصول على أوزانه الترجيحية للاحتمالات، $\rho_i \equiv (1/2)[s_i^0 + s_i^1]$ بالنسبة إلى $i = 1, \ldots, n$. وبالنظر إلى *فئة المتوسط المتماثل التالية للصيغ اللوغاريتمية للرقم القياسي*:

$$\ln P_S(p^0, p^1, q^0, q^1) \equiv \sum_{i=1}^{n} m(s_i^0, s_i^1) \ln\left(\frac{p_i^1}{p_i^0}\right) \qquad (16.51)$$

بحيث يمثل $m(s_i^0, s_i^1)$ دالة موجبة لأنصبة الإنفاق في الفترتين صفر و١ على السلعة *i*، s_i^0 و s_i^1 على الترتيب. وحتى يجتاز P_S اختبار انعكاس الأساس الزمني، من الضروري أن تكون الدالة *m* متماثلة. عندئذ يمكن إظهار[٥٧] أنه لكي يجتاز P_S الاختبار الخامس، يجب أن تكون *m* هي المتوسط الحسابي. وهذا يقدم مبررا قويا بشكل معقول لاختيار تيل للدالة المتوسطة.

١٦-٨٤ ولمنهج تيل التصادفي سمة أخرى "جيدة" للتماثل. فبدلا من النظر في توزيع لوغاريتمات النسب السعرية $r_i = \ln p_i^1 / p_i^0$ ، يمكننا أيضا النظر في توزيع لوغاريتمات *مقلوبات* نسب الأسعار هذه، لنفرض:

---

[٥٦] لا تحدث مشكلة تحيز العينة التي درسها غرينليس Greenlees (1999) (راجع الحاشية رقم ٤٩ أعلاه) في السياق الحالي نظرا لعدم وجود عينة متضمنة في التعريف (16.50): ويفترض لمجموع $p_i^t q_i^t$ على *i* لكل فترة *t* أن يساوي إجمالي القيم V^t للفترة *t*.

[٥٧] راجع Diewert (2000) و Balk and Diewert (2001) .

$$t_i \equiv \ln \frac{p_i^0}{p_i^1} = \ln \left(\frac{p_i^1}{p_i^0} \right)^{-1} = -\ln \frac{p_i^1}{p_i^0} = -r_i \quad \text{for } i = 1, \ldots, n \tag{16.52}$$

ومع ذلك، يمكن للاحتمالات المتماثلة، $\rho_i \equiv (1/2)[s_i^0 + s_i^1]$، أن تكون مرتبطة بمقلوب النسبة اللوغاريتمية للسعر t_i بالنسبة إلى $i = 1, \ldots, n$. والآن يُعرّف المتغير العشوائي المتقطع، T مثلا، على أنه المتغير العشوائي الذي يمكن أن يتخذ القيم t_i مع احتمالات $\rho_i \equiv (1/2)[s_i^0 + s_i^1]$ بالنسبة إلى $i = 1, \ldots, n$. ويمكن ملاحظة أن القيمة المتوقعة للمتغير العشوائي المتقطع T هي

$$\begin{aligned} E[T] &\equiv -\sum_{i=1}^{n} \rho_i r_i \\ &= -\sum_{i=1}^{n} \rho_i t_i \qquad \text{باستخدام المعادلة (16.52)} \\ &= -E[R] \qquad \text{باستخدام المعادلة (16.50)} \\ &= -\ln P_T(p^0, p^1, q^0, q^1) \end{aligned} \tag{16.53}$$

ومن ثم يمكن ملاحظة أن توزيع المتغير العشوائي T يساوي توزيع المتغير العشوائي ناقص R. وبالتالي، فليس مهما ما إذا كان يُنظر إلى استخدام توزيع النسب اللوغاريتمية الأصلية للأسعار، $r_i \equiv \ln p_i^1 / p_i^0$، أو توزيع مقلوباتها اللوغاريتمية، $t_i \equiv \ln p_i^0 / p_i^1$: حيث يتم الحصول أساسا على نفس النظرية التصادفية.

١٦-٨٥ ومن الممكن النظر في تطبيق المناهج التصادفية المرجحة تجاه نظرية الرقم القياسي عند التفكير في استخدام توزيع نسب الأسعار، p_i^1 / p_i^0 وليس توزيع النسب اللوغاريتيمة للأسعار، $\ln p_i^1 / p_i^0$. وبالتالي، وجرياً على منهج تيل مرة أخرى، نفترض أن الأرقام النسبية للأسعار يتم اشتقاقها بشكل عشوائي بحيث يكون لكل دولار يتم إنفاقه في *فترة الأساس* فرصة متساوية ليتم اختياره. عندئذ تكون احتمالات اشتقاق الرقم النسبي للأسعار i تساوي s_i^0، وهو نصيب إنفاق الفترة صفر على السلعة i. عندئذ يكون المتوسط الكلي (المرجح بالفترة صفر) لتغير الأسعار كالتالي:

$$P_L(p^0, p^1, q^0, q^1) = \sum_{i=1}^{n} s_i^0 \frac{p_i^1}{p_i^0} \tag{16.54}$$

والذي يتبين أنه مؤشر لاسبير للأسعار، P_L. ويعد هذا المنهج التصادفي هو المنهج الطبيعي لدراسة *مشاكل المعاينة* المرتبطة بتطبيق مؤشر لاسبير للأسعار.

١٦-٨٦ والآن، يتم تكرار التجربة الذهنية أعلاه واشتقاق الأرقام النسبية للأسعار على نحو عشوائي بحيث يكون لكل دولار يتم إنفاقه في الفترة ١ احتمالات متساوية ليتم اختياره. ويؤدي ذلك إلى متوسط كلي (مرجح بالفترة ١) للتغير في الأسعار مساويا لما يلي:

$$P_{PAL}(p^0,p^1,q^0,q^1)=\sum_{i=1}^{n}s_i^1\frac{p_i^1}{p_i^0} \qquad (16.55)$$

ويُعرَف ذلك بصيغة بالغريف للرقم القياسي Palgrave (1886).[٥٨]

١٦-٨٧ ويمكن التحقق من أن مؤشري لاسبير وبالغريف للأسعار لا يجتازان اختبار الانعكاس الزمني رقم ١١. وعليه، وباتباع المنهج الذي اتبعه تيل مرة أخرى، يمكن محاولة الحصول على صيغة اجتازت اختبار انعكاس الأساس الزمني باتخاذ المتوسط المتماثل لمجموعتين من الأنصبة. ومن ثم، يُنظَر في استخدام الفئة التالية من *صيغ الرقم القياسي ذات المتوسط المتماثل*:

$$P_m(p^0,p^1,q^0,q^1)\equiv\sum_{i=1}^{n}m(s_i^0,s_i^1)\frac{p_i^1}{p_i^0} \qquad (16.56)$$

حيث تكون $m(s_i^0,s_i^1)$ دالة متماثلة لأنصبة إنفاق الفترتين صفر و١ بالنسبة للسلعة i، s_i^0 وs_i^1، على الترتيب. ولأجل تفسير الجانب الأيمن من المعادلة (16.56) كقيمة متوقعة لنسبتي الأسعار p_i^1/p_i^0، من الضروري أن

$$\sum_{i=1}^{n}m(s_i^0,s_i^1)=1 \qquad (16.57)$$

إلا أنه لأجل استيفاء المعادلة (16.57)، يجب أن يكون m متوسطا حسابيا.[٥٩] وباختيار m هذا، تصبح المعادلة (16.56) هي الصيغة التالية للرقم القياسي (غير المسمى) ، P_u.

$$P_u(p^0,p^1,q^0,q^1)\equiv\sum_{i=1}^{n}\frac{1}{2}(s_i^0+s_i^1)\frac{p_i^1}{p_i^0}. \qquad (16.58)$$

ولسوء الحظ، لا يجتاز المؤشر غير المسمى P_u اختبار انعكاس الأساس الزمني أيضا.[٦٠]

---

[٥٨] هي الصيغة رقم ٩ في قائمة Fisher (1922, p. 466) لصيغ الرقم القياسي.

[٥٩] للاطلاع على دليل على هذا القول، راجع Balk and Diewert (2001).

[٦٠] في الواقع، يعاني هذا المؤشر من نفس التحيز بالزيادة الذي يعاني منه مؤشر كارلي (Carli) من حيث $P_u(p^0,p^1,q^0,q^1)P_u(p^1,p^0,q^1,q^0)\geq 1$. ولإثبات ذلك، يُلاحظ أن المتباينة السابقة تعادل $[P_u(p^1,p^0,q^1,q^0)]^{-1}\leq P_u(p^0,p^1,q^0,q^1)$ وتترتب على حقيقة مفادها أن المتوسط التوافقي المرجح للأرقام الموجبة n يساوي أو يقل عن المتوسط الحسابي المرجح المقابل؛ راجع Hardy, Littlewood and Pólya (1934, p. 26).

١٦-٨٨ وبدلا من النظر في استخدام توزيع نسبتي الأسعار، p_i^1/p_i^0، يمكن استخدام توزيع *مقلوبات* هاتين النسبتين. والآن تكون الصيغ المقابلة للمؤشرات غير المتماثلة المعرَّفة آنفا بواسطة المعادلتين (16.54) و(16.55) هي $\sum_{i=1}^{n} s_i^0 (p_i^0 / p_i^1)$ و $\sum_{i=1}^{n} s_i^1 (p_i^0 / p_i^1)$، على الترتيب. وتعد هذه مؤشرات (تصادفية) للأسعار في *الاتجاه الخلفي* من الفترة ١ إلى الفترة صفر. ولجعل هذه المؤشرات مشابهة للمؤشرات السابقة ذات النظرة الأمامية، تؤخذ مقلوبات هذه المؤشرات (مما يؤدي إلى المتوسطات التوافقية) ويتم الحصول على المؤشرين التاليين:

$$P_{HL}(p^0, p^1, q^0, q^1) \equiv \frac{1}{\sum_{i=1}^{n} s_i^0 \frac{p_i^0}{p_i^1}} \qquad (16.59)$$

$$P_{HP}(p^0, p^1, q^0, q^1) \equiv \frac{1}{\sum_{i=1}^{n} s_i^1 \frac{p_i^0}{p_i^1}} = \frac{1}{\sum_{i=1}^{n} s_i^1 \left(\frac{p_i^1}{p_i^0}\right)^{-1}}$$
$$= P_P(p^0, p^1, q^0, q^1) \qquad (16.60)$$

باستخدام المعادلة (15.9) في الفصل الخامس عشر. ومن ثم، يتبين أن مقلوب المؤشر التصادفي للأسعار المعرّف بالمعادلة (16.60) يساوي مؤشر باش ذي السلة الثابتة، P_P. ويعد هذا المنهج التصادفي هو المنهج الطبيعي لدراسة مشاكل المعاينة المرتبطة بتطبيق مؤشر باش للأسعار. أما مقلوب المؤشر التصادفي للأسعار المرجح على نحو غير متماثل المعرّف بالمعادلة (16.59)، فليس هناك مؤلِف معين مرتبط به، ولكن فيشر Fisher (1922, p. 467) أشار إليه على أنه صيغته رقم ١٣ للرقم القياسي. وأطلق Vartia (1978, p. 272) على هذا المؤشر اسم *مؤشر لاسبير التوافقي* وسوف يتم استخدام مصطلحاته.

١٦-٨٩ والآن ننظر إلى فئة *مقلوب مؤشرات الأسعار المرجحة على نحو متماثل* والتي تعرّف كتالي:

$$P_{mr}(p^0, p^1, q^0, q^1) \equiv \frac{1}{\sum_{i=1}^{n} m(s_i^0, s_i^1) \left(\frac{p_i^1}{p_i^0}\right)^{-1}} \qquad (16.61)$$

حيث يمثل $m(s_i^0, s_i^1)$، كالمعتاد، متوسط متماثل متجانس لأنصبة إنفاق الفترتين صفر و١ على السلعة *i*. ومع ذلك، لا يجتاز أي من المؤشرات المعرَّفة بالمعادلات من (16.59) إلى (16.61) اختبار انعكاس الأساس الزمني.

١٦-٩٠ وتؤدي حقيقة أن صيغة تيل للرقم القياسي P_T تجتاز اختبار انعكاس الأساس الزمني إلى تفضيل مؤشر تيل على أنه "أفضل" منهج تصادفي مرجح.

١٦-٩١ ويمكن تلخيص السمات الرئيسية للمنهج التصادفي المرجح لنظرية الرقم القياسي كما يلي: أولا، من الضروري اختيار فترتين ونطاق تعريف للمعاملات. وكالمعتاد، فإن كل معاملة قيمة لكل من السلع n في نطاق التعريف مقسمة إلى مكونات سعرية وكمية. عندئذ، وبافتراض أنه ليست هناك سلع جديدة أو سلع مختفية، فهناك الأرقام النسبية للأسعار n p_i^1/p_i^0 المرتبطة بالحالتين قيد النظر إلى جانب أنصبة الإنفاق $2n$ المناظرة. ويفترض المنهج التصادفي المرجح فقط أن هذه الأرقام النسبية n للأسعار أو بعض الصيغ المتحولة لهذه الأرقام النسبية للأسعار، $f(p_i^1/p_i^0)$، لها توزيع إحصائي متقطع، حيث تكون احتمالات السلعة i، $\rho_i = m(s_i^0, s_i^1)$ دالة لأنصبة الإنفاق المرتبطة بالسلعة i في الحالتين قيد النظر، s_i^0 و s_i^1. وتَنتُج مؤشرات مختلفة للأسعار، اعتمادا على كيفية اختيار الدالتين f وm. وفي منهج تيل، فإن دالة التحويل (transformation function) f هي اللوغاريتم الطبيعي والدالة المتوسطة m هي المتوسط الحسابي غير المرجح البسيط.

١٦-٩٢ وثمة جانب ثالث للمنهج التصادفي المرجح لنظرية الرقم القياسي: حيث يجب تحديد ما *العدد الواحد* الذي يقوم على النحو "الأفضل" بتلخيص توزيع الأرقام النسبية للأسعار n (التي ربما تحولت). وفي التحليل السابق، تم اختيار *متوسط* التوزيع المتقطع كأفضل مقياس موجز لتوزيع الأرقام النسبية للأسعار (التي ربما تحولت)؛ ولكن يمكن أن تكون هناك مقاييس أخرى. وبصفة خاصة، غالبا ما يتم اقتراح الوسيط المرجح *(weighted median)* أو مختلف *الأوساط المخفَّضة (trimmed means)* "كأفضل" مقياس للنزعة الرئيسية لأن تلك المقاييس تقلل إلى الحد الأدنى من تأثير القيم الشاذة. غير أن المناقشة التفصيلية لهذه المقاييس البديلة تعتبر خارج نطاق هذا الفصل. ويمكن الاطلاع على كتابات إضافية حول المناهج التصادفية لنظرية الرقم القياسي ومراجع للدراسات الاقتصادية في كل من Clements and Izan (1981; 1987)، و Selvanathan and Rao (1994)، و Diewert (1995b)؛ و Cecchetti (1997)؛ و Wynne (1997; 1999).

١٦-٩٣ وبدلا من اتباع المنهج التصادفي أعلاه لنظرية الرقم القياسي، من الممكن اتخاذ نفس البيانات غير المعالَجة المستخدمة في هذا المنهج ولكن مع استخدام المنهج البديهي. وبالتالي، في القسم التالي، يُنظر إلى مؤشر الأسعار على أنه دالة مرجحة بالقيم للأرقام النسبية للأسعار n ويتم استخدام المنهج الاختباري لنظرية الرقم القياسي لأجل تحديد الشكل الدالي لمؤشر الأسعار. وبصيغة أخرى، ينظر المنهج البديهي في القسم التالي إلى *خصائص* الإحصاءات الوصفية البديلة التي تقوم بتجميع فرادى الأرقام النسبية للأسعار (المرجحة بأهميتها الاقتصادية) في صورة مقاييس موجزة لتغير الأسعار في محاولة للتوصل إلى "أفضل" مقياس ملخص لتغير الأسعار. وبالتالي، يمكن النظر إلى المنهج البديهي المتبع أدناه على أنه فرع لنظرية الإحصاءات الوصفية.

المنهج التصادفي الثاني للمؤشرات الثنائية للأسعار

الإطار الأساسي وبعض الاختبارات التمهيدية

١٦-٩٤ كما هو مذكور في الفقرات من ١٦-١ إلى ١٦-١٠، فإن أحد مناهج ولش لنظرية الرقم القياسي كان بمثابة محاولة لتحديد "أفضل" متوسط مرجح للأرقام النسبية للأسعار، r_i.[٦١] ويعادل ذلك استخدام منهج بديهي لمحاولة تحديد "أفضل" مؤشر من الشكل $P(r, v^0, v^1)$، حيث يمثل v^0 و v^1 متجهين للإنفاق على السلع n خلال الفترتين صفر و١.[٦٢] وفي البداية، بدلا من البدء بمؤشرات من الشكل $P(r, v^0, v^1)$، سوف يتم النظر في استخدام مؤشرات من الشكل $P(p^0, p^1, v^0, v^1)$، نظرا لأن هذا الإطار سوف يكون أكثر تشابها مع الإطار البديهي الثنائي الأول المتبع في الفقرات من ١٦-٣٠ إلى ١٦-٧٣. وكما سنرى أدناه، إذا تم فرض اختبار اللاتباين أمام التغيرات في وحدات القياس على مؤشر من الشكل $P(p^0,p^1,v^0,v^1)$، عندئذ يمكن كتابة $P(p^0,p^1,v^0,v^1)$ بالشكل $P(r,v^0,v^1)$.

١٦-٩٥ ويُذكَر أن اختبار حاصل الضرب (16.17) استُخدم لتعريف مؤشر الكميات $Q(p^0,p^1,q^0,q^1) \equiv V^1/V^0 P(p^0, p^1, q^0, q^1)$ المناظر للمؤشر الثنائي للأسعار $P(p^0, p^1, q^0, q^1)$. وينطبق اختبار حاصل ضرب مماثل في الإطار الحالي؛ أي بشرط تحديد الشكل الدالي لمؤشر الأسعار $P(p^0, p^1, v^0, v^1)$، ثم تعريف *المؤشر الضمني للكميات* على أساس P كالتالي:

---

[٦١] تبني فيشر وجهة النظر هذه أيضا عند وصف منهجه لنظرية الرقم القياسي:

يعد الرقم القياسي لأسعار عدد من السلع هو متوسط الأرقام النسبية لأسعارها. وبصورة محددة، تم التعبير عن هذا التعريف على أساس الأسعار. ولكن، بصورة مماثلة، يمكن حساب رقم قياسي للأجور، وبالنسبة لكميات السلع المستوردة أو المصدرة، وفي الواقع بالنسبة لأي موضوع يتضمن تغييرات متفاوتة لمجموعة من المقادير. ومرة أخرى، تم التعبير عن هذا التعريف على أساس الزمن. ولكن يمكن تطبيق الرقم القياسي بنفس القدر من الصواب على المقارنات بين مكانين، أو، في الواقع على المقارنات بين مقادير مجموعة من العناصر في ظل أي مجموعة واحدة من الظروف ومقاديرها في ظل مجموعة أخرى من الظروف (Fisher (1922, p.3)).

وفي إرساء منهجه البديهي، فرض فيشر بديهيات على مؤشرات الأسعار والكميات تُكتب كدوال لمتجهي الأسعار p^0، وp^1، ومتجهي الكميات q^0 وq^1؛ أي أنه لم يكتب مؤشره للأسعار بالشكل $P(r, v^0, v^1)$ ولم يفرض بديهيات على المؤشرات من هذا النوع. وبالطبع في النهاية، تبين أن مؤشره المثالي للأسعار هو المتوسط الهندسي لمؤشري لاسبير وباش، وكما هو موضح في الفصل الخامس عشر، يمكن كتابة كل من هذه المؤشرات كمتوسطات مرجحة بالأنصبة للإنفاق للأرقام النسبية للأسعار n، $r_i \equiv p_i^1/p_i^0$.

[٦٢] بحث الفصل الثالث في دراسة Vartia (1976) صورة مختلفة من هذا المنهج البديهي.

$$Q(p^0,p^1,v^0,v^1) \equiv \frac{\sum_{i=1}^{n} v_i^1}{\left(\sum_{i=1}^{n} v_i^0\right) P(p^0,p^1,v^0,v^1)} \qquad (16.62)$$

١٦-٩٦ وفي الفقرات من ١٦-٣٠ إلى ١٦-٧٣، تم تحديد مؤشري الأسعار والكميات $P(p^0,p^1,q^0,q^1)$، و $Q(p^0,p^1,q^0,q^1)$ على نحو *مشترك*؛ أي أن البديهيات لم يتم فرضها فحسب على $P(p^0,p^1,q^0,q^1)$ بل أيضا على $Q(p^0,p^1,q^0,q^1)$ وتم استخدام اختبار حاصل الضرب (16.17) لترجمة هذه الاختبارات على Q إلى اختبارات على P. وفي هذا القسم، لن يتم اتباع هذا المنهج: وسوف يتم فقط استخدام الاختبارات على $P(p^0,p^1,v^0,v^1)$ لأجل تحديد مؤشر الأسعار "الأفضل" من هذا الشكل. وبالتالي، هناك نظرية موازية لمؤشرات الكميات من الشكل $Q(q^0,q^1,v^0,v^1)$، حيث تتم محاولة إيجاد "أفضل" متوسط مرجح بالقيم للأرقام النسبية للكميات، q_i^1/q_i^0.[٦٣]

١٦-٩٧ ومعظم الاختبارات التي سيتم فرضها على مؤشر الأسعار $P(p^0,p^1,v^0,v^1)$ في هذا القسم تعد مناظرة للاختبارات التي فُرضت على مؤشر الأسعار $P(p^0,p^1,q^0,q^1)$ في الفقرات من ١٦-٣٠ إلى ١٦-٧٣. وسوف يتم افتراض أن كل مكون لكل من متجهي الأسعار والقيم موجبا؛ أي أن $p^t \gg 0_n$ و $v^t \gg 0_n$ بالنسبة إلى $t=0,1$. وإذا أردنا تحديد $v^0=v^1$، تتم الدلالة على متجه الإنفاق المشترك بواسطة v؛ وإذا أردنا تحديد $p^0=p^1$، تتم الدلالة على متجه الأسعار المشترك بواسطة P.

١٦-٩٨ ويعد الاختبارين الأولين مناظرين بشكل مباشر للاختبارات المقابلة في الفقرة ١٦-٣٤.

الاختبار الأول: اختبار الإيجابية: $P(p^0,p^1,v^0,v^1)>0$

الاختبار الثاني: اختبار الاستمرارية: يعد $P(p^0,p^1,v^0,v^1)$ دالة متصلة لمتغيراته المستقلة (arguments)

الاختبار الثالث: *اختبار التطابق أو اختبار الأسعار الثابتة*: $P(p,p,v^0,v^1)=1$

أي أنه إذا كان سعر كل سلعة مماثلا خلال الفترتين، عندئذ يتعين أن يساوي المؤشر واحدا صحيحا، بغض النظر عن ماهية متجهات القيم. ويُلاحظ أنه يُسمح لمتجهي القيم بأن يكونا مختلفين في الاختبار أعلاه.

---

[٦٣] يتبين أن مؤشر الأسعار المناظر لهذا المؤشر "الأفضل" للكميات، المعرّف على أنه $P^*(q^0,q^1,v^0,v^1) \equiv \sum_{i=1}^{n} v_i^1 / [\sum_{i=1}^{n} v_i^0 Q(q^0,q^1,v^0,v^1)]$ ، لن يساوي المؤشر "الأفضل" للأسعار $P(p^0,p^1,v^0,v^1)$. وعليه، يولد المنهج البديهي المستَخدم هنا مؤشرات *منفصلة* "فضلى" للأسعار والكميات لا يساوي حاصل ضربها نسبة القيم بشكل عام. ويعد هذا أحد عيوب المنهج البديهي الثاني للمؤشرات الثنائية مقارنة بالمنهج الأول الذي تمت دراسته آنفا.

اختبارات التجانس

١٦-٩٩ تعمل الاختبارات الأربعة التالية على تقييد سلوك مؤشر الأسعار P مع تغير مقياس أي من المتجهات الأربعة p^0, p^1, v^0, v^1 .

الاختبار الرابع: التناسبية مع الأسعار الجارية:

$$P(p^0, \lambda p^1, v^0, v^1) = \lambda P(p^0, p^1, v^0, v^1) \quad \text{for } \lambda > 0$$

أي أنه إذا ضُربت كافة أسعار الفترة ١ في الرقم الموجب λ ، عندئذ يكون المؤشر الجديد للأسعار هو λ مضروبا في المؤشر القديم للأسعار. وبصيغة أخرى، فإن دالة مؤشر الأسعار $P(p^0, p^1, v^0, v^1)$ متجانسة (إيجابيا) من الدرجة الأولى في مكونات متجه أسعار الفترة ١ p^1. ويعد هذا الاختبار مناظرا للاختبار الخامس في الفقرة ١٦-٣٧.

١٦-١٠٠ وفي الاختبار التالي، بدلا من ضرب كافة أسعار الفترة ١ في نفس الرقم، يتم ضرب كافة أسعار الفترة صفر في الرقم λ .

الاختبار الخامس: *التناسبية العكسية مع أسعار فترة الأساس*:

$$P(\lambda p^0, p^1, v^0, v^1) = \lambda^{-1} P(p^0, p^1, v^0, v^1) \quad \text{بالنسبة لكافة } \lambda > 0$$

أي أنه إذا ضُربت كافة أسعار الفترة صفر في الرقم الموجب λ، عندئذ يكون مؤشر الأسعار الجديد هو $1/\lambda$ مضروبا في مؤشر الأسعار القديم. وبصيغة أخرى، فإن دالة مؤشر الأسعار $P(p^0, p^1, v^0, v^1)$ متجانسة (إيجابيا) من الدرجة سالب واحد في مكونات متجه أسعار الفترة صفر p^0. ويعد هذا الاختبار هو المناظر للاختبار السادس في الفقرة ١٦-٣٩.

١٦-١٠١ ويمكن أيضا النظر إلى اختباري التجانس التاليين على أنهما اختباري لاتباين.

الاختبار السادس: *اللاتباين أمام التغيرات التناسبية في قيم الفترة الجارية:*

$$P(p^0, p^1, v^0, \lambda v^1) = P(p^0, p^1, v^0, v^1) \quad \text{بالنسبة لكافة } \lambda > 0$$

أي أنه إذا ضُربت كافة قيم الفترة الجارية في الرقم λ، عندئذ يظل مؤشر الأسعار كما هو دون تغيير. وبصيغة أخرى، فإن دالة مؤشر الأسعار $P(p^0, p^1, v^0, v^1)$ متجانسة (إيجابيا) من الدرجة صفر في مكونات متجه قيم الفترة ١ v^1.

الاختبار السابع: *اللاتباين أمام التغيرات التناسبية في قيم فترة الأساس*:

$$P(p^0,p^1,\lambda v^0,v^1) = P(p^0,p^1,v^0,v^1) \qquad \text{بالنسبة لكافة } \lambda > 0$$

أي أنه إذا ضُربت كافة قيم فترة الأساس في الرقم λ، عندئذ يظل مؤشر الأسعار دون تغيير. وبصيغة أخرى، فإن دالة مؤشر الأسعار $P(p^0,p^1,v^0,v^1)$ متجانسة (إيجابيا) من الدرجة صفر في مكونات متجه قيم الفترة صفر v^0.

١٦-١٠٢ ويفرض الاختباران السادس والسابع معا خاصية مؤداها أن مؤشر الأسعار P لا يعتمد على المقادير *المطلقة* لمتجهي القيم v^0 وv^1 . وباستخدام الاختبار السادس مع $\lambda = 1/\sum_{i=1}^{n} v_i^1$ واستخدام الاختبار السابع مع $\lambda = 1/\sum_{i=1}^{n} v_i^0$، يمكن ملاحظة أن P له الخاصية التالية:

$$P(p^0,p^1,v^0,v^1) = P(p^0,p^1,s^0,s^1) \qquad (16.63)$$

حيث يمثل s^0 وs^1 متجهي أنصبة الإنفاق للفترتين صفر و١؛ أي أن المكون i في s^t هو $s_i^t \equiv v_i^t / \sum_{k=1}^{n} v_k^t$ بالنسبة إلى $t = 0,1$. ومن ثم، فإن الاختبارين السادس والسابع يعنيان ضمنا أن دالة مؤشر الأسعار P هي دالة لمتجهي الأسعار p^0 وp^1 ومتجهي أنصبة الإنفاق، s^0 وs^1 .

١٦-١٠٣ وقد اقترح ولش Walsh (1901, p. 104) أن تكون روح الاختبارين السادس والسابع كما يشير إليه الاقتباس التالي: "ما نسعى إليه هو حساب متوسط التغيرات في قيمة مبادلة مبلغ إجمالي معين من المال إزاء الفئات العديدة من السلع، والتي يتعين لتغيراتها العديدة [أي الأرقام النسبية للأسعار] إسناد أوزان ترجيحية تتناسب مع الأحجام النسبية للفئات. وعليه، يتعين الأخذ في الاعتبار الأحجام النسبية للفئات في كلا الفترتين".

١٦-١٠٤ كما أدرك ولش أن ترجيح الرقم النسبي لأسعار السلعة i r_i بواسطة المتوسط الحسابي للأوزان الترجيحية للقيم في كلا الفترتين قيد الدراسة، $(1/2)\ [v_i^0 + v_i^1]$ سوف يعطي وزنا أكبر من اللازم لنفقات الفترة التي اتسمت بأعلى مستوى للأسعار:

"للوهلة الأولى، ربما يُعتبر كافيا جمع الأوزان الترجيحية لكل فئة في الفترتين والقسمة على اثنين. وسوف يعطي ذلك المتوسط (الحسابي) لحجم كل فئة عبر الفترتين معا. ولكن هذه العملية تعد خاطئة بالتأكيد. ففي المقام الأول، يتم حساب أحجام الفئات في كل فترة بنقود الفترة، وإذا حدث أن انخفضت قيمة مبادلة النقود، أو زادت الأسعار بشكل عام، سوف يُمنَح ترجيح الفترة الثانية تأثير أكبر على النتيجة؛ أو إذا انخفضت الأسعار بشكل عام، سوف يُمنَح ترجيح الفترة الأولى تأثير أكبر. أو عند المقارنة بين بلدين، سوف يعطى تأثير أكبر لترجيح البلد ذي مستوى الأسعار الأعلى. ولكن من الواضح *أن الفترة الواحدة أو*

البلد الواحد يتسم بنفس الأهمية، في مقارنتنا بينهما، مثل الفترة الأخرى أو البلد الآخر، ويتعين أن يكون الترجيح في حساب أوزانها الترجيحية متساويا في الواقع Walsh (1901, pp. 104–105).

١٠٥-١٦ وكحل لمشكلة الترجيح السابقة، اقترح ولش Walsh (1901, p. 202; 1921a, p. 97) *المؤشر الهندسي التالي للأسعار*:

$$P_{GW}(p^0, p^1, v^0, v^1) \equiv \prod_{i=1}^{n} \left(\frac{p_i^1}{p_i^0}\right)^{w(i)} \qquad (16.64)$$

حيث تم تعريف وزن i الترجيحي في الصيغة أعلاه كالتالي:

$$w(i) \equiv \frac{(v_i^0 v_i^1)^{1/2}}{\sum_{k=1}^{n} (v_k^0 v_k^1)^{1/2}} = \frac{(s_i^0 s_i^1)^{1/2}}{\sum_{k=1}^{n} (s_k^0 s_k^1)^{1/2}} \quad i = 1, \ldots, n \quad (16.65)$$

وتوضح المعادلة الثانية في (16.65) أن مؤشر ولش الهندسي للأسعار $P_{GW}(p^0, p^1, v^0, v^1)$ يمكن أيضا كتابته كدالة لمتجهي أنصبة الإنفاق s^0 وs^1؛ أي أن $P_{GW}(p^0, p^1, v^0, v^1)$ متجانس من الدرجة صفر في مكونات متجهي القيم v^0 و v^1 وعليه فإن $P_{GW}(p^0, p^1, v^0, v^1) = P_{GW}(p^0, p^1, s^0, s^1)$. وبالتالي، اقترب ولش كثيرا من اشتقاق مؤشر تورنكفيست-تيل المعرّف آنفا بالمعادلة (16.48).[٦٤]

اختبارات اللاتباين والتماثل

١٠٦-١٦ تعد الاختبارات الخمسة التالية اختبارات *لاتباين* أو *تماثل*، وتعد أربعة منها نظائر مباشرة لاختبارات مماثلة في الفقرات من ١٦-٤٢ إلى ١٦-٤٦ أعلاه. ويتمثل اختبار اللاتباين الأول في أنه يتعين على مؤشر الأسعار أن يظل ثابتا دون تغيير إذا تغير *ترتيب* السلع.

الاختبار الثامن: *اختبار الانعكاس السلعي* (أو اللاتباين أمام التغيرات في ترتيب السلع):

$$P(p^{0*}, p^{1*}, v^{0*}, v^{1*}) = P(p^0, p^1, v^0, v^1)$$

---

[٦٤] يمكن اشتقاق مؤشر ولش باستخدام نفس متغيرات تيل المستقلة، باستثناء أنه يمكن اتخاذ المتوسط الهندسي لأنصبة الإنفاق $(s_i^0 s_i^1)^{1/2}$ كوزن مبدئي للاحتمالات لرقم i النسبي اللوغاريتمي للأسعار، $\ln r_i$. ثم يتم تطبيع هذه الأوزان الترجيحية المبدئية حتى يصل حاصل جمعها إلى واحد صحيح بالقسمة على مجموعها. ومن الواضح أن مؤشر ولش الهندسي للأسعار سوف يمثل تقديرا تقريبيا لمؤشر تيل باستخدام بيانات السلاسل الزمنية الطبيعية. وبشكل أكثر منهجية، بالنظر إلى كل من المؤشرين كدوال بالنسبة إلى p^0, p^1, v^0, v^1، يمكن إظهار أن $P_W(p^0, p^1, v^0, v^1)$ يمثل تقديرا تقريبيا إلى $P_T(p^0, p^1, v^0, v^1)$ من الدرجة الثانية حول نقطة يتساوى عندها السعر (أي $p^0 = p^1$) والكمية (أي $q^0 = q^1$).

حيث يشير p^{t*} إلى ترتيب مكونات المتّجه p^t ويدل v^{t*} على نفس الترتيب لمكونات v^t بالنسبة إلى $t=0,1$. ويرجع مصطلح "اختبار الانعكاس السلعي" إلى Fisher (1922; p. 63) بينما أشار والتر لين (Walter Lane) إلى أن التسمية الأكثر ملاءمة لهذا الاختبار هي "اختبار الترتيب السلعي".

١٠٧-١٦ ويستلزم الاختبار التالي ألا يتباين المؤشر أمام التغييرات في وحدات القياس.

الاختبار التاسع: *اللاتباين أمام التغيرات في وحدات* القياس (اختبار قابلية القياس):

$$P(\alpha_1 p_1^0, \ldots, \alpha_n p_n^0; \alpha_1 p_1^1, \ldots, \alpha_n p_n^1; v_1^0, \ldots, v_n^0; v_1^1, \ldots, v_n^1) = P(p_1^0, \ldots, p_n^0; p_1^1, \ldots, p_n^1; v_1^0, \ldots, v_n^0; v_1^1, \ldots, v_n^1) \quad \text{for all } \alpha_1 > 0, \ldots, \alpha_n > 0$$

أي أن مؤشر الأسعار لا يتغير إذا تغيرت وحدات قياس كل سلعة. ويُلاحَظ أن الإنفاق على السلعة *i* خلال الفترة *t*، v_i^t، لا يتغير إذا تغيرت الوحدة التي يتم بها قياس السلعة *i*.

١٠٨-١٦ وللاختبار الأخير دلالة مهمة جدا. فبافتراض أن $\alpha_1 = 1/p_1^0, \ldots, \alpha_n = 1/p_n^0$ والاستعاضة عن هذه القيم للرمز α_i في تعريف الاختبار، يتم الحصول على المعادلة التالية:

$$P(p^0, p^1, v^0, v^1) = P(1_n, r, v^0, v^1) \equiv P^*(r, v^0, v^1) \quad (16.66)$$

حيث يكون 1_n متجها للآحاد ذا البُعد *n* و*r* هي متّجه الأرقام النسبية للأسعار؛ أي أن المكون *i* للرمز *r* هو $r_i \equiv p_i^1/p_i^0$. ومن ثم، إذا تم اجتياز اختبار قابلية القياس، عندئذ فإن مؤشر الأسعار $P(p^0, p^1, \tilde{v}^0, v^1)$ الذي يعد دالة للمتغيرات $4n$، يمكن كتابته كدالة للمتغيرات $3n$، $P^*(r, v^0, v^1)$، حيث يمثل *r* متجه الأرقام النسبية للأسعار ويُعرَّف $P^*(r, v^0, v^1)$ على أنه $P(1_n, r, v^0, \tilde{v}^1)$.

١٠٩-١٦ ويستلزم الاختبار التالي ألا تتباين الصيغة إزاء الفترة المختارة كفترة الأساس.

الاختبار العاشر: *اختبار انعكاس الأساس الزمني*: $P(p^0,p^1,v^0,v^1) = 1/P(p^1,p^0,v^1,v^0)$

أي أنه إذا تم تبادل بيانات الفترتين صفر و١، عندئذ يتعين على مؤشر الأسعار الناتج أن يساوي مقلوب مؤشر الأسعار الأصلي. ومن الواضح أنه في حالة السلعة الواحدة عندما يكون مؤشر الأسعار هو نسبة السعر الواحد، سوف يتم اجتياز هذا الاختبار (مثل كافة الاختبارات الأخرى الواردة في هذا القسم).

١٦-١١٠ ويعد الاختبار التالي شكلا مختلفا من اختبار الدائرية الوارد في الفقرات من ١٥-٧٦ إلى ١٥-٩٧ بالفصل الخامس عشر.[٦٥]

الاختبار الحادي عشر: *قابلية التعدي في الأسعار للأوزان الترجيحية للقيم الثابتة*.

$$P(p^0, p^1, v^r, v^s)P(p^1, p^2, v^r, v^s) = P(p^0, p^2, v^r, v^s)$$

في هذا الاختبار، يتم الحفاظ على ثبات متجهي ترجيح الإنفاق، v^r وv^s عند إجراء كافة المقارنات السعرية. إلا أنه نظرا للاحتفاظ بثبات هذه الأوزان الترجيحية، يستلزم الاختبار أن يكون حاصل المؤشر من الفترة صفر إلى ١ $P(p^0, p^1, v^r, v^s)$، مضروبا في المؤشر من الفترة ١ إلى ٢ $P(p^1, p^2, v^r, v^s)$، مساويا للمؤشر المباشر الذي يقارن بين أسعار الفترة ٢ مع تلك الخاصة بالفترة صفر، $P(p^0, p^2, v^r, v^s)$. ومن الواضح أن هذا الاختبار هو نظير متعدد السلع لخاصية تنطبق على الرقم النسبي الواحد للأسعار.

١٦-١١١ ويرصد الاختبار الأخير في هذا القسم الفكرة التي مؤداها أنه يتعين على الأوزان الترجيحية للقيم أن تُدرَج في صيغة الرقم القياسي على نحو متماثل.

الاختبار الثاني عشر: *اختبار تماثل الأوزان الترجيحية للكميات*.

$$P(p^0, p^1, v^0, v^1) = P(p^0, p^1, v^1, v^0)$$

أي أنه إذا تم تبادل متجهي الإنفاق للفترتين، عندئذ يظل مؤشر الأسعار ثابتا بلا تباين. وتعني هذه الخاصية أنه إذا استُخدمت القيم لترجيح الأسعار في صيغة الرقم القياسي، عندئذ يجب على قيم الفترة صفر v^0 وقيم الفترة ١ v^1 أن تُدرَج في الصيغة على نحو متماثل أو متساوٍ.

اختبار القيمة المتوسطة

١٦-١١٢ يعد الاختبار التالي هو *اختبار القيمة المتوسطة*.

الاختبار الثالث عشر: *اختبار القيمة المتوسطة للأسعار*:

$$\min_i(p_i^1/p_i^0 : i=1,...,n) \le P(p^0, p^1, v^0, v^1) \le \max_i(p_i^1/p_i^0 : i=1,...,n) \quad (16.67)$$

أي أن مؤشر الأسعار يقع بين نسبة السعر الأدنى ونسبة السعر الأقصى. ونظرا لأن مؤشر الأسعار سوف يتم تفسيره كمتوسط لنسبتي الأسعار n، p_i^1/p_i^0، يبدو من الضروري أن يجتاز مؤشر الأسعار P هذا الاختبار.

---

[٦٥] راجع المعادلة (15.77) بالفصل الخامس عشر.

اختبار الرتابة

١٦-١١٣ يُعد الاختباران التاليان في هذا القسم *اختبارين للرتابة*؛ أي كيف يتعين على مؤشر الأسعار $P(p^0, p^1, v^0, v^1)$ أن يتغير مع زيادة أي مكون في متجهي الأسعار p^0 و p^1؟

الاختبار الرابع عشر: *الرتابة مع الأسعار الجارية.*

$$P(p^0, p^1, v^0, v^1) < P(p^0, p^2, v^0, v^1) \quad \text{if } p^1 < p^2$$

أي أنه إذا زاد سعر ما في الفترة ١، عندئذ يجب أن يزيد مؤشر الأسعار (بشرط ثبات متجهات القيم)، بحيث يزيد $P(p^0, p^1, q^0, q^1)$ في مكونات p^1 بالنسبة لكل من p^0، v^0، v^1 الثابتة.

الاختبار الخامس عشر: *الرتابة مع أسعار فترة الأساس:*

$$P(p^0, p^1, v^0, v^1) > P(p^2, p^1, v^0, v^1) \text{ if } p^0 < p^2$$

أي أنه إذا زاد سعر ما في الفترة صفر، عندئذ يجب أن يقل مؤشر الأسعار، بحيث يقل $P(p^0, p^1, q^0, q^1)$ في مكونات p^0 بالنسبة لكل من p^1، v^0، و v^1 الثابتة.

اختبارات الترجيح

١٦-١١٤ تعد الاختبارات المذكورة أعلاه غير كافية لتحديد الشكل الدالي لمؤشر الأسعار؛ على سبيل المثال، يمكن إظهار أن كلا من مؤشر ولش الهندسي للأسعار $P_{GW}(p^0, p^1, v^0, v^1)$ المعرّف في المعادلة (16.65) ومؤشر تورنكفيست-تيل المعرَّف بالمعادلة (16.48) يستوفي كافة البديهيات أعلاه. وعليه، فإن اختبارا واحدا آخرا، على الأقل، سوف يكون لازما لتحديد الشكل الدالي لمؤشر الأسعار $P(p^0, p^1, v^0, v^1)$.

١٦-١١٥ ولا توضح الاختبارات التي تم اقتراحها حتى الآن تحديدا كيف سيتم استخدام متجهي أنصبة الإنفاق s^0 و s^1 لأجل ترجيح، مثلا، الرقم النسبي الأول للأسعار، p_1^1/p_1^0. والاختبار التالي مؤداه أن نصيبي الإنفاق s_1^0 و s_1^1 فقط المرتبطين بالسلعة الأولى هما اللذين سيتم استخدامهما لأجل ترجيح الأسعار المقابلة للسلعة ١، p_1^1 و p_1^0.

الاختبار السادس عشر: *ترجيح أسعار الأنصبة ذاتيا*

$$P(p_1^0, 1, \ldots, 1; p_1^1, 1, \ldots, 1; v^0, v^1) = f\left(p_1^0, p_1^1, \left[v_1^0 \Big/ \sum_{k=1}^{n} v_k^0\right], \left[v_1^1 \Big/ \sum_{k=1}^{n} v_k^1\right]\right) \qquad (16.68)$$

ويُلاحظ أن $v_1^t / \sum_{k=1}^{n} v_k^t$ يساوي s_1^t، نصيب الإنفاق على السلعة ١ في الفترة t. ومؤدى الاختبار السابق أنه إذا كانت كافة الأسعار محددة بما يساوي ١ باستثناء الأسعار الخاصة بالسلعة ١ في الفترتين، ولكن النفقات في الفترتين معطاة بشكل عشوائي، عندئذ يعتمد المؤشر فقط على السعرين للسلعة ١ ونصيبي الإنفاق على السلعة ١. ومفاد هذه البديهية أن دالة المتغيرات $2+2n$ هي في الواقع دالة فقط للمتغيرات الأربعة.[٦٦]

١١٦-١٦ وبالطبع، إذا تم الجمع بين الاختبار السادس عشر والاختبار الثامن، اختبار الانعكاس السلعي، عندئذ يمكن ملاحَظة أن P له الخاصية التالية:

$$P(1,...,1, p_i^0, 1,...,1; 1,...,1, p_i^1, 1,...,1; v^0; v^1)$$
$$= f(p_i^0, p_i^1, [v_i^0 / \sum_{k=1}^{n} v_k^0], [v_i^1 / \sum_{k=1}^{n} v_k^1]) \qquad i = 1,...,n. \tag{16.69}$$

وتشير المعادلة (16.69) إلى أنه إذا تحددت كافة الأسعار بما يساوي ١ باستثناء أسعار السلعة i في الفترتين، ولكن النفقات في الفترتين معطاة بشكل عشوائي، عندئذ يعتمد المؤشر فقط على سعري السلعة i ونصيبي الإنفاق على السلعة i.

١١٧-١٦ ويتمثل الاختبار الأخير الذي يتضمن أيضا ترجيحا للأسعار فيما يلي:

الاختبار السابع عشر: *عدم أهمية تغير الأسعار في حالة ضآلة الأوزان الترجيحية للقيم*

$$P(p_1^0, 1,...,1; p_1^1, 1,...,1; 0, v_2^0,..., v_n^0; 0, v_2^1,..., v_n^1) = 1 \tag{16.70}$$

ويوضح الاختبار السابع عشر أنه إذا كانت كافة الأسعار محددة بما يساوي ١ باستثناء الأسعار الخاصة بالسلعة ١ في الفترتين، وتكون النفقات على السلعة ١ صفرا في الفترتين في حين تكون النفقات على السلع الأخرى معطاة على نحو عشوائي، عندئذ يكون المؤشر يساوي ١.[٦٧] ومن ثم، وبشكل تقريبي، إذا كانت الأوزان الترجيحية للقيم للسلعة ١ ضئيلة، عندئذ لا يهم ما هو سعر السلعة ١ خلال الفترتين.

١١٨-١٦ وبالطبع، إذا تم الجمع بين الاختبار السابع عشر والاختبار الثامن، اختبار الانعكاس السلعي، عندئذ يمكن ملاحظة أن P له الخاصية التالية: بالنسبة إلى $i = 1, \ldots, n$:

$$P(1,...,1, p_i^0, 1,...,1; 1,...,1, p_i^1, 1,...,1; v_1^0,...,0,..., v_n^0; v_1^1,...,0,..., v_n^1) = 1. \tag{16.71}$$

---

[٦٦] في الدراسات الاقتصادية، تعرف هذه الأنواع من البديهيات ببديهيات قابلية الانفصال.

[٦٧] وإذا توخينا الدقة، نظرا لأنه يلزم أن تكون كافة الأسعار والقيم موجبة، يتعين إبدال الجانب الأيسر من المعادلة (16.70) إلى الحد مع اقتراب قيم السلعة ١، v_1^0 وv_1^i، من الصفر.

ومؤدى المعادلة (16.17) أنه إذا كانت كافة الأسعار محددة بما يساوي ١ باستثناء أسعار السلعة i في الفترتين، والنفقات على السلعة i تساوي صفرا خلال الفترتين ولكن النفقات الأخرى في الفترتين معطاة على نحو عشوائي، عندئذ فإن المؤشر يساوي ١.

١٦-١١٩ وهذا يستكمل قائمة الاختبارات بالنسبة لمنهج نظرية الرقم القياسي الثنائي استنادا إلى المتوسط المرجح للأرقام النسبية للأسعار. ويتبين أن الاختبارات أعلاه كافية لتعني ضمنا شكلا داليا معينا لمؤشر الأسعار، كما هو ملاحظ في القسم التالي.

مؤشر تورنكفيست-تيل للأسعار والمنهج الاختباري الثاني للمؤشرات الثنائية

١٦-١٢٠ في الملحق ١٦-١ لهذا الفصل، يُوضَح أنه إذا كان عدد السلع n يزيد عن اثنين وتجتاز دالة المؤشر الثنائي للأسعار $P(p^0,p^1,v^0,v^1)$ السبعة عشرة بديهية الواردة آنفا، عندئذ يجب أن يكون P هو مؤشر تورنكفيست-تيل للأسعار $P_T(p^0,p^1,v^0,v^1)$ المعرَّف بالمعادلة (16.48).[٦٨] ومن ثم، فإن الخواص أو الاختبارات السبعة عشرة الواردة في الفقرات من ١٦-٩٤ إلى ١٦-١٢٩ توفر توصيفا بديهيا لمؤشر تورنكفيست-تيل للأسعار، على غرار ما قامت به الاختبارات العشرين الواردة في الفقرات ١٦-٣٠ إلى ١٦-٧٣ من تقديم توصيف بديهي لمؤشر فيشر المثالي للأسعار.

١٦-١٢١ ومن الواضح أن هناك نظرية بديهية موازية لمؤشرات الكميات من الشكل $Q(q^0,q^1,v^0,v^1)$ تعتمد على متجهين للكميات للفترتين صفر و١ و q^0 و q^1 ، وكذلك على متجهي الإنفاق المناظرين، v^0 و v^1 . ومن ثم، إذا اجتاز $Q(q^0,q^1,v^0,v^1)$ نظائر الكميات للاختبارات من الأول إلى السابع عشر، عندئذ يجب أن يكون Q مساويا لمؤشر تورنكفيست-تيل للكميات $Q_T(q^0,q^1,v^0,v^1)$ المعرّف كالتالي:

$$\ln Q_T(q^0,q^1,v^0,v^1) \equiv \sum_{i=1}^{n} \frac{1}{2}(s_i^0+s_i^1)\ln\left(\frac{q_i^1}{q_i^0}\right) \qquad (16.72)$$

حيث يتم كالعادة تعريف نصيب إنفاق الفترة t على السلعة i، s_i^t ، على أنه $v_i^t/\sum_{k=1}^{n} v_k^t$ بالنسبة إلى $t=0,1$ و $i=1,\ldots,n$.

---

[٦٨] يجتاز رقم تورنكفيست-تيل القياسي للأسعار كافة الاختبارات السبعة عشرة، ولكن الدليل في الملحق ١٦-١ لا يستخدم كافة هذه الاختبارات لإثبات النتيجة في الاتجاه العكسي: الاختبارات ٥، ١٣، ١٥ بالإضافة إلى ١٠ أو ١٢ لم تكن لازمة لأجل توضيح أن مؤشرا يجتاز الاختبارات الباقية يلزم أن يكون هو مؤشر تورنكفيست-تيل للأسعار. وللاطلاع على توصيفات بديلة لمؤشر تورنكفيست-تيل القياسي للأسعار، راجع Balk and Diewert (2001) و Hillinger (2002).

١٦-١٢٢ ولسوء الحظ، فإن مؤشر تورنكفيست-تيل الضمني للأسعار، $P_{IT}(q^0, q^1, v^0, v^1)$، المناظر لمؤشر تورنكفيست-تيل للكميات Q_T، المعرَّف بالمعادلة (16.72) باستخدام اختبار حاصل الضرب، لا يساوي رقم تورنكفيست-تيل المباشر للأسعار $P_T(p^0, p^1, v^0, v^1)$، المعرَّف بالمعادلة (16.48). وتُبيَن معادلة اختبار حاصل الضرب التي تعرِّف P_{IT} في السياق الحالي بواسطة المعادلة التالية:

$$P_{IT}(q^0, q^1, v^0, v^1) \equiv \frac{\sum_{i=1}^{n} v_i^1}{\left(\sum_{i=1}^{n} v_i^0\right) Q_T(q^0, q^1, v^0, v^1)} \quad (16.73)$$

كون مؤشر تورنكفيست-تيل المباشر للأسعار P_T لا يساوي بشكل عام مؤشر تورنكفيست-تيل الضمني للأسعار P_{IT} المعرَّف بالمعادلة (16.73) فيعد من العيوب مقارنة بالمنهج التصادفي الموضح بإيجاز في الفقرات من ١٦-٣٠ إلى ١٦-٧٣، والذي أدى إلى مؤشرات فيشر المثالية للأسعار والكميات التي تعد "الفُضلى". وقد كان استخدام منهج فيشر يعني أنه لم يكن ضروريا البت فيما إذا كان الهدف هو العثور على مؤشر "أفضل" للأسعار أو آخر للكميات: وقد حددت النظرية الموضحة بإيجاز في الفقرات من ١٦-٣٠ إلى ١٦-٧٣ كلا المؤشرين آنيا. غير أنه في منهج تورنكفيست-تيل الموضح في هذا القسم، من الضروري الاختيار بين مؤشر "أفضل" للأسعار أو مؤشر "أفضل" للكميات.[٦٩]

١٦-١٢٣ وثمة بالطبع اختبارات أخرى ممكنة. فنظير الاختبار السادس عشر في الفقرة ١٦-٥٠، اختبار حدي باش ولاسبير، هو *اختبار حدي باش ولاسبير الهندسي* التالي.

$$P_{GL}(p^0, p^1, v^0, v^1) \leq P(p^0, p^1, v^0, v^1) \leq P_{GP}(p^0, p^1, v^0, v^1) \text{ or}$$
$$P_{GP}(p^0, p^1, v^0, v^1) \leq P(p^0, p^1, v^0, v^1) \leq P_{GL}(p^0, p^1, v^0, v^1) \quad (16.74)$$

حيث تعرَّف لوغاريتمات مؤشري لاسبير وباش الهندسيين للأسعار، P_{GL} وP_{GP}، كالتالي:

$$\ln P_{GL}(p^0, p^1, v^0, v^1) \equiv \sum_{i=1}^{n} s_i^0 \ln\left(\frac{p_i^1}{p_i^0}\right) \quad (16.75)$$

$$\ln P_{GP}(p^0, p^1, v^0, v^1) \equiv \sum_{i=1}^{n} s_i^1 \ln\left(\frac{p_i^1}{p_i^0}\right) \quad (16.76)$$

وكالعادة، يُعرَّف نصيب إنفاق الفترة t على السلعة i، s_i^t، على أنه $v_1^t / \sum_{k=1}^{n} v_k^t$ بالنسبة إلى $i = 1, \ldots, n$ و $t = 0, 1$. ويمكن إظهار أن مؤشر تورنكفيست-تيل للأسعار $P_T(p^0, p^1, v^0, v^1)$ المعرّف

[٦٩] اقترح Hillinger (2002) حساب المتوسط الهندسي لمؤشرات تورنكفيست-تيل الضمنية للأسعار لأجل فض هذا الصراع. ولسوء الحظ، فإن المؤشر الناتج ليس "الأفضل" بالنسبة لأي المجموعتين من البديهيات التي اقترحت في هذا القسم.

بواسطة المعادلة (16.48) يجتاز هذا الاختبار، في حين لا يجتازه مؤشر ولش الهندسي للأسعار $P_{GW}(p^0,p^1,v^0,v^1)$ المعرَّف بواسطة المعادلة (16.65). ولم يُدرَج اختبار حدي باش ولاسبير الهندسي كاختبار أولي في هذا القسم لأنه لم يكن معروفا بديهيا ما هو شكل متوسط الأرقام النسبية للأسعار (هندسي أم حسابي أم توافقي) سيتضح أنه مناسب في هذا الإطار الاختباري. ويعد الاختبار (16.74) مناسبا إذا تقرر أن المتوسط الهندسي للأرقام النسبية للأسعار هو الإطار المناسب، نظرا لأن مؤشرات باش ولاسبير الهندسية تتوافق مع الأشكال "المتطرفة" من ترجيح القيم في إطار حساب المتوسط الهندسي، ومن الطبيعي أن تستلزم أن يقع المؤشر "الأفضل" للأسعار بين هذه المؤشرات المتطرفة.

١٢٤-١٦ وقد أشار ولش (دراسة Walsh (1901, p. 408)) إلى مشكلة في مؤشره الهندسي للأسعار المعرّف بالمعادلة (16.65)، والتي تنطبق كذلك على مؤشر تورنكفيست-تيل للأسعار، $P_T(p^0,p^1,v^0,v^1)$، المعرّف بالمعادلة (16.48): وهذه المؤشرات من النوع الهندسي لا تعطي الإجابة "الصحيحة" عندما تكون متجهات الكميات ثابتة (أو تناسبية) على مدى الفترتين. وفي هذه الحالة، رأى ولش أن الإجابة "الصحيحة" يجب أن تكون هي مؤشر لو، والذي يعد نسبة تكاليف شراء السلة الثابتة خلال الفترتين. وبصيغة أخرى، لا يجتاز المؤشران الهندسيان P_{GW} وP_T اختبار السلة الثابتة (الاختبار الرابع) في الفقرة ١٦-٣٥. إذن، ما الرأي الذي حدا بولش لتعريف مؤشره من النوع المتوسط الهندسي P_{GW}؟ يبدو أنه توصل إلى هذا النوع من المؤشرات عن طريق النظر في اختبار آخر سوف يتم تفسيره الآن.

١٢٥-١٦ وقد استخلصت دراسة (Walsh (1901, pp. 228–231)) اختباره هذا بالنظر في الإطار البسيط جدا التالي. لنفرض أن هناك سلعتين فقط في المؤشر وأن نصيب الإنفاق على كل سلعة متساوٍ في كلا الفترتين قيد الدراسة. في ظل هذه الظروف فإن مؤشر الأسعار يساوي $P(p_1^0,p_2^0;p_1^1,p_2^1;v_1^0,v_2^0;v_1^1,v_2^1)=P^*(r_1,r_2;1/2,1/2;1/2,1/2)\equiv m(r_1,r_2)$ بحيث يكون $m(r_1,r_2)$ متوسطا متماثلا للرقمين النسبيين للأسعار $r_1\equiv p_1^1/p_1^0$ و$r_2\equiv p_2^1/p_2^0$.[٧٠] وفي هذا الإطار، اقترح ولش عندئذ اختبار *مقلوب الرقم النسبي للأسعار* التالي:

$$m(r_1,r_1^{-1})=1 \qquad (16.77)$$

وبالتالي، إذا كان ترجيح القيم بالنسبة للسلعتين متساويا عبر الفترتين، وكان الرقم النسبي الثاني للأسعار هو مقلوب الرقم النسبي الأول للأسعار r_1، عندئذ رأى ولش (دراسة Walsh (1901, p. 230)) أن المؤشر الكلي

[٧٠] نظر ولش فقط في الحالات حيث كانت m متوسطا حسابيا وهندسيا وتوافقيا لكل من r_1 وr_2.

للأسعار في ظل هذه الظروف يجب أن يساوي ١، نظرا لأن الانخفاض النسبي في سعر واحد تتم موازنته تماما بارتفاع في الآخر وتتماثل النفقات على السلعتين في كل فترة. ووجد أن المتوسط الهندسي اجتاز هذا الاختبار بدقة في حين أدى المتوسط الحسابي إلى قيم للمؤشر أكبر من ١ (بشرط r_1 كان لا يساوي ١) وأدى المتوسط التوافقي إلى قيم للمؤشر أقل من ١، وهو موقف لم يكن مرضيا على الإطلاق.[٧١] وعليه توصل إلى أحد أشكال المتوسطات الهندسية للأرقام النسبية للأسعار في أحد مناهجه لنظرية الرقم القياسي.

١٢٦-١٦ ويمكن بسهولة الحصول على تعميم لنتيجة ولش. ولنفرض أن الدالة المتوسطة، $m(r_1,r_2)$، تجتاز مقلوب اختبار ولش (16.77) وأن m متوسط متجانس، بحيث يجتاز الخاصية التالية لكافة $r_1 > 0, r_2 > 0$ و $\lambda > 0$:

$$m(\lambda r_1, \lambda r_2) = \lambda m(r_1, r_2). \qquad (16.78)$$

ولنفرض أن $r_1 > 0, r_2 > 0$. عندئذ فإن

$$\begin{aligned} m(r_1, r_2) &= \left(\frac{r_1}{r_1}\right) m(r_1, r_2) \\ &= r_1 m\left(\frac{r_1}{r_1}, \frac{r_2}{r_1}\right) \qquad (16.79) \\ &= r_1 m\left(1, \frac{r_2}{r_1}\right) = r_1 f\left(\frac{r_2}{r_1}\right) \end{aligned}$$

باستخدام (16.78) مع $\lambda = \frac{1}{r_1}$

حيث يتم تعريف دالة متغير (موجب) واحد $f(z)$ كالتالي:

$$f(z) \equiv m(1, z) \qquad (16.80)$$

باستخدام المعادلة (16.77):

$$\begin{aligned} 1 &= m(r_1, r_1^{-1}) \\ &= \left(\frac{r_1}{r_1}\right) m(r_1, r_1^{-1}) \\ &= r_1 m(1, r_1^{-2}) \qquad (16.81) \end{aligned}$$

باستخدام (16.78) مع $\lambda = \frac{1}{r_1}$

وباستخدام المعادلة (16.80)، يمكن إعادة ترتيب المعادلة (16.81) بالشكل التالي:

$$f(r_1^{-2}) = r_1^{-1} \qquad (16.82)$$

وبافتراض أن $z \equiv r_1^{-2}$ بحيث $z^{1/2} = r_1^{-1}$ ، تصبح المعادلة (16.82) كالآتي:

---

[٧١] "إن ميول الحلول الحسابية والتوافقية للإخفاق أو المبالغة بمطالبها المفرطة يعد دليلا واضحا على عدم صحتها" (Walsh (1901, p. 231)).

$$f(z) = z^{1/2} \qquad (16.83)$$

والآن بالاستعاضة بالمعادلة (16.83) في المعادلة (16.79) وتحديد الشكل الدالي بالنسبة للدالة المتوسطة $m(r_1, r_2)$:

$$m(r_1, r_2) = r_1 f\left(\frac{r_2}{r_1}\right) = r_1 \left(\frac{r_2}{r_1}\right)^{1/2} = r_1^{1/2} r_2^{1/2} \qquad (16.84)$$

وعليه، فإن المتوسط الهندسي للرقمين النسبيين للأسعار هو المتوسط المتجانس الوحيد الذي سوف يجتاز مقلوب اختبار ولش للرقم النسبي للأسعار.

١٦-١٢٧ وثمة اختبار إضافي واحد يتعين ذكره. وقد استحدث فيشر Fisher (1911, p. 401) هذا الاختبار في كتابه الأول الذي تناول المنهج الاختباري لنظرية الرقم القياسي. وقد أطلق عليه *الاختبار التحديدي للأسعار* (Test of determinateness as to prices) ووصفه كالتالي: "يتعين على مؤشر الأسعار ألا يكون صفرا، أو ما لا نهاية، أو غير محدد نتيجة أن يصبح سعر فردي صفرا. ومن ثم، إذا حدثت تخمة في عرض إحدى السلع في السوق عام ١٩١٠ مما جعلتها "سلعة مجانية"، فإن ذلك لا يجعل الرقم القياسي لعام ١٩١٠ صفرا". وفي السياق الحالي، يمكن تفسير هذا الاختبار كالتالي: "إذا كان p_i^0 أو p_i^1 يميل إلى أن يكون صفرا، عندئذ لا يتعين على مؤشر الأسعار $P(p^0, p^1, v^0, v^1)$ أن يكون صفرا أو زائد ما لا نهاية. ورغم ذلك، فمع هذا التفسير للاختبار، والذي ينظر إلى القيم v_i^t على أنها قيمة ثابتة متبقية عندما يميل p_i^0 أو p_i^1 إلى أن يكون صفرا، فلن يجتاز هذا الاختبار أي من صيغ الرقم القياسي المستخدمة على نحو شائع. ومن ثم، يتعين تفسير هذا الاختبار على أنه اختبار ينطبق على مؤشرات الأسعار $P(p^0, p^1, q^0, q^1)$ من النوع الذي تمت دراسته في الفقرات من ١٦-٣٠ إلى ١٦-٧٣، وهي الكيفية التي اعتزم بها فيشر تطبيق الاختبار. وعليه، يتعين تفسير اختبار فيشر التحديدي كالتالي: إذا كان أحد الأسعار p_i^0 أو p_i^1 يميل إلى أن يكون صفرا، عندئذ يتعين على مؤشر الأسعار $P(p^0, p^1, q^0, q^1)$ ألا يميل إلى أن يكون صفرا أو زائد ما لا نهاية. غير أنه بهذا التفسير للاختبار، يمكن التحقق من أن مؤشرات لاسبير وباش وفيشر تجتاز هذا الاختبار في حين لا يجتازه مؤشر تورنكفيست-تيل للأسعار. ومن ثم، عند استخدام مؤشر تورنكفيست-تيل للأسعار، يجب توخي الحرص لحد الأسعار عن الصفر لأجل تجنب قيمة للرقم القياسي لا مغزى لها.

١٦-١٢٨ وقد كان ولش على دراية بأن المؤشرات من نوع المتوسط الهندسي مثل رقم تورنكفيست-تيل للأسعار P_T أو مؤشر ولش الهندسي للأسعار P_{GW} المعرَّف بالمعادلة (16.64) تصبح غير مستقرة نوعا ما[٧٢] نظرا لأن فرادى الأرقام النسبية للأسعار تصبح كبيرة أو صغيرة جدا.

[٧٢] أي أن المؤشر قد يقترب من الصفر أو زائد ما لا نهاية.

وعليه، في الواقع العملي ليس مرجحا أن يحيد المتوسط الهندسي كثيرا عن الحقيقة. وحتى الآن، رأينا أنه عندما تكون الفئات [أي النفقات] متفاوتة جدا والتقلبات السعرية كبيرة جدا، قد ينحرف هذا المتوسط بشكل ملموس (Walsh (1901, p. 373)).

وفي حالات عدم المساواة المتوسطة في أحجام الفئات والتقلب المفرط في أحد الأسعار، يبدو أن هناك ميولا من جانب الطريقة الهندسية للانحراف في حد ذاتها، ومن ثم تصبح غير موثوقة، في حين تظل الطريقتان الأخريان قريبتين نوعا ما من إحداهما الأخرى (Walsh (1901, p. 404)).

١٦–١٢٩ وبتقييم كافة الآراء والاختبارات سالفة الذكر، يبدو أن هناك تفضيل طفيف لاستخدام مؤشر فيشر المثالي للأسعار كمؤشر مستهدف مناسب للوكالة الإحصائية، ولكن الآراء قد تختلف بالطبع حول أي من مجموعات البديهيات تعد الأكثر ملاءمة للاستخدام في الواقع العملي.

الخصائص الاختبارية لمؤشري لو ويانغ

١٦–١٣٠ تم تعريف مؤشري يانغ ولو في الفصل الخامس عشر. وفي القسم الحالي، يتم تطوير الخصائص البديهية لهذه المؤشرات إزاء متغيراتها السعرية المستقلة.[٧٣]

١٦–١٣١ ولنفرض أن $q^b \equiv [q_1^b, \ldots, q_n^b]$ و $p^b \equiv [p_1^b, \ldots, p_n^b]$ يشيران إلى متجهي الأسعار والكميات المرتبطين بسنة أساس ما، يمكن تعريف *أنصبة إنفاق سنة* الأساس المناظرة بالطريقة المعتادة كالتالي:

$$s_i^b \equiv \frac{p_i^b q_i^b}{\sum_{k=1}^{n} p_k^b q_k^b} \quad i = 1, \ldots, n \qquad (16.85)$$

حيث يدل $s^b \equiv [s_1^b, \ldots, s_n^b]$ على متجه أنصبة إنفاق سنة الأساس. ويُعرَّف مؤشر يانغ Young (1812) بين الفترتين صفر وt كالتالي:

$$P_Y(p^0, p^t, s^b) \equiv \sum_{i=1}^{n} s_i^b \left(\frac{p_i^t}{p_i^0}\right) \qquad (16.86)$$

ويُعرّف مؤشر لو[٧٤] Lowe (1823, p. 316) بين الفترتين صفر وt كالتالي:

---

[٧٣] حدد Baldwin (1990, p. 255) عددا قليلا من الخصائص البديهية لمؤشر لو.

[٧٤] تعد هذه الصيغة للرقم القياسي تحديدا هي أيضا صيغة الرقم القياسي لبين وستاين من النوع A Bean and Stine's (1924, p. 31) . وبالخطأ نسب ولش Walsh (1901, p. 539) في البداية صيغة لو إلى G. Poulett Scrope (1833) الذي كتب *مبادئ الاقتصاد السياسي* في عام ١٨٣٣ واقترح صيغة لو دون الإقرار بأولوية لو. ولكن في مناقشته لدراسة فيشر Fisher's (1921)، يصحح ولش Walsh (1921b, p. 543–544) خطأه بشأن إسناد صيغة لو:

$$P_{Lo}(p^0,p^t,q^b) \equiv \frac{\sum_{i=1}^{n} p_i^t q_i^b}{\sum_{k=1}^{n} p_k^0 q_k^b} = \frac{\sum_{i=1}^{n} s_i^b \left(\frac{p_i^t}{p_i^b}\right)}{\sum_{k=1}^{n} s_k^b \left(\frac{p_k^0}{p_k^b}\right)} \qquad (16.87)$$

١٦-١٣٢ وبالاستناد إلى القواعد البديهية الواردة آنفا في هذا الفصل، يتم فيما يلي تحديد ١٢ بديهية مستصوبة لمؤشرات الأسعار من الشكل $P(p^0,p^1)$. ويُفترَض أن يكون لمتجهي أسعار الفترتين صفر و t p^0 و p^t مكونات موجبة فقط.

الاختبار ١: *الإيجابية*: $P(p^0,p^t) > 0$ إذا كانت كافة الأسعار موجبة

الاختبار ٢: الاستمرارية: يعد $P(p^0,p^t)$ دالة متصلة للأسعار

الاختبار ٣: *اختبار التطابق*: $P(p^0,p^0) = 1$

الاختبار ٤: *اختبار التجانس لأسعار الفترة t*:

$$P(p^0, \lambda p^t) = \lambda P(p^0, p^t) \text{ for all } \lambda > 0$$

الاختبار الخامس: *اختبار التجانس لأسعار الفترة صفر*:

$$P(\lambda p^0,p^t) = \lambda^{-1} P(p^0,p^t) \text{ for all } \lambda > 0$$

الاختبار السادس: اختبار الانعكاس السلعي: $P(p^0,p^t) = P(p^{0*},p^{t*})$ حيث يدل p^{0*} و p^{t*} على نفس الترتيب لمكونات متجهي الأسعار p^0 و p^t [٧٥]

الاختبار السابع: *اللاتباين أمام التغيرات في وحدات القياس (اختبار قابلية القياس)*

الاختبار الثامن: *اختبار انعكاس الأساس الزمني*: $P(p^t,p^0) = 1/P(p^0,p^t)$

الاختبار التاسع: الاختبار الدائرية أو اختبار قابلية التعدي:

$$P(p^0,p^2) = P(p^0,p^1)P(p^1,p^2)$$

الاختبار العاشر: *اختبار القيمة المتوسطة*:

$$\min\{p_i^t/p_i^0 : i = 1, \ldots, n\} \leq P(p^t,p^0) \leq \max\{p_i^t/p_i^0 : i = 1, \ldots, n\}$$

والسؤال هو: ما الرقم القياسي الذي يتعين عليك استخدامه إذن؟ الإجابة هي: $\sum qp_1/\sum qp_0$. وهذه هي الطريقة التي استخدمها لو لسنة أو سنتين منذ مائة عام. وفي كتابي [١٩٠١]، أطلقت عليه رقم سكروب (Scrope) القياسي؛ ولكن يتعين تسميته رقم لو القياسي. ويُلاحظ أنه في هذا الرقم تستخدم كميات ليست خاصة بسنة أساس أو سنة تالية. ويتعين على الكميات المستخدمة أن تكون تقديرات تقريبية للكميات خلال الفترة أو الحقبة.

[٧٥] عند تطبيق هذا الاختبار على مؤشري لو ويانغ، من المفترض أن يخضع متجه كميات سنة الأساس q^b ومتجه نصيب سنة الأساس s^b إلى نفس الترتيب (permutation).

الاختبار الحادي عشر: اختبار الرتابة بالنسبة إلى أسعار الفترة t:

$$P(p^0,p^t) < P(p^0,p^{t^*}) \text{ if } p^t < p^{t^*}$$

الاختبار الثاني عشر: *اختبار الرتابة بالنسبة إلى أسعار الفترة صفر*:

$$P(p^0,p^t) > P(p^{0^*},p^t) \text{ if } p^0 < p^{0^*}$$

١٦-١٣٣ يعد أمرا مباشرا إظهار أن مؤشر لو المعرَّف بالمعادلة (16.87) يجتاز كافة البديهيات أو الاختبارات الاثنتي عشرة الواردة أعلاه. ومن ثم، يتسم مؤشر لو بخصائص بديهية جيدا جدا تجاه متغيراته السعرية.[٧٦]

١٦-١٣٤ ويعد أمرا مباشرا إظهار أن مؤشر يانغ المعرَّف بالمعادلة (16.86) يجتاز ١٠ من ١٢ بديهية، ولكن يخفق في اجتياز اختبار انعكاس الأساس الزمني (الثامن) واختبار الدائرية (التاسع). ومن ثم، فإن الخصائص البديهية لمؤشر يانغ هي بالتأكيد أدنى من تلك الخاصة بمؤشر لو.

١٦-١٣٥ وبدلا من مؤشر يانغ P_Y المعرَّف بالمعادلة (16.86)، من الممكن تعريف مؤشر يانغ الهندسي (أو مؤشر جيفون المرجح) كما يلي:

$$P_{GY}(p^0,p^t,s^b) \equiv \prod_{i=1}^{n}\left[\frac{p_i^t}{p_i^0}\right]^{s_i^b} \quad . \qquad (16.88)$$

وهذا المؤشر يجتاز كافة الاختبارات الاثنتي عشرة، وبالتالي فهو مماثل في جودته لمؤشر لو من حيث خصائصه البديهية.

الملحق ١٦-١ دليل أمثلية مؤشر تورنكفيست-تيل للأسعار في المنهج الاختباري الثنائي الثاني

تعد الاختبارات (الأول والثاني وهكذا) الوارد ذكرها في هذا الملحق هي تلك الواردة في الفقرات من ١٦-٩٨ إلى ١٦-١١٩.

١- ويعرّف $r_i \equiv p_i^1/p_i^0$ بالنسبة إلى $i=1,\ldots,n$ باستخدام الاختبارين الأول والتاسع والمعادلة (16.66)، $P(p^0,p^1,v^0,v^1)=P^*(r,v^0,v^1)$. وباستخدام الاختبارين السادس والسابع والمعادلة (16.63):

$$P(p^0,p^1,v^0,v^1)=P^*(r,s^0,s^1) \qquad (A16.1.1)$$

حيث يمثل s^t متجه نصيب إنفاق الفترة t بالنسبة إلى $t=0,1$.

---

[٧٦] وفي ضوء المناقشة الواردة في الفصل الخامس عشر، سوف يُذكَر أن المشكلة الرئيسية في مؤشر لو تحدث إذا كان متجه الأوزان الترجيحية للكميات q^b غير ممثِل للكميات التي تم شراؤها خلال الفترة الزمنية الفاصلة بين الفترتين صفر و١.

٢- وبافتراض أن $\mathrm{x} \equiv (\mathrm{x}_1,\ldots,\mathrm{x}_n)$ و $\mathrm{y} \equiv (\mathrm{y}_1,\ldots,\mathrm{y}_n)$ متجهان موجبان، فإن اختبار قابلية التعدي والمعادلة (A16.1.1) يعنيان ضمنا أن الدالة P^* تتسم بالخاصية التالية:

$$P^*(x;\, s^0, s^1)P^*(y;\, s^0, s^1) = P^*(x_1 y_1,\, \ldots,\, x_n y_n;\, s^0, s^1). \quad \text{(A16.1.2)}$$

٣- وباستخدام الاختبار الأول، $P^*(r, s^0, s^1) > 0$ واستخدام الاختبار الرابع عشر، فإن $P^*(r, s^0, s^1)$ تزيد بشكل تام في مكونات r. ويعني اختبار التطابق (الاختبار الثالث) ضمنا أن:

$$P^*(1_n, s^0, s^1) = 1 \qquad \text{(A16.1.3)}$$

بحيث 1_n هو متجه الآحاد ذي البعد n. وباستخدام نتيجة يمكن عزوها إلى Eichhorn (1978, p. 66)، يمكن ملاحظة أن هذه الخواص للدالة P^* كافية لتعني ضمنا وجود دوال موجبة $\alpha_i(s^0, s^1)$ بالنسبة إلى $i = 1, \ldots, n$ بحيث تكون للدالة P^* التمثيل التالي:

$$\ln P^*(r, s^0, s^1) = \sum_{i=1}^{n} \alpha_i(s^0, s^1) \ln r_i \qquad \text{(A16.1.4)}$$

٤- يعني اختبار الاستمرارية (الاختبار الثاني) أن الدوال الموجبة $\alpha_i(s^0, s^1)$ متصلة. وفي حالة $\lambda > 0$، فإن اختبار التجانس الخطي (الاختيار الرابع) يعني ضمنا أن:

$$\begin{aligned}
\ln P^*(\lambda r, s^0, s^1) &= \ln \lambda + \ln P^*(r, s^0, s^1) \\
&= \sum_{i=1}^{n} \alpha_i(s^0, s^1) \ln \lambda r_i \qquad \text{باستخدام (A16.1.4)} \\
&= \sum_{i=1}^{n} \alpha_i(s^0, s^1) \ln \lambda + \sum_{i=1}^{n} \alpha_i(s^0, s^1) \ln r_i \qquad \text{(A16.1.5)} \\
&= \sum_{i=1}^{n} \alpha_i(s^0, s^1) \ln \lambda + \ln P^*(r, s^0, s^1) \qquad \text{باستخدام (A16.1.4)}
\end{aligned}$$

وتوضح موازنة الجانب الأيمن للسطرين الأول والأخير في المعادلة (A16.1.5) أن الدوال $\alpha_i(s^0, s^1)$ يجب أن تجتاز القيد التالي:

$$\sum_{i=1}^{n} \alpha_i(s^0, s^1) = 1 \qquad \text{(A16.1.6)}$$

لكافة المتجهات الموجبة فقط s^0 و s^1.

٥- وباستخدام اختبار الترجيح (الاختبار السادس عشر) واختبار الانعكاس السلعي (الاختبار الثامن)، تنطبق المعادلة (16.69). وتعني المعادلة (16.69) إلى جانب اختبار قابلية القياس (الاختبار التاسع) ضمنا أن الدالة P^* تجتاز المعادلة التالية:

$$P^*(1,\ldots,1, r_i, 1,\ldots,1; s^0, s^1) = f(1, r_i, s^0, s^1); \qquad i = 1,\ldots,n \quad \text{(A16.1.7)}$$

بالنسبة لكافة $r_i > 0$ حيث تمثل f الدالة المعرَّفة في الاختبار السادس عشر.

٦- ونقوم بالاستعاضة بالمعادلة (A16.1.7) في المعادلة (A16.1.4) لأجل الحصول على المنظومة التالية من المعادلات:

$$P^*(1,...,1,r_i,1,...,1;s^0,s^1)=f(1,r_i,s^0,s^1)=\alpha_i(s^0,s^1)\ln r_i;\qquad i=1,...,n. \tag{A16.1.8}$$

ولكن المعادلة (A16.1.8) تعني ضمنا أن الدالة المتصلة الموجبة للمتغيرات $2n$ $\alpha_i(s^0,s^1)$ ثابتة تجاه كافة متغيراتها باستثناء s_i^0 و s_i^1 وتنطبق هذه الخاصية على كل i على حدة. ومن ثم، يمكن إبدال كل $\alpha_i(s^0,s^1)$ إلى الدالة المتصلة الموجبة لمتغيرين $\beta_i(s_i^0,s_i^1)$ بالنسبة إلى $i=1,\ldots,n$.[٧٧] والآن نقوم بإبدال $\alpha_i(s^0,s^1)$ في المعادلة (A16.1.4) إلى $\beta_i(s_i^0,s_i^1)$ بالنسبة إلى $i=1,\ldots,n$ ليتم الحصول على التمثيل التالي للدالة P^*:

$$\ln P^*(r,s^0,s^1)=\sum_{i=1}^{n}\beta_i(s_i^0,s_i^1)\ln r_i \tag{A16.1.9}$$

٧- وتعني المعادلة (A16.1.6) ضمنا أن الدوال $\beta_i(s_i^0,s_i^1)$ تجتاز أيضا القيود التالية:

$$\sum_{i=1}^{n}s_i^0=1;\ \text{and}\ \sum_{i=1}^{n}s_i^1=1\ \text{implies}\ \sum_{i=1}^{n}\beta_i(s_i^0,s_i^1)=1. \tag{A16.1.10}$$

٨- ونفترض صحة اختبار الترجيح (السابع عشر) ونقوم بالاستعاضة بالمعادلة (16.71) في المعادلة (A16.1.9) لنحصل على المعادلة التالية:

$$\beta_i(0,0)\ln\left(\frac{p_i^1}{p_i^0}\right)=0;\quad i=1,\ldots,n \tag{A16.1.11}$$

وبما أن p_i^1 و p_i^0 يمكن أن يكونا رقمين موجبين عشوائيين، يمكن ملاحظة أن المعادلة (A16.1.11) تعني ضمنا

$$\beta_i(0,0)=0;\quad i=1,\ldots,n \tag{A16.1.12}$$

٩- ولنفرض أن عدد السلع n يساوي أو يزيد عن ٣. باستخدام المعادلتين (A16.1.10) و(A16.1.12)، يمكن تطبيق النظرية الثانية في Aczél (1987, p. 8) ويتم الحصول على الشكل الدالي التالي لكل من $\beta_i(s_i^0,s_i^1)$:

$$\beta_i(s_i^0,s_i^1)=\gamma s_i^0+(1-\gamma)s_i^1;\quad i=1,\ldots,n \tag{A16.1.13}$$

حيث يمثل γ رقما موجبا يجتاز $0<\gamma<1$.

---

[٧٧] وبشكل أكثر تحديدا، $\beta_1(s_1^0,s_1^1)\equiv\alpha_1(s_1^0,1,\ldots,1;s_1^1,1,\ldots,1)$ وهكذا. أي أنه عند تعريف $\beta_1(s_1^0,s_1^1)$، يتم استخدام الدالة $\alpha_1(s_1^0,1,\ldots,1;s_1^1,1,\ldots,1)$ حيثما تكون كافة مكونات المتجهين s^0 و s^1 باستثناء الأول محددة بما يساوي رقما موجبا عشوائيا مثل ١.

١٠- وأخيرا، يمكن استخدام اختبار انعكاس الأساس الزمني (الاختبار العاشر) *أو* اختبار تماثل الأوزان الترجيحية للكميات (الاختبار الثاني عشر) لإظهار أن γ يجب أن يساوي ٢/١. وبالاستعاضة بهذه القيمة للرقم الموجب γ مرة أخرى في المعادلة (A16.1.13) ثم الاستعاضة بتلك المعادلة مرة أخرى في المعادلة (A16.1.9)، يتم تحديد الشكل الدالي للدالة P^* ومن ثم P كما يلي:

$$\ln P(p^0, p^1, v^0, v^1) = \ln P^*(r, s^0, s^1) = \sum_{i=1}^{n} \frac{1}{2}(s_i^0 + s_i^1) \ln\left(\frac{p_i^1}{p_i^0}\right). \qquad \text{(A16.1.14)}$$

الفصل السابع عشر

المنهج الاقتصادي لنظرية الرقم القياسي: حالة الأسرة المعيشية الواحدة

مقدمة

١٧-١ يغطي هذا الفصل والفصل الذي يليه المنهج الاقتصادي تجاه نظرية الرقم القياسي. ويبحث هذا الفصل في حالة أسرة معيشية *واحدة*، في حين يتعامل الفصل التالي مع حالة الأسر المعيشية *المتعددة*. وفيما يلي ملخص لمحتويات الفصل الحالي.

١٧-٢ في الفقرات من ١٧-٩ إلى ١٧-١٧، يتم تقديم نظرية مؤشر تكلفة المعيشة لمستهلك واحد أو أسرة معيشية واحدة. وقد قام بتطوير هذه النظرية في الأصل الاقتصادي الروسي كونيوس A.A. Konüs (1924). وسوف يتم تفسير العلاقة بين المؤشر الحقيقي لتكلفة المعيشة (وهو مؤشر لا يمكن ملاحظته) ومؤشري لاسبير وباش وهما مؤشرين بالإمكان ملاحظتهما . وتتعين الإشارة إلى أنه في المنهج الاقتصادي لنظرية الرقم القياسي، يُفترض أن الأسر المعيشية تنظر إلى بيانات الأسعار الملحوظة على أنها مسلم بها، في حين يُنظر إلى بيانات الكميات على أنها حلول لمختلف مشاكل تحقيق الاستفادة المثلى الاقتصادية. ويجد العديد من خبراء إحصاءات الأسعار أن الافتراضات المطروحة في المنهج الاقتصادي مستبعدة إلى حد ما. وربما أفضل طريقة للنظر في الافتراضات المطروحة في المنهج الاقتصادي هي أن تلك الافتراضات ببساطة تضفي الطابع المنهجي على الحقيقة التي مفادها أن المستهلكين يميلون إلى شراء مزيد من سلعة ما إذا انخفض سعرها نسبة إلى الأسعار الأخرى.

١٧-٣ وفي الفقرات من ١٧-١٨ إلى ١٧-٢٦، تخضع أفضليات المستهلكين إلى قيود مقارنة بالحالة العامة تماما التي يتم تناولها في الفقرات من ١٧-٩ إلى ١٧-١٧. وفي الفقرات من ١٧-١٨ إلى ١٧-٢٦، يُفترَض أن الدالة التي تمثل أفضليات المستهلكين على المجموعات البديلة من السلع متجانسة من الدرجة الأولى. ويعني هذا الافتراض أن كل سطح للسواء (Indifference surface) (مجموعة الحزم السلعية التي تعطي للمستهلك نفس درجة الإشباع أو المنفعة) هو تكبير نصف قُطري لسطح واحد للسواء. وفي ظل هذا الافتراض الإضافي، تُبَّسط نظرية التكلفة الحقيقية للمعيشة كما سيتضح.

١٧-٤ وفي الأقسام التي تبدأ بالفقرات ١٧-٢٧ و١٧-٣٣ و١٧-٤٤، يتم إظهار أن مؤشرات فيشر وولش وتورنكفيست للأسعار (والتي تبرز "كأفضل" مؤشرات في مختلف المناهج غير الاقتصادية) تعد أيضا ضمن "الأفضل" في المنهج الاقتصادي لنظرية الرقم القياسي. وفي هذه الأقسام، فإن دالة أفضليات أسرة معيشية واحدة سوف تخضع لمزيد من القيود مقارنة بالافتراضات على الأفضليات التي تم طرحها في القسمين السابقين. ويتم افتراض أشكال دالية محددة لدالة منفعة المستهلكين، ويتبين أنه في ظل كل افتراض من هذه الافتراضات المحددة يمكن حساب المؤشر الحقيقي لتكلفة المعيشة للمستهلك بدقة باستخدام بيانات الأسعار والكميات الملحوظة. ويتسم كل شكل من الأشكال الدالية المحددة الثلاثة لدالة منفعة المستهلكين بخاصية مؤداها أن يمكن أن يمثل تقديرا تقريبيا لدالة عشوائية متجانسة خطيا الى الدرجة الثانية؛ أي أنه في المصطلحات الاقتصادية، يعد كل من الأشكال الدالية الثلاثة *مرنا*. وبالتالي، باستخدام المصطلحات التي استحدثها ديورت Diewert (1976)، تعد مؤشرات فيشر وولش وتورنكفيست أمثلة لصيغ الأرقام القياسية *الممتازة*.

١٧-٥ وفي الفقرات من ١٧-٥٠ إلى ١٧-٥٤، يتم توضيح أن مؤشرات فيشر وولش وتورنكفيست للأسعار تمثل تقديرا تقريبيا لأحدها الآخر على نحو وثيق باستخدام بيانات السلاسل الزمنية "الطبيعية". وتعد هذه النتيجة ملائمة جدا نظرا لأن هذه الصيغ الثلاثة للرقم القياسي غالبا ما تظهر على نحو متكرر على أنها "الأفضل" في كافة المناهج لنظرية الرقم القياسي. ومن ثم، فإن نتيجة التقدير التقريبي تعني ضمنا أنه لا يهم أي من هذه المؤشرات الثلاثة يتم استخدامه كمؤشر مستهدف مفضل لمؤشر أسعار المستهلكين.

١٧-٦ ولمؤشري باش ولاسبير خاصية رياضية ملائمة: فهما *متسقان في التجميع*. على سبيل المثال، إذا استُخدمت صيغة لاسبير لإنشاء مؤشرات فرعية، على سبيل المثال، للأغذية أو الملابس، عندئذ يمكن التعامل مع قيم المؤشرات الفرعية هذه على أنها أرقام نسبية إجمالية فرعية للأسعار، وباستخدام أنصبة الإنفاق على هذه الإجماليات الفرعية، يمكن تطبيق صيغة لاسبير مرة أخرى لإعداد مؤشر لاسبير ذي مرحلتين. ويعني الاتساق عند التجميع أن هذا المؤشر ذي المرحلتين يساوي المؤشر المقابل ذي المرحلة الواحدة. وفي الفقرات من ١٧-٥٥ إلى ١٧-٦٠، يتضح أن المؤشرات الممتازة المشتقة في الأقسام السابقة غير متسقة في التجميع بدقة ولكن بشكل تقريبي.

١٧-٧ وفي الفقرات من ١٧-٦١ إلى ١٧-٦٤، يتم اشتقاق صيغة جديرة بالاهتمام للرقم القياسي: مؤشر لويد Lloyd (1975) ومولتون Moulton (1996a) للأسعار. وتستخدم هذه الصيغة للرقم القياسي نفس المعلومات اللازمة لحساب مؤشر لاسبير (أي أنصبة إنفاق فترة الأساس، وأسعار فترة الأساس وأسعار الفترة الجارية)، فضلا عن معلمة واحدة أخرى (مرونة الإحلال بين السلع). وإذا أمكن الحصول على معلومات عن هذه المعلمة الإضافية،

عندئذ يمكن للمؤشر الناتج أن يتخلص بشكل كبير من التحيز الناتج عن الإحلال ويمكن حسابه أساسا باستخدام نفس المعلومات اللازمة للحصول على مؤشر لاسبير.

١٧-٨ وينظر القسم الذي يبدأ بالفقرة ١٧-٦٥ إلى مشكلة تعريف مؤشر حقيقي لتكلفة المعيشة عندما يكون للمستهلك أفضليات سنوية على السلع ولكن تواجهه أسعار شهرية (أو ربع سنوية). ويحاول هذا القسم توفير أساس اقتصادي لمؤشر لو الذي تمت دراسته في الفصل الخامس عشر. كما يشتمل على مقدمة للمشاكل المصاحبة لوجود السلع الموسمية، والتي تتم دراستها بمزيد من الإسهاب في الفصل الثاني والعشرين. ويتناول القسم الأخير الحالات التي يكون فيها سعر سلعة ما صفرا في إحدى الفترات، ولكنه غير صفري في الفترة الأخرى.

مؤشر كونيوس لتكلفة المعيشة والحدود الملاحظة

١٧-٩ يتناول هذا القسم نظرية مؤشر تكلفة المعيشة لمستهلك واحد (أو أسرة معيشية واحدة) قام بإعداده أولا اقتصادي روسي يُدعى كونيوس Konüs (1924). وتعتمد هذه النظرية على افتراض *سلوك تحقيق الاستفادة المثلى* من جانب الوكلاء الاقتصاديين (المستهلكين أو المنتجين). ومن ثم، ففي ضوء متّجه لأسعار السلع p^t تواجهه الأسر المعيشية في فترة زمنية معينة t، يُفترض أن متّجه الكميات الملاحظ المناظر q^t هو الحل لمشكلة تخفيض التكلفة إلى الحد الأدنى التي تتضمن دالة أفضليات المستهلك أو المنفعة f.[١] وعليه، على نقيض المنهج البديهي إزاء نظرية الرقم القياسي، فإن المنهج الاقتصادي لا يفترض أن متّجهي الكميات q^0 و q^1 مستقلان عن متّجهي الأسعار p^0 و p^1. وفي المنهج الاقتصادي، يتحدد متّجه كميات الفترة صفر q^0 بواسطة دالة أفضليات المستهلك f ومتّجه أسعار الفترة صفر p^0 الذي يواجهه المستهلك، ويتحدد متّجه كميات الفترة ١ q^1 بواسطة دالة أفضليات المستهلك f ومتّجه أسعار الفترة ١ p^1.

١٧-١٠ ويفترض المنهج الاقتصادي لنظرية الرقم القياسي أن "المستهلك" لديه *أفضليات* محددة جيدا على مجموعات مختلفة من السلع الاستهلاكية أو البنود n.[٢] ويمكن تمثيل كل مجموعة من البنود بمتّجه كميات موجب $q \equiv [q_1, \ldots, q_n]$. ويُفترض لأفضليات المستهلك لمتجهات بديلة ومحتملة للاستهلاك، q، أن تكون قابلة

---

[١] للاطلاع على وصف للنظرية الاقتصادية لمؤشرات أسعار المدخلات والمخرجات، راجع Balk (1998a). وفي النظرية الاقتصادية لمؤشر أسعار المخرجات، يفترض أن يكون q^t هو الحل لمشكلة تعظيم الإيرادات التي تتضمن متّجه أسعار المخرجات p^t.

[٢] وفي هذا الفصل، يُفترض ألا تتباين هذه الأفضليات عبر الزمن، في حين أنه في الفصل التالي يتم تخفيف هذا الافتراض (يمكن لأحد المتغيرات البيئية أن يكون متغيرا زمنيا من شأنه تغيير الأذواق).

للتمثيل بواسطة دالة منفعة متصلة وغير متناقصة ومقعرة[٣] f . ومن ثم، إذا كان $f(q^1) > f(q^0)$، عندئذ يفضل المستهلك متّجه الاستهلاك q^1 على q^0. كذلك يُفترض أن المستهلك يخفض إلى الحد الأدنى تكلفة تحقيق مستوى منفعة الفترة t $u^t \equiv f(q^t)$ للفترتين $t = 0, 1$. ومن ثم، نفترض أن متّجه استهلاك الفترة t الملاحَظ q^t يحل مشكلة تخفيض التكلفة للحد الأدنى التالية للفترة t:

$$C(u^t, p^t) \equiv \min_q \left\{ \sum_{i=1}^{n} p_i^t q_i : f(q) = u^t \equiv f(q^t) \right\}$$
$$= \sum_{i=1}^{n} p_i^t q_i^t \quad \text{for } t = 0, 1 \qquad (17.1)$$

ويعد متجه أسعار الفترة t للسلع n قيد الدراسة الذي يواجهه المستهلك هو p^t. ويُلاحَظ أن الحل لمشكلة تخفيض التكلفة أو الإنفاق إلى الحد الأدنى (17.1) لمستوى منفعة عام u ومتجه عام لأسعار السلع p يُعرِّف *دالة تكلفة المستهلكين*، $C(u, p)$. وسوف تستخدم دالة التكلفة أدناه لأجل تعريف *مؤشر تكلفة معيشة المستهلك*.

١٧-١١ ويتم تعريف عائلة كونيوس Konüs (1924) للمؤشرات الحقيقية لتكلفة المعيشة المرتبطة بالفترتين حيث يواجه المستهلك متجهات أسعار موجبة فقط $p^0 \equiv (p_1^0, \ldots, p_n^0)$ ويُعرَّف $p^1 \equiv (p_1^1, \ldots, p_n^1)$ في الفترتين صفر و١، على الترتيب، كنسبة من الحد الأدنى لتكاليف تحقيق نفس مستوى المنفعة $u \equiv f(q)$ ، بحيث يمثل $q \equiv (q_1, \ldots, q_n)$ متجه كميات مرجعي موجب.

$$P_K(p^0, p^1, q) \equiv \frac{C(f(q), p^1)}{C(f(q), p^0)} \qquad (17.2)$$

ويُلاحظ أن التعريف (17.2) يحدد عائلة من مؤشرات الأسعار، نظرا لأن هناك مؤشر واحد منها لكل متجه كميات مرجعي q يتم اختياره.

١٧-١٢ ومن الطبيعي اختيار اثنين معينين من متجهات الكميات المرجعية q في التعريف (17.2): متجه كميات فترة الأساس الملاحظ q^0 ومتجه كميات الفترة الجارية q^1. ويؤدي أولى هذين الاختيارين إلى *مؤشر لاسبير-كونيوس الحقيقي لتكلفة المعيشة*:

---

[٣] يُلاحظ أن f تكون مقعرة فقط إذا كانت $f(\lambda q^1 + (1-\lambda)q^2) \geq \lambda f(q^1) + (1-\lambda) f(q^2)$ بالنسبة لكافة $0 \leq \lambda \leq 1$ وكافة $q^1 \gg 0_n$ و $q^2 \gg 0_n$. كما يُلاحَظ أيضا أن $q \geq 0_N$ يعني أن كل مكون من مكونات المتّجه ذي البعد-n q غير سالب، ويعني $q \gg 0_n$ أن كل مكون من مكونات q موجب، ويعنى $q > 0_n$ أن $q \geq 0_n$ ولكن $q \neq 0_n$؛ أي أن q غير سالب ولكن ثمة مكون واحد موجب على الأقل.

$$P_K(p^0, p^1, q^0) \equiv \frac{C(f(q^0), p^1)}{C(f(q^0), p^0)}$$

$$= \frac{C(f(q^0), p^1)}{\sum_{i=1}^{n} p_i^0 q_i^0} \qquad \text{باستخدام (17.1) بالنسبة إلى t =0}$$

$$= \frac{\min_q \left\{ \sum_{i=1}^{n} p_i^1 q_i : f(q) = f(q^0) \right\}}{\sum_{i=1}^{n} p_i^0 q_i^0} \qquad (17.3)$$

باستخدام تعريف مشكلة تخفيض التكلفة إلى الحد الأدنى الذي يُعرِّف $C(f(q^0), p^1)$

$$\leq \frac{\sum_{i=1}^{n} p_i^1 q_i^0}{\sum_{i=1}^{n} p_i^0 q_i^0}$$

نظرا لأن $q^0 \equiv (q_1^0, \ldots, q_n^0)$ ممكن عمله لمشكلة التخفيض إلى الحد الأدنى.

$$= P_L(p^0, p^1, q^0, q^1)$$

حيث يكون P_L هو مؤشر لاسبير للأسعار. ومن ثم، فإن مؤشر لاسبير–كونيوس الحقيقي لتكلفة المعيشة (غير الملحوظ) يحده من أعلى مؤشر لاسبير الملحوظ.[٤]

١٣–١٧ ويؤدي ثاني الاختيارين الطبيعيين لمتجه كميات مرجعي q في التعريف (17.2) إلى مؤشر باش–كونيوس الحقيقي لتكلفة المعيشة.

$$P_K(p^0, p^1, q^1) \equiv \frac{C(f(q^1), p^1)}{C(f(q^1), p^0)}$$

$$= \frac{\sum_{i=1}^{n} p_i^1 q_i^1}{C(f(q^1), p^0)} \quad \text{using (17.1) for } t = 1$$

$$= \frac{\sum_{i=1}^{n} p_i^1 q_i^1}{\min_q \left\{ \sum_{i=1}^{n} p_i^0 q_i : f(q) = f(q^1) \right\}} \qquad (17.4)$$

باستخدام تعريف مشكلة تخفيض التكلفة إلى الحد الأدنى والذي يعرِّف $C(f(q^0), p^0)$:

[٤] تم الحصول على هذه المتباينة أولا من قبل Konüs (1924; 1939, p. 17) و Pollak (1983) .

$$\geq \frac{\sum_{i-1}^{n} p_i^1 q_i^1}{\sum_{i-1}^{n} p_i^0 q_i^1}$$

حيث إن $q^1 \equiv (q_1^1, \ldots, q_n^1)$ ممكن عمله لمشكلة التخفيض إلى الحد الأدنى ومن ثم

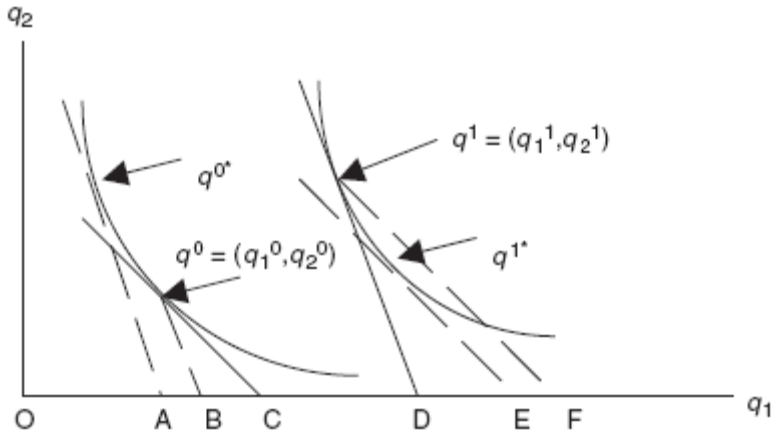
$$\frac{1}{C(f(q^1), p^0)} \geq \frac{1}{\sum_{i-1}^{n} p_i^0 q_i^1} \qquad C(f(q^1), p^0) \leq \sum_{i-1}^{n} p_i^0 q_i^1$$

وعليه

$$= P_P(p^0, p^1, q^0, q^1)$$

حيث يمثل P_P مؤشر باش للأسعار. وعليه، فإن مؤشر باش–كونيوس الحقيقي لتكلفة المعيشة يحده من أسفل مؤشر باش للأسعار الملاحظ.[٥]

الشكل البياني ١٧–١: حدا لاسبير وباش للمؤشر الحقيقي لتكلفة المعيشة



١٤–١٧ ومن الممكن توضيح اثنين من المتباينات (17.3) و(17.4) إذا كانت هناك سلعتان فقط؛ راجع الشكل البياني ١٧–١. ويعد الحل لمشكلة تخفيض التكلفة إلى الحد الأدنى في الفترة صفر هو المتّجه q^0. ويمثل الخط المستقيم C القيد على الميزانية في الفترة صفر للمستهلك، ومجموعة نقاط الكمية q_1, q_2 بحيث يكون $p_1^1 q_1 + p_2^1 q_2 = p_1^1 q_1^1 + p_2^1 q_2^1$. ويعد الخط المنحني عبر q^0 هو منحنى السواء في الفترة صفر للمستهلك، ومجموعة النقاط q_1, q_2، بحيث يكون $f(q_1, q_2) = f(q_1^0, q_2^0)$؛ أي أنه مجموعة متجهات الاستهلاك التي تعطي نفس المنفعة مثل متجه استهلاك الفترة صفر الملاحظ q^0. ويعد المتجه q^1 هو الحل لمشكلة تخفيض التكلفة إلى

[٥] ويمكن عزو هذه المتباينة إلى كونيوس Konüs (1924; 1939, p. 19)؛ وراجع أيضا Pollak (1983).

الحد الأدنى في الفترة ١. ويمثل الخط المستقيم D القيد على الميزانية في الفترة ١ بالنسبة للمستهلك، ومجموعة نقاط الكمية q_1, q_2 بحيث يكون $p_1^1 q_1 + p_2^1 q_2 = p_1^1 q_1^1 + p_2^1 q_2^1$. ويعد الخط المنحني عبر q^1 هو منحنى السواء في الفترة ١ بالنسبة للمستهلك، ومجموعة النقاط q_1, q_2 بحيث يكون $f(q_1, q_2) = f(q_1^1, q_2^1)$؛ أي أنه مجموعة متجهات الاستهلاك التي تعطي نفس المنفعة مثل متجه استهلاك الفترة ١ الملاحظ q^1. وتحل النقطة q^{0*} المشكلة الافتراضية المتمثلة في التخفيض إلى الحد الأدنى من تكلفة تحقيق مستوى منفعة فترة الأساس $u^0 \equiv \bar{f}(q^0)$ عند مواجهة متجه أسعار الفترة ١ $p^1 = (p_1^1, p_2^1)$. ومن ثم، فإن $C[u^0, p^1] = p_1^1 q_1^{0*} + p_2^1 q_2^{0*}$ ويعد الخط المتقطع A هو خط التكلفة المتساوية المقابل $p_1^1 q_1 + p_2^1 q_2 = C[u^0, p^1]$. ويُلاحَظ أن خط التكلفة الافتراضي A مواز لخط التكلفة الحقيقة في الفترة ١ D. ومن المعادلة (17.3)، فإن مؤشر لاسبير–كونيوس الحقيقي هو $C[u^0, p^1]/[p_1^0 q_1^0 + p_2^0 q_2^0]$، في حين أن مؤشر لاسبير العادي هو $[p_1^1 q_1^0 + p_2^1 q_2^0]/[p_1^0 q_1^0 + p_2^0 q_2^0]$. ونظرا لتماثل مقامات هذين المؤشرين، فإن الفرق بينهما إنما يُعزى إلى الفروق في بسوطها. وفي الشكل ١٧–١، يتم التعبير عن هذا الفرق في البسوط بحقيقة مؤداها أن خط التكلفة عبر A يقع تحت خط التكلفة الموازي عبر B. والآن، إذا كان منحنى السواء للمستهلك خلال متجه استهلاك الفترة صفر الملاحظ q^0 يتخذ شكل الحرف L وتكون رأسه عند q^0، عندئذ لن يقوم المستهلك بتغيير نمط استهلاكه استجابة لتغير في الأسعار النسبية للسلعتين مع الحفاظ على مستوى معيشي ثابت. وفي هذه الحالة، فإن المتجه الافتراضي q^{0*} سوف يتطابق مع q^0، ويتطابق الخط المتقطع عبر A مع الخط المتقطع خلال B، ويتطابق مؤشر لاسبير–كونيوس الحقيقي مع مؤشر لاسبير العادي. ومع ذلك، فإن منحنيات السواء ذات الشكل L لا تتسق بشكل عام مع رقم لاسبير العادي. ومع ذلك، فإن منحنيات السواء التي تتخذ الشكل L لا تتسق بشكل عام مع سلوك المستهلك، أي أنه عندما ينخفض سعر سلعة ما، يقوم المستهلكون عموما بطلب المزيد منها. ومن ثم، ففي الحالة العامة، سوف يكون هناك فجوة بين النقطتين A وB. ويمثل حجم هذه الفجوة مقدار *التحيز الناتج عن الإحلال* بين المؤشر الحقيقي ومؤشر لاسبير المناظر؛ أي أن مؤشر لاسبير سوف يكون عموما أكبر من المؤشر الحقيقي لتكلفة المعيشة المقابل، $P_K(p^0, p^1, q^0)$.

١٧–١٥ ويمكن استخدام الشكل البياني ١٧–١ أيضا لتوضيح المتباينة (17.4). أولا، يُلاحَظ أن الخطين المتقطعين E وF موازيان لخط التكلفة المتساوية للفترة صفر عبر C. وتحل النقطة q^{1*} المشكلة الافتراضية لتخفيض تكلفة تحقيق مستوى منفعة الفترة الجارية إلى الحد الأدنى $u^1 \equiv f(q^1)$ عند مواجهة متجه أسعار الفترة صفر $p^0 = (p_1^0, p_2^0)$. ومن ثم نحصل على $C[u^1, p^0] = p_1^0 q_1^{1*} + p_2^0 q_2^{1*}$. ومن المعادلة (17.4)، فإن مؤشر باش–كونيوس الحقيقي هو $[p_1^1 q_1^1 + p_2^1 q_2^1]/C[u^1, p^0]$، في حين أن مؤشر باش العادي هو $[p_1^1 q_1^1 + p_2^1 q_2^1]/[p_1^0 q_1^1 + p_2^0 q_2^1]$. ونظرا لتماثل بسوط هذين المؤشرين، فإن الفرق بين المؤشرين إنما

يُعزى إلى الفروق في مقاماتها. وفي الشكل ١٧-١، يتم التعبير عن هذا الفرق في مقاماتها بحقيقة مفادها أن خط التكلفة عبر E يقع أسفل خط التكلفة الموازي عبر F. ويمثل حجم هذا الفرق مقدار التحيز الناتج عن الإحلال بين المؤشر الحقيقي ومؤشر باش المناظر؛ أي أن مؤشر باش سوف يكون أقل بشكل عام من المؤشر الحقيقي لتكلفة المعيشة المناظر، $P_K(p^0,p^1,q^1)$. ويُلاحَظ أن هذه المتباينة تأخذ عكس اتجاه المتباينة السابقة بين مؤشري لاسبير. ويرجع السبب وراء هذا التغيير في الاتجاه إلى حقيقة مؤداها أن مجموعة من الفروق بين المؤشرين تحدث في بسوط المؤشرات (متباينات لاسبير)، في حين أن المجموعة الأخرى تقع في مقامات المؤشرات (متباينات باش).

١٧-١٦ ويعد حد (17.3) مؤشر لاسبير-كونيوس الحقيقي لتكلفة المعيشة $P_K(p^0,p^1,q^0)$، باستخدام مستوى منفعة فترة الأساس كمستوى المعيشة، حدا *أحادي الجانب*، وكذلك حد (17.4) مؤشر باش-كونيوس الحقيقي لتكلفة المعيشة $P_K(p^0,p^1,q^1)$ باستخدام مستوى منفعة *الفترة الجارية* كمستوى المعيشة. وفي نتيجة جديرة بالاهتمام، أوضح Konüs (1924; 1939, p. 20) وجود متجه للاستهلاك الوسيط q^* على الخط المستقيم الذي يربط متجه استهلاك فترة الأساس q^0 ومتجه استهلاك الفترة الجارية q^1 بحيث يكون المؤشر الحقيقي المقابل (غير الملحوظ) لتكلفة المعيشة $P_K(p^0,p^1,q^*)$ بين مؤشري لاسبير وباش الملحوظين، P_L وP_P.[٦] وبالتالي، يوجد لدينا رقم λ^* بين صفر و١ بحيث:

$$P_L \leq P_K(p^0,p^1,\lambda^* q^0+(1-\lambda^*)q^1) \leq P_P \text{ or}$$
$$P_P \leq P_K(p^0,p^1,\lambda^* q^0+(1-\lambda^*)q^1) \leq P_L \qquad (17.5)$$

وللمتباينات (17.5) بعض الأهمية العملية. فإذا لم يكن هناك تفاوت كبير بين رقمي باش ولاسبير الملحوظين (من حيث المبدأ)، عندئذ يتعين أن يوفر حساب متوسط متماثل لهذين المؤشرين تقديرا تقريبيا جيدا للمؤشر الحقيقي لتكلفة المعيشة حيث يكون مستوى المعيشة المرجعي يقع نوعا ما بين مستويي معيشة فترة الأساس والفترة الجارية. ولتحديد المتوسط المتماثل الدقيق لمؤشري باش ولاسبير، يمكن اللجوء إلى النتائج في الفقرات من ١٥-١٨ إلى ١٥-٣٢ في الفصل الخامس عشر، ويمكن تبرير المتوسط الهندسي لمؤشري باش ولاسبير على أنه المتوسط "الأفضل"، وهو مؤشر فيشر للأسعار. ومن ثم، يتلقى مؤشر فيشر المثالي للأسعار مبررا قويا نوعا ما كتقدير تقريبي جيد لمؤشر نظري (غير ملحوظ) لتكلفة المعيشة.

١٧-١٧ وتعد الحدود (17.3)-(17.5) هي أفضل ما يمكن الحصول عليه فيما يتعلق بالمؤشرات الحقيقية لتكلفة المعيشة دون طرح مزيد من الافتراضات. وثمة مزيد من الافتراضات مطروحة أدناه فيما يتعلق بفئة دوال المنفعة

[٦] للاطلاع على تطبيقات أحدث لطريقة كونيوس للإثبات، راجع Diewert (1983a, p. 191) لتطبيق في سياق المستهلك و Diewert (1983b, pp. 1059–1061) لتطبيق في سياق المنتجين.

التي تصف أذواق المستهلكين بالنسبة للسلع n قيد النظر. وبهذه الافتراضات الإضافية، يمكن تحديد التكلفة الحقيقية لمعيشة المستهلك على نحو دقيق.

المؤشر الحقيقي لتكلفة المعيشة عندما تكون الأفضليات متماثلة الوضع

١٧-١٨ حتى الآن، لم يكن لازما أن تستوفي دالة أفضليات المستهلك f أي افترض معين للتجانس. وبالنسبة لبقية هذا القسم، يُفترَض أن f *متجانسة خطيا* (إيجابيا).[٧] وفي الدراسات الاقتصادية، يُعرَف ذلك بافتراض *الأفضليات متماثلة الوضع*.[٨] ولا يمكن تبرير هذا الافتراض على نحو تام من وجهة نظر السلوك الاقتصادي الفعلي، لكنه يؤدي إلى مؤشرات اقتصادية للأسعار مستقلة عن مستوى معيشة المستهلك.[٩] وفي ظل هذا الافتراض، فإن دالة إنفاق أو تكلفة المستهلكين $C(u,p)$ المعرَّفة بالمعادلة (17.1)، يتم تحليلها كالتالي. بالنسبة لأسعار السلع الموجبة $p \gg 0_N$ ومستوى منفعة موجب u، عندئذ يمكن اشتقاق المعادلات التالية باستخدام تعريف C كد أدنى لتكلفة تحقيق مستوى منفعة معين:

---

[٧] وتعني خاصية التجانس الخطي أن f تستوفي الخاصية التالية: $f(\lambda q) = \lambda f(q)$ لكافة $\lambda > 0$ وكافة $q \gg 0_n$. ويعد هذا الافتراض مقيِّدا نوعا ما في سياق المستهلك. ويعني ضمنا أن كل منحنى سواء (indifference curve) هو إسقاط نصف قطري لمنحنى السواء لمنفعة الوحدة. كما يعني ضمنا أن كافة مرونات الطلب بالنسبة للدخل هي واحد صحيح، وهو الأمر الذي يتناقض مع الأدلة التجريبية.

[٨] وبشكل أكثر تحديدا، عرَّف Shephard (1953) الدالة المتماثلة الوضع بأنها تحويل رتيب لدالة متجانسة خطيا. ومع ذلك، إذا كانت دالة منفعة المستهلكين متماثلة الوضع، يمكن دائما تعديل مقياسها لتكون متجانسة خطيا دون تغيير سلوك المستهلك. ومن ثم، يمكن ببساطة تحديد افتراض الأفضليات متماثلة الوضع باستخدام افتراض التجانس الخطي.

[٩] يمكن عزو هذا الفرع تحديدا من المنهج الاقتصادي لنظرية الرقم القياسي إلى Shephard (1953; 1970) وإلى Samuelson and Swamy (1974). وقد أدرك شبرد بصفة خاصة أهمية افتراض تماثل الوضع بالتلازم مع افتراضات قابلية الانفصال في تبرير وجود المؤشرات الفرعية للمؤشر الكلي لتكلفة المعيشة. وتتعين الإشارة إلى أنه إذا كان التغير من حيث الدخل الحقيقي أو المنفعة للمستهلك بين الفترتين ليس كبيرا جدا، عندئذ يؤدي الافتراض أن للمستهلك أفضليات متماثلة الوضع إلى مؤشر حقيقي لتكلفة المعيشة يقترب على نحو وثيق من مؤشري لاسبير-كونيوس وباش-كونيوس الحقيقيين لتكلفة المعيشة المعرَّفين بواسطة المعادلتين (17.3) و(17.4). وتعد الطريقة الأخرى لتبرير افتراض الأفضليات متماثلة الوضع هي استخدام المعادلة (17.49)، والتي تبرر استخدام مؤشر تورنكفيست-تيل الممتاز P_T في سياق الأفضليات غير متماثلة الوضع. ونظرا لأن P_T عادة ما يكون قريبا عدديا من الأرقام القياسية الممتازة الأخرى التي يتم اشتقاقها باستخدام افتراض الأفضليات متماثلة الوضع، يمكن ملاحظة أن افتراض تماثل الوضع لن يكون عادة مضللا من الناحية التجريبية في سياق الرقم القياسي.

$$C(u,p) \equiv \min_q \left\{ \sum_{i=1}^{n} p_i q_i : f(q_1, \ldots, q_n) \geq u \right\}$$
$$= \min_q \left\{ \sum_{i=1}^{n} p_i q_i : \frac{1}{u} f(q_1, \ldots, q_n) \geq 1 \right\}$$

بالقسمة على $u > 0$

$$= \min_q \left\{ \sum_{i=1}^{n} p_i q_i : f\left(\frac{q_1}{u}, \ldots, \frac{q_n}{u}\right) \geq 1 \right\}$$

باستخدام التجانس الخطي للدالة f

$$= u \min_q \left\{ \sum_{i=1}^{n} \frac{p_i q_i}{u} : f\left(\frac{q_1}{u}, \ldots, \frac{q_n}{u}\right) \geq 1 \right\} \qquad (17.6)$$
$$= u \min_z \left\{ \sum_{i=1}^{n} p_i z_i : f(z_1, \ldots, z_n) \geq 1 \right\}$$

حيث

$$z_i = \frac{q_i}{u} = uC(1,p)$$

باستخدام التعريف (17.1)

$$= uc(p)$$

حيث تمثل $c(p) \equiv C(1,p)$ *دالة تكلفة الوحدة* المقابلة للدالة f.[١٠] ويمكن إظهار أن دالة تكلفة الوحدة $c(p)$ تجتاز نفس شروط الانتظام (regularity conditions) التي تجتازها الدالة f؛ أي أن الدالة $c(p)$ موجبة، ومقعرة ومتجانسة خطيا (إيجابيا) لمتجهات الأسعار الموجبة.[١١] ويؤدي الاستعاضة بالمعادلة (17.6) في المعادلة (17.1) واستخدام $u^t = f(q^t)$ إلى المعادلة التالية:

$$\sum_{i=1}^{n} p_i^t q_i^t = c(p^t) f(q^t) \quad \text{for } t = 0, 1 \qquad (17.7)$$

وبالتالي، في ظل افتراض التجانس الخطي على دالة المنفعة f، يكون إنفاق الفترة t الملحوظ على السلع n مساويا لتكلفة الوحدة في الفترة t $c(p^t)$ لتحقيق وحدة واحدة من المنفعة مضروبا في مستوى منفعة الفترة t، $f(q^t)$.

---

[١٠] سوف يقر الاقتصاديون بمقابل نظرية المنتجين للنتيجة $C(u,p) = uc(p)$: فإذا كانت دالة الإنتاج f للمنتجين تخضع لعائدات الحجم الثابتة، عندئذ فإن دالة مجموع التكلفة المقابلة $C(u,p)$ تساوي حاصل ضرب مستوى المخرجات u في تكلفة الوحدة $c(p)$.

[١١] من الواضح أن دالة المنفعة f تحدد دالة تكلفة المستهلكين $C(u,p)$ كحل لمشكلة تخفيض التكلفة للحد الأدنى في السطر الأول من المعادلة (17.6). عندئذ يتم تعريف دالة تكلفة الوحدة $c(p)$ على أنها $C(1,p)$. ومن ثم، فإن الدالة f تحدد c. ولكن يمكننا أيضا استخدام c *لتحديد* f في ظل شروط الانتظام الملائمة. وفي الدراسات الاقتصادية، يعرف ذلك *بنظرية "المقابل التبادلي" (duality theory)*. ولمزيد من المعلومات عن نظرية المقابل التبادلي وخصائص f وc، راجع Samuelson (1953)، و Shephard (1953)، و Diewert (1974a; 1993b, pp.107–123).

ومن الواضح أن تكلفة الوحدة في الفترة t، $c(p^t)$، يمكن تعريفها على أنها مستوى أسعار الفترة t P^t بينما يمكن تعريف مستوى منفعة الفترة t، $f(q^t)$، على أنه مستوى كميات الفترة t Q^t.[١٢]

١٧-١٩ ويؤدي افتراض التجانس الخطي على دالة أفضليات المستهلك f إلى تبسيط لعائلة مؤشرات كونيوس الحقيقية لتكلفة المعيشة، $P_K(p^0,p^1,q)$، المعرَّفة بالمعادلة (17.2). وباستخدام هذا التعريف لمتجه كميات مرجعي عشوائي q:

$$\begin{aligned} P_K(p^0,p^1,q) &\equiv \frac{C(f(q),p^1)}{C(f(q),p^0)} \\ &= \frac{c(p^1)f(q)}{c(p^0)f(q)} \qquad \text{باستخدام (17.6) مرتين.} \\ &= \frac{c(p^1)}{c(p^0)} \end{aligned} \tag{17.8}$$

وبالتالي في إطار افتراض الأفضليات متماثلة الوضع، تُختصر عائلة مؤشرات كونيوس الحقيقية لتكلفة المعيشة بالكامل في مؤشر واحد، $c(p^1)/c(p^0)$، وهو نسبة الحد الأدنى لتكاليف تحقيق مستوى منفعة الوحدة عندما يواجه المستهلك أسعار الفترتين ١، وصفر، على الترتيب. وبصيغة أخرى، في ظل افتراض الأفضليات متماثلة الوضع، يكون $P_K(p^0,p^1,q)$ مستقلا عن متجه الكميات المرجعي q.

١٧-٢٠ وإذا استُخدم مؤشر كونيوس الحقيقي لتكلفة المعيشة المعرَّف بالجانب الأيمن من المعادلة (17.8) كمفهوم لمؤشر الأسعار، عندئذ فإن المؤشر الضمني للكميات المناظر المعرَّف باستخدام اختبار حاصل الضرب (أي أن حاصل ضرب مؤشر الأسعار في مؤشر الكميات يكون مساويا لنسبة القيم) يتخذ الشكل التالي:

$$Q(p^0,p^1,q^0,q^1) \equiv \frac{\sum_{i=1}^{n} p_i^1 q_i^1}{\sum_{i=1}^{n} p_i^0 q_i^0 P_K(p^0,p^1,q)}$$

---

[١٢] ثمة أيضا تفسير في نظرية المنتجين للنظرية أعلاه؛ أي أنه بافتراض أن f هي إنتاج (عائدات الحجم الثابتة) المنتِجين، وp هو متّجه لأسعار المدخلات الذي يواجه المنتجين، وq متّجه للمدخلات و$u=f(q)$ هو الحد الأقصى للمخرجات التي يمكن إنتاجها باستخدام متّجه المدخلات q. وتمثل $C(u,p) \equiv \min_q \{\sum_{i-1}^{n} p_i q_i: \quad f(q) \geq u\}$ دالة تكلفة المنتجين في هذه الحالة ويمكن تحديد $c(p^t)$ على أنه مستوى أسعار المدخلات في الفترة t، في حين يعد $f(q^t)$ هو إجمالي مستوى المدخلات.

$$= \frac{c(p^1)f(q^1)}{c(p^0)f(q^0)P_K(p^0,p^1,q)}$$

باستخدام (17.7) مرتين

$$= \frac{c(p^1)f(q^1)}{c(p^0)f(q^0)\{c(p^1)/c(p^0)\}}$$

باستخدام (17.8)

$$= \frac{f(q^1)}{f(q^0)} \qquad (17.9)$$

ومن ثم، في ظل افتراض الأفضليات متماثلة الوضع، فإن المؤشر الضمني للكميات المقابل للمؤشر الحقيقي لتكلفة المعيشة $c(p^1)/c(p^0)$ هو نسبة المنفعة $f(q^1)/\ f(q^0)$. ونظرا لأنه يُفترَض أن تكون دالة المنفعة متجانسة من الدرجة الأولى، فهذا هو التعريف الطبيعي لمؤشر الكميات.

١٧-٢١ وفي الدراسات التالية، سوف تكون هناك حاجة لنتيجتين إضافيتين من النظرية الاقتصادية: متطابقة وولد وتوطئة شبرد. وتعد متطابقة وولد ((Wold (1944, pp.69-71; 1953, 145) هي النتيجة التالية. وبافتراض أن المستهلك يجتاز افتراضات تخفيض التكلفة إلى الحد الأدنى (17.1) للفترتين صفر و١ وأن دالة المنفعة f قابلة للتفاضل بمتجهي الكميات الملحوظين q^0 و q^1، يمكن إظهار[١٣] أن المعادلة التالية تنطبق:

$$\frac{p_i^t}{\sum_{k=1}^{n} p_k^t q_k^t} = \frac{\dfrac{\partial f(q^t)}{\partial q_i}}{\sum_{k=1}^{n} q_k^t \dfrac{\partial f(q^t)}{\partial q_k}} \quad \text{for } t=0,1 \text{ and } k=1,\ldots,n \quad (17.10)$$

حيث يدل $\partial f(q^t)/\partial q_i$ على المشتق الجزئي لدالة المنفعة f فيما يتعلق بالكميات q_i i، المقيمة على أساس متجه كميات الفترة q^t t.

[١٣] لإثبات ذلك، ننظر في الشروط الضرورية من الدرجة الأولى للمتّجه الموجب q^t لحل مشكلة تخفيض التكلفة للحد الأدنى في الفترة t. وتتمثل شروط لاغرانج فيما يتعلق بمتّجه متغيرات q فيما يلي: $p^t = \lambda^t \nabla f(q^t)$، بحيث λ^t هو مضاعف لاغرانج المثالي و $\nabla f(q^t)$ هو متّجه المشتقات الجزئية من الدرجة الأولى للدالة f المقيمة على أساس q^t. ويُلاحظ أن نظام المعادلات هذا هو السعر زائد قيمة ثابتة مضروبا في معادلات المنفعة الحدية المعروفة للاقتصاديين. والآن نأخذ حاصل ضرب كلا جانبي هذه المعادلة فيما يتعلق بمتّجه كميات الفترة t q^t ونحل المعادلة الناتجة بالنسبة إلى λ^t. وبإحلال هذا الحل مرة أخرى في معادلة المتّجهات $p^t = \lambda^t \nabla f(q^t)$ يتم الحصول على المعادلة (17.10).

١٧-٢٢ وفي حالة افتراض الأفضليات متماثلة الوضع، وافتراض أن دالة المنفعة متجانسة خطيا، عندئذ يمكن تبسيط متطابقة وولد إلى معادلة سوف يثبت أنها مفيدة جدا:[١٤]

$$\frac{p_i^t}{\sum_{k=1}^{n} p_k^t q_k^t} = \frac{\partial f(q^t)/\partial q_i}{f(q^t)} \quad \text{for } t=0,1 \text{ and } k=1,\ldots,n \quad (17.11)$$

١٧-٢٣ ويعد ما يلي هي توطئة شبرد Shephard's Lemma (1953, p. 11). بالأخذ في الاعتبار مشكلة تخفيض التكلفة إلى الحد الأدنى للفترة t المعرَّفة بواسطة المعادلة (17.1)، فإذا كانت دالة التكلفة $C(u,p)$ قابلة للتفاضل تجاه مكونات متجه الأسعار p، عندئذ يكون متجه كميات الفترة t q^t مساويا لمتجه المشتقات الجزئية من الدرجة الأولى لدالة التكلفة تجاه مكونات p:

$$q_i^t = \frac{\partial C(u^t, p^t)}{\partial p_i} \quad \text{for } i=1,\ldots,n \text{ and } t=0,1 \quad (17.12)$$

١٧-٢٤ ولتفسير السبب وراء انطباق المعادلة (17.12)، ننظر في الجدل التالي. نظرا لأنه يُفترض أن يحل متجه كميات الفترة t الملحوظ q^t مشكلة تخفيض التكلفة إلى الحد الأدنى المعرَّفة بواسطة $C(u^t,p^t)$، عندئذ يجب أن يكون q^t ممكنا لهذه المشكلة بحيث تكون $f(q^t)=u^t$. ومن ثم، فإن q^t هو حل عملي لمشكلة تخفيض التكلفة للحد الأدنى التالية حيث يكون متجه الأسعار العام p قد حل محل متجه أسعار الفترة t المحدد:

$$C(u^t,p) \equiv \min_q \left\{ \sum_{i=1}^{n} p_i q_i : f(q_1,\ldots,q_n) \geq u^t \right\} \leq \sum_{i=1}^{n} p_i q_i^t \quad (17.13)$$

حيث تترتب المتباينة على حقيقة مؤداها أن $q^t \equiv (q_1^t,\ldots,q_n^t)$ هو حل عملي (ولكنه ليس الحل الأمثل عادة) لمشكلة تخفيض التكلفة للحد الأدنى في المعادلة (17.3). ونقوم الآن فيما يلي بتعريف الدالة $g(p)$ لكل متجه أسعار موجب فقط p.

$$g(p) \equiv \sum_{i=1}^{n} p_i q_i^t - C(u^t,p) \quad (17.14)$$

حيث يكون $p \equiv (p_1,\ldots,p_n)$ كالعادة. وباستخدام المعادلتين (17.13) و(17.1)، يمكن ملاحظة تخفيض $g(p)$ إلى الحد الأدنى (على كافة متجهات الأسعار الموجبة فقط p) على أساس $p=p^t$. وبالتالي، تنطبق الشروط الضرورية من الدرجة الأولى لتخفيض دالة قابلة للتفاضل ذات المتغيرات n للحد الأدنى، مما يبَّسط إلى المعادلة (17.12).

---

[١٤] وبمفاضلة كلا جانبي المعادلة $f(\lambda q)=\lambda f(q)$ بالنسبة إلى λ، ثم تقييم المعادلة الناتجة عند $\lambda=1$، يتم الحصول على $\sum_{i=1}^{n} f_i(q)q_i = f(q)$ بحيث يكون $f_i(q) \equiv \partial f(q)/\partial q_i$.

١٧-٢٥ وفي حالة افتراض الأفضليات متماثلة الوضع وافتراض أن دالة المنفعة متجانسة خطيا، عندئذ باستخدام المعادلة (17.6)، تصبح توطئة شبرد (17.12) كالتالي:

$$q_i^t = u^t \frac{\partial c(p^t)}{\partial p_i} \quad \text{for } i = 1, \ldots, n \text{ and } t = 0, 1 \qquad (17.15)$$

وبالجمع بين المعادلتين (17.15) و(17.7)، يتم الحصول على المعادلة التالية:

$$\frac{q_i^t}{\sum_{k=1}^{n} p_k^t q_k^t} = \frac{\partial c(p^t)}{\partial p_i} \Big/ c(p^t) \quad \text{for } i = 1, \ldots, n \text{ and } t = 0, 1 \qquad (17.16)$$

١٧-٢٦ ويُلاحَظ تماثل المعادلة (17.16) مع المعادلة (17.11). وتلكما هما المعادلتان اللتان سيتم استخدامهما فيما تبقى من هذا الفصل.

المؤشرات الممتازة: مؤشر فيشر المثالي

١٧-٢٧ لنفرض أن للمستهلك دالة المنفعة التالية:

$$f(q_1, \ldots, q_n) \equiv \sqrt{\sum_{i=1}^{n} \sum_{k=1}^{n} a_{ik} q_i q_k}, \qquad (17.17)$$

بحيث $a_{ik} = a_{ki}$ لكافة i و k

يؤدي تفاضل $f(q)$ المعرَّفة بواسطة (17.17) تجاه q_i إلى المعادلة التالية:

$$f_i(q) = \frac{1}{2} \frac{2 \sum_{k=1}^{n} a_{ik} q_k}{\sqrt{\sum_{j=1}^{n} \sum_{k=1}^{n} a_{jk} q_j q_k}} \quad \text{for } i = 1, \ldots, n$$

$$= \frac{\sum_{k=1}^{n} a_{ik} q_k}{f(q)} \qquad (17.18)$$

بحيث $f_i(q) \equiv \partial f(q^t)/\partial q_i$. ولأجل الحصول على المعادلة الأولى في (17.18)، من الضروري استخدام شروط التماثل، $a_{ik} = a_{ki}$. والآن نقيِّم المعادلة الثانية في (17.18) على أساس متجه كميات الفترة t الملحوظ $q^t \equiv (q_1^t, \ldots, q_n^t)$ ونقوم بقسمة كلا جانبي المعادلة الناتجة على $f(q^t)$. يتم الحصول على المعادلات التالية:

$$\frac{f_i(q^t)}{f(q^t)} = \frac{\sum_{k=1}^{n} a_{ik} q_k^t}{\{f(q^t)\}^2} \quad \text{for } t = 0, 1 \text{ and } i = 1, \ldots, n \qquad (17.19)$$

وبافتراض سلوك تخفيض التكلفة إلى الحد الأدنى للمستهلك في الفترتين صفر و ١، وبما أن دالة المنفعة f المعرَّفة بالمعادلة (17.17) متجانسة خطيا وقابلة للتفاضل، سوف تنطبق المعادلة (17.11). والآن نسترجع تعريف مؤشر فيشر المثالي للكميات، Q_F، المعرَّف آنفا في الفصل الخامس عشر:

$$Q_F(p^0,p^1,q^0,q^1)=\sqrt{\frac{\sum_{i=1}^{n}p_i^0q_i^1}{\sum_{k=1}^{n}p_k^0q_k^0}}\sqrt{\frac{\sum_{i=1}^{n}p_i^1q_i^1}{\sum_{k=1}^{n}p_k^1q_k^0}}$$

$$=\sqrt{\sum_{i=1}^{n}f_i(q^0)\frac{q_i^1}{f(q^0)}}\sqrt{\frac{\sum_{i=1}^{n}p_i^1q_i^1}{\sum_{k=1}^{n}p_k^1q_k^0}}$$

باستخدام المعادلة (17.11) بالنسبة إلى $t=0$

$$=\sqrt{\sum_{i=1}^{n}f_i(q^0)\frac{q_i^1}{f(q^0)}}\Bigg/\sqrt{\frac{\sum_{k=1}^{n}p_k^1q_k^0}{\sum_{i=1}^{n}p_i^1q_i^1}} \qquad (17.20)$$

$$=\sqrt{\sum_{i=1}^{n}f_i(q^0)\frac{q_i^1}{f(q^0)}}\Bigg/\sqrt{\sum_{i=1}^{n}f_i(q^1)\frac{q_i^0}{f(q^1)}}$$

باستخدام المعادلة (17.11) بالنسبة إلى $t=1$

$$=\sqrt{\sum_{i=1}^{n}\sum_{k=1}^{n}a_{ik}q_k^0\frac{q_i^1}{\{f(q^0)\}^2}}\Bigg/\sqrt{\sum_{i=1}^{n}\sum_{k=1}^{n}a_{ik}q_k^1\frac{q_i^0}{\{f(q^1)\}^2}}$$

باستخدام المعادلة (17.19)

$$=\sqrt{\frac{1}{\{f(q^0)\}^2}}\Bigg/\sqrt{\frac{1}{\{f(q^1)\}^2}}$$

باستخدام المعادلة (17.17) وإلغاء الحدود

$$=\frac{f(q^1)}{f(q^0)}$$

وبالتالي، في ظل الافتراض بأن المستهلك يشارك في سلوك تخفيض التكلفة إلى الحد الأدنى خلال الفترتين صفر و١ وله أفضليات على السلع n المقابلة لدالة المنفعة المعرَّفة بالمعادلة (17.17)، فإن مؤشر فيشر المثالي للكميات Q_F يكون مساويا تماما للمؤشر الحقيقي للكميات، $f(q^1)/f(q^0)$.[١٥]

١٧-٢٨ وكما هو مذكور في الفقرات من ١٥-١٨ إلى ١٥-٢٣ بالفصل الخامس عشر، فإن مؤشر الأسعار المقابل لمؤشر فيشر للكميات Q_F باستخدام اختبار حاصل الضرب (15.3) هو مؤشر فيشر للأسعار P_F، المعرَّف بالمعادلة (15.12). ولنفرض أن $c(p)$ هي دالة تكلفة الوحدة المقابلة لدالة المنفعة المتجانسة من الدرجة الثانية f المعرَّفة بالمعادلة (17.17). عندئذ، باستخدام المعادلتين (17.16) و(17.20)، يمكن ملاحظة أن:

$$P_F(p^0, p^1, q^0, q^1) = \frac{c(p^1)}{c(p^0)} \qquad (17.21)$$

ومن ثم، في ظل افتراض أن المستهلك ينخرط في سلوك تخفيض التكلفة إلى الحد الأدنى خلال الفترتين صفر و١ وله أفضليات على السلع n المقابلة لدالة المنفعة المعرَّفة بواسطة المعادلة (17.17)، فإن مؤشر فيشر المثالي للأسعار P_F يكون مساويا تماما للمؤشر الحقيقي للأسعار، $c(p^1)/c(p^0)$.

١٧-٢٩ ويمكن لدالة قابلة للتفاضل على نحو متصل مرتين $f(q)$ للمتغيرات n $q \equiv (q_1, \ldots, q_n)$ أن تمثل *تقديرا تقريبيا من الدرجة الثانية* لدالة مثيلة أخرى $f^*(q)$ حول النقطة q^*، إذا كان مستوى وكافة المشتقات الجزئية من الدرجة الأولى والثانية للدالتين يتطابقان عند q^*. ويمكن إظهار[١٦] أن الدالة المتجانسة من الدرجة الثانية f المعرَّفة بالمعادلة (17.17) توفر تقديرا تقريبيا من الدرجة الثانية لدالة عشوائية f^* حول أي نقطة (موجبة فقط) q^* في فئة الدوال المتجانسة خطيا. وبالتالي، يعد الشكل الدالي المتجانس من الدرجة الثانية المعرَّف بالمعادلة (17.17) *شكلا داليا مرنا*.[١٧] وقد أطلق Diewert (1976, p. 117) على صيغة للرقم القياسي $Q(p^0, p^1, q^0, q^1)$ كانت متساوية تماما مع المؤشر الحقيقي للكميات $f(q^1)/f(q^0)$ (بحيث تمثل f شكلا داليا مرنا) مصطلح *صيغة الرقم القياسي الممتاز*.[١٨] وتوضح المعادلة (17.20) والحقيقة التي مؤداها أن الدالة المتجانسة من الدرجة الثانية f المعرَّفة بالمعادلة (17.17) هي شكل دالي مرن أن مؤشر فيشر المثالي للكميات Q_F المعرَّف

---

[١٥] للاطلاع على التاريخ المبكر لهذه النتيجة، راجع Diewert (1976, p. 184).

[١٦] راجع Diewert (1976, p. 130) ولنفرض أن المعلمة r تساوي ٢.

[١٧] استحدث Diewert (1974a, p. 133) هذا المصطلح في الدراسات الاقتصادية.

[١٨] استخدم Fisher (1922, p. 247) مصطلح "الممتاز" لوصف مؤشر فيشر المثالي للأسعار. ومن ثم، تبنى ديورت (Diewert) مصطلحات فيشر ولكنه حاول إضفاء بعض الدقة على تعريف فيشر للمصطلح "ممتاز". وعرَّف فيشر صيغة الرقم القياسي على أنها ممتازة إذا كانت مقاربة لنتائج فيشر القياسية المثالية المقابلة باستخدام مجموعة بياناته.

بالمعادلة (15.14) هو صيغة للرقم القياسي الممتاز. ونظرا لأن مؤشر فيشر المثالي للأسعار P_F يجتاز المعادلة (17.21)، حيث تمثل $c(p)$ دالة تكلفة الوحدة التي تتولد بواسطة دالة المنفعة المتجانسة من الدرجة الثانية، فإن P_F يسمى أيضا صيغة للرقم القياسي الممتاز.

١٧-٣٠ ومن الممكن إظهار أن مؤشر فيشر المثالي للأسعار هو صيغة للرقم القياسي الممتاز بطريقة أخرى. فبدلا من البدء من الافتراض أن دالة منفعة المستهلكين هي الدالة المتجانسة من الدرجة الثانية المعرَّفة بالمعادلة (17.17)، من الممكن البدء من افتراض أن دالة تكلفة الوحدة للمستهلكين هي دالة متجانسة من الدرجة الثانية.[١٩] ومن ثم، لنفرض أن للمستهلك دالة تكلفة الوحدة التالية:

$$c(p_1,\ldots,p_n) \equiv \sqrt{\sum_{i=1}^{n}\sum_{k=1}^{n} b_{ik}\, p_i\, p_k} \qquad (17.22)$$

بحيث $b_{ik} = b_{ki}$ لكافة i و k.

ويؤدي تفاضل $c(p)$ المعرَّف بالمعادلة (17.22) تجاه p_i إلى المعادلات الآتية:

$$c_i(p) = \frac{1}{2}\frac{2\sum_{k=1}^{n} b_{ik}\, p_k}{\sqrt{\sum_{j=1}^{n}\sum_{k=1}^{n} b_{jk}\, p_j\, p_k}} \quad \text{for } i=1,\ldots,n$$

$$= \frac{\sum_{k=1}^{n} b_{ik}\, p_k}{c(q)} \qquad (17.23)$$

حيث $c_i(p) \equiv \partial c(p^t)/\partial p_i$. ولأجل الحصول على المعادلة الأولى في (17.23)، من الضروري استخدام شروط التماثل. والآن نقوم بتقييم المعادلة الثانية في (17.23) على أساس متجه أسعار الفترة t الملاحظ $p^t \equiv (p_1^t,\ldots,p_n^t)$ وقسمة جانبي المعادلة الناتجة على $c(p^t)$. يتم الحصول على المعادلة التالية:

$$\frac{c_i(p^t)}{c(p^t)} = \frac{\sum_{k=1}^{n} b_{ik} p_k^t}{\{c(p^t)\}^2} \quad \text{for } t=0,1 \text{ and } i=1,\ldots,n \quad (17.24)$$

---

[١٩] وبافتراض دالة تكلفة الوحدة للمستهلكين $c(p)$ ، أوضح Diewert (1974a, p. 112) أنه يمكن تعريف دالة المنفعة المقابلة كالتالي: بالنسبة لمتّجه كميات موجب فقط q ، $f(q) \equiv 1/\max_p \{\sum_{i=1}^{n} p_i q_i : c(p) = 1\}$.

ونظرا لافتراض سلوك تخفيض التكلفة إلى الحد الأدنى للمستهلك في الفترتين صفر و١، وبما أن دالة تكلفة الوحدة c المعرَّفة بالمعادلة (17.22) قابلة للتفاضل، فسوف تنطبق المعادلات (17.16). والآن بالرجوع إلى تعريف مؤشر فيشر المثالي للأسعار، P_F ، المعطَى بالمعادلة (15.12) في الفصل الخامس عشر:

$$P_F(p^0,p^1,q^0,q^1)=\sqrt{\frac{\sum_{i-1}^{n}p_i^1q_i^0}{\sum_{k-1}^{n}p_k^0q_k^0}}\sqrt{\frac{\sum_{i-1}^{n}p_i^1q_i^1}{\sum_{k-1}^{n}p_k^0q_k^1}}$$

$$=\sqrt{\sum_{i-1}^{n}p_i^1\frac{c_i(p^0)}{c(p^0)}}\sqrt{\frac{\sum_{i-1}^{n}p_i^1q_i^1}{\sum_{k-1}^{n}p_k^0q_k^1}}$$

باستخدام المعادلة (17.16) بالنسبة إلى $t=0$

$$=\sqrt{\sum_{i-1}^{n}p_i^1\frac{c_i(p^0)}{c(p^0)}}\Bigg/\sqrt{\frac{\sum_{k-1}^{n}p_k^0q_k^1}{\sum_{i-1}^{n}p_i^1q_i^1}}$$

$$=\sqrt{\sum_{i-1}^{n}p_i^1\frac{c_i(p^0)}{c(p^0)}}\Bigg/\sqrt{\sum_{i-1}^{n}p_i^0\frac{c_i(p^1)}{c(p^1)}} \qquad (17.25)$$

باستخدام المعادلة (17.16) بالنسبة إلى $t=1$

$$=\sqrt{\frac{1}{\{c(p^0)\}^2}}\Bigg/\sqrt{\frac{1}{\{c(p^1)\}^2}}$$

باستخدام المعادلة (17.22) وإلغاء الحدود

$$=\frac{c(p^1)}{c(p^0)}.$$

ومن ثم، في ظل الافتراض أن المستهلك ينخرط في سلوك تخفيض التكلفة إلى الحد الأدنى خلال الفترتين صفر و١ وأن له أفضليات على السلع n المقابلة لدالة تكلفة الوحدة المعرَّفة بالمعادلة (17.22)، فإن مؤشر فيشر المثالي للأسعار P_F يكون مساويا تماما للمؤشر الحقيقي للأسعار، $c(p^1)/c(p^0)$.[٢٠]

١٧-٣١ ونظرا لأن دالة تكلفة الوحدة من الدرجة الثانية المتجانسة $c(p)$ المعرَّفة بالمعادلة (17.22) تعد أيضا شكلا داليا مرنا، فإن حقيقة أن مؤشر فيشر المثالي للأسعار P_F يكون مساويا تماما للمؤشر الحقيقي للأسعار $\hat{c}(p^1)/c(p^0)$ تعني أن P_F هي صيغة للرقم القياسي الممتاز.[٢١]

---

[٢٠] توصل Diewert (1976, pp. 133–134) إلى هذه النتيجة.

[٢١] يُلاحظ أنه تم إظهار أن مؤشر فيشر P_F يعد دقيقا بالنسبة للأفضليات المعرّفة بالمعادلة (17.17)، فضلا عن الأفضليات التي تعد المقابل التبادلي لدالة تكلفة الوحدة المعرَّفة بالمعادلة (17.22). وهاتان الفئتان من الأفضليات لا تتوافقان بشكل عام. ومع ذلك، إذا كان

١٧-٣٢ ولنفرض أن المعاملات b_{ik} في المعادلة (17.22) تستوفي القيود التالية:

$$b_{ik} = b_i b_k \quad \text{for } i,k = 1,\ldots,n \qquad (17.26)$$

بحيث تكون الأرقام n، b_i ، غير سالبة. وفي هذه الحالة الخاصة من المعادلة (17.22)، يمكن ملاحظة أن دالة تكلفة الوحدة تبَّسط كالتالي:

$$\begin{aligned} c(p_1,\ldots,p_n) &\equiv \sqrt{\sum_{i=1}^{n}\sum_{k=1}^{n} b_i b_k p_i p_k} \\ &= \sqrt{\sum_{i=1}^{n} b_i p_i \sum_{k=1}^{n} b_k p_k} = \sum_{i=1}^{n} b_i p_i \qquad (17.27) \end{aligned}$$

وتؤدي الاستعاضة بالمعادلة (17.27) في توطئة شبرد Shephard's Lemma (17.15) إلى المعادلات التالية لمتجهات كميات الفترة t، q^t:

$$q_i^t = u^t \frac{\partial c(p^t)}{\partial p_i} = b_i u^t \quad i = 1,\ldots,n;\ t = 0,1 \qquad (17.28)$$

ومن ثم، إذا كان للمستهلك أفضليات مقابلة لدالة تكلفة الوحدة المعرَّفة بالمعادلة (17.22) بحيث يستوفي b_{ik} القيود (17.26)، عندئذ فإن متجهي كميات الفترتين صفر و١ يساويان متعدد المتجه $\vec{b} \equiv (b_1,\ldots,b_n)$؛ أي أن $q^0 = \vec{b}\, u^0$ و $q^1 = \vec{b}\, u^1$. وفي ظل هذه الافتراضات، تتطابق كافة مؤشرات فيشر وباش ولاسبير، P_F و P_P و P_L. إلا أن الأفضليات المقابلة لدالة تكلفة الوحدة المعرَّفة بالمعادلة (17.27) لا تتسق مع السلوك الطبيعي للمستهلك نظرا لأنها تعني ضمنا أن المستهلك لن يقوم بإبدال السلع الأغلى ثمنا إلى السلع الأرخص ثمنا إذا تغيرت الأسعار النسبية من الفترة صفر إلى الفترة ١.

المتوسط من الدرجة الثانية للمؤشرات الممتازة من الدرجة *r*

١٧-٣٣ لقد تبين أن هناك العديد من صيغ الرقم القياسي الممتاز الأخرى؛ أي أنه يوجد العديد من مؤشرات الكميات $Q(p^0,p^1,q^0,q^1)$ التي تتساوى مع $f(q^1)/f(q^0)$ تماما والعديد من مؤشرات الأسعار التي تتساوى تماما مع $c(p^1)/c(p^0)$، حيث تكون الدالة المجمِّعة (aggregator function) f أو دالة تكلفة الوحدة c شكلا داليا مرنا. وفيما يلي تعريف لعائلتين من المؤشرات الممتازة.

للمصفوفة المتماثلة n X n، A، بالنسبة إلى a_{ik} معكوس، عندئذ يمكن إظهار أن المصفوفة n X n، B، بالنسبة إلى b_{ik} سوف تساوي A^{-1}.

١٧-٣٤ لنفرض أن المستهلك له المتوسط التالي من الدرجة الثانية لدالة المنفعة من الدرجة r.[٢٢]

$$f^r(q_1,\ldots,q_n) \equiv \sqrt[r]{\sum_{i=1}^{n}\sum_{k=1}^{n} a_{ik} q_i^{r/2} q_k^{r/2}} \qquad (17.29)$$

حيث تستوفي المعلمات a_{ik} شروط التماثل $a_{ik}=a_{ki}$ لكافة i وk كما تستوفي المعلمة r القيد $r\neq 0$. وقد أوضح Diewert (1976, p. 130) أن دالة المنفعة f^r المعرَّفة بالمعادلة (17.29) تعد شكلا داليا مرنا؛ أي أنها يمكن أن تمثل تقديرا تقريبيا لشكل دالي عشوائي متجانس خطيا وقابل للتفاضل المتصل مرتين من الدرجة الثانية. ويلاحظ أنه عندما يكون $r=2$، فإن f^r تساوي الدالة من الدرجة الثانية المتجانسة المعرَّفة بالمعادلة (17.17).

١٧-٣٥ ويُعرَّف المتوسط من الدرجة الثانية لمؤشر الكميات Q^r من الدرجة r بواسطة:

$$Q^r(p^0,p^1,q^0,q^1) \equiv \frac{\sqrt[r]{\sum_{i=1}^{n} s_i^0 (q_i^1/q_i^0)^{r/2}}}{\sqrt[r]{\sum_{i=1}^{n} s_i^1 (q_i^1/q_i^0)^{r/2}}} \qquad (17.30)$$

حيث يمثل $s_i^t \equiv p_i^t q_i^t / \sum_{k=1}^{n} p_k^t q_k^t$ نصيب إنفاق الفترة t على السلعة i كالمعتاد.

١٧-٣٦ وباستخدام نفس الأساليب تحديدا التي استُخدمت في الفقرات من ١٧-٢٧ إلى ١٧-٣٢، يمكن توضيح أن Q^r دقيقا للدالة المجمِّعة f^r المعرَّفة بالمعادلة (17.29)؛ أي تنطبق العلاقة الدقيقة التالية بين مؤشر الكميات Q^r ودالة المنفعة f^r:

$$Q^r(p^0,p^1,q^0,q^1) = \frac{f^r(q^1)}{f^r(q^0)} \qquad (17.31)$$

وعليه، في ظل افتراض أن المستهلك ينخرط في سلوك تخفيض التكلفة إلى الحد الأدنى خلال الفترتين صفر و١ وله أفضليات على السلع n المناظرة لدالة المنفعة المعرَّفة بالمعادلة (17.29)، فإن المتوسط من الدرجة الثانية لمؤشر الكميات Q_F من الدرجة r يساوي تماما المؤشر الحقيقي للكميات، $f^r(q^1)/f^r(q^0)$.[٢٣] ونظرا لأن Q^r دقيقا بالنسبة إلى f^r و f^r شكل دالي مرن، يمكن ملاحظة أن المتوسط من الدرجة الثانية لمؤشر الكميات Q^r من الدرجة r هو رقم قياسي ممتاز لكل من $r\neq 0$. وعليه، فهناك عدد لا نهائي من المؤشرات الممتازة للكميات.

---

[٢٢] ترجع هذه المصطلحات إلى Diewert (1976, p. 129).

[٢٣] راجع Diewert (1976, p. 130).

١٧-٣٧ ولكل مؤشر للكميات Q^r، يمكن استخدام اختبار حاصل الضرب (15.3) في الفصل ١٥ لتعريف المتوسط من الدرجة الثانية الضمني المناظر للمؤشر P^{r*} من الدرجة r:

$$P^{r*}(p^0,p^1,q^0,q^1) \equiv \frac{\sum_{i=1}^{n} p_i^1 q_i^1}{\sum_{i=1}^{n} p_i^0 q_i^0 Q^r(p^0,p^1,q^0,q^1)} = \frac{c^{r*}(p^1)}{c^{r*}(p^0)} \tag{17.32}$$

حيث تمثل c^{r*} دالة تكلفة الوحدة المناظرة للدالة المجمِّعة f^r المعرَّفة بالمعادلة (17.29). ولكل $r \neq 0$، فإن المتوسط من الدرجة الثانية الضمني لمؤشر الأسعار من الدرجة r P^{r*} هو أيضا مؤشر ممتاز.

١٧-٣٨ وعندما تكون $r=2$، يُبّسط Q^r المعرَّف بالمعادلة (17.30) إلى Q_F، وهو مؤشر فيشر المثالي للكميات، ويُبّسط P^{r*} المعرَّف في المعادلة (17.32) إلى P_F، وهو مؤشر فيشر المثالي للأسعار. وعندما تكون $r=1$، يُبّسط Q^r المعرَّف بالمعادلة (17.30) إلى:

$$Q^1(p^0,p^1,q^0,q^1) \equiv \frac{\sum_{i=1}^{n} s_i^0 \sqrt{\frac{q_i^1}{q_i^0}}}{\sum_{i=1}^{n} s_i^1 \sqrt{\frac{q_i^0}{q_i^1}}} = \frac{\sum_{i=1}^{n} p_i^1 q_i^1}{\sum_{i=1}^{n} p_i^0 q_i^0} \frac{\sum_{i=1}^{n} p_i^0 q_i^0 \sqrt{\frac{q_i^1}{q_i^0}}}{\sum_{i=1}^{n} p_i^1 q_i^1 \sqrt{\frac{q_i^0}{q_i^1}}}$$

$$= \frac{\sum_{i=1}^{n} p_i^1 q_i^1}{\sum_{i=1}^{n} p_i^0 q_i^0} \frac{\sum_{i=1}^{n} p_i^0 \sqrt{q_i^0 q_i^1}}{\sum_{i=1}^{n} p_i^1 \sqrt{q_i^0 q_i^1}}$$

$$= \frac{\sum_{i=1}^{n} p_i^1 q_i^1}{\sum_{i=1}^{n} p_i^0 q_i^0} \Bigg/ \frac{\sum_{i=1}^{n} p_i^1 \sqrt{q_i^0 q_i^1}}{\sum_{i=1}^{n} p_i^0 \sqrt{q_i^0 q_i^1}}$$

$$= \frac{\sum_{i=1}^{n} p_i^1 q_i^1}{\sum_{i=1}^{n} p_i^0 q_i^0} / P_W(p^0,p^1,q^0,q^1) \qquad (17.33)$$

حيث يمثل P_W مؤشر ولش للأسعار الذي تم تعريفه سابقا بالمعادلة (15.19) في الفصل ١٥. ومن ثم، فإن P^{1*} يساوي P_W، مؤشر ولش للأسعار، وعليه فهو أيضا مؤشر ممتاز للأسعار.

١٧-٣٩ وبافتراض أن المستهلك لديه المتوسط من الدرجة الثانية التالي لدالة تكلفة الوحدة من الدرجة r:[٢٤]

$$c^r(p_1,\ldots,p_n) \equiv \sqrt[r]{\sum_{i=1}^{n}\sum_{k=1}^{n} b_{ik} p_i^{r/2} p_k^{r/2}} \qquad (17.34)$$

حيث تستوفي المعالم b_{ik} شروط التماثل $b_{ik} = b_{ki}$ لكافة i وk، وتجتاز المعلمة r القيد $r \neq 0$. وقد أوضح Diewert (1976, p. 130) أن دالة تكلفة الوحدة c^r المعرَّفة بالمعادلة (17.34) تعد شكلا داليا مرنا؛ أي أنها يمكن أن تمثل تقديرا تقريبيا لشكل دالي عشوائي متجانس خطيا وقابلا للتفاضل المتصل مرتين من الدرجة الثانية. ويُلاحظ أنه عندما يكون $r = 2$، فإن c^r تساوي الدالة من الدرجة الثانية المتجانسة المعرَّفة بالمعادلة (17.22).

[٢٤] تُعزى هذه المصطلحات إلى Diewert (1976, p. 130)، ويعد Denny (1974) أول من عرّف دالة تكلفة الوحدة هذه.

١٧-٤٠ ويُعرَّف المتوسط من الدرجة الثانية لمؤشر الأسعار P^r من الدرجة r بواسطة:

$$P^r(p^0,p^1,q^0,q^1) \equiv \frac{\sqrt[r]{\sum_{i=1}^{n} s_i^0 \left(\frac{p_i^1}{p_i^0}\right)^{r/2}}}{\sqrt[r]{\sum_{i=1}^{n} s_i^1 \left(\frac{p_i^1}{p_i^0}\right)^{-r/2}}} \tag{17.35}$$

حيث يمثل $s_i^t \equiv p_i^t q_i^t / \sum_{k=1}^{n} p_k^t q_k^t$ نصيب إنفاق الفترة t على السلعة i كالمعتاد.

١٧-٤١ وباستخدام نفس الأساليب تحديدا التي استُخدمت في الفقرات من ١٧-٢٧ إلى ١٧-٣٢، يمكن توضيح أن P^r دقيقا للدالة المجمِّعة المعرَّفة بالمعادلة (17.34)؛ أي تنطبق العلاقة الدقيقة التالية بين صيغة الرقم القياسي P^r ودالة تكلفة الوحدة c^r:

$$P^r(p^0,p^1,q^0,q^1) = \frac{c^r(p^1)}{c^r(p^0)} \tag{17.36}$$

ومن ثم، في ظل افتراض أن المستهلك ينخرط في سلوك تخفيض التكلفة إلى الحد الأدنى خلال الفترتين صفر و١، وله أفضليات على السلع n مقابلة لدالة تكلفة الوحدة المعرَّفة بالمعادلة (17.34)، فإن المتوسط من الدرجة الثانية لمؤشر الأسعار P_F من الدرجة r مساوٍ تماما للمؤشر الحقيقي للأسعار، $c^r(p^1)/c^r(p^0)$.[٢٥] وبما أن P^r دقيقا بالنسبة إلى c^r و c^r تعد شكلا داليا مرنا، يمكن ملاحظة أن المتوسط من الدرجة الثانية لمؤشر الأسعار من الدرجة r P^r هو مؤشر ممتاز لكل $r \neq 0$. وعليه، هناك عدد لا نهائي من المؤشرات الممتازة للأسعار.

١٧-٤٢ ولكل مؤشر أسعار P^r، يمكن استخدام اختبار حاصل الضرب (15.3) في الفصل ١٥ لتعريف المتوسط من الدرجة الثانية الضمني المقابل لمؤشر الكميات من الدرجة r $Q^{\bar{r}*}$:

$$Q^{r*}(p^0,p^1,q^0,q^1) \equiv \frac{\sum_{i=1}^{n} p_i^1 q_i^1}{\sum_{i=1}^{n} p_i^0 q_i^0 P^r(p^0,p^1,q^0,q^1)} = \frac{f^{r*}(p^1)}{f^{r*}(p^0)} \tag{17.37}$$

حيث تمثل f^{r*} الدالة المجمِّعة المناظرة لدالة تكلفة الوحدة c^r المعرَّفة بالمعادلة (17.34).[٢٦] ولكل $r \neq 0$، يعد المتوسط من الدرجة الثانية الضمني لمؤشر الكميات من الدرجة r Q^{r*} أيضا مؤشرا ممتازا.

---

[٢٥] راجع Diewert (1976, pp. 133–134).

[٢٦] يمكن تعريف الدالة f^{r*} باستخدام c^r كالتالي: $f^{r*}(q) \equiv 1/\max_p \{\sum_{i=1}^{n} p_i q_i : c^r(p) = 1\}$.

وعندما تكون $r=2$ ، يُبّسط P^r المعرَّف بالمعادلة (17.35) إلى P_F ، وهو مؤشر فيشر المثالي للأسعار، ويُبّسط Q^{r*} المعرَّف بالمعادلة (17.37) إلى Q_F، وهو مؤشر فيشر للكميات. وعندما يكون $r=1$ ، يُبّسط P^r المعرَّف بالمعادلة (17.35) إلى ما يلي:

$$P^1(p^0,p^1,q^0,q^1) \equiv \frac{\sum_{i=1}^{n} s_i^0 \sqrt{\frac{p_i^1}{p_i^0}}}{\sum_{i=1}^{n} s_i^1 \sqrt{\frac{p_i^0}{p_i^1}}} = \frac{\sum_{i=1}^{n} p_i^1 q_i^1}{\sum_{i=1}^{n} p_i^0 q_i^0} \frac{\sum_{i=1}^{n} p_i^0 q_i^0 \sqrt{\frac{p_i^1}{p_i^0}}}{\sum_{i=1}^{n} p_i^1 q_i^1 \sqrt{\frac{p_i^0}{p_i^1}}}$$

$$= \frac{\sum_{i=1}^{n} p_i^1 q_i^1}{\sum_{i=1}^{n} p_i^0 q_i^0} \frac{\sum_{i=1}^{n} q_i^0 \sqrt{p_i^0 p_i^1}}{\sum_{i=1}^{n} q_i^1 \sqrt{p_i^0 p_i^1}}$$

$$= \frac{\sum_{i=1}^{n} p_i^1 q_i^1}{\sum_{i=1}^{n} p_i^0 q_i^0} \Bigg/ \frac{\sum_{i=1}^{n} q_i^1 \sqrt{p_i^0 p_i^1}}{\sum_{i=1}^{n} q_i^0 \sqrt{p_i^0 p_i^1}}$$

$$= \frac{\sum_{i=1}^{n} p_i^1 q_i^1}{\sum_{i=1}^{n} p_i^0 q_i^0} / Q_W(p^0,p^1,q^0,q^1) \qquad (17.38)$$

بحيث يمثل Q_W مؤشر ولش للكميات، المعرَّف آنفا في الحاشية رقم ٣٠ بالفصل ١٥. وعليه، يكون Q^{1*} يساوي Q_W ، وهو مؤشر ولش للكميات، ومن ثم يعد كذلك مؤشرا ممتازا للكميات.

المؤشرات الممتازة: مؤشر تورنكفيست

١٧-٤٣ في هذا القسم، فإن ذات الافتراضات التي تم الأخذ بها بشأن المستهلك في الفقرات من ١٧-٩ إلى ١٧-١٧ هي التي يتم اتخاذها هنا. وبصفة خاصة، لا يُفترَض أن تكون دالة منفعة المستهلكين f متجانسة خطيا بالضرورة كما في الفقرات من ١٧-١٨ إلى ١٧-٤٣.

١٧-٤٤ وقبل استخلاص النتيجة الرئيسية، يلزم التوصل إلى نتيجة أولية. لنفرض أن دالة المتغيرات n، $f(z_1,\ldots,z_n) \equiv f(z)$، من الدرجة الثانية؛ أي أن:

$$f(z_1,\ldots,z_n) \equiv a_0 + \sum_{i=1}^{n} a_i z_i + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^{n} \sum_{k=1}^{n} a_{ik} z_i z_k$$

$$a_{ik} = a_{ki} \quad \text{و} \quad \text{لكافة } i \text{ و } k. \tag{17.39}$$

حيث تكون a_i و a_{ik} ثوابت. ولنفرض أن $f_i(z)$ تدل على المشتق الجزئي من الدرجة الأولى للدالة f المقيمة على أساس z فيما يتعلق بالمكون i لكل من z و z_i . ولنفرض أن $f_{ik}(z)$ تدل على المشتق الجزئي من الدرجة الثانية للدالة f تجاه z_i و z_k. عندئذ فإنه من المعروف جيدا أن تقريب سلسلة تيلور من الدرجة الثانية لدالة من الدرجة الثانية يكون دقيقا؛ أي أنه إذا تم تعريف f بالمعادلة (17.39)، عندئذ بالنسبة لأي نقطتين z^0 و z^1 تنطبق المعادلة التالية:

$$f(z^1) - f(z^0) = \sum_{i=1}^{n} f_i(z^0)\{z_i^1 - z_i^0\} + \frac{1}{2}\sum_{i=1}^{n}\sum_{k=1}^{n} f_{ik}(z^0)\{z_i^1 - z_i^0\}\{z_k^1 - z_k^0\} \tag{17.40}$$

ومن المعروف ولكن بدرجة أقل أن متوسطا لتقريبي سلسلة تيلور من الدرجة الأولى لدالة من الدرجة الثانية يكون دقيقا أيضا؛ أي أنه إذا تم تعريف f بالمعادلة (17.39) أعلاه، عندئذ تنطبق المعادلة التالية بالنسبة لأي نقطتين z^0 و z^1:[٢٧]

$$f(z^1) - f(z^0) = \frac{1}{2}\sum_{i=1}^{n}\{f_i(z^0) + f_i(z^1)\}\{z_i^1 - z_i^0\} \tag{17.41}$$

وأوضح Diewert (1976, p. 118) و Lau (1979) أن المعادلة (17.41) وصفت دالة من الدرجة الثانية وأطلقا على المعادلة *توطئة التقريب من الدرجة الثانية* (*Quadratic approximation lemma*). وفي هذا الفصل، سوف يُطلَق على المعادلة (17.41) *المتطابقة* من الدرجة الثانية (Quadratic identity).

١٧-٤٥ ولنفرض أن *دالة*[٢٨] *تكلفة* المستهلكين $C(u,p)$، لها *الشكل الدالي بالتحويل اللوغاريتمي* (translog) التالي:[٢٩]

$$\ln C(u,p) \equiv a_0 + \sum_{i=1}^{n} a_i \ln p_i + \frac{1}{2}\sum_{i=1}^{n}\sum_{k=1}^{n} a_{ik} \ln p_i \ln p_k + b_0 \ln u + \sum_{i=1}^{n} b_i \ln p_i \ln u + \frac{1}{2} b_{00} (\ln u)^2 \tag{17.42}$$

حيث تمثل $\ln$ الدالة اللوغاريتمية الطبيعية وتستوفي المعالم a_i و a_{ik} و b_i القيود التالية:

---

[٢٧] الدليل على ذلك والعلاقة السابقة هو التحقق المباشر.

[٢٨] تم تعريف دالة تكلفة المستهلكين بالمعادلة (17 .6) أعلاه.

[٢٩] استحدث Christensen, Jorgenson and Lau (1971) هذه الدالة في الدراسات الاقتصادية.

$$a_{ik} = a_{ki}, \sum_{i=1}^{n} a_i = 1, \sum_{i=1}^{n} b_i = 0 \text{ and } \sum_{k=1}^{n} a_{ik} = 0$$
$$\text{for } i,k = 1,\ldots,n \qquad (17.43)$$

ومن شأن قيود هذه المعالم ضمان أن $C(u,p)$ المعرَّفة بالمعادلة (17.20) متجانسة خطيا في p، وهي خاصية يجب أن تتصف بها دالة التكلفة. ويمكن توضيح أن دالة التكلفة بالتحويل اللوغاريتمي المعرَّفة بالمعادلة (17.42) يمكن أن تقدم تقديرا تقريبيا لسلسلة تيلور من الدرجة الثانية لدالة تكلفة عشوائية.[٣٠]

١٧-٤٦ وبافتراض أن المستهلك له أفضليات مناظرة لدالة التكلفة بالتحويل اللوغاريتمي وأنه ينخرط في سلوك تخفيض التكلفة إلى الحد الأدنى خلال الفترتين صفر و١. بحيث يكون p^0 وp^1 هما متجها الأسعار الملحوظين للفترتين صفر و١، وq^0 وq^1 هما متجها الكميات الملحوظين للفترتين صفر و١. وهذه الافتراضات تعني ضمنا:

$$C(u^0,p^0) = \sum_{i=1}^{n} p_i^0 q_i^0 \text{ and } C(u^1,p^1) = \sum_{i=1}^{n} p_i^1 q_i^1 \qquad (17.44)$$

حيث تكون C هي دالة التكلفة بالتحويل اللوغاريتمي المعرَّفة آنفا. والآن بتطبيق توطئة شبرد، المعادلة (17.12)، نستنتج المعادلة التالية:

$$q_i^t = \frac{\partial C(u^t,p^t)}{\partial p_i} \quad \text{for } i = 1,\ldots,n \text{ and } t = 0,1$$
$$= \frac{C(u^t,p^t)}{p_i^t} \frac{\partial \ln C(u^t,p^t)}{\partial \ln p_i} \qquad (17.45)$$

والآن نستخدم المعادلة (17.44) لتحل محل $C(u^t,p^t)$ في المعادلة (17.45). وبعد الضرب المتقاطع (Cross multiplication)، تصبح كالتالي:

$$\frac{p_i^t q_i^t}{\sum_{k=1}^{n} p_k^t q_k^t} \equiv s_i^t = \frac{\partial \ln C(u^t,p^t)}{\partial \ln p_i}$$
$$\text{for } i = 1,\ldots,n \text{ and } t = 0,1 \qquad (17.46)$$

أو

$$s_i^t = a_i + \sum_{k=1}^{n} a_{ik} \ln p_k^t + b_i \ln u^t \quad \text{for } i = 1,\ldots,n \text{ and } t = 0,1$$
$$(17.47)$$

حيث يمثل s_i^t نصيب إنفاق الفترة t على السلعة i.

---

[٣٠] كذلك يمكن توضيح أنه إذا كانت كافة $b_i = 0$ و$b_{00} = 0$، عندئذ يكون $C(u,p) = uC(1,p) \equiv uc(p)$؛ أي أنه مع تلك القيود الإضافية على معالم دالة التكلفة العامة بالتحويل اللوغاريتمي، فإن الأفضليات متماثلة الوضع هي نتيجة هذه القيود. ويُلاحَظ أنه من المفترض أيضا أن يتم تحديد مقياس للمنفعة u بحيث تكون موجبة دائما.

ويُعرَّف المتوسط الهندسي لمستويي منفعة الفترتين صفر و١ على أنه u^*؛ أي يُعرَّف على أنه

$$u^* \equiv \sqrt{u^0 u^1} \qquad (17.48)$$

والآن يُلاحَظ أن الجانب الأيمن من المعادلة التي تعرِّف اللوغاريتم الطبيعي لدالة التكلفة بالتحويل اللوغاريتمي، المعادلة (17.42)، هو دالة من الدرجة الثانية للمتغيرات $z_i \equiv \ln p_i$ إذا تم تثبيت المنفعة عند المستوى u^*. وعليه، يمكن تطبيق المعادلة من الدرجة الثانية (17.41)، ويتم الحصول على المعادلة التالية:

$$\begin{aligned}
&\ln C(u^*, p^1) - \ln C(u^*, p^0) \\
&= \frac{1}{2}\sum_{i=1}^{n}\left\{\frac{\partial \ln C(u^*, p^0)}{\partial \ln p_i} + \frac{\partial \ln C(u^*, p^1)}{\partial \ln p_i}\right\}\{\ln p_i^1 - \ln p_i^0\} \\
&= \frac{1}{2}\sum_{i=1}^{n}\left(a_i + \sum_{k=1}^{n} a_{ik} \ln p_k^0 + b_i \ln u^* + a_i + \sum_{k=1}^{n} a_{ik} \ln p_k^1 + b_i \ln u^*\right)\left(\ln p_i^1 - \ln p_i^0\right) \\
&= \frac{1}{2}\sum_{i=1}^{n}\left(a_i + \sum_{k=1}^{n} a_{ik} \ln p_k^0 + b_i \ln \sqrt{u^0 u^1} + a_i + \sum_{k=1}^{n} a_{ik} \ln p_k^1 + b_i \ln \sqrt{u^0 u^1}\right)\left(\ln p_i^1 - \ln p_i^0\right) \\
&= \frac{1}{2}\sum_{i=1}^{n}\left(a_i + \sum_{k=1}^{n} a_{ik} \ln p_k^0 + b_i \ln u^0 + a_i + \sum_{k=1}^{n} a_{ik} \ln p_k^1 + b_i \ln u^1\right)\left(\ln p_i^1 - \ln p_i^0\right) \\
&= \frac{1}{2}\sum_{i=1}^{n}\left\{\frac{\partial \ln C(u^0, p^0)}{\partial \ln p_i} + \frac{\partial \ln C(u^1, p^1)}{\partial \ln p_i}\right\}\left(\ln p_i^1 - \ln p_i^0\right) \\
&= \frac{1}{2}\sum_{i=1}^{n}\left(s_i^0 + s_i^1\right)\left(\ln p_i^1 - \ln p_i^0\right)
\end{aligned} \qquad (17.49)$$

باستخدام المعادلة (17.46).

ويمكن إقرار المعادلة الأخيرة في (17.49) على أنها لوغاريتم صيغة مؤشر تورنكفيست–تيل P_T، المعرَّفة سابقا بالمعادلة (15.81) في الفصل الخامس عشر. ومن ثم، فإن رفع جانبي المعادلة (17.49) (إلى الأس) يؤدي إلى المتطابقة التالية بين تكلفة المعيشة الحقيقية بين الفترتين صفر و١، المقيمة بمستوى المنفعة الوسيط u^* ومؤشر تورنكفيست–تيل الملحوظ P_T:[٣١]

$$\frac{C(u^*, p^1)}{C(u^*, p^0)} = P_T(p^0, p^1, q^0, q^1) \qquad (17.50)$$

[٣١] ترجع هذه النتيجة إلى Diewert (1976, p. 122).

ونظرا لأن دالة التكلفة بالتحويل اللوغاريتمي التي تظهر على الجانب الأيسر من المعادلة (17.49) هي شكل دالي مرن، فإن مؤشر تورنكفيست–تيل للأسعار P_T هو أيضا مؤشر ممتاز.

١٧–٤٧ وثمة غموض يحيط بكيفية التقدير الدقيق لنسبة دوال التكلفة غير الملحوظة من الشكل الذي يظهر في الجانب الأيسر من المعادلة أعلاه بواسطة صيغة ملحوظة للرقم القياسي. ويتمثل مفتاح حل هذا اللغز في افتراض سلوك تخفيض التكلفة إلى الحد الأدنى والمعادلة من الدرجة الثانية (17.41)، إلى جانب حقيقة مفادها أن مشتقات دوال التكلفة مساوية للكميات، كما هو موضح تحديدا في توطئة شبرد. وفي الواقع، يمكن اشتقاق كافة نتائج الرقم القياسي الدقيق التي تم استخلاصها في الفقرات من ١٧–٢٧ إلى ١٧–٤٣ باستخدام صيغ متحولة من المعادلة من الدرجة الثانية إلى جانب توطئة شبرد (أو متطابقة وولد).[٣٢] ومن حسن الحظ، في معظم التطبيقات التجريبية، فإن افتراض أن المستهلك له أفضليات من الدرجة الثانية (متحولة) سوف يكون افتراضا كافيا، وعليه فإن النتائج الواردة في الفقرات من ١٧–٢٧ إلى ١٧–٤٩ هي مفيدة للغاية للقائمين على تطبيق الرقم القياسي والذين يريدون تبني المنهج الاقتصادي تجاه نظرية الرقم القياسي.[٣٣] وبشكل أساسي، يقدم المنهج الاقتصادي لنظرية الرقم القياسي مبررا قويا لاستخدام مؤشر فيشر للأسعار P_F المعرَّف بالمعادلة (15.12)، ومؤشر تورنكفيست–تيل للأسعار P_T المعرَّف بالمعادلة (15.81)، والمتوسط من الدرجة الثانية الضمني لمؤشرات الأسعار من الدرجة r P^{r*} المعرَّفة بالمعادلة (17.32) (عندما تكون r=١، يكون هذا المؤشر هو مؤشر ولش للأسعار المعرَّف بالمعادلة (15.19) في الفصل الخامس عشر) والمتوسط من الدرجة الثانية لمؤشرات الأسعار من الدرجة r P^r المعرَّفة بالمعادلة (17.35). وفي القسم التالي، نتساءل ما إذا كان من المهم اختيار إحدى هاتين الصيغتين على أنها "الفضلى".

خصائص التقريب للمؤشرات الممتازة

١٧–٤٨ تقدم نتائج الفقرات من ١٧–٢٧ إلى ١٧–٤٩ لخبراء إحصاءات الأسعار عددا كبيرا من صيغ الرقم القياسي التي تبدو بنفس القدر من الجودة من وجهة نظر المنهج الاقتصادي لنظرية الرقم القياسي. ويبرز سؤالان من جراء هذه النتائج:

---

[٣٢] راجع Diewert (2002a).

[٣٣] غير أنه إذا كانت أفضليات المستهلك غير متماثلة الوضع والتغير في المنفعة كبيرا بين الحالتين قيد المقارنة، عندئذ قد يكون مستصوبا الحساب المنفصل لمؤشري لاسبير–كونيوس وباش–كونيوس الحقيقيين لتكلفة المعيشة المعرَّفين بالمعادلتين (17.3) و(17.4)، $C(u^1,p^1)/C(u^1,p^0)$ و $C(u^0,p^1)/C(u^0,p^0)$ على التوالي. ولعمل ذلك، سوف يكون ضروريا استخدام الاقتصاد القياسي وتقدير دالة تكلفة أو إنفاق المستهلكين تجريبيا.

- هل يهم أي من هاتين الصيغيتين يتم اختيارها؟
- وإذا كانت هناك أهمية في ذلك، فأي الصيغتين يتعين اختيارها؟

١٧-٤٩ فيما يتعلق بالسؤال الأول، أوضح Diewert (1978, p. 888) أن كافة صيغ الرقم القياسي الممتازة الواردة في الفقرات من ١٧-٢٧ إلى ١٧-٤٩ تقارب إحداها الأخرى من الدرجة الثانية حول أي نقطة حيث يكون متجها الأسعار p^0 وp^1 متساويين ويكون متجها الكميات q^0 وq^1 متساويين. وبصفة خاصة، يعني ذلك أن المعادلات التالية صحيحة لكافة r وs التي لا تساوي صفرا، بشرط أن يكون $p^0=p^1$ و $q^0=q^1$.[٣٤]

$$P_T(p^0,p^1,q^0,q^1)=P^r(p^0,p^1,q^0,q^1)=P^{s*}(p^0,p^1,q^0,q^1) \tag{17.51}$$

$$\frac{\partial P_T(p^0,p^1,q^0,q^1)}{\partial p_i^t}=\frac{\partial P^r(p^0,p^1,q^0,q^1)}{\partial p_i^t}=\frac{\partial P^{s*}(p^0,p^1,q^0,q^1)}{\partial p_i^t}$$

$$\text{for } i=1,\ldots,n \text{ and } t=0,1 \tag{17.52}$$

$$\frac{\partial P_T(p^0,p^1,q^0,q^1)}{\partial q_i^t}=\frac{\partial P^r(p^0,p^1,q^0,q^1)}{\partial q_i^t}=\frac{\partial P^{s*}(p^0,p^1,q^0,q^1)}{\partial q_i^t} \tag{17.53}$$

بالنسبة إلى $i=1,\ldots,n$ و$t=0,1$

$$\frac{\partial^2 P_T(p^0,p^1,q^0,q^1)}{\partial p_i^t \partial p_k^t}=\frac{\partial^2 P^r(p^0,p^1,q^0,q^1)}{\partial p_i^t \partial p_k^t}=\frac{\partial^2 P^{s*}(p^0,p^1,q^0,q^1)}{\partial p_i^t \partial p_k^t}$$

بالنسبة إلى $i,k=1,\ldots,n$ و$t=0,1$ (17.54)

---

[٣٤] لإثبات المتطابقات في المعادلات من (17.51) إلى (17.56)، يرجى فقط التمييز بين مختلف صيغ الرقم القياسي وتقييم المشتقات على أساس $p^0=p^1$ و$q^0=q^1$. وفي الواقع، تظل المعادلات من (17.51) إلى (17.56) صحيحة بشرط أن يكون $p^1=\lambda p^0$ و$q^1=\mu q^0$ لأي أعداد $\lambda>0$ و$\mu>0$؛ أي بشرط أن يكون متّجه أسعار الفترة ١ متناسبا مع متّجه أسعار الفترة صفر، ومتّجه كميات الفترة ١ متناسبا مع متّجه كميات الفترة صفر.

$$\frac{\partial^2 P_T(p^0,p^1,q^0,q^1)}{\partial p_i^t \partial q_k^t} = \frac{\partial^2 P^r(p^0,p^1,q^0,q^1)}{\partial p_i^t \partial q_k^t} = \frac{\partial^2 P^{s^*}(p^0,p^1,q^0,q^1)}{\partial p_i^t \partial q_k^t}$$

بالنسبة إلى $i,k=1,\ldots,n$ و $t=0,1$ (17.55)

$$\frac{\partial^2 P_T(p^0,p^1,q^0,q^1)}{\partial q_i^t \partial q_k^t} = \frac{\partial^2 P^r(p^0,p^1,q^0,q^1)}{\partial q_i^t \partial q_k^t} = \frac{\partial^2 P^{s^*}(p^0,p^1,q^0,q^1)}{\partial q_i^t \partial q_k^t}$$

بالنسبة إلى $i,k=1,\ldots,n$ و $t=0,1$ (17.56)

حيث يتم تعريف مؤشر تورنكفيست–تيل P_T بالمعادلة (15.81)، ويُعرَّف المتوسط من الدرجة الثانية الضمني لمؤشرات الأسعار من الدرجة s P^{s*} بواسطة المعادلة (17.32) والمتوسط من الدرجة الثانية للأرقام القياسية للأسعار من الدرجة r P^r بواسطة المعادلة (17.35). وباستخدام النتائج في الفقرة السابقة، خلُص Diewert (1978, p. 884) إلى أن "كافة المؤشرات الممتازة تقارب أحدها الآخر على نحو وثيق".

١٧–٥٠ غير أن النتيجة السابقة غير صحيحة بالرغم من صحة المعادلات من (17.51) إلى (17.56). وتتمثل المشكلة في أن المتوسط من الدرجة الثانية لمؤشرات الأسعار من الدرجة r P^r والمتوسط من الدرجة الثانية الضمني لمؤشرات الأسعار من الدرجة s P^{s*}، هما دالتان (متصلتان) للمعلمتين، r وs على التوالي. ومن ثم، مع الزيادة الكبيرة في مقدار كل من r وs، يمكن للمؤشرين P^r وP^{s*} أن يختلفا بشكل ملموس عن، مثلا $P^2=P_F$، وهو مؤشر فيشر المثالي. وفي الواقع، باستخدام المعادلة (17.35) والخصائص المحدِدة للمتوسطات من الدرجة r،[٣٥] أوضح Robert Hill (2002, p. 7) أن P^r له الحد التالي مع اقتراب r من زائد أو ناقص ما لا نهاية:

$$\lim_{r\to+\infty} P^r(p^0,p^1,q^0,q^1) = \lim_{r\to-\infty} P^r(p^0,p^1,q^0,q^1) = \sqrt{\min_i\left(\frac{p_i^1}{p_i^0}\right)\max_i\left(\frac{p_i^1}{p_i^0}\right)} \quad (17.57)$$

[٣٥] راجع Hardy, Littlewood and Pólya (1934).

وباستخدام طريقة هيل للتحليل، يمكن توضيح أن المتوسط من الدرجة الثانية الضمني للمؤشر من الدرجة *r*، يتسم بالحد التالي كلما اقتربت *r* من زائد أو ناقص ما لا نهاية.

$$\lim_{r\to+\infty} P^{r*}(p^0,p^1,q^0,q^1) = \lim_{r\to-\infty} P^{r*}(p^0,p^1,q^0,q^1,) = \frac{\sum_{i=1}^{n} p_i^1 q_i^1}{\sum_{i=1}^{n} p_i^0 q_i^0 \sqrt{\min_i\left(\frac{p_i^1}{p_i^0}\right)\max_i\left(\frac{p_i^1}{p_i^0}\right)}} \quad (17.58)$$

وبالتالي، بالنسبة إلى *r* كبيرة المقدار، يمكن أن يختلف كل من P^r و P^{r*} على نحو كبير عن P_T، P^{1*}، و $P^{1*} = P_W$ (مؤشر ولش للأسعار) و $P^2 = P^{2*} = P_F$ (مؤشر فيشر المثالي).[٣٦]

١٧-٥١ وعلى الرغم من أن نتائج هيل النظرية والعملية توضح بصورة قاطعة أن كافة المؤشرات الممتازة سوف تُقارب بالضرورة أحدها الآخر، يظل هناك السؤال المطروح الذي مؤداه إلى أي مدى يمكن للمؤشرات الممتازة المستخدمة على نحو أكثر شيوعا أن تقارب أحدها الآخر. يقع جميع المؤشرات الممتازة المستخدمة على نحو شائع في الفترة الزمنية البينية $0 \le r \le 2$.[٣٧] وقد قام Hill (2002, p. 16) بتلخيص مدى التباين بين مؤشري تورنكفيست وفيشر، وإجراء كافة المقارنات الثنائية الممكنة بين أي نقطتين من البيانات لمجموعة بيانات السلسلة الزمنية الخاصة به كالتالي:

> يعد الفرق الممتاز $S(0,2)$ ذا أهمية أيضا نظرا لأنه من الناحية العملية، يعد تورنكفيست $(r=0)$ وفيشر $(r=2)$ إلى حد بعيد هما المؤشران الممتازان المستخدمان على نحو شائع. وفي كافة المقارنات الثنائية البالغة ١٥٣، تعد $S(0,2)$ أقل من فرق باش-لاسبير وفي المتوسط فإن الفرق الممتاز هو ٠.١% فقط. ونظرا لأن الاهتمام حتى الآن ينصب فقط تقريبا على المؤشرات الممتازة في المدى $0 \le r \le 2$ فقد استمر الشعور العام الخاطئ السائد في الدراسات الاقتصادية التي تتناول الرقم القياسي بأن كافة المؤشرات الممتازة تقارب أحدها الآخر على نحو وثيق.

---

[٣٦] يقوم هيل (2000) Hill بتوثيق ذلك لمجموعتين من البيانات. وتتكون بيانات سلسلته الزمنية من بيانات الإنفاق والكميات السنوية لعدد ٦٤ مكونا لإجمالي الناتج المحلي بالولايات المتحدة من سنة ١٩٧٧ إلى عام ١٩٩٤. وبالنسبة لهذه المجموعة من البيانات، وجد Hill (2000, p. 16) أن "المؤشرات الممتازة يمكن أن تختلف بأكثر من معامل ٢ (أي بأكثر من ١٠٠%)، بالرغم من أن فيشر وتورنكفيست لا يختلفان بأكثر من ٠.٦%".

[٣٧] أوضح Diewert (1980, p. 451) أن مؤشر تورنكفيست P_T هو حالة مقيدة من P^r، مع ميل *r* إلى أن تكون صفرا.

وبالتالي، بالنسبة لمجموعة هيل لبيانات السلسلة الزمنية التي تغطي ٦٤ مكونا لإجمالي الناتج المحلي بالولايات المتحدة من عام ١٩٧٧ إلى ١٩٩٤ وإجراء كافة المقارنات الثنائية الممكنة بين أي عامين، اختلف مؤشرا فيشر وتورنكفيست للأسعار بنسبة ٠.١% فقط في المتوسط. وهذا التطابق الوثيق يتسق مع نتائج الدراسات التجريبية الأخرى باستخدام بيانات السلسلة الزمنية السنوية.[٣٨] ويمكن الحصول على أدلة إضافية حول هذا الموضوع في الفصل التاسع عشر.

١٧-٥٢ وفي الفصول السابقة من هذا الدليل، نجد أن العديد من صيغ الرقم القياسي تبدو هي "الأفضل" عند النظر إليها من وجهات نظر مختلفة. ومن ثم، فإن مؤشر فيشر المثالي $P_F = P^2 = P^{2*}$ المعرَّف بالمعادلة (15.12) بدا الأفضل من وجهة النظر البديهية، في حين يبدو مؤشر تورنكفيست-تيل للأسعار P_T المعرَّف بالمعادلة (15.81) هو الأفضل من وجهة نظر بديهية أخرى، وكذلك من وجهة النظر التصادفية، بينما يبدو مؤشر ولش P_W المعرَّف بالمعادلة (15.19) (والذي يساوي المتوسط من الدرجة الثانية الضمني لمؤشرات الأسعار من الدرجة P^{r*} المعرَّفة بالمعادلة (17.32) عندما تكون $r=١$) هو الأفضل من وجهة نظر مؤشر الأسعار "المحضة". وتشير النتائج الواردة في هذا القسم إلى أنه بالنسبة لبيانات السلسة الزمنية "الطبيعية"، فإن المؤشرات الثلاثة ستعطي نفس الإجابة تقريبا. ولأجل التحديد الدقيق أي من هذه الأرقام الثلاثة سيتم استخدامه كمؤشر مستهدف نظري أو مؤشر فعلي، يلزم أن تقرر الوكالة الإحصائية أي منهج لنظرية الرقم القياسي الثنائي يعد أكثر اتساقا مع أهدافها. بيد أنه في معظم الأغراض العملية لن يهم اختيار أي من هذه المؤشرات الثلاثة كمؤشر مستهدف نظري لإجراء المقارنات السعرية بين الفترتين.

المؤشرات الممتازة والتجميع ذو المرحلتين

١٧-٥٣ يستخدم معظم الوكالات الإحصائية صيغة لاسبير لتجميع الأسعار على مرحلتين. في المرحلة الأولى من التجميع، تستخدم صيغة لاسبير لتجميع مكونات المؤشر الكلي (مثلا، الأغذية والملابس والخدمات)؛ عندئذ في المرحلة الثانية، يتم تجميع هذه المؤشرات الفرعية مرة أخرى في صورة المؤشر الكلي. وعليه يبرز السؤال التالي بشكل طبيعي: هل يتوافق المؤشر الذي يتم حسابه على مرحلتين مع المؤشر الذي يتم حسابه على مرحلة واحدة؟ في البداية، يتم تناول هذا السؤال في سياق صيغة لاسبير.[٣٩]

---

[٣٨] راجع، على سبيل المثال، Diewert (1978, p. 894) أو Fisher (1922)، وهي دراسة أعيد نشرها في Diewert (1976, p. 135).

[٣٩] يستند الكثير من الدراسات في هذا القسم إلى Diewert (1978) وAlterman, Diewert and Feenstra (1999). وراجع أيضا Balk (1996b) للاطلاع على مناقشة حول التعاريف البديلة لمفهوم التجميع ذي المرحلتين ومراجع للدراسات الاقتصادية حول هذا الموضوع.

١٧-٥٤ لنفرض أنه يمكن كتابة بيانات الأسعار والكميات للفترة t، p^t و q^t على أساس المتجهات الفرعية M كالتالي:

$$p^t = (p^{t1}, p^{t2}, \ldots, p^{tM}) \text{ and } q^t = (q^{t1}, q^{t2}, \ldots, q^{tM}) \quad \text{for} \quad t = 0, 1 \tag{17.59}$$

حيث تكون أبعاد المتجهات الفرعية p^{tm} و q^{tm} هي N_m بالنسبة إلى $m = 1, 2, \ldots, M$ ويكون مجموع الأبعاد N_m يساوي n. وتكون هذه المتجهات الفرعية مقابلة لبيانات الأسعار والكميات للمكونات الفرعية لمؤشر أسعار المستهلكين للفترة t. والآن نقوم بإنشاء المؤشرات الفرعية لكل من هذه المكونات على حدة متجهين من الفترة صفر إلى الفترة ١. وبالنسبة لفترة الأساس، يتم تحديد سعر كل من هذه المكونات الفرعية، لنقل مثلا P_m^0 for $m = 1, 2, \ldots M$، بما يساوي ١ وتحديد كميات المكونات الفرعية لفترة الأساس المناظرة، لنقل مثلا Q_m^0 for $m = 1, 2, \ldots, M$، بما يساوي قيمة الاستهلاك في فترة الأساس من هذا المكون الفرعي بالنسبة إلى $m = 1, 2, \ldots, M$.

$$P_m^0 \equiv 1 \text{ and } Q_m^0 \equiv \sum_{i=1}^{N_m} p_i^{0m} q_i^{0m} \quad \text{for } m = 1, 2, \ldots, M \tag{17.60}$$

والآن نستخدم صيغة لاسبير لأجل إنشاء سعر الفترة ١ لكل مكون فرعي، لنقل مثلا P_m^1 بالنسبة إلى $m = 1, 2, \ldots, M$ لمؤشر أسعار المستهلكين. ونظر لأن أبعاد متجهي المكونات الفرعية، p^{tm} و q^{tm}، تختلف عن أبعاد كامل متجهي الأسعار والكميات للفترة t، p^t و q^t، من الضروري أن نستخدم رموزا مختلفة لمؤشرات لاسبير للمكونات الفرعية، لنقل مثلا P_L^m بالنسبة إلى $m = 1, 2, \ldots, M$. ومن ثم، يتم تعريف أسعار المكونات الفرعية في الفترة ١ كالتالي:

$$P_m^1 \equiv P_L^m(p^{0m}, p^{1m}, q^{0m}, q^{1m}) \equiv \frac{\sum_{i=1}^{N_m} p_i^{1m} q_i^{0m}}{\sum_{i=1}^{N_m} p_i^{0m} q_i^{0m}}$$

$$\text{for } m = 1, 2, \ldots, M \tag{17.61}$$

وبمجرد تعريف أسعار الفترة ١ للمؤشرات الفرعية M بواسطة المعادلة (17.61)، عندئذ يمكن تعريف كميات المكونات الفرعية في الفترة ١ بالنسبة إلى $m = 1, 2, \ldots, M$ من خلال تكميش قيم المكونات الفرعية في الفترة ١ $\sum_{i=1}^{N_m} p_i^{1m} q_i^{1m}$ بواسطة الأسعار P_m^1.

$$Q_m^1 \equiv \frac{\sum_{i=1}^{N_m} p_i^{1m} q_i^{1m}}{P_m^1} \quad \text{for } m = 1, 2, \ldots, M \tag{17.62}$$

والآن يتم تعريف متجهي أسعار وكميات المكونات الفرعية للفترتين $t=0,1$، باستخدام المعادلات من (17.60) إلى (17.62). ومن ثم، يتم تعريف متجهي أسعار المكونات الفرعية للفترتين P^0 و P^1 كالتالي:

$$P^0=(P_1^0,P_2^0,\ldots,P_M^0)\equiv 1_M \text{ and } P^1=(P_1^1,P_2^1,\ldots,P_M^1) \tag{17.63}$$

حيث يدل 1_M على متجه الآحاد ذي البعد M وتُعرَّف مكونات P^1 بالمعادلة (17.61). ويتم تعريف متجهي كميات المكونات الفرعية للفترتين صفر و١ Q^0 و Q^1 كالتالي:

$$Q^0=(Q_1^0,Q_2^0,\ldots,Q_M^0) \text{ and } Q^1=(Q_1^1,Q_2^1,\ldots,Q_M^1) \tag{17.64}$$

حيث يتم تعريف مكونات Q^0 في المعادلة (17.60) ومكونات Q^1 بالمعادلة (17.62). وتمثل متجهات الأسعار والكميات في المعادلتين (17.63) و(17.64) نتائج التجميع في المرحلة الأولى. والآن نستخدم هذه المتجهات كمدخلات في مشكلة التجميع في المرحلة الثانية؛ أي نقوم بتطبيق صيغة مؤشر لاسبير للأسعار باستخدام المعلومات في المعادلتين (17.63) و(17.64) كمدخلات في صيغة الرقم القياسي. وبما أن متجهات الأسعار والكميات، التي تشكل مدخلات في مشكلة التجميع في المرحلة الثانية، تعد ذات البُعد M بدلا من صيغة المرحلة الواحدة التي استخدمت متجهات البُعد n ، يلزم وجود رمز مختلف لمؤشر لاسبير الجديد: وقد اختير هذا الرمز ليكون P_L^*. ومن ثم، يمكن الإشارة إلى مؤشر لاسبير للأسعار الذي يتم حسابه على مرحلتين كالتالي $P_L^*(P^0,P^1,Q^0,Q^1)$. والآن نطرح سؤال عما إذا كان مؤشر لاسبير ذي المرحلتين هذا يساوي المؤشر المناظر ذي المرحلة الواحدة P_L الذي تمت دراسته في الأقسام السابقة من هذا الفصل؛ أي نسأل ما إذا كان

$$P_L^*(P^0,P^1,Q^0,Q^1)=P_L(p^0,p^1,q^0,q^1). \tag{17.65}$$

إذا استُخدمت صيغة لاسبير في كل مرحلة من مراحل التجميع، فإن الإجابة عن السؤال أعلاه هي "نعم": وتوضح الحسابات المباشرة أن مؤشر لاسبير الذي يتم حسابه على مرحلتين يساوي مؤشر لاسبير المحسوب على مرحلة واحدة.

١٧-٥٥ والآن نفترض أن صيغة فيشر أو تورنكفيست يتم استخدامها في كل مرحلة من التجميع. أي أنه في المعادلة (17.61)، نفترض أن صيغة لاسبير $P_L^m(p^{0m},p^{1m},q^{0m},q^{1m})$ يتم إبدالها إلى صيغة فيشر $P_F^m(p^{0m},p^{1m},q^{0m},q^{1m})$ أو إلى صيغة تورنكفيست $P_T^m(p^{0m},p^{1m},q^{0m},q^{1m})$؛ وفي المعادلة (17.65)، نفترض أن $P_L^*(P^0,P^1,Q^0,Q^1)$ يحل محلها P_F^* (or by P_T^*) و $P_L(p^0,p^1,q^0,q^1)$ يحل محلها

P_F (or by P_T). عندئذ فهل الأمر هو الحصول على نظائر لنتيجة التجميع ذي المرحلتين لصيغة لاسبير، المعادلة (17.65)؟ الإجابة هي "لا"؛ ويمكن بشكل عام توضيح أن

$$P_F^*(P^0, P^1, Q^0, Q^1) \neq P_F(p^0, p^1, q^0, q^1) \quad \text{and}$$
$$P_T^*(P^0, P^1, Q^0, Q^1) \neq P_T(p^0, p^1, q^0, q^1) \qquad (17.66)$$

وعلى نحو مماثل، يمكن توضيح أن المتوسط من الدرجة الثانية لصيغة الرقم القياسي من الدرجة r P^r المعرَّفة بالمعادلة (17.35) والمتوسط من الدرجة الثانية الضمني لصيغة الرقم القياسي من الدرجة r $\bar{P}^{r*}$ المعرَّفة بالمعادلة (17.32) يفتقدان كذلك للاتساق عند التجميع.

١٧-٥٦ ومع ذلك، وعلى الرغم من أن صيغتي فيشر وتورنكفيست لا يتسمان بالاتساق التام عند التجميع، يمكن إظهار أن هاتين الصيغتين متسقان تقريبيا عند التجميع. وبشكل أكثر تحديدا، يمكن إظهار أن صيغة فيشر ذات المرحلتين P_F^* وصيغة فيشر ذات المرحلة الواحدة P_F في المتباينة (17.66)، وكلاهما دالتان للمتغيرات $4n$ في المتجهات $\bar{p}^0, p^1, q^0, q^1$، يمثلان تقديرا تقريبيا لأحدهما الآخر من الدرجة الثانية حول نقطة يتساوى عندها متجها الأسعار (بحيث يكون $p^0 = p^1$)، ويتساوى عندها متجها الكميات (بحيث يكون $q^0 = q^1$)، وتنطبق نتيجة مماثلة على مؤشرات تورنكفيست ذات المرحلة الواحدة والمرحلتين في المعادلة (17.66).[٤٠] وكما رأينا في القسم السابق، فإن مؤشرات فيشر وتورنكفيست ذات المرحلة الواحدة لها خاصية تقريب مماثلة، وعليه فإن كافة المؤشرات الأربعة في المتباينة (17.66) تمثل تقديرا تقريبيا لأحدها الآخر من الدرجة الثانية حول نقطة أسعار وكميات متساوية (أو تناسبية). وعليه، بالنسبة لبيانات السلسلة الزمنية الطبيعية، عادة ما تكون مؤشرات فيشر وتورنكفيست ذات المرحلة الواحدة والمرحلتين قريبة جدا من الناحية العددية. وسوف يتم توضيح هذه النتيجة في الفصل التاسع عشر لمجموعة بيانات اصطناعية.[٤١]

١٧-٥٧ ويمكن استخلاص نتائج تقريبية مماثلة للاتساق عند التجميع (لنتائج صيغ فيشر وتورنكفيست التي تم توضيحها في الفقرة السابقة) بالنسبة للمتوسط من الدرجة الثانية للمؤشرات من الدرجة r، P^r، وبالنسبة للمتوسط

---

[٤٠] راجع Diewert (1978, p. 889). وبمعنى آخر، فإن سلسلة من المتطابقات المماثلة للمعادلات من (17.51) إلى (17.56) تنطبق على المؤشرات ذات المرحلتين ونظيراتها ذات المرحلة الواحدة. وفي الواقع، تظل هذه المتطابقات صحيحة بشرط أن يكون $p^1 = \lambda p^0$ و $q^1 = \mu q^0$ لأي أعداد $\lambda > 0$ و $\mu > 0$.

[٤١] لإجراء مقارنة تجريبية بين المؤشرات الأربعة، راجع Diewert (1978 pp. 894–895). وبالنسبة لبيانات المستهلك الكندي قيد الدراسة هناك، فإن مؤشر فيشر ذي المرحلتين بنظام السلسلة في عام ١٩٧١ كان ٢.٣٢٢٨ ومؤشر تورنكفيست ذي المرحلتين بنظام السلسلة المناظر كان ٢.٣٢٣٠، وهي ذات القيم للأرقام القياسية ذات المرحلة الواحدة المناظرة.

من الدرجة الثانية الضمني للمؤشرات من الدرجة r، P^{r*}؛ راجع Diewert (1978, p. 889). ومع ذلك، فإن نتائج Hill (2002) تعني مرة أخرى ضمنا أن خاصية التقريب من الدرجة الثانية للمتوسط من الدرجة الثانية ذي المرحلة الواحدة للمؤشر P^r من الدرجة r لنظيره ذي المرحلتين، سوف تتوقف عن العمل مع اقتراب r سواء من زائد أو ناقص ما لا نهاية. ولرؤية ذلك، ننظر في مثال بسيط توجد فيه أربع سلع فقط في الإجمالي. وبافتراض أن نسبة الأسعار الأولى p_i^1/p_i^0 تساوي الرقم الموجب a، وأن نسبتي الأسعار الثانيتين p_1^1/p_1^0 تساويان b، وأن نسبة الأسعار الأخيرة p_4^1/p_4^0 تساوي c، بحيث نفترض أن $a<c$ و $a \le b \le c$. وباستخدام نتيجة هيل (17.57) فإن القيمة المحدِدة للمؤشر ذي المرحلة الواحدة هي:

$$\lim_{r\to+\infty} P^r(p^0,p^1,q^0,q^1) = \lim_{r\to-\infty} P^r(p^0,p^1,q^0,q^1) = \sqrt{\min_i\left(\frac{p_i^1}{p_i^0}\right)\max_i\left(\frac{p_i^1}{p_i^0}\right)} = \sqrt{ac} \qquad (17.67)$$

والآن نقوم بتجميع السلعتين ١ و٢ في إجمالي فرعي والسلعتين ٣ و٤ في إجمالي فرعي آخر. وباستخدام نتيجة هيل (17.57) مرة أخرى، نجد أن مؤشر الأسعار المحدِد للإجمالي الفرعي الأول هو $[ab]^{1/2}$ ومؤشر الأسعار المحدِد للإجمالي الفرعي الثاني هو $[bc]^{1/2}$. والآن نقوم بتطبيق المرحلة الثانية من التجميع ونستخدم نتيجة هيل مرة أخرى لنخلص إلى أن القيمة المحدِدة للتجميع ذي المرحلتين باستخدام P^r كصيغة للرقم القياسي هي $[ab^2c]^{1/4}$. ومن ثم، فإن القيمة المحدِدة مع ميل r إلى أن تكون زائد أو ناقص ما لا نهاية للإجمالي ذي المرحلة الواحدة على الإجمالي ذي المرحلتين هي $[ac]^{1/2}/[ab^2c]^{1/4} = [ac/\ b^2]^{1/4}$. والآن يمكن أن تتخذ b أي قيمة بين a وc، وعليه فإن نسبة P^r المحدِدة ذات المرحلة الواحدة إلى نظيرتها ذات المرحلتين يمكن أن تتخذ أي قيمة بين $[a/c]^{1/4}$ و$[c/a]^{1/4}$. وبما أن c/a أكبر من ١ و a/c أقل من ١، يمكن ملاحظة أن نسبة المؤشر ذي المرحلة الواحدة إلى المؤشر ذي المرحلتين يمكن أن تكون تحكميا بعيدة عن ١ كلما زاد مقدار r مع الاختيار المناسب للأعداد a، وb، وc.

١٧–٥٨ وتوضح النتائج في الفقرة السابقة أنه لابد من توخي بعض الحذر عند افتراض أن *كافة* المؤشرات الممتازة سوف تكون متسقة على نحو تقريبي في التجميع. بيد أنه بالنسبة للثلاثة مؤشرات الممتازة المستخدمة بشكل شائع (مؤشر فيشر المثالي P_F، ومؤشر تورنكفيست–تيل P_T ومؤشر ولش P_W)، تشير الأدلة

التجريبية المتاحة إلى أن هذه المؤشرات تستوفي خاصية الاتساق عند التجميع بدرجة عالية بما يكفي من التقريب بحيث لا يعتري المستخدمين أي قلق بشأن أي حالات من عدم الاتساق.[٤٢]

صيغة لويد–مولتون للرقم القياسي (Lloyd-Moulton)

١٧–٥٩ من المرجح أن تكون صيغة الرقم القياسي التي ستتم مناقشتها في هذا القسم حول المنهج الاقتصادي للأسرة المعيشية الواحدة تجاه نظرية الرقم القياسي مفيدة جدا للوكالات الإحصائية التي تواجه مشكلة إنتاج مؤشر لأسعار المستهلكين يتسم بحسن التوقيت.[٤٣] وتقوم صيغة لويد–مولتون التي ستتم مناقشتها في هذا القسم باستخدام نفس المعلومات اللازمة لتطبيق مؤشر لاسبير باستثناء معلومة إضافية واحدة.

١٧–٦٠ وفي هذا القسم، يتم اتخاذ نفس الافتراضات حول المستهلك التي تم اتخاذها في الفقرات من ١٧–١٨ إلى ١٧–٢٦ أعلاه. وبصفة خاصة، يُفترض أن دالة منفعة المستهلكين $f(q)$ متجانسة خطيا.[٤٤] ودالة تكلفة الوحدة المناظرة هي $c(p)$. ومن المفترض أن تتخذ دالة تكلفة الوحدة الشكل الدالي التالي:

$$c(p) \equiv \alpha_0 \left(\sum_{i=1}^{n} \alpha_i p_i^{1-\sigma} \right)^{1/(1-\sigma)} \quad \text{if } \sigma \neq 1 \quad \text{or}$$

$$\ln c(p) \equiv \alpha_0 + \sum_{i=1}^{n} \alpha_i \ln p_i \quad \text{if } \sigma = 1 \qquad (17.68)$$

حيث تكون α_i و σ معلمات غير سالبة مع $\sum_{i=1}^{n} \alpha_i = 1$. وتكون دالة تكلفة الوحدة المعرَّفة بالمعادلة (17.68) مناظرة لدالة مجمِّعة ذات مرونة إحلال ثابتة، تم استحداثها في الدراسات الاقتصادية من قبل Arrow, Chenery, Minhas and Solow (1961).[٤٥] وتعد المعلمة σ هي مرونة الإحلال؛ وعندما تكون $\sigma = 0$، تصبح دالة تكلفة الوحدة المعرَّفة بالمعادلة (17.68) خطية في الأسعار ومن ثم تكون مناظرة لدالة مجمِّعة ثابتة المعاملات تُظهِر

---

[٤٢] راجع الفصل التاسع عشر للاطلاع على مزيد من الأدلة حول هذا الموضوع.

[٤٣] أشار والتر لين (Walter Lane) إلى أن مسألة حسن التوقيت بالنسبة للوكالات الإحصائية كان ينبغي التأكيد عليها مبكرا في الفصلين ١٥ و١٦، ذلك لأن الوكالات الإحصائية بطبيعة الحال ليست لديها معلومات عن كميات أو قيم الفترة الجارية. ومن ثم، تضطر برامج الرقم القياسي لأسعار المستهلكين إلى استخدام صيغ لاسبير أو لو أو يانغ بدلا من المؤشرات الممتازة المفضلة من الناحية النظرية، ذلك لأن الأولى لا تستلزم معلومات عن كميات أو قيم الفترة الجارية. ومع ذلك، يمكن حساب المؤشرات الممتازة (تقريبيا على الأقل) على أساس مؤجل أو يمكن استخدامها كمؤشرات مستهدفة.

[٤٤] وعليه يتم افتراض أفضليات متماثلة الوضع في هذا القسم.

[٤٥] في دراسات الرياضيات، تعرف الدالة المجمِّعة هذه أو دالة المنفعة كمتوسط من الدرجة r، وفي هذا السياق، فإن $r=1-\sigma$؛ راجع Hardy, Littlewood and Pólya (1934, pp. 12-13).

قابلية إحلال صفرية بين كافة السلع. وعندما يكون $\sigma = 1$ ، فإن الدالة المجمِّعة أو دالة المنفعة المناظرة هي دالة كوب–دوغلاس (Cobb-Douglas). وعندما تقترب σ من زائد ما لا نهاية، فإن الدالة المجمِّعة المقابلة f تقترب من دالة مجمِّعة خطية تُظهِر قابلية إحلال لا نهائية بين كل زوج من المدخلات. ولا تعد دالة تكلفة الوحدة ذات مرونة الإحلال الثابتة المعرَّفة بالمعادلة (17.68) شكلا داليا كامل المرونة (إلا إذا كان عدد السلع n الذي يتم تجميعه هو ٢)، ولكنها أكثر مرونة بكثير من الدالة المجمِّعة ذات قابلية الإحلال الصفرية (وهذه هي الحالة الخاصة للمعادلة (17.68) حيث تساوي σ صفرا) التي تعد دقيقة لمؤشري لاسبير وباش للأسعار.

١٧–٦١ وفي ظل افتراض سلوك تخفيض التكلفة إلى الحد الأدنى في الفترة صفر، توضح لنا توطئة شبرد (17.12) أن الاستهلاك الملحوظ في الفترة الأولى للسلعة i، q_i^0 ، سوف يساوي $u^0\,\partial c(p^0)/\partial p_i$ ، حيث تكون $\partial c(p^0)/\partial p_i$ هي المشتقة الجزئية من الدرجة الأولى لدالة تكلفة الوحدة فيما يتعلق بسعر السلعة i المقيم بأسعار الفترة صفر و $u^0 = f(q^0)$ هو المستوى (غير الملحوظ) لمنفعة الفترة صفر. وباستخدام الشكل الدالي ذي مرونة الإحلال الثابتة المعرَّف بالمعادلة (17.68) وافتراض أن $\sigma \neq 1$ ، يتم الحصول على المعادلات التالية:

$$\begin{aligned} q_i^0 &= u^0 \alpha_0 \left\{ \sum_{k=1}^{n} \alpha_k (p_k^0)^r \right\}^{(1/r)-1} \alpha_i (p_i^0)^{r-1} \\ &\text{for } r \equiv 1-\sigma \neq 0 \quad \text{and} \quad i = 1, 2, \ldots, n \\ &= \frac{u^0 c(p^0) \alpha_i (p_i^0)^{r-1}}{\sum_{k=1}^{n} \alpha_k (p_k^0)^r} \end{aligned} \tag{17.69}$$

ويمكن إعادة كتابة هذه المعادلات كالتالي:

$$\frac{p_i^0 q_i^0}{u^0 c(p^0)} = \frac{\alpha_i (p_i^0)^r}{\sum_{k=1}^{n} \alpha_k (p_k^0)^r} \quad \text{for } i = 1, 2, \ldots, n \tag{17.70}$$

بحيث $r \equiv 1-\sigma$. والآن ننظر إلى صيغة Lloyd (1975) و Moulton (1996a) للرقم القياسي التالية:

$$P_{LM}(p^0, p^1, q^0, q^1) \equiv \left\{ \sum_{i=1}^{n} s_i^0 \left(\frac{p_i^1}{p_i^0} \right)^{1-\sigma} \right\}^{1/(1-\sigma)} \quad \text{for} \quad \sigma \neq 1 \tag{17.71}$$

حيث يكون s_i^0 هو نصيب إنفاق الفترة صفر من السلعة i كالمعتاد:

$$s_i^0 \equiv \frac{p_i^0 q_i^0}{\sum_{k=1}^{n} p_k^0 q_k^0} \quad \text{for } i = 1, 2, \ldots, n$$

$$= \frac{p_i^0 q_i^0}{u^0 c(p^0)} \quad \text{باستخدام افتراض سلوك تخفيض التكلفة للحد الأدنى}$$

$$= \frac{\alpha_i (p_i^0)^r}{\sum_{k=1}^{n} \alpha_k (p_k^0)^r} \quad \text{باستخدام المعادلة (17.70)} \qquad (17.72)$$

وإذا تمت الاستعاضة بالمعادلة (17.72) في المعادلة (17.71)، نجد أن:

$$P_{LM}(p^0, p^1, q^0, q^1) = \left\{ \sum_{i=1}^{n} s_i^0 \left(\frac{p_i^1}{p_i^0} \right)^r \right\}^{1/r}$$

$$= \left\{ \sum_{i=1}^{n} \frac{\alpha_i (p_i^0)^r}{\sum_{k=1}^{n} \alpha_k (p_k^0)^r} \left(\frac{p_i^1}{p_i^0} \right)^r \right\}^{1/r}$$

$$= \left\{ \frac{\sum_{i=1}^{n} \alpha_i (p_i^1)^r}{\sum_{k=1}^{n} \alpha_k (p_k^0)^r} \right\}^{1/r}$$

$$= \frac{\alpha_0 \left\{ \sum_{i=1}^{n} \alpha_i (p_i^1)^r \right\}^{1/r}}{\alpha_0 \left\{ \sum_{k=1}^{n} \alpha_k (p_k^0)^r \right\}^{1/r}}$$

$$= \frac{c(p^1)}{c(p^0)} \quad \text{باستخدام } r \equiv 1-\sigma \text{ والتعريف (17.68)} \qquad (17.73)$$

١٧-٦٢ وتوضح المعادلة (17.73) أن صيغة لويد-مولتون (Moulton–Lloyd) للرقم القياسي P_{LM} تعد دقيقة لأفضليات مرونة الإحلال الثابتة. وقد استخلص Lloyd (1975) و Moulton (1996a) هذه النتيجة، كل على نحو

مستقل، بيد أن مولتون هو الذي أولى أهمية للصيغة (17.71) لأغراض الوكالة الإحصائية. ويُلاحظ أنه لأجل تقييم الصيغة (17.71) عدديا، من الضروري توافر معلومات حول:

- أنصبة إنفاق فترة الأساس s_i^0؛
- الأرقام النسبية للأسعار p_i^1/p_i^0 بين فترة الأساس والفترة الجارية؛
- تقدير لمرونة الإحلال بين السلع في الإجمالي، σ.

والمعلومتان الأوليان هما مجموعتان معياريتان من المعلومات تستخدمهما الوكالات الإحصائية لتقييم مؤشر لاسبير للأسعار P_L (يُلاحظ أن P_{LM} تُختَزل إلى P_L في حالة $\sigma=0$). ومن ثم، إذا كانت الوكالة الإحصائية قادرة على تقييم مرونة الإحلال σ استنادا إلى الخبرات السابقة،[٤٦] عندئذ يمكن تقييم مؤشر لويد–مولتون للأسعار أساسا باستخدام نفس مجموعة البيانات المستخدمة لتقييم مؤشر لاسبير التقليدي. بالإضافة إلى ذلك، فإن مؤشر أسعار المستهلكين الناتج سوف يكون خاليا من تحيز الإحلال بدرجة معقولة من التقريب.[٤٧] وبالطبع، تتمثل المشكلة العملية لتنفيذ هذه المنهجية في أن تقديرات معلمة مرونة الإحلال σ سوف تفتقد نوعا ما إلى اليقين، وبالتالي قد يتعرض مؤشر لويد–مولتون الناتج إلى اتهامات بأنه غير موضوعي أو غير قابل لإعادة إنتاجه. وسوف يلزم على الوكالة الإحصائية أن توازن بين مزايا تخفيض التحيز الناتج عن الإحلال مع هذه التكاليف المحتملة.

الأفضليات السنوية والأسعار الشهرية

١٧–٦٣ وباسترجاع تعريف مؤشر لو، $P_{Lo}(p^0,p^1,q)$، المعرَّف بالمعادلة (15.15) في الفصل الخامس عشر. يُلاحَظ في الفقرات من ١٥–٣٣ إلى ١٥–٦٤ من الفصل الخامس عشر أن هذه الصيغة تُستَخدم بشكل متكرر من قبل الوكالات الإحصائية كمؤشر مستهدف لمؤشر أسعار المستهلكين. كما يُلاحَظ أنه في حين يعد

---

[٤٦] بالنسبة للتطبيق الأول لهذا المنهجية (في سياق مؤشر أسعار المستهلكين)، راجع Shapiro and Wilcox (1997a, pp. 121–123). حيث قاما بحساب مؤشرات تورنكفيست الممتازة للولايات المتحدة في السنوات ١٩٨٦–١٩٩٥، ثم قاما بحساب مؤشر لويد–مولتون (Lloyd–Moulton) ذي مرونة الإحلال الثابتة لنفس الفترة، باستخدام قيم مختلفة للمرونة σ. بعدها اختارا قيمة σ (كانت ٠.٧)، مما جعل مؤشر مرونة الإحلال الثابتة يقارب مؤشر تورنكفيست على نحو وثيق. وأساسا، تم استخدام نفس المنهجية من قِبل Alterman, Diewert and Feenstra (1999) في دراستهم لمؤشرات أسعار الواردات والصادرات بالولايات المتحدة. وللاطلاع على طرق بديلة لتقدير σ، راجع Balk (2000b).

[٤٧] تعتمد الدرجة المعقولة من التقريب على السياق. ولا يعد افتراض أن المستهلكين لديهم أفضليات لمرونة الإحلال الثابتة افتراضا معقولا في سياق تقدير مرونات الطلب: وعلى الأقل يلزم في هذا السياق تقريب من الدرجة الثانية لأفضليات المستهلكين. بيد أنه في إطار تقريب التغيرات في نفقات المستهلك على السلع n قيد النظر، يكفي عادة افتراض تقريب لمرونة الإحلال الثابتة.

متجهي الأسعار p^0 (متجه أسعار فترة الأساس) و p^1 (متجه أسعار الفترة الجارية) متجهي أسعار شهرية أو ربع سنوية، فإن متجه الكميات $q \equiv (q_1, q_2, \ldots, q_n)$ الذي يظهر في هذه الصيغة من نوع السلة غالبا ما يتم اتخاذه كمتجه كميات سنوي يشير إلى سنة أساس، b مثلا، تسبق فترة الأساس للأسعار، الشهر صفر. وبالتالي، عادة ما تقوم الوكالة الإحصائية بإنتاج مؤشر أسعار المستهلكين شهريا ويتخذ الشكل $P_{Lo}(p^0, p^t, q^b)$ ، حيث يمثل p^0 متجه الأسعار المرتبط بشهر فترة الأساس للأسعار، الشهر صفر، و p^t هو متجه الأسعار المرتبط بشهر الفترة الجارية للأسعار، شهر t مثلا، و q^b هو متجه كميات سلة مرجعية يشير إلى سنة الأساس b، والتي تساوي أو تسبق الشهر صفر.[٤٨] والسؤال الذي يتم تناوله في القسم الحالي هو: هل يمكن لهذا المؤشر أن يكون مرتبطا بمؤشر يستند إلى المنهج الاقتصادي لنظرية الرقم القياسي؟

مؤشر لو كتقدير تقريبي لمؤشر حقيقي لتكلفة المعيشة

١٧-٦٤ لنفرض أن المستهلك له أفضليات معرَّفة عبر متجهات الاستهلاك $q \equiv [q_1, \ldots, q_n]$ يمكن تمثيلها بدالة المنفعة المتزايدة المتصلة $f(q)$. ومن ثم، إذا كانت $f(q^1) > f(q^0)$، عندئذ يفضل المستهلك متجه الاستهلاك q^1 على q^0. حيث يمثل q^b متجه الاستهلاك السنوي للمستهلك في سنة الأساس b. ويُعَّرف مستوى منفعة سنة الأساس u^b على أنه مستوى المنفعة المناظر إلى $f(q)$ المقيمة على أساس q^b:

$$u^b \equiv f(q^b) \qquad (17.74)$$

١٧-٦٥ ولأي متجه للأسعار الموجبة للسلع $p \equiv [p_1, \ldots, p_n]$ ولأي مستوى منفعة عملي u، فإن دالة تكلفة المستهلكين، $C(u, p)$ ، يمكن تعريفها بالطريقة المعتادة كالحد الأدنى من الإنفاق اللازم لتحقيق مستوى المنفعة u عند مواجهة الأسعار p:

$$C(u, p) \equiv \min_q \left\{ \sum_{i=1}^{n} p_i q_i : f(q_1, \ldots, q_n) = u \right\}. \qquad (17.75)$$

ولنفرض أن $p^b \equiv [p_1^b, \ldots, p_n^b]$ هو متجه الأسعار السنوية التي واجهه المستهلك في سنة الأساس b. وبافتراض أن متجه استهلاك سنة الأساس الملاحظ $q^b \equiv [q_1^b, \ldots, q_n^b]$ يحل المشكلة التالية لتخفيض تكلفة سنة الأساس إلى الحد الأدنى:

---

[٤٨] كما هو مذكور في الفصل الخامس عشر، يسمى الشهر صفر الفترة المرجعية للأسعار وتسمى السنة b الفترة المرجعية للأوزان الترجيحية.

$$C(u^b, p^b) \equiv \min_q \left\{ \sum_{i=1}^{n} p_i^b q_i : f(q_1, \ldots, q_n) = u^b \right\} = \sum_{i=1}^{n} p_i^b q_i^b \tag{17.76}$$

وسوف يتم استخدام دالة التكلفة أدناه لأجل تعريف مؤشر تكلفة معيشة المستهلك.

١٧-٦٦ وحيث يمثل p^0 و p^t متجهي الأسعار الشهرية التي يواجههما المستهلك في الشهرين صفر وt. عندئذ يتم تعريف مؤشر كونيوس لتكلفة المعيشة، $P_K(p^0, p^t, q^b)$، بين الشهرين صفر وt – باستخدام مستوى منفعة سنة الأساس $u^b = f(q^b)$ كمستوى المعيشة المرجعي – كالنسبة التالية للحد الأدنى من التكاليف الشهرية لتحقيق مستوى المنفعة u^b:

$$P_K(p^0, p^t, q^b) \equiv \frac{C(f(q^b), p^t)}{C(f(q^b), p^0)} \tag{17.77}$$

١٧-٦٧ وباستخدام تعريف مشكلة تخفيض التكلفة الشهرية إلى الحد الأدنى المناظرة للتكلفة $C(f(q^b), p^t)$، يمكن ملاحظة أن المتباينة التالية تنطبق:

$$C(f(q^b), p^t) \equiv \min_q \left\{ \sum_{i=1}^{n} p_i^t q_i : f(q_1, \ldots, q_n) = f(q_1^b, \ldots, q_n^b) \right\}$$

$$\leq \sum_{i=1}^{n} p_i^t q_i^b \tag{17.78}$$

نظرا لأن متجه كميات سنة الأساس q^b يمكن عمله لمشكلة تخفيض التكلفة إلى الحد الأدنى. وعلى نحو مماثل، باستخدام تعريف مشكلة تخفيض التكلفة الشهرية إلى الحد الأدنى المناظرة لتكلفة الشهر صفر $C(f(q^b), p^0)$، يمكن ملاحظة أن المتباينة التالية تنطبق:

$$C(f(q^b), p^0) \equiv \min_q \left\{ \sum_{i=1}^{n} p_i^0 q_i : f(q_1, \ldots, q_n) = f(q_1^b, \ldots, q_n^b) \right\}$$

$$\leq \sum_{i=1}^{n} p_i^0 q_i^b \tag{17.79}$$

نظرا لأن متجه كميات سنة الأساس q^b يمكن عمله لمشكلة تخفيض التكلفة للحد الأدنى.

١٧-٦٨ وسوف تثبت الفائدة من إعادة كتابة المتباينتين (17.78) و(17.79) كمتطابقتين. ويمكن عمل ذلك إذا تم طرح حدي التحيز الناتج عن الإحلال غير السالبين، e^t وe^0، من الجانب الأيمن من هاتين المتباينتين. ومن ثم، يمكن إعادة كتابة المتباينتين (17.78) و(17.79) كالتالي:

$$C(u^b, p^t) = \sum_{i=1}^{n} p_i^t q_i^b - e^t \qquad (17.80)$$

$$C(u^b, p^0) = \sum_{i=1}^{n} p_i^0 q_i^b - e^0 \qquad (17.81)$$

١٧-٦٩ وباستخدام المعادلتين (17.80) و(17.81)، والتعريف (15.15) في الفصل الخامس عشر من مؤشر لو، تنتج المتطابقة التقريبية التالية لمؤشر لو:

$$P_{Lo}(p^0, p^t, q^b) \equiv \frac{\sum_{i=1}^{n} p_i^t q_i^b}{\sum_{i=1}^{n} p_i^0 q_i^b} = \frac{\{C(u^b, p^t) + e^t\}}{\{C(u^b, p^0) + e^0\}}$$

$$\approx \frac{C(u^b, p^t)}{C(u^b, p^0)} = P_K(p^0, p^t, q^b) \qquad (17.82)$$

ومن ثم، إذا كان حدا التحيز الناتج عن الإحلال غير السالبين e^0 و e^t صغيرين، عندئذ فإن مؤشر لو بين الشهرين صفر وt، $P_{Lo}(p^0, p^t, q^b)$، سوف يمثل تقديرا تقريبيا وافيا للمؤشر الحقيقي لتكلفة المعيشة بين الشهرين صفر وt، $P_K(p^0, p^t, q^b)$.

١٧-٧٠ وبعد إجراء قدر من المعالجة الجبرية سيتوضح أن مؤشر لو سوف يكون مساويا تماما لنظيره المتمثل في مؤشر تكلفة المعيشة إذا كان حدا التحيز الناتج عن الإحلال يستوفيان العلاقة التالية:[٤٩]

$$\frac{e^t}{e^0} = \frac{C(u^b, p^t)}{C(u^b, p^0)} = P_K(p^0, p^t, q^b) \qquad (17.83)$$

ويمكن تفسير المعادلتين (17.82) و(17.83) كالتالي: إذا كان معدل النمو في مقدار التحيز الناتج عن الإحلال بين الشهرين صفر وt مساويا لمعدل النمو في الحد الأدنى لتكلفة تحقيق مستوى منفعة سنة الأساس u^b بين الشهرين صفر وt، عندئذ فإن مؤشر لو الملاحظ، $P_{Lo}(p^0, p^t, q^b)$، سوف يكون مساويا تماما لنظيره المتمثل في المؤشر الحقيقي لتكلفة المعيشة، $P_K(p^0, p^t, q^b)$.[٥٠]

---

[٤٩] هذا يفترض أن e^0 أكبر من صفر. وإذا كان e^0 يساوي صفرا، فعندئذ للحصول على متطابقة لكل P_K وP_{Lo}، يتعين أن يكون e^t مساويا لصفر أيضا.

[٥٠] يمكن ملاحظة أنه عندما يتحدد الشهر t بما يساوي الشهر صفر، فإن $e^t = e^0$، و$C(u^b, p^t) = C(u^b, p^0)$، ومن ثم يتم استيفاء المعادلة (17.83) و$P_{Lo} = P_K$. ولا ينبغي أن يثير ذلك الأمر الإهتمام نظرا لأن كلا المؤشرين يساوي واحدا صحيحا عندما تكون $t = 0$.

١٧-٧١ ومن الصعوبة بمكان معرفة ما إذا كان الشرط (17.83) سينطبق أو ما إذا كان حدا التحيز الناتج عن الإحلال ، e^t و e^0، سيكونان صغيرين. وعليه، يتم في الفقرات من ١٧-٧٤ إلى ١٧-٨٣ تطوير تقديرات سلسلة تيلور التقريبية من الدرجة الأولى والثانية لهذين الحدين للتحيز الناتج عن الإحلال.

التقدير التقريبي من الدرجة الأولى لتحيز مؤشر لو

١٧-٧٢ يعد المؤشر الحقيقي لتكلفة المعيشة بين الشهرين صفر وt، باستخدام مستوى منفعة سنة الأساس u^b كمستوى منفعة مرجعي، هو النسبة بين تكلفتين غير ملحوظتين $C(u^b,p^t)/C(u^b,p^0)$. غير أن هاتين التكلفتين الافتراضيتين يمكن تقديرهما تقريبيا من خلال تقديرات سلسلة تيلور التقريبية من الدرجة الأولى التي يمكن تقييمها باستخدام معلومات ملحوظة عن الأسعار وكميات سنة الأساس. ويُعطَى تقدير سلسلة تيلور التقريبي من الدرجة الأولى إزاء $C(u^b,p^t)$ حول متجه الأسعار السنوي لسنة الأساس p^b بواسطة المعادلة التقريبية التالية:[٥١]

$$C(u^b,p^t) \approx C(u^b,p^b) + \sum_{i=1}^{n}\left[\frac{\partial C(u^b,p^b)}{\partial p_i}\right][p_i^t - p_i^b]$$

$$= C(u^b,p^b) + \sum_{i=1}^{n} q_i^b[p_i^t - p_i^b]$$

باستخدام الفرضية (17.76) وتوطئة شبرد (17.12)

$$= \sum_{i=1}^{n} p_i^b q_i^b + \sum_{i=1}^{n} q_i^b[p_i^t - p_i^b] \quad \text{باستخدام (17.76)}$$

$$= \sum_{i=1}^{n} p_i^t q_i^b. \qquad (17.84)$$

وعلى نحو مماثل، يتم إعطاء تقدير سلسلة تيلور التقريبي من الدرجة الأولى إزاء $C(u^b, p^0)$ حول متجه الأسعار السنوي لسنة الأساس p^b بواسطة المعادلة التقريبية التالية:

[٥١] تم استخدام هذا النوع من تقدير سلسلة تيلور التقريبي في دراسة Schultze and Mackie (2002, p. 91) في سياق مؤشر تكلفة المعيشة، ولكنه يرجع في الأساس إلى Hicks (1941–42, p. 134) في سياق حساب الفائض العائد الى المستهلك. راجع أيضا Diewert (1992b, p. 568) و Hausman (2002, p. 8).

$$C(u^b, p^0) \approx C(u^b, p^b) + \sum_{i=1}^{n} \left[\frac{\partial C(u^b, p^b)}{\partial p_i}\right][p_i^0 - p_i^b]$$
$$= C(u^b, p^b) + \sum_{i=1}^{n} q_i^b [p_i^0 - p_i^b]$$
$$= \sum_{i=1}^{n} p_i^b q_i^b + \sum_{i=1}^{n} q_i^b [p_i^0 - p_i^b]$$
$$= \sum_{i=1}^{n} p_i^0 q_i^b \qquad (17.85)$$

١٧-٧٣ وبمقارنة المعادلة التقريبية (17.84) بالمعادلة (17.80)، ومقارنة المعادلة التقريبية (17.85) بالمعادلة (17.81)، يمكن ملاحظة، بدقة التقديرات التقريبية من الدرجة الأولى المستخدمة في (17.84) و(17.85)، أن حدي التحيز الناتج عن الإحلال e^t و e^0 سيكونان صفرا. وباستخدام هذه النتائج لإعادة تفسير المعادلة التقريبية (17.82)، يمكن ملاحظة أنه إذا كان متجها الأسعار في الشهرين صفر وt، p^0 و p^t، لا يختلفان كثيرا عن متجه أسعار سنة الأساس p^b، عندئذ يكون مؤشر لو $P_{Lo}(p^0, p^t, q^b)$ مقاربا للمؤشر الحقيقي لتكلفة المعيشة $\bar{P}_K(\bar{p}^0, \bar{p}^t, q^b)$ بدقة التقريب من الدرجة الأولى. وهذه النتيجة مفيدة جدا، نظرا لأنها تدل على أنه إذا كان متجها الأسعار الشهريان p^0 و p^t يتذبذبان بشكل عشوائي حول أسعار سنة الأساس p^b (مع تباينات صغيرة)، عندئذ سوف يُستخدم مؤشر لو كتقدير تقريبي كاف لمؤشر نظري لتكلفة المعيشة. ومع ذلك، إذا كانت هناك اتجاهات عامة طويلة الأجل ونظامية في الأسعار، وكان الشهر t بعيدا نوعا ما عن الشهر صفر (أو أن نهاية السنة b بعيدة جدا عن الشهر صفر)، عندئذ فإن التقديرات التقريبية من الدرجة الأولى المعطاة بواسطة المعادلتين التقريبيتين (17.84) و(17.85) قد تصبح غير كافية، وقد يتسم مؤشر لو بتحيز كبير نسبةً إلى نظيره المتمثل في تكلفة المعيشة. وسوف يتم البحث في فرضية الاتجاهات العامة طويلة الأجل في الأسعار بالفقرات من (17.76) إلى (17.83).

التقريب من الدرجة الثانية للتحيز الناتج عن الإحلال لمؤشر لو

١٧-٧٤ يُعطَى تقدير سلسلة تيلور التقريبي من الدرجة الثانية إزاء $C(u^b, p^t)$ حول متجه أسعار سنة الأساس p^b بواسطة المعادلة التقريبية التالية:

$$C(u^b,p^t) \approx C(u^b,p^b) + \sum_{i=1}^{n}\left[\frac{\partial C(u^b,p^b)}{\partial p_i}\right][p_i^t - p_i^b] + \left(\frac{1}{2}\right)\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n}\left[\frac{\partial^2 C(u^b,p^b)}{\partial p_i \partial p_j}\right][p_i^t - p_i^b][p_j^t - p_j^b]$$
$$= \sum_{i=1}^{n} p_i^b q_i^b + \left(\frac{1}{2}\right)\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n}\left[\frac{\partial^2 C(u^b,p^b)}{\partial p_i \partial p_j}\right] \times [p_i^t - p_i^b][p_j^t - p_j^b] \qquad (17.86)$$

حيث تتبع المتطابقة الأخيرة استخدام المعادلة التقريبية (17.84).[٥٢] وعلى نحو مماثل، يُعطَى تقدير سلسلة تيلور التقريبي من الدرجة الثانية إزاء $C(u^b,p^0)$ حول متجه أسعار سنة الأساس p^b بواسطة المعادلة التقريبية التالية:

$$C(u^b,p^0) \approx C(u^b,p^b) + \sum_{i=1}^{n}\left[\frac{\partial C(u^b,p^b)}{\partial p_i}\right][p_i^0 - p_i^b] + \left(\frac{1}{2}\right)\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n}\left[\frac{\partial^2 C(u^b,p^b)}{\partial p_i \partial p_j}\right][p_i^0 - p_i^b][p_j^0 - p_j^b]$$
$$= \sum_{i=1}^{n} p_i^0 q_i^b + \left(\frac{1}{2}\right)\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n}\left[\frac{\partial^2 C(u^b,p^b)}{\partial p_i \partial p_j}\right] \times [p_i^0 - p_i^b][p_j^0 - p_j^b] \qquad (17.87)$$

حيث تتبع المعادلة الأخيرة استخدام المعادلة التقريبية (17.85).

١٧-٧٥ وبمقارنة المعادلة التقريبية (17.86) بالمعادلة (17.80)، والمعادلة التقريبية (17.87) بالمعادلة (17.81)، يمكن ملاحظة، بدقة التقريب من الدرجة الثانية، أن حدي التحيز الناتج عن الإحلال للشهرين صفر وt، e^0 وe^t، سوف يساويان المعادلات التالية التي تتضمن مشتقات جزئية من الدرجة الثانية لدالة تكلفة المستهلكين $\partial^2 C(u^b,p^b)/\partial p_i \partial p_j$ المقيمة على أساس مستوى معيشة سنة الأساس u^b وعلى أساس أسعار سنة الأساس p^b:

---

[٥٢] يتم عزو هذا النوع من التقدير التقريبي من الدرجة الثانية إلى Hicks (1941-42, pp. 133–134; 1946, p. 331). راجع أيضا Diewert (1992b, p. 568) وHausman (2002, p. 18) وSchultze and Mackie (2002, p. 91). وللاطلاع على مناهج بديلة لعمل نماذج للتحيز الناتج عن الإحلال، راجع Diewert (1998a; 2002c, pp. 598–603) وHausman (2002).

$$e^0 \approx -\left(\frac{1}{2}\right)\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n}\left[\frac{\partial^2 C(u^b,p^b)}{\partial p_i \partial p_j}\right][p_i^0-p_i^b][p_j^0-p_j^b] \quad (17.88)$$

$$e^t \approx -\left(\frac{1}{2}\right)\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n}\left[\frac{\partial^2 C(u^b,p^b)}{\partial p_i \partial p_j}\right][p_i^t-p_i^b][p_j^t-p_j^b] \quad (17.89)$$

ونظرا لأن دالة تكلفة المستهلكين $C(u,p)$ دالة مقعرة في مكونات متجه الأسعار p ،[٥٣] فإنه من المعروف[٥٤] أن المصفوفة (المتماثلة) $n\ x\ n$ للمشتقات الجزئية من الدرجة الثانية $[\partial^2 C(u^b,p^b)/\partial p_i \partial p_j]$ هي مصفوفة شبه محددة سالبة (Negative semi-definite).[٥٥] ومن ثم، بالنسبة لمتجهات الأسعار العشوائية p^b، p^0 وp^t ، فإن الجانب الأيمن للمعادلتين التقريبيتين (17.88) و(17.89) سوف يكون غير سالب. ومن ثم، بدقة التقريب من الدرجة الثانية، فإن حدي التحيز الناتج عن الإحلال e^0 وe^t سيكونان غير سالبين.

١٧-٧٦ والآن نفترض أن هناك اتجاهات عامة نظامية طويلة الأجل في الأسعار. ونفترض أن الشهر الأخير من سنة الأساس للكميات يقع قبل الشهر صفر، شهر الأساس للأسعار، بعدد M من الشهور، ونفترض أن الأسعار تتجه بشكل عام إلى أن تكون خطية مع الزمن، بدءا بالشهر الأخير من سنة الأساس للكميات. ومن ثم، نفترض وجود الثوابت α_j بالنسبة إلى $j=1,\ldots,n$ بحيث يتم إعطاء سعر السلعة j في الشهر t بواسطة:

$$p_j^t = p_j^b + \alpha_j(M+t) \text{ for } j=1,\ldots,n \text{ and } t=0,1,\ldots T \quad (17.90)$$

وتؤدي الاستعاضة بالمعادلة (17.90) في المعادلتين التقريبيتين (17.88) و(17.89) إلى التقديرات التقريبية من الدرجة الثانية التالية لحدي التحيز الناتج عن الإحلال، e^0 وe^t:[٥٦]

---

[٥٣] راجع Diewert (1993b, pp. 109–110).

[٥٤] راجع Diewert (1993b, p. 149).

[٥٥] تعد المصفوفة المتماثلة $A\ n\ x\ n$ ذات العنصر $ij\text{th}$ المساوي إلى a_{ij} مصفوفة شبه محددة سالبة إذا، وفقط إذا، كان لكل متّجه $z \equiv [z_1,\ldots,z_n]$ ، الحالة أن $\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n} a_{ij} z_i z_j \leq 0$.

[٥٦] يُلاحَظ أن تحيز الفترة صفر التقريبي المعرَّف بالجانب الأيمن من المعادلة التقريبية (17.91) ثابت، في حين أن تحيز الفترة t التقريبي المعرَّف بالجانب الأيمن من (17.92) يزيد من الدرجة الثانية مع الزمن t. ومن ثم، فإن حد تحيز الفترة t التقريبي سوف يغلب في آخر الأمر بالكامل على تحيز الفترة صفر التقريبي في هذه الحالة من الاتجاهات العامة الزمنية الخطية، إذا سُمح بأن يكون t كبيرا بما يكفي.

$$e^0 \approx \gamma M^2 \qquad (17.91)$$

$$e^t \approx \gamma (M+t)^2 \qquad (17.92)$$

حيث تُعرَّف γ كالتالي:

$$\gamma \equiv -\left(\frac{1}{2}\right)\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n}\left[\frac{\partial^2 C(u^b,p^b)}{\partial p_i \partial p_j}\right]\alpha_i\alpha_j \geq 0 \qquad (17.93)$$

١٧-٧٧ وتتعين ملاحظة أن المعلمة γ سوف تكون صفرا في ظل مجموعتين من الشروط:[٥٧]

- أن تكون كافة المشتقات الجزئية من الدرجة الثانية لدالة تكلفة المستهلكين $\partial^2 C(u^b,p^b)/\partial p_i \partial p_j$ تساوي صفرا.
- أن تكون كل معلمة لتغير أسعار السلع α_j متناسبة مع سعر سنة الأساس p_j^b للسلعة المقابلة j.[٥٨]

ويعد الشرط الأول غير مرجح من الناحية العملية نظرا لأنه يعني ضمنا أن المستهلك لن يقوم باستخدام بدائل للسلع التي زاد سعرها النسبي. ويعد الشرط الثاني غير مرجح كذلك من الناحية العملية، نظرا لأنه يعني ضمنا أن هيكل الأسعار النسبية يظل بلا تغيير عبر الزمن. وعليه، سيتم فيما يلي افتراض أن γ هو عدد موجب.

١٧-٧٨ ولأجل تبسيط الإشارات فيما يلي، يتم تعريف المقام والبسط لمؤشر لو في الشهر t، على أنهما a وb، على الترتيب؛ أي نُعرِّف:

$$a \equiv \sum_{i=1}^{n} p_i^0 q_i^b \qquad (17.94)$$

$$b \equiv \sum_{i=1}^{n} p_i^t q_i^b \qquad (17.95)$$

---

[٥٧] الشرط الأكثر عمومية الذي يضمن إيجابية γ هو ألا يكون المتّجه $[\alpha_1,\ldots,\alpha_n]$ متّجها ذاتيا (eigenvector) لمصفوفة المشتقات الجزئية من الدرجة الثانية $\partial^2 C(u,p)/\partial p_i \partial p_j$ مناظرا لقيمة ذاتية (eigenvalue) تبلغ صفرا.

[٥٨] من المعروف أن $C(u,p)$ متجانسة خطيا في مكونات متّجه الأسعار p؛ راجع Diewert (1993b, p. 109) على سبيل المثال. ومن ثم، باستخدام نظرية أويلر (Euler) عن الدوال المتجانسة، يمكن توضيح أن p^b هو متجه ذاتي لمصفوفة من المشتقات الجزئية من الدرجة الثانية $\partial^2 C(u,p)/\partial p_i \partial p_j$ مناظر لقيمة ذاتية (eigenvalue) تبلغ صفرا وبالتالي $\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n}[\partial^2 C(u,p)/\partial p_i \partial p_j]p_i^b p_j^b = 0$؛ راجع Diewert (1993b, p. 149) للاطلاع على دليل مفصّل حول هذه النتيجة.

ويؤدي استخدام المعادلة (17.90) لحذف أسعار الشهر صفر من المعادلة (17.94) وأسعار الشهر t p_i^t من المعادلة (17.95) إلى المعادلتين التاليتين لكل من a وb:

$$a=\sum_{i=1}^{n}p_i^b q_i^b+\sum_{i=1}^{n}\alpha_i q_i^b M \qquad (17.96)$$

$$b=\sum_{i=1}^{n}p_i^b q_i^b+\sum_{i=1}^{n}\alpha_i q_i^b (M+t) \qquad (17.97)$$

ويُفترض أن a وb [٥٩] موجبان وأن

$$\sum_{i=1}^{n}\alpha_i q_i^b \geq 0 \qquad (17.98)$$

ويَستبعِد الافتراض (17.98) انكماشا عاما في الأسعار.

١٧-٧٩ ويُعرَّف التحيز في مؤشر لو في الشهر t، B^t، على أنه الفرق بين المؤشر الحقيقي لتكلفة المعيشة $P_K(p^0,p^t,q^b)$ المعرَّف بالمعادلة (17.77) ومؤشر لو المناظر $P_{Lo}(p^0,p^t,q^b)$:

$$B^t \equiv P_K(p^0,p^t,q^b)-P_{Lo}(p^0,p^t,q^b)$$
$$=\left\{\frac{C(u^b,p^t)}{C(u^b,p^0)}\right\}-\left(\frac{b}{a}\right)$$

باستخدام المعادلتين (17.94) و(17.95)

$$=\left\{\frac{[b-e^t]}{[a-e^0]}\right\}-\left(\frac{b}{a}\right)$$

باستخدام المعادلتين (17.80) و(17.81)

$$\approx\left\{\frac{[b-\gamma(M+t)^2]}{a-\gamma M^2}\right\}-\left(\frac{b}{a}\right)$$

باستخدام المعادلتين (17.91) و(17.92)

$$=\gamma\frac{\{(b-a)M^2-2aMt-at^2\}}{\{a[a-\gamma M^2]\}}$$

بتبسيط الحدود

$$=\gamma\frac{\left\{\left[\sum_{i=1}^{n}\alpha_i q_i^b t\right]M^2-2\left[\sum_{i=1}^{n}p_i^b q_i^b+\sum_{i=1}^{n}\alpha_i q_i^b M\right]Mt-at^2\right\}}{\{a[a-\gamma M^2]\}}$$

[٥٩] يُفترَض أيضا أن $a-\gamma M^2$ موجبا.

باستخدام المعادلتين (17.96) و(17.97)

$$= -\gamma \frac{\left\{\left[\sum_{i=1}^{n} \alpha_i q_i^b t\right] M^2 + 2\left[\sum_{i=1}^{n} p_i^b q_i^b\right] Mt + at^2\right\}}{\left\{a\left[a - \gamma M^2\right]\right\}}$$

$$< 0 \qquad (17.99)$$

باستخدام المعادلة (17.98)

ومن ثم، في حالة $t \geq 1$ ، فإن مؤشر لو سوف يتسم بتحيز لأعلى (بدقة تقريب سلسلة تيلور من الدرجة الثانية) مقارنة بمؤشر تكلفة المعيشة المناظر $P_K(p^0, p^t, q^b)$، نظرا لأن التحيز التقريبي المعرَّف بالمعادلة الأخيرة من (17.99) هو مجموع حد واحد غير سالب وحدين سالبين. فضلا عن ذلك، فإن هذا التحيز التقريبي سوف يزيد من الدرجة الثانية في الزمن t.[٦٠]

١٧-٨٠ ولأجل إعطاء القارئ فكرة عن حجم التحيز التقريبي B^t المعرَّف بالسطر الأخير من المعادلة (17.99)، سوف ننظر هنا في حالة خاصة بسيطة. لنفرض أن هناك سلعتين فقط وأنه، في سنة الأساس، تكون كافة السلعة والكميات تساوي صفرا. وعليه، فإن $p_i^b = q_i^b = 1$ بالنسبة إلى $i = 1, 2$ و $\sum_{i=1}^{n} p_i^b q_i^b = 2$. ولنفرض أن $M = 24$ بحيث تستغرق معالجة بيانات سنة الأساس عن الكميات سنتين قبل إمكانية تطبيق مؤشر لو. وبافتراض أن معدل النمو الشهري في أسعار السلعة ١ هو $\alpha_1 = 0.002$ حيث إنه بعد عام واحد يزيد سعر السلعة ١ بمقدار ٠.٠٢٤ أو ٢.٤%. وبافتراض انخفاض سعر السلعة ٢ شهريا بمعدل $\alpha_2 = -0.002$ بحيث ينخفض سعر السلعة ٢ بنسبة ٢.٤% في السنة الأولى بعد سنة الأساس بالنسبة للكميات. وعليه، فإن السعر النسبي للسلعتين يتباين بشكل مستمر بنحو ٥% سنويا. وأخيرا، نفترض أن $\partial^2 C(u^b, p^b)/\partial p_1 \partial p_1 = \partial^2 C(u^b, p^b)/\partial p_2 \partial p_2 = -1$ وأن $\partial^2 C(u^b, p^b)/\partial p_1 \partial p_2 = \partial^2 C(u^b, p^b)/\partial p_2 \partial p_1 = 1$. وتعني هذه الافتراضات ضمنا أن مرونة الطلب الذاتية لكل سلعة تساوي -١ في المستوى التوازني للمستهلك في سنة الأساس. ويعني اتخاذ كافة هذه الافتراضات أن:

$$2 = \sum_{i=1}^{n} p_i^b q_i^b = a = b \;\; \sum_{i=1}^{n} \alpha_i q_i^b = 0 \;\; M = 24; \; \gamma = 0.000008$$

(17.100)

وتؤدي الاستعاضة بقيم المعالم المعرَّفة بالمعادلة (17.100) في المعادلة (17.99) إلى الصيغة التالية للمقدار التقريبي الذي سوف يزيد به مؤشر لو عن نظيره المؤشر الحقيقي لتكلفة المعيشة في الشهر t:

---

[٦٠] إذا كان M كبيرا نسبة إلى t، عندئذ يمكن ملاحظة أنه يمكن للحدين الأولين في المعادلة (17.99) السيطرة على الحد الأخير، والذي يعد من الدرجة الثانية في الحد t.

$$-B^t = 0.000008\frac{(96t+2t^2)}{2(2-0.004608)} \qquad (17.101)$$

ويؤدي تقييم المعادلة (17.101) على أساس t=12، t=24، t=36، t=48، وt=60 إلى التقديرات التالية بالنسبة إلى $-B^t$: 0.0029 (التحيز التقريبي في مؤشر لو في نهاية السنة الأولى من تطبيق المؤشر)؛ ٠.٠٠٦٩ (التحيز بعد سنتين)؛ ٠.٠١٢١ (التحيز بعد ثلاث سنوات)؛ ٠.٠١٨٥ (التحيز بعد أربع سنوات)؛ ٠.٠٢٦٠ (التحيز بعد خمس سنوات). وبالتالي، في نهاية السنة الأولى من التطبيق، سوف يكون مؤشر لو أعلى من نظيره المؤشر الحقيقي لتكلفة المعيشة بنحو ثلث نقطة مئوية، ولكن مع نهاية السنة الخامسة من التطبيق، سوف يزيد عن مؤشر تكلفة المعيشة المناظر بنحو ٢.٦ نقطة مئوية، وهو مقدار لم يعد طفيفا.[٦١]

١٧-٨١ وتدل النتائج العددية في الفقرة السابقة فقط على المقدار التقريبي للفرق بين مؤشر تكلفة المعيشة ومؤشر لو المناظر. وثمة نقطة مهمة يجب ذكرها وهي أنه، بدقة التقريب من الدرجة الثانية، سوف يزيد مؤشر لو بشكل عام عن نظيره المتمثل في تكلفة المعيشة. بيد أن النتائج تدل أيضا على أن هذا الفرق يمكن تقليصه إلى مقدار طفيف إذا:

- تم خفض التأخر في الحصول على الأوزان الترجيحية لكميات سنة الأساس إلى الحد الأدنى؛
- تم تغيير سنة الأساس بشكل متكرر كلما أمكن ذلك.

وتتعين الإشارة كذلك إلى أن النتائج العددية تتوقف على افتراض وجود اتجاهات عامة طويلة الأجل في الأسعار قد لا تكون حقيقية،[٦٢] وعلى افتراضات للمرونة قد لا يمكن تبريرها.[٦٣] ويتعين على الوكالات الإحصائية أن تعد تقديراتها المبنية بدقة للفروق بين مؤشر لو ومؤشر تكلفة المعيشة في ضوء ظروفها الخاصة.

مشكلة السلع الموسمية

١٧-٨٢ وقد كان الافتراض بأن المستهلك له أفضليات سنوية على السلع المشتراة في سنة الأساس للأوزان الترجيحية للكميات، وأن هذه الأفضليات السنوية يمكن استخدامها في سياق إجراء مشتريات شهرية من ذات السلع، افتراضا رئيسيا عند ربط المنهج الاقتصادي لنظرية الرقم القياسي بمؤشر لو. غير أن هذا الافتراض بأن

---

[٦١] يُلاحظ أن المقدار الكبير نسبيا من M نسبةً إلى t يؤدي إلى تحيز يزيد خطيا تقريبا مع t بدلا من الزيادة من الدرجة الثانية.

[٦٢] للتيسير من الناحية الرياضية، تم افتراض أن الاتجاهات العامة في الأسعار خطية، بدلا من الافتراض الطبيعي بشكل أكبر المتمثل في الاتجاهات العامة الهندسية في الأسعار.

[٦٣] ويتمثل الافتراض الرئيسي الآخر الذي تم استخدامه لاشتقاق النتائج العددية في مقدار الاتجاهات العامة المتباينة في الأسعار. وإذا تمت مضاعفة متجه فروق الأسعار إلى $\alpha_1 = 0.004$ و$\alpha_2 = -0.004$، عندئذ فإن المعلمة γ سوف تتضاعف أربع مرات ونفس الشيء بالنسبة للتحيز التقريبي.

الأفضليات السنوية يمكن استخدامها في سياق شهري مشكوك فيه نوعا ما بسبب الطبيعة الموسمية لبعض المشتريات السلعية. والمشكلة هي أنه من المرجح جدا أن تتغير دوال أفضليات المستهلكين بشكل نظامي مع تغير موسم السنة. وتؤدي العادات القومية وتغيرات الطقس إلى جعل الأسر المعيشية تشتري سلعا وخدمات معينة خلال بعض الشهور ولا تشتريها إطلاقا في الشهور الأخرى. على سبيل المثال، يتم شراء أشجار فترة عيد الميلاد فقط في شهر ديسمبر كما لا يتم عادة شراء سترات التزلج في شهور الصيف. وعليه، يعد الافتراض المتمثل في أن الأفضليات السنوية تنطبق خلال كافة شهور السنة افتراضا مقبولا فقط كتقدير تقريبي جدا للحقيقة الاقتصادية.

٨٣-١٧ ويمكن تطويع المنهج الاقتصادي لنظرية الرقم القياسي للتعامل مع الأفضليات الموسمية. ويتمثل المنهج الاقتصادي الأبسط في افتراض أن المستهلك له أفضليات سنوية على السلع المصنفة ليس فقط بخصائصها ولكن أيضا بشهر الشراء.[٦٤] وعليه، بدلا من افتراض أن دالة المنفعة السنوية للمستهلك هي $f(q)$ حيث يمثل q متجها ذا الأبعاد n، يتم افتراض أن دالة منفعة المستهلكين السنوية هي $F[f^1(q^1), f^2(q^2), \ldots, f^{12}(q^{12})]$ حيث يمثل q^1 متجها ذا الأبعاد n لمشتريات السلع في شهر يناير، وq^2 متجها ذا الأبعاد n لمشتريات السلع في شهر فبراير، ...، وq^{12} متجها ذا الأبعاد n لمشتريات السلع في ديسمبر.[٦٥] وتمثل دوال المنفعة الفرعية $f^1, f^2, \ldots, f^{12}$ أفضليات المستهلك عند إجراء المشتريات في يناير وفبراير، ... ، وديسمبر، على الترتيب. وعندئذ يمكن تجميع المنفعات الفرعية الشهرية هذه باستخدام دالة المنفعة الكلية F (macro-utility function) لأجل تعريف المنفعة السنوية الكلية. ويمكن ملاحظة أنه يمكن استخدام هذه الافتراضات بشأن الأفضليات لتبرير نوعين من مؤشر تكلفة المعيشة:

- مؤشر سنوي لتكلفة المعيشة يقارن الأسعار في كافة شهور سنة جارية مع الأسعار الشهرية المناظرة في سنة أساس ما؛[٦٦]
- واثنا عشر مؤشرا شهريا لتكلفة المعيشة حيث يُقارن مؤشر الشهر m أسعار الشهر m في السنة الجارية مع أسعار الشهر m في سنة الأساس في حالة $m = 1, 2, \ldots, 12$.[٦٧]

---

[٦٤] تم اقتراح هذا الافتراض والأرقام القياسية السنوية الناتجة أولا من قبل Mudgett (1955, p. 97) و Stone (1956, pp. 74–75).

[٦٥] إذا كان بعض السلع غير متوافر في شهور معينة m، عندئذ يمكن إسقاط هذه السلع من متجهات الكميات الشهرية المناظرة q^m.

[٦٦] لمزيد من التفاصيل حول كيفية تطبيق هذا الإطار، راجع Mudgett (1955, p. 97)، و Stone (1956, pp. 74–75)، و Diewert (1998b, pp. 459-460).

[٦٧] لمزيد من التفاصيل حول كيفية تطبيق هذا الإطار، راجع Diewert (1999a, pp. 50-51).

١٧-٨٤ وتقارن أرقام مادجيت-ستون (Mudgett-Stone) التكاليف في سنة تقويمية جارية مع التكاليف المقابلة في سنة أساس ما. غير أنه يمكن اختيار أي شهر كشهر نهاية السنة للسنة الجارية، ويمكن مقارنة أسعار وكميات هذه السنة غير التقويمية الجديدة مع أسعار وكميات سنة الأساس، حيث تتم مطابقة أسعار يناير للسنة غير التقويمية مع أسعار يناير لسنة الأساس، وأسعار فبراير للسنة غير التقويمية مع أسعار فبراير لسنة الأساس، وهكذا. وإذا تم اتخاذ افتراضات أخرى حول دالة المنفعة الكلية F، عندئذ يمكن استخدام هذا الإطار لتبرير نوع ثالث من مؤشر تكلفة المعيشة: مؤشر سنوي للسنة المتحركة.[٦٨] ويقارن هذا المؤشر التكلفة، على مدار الاثني عشر شهرا الماضية، لتحقيق المنفعة السنوية المتحققة في سنة الأساس مع تكلفة سنة الأساس، بحيث تتم مطابقة تكاليف شهر يناير في السنة المتحركة الجارية مع تكاليف شهر يناير في سنة الأساس، وتكاليف فبراير في السنة المتحركة الجارية مع تكاليف فبراير في سنة الأساس، وهكذا. ويمكن حساب مؤشرات السنة المتحركة هذه لكل شهر على حدة من السنة الجارية ويمكن تفسير السلسلة الناتجة على أنها مؤشرات (سنوية) للأسعار معدلة موسميا (بلا مركز).[٦٩]

١٧-٨٥ وتتعين الإشارة إلى عدم ملاءمة الأنواع الثلاثة من المؤشرات الموصوفة في الفقرتين السابقتين لوصف تحركات الأسعار من شهر للشهر الذي يليه؛ أي أنها غير مناسبة لوصف التحركات قصيرة الأجل في التضخم. ويعد ذلك واضحا للنوعين الأولين من المؤشر. ولرؤية المشكلة في مؤشرات السنة المتحركة، ننظر في حالة خاصة تكون فيها حزمة السلع التي يتم شراؤها كل شهر مرتبطة خصيصا بكل شهر. عندئذ من الواضح أنه على الرغم من أن كافة الأنواع الثلاثة من المؤشرات المشار إليها آنفا معرَّفة جيدا، إلا أنه أي منها لا يستطيع تقديم وصف ذي فائدة حول التغيرات في الأسعار من شهر إلى آخر، نظرا لأنه من المستحيل مقارنة الشيء بمثيله، بين شهر والشهر الذي يليه، في ظل فرضيات هذه الحالة الخاصة. إذ من المستحيل مقارنة ما هو غير قابل للمقارنة.

١٧-٨٦ ولحسن الحظ، فإن مشتريات الأسر المعيشية في كل شهر ليست مرتبطة خصيصا وعلى نحو كامل بشهر الشراء. وعليه، يمكن إجراء مقارنات سعرية من شهر لآخر إذا تم قصر نطاق السلع على السلع التي يتم شراؤها في كافة شهور السنة. وتؤدي هذه الملاحظة إلى نوع رابع من مؤشر تكلفة المعيشة، وهو المؤشر من شهر لآخر المُعرَّف بالنسبة للسلع المتاحة في كافة شهور السنة.[٧٠] ويمكن استخدام هذا النموذج لتبرير المنهج الاقتصادي الموصوف في الفقرات من ١٧-٦٦ إلى ١٧-٨٣. غير أن السلع التي يتم شراؤها فقط في شهور

---

[٦٨] راجع Diewert (1999a, pp. 56–61) للاطلاع على تفاصيل هذا المنهج الاقتصادي.

[٦٩] راجع Diewert (1999a, pp. 67–68) للاطلاع على مثال عملي لهذا المنهج مطبق على مؤشرات الكميات. ويتم تقديم مثال تجريبي لمنهج السنة المتحركة إزاء مؤشرات الأسعار في الفصل ٢٢.

[٧٠] راجع Diewert (1999a, pp. 51–56) للاطلاع على الافتراضات حول الأفضليات اللازمة لتبرير هذا المنهج الاقتصادي.

معينة من السنة يجب إسقاطها من نطاق المؤشر. ولسوء الحظ، من المرجح أن يكون للمستهلكين أفضليات شهرية متباينة على السلع المتاحة دائما، وفي هذه الحالة، فإن مؤشر تكلفة المعيشة من شهر إلى آخر (ومؤشر لو المناظر) المعرَّف للسلع المتاحة دائما سوف يخضع بشكل عام إلى تقلبات موسمية. وهذا من شأنه الحد من فائدة المؤشر كدليل قصير الأجل للتضخم العام نظرا لأنه سيكون من الصعوبة بمكان تمييز تحرك موسمي في المؤشر عن تحرك عام نظامي في الأسعار.[٧١] ويُلاحَظ كذلك أنه إذا كان نطاق المؤشر قاصرا على السلع المتاحة دائما، عندئذ فإن المؤشر من شهر لآخر الناتج لن يكون شاملا، في حين أن مؤشرات السنة المتحركة سوف تكون شاملة بمعنى أنها تستخدم كافة المعلومات السعرية المتاحة.

١٧-٨٧ وتؤدي الاعتبارات أعلاه إلى نتيجة مفادها أنه قد يكون من المفيد أن تقوم الوكالات الإحصائية بإنتاج اثنين على الأقل من مؤشرات أسعار المستهلكين:

- مؤشر لسنة متحركة يتسم بأنه شامل ومعدل موسميا، ولكنه غير مفيد بالضرورة للدلالة على التغيرات من شهر إلى آخر في التضخم العام؛
- ومؤشر من شهر لآخر يكون قاصرا على السلع غير الموسمية (وبالتالي غير شامل)، ولكنه مفيد للدلالة على التحركات قصيرة الأجل في التضخم العام.

مشكلة زيادة السعر الصفري إلى سعر موجب

١٧-٨٨ في دراسة حديثة، أثار Haschka (2003) المشكلة المتمثلة في ما الذي يجب عمله عندما يزيد سعر كان من قبل صفرا ليصل إلى مستوى موجب. وقد أعطى مثالين عن النمسا، التي شهدت زيادة في رسوم مواقف السيارات ورسوم المستشفيات من صفر إلى مستوى موجب. وفي هذه الحالة، يتبين أن المؤشرات من نوع السلة تتمتع بميزة مقارنة بالمؤشرات التي تعد متوسطات هندسية مرجحة للأرقام النسبية للأسعار، نظرا لأن المؤشرات من نوع السلة معرَّفة جيدا حتى ولو كان بعض الأسعار صفريا.

---

[٧١] إحدى مشاكل استخدام الأوزان الترجيحية السنوية في سياق التحركات الموسمية في الأسعار والكميات هي أن التغير السعري عندما تكون السلعة خارج الموسم سوف يتضخم بفعل استخدام الأوزان الترجيحية السنوية. وقد لاحظ Baldwin (1990, p. 251) هذه المشكلة في مؤشر للأسعار ذي أوزان ترجيحية سنوية: "ولكن مؤشر الأسعار يتأثر سلبيا إذا كانت لأي سلعة موسمية نفس النصيب من السلة في كافة شهور السنة؛ وسيكون للسلعة نصيب صغير بشكل غير ملائم من السلة في الشهور داخل الموسم، ونصيب كبير بشكل غير ملائم في الشهور خارج الموسم". ويتم النظر في مشكلة الموسمية مرة أخرى من وجهة نظر عملية بشكل أكبر في الفصل الثاني والعشرين.

١٧-٨٩ ويمكن النظر في المشكلة في سياق تقييم مؤشرات لاسبير وباش. ولنفرض كالمعتاد أن الأسعار p_i^t والكميات q_i^t للسلع n الأولى موجبة في الفترتين صفر و١، ولكن سعر السلعة $n+1$ في الفترة صفر تساوي صفرا ولكنه موجب في الفترة ١. وفي كلا الفترتين، فإن استهلاك السلعة $n+1$ موجب. وعليه، يمكن إيجاز الافتراضات الخاصة بأسعار وكميات السلعة $n+1$ في الفترتين قيد النظر كالتالي:

$$p_{n+1}^0 = 0 \; p_{n+1}^1 > 0 \quad q_{n+1}^0 > 0 \quad q_{n+1}^1 > 0 \qquad (17.102)$$

وكالمعتاد، فإن الزيادة في سعر السلعة $n+1$ من مستواه الأولي الصفري سوف يؤدي إلى انخفاض الاستهلاك بحيث يكون $q_{n+1}^1 < q_{n+1}^0$، ولكن هذه المتباينة غير لازمة للتحليل الوارد أدناه.

١٧-٩٠ ولنفرض الدلالة على مؤشر لاسبير بين الفترتين صفر و١، بالنسبة للسلع n الأولى فقط، بواسطة P_L^n، وبافتراض تعريف مؤشر لاسبير، المعرَّف بالنسبة لكافة السلع $n+1$، على أنه P_L^{n+1}. ولنفرض أيضا أن $v_i^0 \equiv p_i^0 q_i^0$ تدل على قيمة النفقات على السلعة i في الفترة صفر. عندئذ بحسب تعريف مؤشر لاسبير المعرَّف لكافة السلع $n+1$:

$$P_L^{n+1} \equiv \frac{\sum_{i=1}^{n+1} p_i^1 q_i^0}{\sum_{i=1}^{n+1} p_i^0 q_i^0}$$

$$= P_L^n + \frac{p_{n+1}^1 q_{n+1}^0}{\sum_{i=1}^{n} v_i^0} \qquad (17.103)$$

حيث تم استخدام $p_{n+1}^0 = 0$ لأجل اشتقاق المعادلة الثانية أعلاه. وعليه، فإن مؤشر لاسبير الكامل P_L^{n+1} المعرَّف بالنسبة لكافة السلع $n+1$ يساوي مؤشر لاسبير غير الكامل P_L^n (والذي يمكن كتابته في شكل رقم نسبي تقليدي للأسعار ونصيب إنفاق فترة الأساس)، مضافا إليه الإنفاق المختلط أو الهجين $p_{n+1}^1 q_{n+1}^0$ مقسوما على إنفاق فترة الأساس على السلع n الأولى، $\sum_{i=1}^{n} v_i^0$. ومن ثم، يمكن حساب مؤشر لاسبير الكامل باستخدام المعلومات المعتادة المتاحة لخبير إحصاءات فضلا عن معلومتين إضافيتين: السعر غير الصفري الجديد للسلعة $n+1$ في الفترة ١، p_{n+1}^1، وتقدير للاستهلاك من السلعة $n+1$ في الفترة صفر (عندما كانت سلعة مجانية)، q_{n+1}^0. ونظرا لأن الحكومات هي التي غالبا ما تقوم بتغيير السعر الصفري السابق إلى سعر موجب، فإن القرار بعمل ذلك عادة ما يتم إعلانه سلفا، مما يمنح خبير إحصاءات الأسعار فرصة لوضع تقدير للطلب في فترة الأساس، q_{n+1}^0.

١٧-٩١ وحيث تتم الدلالة على مؤشر باش بين الفترتين صفر و١، بالنسبة للسلع n الأولى فقط، على أنه P_P^n وحيث يتم تعريف مؤشر باش، المعرَّف بالنسبة لكافة السلع $n+1$، على أنه P_P^{n+1}. كما يتم افتراض أن $v_i^1 \equiv p_i^1 q_i^1$ تدل على قيمة النفقات على السلعة i في الفترة ١. عندئذ، بحسب تعريف مؤشر باش المعرَّف بالنسبة لكافة السلع $n+1$:

$$\begin{aligned} P_P^{n+1} &\equiv \frac{\sum_{i=1}^{n+1} p_i^1 q_i^1}{\sum_{i=1}^{n+1} p_i^0 q_i^1} \\ &= P_P^n + \frac{v_{n+1}^1}{\sum_{i=1}^{n} p_i^0 q_i^1} \\ &= P_P^n + \frac{v_{n+1}^1}{\sum_{i=1}^{n} v_i^1/(p_i^1/p_i^0)} \end{aligned} \qquad (17.104)$$

حيث تم استخدام $p_{n+1}^0 = 0$ لأجل اشتقاق المعادلة الثانية أعلاه. وعليه، فإن مؤشر باش الكامل P_P^{n+1} المعرَّف بالنسبة لكافة السلع $n+1$ يساوي مؤشر باش غير الكامل (الذي يمكن كتابته في شكل رقم نسبي تقليدي للأسعار ونصيب إنفاق الفترة الجارية)، مضافا إليه الإنفاق في الفترة الجارية على السلعة $n+1$، v_{n+1}^1 ، مقسوما على مجموع نفقات الفترة الجارية على السلع n الأولى، v_i^1 مقسوما على الرقم النسبي للأسعار I، للسلع n الأولى، p_i^1/p_i^0. ومن ثم، يمكن حساب مؤشر باش الكامل باستخدام المعلومات المعتادة المتاحة لخبير إحصاءات الأسعار فضلا عن معلومات عن نفقات الفترة الجارية.

١٧-٩٢ وبمجرد حساب مؤشري لاسبير وباش الكاملين باستخدام المعادلتين (17.103) و(17.104)، عندئذ يمكن حساب مؤشر فيشر الكامل على أنه الجذر التربيعي لحاصل ضرب هذين المؤشرين:

$$P_F^{n+1} = [P_L^{n+1} P_P^{n+1}]^{1/2} \qquad (17.105)$$

وتتعين الإشارة إلى أن مؤشر فيشر الكامل المعرَّف بالمعادلة (17.105) يستوفي نفس نتائج المؤشر الدقيق كما تبين في الفقرات من ١٧-٢٧ إلى ١٧-٣٢ أعلاه؛ أي أن مؤشر فيشر يظل مؤشرا ممتازا حتى ولو كانت الأسعار صفرية في إحدى الفترتين وموجبة في الفترة الأخرى. ومن ثم، يظل مؤشر فيشر للأسعار مؤشرا مستهدفا مناسبا حتى في مواجهة الأسعار الصفرية.

الفصل الثامن عشر

المنهج الاقتصادي لنظرية الرقم القياسي: حالة الأسر المعيشية المتعددة

مقدمة

١٨-١ في الفصل السابق الذي تناول المنهج الاقتصادي للأرقام القياسية، افتُرض ضمنا أن الاقتصاد ينتهج سلوكا كما لو كان هناك مستهلك واحد ممثِّل. وفي الفصل الحالي، يمتد المنهج الاقتصادي ليغطي اقتصادا ذا مجموعات عديدة من الأسر المعيشية أو المناطق. وفي الجبر الوارد أدناه، يتم النظر في استخدام رقم عشوائي لعدد الأسر المعيشية، H مثلا. ومن حيث المبدأ، فإن كل أسرة معيشية في الاقتصاد قيد الدراسة يمكن أن يكون لها مؤشر لأسعار المستهلكين خاص بها. غير أنه في الواقع العملي، سوف يكون من الضروري تصنيف الأسر المعيشية إلى فئات مختلفة. وداخل كل فئة، سوف يكون ضروريا افتراض أن مجموعة الأسر المعيشية داخل الفئة تتصرف وكأنها أسرة معيشية واحدة لأجل تطبيق المنهج الاقتصادي لنظرية الرقم القياسي. ويمكن أيضا إعطاء تفسير إقليمي لتقسيم الاقتصاد إلى فئات من الأسر المعيشية H: فكل فئة من فئات الأسر المعيشية يمكن تفسيرها على أنها مجموعة من الأسر المعيشية داخل إقليم ما بالبلد قيد الدراسة.

١٨-٢ ويتم استحداث مفهومي *المؤشر البلوتوقراطي* (*Plutocratic index*) *والمؤشر المشروط* (*conditional index*) في الفقرات من ١٨-٣ إلى ١٨-١٣. وباستخدام المفهوم البلوتوقراطي، تُعطَى كل أسرة معيشية في الاقتصاد وزن ترجيحي في المؤشر القومي يتناسب مع نفقات الأسرة المعيشية على السلع في الفترتين قيد الدراسة. أما المؤشر المشروط فهو مؤشر يعتمد على المتغيرات البيئية التي قد تؤثر على نفقات الأسر المعيشية على السلع. وأحد الأمثلة على المتغيرات البيئية هو الطقس: إذا كان الطقس باردا، فسوف تقوم الأسر المعيشية بزيادة الإنفاق على وقود التدفئة. وفي الفقرات من ١٨-١٤ إلى ١٨-٢٢، يتم توضيح كيف يمكن لمؤشر فيشر قومي للأسعار أن يمثل تقديرا تقريبيا للرقم القياسي البلوتوقراطي لتكلفة المعيشة. وأخيرا، تبحث الفقرات من ١٨-٢٣ إلى ١٨-٣٥ في إطار نظري بديل للمؤشر القومي، ألا وهو *المؤشر الديمقراطي*. وباستخدام هذا المفهوم للمؤشر، تُعطَى كل أسرة معيشية في الاقتصاد وزن ترجيحي متساو في المؤشر القومي (وذلك على عكس المفهوم البلوتوقراطي حيث تُعطَى الأسر المعيشية ذات الإنفاق الأعلى وزن ترجيحي أكبر في المؤشر القومي).

المؤشرات البلوتوقراطية لتكلفة المعيشة والحدود الملحوظة

١٨-٣ في هذا القسم، تتم دراسة منهج اقتصادي لمؤشر أسعار المستهلكين يعتمد على *المؤشر البلوتوقراطي لتكلفة المعيشة* الذي تم تعريفه في الأصل من قبل Prais (1959). وتم إضفاء مزيد من الدقة على هذا المفهوم في دراسة Pollak (1980, p. 276; 1981, p. 328)، والذي عرف *رقم سيتوفيسكي-لاسبير (Scitovsky-Laspeyres) لتكلفة المعيشة* الخاص به كنسبة مجموع الإنفاق اللازم لتمكين كل أسرة معيشية في الاقتصاد قيد الدراسة من الحصول على سطح السواء (indifference surface) الخاص بها في فترة الأساس بأسعار الفترة ١ إلى الإنفاق المناظر اللازم للحصول على نفس مستوى المعيشة باستخدام أسعار الفترة صفر. وفي الفقرة التالية، سوف يتم توضيح هذا المفهوم على نحو أوفى.

١٨-٤ وبافتراض أن هناك أسر معيشية H (أو أقاليم) في الاقتصاد، وبافتراض أيضا أن هناك السلع n في الاقتصاد في الفترتين صفر و١ تستهلكها الأسر المعيشية والتي نأمل في إدراجها في تعريفنا لتكلفة المعيشة. ويُشار إلى متجه ذي الأبعاد n لاستهلاك السلع في فترة ما بواسطة $q \equiv (q_1, q_2, \ldots, q_n)$ كالمعتاد. كما يُشار إلى متّجه أسعار السوق في الفترة t الذي يواجه الأسرة المعيشية h بواسطة $p_h^t \equiv (p_{h1}^t, p_{h2}^t, \ldots, p_{hn}^t)$ بالنسبة إلى $t = 0,1$. ويُلاحظ أنه من غير المفترض أن تواجه كل أسرة معيشية نفس المتجه لأسعار السلع. وبالإضافة إلى سلع السوق المتضمنة في المتجه q، من المفترض أن كل أسرة معيشية تتأثر بمتجه ذي الأبعاد M من *المتغيرات البيئية*[١] أو *الديمغرافية*[٢] أو السلع التي يتم توفيرها من قبل القطاع العام، $e \equiv (e_1, e_2, \ldots, e_M)$. ومن المفترض أنه توجد أسر معيشية H (أو أقاليم) في الاقتصاد خلال الفترتين صفر و١، ويمكن تمثيل أفضليات الأسر المعيشية h على المجموعات المختلفة من سلع السوق q والمتغيرات البيئية e بدالة المنفعة المتصلة $f^h(q,e)$ بالنسبة إلى $h = 1, 2, \ldots, H$.[٣] وبالنسبة للفترتين $t = 0,1$ والأسر المعيشية $h = 1, 2, \ldots, H$، من المفترض أن يمثل متجه استهلاك الأسرة المعيشية h الملحوظ $q_h^t \equiv (q_{h1}^t, \ldots, q_{hn}^t)$ حلا للمشكلة التالية لتخفيض إنفاق الأسرة المعيشية h إلى الحد الأدنى:

$$\min_q \{p_h^t q : f^h(q, e_h^t) \geq u_h^t\} \equiv C^h(u_h^t, e_h^t, p_h^t); \quad t = 0,1; \quad h = 1,2,\ldots,H \qquad (18.1)$$

---

[١] هذه هي المصطلحات التي استخدمها Pollak (1982a, p. 181) في نموذجه لمفهوم تكلفة المعيشة المشروط.

[٢] استخدم Caves, Christensen and Diewert (1982, p. 1409) مصطلحات المتغيرات الديمغرافية أو السلع العامة لوصف متّجه المتغيرات الشرطية e في نموذجهم المعمم لمؤشر كونيوس للأسعار أو لتكلفة المعيشة، في حين استخدم Diewert (2001) مصطلح المتغيرات البيئية.

[٣] ومن المفترض أن كل $f^h(q,e)$ متصلة ومتزايدة في مكونات كل من q وe، ومقعرة في مكونات q.

بحيث يمثل e_h^t المتجه البيئي الذي يواجه الأسرة المعيشية h في الفترة t، و $u_h^t \equiv f^h(q_h^t, e_h^t)$ هو مستوى المنفعة الذي حققته الأسرة المعيشية h خلال الفترة t و C^h هي دالة التكلفة أو الإنفاق التي تعد المقابل لدالة المنفعة f^h.[٤] وبشكل أساسي، تعني هذه الافتراضات أن لكل أسرة معيشية أفضليات ثابتة على ذات القائمة من السلع خلال الفترتين قيد الدراسة، وأن ذات الأسر المعيشية تظهر في كل فترة وأن كل أسرة معيشية تختار حزمة السلع التي تستهلكها بأكثر الطرق فعالية من حيث التكلفة خلال كل فترة، وذلك متوقف على المتجه البيئي الذي تواجهه خلال كل فترة. ويُلاحَظ مرة أخرى أن أسعار الأسرة المعيشية (أو الأقاليم) تختلف بشكل عام عبر الأسر المعيشية (أو الأقاليم).

١٨-٥ وبأخذ الافتراضات السابقة في الاعتبار، يتم اتباع المنهج المعتمد في دراستي (Pollak (1980; 1981) و(Diewert (1983a p. 190.)[٥] وفيما يلي تعريف لفئة *المؤشرات البلوتوقراطية المشروطة لتكلفة المعيشة*، $P^*(p^0, p^1, u, e_1, e_2, \ldots, e_H)$، المتعلقة بالفترتين صفر و١ لمتجه المنفعة العشوائي الخاص بالمنافع الأسرية $u \equiv (u_1, u_2, \ldots, u_H)$ وللمتجهات العشوائية الخاصة بالمتغيرات البيئية الأسرية e_h بالنسبة إلى: $h = 1, 2, \ldots, H$.

$$P^*(p_1^0, \ldots, p_H^0, p_1^1, \ldots, p_H^1, u, e_1, e_2, \ldots, e_H) \equiv \frac{\sum_{h=1}^{H} C^h(u_h, e_h, p_h^1)}{\sum_{h=1}^{H} C^h(u_h, e_h, p_h^0)} \qquad (18.2)$$

ويعد البسط في الجانب الأيمن من المعادلة (18.2) هو مجموع الحد الأدنى من التكلفة للأسر المعيشية $C^h(u_h, e_h, p_h^1)$، اللازم لكي تحقق الأسرة المعيشية h أي مستوى منفعة يتم تحديده u_h، مع التسليم بأن الأسرة المعيشية h تواجه متجه المتغيرات البيئية e_h للأسرة المعيشية h، كما تواجه متجه أسعار الفترة ١ p_h^1. ويعد المقام في الجانب الأيمن من المعادلة (18.2) هو مجموع الحد الأدنى من التكلفة للأسر المعيشية $C^h(u_h, e_h, p_h^0)$ اللازم لكي تحقق الأسرة المعيشية h *نفس* مستوى المنفعة الذي تم تحديده u_h، مع التسليم بأن الأسرة المعيشية تواجه *نفس* متجه المتغيرات البيئية e_h للأسرة المعيشية h كما تواجه متجه أسعار الفترة صفر p_h^0. ومن ثم، في

---

[٤] لأجل تبسيط الإشارات، يتم في هذا القسم استخدام الإشارات $pq = \sum_{i=1}^{n} p_i q_i$ كحاصل الضرب بين المتجهين p و q بدلا من إشارات الجمع المعتادة.

[٥] قدم هذان المؤلفان تعميمات للرقم القياسي البلوتوقراطي لتكلفة المعيشة الذي يُعزى إلى Prais (1959). ولم يقم بولاك وديورت (Pollak and Diewert) بتضمين المتغيرات البيئية في تعريفاتهما للرقم القياسي لتكلفة معيشة مجموعة.

بسط ومقام المعادلة (18.2)، تعد المتغيرات السعرية هي فقط المختلفة، وهو تحديدا المطلوب في تعريف نظري لمؤشر أسعار المستهلكين.

١٨-٦ ويتم الآن إضفاء الخصوصية على التعريف العام (18.2) بإبدال متجه المنفعة العام u إلى متجه المنافع الخاص بمنافع الأسر في الفترة صفر $u^0 \equiv (u_1^0, u_2^0, \ldots u_H^0)$ أو متجه المنفعة الخاص بالمنافع الأسرية في الفترة ١ $u^1 \equiv (u_1^1, u_2^1, \ldots u_H^1)$. كما يتم إضفاء الخصوصية على التعريف العام بإبدال المتجهات الخاصة بالمتغيرات البيئية الأسرية العامة $(e_1, e_2, \ldots e_H) \equiv e$ إلى متجه المتغيرات الخاصة بالمتغيرات البيئية الأسرية في الفترة صفر $e^0 \equiv (e_1^0, e_2^0, \ldots e_H^0)$ أو متجه المتغيرات البيئية الأسرية في الفترة ١ $e^1 \equiv (e_1^1, e_2^1, \ldots, e_H^1)$. ويؤدي اختيار متجه مستويات منفعة فترة الأساس والمتغيرات البيئية لفترة الأساس إلى *مؤشر لاسبير البلوتوقراطي المشروط لتكلفة المعيشة*، $P^*(p_1^0, \ldots, p_H^0, p_1^1, \ldots, p_H^1, u^0, e^0)$.[٦] ويؤدي اختيار متجه مستويات المنفعة في الفترة ١ والمتغيرات البيئية للفترة ١ إلى مؤشر باش البلوتوقراطي المشروط لتكلفة المعيشة $P^*(p_1^0, \ldots, p_H^0, p_1^1, \ldots, p_H^1, u^1, e^1)$. ويتبين أن هذين المؤشرين الأخيرين يجتازان بعض المتباينات ذات الأهمية، والتي يتم اشتقاقها أدناه.

١٨-٧ وباستخدام التعريف (18.2)، يمكن كتابة مؤشر لاسبير البلوتوقراطي المشروط لتكلفة المعيشة، $P^*(p_1^0, \ldots, p_H^0, p_1^1, \ldots, p_H^1, u^0, e^0)$ كالتالي:

$$P^*(p_1^0, \ldots, p_H^0, p_1^1, \ldots, p_H^1, u^0, e_1^0, e_2^0, \ldots, e_H^0)$$
$$\equiv \frac{\sum_{h=1}^{H} C^h(u_h^0, e_h^0, p_h^1)}{\sum_{h=1}^{H} C^h(u_h^0, e_h^0, p_h^0)}$$
$$= \frac{\sum_{h=1}^{H} C^h(u_h^0, e_h^0, p_h^1)}{\sum_{h=1}^{H} p_h^0 q_h^0}$$

باستخدام المعادلة (18.1) بالنسبة إلى $t = 0$

[٦] هذا هو مفهوم مؤشر تكلفة المعيشة الذي وجده Triplett (2001) الأكثر فائدة لقياس التضخم: "فقد يريد المرء إنتاج مؤشر لتكلفة المعيشة *مشروط* بحالة الطقس خلال فترة الأساس ... وفي هذه الحالة، لا يؤثر فصل الشتاء البارد على نحو غير معهود على المؤشر الفرعي المشروط لتكلفة المعيشة الذي يحتفظ بمتغير البيئة ثابتا ... وربما يعد المؤشر الفرعي لتكلفة المعيشة الذي يحتفظ بمتغير البيئة ثابتا هو مفهوم تكلفة المعيشة الأكثر فائدة لسياسة مكافحة للتضخم." وقد أيد هيل Hill (1999, p. 4) هذا الرأي.

$$\leq \frac{\sum_{h=1}^{H} p_h^1 q_h^0}{\sum_{h=1}^{H} p_h^0 q_h^0} \tag{18.3}$$

نظرا لأن $C^h(u_h^0, e_h^0, p_h^1) \equiv \min_q \{p_h^1 q: f^h(q, e_h^0) \geq u_h^0\} \leq p^1 q_h^0$ و q_h^0 ممكنا لمشكلة تخفيض التكلفة للحد الأدنى بالنسبة إلى $h = 1, 2, \ldots, H$

$$\equiv P_{PL}$$

حيث يتم تعريف P_{PL} على أنه مؤشر لاسبير البلوتوقراطي (من حيث المبدأ) الملحوظ للأسعار، $\sum_{h=1}^{H} p_h^1 q_h^0 / \sum_{h=1}^{H} p_h^0 q_h^0$ ، والذي يستخدم فرادى متجهات الكميات للأسر المعيشية أو الأقاليم للفترة صفر، $(q_1^0, \ldots, q_H^0)$ ، كأوزان ترجيحية للكميات.[٧]

١٨-٨ وإذا تساوت الأسعار عبر الأسر المعيشية (أو الأقاليم)، بحيث:

$$p_h^t = p^t \quad \text{for } t = 0, 1 \text{ and } h = 1, 2, \ldots, H, \tag{18.4}$$

عندئذ، فإن مؤشر لاسبير البلوتوقراطي (أو المجزأ) للأسعار، P_{PL} ، يُختَزل إلى مؤشر لاسبير الإجمالي المعتاد، P_L ؛ وبصيغة أخرى، عندئذ يصبح P_{PL}:

$$\begin{aligned} P_{PL} &\equiv \frac{\sum_{h=1}^{H} p_h^1 q_h^0}{\sum_{h=1}^{H} p_h^0 q_h^0} \\ &= \frac{p^1 \sum_{h=1}^{H} q_h^0}{p^0 \sum_{h=1}^{H} q_h^0} \\ &= \frac{p^1 q^0}{p^0 q^0} \\ &\equiv P_L \end{aligned} \tag{18.5}$$

[٧] وعليه، يمكن النظر إلى مؤشر لاسبير البلوتوقراطي على أنه رقم لاسبير قياسي عادي باستثناء أن كل سلعة تستهلكها الأسرة المعيشية (أو الإقليم) يُنظر إليها على أنها سلعة منفصلة.

حيث يتم تعريف متجه مجموع الكميات في الفترة t كالتالي:

$$q^t \equiv \sum_{h=1}^{H} q_h^t \quad \text{for } t=0,1 \qquad (18.6)$$

١٨-٩ وتشير المتباينة (18.3) إلى أن مؤشر لاسبير المشروط البلوتوقراطي لتكلفة المعيشة، $P^*(p_1^0,\ldots,p_H^0,p_1^1,\ldots,p_H^1,u^0,e^0)$ يحده من أعلى مؤشر لاسبير المجزأ أو البلوتوقراطي (من حيث المبدأ) الملحوظ للأسعار، P_{PL}. وقد تم الحصول على الحالة الخاصة من المتباينة (18.3) الذي ينطبق فيها[٨] افتراض الأسعار المتساوية (18.4) أولا من قِبل Pollak (1989, p. 182) بالنسبة لحالة الأسرة المعيشية الواحدة مع المتغيرات البيئية ومن قِبل Pollak (1980, p. 276) بالنسبة لحالة الأسر المعيشية المتعددة، ولكن حيثما تكون المتغيرات البيئية غائبة عن دوال منفعة وتكلفة الأسر المعيشية.

١٨-١٠ وعلى نحو مماثل، بإضفاء الخصوصية على التعريف (18.2)، يمكن كتابة مؤشر باش البلوتوقراطي المشروط لتكلفة المعيشة، $P^*(p_1^0,\ldots,p_H^0,p_1^1,\ldots,p_H^1,u^1,e^1)$، كالتالي:

$$\begin{aligned} & P^*(p_1^0,\ldots,p_H^0,p_1^1,\ldots,p_H^1,u^1,e_1^1,e_2^1,\ldots,e_H^1) \\ & \equiv \frac{\sum_{h=1}^{H} C^h(u_h^1,e_h^1,p_h^1)}{\sum_{h=1}^{H} C^h(u_h^1,e_h^1,p_h^0)} \\ & = \frac{\sum_{h=1}^{H} p_h^1 q_h^1}{\sum_{h=1}^{H} C^h(u_h^1,e_h^1,p_h^0)} \qquad (18.7) \\ & \geq \frac{\sum_{h=1}^{H} p_h^1 q_h^1}{\sum_{h=1}^{H} p_h^0 q_h^1} \\ & \equiv P_{PP} \end{aligned}$$

باستخدام المعادلة (18.1) بالنسبة إلى $t=1$

باستخدام متغير مستقل للإمكانية (Feasibility argument)

[٨] تم الحصول على الحالة العامة من قِبل Diewert (2001, p. 222).

حيث يتم تعريف P_{PP} على أنه مؤشر باش البلوتوقراطي أو المجزأ (عبر الأسر المعيشية) للأسعار، $\sum_{h=1}^{H} p_h^1 q_h^1 / \sum_{h=1}^{H} p_h^0 q_h^1$ ، والذي يستخدم فرادى متجهات الكميات للأسر المعيشية للفترة ١، $(q_1^1,\ldots,q_H^1)$، كأوزان ترجيحية للكميات.

١٨-١١ وإذا كانت الأسعار متساوية عبر الأسر المعيشية (أو الأقاليم)، بحيث تنطبق الافتراضات (18.4)، عندئذ فإن مؤشر باش المجزأ للأسعار P_{PP} يُختَزل إلى مؤشر باش الإجمالي المعتاد، P_P؛ أي أن P_{PP} يصبح:

$$\begin{aligned} P_{PP} &\equiv \frac{\sum_{h=1}^{H} p_h^1 q_h^1}{\sum_{h=1}^{H} p_h^0 q_h^1} \\ &= \frac{p^1 \sum_{h=1}^{H} q_h^1}{p^0 \sum_{h=1}^{H} q_h^1} \\ &= \frac{p^1 q^1}{p^0 q^1} \\ &\equiv P_P \end{aligned} \qquad (18.8)$$

١٨-١٢ وبالعودة إلى المتباينة (18.7)، يمكن ملاحظة أن مؤشر باش البلوتوقراطي المشروط لتكلفة المعيشة، $P^*(p_1^0,\ldots,p_H^0,p_1^1,\ldots,p_H^1,u^1,e^1)$ ، يحده من أسفل مؤشر باش البلوتوقراطي أو المجزأ الملحوظ للأسعار، P_{PP}. وقد حصل Diewert (1983a, p.191) أولا على المتباينة (18.7) بالنسبة للحالة التي تكون فيها المتغيرات البيئية غائبة عن دوال تكلفة ومنفعة الأسر المعيشية، وتكون فيها الأسعار متساوية عبر الأسر المعيشية. وتُعزَى الحالة العامة إلى Diewert (2001, p. 223).

١٨-١٣ وفي القسم التالي، سوف يتم توضيح كيفية الحصول على المؤشر البلوتوقراطي النظري لتكلفة المعيشة ذي الحدين الأعلى والأسفل وليس المؤشرات النظرية في المتباينتين (18.3) و(18.7) ذات الحدود من جانب واحد فقط.

مؤشر فيشر البلوتوقراطي للأسعار

١٨-١٤ وباستخدام المتباينتين (18.3) و(18.7) وخصائص الاستمرارية لتكلفة المعيشة البلوتوقراطية المشروطة $P^*(p_1^0,\ldots,p_H^0,p_1^1,\ldots,p_H^1,u,e)$ المعرَّفة بالمعادلة (18.2)، من الممكن تعديل طريقة الإثبات التي استخدمها كل من Konüs (1924) و Diewert (1983a, p. 191) وإرساء النتيجة التالية:[٩]

ثمة متجه منفعة مرجعي $u^* \equiv (u_1^*,u_2^*,\ldots,u_H^*)$ بحيث يقع مستوى المنفعة المرجعي u_h^* للأسرة المعيشية h بين مستويي منفعة الفترتين صفر و١ للأسرة المعيشية h، u_h^0 و u_h^1، على الترتيب بالنسبة إلى $h=1,\ldots,H$، وهناك متجهات بيئية للأسر المعيشية $e_h^* \equiv (e_{h1}^*,e_{h2}^*,\ldots,e_{hM}^*)$ بحيث يقع المتغير البيئي المرجعي m، e_{hm}^* للأسرة المعيشية h بين مستويي الفترتين صفر و١ للأسرة المعيشية h للمتغير البيئي m، e_{hm}^0 و e_{hm}^1 على الترتيب بالنسبة إلى $m=1,2,\ldots,M$ و $h=1,\ldots,H$، في حين أن المؤشر البلوتوقراطي المشروط لتكلفة المعيشة $P^*(p_1^0,\ldots,p_H^0,p_1^1,\ldots,p_H^1,u^*,e^*)$ المقيَّم بمتجه المنفعة المرجعي الوسيط هذا u^* والمتجه المرجعي الوسيط الخاص بالمتغيرات البيئية الأسرية $e^* \equiv (e_1^*,e_2^*,\ldots,e_H^*)$ فيقع بين مؤشري لاسبير وباش البلوتوقرطيين (من حيث المبدأ) الملحوظين للأسعار، P_{PL} وP_{PP}، المعرفان آنفا بالمعادلات الأخيرة في (18.3) و(18.7).

١٨-١٥ وتشير النتيجة أعلاه إلى أن *المؤشر المشروط البلوتوقراطي القومي النظري لأسعار المستهلكين* $P^*(p_1^0,\ldots,p_H^0,p_1^1,\ldots,p_H^1,u^*,e^*)$ يقع بين مؤشر لاسبير البلوتوقراطي أو المجزأ P_{PL} ومؤشر باش البلوتوقراطي أو المجزأ P_{PP}. وعليه، إذا لم يكن هناك اختلاف كبير بين رقم لاسبير البلوتوقراطي P_{PL} ورقم باش البلوتوقراطي P_{PP}، سيكون التقريب المحدد الجيد للمؤشر البلوتوقراطي النظري القومي لأسعار المستهلكين هو مؤشر فيشر البلوتوقراطي أو المجزأ P_{PF} المعرَّف كالتالي:

$$P_{PF} \equiv \sqrt{P_{PL}P_{PP}} \qquad (18.9)$$

ويتم حساب مؤشر فيشر البلوتوقراطي للأسعار P_{PF} على غرار مؤشر فيشر للأسعار المعتاد، باستثناء أنه يُنظر لكل سلعة في كل إقليم (أو لكل أسرة معيشية) على أنها سلعة منفصلة. وبالطبع سوف يجتاز هذا المؤشر اختبار انعكاس الأساس الزمني.

---

[٩] راجع Diewert (2001, p. 223). ويُلاحظ أن دوال تكلفة الأسر المعيشية يجب أن تكون متصلة في المتغيرات البيئية؛ ويعد ذلك قيدا حقيقيا على أنواع المتغيرات البيئية التي يمكن للنتيجة أن توائمها.

١٨-١٦ ونظرا لأن الوكالات الإحصائية لا تقوم بحساب مؤشرات لاسبير وباش وفيشر للأسعار باتخاذ حاصل ضرب متجهي الأسعار والكميات، كما تم في المعادلة (18.9) والتعاريف السابقة، فسوف يكون من المفيد الحصول على صيغ لمؤشرات لاسبير وباش تعتمد فقط على الأرقام النسبية للأسعار وأنصبة الإنفاق. ولعمل ذلك، من الضروري استحداث بعض الإشارات. ويُعرَّف نصيب إنفاق الأسرة المعيشية h على السلعة i في الفترة t كالتالي:

$$s_{hi}^t \equiv \frac{p_{hi}^t q_{hi}^t}{\sum_{k=1}^{n} p_{hk}^t q_{hk}^t}; \quad t=0,1; \quad h=1,2,...,H; \quad i=1,2,...,n \tag{18.10}$$

ويُعرَّف نصيب إنفاق الأسرة المعيشية h من مجموع الاستهلاك في الفترة t كالتالي:

$$S_h^t \equiv \frac{\sum_{i=1}^{n} p_{hi}^t q_{hi}^t}{\sum_{k=1}^{H}\sum_{i=1}^{n} p_{ki}^t q_{ki}^t} = \frac{p_h^t q_h^t}{\sum_{k=1}^{H} p_k^t q_k^t} \qquad t=0,1; \quad h=1,2,...,H. \tag{18.11}$$

وأخيرا، يُعرَّف نصيب الإنفاق القومي على السلعة i في الفترة t كالتالي:

$$\begin{aligned}
\sigma_i^t &\equiv \frac{\sum_{h=1}^{H} p_{hi}^t q_{hi}^t}{\sum_{k=1}^{H} p_k^t q_k^t} \quad t=0,1; \quad i=1,2,...,n \\
&= \sum_{h=1}^{H} \left(\frac{p_{hi}^t q_{hi}^t}{p_h^t q_h^t} \right) \left(\frac{p_h^t q_h^t}{\sum_{k=1}^{H} p_k^t q_k^t} \right) \qquad (18.12) \\
&= \frac{\sum_{h=1}^{H} s_{hi}^t p_h^t q_h^t}{\sum_{k=1}^{H} p_k^t q_k^t} \\
&= \sum_{h=1}^{H} s_{hi}^t S_h^t
\end{aligned}$$

ويتم تعريف مؤشر لاسبير للأسعار للإقليم h (أو الأسرة المعيشية h) كالتالي:

$$P_{Lh} \equiv \frac{p_h^1 q_h^0}{p_h^0 q_h^0} \qquad h = 1, 2, \ldots, H$$

$$= \frac{\sum_{i=1}^{n} \left(\frac{p_{hi}^1}{p_{hi}^0} \right) p_{hi}^0 q_{hi}^0}{p_h^0 q_h^0} \tag{18.13}$$

$$= \sum_{i=1}^{n} s_{hi}^0 \left(\frac{p_{hi}^1}{p_{hi}^0} \right)$$

١٨-١٧ وبالرجوع للمعادلة (18.3)، يمكن إعادة كتابة مؤشر لاسبير القومي البلوتوقراطي للأسعار، P_{PL}، كالتالي:

$$P_{PL} \equiv \frac{\sum_{h=1}^{H} p_h^1 q_h^0}{\sum_{h=1}^{H} p_h^0 q_h^0} \tag{18.14}$$

$$= \sum_{h=1}^{H} \left(\frac{p_h^1 q_h^0}{p_h^0 q_h^0} \right) \left(\frac{p_h^0 q_h^0}{\sum_{h=1}^{H} p_h^0 q_h^0} \right) = \sum_{h=1}^{H} \left(\frac{p_h^1 q_h^0}{p_h^0 q_h^0} \right) S_h^0$$

$$= \sum_{h=1}^{H} S_h^0 P_{Lh} \tag{18.15}$$

$$= \sum_{h=1}^{H} S_h^0 \sum_{i=1}^{n} s_{hi}^0 \left(\frac{p_{hi}^1}{p_{hi}^0} \right) \tag{18.16}$$

$$= \sum_{h=1}^{H} \sum_{i=1}^{n} S_h^0 s_{hi}^0 \left(\frac{p_{hi}^1}{p_{hi}^0} \right).$$

وتوضح المعادلة (18.5) أن مؤشر لاسبير القومي البلوتوقراطي للأسعار يساوي المتوسط المرجح بالأنصبة للإنفاق الإقليمي (في الفترة صفر) لمؤشرات لاسبير الإقليمية للأسعار. وتوضح المعادلة (18.6) أن مؤشر لاسبير القومي للأسعار يساوي المتوسط المرجح بالأنصبة للإنفاق (في الفترة صفر) للأرقام النسبية الإقليمية للأسعار،

(p_{hi}^1/p_{hi}^0) ، حيث يكون الوزن الترجيحي المقابل، $S_h^0 s_{hi}^0$ ، هو نصيب الإنفاق القومي في الفترة صفر على السلعة i في الإقليم h.

١٨-١٨ ويُعرَّف مؤشر باش للأسعار بالنسبة للإقليم h (أو الأسرة المعيشية h) كالتالي:

$$
\begin{aligned}
P_{Ph} &\equiv \frac{p_h^1 q_h^1}{p_h^0 q_h^1} \quad h = 1, 2, \ldots, H \\
&= \frac{1}{\sum_{i=1}^{n} \left(\frac{p_{hi}^0}{p_{hi}^1} \right) p_{hi}^1 q_{hi}^1 / p_h^1 q_h^1} \\
&= \frac{1}{\sum_{i=1}^{n} s_{hi}^1 \left(\frac{p_{hi}^1}{p_{hi}^0} \right)^{-1}} \\
&= \left\{ \sum_{i=1}^{n} s_{hi}^1 \left(\frac{p_{hi}^1}{p_{hi}^0} \right)^{-1} \right\}^{-1}
\end{aligned}
\tag{18.17}
$$

١٩-١٨ وبالرجوع إلى المعادلة (18.7)، يمكن إعادة كتابة رقم باش القومي البلوتوقراطي للأسعار، P_{PP}، كالتالي:

$$P_{PP} \equiv \frac{\sum_{h=1}^{H} p_h^1 \; q_h^1}{\sum_{h=1}^{H} p_h^0 \; q_h^1} \tag{18.18}$$

$$= \frac{1}{\left\{ \sum_{h=1}^{H} \left(\frac{p_h^0 q_h^1}{p_h^1 q_h^1} \right) \left(\frac{p_h^1 q_h^1}{\sum_{h=1}^{H} p_h^1 \, q_h^1} \right) \right\}}$$

$$= \frac{1}{\sum_{h=1}^{H} \left(\frac{p_h^1 q_h^0}{p_h^0 q_h^0} \right)^{-1} S_h^1} \tag{18.19}$$

$$= \left(\sum_{h=1}^{H} S_h^1 P_{Ph}^{\;-1} \right)^{-1}$$

$$= \left\{ \sum_{h=1}^{H} S_h^1 \sum_{i=1}^{n} s_{hi}^1 \left(\frac{p_{hi}^1}{p_{hi}^0} \right)^{-1} \right\}^{-1}$$

$$= \left\{ \sum_{h=1}^{H} \sum_{i=1}^{n} S_h^1 s_{hi}^1 \left(\frac{p_{hi}^1}{p_{hi}^0} \right)^{-1} \right\}^{-1} \tag{18.20}$$

وتوضح المعادلة (18.19) أن مؤشر باش البلوتوقراطي القومي للأسعار يساوي المتوسط التوافقي المرجح بالأنصبة للإنفاق الإقليمي (في الفترة ١) لمؤشرات باش الإقليمية للأسعار. وتبين المعادلة (18.20) أن مؤشر باش القومي للأسعار يساوي المتوسط التوافقي المرجح بالأنصبة للإنفاق (في الفترة ١) للأرقام النسبية الإقليمية للأسعار، $(p_{hi}^{\mathrm{I}}/p_{hi}^{0})$، بحيث يكون الوزن الترجيحي لهذا الرقم النسبي للأسعار، $S_h^1 s_{hi}^1$، هو نصيب الإنفاق القومي في الفترة ١ على السلعة *i* في المنطقة *h*.

١٨-٢٠ وهكذا، فإن صيغ الأنصبة لمؤشري باش ولاسبير البلوتوقراطيين، P_{PP} وP_{PL}، الموضحان بالمعادلتين (18.20) و(18.16)، يمكن الآن استخدامهما لحساب مؤشر فيشر البلوتوقراطي، $P_{PF} \equiv [P_{pp} \, P_{PL}]^{1/2}$.

١٨-٢١ وإذا كانت الأسعار متساوية عبر الأقاليم، تُبسّط المعادلتان (18.16) و(18.20). وتصبح صيغة مؤشر لاسبير البلوتوقراطي كالتالي:

$$\begin{aligned} P_{PL} &= \sum_{h=1}^{H}\sum_{i=1}^{n} S_h^0 s_{hi}^0 \left(\frac{p_{hi}^1}{p_{hi}^0}\right) \\ &= \sum_{h=1}^{H}\sum_{i=1}^{n} S_h^0 s_{hi}^0 \left(\frac{p_i^1}{p_i^0}\right) \qquad \text{باستخدام افتراضات (18.4)} \\ &= \sum_{i=1}^{n} \sigma_i^0 \left(\frac{p_i^1}{p_i^0}\right) \\ &= P_L \qquad \text{باستخدام المعادلة (18.12) بالنسبة إلى } t=0 \end{aligned} \tag{18.21}$$

بحيث يمثل P_L رقم لاسبير الإجمالي للأسعار المعتاد استنادا إلى افتراض مؤداه أن كل أسرة معيشية على حدة تواجه ذات المتجه لأسعار السلع؛ راجع المعادلة (18.5) للاطلاع على تعريف للمؤشر P_L . وفي ظل افتراض تساوي الأسعار عبر الأسر المعيشية، تصبح صيغة مؤشر باش البلوتوقراطي كالتالي:

$$\begin{aligned} P_{PP} &= \left\{\sum_{h=1}^{H}\sum_{i=1}^{n} S_h^1 s_{hi}^1 \left(\frac{p_{hi}^1}{p_{hi}^0}\right)^{-1}\right\}^{-1} \\ &= \left\{\sum_{h=1}^{H}\sum_{i=1}^{n} S_h^1 s_{hi}^1 \left(\frac{p_i^1}{p_i^0}\right)^{-1}\right\}^{-1} \qquad \text{باستخدام افتراضات (18.4)} \\ &= \left\{\sum_{i=1}^{n} \sigma_i^1 \left(\frac{p_i^1}{p_i^0}\right)^{-1}\right\}^{-1} \\ &= P_P \qquad \text{باستخدام المعادلة (18.12) بالنسبة إلى } t=1 \end{aligned} \tag{18.22}$$

حيث يمثل P_P مؤشر باش الإجمالي المعتاد للأسعار استنادا إلى افتراض مؤداه أن كل أسر معيشية على حدة تواجه ذات المتجه لأسعار السلع؛ راجع المعادلة (18.8) للاطلاع على تعريف للمؤشر P_P.

١٨-٢٢ وبالتالي، وبافتراض تماثل أسعار السلع عبر الأقاليم، لأجل حساب مؤشرات لاسبير وباش القومية، يلزم فقط توافر الأرقام النسبية القومية للأسعار وأنصبة الإنفاق السلعي على المستوى القومي للفترتين قيد الدراسة. غير أنه إذا كان هناك اختلاف في الأسعار بين الأقاليم، عندئذ لا تنطبق الصيغتان المبسطتان (18.21) و(18.22) ومن الضروري استخدام الصيغتين السابقتين (18.16) و(18.20) اللتين تتطلبان استخدام الأرقام النسبية الإقليمية للأسعار وأنصبة الإنفاق الإقليمية.

المؤشرات الديمقراطية مقابل البلوتوقراطية لتكلفة المعيشة

١٨-٢٣ تقوم المؤشرات البلوتوقراطية قيد الدراسة أعلاه بترجيح كل أسرة معيشية في الاقتصاد وفقا لحجم نفقاتها في الفترتين قيد النظر. وبدلا من الترجيح بهذه الطريقة، من الممكن تعريف المؤشرات النظرية (والتقديرات التقريبية "العملية" لها) التي تعطي وزنا متساويا لكل أسرة معيشية أو مجموعة من الأسر المعيشية في الاقتصاد. وتبعا لدراسة Prais (1959)، سوف يُطلَق على هذا المؤشر *"المؤشر الديمقراطي"*. وفي هذا القسم، سوف تُعاد صياغة نظرية المؤشر البلوتوقراطي التي تم تطويرها في الفقرات من ١٨-٣ إلى ١٨-٢٢ في الإطار الديمقراطي.

١٨-٢٤ وباتخاذ نفس الافتراضات كما في الفقرة ١٨-٤، تعرَّف فئة *المؤشرات الديمقراطية المشروطة لتكلفة المعيشة*، $P_D^*(p^0,p^1,u,e_1,e_2,\ldots,e_H)$، المتعلقة بالفترتين صفر و١ لمتجه المنفعة العشوائي الخاص بالمنافع الأسرية $u\equiv(u_1,u_2,\ldots,u_H)$ وللمتجهات العشوائية الخاصة بالمتغيرات البيئية الأسرية e_h بالنسبة إلى $h=1,2,\ldots,H$ كالتالي:

$$P_D^*(p_1^0,\ldots,p_H^0,p_1^1,\ldots,p_H^1,u,e_1,e_2,\ldots,e_H)\equiv\sum_{h=1}^{H}\left(\frac{1}{H}\right)\frac{C^h(u_h,e_h,p_h^1)}{C^h(u_h,e_h,p_h^0)} \qquad (18.23)$$

ومن ثم، فإن P_D^* هو متوسط حسابي غير مرجح بسيط للمؤشرات المشروطة لفرادى الأسر المعيشية، $C^h(u_h,e_h,p_h^1)/C^h(u_h,e_h,p_h^0)$. وفي بسط ومقام هذه المؤشرات المشروطة، يتمثل وجه الاختلاف الوحيد في المتغيرات السعرية، وهو الأمر المطلوب تحديدا في تعريف نظري لمؤشر أسعار المستهلكين. وإذا كان متجه المتغيرات البيئية، e_h، غير موجود في دالة تكلفة الأسرة المعيشية *h*، عندئذ يصبح المؤشر المشروط $C^h(u_h,e_h,p_h^1)/C^h(u_h,e_h,p_h^0)$ هو مؤشر كونيوس العادي الحقيقي لتكلفة المعيشة من النوع المعرَّف آنفا في الفصل ١٧.

١٨-٢٥ والآن بإضفاء الخصوصية على التعريف العام (18.23) من خلال إبدال متجه المنفعة العام u إلى متجه مستويات منفعة الأسر المعيشية في الفترة صفر $u^0\equiv(u_1^0,u_2^0,\ldots u_H^0)$ أو متجه مستويات منفعة الأسر المعيشية في الفترة ١ $u^1\equiv(u_1^1,u_2^1,\ldots u_H^1)$. كذلك نقوم بإضفاء مزيد من الخصوصية على التعريف العام بإبدال المتجهات البيئية للأسر المعيشية العامة $(e_1,e_2,\ldots e_H)=e$ إلى المتجه الخاص بالمتغيرات البيئية الأسرية في الفترة صفر $e^0\equiv(e_1^0,e_2^0,\ldots e_H^0)$ أو المتجه الخاص بالمتغيرات البيئية الأسرية في الفترة ١ $e^1\equiv(e_1^1,e_2^1,\ldots,e_H^1)$. ويؤدي اختيار متجه مستويات المنفعة لفترة الأساس والمتغيرات البيئية لفترة

الأساس إلى *مؤشر لاسبير الديمقراطي المشروط لتكلفة المعيشة*، $P_D^*(p_1^0,\ldots,p_H^0,p_1^1,\ldots,p_H^1,u^0,e^0)$، في حين يؤدي اختيار متجه مستويات المنفعة والمتغيرات البيئية للفترة ١ إلى *رقم باش الديمقراطي المشروط لتكلفة المعيشة*، $P_D^*(p_1^0,\ldots,p_H^0,p_1^1,\ldots,p_H^1,u^1,e^1)$. ويتبين أن هذين المؤشرين الديمقراطيين يجتازان بعض المتباينات الجديرة بالاهتمام والتي يتم اشتقاقها أدناه.

١٨-٢٦ وبإضفاء الخصوصية على التعريف (18.23)، يمكن إعادة كتابة *مؤشر لاسبير الديمقراطي المشروط لتكلفة المعيشة*، $P_D^*(p_1^0,\ldots,p_H^0,p_1^1,\ldots,p_H^1,u^0,e^0)$، كالتالي:

$$
\begin{aligned}
&P_D^*(p_1^0,\ldots,p_H^0,p_1^1,\ldots,p_H^1,u^0,e_1^0,e_2^0,\ldots,e_H^0)\\
&\equiv \sum_{h=1}^{H}\left(\frac{1}{H}\right)\frac{C^h(u_h^0,e_h^0,p_h^1)}{C^h(u_h^0,e_h^0,p_h^0)}\\
&= \sum_{h=1}^{H}\left(\frac{1}{H}\right)\frac{C^h(u_h^0,e_h^0,p_h^1)}{p_h^0q_h^0} \qquad \text{باستخدام المعادلة (18.1) بالنسبة إلى } t=0\\
&\le \sum_{h=1}^{H}\left(\frac{1}{H}\right)\frac{p_h^1q_h^0}{p_h^0q_h^0}
\end{aligned}
\tag{18.24}
$$

نظرا لأن كل من $C^h(u_h^0,e_h^0,p_h^1)\equiv \min_q\{p_h^1q: f^h(q,e_h^0)\ge u_h^0\}\le p^1q_h^0$ وq_h^0 يكون ممكنا لمشكلة تخفيض التكلفة إلى الحد الأدنى بالنسبة إلى $h=1,2,\ldots,H$

$$\equiv P_{DL}$$

حيث يُعرَّف P_{DL} على أنه مؤشر لاسبير الديمقراطي (من حيث المبدأ) الملحوظ للأسعار، $\sum_{h=1}^{H}\left(\frac{1}{H}\right)p_h^1q_h^0/p_h^0q_h^0$ ، والذي يستخدم فرادى متجهات الكميات للأسر المعيشية أو الأقاليم في الفترة صفر، $(q_1^0,\ldots,q_H^0)$، كأوزان ترجيحية للكميات.

١٨-٢٧ وعلى نحو مماثل، وبإضفاء الخصوصية على التعريف (18.23)، يمكن كتابة مؤشر باش الديمقراطي المشروط لتكلفة المعيشة، $P_D^*(p_1^0,\ldots,p_H^0,p_1^1,\ldots,p_H^1,u^1,e^1)$، كالتالي:

$$
\begin{aligned}
P_D^*(p_1^0,\ldots,p_H^0,p_1^1,\ldots,p_H^1,u^1,e_1^1,e_2^1,\ldots,e_H^1) &\equiv \sum_{h=1}^{H}\left(\frac{1}{H}\right)\frac{C^h(u_h^1,e_h^1,p_h^1)}{C^h(u_h^1,e_h^1,p_h^0)} \\
&= \sum_{h=1}^{H}\left(\frac{1}{H}\right)\frac{p_h^1 q_h^1}{C^h(u_h^1,e_h^1,p_h^0)} \qquad (18.25)\\
&\geq \sum_{h=1}^{H}\left(\frac{1}{H}\right)\frac{p_h^1 q_h^1}{p_h^0 q_h^1} \qquad \text{باستخدام متغير مستقل للإمكانية} \\
&\equiv P_{DP}
\end{aligned}
$$

باستخدام المعادلة (18.1) بالنسبة إلى $t=1$.

حيث يُعرَّف P_{DP} على أنه *مؤشر باش الديمقراطي*، $\sum_{h=1}^{H}\left(\frac{1}{H}\right)p_h^1 q_h^1/p_h^0 q_h^1$، الذي يستخدم المتجه الفردي لكميات الأسرة المعيشية h للفترة ١، q_h^1، كأوزان ترجيحية للكميات للحد h في مجموع مؤشرات باش لفرادى الأسر المعيشية. وعليه، يمكن ملاحظة أن مؤشر باش الديمقراطي والمشروط والنظري لتكلفة المعيشة، $P_D^*(p_1^0,\ldots,p_H^0,p_1^1,\ldots,p_H^1,u^1,e^1)$، يحده من أسفل مؤشر باش الديمقراطي (من حيث المبدأ) الملحوظ، P_{DP}. وقد حصل ديورت Diewert (1983a, p. 191) أولا على المتباينة (18.25) بالنسبة للحالة التي تكون فيها المتغيرات البيئية غائبة عن دوال منفعة وتكلفة الأسر المعيشية، وتكون الأسعار متساوية عبر الأسر المعيشية.

١٨-٢٨ ويتم الآن توضيح كيفية الحصول على المؤشر الديمقراطي النظري لتكلفة المعيشة الذي تحده من أعلى وأسفل مؤشرات ملحوظة. وباستخدام المتباينتين (18.24) و(18.25) وخصائص الاستمرارية للمؤشر الديمقراطي المشروط لتكلفة المعيشة $P^*(p_1^0,\ldots,p_H^0,p_1^1,\ldots,p_H^1,u,e)$ المعرَّف بالمعادلة (18.23)، من الممكن تعديل طريقة الإثبات التي استخدمها كل من Konüs (1924) و Diewert (1983a, p. 191) وإرساء النتيجة التالية:

ثمة متجه منفعة مرجعي $u^* \equiv (u_1^*,u_2^*,\ldots,u_H^*)$ بحيث يقع مستوى المنفعة المرجعي للأسرة المعيشية h، u_h^*، بين مستويي منفعة الأسرة المعيشية في الفترتين صفر و١، u_h^0 وu_h^1، على الترتيب بالنسبة إلى $h=1,\ldots,H$. كذلك، توجد متجهات بيئية للأسر المعيشية $e_h^* \equiv (e_{h1}^*,e_{h2}^*,\ldots,e_{hM}^*)$ بحيث يقع المتغير البيئي mth المرجعي للأسرة المعيشية h، e_{hm}^*، بين مستويي الفترة صفر و١ للأسرة المعيشية h، e_{hm}^0 وe_{hm}^1 على الترتيب بالنسبة إلى $m=1,2,\ldots,M$ و$h=1,\ldots,H$. ويقع المؤشر الديمقراطي المشروط لتكلفة المعيشة $P_D^*(p_1^0,\ldots,p_H^0,p_1^1,\ldots,p_H^1,u^*,e^*)$، المقيم بمتجه المنفعة المرجعي الوسيط u^* والمتجه المرجعي الوسيط الخاص بالمتغيرات البيئية الأسرية $e^* \equiv (e_1^*,e_2^*,\ldots,e_H^*)$، بين مؤشري لاسبير وباش الديمقراطيين (من حيث المبدأ) الملحوظين، P_{DL} وP_{DP}، المعرفان آنفا بالمعادلتين الأخيرتين في (18.24) و(18.25).

١٨-٢٩ وتوضح النتيجة السابقة أن *المؤشر المشروط الديمقراطي القومي النظري لأسعار المستهلكين* $P_D^*(p_1^0,\ldots,p_H^0,p_1^1,\ldots,p_H^1,u^*,e^*)$ يقع بين مؤشر لاسبير الديمقراطي P_{DL} ومؤشر باش الديمقراطي P_{DP}. ومن ثم، إذا لم يكن هناك اختلاف كبير بين P_{DL} وP_{DP}، فإن التقريب بالنقطة الجيد للمؤشر الديمقراطي القومي النظري لأسعار المستهلكين سوف يكون هو *مؤشر فيشر الديمقراطي*، P_{DF}، المعرَّف كالتالي:

$$P_{DF} \equiv \sqrt{P_{DL}P_{DP}} \tag{18.26}$$

وسوف يجتاز مؤشر فيشر الديمقراطي للأسعار، P_{DF}، اختبار انعكاس الأساس الزمني.

١٨-٣٠ ومرة أخرى، سوف يكون مفيدا الحصول على صيغ لمؤشرات لاسبير وباش الديمقراطية تعتمد فقط على الأرقام النسبية للأسعار وأنصبة الإنفاق. وباستخدام التعريف (18.10) لنصيب إنفاق الأسرة المعيشية h على السلعة i خلال الفترة t، s_{hi}^t، يمكن كتابة مؤشرات لاسبير وباش للأسعار للأسرة المعيشية h في شكل أنصبة كالتالي:

$$P_{Lh} \equiv \frac{p_h^1 q_h^0}{p_h^0 q_h^0} = \sum_{i=1}^{n} s_{hi}^0 \left(\frac{p_{hi}^1}{p_{hi}^0}\right); \quad h=1,\ldots,H \tag{18.27}$$

$$P_{Ph} \equiv \frac{p_h^1 q_h^1}{p_h^0 q_h^1} = \left\{\sum_{i=1}^{n} s_{hi}^1 \left(\frac{p_{hi}^1}{p_{hi}^0}\right)^{-1}\right\}^{-1}; \quad h=1,\ldots,H. \tag{18.28}$$

وتؤدي الاستعاضة بالمعادلة (18.27) في تعريف مؤشر لاسبير الديمقراطي، P_{DL}، إلى الصيغة التالية من نوع الأنصبة:[١٠]

$$P_{DL} = \sum_{h=1}^{H}\left(\frac{1}{H}\right)\sum_{i=1}^{n} s_{hi}^0 \left(\frac{p_{hi}^1}{p_{hi}^0}\right) \tag{18.29}$$

وعلى نحو مماثل، تؤدي الاستعاضة بالمعادلة (18.28) في تعريف مؤشر باش الديمقراطي، P_{DP}، إلى الصيغة التالية من نوع الأنصبة:

---

[١٠] بمقارنة صيغة مؤشر لاسبير الديمقراطي، P_{DL}، مع الصيغة السابقة (18.16) لمؤشر لاسبير البلوتوقراطي، P_{PL}، يمكن ملاحظة أن الوزن الترجيحي البلوتوقراطي للرقم النسبي لأسعار i للأسرة المعيشية h هو $S_h^0 s_{hi}^0$، في حين يكون الوزن الترجيحي الديمقراطي المقابل هو $(1/H)s_{hi}^0$. وعليه، فإن الأسر المعيشية ذات النفقات الأعلى في فترة الأساس ومن ثم أنصبة الإنفاق الأكبر S_h^0 تحصل على وزن ترجيحي أكبر في المؤشر البلوتوقراطي مقارنةً بالمؤشر الديمقراطي.

$$P_{DL} = \sum_{h=1}^{H}\left(\frac{1}{H}\right)\left\{\sum_{i=1}^{n} s_{hi}^{1}\left(\frac{p_{hi}^{1}}{p_{hi}^{0}}\right)^{-1}\right\}^{-1} \qquad (18.30)$$

١٨-٣١ وتُبّسط صيغة مؤشر لاسبير الديمقراطي في الفقرة السابقة إذا أمكن افتراض أن كافة الأسر المعيشية تواجه نفس متجه الأسعار في كلا الفترتين قيد الدراسة. وفي ظل هذا الشرط، يمكن إعادة كتابة المعادلة (18.28) كالتالي:

$$P_{DL} = \sum_{i=1}^{n} s_{di}^{0}\left(\frac{p_{i}^{1}}{p_{i}^{0}}\right) \qquad (18.31)$$

حيث يُعرَّف نصيب الإنفاق الديمقراطي للفترة صفر على السلعة i، s_{di}^{0}، كالتالي:

$$s_{di}^{0} \equiv \sum_{h=1}^{H}\left(\frac{1}{H}\right)s_{hi}^{0}; \qquad i = 1,\ldots,n \qquad (18.32)$$

وعليه، فإن s_{di}^{0} هو ببساطة المتوسط s_{di}^{0} الحسابي (لكافة الأسر المعيشية) لأنصبة إنفاق فرادى الأسر المعيشية على السلعة i خلال الفترة صفر. ولا تُبّسط صيغة مؤشر باش الديمقراطي بنفس الطريقة، وذلك في ظل افتراض أن الأسر المعيشية تواجه نفس الأسعار في كل فترة، نظرا للشكل التوافقي لحساب المتوسط في المعادلة (18.30).

١٨-٣٢ وتتمثل النتيجة هنا في أن أرقام لاسبير وباش وفيشر الديمقراطية والبلوتوقراطية يمكن بناؤها من قِبل وكالة إحصائية بشرط أن تتوافر معلومات عن الأرقام النسبية للأسعار الخاصة بالأسر المعيشية، p_{hi}^{1}/p_{hi}^{0}، وأن تتوافر النفقات لكلا الفترتين قيد الدراسة. وإذا توافرت معلومات الإنفاق لفترة الأساس فقط، عندئذ يمكن فقط إنشاء أرقام لاسبير الديمقراطية والبلوتوقراطية.

١٨-٣٣ ومن الضروري الآن مناقشة مشكلة عملية تواجه الوكالات الإحصائية، ألا وهي أن مسوح الإنفاق الاستهلاكي للأسر المعيشية الحالية التي تُستَخدم لأجل عمل تقديرات لأنصبة إنفاق الأسر المعيشية لا تتسم بدقة عالية. وعليه، فإن أنصبة الإنفاق السلعي المفصلة بحسب الإقليم، $S_h^{0}s_{hi}^{0}$ و $S_h^{1}s_{hi}^{1}$ التي تظهر في صيغ مؤشرات لاسبير وباش البلوتوقراطية يتم قياسها بشكل عام بأخطاء كبيرة جدا. وعلى نحو مماثل، فإن فرادى أنصبة إنفاق الأسر المعيشية للفترتين قيد الدراسة، s_{hi}^{0} و s_{hi}^{1}، اللازمة لحساب مؤشرات لاسبير وباش الديمقراطية المعرَّفة بالمعادلتين (18.29) و(18.30) على الترتيب، يتم عموما قياسها بأخطاء كبيرة أيضا. وعليه، قد يؤدي الأمر إلى خطأ كلي أقل إذا ما تم إبدال أنصبة الإنفاق السلعي على المستوى الإقليمي s_{hi}^{t} إلى أنصبة الإنفاق السلعي على المستوى القومي σ_i^{t} المعرَّفة بالمعادلة (18.12). ويعتمد ما إذا كان هناك مبرر لهذا التقدير التقريبي على التحليل المفصل للموقف الذي يواجه الوكالة الإحصائية. وبشكل عام، لن تتوفر للوكالة الإحصائية

معلومات كاملة ودقيقة عن أنصبة إنفاق الأسر المعيشية، ومن ثم سوف يتعين استخدام التقدير الإحصائي وأساليب التمهيد (smoothing techniques) لأجل الحصول على أوزان الإنفاق الترجيحية التي ستستخدم لترجيح الأرقام النسبية للأسعار التي تجمعها الوكالة.

١٨-٣٤ وتتعين الإشارة إلى أن إطار المؤشر المشروط المستخدم أعلاه يمكن استخدامه لإعداد نماذج لحالات تتغير فيها أفضليات الأسر المعيشية (باستمرار) من فترة الأساس إلى الفترة الجارية: ويتم ببساطة اختيار المتغير البيئي ليكون هو الزمن t. وتعني النتائج النظرية في الفقرتين ١٨-١٤ و١٨-٢٨ ضمنا وجود مؤشرات لتكلفة المعيشة تقع بين حدي باش ولاسبير الملحوظين، بحيث يتم اتخاذ دوال أفضليات الأسر المعيشية لتكون بعض الأفضليات الوسيطة بين الأفضليات المرتبطة بالفترتين قيد الدراسة. وكالعادة، إذا لم تكن الحدود الملحوظة بعيدة جدا عن بعضها البعض، فإن اتخاذ المتوسط الهندسي للحدود يؤدي إلى تقدير تقريبي واف لهذه المؤشرات النظرية لتكلفة المعيشة.[١١]

١٨-٣٥ وللاطلاع على نقد وبعض قيود المنهج الاقتصادي لنظرية الرقم القياسي، راجع Turvey (2000) و Diewert (2001).[١٢]

[١١] للاطلاع على معالجة موسعة لنظرية تكلفة المعيشة في سياق تغير الأذواق، راجع Balk (1989a).

[١٢] للاطلاع على دفاع قوي عن المنهج الاقتصادي، راجع Triplett (2001).

الفصل التاسع عشر

مؤشرات الأسعار المحسوبة باستخدام مجموعة بيانات اصطناعية

مقدمة

١٩-١ لأجل إعطاء فكرة عن مدى تفاوت مختلف الأرقام القياسية باستخدام مجموعة بيانات "حقيقية"، يتم في هذا الفصل حساب كافة المؤشرات الرئيسية تقريبا المعرَّفة في الفصول السابقة باستخدام مجموعة بيانات اصطناعية تتكون من أسعار وكميات ست سلع عبر خمس فترات. ويتم وصف البيانات في الفقرتين ١٩-٣ و١٩-٤.

١٩-٢ وتتضمن هذه الفقرة توضيح موجز لمحتويات الأقسام الباقية. وفي القسم الذي يبدأ بالفقرة ١٩-٥، يتم حساب اثنين من أقدم المؤشرات غير المرجحة، وهما مؤشرا كارلي وجيفون للأسعار (Carli and Jevons). كما يتم في هذا القسم أيضا حساب اثنين من أقدم المؤشرات المرجحة: مؤشرا لاسبير وباش. ويتم في هذا القسم حساب كل من المؤشرات ثابتة الأساس وبنظام السلسلة. وفي القسم الذي يبدأ بالفقرة ١٩-٩، يتم حساب مختلف المؤشرات المرجحة على نحو غير متماثل[١]. وفي القسم الذي يبدأ بالفقرة ١٩-١٧، يتم حساب المؤشرات المرجحة على نحو متماثل[٢]. وبعض هذه المؤشرات يعد ممتازا، في حين لا تعد الأخرى كذلك. ويقوم القسم الذي يبدأ بالفقرة ١٩-٢٣ بحساب بعض المؤشرات الممتازة باستخدام مرحلتين للتجميع ثم يقارن المؤشرات ذات المرحلتين الناتجة مع نظيراتها ذات المرحلة الواحدة. ويقوم القسم التالي بحساب مختلف مؤشرات لويد-مولتون (LIoyd-Moulton)[٣] ثم يقارنها مع المؤشرات الممتازة. ويقوم القسم الذي يبدأ بالفقرة ١٩-٣٢ بحساب تحليلين للتغير بالنسبة المئوية قابلين للجمع لمؤشر فيشر المثالي ويقارن التحليلات الناتجة، والتي يتبين أنها متشابهة جدا. وحتى الآن، تعد كافة المؤشرات المحسوبة *مؤشرات ثنائية للأسعار مرجحة أو غير مرجحة*؛ أي أن صيغة الرقم القياسي تعتمد فقط على بيانات الأسعار والكميات المرتبطة بالفترتين التي تتم مقارنة أسعارهما. وفي الأقسام الثلاثة الأخيرة من هذا الفصل، يتم حساب مؤشرات مختلفة تتضمن بيانات خاصة بثلاث فترات أو أكثر. وفي القسم الذي يبدأ بالفقرة ١٩-٣٧، يتم حساب مؤشري لو وياغ حيث تستخدم بيانات الفترة ١ كأوزان ترجيحية

---

[١] تعني "الأوزان الترجيحية غير المتماثلة" أن الأوزان الترجيحية للكميات أو القيم للأسعار تأتي فقط من إحدى الفترتين قيد المقارنة.

[٢] وتعني "الأوزان الترجيحية المتماثلة" أن الأوزان الترجيحية للكميات أو القيم للأسعار تدخل صيغة الرقم القياسي على نحو متماثل أو متساوٍ.

[٣] يُذكَر من الفصل السابع عشر أن هناك مؤشر لويد-مولتون مستقل لكل معلمة مقدَّرة لمرونة الإحلال σ مدرجة في الصيغة.

للكميات أو الأنصبة بالاشتراك مع بيانات الأسعار للفترات من ٣ إلى ٥، بحيث تكون الفترة المرجعية للأوزان الترجيحية هي ١ والفترة المرجعية للأسعار هي ٣. وفي القسمين الأخيرين، يتم حساب مؤشرات مختلفة للسنة الوسطى تعتمد على صيغ لو ويانغ. ويُذكر أنه بالنسبة لهاتين الصيغتين للرقم القياسي، فإن الفترة المرجعية للأسعار لا تتزامن مع الفترة المرجعية للأوزان الترجيحية. وعليه، لا تعد هذه المؤشرات صيغا للرقم القياسي الثنائي.

مجموعة البيانات الاصطناعية

١٩-٣ يمكن النظر إلى الفترة على أنها من سنة إلى خمس سنوات. حيث تكون الاتجاهات العامة في البيانات أكثر وضوحا مما ستتم ملاحظته خلال سنة واحدة. وثمة قائمة ببيانات الأسعار والكميات واردة في الجدولين ١٩-١ و١٩-٢. وللملاءمة، يتضمن الجدول ١٩-٣ النفقات الاسمية في الفترة t، $p^t q^t \equiv \sum_{i=1}^{n} p_i^t q_i^t$، بالإضافة إلى أنصبة الإنفاق في الفترة t، $s_i^t \equiv p_i^t q_i^t / p^t q^t$.

١٩-٤ ويتم في هذه الفقرة تفسير الاتجاهات العامة التي تم إدراجها في الجداول من ١٩-١ إلى ١٩-٣. ويتم النظر إلى الأربع سلع الأولى على أنها استهلاك الفئات المختلفة من *السلع* في اقتصاد ما، في حين تكون السلعتان الأخيرتان هي استهلاك فئتين من *الخدمات*. ويُنظر إلى السلعة الأولى على أنها *استهلاك زراعي*؛ وتتذبذب كميته حول ١ كما يتذبذب سعره حول ١.[٤] وتتمثل السلعة الثانية في *استهلاك الطاقة*؛ وتُظهِر كميته اتجاها عاما تصاعديا خفيفا خلال الخمس فترات مع بعض التقلبات الثانوية. غير أنه يُلاحَظ أن سعر الطاقة يتذبذب بشكل حاد من فترة لأخرى.[٥] أما السلعة الثالثة فهي *الصناعات التقليدية*. ويتم افتراض معدلات مرتفعة نوعا ما من تضخم الأسعار لهذه السلعة للفترتين ٢ و٣ والتي تقل إلى معدل تضخم منخفض جدا بنهاية فترة العينة.[٦] ويعد استهلاك السلع التقليدية المصنعة ثابتا نوعا ما في مجموعة البيانات. وتتمثل السلعة الرابعة في *السلع المصنعة متقدمة التكنولوجيا*، مثل أجهزة الحاسب الآلي، وكاميرات الفيديو، والأقراص المدمجة. وينمو الطلب على هذه السلع متقدمة التكنولوجيا بمعدل ١٢ مرة على مدى فترة العينة، في حين يكون سعر الفترة الأخيرة عُشر سعر الفترة الأولى فقط. أما السلعة الخامسة فهي *الخدمات التقليدية*. وتكون الاتجاهات العامة في أسعار هذه السلعة مماثلة

---

[٤] غير أنه يُلاحظ أن نصيب إنفاق المنتجات الزراعية يُظهِر اتجاها نزوليا عبر الزمن مع تطور الاقتصاد وتحوله إلى الخدمات.

[٥] يعد ذلك مثالا على ظاهرة ارتداد الأسعار التي لاحظها Szulc (1983). ويُلاحَظ أن التقلبات في أسعار الطاقة المدرجة في مجموعة البيانات تتسم بقدر من الواقعية: ففي السنوات الأربع الماضية، تذبذب سعر برميل خام النفط من ١٢ إلى ٤٠ دولارا أمريكيا.

[٦] يتفق ذلك تقريبا مع خبرة معظم البلدان الصناعية خلال الفترة من ١٩٧٣ إلى منتصف التسعينات. وعليه، يتم ضغط خمس سنوات تقريبا من التحركات السعرية في إحدى فتراتنا.

لتلك المتعلقة بالصناعات التقليدية، باستثناء أن معدلات التضخم من فترة لأخرى تكون أعلى قليلا. غير أن الطلب على الخدمات التقليدية ينمو على نحو أكبر من الطلب على الصناعات التقليدية. وتتمثل السلعة الأخيرة في *الخدمات متقدمة التكنولوجيا*، مثل الاتصالات السلكية واللاسلكية، والهواتف اللاسلكية، وخدمات شبكت الإنترنت والاتجار في البورصة. وبالنسبة لهذه السلعة الأخيرة، يوضح السعر اتجاها هبوطيا شديدا ليصل إلى ٢٠% من مستوى البداية، في حين يزيد الطلب خمسة أضعاف. وتعد تحركات الأسعار والكميات في مجموعة البيانات الاصطناعية هذه أكثر وضوحا من التحركات من سنة لأخرى التي ستتم مواجهتها في بلد نمطي، ولكنها توضح المشكلة التي تقابل معدي مؤشر أسعار المستهلكين؛ ألا وهي أن تحركات الأسعار والكميات من سنة لأخرى أبعد ما تكون عن كونها متناسبة عبر السلع، وعليه فإن اختيار صيغة الرقم القياسي سيكون ذا أهمية.

الجدول ١٩-١: الأسعار لست سلع

الفترة t	p_1^t	p_2^t	p_3^t	p_4^t	p_5^t	p_6^t
١	١,٠	١,٠	١,٠	١,٠	١,٠	١,٠
٢	١,٢	٣,٠	١,٣	٠,٧	١,٤	٠,٨
٣	١,٠	١,٠	١,٥	٠,٥	١,٧	٠,٦
٤	٠,٨	٠,٥	١,٦	٠,٣	١,٩	٠,٤
٥	١,٠	١,٠	١,٦	٠,١	٢,٠	٠,٢

الجدول ١٩-٢: الكميات لست سلع

الفترة t	q_1^t	q_2^t	q_3^t	q_4^t	q_5^t	q_6^t
١	١,٠	١,٠	٢,٠	١,٠	٤,٥	٠,٥
٢	٠,٨	٠,٩	١,٩	١,٣	٤,٧	٠,٦
٣	١,٠	١,١	١,٨	٣,٠	٥,٠	٠,٨
٤	١,٢	١,٢	١,٩	٦,٠	٥,٦	١,٣
٥	٠,٩	١,٢	٢,٠	١٢,٠	٦,٥	٢,٥

الجدول ١٩-٣: النفقات وأنصبة الإنفاق لست سلع

الفترة t	$p^t q^t$	s_1^t	s_2^t	s_3^t	s_4^t	s_5^t	s_6^t
١	١٠,٠٠	٠,١٠٠٠	٠,١٠٠٠	٠,٢٠٠٠	٠,١٠٠٠	٠,٤٥٠٠	٠,٠٥٠٠
٢	١٤,١٠	٠,٠٦٨١	٠,١٩١٥	٠,١٧٥٢	٠,٠٦٤٥	٠,٤٦٦٧	٠,٠٣٤٠
٣	١٥,٢٨	٠,٠٦٥٤	٠,٠٧٢٠	٠,١٧٦٧	٠,٠٩٨٢	٠,٥٥٦٣	٠,٠٣١٤
٤	١٧,٥٦	٠,٠٥٤٧	٠,٠٣٤٢	٠,١٧٣١	٠,١٠٢٥	٠,٦٠٥٩	٠,٠٢٩٦
٥	٢٠,٠٠	٠,٠٤٥٠	٠,٠٦٠٠	٠,١٦٠٠	٠,٠٦٠٠	٠,٦٥٠٠	٠,٠٢٥٠

المؤشرات الأولى للأسعار: مؤشرات كارلي وجيفون ولاسبير وباش

١٩–٥ لدى أي خبير في إحصاءات الأسعار دراية *بمؤشر لاسبير* $\bar{P}_L$ المعرَّف بالمعادلة (15.5) ومؤشر باش P_P المعرَّف بالمعادلة (15.6) في الفصل الخامس عشر. ويتضمن الجدول ١٩–٤ هذين المؤشرين فضلا عن المؤشرين غير المرجحين اللذين تم عرضهما في الفصول السابقة: *مؤشر كارلي* (Carli index) المعرَّف بالمعادلة (16.45) *ومؤشر جيفون* (Jevons index) المعرَّف بالمعادلة (16.47) في الفصل السادس عشر. وتقارن المؤشرات الواردة في الجدول ١٩–٤ الأسعار في الفترة t مع نظيراتها في الفترة ١، أي أنها *مؤشرات ثابتة الأساس*. وعليه، فإن القيد الخاص بالفترة t في مؤشر كارلي، P_C، هو ببساطة المتوسط الحسابي لستة أرقام نسبية للأسعار، $\sum_{i=1}^{6}(1/6)\ (p_i^t/p_i^1)$، في حين أن القيد الخاص بالفترة t لمؤشر جيفون، P_J، هو المتوسط الهندسي لستة أرقام نسبية للأسعار، $\prod_{i=1}^{6}(p_i^t/p_i^1)^{1/6}$.

١٩–٦ ويُلاحظ أنه بحلول الفترة ٥، يكون الفرق بين مؤشري لاسبير وباش للأسعار كبيرا جدا: مؤشر لاسبير P_L يساوي ١,٤٤٠٠ بينما يساوي مؤشر باش $\bar{P}_P$ ٠,٧٩٦٨، وهو فرق يبلغ ٨١%. وبما أن هذين المؤشرين لهما نفس التبرير النظري، يمكن ملاحظة أن اختيار صيغة الرقم القياسي يعد ذا أهمية كبيرة. ويقع قيد الفترة ٥ لمؤشر كارلي، ٠,٩٨٣٣، بين مؤشري باش ولاسبير المناظرين، ولكن مؤشر جيفون في الفترة ٥، ٠,٦٣٢٤، لا يكون كذلك. ويُلاحَظ أن مؤشر جيفون دائما ما يكون أقل كثيرا من مؤشر كارلي المناظر. وسوف يستمر هذا الوضع كذلك (إلا إذا كان هناك تناسب في الأسعار بين الفترتين قيد الدراسة) لأن المتوسط الهندسي دائما ما يساوي أو يقل عن المتوسط الحسابي المناظر.[٧]

١٩–٧ ومن المهم إعادة حساب المؤشرات الأربعة الواردة في الجدول ١٩–٤ باستخدام مبدأ السلسلة بدلا من مبدأ ثبات الأساس. ومن المتوقع أن يقل الفرق بين مؤشري باش ولاسبير باستخدام مبدأ السلسلة. وترد هذه المؤشرات بنظام السلسلة في الجدول ١٩–٥.

١٩–٨ وبمقارنة الجدولين ١٩–٤ و١٩–٥، يمكن ملاحظة أن الوصل المسلسل أدى إلى حذف نحو ثُلثي الفرق بين مؤشري باش ولاسبير. ومع ذلك، فحتى مؤشري باش ولاسبير بنظام السلسلة يختلفان بنحو ١٨% في الفترة ٥، ومن ثم يظل اختيار صيغة الرقم القياسي مهما. ويُلاحظ أن الوصل المسلسل لم يؤثر على مؤشر جيفون. ويعد ذلك ميزة للمؤشر ولكن نقص الترجيح يعتبر عيبا شديدا.[٨] وباستخدام المنهج الاقتصادي لنظرية الرقم القياسي، من

---

[٧] وفقا لنظرية المتوسط الحسابي والهندسي؛ راجع Hardy, Littlewood and Pólya (1934, p. 17).

[٨] تتمثل مشكلة المتوسط الهندسي المرجح بالتساوي في أن انخفاضات الأسعار في حالة السلع والخدمات متقدمة التكنولوجيا يتم إعطاؤها نفس الوزن الترجيحي مثل التغيرات السعرية في السلع الأربع الأخرى (التي تتسم بتغيرات سعرية متزايدة أو ثابتة)، ولكن

المتوقع أن يقع المؤشر "الحقيقي" بين مؤشري باش ولاسبير. ومن الجدول ١٩–٥، يمكن ملاحظة أن مؤشر جيفون غير المرجح يقل كثيرا عن هذا النطاق المقبول. ويُلاحَظ أن الوصل المسلسل لم يؤثر على مؤشر كارلي على نحو نظامي بالنسبة لمجموعة البيانات الاصطناعية: في الفترتين ٣ و٤، يكون مؤشر كارلي بنظام السلسلة أعلى من مؤشر كارلي ثابت الأساس المقابل له؛ ولكن في الفترة ٥ يقل مؤشر كارلي بنظام السلسلة عن مؤشر كارلي ثابت الأساس.[٩]

الجدول ١٩–٤: مؤشرات لاسبير وباش وكارلي وجيفون ثابتة الأساس

الفترة t	P_L	P_P	P_C	P_J
١	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠
٢	١,٤٢٠٠	١,٣٨٢٣	١,٤٠٠٠	١,٢٤١٩
٣	١,٣٤٥٠	١,٢٠٣١	١,٠٥٠٠	٠,٩٥٦٣
٤	١,٣٥٥٠	١,٠٢٠٩	٠,٩١٦٧	٠,٧٢٥٦
٥	١,٤٤٠٠	٠,٧٩٦٨	٠,٩٨٣٣	٠,٦٣٢٤

الجدول ١٩–٥: مؤشرات لاسبير وباش وكارلي وجيفون بنظام السلسلة

الفترة t	P_L	P_P	P_C	P_J
١	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠
٢	١,٤٢٠٠	١,٣٨٢٣	١,٤٠٠٠	١,٢٤١٩
٣	١,٣٦٤٦	١,٢٧٤٠	١,١٦٦٤	٠,٩٥٦٣
٤	١,٣٣٥١	١,٢٠٦٠	٠,٩٢٣٦	٠,٧٢٥٦
٥	١,٣٣٠٦	١,١٢٣٤	٠,٩٤٤٦	٠,٦٣٢٥

أنصبة الإنفاق على السلع متقدمة التكنولوجيا تظل صغيرة نوعا ما خلال الفترات الخمس. ومن ثم، لا تُظهِر مؤشرات الأسعار المرجحة معدل الانخفاض الكلي في الأسعار الذي يُظهره مؤشر جيفون غير المرجح. وهذه الملاحظات السلبية إلى حد ما على استخدام المتوسط الهندسي غير المرجح كصيغة للرقم القياسي على المستويات الأعلى من التجميع لا تحول دون استخدامه على أقل مستوى للتجميع، حيث يمكن إعطاء مبرر بديهي قوي لاستخدام هذه الصيغة. وفي حالة استخدام المعاينة الاحتمالية (Probability sampling) على المستوى الأقل من التجميع، عندئذ يصبح المتوسط الهندسي غير المرجح أساسا هو مؤشر لاسبير اللوغاريتمي.

[٩] بالنسبة للعديد من مجموعات البيانات، يُتوقع أن يكون مؤشر كارلي بنظام السلسلة أعلى من مؤشر كارلي ثابت الأساس المقابل؛ راجع Szulc (1983).

مؤشرات الأسعار المرجحة على نحو غير متماثل

١٩-٩ يتضمن هذا القسم مقارنة نظامية لكافة مؤشرات الأسعار المرجحة على نحو غير متماثل (باستثناء مؤشر لويد-مولتون (Lloyd–Moulton)، والذي سوف تتم دراسته فيما بعد). ويتضمن الجدول ١٩-٦ قائمة بالمؤشرات ثابتة الأساس. ويعد مؤشري لاسبير وباش ثابتي الأساس، P_L وP_P، مماثلين للمؤشرات الواردة في الجدول ١٩-٤. ويتم تعريف مؤشر بالغريف (Palgrave)، P_{PAL} بالمعادلة (16.55). ويعد المؤشرين المشار إليهما بالرمزين P_{GL} وP_{GP} هما مؤشرا لاسبير وباش الهندسيان،[١٠] وهما حالتان خاصتان من فئة المؤشرات الهندسية المعرَّفة من قِبل Konüs and Byushgens (1926)؛ راجع المعادلة (15.78). وبالنسبة إلى مؤشر لاسبير الهندسي، P_{GL}، فإن الوزن الترجيحي الأسي α_i للرقم النسبي i هو s_i^1، بحيث يكون s_i^1 هو نصيب الإنفاق في فترة الأساس على السلعة i. ويتعين اعتبار المؤشر الناتج بديلا لمؤشر لاسبير ثابت الأساس، نظرا لأن كلا هذين المؤشرين يستخدم مجموعة المعلومات ذاتها. وبالنسبة لمؤشر باش الهندسي، P_{GP}، فإن الوزن الترجيحي الأسي للرقم النسبي لسعر i هو s_i^t، بحيث تكون s_i^t هي أنصبة الإنفاق في الفترة الجارية. وفي النهاية، فإن المؤشر P_{HL} هو مؤشر لاسبير التوافقي المعرَّف بالمعادلة (16.59).

١٩-١٠ وبالنظر إلى قيود الفترة ٥ في الجدول ١٩-٦، يمكن ملاحظة أن الفرق بين كافة هذه المؤشرات ثابتة الأساس والمرجحة على نحو غير متماثل قد زاد ليكون أكبر حتى من الفرق السابق البالغ ٨١% بين مؤشري باش ولاسبير ثابتي الأساس. وفي الجدول ١٩-٦، يعد مؤشر بالغريف في الفترة ٥ ثلاثة أضعاف مؤشر لاسبير التوافقي في الفترة ٥، P_{HL}. ومرة أخرى، يوضح ذلك النقطة التي مفادها أنه بسبب النمو غير المتناسب في الأسعار والكميات في معظم الاقتصادات في الوقت الحاضر، فإن اختيار صيغة الرقم القياسي يعد ذا أهمية كبيرة.

١٩-١١ ومن الممكن تفسير أسباب أن مؤشرات معينة في الجدول ١٩-٦ أكبر من أخرى. إذ يتبين أن متوسطا حسابيا مرجحا للأعداد n يساوي أو يزيد عن المتوسط الهندسي المرجح المناظر لنفس الأعداد n، والذي بدوره يساوي أو يزيد عن المتوسط التوافقي المرجح المناظر لنفس الأعداد n.[١١] ويمكن ملاحظة أن المؤشرات الثلاثة P_{PAL} وP_{GP} وP_P تستخدم جميعها أنصبة إنفاق الفترة الجارية s_i^t لترجيح الأرقام النسبية للأسعار (p_i^t/p_i^1)، ولكن P_{PAL} هو المتوسط الحسابي المرجح لهذه الأرقام النسبية للأسعار، وP_{GP} هو المتوسط

---

[١٠] استخدم Vartia (1978, p. 272) مصطلحي لاسبير اللوغاريتمي وباش اللوغاريتمي، على التوالي.

[١١] يترتب ذلك على متباينة Schlömilch's (1858)؛ راجع Hardy, Littlewood and Pólya (1934, p. 26).

الهندسي المرجح لهذه الأرقام النسبية للأسعار، و P_P هو متوسط توافقي مرجح لهذه الأرقام النسبية للأسعار. ومن ثم، وفقا لمتباينة Schlömilch، يجب أن يكون:[١٢]

$$P_{PAL} \geq P_{GP} \geq P_P \qquad (19.1)$$

الجدول ١٩-٦: المؤشرات ثابتة الأساس المرجحة على نحو غير متماثل

الفترة t	P_{PAL}	P_L	P_{GP}	P_{GL}	P_P	P_{HL}
١	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠
٢	١,٦٠٩٦	١,٤٢٠٠	١,٤٨٤٦	١,٣٣٠٠	١,٣٨٢٤	١,٢٥٤٢
٣	١,٤١٦١	١,٣٤٥٠	١,٣٢٦٨	١,٢٥٢٣	١,٢٠٣١	١,١٣٤٦
٤	١,٥٣١٧	١,٣٥٥٠	١,٣٢٨٢	١,١٣٣١	١,٠٢٠٩	٠,٨٧٣٢
٥	١,٦٧٢٠	١,٤٤٠٠	١,٤١٥٣	١,٠٩٩٩	٠,٧٩٦٨	٠,٥٥٥٦

الجدول ١٩-٧: المؤشرات المرجحة على نحو غير متماثل باستخدام مبدأ السلسلة

الفترة t	P_{PAL}	P_L	P_{GP}	P_{GL}	P_P	P_{HL}
١	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠
٢	١,٦٠٩٦	١,٤٢٠٠	١,٤٨٤٦	١,٣٣٠٠	١,٣٨٢٤	١,٢٥٤٢
٣	١,٦٩٢٧	١,٣٦٤٦	١,٤٨٤٩	١,١٥٧٨	١,٢٧٤٠	٠,٩٤٤٤
٤	١,٦٩٩٣	١,٣٣٥١	١,٤٥٣١	١,٠٩٦٨	١,٢٠٦٠	٠,٨٥٨٦
٥	١,٧٨٩٣	١,٣٣٠٦	١,٤٥٥٦	١,٠٢٦٦	١,١٢٣٤	٠,٧٢٩٩

١٩-١٢ويوضح الجدول ١٩-٦ أن المتباينات (19.1) تنطبق على كل فترة. ويمكن أيضا التحقق من أن المؤشرات الثلاثة P_L و P_{GL} و P_{HL} تستخدم جميعها أنصبة إنفاق فترة الأساس s_i^1 لترجيح الأرقام النسبية للأسعار (p_i^t/p_i^1)، ولكن P_L هو متوسط حسابي مرجح لهذه الأرقام النسبية للأسعار، و P_{GL} هو متوسط هندسي مرجح لهذه الأرقام النسبية للأسعار، و P_{HL} هو متوسط توافقي مرجح لهذه الأرقام النسبية للأسعار. ومن ثم، وفقا لمتباينة Schlömilch، يجب أن يكون:[١٣]

$$P_L \geq P_{GL} \geq P_{HL} \qquad (19.2)$$

ويوضح الجدول ١٩-٦ أن المتباينات (19.2) تنطبق على كل فترة.

[١٢] أشار إلى هذه المتباينات كل من Fisher (1922, p. 92) و Vartia (1978, p. 278).

[١٣] وأشار إلى هذه المتباينات أيضا كل من Fisher (1922, p. 92) و Vartia (1978, p. 278).

١٩-١٣وتتم مقارنة كافة المؤشرات المرجحة على نحو غير متماثل باستخدام مبدأ السلسلة ويتضمن الجدول ١٩-٧ قائمة بهذه المؤشرات.

١٩-١٤ ويوضح الجدول ١٩-٧ أنه على الرغم من أن استخدام مبدأ السلسلة أدى إلى تقليص شديد في الفرق بين مؤشري باش ولاسبير P_L P_P مقارنة بالقيود ثابتة الأساس المناظرة الواردة في الجدول ١٩-٦، فإن الفرق بين أعلى وأقل مؤشرين مرجحين على نحو غير متماثل في الفترة ٥ (مؤشر بالغريف P_{PAL} ومؤشر لاسبير التوافقي P_{HL}) لا ينخفض بنفس القدر: الفرق ثابت الأساس هو ١.٦٧٢٠/٠.٥٥٥٦=٣.٠١، في حين أن الفرق بنظام السلسلة المناظر هو ١.٧٨٩٣/٠.٧٢٩٩=٢.٤٥. وبالتالي، في هذه الحالة بصفة خاصة فإن استخدام مبدأ السلسلة المقترن باستخدام صيغة للرقم القياسي تستعمل الأوزان الترجيحية لإحدى الفترتين فقط قيد المقارنة لم يؤدِ إلى تقليص ملموس للفروق الكبيرة التي ولّدتها هذه الصيغ باستخدام مبدأ ثبات الأساس. غير أنه فيما يتعلق بصيغتي باش ولاسبير، أدى الوصل المسلسل إلى خفض ملموس للفرق بين هذين المؤشرين.

١٩-١٥ والسؤال هو: هل هناك تفسير للنتائج الواردة في الفقرة السابقة؟ يمكن إظهار أن كافة المؤشرات الستة الموجودة في المتباينتين (19.1) و(19.2) مقاربة لإحداها الأخرى من الدرجة الأولى حول نقطة تتساوى عندها الأسعار والكميات. ومن ثم، في ظل وجود اتجاهات عامة ممهدة في البيانات، من المتوقع أن تكون كافة المؤشرات بنظام السلسلة مقاربة لأحدها الآخر على نحو أكبر مقارنة بالمؤشرات ثابتة الأساس نظرا لأن التغيرات في فرادى الأسعار والكميات تكون أصغر باستخدام مبدأ السلسلة. ويتحقق هذا التوقع في حالة مؤشرات باش ولاسبير، وليس في حالة الأرقام الأخرى. غير أنه في حالة بعض السلع في مجموعة البيانات لا تكون الاتجاهات العامة في الأسعار والكميات ممهدة. وبصفة خاصة، فإن أسعار السلعتين الأوليين (المنتجات الزراعية والنفط) تشهد ارتدادا لأعلى وأدنى. وكما أشار Szulc (1983)، سوف يميل ذلك إلى جعل المؤشرات بنظام السلسلة تتسم بتشتت أوسع من نظيراتها ثابتة الأساس. ولأجل تحديد ما إذا كانت مشكلة ارتداد الأسعار هي التي تجعل بعض المؤشرات بنظام السلسلة في الجدول ١٩-٧ تختلف عن نظيراتها ثابتة الأساس، تم مرة أخرى حساب كافة المؤشرات في الجدولين ١٩-٦ و١٩-٧ ولكن مع استبعاد السلعتين ١ و٢ من الحسابات. ويتضمن الجدولان ١٩-٨ و١٩-٩ نتائج استبعاد هاتين السلعتين اللتين تتسمان بارتداد أسعارهما.

١٩-١٦ ويمكن ملاحظة أن استبعاد السلع التي تتسم بارتداد الأسعار يؤدي بالتأكيد إلى تضييق الفرق بين المؤشرات بنظام السلسلة ونظيراتها ثابتة الأساس, ومن ثم، تتمثل النتيجة في أنه إذا كانت بيانات الأسعار والكميات الأساسية تخضع لاتجاهات عامة ممهدة بشكل معقول عبر الزمن، عندئذ سوف يؤدي استخدام المؤشرات بنظام السلسلة إلى تخفيض ملموس في التشتت في المؤشرات المرجحة على نحو غير متماثل. وفي القسم التالي، يتم حساب صيغ الرقم القياسي التي تستعمل أوزانا ترجيحية من كلا الفترتين بأسلوب متماثل أو متساو.

الجدول ١٩–٨: المؤشرات ثابتة الأساس المرجحة على نحو غير متماثل للسلع ٣–٦

الفترة t	P_{PAL}	P_L	P_{GP}	P_{GL}	P_P	P_{HL}
١	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠
٢	١,٢٨٧٧	١,٢٥٠٠	١,٢٦٢١	١,٢١٦٩	١,٢٢٨٢	١,١٧٥٤
٣	١,٤٨٢٤	١,٤٣١٣	١,٣٨٧٩	١,٣٢٤٨	١,٢٤٣٤	١,١٧٤١
٤	١,٦١٤٣	١,٥٣١٢	١,٤٢٠٤	١,٣١١٠	١,٠٨١١	٠,٩٧٥٤
٥	١,٧٥٠٨	١,٥٥٠٠	١,٤٧٤٢	١,١٢٦٤	٠,٧٧٨٣	٠,٥٠٠٠

الجدول ١٩–٩: المؤشرات بنظام السلسلة المرجحة على نحو غير متماثل للسلع ٣–٦

الفترة t	P_{PAL}	P_L	P_{GP}	P_{GL}	P_P	P_{HL}
١	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠
٢	١,٢٨٧٧	١,٢٥٠٠	١,٢٦٢١	١,٢١٦٩	١,٢٢٨٢	١,١٧٥٤
٣	١,٤٥٢٧	١,٤١٨٨	١,٤٠٢٩	١,٣٦٣٤	١,٣٤٠١	١,٢٩٥٣
٤	١,٥٠٣٦	١,٤٦٤٠	١,٤٢٤٩	١,٣٧٩٩	١,٣٢٧٦	١,٢٧٨٢
٥	١,٤٧٢٩	١,٣٨١٧	١,٣٤٧٧	١,٢٣٣٧	١,١٧٩٤	١,٠٤٤٠

المؤشرات المرجحة على نحو متماثل: المؤشرات الممتازة والمؤشرات الأخرى

١٩–١٧ يمكن تحليل المؤشرات المرجحة على نحو متماثل إلى فئتين: *المؤشرات الممتازة والمؤشرات الأخرى المرجحة على نحو متماثل*. وترتبط المؤشرات الممتازة ارتباطا وثيقا بالنظرية الاقتصادية. وكما رأينا في الفقرات من ١٧–٢٧ إلى ١٧–٤٩ من الفصل السابع عشر، يعد المؤشر الممتاز ممثلاً دقيقا لدالة أفضليات المستهلكين أو دالة تكلفة الوحدة المقابلة التي يمكن أن توفر تقديرا تقريبيا من الدرجة الثانية لأفضليات عشوائية (متماثلة الوضع). وتمت دراسة أربعة مؤشرات ممتازة مهمة في الفصول السابقة:

- *مؤشر فيشر المثالي للأسعار* P_F ، المعرَّف بالمعادلة (15.12)؛
- *ومؤشر ولش للأسعار* P_W ، المعرَّف بالمعادلة (15.19) (يعد مؤشر الأسعار هذا أيضا مناظرا لمؤشر الكميات Q^1، المعرَّف بالمعادلة (17.33) في الفصل ١٧)؛
- *ومؤشر تورنكفيست–تيل للأسعار* P_T ، المعرَّف بالمعادلة (15.81)؛
- *ومؤشر ولش الضمني للأسعار* P_{IW} المناظر لمؤشر ولش للكميات Q_W المعرَّف بالفصل ١٥ (يعد هذا أيضا هو المؤشر P^1 المعرَّف بالمعادلة (17.38).

١٩-١٨ ويتضمن الجدول ١٩-١٠ قائمة بمؤشرات الأسعار الممتازة الأربعة المرجحة على نحو متماثل باستخدام مبدأ الأساس الثابت. كما يتضمن هذا الجدول مؤشرين للأسعار مرجحين على نحو متماثل (ولكنهما غير ممتازين):[١٤]

- *مؤشر مارشال-إدجورث للأسعار*، المعرَّف في الفقرة ١٥-١٨؛
- ومؤشر دروبيش للأسعار P_D ، المعرَّف بالمعادلة (15.12).

١٩-١٩ ويُلاحظ أن مؤشر دروبيش P_D دائما ما يساوي أو يزيد عن مؤشر فيشر المناظر P_F. ويترتب ذلك على الحقيقة التي مفادها أن مؤشر فيشر هو المتوسط الهندسي لمؤشري باش ولاسبير، في حين أن مؤشر دروبيش هو المتوسط الحسابي لمؤشري باش ولاسبير، ودائما ما يكون المتوسط الحسابي يساوي أو يزيد عن المتوسط الهندسي المناظر. وبمقارنة المؤشرات ثابتة الأساس المرجحة على نحو غير متماثل في الجدول ١٩-٦ مع المؤشرات المرجحة على نحو متماثل في الجدول ١٩-١٠، يمكن ملاحظة أن الفرق بين أقل وأعلى مؤشر في الفترة ٥ يكون أقل كثيرا بالنسبة للمؤشرات المرجحة على نحو متماثل. ويكون الفرق هو ٣,٠١=٠,٥٥٥٦/١,٦٧٢٠ بالنسبة للمؤشرات المرجحة على نحو غير متماثل، ولكنه يبلغ فقط ١,٢٧=٠,٩٨٠١/١,٢٤٧٧ بالنسبة للمؤشرات المرجحة على نحو متماثل. وإذا اقتصرت المقارنات على المؤشرات الممتازة الواردة للفترة ٥ في الجدول ١٩-١٠، عندئذ يقل هذا الفرق بشكل أكبر إلى ١,١٦=١,٠٧١٢/١,٢٤٧٧؛ أي أن الفرق بين المؤشرات الممتازة ثابتة الأساس يبلغ ١٦% "فقط" مقارنة بالفرق ثابت الأساس بين مؤشري باش ولاسبير البالغ ٨١% (١,٨١=٠,٧٩٦٨/١,٤٤٠٠). وثمة توقع بأن يقل الفرق بين المؤشرات الممتازة على نحو أكبر باستخدام مبدأ السلسلة.

الجدول ١٩-١٠: المؤشرات ثابتة الأساس المرجحة على نحو متماثل

الفترة t	P_T	P_{IW}	P_W	P_F	P_D	P_{ME}
١	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠
٢	١,٤٠٥٢	١,٤٠١٥	١,٤٠١٧	١,٤٠١١	١,٤٠١٢	١,٤٠١٠
٣	١,٢٨٩٠	١,٢٨٥٤	١,٢٨٥٠	١,٢٧٢١	١,٢٧٤١	١,٢٦٥٦
٤	١,٢٢٦٨	١,٢١٧٤	١,٢١٩٣	١,١٧٦٢	١,١٨٨٠	١,١٤٣٨
٥	١,٢٤٧٧	١,٢٢٠٦	١,١٨٥٠	١,٠٧١٢	١,١١٨٤	٠,٩٨٠١

[١٤] أوضح Diewert (1978, p. 897) أن مؤشر دروبيش-سيدغويك-بولي (Drobisch–Sidgwick–Bowley) للأسعار يُقارب أي مؤشر ممتاز من الدرجة الثانية حول نقطة تساوي الأسعار والكميات؛ أي أن P_{SB} هو *مؤشر شبه ممتاز (Pseudo-superlative index)*. وتوضح الحسابات المباشرة أن مؤشر مارشال-إدجورث (Marshall–Edgeworth) P_{ME} هو أيضا مؤشر شبه ممتاز.

الجدول ١٩-١١: المؤشرات المرجحة على نحو متماثل باستخدام مبدأ السلسلة

الفترة t	P^T	P_{IW}	P_W	P_F	P_D	P_{ME}
١	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠
٢	١,٤٠٥٢	١,٤٠١٥	١,٤٠١٧	١,٤٠١١	١,٤٠١٢	١,٤٠١٠
٣	١,٣١١٢	١,٣٢٠٣	١,٣٢٠٧	١,٣١٨٥	١,٣١٩٣	١,٣١٦٥
٤	١,٢٦٢٤	١,٢٧٢٣	١,٢٧٣١	١,٢٦٨٩	١,٢٧٠٦	١,٢٦٥١
٥	١,٢٢٢٤	١,٢٣٣٣	١,٢٣٠٤	١,٢٢٢٦	١,٢٢٧٠	١,٢١٥٥

١٩-٢٠ يتم حساب المؤشرات المرجحة على نحو متماثل باستخدام مبدأ السلسلة, ويمكن الاطلاع على النتائج في الجدول ١٩-١١.

١٩-٢١ وبنظرة سريعة على الجدول ١٩-١١ يتبين أن *التأثير المجمع لاستخدام كل من مبدأ السلسلة والمؤشرات المرجحة على نحو متماثل هو إحداث تخفيض ملموس في الفرق بين كافة المؤشرات التي يتم إعدادها باستخدام هذين المبدأين*. ويعد الفرق بين كافة المؤشرات المرجحة على نحو متماثل في الفترة ٥ هو ١,٠١٥=١,٢١٥٥/١,٢٣٣٣ أو ١,٥% فقط في حين يكون الفرق بين الأربعة مؤشرات الممتازة في الفترة ٥ أقل حتى من ذلك وهو ١,٠٠٩=١,٢٢٢٤/١,٢٣٣٣ أو نحو ٠,١%. أما الفرق في الفترة ٥ بين المؤشرين الممتازين الأكثر شيوعا من حيث الاستخدام، فيشر P_F وتورنكفيست P_T، فهو ضئيل بالفعل: ١,٢٢٢٤/١,٢٢٢٦=٠,٠٠٠٢.[١٥]

١٩-٢٢ وتؤكد النتائج الواردة في الجدول ١٩-١١ النتائج العددية التي قدمتها دراستي Hill (2002) و Diewert (1978, p.894)؛ *وسوف تعطي المؤشرات الممتازة بنظام السلسلة الأكثر شيوعا من حيث الاستخدام نفس النتائج العددية تقريبا*.[١٦] وبصفة خاصة، فإن مؤشرات فيشر وتورنكفيست وولش بنظام السلسلة سوف تقارب أحدها الآخر بشكل عام على نحو وثيق.

[١٥] في الفترات الأخرى، كانت الفروق أكبر حتى من ذلك. وفي المتوسط، على مدى الفترات الأربع السابقة، اختلف رقما فيشر بنظام السلسلة وتورنكفيست بنظام السلسلة بمقدار ٠,٠٠٢٥ نقطة مئوية.

[١٦] وبشكل أكثر تحديدا، فإن المتوسط من الدرجة الثانية الممتاز لمؤشرات الأسعار من الدرجة r P^r المعرَّفة بالمعادلة (17.35) والمتوسط من الدرجة الثانية الضمني لمؤشرات الأسعار من الدرجة r P^{r*} المعرَّفة بالمعادلة (17.32)، سوف يقارب أحدها الآخر بشكل عام على نحو وثيق، بشرط أن تكون r في الفترة الزمنية الفاصلة $0 \leq r \leq 2$.

المؤشرات الممتازة التي يتم بناؤها على مرحلتين من التجميع

١٩-٢٣ ويتم الآن توجيه الاهتمام للفروق بين المؤشرات الممتازة ونظيراتها التي يتم بناؤها على مرحلتين من التجميع؛ راجع الفقرات من ١٧-٥٥ إلى ١٧-٦٠ من الفصل السابع عشر للاطلاع على مناقشة للقضايا وقائمة بالصيغ المستخدمة. وباستخدام مجموعة البيانات الاصطناعية، يتم تجميع الأربع سلع الأولى في صورة *مجملات السلع* والسلعتين الأخريين في صورة مجملات *للخدمات*. وفي المرحلة الثانية من التجميع، يتم تجميع مكونات السلع والخدمات في صورة مؤشر لكافة البنود (All-items index).

١٩-٢٤ ويتضمن الجدول ١٩-١٢ نتائج التجميع ذي المرحلتين باستخدام الفترة ١ كأساس ثابت لمؤشر فيشر P_F، ومؤشر تورنكفيست P_T ومؤشري ولش وولش الضمني للأسعار، P_W و P_{IW}.

١٩-٢٥ ويوضح الجدول ١٩-١٢ أن المؤشرات الممتازة ذات المرحلة الواحدة وثابتة الأساس تقارب نظيراتها ذات المرحلتين وثابتة الأساس على نحو وثيق نوعا ما، وذلك باستثناء صيغة فيشر. ويعد الفرق بين مؤشر فيشر ذي المرحلة الواحدة P_F ونظيره ذي المرحلتين P_{F2S} في الفترة ٥ هو ١,٠٥=١,٠٧١٢/١,١٢٨٦ أو ٥%. وتبلغ الفروق الأخرى ٢% أو أقل.

١٩-٢٦ وباستخدام المؤشرات بنظام السلسلة، فإن نتائج التجميع ذي المرحلتين متضمنة في الجدول ١٩-١٣. كما يتضمن الجدول المؤشرات ذات المرحلة الواحدة ونظيراتها ذات المرحلتين لكل من مؤشر فيشر P_F، ومؤشر تورنكفيست P_T ومؤشري ولش وولش الضمني، P_W و P_{IW}.

١٩-٢٧ ويوضح الجدول ١٩-١٣ أن المؤشرات الممتازة ذات المرحلة الواحدة بنظام السلسلة تقارب بشكل عام نظيراتها ذات المرحلتين وثابتة الأساس على نحو وثيق بالفعل. ويعد الفرق بين مؤشر تورنكفيست ذي المرحلة الواحدة بنظام السلسلة P_T ونظيره ذي المرحلتين P_{T2S} في الفترة ٥ هو ١,٠٠٦=١,٢٢٢٤/١,٢٣٠٠ أو ٠,٦%. وتقل كافة الفروق الأخرى عن ذلك. ونظرا للتشتت الكبير في التحركات السعرية من فترة لأخرى، فإن أخطاء التجميع ذي المرحلتين هذه ليست كبيرة.

مؤشرات لويد-مولتون للأسعار (Lloyd–Moulton)

١٩-٢٨ تتمثل الصيغة التالية التي سيتم توضيحها باستخدام مجموعة البيانات الاصطناعية في مؤشر لويد Lloyd (1975) ومولتون Moulton (1996) P_{LM}، المعرَّف بالمعادلة (17.71). ويُذكر أن هذه الصيغة تتطلب تقديرا

للمعلمة σ، وهي *مرونة الإحلال* بين كاف السلع قيد التجميع. ويُذكر كذلك أنه إذا كانت σ تساوي صفرا، عندئذ يُختَزل مؤشر لويد–مولتون إلى مؤشر لاسبير، P_L. وعندما تساوي σ ١، لا يكون مؤشر لويد–مولتون معرَّفا، ولكن يمكن إظهار أن حد $P_{LM\sigma}$ مع اقتراب σ من ١ هو P_{GL}، مؤشر لاسبير الهندسي أو مؤشر لاسبير اللوغاريتمي باستخدام أنصبة فترة الأساس كأوزان ترجيحية. ويستخدم هذا المؤشر نفس المعلومات الأساسية مثل مؤشر لاسبير ثابت الأساس P_L، ولذا فإنه مؤشر بديل محتمل يمكن لمعدي مؤشر أسعار المستهلكين استخدامه. وكما أوضح كل من Shapiro and Wilcox (1997a)،[١٧] يمكن استخدام مؤشر لويد–مولتون ليمثل تقديرا تقريبيا لمؤشر ممتاز باستخدام نفس المعلومات المستخدمة في إنشاء مؤشر لاسبير ثابت الأساس، بشرط توافر تقدير للمعلمة σ. وسوف يتم اختبار هذه المنهجية باستخدام مجموعة البيانات الاصطناعية. ويتمثل المؤشر الممتاز الذي سوف يتم إعداد تقدير تقريبي له في مؤشر فيشر بنظام السلسلة[١٨] (والذي يقارب على نحو وثيق المؤشرات الممتازة بنظام السلسلة الواردة في الجدول ١٩–١١). ويوجد مؤشر فيشر بنظام السلسلة P_F في العمود ٢ من الجدول ١٩–٤ إلى جانب أرقام لويد–مولتون ثابتة الأساس $P_{LM\sigma}$ في حالة أن σ تساوي صفرا (وهذا يُختَزل إلى مؤشر لاسبير ثابت الأساس P_L)، ٠,٢، ٠,٣، ٠,٤، ٠,٥، ٠,٦، ٠,٧، ٠,٨ و١ (والذي يعد المؤشر الهندسي ثابت الأساس P_{GL}). ويُلاحَظ أن مؤشرات لويد–مولتون تنخفض بشكل مطّرد كلما زادت مرونة الإحلال σ.[١٩]

الجدول ١٩–١٢: المؤشرات الممتازة ثابتة الأساس ذات المرحلة الواحدة والمرحلتين

الفترة t	P_F	P_{F2S}	P_T	P_{T2S}	P_W	P_{W2S}	P_{IW}	P_{IW2S}
١	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠
٢	١,٤٠١١	١,٤٠٠٤	١,٤٠٥٢	١,٤٠٥٢	١,٤٠١٧	١,٤٠١٥	١,٤٠١٥	١,٤٠٢٢
٣	١,٢٧٢١	١,٢٧٨٩	١,٢٨٩٠	١,٢٨٧٢	١,٢٨٥٠	١,٢٨٦٨	١,٢٨٥٤	١,٢٨٦٢
٤	١,١٧٦٢	١,٢٠١٩	١,٢٢٦٨	١,٢٢٤٣	١,٢١٩٣	١,٢٢٥٣	١,٢١٧٤	١,٢٢٠٩
٥	١,٠٧١٢	١,١٢٨٦	١,٢٤٧٧	١,٢٤٤١	١,١٨٥٠	١,٢٠٧٥	١,٢٢٠٦	١,٢٢٤٠

[١٧] استخدم كل من Alterman, Diewert and Feenstra (1999) هذه المنهجية في سياق تقدير المؤشرات الممتازة لأسعار التجارة الدولية.

[١٨] نظرا لأنه لا يزال هناك قدر كبير من التشتت بين المؤشرات الممتازة ثابتة الأساس ولا يوجد تشتت تقريبا بين المؤشرات الممتازة ثابتة الأساس التي تعتمد نظام السلسلة، يتم اتخاذ مؤشر فيشر بنظام السلسلة كمؤشر مستهدف بدلا من أي من المؤشرات الممتازة ثابتة الأساس.

[١٩] ومرة أخرى، يترتب هذا على متباينة Schlömilch (1858).

الجدول ١٩–١٣: المؤشرات الممتازة بنظام السلسلة ذات المرحلة الواحدة والمرحلتين

الفترة t	P_F	P_{F2S}	P_T	P_{T2S}	P_W	P_{W2S}	P_{IW}	P_{IW2S}
١	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠
٢	١,٤٠١١	١,٤٠٠٤	١,٤٠٥٢	١,٤٠٥٢	١,٤٠١٧	١,٤٠١٥	١,٤٠١٥	١,٤٠٢٢
٣	١,٣١٨٥	١,٣٢٠٠	١,٣١١٢	١,٣١٦٨	١,٣٢٠٧	١,٣٢٠٢	١,٣٢٠٣	١,٣٢٠١
٤	١,٢٦٨٩	١,٢٧١٦	١,٢٦٢٤	١,٢٦٨٣	١,٢٧٣١	١,٢٧٢٨	١,٢٧٢٣	١,٢٧٢٠
٥	١,٢٢٢٦	١,٢٢٦٧	١,٢٢٢٤	١,٢٣٠٠	١,٢٣٠٤	١,٢٣١٣	١,٢٣٣٣	١,٢٣٣٠

الجدول ١٩–١٤: مؤشر فيشر بنظام السلسلة ومؤشرات لويد–مولتون ثابتة الأساس

الفترة t	P_F	P_{LM0}	P_{LM1}	P_{LM2}	P_{LM3}	P_{LM4}	P_{LM5}	P_{LM6}	P_{LM7}	P_{LM8}
١	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠
٢	١,٤٠١١	١,٤٢٠٠	١,٤٠٠٥	١,٣٩١٠	١,٣٨١٨	١,٣٧٢٧	١,٣٦٣٨	١,٣٥٥١	١,٣٤٦٦	١,٣٣٠٠
٣	١,٣١٨٥	١,٣٤٥٠	١,٣٢٨٧	١,٣٢٠١	١,٣١١٣	١,٣٠٢١	١,٢٩٢٧	١,٢٨٣١	١,٢٧٣١	١,٢٥٢٣
٤	١,٢٦٨٩	١,٣٥٥٠	١,٣١٧٢	١,٢٩٧٠	١,٢٧٥٩	١,٢٥٤٠	١,٢٣١٢	١,٢٠٧٧	١,١٨٣٥	١,١٣٣١
٥	١,٢٢٢٦	١,٤٤٠٠	١,٣٩٤٠	١,٣٦٧٨	١,٣٣٨٩	١,٣٠٧٣	١,٢٧٢٦	١,٢٣٤٦	١,١٩٣٢	١,٠٩٩٩

١٩–٢٩ ويوضح الجدول ١٩–١٤ أنه لا يوجد اختيار واحد لمرونة الإحلال σ يؤدي إلى مؤشر لويد–مولتون للأسعار $P_{LM\sigma}$ والذي سيمثل تقديرا تقريبيا وثيقا لمؤشر فيشر بنظام السلسلة P_F للفترات ٢، ٣، ٤ و٥. وللحصول على تقدير تقريبي للرقم P_F في الفترة ٢، من الضروري اختيار σ قريبة من ٠,١؛ وللحصول على تقدير تقريبي للرقم P_F في الفترة ٣، اختر σ قريبة من ٠,٣؛ وللحصول على تقدير تقريبي للرقم P_F في الفترة ٤، اختر σ بين ٠,٤ و٠,٥؛ وللحصول على تقدير تقريبي للرقم P_F في الفترة ٥، اختر σ بين ٠,٧ و٠,٨.[٢٠]

١٩–٣٠ ويتم الآن تكرار حسابات مؤشرات لويد–مولتون الواردة في الجدول ١٩–١٤ باستثناء استخدام مبدأ السلسلة لإنشاء مؤشرات لويد–مولتون؛ راجع الجدول ١٩–١٥. ومرة أخرى، فإن الهدف هو الحصول على تقدير تقريبي لمؤشر فيشر للأسعار بنظام السلسلة P_F الوارد في العمود الثاني من الجدول ١٩–١٥. وفي الجدول ١٩–١٥، يعد P_{LM0} هو مؤشر لاسبير بنظام السلسلة وP_{LM1} هو مؤشر لاسبير الهندسي بنظام السلسلة أو المؤشر الهندسي باستخدام أنصبة إنفاق الفترة السابقة كأوزان ترجيحية.

١٩–٣١ ومرة أخرى، يوضح الجدول ١٩–٥ أنه لا يوجد اختيار واحد لمرونة الإحلال σ من شأنه أن يؤدي إلى مؤشر لويد–مولتون للأسعار $P_{LM\sigma}$ الذي سوف يمثل على نحو وثيق تقديرا تقريبيا لمؤشر فيشر بنظام السلسلة

[٢٠] ولسوء الحظ، بالنسبة لمجموعة البيانات هذه، لا يعد مؤشر لاسبير ثابت الأساس $P_L = P_{LM0}$ أو المؤشر الهندسي المرجح ثابت الأساس $P_{GL} = P_{LM1}$ مقاربا جدا لمؤشر فيشر بنظام السلسلة في كافة الفترات. وبالنسبة لمجموعات البيانات الأقل تطرفا، فإن مؤشر لاسبير ثابت الأساس والمؤشرات الهندسية ثابتة الأساس سوف تكون مقاربة على نحو أكبر إلى مؤشر فيشر بنظام السلسلة.

بالنسبة لكافة الفترات. وللحصول على تقدير تقريبي للرقم P_F في الفترة ٢، اختر σ قريبة من ٠,١؛ وللحصول على تقدير تقريبي للرقم P_F في الفترة ٣، اختر σ قريبة من ٠,٢؛ وللحصول على تقدير تقريبي للرقم P_F في الفترة ٤، اختر σ بين ٠,٢ و٠,٣؛ وللحصول على تقدير تقريبي للرقم P_F في الفترة ٥، اختر σ بين ٠,٣ و٠,٤. غير أنه تتعين الإشارة إلى أنه إذا اُختيرت σ بحيث تساوي ٠,٣ واستُخدم مؤشر لويد–مولتون بنظام السلسلة الناتج $P_{LM.3}$ لتقديم تقدير تقريبي لمؤشر فيشر بنظام السلسلة P_F، عندئذ يترتب على ذلك تقدير تقريبي لمؤشر فيشر بنظام السلسلة أفضل كثيرا من ذلك الذي يقدمه مؤشر لاسبير بنظام السلسلة (راجع أيضا P_{LM0} في العمود الثالث من الجدول ١٩–١٥) أو مؤشر لاسبير ثابت الأساس (راجع P_{LM0} في العمود الثالث من الجدول ١٩–١٤).[٢١] وفيما يلي النتائج المبدئية حول استخدام مؤشر لويد–مولتون للحصول على تقدير تقريبي للمؤشرات الممتازة التي يمكن استخلاصها من الجداول أعلاه:

- من غير المرجح أن تظل معلمة مرونة الإحلال σ التي تظهر في صيغة لويد–مولتون ثابتة عبر الزمن، ومن ثم سيكون ضروريا أن تقوم الوكالات الإحصائية بتحديث تقديراتها الخاصة بالمعلمة σ على فترات زمنية منتظمة؛
- يعد استخدام مؤشر لويد–مولتون كمقدِّر أولي (Preliminary estimator) في الزمن الحقيقي لمؤشر ممتاز بنظام السلسلة أمرا مبررا، شريطة أن تقوم الوكالات الإحصائية بتوفير تقديرات للمؤشرات الممتازة بنظام السلسلة على أساس مؤجل. وسوف يمثل مؤشر لويد–مولتون إضافة مفيدة لمؤشر لاسبير ثابت الأساس التقليدي للأسعار.

الجدول ١٩–١٥: مؤشرا فيشر ولويد–مولتون بنظام السلسلة

الفترة t	P_F	P_{LM0}	$P_{LM.2}$	$P_{LM.3}$	$P_{LM.4}$	$P_{LM.5}$	$P_{LM.6}$	$P_{LM.7}$	$P_{LM.8}$	P_{LM1}
١	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠
٢	١,٤٠١١	١,٤٢٠٠	١,٤٠٠٥	١,٣٩١٠	١,٣٨١٨	١,٣٧٢٧	١,٣٦٣٨	١,٣٥٥١	١,٣٤٦٦	١,٣٣٠٠
٣	١,٣١٨٥	١,٣٦٤٦	١,٣٢٤٢	١,٣٠٣٩	١,٢٨٣٤	١,٢٦٢٨	١,٢٤٢١	١,٢٢١٢	١,٢٠٠٢	١,١٥٧٨
٤	١,٢٦٨٩	١,٣٣٥١	١,٢٨٨٢	١,٢٦٤٦	١,٢٤٠٩	١,٢١٧١	١,١٩٣٢	١,١٦٩٢	١,١٤٥٢	١,٠٩٦٨
٥	١,٢٢٢٦	١,٣٣٠٦	١,٢٧٠٢	١,٢٤٠٠	١,٢٠٩٧	١,١٧٩٣	١,١٤٨٨	١,١١٨٣	١,٠٨٧٨	١,٠٢٦٦

[٢١] بالنسبة لمجموعة البيانات هذه على وجه الخصوص، فإن المؤشرات الهندسية ثابتة الأساس أو الهندسية بنظام السلسلة التي تستخدم الأوزان الترجيحية للإنفاق في الفترة ١ (راجع العمود الأخير من الجدول ١٩–١٤) أو الأوزان الترجيحية للفترة السابقة (راجع العمود الأخير من الجدول ١٩–١٥)، لا تمثل تقديرا تقريبيا لمؤشر فيشر بنظام السلسلة على نحو وثيق. غير أنه بالنسبة لمجموعات البيانات الأقل تطرفا، فإن استخدام مؤشرات لاسبير بنظام السلسلة أو المؤشرات الهندسية قد يمثل تقديرا تقريبيا لمؤشر ممتاز بنظام السلسلة على نحو واف.

الجدول ١٩-١٦: تحليل ديورت بالنسبة المئوية القابل للجمع لمؤشر فيشر

الفترة t	P_{F-1}	$v_{F1\Delta p1}$	$v_{F2\Delta p2}$	$v_{F3\Delta p3}$	$v_{F4\Delta p4}$	$v_{F5\Delta p5}$	$v_{F6\Delta p6}$
٢	٠,٤٠١١	٠,٠١٧٦	٠,١٨٧٧	٠,٠٥٨٠	-٠,٠٣٥١	٠,١٨٤٠	-٠,٠١١١
٣	-٠,٠٥٨٩	-٠,٠١١٨	-٠,١٣١٥	٠,٠٢٤٦	-٠,٠٢٧٤	٠,٠٩٦٣	-٠,٠٠٩٢
٤	-٠,٠٣٧٦	-٠,٠١٣١	-٠,٠٣٤٥	٠,٠١١١	-٠,٠٥٢٣	٠,٠٦٣٥	-٠,٠١٢٣
٥	-٠,٠٣٦٥	٠,٠١١٢	٠,٠٣١٦	٠,٠٠٠٠	-٠,٠٩١٥	٠,٠٣١٦	-٠,٠١٩٤

تحليلات بالنسبة المئوية قابلة للجمع لمؤشر فيشر المثالي

١٩-٣٢ تعد الصيغ التالية التي سيتم توضيحها باستخدام مجموعة البيانات الاصطناعية هي *التحليلات بالنسبة المئوية القابلة للجمع* لمؤشر فيشر المثالي الذي تمت مناقشته في الفقرات من ١٦-٦٢ إلى ١٦-٧٣ بالفصل السادس عشر.[٢٢] ويتم أولا تحليل وصلات السلسلة لمؤشر فيشر للأسعار إلى مكونات قابلة للجمع باستخدام الصيغ من (15.38) إلى (16.40). ويتضمن الجدول ١٩-١٦ نتائج التحليل. وبالتالي فإن $P_F - 1$ هو النسبة المئوية للتغير في وصلة السلسلة المثالية لفيشر في الاتجاه من الفترة $t-1$ إلى الفترة t، ويمثل معامل التحليل $v_{F_i}\Delta p_i = v_{F_i}(p_i^t - p_i^{t-1})$ المساهمة في مجموع التغير بالنسبة المئوية للتغير في سعر i من p_i^{t-1} إلى p_i^t بالنسبة إلى $i = 1, 2, \ldots, 6$.

١٩-٣٣ ويوضح الجدول ١٩-١٦ أن مؤشر الأسعار في الاتجاه من الفترة ١ إلى الفترة ٢ قد زاد بنسبة ٤٠%، وقد كانت العوامل الرئيسية المساهمة في هذا التغير هي الزيادات في سعر السلعة ٢، الطاقة (١٨,٧٧)، وفي السلعة ٥، الخدمات التقليدية (١٨,٤). وقد أسهمت الزيادة في سعر السلع المصنعة التقليدية، السلعة ٣، بنسبة ٥,٨% في الزيادة الكلية البالغة ٤٠,١١%. وقد أسهمت الانخفاضات في أسعار السلع متقدمة التكنولوجيا (السلعة ٤) والخدمات متقدمة التكنولوجيا (السلعة ٦) بنسبة -٣,٥١% و-١,١١% من الفترة ١ إلى الفترة ٢ بتقليص أثر الزيادات الأخرى. وفي الاتجاه من الفترة ٢ إلى الفترة ٣، كان التغير الكلي في الأسعار سالبا: -٥,٨٩%. ويمكن للقارئ الاطلاع على الصف الثالث من الجدول ١٩-١٦ لمعرفة مساهمة المكونات الستة للتغير في الأسعار في التغير الكلي في الأسعار. ومن الواضح أن تغيرا كبيرا في الأسعار في مكوِّن معين *i*، مقترنا بنصيب كبير في الإنفاق في الفترتين قيد النظر، سوف يؤدي إلى معامل تحليل كبير، v_{Fi} .

[٢٢] راجع Diewert (2002a, p. 73).

١٩-٣٤ وتتمثل المجموعة التالية من الحسابات التي سيتم توضيحها باستخدام مجموعة البيانات الاصطناعية في التحليل بالنسبة المئوية القابل للجمع لمؤشر فيشر المثالي وفقا لدراسة Van Ijzeren (1987, p. 6)، والتي تمت الإشارة إليها في الحاشية رقم ٤٣ بالفصل ١٦.[٢٣] ويعد النظير السعري للتحليل القابل للجمع لمؤشر الكميات هو:

$$P_F(p^0, p^1, q^0, q^1) = \frac{\sum_{i=1}^{n} q_{Fi}^{\bullet} p_i^1}{\sum_{i=1}^{n} q_{Fi}^{\bullet} p_i^0} \qquad (19.3)$$

حيث يلزم تعريف الكميات المرجعية بطريقة ما. وأوضح Van Ijzeren (1987, p. 6) أن الكميات المرجعية التالية تقدم تمثيلا دقيقا قابلا للجمع لمؤشر فيشر المثالي للأسعار:

$$q_{Fi}^{\bullet} \equiv (1/2)q_i^0 + \{(1/2)q_i^1 / Q_F(p^0, p^1, q^0, q^1)\} \quad \text{for } i = 1, 2, \ldots, 6 \qquad (19.4)$$

حيث يمثل Q_F مؤشر فيشر الكلي للكميات. وبالتالي، باستخدام أوزان Van Ijzeren الترجيحية للكميات Q^*_{Fi} ، يمكن الحصول على تحليل Van Ijzeren للتغير بالنسبة المئوية القابل للجمع التالي لمؤشر فيشر للأسعار:

$$P_F(p^0, p^1, q^0, q^1) - 1 = \left\{ \sum_{i=1}^{6} q_{Fi}^{\bullet} p_i^1 \Big/ \sum_{i=1}^{6} q_{Fi}^{\bullet} p_i^0 \right\} - 1$$
$$= \sum_{i=1}^{6} v_{Fi}^{\bullet} \{ p_i^1 - p_i^0 \} \qquad (19.5)$$

حيث يتم تعريف وزن Van Ijzeren الترجيحي للسلعة i، v^*_{Fi} ، كالتالي:

$$v_{Fi}^{\bullet} \equiv q_{Fi}^{\bullet} / \sum_{i=1}^{6} q_{Fi}^{\bullet} p_i^0 \quad \text{for } i = 1, 2, \ldots, 6 \qquad (19.6)$$

الجدول ١٩-١٧: تحليل Van Ijzeren لمؤشر فيشر للأسعار

الفترة t	P_{F-1}	$v^*_{F1\Delta p1}$	$v^*_{F2\Delta p2}$	$v^*_{F3\Delta p3}$	$v^*_{F4\Delta p4}$	$v^*_{F5\Delta p5}$	$v^*_{F6\Delta p6}$
٢	٠,٤٠١١	٠,٠١٧٨	٠,١٨٨٢	٠,٠٥٧٩	-٠,٠٣٤١	٠,١٨٢٢	-٠,٠١٠٩
٣	-٠,٠٥٨٩	-٠,٠١١٧	-٠,١٣٠٢	٠,٠٢٤٣	-٠,٠٢٧٤	٠,٠٩٥٢	-٠,٠٠٩١
٤	-٠,٠٣٧٦	-٠,٠١٣٠	-٠,٠٣٤٢	٠,٠١١٠	-٠,٠٥٢١	٠,٠٦٢٩	-٠,٠١٢٣
٥	-٠,٠٣٦٥	٠,٠١١٠	٠,٠٣١٠	٠,٠٠٠٠	-٠,٠٩٠٤	٠,٠٣١١	-٠,٠١٩١

[٢٣] راجع Reinsdorf, Diewert and Ehemann (2002) للاطلاع على معلومات إضافية حول هذا التحليل.

الجدول ١٩–١٨: مؤشرا لو ويانغ، ومؤشر لاسبير ثابت الأساس، ومؤشرا باش وفيشر، ومؤشر لاسبير بنظام السلسلة، ومؤشرا باش وفيشر

الفترة t	P_{Lo}	P_Y	P_L	P_P	P_F	P_{LCH}	P_{PCH}	P_{FCH}
٣	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠
٤	١,٠٠٧٤	٠,٩٣٩٦	٠,٩٧٨٤	٠,٩٤٦٦	٠,٩٦٢٤	٠,٩٧٨٤	٠,٩٤٦٦	٠,٩٦٢٤
٥	١,٠٧٠٦	٠,٩٧٩٤	١,٠١٠٥	٠,٨٤٥٧	٠,٩٢٤٤	٠,٩٧٥١	٠,٨٨١٨	٠,٩٢٧٣

١٩–٣٥ وسوف يتم تحليل وصلات السلسلة لمؤشر فيشر للأسعار إلى مكونات تغير الأسعار باستخدام الصيغتين (19.4) و(19.6) الواردتين آنفا. ويتضمن الجدول ١٩–٧ نتائج التحليل. وبالتالي، فإن $P_F - 1$ هو التغير بالنسبة المئوية في وصلة سلسلة فيشر المثالي من الفترة $t-1$ إلى الفترة t وعامل تحليل Van Ijzeren $v_{Fi}^{*}\Delta p_i$ هو المساهمة في مجموع التغير بالنسبة المئوية للتغير في سعر i من $\bar{p}_i^{t-1}$ إلى p_i^t بالنسبة إلى $i = 1, 2, \ldots, 6$.

١٩–٣٦ وبمقارنة القيود في الجدول ١٩–١٦ والجدول ١٩–١٧، يمكن ملاحظة أن الفروق بين تحليلي ديورت وVan Ijzeren لمؤشر فيشر للأسعار صغيرة جدا. ويعد الحد الأقصى للفرق المطلق بين $v_{Fi}\Delta p_i$ و $v_{Fi}^{*}\Delta p_i$ هو ٠.٠٠١٨ فقط (حوالي ٠.٢ نقطة مئوية) ومتوسط الفرق المطلق هو ٠.٠٠٠٠٣. ويعد ذلك مثيرا للدهشة نوعا ما نظرا للاختلاف الكبير في طبيعة التحليلين.[٢٤] وكما هو مذكور في الهامش رقم ٤٣ بالفصل السادس عشر، فإن تحليل Van Ijzeren لمؤشر فيشر للكميات بنظام السلسلة يتم استخدامه من قِبل مكتب التحليل الاقتصادي بالولايات المتحدة.[٢٥]

مؤشرا لو ويانغ

١٩–٣٧ يُذكر أن مؤشر لو قد تم تعريفه بالمعادلة (15.15) في الفصل الخامس عشر. وإذا رغبنا في مقارنة الأسعار في الفترة t مع الأسعار في الفترة صفر، فإن الصيغة لمؤشر لو موضحة بالمعادلة (19.7) كما يلي:

[٢٤] إلا أن توضح دراسة Reinsdorf, Diewert and Ehemann (2002) أن الحدود في التحليلين تمثل تقديرات تقريبية لأحدها الآخر من الدرجة الثانية حول أي نقطة يتساوى عندها متجها الأسعار ومتجها الكميات.

[٢٥] راجع Moulton and Seskin (1999) و Ehemann, Katz and Moulton (2002).

$$P_{Lo}(p^1, p^t, q^b) \equiv \sum_{i=1}^{6} p_i^t q_i^b \Big/ \sum_{i=1}^{6} p_i^0 q_i^b \quad t = 1, 2, \ldots, 5 \tag{19.7}$$

بحيث يمثل $q^b \equiv [q_1^b, q_2^b, \ldots, q_6^b]$ متجه الكميات الخاص بفترة أساس b سابقة على الفترة صفر، وهي فترة الأساس للأسعار. وسوف يتم حساب هذا المؤشر للفترات t بما يساوي ٣ إلى ٥ بالنسبة لمجموعة البيانات الاصطناعية حيث يتم اتخاذ الفترة المرجعية b للكميات على أنها الفترة ١ والفترة المرجعية صفر للأسعار على أنها الفترة ٣؛ راجع العمود بعنوان P_{Lo} في الجدول ١٩-١٨.

١٩-٣٨ ولأغراض المقارنة، يتم أيضا حساب مؤشرات لاسبير وباش وفيشر ثابتة الأساس للفترات ٣ و٤ و٥، بحيث يتم التعامل مع الفترة ٣ على أنها فترة أساس؛ راجع الأعمدة ذات العناوين P_L وP_P وP_F ، على الترتيب. كذلك يتم حساب مؤشرات لاسبير وباش وفيشر بنظام السلسلة للفترات ٣ و٤ و٥، وتُدرَج في الجدول ١٩-١٨؛ راجع الأعمدة ذات العناوين P_{LCH}، وP_{PCH}، وP_{FCH} على الترتيب. ويوضح الجدول ١٩-١٨ أن مؤشر لو أكبر من كافة هذه المؤشرات الستة المقارنة في الفترتين ٤ و٥. وبصفة خاصة، فإن مؤشر لو P_{Lo} أكبر من رقم لاسبير ثابت الأساس P_L في الفترتين ٤ و٥، وهو ما يتسق مع المتباينة (15.37) في الفصل الخامس عشر، حيث كان هناك رأي أن مؤشر لو سوف يزيد عن مؤشر لاسبير إذا كانت هناك اتجاهات عامة طويلة الأجل في الأسعار. وبالمقارنة مع مؤشرات فيشر المثالية المستهدفة المفضلة ثابتة الأساس أو بنظام السلسلة، P_F أو P_{FCH}، يتسم مؤشر لو بتحيز كبير بالزيادة بالنسبة لمجموعة البيانات الاصطناعية هذه التي تتسم باتجاه عام.

١٩-٣٩ وتم تعريف مؤشر يانغ بالمعادلة (15.48) في الفصل الخامس عشر، وللتيسير يتم تكرار هذا التعريف فيما يلي:

$$P_Y(p^0, p^t, s^b) \equiv \sum_{i=1}^{n} s_i^b (p_i^t / p_i^0) \tag{19.8}$$

وتعد أنصبة إنفاق فترة الأساس b على السلع هي s_i^b في المعادلة (19.8) والفترة المرجعية للأسعار هي الفترة صفر. وسوف يتم حساب مؤشر يانغ هذا للفترات t بما يساوي ٣ إلى ٤ بالنسبة لمجموعة البيانات الاصطناعية، حيث يتم اتخاذ الفترة المرجعية للكميات b على أنها الفترة ١، والفترة المرجعية للأسعار صفر على أنها الفترة ٣؛ راجع العمود ذي العنوان P_Y في الجدول ١٩-١٨.

١٩-٤٠ وبالنسبة للفترات ٤ و٥، فإن مؤشر يانغ يقل عن قيم مؤشر لاسبير ثابت الأساس المناظرة.[٢٦] وبالنسبة للفترة ٤، تكون قيمة مؤشر يانغ ٠,٩٣٩٦، وهي أقل من قيمة مؤشر فيشر المناظرة، وهي ٠,٩٦٢٤. إلا أنه بالنسبة للفترة ٥، فإن مؤشر يانغ يبلغ ٠,٩٧٩٤، وهي أعلى من القيم المقابلة لمؤشري فيشر المستهدفين، وهما ٠,٩٢٤٤ بالنسبة للمؤشر ثابت الأساس و٠,٩٢٧٣ بالنسبة للمؤشر بنظام السلسلة. وبالتالي، على الرغم من أن اتجاه التحيز في مؤشر يانغ لا يكون مماثلا دائما، يمكن ملاحظة أنه يتسم بتحيزات كبيرة لمجموعة البيانات الاصطناعية مقارنة بالمؤشرات المستهدفة المفضلة.

مؤشرات السنة الوسطى المبنية على صيغة لو

١٩-٤١ وبالرجوع إلى صيغة مؤشر لو (19.7)، نجد أنه في معظم تطبيقات الصيغة من قبل الوكالات الإحصائية، سوف يتم اتخاذ متجه الكميات q من فترة سابقة على فترة الأساس للأسعار، وهي الفترة ١ في مجموعة البيانات الاصطناعية. غير أنه من الممكن كذلك استخدام الصيغة كنوع من مؤشر السنة الوسطى، حيث يمكن اتخاذ متجه الكميات المرجعي q كمتوسط لمتجهات الكميات المرتبطة بالفترات من ١ إلى ٥. وسوف يتم في القسم الحالي البحث في الاستخدام المحتمل للصيغة. وبالتالي، فإن مؤشر لو الأول، P_{Lo1}، يحدِد q في الصيغة (19.7) بما يساوي q^1، وهو متجه كميات الفترة ١ في مجموعة البيانات الاصطناعية. ويتبين أن هذا مماثل لمؤشر لاسبير ثابت الأساس P_L، الذي ورد آنفا في الجدول ١٩-٤. ويحدِد مؤشر لو الثاني، P_{Lo2}، q في المعادلة (19.7) بما يساوي متوسط متجهي كميات الفترتين ١ و٢، $(1/2)(q^1+q^2)$.[٢٧] ويحدد مؤشر لو الثالث، P_{Lo3}، q بما يساوي متوسط متجهات كميات الفترات من ١ إلى ٣، $(1/3)(q^1+q^2+q^3)$. ويحدد مؤشر لو الرابع، P_{Lo4}، q بما يساوي متوسط متجهات كميات الفترات من ١ إلى ٤، $(1/4)(q^1+q^2+q^3+q^4)$. وأخيرا، فإن مؤشر لو الخامس، P_{Lo5}، يحدد q بما يساوي متوسط متجهات كميات الفترات من ١ إلى ٥، $(1/5)(q^1+q^2+q^3+q^4+q^5)$.[٢٨] ويتضمن الجدول ١٩-١٩ المؤشرات الخمسة من نوع لو الناتجة.

---

[٢٦] يُلاحظ أنه في الفصل ١٥ يمكن لمؤشر يانغ أن يكون أعلى أو أقل من مؤشر لاسبير ثابت الأساس المناظر، وهو ما يتوقف على مدى استجابة أنصبة الإنفاق للتغيرات في الأسعار.

[٢٧] هذا هو مؤشر لو لمجموعة البيانات الاصطناعية، والذي سيكون الأكثر تشابها لنوع مؤشر لو الذي يتم حسابه حاليا من قبل الوكالات الإحصائية.

[٢٨] هذا هو مؤشر ولش متعدد السنوات القائم على سلة ثابتة (Walsh (1901, p. 431)، حيث يتم اختيار متجه الكميات ليكون المتوسط الحسابي لمتجهات الكميات في الفترة الزمنية قيد الدراسة.

١٩-٤٢ وقد تم تعريف مؤشر السنة الوسطى $P_{MY} \equiv P_{Lo}(p^1, p^t, q^3)$ في الفقرات من ١٥-٤٩ إلى ١٥-٥٣ بالفصل الخامس عشر؛ ويعد مؤشرا من نوع لو مع اختيار متجه الكميات "الممثِل" q ليكون q^3، وهو متجه الكميات المرتبط بالفترة الوسطى في نطاق الفترات قيد البحث (أي الفترات من ١ إلى ٥ في المثال العددي). ويرد هذا الرقم في العمود السابع من الجدول ١٩-١٩.[٢٩] وتتم مقارنة مؤشر السنة الوسطى ومؤشرات لو الخمسة مع اثنين من "أفضل" المؤشرات المستهدفة، وهما مؤشرا تورنكفيست وفيشر بنظام السلسلة، P_T و P_F الواردان في العمودين الأخيرين من الجدول ١٩-١٩.

١٩-٤٣ ومن الجدول ١٩-١٩، يمكن ملاحظة أن المؤشرات من نوع لو (أو مؤشر السنة الوسطى) لا تقاربان المؤشرين المستهدفين على نحو وثيق (مؤشرا تورنكفيست وفيشر بنظام السلسلة) بالنسبة لكافة الفترات.[٣٠] غير أنه في حالة مجموعات البيانات الأقل تطرفا، من الممكن لمؤشر لو الخامس ومؤشر السنة الوسطى أن يمثلان تقديرات تقريبية وافية للمؤشرات المستهدفة.

١٩-٤٤ وفي ظل وجود اتجاهات عامة شديدة في بيانات الأسعار واستجابات إحلال طبيعية من قبل المستهلكين، فمن غير المرجح أن تتمكن المؤشرات من نوع لو، التي تستند إلى متوسطات بيانات الكميات المرتبطة بالفترات القليلة الأولى في سلسلة زمنية طويلة من البيانات، من توفير تقدير تقريبي واف لمؤشر ممتاز بنظام السلسلة. وبشكل عام، سوف يعاني هذا النوع من مؤشر لو من تحيز بالزيادة مقارنة بالمؤشر المستهدف، كما يُلاحَظ من الجدول ١٩-١٩.

المؤشرات من نوع يانغ

١٩-٤٥ يُذكَر أن مؤشر يانغ تم تعريفه بالمعادلة (15.48) في الفصل ١٥، أو المعادلة (19.8) أعلاه. وإذا أردنا مقارنة الأسعار في الفترة t مع الأسعار في الفترة ١، فإن صيغة مؤشر يانغ سوف تُعطَى بالمعادلة (19.9):

$$P_Y(p^1, p^t, s^b) \equiv \sum_{i=1}^{6} s_i^b (p_i^t / p_i^1) \quad \text{for } t = 1, 2, \ldots, 5 \quad (19.9)$$

بحيث يكون متجه نصيب الإنفاق $s^b \equiv [s_1^b, \ldots s_6^b]$ "ممثِلا" لمدى الفترات الزمنية قيد الدراسة. وفي معظم تطبيقات الصيغة من قبل الوكالات الإحصائية سوف يتم اتخاذ متجه نصيب إنفاق فترة الأساس s^b من فترة سابقة

---

[٢٩] يمكن التحقق من أنه إذا كانت هناك اتجاهات عامة زمنية خطية دقيقة في بيانات الكميات، عندئذ سوف يكون مؤشر السنة الوسطى P_{MY} مساويا تماما لمؤشر لو الخامس، P_{Lo5}.

[٣٠] يبدو أن مؤشر لو الرابع P_{Lo4} ومؤشر السنة الوسطى P_{MY} هما الأقرب للمؤشرات المستهدفة.

على فترة الأساس للأسعار، وهي الفترة ١ في مجموعة البيانات الاصطناعية. ولأغراض توضيحية، بدلا من إضافة بيانات جديدة إلى مجموعة البيانات الاصطناعية، سوف يتم اتخاذ متجه الأنصبة المرجعي s^b كمتوسط متجهات أنصبة الإنفاق المتعلقة بالفترات من ١ إلى ٥. ومن ثم، فإن المؤشر الأول من النوع يانغ، P_{Y1}، يحدد s^b في المعادلة (19.9) بما يساوي s^1، وهو متجه أنصبة إنفاق الفترة ١ في مجموعة البيانات الاصطناعية. ويتبين أن هذا المؤشر مماثلا لمؤشر لاسبير ثابت الأساس P_L المبين في الجدول ١٩-٤. ويحدِد المؤشر الثاني من نوع يانغ، P_{Y2}، s^b في المعادلة (19.9) بما يساوي متوسط متجهي أنصبة الفترتين ١ و٢، $(1/2)(s^1+s^2)$. ويحدِد المؤشر الثالث من نوع يانغ، P_{Y3}، s^b بما يساوي متوسط متجهات أنصبة الفترات من ١ إلى ٣، $(1/3)(s^1+s^2+s^3)$. ويحدِد المؤشر الرابع من نوع يانغ، P_{Y4}، s^b بما يساوي متوسط متجهات أنصبة الفترات من ١ إلى ٤، $(1/4)(s^1+s^2+s^3+s^4)$. وأخيرا، فإن المؤشر الخامس من نوع يانغ، P_{Y5}، يحدد s^b بما يساوي متوسط متجهات أنصبة الفترات من ١ إلى ٥، $(1/5)(s^1+s^2+s^3+s^4+s^5)$. ويتضمن الجدول ١٩-٢٠ أدناه المؤشرات الخمسة من نوع يانغ الناتجة. وتتم مقارنة هذه المؤشرات مع اثنين من "أفضل" المؤشرات المستهدفة، وهما مؤشرا تورنكفيست وفيشر بنظام السلسلة، P_T و P_F الواردان في العمودين الأخيرين من الجدول ١٩-٢٠.

١٩-٤٦ ويوضح الجدول ١٩-٢٠ أن كافة المؤشرات من نوع يانغ تُظهِر تحيزا كبيرا بالزيادة مقارنة بمؤشري تورنكفيست وفيشر بنظام السلسلة المستهدفين، P_T وP_F . وبمقارنة الجدول ١٩-١٩ مع الجدول ١٩-٢٠، يمكن ملاحظة أن التحيز في المؤشرات من نوع يانغ يزيد كلما أصبحت أنصبة الإنفاق أكثر تمثيلا لكافة الفترات الخمس، في حين أن التحيز بالزيادة في المؤشرات من نوع لو يميل إلى أن يصبح أقل كلما أصبح متجه الكميات المرجعي أكثر تمثيلا لكافة الفترات الخمس.

الجدول ١٩-١٩: مؤشرات لو الخمسة، ومؤشر السنة الوسطى، ومؤشرا تورنكفيست وفيشر بنظام السلسلة

الفترة t	P_{Lo1}	P_{Lo2}	P_{Lo3}	P_{Lo4}	P_{Lo5}	P_{MY}	P_T	P_F
١	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠
٢	١,٤٢٠٠	١,٤٠١٠	١,٣٦٤١	١,٣٠٦٨	١,٢٢٦٧	١,٣٠٥٥	١,٤٠٥٢	١,٤٠١١
٣	١,٣٤٥٠	١,٣٣٦٦	١,٢٨٥١	١,٢١٤٢	١,١٢٣٤	١,٢٠٣١	١,٣١١٢	١,٣١٨٥
٤	١,٣٥٥٠	١,٣٤٨٥	١,٢٨٢٤	١,١٩٢٦	١,٠٨٠١	١,١٧٧٢	١,٢٦٢٤	١,٢٦٨٩
٥	١,٤٤٠٠	١,٤٢٥٢	١,٣٤٤٤	١,٢٣٢١	١,٠٨٦٨	١,٢١٥٧	١,٢٢٢٤	١,٢٢٢٦

الجدول ١٩–٢٠: المؤشرات الخمسة من نوع يانغ ومؤشرا تورنكفيست وفيشر بنظام السلسلة

الفترة t	P_{Y1}	P_{Y2}	P_{Y3}	P_{Y4}	P_{Y5}	P_T	P_F
١	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠
٢	١,٤٢٠٠	١,٥١٤٨	١,٤٧٥٥	١,٤٤٠٩	١,٤٣٥٥	١,٤٠١١	١,٤٠٥٢
٣	١,٣٤٥٠	١,٣٥٦٧	١,٣٧٦٥	١,٣٩٤٣	١,٤١٤٤	١,٣١٨٥	١,٣١١٢
٤	١,٣٥٥٠	١,٣٥٢٦	١,٣٩١٧	١,٤٢٦٧	١,٤٥٨٤	١,٢٦٨٩	١,٢٦٢٤
٥	١,٤٤٠٠	١,٤٦٣٢	١,٤٩١٨	١,٥١٧٣	١,٥٤٨٢	١,٢٢٢٦	١,٢٢٢٤

١٩–٤٧ ويُلاحَظ أن كافة المؤشرات من نوع يانغ P_{Y2} إلى P_{Y5} أكبر من P_{Y1}، وهو مؤشر لاسبير العادي ثابت الأساس. غير أنه يجب الإقرار بأن هذا المؤشرات من نوع يانغ ليست من نوع مؤشر يانغ الذي تقوم الوكالات الإحصائية بحسابه، والذي تسبق فيه الفترة المرجعية للأوزان الترجيحية الفترة المرجعية للأسعار. وكما ناقشنا في الفقرات من ١٩–٣٩ إلى ١٩–٤٢، يمكن لهذا النوع الأخير من مؤشر يانغ أن يكون أعلى أو أقل من مؤشر لاسبير ثابت الأساس المقابل.

١٩–٤٨ ويمكن تلخيص نتائج هذا القسم والقسم السابق كالتالي: يبدو من المفيد محاولة إيجاد أوزان ترجيحية للكميات لصيغة لو تكون ممثلِة لكامل الفترة التي يغطيها المؤشر، ولكن لا يبدو أن هناك فائدة من القيام بنفس الإجراء بالنسبة لصيغة يانغ.

الفصل العشرون

المؤشرات الأولية

مقدمة

٢٠-١ في كافة البلدان، يمر حساب مؤشر أسعار المستهلكين بمرحلتين (أو أكثر). في المرحلة الأولى من الحساب، يتم تقدير المؤشرات الأولية للأسعار لإجماليات الإنفاق الأولية لمؤشر أسعار المستهلكين. وفي المرحلة الثانية والمراحل الأولية من التجميع، يتم الجمع بين هذه المؤشرات الأولية للأسعار للحصول على مستويات أعلى من المؤشرات باستخدام معلومات عن النفقات على كل إجمالي من الإجماليات الأولية كأوزان ترجيحية. ويتكون الإجمالي الأولي من النفقات على مجموعة صغيرة ومتجانسة نسبيا من المنتجات معرَّفة داخل تصنيف الاستهلاك المستخدم في مؤشر أسعار المستهلكين. ويتم جمع عينات من الأسعار ضمن كل إجمالي أولي، حتى تخدم الإجماليات الأولية كطبقات لأغراض المعاينة.

٢٠-٢ وعادة ما لا تتوافر البيانات المتعلقة بنفقات أو كميات السلع والخدمات المختلفة ضمن الإجمالي الأولي. ونظرا لعدم وجود أوزان ترجيحية للكميات أو الإنفاق، فإن نظرية الرقم القياسي في معظمها والموضحة في الفصول من ١٥ إلى ١٩ لا تكون قابلة للتطبيق على نحو مباشر. وكما هو مذكور في الفصل الأول، فإن المؤشر الأولي للأسعار يعد مفهوما أكثر بدائيةً يعتمد على بيانات الأسعار فقط.

٢٠-٣ ويتم في هذا الفصل النظر فيما هي الصيغة الأكثر ملاءمة لاستخدامها لتقدير المؤشر الأولي للأسعار. وتتوقف جودة مؤشر أسعار المستهلكين بشدة على جودة المؤشرات الأولية، والتي تعد اللبنات الأساسية التي يتم منها إنشاء مؤشرات أسعار المستهلكين.

٢٠-٤ وكما هو موضح في الفصل السادس، يجب على معدي البيانات اختيار المنتجات الممثِلة داخل الإجمالي الأولي ثم جمع عينة من الأسعار لكل من المنتجات الممثلة على حدة، عادة من عينة من المنافذ المختلفة. ويتم وصف فرادى المنتجات التي تم جمع أسعارها بالفعل بأنها *منتجات تمت معاينتها*. ويتم جمع أسعارها على مدى فترات زمنية متعاقبة. وبالتالي، غالبا ما يتم حساب مؤشر أولي للأسعار من مجموعتين من المشاهدات السعرية التي تمت مطابقتها. وفي معظم هذا الفصل،[1] يُفتَرض عدم وجود مشاهدات ناقصة وتغييرات في نوعية المنتجات التي تمت معاينتها حتى تتطابق مجموعتا الأسعار بشكل تام. ويعد التعامل مع

[1] تتم مناقشة مشكلة تناقص العينة ونقص التطابق عبر الزمن بإيجاز في سياق قضايا التصنيف في الفقرات من ٢٠-٢٣ إلى ٢٠-٣٧.

المنتجات الجديدة وتلك التي تختفي من الأسواق ومع التغير في النوعية، موضوعا مستقلا ومعقدا تتم مناقشته بالتفصيل في الفصول ٧، و٨، و٢١ من هذا الدليل.

٢٠-٥ وعلى الرغم من أن الأوزان الترجيحية للكميات أو الإنفاق عادة ما لا تكون متوفرة لترجيح فرادى الأسعار الأولية، من المفيد النظر في *إطار مثالي* تتوافر فيه معلومات الإنفاق. ويتم ذلك في القسم التالي. كما تتم في ذلك القسم أيضا مناقشة المشاكل المتضمنة في تجميع الأسعار بتعريفها الضيق عبر الزمن. ومن ثم، تقدم المناقشة هدفا نظريا للمؤشرات الأولية "العملية" للأسعار التي يتم بناؤها باستخدام معلومات عن الأسعار فقط.

٢٠-٦ وتقدم الفقرات من ٢٠-٢٣ إلى ٢٠-٣٧ بعض المناقشات حول الصعوبات المتضمنة في اختيار مستوى مناسب من تجزئة بيانات الإجماليات الأولية. فهل يتعين أن يكون للإجماليات الأولية بُعدا إقليميا بالإضافة إلى بُعد خاص بالمنتجات؟ وهل يتعين جمع الأسعار من منافذ تجارة البيع بالتجزئة أم من الأسر المعيشية؟ وتعد هذه أنواع الأسئلة التي تتم مناقشتها في هذا القسم.

٢٠-٧ وتقدم الفقرات من ٢٠-٣٨ إلى ٢٠-٤٥ صيغ المؤشر الأولي الرئيسية المستخدمة في الواقع العملي، بينما تقوم الفقرات من ٢٠-٤٦ إلى ٢٠-٥٧ بتطوير بعض العلاقات العددية بين المؤشرات المختلفة.

٢٠-٨ وتقوم الفقرات من ١٥ إلى ١٧ بتطوير مناهج مختلفة لنظرية الرقم القياسي عندما تتوافر معلومات عن كل من الأسعار والكميات. كذلك من الممكن تطوير مناهج بديهية أو اقتصادية أو معاينة (تصادفية) للمؤشرات الأولية، وتتم مناقشة هذه المناهج الثلاثة فيما يلي في الفقرات من ٢٠-٥٨ إلى ٢٠-٧٠، و٢٠-٧١ إلى ٢٠-٨٦، و٢٠-٨٧، على الترتيب.

٢٠-٩ وتبحث الفقرات من ٢٠-٨٨ إلى ٢٠-٩٩ في بعض دراسات البيانات المستخلصة من الماسحات الضوئية الصادرة أخيرا، والتي تقوم بحساب الإجماليات الأولية باستخدام كل من معلومات الأسعار والكميات.

٢٠-١٠ وتقوم الفقرات من ٢٠-١٠٠ إلى ٢٠-١١١ بتطوير منهج إحصائي بسيط تجاه المؤشرات الأولية يشبه نموذج انحدار هيدوني شديد البساطة. ويلقي القسم الختامي نظرة عامة على مختلف النتائج.[٢]

[٢] يستند هذا الفصل بشكل كبير إلى المساهمات الحديثة لكل من Dalén (1992)، وBalk (1994; 1998b; 2002)، و Diewert (1995a; 2002c).

المؤشرات الأولية المثالية

٢٠-١١ عادة ما يتم ترتيب الإجماليات التي يغطيها مؤشر أسعار المستهلكين أو مؤشر أسعار المنتجين في شكل شجري، وذلك على غرار "تصنيف الاستهلاك الفردي حسب الغرض"[٣] أو "التصنيف الصناعي العام للأنشطة الاقتصادية داخل الجماعات الأوروبية" (Nomenclature génerale des Activités économiques dans les Communautés européennes). ويمثل أي إجمالي مجموعة من المعاملات الاقتصادية المتعلقة بمجموعة من السلع عبر فترة زمنية محددة. وترتبط كل معاملة من المعاملات الاقتصادية بتغير ملكية سلعة أو خدمة محددة ومعرَّفة جيدا في مكان وتاريخ معين ويصحبها قيم للكمية والسعر. ويتم حساب مؤشر الأسعار لإجمالي ما كمتوسط مرجح لمؤشرات الأسعار للإجماليات الفرعية، والأوزان الترجيحية (للإنفاق أو المبيعات) ونوع المتوسط الذي تحدده صيغة المؤشر. ويمكن الاستمرار في هذا الترتيب النزولي بقدر ما تسمح المعلومات المتوفرة بتحليل الأوزان الترجيحية. ويُطلق على أقل الإجماليات من حيث المستوى مصطلح *الإجماليات الأولية*. وهي تتكون أساسا من نوعين:

- تلك التي تتوافر لها كافة معلومات الأسعار والكميات بالتفصيل؛
- وتلك التي يقرر فيها خبير الإحصاءات استخدام عينة ممثِّلة من السلع أو المجيبين في ضوء التكلفة التشغيلية أو عبء الاستجابة في الحصول على معلومات مفصّلة عن الأسعار والكميات حول كافة المعاملات.

٢٠-١٢ وتعد دراسة هذا الموضوع ذات أهمية كبيرة من الناحية العملية. ونظرا لأن الإجماليات الأولية تشكل اللبنات الأساسية لمؤشر أسعار المستهلكين أو مؤشر أسعار المنتجين، فإن اختيار صيغة غير ملائمة على هذا المستوى له تأثير شديد على المؤشر الكلي.

٢٠-١٣ وفي هذا القسم، سوف نفترض توافر معلومات مفصلة عن أسعار وكميات كافة المعاملات المرتبطة بالإجمالي الأولي للفترتين الزمنيتين قيد الدراسة. ويسمح هذا الافتراض لنا بتعريف إجمالي أولي مثالي. وفي الأقسام التالية، سوف تقل شدة هذا الافتراض المتعلق بتوافر بيانات الأسعار والكميات المفصلة عن المعاملات، ولكن من الضروري أن يتوافر هدف مثالي نظريا للمؤشر الأولي "العملي".

٢٠-١٤ وعلى الرغم من أن بيانات الأسعار والكميات قد لا تكون متوفرة لخبير الإحصاءات، فهي متاحة مبدئيا في العالم الخارجي. وعلى مستوى المجيبين (مستوى منفذ البيع أو الشركة مثلا) غالبا ما يتم تنفيذ بعض التجميع لمعلومات فرادى المعاملات، عادة في صورة تناسب نظام المعلومات المالية والإدارية للمجيب.

---

[٣] وجهت دراسة Triplett (2003, p. 160) نقدا شديدا لأسلوب "تصنيف الاستهلاك الفردي حسب الغرض" ويرى أنه يتعين استخدام النظرية الاقتصادية والتحليل التجريبي لاشتقاق تصنيف أكثر ملاءمة لمؤشر أسعار المستهلكين. غير أنه من الصعوبة بمكان التوصل إلى نظام للتصنيف يصلح لاستخدام كافة البلدان.

وهذا المستوى من المعلومات الذي يتحدد بواسطة المجيب يمكن تسميته *بنظام المعلومات الأساسي*. غير أنه لا يعتبر بالضرورة أدق مستوى من المعلومات يمكن توفيره لخبير إحصاءات الأسعار. ويمكن بسهولة أن يُطلب إلى المجيب تقديم معلومات أكثر تفصيلا. فعلى سبيل المثال، يمكن طلب بيانات أسبوعية بدلا من البيانات الشهرية، أو بيانات إقليمية بدلا من البيانات الشاملة، حيثما ينطبق، أو طلب بيانات تقسم حسب تصنيف سلعي أكثر تفصيلا. أما العقبة الوحيدة أمام تقسيم البيانات بمزيد من التفصيل فهي مستوى المعاملات المنفردة.[٤]

٢٠-١٥ ومن الضروري الآن مناقشة مشكلة تنشأ عندما تتوافر معلومات مفصّلة عن فرادى المعاملات، سواء على مستوى فرادى الأسر المعيشية أو فرادى المنافذ. ويُذكر أن الفصل الخامس عشر يعرض مؤشرات الأسعار والكميات، $P(p^0,p^1,q^0,q^1)$ و$Q(p^0,p^1,q^0,q^1)$. وتقوم هذه المؤشرات (الثنائية) للأسعار والكميات بتحليل نسبة القيم V^1/V^0 إلى جزء خاص بتغير الأسعار $P(p^0,p^1,q^0,q^1)$ وجزء يتعلق بتغير الكميات $Q(p^0,p^1,q^0,q^1)$. وفي هذا الإطار، يتم التسليم بأن سعر وكمية السلعة *i* في الفترة *t*، p_i^t وq_i^t على الترتيب، معرفان جيدا. غير أن هذه التعريفات غير مباشرة نظرا لأن فرادى المستهلكين قد يشترون *نفس* البند خلال الفترة *t* *بأسعار مختلفة*. وعلى نحو مماثل، إذا نظرنا إلى مبيعات أحد المحال أو المنافذ يبيع للمستهلكين، قد يُباع نفس البند بأسعار مختلفة جدا خلال الفترة. ومن ثم، قبل تطبيق مؤشر ثنائي تقليدي للأسعار من الشكل $P(p^0,p^1,q^0,q^1)$ الذي تمت مناقشته في الفصول السابقة من هذا الدليل، يجب حل مشكلة تجميع زمني مهمة لأجل الحصول على الأسعار p_i^t والكميات q_i^t الأساسية التي تمثل مكونات متجهي الأسعار p^0 وp^1 ومتجهي الكميات q^0 وq^1.

٢٠-١٦ وقد اقترحت دراسة Walsh[٥] and Davies (1924; 1932) حلا لمشكلة التجميع الزمني هذه: ففي رأيهما، تعد الكمية المناسبة في هذه المرحلة الأولى من التجميع هي مجموع *الكمية المشتراة* من البند بتعريفه الضيق والسعر المناظر هو قيمة المشتريات من هذا البند مقسومة على مجموع الكمية المشتراة، *وهي قيمة الوحدة بتعريفها الضيق*.

---

[٤] راجع دراسة Balk (1994).

[٥] أوضح ولش منطقه كما يلي:

> من بين كافة الأسعار التي يتم إبلاغها عن نفس نوع السلعة، فإن المتوسط الذي يتوجب حسابه هو المتوسط الحسابي؛ ويتعين ترجيح الأسعار وفقا للكميات النسبية التي بيعت بها (Walsh (1901, p. 96)).
>
> وينشأ بعض الأسئلة المشوقة فيما إذا كان الحساب يتضمن فقط السلع التي يتم استهلاكها داخل البلد، أو المنتَجة فيه فقط، أو كلاهما معا؛ وثمة أيضا صعوبات تتعلق بالسعر الواحد الذي يتم إسناده في كل فترة لكل سلعة، نظرا لأن ذلك أيضا يجب أن يكون متوسطا. وفي كافة أنحاء البلد خلال الفترة، لا يتم بيع السلعة بسعر واحد، أو حتى بسعر جملة واحد في سوقها الرئيسي. حيث تباع كميات مختلفة منها بأسعار مختلفة، ويتم الحصول على القيمة الكاملة بجمع كافة المبالغ المدفوعة (في نفس المرحلة في طريقها للوصول للمستهلك)، ويتم التوصل إلى متوسط السعر بقسمة مجموع المبلغ (أو القيمة الكاملة) على مجموع الكميات (Walsh (1921a, p. 88)).

ومؤخراً، تبنى الباحثون الآخرون حل ولش وديفيز (Walsh and Davies) لمشكلة التجميع الزمني.[٦] ويُلاحَظ أن هذا الحل يتسم بالمزايا الآتية:

- يعد إجمالي الكمية معقولا من الناحية البديهية، باعتباره مجموع كمية البند بتعريفه الضيق المشتراة من قبل الأسرة المعيشية (أو المباعة من قبل المنفذ) خلال الفترة الزمنية قيد البحث.
- ويكون حصل ضرب السعر في الكمية مساويا لمجموع القيمة المشتراة من قبل الأسرة المعيشية (أو المباعة من قبل المنفذ) خلال الفترة الزمنية قيد البحث.

٢٠-١٧ وسوف يتم تبني الحل المذكور آنفا لمشكلة التجميع الزمني كمفهوم للسعر والكمية في هذه المرحلة الأولى من التجميع. وهو ما يثير تساؤلا عن طول الفترة الزمنية التي يتعين خلالها حساب قيمة الوحدة. وسوف يتم البحث في هذا السؤال في القسم التالي.

٢٠-١٨ وبعد إقرار تعريف نظري مناسب لسعر وكمية بند ما على أقل مستوى للتجميع (أي قيمة الوحدة بتعريفها الضيق ومجموع الكمية المباعة من ذلك البند في فرادى المنافذ، أو مجموع الكمية التي تشتريها أسرة معيشية واحدة أو مجموعة من الأسر المعيشية)، من الضروري النظر في كيفية تجميع هذه الأسعار والكميات الأولية بتعريفها الضيق في صورة إجمالي أولي كلي. وبافتراض أن هناك M من بنود المستوى الأدنى أو سلعا معينة في هذه الفئة الأولية المختارة. وبالدلالة على كمية البند M بواسطة q_m^t في الفترة t وعلى قيمة الوحدة المجمعة زمنيا المقابلة بواسطة p_m^t بالنسبة إلى $t=0,1$، وبالنسبة للبنود $m=1,2,\ldots,M$. ويُعرَّف متجها الكمية والأسعار في الفترة t على أنهما $q^t \equiv [q_1^t, q_2^t, \ldots, q_M^t]$ و $p^t \equiv [p_1^t, p_2^t, \ldots, p_M^t]$ بالنسبة إلى $t=0,1$. والآن من الضروري اختيار صيغة للرقم القياسي المثالي نظريا $P(p^0, p^1, q^0, q^1)$ من شأنها تجميع فرادى أسعار البنود في صورة رقم نسبي إجمالي كلي للأسعار للبنود M في الإجمالي الأولي المختار. وتعد هذه المشكلة المتمثلة في اختيار شكل دالي بالنسبة إلى $P(p^0, p^1, q^0, q^1)$ مماثلة لمشكلة الرقم القياسي الكلي التي تم تناولها في الفصول ١٥-١٧. وفي هذه الفصول السابقة، تتم دراسة أربعة مناهج مختلفة لنظرية الرقم القياسي، وتعتبر صيغ الرقم القياسي المحددة هي "الفضلى" من كافة الجوانب. ومن وجهة نظر *المناهج القائمة على السلة الثابتة*، يبدو أن مؤشرات فيشر وولش Fisher (1922) and Walsh (1901)، P_F و P_W ، هي "الفضلى". ومن وجهة نظر *منهج الاختبارات*، يبدو أن مؤشر فيشر هو "الأفضل". أما من وجهة نظر *المنهج التصادفي* لنظرية الرقم القياسي، تبرز صيغة تورنكفيست-تيل للرقم القياسي Tornqvist–Theil (1967)، P_T ، على أنها الأفضل. وأخيرا، من وجهة نظر *المنهج الاقتصادي* لنظرية الرقم القياسي، فإن مؤشر ولش P_W، ومؤشر فيشر المثالي P_F وصيغة

[٦] راجع، على سبيل المثال، Szulc (1987, p. 13)، و Dalén (1992, p. 135)، و Reinsdorf (1994)، و Diewert (1995a, pp. 20–21))، و Reinsdorf and Moulton (1997)، و Balk (2002)، و Richardson (2003).

تورنكفيست–تيل للرقم القياسي P_T تعتبر كلها مستصوبة بنفس القدر. ويتم أيضا إظهار أن صيغ الرقم القياسي الثلاثة تقارب إحداها الأخرى عدديا على نحو وثيق، ولذا فلا يهم كثيرا أي من هذه المؤشرات البديلة يتم اختياره.[٧] ولذا، يتم اتخاذ *صيغة الرقم القياسي الأولي المثالي نظريا* لتكون إحدى الصيغ الثلاثة $P_F(p^0,p^1,q^0,q^1)$ أو $P_W(p^0,p^1,q^0,q^1)$ أو $P_T(p^0,p^1,q^0,q^1)$ حيث تكون كمية البند m في الفترة t، q_m^t، هي مجموع كمية هذا البند بتعريفه الضيق المشتراة من قبل الأسرة المعيشية خلال الفترة t (أو المباعة من قبل المنفذ خلال الفترة t) ويكون السعر المقابل للبند m هو p_m^t، وهو قيمة الوحدة المجمعة زمنيا، بالنسبة إلى $t=0,1$ وللبنود $m=1,2,\ldots,M$.[٨]

٢٠–١٩ ويتم تعريف مختلف المؤشرات الأولية "العملية" للأسعار في الفقرات من ٢٠–٣٨ إلى ٢٠–٤٥. وهذه الأرقام القياسية لا تتضمن أوزانا ترجيحية للكميات وبالتالي تعد دوالا فقط لمتجهي الأسعار p^0 و p^1 ، واللذان يتضمنان قيم وحدات مجمعة زمنيا للبنود M في الإجمالي الأولي للفترتين صفر و١. وبالتالي، عند مقارنة صيغة أولية عملية للرقم القياسي، لنقل مثلا $P_E(p^0,p^1)$، مع مؤشر أولي مثالي للأسعار، مثل مؤشر فيشر للأسعار $P_F(p^0,p^1,q^0,q^1)$، عندئذ من الواضح أن P_E سوف يختلف عن P_F نظرا لأن الأسعار غير مرجحة وفقا لأهميتها الاقتصادية في الصيغة الأولية العملية.[٩] ويُطلَق على هذا الفرق بين صيغتي الرقم القياسي *خطأ التقريب للصيغة* (formula approximation error).

٢٠–٢٠ وتخضع الأرقام القياسية الأولية العملية لأنواع أخرى من الخطأ أيضا:

---

[٧] توضح النظرية رقم ٥ في Diewert (1978, p. 888) أن كل من P_F و P_T و P_W يمثل تقديرا تقريبيا للآخر من الدرجة الثانية حول نقطة تساوي الأسعار والكميات؛ راجع Diewert (1978, p. 894)، و(2000) Hill، والفصل التاسع عشر للاطلاع على بعض النتائج التجريبية.

[٨] وبالطبع، تستلزم كافة صيغ الرقم القياسي الأولي المثالي هذه أوزانا ترجيحية للكميات (أو الإنفاق) في الفترة الجارية، وعليه لا تعد صيغا "عملية" يمكن استخدامها لإنتاج النوع المعتاد من مؤشر أسعار المستهلكين من شهر لآخر. ومع ذلك، نظرا لأن الوكالات الإحصائية تقدم المؤشرات الممتازة على أساس رجعي، قد يكون ممكنا الحصول على معلومات جارية على نحو أكبر عن الأوزان الترجيحية، على الأقل على المستويات الأعلى من التجميع؛ راجع Greenlees (2003). ويعطي Gudnason (2003, p. 16) أيضا بعض الأمثلة يحصل فيها مؤشر أسعار المستهلكين في أيسلندا على معلومات كافية كي يتمكن من حساب بعض المؤشرات الأولية باستخدام صيغة ممتازة. وعلى أي حال، يلزم توافر مؤشر مستهدف على المستوى الأولي على غرار ذلك المطلوب على المستويات الأعلى من التجميع.

[٩] وقد أشار Hausman (2002, p. 14) أيضا إلى أهمية جمع بيانات الكميات بالإضافة إلى بيانات الأسعار على المستوى الأولي حتى يمكن للوكالات الإحصائية إجراء تعديلات أكثر دقة نتيجة التغير في النوعية.

- فقد لا تستطيع الوكالة الإحصائية جمع معلومات عن كافة أسعار M في الإجمالي الأولي؛ أي قد يتم جمع عينة فقط من الأسعار M. ويُطلق على الاختلاف الناتج بين الإجمالي الأولي غير الكامل والمؤشر الأولي المثالي نظريا *خطأ المعاينة (Sampling error)*.
- وحتى إذا جمعت الوكالة الإحصائية سعرا لبند معرَّف بالتعريف الضيق، قد لا يكون مساويا لسعر قيمة الوحدة المجمع زمنيا والملائم نظريا. ويؤدي هذا الاستخدام للسعر غير الملائم على المستوى الأقل جدا من التجميع إلى نشوء *خطأ التجميع الزمني*.[١٠]
- ويمكن للوكالة الإحصائية أن تصنف منتجات متميزة معينة على أنها معادلة أساسا لبعضها البعض، وهو ما يترتب عليه *خطأ تجميع البنود*. على سبيل المثال، عندما يُباع نفس المنتَج في عبوات مختلفة الحجم، يمكن فقط جمع السعر لكل وحدة لمختلف أحجام العبوات. وكمثال آخر، يمكن تجاهل الفروق الصغيرة في النوعية بين المنتجات.
- ويمكن إنشاء قيمة الوحدات لبند معين من خلال التجميع عبر كافة الأسر المعيشة في إقليم ما أو فئة ديمغرافية معينة أو بالتجميع عبر كافة المنافذ أو المحال التي تبيع البند في إقليم ما. وقد ينشأ عن ذلك *خطأ التجميع عبر الوكلاء أو الكيانات*.

٢٠-٢١ وتتم مناقشة مشاكل التجميع والتصنيف بمزيد من التفصيل في الفقرات من ٢٠-٢٣ إلى ٢٠-٣٧.

٢٠-٢٢ ويتم تعريف صيغ الرقم القياسي الأولي الخمسة الرئيسية في الفقرات من ٢٠-٣٠ إلى ٢٠-٤٥، ويتم في الفقرات من ٢٠-٤٦ إلى ٢٠-٥٧ تطوير علاقات عددية مختلفة بين المؤشرات الخمسة هذه. ويتم في الفقرات من ٢٠-٥٨ إلى ٢٠-٨٦ تطوير المنهجين البديهي والاقتصادي إزاء المؤشرات الأولية، وفي ضوء هذين المنهجين يتم تقييم الصيغ الأولية الرئيسية الخمس المستخدمة في الواقع العملي.

مشاكل التجميع والتصنيف للإجماليات الأولية

٢٠-٢٣ يشير كل من Hawkes and Piotrowski (2003) إلى أن تعريف الإجمالي الأولي يتضمن تجميعا ذا أربعة أبعاد:[١١]

---

[١٠] يقوم العديد من الوكالات الإحصائية بإرسال جامعي أسعار للمنافذ المختلفة في أيام معينة من الشهر لجمع الأسعار المعلنة لفرادى البنود. وفي العادة، لا يعمل جامعو الأسعار في عطلات نهاية الأسبوع، والتي يجري فيها العديد من عمليات البيع. وبالتالي، فإن الأسعار التي يتم جمعها قد لا تكون ممثِّلة بشكل كامل لكافة المعاملات التي تحدث. ويمكن النظر إلى هذه الأسعار التي يتم جمعها على أنها فقط تقديرات تقريبية لقيم الوحدات المجمعة زمنيا لتلك البنود.

[١١] يجمع Hawkes and Piotrowski (2003, p. 31) بين الأبعاد المكانية والقطاعية في بُعد مكاني. كما يقران بدراسة تيل (Theil (1954)) الرائدة والذي حدد الأبعاد الثلاثة للتجميع، وهي: التجميع عبر الأفراد، التجميع عبر السلع، والتجميع عبر الزمن.

- البُعد *الزمني*؛ أي يمكن حساب قيمة وحدات البنود لكافة معاملات البنود في سنة أو شهر أو أسبوع أو يوم؛
- البُعد *المكاني*؛ يمكن حساب قيمة وحدات البنود لكافة معاملات البنود في البلد، أو مقاطعة أو ولاية، أو مدينة أو مجاورة أو موقع فردي.
- بُعد خاص *بالمنتجات*؛ أي يمكن حساب قيمة وحدات البنود لكافة معاملات البنود لفئة عامة عريضة (مثل الغذاء)، أو في فئة أكثر تحديدا (مثل المرجرين (الزبدة النباتية))، أو لصنف معين (بغض النظر عن حجم العبوة) أو لبند معين بتعريفه الضيق (أحد الرموز الموحدة للمنتجات وفقا لوكالة أبحاث AC Nielsen)؛
- بُعد *قطاعي (أو لكيان أو وكيل اقتصادي)*؛ أي يمكن حساب قيمة وحدات البنود لفئة معينة من الأسر المعيشية أو فئة معينة من المنافذ.

٢٠-٢٤ وسوف تتم بالترتيب مناقشة كافة الأبعاد المذكورة آنفا لاختيار نطاق التعريف لإجمالي أولي ما.

٢٠-٢٥ ومع تقصير مدة الفترة الزمنية، تظهر عدة مشاكل:

- تصبح المشتريات (من قبل الأسر المعيشية) والمبيعات (من قبل المنافذ) شاذة ومتقطعة. ومن ثم، يزداد تواتر المشتريات أو المبيعات غير المتطابقة من فترة للفترة التي تليها وفي النهاية (يتم اختيار الفترة الزمنية لتكون دقيقة واحدة)، لن يكون هناك شيئا متطابقا وتخفق نظرية الرقم القياسي الثنائي.[١٢]
- وكلما قصرت الفترة الزمنية، تُظهِر المؤشرات بنظام السلسلة مزيدا من "الانحراف"؛ أي أنه إذا ارتدت القيمة في نهاية سلسلة من الفترات إلى القيمة في الفترة الأولية، فإن المؤشر بنظام السلسلة لا يعود إلى واحد صحيح. وكما جرت المناقشة في الفقرات من ١٥-٧٦ إلى ١٥-٩٧ من الفصل الخامس عشر، من الملائم استخدام المؤشرات بنظام السلسلة عندما تُظهِر بيانات الأسعار والكميات اتجاهات عامة ممهدة نسبيا. وعندما تكون الفترة الزمنية قصيرة، يمكن للتقلبات الموسمية[١٣] وفترات التخفيضات وحملات الدعاية الدورية[١٤] أن تؤدي إلى تذبذب (أو ارتداد "bouncing" باستخدام مصطلح Szulc's (1983, p. 548)) الأسعار والكميات، ومن ثم ليس من الملائم استخدام المؤشرات

---

[١٢] يُشار إلى هذه النقطة في الفقرات من ١٥-٦٥ إلى ١٥-٧١ بالفصل الخامس عشر فيما يتعلق بمؤشر ديفيزيا (Divisia Index). كما أشار David Richardson (2003, p. 51) كذلك إلى أنه " يترتب على تعريف البنود ذات الدقة الأكبر، مثل حالة ما إذا كان يتم التعامل مع الأسعار في الأسابيع المختلفة كبنود مستقلة، مزيد من فقدان للبيانات ومزيد من عمليات الاحتساب".

[١٣] راجع الفصل ٢٢ للاطلاع على مثال موسمي شهري حيث تكون المؤشرات من شهر لآخر بنظام السلسلة عديمة الفائدة.

[١٤] راجع Feenstra and Shapiro (2003) للاطلاع على مثال لرقم قياسي ممتاز أسبوعي يُظهِر انحرافا كبيرا في السلسلة. ويناقش Richardson (2003, pp. 50–51) القضايا المرتبطة باختيار قيم الوحدات الأسبوعية مقابل قيم الوحدات الشهرية.

بنظام السلسلة في ظل هذه الظروف. وإذا استُخدمت المؤشرات ثابتة الأساس في حالة الفترة الزمنية القصيرة هذه، عندئذ سوف تتوقف النتائج عادةً وبشدة على اختيار فترة الأساس. وفي السياق الموسمي، قد لا تكون كافة السلع حتى موجودة في الأسواق خلال فترة الأساس المختارة.[١٥] ويمكن الحد من كل هذه المشاكل من خلال اختيار فترة زمنية أطول حتى تميل الاتجاهات العامة في البيانات إلى السيطرة على التقلبات قصيرة الأجل.

- ومع انكماش الفترة الزمنية، تصبح كافة السلع تقريبا سلعا *معمرة* بمعنى أنها تقدم خدمات ليس فقط خلال فترة الشراء ولكن أيضا في الفترات التالية. وعليه، فإن فترة الشراء أو الاحتياز تصبح مختلفة عن فترات الاستخدام، مما يؤدي إلى العديد من التعقيدات.[١٦]
- ومع انكماش الفترة الزمنية، لن يكون المستخدمون مهتمين بصفة خاصة بالتقلبات قصيرة الأجل للمؤشر الناتج وسوف تكون هناك مطالب بتمهيد النتائج الشاذة. وبصيغة أخرى، سوف يحتاج المستخدمون إلى إيجاز التحركات العديدة، لنقل الأسبوعية أو اليومية في المؤشر، كتحركات شهرية أو ربع سنوية في الأسعار. ومن ثم، من وجهة نظر تلبية احتياجات المستخدمين، سوف يكون هناك طلب قليل نسبيا على المؤشرات عالية التواتر.

وفي ضوء هذه الاعتبارات، يُوصى بأن تكون الفترة الزمنية للرقم القياسي أربعة أسابيع أو شهرا على الأقل.[١٧]

٢٠-٢٦ ومن الضروري أيضا اختيار البُعد المكاني للإجمالي الأولي. والسؤال هو: هل يتعين اعتبار أسعار البنود في كل مدينة أو إقليم إجماليات منفصلة أم يتعين إنشاء إجمالي قومي للبنود؟ من الواضح أنه إذا كان من المستصوب الحصول على مؤشرات إقليمية لأسعار المستهلكين يمكن تجميعها في صورة مؤشر قومي لأسعار المستهلكين، عندئذ يكون من الضروري جمع أسعار البنود بحسب الإقليم. إلا أنه ليس من الواضح إلى أي درجة يتعين أن تكون دقة "الأقاليم". فيمكنها أن تكون بنفس دقة مجموعة من الأسر المعيشية تعيش في

---

[١٥] راجع الفصل ٢٢ للاطلاع على حلول مقترحة لهذه المشاكل المتعلقة بالموسمية.

[١٦] راجع الفصل ٢٣ لمزيد من المعلومات حول معاملة مؤشر أسعار المستهلكين الممكنة للسلع المعمرة.

[١٧] إذا كان هناك معدل تضخم مرتفع في الاقتصاد (أو حتى تضخم مفرط)، قد يكون ضروريا التحول إلى مؤشرات أسبوعية أو حتى يومية. كذلك، يتعين الإشارة إلى أن بعض واضعي نظرية الرقم القياسي يشعرون بضرورة تطوير نظريات جديدة لسلوك المستهلكين تستخدم بيانات أسبوعية أو يومية: "أيد بعض الدراسات استخدام قيم الوحدات لخفض التغير السعري عالي التواتر، إلا أن هذا يفترض ضمنيا أن التغير عالي التواتر يمثل فقط ضوضاء في البيانات وليس ذا مغزى في سياق مؤشر تكلفة المعيشة. ويعد ذلك محلا للجدل. ونحتاج إلى تطوير نظرية تواجه البيانات، وليس اختزال البيانات لتلائم النظرية" (Triplett (2003, p. 153)). إلا أنه إلى حين تطوير هذه النظريات على نحو واف، فإن المنهج العملي هو تعريف قيم وحدات البنود خلال الشهور أو أرباع السنة بدلا من الأيام أو الأسابيع.

منطقة لها رمز بريدي واحد أو فرادى منافذ عبر البلد.[١٨] ولا يبدو أن هناك اتفاقا عاما واضحا حول الدرجة المثلى التي يتعين أن تكون عليها تجزئة البيانات المكانية.[١٩] وعلى كل وكالة إحصائية تحديد حكمها الاستنسابي حول الدرجة المثلى من التجزئة المكانية للبيانات، مع الأخذ في الاعتبار تكاليف جمع البيانات ومطالب المستخدمين بتوفير بُعد مكاني لمؤشر أسعار المستهلكين.

والسؤال هو: بأي درجة من التفصيل يتعين أن يكون البُعد الخاص بالمنتجات؟ تتراوح الاحتمالات بين النظر إلى كافة السلع في فئة عامة على أنها مكافئات، إلى النظر فقط إلى سلع ذات حجم عبوة معينة يصنعها أحد المصنعين أو مقدمي الخدمة على أنها مكافئات؟ وفي ظل تساوي كافة العوامل، يؤكد Triplett (2002) على مزايا مطابقة المنتجات على أكثر المستويات التفصيلية الممكنة، نظرا لأن هذا من شأنه منع فروق النوعية من جعل المقارنات السعرية بين فترة وأخرى تفتقد للوضوح. وتعد هذه مشورة حكيمة، ولكن فما هذه العوائق التي تحول دون العمل بأدق تصنيف سلعي ممكن؟ تتمثل العقبة الرئيسية في أنها كلما كان التصنيف أدق، زادت صعوبة مطابقة البند المشترى أو المبيع في فترة الأساس مع نفس البند في الفترة الجارية. ومن ثم، كلما زادت دقة تصنيف المنتجات، قل عدد المقارنات السعرية المتطابقة الممكنة. وهذا لن يمثل مشكلة إذا اتبعت الأسعار غير المتطابقة نفس الاتجاه العام مثل الأسعار المتطابقة في إجمالي أولي معين؛ ولكن لن يكون الوضع هكذا، على الأقل في بعض الظروف.[٢٠] وكلما زادت دقة التصنيف، زاد العمل (من حيث المبدأ) الذي تقوم به الوكالة الإحصائية للتعديل مقابل التغير في النوعية أو احتساب الأسعار غير المتطابقة. واختيار نظام تصنيف غير دقيق نسبيا يؤدي إلى اعتماد نظام مرتفع المردودية للتعديل حسب الجودة (أي لا يتم بالضرورة تعديل صريح للأسعار حسب الجودة أو احتساب قيمة غير المتطابقة منها)، ولكن هذا النظام قد لا يتسم بالدقة

---

[١٨] لم تعد أيسلندا تستخدم الأوزان الترجيحية الإقليمية ولكن فرادى منافذ البيع كوحدة جغرافية أولية؛ راجع Gudnason (2003, p. 18).

[١٩] يشير William J. Hawkes و Frank W. Piotrowski إلى أنه من المقبول تماما استخدام الإجماليات الأولية القومية عند إجراء مقارنات دولية بين البلدان:

> إلا أنه عندما نحاول مقارنة أسعار البيض عبر المناطق الجغرافية، نجد أن الربط بين المنافذ لن يكون سليما، نظرا لأن المنافذ على احد الجوانب لا تتطابق مع تلك الموجودة على الجانب الآخر. ومن ثم، عند إجراء مقارنات مكانية، ليس أمامنا خيار سوى جمع المنافذ حتى المستوى الإقليمي (أو في حالة تعادلات القوى الشرائية، المستوى القومي). ولا نتردد تماما في عمل ذلك بالنسبة للمقارنات المكانية، ولكننا نحجم عن ذلك بالنسبة للمقارنات الزمنية. فما هي الأسباب؟ (Hawkes and Piotrowski (2003, pp. 31–32). تعد الإجابة عن هذا السؤال أنه من الأفضل المطابقة بين الشيء ومثيلة بشكل وثيق بقدر الإمكان. وهذا يجعل الإحصائيين يفضلون أدق مستوى ممكن من التجميع، والذي يكون في حالة المقارنات الزمنية الأسرة المعيشية أو فرادى المنافذ. بيد أنه عند إجراء المقارنات بين الأقاليم، فإن المطابقة لا تكون ممكنة إلا في حالة تشكيل إجماليات إقليمية للبنود، كما يشير Hawkes و Piotrowski آنفا.

[٢٠] يؤكد Silver and Heravi (2001a; 2001b; 2002; 2003, p. 286) و Koskimäki and Vartia (2001) على هذه النقطة وقدموا أدلة عملية لتدعيم رأيهم. وقام Feenstra (1994) و Balk (2000b) بتطوير طرائق مستندة إلى النظرية الاقتصادية للتعامل مع إدراج بنود جديدة.

العالية. ومن ثم، ومع أخذ كافة العوامل في الاعتبار، يبدو من الأفضل اختيار نظام التصنيف الأكثر دقة بقدر الإمكان.

٢٠-٢٧ وتعد القضية الأخيرة في اختيار طريقة التصنيف هي قضية اختيار بُعد قطاعي؛ أي هل يتعين حساب قيمة وحدات بند معين لمنفذ محدد أو لأسرة معيشية محددة، أم لفئة من منافذ البيع أو الأسر المعيشية؟

٢٠-٢٨ قبل أن نستطيع الإجابة عن السؤال السابق، من الضروري أن نسأل عما إذا كان مستوى فرادى المنافذ أو الأسر المعيشية هو أكثر المستويات دقة وملاءمة لتصنيف الكيانات. في حالة اتباع المنهج الاقتصادي إزاء مؤشر أسعار المستهلكين، عندئذ تكون فرادى الأسر المعيشية هي أكثر المستويات دقة وملاءمة لتصنيف الكيانات.[٢١] ومن الواضح أن الأسرة المعيشية الواحدة لن تعمل جيدا كوحدة أساسية لملاحظة الكيانات بسبب الطبيعة المتفرقة للمشتريات المتعددة التي تجريها الأسرة المعيشية؛ أي أنه ستكون هناك صعوبات جمة عند مطابقة الأسعار عبر الفترات الزمنية لفرادى الأسر المعيشية. بيد أنه بالنسبة لمجموعة كبيرة بما يكفي من الأسر المعيشية، يصبح الأمر ممكنا نظريا لاستخدام الأسرة المعيشية كتصنيف للكيانات، وليس المنفذ كما يتم عادة. وليس من المعتاد استخدام الأسر المعيشية نظرا للتكاليف والصعوبات المتضمنة في جمع بيانات فرادى الأسر المعيشية بشأن الأسعار والنفقات.[٢٢] وعادة ما يتم جمع معلومات الأسعار من منشآت أو منافذ البيع بالتجزئة التي تبيع بشكل أساسي للأسر المعيشية. ويمكن الحد من مشاكل المطابَقة (ولكن لا يتم التخلص منها) باستخدام هذه الاستراتيجية لأن منفذ البيع بالتجزئة عموما يبيع نفس البنود على أساس مستمر.

٢٠-٢٩ والسؤال هو: إذا جُمعت نفقات كافة الأسر المعيشية في إقليم ما، فهل ستساوي مبيعات منافذ البيع بالتجزئة في الإقليم؟ في ظل شروط معينة، تكون الإجابة عن هذا السؤال "نعم". وتتمثل هذه الشروط في ألا تبيع المنافذ أي بنود لمشترين ليسوا من الأسر المعيشية المحلية (ألا تكون هناك صادرات إقليمية أو مبيعات لأعمال أو حكومات محلية) وألا تقوم الأسر المعيشية الإقليمية بأي مشتريات لبنود استهلاكية إلا من المنافذ المحلية (ألا تكون هناك واردات للأسر المعيشية أو تحويلات للسلع من قبل الحكومات للأسر المعيشية

---

[٢١] وقد أكد كاتبان على هذه النقطة في الكتاب الصادر حديثا حول البيانات المستخلصة من الماسحات الضوئية ومؤشرات الأسعار:

> على أي حال، فإن قيم الوحدات عبر المتاجر ليست هي الأسعار التي تواجه الأسر المعيشية حقا ولا تمثل السعر لكل فترة في مؤشر تكلفة المعيشة، حتى ولو تم جمع قيم الوحدات بحسب نوع منفذ البيع بالتجزئة ((Triplett (2003, pp. 153–154)).
> بالإضافة إلى ذلك، يُلاحظ أن العلاقة التي يتم تقديرها ليست دالة مناسبة لطلب المستهلك ولكنها تعد "دالة لمبيعات المنشأة". وفقط بعد اتخاذ مزيد من الافتراضات – مثل تثبيت توزيع المستهلكين عبر المنشآت – يُسمَح بالقفز إلى دوال الطلب (Ley (2003, p. 380)).

[٢٢] ومع ذلك، ليس مستحيلا جمع بيانات دقيقة عن الأسر المعيشية في ظروف معينة؛ راجع Gudnason (2003)، الذي كان رائد منهجية الإيصالات (receipts methodology) لجمع بيانات الأسعار والإنفاق للأسر المعيشية في أيسلندا.

المحلية). ومن الواضح، أن هذه الشروط التقييدية لن تتحقق في الواقع العملي، ولكنها قد تنطبق كتقدير تقريبي أولي.

٢٠-٣٠ ويمكن تحليل آثار *التجميع الإقليمي وتجميع المنتجات*، وذلك بفضل دراسة حديثة لكل من Koskimäki and Ylä-Jarkko (2003). واستخدمت هذه الدراسة البيانات المستخلصة من الماسحات الضوئية للأسبوع الأخير من سبتمبر ١٩٩٨ وسبتمبر ٢٠٠٠ الخاصة بالزبد، والمرجرين (الزبدة النباتية)، والدهون النباتية، والزيوت النباتية، والمشروبات غير الكحولية، وعصائر الفواكه والمواد المنظفة التي قدمتها شركة "AC Nielsen" لفنلندا. وعلى أدق مستوى لتصنيف البنود (الرموز الموحدة للمنتجات وفقا لشركة إيه سي نيلسين AC Nielsen Universal Product Code)، بلغ عدد فرادى البنود في العينة ١.٠٢٨. وكان مجموع عدد منافذ البيع في العينة ٣٣٨. بعدها بحث Koskimäki وYlä–Jarkko في أربعة مستويات من تجزئة البيانات المكانية:

- البلد بأكملها (مستوى ١)؛
- المقاطعات (٤ مستويات)؛
- أقاليم "AC Nielsen" (١٥ مستوى)؛
- فرادى منافذ البيع (٣٣٨ مستوى).

كما بحثا أيضا في أربعة مستويات من تجزئة المنتجات:

- تصنيف الاستهلاك الفردي حسب الغرض من خمسة أرقام (٦ مستويات)؛
- تصنيف الاستهلاك الفردي حسب الغرض من سبعة أرقام (٢٦ مستويات)؛
- تبويب الأصناف وفقا لشركة "AC Nielsen" (٢٦٦ مستوى)؛
- فرادى الرموز الموحدة للمنتجات وفقا لشركة "AC Nielsen" (عدد ١٠٢٨ منتج مميز).

٢٠-٣١ ولأجل توضيح القدرة على مطابقة المنتجات على مدى العامين كدالة لدرجة دقة التصنيف، قدم Koskimäki and Ylä-Jarkko (2003, p.10) جدولا يوضح أن نسبة المعاملات التي يمكن مطابقتها بين العامين قد انخفضت على نحو مطرّد كلما زادت دقة أسلوب التصنيف. وعلى المستوى الأعلى من التجميع (القومي وتصنيف الاستهلاك الفردي حسب الغرض من خمسة أرقام)، يمكن مطابقة كافة المعاملات على مدى العامين، ولكن على أدق مستوى من التجميع (٣٣٨ منفذ بيع مضروبا في عدد ١٠٢٨ منتَج فردي أو عدد ٣٤٧٤٦٤ من خلايا التصنيف إجمالا)، يمكن مطابقة ٦١.٧% فقط من قيمة المعاملات في عام ٢٠٠٠ مع نظيراتها في عام ١٩٩٨. ويتم إعادة عرض جدول ٧ لكل من Koskimäki وYlä -Jarkko كجدول ٢٠-١.

الجدول ٢٠-١: نسبة المعاملات في عام ٢٠٠٠ التي يمكن مطابَقتها مع عام ١٩٩٨

	تصنيف الاستهلاك الفردي حسب الغرض من خمسة أرقام	تصنيف الاستهلاك الفردي حسب الغرض من سبعة أرقام	الصنف وفقا لشركة "AC Nielsen"	الرموز الموحدة للمنتجات وفقا لشركة "AC Nielsen"
البلد	١,٠٠٠	١,٠٠٠	٠,٩٨٢	٠,٨٠١
المقاطعة	١,٠٠٠	١,٠٠٠	٠,٩٧٥	٠,٧٧٤
إقليم "AC Nielsen"	١,٠٠٠	١,٠٠٠	٠,٩٦٩	٠,٧٥٥
فرادى منافذ البيع	٠,٩٠٤	٠,٩٠٤	٠,٨٤٦	٠,٦١٧

٢٠-٣٢ وفيما يتعلق بكل من المستويات الستة عشرة أعلاه لتجزئة بيانات المنتجات والأقاليم، بالنسبة للمنتجات التي كانت متوفرة في سبتمبر ١٩٩٨ وسبتمبر ٢٠٠٠، قام Koskimäki and Ylä –Jarkko (2003, p.9) بحساب مؤشري لاسبير وباش للأسعار. ويتم إعادة عرض النتائج التي توصلا إليها في جدولي ٢٠-٢ و٢٠-٣ أدناه.

٢٠-٣٣ ويمكن تفسير بعض الاتجاهات العامة في الجدولين ٢٠-٢ و٢٠-٣. فمع إضفاء مزيد من الدقة على تصنيف المنتجات، تميل المؤشرات إلى الانخفاض.[٢٣] وهذا يشير إلى أن المنتجات الجديدة التي تدخل العينة تميل إلى أن تكون أغلى ثمنا من المنتجات المستمرة. وفي الواقع، تعد الفروق في نتائج تصنيف الاستهلاك الفردي حسب الغرض من خمسة أرقام، وفي الرموز الموحدة للمنتجات وفقا لشركة "AC Nielsen" كبيرة جدا وتدل على أنه ربما يكون من الأفضل العمل بأدق مستوى من تجزئة بيانات المنتجات، حتى ولو كانت هناك إمكانية تحيز نظرا لتجاهل المنتجات الجديدة. ويجب أن يكون هذا التحيز الممكن كبيرا جدا لتجاهل التوصية التي مؤداها العمل بأدق مستوى من تجزئة بيانات المنتجات.

الجدول ٢٠-٢: مؤشرات لاسبير للأسعار بحسب نوع التصنيف، سبتمبر ١٩٩٨-سبتمبر ٢٠٠٠

	تصنيف الاستهلاك الفردي حسب الغرض من خمسة أرقام	تصنيف الاستهلاك الفردي حسب الغرض من سبعة أرقام	الصنف وفقا لشركة "AC Nielsen"	الرموز الموحدة للمنتجات وفقا لشركة "AC Nielsen"
البلد	١,٠٧٩	١,٠٣١	١,٠٤٦	١,٠٢٣
المقاطعة	١,٠٧٨	١,٠٣١	١,٠٤٨	١,٠٢٣
إقليم AC Nielsen	١,٠٧٨	١,٠٣١	١,٠٤٨	١,٠٢٥
فرادى منافذ البيع	١,٠٨٦	١,٠٤٠	١,٠٦٠	١,٠٢٨

[٢٣] تعد النتائج على مستوى الأصناف وفقا لشركة AC Nielsen مثالا مضادا لهذا الجزم العام.

الجدول ٢٠-٣: مؤشرات فيشر بحسب نوع التصنيف، سبتمبر ١٩٩٨-سبتمبر ٢٠٠٠

	تصنيف الاستهلاك الفردي حسب الغرض من خمسة أرقام	تصنيف الاستهلاك الفردي حسب الغرض من سبعة أرقام	الصنف وفقا لشركة "AC Nielsen"	الرموز الموحدة للمنتجات وفقا لشركة AC Nielsen
البلد	١,٠٨٠	١,٠٣٢١	١,٠٤٨	١,٠١٥
المقاطعة	١,٠٧٩	١,٠٣١	١,٠٤٨	١,٠١٤
إقليم "AC Nielsen"	١,٠٧٩	١,٠٣٠	١,٠٤٧	١,٠١٤
فرادى منافذ البيع	١,٠٨٩	١,٠٣٤	١,٠٤٩	١,٠١١

٢٠-٣٤ ومع إضفاء مزيد من الدقة على التصنيف الإقليمي، تميل مؤشرات لاسبير إلى أن تكون أكبر. ويمكن تفسير ذلك بتحول المشترين إلى المنافذ الأقل كُلفة حيث تكون قيم وحدات البنود أصغر كلما زادت درجة التجميع. وبصيغة أخرى، تخضع مؤشرات لاسبير المحسوبة على مستوى منافذ البيع إلى قدر معين من التحيز الناتج عن إحلال منافذ البيع (إذا رغب المرء في النظر إلى هذه الظاهرة على أنها تحيز).

٢٠-٣٥ والأمر المثير للدهشة في الجداول من ٢٠-١ إلى ٢٠-٣ هو الفروق بين مؤشرات لاسبير وفيشر على المستويات الأدق من التجميع. فبالنسبة لأدق مستوى من التجميع، فإن مؤشر فيشر عند ١,٠١١ يعد أقل بنسبة ١,٧% نقطة مئوية من مؤشر لاسبير المناظر عند ١,٠٢٨. ومن ثم، على المستوى الأدق من التجميع، فإن مؤشرات لاسبير لمجموعة البيانات الفنلندية هذه تتسم بتحيز *نتيجة لعدم التمثيل* أو *بتحيز أولي نتيجة للإحلال* يبلغ نحو ٠,٨٥ نقطة مئوية لكل سنة.

٢٠-٣٦ ويُلاحظ أن مقارنات الرقم القياسي أعلاه خالية من مشاكل انحراف السلسلة نظرا لأنها تقوم بإجراء مقارنات مباشرة بين العامين. كما يجب أن تكون كذلك خالية من مشاكل الموسمية، نظرا لمقارنة الأسبوع الأخير من سبتمبر عام ١٩٩٨ مع الأسبوع الأخير من سبتمبر ٢٠٠٠.

المؤشرات الأولية المستخدمة في الواقع العملي

٢٠-٣٧ لنفرض أن هناك M من البنود على المستوى الأدنى أو سلع محددة في فئة أولية مختارة. وتتم الدلالة على سعر البند m في الفترة t بواسطة p_m^t بالنسبة إلى $t=0,1$ وبالنسبة للبنود $m=1,2,\ldots,M$. يُعرَّف متجه أسعار الفترة t على أنه $p^t \equiv [p_1^t, p_2^t, \ldots, p_M^t]$ بالنسبة إلى $t=0,1$.

٢٠-٣٨ ويُعزى أول رقم قياسي أولي شائع الاستخدام إلى الاقتصادي الفرنسي دوتو Dutot (1738):

$$P_D(p^0,p^1) \equiv \frac{\sum_{m=1}^{M} \frac{1}{M} p_m^1}{\sum_{m=1}^{M} \frac{1}{M} p_m^0} = \frac{\sum_{m=1}^{M} p_m^1}{\sum_{m=1}^{M} p_m^0} \qquad (20.1)$$

ومن ثم، فإن مؤشر دوتو الأولي للأسعار يساوي المتوسط الحسابي لأسعار M في الفترة ١ مقسوما على المتوسط الحسابي لأسعار M في الفترة صفر.

٢٠-٣٩ وتعزى الصيغة الثانية للرقم القياسي الأولي المستخدمة على نحو شائع إلى الاقتصادي الإيطالي كارلي Carli (1764):

$$P_C(p^0,p^1) \equiv \sum_{m=1}^{M} \frac{1}{M} \frac{p_m^1}{p_m^0} \qquad (20.2)$$

ومن ثم فإن مؤشر كارلي الأولي للأسعار يساوي المتوسط الحسابي لنسب أسعار البنود M أو الأرقام النسبية للأسعار، $p_m{}^1/p_m{}^0$.

٢٠-٤٠ وتُعزى الصيغة الثالثة للرقم القياسي الأولى المستخدمة بشكل شائع إلى الاقتصادي الإنجليزي جيفون (دراسة Jevons (1863)):

$$P_J(p^0,p^1) \equiv \prod_{m=1}^{M} \sqrt[M]{\frac{p_m^1}{p_m^0}} \qquad (20.3)$$

وعليه، فإن مؤشر جيفون الأولي للأسعار يساوي المتوسط الهندسي لنسب أسعار البنود M أو الأرقام النسبية للأسعار، $p_m{}^1/p_m{}^0$.

٢٠-٤١ وتعد الصيغة الرابعة للرقم القياسي الأولي P_H هي المتوسط التوافقي للأرقام النسبية لأسعار البنود M. وقد تم اقتراحها في البداية بشكل عابر كصيغة للرقم القياسي من قِبل جيفون Jevons (1865, p. 121) و Coggeshall (1887).

$$P_H(p^0,p^1) \equiv \left[\sum_{m=1}^{M} \frac{1}{M} \left(\frac{p_m^1}{p_m^0} \right)^{-1} \right]^{-1} \qquad (20.4)$$

٢٠-٤٢ وأخيرا، فإن الصيغة الخامسة للرقم القياسي الأولي هي المتوسط الهندسي لصيغ كارلي والصيغ التوافقية؛ أي أنها المتوسط الهندسي للمتوسطين الحسابي والتوافقي للأرقام النسبية M للأسعار:

$$P_{CSWD}(p^0,p^1) \equiv \sqrt{P_C(p^0,p^1) P_H(p^0,p^1)} \qquad (20.5)$$

وقد اقتُرحت صيغة الرقم القياسي هذه لأول مرة من قِبل فيشر Fisher (1922, p. 472) كصيغته الأساسية. كذلك لاحظ فيشر، عمليا بالنسبة لمجموعة بياناته، أن P_{CSWD} كان قريبا جدا لمؤشر جيفون، P_J، وهذان

المؤشران كانا "أفضل" صيغتيه غير المرجحتين للرقم القياسي. ومنذ عهد أقرب، اقترحت دراستي كصيغة أولية للرقم P_{CSWD} (Dalén (1992, p. 140) و Carruthers, Sellwood and Ward (1980 p. 25)) القياسي.

٢٠-٤٣ وبعد تعريف أكثر الصيغ الأولية شيوعا من حيث الاستخدام، يبرز الآن سؤال مؤداه: أي من هذه الصيغ هي "الفُضلى"؟ من الواضح أنه لا يمكن الإجابة عن هذا السؤال إلى أن يتم تطوير خصائص مستصوبة للمؤشرات الأولية. وسوف يتم إجراء ذلك بأسلوب نظامي في الفقرات من ٢٠-٤٦ إلى ٢٠-٥٧، ولكن سوف تتم الإشارة في هذا القسم إلى إحدى الخصائص المستصوبة للمؤشر الأولي، ألا وهي *اختبار انعكاس الأساس الزمني*، والذي تمت الإشارة إليه في الفصل الخامس عشر. وفي السياق الحالي، يصبح هذا الاختبار للمؤشر الأولي $P(p^0,p^1)$ كالتالي:

$$P(p^0,p^1)\ P(p^1,p^0)=1 \qquad (20.6)$$

ومؤدى هذا الاختبار أنه إذا ارتدت الأسعار في الفترة ٢ إلى الأسعار الأولية في الفترة صفر، عندئذ يتعين على حاصل ضرب التغير السعري من الفترة صفر إلى ١، $P(p^0,p^1)$، مضروبا في التغير السعري من الفترة ١ إلى ٢، $P(p^1,p^0)$ أن يكون مساويا لواحد صحيح. أي أنه في إطار الشروط المعلنة، يتعين أن ننتهي حيث بدأنا. ويمكن التحقق من أن مؤشرات دوتو، جيفون وكروثر-سلوود-ورد-دلن، P_D وP_J، وP_{CSWD} تجتاز جميعا اختبار انعكاس الأساس الزمني، ولكن مؤشر كارلي والمؤشر التوافقي، P_C وP_H يخفقان في هذا الاختبار. وفي الواقع، يخفق هذان المؤشران الأخيران في الاختبار بالطريقة *المتحيزة* التالية:

$$P_C(p^0,p^1)\ P_C(p^1,p^0) \geq 1 \qquad (20.7)$$

$$P_H(p^0,p^1)\ P_H(p^1,p^0) \leq 1 \qquad (20.8)$$

مع انطباق المتباينات الدقيقة في المعادلتين (20.7) و(20.8) بشرط أن يكون متّجه أسعار الفترة ١ p^1 غير متناسب مع متّجه أسعار الفترة صفر p^0.[٢٤] وعليه، فإن مؤشر كارلي سوف يتسم عموما بتحيز بالزيادة، في حين أن المتوسط التوافقي سوف يتسم عموما بتحيز بالنقص. ويبدو أن فيشر Fisher (1922, pp. 66 and 383) هو أول من أثبت التحيز بالزيادة لمؤشر كارلي،[٢٥] وأبدى الملاحظات التالية حول استخدامه من قبل الوكالات الإحصائية: "في مجالات بخلاف الأرقام القياسية غالبا ما يكون هو أفضل شكل للمتوسط يتم استخدامه. ولكننا سوف نرى أن المتوسط الحسابي البسيط ينتج أحد أسوأ الأرقام القياسية. ولو أن هذا الكتاب ليس له تأثير

---

[٢٤] وتترتب هذه المتباينات على حقيقة مؤداها أن متوسطا توافقيا للأعداد الموجبة M دائما ما يكون مساويا أو أقل من المتوسط الحسابي المقابل؛ راجع Walsh (1901, p. 517) أو Fisher (1922, pp. 383–384). وتعد هذه المتباينة حالة خاصة من متباينة Schlömilch؛ راجع Hardy, Littlewood and Pólya (1934, p. 26).

[٢٥] راجع أيضا Pigou (1920, pp. 59 and 70)، وSzulc (1987, p. 12)، وDalén (1992, p. 139). ويقدم Dalén (1994, pp. 150–151) بعض التفسيرات البديهية الجيدة لتحيز مؤشر كارلي بالزيادة.

سوى أنه يؤدي إلى التخلي التام عن نوع المتوسط الحسابي البسيط للرقم القياسي، سيكون قد حقق هدفا مفيدا" .(Fisher (1922, pp. 29–30))

٢٠-٤٤ ويقوم القسم التالي بإرساء بعض العلاقات العددية بين المؤشرات الخمسة الأولية المعرَّفة في هذا القسم. وعندئذ، في قسم لاحق يتم تطوير قائمة أكثر شمولا من الخصائص المستصوبة للمؤشرات الأولية ويتم تقييم الصيغ الأولية الخمس في ضوء هذه الخصائص أو الاختبارات.

العلاقات العددية بين المؤشرات الأولية كثيرة الاستخدام

٢٠-٤٥ يمكن إظهار[٢٦] أن مؤشرات كارلي وجيفون والمؤشرات الأولية التوافقية للأسعار تجتاز المتباينات التالية:

$$P_H(p^0,p^1) \leq P_J(p^0,p^1) \leq P_C(p^0,p^1) \qquad (20.9)$$

أي أن المؤشر التوافقي دائما ما يكون مساويا لمؤشر جيفون أو أقل منه، والذي بدوره دائما ما يكون مساويا لمؤشر كارلي أو أقل منه. وفي الواقع، فإن المتباينات الدقيقة في (20.9) سوف تنطبق بشرط أن يكون متّجه أسعار الفترة صفر، p^0 ، غير متناسب مع متّجه أسعار الفترة ١، p^1.

٢٠-٤٦ ولا تخبرنا المتباينات (20.9) بمقدار زيادة مؤشر كارلي عن مؤشر جيفون، ومقدار زيادة مؤشر جيفون عن المؤشر التوافقي. ومن ثم، سوف يتم فيما تبقى من هذا الفصل تطوير علاقات تقريبية بين المؤشرات الخمسة المعرَّفة في القسم السابق من شأنها تقديم بعض الإرشادات العملية حول المقادير النسبية للمؤشرات كل على حدة.

٢٠-٤٧ وتعد العلاقة التقريبية الأولى التي سيتم اشتقاقها هي العلاقة بين مؤشر جيفون P_J ومؤشر دوتو P_D.[٢٧] وبالنسبة لكل فترة t، يُعرَّف المتوسط الحسابي للأسعار M المرتبطة بتلك الفترة كما يلي:

$$p^{t*} \equiv \sum_{m=1}^{M} \frac{1}{M} p_m^t; \quad t=0,1 \qquad (20.10)$$

---

[٢٦] يعد كل من المؤشرات الثلاثة P_H وP_J وP_C متوسطا من الدرجة r بحيث تساوي r (−١)، صفر، و١، على الترتيب، وعليه تترتب المتباينات على متباينة Schlömilch؛ راجع Hardy, Littlewood and Pólya (1934, p. 26).

[٢٧] تتعين الإشارة إلى أن مؤشر دوتو يمكن أيضا كتابته كمتوسط مرجح للأرقام النسبية للأسعار؛ أي أن: $P_D(p^0,p^1) \equiv \sum_{i=1}^{n} p_i^1 / \sum_{j=1}^{n} p_j^0 = \sum_{i=1}^{n} (p_i^1/p_i^0) p_i^0 / \sum_{j=1}^{n} p_j^0 = \sum_{i=1}^{n} (p_i^1/p_i^0) w_i^0$ ، بحيث يُعرَّف وزن i على أنه $w_i \equiv p_i^0 / \sum_{j=1}^{n} p_j^0$. ومن ثم، إذا كانت السلع في الإجمالي الأولي غير متجانسة، فإن السلع الأغلى ثمنا في وحدات القياس المختارة سوف تحصل على وزن كبير، الأمر الذي قد لا يكون مبررا من وجهة نظر النفقات على السلعة.

والآن يُعرَّف الإنحراف القابل للضرب لسعر M في الفترة t نسبة إلى متوسط السعر في تلك الفترة، e_m^t، كالتالي:

$$p_m^t = p^{t*}(1+e_m^t); \quad m=1,\ldots,M; \; t=0,1 \qquad (20.11)$$

ويُلاحظ أن المعادلتين (20.10) و(20.11) يعنيان ضمنا أن الانحرافات e_m^t يبلغ حاصل جمعها صفرا في كل فترة؛ أي أن:

$$\sum_{m=1}^{M} e_m^t = 0; \quad t=0,1 \qquad (20.12)$$

٢٠-٤٨ ويُلاحَظ أن مؤشر دوتو يمكن كتابته كنسبة لمتوسط السعرين، p^{1*}/p^{0*}؛ أي أن:

$$P_D(p^0,p^1) = \frac{p^{1*}}{p^{0*}} \qquad (20.13)$$

٢٠-٤٩ والآن نقوم بالاستعاضة بالمعادلة (20.11) في تعريف مؤشر جيفون (20.3):

$$\begin{aligned} P_J(p^0,p^1) &= \prod_{m=1}^{M} \sqrt[M]{\frac{p^{1*}(1+e_m^1)}{p^{0*}(1+e_m^0)}} \\ &= \frac{p^{1*}}{p^{0*}} \prod_{m=1}^{M} \sqrt[M]{\frac{(1+e_m^1)}{(1+e_m^0)}} \\ &= P_D(p^0,p^1) f(e^0,e^1) \end{aligned} \qquad (20.14)$$

باستخدام المعادلة (20.13)

حيث $e^t \equiv [e_1^t,\ldots,e_M^t]$ بالنسبة إلى t=صفر و ١، وحيث تُعرَّف الدالة f كالتالي:

$$f(e^0,e^1) \equiv \prod_{m=1}^{M} \sqrt[M]{\frac{(1+e_m^1)}{(1+e_m^0)}} \qquad (20.15)$$

٢٠-٥٠ ويتم توسيع $f(e^0,e^1)$ بواسطة تقدير تقريبي لسلسلة تيلور من الدرجة الثانية حول $e^0 = 0_M$ و$e^1 = 0_M$. وباستخدام المعادلة (20.12)، يمكن التحقق[٢٨] من الحصول على العلاقة التقريبية التالية من الدرجة الثانية بين P_J وP_D:

$$\begin{aligned} P_J(p^0,p^1) &\approx P_D(p^0,p^1)[1+(1/2M)e^0e^0-(1/2M)e^1e^1] \\ &= P_D(p^0,p^1)[1+(1/2)\mathrm{var}(e^0)-(1/2)\mathrm{var}(e^1)] \end{aligned} \qquad (20.16)$$

حيث يرمز $\mathrm{var}(e^t)$ إلى تباين الانحرافات القابلة للضرب في الفترة t. وبالتالي، بالنسبة إلى $t=0,1$ فإن:

[٢٨] تم الحصول على هذه العلاقة التقريبية أولا من قبل دراسة (Carruthers, Sellwood and Ward (1980, p. 25)).

$$\text{var}(e^t) \equiv \frac{1}{M}\sum_{m=1}^{M}(e_m^t - e_m^{t*})^2$$

$$= \frac{1}{M}\sum_{m=1}^{M}(e_m^t)^2$$

حيث $e_{t*} = 0$ استخدام المعادلة (20.12)

$$= \frac{1}{M} e^t e^t \qquad (20.17)$$

٢٠-٥١ وفي ظل الظروف الطبيعية،[٢٩] فإن تباين انحرافات الأسعار عن متوسطها في كل فترة من المرجح أن يكون ثابتا تقريبيا ولذا، ففي ظل هذه الظروف، سوف يمثل مؤشر جيفون للأسعار تقديرا تقريبيا من الدرجة الثانية لمؤشر دوتو.

٢٠-٥٢ ويُلاحَظ أنه باستثناء صيغة دوتو، فإن المؤشرات الأربعة الأولية المتبقية المعرَّفة في الفقرات من ٢٠-٢٣ إلى ٢٠-٣٧ تعد دوال للأسعار النسبية للبنود M قيد التجميع. ويتم استخدام هذه الحقيقة لأجل اشتقاق بعض العلاقات التقريبية بين هذه المؤشرات الأولية الأربعة. ومن ثم، يُعرَّف الرقم النسبي لأسعار M كالتالي:

$$r_m \equiv \frac{p_m^1}{p_m^0}; \quad m = 1, \ldots, M \qquad (20.18)$$

٢٠-٥٣ ويتم تعريف المتوسط الحسابي للأرقام النسبية لأسعار M كالتالي:

$$r^* \equiv \frac{1}{M}\sum_{m=1}^{M} r_m = P_C(p^0, p^1) \qquad (20.19)$$

حيث تترتب المتطابقة الأخيرة على التعريف (20.2) لمؤشر كارلي. وأخيرا، يُعرَّف الانحراف e_m للرقم النسبي لأسعار M ، r_m ، من المتوسط الحسابي للأرقام النسبية للأسعار M، r^* ، كالتالي:[٣٠]

$$r_m = r^*(1 + e_m); \quad m = 1, \ldots, M \qquad (20.20)$$

٢٠-٥٤ ويُلاحَظ أن المعادلتين (20.19) و(20.20) تعنيان ضمنا أن الانحرافات e_m يبلغ حاصل جمعها صفرا:

---

[٢٩] في حالة وجود تغييرات كبيرة في معدل التضخم الكلي، يشير بعض الدراسات إلى أن تباين انحرافات الأسعار عن متوسطاتها يمكن أيضا أن يتغير. وكذلك، إذا كانت M صغيرة، عندئذ سوف تكون هناك تقلبات معاينة في تباينات الأسعار من فترة إلى أخرى.

[٣٠] يُلاحظ أن الانحرافات من نوع النسبة، e_m، المعرَّفة بالمعادلة (20.20)، تختلف عن الانحرافات من نوع المستوى، e_m^t ، المعرَّفة بالمعادلة (20.11).

$$\sum_{m=1}^{M} e_m = 0 \qquad (20.21)$$

٢٠-٥٥ والآن نقوم بالاستعاضة بالمعادلة (20.20) في التعريفات (20.2)–(20.5) للمؤشرات P_C وP_J و P_H وP_{CSWD} لأجل الحصول على الطرق التالية لتمثيل هذه المؤشرات على أساس متّجه الانحرافات، $e \equiv [e_1, \ldots, e_M]$:

$$P_C(p^0,\ p^1) = \sum_{m=1}^{M} \frac{1}{M} r_m = r^* 1 \equiv r^* f_C(e) \qquad (20.22)$$

$$P_J(p^0,\ p^1) = \prod_{m=1}^{M} \sqrt[M]{r_m} = r^* \prod_{m=1}^{M} \sqrt[M]{1+e_m} \equiv r^* f_J(e) \qquad (20.23)$$

$$P_H(p^0,\ p^1) = \left[\sum_{m=1}^{M} \frac{1}{M} (r_m)^{-1}\right]^{-1} = r^* \left[\sum_{m=1}^{M} \frac{1}{M} (1+e_m)^{-1}\right]^{-1} \equiv r^* f_H(e) \qquad (20.24)$$

$$P_{CSWD}(p^0, p^1) = \sqrt{P_C(p^0, p^1) P_H(p^0, p^1)} = r^* \sqrt{f_C(e) f_H(e)} \equiv r^* f_{CSWD}(e) \qquad (20.25)$$

حيث تستخدم المعادلة الأخيرة في كل من المعادلات (20.22)–(20.25) لتعريف دوال الانحراف، $f_C(e)$، $f_J(e)$، $f_H(e)$، و$f_{CSWD}(e)$. وتعد تقديرات سلسلة تيلور التقريبية من الدرجة الثانية لكل من هذه الدوال[٣١] حول النقطة $e = 0_M$ كالتالي:

$$f_C(e) \approx 1 \qquad (20.26)$$

$$f_J(e) \approx 1 - (1/2M)ee = 1 - (1/2)\,\mathrm{var}(e) \qquad (20.27)$$

$$f_H(e) \approx 1 - (1/M)ee = 1 - \mathrm{var}(e) \qquad (20.28)$$

$$f_{CSWD}(e) \approx 1 - (1/2M)ee = 1 - (1/2)\,\mathrm{var}(e) \qquad (20.29)$$

حيث يتم استخدام المعادلة (20.21) بشكل متكرر عند اشتقاق التقديرات التقريبية أعلاه.[٣٢] وعلى مستوى الدرجة الثانية، سوف يزيد مؤشر كارلي P_C عن مؤشرات جيفون وكروثر–سلوود–ورد–دلن، P_J و P_{CSWD}بمقدار $(1/2)\ r^*\ \mathrm{var}(e)$، أي r^* مضروبا في نصف تباين الأرقام النسبية للأسعار M، p_m^1/p_m^0. وعلى نحو مماثل، من الدرجة الثانية، سوف يكون المؤشر التوافقي P_H أقل من مؤشري جيفون وكروثر–سلوود–ورد–دلن، P_J و P_{CSWD}، بمقدار r^* مضروبا في نصف تباين الأرقام النسبية للأسعار M، p_m^1/p_m^0.

---

[٣١] من المعادلة (20.22)، يمكن ملاحظة أن $f_C(e)$ تساوي ١ تماما حيث تكون المعادلة (20.26) متطابقة دقيقة وليست تقديرا تقريبيا.

[٣٢] تعزى هذه التقديرات التقريبية من الدرجة الثانية إلى Dalén (1992 p. 143) في حالة $r^* = 1$ وإلى Diewert (1995a, p. 29) بالنسبة للحالة العامة r^*.

٢٠-٥٦ وعمليا، من المتوقع أن يكون مؤشرا جيفون وكروثر-سلوود-ورد-دلن مقاربين لأحدهما الآخر على نحو وثيق. وباستخدام نتيجة التقدير التقريبي السابق (20.16)، من المتوقع أن يكون مؤشر دوتو P_D مقاربا على نحو وثيق لكل من P_J وP_{CSWD} ، مع بعض التقلبات عبر الزمن كنتيجة لتغير تباينات متجهي انحراف الفترتين صفر و١، e^0 وe^1 . ومن ثم، من المتوقع أن تعطي هذه المؤشرات الأولية الثلاثة إلى حد كبير نفس الإجابات الرقمية في التطبيقات العملية. وعلى النقيض، من المتوقع أن يكون مؤشر كارلي أعلى كثيرا من هذه المؤشرات الثلاثة، مع زيادة درجة الاختلاف كلما زاد تباين الأرقام النسبية للأسعار M. وعلى نحو مماثل، من المتوقع أن يكون المؤشر التوافقي أقل كثيرا من المؤشرات الثلاثة الوسطى، مع زيادة درجة الاختلاف كلما زاد تباين الأرقام النسبية للأسعار M.

المنهج التصادفي تجاه المؤشرات الأولية

٢٠-٥٧ يُذكر أنه تم تطوير المنهج البديهي تجاه المؤشرات الثنائية للأسعار $P(p^0,p^1,q^0,q^1)$ في الفصل السادس عشر. وفي الفصل الحالي، يعتمد المؤشر الأولي للأسعار $P(p^0,p^1)$ فقط على متجهي أسعار الفترتين صفر و١، p^0 وp^1 ، على الترتيب، بحيث لا يعتمد المؤشر الأولي للأسعار على متجهي كميات الفترتين صفر و١، q^0 وq^1 . وأحد المناهج المتبعة للحصول على اختبارات أو بديهيات جديدة لمؤشر أولي هو النظر في البديهيات العشرين الواردة في المنهج البديهي لفيشر في الفصل السادس عشر للمؤشرات الثنائية للأسعار $P(p^0,p^1,q^0,q^1)$ وتطويع هذه البديهيات لتناسب السياق الحالي؛ أي تُستَخدم الاختبارات الثنائية القديمة بالنسبة إلى$P(p^0,p^1,q^0,q^1)$ التي لا تعتمد على متجهي الكميات q^0 و q^1 كاختبارات لمؤشر أولي ما $P(p^0,p^1)$.[٣٣] وهذا هو المنهج المتبع في القسم الحالي.

٢٠-٥٨ وتعد الاختبارات أو البديهيات الثمانية الأولى مباشرة إلى حد معقول ولا تختلف حولها الآراء.

الاختبار الأول: *الاستمرارية*: أن تكون $P(p^0,p^1)$ دالة متصلة لأسعار الفترة صفر الموجبة M $p^0 \equiv [p_1^0,...,p_M^0]$ وأسعار الفترة ١ الموجبة M $p^1 \equiv [p_1^1,...,p_M^1]$.

الاختبار الثاني: *التطابق*: $P(p,p)=1$: أي أنه إذا كان متّجه أسعار الفترة صفر يساوي متّجه أسعار الفترة ١، عندئذ فإن المؤشر يساوي واحدا صحيحا.

الاختبار الثالث: *الرتابة مع أسعار الفترة الجارية*: $P(p^0,p^1) < P(p^0,p)$ if $p^1 < p$؛ أي أنه إذا زاد أي سعر في الفترة ١، عندئذ يزيد مؤشر الأسعار.

الاختبار الرابع: *الرتابة مع أسعار فترة الأساس*: $P(p^0,p^1) > P(p,p^1)$ إذا كان $p^0 < p$؛ أي أنه إذا زاد أي سعر في الفترة صفر، عندئذ ينخفض مؤشر الأسعار.

---

[٣٣] تم استخدام المنهج من قبل Diewert (1995a, pp. 5–17)، والذي استند إلى الدراسات السابقة لكل من Eichhorn (1978, pp. 152–160) و Dalén (1992).

الاختبار الخامس: *التناسبية مع أسعار الفترة الجارية*: $P(p^0, \lambda p^1) = \lambda P(p^0, p^1)$؛ أي أنه إذا ضُربت كافة أسعار الفترة ١ في الرقم الموجب λ، عندئذ يتم ضرب المؤشر الأولي في الرقم الموجب λ.

الاختبار السادس: *التناسبية العكسية مع أسعار فترة الأساس*: $P(\lambda p^0, p^1) = \lambda^{-1} P(p^0, p^1)$ إذا كان $\lambda > 0$؛ أي أنه إذا ضربت كافة أسعار الفترة صفر في الرقم الموجب λ، عندئذ يُضرَب المؤشر الأولي للأسعار في $1/\lambda$.

الاختبار السابع: اختبار القيمة المتوسطة:

$\min_m \{p_m^1/p_m^0 : m = 1,...,M\} \leq P(p^0,p^1) \leq \max_m \{p_m^1/p_m^0 : m = 1,...,M\}$؛ أي أن مؤشر الأسعار يقع بين أصغر وأكبر الأرقام النسبية للأسعار.

الاختبار الثامن: *المعاملة المتماثلة لمنافذ البيع*: $P(p^0, p^1) = P(p^{0*}, p^{1*})$، حيث يرمز p^{0*} و p^{1*} إلى *نفس* ترتيب مكونات p^0 و p^1؛ أي أنه إذا غيرنا ترتيب منافذ البيع (أو الأسر المعيشية) التي نحصل منها على الأسعار للفترتين، عندئذ يظل المؤشر الأولي دون تغيير.

وقد أوضح Eichhorn (1978, p. 155) أن الاختبارات الأول والثاني والثالث والخامس تعني ضمنا الاختبار السابع، بحيث لا تكون كافة الاختبارات الواردة أعلاه مستقلة منطقيا.

٢٠-٥٩ وتعد الاختبارات التالية محل مزيد من الخلاف وليست مقبولة بالضرورة من قبل خبراء إحصاءات الأسعار.

الاختبار التاسع: *اختبار ارتداد الأسعار*: $P(p^0, p^1) = P(p^{0*}, p^{1**})$ حيث يرمز p^{0*} و p^{1**} إلى ترتيبات *مختلفة* محتملة لمكونات كل من p^0 و p^1؛ أي أنه إذا تغير ترتيب الأسعار لكلا الفترتين بطرائق مختلفة محتملة، عندئذ يظل المؤشر الأولي دون تغيير.

٢٠-٦٠ من الواضح أن الاختبار الثامن حالة خاصة من الاختبار التاسع حيث يتم تقييد حالتي الترتيب الأولي للأسعار ليكونا متماثلين. ومن ثم، فإن الاختبار التاسع يعني ضمنا الاختبار الثامن. ويُعزَى الاختبار التاسع إلى (دراسة Dalén (1992, p. 138)). وقد دلن هذا الاختبار مشيرا إلى أنه يتعين على مؤشر الأسعار أن يظل دون تغيير في حالة "ارتداد" أسعار منافذ البيع بطريقة تتبادل فيها المنافذ الأسعار مع أحدها الآخر عبر الفترتين. وفي حين أن هناك بعض المنطق وراء هذا الاختبار، إلا أنه لا يتسق مع الفكرة التي مؤداها أن أسعار منافذ البيع يتعين مطابقتها مع أحدها الآخر، علاقة واحد لواحد، عبر الفترتين. ويُفضل القيام بعملية مطابقة الأسعار من عدمها عبر منافذ البيع في حالة وجود فروق في النوعية عبر المنافذ.

٢٠-٦١ كذلك تم طرح الاقتراح التالي من قِبل دراسة ((Dalén (1992)) في سياق المؤشر الأولي:

الاختبار العاشر: *انعكاس الأساس الزمني*: $P(p^1,p^0)=1/P(p^0,p^1)$؛ أي أنه إذا تمت مبادلة البيانات بين الفترتين صفر و١، عندئذ يتعين على مؤشر الأسعار الناتج أن يساوي مقلوب مؤشر الأسعار الأصلي.

ونظرا لأن العديد من خبراء إحصاءات الأسعار يستحسن مؤشر لاسبير للأسعار في سياق المؤشر الثنائي وأن هذا المؤشر لا يجتاز اختبار انعكاس الأساس الزمني، من الواضح أن ليس جميع خبراء إحصاءات الأسعار سوف ينظر إلى اختبار انعكاس الأساس الزمني في سياق المؤشر الأولي على أنه اختبار أساسي يجب اجتيازه. ومع ذلك، فإن خبراء عديدين آخرين في مجال إحصاءات الأسعار ينظرون إلى هذا الاختبار على أنه اختبار أساسي بما أنه من الصعوبة بمكان قبول مؤشر يُعطي إجابة مختلفة في حالة انعكاس الترتيب الزمني.

٢٠-٦٢ ويعد الاختبار التالي تدعيما لاختبار انعكاس الأساس الزمني:

الاختبار الحادي عشر: *الدائرية*: $P(p^0,p^1)P(p^1,p^2)=P(p^0,p^2)$، أي أن مؤشر الأسعار من الفترة صفر إلى الفترة ١ مضروبا في مؤشر الأسعار من الفترة ١ إلى ٢ يساوي مؤشر الأسعار من الفترة صفر إلى الفترة ٢ على نحو مباشر.

ويعني اختبارا الدائرية والتطابق ضمنا اختبار انعكاس الأساس الزمني (بحيث يكون $p^2=p^0$). ومن ثم، فإن اختبار الدائرية هو بالأساس تدعيما لاختبار انعكاس الأساس الزمني، وعليه فإن خبراء إحصاءات الأسعار الذين لا يقبلون اختبار انعكاس الأساس الزمني من غير المحتمل أن يقبلوا اختبار الدائرية. غير أنه بشكل عام يبدو أن اختبار الدائرية خاصية مستصوبة جدا: فهو تعميم لخاصية تنطبق على رقم نسبي واحد للأسعار.

٢٠-٦٣ ويعتبر الاختبار التالي اختبارا مهما جدا:

الاختبار الثاني عشر: قابلية القياس:

$$P(\lambda_1 p_1{}^0,\ldots,\lambda_M p_M{}^0;\lambda_1 p_1{}^1,\ldots,\lambda_M p_M{}^1)=P(p_1{}^0,\ldots,p_M{}^0;p_1{}^1,\ldots,p_M{}^1)$$
$$=P(p^0,p^1)$$

لكافة $\lambda_1>0,\ldots,\lambda_M>0$؛ أي أنه إذا تغيرت وحدات قياس كل سلعة، عندئذ يظل المؤشر الأولي دون تغيير.

وفي سياق المؤشر الثنائي، يقبل كافة خبراء إحصاءات الأسعار تقريبا بصحة هذا الاختبار. غير أنه في سياق المؤشر الأولي، يعد هذا الاختبار محل مزيد من الخلاف. فإذا كانت كافة البنود M في الإجمالي الأولي متجانسة، عندئذ من المنطقي أن يتم قياس كافة البنود بنفس الوحدات. ومن ثم، إذا تغيرت وحدة قياس السلعة المتجانسة، عندئذ يتعين على صيغة معدلة من الاختبار الثاني عشر أن تقوم بتقييد كافة الأعداد λ_m لتكون نفس الرقم (λ مثلا) ويصبح الاختبار الثاني عشر المعدل كالتالي:

$$P(\lambda p^0, \lambda p^1) = P(p^0, p^1) \; ; \; \lambda > 0. \qquad (20.30)$$

ويُلاحَظ أن هذا الاختبار الثاني عشر المعدل سوف يتم اجتيازه إذا ما تم اجتياز الاختبارين الخامس والسادس. ومن ثم، إذا كانت البنود في الإجمالي الأولي متجانسة، عندئذ لا تكون هناك حاجة للاختبار الثاني عشر الأصلي (غير المعدل).

٢٠-٦٤ وفي الممارسة الفعلية، سوف يكون هناك عادة آلاف من فرادى البنود في كل إجمالي أولي ولا تعد فرضية تجانس البنود مبررة. وفي ظل هذه الظروف، من الضروري أن يجتاز المؤشر الأولي اختبار قابلية القياس، نظرا لأن وحدات قياس البنود غير المتجانسة في الإجمالي الأولي تتسم بالعشوائية، ومن ثم يمكن لخبير إحصاءات الأسعار أن يقوم بتغيير الرقم القياسي ببساطة من خلال تغيير وحدات القياس لبعض البنود.

٢٠-٦٥ وهذا يستكمل قائمة الاختبارات لمؤشر أولي. وتتبقى مهمة تقييم عدد الاختبارات التي يجتازها كل من المؤشرات الأولية الخمسة المعرَّفة في الفقرات من ٢٠-٣٨ إلى ٢٠-٤٥.

٢٠-٦٦ وتوضح الحسابات المباشرة أن مؤشر جيفون الأولي P_J يجتاز كافة الاختبارات، ومن ثم يبرز على أنه "الأفضل" من وجهة نظر هذا المنهج البديهي المعين للمؤشرات الأولية.

٢٠-٦٧ ويجتاز مؤشر دوتو P_D كافة الاختبارات باستثناء مهم يتمثل في اختبار قابلية القياس (الاختبار الثاني عشر)، والذي يخفق في اجتيازه. وإذا كانت هناك بنود غير متجانسة في الإجمالي الأولي، يعد ذلك إخفاقا خطيرا نوعا ما وعليه يتعين على خبراء إحصاءات الأسعار توخي الحرص في استخدام هذا المؤشر في ظل هذه الظروف.

٢٠-٦٨ ويخفق المتوسط الهندسي لمؤشر كارلي الأولي والمؤشر الأولي التوافقي، P_{CSWD}، فقط في اجتياز اختبار ارتداد الأسعار (الاختبار التاسع) واختبار الدائرية (الاختبار الحادي عشر). وربما لا يعد الإخفاق في اجتياز هذين الاختبارين سببا لعدم التأهل، وعليه يمكن استخدام هذا الرقم القياسي من قبل خبراء إحصاءات الأسعار، إذا – لسبب ما – تقرر ألا يتم استخدام صيغة جيفون. وكما لوحظ في الفقرات من ٢٠-٣٨ إلى ٢٠-٤٥، سوف يكون P_{CSWD} مقاربا للغاية لرقم P_J من الناحية العددية.

٢٠-٦٩ ويخفق مؤشر كارلي الأولي والمؤشر التوافقي الأولي، P_C وP_H، في اجتياز اختبار ارتداد الأسعار (الاختبار التاسع)، واختبار انعكاس الأساس الزمني (الاختبار العاشر)، واختبار الدائرية (الاختبار الحادي عشر)، ويجتازا الاختبارات الأخرى. ولا يعد الإخفاق في الاختبارين التاسع والحادي عشر شرطا

غير مؤهِّلا، ولكن الإخفاق في اختبار انعكاس الأساس الزمني (الاختبار العاشر) يعد أمرا خطيرا نوعا ما وعليه يتعين على خبراء إحصاءات الأسعار توخي الحرص عند استخدام هذين المؤشرين.

المنهج الاقتصادي للمؤشرات الأولية

٢٠-٧٠ وفي ضوء الإشارات والمناقشة الواردة في الفقرات من ٢٠-٣٨ إلى ٢٠-٤٥، نفترض أن كل مشترٍ للبنود المتضمنة في الإجمالي الأولي له أفضليات على متّجه من المشتريات $q \equiv [q_1, \ldots, q_M]$ يمكن تمثيلها بدالة مجمِّعة (أو منفعة) متجانسة خطيا (linearly homogeneous aggregator) $f(q)$. كذلك يتم افتراض أن كل مشترٍ يحاول تخفيض التكلفة إلى الحد الأدنى في كل فترة. عندئذ، كما رأينا في الفصل السابع عشر، يمكن إظهار أن أشكالا دالية معينة للدالة المجمعة أو دالة المنفعة $f(q)$ أو دالة تكلفة الوحدات التي تعد المقابل التبادلي لها $c(p)$[٣٤] تؤدي إلى أشكال دالية معينة لمؤشر الأسعار $P(p^0, p^1, q^0, q^1)$ مع

$$P(p^0, p^1, q^0, q^1) \equiv \frac{c(p^1)}{c(p^0)} \qquad (20.31)$$

٢٠-٧١ ولنفرض أن المشترين لهم دوال مجمِّعة f معرَّفة كالتالي:[٣٥]

$$f(q_1, \ldots, q_M) \equiv \min_m \{q_m/\alpha_m : m = 1, \ldots, M\} \qquad (20.32)$$

حيث تمثل α_m ثوابت موجبة. عندئذ، في ظل هذه الافتراضات، يمكن إظهار أن المعادلة (20.31) تصبح كالتالي:[٣٦]

$$\frac{c(p^1)}{c(p^0)} = \frac{p^1 q^0}{p^0 q^0} = \frac{p^1 q^1}{p^0 q^1} \qquad (20.33)$$

ويجب على المتجهات الكمية للمشتريات خلال الفترتين أن تكون متناسبة؛ أي أن:

$$q^1 = \lambda q^0 \quad \text{for some } \lambda > 0 \qquad (20.34)$$

٢٠-٧٢ ومن المعادلة الأولى في (20.33)، يمكن ملاحظة أن المؤشر الحقيقي لتكلفة المعيشة، $c(p^1)/c(p^0)$، في ظل افتراضات (20.32) حول الدالة المجمِّعة f ، يساوي مؤشر لاسبير للأسعار،

---

[٣٤] يتم تعريف دالة تكلفة الوحدات على أنها $c(p) \equiv \min_q \left\{ \sum_{m=1}^{M} p_m q_m : f(q) = 1 \right\}$.

[٣٥] والأفضليات المناظرة لهذه الدالة f تدعى أفضليات ليونتيف Leontief (1936) أو عدم وجود أفضليات إحلال.

[٣٦] راجع Pollak (1983). وتُعرَّف الإشارات $p^1 q^0$ على أنها $\sum_{i=1}^{n} p_i^1 q_i^0$ ، وهكذا.

$\bar{P}_L(p^0,p^1,q^0,q^1) \equiv p^1q^0/p^0q^0$. ويتم فيما يلي توضيح كيف يمكن لمختلف الصيغ الأولية تقدير صيغة لاسبير هذه في ظل افتراضات مختلفة بشأن معاينة الأسعار.

٢٠-٧٣ ولأجل توفير مبرر لاستخدام صيغة دوتو الأولية، يتم كتابة صيغة لاسبير للرقم القياسي كالتالي:

$$P_L(p^0,p^1,q^0,q^1) \equiv \frac{\sum_{m=1}^{M} p_m^1 q_m^0}{\sum_{m=1}^{M} p_m^0 q_m^0} = \frac{\sum_{m=1}^{M} \rho_m^0 p_m^1}{\sum_{m=1}^{M} \rho_m^0 p_m^0} \qquad (20.35)$$

حيث يتم تعريف *احتمالات البنود في فترة الأساس* ρ_m^0 كالتالي:

$$\rho_m^0 \equiv \frac{q_m^0}{\sum_{m=1}^{M} q_m^0}; \quad m=1,\ldots,M \qquad (20.36)$$

وعليه، فإن احتمالات فترة الأساس للبند m، ρ_m^0، تكون مساوية لمشتريات البنود m في فترة الأساس نسبةً إلى مجموع مشتريات كافة البنود في الفئة السلعية في فترة الأساس. ويُلاحَظ أن هذه التعريفات تستلزم أن تكون كافة البنود في الفئة السلعية لها نفس الوحدات.[٣٧]

٢٠-٧٤ والآن من السهل ملاحظة كيف يمكن تحويل الصيغة (20.35) إلى إطار دقيق لمعاينة الأسعار في الفئة السلعية قيد النظر.[٣٨] وإذا تمت معاينة أسعار البنود في الفئة السلعية بما يتناسب مع احتمالاتها في فترة الأساس ρ_m^0، عندئذ فإن مؤشر لاسبير المعرَّف بالمتطابقة الأولى في (20.35) يمكن تقديره بواسطة مؤشر دوتو المرجح بالاحتمالات والمعرَّف بالمعادلة الثانية في (20.35). وبشكل عام، من خلال أسلوب سليم للمعاينة، يمكن لاستخدام صيغة دوتو على مستوى التجميع الأولي بالنسبة *للبنود المتجانسة* أن يكون متسقا تماما مع مفهوم مؤشر لاسبير.

٢٠-٧٥ ويمكن لصيغة دوتو أن تكون متسقة أيضا مع مفهوم مؤشر باش. وإذا استُخدمت صيغة باش على المستوى الأولي للتجميع، عندئذ يتم الحصول على الصيغة التالية:

$$P_P(p^0,p^1,q^0,q^1) \equiv \frac{\sum_{m=1}^{M} p_m^1 q_m^1}{\sum_{m=1}^{M} p_m^0 q_m^1} = \frac{\sum_{m=1}^{M} \rho_m^1 p_m^1}{\sum_{m=1}^{M} \rho_m^1 p_m^0} \qquad (20.37)$$

حيث يتم تعريف احتمالات البنود في الفترة ١ ρ_m^1 كالتالي:

---

[٣٧] تعد الاحتمالات المعرَّفة بالمعادلة (20.36) عديمة المغزى إلا إذا كانت البنود متجانسة.

[٣٨] للاطلاع على التفاصيل، راجع Balk (2002, pp. 8–10).

$$\rho_m^1 \equiv \frac{q_m^1}{\sum_{m=1}^{M} q_m^1}; \quad m = 1, \ldots, M \qquad (20.38)$$

ومن ثم، فإن احتمالات الفترة ١ للبند m، ρ_m^1، تساوي الكمية المشتراة من البند m في الفترة ١ نسبةً إلى مجموع مشتريات كافة البنود في الفئة السلعية في تلك الفترة.

٢٠-٧٦ ومرة أخرى، من السهل أن نرى كيف يمكن تحويل الصيغة (20.37) إلى إطار دقيق لمعاينة الأسعار في الفئة السلعية المعينة قيد النظر. وإذا تمت معاينة أسعار البنود في الفئة السلعية على نحو متناسب مع احتمالاتها في الفترة ١، ρ_m^1، عندئذ فإن مؤشر باش المعرَّف بالمتطابقة الأولى في (20.37) يمكن تقديره بواسطة مؤشر دوتو المرجح بالاحتمالات والمعرَّف بالمعادلة الثانية في (20.37). وبشكل عام، ومع استخدام نظام معاينة مناسب، يمكن لاستخدام صيغة دوتو على المستوى الأولي من التجميع (بالنسبة لإجمالي أولي متجانس) أن يكون متسقا تماما مع مفهوم مؤشر باش.

٢٠-٧٧ وبدلا من استخدام الطرائق القائمة على السلة الثابتة لتمثيل مؤشري لاسبير وباش، من الممكن استخدام طرائق نصيب الإنفاق لتمثيل مؤشري لاسبير وباش، واستخدام أنصبة الإنفاق s_m^0 و s_m^1 كأوزان ترجيحية للاحتمالات للأرقام النسبية للأسعار. ومن ثم، إذا تمت معاينة الأرقام النسبية لأسعار البنود في الفئة السلعية قيد النظر باستخدام أوزان ترجيحية متناسبة مع أنصبة الإنفاق عليها في فترة الأساس في الفئة السلعية، عندئذ فإن مؤشر كارلي التالي المرجح بالاحتمالات

$$P_C(p^0, p^1, s^0) \equiv \sum_{m=1}^{M} s_m^0 \frac{p_m^1}{p_m^0} \qquad (20.39)$$

سوف يكون مساويا لمؤشر لاسبير.[٣٩] وبالطبع، فإن الصيغة (20.39) لا تستلزم افتراض وجود بنود متجانسة، على عكس المعادلتين (20.35) و(20.37).

٢٠-٧٨ وإذا تمت معاينة الأرقام النسبية لأسعار البنود في الفئة السلعية قيد النظر باستخدام أوزان ترجيحية متناسبة مع أنصبة الإنفاق عليها في الفترة ١ في الفئة السلعية، عندئذ فإن المؤشر التوافقي المرجح بالاحتمالات التالي:

$$P_H(p^0, p^1, s^1) \equiv \left(\sum_{m=1}^{M} s_m^1 \left(\frac{p_m^1}{p_m^0} \right)^{-1} \right)^{-1} \qquad (20.40)$$

سوف يكون مساويا لمؤشر باش.

[٣٩] للاطلاع على اشتقاق دقيق جدا لإطار للمعاينة، راجع Balk (2002 pp. 13–14).

٢٠-٧٩ وتوضح النتائج أعلاه أن مؤشر دوتو الأولي يمكن تبريره كتقدير تقريبي لمؤشر لاسبير أو باش الأساسي للأسعار بالنسبة لإجمالي أولي متجانس في إطار طرق معاينة مناسبة للأسعار. وتوضح النتائج أعلاه أنه يمكن تبرير مؤشر كارلي الأولي والمؤشر التوافقي الأولي كتقديرين تقريبيين لمؤشر لاسبير أو باش للأسعار بالنسبة لإجمالي أولي غير متجانس في إطار طرق معاينة مناسبة للأسعار.

٢٠-٨٠ ويُذكر أن الافتراض (20.32) بشأن f قدم مبررا لمؤشري لاسبير وباش كإجمالي أولي "حقيقي" من وجهة نظر المنهج الاقتصادي تجاه المؤشرات الأولية. ونفترض الآن إبدال الافتراض (20.32) إلى الافتراض التالي المتمثل في أفضليات كوب-دوغلاس في دراسة ((Cobb-Douglas (1928))):[٤٠]

$$f(q_1,...,q_M) \equiv \Pi_{m=1}^{M} q^{\beta_m};\ \beta_m > 0 \text{ for } m = 1,...,M \text{ and } \sum_{m=1}^{M} \beta_m = 1 \qquad (20.41)$$

٢٠-٨١ وفي ظل الافتراض (20.41)، فإن المؤشر الأولي الاقتصادي الحقيقي للأسعار هو:[٤١]

$$\frac{c(p^1)}{c(p^0)} = \prod_{m=1}^{M} \left(\frac{p_m^1}{p_m^0}\right)^{\beta_m} \qquad (20.42)$$

٢٠-٨٢ ويتبين أنه إذا كان لدى المشترين أفضليات كوب-دوغلاس المشار إليها أعلاه، عندئذ سوف تكون نفقات البنود متناسبة عبر الفترتين بحيث:

$$p_m{}^1 q_m{}^1 = \lambda\, p_m{}^0 q_m{}^0 \quad (20.43)$$

بالنسبة إلى $m = 1,...,M$ وللبعض $\lambda > 0$.

وفي ظل هذه الشروط، فإن أنصبة إنفاق فترة الأساس $s_m{}^0$ سوف تساوي أنصبة إنفاق الفترة ١ المناظرة $s_m{}^1$، فضلا عن β_m المناظرة؛ أي أن الافتراض (20.41) يعني ضمنا:

$$s_m{}^0 = s_m{}^1 \equiv \beta_m;\quad m = 1,...,M \qquad (20.44)$$

وعليه، إذا تمت معاينة الأرقام النسبية لأسعار البنود في الفئة السلعية قيد النظر باستخدام أوزان ترجيحية متناسبة مع أنصبة الإنفاق عليها في فترة الأساس لكل فئة سلعية، عندئذ فإن مؤشر جيفون المرجح بالاحتمالات

$$\ln P_J(p^0, p^1, s^0) \equiv \sum_{m=1}^{M} s_m^0 \ln \frac{p_m^1}{p_m^0} \qquad (20.45)$$

سوف يساوي لوغاريتم إجمالي الأسعار الأولي الحقيقي المعرَّف بالمعادلة (20.42).[٤٢]

---

[٤٠] تم استحداث هذه الأفضليات قبل ذلك بقليل من قِبل Konüs and Byushgens (1926).

[٤١] راجع Pollak (1983).

[٤٢] راجع Balk (2002, pp. 11–12) للاطلاع على اشتقاق دقيق جدا.

٢٠-٨٣ وتوضح النتائج أعلاه أن مؤشر جيفون الأولي يمكن تبريره كتقدير تقريبي لمؤشر كوب-دوغلاس أساسي للأسعار لإجمالي أولي غير متجانس في إطار أسلوب معاينة مناسب للأسعار.

٢٠-٨٤ ويعني افتراض أفضليات ليونتيف (Leontief) ضمنا أن المتجهات الكمية المرتبطة بالفترتين قيد النظر سوف تكون متناسبة؛ راجع المعادلة (20.34). وعلى النقيض، فإن افتراض أفضليات كوب-دوغلاس (Cobb-Douglas) تعني ضمنا أن النفقات سوف تكون متناسبة عبر الفترتين؛ راجع المعادلة (20.43). وطالما دار جدل بين واضعي نظريات الرقم القياسي حول المفاضلة بين افتراض الكميات التناسبية مقابل إفتراض النفقات التناسبية. ومن المؤلفين الذي رأوا أن افتراض النفقات التناسبية يعد مرجحا أكثر من الناحية العملية كل من جيفون (دراستي Jevons (1865, p. 295) و Ferger (1931, p. 39; 1936, p. 271)). ولم يكن متاحا لدى هؤلاء المؤلفون الأوائل المنهج الاقتصادي لنظرية الرقم القياسي، ولكنهم أدركوا بديهيا، إلى جانب بيرسون (دراسة Pierson (1895 p. 332))، أن آثار الإحلال قد تحققت، وعليه فإن افتراض النفقات التناسبية كان معقولا بدرجة أكبر من افتراض الكميات التناسبية.

٢٠-٨٥ وقد وفرت النتائج في القسم السابق بعض الحجج المؤيدة لاستخدام مؤشر جيفون الأولي غير المرجح مقارنة باستخدام مؤشرات دوتو وكارلي والتوافقي غير المرجحة، شريطة أن يكون افتراض النفقات التناسبية مرجحا بدرجة أكبر من افتراض الكميات التناسبية. غير أن هذه الحجج المؤيدة ضعيفة جدا نظرا للحاجة إلى طريقة مناسبة لمعاينة أسعار البنود لأجل تبرير النتائج. ومن ثم، لا يمكن بالفعل تبرير استخدام مؤشرات دوتو وكارلي والتوافقي غير المرجحة (بدون الطريقة المناسبة للمعاينة) من وجهة نظر المنهج الاقتصادي. ولكن النتائج في هذا القسم تولي تأييدا كبيرا لاستخدام مؤشر جيفون المرجح بشكل مناسب مقارنة بالأرقام القياسية المرجحة الأخرى، نظرا لأنه من الناحية الاقتصادية، فإن مرونات الإحلال عبر البنود من الأرجح أن تكون قريبة من الواحد الصحيح (ويعد هذا مناظرا لحالة أفضليات كوب-دوغلاس) عنه من الصفر (يعد هذا مناظرا لحالة أفضليات ليونتيف). وإذا اتُخذت الأوزان الترجيحية للاحتمالات في مؤشر جيفون المرجح على أنها المتوسط الحسابي لأنصبة الإنفاق على البنود في الفترتين صفر و١، واستُخدمت قيم الوحدات بتعريفها الضيق كمفهوم سعري، عندئذ يصبح مؤشر جيفون المرجح نوعا مثاليا من المؤشر الأولي الذي نوقش في الفقرات من ٢٠-١١ إلى ٢٠-٢٢.

منهج المعاينة تجاه المؤشرات الأولية

٢٠-٨٦ في القسم السابق، يتم توضيح أن المؤشرات الأولية المرجحة على نحو مناسب تستطيع أن تمثل تقديرا تقريبيا لمختلف المؤشرات الأولية للمجتمع الاقتصادي الإحصائي، ويصبح التقدير التقريبي دقيقا مع اقتراب المعاينة من التغطية الكاملة. وعلى العكس، يمكن ملاحظة أنه من غير الممكن بشكل عام لمؤشر أولي غير مرجح للأسعار من النوع المعرَّف في الفقرات من ٢٠-٣٨ إلى ٢٠-٤٥ أن يقترب من المؤشر الأولي

المثالي للأسعار المعرَّف في الفقرات من ٢٠-١١ إلى ٢٠-٢٢، حتى ولو تمت معاينة كافة أسعار البنود في الإجمالي الأولي.[٤٣] وعليه، بدلا من معاينة الأسعار فقط، سوف يكون ضروريا أن يقوم خبير إحصاءات الأسعار بجمع معلومات عن قيم (أو كميات) المعاملات المرتبطة بالأسعار التي تمت معاينتها وذلك لأجل تشكيل إجماليات أولية للعينة تقترب من الإجمالي الأولي المثالي المستهدف كلما أصبح حجم العينة كبيرا. وعليه، بدلا من جمع عينة من الأسعار فقط، سوف يلزم جمع كميات (أو قيم) مناظرة للعينة بحيث يمكن إنشاء مؤشرات فيشر وتورنكفيست أو ولش للأسعار. وهذا المؤشر الأولي الممتاز للأسعار المستند إلى العينة سوف يقترب من المؤشر الأولي المثالي للمجتمع الإحصائي كلما أصبح حجم العينة كبيرا. وهذا المنهج لإنشاء المؤشرات الأولية في سياق معاينة أوصت به كل من دراسات Pigou (1920, pp. 66-67)، و Fisher (1922, p. 380)، و Diewert (1995a, p. 25) و Balk (2002).[٤٤] وبصفة خاصة، اقترحت دراسة Pigou (1920, p. 67) استخدام مؤشر فيشر المثالي للأسعار المبني على عينة لتكميش نسبة القيم للإجمالي قيد الدراسة لأجل الحصول على تقدير لنسبة الكميات للإجمالي قيد النظر.

استخدام البيانات المستخلصة من الماسحات الضوئية في إنشاء إجماليات أولية

٢٠-٨٧ حتى وقت قريب نوعا ما، لم يكن من الممكن تحديد إلى أي مدى يقترب مؤشر أولي غير مرجح من النوع المعرَّف في الفقرات ٢٠-٣٨ إلى ٢٠-٤٥ من الإجمالي الأولي المثالي. ومع توافر البيانات المستخلصة من الماسحات الضوئية (أي بيانات تفصيلية عن الأسعار وكميات فرادى البنود المبيعة في منافذ البيع بالتجزئة)، أصبح الآن ممكنا حساب الإجماليات الأولية المثالية لبعض طبقات البنود ومقارنة النتائج مع تقديرات الوكالة الإحصائية للتغير السعري لذات الفئة من البنود. وبالطبع، عادة ما تعتمد تقديرات الوكالة الإحصائية لتغير الأسعار على استخدام صيغ دوتو وجيفون وكارلي. وتوضح الاقتباسات التالية نتائج العديد من دراسات البيانات المستخلصة من الماسحات الضوئية:

> يتمثل التطور الحديث الرئيسي الثاني في رغبة الوكالات الإحصائية لتجربة البيانات المستخلصة من الماسحات الضوئية، وهي البيانات الإلكترونية التي يتم توليدها في نقطة البيع من قبل منفذ البيع بالتجزئة وتتضمن بشكل عام أسعار وكميات وموقع وتاريخ وزمن الشراء للمعاملات والمنتجات بحسب وصف الصنف أو النوع أو الطراز. وقد تثبت فائدة هذه البيانات التفصيلية في إعداد مؤشرات أفضل على المستوى الأولي. وتتضمن الدراسات الحديثة التي تستخدم البيانات المستخلصة من الماسحات الضوئية بهذه الطريقة (Silver (1995)، و Reinsdorf (1996)، و Bradley, Cook, Leaver and Moulton (1997)، و Dalén (1997)، و de Haan and Opperdoes (1997) و Hawkes (1997)). وكان بعض تقديرات تحيز المؤشر الأولي (على أساس سنوي) التي نتجت عن هذه الدراسات هو: ١,١ نقطة مئوية لأجهزة التليفزيون في المملكة المتحدة؛ و٤,٥ نقطة مئوية للبن

[٤٣] يوضح المثال العددي الوارد في الفقرات من ٢٠-٩١ إلى ٢٠-٩٩ هذه النقطة.

[٤٤] يقدم بالك في دراسة (Balk (2002)) تفاصيل هذا الإطار للمعاينة. ويعد Hausman (2002) مؤلفا آخر أكد على أهمية جمع معلومات الكميات إلى جانب معلومات الأسعار على المستوى الأولي.

في الولايات المتحدة؛ و١,٥ نقطة مئوية بالنسبة لصلصة الطماطم (Ketchup)، وورق التواليت، والحليب، وسمك التونا في الولايات المتحدة؛ ونقطة مئوية للدهون، والمنظفات، و حبوب الإفطار (breakfast cereals) والأسماك المجمدة في السويد؛ ونقطة مئوية للبن في هولندا و٣ نقاط مئوية للبن في الولايات المتحدة، على الترتيب. وتتضمن تقديرات التحيز هذه كل من التحيز الأولي والتحيز الناتج عن إحلال منافذ البيع وتكون أكبر كثيرا من تقديراتنا الأولية غير الدقيقة السابقة البالغة ٠,٢٥٥ و٠,٤١ نقطة مئوية. ومن ناحية أخرى، من غير الواضح إلى أي مدى يمكن تعميم هذه التقديرات الكبيرة للتحيز على السلع الأخرى (Diewert (1998a, pp. 54–55)).

وقبل النظر في النتائج، يجدر التعليق على بعض النتائج العامة من البيانات المستخلصة من الماسحات الضوئية. ونؤكد أن النتائج هنا خاصة بتجربة استُخدمت فيها نفس البيانات لإجراء مقارنة بين طرق مختلفة. ولا يمكن مقارنة النتائج المتعلقة بمؤشر أسعار التجزئة في المملكة المتحدة بقدر من العدل نظرا لأنها تعتمد على ممارسات وبيانات مختلفة تماما، ويتم جمع بياناتها من قبل جامعي الأسعار، كما تتسم بمواطن القوة والوضعف (Fenwick, Ball, Silver and Morgan (2003)). ولكن تجدر متابعة تعليق ديورت Diewert's (2002c) حول القسم الخاص بالأجهزة الكهربائية في مؤشر أسعار التجزئة في المملكة المتحدة، والذي يتضمن مجموعة متنوعة واسعة من الأجهزة، مثل المكاوي ومحمِّصات (الخبز) والبرادات وهكذا، والذي انخفض من ٩٨,٦ إلى ٩٨,٠ بنسبة قدرها ٠,٦ نقطة مئوية من يناير ١٩٩٨ إلى ديسمبر ١٩٩٨. ويُقارن ديورت هذه النتائج مع تلك الخاصة بماكينات الغسيل ويذكر أنه "... ربما تكون أسعار مكونات المؤشر للأجهزة الكهربائية بخلاف ماكينات الغسيل قد زادت خلال تلك الفترة بما يكفي لإلغاء الانخفاض الواضح الكبير في سعر ماكينات الغسيل ولكنني أعتقد أن ذلك غير مرجح نوعا ما ..." وتم إجراء عدد من الدراسات حول منتجات مثيلة باستخدام البيانات المستخلصة من الماسحات الضوئية لهذه الفترة. وتم حساب مؤشرات فيشر بنظام السلسلة من البيانات المستخلصة من الماسحات الضوئية، (تعد مؤشرات أسعار التجزئة (في غضون السنة) هي مؤشرات لاسبير ثابتة الأساس)، ووُجد أنها تنخفض بنحو ١٢% بالنسبة لأجهزة التليفزيون (Silver and Heravi, 2001a)، و١٠% بالنسبة لماكينات الغسيل (الجدول ٧ أدناه)، و٧,٥% بالنسبة لغسالات الأطباق، و١٥% بالنسبة للكاميرات، و٥% للمكانس الكهربائية (Silver and Heravi, 2001b). وتختلف هذه النتائج تماما عن تلك الخاصة بقسم مؤشر أسعار التجزئة (RPI) وتشير إلى أن تفاوت أسعار ماكينات الغسيل، كما يشير ديورت، قد لا يكون حالة شاذة. ويبدو أن الطرائق ومصادر البيانات التقليدية تُعطي معدلات أعلى كثيرا لمؤشر أسعار المستهلكين مقارنة بالبيانات المستخلصة من الماسحات الضوئية، على الرغم من أن أسباب هذه الاختلافات لم تكن موضوع هذه الدراسة (Silver and Heravi (2002, p. 25)).

٢٠–٨٨ وتلخص الاقتباسات أعلاه نتائج العديد من دراسات الرقم القياسي للإجمالي الأولي التي تعتمد على استخدام البيانات المستخلصة من الماسحات الضوئية. وتشير هذه الدراسات إلى أنه عندما تُستخدم البيانات التفصيلية للأسعار والكميات لأجل حساب المؤشرات الممتازة أو المؤشرات الهيدونية بالنسبة لفئة إنفاق ما، غالبا ما تكون مقاييس تغير الأسعار الناتجة أقل من تقديرات الوكالة الإحصائية الرسمية المناظرة لتغير أسعار تلك الفئة.[٤٥] وأحيانا ما تكون مقاييس تغير الأسعار استنادا إلى استخدام البيانات المستخلصة من الماسحات

[٤٥] تُذكر في هذا الصدد أيضا النتائج التي حصل عليها كل من Koskimäki and Ylä-Jarkko (2003) والتي أوضحت أن مؤشر لاسبير أعلى كثيرا من مؤشر فيشر المناظر باستخدام البيانات المستخلصة من الماسحات الضوئية في فنلندا.

الضوئية أقل كثيرا من المقاييس الرسمية المقابلة.[٤٦] وتشير هذه النتائج إلى أنه ربما تكون هناك مكاسب كبيرة من دقة المؤشرات الأولية إذا ما تم تبني إطار معاينة مرجح.

٢٠-٨٩ والسؤال هو: هل هناك تفسير بديهي بسيط للنتائج التجريبية الواردة أعلاه؟ ربما يكون هناك تفسير جزئي ممكن بالنظر إلى ديناميات الطلب على البنود. ففي أي اقتصاد يعتمد على آليات السوق، ثمة شركات ومنافذ تبيع بنودا أسعارها تقل أو تزيد. وكالعادة، فإن البنود التي تنخفض أسعارها تشهد زيادة في حجم مبيعاتها. ومن ثم، تزيد أنصبة الإنفاق المرتبطة بالبنود التي تنخفض أسعارها والعكس بالنسبة للبنود التي ترتفع أسعارها. ولسوء الحظ، لا يمكن للمؤشرات الأولية رصد آثار هذا الترابط السلبي بين تغيرات الأسعار والتغيرات المستحثة في أنصبة الإنفاق، نظرا لأن المؤشرات الأولية تعتمد فقط على الأسعار وليس على أنصبة الإنفاق.

٢٠-٩٠ وثمة مثال من شأنه توضيح النقطة أعلاه. لنفرض أن هناك ثلاثة بنود فقط في الإجمالي الأولي وأن خلال الفترة صفر يبلغ سعر كل بند $p_m{}^0 = 1$ ويكون نصيب الإنفاق على كل بند متساويا بحيث يكون $s_m{}^0 = 1/3$ بالنسبة إلى $m = 1, 2, 3$. ولنفرض أنه في الفترة ١، يزيد سعر البند ١ إلى $p_1{}^1 = 1 + i$، ويظل سعر البند ٢ ثابتا عند $p_2^1 = 1$ وينخفض سعر البند ٣ إلى $p_3{}^1 = (1 + i)^{-1}$ بحيث يكون معدل الزيادة في سعر البند ١ هو $i > 0$. ولنفرض أيضا أن نصيب الإنفاق على البند ١ ينخفض إلى $s_1{}^1 = (1/3) - \sigma$ حيث يمثل σ عددا صغيرا بين صفر و١/٣ ونصيب الإنفاق على البند ٣ يزيد إلى $s_3{}^1 = (1/3) + \sigma$.[٤٧]

---

[٤٦] غير أن دراسات البيانات المستخلصة من الماسحات الضوئية لا تظهر دائماً التحيزات الكامنة الكبيرة في المؤشرات الرسمية لأسعار المستهلكين. وقد أشار Masato Okamoto إلى أنه ثمة دراسة مقارنة كبيرة قيد الإجراء حاليا في اليابان. وباستخدام البيانات المستخلصة من الماسحات الضوئية لنحو ٢٥٠ فئة من الأغذية المصنعة والضروريات اليومية التي تم جمعها خلال الفترة من ١٩٩٧ إلى ٢٠٠٠، وُجد أن المؤشرات المستندة إلى البيانات المستخلصة من الماسحات الضوئية بلغت في المتوسط نحو ٠.٢ نقطة مئوية فقط أقل من المؤشرات الرسمية المناظرة لكل سنة. وتستخدم اليابان صيغة دوتو على المستوى الأولي في مؤشرها الرسمي لأسعار المستهلكين.

[٤٧] تعد المعلمة σ مقياسا لدرجة قابلية الإحلال (substitutability) بين البنود المختلفة المتضمنة في الإجمالي الأولي. ولا تعد مساوية بدقة لمعلمة مرونة الإحلال σ التي ظهرت في صيغة لويد-مولتون التي تم توضيحها في الفقرات من ١٧-٦١ إلى ١٧-٦٤ بالفصل ١٧. ومع ذلك، كلما زادت مرونة الإحلال، زادت المعلمة σ التي تظهر في هذا القسم. ويشير كل من David E. Lebow و Jeremy B. Rudd إلى أن دراسات التسويق تجد مرونة الإحلال بين الأصناف في إجمالي أولي بتعريفه الضيق نحو ٢,٥ (أي أعلى بكثير من حالة كوب-دوغلاس حيث تبلغ مرونة الإحلال ١): "وقد قامت دراسة Gerard Tellis (1988) بتحليل نتائج عدد كبير من الدراسات في مجال التسويق التي تقدر المرونات عبر الأصناف ووجدت متوسطا للمرونة (بعد التعديل مقابل تحيزات معينة في النتائج) يبلغ ٢,٥" (Lebow and Rudd (2003, pp. 167–168).

ويظل نصيب الإنفاق على البند ٢ ثابتا عند $s_2^1 = 1/3$. ويمكن كتابة المؤشرات الأولية الخمسة المعرَّفة في الفقرات من ٢٠-٢٣ إلى ٢٠-٣٧ كدوال لمعدل تضخم البند ١ i (والذي يعد كذلك معدل تكميش البند ٣) كالتالي:

$$P_J(p^0,p^1) = \left[(1-i)(1+i)^{-1}\right]^{1/3} = 1 \equiv f_J(i); \tag{20.46}$$

$$P_C(p^0,p^1) = (1/3)(1+i) + (1/3) + (1/3)(1+i)^{-1} \equiv f_C(i); \tag{20.47}$$

$$P_H(p^0,p^1) = \left[(1/3)(1+i)^{-1} + (1/3) + (1/3)(1+i)\right]^{-1} \equiv f_H(i); \tag{20.48}$$

$$P_{CSW}(p^0,p^1) = \left[P_C(p^0,p^1)P_H(p^0,p^1)\right]^{1/2} \equiv f_{CSW}(i); \tag{20.49}$$

$$P_D(p^0,p^1) = (1/3)(1+i) + (1/3) + (1/3)(1+i)^{-1} \equiv f_D(i). \tag{20.50}$$

٢٠-٩١ ويُلاحَظ أنه في هذا المثال تحديدا، يتبين أن مؤشر دوتو $f_D(i)$ يساوي مؤشر كارلي $f_C(i)$. وتُعطَى تقديرات سلسلة تيلور التقريبية من الدرجة الثانية للمؤشرات الأولية الخمسة (20.46)-(20.46) بواسطة التقديرات التقريبية (20.51)-(20.55):

$$f_J(i) \approx 1 \tag{20.51}$$

$$f_C(i) \approx 1 + (1/3)i^2 \tag{20.52}$$

$$f_H(i) \approx 1 - (1/3)i^2 \tag{20.53}$$

$$f_{CSW}(i) \approx 1 \tag{20.54}$$

$$f_D(i) \approx 1 + (1/3)i^2 \tag{20.55}$$

وبالتالي، بالنسبة إلى معدل التضخم i الصغير، سوف يكون مؤشرا كارلي ودوتو أكبر قليلا من ١،[٤٨] وسوف يساوي مؤشرا جيفون و"كروثر-سلوود-ورد-دلن" ١ تقريبا، والمؤشر التوافقي أقل قليلا من ١. ويُلاحَظ أن تقدير سلسلة تيلور التقريبي من الدرجة الأولي لكافة المؤشرات الخمسة هو ١. ومن ثم، وبدقة التقدير التقريبي من الدرجة الأولي، فإن كافة المؤشرات الخمسة تساوي واحدا صحيحا.

٢٠-٩٢ والآن، نقوم بحساب مؤشرات لاسبير وباش وفيشر للإجمالي الأولي:

---

[٤٨] بالرجوع إلى العلاقة التقريبية (20.16) في الفقرة ٢٠-٥١ بين مؤشري دوتو وجيفون. وفي المثال العددي الحالي، فإن $\mathrm{var}(e^0) = 0$ في حين تكون $\mathrm{var}(e^1) > 0$. وهذا يفسر السبب وراء عدم تساوي مؤشر دوتو تقريبيا مع مؤشر جيفون في هذا المثال العددي.

$$P_L = (1/3)(1+i) + (1/3) + (1/3)(1+i)^{-1} \equiv f_L(i) \tag{20.56}$$

$$P_P = \{[(1/3)-\sigma](1+i) + (1/3) + [(1/3)+\sigma](1+i)^{-1}\}^{-1} \equiv f_P(i) \tag{20.57}$$

$$P_F = (P_L P_P)^{1/2} \equiv f_F(i) \tag{20.58}$$

٢٠-٩٣ وتُعطَى تقديرات سلسلة تيلور التقريبية من الدرجة الأولي للمؤشرات أعلاه (20.56)-(20.58) حول $i=0$ بواسطة التقديرات التقريبية (20.59)-(20.61):

$$f_L(i) \approx 1 \tag{20.59}$$

$$f_P(i) \approx 1 - 2\sigma i \tag{20.60}$$

$$f_F(i) \approx 1 - \sigma i \tag{20.61}$$

٢٠-٩٤ ويعد مؤشر فيشر المثالي $f_F(i)$ مؤشرا أوليا مثاليا للبنود الثلاثة. وتوضح التقديرات التقريبية (20.51)-(20.55) و(20.61) أن مؤشر فيشر سوف يكون أقل من المؤشرات الخمسة الأولية بمقدار σi، باتخاذ التقديرات التقريبية من الدرجة الأولي لكافة المؤشرات الستة. وبالتالي، سوف يكون لكافة المؤشرات الأولية الخمسة تحيز تقريبي بالزيادة يساوي σi مقارنة بإجمالي أولي مثالي ما.

٢٠-٩٥ ولنفرض أن معدل تضخم البنود السنوي في حالة البند الذي يزيد سعره يساوي ١٠% بحيث $i=0.10$ (ومن ثم فإن معدل انخفاض السعر بالنسبة للبند الذي ينخفض سعره يكون تقريبا ١٠% أيضا). وإذا انخفض نصيب الإنفاق على البند الذي يزيد سعره بنسبة خمس نقاط مئوية، عندئذ يكون $\sigma = 0.05$، ويكون التحيز التقريبي السنوي بالزيادة في كافة المؤشرات الأولية الخمسة $\sigma i = 0.05 \times 0.10 = 0.005$ أو نصف نقطة مئوية. وإذا زاد i إلى ٢٠% وزاد σ إلى ١٠%، عندئذ يزيد التحيز التقريبي إلى $\sigma i = 0.10 \times 0.20 = 0.02$ أو ٢%. إلا أنه يُلاحَظ أنه إذا ارتدت الأسعار في الفترة ٢ إلى الأسعار السائدة في الفترة صفر، عندئذ فسوف يصحح التحيز ذاته. ومن ثم، فإن التحيز الأولي من النوع الموضح آنفا في النموذج يمكن فقط أن يتراكم عبر الفترات المتعاقبة إذا كانت هناك اتجاهات عامة طويلة الأجل في الأسعار والحصص السوقية.[٤٩]

٢٠-٩٦ ويعد المثال الوارد آنفا مبسطا جدا. فالنماذج الأكثر تعقيدا قادرة على تفسير بعض التفاوت على الأقل بين المؤشرات الأولية الرسمية والمؤشرات الممتازة التي يتم حسابها باستخدام البيانات المستخلصة من

[٤٩] أوضح بحث White (2000) في موضوع التحيز الناتج عن إحلال منافذ البيع في كندا أن منافذ البيع بتخفيضات لم تتسم فقط بأسعار أقل لذات البنود، ولكنها اتسمت أيضا بمعدلات تضخم أقل عبر الزمن.

الماسحات الضوئية لفئة إنفاق ما. وبالأساس، فإن المؤشرات الأولية المعرَّفة بدون استخدام أوزان ترجيحية مرتبطة للكميات أو القيم لا تستطيع رصد التحولات في أنصبة الإنفاق المستحثة بواسطة التقلبات في أسعار البنود.[٥٠] ولأجل التغلب على مشكلة عدم القدرة على رصد التحولات في أنصبة الإنفاق المستحثة بواسطة التقلبات في أسعار البنود، سوف يكون ضروريا معاينة القيم إلى جانب الأسعار في كل من فترة الأساس وفترة المقارنة.

٢٠-٩٧ ولكن تجدر الإشارة إلى بعض المحاذير في هذا المقام. حيث يمكن لاستخدام المؤشرات الممتازة بنظام السلسلة أن يؤدي إلى نتائج متحيزة جدا إذا كانت هناك تقلبات كبيرة من فترة لأخرى في الأسعار والكميات مقارنة بالاتجاهات العامة الأطول أجلا في الأسعار. وفي الآجال الطويلة، يمكن للتقلبات الكبيرة أن تُستحَث بواسطة العوامل الموسمية[٥١] أو فترات التخفيضات المؤقتة.[٥٢]

٢٠-٩٨ وفي القسم التالي، يتم إيجاز منهج بسيط مستند إلى انحدار في إنشاء المؤشرات الأولية. ومرة أخرى، سوف تظهر من التحليل أهمية ترجيح الأسعار.

---

[٥٠] وبصيغة أخرى، تخضع المؤشرات الأولية إلى تحيز نتيجة للإحلال أو عدم التمثيل. وفي حالة أفضليات كوب-دوغلاس (Cobb–Douglas)، سوف تكون المعلمة σ في هذا القسم تساوي صفرا ويكون إجمالي جيفون الأولي غير متحيز. ولكن النتائج من دراسات التسويق (راجع Tellis, 1988) تدل على أن σ سوف يكون أكبر من صفر، وبالتالي فإن مؤشر جيفون الأولى سوف يتسم بتحيز إلى أعلى. ويقدر Lebow and Rudd's (2003, p. 167) أن التحيز الأولي الناتج عن الإحلال يبلغ فقط نحو ٠,٠٥ نقطة مئوية سنويا في حالة استخدام صيغة جيفون، وهو ما قد يكون منخفض نوعا ما.

[٥١] بالنسبة لمثال يؤدي فيه استخدام المؤشرات الممتازة بنظام السلسلة إلى تحيز كبير بالنقص مستحث بواسطة التقلبات الموسمية، راجع الفصل ٢٢.

[٥٢] بالنسبة لمثال يؤدي فيه استخدام المؤشرات الممتازة بنظام السلسلة إلى تحيز كبير بالزيادة مستحث بواسطة فترات التخفيضات الدورية، راجع Robert C. Feenstra and Matthew D. Shapiro (2003):

> والسبب في ذلك هو أن فترات الأسعار *المنخفضة* (أي التخفيضات) تستقطب مشتريات عالية فقط عندما تكون مصحوبة بدعاية وإعلان، وقد يميل هذا إلى الحدوث في الأسابيع الأخيرة من فترة التخفيضات. ومن ثم، لا يتلقى الانخفاض الأولي في الأسعار، عند بداية فترة التخفيضات، نفس الوزن الترجيحي في المؤشر التراكمي (cumulative index) مثل *زيادة* السعر النهائي عند انتهاء فترة التخفيضات. وسلوك الطلب الذي يؤدي إلى هذا التحيز لأعلى لمؤشر تورنكفيست بنظام السلسلة – مع زيادة المشتريات في نهاية فترة التخفيضات، يعني أن المستهلكين يشترون على الأرجح بغرض مراكمة المخزون. ويعد المؤشر الوحيد السليم نظريا الذي يُستَخدم في هذه الحالة هو مؤشر ثابت الأساس، كما هو موضح في القسم ٥-٣ (Feenstra and Shapiro (2003, p. 125)).
>
> غير أن استخدام مؤشر ثابت الأساس في هذه الظروف قد يؤدي إلى نتائج تتوقف بقدر كبير على اختيار فترة الأساس. والحلول الأخرى التي يمكن تجربتها في مثل هذه الظروف هي إطالة الفترة الزمنية (كما ناقشنا في الفقرات من ٢٠-٢٣ إلى ٢٠-٣٧) أو استخدام فكرة السنة المتحركة الموضحة في الفصل ٢٢ أدناه.

منهج تصادفي بسيط للمؤشرات الأولية

٢٠-٩٩وفي ضوء الإشارات المستخدمة في الفقرات من ٢٠-٣٨ إلى ٢٠-٤٥ أعلاه، نفرض أن أسعار البنود M للفترتين صفر و١ مساوية تقريبا للجانب الأيمن من المعادلتين (20.62) و(20.63):

٢٠-١٠٠

$$p_m^0 \approx \beta_m; \quad m = 1, \ldots, M \qquad (20.62)$$

$$p_m^1 \approx \alpha\beta_m; \quad m = 1, \ldots, M \qquad (20.63)$$

حيث يمثل α و β_m اثنين من المعلمات. ويُلاحظ أن هناك أسعار $2M$ في الجانب الأيسر من المعادلتين (20.62) و(20.63)، ولكن المعلمات $M+1$ فقط في الجانب الأيمن من هاتين المعادلتين. وتتمثل الفرضية الأساسية في نموذج سلوك الأسعار المعرَّف بالمعادلتين (20.62) و(20.63) في أن متجهي الأسعار p^0 وp^1 متناسبين (وتكون $p^1 = \alpha p^0$ بحيث يكون α هو عامل التناسبية) باستثناء الأخطاء الضربية العشوائية. ومن ثم، تمثل α قيمة إجمالي الأسعار الأولي الأساسي. وباتخاذ لوغاريتمات كلا جانبي المعادلتين (20.62) و(20.63)، وإضافة بعض الأخطاء العشوائية e_m^0 و e_m^1 إلى الجانب الأيمن للمعادلات الناتجة، يتم الحصول على نموذج الانحدار الخطي التالي:

$$\ln p_m{}^0 = \delta_m + e_m{}^0; \quad m = 1,\ldots,M; \qquad (20.64)$$

$$\ln p_m{}^1 = \gamma + \delta_m + e_m{}^1; \quad m = 1,\ldots,M \qquad (20.65)$$

حيث

$$\gamma \equiv \ln\alpha \text{ and } \delta_m \equiv \ln\beta_m; \quad m = 1,\ldots,M. \qquad (20.66)$$

٢٠-١٠١ ويُلاحَظ أن المعادلتين (20.64) و(20.65) يمكن تفسيرهما على أنهما نموذج انحدار هيدوني مبّسط جدا.[٥٣] وتعد الخاصية الوحيدة لكل سلعة هي السلعة ذاتها. ويعد هذا النموذج أيضا حالة خاصة من طريقة البلد- المنتَج - المتغير الصوري (country-product-dummy method) لعمل المقارنات الدولية بين أسعار مختلف البلدان.[٥٤] وتعد الميزة الرئيسية لطريقة الانحدار هذه لإعداد المؤشر الأولي للأسعار هي أنه يمكن الحصول على الأخطاء المعيارية للرقم القياسي α. وقد تم التأكيد على هذه الميزة للمنهج التصادفي تجاه الرقم القياسي من قبل Selvanathan and Rao (1994).

[٥٣] راجع الفصول ٧، و٨، و٢١ للاطلاع على مناقشة لنماذج الانحدار الهيدوني.

[٥٤] راجع Summers (1973). وفي حالتنا الخاصة، يوجد فقط "اثنان من البلدان" يمثلان الملاحظتين بشأن الإجمالي الأولي للفترتين.

٢٠-١٠٢ ويمكن التحقق من أن مقدِّر المربعات الصغرى بالنسبة إلى γ هو:

$$\gamma^* \equiv \sum_{m=1}^{M} \frac{1}{M} \ln \frac{p_m^1}{p_m^0} \qquad (20.67)$$

٢٠-١٠٣ وإذا كانت γ^* مرفوعة لأس، عندئذ يتم الحصول على المقدِّر التالي للإجمالي الأولي α:

$$\alpha^* \equiv \prod_{m=1}^{M} \sqrt[M]{\frac{p_m^1}{p_m^0}} \equiv P_J(p^0, p^1) \qquad (20.68)$$

حيث يمثل $P_J(p^0, p^1)$ مؤشر جيفون الأولي للأسعار في الفقرات من ٢٠-٣٨ إلى ٢٠-٤٥ الواردة أعلاه. وبالتالي، فإن نموذج الانحدار البسيط المعرَّف بالمعادلتين (20.64) و(20.65) يفضي إلى مبرر لمؤشر جيفون الأولي.

٢٠-١٠٤ وبالنظر إلى نموذج المربعات الصغرى غير المرجحة التالي:

$$\min_{\gamma, \delta's} \sum_{m=1}^{M} (\ln p_m^0 - \delta_m)^2 + \sum_{m=1}^{M} (\ln p_m^1 - \gamma - \delta_m)^2 \qquad (20.69)$$

يمكن التحقق من أن الحل γ لمشكلة التخفيض إلى الحد الأدنى غير المقيد (20.69) هي γ^* المعرَّفة بالمعادلة (20.67).

٢٠-١٠٥ وثمة مشكلة في نموذج المربعات الصغرى غير المرجحة المعرَّف بالمعادلة (20.69)، ألا وهي أن لوغاريتم كل سعر يُعطَى نفس الوزن الترجيحي تماما في النموذج بغض النظر عن الإنفاق على هذا البند في كل فترة. ومن الواضح أن هذا غير مرضٍ نظرا لأن السعر الذي له أهمية اقتصادية ضئيلة جدا (أي نصيب إنفاق منخفض في كل فترة) يُعطَى ذات الوزن الترجيحي في نموذج الانحدار مثل بند مهم جدا. وعليه، من المفيد النظر في نموذج المربعات الصغرى المرجحة التالي:[٥٥]

$$\min_{\gamma, \delta's} \sum_{m=1}^{M} s_m^0 (\ln p_m^0 - \delta_m)^2 + \sum_{m=1}^{M} s_m^1 (\ln p_m^1 - \gamma - \delta_m)^2 \qquad (20.70)$$

حيث يتم تعريف نصيب إنفاق الفترة t على السلعة m بالطريقة المعتادة على أنه:

[٥٥] تنظر دراسة Balk (1980c) في نموذج مماثل للمربعات الصغرى المرجحة لفترات عديدة ولكن بأوزان ترجيحية مختلفة.

$$s_m^t \equiv \frac{p_m^t q_m^t}{\sum_{m=1}^{M} p_m^t q_m^t}; \quad t = 0, 1; \; m = 1, \ldots, M \qquad (20.71)$$

وفي النموذج (20.70)، يتم ترجيح لوغاريتم كل سعر من أسعار البنود في كل فترة بنصيب إنفاقه في تلك الفترة. ويُلاحَظ أن ترجيح الأسعار وفقا لأهميتها الاقتصادية يتسق مع منهج تيل التصادفي Theil (1967, pp. 136-138) تجاه نظرية الرقم القياسي.[٥٦]

٢٠-١٠٦ ويعد الحل γ لمشكلة التخفيض إلى الحد الأدنى (20.70) هو:

$$\gamma^{**} \equiv \frac{\sum_{m=1}^{M} h\left(s_m^0, s_m^1\right) \ln \frac{p_m^1}{p_m^0}}{\sum_{m=1}^{M} h\left(s_i^0, s_i^1\right)} \qquad (20.72)$$

حيث

$$h(a,b) \equiv [(1/2)a^{-1} + (1/2)b^{-1}]^{-1} = 2ab/(a+b) \qquad (20.73)$$

و $h(a,b)$ هو المتوسط التوافقي للعددين a و b. وعليه، فإن γ^{**} هو متوسط مرجح بالأنصبة للوغاريتمات نسب الأسعار p_m^1/p_m^0. وإذا كانت γ^{**} مرفوعة لأس، عندئذ يتم الحصول على مقدِّر α^{**} للإجمالي الأولي α.

٢٠-١٠٧ والسؤال هو: ما أوجه المقارنة بين α^{**} والمؤشرات الأولية المثالية الثلاثة للأسعار المعرَّفة في الفقرات من ٢٠-١١ إلى ٢٠-٢٢؟ يمكن إظهار[٥٧] أن α^{**} يمثل تقديرا تقريبيا للمؤشرات الثلاثة للأسعار من الدرجة الثانية حول نقطة تساوي الأسعار والكميات؛ أي أنه بالنسبة لمعظم مجموعات البيانات، سوف تكون α^{**} قريبة جدا من مؤشرات فيشر وتورنكفيست وولش الأولية.

٢٠-١٠٨ وفي الواقع، فإن مسألة مختلفة قليلا للمربعات الصغرى المرجحة ومماثلة لمشكلة التخفيض إلى الحد الأدنى (20.70) سوف تولد تحديدا مؤشر تورنكفيست الأولي. وبالنظر إلى نموذج المربعات الصغرى المرجحة التالي:

$$\min_{\gamma,\delta's} \sum_{m=1}^{M} \frac{1}{2}\left(s_m^0 + s_m^1\right)\left(\ln p_m^0 - \delta_m\right)^2 + \sum_{m=1}^{M} \frac{1}{2}\left(s_m^0 + s_m^1\right)\left(\ln p_m^1 - \gamma - \delta_m\right)^2. \qquad (20.74)$$

---

[٥٦] يتم اتباع منهج تيل من قِبل دراسة Rao (2002)، والذي نظر في تعميم للمعادلة (20.70) كي تغطي حالة الفترات الزمنية المتعددة.

[٥٧] باستخدام الأساليب الواردة في Diewert (1978).

وبالتالي في النموذج (20.74)، يتم ترجيح لوغاريتم السعر لكل بند في كل فترة على حدة بواسطة المتوسط الحسابي لأنصبة إنفاقه في الفترتين قيد النظر.

٢٠-١٠٩ ويعد الحل γ لمشكلة التخفيض إلى الحد الأدنى (20.74) هو:

$$\gamma^{***} = \sum_{m=1}^{M} \frac{1}{2}(s_m^0 + s_m^1) \ln \frac{p_m^1}{p_m^0} \qquad (20.75)$$

وهو لوغاريتم مؤشر تورنكفيست الأولي. وعليه، فإن دالة γ^{***} الأُسية هي تحديدا مؤشر تورنكفيست للأسعار.

٢٠-١١٠ وتقدم النتائج في هذا القسم بعض التأييد الضعيف لاستخدام مؤشر جيفون الأولي، ولكنها تقدم تأييدا أقوى لاستخدام المؤشرات الأولية المرجحة من النوع المعرَّف في الفقرات من ٢٠-١١ إلى ٢٠-٢٢.

٢٠-١١١ وتوفر النتائج في هذا القسم أيضا حججا مؤيدة لاستخدام الأوزان الترجيحية المستندة إلى القيم في الانحدارات الهيدونية.

الخلاصة

٢٠-١١٢ يمكن إيجاز النتائج الرئيسية في هذا الفصل كالتالي:

- لأجل تعريف صيغة "فضلى" للرقم القياسي الأولي، من الضروري توافر مفهوم للرقم القياسي المستهدف. وفي الفقرات من ٢٠-١١ إلى ٢٠-٢٢، تتم الإشارة إلى أن النظرية الطبيعية للرقم القياسي الثنائي تنطبق على المستوى الأولي وكذلك على مستويات أعلى، ومن ثم يتعين أن يكون المفهوم المستهدف إحدى صيغ فيشر أو تورنكفيست أو ولش.
- عند تجميع أسعار نفس البند بتعريفه الضيق خلال فترة ما، فإن قيمة الوحدة بتعريفها الضيق تكون مفهوما معقولا للسعر المستهدف.
- يؤيد المنهج البديهي تجاه المؤشرات الأولية التقليدية (أي لا تتوافر أوزان ترجيحية للكميات والقيم) استخدام صيغة جيفون في ظل كافة الظروف.[٥٨] وإذا كانت البنود في الإجمالي الأولي متجانسة (أي تتسم بنفس وحدة القياس)، عندئذ يمكن استخدام صيغة دوتو. وفي حالة عدم تجانس الإجمالي الأولي

[٥٨] وأحد الاستثناءات لهذه المشورة هو عندما يكون أحد الأسعار صفرا في فترة ما وموجبا في فترة مقارنة أخرى. في هذه الحالة، سوف يخفق مؤشر جيفون وسوف يلزم تجاهل البند المناظر في المؤشر الأولي، أو يمكن استخدام الأسلوب الموضح في الفقرات من ١٧-٩٠ إلى ١٧-٩٤ بالفصل السابع عشر.

(الحالة المعتادة)، يمكن استخدام صيغة "كروثر–سلوود–ورد–دلن" كبديل لصيغة جيفون، ولكن كلاهما سوف يعطي تقريباً نفس الإجابات العددية.

- يتسم مؤشر كارلي بتحيز بالزيادة والمؤشر التوافقي بتحيز بالنقص.
- يؤيد المنهج الاقتصادي تجاه المؤشرات الأولية بشكل ضعيف استخدام صيغة جيفون.
- لا يعد أي من الأرقام القياسية الأولية الخمسة غير المرجحة مرضيا حقا. فالمنهج المستصوب على نحو أكبر يتمثل في جمع معلومات الكميات أو القيم إلى جانب معلومات الأسعار، وتكوين عينة من المؤشرات الأولية الممتازة على أنها المؤشرات الأولية المفضلة. غير أنه إذا تم حساب مؤشر ممتاز بنظام السلسلة، يتعين اختباره ضد انحراف السلسلة؛ أي أنه يتعين استخدام مؤشر بنظام السلسلة فقط إذا كانت البيانات ممهدة نسبيا وتخضع إلى اتجاهات عامة طويلة الأجل وليس تقلبات قصيرة الأجل.
- ويؤيد منهج بسيط للانحدار الهيدوني إزاء المؤشرات الأولية استخدام صيغة جيفون، ولكن يعد منهج الانحدار الهيدوني المرجح مستصوبا على نحو أكبر. وسوف يمثل المؤشر الناتج تقديرا تقريبيا وثيقا للمؤشرات المثالية المعرَّفة في الفقرات من ٢٠–١١ إلى ٢٠–٢٢.

الفصل الحادي والعشرون

التغير في النوعية والمنهج الهيدوني

٢١-١ تغطي الفصول من ١٥ إلى ٢٠ الموضوعات النظرية المرتبطة باختيار صيغ الرقم القياسي وتستند إلى افتراض مبسِّط: وهو أن التجميع كان عبر ذات البنود المتطابقة $i=1,\ldots n$ في الفترتين محل المقارنة. وهذا يلبي احتياجات مناقشة صيغ الرقم القياسي البديلة، نظرا لأن مقياس للتغير السعري بين الفترتين يستلزم أن تظل نوعية كل بند ثابتة. ويتضمن الإعداد العملي لمؤشرات أسعار المستهلكين تعريف مواصفات النوعية لعينة من البنود في فترة أولية، ومراقبة أسعار هذه العينة المتطابقة عبر الزمن بحيث يتم فقط قياس تغيرات الأسعار "المحضة"، وليست تغيرات الأسعار المشوبة بتغيرات في النوعية. وعمليا، تصبح عملية المطابقة هذه غير كاملة بمرور الزمن. فقد تتغير نوعية ما يتم بيعه بالتأكيد، كما تظهر في الأسواق سلع (وخدمات) جديدة تتجاهلها المعاينة المتطابقة. وقد تختلف التغيرات السعرية النسبية لهذه السلع الجديدة عن التغيرات السعرية للسلع القائمة، مما يؤدي إلى تحيز في المؤشر إذا ما تم استبعادها. ويتم بإيجاز في هذا الفصل عرض إطار نظري يعمل على توسيع تعريف البنود ليشمل خصائصها النوعية. ويركز هذا الفصل على النظرية *الاقتصادية* لخصائص النوعية وتجلياتها العملية في الانحدار الهيدوني الموضح في الفصل السابع. ويقدم هذا الفصل *خلفية* للقضايا الأكثر عملية المرتبطة بالتعديلات في الأسعار مقابل التغير في النوعية التي نوقشت في الفصل السابع، وإحلال البنود في الفصل الثامن.

أ- السلع الجديدة والمختفية وتغير النوعية: مقدمة

٢١-٢ كان الافتراض في الفصول السابقة هو أنه تتم مقارنة نفس المجموعة من البنود في كل فترة. ويمكن اعتبار هذه المجموعة عينة من كافة البنود المتطابقة المتوافرة في الفترتين صفر وt—أي مجتمع *التقاطع الإحصائي* (*the intersection universe*) الذي يتضمن فقط البنود المتطابقة.[١] إلا أنه بالنسبة للعديد من المنتجات، تختفي سلع قديمة وتظهر سلع جديدة. ويعد قصر استخلاص العينة من مجتمع التقاطع الإحصائي أمرا غير واقعي. فقد تبيع منافذ البيع بندا ما في الفترة صفر، ولكن قد لا يتم بيعه في الفترات التالية t.[٢] ويمكن إدراج بنود جديدة بعد الفترة صفر لا يمكن مقارنتها مع بند مقابل في الفترة صفر. وقد تكون هذه البنود صورا مختلفة من البند القديم القائم، أو تقدم خدمات جديدة تماما لا يمكن مقارنتها بصورة مباشرة بأي

[١] يُعزى المصطلح إلى Dalén (1998a)؛ راجع أيضا الملحق ٨-١.

[٢] قد يكون غيابه مؤقتا، حيث يمكن مثلا أن يكون بندا موسميا؛ ويتم في الفصل التاسع النظر في قضايا وطرائق معينة لهذه البنود غير المتوفرة بشكل مؤقت. أما الاهتمام هنا فينصب على البنود التي تختفي بشكل دائم.

شيء كان موجودا من قبل. ويعد هذا المجتمع الإحصائي لكافة البنود في الفترتين صفر وt هو *المجتمع الإحصائي المزدوج* الدينامي.

٢١-٣ وثمة مجتمع إحصائي ثالث يمكن منه معاينة الأسعار: وهو *مجتمع إحصائي بديل*. وتتحدد أولا أسعار عينة من البنود في الفترة صفر، ثم تتم مراقبة أسعارها في الفترات اللاحقة. فإن لم يستمر البند ولم تعد هناك أسعار لتسجيلها لهذا البند بعينه، يمكن استخدام أسعار بند بديل مشابه لمواصلة سلسلة الأسعار. ويعد هذا المجتمع الإحصائي *مجتمعا بديلا* يبدأ بمجتمع فترة الأساس، ولكنه يتضمن أيضا البدائل التي يتم إحلالها بندا محل آخر عندما يكون بند من عينة فترة الأساس ناقصا في الفترة الجارية.

٢١-٤ وعندما لا يتوافر بديل مشابه، يمكن اختيار بديل غير مشابه. وفي هذه الحالة، يمكن إجراء تعديل صريح لسعر البند القديم أو البديل مقابل الاختلاف في النوعية. ونظرا لأن البديل ذي نوعية مختلفة عن البند القديم، فمن المحتمل أن يكون له أساس سعري مختلف. وكبديل عن ذلك، يمكن افتراض أن تغير سعر البند القديم (في حالة استمرار وجوده) يتبع التغير السعري للبنود الأخرى في حالة الالتزام بالمجتمع الإحصائي المتطابق. وفي هذه الحالة الثانية، يتم إجراء تعديل ضمني مقابل التغيرات في النوعية بحيث يكون الفرق في التغيرات السعرية للمجموعة والبند القديم (في حالة استمرار وجوده) معادلا للفروق في نوعيتها.[٣] وهنا يتم التأكيد على أن مشكلة البنود الناقصة هي مشكلة تعديل الأسعار مقابل الفروق في النوعية.

٢١-٥ وتبرز ثلاث صعوبات عملية. أولا، ثمة مشكلة التعديل الصريح في الأسعار مقابل التغير في النوعية بين بند بديل وآخر قديم. فعندما يتوقف بيع بند ما، يتم إيجاد بند بديل مشابه على نحو غير كامل من حيث النوعية، بعدها تُحدَد فروق النوعية، ويجب وضع سعر لهذه الفروق إذا أردنا استخدام سلسلة أسعار البند البديل "الجديد" لمواصلة أسعار السلسلة "القديمة".

٢١-٦ وثانيا، ففي الأسواق التي يزيد فيها معدل تبدل البنود، سوف يصبح فراغ العينة الذي يتم اختياره من المجتمع الإحصائي المتطابق غير ممثِل على نحو متزايد للمجتمع الدينامي، كما ناقشنا بالتفصيل في الفصل الثامن. وحتى المجتمع البديل قد يكون غير مناسب، نظرا لأنه سوف يتكون من سلاسل تحمل معها تغييرات مقابل التغير في النوعية في كل فترة قد تتسم بضعف دقتها بشكل عام، نظرا للتغير السريع في التكنولوجيا. وفي هذه الحالات، ربما لم يعد يتم جمع الأسعار من عينة متطابقة، بل من عينة من البنود الرئيسية المتاحة في كل فترة، وإن كانت ذات نوعية مختلفة. وسوف تتسم المقارنة بين متوسط أسعار تلك البنود بالتحيز، على سبيل المثال، إذا كانت نوعية البنود آخذة في التحسن. وتمت مناقشة مدى الحاجة إلى، وتفاصيل، آليات حذف آثار مثل هذه التغييرات من مقارنات متوسط الأسعار، في الفصل السابع، القسم ز.

[٣] جرت مناقشة مثل هذه الطرائق والافتراضات الخاصة بها بمزيد من التفصيل في الفصل الخامس عشر.

٢١-٧ وأخيرا، ثمة مشكلة السلع والخدمات الجديدة والمختفية—الحالة التي لا يكون فيها البند الجديد شكلا مختلفا من البند القديم ولكنه يقدم خدمة جديدة تماما. وليس من الممكن استخدامه كبديل لبند قديم بتعديل السعر مقابل الفرق في النوعية نظرا لأن ما يقدمه يعد جديدا بحكم التعريف.

٢١-٨ وثمة العديد من المناهج إزاء تعديل السعر مقابل التغير في النوعية وجرى عرض هذه المناهج في الفصل السابع. ويتمثل أحد المناهج في إجراء تعديلات صريحة في الأسعار مقابل فرق النوعية بين البند القديم والبديل باستخدام المعاملات من معادلات الانحدار الهيدوني. وتعد الانحدارات الهيدونية انحدارات لأسعار فرادى طُرز أحد المنتجات على خصائصها، على سبيل المثال، أسعار أجهزة التليفزيون على حجم الشاشة، وتوافر خصائص الصوت المجسم (stereo) واسترجاع النصوص (text retrieval) وهكذا. وتقدم معاملات مثل هذه المتغيرات تقديرات للقيم النقدية لمختلف خصائص المنتَج القابلة للقياس الكمي. ويمكن استخدامها لتعديل سعر بند بديل غير مشابه مقابل الفروق في نوعيته مقارنة بالبند القديم – على سبيل المثال، ربما يتضمن جهاز التليفزيون البديل خصائص استرجاع النصوص في حين لا تتوافر هذه الخاصية في النسخة السابقة. إلا أنه من المهم توافر فهم واضح لمعنى مثل هذه المعاملات المقدَّرة إذا كانت ستستخدم لتعديل السعر مقابل التغير في النوعية، وخاصة في ضوء التشجيع الحالي على استخدامها.[٤] ولفهم معنى هذه المعلمات المقدَّرة، من الضروري أولا النظر إلى المنتجات كإجماليات لخصائصها، وذلك لأنه خلافا للبنود، لا يوجد للخصائص أسعار منفصلة مرفقة بها. فسعر البند هو سعر حزمة "مرتبطة" من الخصائص. وعليه، من الضروري النظر في العناصر التي تحدد أسعار هذه الخصائص. وتشير النظرية الاقتصادية إلى ضرورة تحليل عوامل الطلب والعرض (القسمان ب-٢ و ب-٣) وتفاعل الاثنين لتحديد سعر توازني (القسم ب-٤). وبعد تطوير الإطار التحليلي لمثل هذه الأسعار، عندئذ يكون من الضروري تحديد ماهية التفسير الذي يسمح إطار النظرية الاقتصادية لنا بإيلائه لهذه المعاملات المحسوبة (القسم ب-٥). وسوف نرى أنه ما لم يكن هناك اتساق لأذواق المشترين أو التكنولوجيات، فإن مشكلة تحديد العوامل المؤثرة تحول دون التوصل إلى تفسير واضح لأثر العرض أو الطلب. وباستعارة إطار مستخدم من قبل ديورت Diewert (2002d)، يتم تقديم تفسير على جانب الطلب يفترض أن الشركات متلقية للأسعار بشكل تنافسي، وهو ما يوضح في ظل منهج القيمة للمستخدم هذا الافتراضات اللازمة لتوليد مثل هذه المعاملات ذات المغزى (القسم ب-٦). ويفترض التحليل السابق سلوكا تنافسيا، وهو افتراض سوف سيتم تخفيفه في القسم ب-٧.

٢١-٩ وفي الفصل السابع، يوصي القسم ز بمنهجين رئيسيين للتعامل مع المنتجات ذات معدل التبدل السريع في البنود. وإذا أصبحت العينة في الفترة صفر قديمة سريعا، سرعان ما يصبح المجتمع الإحصائي المتطابق، حتى في حالة البدائل التي يتم إحلالها بندا محل آخر، غير ممثِل على نحو متزايد للمجتمع الإحصائي المزدوج، ويلزم تكرار المعاينة من المجتمع المزدوج. وفي هذه الحالة، يتم التوصية باستخدام مؤشرات بنظام

[٤] راجع Boskin (1996; 1998) وSchultze and Mackie (2002) بشأن هذه النقطة.

السلسلة كما في الفصل السابع، القسم ز-٣، أو أحد *المؤشرات الهيدونية* الموصوفة في الفصل السابع، القسم ز-٢. وتختلف مثل هذه المؤشرات عن استخدام معادلات الانحدار الهيدوني لتعديل الأسعار مقابل فروق النوعية بالنسبة لبند ناقص. فتستخدم هذه المؤشرات الانحدارات الهيدونية، على سبيل المثال، بإدراج متغير صوري للزمن على الجانب الأيمن من المعادلة، وذلك لتقدير التغير السعري المعدل بالنوعية، كما هو موضح أدناه في القسم ج وفي الفصل السابع. ويستلزم فهم معادلات الانحدار الهيدوني تطوير النظرية الاقتصادية لمؤشرات أسعار المستهلكين، الموضحة في الفصل ١٧، لتشمل سلعا يمكن تعريفها على أساس حزم مرتبطة من خصائصها. ويتم تعريف المؤشرات *النظرية لأسعار المستهلكين* (تكلفة المعيشة) بحيث تشمل التغييرات في أسعار الخصائص. وكما في حالة المؤشرات النظرية لأسعار المستهلكين للسلع محل الدراسة في الفصل ١٧، هناك عدة صيغ يمكن أن تأخذها المؤشرات الهيدونية، وتنشأ قضايا وصيغ مماثلة هنا عند مناقشة مناهج بديلة في الأقسام من ج-٣ إلى ج-٦.

٢١-١٠ ويتيسر تقدير الانحدارات الهيدونية واختبار خصائصها الإحصائية من خلال توافر برامج كومبيوتر إحصائية وفي مجال الاقتصاد القياسي سهلة الاستخدام وقوية في الوقت ذاته. وثمة العديد من المشكلات المعيارية عند تقدير معادلات الانحدار، والتي يمكن تحليلها باستخدام الاختبارات التشخيصية المتاحة في هذه البرامج، وفقا للدراستين Kennedy (1998) و Maddala (1988). بيد أنه هناك أمور تتعلق بالشكل الدالي، واستخدام مقدِّرات المربعات الصغرى المرجحة، والمواصفات التي تنشأ عند محاولة تقدير المعادلات الهيدونية. وفي حين تمت مناقشة العديد من هذه الأمور في الفصل السابع، يبحث الملحق ٢١-١ في بعض الجوانب النظرية. وللاطلاع على المزيد حول هذه القضايا، راجع دراسات Gordon (1990) و Griliches (1990) و Triplett (1990).

٢١-١١ وأخيرا، في القسم د، يتم استخدام النظرية الاقتصادية لتقديم المشورة بشأن مشكلة السلع والخدمات الجديدة والمختفية. وتنشأ هذه المشكلة عندما تكون الفروق بين السلع والخدمات الموجودة وتلك الجديدة جوهرية ولا يمكن مقارنتها بشكل ذي مغزى مع بند قديم، حتى مع إجراء تعديل مقابل التغير في النوعية. ويتم البحث في النظرية الاقتصادية لأسعار القبول (reservation prices) وتتم مناقشة بعض القضايا بشأن تطبيقها عمليا.

ب- الأسعار الهيدونية والأسواق الضمنية

ب-١ البنود كحزم مرتبطة من الخصائص

٢١-١٢ يعد *الانحدار الهيدوني* معادلة انحدار تربط أسعار البنود، *P*، بكميات الخصائص، المعبَّر عنها بالمتّجه $z=(z_1, z_2, \ldots, z_n)$، أي أن:

$$p(z)=p(z_1, z_2, \ldots, z_n) \qquad (21.1)$$

حيث يتم تعريف البنود على أساس اختلاف مقادير خصائصها. وفي الواقع العملي، فإن ما تتم ملاحظته في كل بند (أو صورة مختلفة من المنتَج) هو سعره، ومجموعة خصائصه، وربما الكمية ومن ثم القيمة المبيعة. وقد اهتمت الدراسات العملية في هذا المجال بقضيتين، وهما: تقدير كيف يتغير سعر بند ما نتيجة لتغيرات الوحدات في كل خاصية—أي المعاملات المقدَّرة للمعادلة (21.1)—وتقدير دوال الطلب والعرض لكل خاصية. وبدوره، يتطلب وصف بند ما كسلة من الخصائص، بحيث يكون لكل خاصية سعرها الضمني (سعر الظل Shadow price)، تحديد سوق لمثل هذه الخصائص، نظرا لأن الأسعار تترتب على آليات عمل السوق. وقد حدد كل من Houthakker (1952)، و Becker (1965)، و Lancaster (1966)، و Muth (1966) الطلب على البنود على أساس خصائصها. ويعد بيع بند ما هو بيع حزمة مرتبطة من الخصائص إلى مستهلكين، والذي يتم وصف سلوكهم الاقتصادي في الاختيار بين البنود على أنه اختيار بين حزم من الخصائص.[٥] وقد قام Rosen (1974) بمزيد من التطوير للتحليل بتقديم إطار هيكلي للسوق يستند إلى كل من المنتجين والمستهلكين. وهناك جانبان: الطلب والعرض. ويتحدد مقدار ما يتم عرضه واستهلاكه من كل خاصية بواسطة التفاعل بين الطلب على الخصائص من قبل المستهلكين وعرض الخصائص من قبل المنتجين. وتتم دراسة كل منهما تباعا.

ب-٢ جانب المستهلكين أو الطلب

٢١-١٣ ويوضح الشكل البياني ٨-١ في دراسة Triplett (1987, p. 634) صيغة مبسطة من تفضيلات المستهلك بين خاصيتين. وتتم أدناه إعادة إنتاج هذا الشكل البياني تحت رقم ٢١-١. وفي هذا الشكل، يقوم السطحان الهيدونيان، المشار إليهما بالرمزين p_1 و p_2، بتتبع كافة توليفات مجموعتي الخصائص z_1 و z_2 التي يمكن شراؤها بأسعار p_1 و p_2. ويقوم منحنى للسواء q_j^* بتوضيح التوليفات من z_1 و z_2 التي تقدم

[٥] عادة ما تكون للمستهلكين أفضليات على توليفات بديلة من الخصائص تؤدي إلى دوال سعرية قابلة للتفاضل على نحو متصل. غير أنها بالنسبة لبعض الطرز، تكون الدوال السعرية خطية متقطعة (piece-wise linear)، وبالتالي تكون متصلة ولكنها غير قابلة للتفاضل؛ راجع على سبيل المثال Lancaster (1971) و Gorman (1980).

نفس المنفعة للمستهلك. ويعد تماس q_j^* مع p_1 عند A هو الحل لمشكلة تعظيم المنفعة إلى الحد الأقصى بالنسبة لميزانية (السعر p_1) وذوق المستهلك (موضحة في q_j^*).

٢١-١٤ ويعد ميل منحنى السطح الهيدوني هو التكلفة الحدية للحصول على توليفة الخصائص، وميل منحنى دالة المنفعة هو المنفعة الحدية المكتسبة من شرائها. ويعد التماس عند A هو توليفة الخصائص التي تعظم المنفعة، والتي يتم شراؤها بذلك السعر. وإذا اشترى المستهلكون أي توليفة أخرى من الخصائص في الشكل البياني ٢١-١، سوف تزيد التكلفة التي يتحملونها أو يؤدي ذلك إلى مستوى أقل من المنفعة. فعلى سبيل المثال، يتسم الموقع A' بمزيد من كل من z_1 وz_2 ويتلقى المستهلك مستوى أعلى من المنفعة لكونه عند q_j، ولكن ذلك يتطلب مستوى أعلى من إنفاق المستهلك إذ يتوجب أن يدفع p_2 ليكون هناك. ويُلاحَظ أن السطح الهيدوني الموضح هنا غير خطي، بحيث تكون الأسعار النسبية للخصائص غير ثابتة. ويختار المستهلك ذو الأذواق q_k^* مجموعة الخصائص B بالسعر p_1. وبالتالي، تعتمد البيانات الملحوظة في السوق على مجموعة الأذواق. وقد رأى Triplett (2004) أنه إذا كانت الأذواق كلها متماثلة، عندئذ سوف يتم شراء طراز واحد، على سبيل المثال، من أجهزة الكومبيوتر. ولكن في عالم الواقع، يوجد أكثر من طراز واحد، مما يعكس تنوع الأذواق ومستويات الدخل. ويوضح Rosen (1974) أنه من بين كافة توليفات الخصائص والأسعار التي قد تُقدم بها، يتتبع السطح الهيدوني منحنى غلافيا لنقاط التماس،[٦] بما في ذلك على q_j^* وq_k^* على p_1 في الشكل البياني ٢١-١. ويمثل هذا المنحنى الغلافي تجميعا لكل النقاط المختارة. وبافتراض أن المستهلكين يتسمون بالحصافة والرغبة بتعظيم المنفعة، فهذه هي النقاط التي ستتم ملاحظتها في السوق، ومن ثم التي ستُستَخدم لتقدير الانحدار الهيدوني. وسوف تسمح نقاط z المختلفة على نفس منحنى السواء بتحديد السعر النسبي للتوليفة z_1 نسبةً إلى z_2. إلا أنه من المرجح أن تترتب البيانات الملحوظة عن مجموعة نقاط تتواجد على مسارات للتوسع مثل AA'. وقد يكون هناك مسارات توسع للمستهلكين ذوي مستويات الدخل والأذواق المختلفة، مثل B، وقد يترتب على هذا ظهور تقييمات متضاربة، بحيث تكون التقديرات المعلمية الكلية التي تتحدد بواسطة الانحدار من المعاملات الملحوظة في السوق مزيجا من تلك البيانات. وبالطبع، سوف يكون هذا انعكاسا فقط لواقع الحياة الاقتصادية. وتبرز من هذا الشرح حقيقة مفادها أن شكل الدالة الهيدونية يتحدد في جزء منه بناء على توزيع المشترين وأذواقهم في السوق.

---

[٦] يُلاحَظ أن المنحنى الغلافي (envelope) يُعرَّف منهجيا على نحو أكبر بافتراض أن $f(x, y, k) = 0$ دالة ضمنية لكل من x وy. ويُفترَض أن يعتمد شكل الدالة على k، وهي الأذواق في هذه الحالة. ويقابل منحنى مختلف كل قيمة من قيم k في السطح المستوي xy. ويعد المنحنى الغلافي لهذه العائلة من المنحنيات في حد ذاته أحد المنحنيات ذا خاصية تتمثل في أنه يتماس مع كل عضو في العائلة. ويتم الحصول على معادلة المنحنى الغلافي باتخاذ مشتق $f(x, y, k)$ الجزئي بالنسبة إلى k وحذف k من المعادلتين $f(x,y,k) = 0$ و$fk(x,y,k) = 0$؛ (راجع Osgood, 1925).

٢١-١٥ ويتم الآن إضفاء الطابع المنهجي على الشرح ليشمل معلمات للأذواق وسلعة قياس[٧] (numeraire commodity) يتم على أساسها اختيار توليفات الإجماليات الأخرى تبعا لدراسة Rosen (1974). وتصف الدالة الهيدونية $p(z)$ التغير في السعر السوقي للبنود على أساس خصائصها. ويُفترَض أن قرار الشراء من قبل المستهلكين يعتمد على سلوك تعظيم المنفعة، بحيث تُبيَن دالة المنفعة بواسطة $U(z,x;\alpha)$ حيث تمثل x المنتج الذي يتم استخدامه كسلعة قياس، حيث يخضع تعظيم المنفعة إلى قيد على الميزانية مبين بالدخل y مقيسا على أنه $y=x+p(z)$ (المبلغ المدفوع في المنتج الذي يتم استخدامه كسلعة قياس والمنتجات الهيدونية)، وتمثل α متجها لخصائص فرادى المستهلكين التي تصف أذواقهم. ويقوم المستهلكون بتعظيم منفعتهم من خلال اختيار توليفة من كميات x والخصائص z تبعا لقيد ما على الميزانية. ويُفترض أن يكون السوق تنافسيا ويُوصَف المستهلكون بأنهم "متلقين للأسعار"، إذ يقومون بشراء البند الواحد فقط، وبالتالي لا يؤثر قرارهم للشراء على سعر السوق. ويُبيَن السعر الذي يدفعونه مقابل توليفة من الخصائص، المتّجه z، بواسطة $p(z)$. ونظرا لأنهم مستهلكون يهدفون إلى تحقيق الاستفادة المثلى، يتم اختيار التوليفة بحيث تكون:

$$[\partial U(z, y-p(z);\alpha)/\partial z_i]/[\partial U(z, y-p(z);\alpha)/\partial x] = \partial p(z)/\partial z_i \equiv p_i(z), \qquad (21.2)$$

حيث يمثل $\partial p(z)/\partial z_i$ المشتق الأول من الدالة الهيدونية (21.1) إزاء كل خاصية z. وتساوي معاملات الدالة الهيدونية سعرها الظلي، p_i، والذي يقيس المنفعة المشتقة من تلك الخاصية نسبةً إلى سلعة القياس بالنسبة لميزانيات وأذواق معينة.

٢١-١٦ ويمكن تعريف *دالة القيم* θ على أنها قيمة الإنفاق الذي يرغب المستهلك ذو الأذواق α في دفعها مقابل قيم بديلة من z عند منفعة معينة u ودخل y، وممثلة بواسطة $\theta(z;u,y,\alpha)$. وهذه الدالة تعرِّف عائلة من منحنيات السواء التي تربط z_i بما لم ينفق على شراء x. وبالنسبة لفرادى الخصائص z_i، فإن θ هو المعدل الحدي للإحلال بين z_i والنقود، أو التقييم الحدي الضمني الذي يسنده المستهلك ذو الأذواق α إلى z_i عند مستوى منفعة ودخل معين. وهو دلالة على سعر القبول للطلب[٨] (Demand reservation price) على وحدات إضافية من z_i.[٩] والسعر في السوق هو $p(z)$ ويتم تعظيم المنفعة عندما $\theta(z;u,y,\alpha)=p(z)$، أي أن الشراء يتم عندما يكون سطح منحنى السواء θ متماسا مع سطح السعر الهيدوني. وإذا كان للمشترين المختلفين دوال قيم (أذواق) مختلفة، فسوف يشتري بعضهم مزيدا من خاصية ما مقارنة بأخرى بالنسبة لدالة أسعار معينة، كما هو موضح في الشكل البياني ٢١-١.

---

[٧] يمثل المنتج المستخدم كسلعة القياس كافة السلع والخدمات الأخرى التي يتم استهلاكها – إذ يمثل المنتجات غير الهيدونية "الطبيعية". ويتحدد سعر x بحيث يساوي واحدا صحيحا، ويُقاس $p(z)$ والدخل باستخدام تلك الوحدات.

[٨] وهو السعر الافتراضي الذي يجعل الطلب على السلعة يساوي صفرا؛ أي أنه السعر الذي عند إدراجه في دالة الطلب، يُحدِد الطلب بصفر.

[٩] يُفترض لدالة المنفعة أن تكون مقعرة فقط بحيث تكون θ مقعرة في z وتزيد دالة القيم في z_i بمعدل متناقص.

٢١-١٧وتحدد دالة التوزيع المشتركة (joint distribution function) للأذواق والدخل عائلة من دوال القيم تصف كل منها، عندما تكون متماسة مع دالة الأسعار، عملية شراء ما وتعرِّف آنيا دالة الأسعار التي يتمثل المنحنى الغلافي لها (envelope) في دالة السعر الهيدوني السوقي. وبالتالي تعتمد نقاط الشراء التي يتم تتبعها بواسطة الدالة الهيدونية على ميزانية وأذواق فرادى المستهلكين الذين يشترون مجموعة فردية من الخصائص. وإذا أردنا تتبع دوال الطلب، يتعين تحديد التوزيع الاحتمالي المشترك (joint probability distribution) للمستهلكين ذوي الميزانيات والأذواق المعينة في الأسواق، أي $F(y,\alpha)$. وتسمح هذه الدالة، إلى جانب المعادلة (21.1)، بتمثيل معادلات الطلب لكل خاصية.

ب-٣ جانب المنتجين أو العرض

٢١-١٨ وبالإشارة مرة أخرى إلى الشكل البياني ٨-١ في دراسة Triplett (1987)، نجد أن الشكل يوضح أيضا جانب الإنتاج. وفي الفصل السابع عشر، القسم ب-١، تم النظر في حالة أحد المنتجين الذي يهدف إلى تعظيم إيراداته وتُبيَن مشكلة تعظيم إيراداته في المعادلة (17.1):[١٠]

$$R(p,v) \equiv \max_q [\sum_{n=1}^{N} p_n q_n : q \text{ belongs to } S(v)], \qquad (21.3)$$

حيث تمثل $R(p,v)$ القيمة القصوى للمخرجات، $\sum_{n=1}^{N} p_n q_n$ ، التي يمكن للمنشأة إنتاجها، بفرض أنها تواجه متجه أسعار المخرجات P وتوافر متَّجه المدخلات V للاستعمال، باستخدام تكنولوجيا الفترة t. وقد أوضح الشكل البياني ١٧-١ كيف يختار المنتجون بين التوليفات المختلفة من المخرجات، q_1 وq_2. وفي الشكل البياني ٢١-١، تعد مشكلة خيارات الخصائص مشابهة لمشكلة خيارات السلع إذ يختار المنتجون بين توليفتين من z_1 و z_2 للإنتاج بالنسبة لمستوى معين من التكنولوجيا والمدخلات $S(v)$. وبالنسبة لأحد المنتجين ذي مستوى المدخلات والتكنولوجيا S_G^* ويواجه سطح الأسعار p_1 ، فإن التوليفة المثلى للإنتاج تقع عند A. ومع ذلك، فإن منتِجا مختلفا ذي تكنولوجيا ومدخلات S_H^* ويواجه سطح الأسعار p_1 سوف ينتج عند B. وعند هذه النقاط، فإن تكلفة z_1 الحدية نسبة إلى z_2 تكون مساوية لسعرها الحدي من السطح الهيدوني، كما هو موضح بتماس النقطة. ولن يكون الإنتاج في ظل هذه الظروف في أي توليفة أخرى مثاليا. ويقوم المنحنى الغلافي لنقاط التماس مثل S_G^* وS_H^* بتتبع قرارات الإنتاج التي ستتم ملاحظتها في السوق من المنتجين المتلقين للأسعار والذين يهدفون لتحقيق الاستفادة المثلى، وتستخدم كبيانات لتقدير الانحدارات الهيدونية. ومن الممكن ملاحظة أن الدالة الهيدونية تتحدد، جزئيا، بتوزيع تكنولوجيات المنتجين بما في ذلك حجم مخرجاتهم.

---

[١٠] لا تعد الحروف العُلوية للزمن ملائمة في هذا السياق.

٢١-١٩ويقوم Rosen (1974) بإضفاء الطابع المنهجي على جانب المنتجين، والذي بموجبه يُفترَض أن يكون للمنتجين المتلقين للأسعار دوال تكلفة موصوفة بواسطة $C(M, z; \tau)$،[١١] حيث يمثل $Q = Q(z)$ حجم المخرجات – أي عدد الوحدات التي تنتجها منشأة ما تعرض مواصفات بند ما ذي خصائص z . ويجب على المنتجين تحديد أي البنود التي سيقومون بإنتاجها، أي ماهية حزمة الخصائص z التي سيقومون بإنتاجها. ويتمثل الحل الذي يتبعه المنتجون في اختيار المخرجات التي تقلل التكاليف إلى الحد الأدنى في ضوء التكنولوجيا المتاحة لكل منهم: وهي توليفات المخرجات التي يمكن للمنتجين إنتاجها كل على حدة بتكاليف مدخلات معينة باستخدام عوامل الإنتاج المتوفرة لديهم وأسعار العوامل: التكنولوجيا. وتتضمن دالة التكلفة τ ، التي تعادل $S(v)$ أعلاه، وهو متّجه التكنولوجيا والمدخلات لكل منتِج على حدة. ويعد الاختلاف في τ بين المنتجين هو الذي يميز قرار المنتِج A بشأن إنتاج أي توليفة من الخصائص z عن قرار المنتِج B في الشكل البياني ٢١-١. وذلك بافتراض أن المنتجين يتسمون بالرغبة في تحقيق الاستفادة المثلى وتعظيم الفوائد، كما يتبين في المعادلة التالية:

$$Qp(z) - C(Q, z; \tau) \qquad (21.4)$$

من خلال اختيار Q وz على نحو أمثل. ويُفترض أن يكون سوق العرض تنافسيا، والمنتجون متلقين للأسعار بحيث لا يستطيع المنتجون التأثير على السعر بواسطة قرارات الإنتاج التي يتخذونها. ويتحدد قرار المنتجين بشأن الكمية التي سينتجونها من كل z بواسطة سعر z، بافتراض أن المنتجين يستطيعون تغيير Q وz في الأجل القصير.[١٢] وبقسمة المعادلة (21.4) على Q، وتحديد المعادلة الناتجة بحيث تساوي صفرا، تُعطَى شروط تعظيم الأرباح في المرحلة الأولى من البحث عن الحل بواسطة:

$$\frac{\partial p}{\partial z_i} = p_i = \frac{C_{zi}(Q, z; \tau)}{Q} \qquad (21.5)$$

بحيث $p = p(z_1, z_2, \ldots, z_n)$ كما في المعادلة (21.1).

٢١-٢٠ ويتم حساب الإيرادات الحدية للوحدات من إنتاج الخاصية z_i من خلال سعرها الظلي في دالة الأسعار والتكلفة الحدية لإنتاجها. وفي حالة المنتجين، تعد الدراية بالتوزيع الاحتمالي لتكنولوجيات الشركات $G(\tau)$ ضرورية إذا ما كان سيتم الكشف عن الكمية الكلية المعروضة من البنود ذات مجموعات معينة من

---

[١١] يُفترض أن تكون دالة التكلفة محدبة وغير قابلة للتجزئة. ويُفترض أن تكون التكلفة الحدية لإنتاج بند واحد إضافي من توليفة معينة من الخصائص موجبة ومتزايدة، وعلى نحو مماثل، فإن التكلفة الحدية لزيادة الإنتاج من كل خاصية مكوِّنة، موجبة وغير متناقصة.

[١٢] بحث Rosen (1974) في خاصيتين أخريين للعرض: الأجل القصير والذي تكون فيه Q فقط متغيرة والأجل الطويل الذي يمكن فيه إضافة وسحب طاقة إنتاجية. ولا يتسم تحديد العرض والطلب التوازني بالسهولة. وتكون دالة $p(z)$ لازمة بحيث يتساوي الطلب السوقي على كافة z مع العرض السوقي ويتم توازن السوق (Clear the market). ولكن الطلب والعرض يعتمدان على $p(z)$ بشكل عام، نظرا لأن أي تعديل في الأسعار للمعادلة بين الطلب والعرض لتوليفة واحدة من البنود سوف يستحث عمليات إحلال وتغيير للتوليفات الأخرى. ويناقش Rosen (1974, pp. 44-48) هذا ببعض من التفصيل.

الخصائص. ونظرا لأن إنتاج التوليفة المثلى من الخصائص يحصل من خلال محاولة تعظيم الأرباح، فإن الإيرادات الحدية من الخصائص الإضافية يجب أن تساوي تكلفة الإنتاج الحدية لها لكل وحدة مبيعة. ويتم إنتاج كميات إلى نقطة تكون عندها إيرادات الوحدات $p(z)$ مساوية لتكاليف الإنتاج الحدية، مقيَّمة بالحزمة المثلى من الخصائص المعروضة.

٢١-٢١ وفي حين تم النظر في استخدام *دالة القيم* بالنسبة للمستهلكين، يحتاج المنتجون إلى *دالة لعرض المنتج* $\phi(z;\pi,\tau)$. ويعد سعر العرض هو السعر الذي يقبله البائع مقابل التصميمات المختلفة عند مستوى أرباح ثابت π ، عندما يتم اختيار الكميات المنتَجة بشكل مثالي، في حين أن $p(z)$ هو أقصى سعر يمكن الحصول عليه من هذه الطُرز في السوق. ويتسم المستوى التوازني للمنتجين بتماس بين سطح سواء لخصائص الأرباح وسطح أسعار لخصائص السوق بحيث $p_i(z_i) = \phi_{zi}(z;\pi,\tau)$ و$p\ (z\ ) = \phi_z(z;\pi,\tau)$. ونظرا لأنه ثمة توزيع للتكنولوجيات $G(\tau)$، فإن المستوى التوازني للمنتِجين يتسم بعائلة من دوال أسعار البيع تمثل منحنى غلافيا لدالة السعر الهيدوني السوقي. وسوف تعتمد τ المتغيرة على مختلف أسعار عوامل الإنتاج للبنود المنتَجة في بلدان مختلفة، والشركات متعددة المنتجات ذات وفورات الحجم، والفروق في التكنولوجيا، سواء من حيث نوعية رأس المال، واليد العاملة أو المدخلات الوسيطة وتنظيمها. وسوف تعرِّف مختلف قيم τ عائلة من أسطح الإنتاج.

ب-٤ المستوى التوازني

٢١-٢٢ قام الإطار النظري أولا بتعريف كل بند على حدة كنقطة على مستوى ذي أبعاد متعددة يتكون بواسطة خصائص النوعية $z_1, z_2, \ldots, z_n$؛ ويعد كل بند توليفة من القيم $z_1, z_2, \ldots, z_n$. وإذا كانت هناك خاصيتان فقط تعرِّفان البند، فإن كل نقطة في المساحة الموجبة في الشكل البياني ٢١-١ سوف تعرِّف البند. ولم يتم شراء الخصائص بشكل فردي، ولكن كحزم من الخصائص المرتبطة معا التي تشكل بندا ما. ومن المفترض تنويع الأسواق بحيث يكون هناك نطاق واسع من الخيارات المتاحة.[١٣] ويُفترض أيضا أن يكون السوق تنافسيا بشكل كامل، مع اتباع المستهلكين والمنتجين، كمتلقين للأسعار، سلوك تحقيق الاستفادة القصوى لتحديد أي بنود (المجموعات المرتبطة من الخصائص) تبيعها وتشتريها. ويتم افتراض أسواق تنافسية وسلوك تحقيق الاستفادة المثلى بحيث يجب أن تكون الكمية المطلوبة من الخصائص z مساوية للكمية المعروضة. ونظرا لأن البنود تتكون من الخصائص z، فإن الكمية المطلوبة من كافة الخصائص z يجب أن تساوي كميتها

13 لها مشتقات متصلة في $p(z)$ متصلة، نفترض أيضا أن z لأجل ضمان أن الخيارات بين التوليفات من المرحلة الأولى من حساب المشتقات.

المعروضة. وقد تم توضيح أن "خيارات" أو "مواقع" المستهلكين والمنتجين على السطح المستوي سوف تتحدد بواسطة أذواق المستهلكين وتكنولوجيا المنتجين. ويوضح Tauchen and Witte (2001, p.4) أن دالة السعر الهيدوني سوف تختلف عبر الأسواق وفقا لمتوسطات وتباينات (وفي بعض الحالات العزوم الأعلى كذلك) توزيعات خصائص الأسر المعيشية والشركات.

٢١-٢٣ وتشير دراسة Rosen (1974, p.44) إلى أن المشتري والبائع يتطابقان تماما عندما تكون دالتا القيم والعرض متماستين. وتُبين درجة الميل المشترك (common gradient) عند تلك النقطة بواسطة درجة ميل دالة السعر الضمني الذي تُباع به السلعة في السوق $p(z)$. وتم النظر إلى قرارات الاستهلاك والإنتاج في دوال القيم وسعر البيع على أنها تتحدد بصورة مشتركة، بالنسبة إلى $p(z)$ بواسطة $F(y, \alpha)$ و$G(\tau)$. وفي الأسواق التنافسية، يتسم تحديد المعادلة الهيدونية بالتزامن، إذ يساعد توزيع كل من $F(y, \alpha)$ و$G(\tau)$ على تحديد الكميات المطلوبة والمعروضة، فضلا على ميل منحنى الدالة. وعلى الرغم من أن القرارات التي يتخذها المستهلكون والمنتجون يتخذونها كمتلقين للأسعار، فإن الأسعار المتلقاة هي المأخوذة من الدالة الهيدونية. وثمة منطق في نشوء الدالة الهيدونية وأسعارها الظلية من عمليات السوق. فأسواق المنتجات تكشف ضمنيا عن الدالة الهيدونية. ونظرا لأن المستهلكين والمنتجين يهدفون إلى تحقيق الاستفادة القصوى في الأسواق التنافسية، فإن الدالة الهيدونية – من حيث المبدأ – تعطي السعر الأدنى لأي حزمة من الخصائص. وفي ضوء هذا كله، تساءل Rosen (1974, p.44): ما المقصود بالأسعار الهيدونية؟

ب-٥ ما المقصود بالأسعار الهيدونية؟

٢١-٢٤ سوف يكون ملائما، عند إنشاء مؤشر أسعار المستهلكين، إذا ما كانت المعاملات المقدرة من الانحدارات الهيدونية هي تقديرات للمنفعة الحدية استنادا إلى خاصية أو قيمة استخدام من خاصية ما. ولكن النظرية تشير إلى خلاف ذلك وإلى أن التفسير يتسم بالغموض.

٢١-٢٥ وكان هناك اعتقاد خاطئ في الستينات من القرن الماضي بأن المعاملات المشتقة من الطرائق الهيدونية كانت تمثل "قيم استخدام" وليس تكاليف موارد. وقد وجد Rosen (1974)، كما سبق توضيحه، أن المعاملات الهيدونية تعكس بشكل عام كل من "قيم الاستخدام" من منظور المستهلك وتكاليف الموارد من منظور المنتج؛ وكلاهما مواقف متعلقة بالعرض والطلب. وقد توضح نسب هذه المعاملات المعدلات الحدية للإحلال للمستهلكين أو المعدلات الحدية للإحلال (التحويل) للمنتجين بالنسبة للخصائص. وثمة ما يُشار إليه في الاقتصاد القياسي على أنه مشكلة "تحديد" يتم فيها تحديد الأسعار والكميات الملحوظة بشكل مشترك بواسطة اعتبارات العرض والطلب، ولا يمكن فصل مسبباتها الأساسية. وتنشأ البيانات التي يتم جمعها عن الأسعار بشكل مشترك من تفاوتات الطلب من قبل مختلف المستهلكين ذوي الأذواق والأفضليات المختلفة، ومن تفاوتات العرض من قبل المنتجين ذوي التكنولوجيات المختلفة.

٢١-٢٦ أولا، من الضروري أن نتقبل مشكلة تزامن تحديد الأسعار والكميات هذه. فتعد الانحدارات الهيدونية أداة تحليلية ذات أهمية متزايدة، وهي أداة يحث ضمنا على استخدامها، ليس فقط الاهتمام بها في هذا *الدليل*، ولكن كافة الدلائل المنفصلة التي نشرتها منظمات مثل منظمة التعاون والتنمية في الميدان الاقتصادي (راجع Triplett (2004)، و Eurostat (2001)، والمستخدمة بشكل واسع من قبل مكتب إحصاءات العمل الأمريكي؛ Kokoski, Waehrer and Rozaklis, 2001), و Moulton, 2001b). فكيف إذا لا يعير الاقتصاديون الذين يكتبون عن هذا الموضوع اهتماما فكريا في ضوء هذه النتائج؟

٢١-٢٧ ويشير Rosen (1974, p. 43) إلى الدالة الهيدونية على أنها: " ... منحنى غلافي مشترك لعائلة من دوال القيم، وعائلة أخرى من دوال سعر البيع. ولا تكشف دالة منحنى غلافي ما في حد ذاتها شيئا عن المكونات المولدة، والتي تشكل بدورها هيكل توليد المشاهدات."

٢١-٢٨ ويشير Griliches (1988, p.120) إلى ما يلي:

> إن رأيي الخاص هو أن ما يحاول المنهج الهيدوني عمله هو تقدير جوانب القيد على الميزانية الذي يواجه المستهلكين، وبالتالي يسمح بتقدير الأسعار "الغائبة" عندما تتغير النوعية. فهو لا يقوم بتقدير دوال المنفعة في حد ذاتها، على الرغم من أنه قد يكون مفيدا في هذه الأغراض ... ولكن بتقدير نقطة التقاطع الفعلية لمنحنيات الطلب لمختلف المستهلكين ذوي الأذواق المختلفة ومنحنيات العرض لمختلف المنتجين ذوي تكنولوجيات الإنتاج المختلفة المحتملة. وبالتالي، من غير المرجح أن يستطيع المرء استعادة دوال المنفعة والتكلفة الأساسية من تلك البيانات فقط، إلا في حالات خاصة جدا.

٢١-٢٩ ويرى Triplett (1987): "أنه من الراسخ – ولكنه غير مفهوم على نحو واسع إلى الآن – أن الشكل $h(\cdot)$ [الدالة الهيدونية] لا يمكن اشتقاقه من الشكل $Q(\cdot)$ و $t(\cdot)$ [دوال المنفعة والإنتاج]، كما لا يمثل $h(\cdot)$ "شكلا مختزلا" من دوال العرض والطلب المشتقة من $Q(\cdot)$ و $t(\cdot)$.

٢١-٣٠ ويقول Diewert (2003a, p.320)، بتركيزه على جانب المستهلك:

> وبالتالي، فإنني أحذو حذو Muellbauer (1974, p. 977)، حيث يقول إن "منهجه أحادي الجانب بشكل صارخ؛ حيث يتعامل مع جانب الطلب فقط ...". وعليه، فموضوعه يختلف نوعا ما عن دراسة Sherwin Rosen الحديثة. ويتم تجاهل جانب العرض ومشكلات التزامن التي قد تنشأ.

وقد نظر ديورت (Diewert 2003) أيضا في المؤشرات النظرية لأسعار المستهلكين مع التركيز فقط على تقييمات المستهلكين، بإعطائها الأسبقية. ويعرض القسم ب-٦ توضيحا موجزا لهذا الإطار، مما يسمح بتطوير مباشر على نحو أكبر لنظرية الأرقام القياسية الهيدونية لمؤشرات أسعار المستهلكين.

٢١-٣١ ثانيا، يسمح إطار روزن النظري بالنظر إلى الشروط التي في ظلها يتم تحديد المعاملات الهيدونية بواسطة عوامل جوانب الطلب أو العرض فقط — أي الظروف التي في ظلها ستكون التفسيرات الواضحة هي الصحيحة. وتتمثل المشكلة في أنه نظرا لأن معاملات الدالة الهيدونية هي محصلة تفاعل ظروف تحقيق الاستفادة المثلي للمستهلكين والمنتجين، فليس ممكنا تفسير الدالة، على سبيل المثال، على أساس التكاليف الحدية للمنتجين أو القيم الحدية للمستهلكين فقط. ولنفترض مع ذلك أن *تكنولوجيا الإنتاج* τ كانت متماثلة في كل منشأة إنتاجية. ويختلف المشترون بينما يتماثل البائعون. عندئذ، بدلا من أن تكون هناك عائلة متشعبة من دوال العرض، تكون هناك دالة عرض فريدة، وتصف الدالة الهيدونية أسعار الخصائص الذي ستوفرها الشركة بالتكنولوجيا السائدة إلى المزيج الجاري من الأذواق. وتصبح دالة العرض $p(z)$ نظرا لعدم وجود توزيع لتكنولوجيا الإنتاج τ يؤدي لإضفاء الغموض عليها. وهناك أذواق مختلفة على جانب المستهلك، وعليه، فإن الذي يظهر في السوق هو نتيجة محاولة الشركات إشباع أفضليات المستهلكين، وكلها بالنسبة لمستوى ثابت من التكنولوجيا والربح؛ ويتم الكشف عن هيكل العرض بواسطة دالة السعر الهيدوني. وفي الشكل البياني ٢١-١، سوف يتم فقط الكشف عن مسار التوسع الذي تتبعه، على سبيل المثال، S_H^* القريب إلى AA'. والآن، لنفرض اختلاف البائعين في حين تتماثل *أذواق المشترين* α. هنا تُختَزل عائلة *دوال القيم* ليتم إظهارها على أنها الدالة الهيدونية $p(z)$ التي تحدد هيكل الطلب، مثل AA' في الشكل البياني ٢١-١.[١٤] ويتبع منهج ديورت (Diewert (2003 مستهلكا ممثلا وليس مستهلكون ذوو أذواق مختلفة وذلك لأجل تحديد جانب الطلب فقط. ويشير Triplett (1987, p.632) إلى أنه من بين هذه الاحتمالات، يعد اتساق التكنولوجيات هو الأرجح بشكل كبير، وخاصة عندما يكون النفاذ إلى التكنولوجيا غير مقيد في الأجل الطويل، في حين يكون اتساق الأذواق غير مرجح. وربما تكون هناك بالطبع أسواق مجزأة حيث تكون الأذواق أكثر اتساقا، ويتم لها تطويع مجموعات معينة من البنود ويمكن لها تقدير معادلات هيدونية لفرادى الأجزاء.[١٥] وفي بعض الصناعات قد يكون هناك توقع مسبق لاتساق الأذواق مقابل اتساق التكنولوجيات ويلي ذلك تفسير

---

[١٤] وعلى نحو مناظر، إذا كانت منحنيات العرض غير مرنة تماما، بحيث لا يؤثر تغير في السعر على العرض من أي من المنتجات المختلفة، عندئذ سوف يتحدد التفاوت في الأسعار الذي تنطوي عليه البيانات ويغذي التقديرات الهيدونية بواسطة عوامل الطلب. وسوف توفر المعاملات تقديرات لقيم الاستخدام. وعلى نحو مماثل، إذا كان سوق العرض تنافسيا بشكل كامل، فإن التقديرات ستكون لتكاليف الموارد. ولن يُعزى أي من الفروق السعرية بين البنود المختلفة إلى، مثلا، تجهيزات مبتكرة للخصائص، ولن يتم تحقيق أرباح احتكارية مؤقتة كنتيجة لهذا، أو كنتيجة لممارسة القوة السوقية؛ راجع Berndt (1983).

[١٥] يقدم Berry, Levinsohn and Pakes (1995) مثالا مفصلا ومشوقا للسيارات، تُستَخدم فيه أنواع السيارات كقطاعات مختلفة في السوق، في حين يقدم Tauchen and Witte (2001) دراسة نظرية منهجية لقضايا التقدير لدوال العرض والطلب والدوال الهيدونية، حيث يتم ربط المستهلكين والمنتجين ومعاملاتهم عبر المجتمعات برقم قياسي.

المعاملات. غير أنه في العديد من الحالات، قد ينطوي التفسير على مشكلات أكبر. فمنهج المنتجين المحض يستلزم افتراضات اتساق التكنولوجيا وأسعار المدخلات والتي بالطبع لا يمكن افتراضها بشكل عام. ولكن الافتراض الرئيسي الذي لن يتم استيفاؤه بشكل عام في سياق المنتجين هو أن *المنتج قادر على إنتاج مصفوفة كاملة من الطُرز الهيدونية*، في حين أنه في سياق المستهلكين يكون من المعقول أن يكون لكل مستهلك إمكانية شراء واستهلاك كل طراز.

٢١-٣٢ ثالثا، فإن للقضايا المرتبطة بتقدير دوال العرض والطلب الأساسية للخصائص دلالات ضمنية لتقدير الدوال الهيدونية. ويبحث الملحق ٢١-٢ في قضايا التحديد والتقدير في هذا الضوء. وأخيرا، فإن الاهتمام اللاحق بالمنتجات الجديدة في القسم د من هذا الفصل يشير إلى دوال الطلب. إلا أن الاهتمام الآن يتحول إلى *المؤشرات* الهيدونية. وفي القسم التالي، تتم الإشارة إلى أن لهذه المؤشرات تطبيقا مختلفا جدا عن ذلك الخاص بتعديل أسعار البنود البديلة غير المشابهة مقابل التغير في النوعية.

ب-٦ صيغة نظرية هيدونية بديلة

٢١-٣٣ يتخذ هذا القسم منهجا مبنيا على المستهلك لاشتقاق الدوال الهيدونية النظرية. ويفترض ما يلي:

- أن كل مستهلك له نفس *دالة المنفعة الفرعية المنفصلة*، $f(z_1,\ldots,z_N)$ التي تعطي للمستهلك المنفعة الثانوية $Z=f(z)$ من شراء وحدة واحدة من المنتج الهيدوني المعقد ذي متجه الخصائص $z\equiv(z_1,\ldots,z_N)$؛[١٦]
- ويتم جمع المنفعة الفرعية التي يحصل عليها المستهلك من استهلاك الوحدات Z من المنتج الهيدوني مع استهلاك الوحدات X من سلعة "أخرى" مركبة لمنح المستهلك المنفعة الكلية $u=U^t(X,Z)$ في الفترة t، حيث تمثل U^t دالة المنفعة "الكلية" في الفترة t. وقد قام Rosen (1974; p.38) بتطبيع سعر X ليكون واحدا صحيحا. وهذا لا يعد لازما في المنهج الحالي. وبدلا من ذلك، هناك سعر صريح في الفترة t، p^t، لوحدة واحدة من المنتَج الاستهلاكي العام X.

ويبدأ المنهج بدراسة مجموعة التوليفتين X وZ التي يمكن أن تولد مستوى منفعة الفترة t للمستهلك، u^t. وهذه المجموعة $\{(X,Z):\ U^t(X,Z)=u^t\}$ هي التي تعد منحنى السواء في الفترة t للمستهلك على مجموعات

---

[١٦] لا يتم افتراض أن كافة الطُرز المحتملة موجودة في السوق. وفي الواقع، سوف نفترض أن هناك عددا محدودا من الطُرز موجود في كل فترة. إلا أنه يُفترض أن لكل مستهلك أفضليات تمتد على كافة الطُرز المحتملة، حيث يتم تأشير كل طراز بمتجه خصائصه، $z=(z_1,\ldots,z_N)$. وبالتالي، سوف يفضل كل مستهلك طراز محتمل ذي متجه خصائص $z^1=(z_1^1,\ldots,z_N^1)$ على طراز محتمل آخر ذي متجه الخصائص $z^2=(z_1^2,\ldots,z_N^2)$ فقط إذا كانت $f(z^1)>f(z^2)$.

معادلة من المنتج الاستهلاكي العام X والسلعة الهيدونية Z. ويتم حل المعادلة $\hat{U}^t(X,Z)=u^t$ بالنسبة إلى X كدالة لكل من u^t وZ؛ أي أن:[١٧]

$$X=g^t(u^t,Z) \qquad (21.6)$$

ويُفتَرض أن منحنى السواء يميل إلى أسفل، ويتم اتخاذ الافتراض الأقوى بأن g^t قابلة للتفاضل إزاء Z و

$$\partial g^t(u^t,Z)/\partial Z<0 \qquad (21.7)$$

ولنفرض أن p^t و P^t هي أسعار وحدة واحدة من X وZ، على الترتيب، في الفترة t. ويمكن تعريف *مشكلة تخفيض الإنفاق إلى الحد الأدنى في الفترة t للمستهلك* كالتالي:

$$\min_{X,Z}\{p^tX+P^tZ : X=g^t(u^t,Z)\}=\min_Z\{p^tg^t(u^t,Z)+P^tZ\} \qquad (21.8)$$

ويعد الشرط الضروري في المرحلة الأولى بالنسبة إلى Z لحل المعادلة (21.8) هو:

$$p^t\partial g^t(u^t,Z)/\partial Z+P^t=0 \qquad (21.9)$$

ويمكن إعادة ترتيب المعادلة (21.9) لتُعطي سعر الإجمالي الهيدوني P^t كدالة لمستوى منفعة الفترة t u^t وسعر الاستهلاك العام p^t :

$$P^t=-p^t\partial g^t(u^t,Z)/\partial Z>0 \qquad (21.10)$$

حيث تترتب المتباينة على الافتراض (21.7) أعلاه. ويمكن الآن تفسير الجانب الأيمن من المعادلة (20.10) على أنه *دالة السعر الذي يرغب المستهلك في دفعه في الفترة t*:

$$w^t(Z,u^t,p^t)\equiv -p^t\partial g^t(u^t,Z)/\partial Z \qquad (21.11)$$

٣٤-٢١ وبالتالي، بالنسبة لكل نقطة (مرتبطة بالخصائص Z برقم قياسي) على منحنى السواء للمستهلك في الفترة t، تعطي المعادلة (21.11) مقدار النقود الذي سيرغب المستهلك في دفعه مقابل كل وحدة من Z من أجل البقاء على نفس منحنى السواء، والمرتبط بواسطة المنفعة u^t برقم قياسي. ويمكن الآن تعريف *دالة القيمة التي يرغب المستهلك في دفعها في الفترة t* v^t كحاصل ضرب كمية Z التي تم استهلاكها في السعر المقابل الذي يرغب المستهلك في دفعه لكل وحدة، $w^t(Z,u^t,p^t)$:

$$v^t(Z,u^t,p^t)\equiv Z\,w^t(Z,u^t,p^t)=-Z\,p^t\partial g^t(u^t,Z)/\partial Z \qquad (21.12)$$

حيث تترتب المتطابقة الأخيرة باستخدام المعادلة (21.11). وتعد الدالة v^t هي المناظرة لدالة Rosen (1974, p. 38) للقيم أو أسعار الشراء؛ وتبين مقدار النقود التي يرغب المستهلك في دفعها لأجل استهلاك الوحدات Z.

---

[١٧] إذا تقاطع منحنى السواء في الفترة t مع كلا المحورين، عندئذ سوف يتم تعريف $g^t(u^t,Z)$ فقط لنطاق من Z غير السالبة حتى حد أعلى.

وكافة الإشارات الجبرية أعلاه لها تفسير مستقل عن النموذج الهيدوني؛ فهي ببساطة شرح لكيفية اشتقاق دالة للقيمة والسعر الذي يرغب المستهلك في دفعه، وذلك باستخدام أفضليات المستهلك المعرَّفة للسلعتين.

٢١-٣٥ ومن المفترض الآن أن المستهلك له دالة منفعة ثانوية مستقلة، $f(z_1,\ldots,z_N)$، تمنح المستهلك المنفعة الثانوية $Z=f(z)$ من شراء وحدة واحدة من المنتج الهيدوني المعقد[١٨] ذي متجه الخصائص $z\equiv(z_1,\ldots,z_N)$. ويُلاحَظ أنه تم افتراض أن الدالة f لا تتأثر بالزمن. ولنفرض أن دالة منفعة الفترة t للمستهلك هي $U^t(X, f(z))$. وتظل الإشارات الجبرية أعلاه حول الرغبة في الدفع سارية. وبصفة خاصة، فإن الدالة الجديدة للأسعار التي يرغب المستهلك في دفعها في الفترة t بالنسبة لطراز معين ذي خصائص $z=(z_1,\ldots,z_N)$ هي:

$$w^t(f(z),u^t,p^t)\equiv -p^t\,\partial g^t(u^t,f(z))/\partial Z \qquad (21.13)$$

وعليه، فإن دالة القيمة التي يرغب المستهلك في دفعها الجديدة للفترة t (وهي مقدار النقود الذي يرغب المستهلك في دفعها للحصول على خدمات طراز ما ذي الخصائص z) هي:

$$v^t(f(z),u^t,p^t)\equiv f(z)w^t(f(z),u^t,p^t)=-f(z)\,p^t\,\partial g^t(u^t,f(z))/\partial Z \qquad (21.14)$$

٢١-٣٦ والآن بافتراض أن هناك الطُرز K^t متوافرة للمستهلك في الفترة t، بحيث يُباع الطراز K بالسعر P_k^t لكل وحدة وله متّجه الخصائص $z_k^t\equiv(z_{1k}^t,\ldots,z_{Nk}^t)$ بالنسبة إلى $k=1,2,\ldots,K$. وإذا كان المستهلك يشتري وحدة من الطراز k في الفترة t. عندئذ يمكن معادلة سعر الطراز P_k^t بالقيمة المناسبة التي يرغب المستهلك في دفعها والمعرَّفة بالمعادلة (21.14)، حيث يتم إبدال z إلى z_k^t ؛ أي يتعين أن تنطبق المعادلة الآتية:

$$P_k^t=-f(z_k^t)\,p^t\partial g^t\,(u^t,f(z_k^t))/\partial Z \text{ for } t=1,\ldots,T;\ k=1,\ldots,K^t \qquad (21.15)$$

---

[١٨] إذا اشترى مستهلك، على سبيل المثال، وحدتين من طراز ما بالسعر P له الخصائص $z_1,\ldots,z_N$، عندئذ يمكننا توضيح هذا الموقف في نموذج بإدراج طراز اصطناعي يُباع بالسعر $2P$ وله الخصائص $2z_1,\ldots,2z_N$. عندئذ، فإن السطح الهيدوني، $Z=f(z)$، يتكون من أكثر الطُرز كفاءة فقط بما فيها الطُرز الصناعية. ولا نفترض أن $f(z)$ دالة شبه مقعرة أو مقعرة بالنسبة إلى z. وفي نظرية الطلب المعتادة للمستهلك، يمكن افتراض أن $f(z)$ شبه مقعرة دون فقدان التعميم نظرا لأن القيود الخطية للميزانية وافتراض قابلية القسمة التامة سوف يعنيان ضمنا أن منحنيات السواء "الفعالة" تتضمن مجموعات محدبة. غير أنه كما يشير Rosen (1974, pp. 37–38)، في حالة السلع الهيدونية، لا يمكن فك الارتباط بين الخصائص المختلفة. بالإضافة إلى ذلك، فإن قابلية القسمة الكاملة لا يمكن افتراضها ولن تكون كافة مجموعات الخصائص الممكنة متاحة في السوق. ومن ثم، فإن الافتراضات المعتادة التي يتم اتخاذها في نظرية الطلب "المعتادة" للمستهلك غير مستوفاة في السياق الهيدوني. ويُلاحَظ كذلك أنه في حين نضع افتراض تمهيد البيانات على الدوال الكلية $g^t(u, Z)$، أي وجود المشتق الجزئي $\partial g^t(u, Z)/\partial Z$، فلا نضع أي قيود من قبيل تمهيد البيانات على دالة المنفعة الفرعية الهيدونية $f(z)$.

والسؤال هو: ما معنى افتراض القابلية للانفصال؟ لنفرض أن المنتج الهيدوني هو سيارة وأن هناك ثلاث خصائص فقط: عدد المقاعد في السيارة، والاقتصاد في استهلاك الوقود وقوة المحرك. وتعني القابلية للانفصال أن المستهلك يستطيع مقايضة هذه الخصائص وتحديد منفعة أي سيارة بأي مزيج من هذه الخصائص الثلاث، على نحو مستقل عن اختياراته الأخرى من المنتجات. وبصفة خاصة، فإن ترتيب طُرز السيارات من حيث المنفعة مستقل عن عدد الأطفال لدى المستهلك أو سعر البنزين. ومن الواضح أن افتراض القابلية للانفصال من المرجح ألا يتم استيفاؤه بدقة في الواقع الفعلي، إلا أن هذا الافتراض المقيِّد نوعا ما يعد لازما لسهولة التحكم في نموذجنا.

ويحتاج جانب آخر من نموذجنا للمزيد من التفسير. إذ يتم الافتراض صراحة أن المستهلكين لا يستطيعون شراء وحدات جزئية من كل طراز؛ ويمكنهم فقط شراء عدد صحيح غير سالب من كل طراز. أي يتم افتراض حالات عدم القابلية للتجزئة على نحو صريح في جانب العرض من نموذجنا. وبالتالي، ففي كل فترة، هناك عدد محدود من الطُرز من المنتج الهيدوني المتوفر. وفي حين يُفترَض أن المستهلك لديه أفضليات مستمرة على كافة التوليفات المحتملة من الخصائص $(z_1, \ldots, z_N)$ في كل فترة، هناك فقط عدد محدود من الطُرز المستقلة المتوفرة في السوق.

وعند هذه النقطة، يتم إضفاء مزيد من الخصوصية على النموذج. حيث يُفترَض أن كل مستهلك له نفس دالة المنفعة الفرعية الهيدونية[١٩] $f(z)$ وأن المستهلك i له *دالة المنفعة الكلية ذات منحنى السواء الخطي* التالية في الفترة t:

$$g_i^t(u_i^t, Z) \equiv -a^t Z + b_i^t u_i^t \quad \text{for} \quad t = 1,\ldots,T \quad \text{and} \quad i = 1,\ldots,I \qquad (21.16)$$

حيث تعد كل من a^t و b_i^t ثوابت موجبة.

وبالنسبة لكل فترة t وكل مستهلك i، فإن منحنى السواء في الفترة t بين التوليفتين X وZ يعد خطيا، ويكون ميل المنحنى الثابت $-a^t$ متماثلا لكافة المستهلكين.[٢٠] ويُلاَحظ أنه يُسمَح لميل المنحنى هذا بالتغير

[١٩] ويعد افتراض التماثل قويا جدا ويحتاج لبعض التبرير. ويعد هذا الافتراض مشابها بالكامل للافتراض أن المستهلكين لهم نفس الأفضليات متماثلة الوضع، مثلا، على الغذاء. وعلى الرغم من أن هذا الافتراض ليس هناك ما يبرره لبعض الأغراض، إلا أنه كافٍ لأغراض إعداد مؤشر أسعار للغذاء، نظرا لاهتمامنا بصفة خاصة برصد آثار الإحلال في إجمالي سعر الغذاء مع تغير الأسعار النسبية لمكونات الغذاء. وعلى نحو مماثل، نولي اهتماما خاصا لتحديد القيمة التي يعطيها المستهلك "المتوسط" لسرعة أكبر للحاسوب مقابل المزيد من الذاكرة؛ أي نهتم بصفة خاصة بآثار الإحلال الهيدونية.

[٢٠] لا نحتاج إلى منحنى السواء الخطي بصورة شاملة، ولكن في حالات معينة فقط عبر نطاق معين من المشتريات. وبدلا من ذلك، يمكننا أن ننظر إلى منحنى السواء الخطي على أنه يوفر تقديرا تقريبيا في المرحلة الأولى لمنحنى سواء غير خطي.

عبر الزمن. والآن نقوم بمفاضلة المعادلة (21.16) إزاء Z والاستعاضة بهذا المشتق الجزئي في المعادلة (21.15). وتكون المعادلة الناتجة هي:[٢١]

$$P_k^t = p^t\, a^t f(z_k^t) \quad \text{for} \quad t = 1,...,T \ \text{and} \ \ k = 1,...,K^t \tag{21.17}$$

ويُعرَّف إجمالي سعر وحدة واحدة من Z في الفترة t كالتالي:[٢٢]

$$r_t \equiv p^t\, a^t \quad \text{for} \quad t = 1,...,T \tag{21.18}$$

والآن نقوم بالاستعاضة بالمعادلة (21.18) في المعادلة (21.17) لأجل الحصول على *نظامنا الأساسي للمعادلات الهيدونية*.[٢٣]

$$P_k^t = r_t f(z_k^t) \quad \text{for} \quad t = 1,...,T \ \text{ and } k = 1,...,K^t \tag{21.19}$$

٢١-٣٧ وكل ما نحتاج إليه هو افتراض شكل دالي لدالة المنفعة الفرعية الهيدونية f وإضافة مواصفة تصادفية للمعادلة (21.19) لتوليد نموذج انحدار هيدوني أساسي. وعندئذ يمكن تقدير المعلمات المجهولة في f إلى جانب معلمات السعر الهيدوني r_t في الفترة t.[٢٤] ومن الممكن تعميم النموذج أعلاه، ولكن مع الحصول

---

[٢١] وبمقارنة المعادلة (21.17) بالمعادلة (21.15)، يمكن ملاحظة أن الافتراضات التبسيطية (21.16) تمكّننا من التخلص من الحدود $\partial g^t(u_i^t, f(z_k^t))/\partial Z$، والتي تعتمد على منحنيات سواء فرادى المستهلكين بين السلعة الهيدونية والمنتجات الأخرى. وإذا كان لدينا بيانات فرادى الأسر المعيشية بشأن استهلاك المنتجات الهيدونية والمنتجات الأخرى، عندئذ يمكننا أن نستخدم أساليب الطلب الطبيعي للمستهلك لأجل تقدير المعالم التي اتسمت بها منحنيات السواء هذه.

[٢٢] حدث تحول من الحروف العلوية إلى الحروف السفلية وفقا للقواعد المتعارف عليها للمعلمات في نماذج الانحدار؛ أي أنه فيما يلي ستكون القيم الثابتة r_t معلمات انحدار. ويُلاحَظ أيضا أن r_t هو حاصل ضرب سعر المنتج "الآخر" p^t في معلمة ميل المنحنى a^t في الفترة t. ونحتاج أن نسمح لمعلمة ميل المنحنى هذه بأن تتغير عبر الزمن لأجل أن نستطيع عمل نموذج للطلب على المنتجات الهيدونية عالية التكنولوجيا، والتي تنخفض أسعارها نسبةً إلى المنتجات "الأخرى". أي ننظر إلى a^t على أنها تنخفض مع الوقت في حالة المنتجات عالية التكنولوجيا.

[٢٣] يتبين في النهاية أن النموذج الأساسي مشابها جدا لأحد نماذج Muellbauer (1974, pp. 988–989) الهيدونية؛ راجع بصفة خاصة معادلته (٣٢).

[٢٤] من الممكن استخدام النظرية أعلاه بصورة أخرى وإعطائها تفسير نظرية المنتجين. والآن يعد المقابل لمشكلة تخفيض النفقات إلى الحد الأدنى (21.8) هي مشكلة تعظيم الربح التالية: $\max_{x,z} \{P^t Z - w^t X : X = g^t(k^t, Z)\}$ حيث تمثل Z المخرجات الهيدونية، و P^t يمثل سعر الفترة t لوحدة واحدة من المخرجات الهيدونية، و w^t هو السعر في الفترة t لأحد المدخلات المتغيرة وX هي الكمية المستخدمة منه، و k^t هي كمية عامل ثابت (رأس المال مثلا) في الفترة t، و g^t دالة متطلبات الشركة من العامل. وبافتراض أن $Z = f(z)$، نتوصل في النهاية إلى مقابل نظرية المنتجين التالية للمعادلة (21.15): $P_k^t = f(z_k^t)\, \partial g^t(k^t, f(z_k^t))/\partial Z$. ويكون المقابل للافتراض (21.16)، بالنسبة للشركة i، هو $g_i^t(k_i^t, Z) \equiv a^t Z - b_i^t k_i^t$ ويصبح المقابل للمعادلة (21.17) هو $P_k^t = w^t a^t f(z_k^t)$. غير أن افتراضات نموذج نظرية المنتجين لا تعد بنفس معقولية افتراضات نموذج نظرية المستهلكين المقابلة. وبصفة خاصة، ليس من المرجح أن يكون لدى كل المنتِجين نفس إجمالي السعر في الفترة t لوحدة من المُدخَل المتغير w^t وليس من المرجح أن تكون لكل شركة تنتج في السوق الهيدونية نفس معلمة التكنولوجيا

على نفس النموذج (21.19)، إذا ما تم إبدال المنتج X "الآخر" المركب إلى $h(x)$، حيث يكون x متجها للاستهلاك وh دالة مجمِّعة مقعرة ومتزايدة ومتجانسة خطيا. وبدلا من المعادلة (21.17)، في ظل هذه الافتراضات الجديدة تنتج المعادلة التالية:

$$P_k^t = c(p^t)a^t f(z_k^t) \qquad \text{for } t = 1,...,T \quad \text{and } k = 1,...,K^t \tag{21.20}$$

حيث يمثل p^t الآن متجه الأسعار للمنتجات x في الفترة t وc هي دالة تكلفة الوحدة أو دالة الإنفاق التي تعد المقابل التبادلي بالنسبة إلى h.[٢٥] والآن نعيد تعريف r_t على أنها $c(p^t)a^t$ ومع ذلك نظل نحصل على النظام الأساسي للمعادلات الهيدونية (21.9). وللمعادلة (21.9) خاصية واحدة من المرجح أن تكون موجودة في الطرز الأكثر تعقيدا وواقعية لخيارات المستهلكين. وتتمثل هذه الخاصية في أن أسعار الطرز في الفترة t متجانسة من الدرجة الأولى في المستوى العام للأسعار p^t. ومن ثم، إذا تم إبدال p^t إلى λp^t بالنسبة إلى أي $\lambda > 0$ (ننظر في حالة من التضخم المفرط المفاجئ حيث تكون λ كبيرة)، عندئذ، فإن المعادلتين (21.17) و(21.19) تعنيان ضمنا أن أسعار الطراز يتعين أن تكون λP_k^t. ويُلاحَظ أن خاصية التجانس هذه لن تنطبق على الطراز الهيدوني القابل للجمع التالي:

$$P_k^t = r_t + f(z_k^t) \quad \text{for } t = 1,...,T \text{ and } k = 1,...,K^t \tag{21.21}$$

٢١-٣٨ وعليه، يمكن استبعاد الانحدارات الهيدونية المستندة إلى النموذج الخطي (21.21) على أساس استدلالي. ويُلاحَظ أن النماذج الهيدونية التي تأخذ لوغاريتم سعر الطراز P_k^t على أنه المتغير التابع، سوف تميل إلى أن تكون متسقة مع المعادلات الهيدونية الأساسية (21.19)، في حين أن النماذج الخطية مثل (21.21) لن تكون متسقة مع خصائص التجانس الخطي الطبيعية المبينة ضمنا بواسطة نظرية الاقتصاد الجزئي.

ب-٧ معدلات الزيادة والمنافسة غير الكاملة

٢١ — ٣٩ في القسم ب-٥ تم توضيح أن هناك بعض الغموض الذي أحاط تفسير المعاملات الهيدونية. فقد كان من الممكن التوصل إلى تفسير لقيمة الاستخدام أو تكلفة الموارد إذا كان هناك اتساق في أذواق المشترين أو تكنولوجيات الموردين، على الترتيب. وفي القسم ب-٦، تم إدراج افتراض سلوك تلقي الأسعار من جانب الشركات وإضفاء إطار منهجي على تفسير قيمة الاستخدام، وإن كان يتضمن بعض الافتراضات التقييدية. إلا

---

a^t. ويعد الافتراض الرئيسي الذي لن يتم بشكل عام استيفاؤه في سياق المنتجين هو أن كل منتِج قادر على إنتاج نطاق كامل من الطُرز الهيدونية، في حين أنه في سياق المستهلكين، من المعقول تماما أن تكون لدى كل مستهلك إمكانية شراء واستهلاك كل طراز.

[٢٥] تعرَّف c على أنها $c(p^t) \equiv \min_x \{p^t x : h(x) = 1\}$، حيث تدل $p^t x$ على حاصل الضرب الداخلي بين المتجهين p^t وx.

أن المنهجين في القسمين ب–٥ وب–٦ يفترضان سلوكا تنافسيا على نحو غير كامل. ويشير Feenstra (1995) إلى أنه في حالة المنافسة غير الكاملة، عندما يزيد التسعير على التكلفة الحدية، يتعين على الدالة الهيدونية أن تتضمن مكوناً يأخذ بعين الاعتبار نسبة زيادة السعر على التكلفة.

٢١–٤٠ وقد قام Pakes (2001) بتطوير الحجج مركزا على دراسة المنتجات الجديدة كنتيجة للاستثمارات السابقة في تطوير المنتجات والتسويق. وسوف يستلزم افتراض التسعير على أساس التكلفة الحدية التنافسية (cost-pricing) (١) أن يتم تطوير منتجات ذات خصائص متماثلة من تلك الاستثمارات، بحيث تؤدي قاعدة السعر الواحد لتلك المنتجات المتماثلة على القضاء على أي هامش، (٢) أو أن تفقد كافة المنتجات استثماراتها (الزيادة) في المنتجات الجديدة. وكلاهما غير معقول. وفي الواقع، فإن اختلاف الزيادات يعد سمة من سمات تنوع المنتجات (راجع Feenstra and Levinsohn, 1995، على سبيل المثال). ورأى Pakes (2001) أنه يتعين أن تتغير معدلات الزيادة عبر الزمن. فعند إدراج منتجات جديدة، يتم توجيه التحسينات، ومعدلات الزيادة المرتبطة بها، إلى الخصائص حيث كانت الزيادات كبيرة من قبل. أما معدلات الزيادة في المنتجات الموجودة التي تتسم بهذه الخصائص فسوف تنخفض، وبالتالي سوف تتغير المعاملات الهيدونية عبر الزمن. كذلك رأى Pakes (2001) أنه ربما يكون هناك غموض فيما يتعلق بإشارات المعاملات—وأنه لا يوجد سبب اقتصادي يدعو لتوقع علاقة موجبة بين السعر وخاصية ما مرغوبة. وسوف تتعارض هذه النتيجة مع منهج تكلفة الموارد أو قيمة الاستخدام. وإذا كانت الخصائص قيد المقارنة رأسية—أي أنها خصائص يرغب الجميع في المزيد منها—عندئذ يمكننا أن نتوقع أن تكون الإشارة موجبة. ومع ذلك، رأى Pakes (2001) أن الإشارة المتوقعة للخصائص *الأفقية*—أي التي يكون فيها ترتيب المقادير المطلوبة من الخصائص ليس متماثلا لكل المستهلكين قد تكون سالبة. وقد يؤدي دخول منتجات جديدة تستهدف بعض الأجزاء من السوق إلى تخفيض نسبة هامش السعر على التكلفة للمنتجات ذات الخصائص المطلوبة. فعلى سبيل المثال، قد يفضل بعض المستهلكين أجهزة التلفزيون ذات الشاشات الصغيرة ويقبلون دفع سعرا مرتفعا مقابلها. وفي الواقع، فإن التكنولوجيا المطلوبة لإنتاج هذه الأجهزة ربما استلزمت زيادة في الاستثمارات وبالتالي رفعت نسبة هامش السعر على التكلفة المتوقعة. وربما يؤدي ارتفاع جودة الصورة في هذه الأجهزة إلى تخفيض سعر الأجهزة كبيرة الحجم، الأمر الذي يترتب عليه علاقة عكسية بين السعر وحجم الشاشة، بحيث يتم اتخاذ الأخير كمتغير واحد على النطاق الكامل من أحجام الشاشات. وقبل (إعداد النموذج) سوف تسمح المعلومات عن السوقين بتحديد معادلة الانحدار على نحو ملائم، مع ميل منحنى صوري وقواطع لنطاقات أحجام الشاشات ذات التكنولوجيات الجديدة والقديمة.

٢١–٤١ ويؤيد Pakes (2001) الرأي الذي مفاده أنه لا يمكن أن ننسب أي معنى للمعامِلات المقدرة وأنه يتعين استخدام القيم المتنبأ بها للمقارنات السعرية للطرز ذات خصائص النوعية المختلفة، وليس فرادى المعاملات. وثمة العديد من الأسباب الوجيهة لذلك، كما ناقشنا في الفصل السابع، القسم هـ–٤–٣ والقسم ز–٢–٢، والملحق ٢١–١ من هذا الفصل. إلا أنه يجب التأكيد على أنه بالنسبة للخصائص الرأسية قد تكون المعامِلات

ذات مغزى، وحتى في حالة الخصائص الأفقية أو الجديدة التي تنطوي على أحدث ما تم التوصل إليه في البحوث والتطوير، يمكن الحصول على مغزى باللجوء إلى الاعتبارات المذكورة آنفا. ولكن مرة أخرى، فإن النظرية لا تطرح أي إجابة سهلة لتفسير المعامِلات من الانحدارات الهيدونية. فتتمثل أهميتها في أنها تنبع من البيانات السوقية، وذلك من التفاعل المركب غالبا للطلب والعرض وقرارات التسعير الاستراتيجية. ويعد تحذير النظرية الاقتصادية من إعطاء تفسيرات تبسيطية لمثل هذه المعاملات، وأنها تسمح بفهم للعوامل التي تنطوي عليها، موطن قوة في النظرية. غير أنها تظل ويُنظر إليها (Shultze and Mackie, 2002) كأثر الأسس الموضوعية الواعدة لتقدير القيمة الحدية للأبعاد النوعية للمنتجات، على الرغم من عدم قدرتها على إعطاء تفسير صارم.[٢٦]

ج- المؤشرات الهيدونية

ج-١ الحاجة لمثل هذه المؤشرات

٢١-٤٢ في القسم أ تمت الإشارة إلى أن الدوال الهيدونية لازمة لغرضين متعلقين بالتعديل مقابل التغير في النوعية. الغرض الأول عندما يصبح بند ما غير متوفر، ويكون البند البديل، الذي يستخدم سعره لمواصلة السلسلة، ذا نوعية مختلفة عن الأساس السعري الأصلي. ويمكن تحديد الفروق في النوعية على أساس القيم المختلفة لمجموعة فرعية من المتغيرات z المحدِدة للسعر. أما المعامِلات من الانحدارات الهيدونية، بحكمها تقديرات للقيمة النقدية للوحدات الإضافية من كل مكون من مكونات النوعية z، فيمكن عندئذ استخدامها لتعديل سعر بند قديم، مثلا، بحيث يكون قابلا للمقارنة مع سعر البند الجديد[٢٧] — أي أنه مرة أخرى تتم مقارنة مثيل مع مثيله. ويمكن وصف هذه العملية "بترقيع ثغرة البيانات الناقصة"، حيث تكون هناك حاجة لإجراء تعديل في سعر السلسلة القديمة (أو الجديدة البديلة) لأغراض فروق النوعية، وذلك لتمكين السلسلة الجديدة من ترقيع السلسلة القديمة. ويتمثل الاستخدام الثاني للدوال الهيدونية المشار إليها بالقسم أ في تقدير *المؤشرات الهيدونية*. وتعد هذه مناسبة عندما تزيد وتيرة وحجم تبديلات البنود وفي الوقت الذي قد يؤدي الاستخدام المكثف لعملية ترقيع ثغرة البيانات الناقصة إلى (١) أخطاء كبيرة إذا كان هناك خطأ أو تحيز ما في عملية التعديل مقابل التغير في النوعية وكذلك إلى (٢) المعاينة من مجتمع إحصائي بديل متحيز كما هو موضح في القسم أ. وتستخدم المؤشرات الهيدونية بيانات في كل فترة من عينة من البنود تتعين أن تشمل البنود ذات النصيب الكبير من إيرادات المبيعات—المعاينة في كل فترة من المجتمع الإحصائي المزدوج. وليست هناك حاجة إلى

---

[٢٦] استطرد Diewert (2002F) في قوله إنه يتعين فرض قيود الإشارة الموجبة على المعاملات في التقدير الاقتصادي القياسي، وخاصة عندما يُستخدم الانحدار الهيدوني لتعديل سعر بند بديل لجعله مشابها لسعر بند مختف.

[٢٧] يتضمن الفصل السابع، القسم هـ-٤-٣، ودراسة Triplett (2004) توضيحا موجزا للأساليب المختلفة لمثل هذه التعديلات. وتشمل هذه الأساليب استخدام المعامِلات من مجموعة واضحة من الخصائص أو استخدام القيم المتنبأ بها من الانحدار ككل، وفي كلتا الحالتين، يتم إجراء تعديل في القديم للمقارنة مع الجديد، أو في الجديد للمقارنة مع القديم، أو اتخاذ متوسط للاثنين.

تحديد أساس سعري واستمرار المجيبين في تحديد الأسعار على هذا الأساس. فالمطلوب هو إعادة استخلاص عينات من البنود كل شهر إلى جانب معلومات عن أسعارها، وخصائصها z_i، وربما كمياتها أو قيمها. ويؤدي تعريف الخصائص المتعددة في الانحدارات الهيدونية إلى التعويض عن الفروق في النوعية، وذلك خلافا لمطابَقة الأسعار من قبل المجيبين مع ذات الأساس السعري. وثمة عدد من الإجراءات لتقدير المؤشرات الهيدونية تتم مناقشتها أدناه بإيجاز.

ج-٢ المؤشرات النظرية لأسعار الخصائص

٢١-٤٣ يتم تعريف المؤشرات النظرية لتكلفة المعيشة في الفصل ١٧ وتعتبر صيغ الرقم القياسي العملي تقديرات لتلك المؤشرات. ويتم هنا تعريف الأرقام القياسية النظرية لتكلفة المعيشة ليس فقط على أساس السلع المنتَجة، ولكن على أساس خصائصها أيضا. وبالنسبة لمجموعة كونيوس Konüs (1924) *للمؤشرات الحقيقية لتكلفة المعيشة* المتعلقة بالفترتين، حيث يواجه المستهلك متجهي الأسعار الموجبين فقط $p^0 \equiv (p_1^0, \ldots, p_N^0)$ و $p^1 \equiv (p_1^1, \ldots, p_N^1)$ في الفترتين صفر و١، على الترتيب، فقد تم تعريف هذه المجموعة في الفصل ١٧ كنسبة من الحد الأدنى لتكاليف تحقيق نفس مستوى المنفعة $u \equiv f(q)$ حيث يكون يمثل $q \equiv (q_1, \ldots, q_N)$ متجه كميات مرجعي موجب؛ أي أن:

$$P_K(p^0,p^1,q) \equiv C[u,p^1]/C[u,p^0] = C[f(q),p^1]/C[f(q),p^0] \qquad (21.22)$$

وبالنسبة للمؤشرات النظرية في الخصائص، يتم أيضا تعريف دوال الإيرادات للسلع التي تتكون من حزم من الخصائص الممثَلة بواسطة الدالة الهيدونية:[٢٨]

$$P_K(p^0,p^1,q) \equiv C[u,p^1,p(z_1)]/C[u,p^0,p(z_0)] = C[f(q),p^1,p(z_1)]/C[f(q),p^0,p(z_0)] \qquad (21.23)$$

٢١-٤٤ ويعد المؤشر النظري للأسعار المعرَّف بالمعادلة (21.23) هو نسبة التكاليف المفترضة من الفترة ١ إلى الفترة صفر التي يتحملها المستهلكون لتحقيق منفعة معينة. وتقوم المعادلة (21.23) بإدراج آثار الإحلال: إذا كانت أسعار بعض الخصائص تزيد بصورة أكبر من الأخرى، عندئذ يمكن للمستهلكين الذي يهدفون إلى تعظيم المنفعة إلى الحد الأقصى تحويل مزيج مخرجاتهم من الخصائص تجاه تلك الخصائص. ويعد البسط في المعادلة (21.23) هو تكلفة المنفعة القصوى التي يمكن للمستهلك الحصول عليها إذا واجه أسعار المنتجات وأسعار الظل الهيدونية الضمنية للفترة ١، p^1 و $p(z^1)$، في حين يكون المقام في المعادلة (21.23) هو المنفعة القصوى التي يمكن للمستهلك الحصول عليها إذا واجه أسعار المنتجات والخصائص في الفترة صفر، p^0

[٢٨] وحذا Triplett (1987) و Diewert (2002d) حذو Pollak (1975)، فيبحث كل منهما في استخدام عملية إعداد ميزانية من مرحلتين، بمقتضاها يكون لذلك الجزء من المنفعة المعني بالبنود المعرَّفة على أنها خصائص مؤشر نظري معرَّف على أساس اختيار الخصائص على نحو يخفض التكلفة إلى الحد الأدنى، بشرط توافر مستوى مخرجات أمثل للسلع المركبة والهيدونية. وتتم تغذية هذه الكميات مرة أخرى في المرحلة الثانية من تعظيم الإيرادات الكلية.

و$p(z^0)$. ويُلاحَظ أن كافة المتغيرات في دوال البسط والمقام متماثلة تماما، باستثناء اختلاف متجهات أسعار المنتجات وأسعار الخصائص. وتعد هذه خاصية محدِدة لمؤشر أسعار ما. وعلى غرار المؤشرات الاقتصادية الواردة في الفصل ١٥، هناك بالطبع مجموعة كاملة من المؤشرات تعتمد على أي من مستويات المنفعة المرجعية يتم اختياره. ويتم النظر في بعض الصيغ الصريحة في الفقرات من ٢١–٤٨ إلى ٢١–٥٨، بما في ذلك مستوى مرجعي لفترة الأساس صفر ومستوى مرجعي للفترة الجارية ١ على نحو شبيه باشتقاق مؤشرات لاسبير وباش في الفصل السابع عشر، الفقرة ١٧–١٢. وقبل النظر في هذه المؤشرات الهيدونية في الفقرات من ٢١–٤٨ إلى ٢١–٥٨، نتناول أولا صيغتين أكثر بساطة: الانحدارات الهيدونية باستخدام متغيرات صورية للزمن، ومؤشرات الاحتساب الهيدونية. وتتسم هاتان الصيغتان بالبساطة وشيوع الاستخدام لعدم احتياجهما معلومات عن الكميات أو الأوزان الترجيحية. كما لا تحتاجان إلى بيانات متطابقة، ولذا يمكن استخدامهما عند إعادة معاينة كافة البيانات. غير أن تفسيرهما في ضوء النظرية الاقتصادية يكون محدودا بشكل أكبر لهذا السبب. ومع ذلك، وكما سيتبين في الملحق، فإن الصيغ المرجحة تكون ممكنة باستخدام مقدِّر المربعات الصغرى المرجحة.

ج–٣ الانحدارات الهيدونية والمتغيرات الصورية للزمن

٢١–٤٥ لنفرض أن هناك الخصائص k لمنتج ما وأن للطراز أو البند i من المنتَج في الفترة t متجه الخصائص $z_i^t \equiv [z_{i1}^t, \ldots, z_{iK}^t]$ بالنسبة إلى $i = 1, \ldots, I$ و$t = 1, \ldots, T$. وتتم الدلالة على سعر الطراز i في الفترة t *بواسطة* p_i^t. ويُوضح انحدار هيدوني لسعر الطراز i في الفترة t على مجموعة خصائصه z_i^t بواسطة ما يلي:

$$\ln p_i^t = \gamma_0 + \sum_{t=2}^{T} \gamma_t D_t + \sum_{k=1}^{K} \beta_k z_{ik}^t + \varepsilon_i^t \qquad (21.24)$$

بحيث تمثل D_t متغيرات صورية للفترات الزمنية، وتكون D_2 ١ في الفترة $t = 2$، وصفر بخلاف ذلك؛ وتكون D_3 ١ في الفترة $t = 3$، وصفر خلاف ذلك، وهكذا. وتعد المعاملات γt تقديرات للتغيرات السعرية المعدلة بالنوعية، بعد تحييد آثار التغير في النوعية (من خلال $\sum_{k=1}^{K} \gamma_k z_{tki}$) – ولكن راجع Goldberger (1968) و Teekens and Koerts (1972) للتعديل مقابل تحيز التقدير.

٢١–٤٦ ويستخدم المنهج الوارد آنفا المتغيرات الصورية للزمن لمقارنة الأسعار في الفترة ١ مع الأسعار في كل فترة لاحقة. وعند القيام بذلك، يتم تقييد المعالم γ لتكون ثابتة خلال الفترة $t = 1, \ldots, T$. ويعد هذا المنهج جيدا بأثر رجعي، ولكن في وقت الحدث يمكن تقدير المؤشر كصيغة ثابتة الأساس أو بنظام السلسلة. وسوف تقوم الصيغة *ثابتة الأساس* بتقدير المؤشر للفترتين ١ و٢، $I_{1,2}$، باستخدام المعادلة (21.24) بالنسبة إلى $t = 1, 2$؛ وسوف يَستخدِم المؤشر للفترة ٣، $I_{1,3}$، المعادلة (21.24) بالنسبة إلى $t = 1, 3$؛ ويَستخدِم

المؤشر للفترة ٤، $I_{1,4}$، المعادلة (21.24) بالنسبة إلى $t = 1, 4$ وهكذا. وفي كل حالة، يقوم المؤشر بتقييد المعلمات لتكون متماثلة في الفترة الجارية وفترة الأساس. وتَستخدم مقارنة ثنائية ثابتة الأساس، باستعمال المعادلة (21.24)، تقديرات المعلمات المقيدة عبر فترتي مقارنة الأسعار. وسوف تقوم صيغة *بنظام السلسلة* بتقدير $I_{1,4}$، على سبيل المثال، كحاصل ضرب سلسلة من الوصلات: $I_{1,4} = I_{1,2} \times I_{2,3} \times I_{3,4}$.[٢٩] ويتم الجمع بين كل مقارنة ثنائية متتالية أو وصلة من خلال عملية الضرب المتتالي. ويتم تقدير المؤشر لكل وصلة باستخدام المعادلة (21.24). ونظرا لأن الفترات الزمنية قيد المقارنة متقاربة، فمن الأرجح بشكل عام أن يعد تقييد المعلمات اللازم من قبل المؤشرات الهيدونية ذات المتغير الصوري للزمن بنظام السلسلة أقل صرامة من ذلك اللازم من قبل نظيراتها ثابتة الأساس.

٢١–٤٧ وليس هناك ترجيح صريح في هذه الصيغ، وهو ما يعتبر عيبا خطيرا. وفي الواقع العملي، يمكن استخدام معاينة حد الفصل (Cut-off sampling) لإدراج البنود الأكثر أهمية فقط. وإذا توافرت بيانات المبيعات، يتعين استخدام مقدِّر بطريقة المربعات الصغرى المرجحة (المرجحة بواسطة أنصبة المبيعات النسبية؛ راجع الملحق ٢١–١)، ومقدِّر Diewert (2005) بدلا من مقدِّر بطريقة المربعات الصغرى العادية (OLS).[٣٠] ويعد مقدِّر ما بطريقة المربعات الصغرى المرجحة معادلا لتكرار العينة بما يتناسب مع الأوزان الترجيحية وتطبيق مقدِّر بطريقة المربعات الصغرى العادية.

ج–٤ المؤشرات الهيدونية المقارنة بين فترة وأخرى

٢١–٤٨ وثمة منهج بديل للمقارنة بين أسعار الفترة صفر والفترة ١، وهو تقدير انحدار هيدوني للفترة ١، وإدراج قيم خصائص كل طراز موجود في الفترة صفر في انحدار الفترة ١ لأجل التنبؤ بسعر كل بند $\hat{p}_i^t\left(z_i^1\right)$. وسوف يؤدي هذا إلى تنبؤات بسعر البنود الموجودة في الفترة صفر، بأسعار ظل الفترة ١، $\hat{p}_i^t\left(z_i^1\right), i = 1,...,N$. ويمكن مقارنة هذه الأسعار (أو متوسطها) مع (متوسط) الأسعار الفعلية للطُرز $i = 1, \ldots, N$ في الفترة صفر. ويمكن أن تكون المتوسطات حسابية، كما في حالة مؤشر دوتو، أو هندسية، كما في حالة مؤشر جيفونز. ويتم تعريف الصيغة الحسابية كالتالي:

$$\frac{\sum_{i=1}^{N}(1/N)\hat{p}_i^1(z_i^0)}{\sum_{i=1}^{N}(1/N)p_i^0(z_i^0)} \qquad (21.25a)$$

---

[٢٩] يحتوي الفصل ١٥، القسم و على شرح مفصل للمؤشرات بنظام السلسلة.

[٣٠] قام كل من Ioannidis and Silver (1999) و Bode and van Dalén (2001) بمقارنة النتائج من هذه المقدِّرات المختلفة، ووجدوا فروقا ملموسة، ولكن ليس في كافة الحالات (راجع أيضا Silver and Heravi, 2002).

٢١–٤٩ وكبديل عن ذلك، يمكن إدراج خصائص الطُرز الموجودة في الفترة ١ في معادلة انحدار يتم قياسها للفترة صفر. ويمكن مقارنة الأسعار المتنبأ بها لبنود الفترة ١ التي يتم توليدها بأسعار ظل الفترة صفر (أو متوسطها) مع (متوسط) الأسعار الفعلية في الفترة t.

$$\frac{\sum_{i=1}^{N}(1/N)p_i^1(z_i^1)}{\sum_{i=1}^{N}(1/N)\hat{p}_i^0(z_i^1)}. \qquad 21.25b)$$

٢١–٥٠ وبالنسبة لمقارنة ثنائية ثابتة الأساس باستخدام الصيغة (21.25a) أو (21.25b)، يلزم تقدير المعادلة الهيدونية لفترة واحدة فقط. ويكون المقام في المعادلة (21.25a) هو متوسط السعر الملحوظ في الفترة صفر، والذي يتعين أن يكون مساويا لمتوسط السعر الذي سوف يتنبأ به انحدار هيدوني مستند إلى بيانات الفترة صفر باستخدام خصائص الفترة صفر. غير أن البسط يستلزم انحدارا هيدونيا مقدَّرا للتنبؤ بخصائص الفترة صفر بالأسعار الهيدونية للفترة ١. وعلى نحو مماثل، في المعادلة (21.25b) يلزم إجراء انحدار هيدوني للمقام فقط. ولأسباب مماثلة لتلك التي تم تفسيرها في الفصول الخامس عشر والسادس عشر والسابع عشر، يتعين أن يحظى متوسط متماثل لهذه المؤشرات ببعض الدعم المستند إلى النظرية الاقتصادية.

٢١–٥١ ويُلاحَظ أن كافة المؤشرات التي تم وصفها في الأقسام ج–١ وج–٢ تستخدم البيانات المتاحة في كل فترة. فعلى سبيل المثال، إذا كان هناك بند جديد في الفترة ٤، يتم إدراجه في مجموعة البيانات ويتم التعويض عن تأثير فروقه النوعية بواسطة الانحدار. وبالمثل، في حالة خروج بنود قديمة، تظل مدرَجة في المؤشرات في الفترات التي توجد فيها. ويعد هذا جزءا من إجراء التقدير الطبيعي، وذلك خلافا لاستخدام البيانات المتطابقة والتعديلات الهيدونية على البدائل غير المتشابهة عندما يتوقف إنتاج البنود.

٢١–٥٢ وعلى غرار منهج المتغير الصوري، ليست هناك حاجة للبيانات المتطابقة. كذلك لا يوجد ترجيح صريح في هذه الصيغ وهو ما يعد عيبا خطيرا. ولو كانت البيانات عن الكميات أو القيم متوافرة، فمن الواضح مباشرة أن مثل هذه الأوزان الترجيحية يمكن إسنادها لفرادى الأسعار $i=1,\ldots,N$ أو تقديراتها. وهو ما تتم دراسته في القسم التالي.

ج–٥ المؤشرات الهيدونية الممتازة والدقيقة

٢١–٥٣ في الفصل السابع عشر، تم تعريف حدي لاسبير وباش على أساس نظري، وذلك على غرار المؤشرات الممتازة التي تتعامل مع كلا الفترتين على نحو متماثل. وتضمنت هذه الصيغ الممتازة مؤشر فيشر، الذي تبين في الفصل السادس عشر أن له خصائص بديهية مستصوبة. بالإضافة إلى ذلك، ثمة تأييد من النظرية الاقتصادية لمؤشر فيشر كمتوسط متماثل لحدي لاسبير وباش، ووجد أنه المتوسط الأكثر ملاءمة للاثنين على أساس الاعتبارات البديهية. كما اتسم مؤشر تورنكفيست أيضا بخصائص بديهية مستصوبة، وبدا

الأفضل من وجهة النظر التصادفية، ولم يستلزم أيضا افتراضات قوية لاشتقاقه من المنهج الاقتصادي كمؤشر ممتاز. وقد تبين أن مؤشري لاسبير وباش مناظران (أو دقيقان) لدوال ليونتيف (Leontief) المجمِّعة الأساسية وبدون احتمالات إحلال، في حين أن المؤشرات الممتازة كانت دقيقة للأشكال الدالية المرنة، بما في ذلك الأشكال من الدرجة الثانية وأشكال التحول اللوغاريتمي وذلك بما يتعلق بمؤشري فيشر وتورنكفيست، على الترتيب. وإذا توافرت بيانات عن الأسعار والخصائص والكميات، عندئذ تبرز مناهج ونتائج مشابهة للمؤشرات الهيدونية؛ راجع Fixler and Zieschang (1992) وFeenstra (1995). وقام Feenstra (1995) بتعريف الحدود الدقيقة المفروضة على هذا المؤشر. وبالنظر إلى المؤشر النظري في المعادلة (21.23)، ولكن بتعريفه الآن فقط للبنود على أساس خصائصها، نجد أن الأسعار لا تزال تخص البنود، ولكنها معرَّفة بالكامل من خلال $p(z)$. وثمة تجميع حسابي لمعادلة هيدونية خطية يجد أنه بالإمكان التعبير عن الحد الأعلى للاسبير (*مع انخفاض* الكميات المعروضة بزيادة الأسعار النسبية) كما يلي:

$$\frac{\sum_{i=1}^{N} x_i^{t-1}\hat{p}_i^t}{\sum_{i=1}^{N} x_i^{t-1}p_i^{t-1}} = \sum_{i=1}^{N} s_i^{t-1}\left(\frac{\hat{p}_i^t}{p_i^{t-1}}\right) \geq \frac{C\left(u^{t-1}, p(z)^t\right)}{C\left(u^{t-1}p(z)^{t-1}\right)} \qquad (21.26a)$$

حيث يعد الجانب الأيمن من المعادلة هو نسبة تكلفة تحقيق مستوى منفعة ما في الفترة $t-1$، (u^{t-1})، حيث تكون المنفعة دالة لمتجه الكميات؛ أي أن $u^{t-1}=f(x^{t-1})$؛ ويتم تقييم المقارنة السعرية على أساس مستوى ثابت من كميات الفترة $t-1$ وتمثل s_i^{t-1} الأنصبة في مجموع قيمة الإنفاق على المنتَج i في الفترة $t-1$:

$$s_i^{t-1} = x_i^{t-1}p_i^{t-1} \Big/ \sum_{i=1}^{N} x_i^{t-1}p_i^{t-1}$$

٢١–٥٤ ويعد الفرق بين صيغة لاسبير والجانب الأيسر من المعادلة (21.26a) هو أن السعر في بسط الجانب الأيسر من المعادلة (21.26a) سعر متنبأ به:

$$\hat{p}_i^t \equiv \hat{p}_i^t\left(z_i^{t-1}\right) = \sum_{k=0}^{K} \beta_k^t z_{ik}^{t-1} \qquad (21.26b)$$

أو، في حالة استخدم البديل غير المشابه، عندئذ يصبح السعر المتنبأ به معدلا مقابل الفرق في النوعية بين البنود القديمة والجديدة. أي أن السعر المتنبأ به

$$\hat{p}_i^t \equiv p_i^t - \sum_{i=1}^{N} \beta_k^t (z_{ik}^t - z_{ik}^{t-1}) \qquad (21.26c)$$

هو السعر في الفترة t مُعدَل بمجموع التغيرات في كل خاصية من خصائص النوعية والمرجحة بمعاملاتها المشتقة من انحدار هيدوني خطي. ويُلاحَظ أن الجمع يشتمل على i ذاتها في كلا الفترتين نظرا لإدراج البدائل عندما يكون بند ما ناقصا، وتعدل (21.26c) الأسعار في الفترة t مقابل الفروق في النوعية من خلال

$$\sum_{i=1}^{N} \beta_k^t (z_{ik}^t - z_{ik}^{t-1})$$

.

٢١–٥٥ ويتم تقدير حد أدنى لمؤشر باش كالتالي:

$$\frac{\sum_{i=1}^{N} x_i^t p_i^t}{\sum_{i=1}^{N} x_i^t \hat{p}_i^{t-1}} = \left[\sum_{i=1}^{N} s_i^t \left(\frac{\hat{p}_i^{t-1}}{p_i^t}\right)\right]^{-1} \leq \frac{C(u^t, p(z)^t)}{C(u^t, p(z)^{t-1})} \qquad (21.27a)$$

و $s_i^t = x_i^t p_i^t \Big/ \sum_{i=1}^{N} x_i^t p_i^t$ حيث تكون

$$\hat{p}_i^{t-1} \equiv \sum_{k=0}^{k} \beta_k^{t-1} z_{ik}^t \qquad (21.27b)$$

$$\hat{p}_i^{t-1} \equiv p_i^{t-1} + \sum_{k=0}^{N} \beta_k^{t-1} (z_{ik}^t - z_{ik}^{t-1}) \qquad (21.27c)$$

تعديلا مقابل الاحتساب والتبديل، على الترتيب. والأخيرة تمثل الأسعار في الفترات $t-1$ معدلة بمجموع التغييرات في كل خاصية من خصائص النوعية المرجحة بمعاملاتها المقابلة المشتقة من انحدار هيدوني خطي.

وترتيبا على المتباينات في (17.5)، حيث يشكل مؤشرا لاسبير P_L وباش P_P حدودا (17.8) على مؤشراتهما النظرية الاقتصادية P_K "الحقيقية":

$$P_L \leq P_K \leq P_P \; or \; P_P \leq P_K \leq P_L. \qquad (21.28)$$

وبالتالي فإن المؤشر المناسب هو متوسط فيشر الهندسي لمؤشري لاسبير P_L وباش P_P، واللذان يشتملان على تعديلات هيدونية مقابل فروق النوعية.

٢١–٥٦ وبالتالي، فإن المنهج المستند إلى استخدام مؤشرات هيدونية ممتازة ودقيقة يطبق أولا المعامِلات من الانحدارات الهيدونية على التغييرات في الخصائص لتعديل الأسعار الملحوظة مقابل التغييرات في النوعية. ثانيا، يتضمن نظاما للترجيح باستخدام بيانات عن الكميات المبيعة من كل طراز وخصائصها، وذلك بدلا من التعامل مع كل طراز على أنه يتسم بنفس القدر من الأهمية. وأخيرا، فهو مناظر على نحو مباشر للصياغة المعرَّفة على أساس النظرية الاقتصادية.

٢١–٥٧ وسوف توفر الانحدارات الهيدونية نصف اللوغاريتمية مجموعة من المعاملات β المناسبة للاستخدام مع الحدود الهندسية لفترة الأساس والفترة الجارية:

$$\prod_{i=1}^{N}\left(\frac{p_i^t}{\hat{p}_i^{t-1}}\right)^{s_i^t} \le \frac{C\left(u^t, p(z)^t\right)}{C\left(u^t, p(z)^{t-1}\right)} \le \prod_{i=1}^{N}\left(\frac{\hat{p}_i^t}{p_i^{t-1}}\right)^{s_i^{t-1}} \qquad (21.29a)$$

$$\hat{p}_i^{t-1} \equiv \exp\left[\sum_{k=0}^{k}\beta_k^{t-1} z_k^t\right]$$

$$\hat{p}_i^t \equiv \exp\left[\sum_{k=0}^{k}\beta_k^t z_k^{t-1}\right] \qquad (21.29b)$$

$$\hat{p}_i^{t-1} \equiv p_i^{t-1}\exp[\sum_{i=1}^{N}\beta_k^{t-1}(z_{ik}^t - z_{ik}^{t-1})]$$

$$\hat{p}_i^t \equiv p_i^t \exp[-\sum_{i=1}^{N}\beta_k^t(z_{ik}^t - z_{ik}^{t-1})] \qquad (21.29c)$$

٢١–٥٨ وفي المتباينة (21.29a)، يتم إظهار أن الحدين على المؤشرات النظرية قد تم الجمع بينهما. ويعد حساب هذه المؤشرات أمرا سهلا نسبيا للبيانات المتطابقة، ولكن لا يعد ذلك أمرا هينا بالنسبة للبيانات غير المتطابقة. وكمثال على تطبيقها على المقارنات غير المتطابقة عبر الزمن، راجع Silver and Heravi (2002; 2003) والفصل السابع، الفقرات من ٧–١٣٢ إلى ٧–١٥٢، وراجع Kokoski, Zieschang (1999) Moulton and بالنسبة للمقارنات السعرية المتطابقة عبر أقاليم بلد ما.

٢١–٥٩ ويمكن أيضا تعريف المؤشرات الهيدونية الدقيقة باستخدام الإطار النظري الموضح بإيجاز في دراسة Diewert (2003a).[٣١] تذكر المعادلة الهيدونية الأساسية، (21.19)، وافترض أن السعر P_k^t هو متوسط سعر كافة الطُرز من النوع k المبيعة في الفترة t وأن q_k^t يمثل عدد الوحدات المبيعة من الطراز k في الفترة t. ويُذكر أن عدد الطُرز في السوق خلال الفترة t هو K^t، وأن هناك الطُرز k في السوق عبر كافة الفترات T في فترة المعاينة قيد النظر. وإذا لم يتم بيع طراز معين k قط خلال الفترة t، عندئذ سوف يتم افتراض أن كلا من P_k^t و q_k^t يساوي صفرا، فإن *مجموع قيمة مشتريات المستهلكين خلال الفترة* t يساوي:

$$\sum_{k=1}^{K} P_k^t q_k^t = \sum_{k=1}^{K} r_t f(z_k) q_k^t \qquad \text{for} \qquad t = 1,\ldots,T \qquad (21.30)$$

٢١–٦٠ وقد قامت الدالة الهيدونية للمنفعة الفرعية f بكل العمل الصعب في النموذج بتحويل المنفعة التي ينتجها الطراز k في الفترة t إلى منفعة "معيارية" $f(z_k)$ قابلة للمقارنة بشكل أساسي عبر الطُرز. وبالنسبة

[٣١] تختلف الافتراضات الى درجة كبيرة عن تلك المطروحة من قبل Fixler and Zieschang (1992)، واللذان انتهجا أسلوبا آخر لإنشاء المؤشرات الهيدونية الدقيقة.

لكل نوع من الطُرز k، من الضروري فقط الضرب في مجموع عدد الوحدات المبيعة في الفترة t، q_k^t ، لأجل الحصول على *مجموع كمية المنتج الهيدوني في السوق خلال الفترة t*، Q_t مثلا. وهذا ينتج عنه:[٣٢]

$$Q_t \equiv \sum_{k=1}^{K} f(z_k) q_k^t \qquad \text{for} \qquad t = 1,...,T \tag{21.31}$$

٢١–٦١ ويعد إجمالي السعر للمنتج الهيدوني المقابل إلى Q_t هو r_t . ومن ثم، في النموذج المبَّسط جدا الموضح في القسم ب–٦، فإن *إجمالي السعر والكمية الدقيقين في الفترة t* للمنتج الهيدوني هما r_t و Q_t المعرفان بالمعادلة (21.31)، واللذان يمكن حسابهما بسهولة شريطة تقدير المعلمات في الانحدار الهيدوني وشريطة توافر بيانات عن الكميات المبيعة في كل فترة q_k^t.[٣٣] وبمجرد تحديد r_t وQ_t بالنسبة إلى $t = 1, \ldots, T$ ، عندئذ يمكن جمع تقديرات إجمالي السعر والكمية للمنتَج الهيدوني مع إجمالي أسعار وكميات المنتجات غير الهيدونية باستخدام نظرية الرقم القياسي المعتادة. وعليه، يمكن تعريف أي من صيغ الرقم القياسي محل الدراسة في الفصل السابع عشر، بما في ذلك صيغ لاسبير وباش وفيشر، استنادا إلى استخدام معلومات الكميات.

٢١–٦٢ ويوضح ما تقدم كيف يمكن إنشاء صيغ الرقم القياسي للأسعار المعدلة بالنوعية والمرجحة، باستخدام بيانات عن الأسعار، وكميات وخصائص بند ما. ولا تتطلب الطريقة التي تستخدم المتغيرات الصورية للزمن، والموصوفة في القسم ج–٣، بيانات متطابقة. ويناقش الملحق ٢١–١ نظاما للترجيح. وقد تم آنفا توضيح استخدام المؤشرات الممتازة المرجحة للبيانات المتطابقة. ويمكن أيضا تطبيق المؤشرات الممتازة المرجحة على البيانات غير المتطابقة، وذلك باستخدام طريقة موضحة في الفصل السابع وفي دراسات Silver and Heravi (2001a; 2001b; 2003). ولكن ماذا عن الأرقام القياسية غير المرجحة، والتي كانت محل اهتمام القسم التمهيدي من هذا الفصل؟ فما هو وجه التطابق بين المؤشر الهيدوني غير المرجح الذي يستخدم المتغير الصوري للزمن (الموضح بإيجاز في القسم ج–٣)، والذي يستخدم كافة البيانات، مع صيغ الرقم القياسي غير المرجحة وغير المتطابقة؟ يعد هذا سؤالا مهما في مجالات المنتجات حيث تكون سرعة تبدل البنود مرتفعة. وقد تم آنفا اقتراح استخدام طريقة المتغير الصوري للزمن بدلا من طريقة البيانات المتطابقة. فما وجه

---

[٣٢] يعد هذا مناظرا لمؤشر الكميات المعرَّف من Muellbauer (1974, p. 988) في أحد نماذجه الهيدونية؛ راجع معادلته (٣٠). وبالطبع، يمكن تبرير التعامل مع r_t كسعر لإجمالي كمية السلعة الهيدونية المعرَّف بالمعادلة (21.31) باللجوء إلى نظرية هيكس للتجميع (Hicks, 1946, pp. 312-313)، نظرا لأن كافة أسعار الطرز $p_k^t = r_t f(z_t)$ لها معامل النسبية المشترك r_t.

[٣٣] إذا توافرت بيانات بالنسبة إلى q_k^t ، عندئذ يكون من الأفضل إجراء انحدارات مرجحة بالمبيعات، كما تتم مناقشته في الملحق ٢١–١. وإذا لم تتوافر بيانات كاملة من السوق عن مبيعات فرادى الطُرز ولكن توافرت بيانات عن مجموع المبيعات في كل فترة، عندئذ يمكن إجراء نموذج الانحدار الهيدوني باستخدام عينة من أسعار الطُرز، ويمكن قسمة مبيعات الفترة t على معلمتنا المقدَّرة r_t لأجل الحصول على مقدِّر بالنسبة إلى Q_t.

الاختلاف بينهما بالنسبة للمؤشرات غير المرجحة؟ يعالج ملحق هذا الفصل مسألة استخدام الأوزان الترجيحية وأثر ذلك.

ج-٦ الفرق بين المنهج الذي يقارن بين فترة وأخرى ومنهج المتغير الصوري للزمن

٢١-٦٣ تتم الإشارة إلى أن طريقة المتغير الصوري الموضحة في القسم ج-٣ والمؤشرات الهيدونية بين فترة وأخرى، الموضحة في القسمين ج-٤ وج-٥ — والتي يشار إليها أيضا على أنها "مؤشرات الاحتساب الهيدونية" في دراسة Silver and Heravi (2006b)— وعلى أنها "الأرقام القياسية لأسعار الخصائص" في دراسة Triplett (2004) — لا تعمل فحسب على تصحيح التغيرات السعرية للتغيرات في نوعية البنود المشتراة، ولكنها تسمح للمؤشرات بإدراج الطرز المتطابقة وغير المتطابقة. وتوفر وسيلة يمكن بواسطتها قياس التغيرات السعرية في أسواق المنتجات حيث تزيد سرعة تبدل الطرز المختلفة. إلا أنها قد تؤدي إلى نتائج مختلفة جدا. ويقدم Silver and Heravi (2006b) شرحا منهجيا للعوامل التي تنطوي عليها مثل هذه الفروق والدلالات الضمنية بالنسبة لاختيار الطريقة. وقد تم إجراء ذلك لمؤشر تورنكفيست، ولكن يمكن أن يمتد التحليل بسهولة ليشمل الصيغ الأخرى. وقد وجدا أن الفروق بين المنهجين قد تنشأ عن كل من عدم استقرار المعلمات خلال الفترتين قيد المقارنة والتغيرات عبر الفترتين قيد المقارنة في خصائص الطرز المبيعة، وقد تزداد تلك الفروق عندما تحدث كل من هذه التغيرات معا. كذلك أوضحا أن أوجه تشابه بين المنهجين قد نتجت في حالة ما إذا كان الفرق ضئيلا في تغير كلا المكونين.

٢١-٦٤ وقد أوضح ما تقدم في القسم ج كيف يمكن إنشاء صيغ الرقم القياسي المرجحة باستخدام بيانات عن الأسعار والكميات والخصائص لبند ما عندما لا تكون البيانات متطابقة. ولكن لأغراض تحليلية، من المفيد تحليل التغيرات السعرية إلى تلك الراجعة لتغيرات أسعار البنود المتطابقة، وتلك الراجعة لإدراج طرز جديدة غير متطابقة، وتلك الراجعة إلى استبعاد الطرز القديمة غير المتطابقة. ويعد التحليل مفيدا لتحديد التحيز في استخدام الطُرز المتطابقة فقط.

ج-٧ تحليل التغيرات السعرية إلى مكونات متطابقة وغير متطابقة

٢١-٦٥ يرى Triplett (2004) ويوضح Diewert (2003) منهجيا أن مؤشر جيفونز ذي المتوسط الهندسي غير المرجح بالنسبة للبيانات المتطابقة يعطي نفس نتيجة مؤشر هيدوني لوغاريتمي يتم إعداده بنفس البيانات. ولا يوجد سبب لتقدير المؤشرات الهيدونية باستخدام البيانات *المتطابقة*. ويمكن إظهار مؤشر مشتق من انحدار هيدوني ذي متغير صوري مثل المعادلة (21.29)، ولكن من الشكل اللوغاريتمي المزدوج (log-log)، بالنسبة للطُرز المتطابقة، (راجع Aizcorbe, Corrado and Doms (2001) وSilver and Heravi, 2005b) على أنه يساوي:

$$\ln p_t/p_{t-1} = \sum_{m\in M_t} (\ln p_{mt} - Z_m)/M_t \; - \sum_{m\in M_{t-1}} (\ln p_{mt-1} - Z_m)/M_{t-1}, \qquad (21.32)$$

حيث تمثل m العينة المتطابقة وتمثلZ_t وZ_{t-1} من حيث المبدأ التعديلات النوعية المقاسة باستخدام المتغيرات الصورية للزمن في المعادلة (21.24)، أي $\sum_{k=1}^{K}\gamma_k z_{tk}$. وببساطة، تمثل المعادلة (21.32) الفرق بين المتوسطين الهندسيين للأسعار المعدلة بالنوعية. ويعد فراغ العينة $m = M_t = M_{t-1}$ هو نفس الطراز في كل فترة. والآن ننظر في حالة إدراج طراز جديد n تم إدراجه في الفترة t بدون نظير له في $t-1$ وانتهاء طراز قديم 0 بحيث لا يكون له نظير في الفترة t. وعليه، في الفترة t، فإن فراغ العينة M_t يتكون من البنود المتطابقة m في الفترة t، والبنود الجديدة n، وفي الفترة $t-1$ ، فإن M_{t-1} يتكون من البنود المتطابقة في الفترة $t-1$ m والبنود القديمة. وقد أظهر Silver and Heravi (2005b) المقارنة الهيدونية ذات المتغير الصوري الآن على أنها:

$$\begin{aligned}\ln p_t/p_{t-1} &= [m/(m+n)\sum_m (\ln p_{mt} - Z_m)/m \; + \; n/(m+n)\sum_n (\ln p_{nt} - Z_n)/n] \\ &- \; [m/(m+o)\sum_m (\ln p_{mt-1} - Z_m)/m + o/(m+o)\sum_o (\ln p_{ot-1} - Z_o)/o] \\ &= [m/(m+n)\sum_m (\ln p_{mt} - Z_m)/m \; - \; m/(m+o)\sum_m (\ln p_{mt-1} - Z_m)/m] \\ &+ \; [n/(m+n)\sum_n (\ln p_{nt} - Z_n)/n \; - o/(m+o)\sum_o (\ln p_{ot-1} - Z_o)/o]. \qquad (21.33)\end{aligned}$$

٢١–٦٦ وبالنظر في الصيغة الأخيرة من المعادلة (21.33)، يُلاحَظ أولا أن هناك التغير في المشاهدات المتطابقة m. ويعد هذا هو التغير في متوسط أسعار الطُرز المتطابقة m في الفترة t و$t-1$ المعدل بالنوعية. ويُلاحَظ أن الوزن الترجيحي في الفترة t لهذا المكون المتطابق هو نسبة المشاهدات المتطابقة إلى كافة المشاهدات في الفترة t. وعلى نحو مماثل، بالنسبة للفترة $t-1$ ، يتوقف الوزن الترجيحي المتطابق على عدد المشاهدات غير المتطابقة القديمة (o) في العينة. وفي السطر الأخير من المعادلة (21.33) فإن التغير يكون بين متوسط الأسعار الجديدة (المعدلة بالنوعية) غير المتطابقة والقديمة غير المتطابقة في الفترتين t و$t-1$. وبالتالي، يمكن ملاحظة أن الطرق المتطابقة تتجاهل السطر الأخير في (21.33) وبالتالي تختلف عن منهج المتغير الصوري الهيدوني. ويمكن من المعادلة (21.33) ملاحظة أن منهج المتغير الصوري الهيدوني، في إدراجه للملاحظات القديمة والجديدة غير المتطابقة، قد يختلف عن المتوسط الهندسي لتغيرات أسعار البنود المتطابقة. ويتوقف حجم أي فرق، في هذه الصياغة غير المرجحة، على نسب البنود القديمة والجديدة التي تخرج من العينة وتدخلها وعلى التغيرات السعرية للبنود القديمة والجديدة نسبة إلى تلك الخاصة بالبنود المتطابقة. وإذا كان سوق المنتجات من الأسواق التي تتسم فيها الأسعار المعدلة بالنوعية القديمة بأنها منخفضة بشكل غير عادي في حين تكون فيها الأسعار المعدلة بالنوعية الجديدة مرتفعة على نحو غير عادي، عندئذ

فإن المؤشر المكون من البنود المتطابقة فقط لن يقدِّر التغيرات السعرية حق قدرها (راجع Silver and Heravi (2005b) و Berndt, Ling and Kyle (2003) للاطلاع على أمثلة). ويؤدي اختلاف سلوك السوق إلى اختلاف أشكال التحيز. وتختص المعادلة أعلاه بالتغيرات السعرية غير المرجحة، ولكن تمتد المبادئ لتشمل نتائج مشابهة للتغيرات السعرية المرجحة، وبالتبعية، الأرقام القياسية المرجحة. وكما هو موضح في دراسة Silver and Heravi (2005b)، وكما هو مشار إليه في ملحق هذا الفصل، وفي دراسة Diewert (2005)، تتطابق أنظمة ترجيح مختلفة في انحدار هيدوني ذي مربعات صغرى مرجحة مع صيغ مختلفة للرقم القياسي.

د- السلع والخدمات الجديدة

٢١-٦٧ يلقي هذا القسم بإيجاز الضوء على القضايا النظرية المرتبطة بإدراج السلع الجديدة في المؤشر. وقد تم توضيح القضايا العملية في الفصل الثامن، في الفقرات من ٨-٤٣ إلى ٨-٦٠. وسوف يتم هنا استخدام مصطلح "السلع الجديدة" للإشارة إلى تلك التي تؤدي إلى تغيير كبير وجوهري فيما يتم تقديمه، وذلك خلافا للمزيد من المجموعة المتاحة حاليا من تدفقات الخدمات، من قبيل طراز سيارة جديد ذي محرك سعته اللترية أكبر. وفي هذا المثال الأخير، هناك استمرار لتدفق خدمة وإنتاج ما، وربما يمكن ربط ذلك بتدفق الخدمة وتكنولوجيا إنتاج الطراز الموجود. ويتمثل الشاغل العملي فيما يتعلق بتعريف السلع الجديدة مقابل تغيرات النوعية في أن الأولى لا يمكن ربطها بسهولة بالبنود الموجودة على أنها استمرار لقاعدة موارد وتدفقات خدمية موجودة، بسبب "حداثتها". وثمة تعريفات بديلة؛ ويوجه Oi (1997) مشكلة تعريف السلع "الجديدة" إلى تلك الخاصة بتعريف احتكار ما. فعندما لا يوجد بديل مقارب، تعتبر السلعة جديدة. فقد يستطيع أحد الموردين المحتكرين توريد بند ما ذي توليفات جديدة من الخصائص z الهيدونية ناتج عن تكنولوجيا جديدة وأن يتمتع بقوة احتكارية في ذلك، ولكن في الواقع العملي يمكن ربط السلعة الجديدة عبر مجموعة الخصائص الهيدونية بالسلع الموجودة. وفي ضوء هذا المفهوم العملي، لا تعتبر هذه السلع "جديدة" لأغراض هذا الدليل.

٢١-٦٨ وتعد المصطلحات المستخدمة هنا هي تلك التي يستخدمها Merkel (2000) لقياس مؤشرات أسعار المنتجين، ولكنها مستخدمة في سياق مؤشرات أسعار المستهلكين. والهدف هو التمييز بين السلع *"المطوَّرة* Evolutionary" و" *المبتكرة* Revolutionary ". وتعتبر السلع " *المطوَّرة*" هي طرز بديلة أو مكملة تستمر في تقديم تدفق خدمة مماثل، ولكن ربما بأساليب جديدة تماما أو بدرجات مختلفة. وعلى النقيض، تعد السلع المبتكرة سلعا مختلفة جوهريا عن السلع التي كانت متوفرة سابقا. ويتم إنتاجها بشكل عام من خلال خطوط إنتاج جديدة تماما أو باستخدام مدخلات إنتاج أو عمليات جديدة بشكل كبير مقارنة بتلك التي استخدمت في إنتاج السلع التي كانت موجودة سابقا. وهذه الفروق تجعل من المستحيل تقريبا، سواء من الناحية النظرية أو العملية، إجراء تعديل في السعر مقابل التغير في النوعية بين سلعة مبتكرة وأي سلعة كانت متوفرة سابقا.

٢١–٦٩ ويعد الشاغل الرئيسي المتعلق بإدراج السلع الجديدة في مؤشر أسعار المستهلكين هو البت في الحاجة إلى إدراجها وتوقيته. فقد يؤدي انتظار إنشاء سلعة جديدة أو انتظار تغيير أساس المؤشر قبل إدراج المنتجات الجديدة إلى أخطاء في قياس التغيرات السعرية إذا ما تم إغفال التحركات السعرية غير العادية في مراحل مهمة من عمر المنتَج. وثمة مناهج عملية لإقرار السلع المطوَّرة والمبتكرة مبكرا. وتلك المناهج موضحة بإيجاز في الفصل الثامن القسم د–٣. وبالنسبة للسلع المطوَّرة، تتضمن هذه الاستراتيجيات تغيير أساس المؤشر، وإعادة معاينة البنود وإدراج سلع جديدة *كعمليات إحلال موجهة* للعينات؛ راجع دراسة Merkel (2000). كذلك تعد ذات فائدة تلك التعديلات مقابل التغير في النوعية والمؤشرات الهيدونية الموضحة في الفصل السابع، في القسم هـ–٤، والقسم ج المذكور آنفا، والتي تعمل على تيسير إدراج تلك السلع المطوَّرة، نظرا لأنها تتسم بمجموعة خصائص مشابهة للسلع الموجودة، ولكنها تقدم كميات مختلفة من هذه الخصائص. ويمكن أن يكون الإطار قصير الأجل أو بنظام السلسلة المعدل والموضح في الفصل السابع الأقسام ح–ز أكثر ملاءمة لمجالات المنتجات ذات المعدل المرتفع لتبدل البنود. ويمكن لهذه المناهج أن تدرج التغير السعري للسلع الجديدة في المؤشر بمجرد توافر الأسعار لفترتين متتاليتين، وإن ظلت هناك قضايا مرتبطة بالترجيح السليم لمثل هذه التغييرات.

٢١–٧٠ غير أنه بالنسبة للسلع المبتكرة، قد لا يكون الإحلال أمرا ملائما. أولا، قد لا يمكن تعريف السلع المبتكرة في إطار نظم التصنيف القائمة. ثانيا، قد يتم بيعها أساسا من قبل منفذ بيع جديد، الأمر الذي سوف يستلزم مد العينة لتغطي مثل هذه المنافذ. وثالثا، لن يكون هناك بنود سابقة لمطابقتها معها ولإجراء تعديل في الأسعار مقابل التغير في النوعية، نظرا لأنها بحكم التعريف مختلفة تماما عن السلع التي كانت متوفرة سابقا. وأخيرا، ليس هناك وزن ترجيحي نعطيه للمنفذ أو البند الجديد. وتعد *زيادة حجم العينة* مناسبة في حالة السلع المبتكرة، وذلك خلافا لعمليات إحلال العينة في حالة السلع المطوَّرة. ومن الضروري إدخال السلع الجديدة في العينة إلى جانب السلع الموجودة فيها. وقد يستلزم ذلك توسيع التصنيف، وعينة المنافذ، وقائمة البنود داخل المنافذ الجديدة أو القائمة (Merkel, 2000).

٢١–٧١ وتتمثل قضية القياس الثانية المتعلقة بالمنتجات الجديدة في إدراج تأثير الرفاهة لتلك المنتجات لدى إدراجها. وقد تناولت المناقشة السابقة إدراج التغيرات السعرية في المؤشر بمجرد توافر سعرين متتاليين. غير أن هناك فائدة للمستهلك من مقارنة السعر في أولى هاتين الفترتين مع السعر في الفترة التي سبقت إدراجه *إن وجد*. وفي سياق مؤشر أسعار المستهلكين، فإن سعر ظل الفترة ١ المناسب للسلعة الجديدة هو ذلك السعر الذي يستحث مستهلك السلعة الجديدة إلى استهلاك كميات صفرية في الفترة السابقة، وهو سعر افتراضي. وإذا كان مرتفعا نسبيا في الفترة السابقة على إدراج السلعة، ولكن السعر الفعلي في فترة إدراج السلعة أقل كثيرا، عندئذ من الواضح أن إدراج السلعة الجديدة يعد ذا فائدة للمستهلك. ويعد إغفال هذه الفائدة، والتغير من السعر الافتراضي (Virtual price) إلى السعر الفعلي خلال فترة إدراجه، بمثابة تجاهل جانب من التحركات السعرية التي تؤدي إلى تغيرات في الإنفاق.

٢١–٧٢ ولا تشمل إجراءات زيادة حجم العينة تقدير الآثار على السعر بين الفترة السابقة على إدراج سلعة جديدة وفترة إدراجها. وتوجد في النظريات والدراسات التجريبية الاقتصادية الأدوات المستخدمة في تقدير مثل هذه الآثار؛ راجع دراستي Hicks (1940) و(Diewert (1980, pp. 498-503. ويتضمن هذا تحديد سعر افتراضي في الفترة قبل إدراجه. وهذا السعر هو الذي يتحدد فيه العرض بصفر. وتتم مقارنة السعر الافتراضي مع السعر الفعلي في فترة إدراج السلعة، ويُستخدم ذلك في تقدير مكاسب الرفاهة من إدراج السلعة. ويقدم Hausman (1997) بعض التقديرات لرفاهة المستهلكين من إدراج صنف جديد من حبوب الإفطار، وهو "Apple-Cinnamon Cheerios". ويخلص إلى ما يلي:

> "يعد المنهج الاقتصادي السليم لتقييم السلع الجديدة معروفا منذ ما يربو على خمسين عاما، منذ مساهمة هيكس (Hicks) الرائدة. ولكن لم تقم الوكالات الإحصائية الحكومية بتطبيقه، الأمر الذي ربما يرجع إلى ما ينطوي عليه من تعقيدات ومتطلبات البيانات. وتعد البيانات متوافرة الآن. ويبدو أن تأثير السلع الجديدة على رفاهة المستهلكين كبيرا وفق تقديرات الطلب في هذه الدراسة، ويكون مؤشر أسعار المستهلكين لحبوب الإفطار مرتفعا بشكل مبالغ فيه بنحو ٢٥% لأنه لا يأخذ في الاعتبار الأصناف الجديدة من حبوب الإفطار. ويعد تقدير بهذا الحجم الكبير جديرا بأن يكون باعثا على القلق."

٢١–٧٣ ويشاركه Shapiro and Wilcox (1997; 144) نفس الشواغل:

"... البند الجديد النادر الذي يقدم خدمات مختلفة بشكل جذري عن أي شيء كان متوفرا سابقا. وعلى سبيل المثال، حتى الجيل الأقدم من أجهزة الحاسوب الشخصي سمح للمستهلكين بأداء مهام كانت سابقا مكلفة لدرجة حالت دون القيام بها. ويمكن حل هذه المشكلة فقط بتقدير الفائض للمستهلكين الذي يتحقق بفعل إدراج بند جديد. ويرى Hausman (1997) أن ذلك يجب أن يتضمن إعداد نماذج صريحة للطلب على كل بند جديد. ... وعلى الرغم من أن النماذج الصريحة للطلب قد تكون مشكوك فيها من ناحية التطبيق العملي للاستخدام على نحو واسع في مؤشر أسعار المستهلكين، قد يكون التطبيق الاستراتيجي في حالات مختارة قليلة مستحقا للعناء."

٢١–٧٤ وتعد الخبرة اللازمة لمثل هذه التقديرات كبيرة، وحتى عند تطبيقها، فلا تعد خالية من الخلاف حولها؛ راجع دراسة Bresnahan (1997) بشأن هذه النقطة الأخيرة. ويعرض Balk (2000b) بإيجاز منهجا بديلا لمؤشر أسعار المستهلكين، في حين يقدم Haan (2001) التقديرات التجريبية، ويتضمن الفصل الثامن والملحق ٨–٢ التفاصيل. وعلى الرغم من أن هذا المنهج يعد أكثر بساطة من ذلك الذي اتبعه Hausman

(1997)، إلا أن كلاهما يستلزم خبرات كبيرة في مجالي الإحصاء والاقتصاد القياسي. ولا يعد إدراج هذه الآثار بشكل روتيني أمرا قيد النظر حاليا، حتى من قِبل المكاتب الإحصائية ذات الأنظمة المتطورة.[٣٤]

الملحق ٢١-١: بعض قضايا الاقتصاد القياسي

٢١-٧٥ ينظر الفصل السابع إلى تقديرات الانحدار الهيدوني على أن لها استخداما محتملا للتعديل في الأسعار مقابل التغير في النوعية. وينشأ عدد من القضايا من وصف وتقدير الانحدارات الهيدونية، واستخدام الإحصاءات التشخيصية، والطرائق المتبعة عندما يُلاحَظ إخفاق الافتراضات المعيارية لطريقة المربعات الصغرى العادية. وتعد العديد من هذه القضايا قضايا اقتصاد قياسي معيارية وليست موضوع هذا *الدليل*. وهذا لا يعني القول بأن تلك القضايا غير مهمة. فسوف يستلزم استخدام الانحدارات الهيدونية بعض الخبرة في مجالي الاقتصاد القياسي والإحصاء، ولكن المراجع المناسبة لذلك متوفرة بشكل عام. راجع دراسة Berndt (1991) – خاصة الفصل الذي يناقش الانحدارات الهيدونية – ودراستي Maddala (1988) و Kennedy (2003)، من بين دراسات أخرى. وتتضمن برامج الحاسوب الحديثة في مجالي الإحصاء والاقتصاد القياسي اختبارات تشخيصية وافية لاختبار متى تخفق افتراضات طريقة المربعات الصغرى العادية. غير أنه تظل هناك بعض قضايا محددة تستحق الاهتمام، على الرغم من أنه يجب التأكيد على أن هذه النقاط إضافية ويتعين ألا تقلل من قضايا الاقتصاد القياسي المعيارية المهمة الموجودة في مراجع الاقتصاد القياسي.

التعريف والمقدِّرات الملائمة

٢١-٧٦ أوضح Wooldridge (1996, pp.400–01) على أساس اعتبارات الاقتصاد القياسي المعيارية أن تقدير دوال العرض والطلب بواسطة طريقة المربعات الصغرى العادية يشوبه التحيز *وينتقل هذا التحيز إلى تقدير الدالة الهيدونية*. ومن المفيد أولا النظر في قضايا التقدير في دوال العرض والطلب. ونادرا ما يتم تقدير دوال الطلب والعرض في الواقع العملي. ويعد المنهج الأكثر شيوعا هو تقدير دوال سعر *البيع* (Offer functions)، بحيث يتوقف السعر الحدي الذي تقدمه الشركة على سمات مختارة (خصائص المنتجات) وخصائص الشركة، وتقدير دوال سعر *الشراء* (*bid*) أو القيمة، بحيث تتوقف الأسعار الحدية التي يدفعها المستهلك على السمات المختارة وخصائص المستهلكين.[٣٥] وكما ذكر آنفا، فإن الأسعار والكميات الملحوظة هي نتيجة التفاعل بين معادلات الطلب والعرض الهيكلي وتوزيعات تكنولوجيات المنتجين وأذواق المستهلكين؛ ولا يمكنها الكشف عن معلمات دوال أسعار البيع والقيم هذه. وقد اقترح Rosen (1974, pp.50–51) إجراء

---

[٣٤] وحتى إذا تم تقدير الأسعار الافتراضية، ستظل هناك مشكلات مرتبطة بإدراج السلع الجديدة في المؤشرات مثل مؤشر لاسبير نظرا لغياب الأوزان الترجيحية في فترة الأساس.

[٣٥] هذه تكون مكافئة لدوال الطلب (العرض) العكسية، بحيث تتوقف الأسعار على الكميات المطلوبة (أو المعروضة) وفرادى خصائص المستهلكين (أو المنتجين).

لتحديد هذه المعلمات. ونظرا لأن هذه التقديرات متوقفة على الأذواق (α) والتكنولوجيات (τ)، يلزم أن يتضمن إجراء التقدير مقاييس عملية أو "متغيرات بديلة" (proxy variables) لكل من α وτ. وبالنسبة لأذواق α المستهلكين، فإن المقابلات العملية قد تكون متغيرات اجتماعية–ديمغرافية واقتصادية، والتي قد تتضمن العمر، والدخل، والأسعار وكميات المنتجات غير الهيدونية التي تطلبها الأسر المعيشية،[٣٦] والتعليم والمنطقة الجغرافية. وبالنسبة للتكنولوجيات τ، قد تتضمن المتغيرات التكنولوجيات، وأسعار عوامل الإنتاج. وأولا، يتم تقدير المعادلة الهيدونية بالطريقة العادية، بدون هذه المتغيرات، باستخدام الشكل الدالي الأنسب. والهدف من ذلك هو تمثيل دالة الأسعار التي يواجهها المستهلكون والمنتجون عند اتخاذ قراراتهم. عندئذ، يتم حساب دالة الأسعار الحدية الضمنية (Implicit marginal price function) لكل خاصية على حدة على أنها $\partial p(z)/\ \partial zi = \hat{p}_i(z)$ ، حيث تمثل $\hat{p}(z)$ المعادلة الهيدونية المقدرة. ويجب أن نأخذ في الاعتبار أنه في دراسات الطلب أو العرض الطبيعي *للمنتجات*، تكون الأسعار ملحوظة في الأسواق. في حين تكون أسعار *الخصائص* غير ملحوظة؛ ويجب في هذه المرحلة الأولى تقدير المعالم من الانحدار الهيدوني. عندئذ يتم إدراج القيم الفعلية لكل z_i تم شراؤها أو بيعها في كل دالة أسعار حدية ضمنية للحصول على قيمة عددية لكل خاصية. وتُستخدم هذه القيم الحدية في المرحلة الثانية[٣٧] من التقدير كمتغيرات داخلية لتقدير جانب الطلب:

$$(A21.1)\quad \hat{p}_i(z) = F(z_1,\ldots,z_K, \alpha^*)$$

بحيث تمثل α^* المتغيرات البديلة للأذواق

وقد تشبه معادلات تقدير جانب العرض ما يلي:

$$(A21.2)\quad \hat{p}_i(z) = F(z_1,\ldots,z_K, \tau^*)$$

بحيث تمثل τ^* المتغيرات البديلة للتكنولوجيات.

وتُستَبعد المتغيرات τ^* عندما لا يكون هناك تغير في التكنولوجيات ويكون $\hat{p}_i(z)$ تقديرا لدالة سعر البيع. وعلى نحو مماثل، تُستَبعد المتغيرات α^* عندما يختلف البائعون ويتماثل المشترون، وتقوم التقديرات القطاعية المستعرضة بتتبع دوال الطلب المعوضة (Compensated demand functions).

٢١ــ٧٧ وقد رأى Epple (1987) أن استراتيجية روزن (Rosen) لإعداد النماذج (النمذجة) من المرجح أن تؤدي إلى إجراءات تقدير غير سليمة لمعلمات الطلب والعرض. وفي المنهج الهيدوني لتقدير الطلب على

---

[٣٦] استند منهج نظرية المستهلكين الذي استخدمه Diewert (2003) لاشتقاق الدالة الهيدونية إلى افتراضات قوية نوعا ما لقابلية الانفصال بشأن أفضليات المستهلكين. وبمجرد تخفيف هذه الافتراضات، سوف يوفر الطلب على السلع غير الهيدونية وسيلة لتعريف الأفضليات الهيدونية.

[٣٧] وهذا المنهج ذو المرحلتين يعد شائعا في الدراسات الاقتصادية، وذلك على الرغم من أن Wooldridge (1996) يناقش التقدير المشترك للدوال الهيدونية لجانبي الطلب والعرض كمنظومة.

الخصائص، تنشأ صعوبة من الحقيقة التي مؤداها أن الأسعار الحدية من المرجح أن تكون داخلية المنشأ – أي تعتمد على مقدار كل خاصية يتم استهلاكها ويجب تقديرها من الدالة الهيدونية وليس ملاحظتها بشكل مباشر. وثمة مشكلتان تترتبان على ذلك. أولا، هناك مشكلة "تحديد" (راجع دراسة Epple (1987)) نظرا لأن كل من السعر الحدي لخاصية ما وسعر الشراء العكسي يعتمد على مستويات الخصائص التي تم استهلاكها. ثانيا، إذا لم يتم قياس خصائص مهمة، وهذه الخصائص مرتبطة بخصائص تم قياسها، فإن معاملات الخصائص المقيسة سوف تكون متحيزة. وسوف ينطبق ذلك على كافة نماذج الاقتصاد القياسي، ولكنه ذو صلة بالنماذج الهيدونية بصفة خاصة؛ وحول هذه النقطة، راجع Wooldridge (1996, pp.400–01). وتشير شروط التوازن لأسعار الخصائص ضمنا إلى العلاقات الدالية بين خصائص الطالبين والعارضين والمنتجات. وتعني الشروط التوازنية لأسعار الخصائص ضمنا علاقات دالية بين خصائص الطالبين والعارضين والمنتجات. وهذا بدوره يقلل من احتمالية أن تكون هناك متغيرات مستبعدة مهمة غير مرتبطة بالمتغيرات المدرجة في النموذج (راجع أيضا دراسة Bartik (1988) حول هذه النقطة). وينشأ التحيز نظرا للتمييز بين المشترين على أساس الخصائص (y, α) والبائعين على أساس التكنولوجيات τ. ويكون هناك ارتباط بين نوع البند الذي سوف يقوم المشترون بشرائه و (y, α)، وبين النوع الذي يقدمه البائعون و τ. وعلى مستوى توليفات الخصائص z التي يتم التعامل عليها، فإن التوليفات التوازنية التي يتم اختيارها قد تكون مرتبطة على نحو نظامي؛ وتكون خصائص المشترين مرتبطة بتلك الخاصة بالبائعين. ويستخدم Epple (1987) مثال أجهزة الاستريو (Stereo): فزيادة دخل بعض المشترين تؤدي إلى مشتريات من الأجهزة عالية الجودة، وتؤدي الكفاءة الفنية للبائعين إلى توفيرها. أي قد يكون هناك ارتباط بين خصائص المستهلكين والمنتجين.

٢١–٧٨ ويشير Wooldridge (1996, pp. 400–01) إلى أنه يتعين استخدام خصائص فرادى المستهلكين والشركات، مثل الدخل والتعليم وأسعار المدخلات كأدوات في تقدير الدوال الهيدونية. وبالإضافة إلى ذلك، يجب إدراج متغيرات بخلاف خصائص السلعة كأدوات إذا كانت محدِدة للسعر، مثل الموقع الجغرافي— كالقرب من الموانئ، وأنظمة الطرق الجيدة، والمناخ وغيرها. ويتم افتراض وجود مجتمعات من الوكلاء الاقتصاديين، يقوم داخلها المستهلكون بالاستهلاك والمنتجون بالإنتاج لأحدهما الآخر بأسعار تتنوع عبر المجتمعات بالنسبة للسلع المتماثلة. وبالنسبة لمتغيرات خصائص المجتمعات فلن تدخل بحد ذاتها في معادلة الطلب والعرض، ولكنها محدِدة للأسعار الملحوظة المسجلة عبر المجتمعات. ويقدم Tauchen and Witte (2001) استقصاء نظاميا للظروف التي في إطارها سوف تؤثر خصائص المستهلكين والمنتجين والمجتمعات على تقديرات المعلمات الهيدونية لمعادلة انحدار واحد مقدَّرة عبر كافة المجتمعات. ويعد الشاغل الرئيسي هو ما إذا كان حد الخطأ لدالة السعر الهيدوني يمثل العوامل غير الملحوظة من قِبل كل من الوكلاء الاقتصاديين والباحث، أو من قبل الباحث فقط. وفي الحالة الأخيرة، يمكن أن يكون حد الخطأ مرتبطا بخصائص المنتجات ويكون تقدير المتغيرات المساعدة الأداتية (Instrumental variable estimation) لازما. وإذا *لم* يكن هناك ارتباط بين حد الخطأ وخصائص المنتجات – أي أن الأفضليات شبة خطية – عندئذ يمكن تقدير انحدار هيدوني ذي مواصفات محددة بشكل ملائم، بما في ذلك خصائص مرتبطة بالمجتمعات أو متغيرات صورية

مناسبة لميل المنحنى، باستخدام المربعات الصغرى العادية. وفي حالات أخرى، واعتمادا على طبيعة الارتباط بين خصائص المستهلكين والمنتجين، قد تكون هناك حاجة لاستخدام افتراضات بشأن حد الخطأ وطريقة إدراج الخصائص المجتمعية في الانحدار، والمتغيرات المساعدة (الأداتية)، بما في ذلك المتغير الصوري أو الخصائص المتعلقة بالمستهلكين أو المنتجين أو المجتمع.

الشكل الدالي

٢١–٧٩ يرى Triplett (1987; 2004) أن كلا من النظرية الكلاسيكية للمنفعة ونظرية الإنتاج لا يستطيع تحديد الشكل الدالي للدالة الهيدونية.[٣٨] وتُعزى هذه النقطة إلى Rosen (1974, p. 54)، والذي يصف الملاحظات على أنها "... دالة لمنحنى غلافي مشترك (Joint-envelope function) ولا تستطيع بمفردها تحديد هيكل أفضليات المستهلكين وتكنولوجيات المنتجين التي توّلدها". ويمكن أن تستند الأحكام البديهية بشأن الشكل الذي يتعين أن تتخذه الدالة إلى أفكار تتعلق بكيفية استجابة المستهلكين وتكنولوجيات الإنتاج إلى التغيرات السعرية. ومن الصعوبة بمكان إطلاق هذه الأحكام عندما تتحدد الملاحظات على نحو مشترك بعوامل الطلب والعرض، ولكنها غير مستحيلة. إلا أنها معقدة عندما يكون التسعير بهامش زيادة يتفاوت قدره حسب عمر المنتجات. وسوف يتسم بعض توليفات الخصائص المرتبطة بهوامش زيادة أعلى من أخرى. ومن المحتمل أن يتم اجتذاب بنود مدرجة جديدة لهذه الخصائص، وسوف يكون لذلك تأثير متمثل في زيادة العرض ومن ثم خفض هامش الزيادة والسعر؛ راجع دراسات Cockburn and Anis (1998)، و Feenstra (1995, p.647)، و Triplett (1987, p. 647). ومرة أخرى، يجب أن يُؤخذ ذلك في الاعتبار في أي منطق بديهي – وهو أمر ليس هينا أو مباشرا.

٢١–٨٠ وفي بعض الحالات قد يكون تركيب الشكل الدالي للدالة الهيدونية سهلا. فعلى سبيل المثال، غالبا ما تكون الأسعار الواردة على مواقع الشبكة العالمية للخيارات ضمن المنتجات قابلة للجمع. ومن غير المرجح أن يؤدي الهيكل الأساسي للتكلفة والمنفعة معا إلى توليد مثل هذه الدوال الخطية، ولكن المنتجين أو المستهلكين يدفعون أيضا مقابل ملاءمة البيع بهذه الطريقة ويكونون مستعدين أيضا لتكبد خسائر أو تحقيق مكاسب إذا كانت التكلفة أو المنفعة عند القيم الأعلى من z مسعرة بأقل أو تستحق أكثر من السعر المحدد. وبشكل عام، يتعين أن توضح البيانات الصيغة التي يتعين أن يتخذها الشكل الدالي؛ ففرض هياكل اصطناعية يؤدي ببساطة إلى تحيز ناتج عن الوصف. وللاطلاع على أمثلة لاختبار الاقتصاد القياسي للشكل الدالي الهيدوني، راجع دراسات Cassel and Mendelsohn (1985)؛ و Cropper, Deck and McConnell (1988)؛ و Rasmussen and Zuehlke (1990)؛ و Bode and van Dalén (2001)؛ و Curry, Morgan and Silver (2001).

[٣٨] على الرغم من أن Arguea, Haseo and Taylor (1994) يقترحون شكلا خطيا على أساس مراجحة الخصائص، والتي تعتبر أمرا محتملا في الأسواق التنافسية، يرى Triplett (2004) أنه من غير المرجح أن يكون ذلك هو السيناريو الواقعي في معظم الأسواق السلعية.

٢١-٣٩ وتعد الأشكال الثلاثة السائدة في الدراسات الاقتصادية هي: الخطي، ونصف اللوغاريتمي، واللوغاريتمي المزدوج (log-log). وقد استَخدم عدد من الدراسات اختبارات الاقتصاد القياسي، وذلك في ضوء غياب بيان نظري واضح، للاختيار بينهما. وكان هناك عدد كبير من الدراسات الهيدونية، كما أوضح Curry, Morgan and Silver (2001)، وفي العديد منها يكون أداء الأشكال البسيطة جيدا، على الأقل من حيث معامل الارتباط $\bar{R}^2$ الناتج عن التقدير، وتكون المعلمات مطابقة للمنطق البديهي، عادة على جانب المستهلكين. ومن هذه الأشكال الثلاثة السائدة، هناك ما هو مفضل في إجراء الاختبارات. على سبيل المثال، فضل Murray and Sarantis (1999) الشكل نصف اللوغاريتمي، في حين وجد آخرون—مثل Hoffmann (1998)—أن الأشكال الدالية الثلاثة نادرا ما تختلف فيما بينها من حيث قوتها التفسيرية. ويعد أمرا واعدا أن المعلمات المشتقة من هذه الأشكال البسيطة تتفق مع المنطق البديهي، عادة من جانب المستهلك، ولكن يتعين على الباحثين إدراك أن مثل هذه الأمور غير مؤكدة. فمن الأشكال الثلاثة، ثمة الكثير الذي يؤيد استخدام الشكل نصف اللوغاريتمي. فيعد تفسير معاملاته أمرا مباشرا—إذ تمثل المعاملات التغيرات التناسبية في الأسعار الناشئة عن تغير بمقدار وحدة في قيمة الخاصية.[٣٩] وتعد هذه صيغة مفيدة نظرا لأن التعديلات مقابل التغير في النوعية عادة ما تتم من خلال إجراء تعديلات ضربية (multiplicative) وليس تعديلات جمعية (Additive) (راجع الفصل السابع، القسم ج-٣). وخلافا للنموذج اللوغاريتمي المزدوج، يمكن للشكل نصف اللوغاريتمي أن يتضمن متغيرات صورية للخصائص، تكون إما موجودة، $z_i = 1$، أو غير موجودة $z_i = 0$.[٤٠]

٢١-٨٢ وبالطبع ثمة أشكال محتملة أكثر تعقيدا. ولكن الأشكال البسيطة تتسم بمبدأ الاقتصاد (parsimony) وتسمح بإجراء تقديرات أكثر كفاءة لعينة ما. غير أن تحقيق مبتغى الاقتصاد قد يتم بتكلفة تحيز ناتج عن سوء الوصف. أولا، إذا تم تقدير المعادلة الهيدونية عبر أسواق مستقلة متعددة، عندئذ تكون حدود التفاعل لازمة (راجع دراسة Mendelsohn (1984)، لمواقع صيد البحر). ويعد استبعادها بمثابة حذف للمتغيرات وتقييد

---

[٣٩] يُلاحظ أن عكس اللوغاريتم (anti-log) للمعاملات المقدرة بطريقة المربعات الصغرى العادية لن تكون غير متحيزة—فتقدير الدوال نصف اللوغاريتمية كانحدارات خطية (بعد تحويلها إلى هذا الشكل)، يستلزم تعديلا لتوفير تقديرات غير متحيزة ذات أدنى تباين لمعالم المتوسط المشروط. ويعد التعديل المعياري هو إضافة نصف مربع الخطأ المعياري للمعامل إلى المعامل المقدر (Goldberger, 1968, and Teekens and Koerts, 1972).

[٤٠] ويعارض Diewert (2002f) الشكل الخطي على أساس أنه على الرغم من أن النموذج الهيدوني خطي، فإن التقدير المطلوب يكون لنموذج *انحدار* غير خطي، وتعد النماذج نصف اللوغاريتمية واللوغاريتمية المزودجة نماذج *انحدار* خطي. ويشير كذلك إلى أن الشكل نصف اللوغاريتمي له عيب مقارنة بالشكل اللوغاريتمي المزدوج، وهو أنه غير قادر على فرض قيود من قبيل العوائد الثابتة من الحجم (Constant returns to scale). ويؤيد Diewert (2002d) أيضا استخدام الأشكال الدالية غير المعلمية وتقدير نماذج انحدار هيدوني خطي لمتغير صوري معمم. وقد تم تناول هذا في دراسة Curry, Morgan, and Silver (2001) والذين استخدموا الشبكات المحايدة التي تم توضيح أنها تعمل جيدا، على الرغم من أن مجموعة المتغيرات اللازمة لتقديرها يجب أن تكون صغيرة نسبيا.

للمعاملات المقدرة للانحدار على نحو غير ملائم. وقد أوضح Tauchen and Witte (2001) بإيجاز التحيزات المعينة التي قد تنشأ عن مثل هذه المتغيرات المحذوفة في دراسات المنهج الهيدوني. ثانيا، قد يكون هناك رأي مفاده أن الشكل الدالي يتعين أن يتوافق مع مجمِّع المؤشر – خطي لمؤشر لاسبير، ولوغاريتمي لمؤشر لاسبير الهندسي، وذي التحويل اللوغاريتمي لمؤشر تورنكفيست، ومن الدرجة الثانية لمؤشر فيشر (راجع الفصل ١٧). غير أنه كما يشير Triplett (2004)، فإن الغرض من تقدير الانحدارات الهيدونية هو تعديل الأسعار مقابل الفروق في النوعية، وقد يؤدي فرض شكل دالي ما على البيانات لا يتسق مع البيانات إلى خطأ في إجراء التعديل مقابل التغير في النوعية. ومع ذلك، كما تشير دراسة Diewert (2003)، فإن الأشكال الدالية المرنة تشمل هذه الأشكال البسيطة. وهكذا يكون الشكل اللوغاريتمي المزدوج حالة خاصة من شكل التحويل اللوغاريتمي كما ورد في المعادلة (17.11) ويكون الشكل نصف اللوغاريتمي حالة خاصة من الشكل نصف اللوغاريتمي من الدرجة الثانية كما ورد في المعادلة (17.16). وإذا كانت هناك أسباب بديهية لتوقع حدود تفاعل لخصائص معينة، كما هو موضح في المثال الوارد في الفصل السابع، القسم هـ–٤، عندئذ تسمح هذه الأشكال الأعم بذلك، ولا تفرض نظرية الدوال الهيدونية صيغة الشكل الهيدوني أو تقيدها.

تغير الأذواق والتكنولوجيات

٢١–٨٣ قد تتغير تقديرات المعاملات عبر الزمن. وسوف يُعزى بعض هذا التغيير إلى خطأ المعاينة، وخاصة في حالة وجود ارتباط خطي متعدد (multicollinearity)، كما سنناقش أدناه. ولكن في حالات أخرى، قد يكون انعكاسا حقيقيا للتغيرات في الأذواق والتكنولوجيات. وفي حالة استخدام مجموعة فرعية من المعاملات المقدَّرة من انحدار هيدوني لإجراء تعديل مقابل التغير في النوعية لسعر بند بديل غير مشابه، عندئذ يكون استخدام معاملات قديمة مقدرة من فترة ما سابقة لتعديل أسعار الطراز البديل الجديد أمرا غير ملائم. وسوف تكون هناك حاجة لتحديث المؤشرات بشكل منتظم حسب ما تقتضيه التغييرات.[٤١] ويعد تقدير مؤشرات الاحتساب الهيدونية أمرا ينطوي على مزيد من التعقيد. فالمعاملات في نموذج بسيط ذي متغير صوري للفترة الزمنية كما في القسم ج–٣ لها الآن تقديرات مختلفة للمعلمات في كل فترة. وباستخدام مثال بسيط، يوضح Silver (1999) كيف يستلزم تقدير التغير السعري المعدل بالنوعية من نموذج المتغير الصوري هذا سلة مرجعية من الخصائص. ويعد ذلك واضحا بالنسبة لمؤشرات الاحتساب الهيدونية، حيث يتم تقدير مؤشرات منفصلة باستخدام خصائص فترة الأساس والفترة الجارية. ويعد المتوسط المتماثل لمثل هذه المؤشرات أمرا ملائما. وقد أدى مؤشر هيدوني مبني على متغير صوري للزمن ضمنا إلى تقييد المعاملات المقدَّرة من فترة الأساس والفترة الجارية لتكون متماثلة. وقد أضفى Diewert (2003) سمة المنهجية على مشكلة اختيار الخصائص المرجعية عند مقارنة الأسعار عبر الزمن، عندما تكون معالم الدالة الهيدونية في حد ذاتها متغيرة عبر الزمن. وقد وجد أن نتائج المؤشرات الهيدونية *تتأثر* باختيار مجموعة متجه خصائص الفترة المرجعية z.

[٤١] في الفصل ١٥، القسم ج–٣، تتم مناقشة مسألة تعديل سعر فترة الأساس مقابل سعر الفترة الجارية، نظرا لاختلاف متطلبات البيانات.

كما ننظر في استخدام متوسط متجه الخصائص المرجح بالمبيعات، المقترح من قِبل Silver (1999)، ولكن ديورت أشار إلى أنه على مدى الفترات الزمنية الطويلة قد يصبح ذلك غير ممثِل.[٤٢] وبالطبع، إذا ما تم استخدام منهج المتغير الصوري في صيغة بنظام السلسلة، كما هو موضح في القسم ج–٣، تظل المتوسطات المرجحة للخصائص حديثة بدرجة معقولة، على الرغم من أن الوصل المسلسل له مميزاته وعيوبه (راجع الفصل ١٥). وثمة بديل ثابت الأساس أشار إليه Diewert (2003) وهو استخدام مقارنة من نوع لاسبير مع مجموعة معالم فترة الأساس، ومؤشر للفترة الجارية من نوع باش مع مجموعة معالم الفترة الجارية، واتخاذ المتوسط الهندسي للمؤشرين لأسباب مماثلة لتلك الواردة في الفصل السابع عشر، في القسم ب–٣. ويكون المؤشر من نوع فيشر الناتج مشابها لذلك الوارد في المعادلة (21.32) والمقترح من قبل Feenstra (1995).[٤٣] وتتمثل إحدى سمات منهج المتغير الصوري في أنه يتخذ بصورة غير مباشرة متوسطا متماثلا للمعاملات بتقييدها حتى تكون متماثلة. ولكن، ماذا لو، وهي الحالة الأرجح، توافرت معاملات الانحدار الهيدوني لفترة الأساس فقط؟ نظرا لأن المؤشرات الهيدونية المستندة إلى متوسط متماثل للمعاملات مستصوبة، فإن الفرق بين التقديرات استنادا إلى مجموعة خصائص فترة جارية أو فترة مرجعية يعد دلالة على التحيز المحتمل، ويمكن إجراء تقديرات لمثل هذا الفرق بأثر رجعي. وإذا كان الفرق كبيرا، يتعين التعامل بحذر مع استخدام مجموعة خصائص فترة واحدة، الفترة الجارية مثلا. ومن المرجح أن يؤدي التحديث الأكثر انتظاما للانحدارات الهيدونية إلى تقليص الفرق نظرا لأن الفترات قيد المقارنة ستكون أقرب من بعضها البعض، كما ستكون خصائص البنود في الفترات قيد المقارنة أكثر تشابها.

الترجيح

٢١–٨٤ تتعامل مقدِّرات المربعات الصغرى العادية بصورة غير مباشرة مع كل بند على أنه ذو أهمية متساوية، على الرغم من أن بعض البنود سوف تكون مبيعاتها كبيرة بشكل ملموس، في حين تكون مبيعات بنود أخرى قليلة جدا. ومن البديهي ألا يُعطَى بند تبلغ مبيعاته ما يربو على ٥,٠٠٠ في الشهر نفس الأهمية في مقدِّر الانحدار مثل بند ذي معاملات قليلة. فالمنتجات ذات المبيعات المنخفضة جدا قد تكون في نهاية دورة حياتها أو مصنوعة خصيصا لغرض محدد. وفي كلتا الحالتين، قد تكون أسعارها (المعدلة مقابل التغير

---

[٤٢] ويمكن اقتراح متوسطات أخرى؛ على سبيل المثال، فإن متطلبات مؤشر ممثِل للمنشأة "النمطية" سوف تتوافر على نحو أفضل بواسطة متوسط أو وسيط مخفض (trimmed mean or median).

[٤٣] ويقترح Diewert (2002c) أيضا مطابَقة البنود حيثما يكون ممكنا، واستخدام الانحدارات الهيدونية لاحتساب أسعار البنود القديمة الناقصة والجديدة. ويمكن تطبيق أشكال مختلفة من نظم الترجيح، بما فيها تلك الممتازة، على هذه المجموعة من البيانات السعرية في كل فترة على حدة بالنسبة للبيانات المتطابقة وغير المتطابقة.

في النوعية) وتغيراتها السعرية غير عادية.[٤٤] ويتعين ألا يُسمح لتلك للملاحظات ذات الأسعار غير العادية أن تؤثر بإفراط على المؤشر.[٤٥] ويعد تقدير معادلات الانحدار الهيدوني بواسطة مقدِّر المربعات الصغرى المرجحة أمرا مفضلا. فهذا المقدِّر يقلل إلى الحد الأدنى من مجموع مربع الانحرافات *المرجحة* بين الأسعار الفعلية والأسعار المتنبأ بها من معادلة الانحدار، وذلك على نقيض تقدير المربعات الصغرى العادية، والذي يستخدم وزنا ترجيحيا متساويا لكل ملاحظة. وثمة سؤال عما يجب أن نستخدم الأوزان الترجيحية للكمية (الحجم) أم الأوزان الترجيحية للإنفاق. ويمكن تأييد استخدام الأوزان الترجيحية للكميات بالنظر إلى طبيعة "سعرها" المكافئ. فمثل هذه الأسعار هي متوسط السعر (عادة نفس السعر) لعدد من المعاملات. وتعد الوحدة الأساسية للعينة هي فرادى المعاملات، ولذا، فهذا يعني أن البيانات يمكن أن تتكرر على أنها تتكون مثلا من ١٢ ملاحظة فردية باستخدام مقدِّر المربعات الصغرى العادية، وذلك مقابل ملاحظة واحدة ذات وزن ترجيحي لاثنتي عشرة ملاحظة باستخدام مقدِّر المربعات الصغرى المرجحة. وكلاهما يؤدي إلى نفس النتيجة. وتنشأ تقديرات غير كافية إذا كان تباين الأخطاء، $V(u_i)$، غير ثابت—أي أنها مختلفة التباين. وتعد المربعات الصغرى المرجحة معادلة لافتراض أن تباينات الخطأ مرتبطة بالأوزان الترجيحية بأسلوب قابل للضرب، لنقل $V(u_i) = \sigma^2 w_i^2$.[٤٦] وقد تساعد الأفكار النظرية بشأن ما إذا كان الانحدار الهيدوني يتنبأ على نحو أفضل/أسوأ على المستويات المختلفة من الكميات أو النفقات، في تحديد الأوزان الترجيحية المناسبة؛ إلا أن الاختبارات الإحصائية أو مخططات اختلاف التباين قد تكون أكثر فائدة.

٢١–٨٥ تعرَّض الاستخدام الوحيد للمعايير الإحصائية لتحديد نظام الترجيح المستخدم لبعض النقد. فقد رأى Diewert (2002c and 2005) وSilver (2002) أن الأمر الذي يهم هو ما إذا كانت التقديرات ممثِلة للمؤشر المستهدف المطلوب. وتقوم الأرقام القياسية المستهدفة التقليدية مثل لاسبير وباش وفيشر وتورنكفيست بترجيح التغيرات السعرية بواسطة أنصبة الإنفاق، وقد حظيت الصيغتين الأخيرتين بتأييد من المناهج البديهية والتصادفية وثابتة الأساس والمنهج النظري الاقتصادي، كما هو موضح في الفصول ١٥–١٨. وبالتالي، فإن الأوزان الترجيحية للقيم مفضلة على الأوزان الترجيحية للكميات: "وتتمثل مشكلة الترجيح الكمي في: أنه سوف يعطي وزنا ترجيحيا ضئيلا جدا للطُرز زهيدة الثمن التي تتسم بمقادير منخفضة من الخصائص المفيدة" (Diewert, 2002c, p. 8). كذلك يرى أنه يتعين استخدام مقدِّر المربعات الصغرى المرجحة للمؤشرات

---

[٤٤] سوف تتسم مثل هذه المشاهدات بتباينات أعلى لحدود الخطأ بها، مما يؤدي إلى تقديرات غير دقيقة للمعلمات. وسوف يؤيد ذلك استخدام مقدِّرات المربعات الصغرى المرجحة مع استخدام الكمية المبيعة كوزن ترجيحي. وتعد هذه إحدى الطرائق المعيارية للتعامل مع أخطاء اختلاف التباين؛ راجع (Berndt, 1991).

[٤٥] راجع، على سبيل المثال، دراسات Berndt, Ling and Kyle (2003)، وCockburn and Anis (1998)، و Silver and Heravi (2002) للاطلاع على أمثلة. ويوضح Silver and Heravi (2002) أن البنود القديمة تتسم بآثار رفع (Leverage effects) فوق المتوسطة وبواقي أقل من المتوسطة. وهي ليست مختلفة فحسب، ولكنها تفرض نفوذا مفرطا مقارنة بحجمها (عدد المشاهدات).

[٤٦] ويعد تقدير معادلة تتم قسمة كل متغير فيها على الجذر التربيعي للوزن الترجيحي باستخدام المربعات الصغرى العادية إجراء مكافئا لطريقة المربعات الصغرى المرجحة.

الهيدونية ذات المتغير الصوري للزمن، وليس *قيمة* الإنفاق، وذلك لتجنب أن يؤدي التضخم إلى زيادة الأوزان الترجيحية للقيم في الفترة ١، مما يؤدي إلى بواقي مختلفة التباين محتملة. بالإضافة إلى ذلك، بالنسبة لدالة هيدونية نصف لوغاريتمية عندما تكون الطُرز موجودة في كلا الفترتين، يتعين استخدام متوسط أنصبة الإنفاق في الفترتين صفر و١ للبنود m، $\frac{1}{2}(s_{m0} + s_{m1})$، كأوزان ترجيحية في مقدِّر المربعات الصغرى المرجحة. وإن وجدت طرز متطابقة فقط في البيانات، يمكن لمثل هذا المقدِّر أن يعادل مؤشر تورنكفيست. وإذا كانت الملاحظة m متوفرة فقط في إحدى الفترتين، يتعين أن يكون وزنها الترجيحي s_{m0} أو s_{m1}، ويوفر مقدر المربعات الصغرى المرجحة *تعميما* لمؤشر تورنكفيست.

٢١–٨٦ وقد أوضح Silver (2002) أن مقدِّر المربعات الصغرى المرجحة باستخدام الأوزان الترجيحية للقيم لن يعطي بالضرورة لكل ملاحظة وزنا ترجيحيا مساويا لقيمتها النسبية. وسوف يعطي المقدِّر وزنا أكبر لتلك الملاحظات ذات آثار الرفع والبواقي المرتفعة. وبالنسبة للملاحظات ذات قيم الخصائص التي تتسم بانحرافات كبيرة عن متوسطها، مثل الطُرز القديمة والجديدة جدا، فلها أثر رفع مرتفع نسبيا. ومن المرجح أن يتم تسعير الطُرز الجديدة والقديمة بأسعار مختلفة تماما عن تلك المتنبأ بها من الانحدار الهيدوني، حتى بعد أخذ خصائصها المختلفة بعين الاعتبار. وعلى سبيل المثال، تنتج هذه الأسعار من استراتيجية تسعير مصممة لكشط (skimming) قطاعات من السوق مستعدة لدفع علاوة مقابل الحصول على طراز جديد، أو من استراتيجية تفرض أسعارا منخفضة نسبيا على طراز قديم لإغراق السوق به وبالتالي تمهيد الطريق لطراز جديد. وفي مثل هذه الحالات، فإن تأثير هذه الطُرز على اشتقاق المعاملات المقدَّرة سوف يزيد عن ذلك الذي يمكن عزوه لأوزانها الترجيحية للقيم. ويشير Silver (2002) إلى أنه يتعين حساب آثار الرفع لكل ملاحظة على حدة، وحذف تلك الملاحظات ذات آثار الرفع العالية والأوزان الترجيحية المنخفضة، ثم إعادة إجراء الانحدار. ومن ثم، على الرغم من أن الأوزان الترجيحية للكميات أو القيم مفضلة على عدم وجود أوزان ترجيحية (أي، المربعات الصغرى العادية)، تعد الأوزان الترجيحية للقيم أكثر ملاءمة من الأوزان الترجيحية للكميات، وحتى عندئذ، يجب أن تؤخذ بعين الاعتبار الملاحظات ذات التأثير المفرط.

٢١–٨٧ وقد نظر Diewert (2002f) أيضا في قضية الترجيح فيما يتعلق بالمؤشرات الهيدونية ذات المتغير الصوري للزمن الموضحة بإيجاز في القسم ج–٦. ويتضمن استخدام المربعات الصغرى المرجحة بالقيم تطبيق أوزان ترجيحية على الملاحظات في كلا الفترتين. ومع ذلك، إذا كان هناك، على سبيل المثال، تضخم مرتفع عندئذ فإن قيم المبيعات لطراز ما في الفترة الجارية سوف تكون أكبر بشكل عام من تلك الخاصة بالطراز المقابل في فترة الأساس، ومن غير المرجح أن يتحقق افتراض البواقي متجانسة التباين. ويقترح Diewert (2002f and 2005) استخدام *أنصبة* الإنفاق في كل فترة، وليس القيم، كأوزان ترجيحية للمربعات الصغرى المرجحة بالنسبة للمؤشرات الهيدونية ذات المتغير الصوري للزمن. كذلك يقترح استخدام متوسط أنصبة الإنفاق في الفترات قيد المقارنة بالنسبة للطُرز المتطابقة.

٢١–٨٨ ولا تعد بيانات المبيعات متاحة دائما للأوزان الترجيحية، ولكن يمكن عموما تحديد البنود الرئيسية المبيعة. وفي مثل هذه الحالات، من المهم تقييد عدد ملاحظات البنود ذات المبيعات المنخفضة نسبيا، ويتوقف مدى التقييد على عدد الملاحظات والتواء توزيع المبيعات. وفي بعض الحالات، توفر البنود ذات المبيعات القليلة التغير الضروري لتقديرات كفؤة لمعادلة الانحدار. وفي حالات أخرى، قد ترجع مبيعاتها المنخفضة إلى عوامل تجعلها غير ممثِلة للسطح الهيدوني، نظرا لارتفاع بواقيها بشكل غير عادي. وأحد الأمثلة هي الطُرز ذات المبيعات المنخفضة التي تكون على وشك إغراق السوق بها لتمهيد الطريق للطُرز الجديدة. ومن ثم، قد تعاني الانحدارات غير المرجحة من مشكلة معاينة – فحتى لو كانت الأسعار معدلة بشكل كامل مقابل التغير في النوعية، يمكن للمؤشر أن يكون متحيزا نظرا لتأثره المفرط بالبنود منخفضة المبيعات ذات علاقات الأسعار – الخصائص غير الممثِلة. وفي غياب الأوزان الترجيحية، فإن تشخيص مشكلات الانحدار يمكن أن يساعد على تحديد ما إذا كان التباين المفرط في بعض الملاحظات يرجع إلى مثل هذه البنود غير المعتادة ذات المبيعات المنخفضة.[٤٧]

٢١–٨٩ وثمة حالة يكون فيها مقدر المربعات الصغرى العادية غير المرجحة مفضلا، ألا وهي عندما تكون الأسواق في حالة توازن هيدوني تام. وسوف تتخذ الملاحظات ذات الخصائص غير المعتادة، مثل الطُرز القديمة أو الجديدة، قيما كانت مشتتة إحصائيا عن متوسطها وبالتالي تزيد من تغير تفاوت العينة للطراز الأساسي ذاته. ويؤدي زيادة التفاوت إلى زيادة كفاءة التقديرات. ومع ذلك، تخلص النظرية والملاحظة التجريبية (راجع Silver and Heravi, 2005b) إلى أن هذه القيمة الشاذة لا تتسم بنفس العلاقات الهيكلية مثل الطرز الأخرى. وإذا كانت أنصبة مبيعات هذه الطرز الجديدة والقديمة منخفضة نسبة إلى عدد الطرز التي تمثلها في السوق، فسوف يقوم الانحدار ذو المربعات الصغرى العادية بإعطائها وزن ترجيحي مفرط.

٢١–٩٠ الارتباط الخطي المتعدد (Multicollinearity)

٢١–٩١ ثمة أسباب بديهية لكي نتوقع، بالنسبة لبعض المنتجات، أن يكون التفاوت في قيم إحدى خصائص غير مستقل عن إحدى الخصائص النوعية الأخرى أو توليفة خطية من الخصائص Z. ونتيجة لذلك، سوف تكون تقديرات المعلمات غير متحيزة ولكنها غير دقيقة. ولتوضيح ذلك، فإن مخطط فترة الثقة لأحد تقديرات

[٤٧] ثمة إجراء أقل منهجية يتمثل في حساب البواقي المعيارية من الانحدار ورسمها مقابل خصائص الطُرز التي قد تدل على المبيعات المنخفضة، مثل أصناف (أنواع) معينة أو العمر (vintage) (إذا لم يدرج على نحو مباشر)، أو إحدى السمات الفنية التي ترجح ألا يتم شراء البند بكميات. ويمكن أن تتضح التباينات الأعلى من مخطط الانتشار. وإذا كان من المتوقع أن تكون لسمات معينة أسعار منخفضة، في المتوسط، ولكن يبدو أن لها تباينات ورافعات وبواقي مرتفعة (راجع Silver and Heravi (2002))، فثمة مبرر للتقليل من أهمية تأثيرها. ويستخدم Bode and van Dalén (2001) معايير إحصائية منهجية للاختيار بين نظم الترجيح المختلفة ومقارنة نتائج طريقة المربعات الصغرى العادية وطريقة المربعات الصغرى المرجحة، ووجدا، على غرار Ioannidis and Silver (1999)، أنه ثمة نتائج مختلفة يمكن أن تنشأ.

المعلمات مقابل تقدير معلمة أخرى تكون مرتبطة بها ارتباطا خطياً متعدد غالبا ما يوصف على أنه أهليليجي (Elliptical)، نظرا لأن توليفات القيم المحتملة التي قد تتخذها يمكن ببساطة أن تنحرف، مثلا، عن قيم β_1 المرتفعة وقيم β_2 المنخفضة إلى قيم β_2 الأعلى وقيم β_1 المنخفضة. وكما أن هذا الترابط يؤدي إلى تخفيض حجم العينة المستخدمة لإجراء التقديرات بشكل مؤثر، فإن الإضافات الصغيرة نسبيا إلى العينة أو الحذف منها قد تؤثر على تقديرات المعلمات أكثر مما يمكن توقعه. وتعد هذه قضايا إحصائية معيارية، ويمكن للقارئ في هذا الصدد الرجوع إلى كل من Maddala (1988) وKennedy (2003). وفي انحدار هيدوني، يمكن توقع الارتباط الخطي المتعدد، نظرا لأن بعض الخصائص قد تكون مرتبطة تكنولوجيا مع أخرى. فعند إدراج إحدى الخصائص قد يحتاج المنتجون إلى إدراج خصائص أخرى لكي يعمل المنتَج، في حين أنه في جانب المستهلكين فإن المشترين الذين يشترون مثلا صنفا مخصَّصا لذوي الدخول العالية قد يتوقعون حزمة معينة من السمات تأتي مع هذا الصنف. ويؤكد Triplett (2004) بشدة على أهمية أن يكون الباحث على دراية بسمات المنتَج وسوق المستهلكين. وثمة مؤشرات معيارية، وإن كانت غير موثوقة بالكامل، على الارتباط الخطي المتعدد (مثل عوامل تضخم التباين)، ولكن يمكن تفسير طبيعته بشكل كبير بواسطة فهم السوق إلى جانب استكشاف آثار إدراج واستبعاد فرادى المتغيرات على الإشارات والمعاملات وعلى إحصاءات الاختبارات التشخيصية الأخرى (راجع Maddala, 1988).[٤٨]

٢١–٩٢ وإذا وجب استخدام مجموعة فرعية من المعاملات المقدرة من انحدار هيدوني لتعديل سعر بند بديل غير مشابه مقابل التغير في النوعية، وإذا كان هناك ارتباط خطي متعدد *بين* المتغيرات في هذه المجموعة الفرعية وغيرها من المتغيرات المستقلة الأخرى، عندئذ ستكون تقديرات المعاملات التي ستستخدم للتعديل غير دقيقة. ويؤدي الارتباط الخطي المتعدد إلى تخفيض حجم العينة على نحو مؤثر، وقد يمكن إرجاع بعض آثار المتغيرات في المجموعة الفرعية بالخطأ إلى المتغيرات المستقلة الأخرى. وسوف يتحدد حجم هذا الخطأ بمدى قوة معامل الارتباط المتعدد (multiple-correlation coefficient) بين كافة المتغيرات "المستقلة" هذه (الارتباط الخطي المتعدد)، والخطأ أو مؤشر "الملاءمة الإحصائية" المعياري (standard error or fit) للانحدار، وتشتت المتغير المستقل ذي الصلة وحجم العينة. وجميعها يؤثر على دقة التقديرات نظرا لأنها مكونات في الخطأ المعياري لإحصاءات *(t)*. وحتى إذا كان من المتوقع أن يكون الارتباط الخطي المتعدد مرتفعا جدا، فإن الأحجام الكبيرة للعينة والنموذج الملائم قد يقللان من الأخطاء المعيارية لإحصاءات *(t)* إلى مستويات مقبولة. وإذا كان من المتوقع أن يكون الارتباط الخطي المتعدد شديدا، فإن القيمة المتنبأ بها لسعر بند ما يمكن حسابها باستخدام الانحدار بأكمله وإجراء تعديل باستخدام القيمة المتنبأ بها، كما تم توضيحه في الفصل ٧، القسم هـ–٤، نظرا لأنه ثمة فكرة بأنه لا يهم ما إذا كان التغير، على سبيل المثال، قد تم إرجاعه بالخطأ إلى β_1 أو β_2. وإذا كان يتم حساب المؤشرات الهيدونية ذات المتغيرات الصورية (القسم ب–٣ أعلاه)، سوف يكون الاتجاه العام الزمني ذي ارتباط خطي متعدد مع متغير مدرج إذا ظهرت خاصية جديدة

---

[٤٨] يؤكد Triplett (2004) على النقطة التي مفادها أن معامل الارتباط $\overline{R}^2$ بمفرده غير كاف لهذا الغرض.

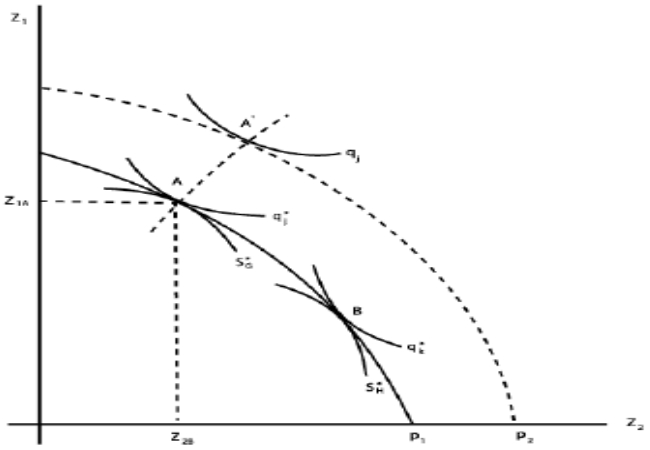
في شهر جديد للغالبية العظمي من البنود، بحيث لا تكون البيانات غنية بما يكفي للسماح بتحديد الآثار المنفصلة للمعامل على المتغير الصوري للزمن على نحو دقيق. وسوف يتحدد مدى عدم دقة المعامل على المتغير الصوري للزمن بواسطة العوامل السابق ذكرها. وتنطبق حجة مماثلة على تحيز المتغير المحذوف.

تحيز المتغير المحذوف

٢١–٩٣ لقد تمت بالفعل مناقشة استبعاد خصائص الأذواق والتكنولوجيا والخصائص المجتمعية. ويتركز الاهتمام هنا على خصائص المنتجات. ولننظر مرة أخرى في استخدام مجموعة فرعية من المعامِلات المقدرة من انحدار هيدوني لتعديل سعر بند بديل غير مشابه مقابل التغير في النوعية. ومن المعروف علميا أن الارتباط الخطي المتعدد للمتغيرات المحذوفة مع المتغيرات المدرجة يؤدي إلى تحيز في تقديرات معاملات المتغيرات المدرجة. وإذا كانت المتغيرات المحذوفة *مستقلة* عن المتغيرات المدرجة، عندئذ تكون تقديرات المعامِلات الخاصة بالمتغيرات المدرجة غير متحيزة. ويعد ذلك مقبولا في المثال الحالي، وإن كان التحذير الوحيد هو أن تعديل السعر مقابل التغير في النوعية للبند البديل قد يستلزم أيضا تعديلا مقابل هذه المتغيرات المحذوفة، وهذا كما أشار Triplett (2004) يجب إجراؤه باستخدام طريقة وبيانات منفصلة. والسؤال هو، ماذا لو كان المتغير المحذوف مرتبطا خطيا بشكل متعدد مع مجموعة فرعية من المتغيرات المدرجة والتي ستستخدم لتعديل سعر بند غير مشابه مقابل التغير في النوعية؟ في هذه الحالة، فإن معامِل المجموعة الفرعية للمتغيرات المدرجة قد يرصد بالخطأ بعض آثار المتغيرات المحذوفة. وسوف تُستخدم المعامِلات لتعديل الأسعار مقابل التغير في النوعية بالنسبة للبنود التي تختلف فقط فيما يتعلق بهذه المجموعة الفرعية من المتغيرات المدرجة، وسوف تكون المقارنة السعرية متحيزة إذا كانت خصائص المتغيرات المدرجة والمحذوفة تتسم بتغيرات سعرية مختلفة. وبالنسبة *للمؤشرات* الهيدونية التي تستخدم متغيرا صوريا للاتجاه الزمني العام، فإن تقديرات التغيرات السعرية المعدلة بالنوعية سوف تعاني من تحيز مماثل إذا ما تم استبعاد المتغيرات المحذوفة المرتبطة خطيا على نحو متعدد مع التغير الزمني من الانحدار. والذي يتم رصده على أنها تغيرات سعرية معدلة بالنوعية عبر الزمن ربما تمثل جزئيا تغيرات يمكن عزوها لأسعار هذه المتغيرات المستبعدة. وذلك يستلزم أن تتبع أسعار الخصائص المحذوفة اتجاها عاما مختلفا. وتعد مثل هذه الآثار مرجحة جدا إذا كانت هناك تحسينات تدريجية في نوعية البنود، مثل موثوقية السلع الاستهلاكية المعمرة وتشغيلها بأمان،[٤٩] والتي يصعب قياسها، على الأقل بالنسبة لعينة البنود في وقت الحدث. وعليه، فإن التغيرات السعرية المعدلة بالنوعية سوف تغالي في التغيرات السعرية في مثل هذه الحالات.

[٤٩] هناك بعض المجالات السلعية، مثل وسائل الراحة التي تقدمها خطوط الطيران، والتي يُعتقد أنها تتسم بأنماط عامة من النوعية الآخذة في الانخفاض.

الشكل ٢١-١: قرارات الاستهلاك والإنتاج لتوليفات الخصائص



الفصل الثاني والعشرون

التعامل مع المنتجات الموسمية

مقدمة

٢٢-١ يشكل وجود السلع الموسمية تحديات جمة لخبراء إحصاءات الأسعار. *والسلع الموسمية* هي السلع التي تعد إما: (أ) غير متوفرة في السوق خلال مواسم معينة من السنة، (ب) أو متاحة طوال السنة، ولكن هناك تقلبات منتظمة في الأسعار أو الكميات متزامنة مع موسم أو وقت ما من السنة.[١] ويُطلق على السلعة التي تستوفي التعريف (أ) *سلعة شديدة الموسمية*، في حين تسمي السلعة التي تستوفي التعريف (ب) *سلعة ضعيفة الموسمية*. والسلع شديدة الموسمية هي التي تسبب أكبر المشكلات لخبراء إحصاءات الأسعار في سياق إنتاج مؤشر شهري أو ربع سنوي لأسعار المستهلكين، لأنه إذا توافر سعر سلعة ما في أحد الشهرين (أو الربعين السنويين) فقط قيد المقارنة، عندئذ من الواضح أنه لا يمكن حساب رقم نسبي للأسعار للسلعة وبالتالي تخفق نظرية الرقم القياسي الثنائي. وبمعنى آخر، إذا توافرت السلعة في أحد الشهور وغابت عن الشهر الذي يليه، كيف يمكن حساب مقدار التغير السعري من شهر إلى آخر لتلك السلعة؟[٢] وفي هذا الفصل، يتم طرح حل فعال لهذه المشكلة، حتى ولو كانت السلع التي يتم استهلاكها مختلفة تماما بالنسبة لكل شهر من السنة.[٣]

٢٢-٢ وثمة مصدران رئيسيان للتقلبات السلعية في الأسعار والكميات: (أ) المناخ، (ب) والعادات.[٤] فبالنسبة للأول، تتسبب التقلبات في درجة الحرارة، وسقوط الأمطار، وساعات النهار في تقلبات في الطلب أو العرض للعديد من السلع؛ على سبيل المثال، الملابس الصيفية مقابل الملابس الشتوية، والطلب على الضوء والتدفئة،

---

[١] يتفق هذا التصنيف للسلع الموسمية مع السلع الموسمية بالمفهومين الضيق والواسع في دراسة بوك (Balk)؛ راجع Balk (1980a, p. 7; 1980b, p. 110; 1980c, p. 68). واستخدم Diewert (1998b, p. 457) المصطلحين (الموسمية من النوع ١ والنوع ٢).

[٢] ربما يعد Victor Zarnowitz (1961, p. 238) أول من أشار إلى أهمية هذه المشكلة: "ولكن المشكلة الرئيسية الذي يتسبب فيها التغير الموسمي هي تحديدا أن السلة السوقية تختلف في الشهور (المواسم) المتعاقبة، ليس فقط من حيث الأوزان الترجيحية ولكن في الغالب أيضا في تكوينها السلعي في حد ذاته. وتعد هذه مشكلة عامة ومعقدة سوف يلزم التعامل معها على نحو منفصل في مراحل لاحقة من تحليلنا".

[٣] غير أنه لابد أن تعود هذه السلع ذاتها للظهور كل عام بالنسبة لكل شهر على حدة.

[٤] يرجع هذا التصنيف إلى Wesley C. Mitchell (1927, p. 236) على الأقل: "يتسبب نوعان من المواسم في تقلبات متكررة سنويا في النشاط الاقتصادي – يرتبط الأول بحالات الجو والآخر بالعادات".

والإجازات وغيرها. وفيما يتعلق بالعادات والتقاليد كسبب للتقلبات الموسمية، يرجى النظر في الاقتباس التالي:

للمواسم التقليدية عدة أصول – الاحتفالات الدينية القديمة، العادات الشعبية، الموضة، ممارسات الأعمال، القانون الموضوع ... وللعديد من المواسم التقليدية آثار كبيرة على السلوك الاقتصادي. فيمكننا توقع زيادة المشتروات قبل موسم أعياد الميلاد، وكذلك الطلب على الديوك الرومية في يوم عيد الشكر، وعلى الألعاب النارية في الأول من يوليو، ومن الاستعدادات لحفلات الزواج في يونيو، ومن زيادة مدفوعات الأرباح الموزعة والفائدة في بداية كل ربع سنة، وعلى زيادة حالات الإفلاس في يناير، وهكذا (Mitchell (1927, p. 237)).

٢٢–٣ ومن الأمثلة على السلع الموسمية المهمة: العديد من بنود الأغذية؛ والمشروبات الكحولية؛ والعديد من بنود الملابس والأحذية؛ والماء؛ وزيت التدفئة؛ والكهرباء؛ والأزهار ومستلزمات الحدائق؛ ومشتريات السيارات؛ وتشغيل السيارات؛ والعديد من النفقات على التسلية والترفيه؛ والكتب؛ ونفقات التأمين؛ ونفقات الزواج؛ والمعدات الترفيهية؛ واللُعب وألعاب التسلية؛ وبرامج الحاسوب؛ ونفقات السفر جوا والسياحة. وبالنسبة لبلد "عادي"، سوف تبلغ النفقات الموسمية غالبا نحو خُمس إلى ثُلث كافة النفقات الاستهلاكية.[٥]

٢٢–٤ وفي سياق إنتاج مؤشر شهري أو ربع سنوي لأسعار المستهلكين، يجب الاعتراف بأنه لا توجد طريقة مرضية بالكامل للتعامل مع السلع شديدة الموسمية. فإذا كانت سلعة موجودة في أحد الشهور ولكنها ناقصة من السوق في الشهر التالي، عندئذ لا يمكن تطبيق أي من نظريات الرقم القياسي التي تمت دراستها في الفصول من ١٥ إلى ٢٠ نظرا لأن كافة هذه النظريات افترضت أن أبعاد الفراغ السلعي كانت ثابتة بالنسبة للفترتين قيد المقارنة. غير أنه إذا كانت السلع الموسمية موجودة في السوق خلال كل موسم، عندئذ، نظريا، يمكن تطبيق نظرية الرقم القياسي التقليدية لأجل إعداد مؤشرات للأسعار من شهر إلى آخر أو ربع سنة إلى آخر. وسوف يتم اتباع هذا المنهج التقليدي للتعامل مع السلع الموسمية في الفقرات من ٢٢–٧٨ إلى ٢٢–٩٠. وهناك سببان وراء إرجاء هذا المنهج المباشر إلى نهاية الفصل:

- إن المنهج الذي يقوم بقصر المؤشر على السلع الموجودة في كل فترة غالبا ما لا يعمل جيدا بمعنى أن هناك إمكانية لحدوث تحيزات نظامية.
- لا يعد المنهج ممثِّلا على نحو كامل؛ أي أنه لا يستخدم معلومات عن السلع غير الموجودة في كل شهر أو ربع سنة.

٢٢–٥ وفي القسم التالي، يتم استحداث نسخة معدلة من بيانات Turvey (1979) الاصطناعية. وسوف تُستخدم مجموعة البيانات هذه بهدف التقييم العددي لكافة صيغ الرقم القياسي المقترحة في هذا الفصل. وسوف

[٥] وجد Alterman, Diewert and Feenstra (1999, p. 151) أنه على مدى الأربعين شهرا الممتدة من سبتمبر ١٩٩٣ إلى ديسمبر ١٩٩٦، أظهر نحو ٢٣% إلى ٤٠% من واردات وصادرات الولايات المتحدة تقلبات موسمية في الكميات، في حين أظهر نحو ٥% فقط من أسعار صادرات وواردات الولايات المتحدة تقلبات موسمية.

يُلاحَظ في الفقرات من ٢٢-٦٣ إلى ٢٢-٧٧ أن التقلبات الموسمية الكبيرة جدا في الأحجام، والمقترنة بتغيرات موسمية نظامية في الأسعار، يمكن أن تجعل أداء المؤشرات من شهر إلى آخر وربع سنوي إلى آخر ضعيفا.

٢٢-٦ وعلى الرغم من أن نظرية الرقم القياسي القائمة لا يمكنها التعامل بشكل مرضٍ مع السلع الموسمية في سياق إنشاء مؤشرات لأسعار المستهلكين من شهر لآخر، يمكنها التعامل على وجه مرضٍ مع السلع الموسمية إذا تحول التركيز من مؤشرات أسعار المستهلكين من شهر لآخر إلى مؤشرات أسعار المستهلكين التي تقارن أسعار أحد الشهور مع أسعار *ذات* الشهر في عام سابق. وبالتالي، سوف تتم في الفقرات من ٢٢-١٦ إلى ٢٢-٣٤ دراسة مؤشرات أسعار المستهلكين الشهرية المقارنة بين سنة وأخرى. ويتم استخدام مجموعة البيانات الموسمية الخاصة بترفي (Turvey) لتقييم أداء هذه المؤشرات وثبت أن أداءها جيد جدا.

٢٢-٧ وفي الفقرات من ٢٢-٣٥ إلى ٢٢-٤٤، يتم تجميع المؤشرات الشهرية المقارنة بين سنة وأخرى المعرَّفة في الفقرات من ٢٣-١٦ إلى ٢٣-٣٤ في صورة مؤشر سنوي يقارن كافة الأسعار الشهرية في سنة تقويمية معينة مع الأسعار الشهرية المقابلة في سنة أساس ما. وفي الفقرات من ٢٢-٤٥ إلى ٢٢-٥٤، يتم مد هذه الفكرة المتمثلة في مقارنة أسعار سنة تقويمية جارية مع الأسعار المقابلة في سنة أساس ما لتغطي المؤشرات السنوية التي تقارن أسعار الاثني عشر شهرا الماضية مع الأسعار المقابلة في الاثني عشر شهرا لسنة أساس ما. ويمكن النظر إلى *مؤشرات السنة المتحركة* الناتجة على أنها مؤشرات للأسعار معدلة موسميا. ويتم استخدام مجموعة بيانات ترفي لاختبار هذه المؤشرات المقارنة بين سنة وأخرى، وثبت أن أداءها جيد جدا على مجموعة البيانات هذه.

٢٢-٨ وتوفر مؤشرات السنة المتحركة مقياسا دقيقا لحركة الأسعار في السنة المتحركة الحالية مقارنة بسنة الأساس. غير أنه يمكن النظر لهذا المقياس لتضخم الأسعار على أنه مقياس للتضخم لسنة ما مركزها شهر يبعد نصف سنة عن الشهر الأخير في السنة المتحركة الجارية. ومن ثم، ولبعض أغراض السياسات، لا يعد هذا النوع من المؤشر مفيدا بقدر مؤشر يقارن أسعار الشهر الجاري مع الشهر السابق حتى يمكن الحصول على معلومات أحدث حول حركة الأسعار. وفي الفقرات من ٢٢-٥٥ إلى ٢٢-٦٢، سوف يتضح مع ذلك أنه في ظل شروط معينة، فإن المؤشر الشهري المقارن بين سنة وأخرى بالنسبة للشهر الجاري، فضلا على المؤشر الشهري المقارن بين سنة وأخرى بالنسبة للشهر الأخير، يمكنهما بنجاح التنبؤ بمؤشر للسنة المتحركة المتمركزة حول الشهر الجاري.

٢٢-٩ وتوفر المؤشرات المقارنة بين سنة وأخرى المعرَّفة بالفقرات من ٢٢-١٦ إلى ٢٢-٣٤ ومتوسطاتها السنوية التي تمت دراستها في الفقرات من ٢٢-٣٤ إلى ٢٢-٣٤ طريقة مرضية من الناحية النظرية للتعامل مع السلع شديدة الموسمية؛ أي السلع المتوفرة فقط خلال مواسم معينة من السنة. وتعتمد هذه الطرائق على

مقارنة الأسعار بين سنة وأخرى، وبالتالي لا يمكن استخدامها في نوع المؤشر من شهر لآخر أو ربع سنة لآخر، وهو عادة ما يشكل محور التركيز الرئيسي لبرنامج ما لأسعار المستهلكين. وعليه، ثمة حاجة لمؤشر من نوع آخر، والذي قد لا يتسم بأساس نظري قوي، ولكن يمكنه التعامل مع السلع الموسمية في سياق إعداد مؤشر من شهر لآخر. وفي الفقرات من ٢٢-٦٣ إلى ٢٢-٧٧، يتم تقديم هذا المؤشر وتنفيذه باستخدام مجموعة البيانات الاصطناعية للسلع المتوفرة خلال كل شهر من شهور السنة. ولسوء الحظ، نظرا للموسمية في كل من أسعار وكميات السلع المتوفرة بصورة دائمة، يكون هذا النوع من المؤشرات متحيزا على نحو نظامي. ويظهر هذا التحيز في حالة مجموعة بيانات ترفي المعدلة.

٢٢-١٠ وبما أن العديد من مؤشرات أسعار المستهلكين هي مؤشرات من شهر لآخر تستخدم *أوزانا ترجيحية لكميات السلة السنوية*، تتم دراسة هذا النوع من المؤشرات في الفقرات من ٢٢-٧٨ إلى ٢٢-٨٤. وبالنسبة للشهور التي لا تتوفر فيها السلعة في السوق، يتم ترحيل آخر سعر متوفر واستخدامه في المؤشر. وفي الفقرتين ٢٢-٨٥ و٢٢-٨٦، يتم مرة أخرى استخدام سلة كميات سنوية ولكن بدلا من ترحيل أسعار البنود غير المتوفرة موسميا، يتم استخدام طريقة الاحتساب لتوفير المعلومات الناقصة. ويتم تنفيذ المؤشرات من نوع السلة السنوية المعرَّفة في الفقرات من ٢٢-٧٨ إلى ٢٢-٨٤ باستخدام مجموعة البيانات الاصطناعية. ولسوء الحظ، فإن النتائج التجريبية غير مرضية نظرا لأن المؤشرات تظهر تقلبات موسمية كبيرة في الأسعار، وعليه لن تكون مناسبة للمستخدمين الذين يحتاجون معلومات حديثة عن الاتجاهات العامة في التضخم العام.

٢٢-١١ وفي الفقرات من ٢٢-٨٧ إلى ٢٢-٩٠، يتم استخدام مجموعة البيانات الاصطناعية لأجل تقييم نوع آخر من المؤشر من شهر لآخر والذي عادة ما يتم اقتراحه في الدراسات الاقتصادية بشأن كيفية التعامل مع السلع الموسمية؛ وهو ما يُطلق عليه *مؤشر "بين وستاين"* (Bean and Stine) من *النوع C* (١٩٢٤) أو مؤشر *روزويل* (Rothwell) (١٩٥٨). ومرة أخرى، لا يتخلص هذا المؤشر من التقلبات الموسمية الكبيرة الموجودة في مجموعة بيانات ترفي المعدلة.

٢٢-١٢ وتوضح الفقرات ٢٢-٧٨ إلى ٢٢-٨٤ أن المؤشرات من نوع السلة السنوية، مع ترحيل الأسعار الناقصة أو احتسابها، لا تتخلص من التقلبات الموسمية في الأسعار. غير أنه في الفقرات من ٢٢-٩١ إلى ٢٢-٩٦، يتم توضيح كيف يمكن بنجاح استخدام صيغ معدلة موسميا من هذه المؤشرات ذات السلة السنوية للتنبؤ بمؤشرات السنة المتحركة المتمركزة حول الشهر الجاري. بالإضافة إلى ذلك، توضح النتائج كيف يمكن تعديل هذه المؤشرات القائمة على السلة السنوية موسميا (باستخدام معلومات تم الحصول عليها من مؤشرات سنة متحركة من فترات سابقة أو باستخدام إجراءات التعديل الموسمي التقليدية)، ومن ثم يمكن استخدام هذه المؤشرات القائمة على السلة السنوية المعدلة موسميا كمؤشرات ناجحة للتضخم العام في التوقيت الملائم.

٢٢-١٣ وتوضح الفقرة ٢٣-٩٧ بإيجاز بعض الاستنتاجات.

مجموعة بيانات السلع الموسمية

٢٢-١٤ من المفيد توضيح صيغ الرقم القياسي المعرَّفة في الأقسام التالية من خلال حسابها لمجموعة بيانات فعلية. وقد قام ترفي (Turvey, 1979) بإعداد مجموعة بيانات اصطناعية لخمس سلع موسمية (التفاح، والخوخ، والعنب، والفراولة، والبرتقال) لأربع سنوات حسب الشهر بحيث يصل إجمالي الملاحظات ٥ X ٤ X ١٢=٢٤٠. وفي أوقات معينة من السنة، لا يتوافر الخوخ أو الفراولة (السلعتان ٢ و٤)، ومن ثم يتم في الجدولين ٢٢-١ و٢٢-٢ إدراج أسعار وكميات هاتين السلعتين كقيم صفرية.[٦] وتعد البيانات الواردة في الجدولين ٢٢-١ و٢٢-٢ هي أساسا ذات البيانات التي أعدها ترفي باستثناء إدخال بعض التعديلات عليها لأجل توضيح نقاط مختلفة. ويتمثل أهم تعديلين في الآتي:

- تم تعديل بيانات السلعة ٣ (العنب) كي تختلف مؤشرات باش ولاسبير السنوية (المعرَّفة في الفقرات من ٢٢-٣٥ إلى ٢٢-٤٤) على نحو أكبر مما كانت عليه في مجموعة البيانات الأصلية.[٧]
- وبعد إجراء التعديلات السابقة، تمت زيادة كل سعر في السنة الأخيرة من البيانات بواسطة عامل التضخم ١,٠٠٨ بحيث يبلغ معدل التضخم من شهر لآخر في السنة الأخيرة من البيانات ١,٦% شهريا مقارنة بنحو ٠,٨% شهريا بالنسبة للسنوات الثلاث الأولى من البيانات.[٨]

---

[٦] الأسعار المقابلة لا تساوي صفرا بالضرورة (قد يمكن عرض السلع للبيع بأسعار معينة ولكن لا يتوافر مشترون عند هذه الأسعار)، ولكنها تُدرج كقيم صفرية للتيسير عند برمجة مختلفة المؤشرات.

[٧] بعد السنة الأولى، تم تعديل البيانات السعرية للعنب إلى أدنى بنسبة ٣٠% كل سنة وتعديل الحجم المقابل إلى أعلى بنسبة ٤٠% سنويا. بالإضافة إلى ذلك، تم تغيير كمية البرتقال (السلعة ٥) لشهر نوفمبر ١٩٧١ من ٣,٥٤٨ إلى ٨,٥٤٨ بحيث يتماثل نمط التغير الموسمي لهذه السلعة مع ذات النمط في السنوات الأخرى. ولأسباب مماثلة، تم تغيير سعر البرتقال في ديسمبر ١٩٧٠ من ١,٣١ إلى ١,٤١ وفي يناير ١٩٧١ من ١,٣٥ إلى ١,٤٥.

[٨] وفي تعليقه على النسخة الأولية من هذا الفصل، أشار بيير دوغيه (Pierre Duguay) من بنك كندا المركزي (Bank of Cananda) إلى أن مؤشرات السنة المتحركة لن تتمكن من كشف *مقدار* التغييرات النظامية في معدل التضخم من شهر لآخر. وقد كانت مجموعة بيانات ترفي الأصلية متسقة على نحو تقريبي مع معدل تضخم من شهر لآخر بلغ ٠,٨% شهريا؛ أي أن الأسعار زادت تقريبا بمعدل ١,٠٠٨ شهريا على مدى السنوات الأربعة من البيانات. وقد تم إدخال هذا التعديل الرئيسي لبيانات ترفي بهدف توضيح ملاحظة دوغيه، والتي تعد صحيحة تماما: ترصد مؤشرات السنة المتحركة المتمركزة المقدار الصحيح لمعدل التضخم الجديد فقط بعد فترة تأخر تبلغ نصف سنة تقريبا. إلا أنها ترصد سريعا اتجاه التغير في معدل التضخم.

الجدول ٢٢–١: مجموعة بيانات موسمية اصطناعية: الأسعار

السنة t	الشهر m	$p1^{\text{الشهر}=m}$	$p2^{\text{الشهر}=m}$	$p3^{\text{الشهر}=m}$	$p4^{\text{الشهر}=m}$	$p5^{\text{الشهر}=m}$
١٩٧٠	١	١,١٤	صفر	٢,٤٨	صفر	١,٣٠
	٢	١,١٧	صفر	٢,٧٥	صفر	١,٢٥
	٣	١,١٧	صفر	٥,٠٧	صفر	١,٢١
	٤	١,٤٠	صفر	٥,٠٠	صفر	١,٢٢
	٥	١,٦٤	صفر	٤,٩٨	٥,١٣	١,٢٨
	٦	١,٧٥	٣,١٥	٤,٧٨	٣,٤٨	١,٣٣
	٧	١,٨٣	٢,٥٣	٣,٤٨	٣,٢٧	١,٤٥
	٨	١,٩٢	١,٧٦	٢,٠١	صفر	١,٥٤
	٩	١,٣٨	١,٧٣	١,٤٢	صفر	١,٥٧
	١٠	١,١٠	١,٩٤	١,٣٩	صفر	١,٦١
	١١	١,٠٩	صفر	١,٧٥	صفر	١,٥٩
	١٢	١,١٠	صفر	٢,٠٢	صفر	١,٤١
١٩٧١	١	١,٢٥	صفر	٢,١٥	صفر	١,٤٥
	٢	١,٣٦	صفر	٢,٥٥	صفر	١,٣٦
	٣	١,٣٨	صفر	٤,٢٢	صفر	١,٣٧
	٤	١,٥٧	صفر	٤,٣٦	صفر	١,٤٤
	٥	١,٧٧	صفر	٤,١٨	٥,٦٨	١,٥١
	٦	١,٨٦	٣,٧٧	٤,٠٨	٣,٧٢	١,٥٦
	٧	١,٩٤	٢,٨٥	٢,٦١	٣,٧٨	١,٦٦
	٨	٢,٠٢	١,٩٨	١,٧٩	صفر	١,٧٤
	٩	١,٥٥	١,٨٠	١,٢٨	صفر	١,٧٦
	١٠	١,٣٤	١,٩٥	١,٣٦	صفر	١,٧٧
	١١	١,٣٣	صفر	١,٦٢	صفر	١,٧٦
	١٢	١,٣٠	صفر	١,٨١	صفر	١,٥٠
١٩٧٢	١	١,٤٣	صفر	١,٨٩	صفر	١,٥٦
	٢	١,٥٣	صفر	٢,٣٨	صفر	١,٥٣
	٣	١,٥٩	صفر	٣,٥٩	صفر	١,٥٥
	٤	١,٧٣	صفر	٣,٩٠	صفر	١,٦٢
	٥	١,٨٩	صفر	٣,٥٦	٦,٢١	١,٧٠
	٦	١,٩٨	٤,٦٩	٣,٥١	٣,٩٨	١,٧٨
	٧	٢,٠٧	٣,٣٢	٢,٧٣	٤,٣٠	١,٨٩
	٨	٢,١٢	٢,٢٩	١,٦٥	صفر	١,٩١
	٩	١,٧٣	١,٩٠	١,١٥	صفر	١,٩٢
	١٠	١,٥٦	١,٩٧	١,١٥	صفر	١,٩٥
	١١	١,٥٦	صفر	١,٤٦	صفر	١,٩٤
	١٢	١,٤٩	صفر	١,٧٣	صفر	١,٦٤
١٩٧٣	١	١,٦٨	صفر	١,٦٢	صفر	١,٦٩
	٢	١,٨٢	صفر	٢,١٦	صفر	١,٦٩
	٣	١,٨٩	صفر	٣,٠٢	صفر	١,٧٤
	٤	٢,٠٠	صفر	٣,٤٥	صفر	١,٩١
	٥	٢,١٤	صفر	٣,٠٨	٧,١٧	٢,٠٣
	٦	٢,٢٣	٦,٤٠	٣,٠٧	٤,٥٣	٢,١٣
	٧	٢,٣٥	٤,٣١	٢,٤١	٥,١٩	٢,٢٢
	٨	٢,٤٠	٢,٩٨	١,٤٩	صفر	٢,٢٦
	٩	٢,٠٩	٢,٢١	١,٠٨	صفر	٢,٢٢
	١٠	٢,٠٣	٢,١٨	١,٠٨	صفر	٢,٣١
	١١	٢,٠٥	صفر	١,٣٦	صفر	٢,٣٤
	١٢	١,٩٠	صفر	١,٥٧	صفر	١,٩٧

الجدول ٢٢-٢: مجموعة بيانات موسمية اصطناعية: الكميات

السنة t	الشهر m	$q1^{\text{كم}}$	$q2^{\text{كم}}$	$q3^{\text{كم}}$	$q4^{\text{كم}}$	$q5^{\text{كم}}$
١٩٧٠	١	٣٠٨٦	صفر	٨٢	صفر	١٠٢٦٦
	٢	٣٧٦٥	صفر	٣٥	صفر	٩٦٥٦
	٣	٤٣٦٣	صفر	٩٨	صفر	٧٩٤٠
	٤	٤٨٤٢	صفر	٢٦	صفر	٥٩١٠
	٥	٤٤٣٩	صفر	٧٥	٧٠٠	٤٠٨٩
	٦	٥٣٢٣	٩١	٨٢	٢٧٠٩	٣٣٦٢
	٧	٤١٦٥	٤٩٨	٩٦	١٩٧٠	٣٣٩٦
	٨	٣٢٢٤	٦٥٠٤	١٤٩٠	صفر	٢٤٠٦
	٩	٤٠٢٥	٤٩٢٣	٢٩٣٧	صفر	٢٤٨٦
	١٠	٥٧٨٤	٨٦٥	٢٨٢٦	صفر	٣٢٢٢
	١١	٦٩٤٩	صفر	١٢٩٠	صفر	٦٩٥٨
	١٢	٣٩٢٤	صفر	٣٣٨	صفر	٩٧٦٢
١٩٧١	١	٣٤١٥	صفر	١١٩	صفر	١٠٨٨٨
	٢	٤١٢٧	صفر	٤٥	صفر	١٠٣١٤
	٣	٤٧٧١	صفر	١٤	صفر	٨٧٩٧
	٤	٥٢٩٠	صفر	١١	صفر	٥٥٩٠
	٥	٤٩٨٦	صفر	٧٤	٨٠٦	٤٣٧٧
	٦	٥٨٦٩	٩٨	١١٢	٣١٦٦	٣٦٨١
	٧	٤٦٧١	٥٤٨	١٣٢	٢١٥٣	٣٧٤٨
	٨	٣٥٣٤	٦٩٦٤	٢٢١٦	صفر	٢٦٤٩
	٩	٤٥٠٩	٥٣٧٠	٤٢٢٩	صفر	٢٧٢٦
	١٠	٦٢٩٩	٩٣٢	٤١٧٨	صفر	٣٤٧٧
	١١	٧٧٥٣	صفر	١٨٣١	صفر	٨٥٤٨
	١٢	٤٢٨٥	صفر	٤٩٦	صفر	١٠٧٢٧
١٩٧٢	١	٣٧٤٢	صفر	١٧٢	صفر	١١٥٦٩
	٢	٤٥١٨	صفر	٦٧	صفر	١٠٩٩٣
	٣	٥١٣٤	صفر	٢٢	صفر	٩٦٢١
	٤	٥٧٣٨	صفر	١٦	صفر	٦٠٦٣
	٥	٥٤٩٨	صفر	١٣٧	٩٣١	٤٦٢٥
	٦	٦٤٢٠	١٠٤	١٧١	٣٦٤٢	٣٩٧٠
	٧	٥١٥٧	٦٠٤	٢٠٢	٢٥٣٣	٤٠٧٨
	٨	٣٨٨١	٧٣٧٨	٣٢٦٩	صفر	٢٨٨٣
	٩	٤٩١٧	٥٨٣٩	٦١١١	صفر	٢٩٥٧
	١٠	٦٨٧٢	١٠٠٦	٥٩٦٤	صفر	٣٧٥٩
	١١	٨٤٩٠	صفر	٢٨٢٤	صفر	٨٢٣٨
	١٢	٥٢١١	صفر	٧٣١	صفر	١١٨٣٧
١٩٧٣	١	٤٠٥١	صفر	٢٥٠	صفر	١٢٢٠٦
	٢	٤٩٠٩	صفر	١٠٢	صفر	١١٦٩٨
	٣	٥٥٦٧	صفر	٣٠	صفر	١٠٤٣٨
	٤	٦٢٥٣	صفر	٢٥	صفر	٦٥٩٣
	٥	٦١٠١	صفر	٢٢٠	١٠٣٣	٤٩٢٦
	٦	٧٠٢٣	١١١	٢٥٢	٤٠٨٥	٤٣٠٧
	٧	٥٦٧١	٦٥٣	٢٦٦	٢٨٧٧	٤٤١٨
	٨	٤١٨٧	٧٨٥٦	٤٨١٣	صفر	٣١٦٥
	٩	٥٤٤٦	٦٢٩١	٨٨٠٣	صفر	٣٢١١
	١٠	٧٣٧٧	١٠٧٣	٨٧٧٨	صفر	٤٠٠٧
	١١	٩٢٨٣	صفر	٤٥١٧	صفر	٨٨٣٣
	١٢	٤٩٥٥	صفر	١٠٧٣	صفر	١٢٥٥٨

١٥-٢٢ وأرسل رالف ترفي مجموعة بياناته الاصطناعية للوكالات الإحصائية حول العالم، طالبا منها استخدام أساليبها العادية في إعداد متوسط المؤشرات الشهرية والسنوية للأسعار. وقد أجابه عشرون بلدا، وأوجز Turvey (1979, p. 13) الاستجابات كالتالي: "سوف يتبين أن الأسعار الشهرية تُظهِر فروقا كبيرة

جدا، فعلى سبيل المثال، تتراوح بين ١٢٩,١٢–١٦٩,٥٠ في يونيو، في حين يكون نطاق المتوسط السنوي البسيط أصغر كثيرا. كذلك سوف يتبين أن المؤشرات تتفاوت وفقا لشهر أو سنة الذروة."

وتُستَخدم البيانات (المعدلة) أعلاه لاختبار مختلف صيغ الرقم القياسي في الأقسام التالية.

المؤشرات الشهرية المقارنة بين سنة وأخرى

٢٢–١٦ يمكن ملاحظة أن وجود السلع الموسمية بالسوق في أحد الشهور وغيابها في الشهر التالي يتسبب في انخفاض دقة المؤشر من شهر لآخر.[٩] وإحدى طرائق التعامل مع هذه السلع شديدة الموسمية هو تحويل التركيز من مؤشرات الأسعار من شهر لآخر قصيرة الأجل إلى عمل مقارنات سعرية بين سنة وأخرى بالنسبة لكل شهر من شهور السنة. وفي النوع الأخير من المقارنات، هناك احتمال كبير أن السلع الموسمية التي تظهر، على سبيل المثال، في فبراير سوف تظهر أيضا في شهور فبراير التالية بحيث يتم تعظيم تداخل السلع في هذه المؤشرات الشهرية المقارنة بين سنة وأخرى.

٢٢–١٧ ولفترة تزيد على قرن من الزمن، كان هناك اعتراف بأن إجراء مقارنات بين سنة وأخرى[١٠] يوفر أبسط الطرق لإجراء مقارنات تخلو من الآثار السلبية للتقلبات الموسمية. وحسب قول W. Stanley Jevons (1884, p. 3):

> في التقارير اليومية عن السوق، وغيرها من المطبوعات الإحصائية، نجد باستمرار مقارنات بين أرقام تشير إلى الأسبوع أو الشهر أو الأجزاء الأخرى من السنة، وبين تلك الخاصة بالأجزاء المقابلة من سنة سابقة. ويتم إجراء المقارنة بهذه الطريقة لأجل تجنب أي اختلاف ناتج عن توقيت السنة. ومن الواضح للجميع أن هذا الحرص ضروري. فكل فرع من الصناعة والتجارة يجب أن يتأثر إلى حد ما بتعاقب الفصول، ويجب أن ندرك الآثار الناتجة عن هذا السبب قبل أن نعرف الآثار الناجمة عن الأسباب الأخرى.

٢٢–١٨ وقد أيد الاقتصادي ألفريد ويليم فلاكس (A.W. Flux) والخبير الإحصائي جورج أودني يول (G. Udny Yule) أيضا فكرة إجراء مقارنات بين سنة وأخرى للحد من آثار التقلبات الموسمية:

> يتم كل شهر حساب متوسط التغير السعري مقارنة بالشهر المناظر من السنة السابقة ... ويعد تحديد الاختلافات الموسمية في الأوزان الترجيحية، خاصة في ضوء احتمالية تغير المواسم من سنة لأخرى، من المهام التي أعتقد أن معظمنا يفضل الإعراض عنها (Flux (1921, pp. 184-185).

---

[٩] وفي الحالة القصوى، إذا ظهرت كل سلعة في شهر واحد فقط من السنة، عندئذ سوف يخفق المؤشر من شهر لآخر بالكامل.

[١٠] في سياق المؤشر الموسمي للأسعار، فإن هذا النوع من المؤشر يقابل المؤشر من النوع D الخاص بكل من Bean and Stine (1924, p. 31).

وأميل هنا إلى إعداد الرقم القياسي لأي شهر باتخاذ نسب للشهر المقابل للسنة المستخدمة كمرجع، السنة السابقة مثلا، نظرا لأن ذلك سوف يتجنب أي صعوبات ناتجة عن السلع الموسمية. وعليه، يتعين أن أصيغ المتوسط السنوي بواسطة المتوسط الهندسي للأرقام الشهرية ((Yule (1921, p. 199).

وفي الدراسات الأحدث، أيد Victor Zarnowitz (1961, p. 266) أيضا استخدام المؤشرات الشهرية المقارنة بين سنة وأخرى:

ليس هناك بالطبع صعوبة في قياس متوسط التغير السعري بين نفس الشهور في السنوات المتعاقبة، إذا كان الشهر هو وحدة "الموسم" التي نستخدمها، وإذا أمكن استخدام سلة سوقية موسمية ثابتة، نظرا لإمكانية تطبيق الطرق التقليدية لإنشاء المؤشر في مثل هذه المقارنات.

١٩-٢٢ وفيما تبقى من هذا القسم، يتم توضيح كيف يمكن إنشاء مؤشرات فيشر المقارنة بين سنة وأخرى والتقديرات التقريبية لها.[١١] ولكل شهر على حدة, $m = 1\ 2, \ldots, 12$، نفترض أن $S(m)$ تدل على مجموعة السلع المتوفرة في السوق في كل سنة $t = 0, 1, \ldots, T$. وبالنسبة إلى $t = 0, 1, \ldots, T$ و $m = 1, 2, \ldots, 12$ نفترض أن $p_n^{t,m}$ و $q_n^{t,m}$ يدلان على سعر وكمية السلعة n المتوفرة في السوق في الشهر m من السنة t، بحيث تنتمي n إلى $S(m)$. ونفرض أن $p^{t,m}$ و $q^{t,m}$ يدلان على متجهي أسعار وكميات الشهر m والسنة t، على الترتيب. عندئذ، يمكن تعريف مؤشرات لاسبير وباش وفيشر المقارنة بين سنة وأخرى، في الاتجاه من الشهر m من السنة t إلى الشهر m من السنة $t+1$، على النحو التالي:

[١١] أشارت دراسة Diewert (1996b, p. 17–19; 1999a, p. 50) إلى قيود مختلفة، تتعلق بقابلية الانفصال، على أفضليات المستهلكين سوف تبرر هذه المؤشرات الشهرية المقارنة بين سنة وأخرى من وجهة نظر المنهج الاقتصادي تجاه نظرية الرقم القياسي.

$$P_L(p^{t,m}, p^{t+1,m}, q^{t,m}) = \frac{\sum_{n \in S(m)} p_n^{t+1,m} q_n^{t,m}}{\sum_{n \in S(m)} p_n^{t,m} q_n^{t,m}}$$

$$m = 1, 2, \ldots, 12 \qquad (22.1)$$

$$P_P(p^{t,m}, p^{t+1,m}, q^{t+1,m}) = \frac{\sum_{n \in S(m)} p_n^{t+1,m} q_n^{t+1,m}}{\sum_{n \in Sm)} p_n^{t,m} q_n^{t+1,m}}$$

$$m = 1, 2, \ldots, 12 \qquad (22.2)$$

$$P_F(p^{t,m}, p^{t+1,m}, q^{t,m}, q^{t+1,m}) \equiv \sqrt{P_L(p^{t,m}, p^{t+1,m}, q^{t,m}) P_P(p^{t,m}, p^{t+1,m}, q^{t+1,m})}$$

$$m = 1, 2, \ldots, 12. \qquad (22.3)$$

٢٠-٢٢ ويمكن إعادة كتابة الصيغ الواردة آنفا في شكل رقم نسبي للأسعار ونصيب إنفاق شهري كما يلي:

$$P_L\left(p^{t,m}, p^{t+1,m}, s^{t,m}\right) = \sum_{n \in S(m)} s_n^{t,m} \left(p_n^{t+1,m} / p_n^{t,m}\right) \qquad m = 1,2,...12 \qquad (22.4)$$

$$P_P\left(p^{t,m}, p^{t+1,m}, s^{t+1,m}\right) = \left[\sum_{n \in S(m)} s_n^{t+1,m} \left(p_n^{t+1,m} / p_n^{t,m}\right)^{-1}\right]^{-1} \quad m = 1,2,...12 \qquad (22.5)$$

$$P_F\left(p^{t,m}, p^{t+1,m}, s^{t,m}, s^{t+1,m}\right) \equiv \sqrt{P_L\left(p^{t,m}, p^{t+1,m}, s^{t,m}\right) P_P\left(p^{t,m}, p^{t+1,m}, s^{t+1,m}\right)} \qquad (22.6)$$

$$= \sqrt{\sum_{n \in S(m)} s_n^{t,m} \left(p_n^{t+1,m} / p_n^{t,m}\right)} \sqrt{\left[\sum_{n \in S(m)} s_n^{t+1,m} \left(p_n^{t+1,m} / p_n^{t,m}\right)^{-1}\right]^{-1}} \quad m = 1,2,...12$$

حيث يتم تعريف نصيب الإنفاق الشهري للسلعة $n \in S(m)$ للشهر m في السنة t ، كالتالي:

$$s_n^{t,m} = \frac{p_n^{t,m} q_n^{t,m}}{\sum_{i \in S(m)} p_i^{t,m} q_i^{t,m}}$$

$$m = 1, 2, \ldots, 12$$

$$n \in S(m) \; t = 0, 1, \ldots, T \qquad (22.7)$$

ويدل $s^{t,m}$ على متجه أنصبة إنفاق الشهر m في السنة $t, [s_n^{t,m}]$ بالنسبة إلى $n \in S(m)$.

٢٢-٢١ ومن غير المرجح أن تتوفر أنصبة إنفاق الفترة الجارية $s_n^{t,m}$. وبالتالي، سيكون ضروريا تقدير هذه الأنصبة تقريبيا باستخدام أنصبة الإنفاق المقابلة من سنة أساس صفر.

٢٢-٢٢ ويتم استخدام متجهات أنصبة الإنفاق الشهري لفترة الأساس $s^{0,m}$ محل متجه أنصبة إنفاق الشهر m والسنة t $s^{t,m}$ في المعادلة (22.4)، واستخدام متجهات أنصبة الإنفاق الشهري لفترة الأساس $s^{0,m}$ محل متجه أنصبة إنفاق الشهر m والسنة $t+1$، $s^{t+1,m}$، في المعادلة (22.5). وعلى نحو مماثل، يتم إبدال متجهات أنصبة الإنفاق $s^{t,m}$ و $s^{t+1,m}$ في المعادلة (22.6) إلى متجه نصيب إنفاق فترة الأساس للشهر m، $s^{0,m}$. ويتم تعريف *مؤشرات لاسبير وباش وفيشر التقريبية الشهرية المقارنة بين سنة وأخرى* الناتجة بواسطة المعادلات من (22.8) إلى (22.10):[١٢]

$$P_{AL}\left(p^{t,m},p^{t+1,m},s^{0,m}\right)=\sum_{n\in S(m)}s_n^{0,m}\left(p_n^{t+1,m}/p_n^{t,m}\right)\qquad m=1,2,...12\qquad(22.8)$$

$$P_{AP}\left(p^{t,m},p^{t+1,m},s^{0,m}\right)=\left[\sum_{n\in S(m)}s_n^{0,m}\left(p_n^{t+1,m}/p_n^{t,m}\right)^{-1}\right]^{-1}\qquad m=1,2,...12\qquad(22.9)$$

$$\begin{aligned}P_{AF}\left(p^{t,m},p^{t+1,m},s^{0,m},s^{0,m}\right)&\equiv\sqrt{P_{AL}\left(p^{t,m},p_n^{t+1,m},s^{0,m}\right)P_{AP}\left(p^{t,m},p^{t+1,m},s^{0,m}\right)}\\&=\sqrt{\sum_{n\in S(m)}s_n^{0,m}\left(p_n^{t+1,m}/p_n^{t,m}\right)^{-1}}\times\sqrt{\left[\sum_{n\in S(m)}s_n^{0,m}\left(p_n^{t+1,m}/p_n^{t,m}\right)^{-1}\right]^{-1}}\end{aligned}\qquad(22.10)$$

٢٢-٢٣ وسوف توفر مؤشرات فيشر التقريبية الشهرية المقارنة بين سنة وأخرى المعرَّفة في المعادلة (22.10) تقديرات تقريبية كافية لمؤشرات فيشر الحقيقية المقابلة لها المعرَّفة بالمعادلة (22.6) فقط إذا كانت أنصبة الإنفاق الشهري لسنة الأساس صفر لا تختلف كثيرا عن الأنصبة المقابلة لها في السنة الجارية t و $t+1$. ومن ثم، سوف يكون من المفيد إنشاء مؤشرات فيشر الحقيقية على أساس مؤجل لأجل التحقق من مدى كفاية مؤشرات فيشر التقريبية المعرَّفة بالمعادلة (22.10).

٢٢-٢٤ وعادة سوف تتسم مؤشرات فيشر التقريبية الشهرية المقارنة بين سنة وأخرى المعرَّفة بالمعادلة (22.10) بقدر من التحيز بالزيادة، نظرا لأن هذه المؤشرات لا يمكن أن تعكس الإحلال طويل الأجل من

---

[١٢] إذا كانت أنصبة الإنفاق الشهري لسنة الأساس، $s_n^{0,m}$، كلها متساوية، عندئذ فإن مؤشر فيشر التقريبي المعرَّف بالمعادلة (22.10) يُختزل إلى صيغة فيشر الأساسية "فيشر ١٠١" Fisher's (1922, p. 472). وقد لاحظ فيشر Fisher (1922, p. 211) أن هذا المؤشر كان مقاربا جدا من الناحية العملية للمتوسط الهندسي غير المرجح للأرقام النسبية للأسعار، في حين أوضح كل من Dalén (1992, p. 143) و Diewert (1995a, p. 29) تحليليا أن هذين المؤشرين مقاربان لأحدهما الآخر من الدرجة الثانية. وقد أوصى كل من Carruthers, Sellwood and Ward (1980, p. 25) و Dalén (1992, p. 140) باستخدام الصيغة المرجحة بالتساوي من المعادلة (22.10) كمؤشر أولي.

المستهلكين تجاه السلع التي تصبح أرخص نسبيا عبر الزمن. الأمر الذي يؤكد الحاجة إلى حساب مؤشرات فيشر الشهرية المقارنة بين سنة وأخرى المعرَّفة بالمعادلة (22.6) على أساس مؤجل حتى يمكن تقدير هذا التحيز الناتج عن الإحلال.

٢٢-٢٥ ويُلاحَظ أن مؤشري لاسبير وباش التقريبيين الشهريين المقارنين بين سنة وأخرى، P_{AL} و P_{AP} المعرَّفين بالمعادلتين (22.8) و(22.9) أعلاه، يجتازان المتباينتين التاليتين:

$$P_{AL}(p^{t,m}, p^{t+1,m}, s^{0,m})P_{AL}(p^{t+1,m}, p^{t,m}, s^{0,m}) \geq 1 \quad m = 1, 2, \ldots, 12 \tag{22.11}$$

$$P_{AP}(p^{t,m}, p^{t+1,m}, s^{0,m})P_{AP}(p^{t+1,m}, p^{t,m}, s^{0,m}) \leq 1 \quad m = 1, 2, \ldots, 12 \tag{22.12}$$

على أن تكون المتباينتان صارمتين إذا كان متجها الأسعار الشهرية $p^{t,m}$ و $p^{t+1,m}$ لا يتناسبان مع أحدهما الآخر.[١٣] وتشير المتباينة (22.11) إلى أن مؤشر لاسبير الشهري التقريبي المقارن بين سنة وأخرى يخفق في اجتياز اختبار انعكاس الأساس الزمني بتحيز بالزيادة، في حين تشير المتباينة (22.12) إلى أن مؤشر باش الشهري التقريبي المقارن بين سنة وأخرى يخفق في اجتياز اختبار الانعكاس الزمني بتحيز بالزيادة. ومن ثم، فإن مؤشر لاسبير التقريبي ذا الأوزان الترجيحية الثابتة P_{AL} يتسم بتحيز داخلي بالزيادة في حين يتسم مؤشر باش التقريبي ذو الأوزان الترجيحية الثابتة P_{AP} بتحيز داخلي بالنقص. ويتعين على الوكالات الإحصائية أن تتجنب استخدام هذه الصيغ. غير أنه يمكن جمع هذه الصيغ على غرار صيغة فيشر التقريبية (22.10)، ويتعين أن يكون المؤشر الناتج خاليا من أي تحيز نظامي في الصيغ (غير أنه يمكن أن يظل هناك بعض التحيز الناتج عن الإحلال).

٢٢-٢٦ ويتم توضيح المؤشرات الشهرية المقارنة بين سنة وأخرى المعرَّفة في هذا القسم باستخدام مجموعة البيانات الاصطناعية الواردة في الجدولين ٢٢-١ و٢٢-٢. وعلى الرغم من أن المؤشرات ثابتة الأساس غير معرَّفة منهجيا في هذا القسم، فإن لهذه المؤشرات صيغ مماثلة للمؤشرات المقارنة بين سنة وأخرى باستثناء أن سنة الأساس المتغيرة t تحل محلها سنة الأساس الثابتة صفر. وتتضمن الجداول من ٢٢-٣ إلى ٢٢-٥ مؤشرات لاسبير وباش وفيشر ثابتة الأساس الشهرية المقارنة بين سنة وأخرى الاثنتي عشرة الناتجة.

[١٣] راجع دراسة Hardy, Littlewood and Pólya (1934, p. 26).

الجدول ٢٢-٣: مؤشرات لاسبير ثابتة الأساس الشهرية المقارنة بين سنة وأخرى

السنة	الشهر											
	١	٢	٣	٤	٥	٦	٧	٨	٩	١٠	١١	١٢
١٩٧٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠
١٩٧١	١,١٠٨٥	١,١٠٦٨	١,١٤٧٦	١,١٤٨٨	١,١١٥٩	١,٠٨٤٤	١,١١٠٣	١,٠٧٨٣	١,٠٤٩٢	١,٠٩٠١	١,١٢٨٤	١,٠٨٤٩
١٩٧٢	١,٢٠٦٠	١,٢٤٤٢	١,٣٠٦٢	١,٢٧٨٣	١,٢١٨٤	١,١٧٣٤	١,٢٣٦٤	١,١٨٢٧	١,١٠٤٩	١,١٨٠٩	١,٢٥٥٠	١,١٩٦٠
١٩٧٣	١,٣٢٨١	١,٤٠٢٨	١,٤٩٦٨	١,٤٩١٧	١,٤١٠٥	١,٣٤٦١	١,٤٥٥٩	١,٤٢٩٠	١,٢٦٣٦	١,٤٠٦٠	١,٥٤٤٩	١,٤٥٠٥

الجدول ٢٢-٤: مؤشرات باش ثابتة الأساس الشهرية المقارنة بين سنة وأخرى

السنة	الشهر											
	١	٢	٣	٤	٥	٦	٧	٨	٩	١٠	١١	١٢
١٩٧٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠
١٩٧١	١,١٠٧٤	١,١٠٧٠	١,١٤٧١	١,١٤٨٦	١,١١١٥	١,٠٨٢٧	١,١٠٧٥	١,٠٦٩٩	١,٠٤١٤	١,٠٧٦٢	١,١٢١٨	١,٠٨٢٤
١٩٧٢	١,٢٠٢٣	١,٢٤٣٦	١,٣٠٣٨	١,٢٧٧٣	١,٢٠٢٤	١,١٦٥٧	١,٢٣٠٧	١,١٤٥٥	١,٠٦٩٥	١,١٢٧٤	١,٢٢١٨	١,١٩٠١
١٩٧٣	١,٣١٩٠	١,٤٠٠٩	١,٤٩١٢	١,٤٨٨٢	١,٣٧١٥	١,٣٢٦٦	١,٤٤٣٣	١,٣١٢٢	١,١٦٦٤	١,٢٤٩٦	١,٤٢٩٦	١,٤١٥٢

الجدول ٢٢-٥: مؤشرات فيشر ثابتة الأساس الشهرية المقارنة بين سنة وأخرى

السنة	الشهر											
	١	٢	٣	٤	٥	٦	٧	٨	٩	١٠	١١	١٢
١٩٧٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠
١٩٧١	١,١٠٨٠	١,١٠٦٩	١,١٤٧٤	١,١٤٨٧	١,١١٣٧	١,٠٨٣٥	١,١٠٨٩	١,٠٧٤١	١,٠٤٥٣	١,٠٨٣١	١,١٢٥١	١,٠٨٣٧
١٩٧٢	١,٢٠٤١	١,٢٤٣٩	١,٣٠٥٠	١,٢٧٧٨	١,٢١٠٤	١,١٦٩٥	١,٢٣٣٦	١,١٦٤٠	١,٠٨٧٠	١,١٥٣٨	١,٢٣٨٣	١,١٩٣٠
١٩٧٣	١,٣٣٣٥	١,٤٠١٩	١,٤٩٤٠	١,٤٩٠٠	١,٣٩٠٩	١,٤٤٩٦	١,٣٣٦٣	١,٣٦٩٤	١,٢١٤٠	١,٣٢٥٥	١,٤٨٦١	١,٤٣٢٧

٢٢-٢٧ وبمقارنة القيود في الجدولين ٢٢-٣ و٢٢-٤، يمكن ملاحظة أن مؤشرات لاسبير وباش ثابتة الأساس الشهرية المقارنة بين سنة وأخرى للأسعار لا تختلف كثيرا بالنسبة للشهور الأولى من السنة، ولكن هناك فروقا كبيرة بين المؤشرات في الشهور الخمسة الأخيرة من السنة حتى عام ١٩٧٣. ويعد أكبر فرق بين مؤشري لاسبير وباش هو ١٢,٥% بالنسبة للشهر ١٠ في عام ١٩٧٣ (١,٢٤٩٦/١,٤٠٦٠=١,١٢٥). إلا أن كافة السلاسل الشهرية المقارنة بين سنة وأخرى توضح اتجاها عاما ممهدا من سنة لأخرى.

٢٢-٢٨ ويمكن إنشاء مؤشرات لاسبير وباش وفيشر التقريبية المقارنة بين سنة وأخرى ثابتة الأساس، بإبدال أنصبة إنفاق الشهر الجاري للسلع الخمس إلى أنصبة الإنفاق الشهري لسنة الأساس المقابلة على السلع الخمس. وتكون مؤشرات لاسبير التقريبية الناتجة مساوية لمؤشرات لاسبير ثابتة الأساس بحيث لا تكون هناك حاجة لعرض مؤشرات لاسبير التقريبية في جدول. إلا أن مؤشرات باش وفيشر التقريبية المقارنة بين سنة وأخرى تختلف عن مؤشرات باش وفيشر ثابتة الأساس الواردة في الجدولين ٢٢-٤ و٢٢-٥، وعليه، فإن هذه المؤشرات التقريبية الجديدة متضمنة في الجدولين ٢٢-٦ و٢٢-٧.

الجدول ٢٢-٦: مؤشرات باش ثابتة الأساس الشهرية التقريبية المقارنة بين سنة وأخرى

السنة	الشهر											
	١	٢	٣	٤	٥	٦	٧	٨	٩	١٠	١١	١٢
١٩٧٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠
١٩٧١	١,١٠٧٧	١,١٠٥٧	١,١٤٦٨	١,١٤٧٨	١,١١٣٥	١,٠٨١٨	١,٠٧٢١	١,١٠٦٢	١,٠٤٢٦	١,٠٧٦٠	١,١٢٠٩	١,٠٨١٣
١٩٧٢	١,٢٠٢٥	١,٢٤٢١	١,٣٠٣٦	١,٢٧٥٧	١,٢١١٠	١,١٦٤٠	١,٢٢٦٧	١,١٥٦٧	١,٠٧٨٨	١,١٣٠٩	١,٢٢٤٤	١,١٨٦٢
١٩٧٣	١,٣١٦٥	١,٣٩٤٧	١,٤٨٨٠	١,٤٨٥٨	١,٣٩٢٦	١,٣٢٢٣	١,٤٢٩٧	١,٣٣١٥	١,١٩٢٠	١,٢٦٠٤	١,٤٤٦١	١,٤١٨٤

الجدول ٢٢-٧: مؤشرات فيشر ثابتة الأساس الشهرية التقريبية المقارنة بين سنة وأخرى

السنة	الشهر											
	١	٢	٣	٤	٥	٦	٧	٨	٩	١٠	١١	١٢
١٩٧٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠
١٩٧١	١,١٠٨١	١,١٠٦٣	١,١٤٧٢	١,١٤٨٣	١,١١٤٧	١,٠٨٣١	١,١٠٨٢	١,٠٧٥٢	١,٠٤٥٩	١,٠٨٣٠	١,١٢٤٧	١,٠٨٣١
١٩٧٢	١,٢٠٤٣	١,٢٤٣٢	١,٣٠٤٩	١,٢٧٧٠	١,٢١٤٧	١,١٦٨٧	١,٢٣١٦	١,١٦٩٦	١,٠٩١٨	١,١٥٥٧	١,٢٣٩٦	١,١٩١١
١٩٧٣	١,٣٢٢٣	١,٣٩٨٧	١,٤٩٢٤	١,٤٨٨٨	١,٤٠١٥	١,٣٣٤١	١,٤٤٢٨	١,٣٧٩٤	١,٢٢٧٣	١,٣٣١٢	١,٤٩٤٧	١,٤٣٤٤

٢٢-٢٩ وبمقارنة الجدول ٢٢-٤ مع الجدول ٢٢-٦، يمكن ملاحظة أن القيود، باستثناء حالات قليلة، تتطابق على نحو وثيق نوعا ما. ويتمثل أحد الفروق الأكبر في قيد عام ١٩٧٣ لمؤشر باش ثابت الأساس بالنسبة للشهر ٩، والذي يبلغ ١,١٦٦٤، في حين أن القيد المقابل لمؤشر باش ثابت الأساس التقريبي هو ١,١٩٢٠، بفرق يبلغ ٢,٢% (١,١٩٢٠/١,١٦٦٤=١,٠٢٢). وبشكل عام، تعد مؤشرات باش ثابتة الأساس التقريبية أكبر نوعا ما من مؤشرات باش الحقيقية ثابتة الأساس، كما هو متوقع، نظرا لأن المؤشرات التقريبية تتسم ببعض التحيز الداخلي الناتج عن الإحلال نظرا لتثبيت أنصبة إنفاقها عند مستويات عام ١٩٧٠.

٢٢-٣٠ وبالانتقال الآن إلى المؤشرات الشهرية المقارنة بين سنة وأخرى بنظام السلسلة باستخدام مجموعة البيانات الاصطناعية، نجد أن مؤشرات لاسبير وباش وفيشر الشهرية المقارنة بين سنة وأخرى الاثنتي عشرة الناتجة، P_L، وP_P، وP_F حيث يتم تعريف الوصلات بالمعادلات من (22.4) إلى (22.6)، واردة في الجداول من ٢٢-٨ إلى ٢٢-١٠.

الجدول ٢٢-٨: مؤشرات لاسبير الشهرية بنظام السلسلة المقارنة بين سنة وأخرى

السنة	الشهر											
	١	٢	٣	٤	٥	٦	٧	٨	٩	١٠	١١	١٢
١٩٧٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠
١٩٧١	١,١٠٨٥	١,١٠٦٨	١,١٤٧٦	١,١٤٨٨	١,١١٥٩	١,٠٨٤٤	١,١١٠٣	١,٠٧٨٣	١,٠٤٩٢	١,٠٩٠١	١,١٢٨٤	١,٠٨٤٩
١٩٧٢	١,٢٠٥٨	١,٢٤٤٠	١,٣٠٥٨	١,٢٧٨٢	١,٢١٥٤	١,١٧٢٠	١,٢٣٥٧	١,١٧٥٣	١,٠٩٧٥	١,١٦٩٠	١,٢٤٩١	١,١٩٤٣
١٩٧٣	١,٣٢٧٤	١,٤٠٣٠	١,٤٩٥١	١,٤٩١١	١,٤٠٠٢	١,٣٤١٠	١,٤٥٢٢	١,٣٩٢٧	١,٢٣٤٧	١,٣٥٩٣	١,٥١٧٧	١,٤٤٣٢

الجدول ٢٢-٩: مؤشرات باش الشهرية بنظام السلسلة المقارنة بين سنة وأخرى

السنة	الشهر											
	١	٢	٣	٤	٥	٦	٧	٨	٩	١٠	١١	١٢
١٩٧٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠
١٩٧١	١,١٠٧٤	١,١٠٧٠	١,١٤٧١	١,١٤٨٦	١,١١١٥	١,٠٨٢٧	١,١٠٧٥	١,٠٦٩٩	١,٠٤١٤	١,٠٧٦٢	١,١٢١٨	١,٠٨٢٤
١٩٧٢	١,٢٠٣٩	١,٢٤٣٧	١,٣٠٤٧	١,٢٧٧٧	١,٢٠٧٤	١,١٦٨٢	١,٢٣٢٨	١,١٥٦٩	١,٠٧٩٨	١,١٤٢١	١,٢٣٢١	١,١٩٠٨
١٩٧٣	١,٣٢٤٣	١,٤٠٢٤	١,٤٩٣٤	١,٤٩٠١	١,٣٨٧٢	١,٣٣٤٦	١,٤٤٧٨	١,٣٥٣١	١,٢٠١٨	١,٣٠٥٩	١,٤٧٨١	١,٤٣٠٥

الجدول ٢٢-١٠: مؤشرات فيشر الشهرية بنظام السلسلة المقارنة بين سنة وأخرى

السنة	الشهر											
	١	٢	٣	٤	٥	٦	٧	٨	٩	١٠	١١	١٢
١٩٧٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠
١٩٧١	١,١٠٨٠	١,١٠٦٩	١,١٤٧٤	١,١٤٨٧	١,١١٣٧	١,٠٨٣٥	١,١٠٨٩	١,٠٧٤١	١,٠٤٥٣	١,٠٨٣١	١,١٢٥١	١,٠٨٣٧
١٩٧٢	١,٢٠٤٨	١,٢٤٣٨	١,٣٠٥٢	١,٢٧٨٠	١,٢١١٤	١,١٧٠١	١,٢٣٤٣	١,١٦٦٠	١,٠٨٨٦	١,١٥٥٥	١,٢٤٠٥	١,١٩٢٦
١٩٧٣	١,٣٢٥٨	١,٤٠٢٧	١,٤٩٤٢	١,٤٩٠٦	١,٣٩٣٧	١,٣٣٧٨	١,٤٥٠٠	١,٣٧٢٨	١,٢١٨١	١,٣٣٢٣	١,٤٩٧٨	١,٤٣٦٨

٢٢-٣١ وبمقارنة القيود في الجدولين ٢٢-٨ و٢٢-٩، يمكن ملاحظة أن مؤشرات لاسبير وباش الشهرية المقارنة بين سنة وأخرى للأسعار بنظام السلسلة تتسم بفروق أقل من مؤشرات لاسبير وباش ثابتة الأساس للأسعار المقابلة الواردة في الجدولين ٢٢-٣ و٢٢-٤. ويعد هذا نمطا معهودا، كما هو وارد في الفصل ١٩: يميل استخدام المؤشرات بنظام السلسلة إلى تقليل الفرق بين مؤشرات باش ولاسبير مقارنة بنظيراتها ثابتة الأساس. ويتمثل أكبر فرق بالنسبة المئوية بين القيود المقابلة لمؤشرات لاسبير وباش بنظام السلسلة في الجدولين ٢٢-٨ و٢٢-٩ هو ٤,١% بالنسبة للشهر ١٠ عام ١٩٧٣ (١,٣٠٥٩/١,٣٥٩٣=١.٠٤١). ويُذكر أن مؤشرات لاسبير وباش ثابتة الأساس اختلفت بمقدار ١٢,٥% بالنسبة لنفس الشهر، حيث يميل الوصل المسلسل إلى تقليل الفرق بين هذين المؤشرين المعقولين بنفس القدر.

٢٢-٣٢ ويُنظَر إلى مؤشرات فيشر المقارنة بين سنة وأخرى بنظام السلسلة، الواردة في الجدول ٢٢-١٠ على أنها "أفضل" تقديرات للتضخم من سنة لأخرى باستخدام مجموعة البيانات الاصطناعية.

٢٢-٣٣ ويمكن تقدير مؤشرات لاسبير وباش وفيشر المقارنة بين سنة وأخرى بنظام السلسلة الواردة في الجداول من ٢٢-٨ إلى ٢٢-١٠ تقريبيا بواسطة إبدال أنصبة الإنفاق السلعي في الفترة الجارية لكل شهر إلى أنصبة الإنفاق السلعي الشهري لسنة الأساس المقابلة. وتتضمن الجداول من ٢٢-١١ إلى ٢٢-١٣ مؤشرات لاسبير وباش وفيشر التقريبية الشهرية المقارنة بين سنة وأخرى بنظام السلسلة الاثنتي عشرة الناتجة، P_{AL} ، وP_{AP}، وP_{AF} ، بحيث تُعرَّف الوصلات الشهرية بالمعادلات من (22.8) إلى (22.10).

الجدول ٢٢-١١: مؤشرات لاسبير التقريبية الشهرية بنظام السلسلة المقارنة بين سنة وأخرى

السنة	الشهر											
	١	٢	٣	٤	٥	٦	٧	٨	٩	١٠	١١	١٢
١٩٧٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠
١٩٧١	١,١٠٨٥	١,١٠٦٨	١,١٤٧٦	١,١٤٨٨	١,١١٥٩	١,٠٨٤٤	١,١١٠٣	١,٠٧٨٣	١,٠٤٩٢	١,٠٩٠١	١,١٢٨٤	١,٠٨٤٩
١٩٧٢	١,٢٠٥٦	١,٢٤٤٠	١,٣٠٥٧	١,٢٧٧٨	١,٢١٦٨	١,١٧١٢	١,٢٣٤٦	١,١٧٧٠	١,٠٩٨٩	١,١٦٩٢	١,٢٤٨٢	١,١٩٣٩
١٩٧٣	١,٣٢٥٥	١,٤٠٠٧	١,٤٩٤٥	١,٤٩٠٢	١,٤٠٥٤	١,٣٣٩٠	١,٤٤٩١	١,٤٠٢١	١,٢٤٢٩	١,٣٦١١	١,٥١٧٣	١,٤٤١٧

الجدول ٢٢-١٢: مؤشرات باش التقريبية الشهرية بنظام السلسلة المقارنة بين سنة وأخرى

السنة	الشهر											
	١	٢	٣	٤	٥	٦	٧	٨	٩	١٠	١١	١٢
١٩٧٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠
١٩٧١	١,١٠٧٧	١,١٠٥٧	١,١٤٦٨	١,١٤٧٨	١,١١٣٥	١,٠٨١٨	١,١٠٦٢	١,٠٧٢١	١,٠٤٢٦	١,٠٧٦٠	١,١٢٠٩	١,٠٨١٣
١٩٧٢	١,٢٠٣٣	١,٢٤٢٤	١,٣٠٤٣	١,٢٧٦٤	١,٢١٣٠	١,١٦٦٤	١,٢٣٨٧	١,١٦٣٨	١,٠٨٥٨	١,١٤٣٨	١,٢٣٢٨	١,١٨٨٦
١٩٧٣	١,٣٢٠٦	١,٣٩٧١	١,٤٩١٤	١,٤٨٨٠	١,٣٩٩٣	١,٣٣٠٩	١,٤٣٨٦	١,٣٦٧٤	١,٢١٨٣	١,٣١١١	١,٤٨٣٩	١,٤٣٠٠

الجدول ٢٢-١٣: مؤشرات فيشر التقريبية الشهرية بنظام السلسلة المقارنة بين سنة وأخرى

السنة	الشهر											
	١	٢	٣	٤	٥	٦	٧	٨	٩	١٠	١١	١٢
١٩٧٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠
١٩٧١	١,١٠٨١	١,١٠٦٣	١,١٤٧٢	١,١٤٨٣	١,١١٤٧	١,٠٨٣١	١,١٠٨٢	١,٠٧٥٢	١,٠٤٥٩	١,٠٨٣٠	١,١٢٤٧	١,٠٨٣١
١٩٧٢	١,٢٠٤٤	١,٢٤٣٢	١,٣٠٥٠	١,٢٧٧١	١,٢١٤٩	١,١٦٨٨	١,٢٣١٧	١,١٧٠٤	١,٠٩٢٣	١,١٥٦٥	١,٢٤٠٥	١,١٩١٢
١٩٧٣	١,٣٢٣١	١,٣٩٨٩	١,٤٩٢٩	١,٤٨٩١	١,٤٠٢٤	١,٣٣٤٩	١,٤٤٣٨	١,٣٨٤٧	١,٢٣٠٥	١,٣٣٥٨	١,٥٠٠٥	١,٤٣٥٨

٢٢-٣٤ وتعد المؤشرات المقارنة بين سنة وأخرى بنظام السلسلة الواردة في الجداول من ٢٢-١١ إلى ٢٢-١٣ مقاربة على نحو وثيق لنظيراتها الحقيقية بنظام السلسلة الواردة في الجداول من ٢٢-٨ إلى ٢٢-١٠. وبالنسبة لعام ١٩٧٣، تعد أكبر التباينات هي لمؤشرات باش وفيشر بالنسبة للشهر ٩: حيث يبلغ مؤشر باش بنظام السلسلة ١,٢٠١٨، في حين يبلغ مؤشر باش التقريبي بنظام السلسلة المقابل ١,٢١٨٣، بفرق يبلغ ١,٤%، ويبلغ مؤشر فيشر بنظام السلسلة ١,٢١٨١ في حين يبلغ مؤشر فيشر التقريبي بنظام السلسلة المقابل ١,٢٣٠٥ بفرق يبلغ ١,٠%. ويمكن ملاحظة أنه بالنسبة لمجموعة بيانات ترفي المعدلة، فإن مؤشرات فيشر التقريبية الشهرية المقارنة بين سنة وأخرى الواردة في الجدول ٢٢-١٣ تعد مقاربة على نحو مرضٍ تماما لمؤشرات فيشر بنظام السلسلة المفضلة نظريا (ولكنها من الناحية العملية غير ممكنة التطبيق في التوقيت المناسب) الواردة في الجدول ٢٢-١٠. ونظرا لسهولة حساب مؤشرات فيشر التقريبية مثل أرقام لاسبير وباش التقريبية، قد يكون مفيدا أن نطلب من الوكالات الإحصائية أن توفر للجمهور بشكل عام مؤشرات فيشر التقريبية هذه إلى جانب مؤشرات لاسبير وباش التقريبية.

المؤشرات السنوية المقارنة بين سنة وأخرى

٢٢-٣٥ يعد افتراض أن كل سلعة في كل موسم من السنة هي سلعة "سنوية" مستقلة هو أبسط وأكثر الطرائق المرضية من الناحية النظرية للتعامل مع السلع الموسمية عندما يكون الهدف هو إنشاء مؤشرات سنوية للأسعار والكميات. ويمكن إرجاع هذه الفكرة إلى بروس د. مادجيت (Bruce D. Mudgett) في سياق أسعار المستهلكين وإلى ريتشارد ستون (Richard Stone) في سياق أسعار المنتجين:

> يعد المؤشر الأساسي هو مؤشر سنوي، وكمؤشر للأسعار والكميات فهو يعد من نفس نوع المؤشرات التي أُلِفت حولها كتب ونشرات كثيرة عبر السنوات (Mudgett (1955, p. 97). يعد وجود نمط موسمي منتظم في الأسعار يتكرر سنة بعد سنة تقريبا دلالة قوية على أن أنواع السلعة المتوفرة في المواسم المختلفة لا يمكن تحويلها إلى إحداها الأخرى بدون تكلفة، ومن ثم، في كافة الحالات التي تكون فيها التقلبات الموسمية في الأسعار كبيرة، يتعين من حيث المبدأ التعامل مع الأنواع المتوفرة في أوقات مختلفة من السنة كسلع مستقلة ((Stone 1956, pp. 74–75).

٢٢-٣٦ وباستخدام الإشارات الواردة في القسم السابق، يمكن تعريف *مؤشرات لاسبير وباش وفيشر السنوية (بنظام السلسلة)* التي تقارن أسعار السنة t مع أسعار السنة $t+1$، كالتالي:

$$P_L\left(p^{t,1},\ldots,p^{t,12};p^{t+1,1},\ldots,p^{t+1,12};q^{t,1},\ldots,q^{t,12}\right)\equiv\frac{\sum_{m=1}^{12}\sum_{n\in S(m)}p_n^{t+1,m}q_n^{t,m}}{\sum_{m=1}^{12}\sum_{n\in S(m)}p_n^{t,m}q_n^{t,m}} \qquad (22.13)$$

$$P_P\left(p^{t,1},\ldots,p^{t,12};p^{t+1,1},\ldots,p^{t+1,12};q^{t+1,1},\ldots,q^{t+1,12}\right)\equiv\frac{\sum_{m=1}^{12}\sum_{n\in S(m)}p_n^{t+1,m}q_n^{t+1,m}}{\sum_{m=1}^{12}\sum_{n\in S(m)}p_n^{t,m}q_n^{t+1,m}} \qquad (22.14)$$

$$P_L\left(p^{t,1},\ldots,p^{t,12};p^{t+1,1},\ldots,p^{t+1,12};q^{t,1},\ldots,q^{t,12};q^{t+1,1},\ldots,q^{t+1,12}\right)\equiv$$
$$\sqrt{P_L\left(p^{t,1},\ldots,p^{t,12};p^{t+1,1},\ldots,p^{t+1,12};q^{t,1},\ldots,q^{t,12}\right)}\times\sqrt{P_P\left(p^{t,1},\ldots,p^{t,12};p^{t+1,1},\ldots,p^{t+1,12};q^{t+1,1},\ldots,q^{t+1,12}\right)} \qquad (22.15)$$

٢٢-٣٧ ويمكن إعادة كتابة الصيغ أعلاه في شكل رقم نسبي للأسعار ونصيب إنفاق شهري، كما يلي:

$$P_L\left(p^{t,1},...,p^{t,12};p^{t+1,1},...,p^{t+1,12};\sigma_1^t s^{t,1},...,\sigma_{12}^t s^{t,12}\right)$$
$$\equiv \sum_{m=1}^{12}\sum_{n\in S(m)}\sigma_m^t s_n^{t,m}\left(p_n^{t+1,m}/p_n^{t,m}\right) \qquad (22.16)$$
$$=\sum_{m=1}^{12}\sigma_m^t P_L\left(p^{t,m},p^{t+1,m},s^{t,m}\right)$$

$$P_P\left(p^{t,1},...,p^{t,12};p^{t+1,1},...,p^{t+1,12};\sigma_1^{t+1}s^{t+1,1},...,\sigma_{12}^{t+1}s^{t+1,12}\right)$$
$$\equiv\left[\sum_{m=1}^{12}\sum_{n\in S(m)}\sigma_m^{t+1}s_n^{t+1,m}\left(p_n^{t+1,m}/p_n^{t,m}\right)^{-1}\right]^{-1} \qquad (22.17)$$
$$=\left[\sum_{m=1}^{12}\sigma_m^{t+1}\sum_{n\in S(m)}s_n^{t+1,m}\left(p_n^{t+1,m}/p_n^{t,m}\right)^{-1}\right]^{-1}$$
$$=\left[\sum_{m=1}^{12}\sigma_m^{t+1}\left[P_P\left(p^{t,m},p^{t+1,m},s^{t+1,m}\right)\right]^{-1}\right]^{-1}$$

$$P_F\left(p^{t,1},...,p^{t,12};p^{t+1,1},...,p^{t+1,12};\sigma_1^t s^{t,1},...,\sigma_{12}^t s^{t,12};\sigma_1^{t+1}s^{t+1,1},...,\sigma_{12}^{t+1}s^{t+1,12}\right)$$
$$\equiv\sqrt{\sum_{m=1}^{12}\sum_{n\in S(m)}\sigma_m^t s_n^{t,m}\left(p_n^{t+1,m}/p_n^{t,m}\right)\left[\sum_{m=1}^{12}\sum_{n\in S(m)}\sigma_m^{t+1}s_n^{t+1,m}\left(p_n^{t+1,m}/p_n^{t,m}\right)^{-1}\right]^{-1}} \qquad (22.18)$$

$$=\sqrt{\sum_{m=1}^{12}\sigma_m^t\left[P_L\left(p^{t,m},p^{t+1,m},s^{t,m}\right)\right]\left[\sum_{m=1}^{12}\sigma_m^{t+1}\left[P_P\left(p^{t,m},p^{t+1,m},s^{t+1,m}\right)\right]^{-1}\right]^{-1}}$$

حيث يتم تعريف نصيب الإنفاق للشهر m في السنة t، كالتالي:

$$\sigma_m^t=\frac{\sum_{n=S(m)}p_n^{t,m}q_n^{t,m}}{\sum_{i=1}^{12}\sum_{j\in S(i)}p_j^{t,i}p_j^{t,i}}\quad m=1,2,...,12;\ t=0,1,...,T \qquad (22.19)$$

وتُعـــرَّف مؤشـــرات لاســـبير وبـــاش للأســـعار (بنظـــام السلســـلة) $P_L(p^{t,\,m},\,p^{t+1,\,m},\,s^{t,\,m})$ و $P_P(p^{t,m},\,p^{t+1,m},s^{t+1,m})$ بالمعادلتين (22.4) و(22.5)، على الترتيب. وكالمعتاد، فإن مؤشـــر فيشـــر السنوي بنظام السلسلة P_F المعرَّف بالمعادلة (22.18)، والذي يقارن الأسعار في كل شهر من السنة t مـــع الأسعار المقابلة في السنة $t+1$، هو المتوسط الهندسي لمؤشرات لاسبير وباش السنوية بنظام السلسلة، P_L و P_P المعرَّفة بالمعادلتين (22.16) و(22.17). وتوضـــح المعـــادلات الأخيـــرة فـــي (22.16)، و(22.17) و(22.18) أن هذه المؤشرات السنوية يمكن تعريفها كمتوسطات (شهرية) مرجحة بالأنصبة لمؤشرات لاسبير وبـــاش الشـــهرية المقارنـــة بـــين ســـنة وأخـــرى بنظـــام السلســـلة، $P_L(p^{t,\,m},\,p^{t+1,m},\,s^{t,\,m})$،

و $P_P(p^{t,\,m}, p^{t+1,m}, s^{t+1,m})$، المعرَّفة بالمعادلتين (22.4) و(22.5). ومن ثم، بمجرد حساب المؤشرات الشهرية المقارنة بين سنة وأخرى، المعرَّفة آنفا، عدديا، يكون من السهل حساب المؤشرات السنوية المقابلة.

٢٢-٣٨ ويمكن بسهولة تعريف صيغ ثابتة الأساس مقابلة للصيغ المعرَّفة بالمعادلات من (22.16) إلى (22.18): إذ يتم ببساطة إبدال البيانات المرتبطة بالفترة t إلى البيانات المقابلة المرتبطة بفترة الأساس صفر.

٢٢-٣٩ ويتضمن الجدول ٢٢-١٤ مؤشرات لاسبير وباش وفيشر السنوية ثابتة الأساس المحسوبة باستخدام بيانات من مجموعة البيانات الاصطناعية المبينة في الفقرتين ٢٢-١٤ إلى ٢٢-١٥. ويوضح هذا الجدول أنه بحلول عام ١٩٧٣، يزيد مؤشر لاسبير السنوي ثابت الأساس عن نظيره من نوع باش بنحو ٤,٥%. ويُلاحَظ أن كل سلسلة على حدة تزيد بشكل مطّرد.

الجدول ٢٢-١٤: مؤشرات لاسبير وباش وفيشر السنوية ثابتة الأساس للأسعار

السنة	P_L	P_P	P_F
١٩٧٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠
١٩٧١	١,١٠٠٨	١,٠٩٦١	١,٠٩٨٤
١٩٧٢	١,٢٠٩١	١,١٨٨٤	١,١٩٨٧
١٩٧٣	١,٤١٤٤	١,٣٥٣٦	١,٣٨٣٧

٢٢-٤٠ ويمكن تقدير مؤشرات لاسبير وباش وفيشر ثابتة الأساس السنوية تقريبيا بإبدال أي أنصبة جارية إلى أنصبة سنة الأساس المناظرة. ويتضمن الجدول ٢٢-١٥ مؤشرات لاسبير وباش وفيشر السنوية ثابتة الأساس التقريبية الناتجة. كما يتضمن العمود الأخير في الجدول ٢٢-١٥ مؤشر لاسبير السنوي الهندسي ثابت الأساس، P_{GL}. ويعد هذا هو المقابل ذو المتوسط الهندسي المرجح لمؤشر لاسبير ثابت الأساس، والذي يساوي المتوسط الحسابي المرجح في سنة الأساس للأرقام النسبية طويلة الأجل للأسعار؛ راجع الفصل ١٩. ويمكن إظهار أن P_{GL} يمثل تقديرا تقريبيا لمؤشر فيشر ثابت الأساس التقريبي، P_{AF}، من الدرجة الثانية حول نقطة تكون عندها كافة الأرقام النسبية طويلة الأجل للأسعار تساوي واحدا صحيحا.[١٤] ويمكن ملاحظة أن قيود مؤشرات لاسبير للأسعار تعد متماثلة تماما في الجدولين ٢٢-١٤ و٢٢-١٥. وذلك كما ينبغي أن تكون، نظرا لأن مؤشر لاسبير ثابت الأساس للأسعار يستخدم فقط أنصبة إنفاق من سنة الأساس ١٩٧٠؛ ومن ثم، فإن مؤشر لاسبير التقريبي ثابت الأساس يساوي مؤشر لاسبير الحقيقي ثابت الأساس. وتوضح مقارنة العمودين P_P وP_F في الجدول ٢٢-١٤ مع العمودين P_{AP} وP_{AF} في الجدول ٢٢-١٥ أن مؤشرات باش وفيشر التقريبية تعد مقاربة بشكل وثيق لمؤشرات باش وفيشر السنوية المقابلة. ومن ثم، بالنسبة لمجموعة البيانات الاصطناعية، يمكن تمثيل مؤشر فيشر ثابت الأساس السنوي الحقيقي تقريبيا على

[١٤] راجع الحاشية رقم ١٢.

نحو وثيق بواسطة مؤشر فيشر التقريبي المناظر، P_{AF} (أو مؤشر لاسبير الهندسي، P_{GL})، والذي يمكن حسابه بالطبع باستخدام نفس مجموعة المعلومات المتوفرة عادة للوكالات الإحصائية.

الجدول ٢٢-١٥: مؤشرات لاسبير وباش وفيشر ولاسبير الهندسي السنوية التقريبية ثابتة الأساس

السنة	P_{AL}	P_{AP}	P_{AF}	P_{GL}
١٩٧٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠
١٩٧١	١,١٠٠٨	١,٠٩٥٦	١,٠٩٨٢١	.٠٩٨٣
١٩٧٢	١,٢٠٩١	١,١٩٠٣	١,١٩٩٦	١,٢٠٠٣
١٩٧٣	١,٤١٤٤	١,٣٥٩٦	١,٣٨٦٧	١,٣٨٩٨

٢٢-٤١ وباستخدام مجموعة البيانات الاصطناعية في الجدولين ٢٢-١ و٢٢-٢، يمكن بسهولة حساب مؤشرات لاسبير وباش وفيشر السنوية بنظام السلسلة، باستعمال الصيغ من (٢٢-١٦) إلى (٢٢-١٨) لوصلات السلسلة. والمؤشرات الناتجة واردة في الجدول ٢٢-١٦، والذي يوضح أن استخدام المؤشرات بنظام السلسلة أدى إلى تقليص ملموس للفجوة بين مؤشرات باش ولاسبير السنوية. ويعد الفرق بين مؤشرات لاسبير وباش السنوية بنظام السلسلة في عام ١٩٧٣ ١,٥% فقط (١,٣٩٩٤ مقابل ١,٣٧٩١)، في حين أنه وفق الجدول ٢٢-١٤، فإن الفرق بين مؤشرات لاسبير وباش السنوية ثابتة الأساس في عام ١٩٧٣ هو ٤,٥% (١,٤١٤٤ مقابل ١,٣٥٣٦). وعليه، فإن استخدام المؤشرات السنوية بنظام السلسلة أدى إلى تقليص ملموس في التحيز نتيجة للإحلال (أو عدم التمثيل) لمؤشرات لاسبير وباش. وبمقارنة الجدولين ٢٢-١٤ و٢٢-١٦، يمكن ملاحظة أنه بالنسبة لمجموعة البيانات الاصطناعية هذه تحديدا، فإن مؤشرات فيشر السنوية ثابتة الأساس تكون مقاربة لمؤشرات فيشر السنوية بنظام السلسلة المقابلة لها. إلا أنه عادة ما يتعين النظر إلى مؤشرات فيشر السنوية بنظام السلسلة على أنها المؤشر المستهدف الذي يُستحسن تقديره تقريبيا، نظرا لأن هذا المؤشر سوف يعطي عادة نتائج أفضل إذا كانت الأسعار وأنصبة الإنفاق تتغير بشكل ملموس عبر الزمن.[١٥]

الجدول ٢٢-١٦: مؤشرات لاسبير وباش وفيشر السنوية للأسعار بنظام السلسلة

السنة	P_L	P_P	P_F
١٩٧٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠
١٩٧١	١,١٠٠٨	١,٠٩٦١	١,٠٩٨٤
١٩٧٢	١,٢٠٥٢	١,١٩٤٩	١,٢٠٠١
١٩٧٣	١,٣٩٩٤	١,٣٧٩١	١,٣٨٩٢

[١٥] سوف تقل عادة الفجوة بين مؤشرات لاسبير وباش باستخدام المؤشرات بنظام السلسلة في ظل هذه الظروف. وبالطبع، إذا لم تكن هناك اتجاهات عامة ملموسة في الأسعار، بحيث تتغير الأسعار بشكل عشوائي، عندئذ يكون من الأفضل بشكل عام أن يستخدم مؤشر فيشر ثابت الأساس.

٢٢-٤٢ ومن الواضح أن الأوزان الترجيحية للسنة الجارية، $s_n^{t,m}$ و σ_m^t و $s_n^{t+1,m}$ و σ_m^{t+1}، التي تظهر في الصيغ بنظام السلسلة من (22.16) إلى (22.18) يمكن تقديرها تقريبيا بواسطة الأوزان الترجيحية لسنة الأساس المقابلة، $s_n^{0,\bar{m}}$ و σ_m^0. ويؤدي ذلك إلى مؤشرات لاسبير وباش وفيشر السنوية التقريبية بنظام السلسلة الواردة في الجدول ٢٢-١٧.

الجدول ٢٢-١٧: مؤشرات لاسبير وباش وفيشر السنوية التقريبية للأسعار بنظام السلسلة

السنة	P_{AL}	P_{AP}	P_{AF}
١٩٧٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠
١٩٧١	١,١٠٠٨	١,٠٩٥٦	١,٠٩٨٢
١٩٧٢	١,٢٠٥١	١,١٩٥٢	١,٢٠٠٢
١٩٧٣	١,٣٩٩٥	١,٣٧٩٤	١,٣٨٩٤

٢٢-٤٣ وتوضح مقارنة القيود في الجدولين ٢٢-١٦ و٢٢-١٧ أن مؤشرات لاسبير وباش وفيشر السنوية التقريبية بنظام السلسلة مقاربة على نحو وثيق جدا لمؤشرات لاسبير وباش وفيشر السنوية الحقيقية بنظام السلسلة المقابلة. وعليه، فبالنسبة لمجموعة البيانات الاصطناعية، يمكن تقدير مؤشر فيشر السنوي الحقيقي بنظام السلسلة تقريبيا على نحو وثيق جدا بواسطة مؤشر فيشر التقريبي المقابل، والذي يمكن حسابه باستخدام ذات مجموعة المعلومات المتاحة عادة للوكالات الإحصائية.

٢٢-٤٤ وتتعين مقارنة منهج حساب المؤشرات السنوية الموضح في هذا القسم، والذي يتضمن بالأساس حساب متوسطات شهرية مرجحة بأنصبة الإنفاق للمؤشرات الاثنتي عشرة الشهرية المقارنة بين سنة وأخرى، مع المنهج الذي يقوم فقط باتخاذ المتوسط الحسابي للمؤشرات الشهرية الاثنتي عشرة. وتعد المشكلة في المنهج الأخير هي أن الشهور التي تكون فيها النفقات أقل من المتوسط (فبراير مثلا) تُعطَى نفس الوزن الترجيحي في المتوسط السنوي غير المرجح مثل الشهور التي تكون فيها النفقات أعلى من المتوسط (ديسمبر مثلا).

المؤشرات السنوية للسنة المتحركة

٢٢-٤٥ في القسم السابق، تمت مقارنة بيانات الأسعار والكميات الخاصة بالشهور الاثنتي عشرة لسنة تقويمية ما مع الشهور الاثنتي عشرة لسنة أساس تقويمية. غير أنه ليست هناك حاجة لقصر الاهتمام على مقارنات السنة التقويمية: إذ يمكن مقارنة بيانات أسعار وكميات أي اثنتي عشر شهرا متعاقبة مع بيانات أسعار وكميات سنة الأساس، بشرط أن تتم مقارنة بيانات شهر يناير في السنة غير التقويمية مع بيانات يناير لسنة الأساس، وبيانات فبراير في السنة غير التقويمية مع بيانات فبراير في سنة الأساس، وهكذا إلى أن تتم

مقارنة بيانات ديسمبر في السنة غير التقويمية مع بيانات ديسمبر لسنة الأساس.[١٦] وقد أطلق Alterman, Diewert and Feenstra (1999, p. 70) على المؤشرات الناتجة *مؤشرات السنة المتحركة*.[١٧]

٢٢-٤٦ ولأجل تقديم تبرير نظري لمؤشرات السنة المتحركة من وجهة نظر المنهج الاقتصادي لنظرية الرقم القياسي، يلزم أن تكون هناك بعض القيود على الأفضليات. ويمكن الاطلاع على تفاصيل هذه الافتراضات في دراسة Diewert (1996b, pp. 32–34; 1999a, pp. 56–61).

٢٢-٤٧ ويتم الآن النظر في المشكلات المتضمنة في إنشاء مؤشرات السنة المتحركة لمجموعة البيانات الاصطناعية. وبالنسبة لكل من المؤشرات ثابتة الأساس وبنظام السلسلة للسنة المتحركة، تتماثل حسابات الرقم القياسي الثلاثة عشرة الأولى. وبالنسبة للسنة التي تنتهي ببيانات ديسمبر عام ١٩٧٠، يتم تحديد المؤشر بما يساوي ١ بالنسبة لمؤشرات لاسبير وباش وفيشر للسنة المتحركة. وتعد بيانات سنة الأساس هي الأربعة والأربعين ملاحظة غير الصفرية للأسعار والكميات بالنسبة للسنة التقويمية ١٩٧٠. وعندما تصبح بيانات يناير ١٩٧١ متوفرة، يتم إسقاط القيود غير الصفرية الثلاثة للأسعار والكميات لشهر يناير من السنة التقويمية ١٩٧٠ وإحلال القيود المقابلة ليناير ١٩٧١ محلها. وتظل بيانات الشهور المتبقية من سنة المقارنة كما هي؛ أي أنه بالنسبة لفبراير إلى ديسمبر من سنة المقارنة، يتم تحديد بيانات السنة المتحركة بما يساوي القيود المقابلة لفبراير إلى ديسمبر من عام ١٩٧٠. ومن ثم، فإن قيمة مؤشر لاسبير أو باش أو فيشر للسنة المتحركة ليناير ١٩٧١ تقارن أسعار وكميات يناير ١٩٧١ مع أسعار وكميات يناير ١٩٧٠ المقابلة. وبالنسبة للشهور المتبقية من هذه السنة المتحركة الأولى، تتم ببساطة مقارنة أسعار وكميات الفترة من فبراير إلى ديسمبر ١٩٧٠ مع ذات الأسعار والكميات للفترة من فبراير إلى ديسمبر ١٩٧٠. وعندما تصبح بيانات فبراير ١٩٧١ متوفرة، يتم إسقاط القيود غير الصفرية للأسعار والكميات لفبراير بالنسبة للسنة المتحركة الأخيرة (والتي تكون مساوية للقيود غير الصفرية للأسعار والكميات بالنسبة لفبراير ١٩٧٠) وإحلال قيود فبراير ١٩٧١ المقابلة محلها. وتصبح البيانات الناتجة هي بيانات الأسعار والكميات للسنة المتحركة الثانية. وتقارن قيمة مؤشر لاسبير أو باش أو فيشر للسنة المتحركة لشهر فبراير ١٩٧١ أسعار وكميات يناير وفبراير ١٩٧١ مع الأسعار والكميات المقابلة لها لشهري يناير وفبراير ١٩٧٠. وبالنسبة للشهور المتبقية من هذه السنة الأولى المتحركة، تتم مقارنة أسعار وكميات مارس إلى ديسمبر ١٩٧٠ مع نفس الأسعار والكميات لشهري مارس وديسمبر ١٩٧٠. وتستمر عملية تبادل بيانات الأسعار والكميات للشهر الجاري في عام ١٩٧١ مع البيانات المقابلة لنفس الشهر في سنة الأساس ١٩٧٠ لأجل تكوين بيانات الأسعار والكميات لآخر سنة متحركة حتى الوصول إلى ديسمبر ١٩٧١ عندما تصبح السنة المتحركة الجارية هي السنة التقويمية ١٩٧١. ومن ثم، فإن مؤشرات لاسبير وباش وفيشر للسنة المتحركة لشهر ديسمبر ١٩٧١ تكون مساوية لمؤشرات

---

[١٦] اقترح Diewert (1983c) هذا النوع من المقارنة، وأطلق على المؤشر الناتج مقارنة "السنة غير التقويمية" (Split year).

[١٧] استخدم كل من Crump (1924, p. 185) و Mendershausen (1937, p. 245)، على التوالي، هذه المصطلحات في سياق مختلف إجراءات التعديل الموسمي. ويبدو أن مصطلح "السنة المتحركة" راسخا في دراسات الأعمال في المملكة المتحدة.

لاسبير وباش وفيشر السنوية ثابتة الأساس (أو بنظام السلسلة) لعام ١٩٧١ الواردة في الجداول ٢٢-١٤ أو ٢٢-١٦.

٢٢-٤٨ وبمجرد تعريف القيود الثلاثة عشرة الأولى لمؤشرات السنة المتحركة كما موضح آنفا، يتم إنشاء مؤشرات لاسبير وباش وفيشر ثابتة الأساس المتبقية للسنة المتحركة باتخاذ بيانات أسعار وكميات الشهور الاثنتي عشرة الأخيرة وإعادة ترتيب البيانات بحيث تتم مقارنة بيانات يناير في السنة المتحركة مع بيانات يناير في سنة الأساس، وبيانات فبراير في السنة المتحركة مع بيانات فبراير في سنة الأساس، وهكذا إلى أن نقارن بيانات شهر ديسمبر في السنة المتحركة مع بيانات ديسمبر في سنة الأساس. ويتضمن الجدول ٢٢-١٨ مؤشرات لاسبير وباش وفيشر ثابتة الأساس للسنة المتحركة الناتجة لمجموعة البيانات الاصطناعية.

٢٢-٤٩ وبمجرد تعريف القيود الثلاثة عشرة الأولى للمؤشرات ثابتة الأساس للسنة المتحركة كما مبين آنفا، يتم إنشاء مؤشرات لاسبير وباش وفيشر بنظام السلسلة للسنة المتحركة المتبقية من خلال اتخاذ بيانات أسعار وكميات الشهور الاثنتي عشرة الأخيرة ومقارنة هذه البيانات مع البيانات المقابلة للسنة المتحركة للشهور الاثنتي عشرة التي تسبق السنة المتحركة الجارية. ويتضمن الجدول ٢٢-١٨ في أعمدته الثلاثة الأخيرة مؤشرات لاسبير وباش وفيشر بنظام السلسلة للسنة المتحركة الناتجة لمجموعة البيانات الاصطناعية. ويُلاحَظ أن القيود الثلاثة عشرة الأولى لمؤشرات لاسبير وباش وفيشر ثابتة الأساس مساوية للقيود المقابلة لمؤشرات لاسبير وباش وفيشر بنظام السلسلة. وسوف يُلاحَظ أيضا أن قيود شهر ديسمبر (شهر ١٢) للسنوات ١٩٧٠، و١٩٧١، و١٩٧٢، و١٩٧٣ لمؤشرات لاسبير وباش وفيشر ثابتة الأساس للسنة المتحركة مساوية لمؤشرات لاسبير وباش وفيشر السنوية ثابتة الأساس المقابلة الواردة في الجدول ٢٢-١٤. وعلى نحو مماثل، فإن القيود في الجدول ٢٢-١٨ لشهر ديسمبر (شهر ١٢) في السنوات ١٩٧٠، و١٩٧١، و١٩٧٢، و١٩٧٣ لمؤشرات لاسبير وباش وفيشر بنظام السلسلة للسنة المتحركة مساوية لمؤشرات لاسبير وباش وفيشر السنوية بنظام السلسلة المقابلة الواردة في الجدول ٢٢-١٦.

٢٢-٥٠ ويوضح الجدول ٢٢-١٨ أن مؤشرات السنة المتحركة تتسم بأنها ممهدة جدا وخالية من التقلبات الموسمية. وبالنسبة للمؤشرات ثابتة الأساس، يمكن النظر إلى كل قيد من القيود على أنه *رقم سنوي معدل موسميا لأسعار المستهلكين* يُقارن بيانات الاثني عشر شهرا المتتالية التي تنتهي بالسنة والشهر الموضحين مع بيانات الأسعار والكميات المقابلة للاثني عشر شهرا في سنة الأساس، ١٩٧٠. وبالتالي، توفر مؤشرات السنة المتحركة للوكالات الإحصائية طريقة موضوعية وإعادة إنتاجها للتعديل الموسمي يمكن أن تنافس طرائق السلاسل الزمنية القائمة للتعديل الموسمي.[١٨]

[١٨] للاطلاع على مناقشات حول مزايا طرائق الاقتصاد القياسي أو السلاسل الزمنية مقابل طرائق الرقم القياسي للتعديل الموسمي، راجع Diewert (1999a, pp.61-68) و Alterman, Diewert and Feenstra (1999, pp. 78-110). وتتمثل المشكلة الأساسية في طرائق السلاسل الزمنية للتعديل الموسمي في أنه من الصعب جدا تحديد المؤشر المستهدف المعدل موسميا بشكل واضح؛ أي أن هناك عددا لا نهائيا من المؤشرات المستهدفة المحتملة. فعلى سبيل المثال، من المستحيل تحديد زيادة مؤقتة في

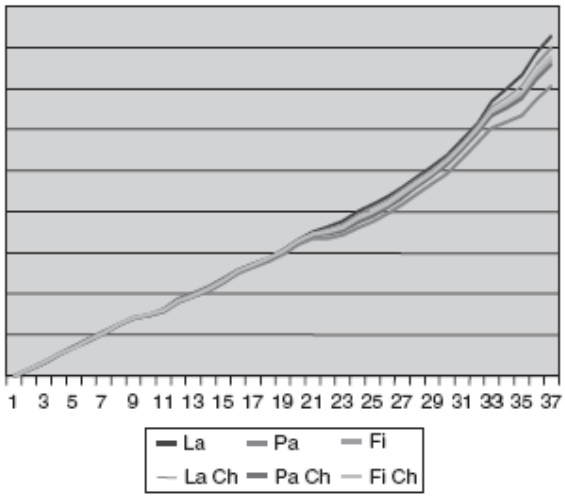
الجدول ٢٢-١٨: مؤشرات لاسبير وباش وفيشر للأسعار للسنة المتحركة

السنة	الشهر	P_L (ثابت)	P_P (ثابت)	P_F (ثابت)	P_L (مسلسل)	P_P (مسلسل)	P_F (مسلسل)
١٩٧٠	١٢	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠
١٩٧١	١	١,٠٠٨٢	١,٠٠٨٧	١,٠٠٨٥	١,٠٠٨٢	١,٠٠٨٧	١,٠٠٨٥
	٢	١,٠١٦١	١,٠١٧٠	١,٠١٦٥	١,٠١٦١	١,٠١٧٠	١,٠١٦٥
	٣	١,٠٢٥٧	١,٠٢٧٤	١,٠٢٦٥	١,٠٢٥٧	١,٠٢٧٤	١,٠٢٦٥
	٤	١,٠٣٤٤	١,٠٣٦٤	١,٠٣٥٤	١,٠٣٤٤	١,٠٣٦٤	١,٠٣٥٤
	٥	١,٠٤٢٧	١,٠٤٤٨	١,٠٤٣٨	١,٠٤٢٧	١,٠٤٤٨	١,٠٤٣٨
	٦	١,٠٥١٦	١,٠٥٣٧	١,٠٥٢٧	١,٠٥١٦	١,٠٥٣٧	١,٠٥٢٧
	٧	١,٠٦١٧	١,٠٦٣٥	١,٠٦٢٦	١,٠٦١٧	١,٠٦٣٥	١,٠٦٢٦
	٨	١,٠٧٠١	١,٠٧٠٦	١,٠٧٠٤	١,٠٧٠١	١,٠٧٠٦	١,٠٧٠٤
	٩	١,٠٧٥٠	١,٠٧٤٠	١,٠٧٤٥	١,٠٧٥٠	١,٠٧٤٠	١,٠٧٤٥
	١٠	١,٠٨١٨	١,٠٧٩٢	١,٠٨٠٥	١,٠٨١٨	١,٠٧٩٢	١,٠٨٠٥
	١١	١,٠٩٣٧	١,٠٩٠١	١,٠٩١٩	١,٠٩٣٧	١,٠٩٠١	١,٠٩١٩
	١٢	١,١٠٠٨	١,٠٩٦١	١,٠٩٨٤	١,١٠٠٨	١,٠٩٦١	١,٠٩٨٤
١٩٧٢	١	١,١٠٨٢	١,١٠٣٥	١,١٠٥٨	١,١٠٨١	١,١٠٤٠	١,١٠٦١
	٢	١,١١٨٣	١,١١٣٧	١,١١٦٠	١,١١٨٣	١,١١٤٧	١,١١٦٥
	٣	١,١٢٨٧	١,١٢٤٦	١,١٢٦٦	١,١٢٩٠	١,١٢٦٠	١,١٢٧٥
	٤	١,١٣٦٢	١,١٣٢٤	١,١٣٤٣	١,١٣٦٦	١,١٣٤٢	١,١٣٥٤
	٥	١,١٤٣٦	١,١٣٩٣	١,١٤١٤	١,١٤٣٧	١,١٤١٥	١,١٤٢٦
	٦	١,١٥٣٠	١,١٤٨١	١,١٥٠٥	١,١٥٢٨	١,١٥٠٥	١,١٥١٧
	٧	١,١٦٤٥	١,١٥٩٥	١,١٦٢٠	١,١٦٤٤	١,١٦٢٢	١,١٦٣٣
	٨	١,١٧٥٧	١,١٦٧٠	١,١٧١٣	١,١٧٤٧	١,١٧٠٩	١,١٧٢٨
	٩	١,١٨١٢	١,١٦٨٠	١,١٧٤٦	١,١٧٨٧	١,١٧٣٠	١,١٧٥٨
	١٠	١,١٨٨١	١,١٧١٢	١,١٧٩٦	١,١٨٤٥	١,١٧٧١	١,١٨٠٨
	١١	١,١٩٩٩	١,١٨٠٥	١,١٩٠١	١,١٩٦٢	١,١٨٦٩	١,١٩١٥
	١٢	١,٢٠٩١	١,١٨٨٤	١,١٩٨٧	١,٢٠٥٢	١,١٩٤٩	١,٢٠٠١
١٩٧٣	١	١,٢١٨٤	١,١٩٧١	١,٢٠٧٧	١,٢١٤٣	١,٢٠٤٧	١,٢٠٩٥
	٢	١,٢٣٠٠	١,٢٠٨٦	١,٢١٩٣	١,٢٢٦٣	١,٢١٧٢	١,٢٢١٨
	٣	١,٢٤٢٥	١,٢٢١٦	١,٢٣٢٠	١,٢٣٩٣	١,٢٣١٠	١,٢٣٥٢
	٤	١,٢٥٤٩	١,٢٣٤١	١,٢٤٤٤	١,٢٥٢٠	١,٢٤٤٢	١,٢٤٨١
	٥	١,٢٦٨٧	١,٢٤٦٩	١,٢٥٧٨	١,٢٦٥٦	١,٢٥٧٩	١,٢٦١٧
	٦	١,٢٨٧٠	١,٢٦٤٣	١,٢٧٥٦	١,٢٨٣٥	١,٢٧٥٨	١,٢٧٩٧
	٧	١,٣٠٧٠	١,٢٨٤٣	١,٢٩٥٦	١,٣٠٣٨	١,٢٩٦١	١,٣٠٠٠
	٨	١,٣٣٣٦	١,٣٠٢٠	١,٣١٧٧	١,٣٢٧٣	١,٣١٦٩	١,٣٢٢١
	٩	١,٣٤٩٢	١,٣٠٨٩	١,٣٢٨٩	١,٣٣٩٥	١,٣٢٦٨	١,٣٣٣١
	١٠	١,٣٦٦٣	١,٣١٧٢	١,٣٤١٥	١,٣٥٣٧	١,٣٣٨٤	١,٣٤٦٠
	١١	١,٣٩٣٢	١,٣٣٦٦	١,٣٦٤٦	١,٣٧٩٣	١,٣٦٠٩	١,٣٧٠٠
	١٢	١,٤١٤٤	١,٣٥٣٦	١,٣٨٣٧	١,٣٩٩٤	١,٣٧٩١	١,٣٨٩٢

التضخم في غضون سنة من تغير عامل موسمي. وعليه، سوف يميل مختلف المتخصصين في مجال الاقتصاد القياسي إلى توليد سلاسل مختلفة معدلة موسميا، مما يؤدي إلى نقص القدرة على إعادة إنتاج السلسلة (Reproducibility).

٢٢-٥١ ويوضح الجدول ٢٢-١٨ أن استخدام المؤشرات بنظام السلسلة أدى بشكل كبير إلى تقليص الفجوة بين مؤشرات باش ولاسبير ثابتة الأساس للسنة المتحركة. ويبلغ الفرق بين مؤشري لاسبير وباش للسنة المتحركة بنظام السلسلة في ديسمبر ١٩٧٣ ١,٥% فقط (١,٣٩٩٤ مقابل ١,٣٧٩١)، في حين أن الفرق بين مؤشري لاسبير وباش ثابتي الأساس للسنة المتحركة في ديسمبر ١٩٧٣ يبلغ ٤,٥% (١,٤١٤٤ مقابل ١.٣٥٣٦). ومن ثم، فقد أدى استخدام المؤشرات بنظام السلسلة إلى تقليل كبير لتحيز مؤشرات لاسبير وباش نتيجة للإحلال (أو عدم التمثيل). وكما في القسم السابق، يُنظَر إلى مؤشر فيشر بنظام السلسلة للسنة المتحركة كمؤشر سنوي معدل موسميا مستهدف عندما تقع السلع الموسمية ضمن نطاق مؤشر أسعار المستهلكين. ويعد هذا النوع من المؤشر أيضا مؤشرا مناسبا لاستخدام البنوك المركزية لأغراض استهداف التضخم.[١٩] ويتم عرض السلاسل الست الواردة في الجدول ٢٢-١٨ بيانيا في الشكل ٢٢-١. ويعد مؤشر لاسبير ثابت الأساس هو الأعلى، يليه لاسبير بنظام السلسلة، ومؤشرا فيشر (والذي يتعذر التمييز بينهما تقريبا)، ومؤشر باش بنظام السلسلة. وأخيرا، فإن مؤشر باش ثابت الأساس هو أقل مؤشر. ويمكن على نحو واضح ملاحظة أي زيادة في ميل منحنى أي شكل بياني للأشهر الثمانية الأخيرة، الأمر الذي يعكس الزيادة في معدلات التضخم من شهر لآخر الذي تم إدراجه في البيانات للاثني عشر شهرا الأخيرة من مجموعة البيانات.[٢٠]

الشكل البياني ٢٢-١: مؤشرات لاسبير وباش وفيشر ثابتة الأساس وبنظام السلسلة للسنة المتحركة



Fi= ثابت الأساس

Ch= بنظام السلسلة

[١٩] راجع Diewert (2002c) للاطلاع على مناقشة حول قضايا القياس المتضمنة في اختيار مثل هذا المؤشر.

[٢٠] يعد المتوسط الحسابي لمعدلات التضخم الشهرية للستة وثلاثين شهرا لمؤشرات فيشر ثابتة الأساس للسنة المتحركة هو ١,٠٠٩١؛ ومتوسط هذه المعدلات للأربعة وعشرين شهرا الأولى هو ١,٠٠٧٦، وللاثني عشرة شهرا الأخيرة هو ١,٠١٢٠ وللشهرين الأخيرين هو ١,٠١٥٦. ومن ثم، فإن تزايد معدلات التضخم من شهر لآخر للسنة الأخيرة لا تنعكس بشكل كامل على مؤشرات السنة المتحركة إلا بعد مرور ١٢ شهرا كاملة. ومع ذلك، يتم فورا رصد الحقيقة التي مؤداها أن التضخم قد زاد بالنسبة للاثني عشر شهرا الأخيرة للبيانات مقارنة بالشهور السابقة عليها.

٢٢-٥٢ وكما في القسم السابق، فإن الأوزان الترجيحية للسنة الجارية، $s_n^{t,m}$ و σ_m^t و $s_n^{t+1,m}$ و σ_m^{t+1} التي تظهر في الصيغ بنظام السلسلة (22.16) إلى (22.18) أو في الصيغ ثابتة الأساس المقابلة، يمكن تقديرها تقريبيا بواسطة أوزان سنة الأساس الترجيحية المقابلة $s_n^{0,m}$ و σ_m^0 . ويؤدي ذلك إلى مؤشرات لاسبير وباش وفيشر التقريبية السنوية ثابتة الأساس وبنظام السلسلة للسنة المتحركة الواردة في الجدول ٢٢-١٩.

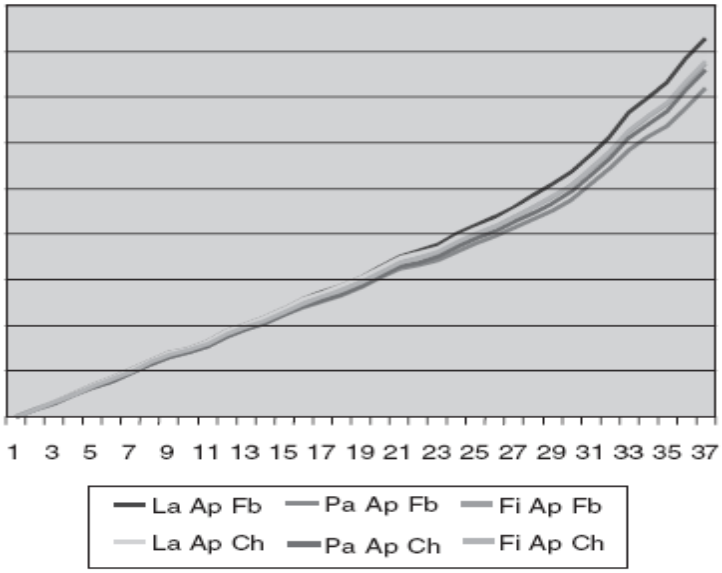
٢٢-٥٣ وبمقارنة المؤشرات الواردة في الجدولين ٢٢-١٨ و٢٢-١٩، يمكن ملاحظة أن مؤشرات لاسبير وباش وفيشر التقريبية ثابتة الأساس وبنظام السلسلة للسنة المتحركة الواردة في الجدول ٢٢-١٩ مقاربة على نحو وثيق لنظيراتها الحقيقية للسنة المتحركة الواردة في الجدول ٢٢-١٨. وبصفة خاصة، فإن مؤشر فيشر التقريبي بنظام السلسلة للسنة المتحركة (والذي يمكن حسابه باستخدام معلومات أنصبة إنفاق سنة الأساس فقط، بالإضافة إلى المعلومات الجارية عن الأسعار) مقارب بشكل وثيق للمؤشر المستهدف المفضل، وهو مؤشر فيشر بنظام السلسلة للسنة المتحركة. وفي ديسمبر ١٩٧٣، يختلف هذان المؤشران بنحو ٠,٠١٤% فقط (١,٠٠٠١٤=٣٨٩٢.,١/١,٣٨٩٤). ويتم عرض المؤشرات الواردة في الجدول ٢٢-١٩ بيانيا في الشكل ٢٢-٢. ويمكن ملاحظة أن الشكلين ٢٢-١ و٢٢-٢ متشابهان جدا، وبصفة خاصة فإن مؤشري فيشر ثابت الأساس وبنظام السلسلة متماثلان تقريبا في كلا الشكلين البيانيين.

٢٢-٥٤ ومن الجداول أعلاه، يمكن ملاحظة أن أداء المؤشرات الشهرية المقارنة بين سنة وأخرى وتعميماتها إلى مؤشرات السنة المتحركة جيد جدا باستخدام مجموعة بيانات ترفي المعدلة؛ حيث تتم مقارنة الشيء بمثيله، ولا يؤدي وجود السلع الموسمية إلى تقلبات شاذة في المؤشرات. ويتمثل العائق الوحيد أمام استخدام هذه المؤشرات في أنها، فيما يبدو، لا تستطيع أن تعطي أي معلومات عن التقلبات قصيرة الأجل في الأسعار من شهر لآخر. ويُعد ذلك جليا بصفة خاصة إذا اختلفت السلال الموسمية كليا في كل شهر، ذلك لأنه في هذه الحالة لا يمكن مقارنة الأسعار من شهر لآخر. وفي القسم التالي، يتم توضيح كيف يمكن استخدام المؤشر الشهري المقارن بين سنة وأخرى للفترة الجارية للتنبؤ بمؤشر للسنة المتحركة المتمركزة حول الشهر الجاري.

الجدول ٢٢-١٩: مؤشرات لاسبير وباش وفيشر التقريبية للسنة المتحركة

السنة	الشهر	P_{AL} (ثابت)	P_{AP} (ثابت)	P_{AF} (ثابت)	P_{AL} (مسلسل)	P_{AP} (مسلسل)	P_{AF} (مسلسل)
١٩٧٠	١٢	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠
١٩٧١	١	١,٠٠٨٢	١,٠٠٧٤	١,٠٠٧٨	١,٠٠٨٢	١,٠٠٧٤	١,٠٠٧٨
	٢	١,٠١٦١	١,٠١٤٦	١,٠١٥٣	١,٠١٦١	١,٠١٤٦	١,٠١٥٣
	٣	١,٠٢٥٧	١,٠٢٣٣	١,٠٢٤٥	١,٠٢٥٧	١,٠٢٣٣	١,٠٢٤٥
	٤	١,٠٣٤٤	١,٠٣١٢	١,٠٣٢٨	١,٠٣٤٤	١,٠٣١٢	١,٠٣٢٨
	٥	١,٠٤٢٧	١,٠٣٩٠	١,٠٤٠٩	١,٠٤٢٧	١,٠٣٩٠	١,٠٤٠٩
	٦	١,٠٥١٦	١,٠٤٧٨	١,٠٤٩٧	١,٠٥١٦	١,٠٤٧٨	١,٠٤٩٧
	٧	١,٠٦١٧	١,٠٥٧٤	١,٠٥٩٦	١,٠٦١٧	١,٠٥٧٤	١,٠٥٩٦
	٨	١,٠٧٠١	١,٠٦٥٦	١,٠٦٧٩	١,٠٧٠١	١,٠٦٥٦	١,٠٦٧٩
	٩	١,٠٧٥٠	١,٠٧٠٢	١,٠٧٢٦	١,٠٧٥٠	١,٠٧٠٢	١,٠٧٢٦
	١٠	١,٠٨١٨	١,٠٧٦٤	١,٠٧٩١	١,٠٨١٨	١,٠٧٦٤	١,٠٧٩١
	١١	١,٠٩٣٧	١,٠٨٨١	١,٠٩٠٩	١,٠٩٣٧	١,٠٨٨١	١,٠٩٠٩
	١٢	١,١٠٠٨	١,٠٩٥٦	١,٠٩٨٢	١,١٠٠٨	١,٠٩٥٦	١,٠٩٨٢
١٩٧٢	١	١,١٠٨٢	١,١٠٢١	١,١٠٥١	١,١٠٨٣	١,١٠٢١	١,١٠٥٢
	٢	١,١١٨٣	١,١١١٠	١,١١٤٧	١,١١٨٢	١,١١١٢	١,١١٤٧
	٣	١,١٢٨٧	١,١١٩٦	١,١٢٤١	١,١٢٨١	١,١٢٠٢	١,١٢٤١
	٤	١,١٣٦٢	١,١٢٦٠	١,١٣١٠	١,١٣٥٤	١,١٢٦٨	١,١٣١١
	٥	١,١٤٣٦	١,١٣٢٦	١,١٣٨١	١,١٤٢٧	١,١٣٣٦	١,١٣٨١
	٦	١,١٥٣٠	١,١٤١٥	١,١٤٧٢	١,١٥٢٠	١,١٤٢٧	١,١٤٧٣
	٧	١,١٦٤٥	١,١٥٢٢	١,١٥٨٣	١,١٦٣٢	١,١٥٣٧	١,١٥٨٤
	٨	١,١٧٥٧	١,١٦٢٠	١,١٦٨٩	١,١٧٣٩	١,١٦٤٢	١,١٦٩١
	٩	١,١٨١٢	١,١٦٦٣	١,١٧٣٧	١,١٧٩١	١,١٦٩١	١,١٧٤١
	١٠	١,١٨٨١	١,١٧١٠	١,١٧٩٥	١,١٨٥١	١,١٧٤٧	١,١٧٩٩
	١١	١,١٩٩٩	١,١٨٠٧	١,١٩٠٢	١,١٩٥٩	١,١٨٥٥	١,١٩٠٧
	١٢	١,٢٠٩١	١,١٩٠٣	١,١٩٩٦	١,٢٠٥١	١,١٩٥٢	١,٢٠٠٢
١٩٧٣	١	١,٢١٨٤	١,١٩٨٠	١,٢٠٨٢	١,٢١٤٢	١,٢٠٣٣	١,٢٠٨٧
	٢	١,٢٣٠٠	١,٢٠٧٤	١,٢١٨٧	١,٢٢٥٣	١,٢١٣٣	١,٢١٩٣
	٣	١,٢٤٢٥	١,٢١٦٥	١,٢٢٩٥	١,٢٣٦٧	١,٢٢٣٥	١,٢٣٠١
	٤	١,٢٥٤٩	١,٢٢٦١	١,٢٤٠٤	١,٢٤٨٢	١,٢٣٤٠	١,٢٤١١
	٥	١,٢٦٨٧	١,٢٣٧٩	١,٢٥٣٢	١,٢٦١٥	١,٢٤٦٤	١,٢٥٤٠
	٦	١,٢٨٧٠	١,٢٥٤٨	١,٢٧٠٨	١,٢٧٩٥	١,٢٦٤٠	١,٢٧١٧
	٧	١,٣٠٧٠	١,٢٧١٦	١,٢٨٩٢	١,٢٩٨٥	١,٢٨٢١	١,٢٩٠٣
	٨	١,٣٣٣٦	١,٢٩١٨	١,٣١٢٥	١,٣٢٣٢	١,٣٠٤٨	١,٣١٣٩
	٩	١,٣٤٩٢	١,٣٠٦٣	١,٣٢٧٦	١,٣٣٨٦	١,٣٢٠٣	١,٣٢٩٤
	١٠	١,٣٦٦٣	١,٣١٨٢	١,٣٤٢١	١,٣٥٣٨	١,٣٣٤٥	١,٣٤٤١
	١١	١,٣٩٣٢	١,٣٣٨٧	١,٣٦٥٧	١,٣٧٨٢	١,٣٥٧٩	١,٣٦٨٠
	١٢	١,٤١٤٤	١,٣٥٩٦	١,٣٨٦٧	١,٣٩٩٥	١,٣٧٩٤	١,٣٨٩٤

الشكل البياني ٢٢-٢: مؤشرات لاسبير وباش وفيشر التقريبية ثابتة الأساس وبنظام السلسلة للسنة المتحركة



Fb= ثابتة الأساس

Ch= بنظام السلسلة

التنبؤ بمؤشر للسنة المتحركة باستخدام مؤشر شهري مقارن بين سنة وأخرى للفترة الجارية

٢٢-٥٥ يمكن التخمين بأنه في ظل نظام يكون فيه الاتجاه العام للأسعار ممهدا، يمكن للتغيرات في معدل التضخم من سنة لأخرى بالنسبة لشهر معين مقارنة بالشهر السابق أن توفر معلومات قيمة حول الاتجاه العام طويل الأجل في تضخم الأسعار. وبالنسبة لمجموعة بيانات ترفي المعدلة، فإن هذا التخمين يتحول إلى حقيقة كما سنرى أدناه.

٢٢-٥٦ ويتم توضيح الفكرة الأساسية باستخدام مؤشرات لاسبير ثابتة الأساس للسنة المتحركة الواردة في الجدول ٢٢-١٨ ومؤشرات لاسبير ثابتة الأساس الشهرية المقارنة بين سنة وأخرى الواردة في الجدول ٢٢-٣. وفي الجدول ٢٢-١٨، يُقارِن قيد السنة المتحركة لمؤشر لاسبير ثابت الأساس لشهر ديسمبر ١٩٧١ الاثني عشر شهرا من بيانات الأسعار والكميات الخاصة بعام ١٩٧١ مع الأسعار والكميات المتعلقة بعام ١٩٧٠. ويعد هذا الرقم القياسي، P_L، هو القيد الأول في الجدول ٢٢-٢٠. وبالتالي، يوضح العمود P_{LRY} بالجدول ٢٢-٢٠ مؤشر لاسبير ثابت الأساس للسنة المتحركة، والمأخوذ من الجدول ٢٢-١٨، ابتداء من ديسمبر ١٩٧١ وحتى ديسمبر ١٩٧٣، أي ٢٤ ملاحظة إجمالا. وبالنظر إلى القيد الأول في هذا العمود، يمكن ملاحظة أن المؤشر هو متوسط مرجح للأرقام النسبية للأسعار المقارنة بين سنة وأخرى عبر كافة الاثنى عشر شهرا في ١٩٧٠ و١٩٧١. وبالتالي، يعد هذا المؤشر متوسطا للتغيرات السعرية الشهرية المقارنة بين

سنة وأخرى، متمركزا بين يونيو ويوليو من السنتين التي تتم مقارنة أسعارهما. وبالتالي، يمكن الحصول على تقدير تقريبي لهذا المؤشر السنوي باتخاذ المتوسط الحسابي للمؤشرات الشهرية المقارنة بين سنة وأخرى لشهري يونيو ويوليو الخاصة بالعامين ١٩٧٠ و١٩٧١ (راجع قيود الشهرين ٦ و٧ لعام ١٩٧١ في الجدول ٢٢-٣، ١,٠٨٤٤ و١,١١٠٣).[٢١] ويعد مؤشر لاسبير ثابت الأساس للسنة المتحركة التالي مطابقا لقيد يناير ١٩٧٢ في الجدول ٢٢-١٨. ويمكن الحصول على تقدير تقريبي لهذا المؤشر للسنة المتحركة، P_{ARY}، باتخاذ المتوسط الحسابي للمؤشرات الشهرية المقارنة بين سنة وأخرى لشهري يوليو وأغسطس الخاصة بالسنتين ١٩٧٠ و١٩٧١ (راجع قيود الشهرين ٧ و٨ لعام ١٩٧١ في الجدول ٢٢-٣، ١,١١٠٣ و١,٠٧٨٣). ويتضمن الجدول ٢٢-٢٠ في العمود P_{ARY} هذه المتوسطات الحسابية للمؤشرين الشهريين من سنة لأخرى الواقعين في وسط السنة المتحركة المقابلة. ومن الجدول ٢٢-٢٠، يمكن ملاحظة أن العمود P_{ARY} لا يمثل تقديرا تقريبيا للعمود P_{LRY} على نحو جيد، ذلك لأن المؤشرات التقريبية في العمود P_{ARY} تظهرتقلبات موسمية واضحة، في حين أن مؤشرات السنة المتحركة في العمود P_{LRY} تخلو من التقلبات الموسمية.

٢٢-٥٧ ويتضمن الجدول ٢٢-٢٠ بعض عوامل التعديل الموسمي SAF. وبالنسبة للمشاهدات الاثنتي عشرة الأولى، فأن القيود في العمود SAF هي نسب للقيود في العمود P_{LRY}، مقسومة على القيود المقابلة في العمود P_{ARY}؛ أي أنه بالنسبة للمشاهدات الاثنتى عشرة الأولى، تعد عوامل التعديل الموسمي مجرد نسبة مؤشرات السنة المتحركة ابتداء من ديسمبر ١٩٧١، مقسومة على المتوسط الحسابي للمؤشرين الشهريين من سنة لأخرى الواقعين في وسط السنة المتحركة المقابلة.[٢٢] وهكذا يتم فقط تكرار عوامل التعديل الموسمي الاثنتى عشرة الأولى للقيود المتبقية بالعمود SAF.

٢٢-٥٨ وبمجرد تعريف عوامل التعديل الموسمي، عندئذ يمكن ضرب المؤشر التقريبي للسنة المتحركة P_{ARY} في عامل التعديل الموسمي المقابل SAF لتكوين *مؤشر تقريبي معدل موسميا للسنة المتحركة*، P_{SAARY}، كما هو وارد في الجدول ٢٢-٢٠.

---

[٢١] من الواضح أنه إذا تم حساب متوسط المؤشرات الشهرية المقارنة بين سنة وأخرى للشهور مايو ويونيو ويوليو وأغسطس، يمكن الحصول على تقدير تقريبي أفضل للمؤشر السنوي، وإذا تم حساب متوسط المؤشرات الشهرية المقارنة بين سنة وأخرى للشهور إبريل ومايو ويونيو ويوليو وأغسطس وسبتمبر، يمكن الحصول على تقدير تقريبي أفضل حتى من ذلك للمؤشر السنوي وهكذا.

[٢٢] وبالتالي، إذا كان SAF أكبر من ١، يعني ذلك أن الشهرين الواقعين في وسط السنة المتحركة المقابلة يتسمان بمعدلات زيادة في الأسعار من سنة لأخرى يبلغ متوسطها عدد يقل عن المتوسط الكلي لمعدلات الزيادة في الأسعار من سنة لأخرى للسنة المتحركة بأكملها، ويزيد عن المتوسط الكلي إذا كان SAF أقل من ١.

الجدول ٢٢-٢٠: مؤشر لاسبير ثابت الأساس للسنة المتحركة ومؤشرات الأسعار التقريبية المعدلة موسميا للسنة المتحركة

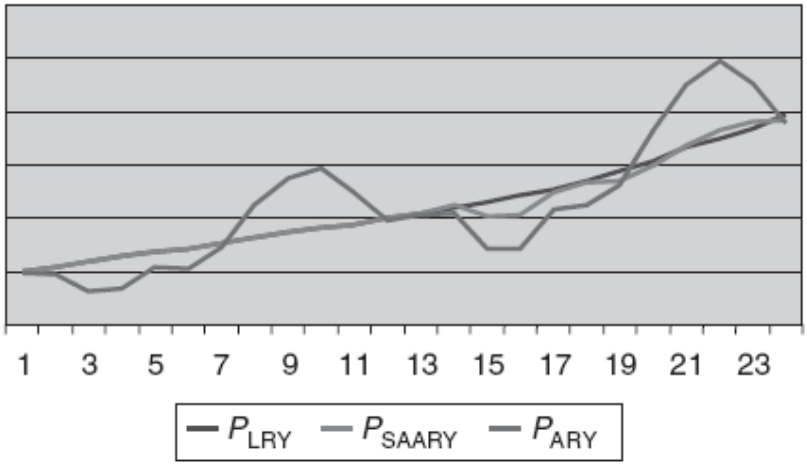
السنة	الشهر	P_{LRY}	P_{SAARY}	P_{ARY}	S_{AF}
١٩٧١	١٢	١,١٠٠٨	١,١٠٠٨	١,٠٩٧٣	١,٠٠٣٢
١٩٧٢	١	١,١٠٨٢	١,١٠٨٢	١,٠٩٤٣	١,٠١٢٧
	٢	١,١١٨٣	١,١١٨٣	١,٠٦٣٨	١,٠٥١٢
	٣	١,١٢٨٧	١,١٢٨٧	١,٠٦٩٦	١,٠٥٥٢
	٤	١,١٣٦٢	١,١٣٦٢	١,١٠٩٢	١,٠٢٤٣
	٥	١,١٤٣٦	١,١٤٣٦	١,١٠٦٦	١,٠٣٣٤
	٦	١,١٥٣٠	١,١٥٣٠	١,١٤٥٤	١,٠٠٦٦
	٧	١,١٦٤٥	١,١٦٤٥	١,٢٢٥١	٠,٩٥٠٥
	٨	١,١٧٥٧	١,١٧٥٧	١,٢٧٥٢	٠,٩٢٢٠
	٩	١,١٨١٢	١,١٨١٢	١,٢٩٢٣	٠,٩١٤١
	١٠	١,١٨٨١	١,١٨٨١	١,٢٤٨٤	٠,٩٥١٧
	١١	١,١٩٩٩	١,١٩٩٩	١,١٩٥٩	١,٠٠٣٣
	١٢	١,٢٠٩١	١,٢٠٨٧	١,٢٠٤٩	١,٠٠٣٢
١٩٧٣	١	١,٢١٨٤	١,٢٢٤٩	١,٢٠٩٦	١,٠١٢٧
	٢	١,٢٣٠٠	١,٢٠٢٤	١,١٤٣٨	١,٠٥١٢
	٣	١,٢٤٢٥	١,٢٠٦٠	١,١٤٢٩	١,٠٥٥٢
	٤	١,٢٥٤٩	١,٢٤٧٥	١,٢١٧٩	١,٠٢٤٣
	٥	١,٢٦٨٧	١,٢٦٦٤	١,٢٢٥٥	١,٠٣٣٤
	٦	١,٢٨٧٠	١,٢٧٠٤	١,٢٦٢٠	١,٠٠٦٦
	٧	١,٣٠٧٠	١,٢٩٧٩	١,٣٦٥٥	٠,٩٥٠٥
	٨	١,٣٣٣٦	١,٣٣٦٧	١,٤٤٩٨	٠,٩٢٢٠
	٩	١,٣٤٩٢	١,٣٦٥٨	١,٤٩٤٣	٠,٩١٤١
	١٠	١,٣٦٦٣	١,٣٨١١	١,٤٥١١	٠,٩٥١٧
	١١	١,٣٩٣٢	١,٣٨٢٧	١,٣٧٨٣	١,٠٠٣٢
	١٢	١,٤١٤٤	١,٤١٨٨	١,٤٠١٠	١,٠١٢٧

٢٢-٥٩ وبمقارنة العمودين P_{LRY} وP_{SAARY} في الجدول ٢٢-٢٠، نجد أن مؤشر لاسبير ثابت الأساس للسنة المتحركة، P_{LRY}، والمؤشر التقريبي المعدل موسميا للسنة المتحركة، P_{SAARY}، متماثلان بالنسبة للاثنتي عشرة ملاحظة الأولى، وهو أمر يترتب بحكم اسلوب إنشاء المؤشر نظرا لأن P_{SAARY} يساوي المؤشر التقريبي للسنة المتحركة، P_{ARY}، مضروبا في عامل التعديل الموسمي SAF والذي بدوره يكون مساويا لمؤشر لاسبير للسنة المتحركة، P_{LRY}، مقسوما على P_{ARY}. غير أنه بدءا من ديسمبر ١٩٧٢، يختلف مؤشر السنة المتحركة، P_{LRY}، عن المؤشر التقريبي المعدل موسميا للسنة المتحركة المقابل، P_{SAARY}. ويمكن ملاحظة أنه بالنسبة للثلاثة عشرة شهرا الأخيرة هذه، يكون P_{SAARY} مقاربا إلى P_{LRY} على نحو يبعث على الدهشة.[٢٣]

[٢٣] يعد متوسطا الثلاثة عشرة ملاحظة الأخيرة في العمودين P_{LRY} وP_{ARY} في الجدول ٢٢-٢٠ هما ١,٢٩٨٠ و١,٢٩٣٠. ويؤدي تقدير انحدار لأرقام P_L على أرقام P_{SAARY} إلى معامل ارتباط (R^2) يبلغ ٠.٩٦٦٢ مع تباين مقدّر للباقي يبلغ ٠,٠٠٠٢١٤.

ويوضح الشكل ٢٢-٣ المؤشرات P_{LRY} و P_{SAARY} و P_{ARY} بيانيا. ونظرا للتسارع في معدل التضخم الشهري بالنسبة للسنة الأولى من البيانات، يمكن ملاحظة أن سلسلة السنة المتحركة التقريبية المعدلة موسميا، P_{SAARY}، لا ترصد معدل التضخم المتسارع هذا خلال الشهور القليلة الأولى من العام الأخير (حيث تقل كثيرا عن P_{LRY} بالنسبة لشهري فبراير ومارس ١٩٧٣)، ولكنها بشكل عام تتنبأ بالسنة المتمركزة المقابلة على نحو جيد.

الشكل البياني ٢٢-٣: مؤشر لاسبير ثابت الأساس، والمؤشر التقريبي المعدل موسميا، والمؤشر التقريبي للسنة المتحركة



٢٢-٦٠ وتعد النتائج أعلاه لمجموعة بيانات ترفي المعدلة مشجعة جدا. وإذا أمكن تكرار تلك النتائج لمجموعات البيانات الأخرى، عندئذ يعني ذلك أنه يمكن للوكالات الإحصائية أن تستخدم أحدث المعلومات عن التضخم الشهري من سنة لأخرى للتنبؤ بشكل معقول بمعدل تضخم السنة المتحركة (المعدل موسميا) لسنة متحركة متمركزة حول الشهرين الأخيرين. وعليه، يمكن لصانعي السياسات الاقتصادية وغيرهم من المستخدمين المهتمين بمؤشر أسعار المستهلكين الحصول على تنبؤ دقيق بشكل معقول للتضخم الممثل للاتجاه العام (يرتكز حول الشهر الجاري) قبل حساب التقديرات النهائية بنحو ستة شهور.

٢٢-٦١ وتعد طريقة التعديل الموسمي المستخدمة في هذا القسم بدائية نوعا ما مقارنة ببعض الطرائق الإحصائية أو طرائق الاقتصاد القياسي المتطورة المتاحة. ومن ثم، يمكن استخدام هذه الطرائق الأكثر تطورا لتحسين تنبؤات التضخم الممثل للاتجاه العام. غير أنه في حالة استخدام طرائق متطورة للتنبؤ، من المفيد استخدام مؤشرات السنة المتحركة كأهداف للتنبؤات، وذلك بدلا من استخدام حزمة إحصائية تقوم آنيا بالتعديل الموسمي للبيانات الجارية وحساب معدل التضخم الممثل للاتجاه العام. والأمر المقترح في هذا المقام هو أن

مفهوم السنة المتحركة يمكن استخدامه للتخلص من نقص القدرة على إعادة الإنتاج في تقديرات التضخم الممثل للاتجاه العام الذي تولده الطرائق الإحصائية الحالية للتعديل الموسمي.[٢٤]

٢٢-٦٢ وفي هذا القسم والأقسام السابقة، استندت كافة المؤشرات المقترحة إلى مؤشرات شهرية مقارنة بين سنة وأخرى ومتوسطاتها. وفي الأقسام التالية من هذا الفصل، سوف يتحول الاهتمام إلى المؤشرات التقليدية بشكل أكبر والتي تحاول مقارنة أسعار الشهر الجاري مع أسعار شهر سابق.

مؤشرات الأسعار من شهر لآخر ذات أقصى التداخل

٢٢-٦٣ تعد الطريقة التالية معقولة للتعامل مع السلع الموسمية في سياق اختيار مؤشر مستهدف لمؤشر أسعار المستهلكين من شهر لآخر:[٢٥]

- تحديد مجموعة السلع الموجودة في السوق في كلا الشهرين قيد المقارنة.
- بالنسبة لهذه المجموعة من السلع التي تتسم بأقصى التداخل، يتم حساب أحد المؤشرات الثلاثة للأسعار التي يُوصَى باستخدامها في الفصول السابقة؛ أي يتم حساب مؤشر فيشر أو ولش أو تورنكفيست-تيل.[٢٦]

ومن ثم، يتم تطبيق صيغة الرقم القياسي الثنائي على المجموعة الفرعية من السلع الموجودة في الفترتين فقط.[٢٧]

٢٢-٦٤ والسؤال المطروح الآن: هل يتعين أن يكون شهر المقارنة وشهر الأساس متجاورين (ومن ثم يؤدي ذلك إلى مؤشرات بنظام السلسلة) أم يتعين أن يكون شهر الأساس ثابتا (مما يؤدي إلى مؤشرات ثابتة الأساس)؟ يبدو من المعقول تفضيل المؤشرات بنظام السلسلة على المؤشرات ثابتة الأساس لسببين:

---

[٢٤] يجب على القائم على إجراءات التعديل الموسمي أن يتخذ قرارات إستنسابية بشأن العديد من العوامل. فعلى سبيل المثال، هل العوامل الموسمية قابلة للجمع أم الضرب؟ وما طول فترة المتوسط المتحرك الذي يتعين استخدامها، وما نوع المتوسط الذي يتعين حسابه؟ ومن ثم، يميل مختلف القائمين على التعديل الموسمي إلى إنتاج تقديرات مختلفة للاتجاه العام والعوامل الموسمية.

[٢٥] للمزيد حول المنهج الاقتصادي والافتراضات الخاصة بأفضليات المستهلكين التي يمكن أن تبرر استخدام المؤشرات من شهر لآخر ذات أقصى التداخل، راجع دراسة Diewert (1999a, pp. 51–56).

[٢٦] للتبسيط، يتم في هذا الفصل دراسة مؤشر فيشر فقط بالتفصيل.

[٢٧] أطلق Keynes (1930, p. 95) على هذا الأسلوب طريقة العامل المشترك الأعلى (the highest common factor) لإجراء مقارنات الرقم القياسي الثنائي. وبالطبع، يقوم هذا المؤشر المستهدف باستبعاد السلع شديدة الموسمية غير الموجودة في السوق خلال أحد الشهرين قيد المقارنة. وعليه، فإن مقارنة الرقم القياسي تكون غير شاملة. وقد أطلق مادجيت Mudgett (1955, p. 46) على "الخطأ" في مقارنة الرقم القياسي الذي يتم إدراجه من خلال استخدام طريقة العامل المشترك الأعلى (أو طريقة التداخل الأقصى) "خطأ التجانس".

- من المرجح أن تكون مجموعة السلع الموسمية التي تتسم بالتداخل خلال شهرين متعاقبين أكبر كثيرا من المجموعة التي يتم الحصول عليها بمقارنة أسعار شهر معين ما مع شهر ثابت الأساس (مثل شهر يناير لسنة أساس ما). ومن ثم، فإن المقارنات التي يتم إجراؤها باستخدام مؤشرات بنظام السلسلة سوف تكون أكثر شمولا ودقة من تلك التي يتم إجراؤها باستخدام أساس ثابت.
- وفي اقتصادات عديدة، تختفي أسعار ٢% أو ٣% من الأسعار كل شهر نظرا لإدراج سلع جديدة واختفاء سلع أقدم. وهذا التناقص السريع في العينة يعني أن المؤشرات ثابتة الأساس تصبح غير ممثِلة سريعا. وعليه، يبدو من الأفضل استخدام المؤشرات بنظام السلسلة والتي يمكن أن تتتبع تطورات السوق على نحو وثيق.[٢٨]

٢٢-٦٥ وسوف يكون من المفيد مراجعة الإشارات في هذا المقام وتعريف بعض الإشارات الجديدة. ولنفرض أن السلع N متوفرة في شهر ما من سنة ما وأن $p_n^{t,m}$ و $q_n^{t,m}$ يدلان على سعر وكمية السلعة n الموجودة في السوق[٢٩] في الشهر m من السنة t (إذا كانت السلعة غير متوفرة، يُعرّف $p_n^{t,m}$ و $q_n^{t,m}$ على أنهما صفر). ولنفرض أن $p^{t,m} \equiv [p_1^{t,m}, p_2^{t,m}, \ldots, p_N^{t,m}]$ و $q^{t,m} \equiv [q_1^{t,m}, q_2^{t,m}, \ldots, q_N^{t,m}]$ هما متجها أسعار وكميات الشهر m والسنة t، على الترتيب. ولنفرض أن $S(t,m)$ هي مجموعة السلع الموجودة في الشهر m من السنة t والشهر الذي يليه. عندئذ يمكن تعريف مؤشرات لاسبير وباش وفيشر ذات أقصى التداخل في الاتجاه من الشهر m من السنة t إلى الشهر الذي يليه كالتالي:[٣٠]

$$P_L\left(p^{t,m}, p^{t,m+1}, q^{t,m}, S(t,m)\right) = \frac{\sum_{n \in S(t,m)} p_n^{t,m+1} q_n^{t,m}}{\sum_{n \in S(t,m)} p_n^{t,m} q_n^{t,m}} \qquad m = 1,2,\ldots 11 \qquad (22.20)$$

$$P_P\left(p^{t,m}, p^{t,m+1}, q^{t,m+1}, S(t,m)\right) = \frac{\sum_{n \in S(t,m)} p_n^{t,m+1} q_n^{t,m+1}}{\sum_{n \in S(t,m)} p_n^{t,m} q_n^{t,m+1}} \qquad m = 1,2,\ldots 11 \qquad (22.21)$$

$$P_F\left(p^{t,m}, p^{t,m+1}, q^{t,m}, q^{t,m+1}, S(t,m)\right) \equiv \sqrt{P_L\left(p^{t,m}, p^{t,m+1}, q^{t,m}, S(t,m)\right) P_P\left(p^{t,m}, p^{t,m+1}, q^{t,m+1}, S(t,m)\right)} \qquad (22.22)$$
$$m = 1,2,\ldots,11$$

---

[٢٨] وعلى أي حال، يفرض هذا التدهور السريع في العينة شكلا ما من الوصل المسلسل على المستوى الأولي.

[٢٩] كما لاحظنا في الفصل ٢٠، من الضروري أن يكون هناك مفهوم مستهدف لفرادى الأسعار والكميات $p_n^{t,m}$ و $q_n^{t,m}$ على المستوى الأدق من التجميع. وفي أغلب الظروف، يمكن اعتبار هذه المفاهيم المستهدفة هي قيم الوحدات (بالنسبة للأسعار) ومجموع الكميات المستهلكة (بالنسبة للكميات).

[٣٠] تختلف الصيغ قليلا بالنسبة للمؤشرات التي تتجه من ديسمبر إلى يناير من العام التالي.

ويُلاحَظ أن P_L وP_P وP_F تعتمد على متجهي الأسعار والكميات (الكاملين) المرتبطين بالشهرين m و$m+1$ من السنة t، $p^{t,m}$ ، $p^{t,m+1}$، $q^{t,m}$، $q^{t,m+1}$، ولكنها تعتمد أيضا على المجموعة $S(t, m)$، وهي مجموعة السلع الموجودة في كلا الشهرين. وبالتالي، فإن المؤشرات السلعية n الموجودة في الإجماليات على الجانب الأيمن من المعادلات من (22.20) إلى (22.22) تتضمن مؤشرات n مقابلة للسلع الموجودة في كلا الشهرين، وهو المقصود من $n \in S(t, m)$؛ أي أن n تنتمي إلى المجموعة $S(t, m)$.

٢٢-٦٦ ولأجل إعادة كتابة التعريفات (22.20) إلى (22.22) في شكل أنصبة إنفاق وأرقام نسبية للأسعار، يلزم وجود إشارات إضافية. ويتم تعريف أنصبة إنفاق السلعة n في الشهر m و$m+1$ من السنة t، باستخدام مجموعة السلع الموجودة في الشهر m من السنة t والشهر التالي، كما يلي:

$$s_n^{t,m}(t,m) = \frac{p_n^{t,m} q_n^{t,m}}{\sum_{i \in S(t,m)} p_i^{t,m} q_i^{t,m}} \qquad n \in S(t,m) \quad m = 1,2,...,11 \qquad (22.23)$$

$$s_n^{t,m+1}(t,m) = \frac{p_n^{t,m+1} q_n^{t,m+1}}{\sum_{i \in S(t,m)} p_i^{t,m+1} q_i^{t,m+1}} \qquad n \in S(t,m) \quad m = 1,2,...,11 \qquad (22.24)$$

وتفتقر الإشارات في المعادلتين (22.23) و(22.24) إلى الترتيب نوعا ما نظرا لأنه يجب تمييز $s_n^{t,m+1}(t,m)$ عن $s_n^{t,m+1}(t,m+1)$. ويعد نصيب الإنفاق $s_n^{t,m+1}(t,m)$ هو نصيب السلعة n في الشهر $m+1$ من السنة t، حيث تقتصر n على مجموعة السلع الموجودة في الشهر m من السنة t والشهر الذي يليه، في حين يمثل $s_n^{t,m+1}(t,m+1)$ نصيب السلعة n في الشهر $m+1$ من السنة t ولكن حيث تقتصر n على مجموعة السلع الموجودة في الشهر $m+1$ من السنة t والشهر الذي يليه. ومن ثم، فإن مجموعة الحروف الفوقية t، و$m+1$ في $s_n^{t,m+1}(t,m)$ تشير إلى أن نصيب الإنفاق يتم حسابه باستخدام بيانات أسعار وكميات الشهر $m+1$ من السنة t، ويشير (t,m) إلى أن مجموعة السلع المقبولة قاصرة على مجموعة السلع الموجودة في كل من الشهر m من السنة t والشهر الذي يليه.

٢٢-٦٧ والآن نقوم بتعريف متجهات أنصبة الإنفاق. إذا كانت السلعة n موجودة في الشهر m من السنة t والشهر الذي يليه، تُعرَّف $s_n^{t,m}(t,m)$ باستخدام المعادلة (22.23)؛ وخلاف ذلك تُعرَّف $s_n^{t,m}(t,m) = 0$. وعلى نحو مماثل، إذا كانت السلعة n موجودة في الشهر m من السنة t والشهر الذي يليه، تُعرَّف $s_n^{t,m+1}(t,m)$ باستخدام المعادلة (22.24)؛ وخلاف ذلك، تُعرَّف $s_n^{t,m+1}(t,m) = 0$. والآن نعرِّف المتجهات ذات الأبعاد N، $s^{t,m}(t,m) \equiv [s_1^{t,m}(t,m), s_2^{t,m}(t,m), \ldots, s_N^{t,m}(t,m)]$ و$s^{t,m+1}(t,m) \equiv [s_1^{t,m+1}(t,m), s_2^{t,m+1}(t,m), \ldots, s_N^{t,m+1}(t,m)]$. وباستخدام تعريفات الأنصبة هذه،

يمكن إعادة كتابة صيغ لاسبير وباش وفيشر من شهر لآخر (22.20) إلى (22.22) في شكل أنصبة إنفاق وأسعار كالتالي:

$$P_L\left(p^{t,m},p^{t,m+1},s^{t,m}(t,m)\right)\equiv\sum_{n\in S(t,m)}s_n^{t,m}(t,m)\left(p_n^{t,m+1}/p_n^{t,m}\right)\quad m=1,2,\ldots 11 \qquad (22.25)$$

$$P_P\left(p^{t,m},p^{t,m+1},s^{t,m+1}(t,m)\right)\equiv\left[\sum_{n\in S(t,m)}s_n^{t,m+1}(t,m)\left(p_n^{t,m+1}/p_n^{t,m}\right)^{-1}\right]^{-1}\quad m=1,2,\ldots 11 \qquad (22.26)$$

$$P_F\left(p^{t,m},p^{t,m+1},s^{t,m}(t,m),s^{t,m+1}(t,m)\right)\equiv\sqrt{\frac{\sum_{n\in S(t,m)}s_n^{t,m}(t,m)\left(p_n^{t,m+1}/p_n^{t,m}\right)}{\sum_{n\in S(t,m)}s_n^{t,m+1}(t,m)\left(p_n^{t,m+1}/p_n^{t,m}\right)^{-1}}}\quad m=1,2,\ldots,11 \qquad (22.27)$$

٦٨-٢٢ ومن المهم الاعتراف بأن أنصبة الإنفاق $s_n^{t,m}(t,m)$ التي تظهر في مؤشر لاسبير من شهر لآخر ذي أقصى التداخل المعرَّفة بالمعادلة (22.25) لا تعد هي أنصبة الإنفاق التي يمكن استخلاصها من مسح لإنفاق المستهلكين في الشهر m من السنة t: ولكنها تعد الأنصبة الناتجة بعد استبعاد النفقات على السلع الموسمية الموجودة في الشهر m من السنة t، ولكنها غير موجودة في الشهر الذي يليه. وعلى نحو مماثل، فإن أنصبة الإنفاق $s_n^{t,m+1}(t,m)$ التي تظهر في مؤشر باش ذي أقصى التداخل المعرَّفة بالمعادلة (22.26) لا تعد هي أنصبة الإنفاق التي يمكن استخلاصها من مسح لإنفاق المستهلكين في الشهر $m+1$ من السنة t: ولكنها هي الأنصبة الناتجة بعد استبعاد النفقات على السلع الموسمية الموجودة في الشهر $m+1$ من السنة t، ولكنها غير موجودة في الشهر السابق له.[٣١] ويعد مؤشر فيشر من شهر لآخر ذا أقصى التداخل المعرَّف بالمعادلة (22.27) هو المتوسط الهندسي لمؤشري لاسبير وباش المعرَّفين بالمعادلتين (22.25) و(22.26).

٦٩-٢٢ ويتضمن الجدول ٢٢-٢١ مؤشرات لاسبير وباش وفيشر للأسعار ذات أقصى التداخل بنظام السلسلة من شهر لآخر للبيانات الواردة في الجدولين ٢٢-١ و٢٢-٢. ويتم تعريف هذه المؤشرات بواسطة المعادلات (22.25) و(22.26) و(22.27).

[٣١] من المهم أن يكون حاصل جمع أنصبة الإنفاق المستخدمة في صيغة للرقم القياسي هو واحد صحيح. وسوف يؤدي استخدام أنصبة الإنفاق غير المعدلة من مسح لإنفاق الأسر المعيشية إلى تحيز نظامي في صيغة الرقم القياسي.

الجدول ٢٢-٢١: مؤشرات لاسبير وباش وفيشر للأسعار ذات أقصى التداخل من شهر لآخر

السنة	الشهر	P_L	P_P	P_F
١٩٧٠	١	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠
	٢	٠,٩٧٦٦	٠,٩٧٨٧	٠,٩٧٧٧
	٣	٠,٩٥٨٧	٠,٩٥٩٤	٠,٩٥٩٠
	٤	١,٠٢٩٠	١,٠٥٣٤	١,٠٤١١
	٥	١,١٤٤٧	١,١٧٥٢	١,١٥٩٨
	٦	١,١١١٨	١,٠١٤٦	١,٠٦٢١
	٧	١,١١٦٧	١,٠١٠٢	١,٠٦٢١
	٨	١,١٣٠٧	٠,٧٩٢٤	٠,٩٤٦٥
	٩	١,٠٠٣٣	٠,٦٧١٧	٠,٨٢٠٩
	١٠	٠,٩٩٩٦	٠,٦٢١٢	٠,٧٨٨٠
	١١	١,٠٥٧٤	٠,٦٢٨٩	٠,٨١٥٥
	١٢	١,٠١٥١	٠,٥٧٨٧	٠,٧٦٦٥
١٩٧١	١	١,٠٧٠٥	٠,٦٠٧٥	٠,٨٠٦٤
	٢	١,٠٤١٢	٠,٥٩٣٨	٠,٧٨٦٣
	٣	١,٠٥٤٩	٠,٦٠٠٥	٠,٧٩٥٩
	٤	١,١٤٠٩	٠,٦٥٦٤	٠,٨٦٥٤
	٥	١,٢٤١٦	٠,٧١٥٠	٠,٩٤٢٢
	٦	١,١٨٥٤	٠,٦٠٠٦	٠,٨٤٣٨
	٧	١,٢١٦٧	٠,٦٠٤٩	٠,٨٥٧٩
	٨	١,٢٢٣٠	٠,٤٨٣٨	٠,٧٦٩٢
	٩	١,٠٥٧٥	٠,٤٠٥٥	٠,٦٥٤٨
	١٠	١,٠٤٩٧	٠,٣٨٣٧	٠,٦٣٤٦
	١١	١,١٢٤٠	٠,٣٩٠٥	٠,٦٦٢٦
	١٢	١,٠٤٠٤	٠,٣٤٧١	٠,٦٠٠٩
١٩٧٢	١	١,٠٩٧٦	٠,٣٦٥٥	٠,٦٣٣٤
	٢	١,١٠٢٧	٠,٣٦٧٩	٠,٦٣٦٩
	٣	١,١٢٩١	٠,٣٧٦٥	٠,٦٥٢٠
	٤	١,١٩٧٤	٠,٤٠١٤	٠,٦٩٣٣
	٥	١,٢٨١٨	٠,٤٢٩٠	٠,٧٤١٥
	٦	١,٢١٨٢	٠,٣٥٥٣	٠,٦٥٧٩
	٧	١,٢٨٣٨	٠,٣٦٣٧	٠,٦٨٣٣
	٨	١,٢٥٣١	٠,٢٧٩٤	٠,٥٩١٦
	٩	١,٠٤٤٥	٠,٢٢٨٣	٠,٤٨٨٣
	١٠	١,٠٣٣٥	٠,٢٢٠٣	٠,٤٧٧١
	١١	١,١٠٨٧	٠,٢٢٥٦	٠,٥٠٠١
	١٢	١,٠٣٢١	٠,١٩٩٥	٠,٤٥٣٨
١٩٧٣	١	١,٠٨٦٦	٠,٢٠٩٧	٠,٤٧٧٤
	٢	١,١١٤٠	٠,٢١٥٢	٠,٤٨٩٧
	٣	١,١٥٣٢	٠,٢٢٢٥	٠,٥٠٦٥
	٤	١,٢٤٩٣	٠,٢٣٩٨	٠,٥٤٧٤
	٥	١,٣٣١٥	٠,٢٥٤٤	٠,٥٨٢١
	٦	١,٢٥٩٤	٠,٢٠٨٥	٠,٥١٢٤
	٧	١,٣٥٨٥	٠,٢١٦٠	٠,٥٤١٦
	٨	١,٣٢٥١	٠,١٦٥٦	٠,٤٦٨٤
	٩	١,٠٦٣٢	٠,١٣٣٠	٠,٣٧٦٠
	١٠	١,٠٥٧٤	٠,١٣٢٦	٠,٣٧٤٤
	١١	١,١٤٢٩	٠,١٣٧٧	٠,٣٩٦٧
	١٢	١,٠٥٠٤	٠,١٢٠٤	٠,٣٥٥٦

٢٢-٧٠ وتبلغ مؤشرات لاسبير وباش وفيشر ذات أقصى التداخل بنظام السلسلة لشهر ديسمبر ١٩٧٣، ١,٠٥٠٤، و٠,١٢٠٤، و٠,٣٥٥٦، على الترتيب. وتشير مقارنة هذه النتائج مع النتائج المقارنة بين سنة وأخرى الواردة في الجداول ٢٢-٣، و٢٢-٤، و٢٢-٥ إلى أن النتائج الواردة في الجدول ٢٢-٢١ غير واقعية. وتدل هذه المؤشرات المباشرة والمختلفة على نحو كبير مقارنة بالصف الأخير من الجدول ٢٢-٢١، على أن المؤشرات ذات أقصى التداخل تعاني من تحيز خطير بالنقص بالنسبة لمجموعة البيانات الاصطناعية.

٢٢-٧١ والسؤال هو: ما هي العوامل التي يمكن أن تفسر هذا التحيز بالنقص؟ من الواضح أن جزءا من المشكلة يتعلق بالنمط الموسمي لأسعار الخوخ والفراولة (السلعتان ٢ و٤). وتلك هي السلع غير الموجودة في الأسواق في كل شهر من شهور السنة. وحينما تصبح هذه السلع متوفرة في السوق في بادئ الأمر، تأتي إلى السوق بأسعار مرتفعة نسبيا ثم تنخفض أسعارها بشكل كبير في الشهور التالية. وآثار هذه الأسعار المرتفعة في بادئ الأمر (مقارنة بالأسعار المنخفضة نسبيا التي كانت سائدة في الشهر الأخير التي توافرت فيه السلع في العام السابق) لا ترصدها المؤشرات من شهر لآخر ذات أقصى التداخل، وعليه فإن المؤشرات الناتجة تقوم بمراكمة تحيز كبير بالنقص. ويعد التحيز بالنقص أكثر وضوحا في مؤشرات باش، والتي تستخدم كميات أو أحجام الشهر الجاري. وتعد تلك الأحجام كبيرة نسبيا مقارنة بالأحجام في الشهر الأولي عندما تصبح السلع متاحة، الأمر الذي يعكس آثار انخفاض الأسعار مع زيادة الكمية التي يتم إغراق السوق بها.

٢٢-٧٢ ويتضمن الجدول ٢٢-٢٢ النتائج باستخدام مؤشرات لاسبير وباش وفيشر بنظام السلسلة بالنسبة لمجموعة البيانات الاصطناعية حيث يتم استبعاد السلعتين شديدتي الموسمية ٢ و٤ من كل مقارنة للأسعار. وعليه، فإن المؤشرات الواردة في الجدول ٢٢-٢٢ هي مؤشرات لاسبير وباش وفيشر بنظام السلسلة المعتادة المقصورة على السلع ١، و٣، و٥ الموجودة في كل موسم على حدة. ويُطلَق على المؤشرات التي يتم اشتقاقها باستخدام هذه السلع الثلاث: $P_L(3)$، و$P_P(3)$، و$P_F(3)$.

٢٢-٧٣ وتعد مؤشرات لاسبير وباش وفيشر بنظام السلسلة (باستخدام السلع الثلاثة المتوفرة دائما) لشهر يناير ١٩٧٣ هي ١,٢٠٣٨، و٠,٥٤٢٤، و٠,٨٠٨١ على الترتيب. ومن الجداول ٢٢-٨، و٢٢-٩، و٢٢-١٠، فإن مؤشرات لاسبير وباش وفيشر المقارنة بين سنة وأخرى بنظام السلسلة لشهر يناير ١٩٧٣ هي ١,٣٢٧٤، و١,٣٢٤٣، و١,٣٢٥٨، على الترتيب. وعليه، فإن المؤشرات بنظام السلسلة باستخدام السلع الموجودة دائما الواردة في الجدول ٢٢-٢٢ تعاني بوضوح من تحيزات كبيرة بالنقص.

الجدول ٢٢-٢٢: مؤشرات لاسبير وباش وفيشر للأسعار بنظام السلسلة من شهر لآخر

السنة	الشهر	$P_L(3)$	$P_P(3)$	$P_F(3)$	$P_L(2)$	$P_P(2)$	$P_F(2)$
١٩٧٠	١	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠
	٢	٠,٩٧٦٦	٠,٩٧٨٧	٠,٩٧٧٧	٠,٩٧٥١	٠,٩٧٨٠	٠,٩٧٦٥
	٣	٠,٩٥٨٧	٠,٩٥٩٤	٠,٩٥٩٠	٠,٩٥٢٢	٠,٩٥٧٤	٠,٩٥٤٨
	٤	١,٠٢٩٠	١,٠٥٣٤	١,٠٤١١	١,٠٢٢٣	١,٠٥١٥	١,٠٣٦٨
	٥	١,١٤٤٧	١,١٧٥٢	١,١٥٩٨	١,١٣٧٧	١,١٧٤٥	١,١٥٥٩
	٦	١,٢٠٧٠	١,٢٣٩٩	١,٢٣٣٣	١,٢٠٠٦	١,٢٤٢٤	١,٢٢١٤
	٧	١,٢٦٩٤	١,٣٠٤٤	١,٢٨٦٨	١,٢٧٢٩	١,٣٢٠٤	١,٢٩٦٤
	٨	١,٣٢٤٨	١,١٥٣٧	١,٢٣٦٣	١,٢٤١٩	١,٣٩١٦	١,٣٦٦٥
	٩	١,٠٦٣٠	٠,٩٠٠٥	٠,٩٧٨٤	١,١١٥٦	١,١٣٨٩	١,١٢٧٢
	١٠	٠,٩٧٥٩	٠,٨١٧٣	٠,٨٩٣١	٠,٩٩٤٤	١,٠٠٨٧	١,٠٠١٥
	١١	١,٠٣٢٤	٠,٨٢٧٤	٠,٩٢٤٢	٠,٩٨٣٩	٠,٩٩٧٥	٠,٩٩٠٧
	١٢	٠,٩٩١١	٠,٧٦١٤	٠,٨٦٨٧	٠,٩٢١٤	٠,٩١١٠	٠,٩١٦٢
١٩٧١	١	١,٠٤٥٢	٠,٧٩٩٣	٠,٩١٤٠	٠,٩٧١٣	٠,٩٥٦٢	٠,٩٦٣٧
	٢	١,٠١٦٥	٠,٧٨١٣	٠,٨٩١٢	٠,٩٤٢٠	٠,٩٣٣٦	٠,٩٣٧٨
	٣	١,٠٣٠٠	٠,٧٩٠٠	٠,٩٠٢٠	٠,٩٥٠٩	٠,٩٤٢٩	٠,٩٤٦٩
	٤	١,١١٣٩	٠,٨٦٣٦	٠,٩٨٠٨	١,٠٢٨٦	١,٠٣٠٩	١,٠٢٩٨
	٥	١,٢١٢٢	٠,٩٤٠٧	٠,٠٦٧٩	١,١١٩٨	١,١٢٦٠	١,١٢٢٩
	٦	١,٢٦٣١	٠,٩٨٠٩	١,١١٣١	١,١٦٨٢	١,١٧٦٣	١,١٧٢٣
	٧	١,٣١٢٧	١,٠١٧٠	١,١٥٥٤	١,٢٢٦٩	١,٢٣٦٩	١,٢٣١٩
	٨	١,٣٦٠٢	٠,٩٣٨٠	١,١٢٩٦	١,٢٨١٠	١,٢٩١٣	١,٢٨٦١
	٩	١,١٣٣٢	٠,٧٥٣٢	٠,٩١٩٨	١,١٠٥٧	١,٠٩٨٨	١,١٠٢٢
	١٠	١,٠٥٧٦	٠,٧٠٤٥	٠,٨٦٣٢	١,٠١٩٤	١,٠٠٩٧	١,٠١٤٥
	١١	١,١٣٢٥	٠,٧١٧١	٠,٩٠١٢	١,٠١٢٦	١,٠٠٣٢	١,٠٠٧٩
	١٢	١,٠٤٨٢	٠,٦٣٧٣	٠,٨١٧٤	٠,٩١٤٥	٠,٨٨٤١	٠,٨٩٩٢
١٩٧٢	١	١,١٠٥٩	٠,٦٧١١	٠,٨٦١٥	٠,٩٦٥٢	٠,٩٣١١	٠,٩٤٨٠
	٢	١,١١١١	٠,٦٧٥٥	٠,٨٦٦٣	٠,٩٦٦٤	٠,٩٣٥٩	٠,٩٥١٠
	٣	١,١٣٧٧	٠,٦٩١٢	٠,٨٨٦٨	٠,٩٨٦٣	٠,٩٥٦٧	٠,٩٧١٤
	٤	١,٢٠٦٤	٠,٧٣٧١	٠,٩٤٣٠	١,٠٤٥٩	١,٠٢٠١	١,٠٣٢٩
	٥	١,٢٩١٥	٠,٧٨٧٦	١,٠٠٨٦	١,١٢٠٢	١,٠٩٥١	١,١٠٧٥
	٦	١,٣٥٠٧	٠,٨٢٣٥	١,٠٥٤٦	١,١٧٣٢	١,١٤٧٠	١,١٦٠٠
	٧	١,٤٠٩١	٠,٨٥٧٧	١,٠٩٩٣	١,٢٣٣٤	١,٢٠٦٩	١,٢٢٠١
	٨	١,٤١٨١	٠,٧٣٢٢	١,٠١٩٠	١,٢٥٦٢	١,٢٢٩٤	١,٢٤٢٧
	٩	١,١٨٦٨	٠,٥٩٣٨	٠,٨٣٩٥	١,١٢٠٤	١,٠٨٥٠	١,١٠٢٦
	١٠	١,١٤٥٠	٠,٥٦٩٦	٠,٨٠٧٦	١,٠٦١٤	١,٠٢٥١	١,٠٤٣١
	١١	١,٢٢٨٣	٠,٥٨٣٥	٠,٨٤٦٦	١,٠٥٩٢	١,٠٢٢٢	١,٠٤٠٥
	١٢	١,١٤٣٥	٠,٥١٦١	٠,٧٦٨٢	٠,٩٤٨٠	٠,٨٩٣٥	٠,٩٢٠٤
١٩٧٣	١	١,٢٠٣٨	٠,٥٤٢٤	٠,٨٠٨١	١,٠٠٣٣	٠,٩٤٠٨	٠,٩٧١٥
	٢	١,٢٣٤٢	٠,٥٥٦٧	٠,٨٢٨٩	١,٠٢٤٠	٠,٩٦٣٩	٠,٩٩٣٥
	٣	١,٢٧٧٦	٠,٥٧٥٥	٠,٨٥٧٤	١,٠٥٧١	٠,٩٩٥٥	١,٠٢٥٩
	٤	١,٣٨٤١	٠,٦٢٠٣	٠,٩٢٦٦	١,١٤٥١	١,٠٧٢٨	١,١٠٨٤
	٥	١,٤٧٥٢	٠,٦٥٨١	٠,٩٨٥٣	١,٢٢١١	١,١٤٤٦	١,١٨٢٢
	٦	١,٥٣٩٨	٠,٦٨٦٥	١,٠٢٨١	١,٢٧٦٣	١,١٩٥٧	١,٢٣٥٤
	٧	١,٦٠٣٨	٠,٧١٣٦	١,٠٦٩٨	١,٣٣٩٥	١,٢٥٤٢	١,٢٩٦٢
	٨	١,٦١٨٣	٠,٦١١٠	٠,٩٩٤٤	١,٣٦٦٢	١,٢٧٩٢	١,٣٢٢٠
	٩	١,٣٩٢٧	٠,٥١١٩	٠,٨٤٤٣	١,٢٥٣٠	١,١٦٤٩	١,٢٠٨١
	١٠	١,٣٩٠٨	٠,٥١٠٦	٠,٨٤٢٧	١,٢٥٠٥	١,١٦٠٩	١,٢٠٤٩
	١١	١,٥٠٣٣	٠,٥٣٠٥	٠,٨٩٣٠	١,٢٦٤٣	١,١٧٤٣	١,٢١٨٤
	١٢	١,٣٨١٦	٠,٤٦٣٧	٠,٨٠٠٤	١,١١٥٩	١,٠١٤٢	١,٠٦٣٨

٢٢-٧٤ وإذا تم تحليل البيانات في الجدولين ٢٢-١ و٢٢-٢، يمكن ملاحظة أن كميات العنب (السلعة ٣) في السوق تتفاوت بشكل كبير على مدار العام، مع حدوث زيادات كبيرة في السعر في الشهور التي يكون فيها العنب خارج الموسم تقريبا. ومن ثم، يقل سعر العنب بشكل كبير مع زيادة الكمية المطروحة في السوق خلال النصف الأخير من كل عام، ولكن الزيادة الكبيرة السنوية في سعر العنب تحدث في النصف الأول من العام

عندما تكون الكميات المطروحة في السوق صغيرة. وهذا النمط من التغيرات الموسمية في السعر والكمية سوف يجعل المؤشر الكلي يتخذ تحيزا بالنقص.[٣٢] وللتحقق من صحة هذا التخمين، راجع الأعمدة الثلاثة الأخيرة من الجدول ٢٢-٢٢ حيث يتم حساب مؤشرات لاسبير وباش وفيشر بنظام السلسلة باستخدام السلعتين ١ و٥ فقط. ويُطلَق على هذه المؤشرات $P_L(2)$، و$P_P(2)$، و$P_F(2)$، على الترتيب، وبالنسبة لشهر يناير ١٩٧٣ فإنها تساوي ١,٠٠٣٣، و٠,٩٤٠٨، و٠,٩٧١٥، على التوالي. وتعد هذه التقديرات المبنية على سلعتين دائمتي الوجود أقرب كثيرا إلى مؤشرات لاسبير وباش وفيشر المقارنة بين سنة وأخرى بنظام السلسلة بالنسبة لشهر يناير ١٩٧٣، والتي بلغت ١,٣٢٧٤، و١,٣٢٤٣، و١,٣٢٥٨، على التوالي، وذلك مقارنة بالتقديرات المبنية على السلع الثلاث دائمة الوجود. ويمكن ملاحظة أن مؤشرات لاسبير وباش وفيشر بنظام السلسلة المقصورة على السلعتين ١ و٥ لا تزال تتسم بتحيزات كبيرة جدا بالنقص بالنسبة لمجموعة البيانات الاصطناعية. وبشكل أساسي تقع المشكلات بسبب الأحجام الكبيرة المرتبطة بالأسعار المنخفضة أو الآخذة في الانخفاض، والأحجام القليلة بسبب الأسعار المرتفعة أو الآخذة في الارتفاع. وهذه الآثار المرتبطة بالوزن الترجيحي تجعل الانخفاضات السعرية الموسمية أكبر من الزيادات السعرية الموسمية باستخدام صيغ الرقم القياسي من شهر لآخر مع أوزان ترجيحية متغيرة.[٣٣]

٢٢-٧٥ وبالإضافة للتحيزات بالنقص التي تظهر في الجدولين ٢٢-٢١ و٢٢-٢٢، فإن كافة هذه المؤشرات من شهر لآخر بنظام السلسلة تُظهِر تقلبات موسمية كبيرة في الأسعار على مدار السنة. ومن ثم، تعد هذه المؤشرات من شهر لآخر ذات فائدة طفيفة لصانعي السياسات الاقتصادية المعنيين بالاتجاهات العامة التضخمية قصيرة الأجل. وعليه، إذا كان الغرض من مؤشر أسعار المستهلكين من شهر لآخر هو الدلالة على التغيرات في التضخم العام، عندئذ يتعين على الوكالات الإحصائية أن تتوخى الحرص بشأن إدراج السلع

---

[٣٢] استخدم Andrew Baldwin (1990, p. 264) بيانات ترفي لتوضيح أساليب التعامل المختلفة مع السلع الموسمية ويناقش العوامل التي تجعل أداء مختلف المؤشرات من شهر لآخر سيئا: "من المؤسف أنه بالنسبة لبعض مجموعات السلع الموسمية، لا تعد التغيرات السعرية الشهرية ذات مغزى، بغض النظر عن الصيغة التي يقع الاختيار عليها".

[٣٣] هناك تطبيق لهذه الملاحظة على الفصل العشرين بشأن المؤشرات الأولية حيث يمكن أن تؤدي المبيعات غير المنتظمة خلال العام إلى تحيز مماثل إلى أدنى في مؤشر ما من شهر لآخر استخدم الأوزان الترجيحية الشهرية. وهناك ثمة مشكلة أخرى تكمن في المؤشرات من شهر لآخر بنظام السلسلة ألا وهي أن مشتريات ومبيعات فرادى السلع يمكن أن تصبح غير منتظمة كلما قصرت الفترة الزمنية، ومشكلة المشتريات والمبيعات الصفرية تصبح أكثر وضوحا. ويجد Feenstra and Shapiro (2003, p. 125) تحيزا لأعلى لمؤشراتهما الأسبوعية بنظام السلسلة بالنسبة للتونة المعلبة مقارنة بمؤشر ثابت الأساس؛ وقد ترتب تحيزها على آثار الأوزان الترجيحية المتغيرة الناتجة عن توقيت نفقات الدعاية. وبشكل عام، يمكن الحد من آثار انحراف المؤشرات بنظام السلسلة هذه من خلال تطويل الفترة الزمنية بحيث تصبح الاتجاهات العامة في البيانات أكثر وضوحا من التقلبات عالية التواتر.

التي تُظهِر تقلبات موسمية شديدة في الأسعار في المؤشر من شهر لآخر.[٣٤] وإذا تم إدراج السلع الموسمية في مؤشر من شهر لآخر الهدف منه هو الدلالة على التضخم العام، عندئذ يتعين استخدام تعديل موسمي للتخلص من هذه التقلبات الموسمية الشديدة. ويتم النظر في بعض الأنواع البسيطة من إجراءات التعديل الموسمي بالفقرات من ٢٢-٩١ إلى ٢٢-٩٦.

٢٢-٧٦ وهذا الأداء الضعيف نوعا ما للمؤشرات من شهر لآخر الواردة في الجدولين ٢٢-٢١ و٢٢-٢٢ لا يحدث دائما في سياق السلع الموسمية. وفي إطار حساب مؤشرات أسعار الواردات والصادرات باستخدام بيانات ربع سنوية للولايات المتحدة، وجد Alterman, Diewert and Feenstra (1999) أن أداء المؤشرات من شهر لآخر ذات أقصى التداخل كان جيدا على نحو معقول.[٣٥] ويتعين على الوكالات الإحصائية التحقق من أن مؤشراتها من شهر لآخر متسقة تقريبيا على الأقل مع المؤشرات المقارنة بين سنة وأخرى.

٢٢-٧٧ ومن الواضح أنه يمكن تقدير مختلف مؤشرات باش وفيشر المحسوبة في هذا القسم تقديرا تقريبيا بواسطة مؤشرات قامت بإحلال أنصبة الإنفاق من سنة الأساس محل كافة أنصبة إنفاق الفترة الجارية. ولن يتم في هذا المقام إعادة إنتاج مؤشرات باش وفيشر التقريبية هذه نظرا لأنها تشبه نظيراتها "الحقيقية" ومن ثم تخضع أيضا إلى تحيز كبير بالنقص.

المؤشرات القائمة على السلة السنوية مع ترحيل الأسعار غير المتاحة

٢٢-٧٨ يُذكر أن مؤشر Lowe (1823) المعرَّف في الفصول السابقة اتسم بفترتين مرجعيتين:[٣٦]

- فترة مرجعية لمتجه الأوزان الترجيحية للكميات؛
- فترة مرجعية لأسعار فترة الأساس.

ويُعرَّف مؤشر لو للشهر m بالصيغة التالية:

$$P_{Lo}(p^0, p^m, q) \equiv \sum_{n=1}^{N} p_n^m q_n \Big/ \sum_{n=1}^{N} p_n^0 q_n \qquad (22.28)$$

---

[٣٤] إذا كان الغرض من هذا المؤشر هو مقارنة الأسعار التي يواجهها المستهلكون بالفعل في شهرين متعاقبين، ومن ثم تجاهل احتمال أن المستهلك قد ينظر إلى سلعة موسمية على أنها مختلفة من حيث النوعية في الشهرين، عندئذ يمكن تبرير إنتاج مؤشر لأسعار المستهلكين من شهر لآخر ذي تقلبات موسمية كبيرة.

[٣٥] وقد تحققوا من صحة مؤشراتهم من شهر لآخر بمراكمتها لأربعة أرباع سنة ثم مقارنتها مع المؤشرات المقارنة بين سنة وأخرى المقابلة، ووجدوا فروقا ضئيلة نسبيا فقط. غير أنه يُلاحَظ أن التقلبات عالية التواتر غير المنتظمة سوف تميل إلى أن تكون أقل في حالة أرباع السنة مقارنة بالشهور، ومن ثم يُتوقَع أن يكون أداء المؤشرات ربع السنوية بنظام السلسلة أفضل من المؤشرات الشهرية أو الأسبوعية بنظام السلسلة.

[٣٦] في سياق المؤشرات الموسمية للأسعار، يعد هذا النوع من المؤشر مناظرا لمؤشر بين وستاين Bean and Stine (1924, p. 31) من النوع A.

حيث يمثل $p^0 \equiv [p_1^0, \ldots, p_N^0]$ متجه أسعار شهر الأساس، و $p^m \equiv [p_1{}^m, \ldots, p_N{}^m]$ متجه أسعار الشهر الجاري m، و $q \equiv [q_1, \ldots, q_N]$ هو متجه الكميات المرجعي لسنة الأساس. ولأغراض هذا القسم، حيث يتم استخدام مجموعة بيانات ترفي المعدلة لتوضيح المؤشر عدديا، سوف يتم اتخاذ سنة الأساس لتكون ١٩٧٠. ويتبين أن متجه كميات سنة الأساس الناتج هو:

$$q \equiv [q_1, \ldots, q_5] = [53889,\ 12881,\ 9198,\ 5379,\ 68653]. \tag{22.29}$$

وسوف يتم اتخاذ الفترة المرجعية للأسعار لتكون هي ديسمبر ١٩٧٠. وبالنسبة للأسعار غير المتوفرة في الشهر الجاري، يتم ترحيل آخر سعر متاح. ويتضمن العمود P_{Lo} من الجدول ٢٢-٢٣ مؤشر لو الناتج مع ترحيل الأسعار الناقصة باستخدام مجموعة بيانات ترفي المعدلة.

٢٢-٧٩ وتجدر الإشارة فيما يلي بإسهاب إلى تعليق Andrew Baldwin (1990, p. 258) على هذا النوع من المؤشر القائم على سلة سنوية:

> بالنسبة للسلع الموسمية، يُفضل النظر إلى مؤشر السلة السنوية على أنه مؤشر معدل جزئيا مقابل التغير الموسمي. ويعتمد على كميات سنوية لا تعكس التقلبات الموسمية في حجم المشتريات، وعلى الأسعار الشهرية الأولية التي تتضمن التقلبات السعرية الموسمية. ويُطلِق Zarnowitz (1961, pp. 256–257) عليه اسم المؤشر ذو "النوعية الهجين". ونظرا لصعوبة تصنيفه بدقة، فهو لا يقدم مقياسا ملائما للتغير في الأسعار سواء الشهري أو في الاثني عشر شهرا. والسؤال الذي يجيب عنه المؤشر القائم على سلة سنوية فيما يتعلق مثلا بالتغير السعري من يناير إلى فبراير، أو من يناير في سنة ما إلى يناير من السنة التالية هو : "ماذا كان سيصبح التغير في أسعار المستهلكين إذا لم تكن هناك موسمية في المشتريات في الشهور قيد الدراسة، ولكن مع احتفاظ الأسعار برغم ذلك بسلوكها الموسمي؟" من الصعب الاعتقاد بأن هذا سؤال يهتم أحد بطرحه. ومن جانب آخر، فإن نسبة الاثنى عشر شهرا لمؤشر ما قائم على سلة سنوية يعتمد على الأسعار المعدلة موسميا سوف تكون صحيحة من الناحية النظرية، إذا كان المرء مهتما بحذف التأثيرات الموسمية.

وعلى الرغم من ملاحظات بولدوين السلبية نوعا ما على مؤشر لو، إلا أنه هو المؤشر المفضل لدى العديد من الوكالات الإحصائية، وعليه من الضروري دراسة خصائصه في سياق البيانات شديدة الموسمية.

٢٢-٨٠ ويُذكَر أن مؤشر يانغ Young (1812) قد تم تعريفه في الفصول السابقة كالتالي:

$$P_Y(p^0, p^m, s) \equiv \sum_{n=1}^{N} s_n (p_n^m / p_n^0) \tag{22.30}$$

حيث يمثل $s \equiv [s_1, \ldots, s_N]$ متجه سنة الأساس المرجعي لأنصبة الإنفاق. ولأغراض هذا القسم، حيث يتم استخدام مجموعة بيانات ترفي لتوضيح المؤشر عدديا، سوف تُتخذ سنة الأساس لتكون هي السنة ١٩٧٠. ويتبين أن متجه أنصبة سنة الأساس الناتج هو:

$$s \equiv [s_1, \ldots, s_5] = [0.3284,\ 0.1029,\ 0.0674,\ 0.0863,\ 0.4149]. \tag{22.31}$$

ومرة أخرى، سوف يتم اتخاذ فترة الأساس للأسعار لتكون هي ديسمبر ١٩٧٠. وبالنسبة للأسعار غير المتوفرة في الشهر الجاري، يتم ترحيل آخر سعر متوفر. ويتضمن العمود P_Y من الجدول ٢٢-٢٣ مؤشر يانغ الناتج ذي الأسعار الناقصة المرحلة باستخدام مجموعة بيانات ترفي المعدلة.

٢٢-٨١ ويُعرَّف مؤشر لاسبير الهندسي في الفصل ١٩ كالتالي:

$$P_{GL}(p^0, p^m, s) \equiv \prod_{n=1}^{N} (p_n^m / p_n^0)^{s_n}. \qquad (22.32)$$

وعليه، يستخدم مؤشر لاسبير الهندسي نفس المعلومات مثل مؤشر يانغ باستثناء أنه يتم اتخاذ المتوسط الهندسي للأرقام النسبية للأسعار بدلا من المتوسط الحسابي. ومرة أخرى، يتم اتخاذ سنة الأساس لتكون سنة ١٩٧٠، وفترة الأساس للأسعار لتكون هي ديسمبر ١٩٧٠. ويتم توضيح المؤشر باستخدام مجموعة بيانات ترفي المعدلة مع ترحيل الأسعار الناقصة؛ راجع العمود P_{GL} من الجدول ٢٢-٢٣.

٢٢-٨٢ ومن المهم مقارنة المؤشرات الثلاثة أعلاه التي تستخدم السلال السنوية مع مؤشرات لاسبير ثابتة الأساس للسنة المتحركة التي تم حسابها من قبل. وبالنسبة لمؤشر السنة المتحركة الذي ينتهي في الشهر الجاري فتتركز خمسة شهور ونصف إلى الوراء. ومن ثم، فسوف تتم مقارنة المؤشرات الثلاثة القائمة على سلة سنوية مع متوسط حسابي للمؤشرين للسنة المتحركة يكون فيهما الشهر الأخير هو الخامس يليه ستة شهور للأمام. ويُطلَق على هذا المؤشر الأخير للسنة المتحركة المتمركزة P_{CRY} وهو مدرج في العمود الأخير من الجدول ٢٢-٢٣.[٣٧] وتجدر مُلاحظة القيود الصفرية للصفوف الستة الأخيرة من هذا العمود؛ إذ لا تمتد مجموعة البيانات لستة شهور في عام ١٩٧٥، وعليه لا يمكن حساب مؤشرات السنة المتحركة المتمركزة لهذه الشهور الستة الأخيرة.

[٣٧] يتم تطبيع هذه السلسلة لتساوي ١ في ديسمبر ١٩٧٠، بحيث تكون قابلة للمقارنة مع غيرها من المؤشرات من شهر لآخر.

الجدول ٢٢-٢٣: مؤشرات لو ويانغ ولاسبير الهندسي ومؤشرات السنة المتحركة المتمركزة مع ترحيل الأسعار

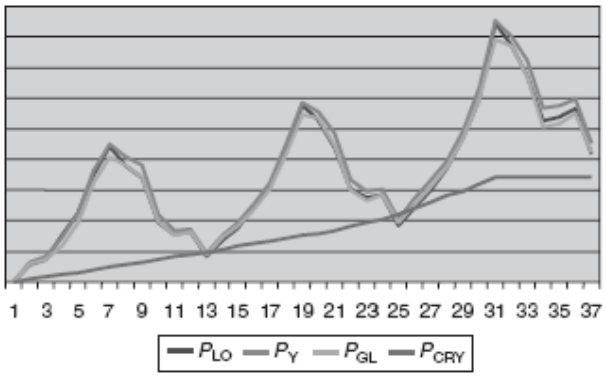
السنة	الشهر	P_{LO}	P_Y	P_{GL}	P_{CRT}
١٩٧٠	١٢	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠
١٩٧١	١	١,٠٥٥٤	١,٠٦٠٩	١,٠٥٩٥	١,٠٠٩١
	٢	١,٠٧١١	١,٠٨٠٦	١,٠٧٣٠	١,٠١٧٩
	٣	١,١٥٠٠	١,١٤٥٢	١,١١٨٧	١,٠٢٤٢
	٤	١,٢٢٥١	١,٢٢٧٣	١,١٩٤٢	١,٠٢٩٨
	٥	١,٣٤٨٩	١,٣٦٥٢	١,٣٢٤٩	١,٠٣٨٨
	٦	١,٤٤٢٨	١,٤٤٨٧	١,٤٠٦٨	١,٠٤٧٨
	٧	١,٣٧٨٩	١,٤٠٥٨	١,٣٨١٩	١,٠٥٤٧
	٨	١,٣٣٧٨	١,٣٧٩٧	١,٣٤٠٩	١,٠٦٣١
	٩	١,١٩٥٢	١,٢١٨٧	١,١٩٥٦	١,٠٧٢٩
	١٠	١,١٥٤٣	١,١٦٦٢	١,١٥٠٧	١,٠٨١٤
	١١	١,١٦٣٩	١,١٧٢٣	١,١٦٤٨	١,٠٨٨٥
	١٢	١,٠٨٢٤	١,٠٩٣٢	١,٠٩٠٠	١,٠٩٦٥
١٩٧٢	١	١,١٣٧٠	١,١٥٢٣	١,١٤٦٥	١,١٠٦٥
	٢	١,١٧٣١	١,١٨٩٧	١,١٨١٠	١,١١٧٤
	٣	١,٢٤٥٥	١,٢٥٣٩	١,٢٣٦٣	١,١٢٥٤
	٤	١,٣١٥٥	١,٣٢٦٦	١,٣٠١٨	١,١٣١٣
	٥	١,٤٢٦٢	١,٤٥٠٨	١,٤١٨٣	١,١٤٠٢
	٦	١,٥٧٩٠	١,٥٨٦٠	١,٥٤٤٦	١,١٥٠٢
	٧	١,٥٢٩٧	١,٥٥٥٠	١,٥٣٤٩	١,١٥٩١
	٨	١,٤٤١٦	١,٤٨٥١	١,٤٤٥٦	١,١٦٩٠
	٩	١,٣٠٣٨	١,٣٣٤٢	١,٢٩٧٤	١,١٨٠٦
	١٠	١,٢٧٥٢	١,٢٩٦٠	١,٢٦٦٨	١,١٩٢٤
	١١	١,٢٨٥٢	١,٣٠٣٤	١,٢٨٤٦	١,٢٠٤٩
	١٢	١,١٨٤٤	١,٢٠٣٢	١,١٩٣٨	١,٢٢٠٣
١٩٧٣	١	١,٢٤٢٧	١,٢٧١٠	١,٢٥١٨	١,٢٣٨٦
	٢	١,٣٠٠٣	١,٣٣٠٨	١,٣١٠٣	١,٢٦٠٨
	٣	١,٣٦٩٩	١,٣٩٥١	١,٣٧٣٥	١,٢٨٠٩
	٤	١,٤٦٩١	١,٤٩٢٤	١,٤٦٧٥	١,٢٩٦٦
	٥	١,٥٩٧٢	١,٦٣٢٩	١,٥٩٦٢	١,٣١٧٦
	٦	١,٨٤٨٠	١,٨٥٤١	١,٧٩٠٤	١,٣٤٠٦
	٧	١,٧٧٠٦	١,٨٠١٠	١,٧٧١١	٠,٠٠٠٠
	٨	١,٦٧٧٩	١,٧٣٦٥	١,٦٧٤٥	٠,٠٠٠٠
	٩	١,٥٢٥٣	١,٥٦٧٦	١,٥٠٧٢	٠,٠٠٠٠
	١٠	١,٥٣٧١	١,٥٧٤٦	١,٥١٥٥	٠,٠٠٠٠
	١١	١,٥٦٣٤	١,٥٩٨٧	١,٥٥٢٥	٠,٠٠٠٠
	١٢	١,٤١٨١	١,٤٥٢١	١,٤٢٣٦	٠,٠٠٠٠

٢٢-٨٣ ويمكن ملاحظة أن مؤشرات لو ويانغ ولاسبير الهندسي تتسم بقدر كبير من الموسمية، ولا تمثل مطلقا تقديرا تقريبيا لنظيراتها للسنة المتحركة الواردة في العمود الأخير من الجدول ٢٢-٢٣.[٣٨] وعليه، فبدون تعديل موسمي لا تعد مؤشرات لو ويانغ ولاسبير الهندسي أدوات مناسبة للتنبؤ بنظيراتها للسنة

[٣٨] تعد متوسطات العينة للأربعة مؤشرات هي: ١,٢٩٣٥ (لو)، و١,٣١١٠ (يانغ)، و١,٢٨٧٧ (لاسبير الهندسي) و١,١٢٨٢ (السنة المتحركة). وبالطبع، سوف تكون مؤشرات لاسبير الهندسية دائما مساوية أو أقل من أرقام يانغ المناظرة لها، نظرا لأن المتوسط الهندسي المرجح دائما ما يساوي أو يقل عن المتوسط الحسابي المرجح المناظر.

المتحركة المعدلة موسميا.[٣٩] ويتم في الشكل البياني ٢٢-٤ رسم السلاسل الأربع P_{LO}، وP_Y، وP_{GL}، P_{CRY} الواردة في الجدول ٢٢-٢٣. ويمكن ملاحظة أن مؤشر يانغ للأسعار هو الأعلى بشكل عام، يليه مؤشر لو، في حين أن لاسبير الهندسي هو الأقل بين المؤشرات من شهر لآخر الثلاثة. ويعد مؤشر لاسبير المقابل للسنة المتحركة المتمركزة، P_{CRY}، أقل بشكل عام من المؤشرات الثلاثة الأخرى (وبالطبع لا يتسم بالتحركات الموسمية الشديدة التي تتسم بها السلاسل الثلاث الأخرى)، ولكنه يتحرك بأسلوب مواز تقريبا للمؤشرات الثلاثة الأخرى.[٤٠] ويُلاحَظ أن التحركات الموسمية لكل من P_{LO}، وP_Y، وP_{GL} منتظمة تماما. ويتم في الفقرات من ٢٢-٩١ إلى ٢٢-٩٦ استغلال هذا الانتظام لأجل استخدام هذه المؤشرات من شهر لآخر للتنبؤ بنظيراتها للسنة المتحركة.

الشكل البياني ٢٢-٤: مؤشرات لو ويانغ ولاسبير الهندسي وأرقام لاسبير للسنة المتحركة المتمركزة مع ترحيل الأسعار



٢٢-٨٤ وقد يتمثل جزء من المشكلة في الحقيقة التي مفادها أن أسعار السلع شديدة الموسمية قد تم ترحيلها للشهور التي لا تتوافر فيها السلع. وهذا من شأنه الإضافة إلى حجم التحركات الموسمية في المؤشرات، وخاصة عندما يكون التضخم العام مرتفعا. وعليه، يتم في القسم التالي حساب مؤشرات لو ويانغ ولاسبير الهندسي مرة أخرى باستخدام طريقة الاحتساب للأسعار الناقصة بدلا من ترحيل آخر سعر متاح فقط.

[٣٩] في الفقرات من ٢٢-٩١ إلى ٢٢-٩٦، تعد أرقام لو ويانغ ولاسبير الهندسي القياسية معدلة موسميا.

[٤٠] في الشكل البياني ٢٢-٤، يُحدَد الرقم P_{CRY} اصطناعيا بما يساوي قيمة يونيو ١٩٧٣ للمؤشر، وهو الشهر الأخير الذي يمكن على أساسه إنشاء المؤشر المتمركز من البيانات المتاحة.

المؤشرات القائمة على سلة سنوية مع احتساب الأسعار غير المتوفرة

٢٢-٨٥ بدلا من القيام فقط بترحيل آخر سعر متاح لسلعة موسمية لا تباع خلال شهر معين، من الممكن استخدام طريقة احتساب لإدراج الأسعار الناقصة. وتناقش دراسة Armknecht and Maitland-Smith (1999) و Feenstra and Diewert (2001) طرائق الاحتساب البديلة. وتتمثل الفكرة الأساسية في اتخاذ آخر سعر متاح واحتساب الأسعار للفترات الناقصة، باستخدام الاتجاه العام لمؤشر آخر. ويمكن لهذا المؤشر الآخر أن يكون مؤشرا للأسعار المتاحة للفئة العامة للسلعة أو المكونات ذات المستوى الأعلى لمؤشر أسعار المستهلكين. ولأغراض هذا القسم، يتم اتخاذ مؤشر الاحتساب ليكون مؤشرا للأسعار ينمو بمعدل مضاعف يبلغ ١,٠٠٨، نظرا لأن مؤشرات لاسبير للسنة المتحركة ثابتة الأساس لمجموعة بيانات ترفي المعدلة تزيد بمعدل ٠,٨ شهريا.[٤١] وباستخدام طريقة الاحتساب هذه لإدراج الأسعار الناقصة، يمكن إعادة حساب مؤشرات لو ويانغ ولاسبير الهندسي المعرَّفة في القسم السابق. ويتضمن الجدول ٢٢-٢٤ قائمة بالمؤشرات الناتجة إلى جانب مؤشر السنة المتحركة المتمركزة P_{CRY} وذلك لأغراض المقارنة.

٢٢-٨٦ وكما هو متوقع، فإن مؤشرات لو ويانغ ولاسبير الهندسي التي تستخدم الأسعار المحتسبة هي أعلى في المتوسط نوعا ما من نظيراتها التي تستخدم الأسعار المرَّحلة، ولكن قابلية المؤشرات المحتسبة للتغير تعد أقل قليلا.[٤٢] وتعد السلاسل الواردة في الجدول ٢٢-٢٤ موضحة أيضا بيانيا في الشكل ٢٢-٥. ويمكن ملاحظة أن مؤشرات لو ويانغ ولاسبير الهندسي التي تستخدم الأسعار المحتسبة لا تزال تتسم بقدر كبير من الموسمية ولا تمثل تقديرا تقريبيا وثيقا لنظيراتها ذات السنة المتحركة الواردة في العمود الأخير من الجدول ٢٢-٢٤.[٤٣] ومن ثم، فبدون تعديل موسمي، لا تعد مؤشرات لو ويانغ ولاسبير الهندسي التي تستخدم الأسعار المحتسبة مؤشرات مناسبة للتنبؤ بنظيراتها ذات السنة المتحركة المعدلة موسميا.[٤٤] ففي وضعها الحالي، لا تعد هذه المؤشرات مناسبة كمقاييس للتضخم العام من شهر إلى آخر.

---

[٤١] بالنسبة للسنة الأخيرة من البيانات، تتم زيادة مؤشر الاحتساب بمعدل نمو شهري إضافي قدره ١,٠٠٨.

[٤٢] بالنسبة لمؤشرات لو، فإن متوسط الإحدى وثلاثين مشاهدة يزيد (مع احتساب الأسعار) من ١,٣٠٠٩ إلى ١,٣٠٤٧، ولكن الانحراف المعياري ينخفض من ٠,١٨٣٥٦ إلى ٠,١٨٣١٩. وبالنسبة لمؤشرات يانغ، يزيد متوسط الإحدى وثلاثين مشاهدة من ١,٣١٨٦ إلى ١,٣٢٢٤، ولكن ينخفض الانحراف المعياري من ٠,١٨٧٨١ إلى ٠,١٨٧٣٠. وبالنسبة لمؤشرات لاسبير الهندسية، يزيد متوسط الإحدى وثلاثين مشاهدة من ١,٢٩٤٩ إلى ١,٢٩٩٩ كما ويزيد الانحراف المعياري بشكل طفيف من ٠,١٧٥٨٢ إلى ٠,١٧٥٩٩. وتعد المؤشرات المحتسبة مفضلة على *المؤشرات* ذات الأسعار المرحلة لأسباب منهجية عامة؛ ففي بيئة تتسم بارتفاع معدل التضخم، سوف تخضع المؤشرات ذات الأسعار المرحلة لقفزات مفاجئة كلما أصبحت السلع غير المتوفرة سابقا متاحة.

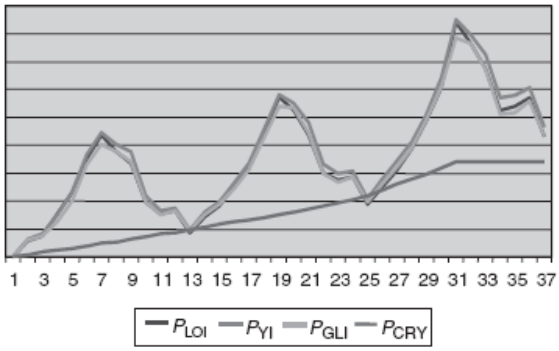
[٤٣] يُلاحظ أيضا التشابه الكبير بين الشكلين البيانيين ٢٢-٤ و٢٢-٥.

[٤٤] في الفقرات من ٢٢-٩١ إلى ٢٢-٩٦، تعد مؤشرات لو ويانغ ولاسبير الهندسي باستخدام الأسعار المحتسبة معدلة موسميا.

الجدول ٢٢-٢٤: مؤشرات لو ويانغ ولاسبير الهندسي ومؤشرات السنة المتحركة المتمركزة في حالة الأسعار المحتسبة

السنة	الشهر	P_{LOI}	P_{YI}	P_{GLI}	P_{CRY}
١٩٧٠	١٢	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠
١٩٧١	١	١,٠٥٦٨	١,٠٦٢٤	١,٠٦١١	١,٠٠٩١
	٢	١,٠٧٤٢	١,٠٨٣٦	١,٠٧٦٢	١,٠١٧٩
	٣	١,١٥٤٥	١,١٤٩٨	١,١٢٣٨	١,٠٢٤٢
	٤	١,٢٣١٢	١,٢٣٣٤	١,٢٠١٤	١,٠٢٩٨
	٥	١,٣٥٢٤	١,٣٦٨٢	١,٣٢٩٥	١,٠٣٨٨
	٦	١,٤٤٠٥	١,٤٤٦٤	١,٤٠٤٧	١,٠٤٧٨
	٧	١,٣٧٦٨	١,٤٠٣٨	١,٣٧٩٨	١,٠٥٤٧
	٨	١,٣٣٦٤	١,٣٧٨٩	١,٣٣٩٨	١,٠٦٣١
	٩	١,١٩٤٩	١,٢١٨٧	١,١٩٥٥	١,٠٧٢٩
	١٠	١,١٥٤٨	١,١٦٧٠	١,١٥١٤	١,٠٨١٤
	١١	١,١٦٦١	١,١٧٤٧	١,١٦٧٢	١,٠٨٨٥
	١٢	١,٠٨٦٣	١,٠٩٧٢	١,٠٩٣٩	١,٠٩٦٥
١٩٧٢	١	١,١٤٢٦	١,١٥٨٠	١,١٥٢٣	١,١٠٦٥
	٢	١,١٨٠٣	١,١٩٧١	١,١٨٨٨	١,١١٧٤
	٣	١,٢٥٤٤	١,٢٦٣٠	١,٢٤٦٣	١,١٢٥٤
	٤	١,٣٣٦٠	١,٣٣٧٤	١,٣١٤٣	١,١٣١٣
	٥	١,٤٣٠٦	١,٤٥٤٥	١,٤٢٤٤	١,١٤٠٢
	٦	١,٥٧٦٥	١,٥٨٣١	١,٥٤٢٣	١,١٥٠٢
	٧	١,٥٢٧٣	١,٥٥٢٧	١,٥٣٢٦	١,١٥٩١
	٨	١,٤٤٠٢	١,٤٨٤١	١,٤٤٤٤	١,١٦٩٠
	٩	١,٣٠٣٤	١,٣٣٤٣	١,٢٩٧٢	١,١٨٠٦
	١٠	١,٢٧٥٨	١,٢٩٧٠	١,٢٦٧٥	١,١٩٢٤
	١١	١,٢٨٧٥	١,٣٠٦٢	١,٢٨٧٣	١,٢٠٤٩
	١٢	١,١٨٨٨	١,٢٠٧٨	١,١٩٨١	١,٢٢٠٣
١٩٧٣	١	١,٢٥٠٦	١,٢٧٩١	١,٢٦٠١	١,٢٣٨٦
	٢	١,٣١١٩	١,٣٤٢٦	١,٣٢٣٠	١,٢٦٠٨
	٣	١,٣٨٥٢	١,٤١٠٦	١,٣٩٠٩	١,٢٨٠٩
	٤	١,٤٨٨١	١,٥١١٥	١,٤٩٠٧	١,٢٩٦٦
	٥	١,٦٠٦٤	١,٦٤١٠	١,٦٠٩٥	١,٣١٧٦
	٦	١,٨٤٥١	١,٨٥٠٥	١,٧٨٧٧	١,٣٤٠٦
	٧	١,٧٦٧٩	١,٧٩٨١	١,٧٦٨٤	٠,٠٠٠٠
	٨	١,٦٧٧٣	١,٧٢٦٣	١,٦٧٤٣	٠,٠٠٠٠
	٩	١,٥٢٧١	١,٥٧٠٠	١,٥٠٩٠	٠,٠٠٠٠
	١٠	١,٥٤١٠	١,٥٧٩٢	١,٥١٩٥	٠,٠٠٠٠
	١١	١,٥٧١٥	١,٦٠٧٥	١,٥٦١٣	٠,٠٠٠٠
	١٢	١,٤٣٠٧	١,٤٦٥١	١,٤٣٥٩	٠,٠٠٠٠

الشكل البياني ٢٢-٥: مؤشرات لو ويانغ ولاسبير الهندسي ذات الأسعار المحتسبة ومؤشرات السنة المتحركة المتمركزة



مؤشر بين وستاين من نوع C أو مؤشر روزويل

٢٢-٨٧ يعد آخر مؤشر[٤٥] من شهر لآخر تتم دراسته في هذا الفصل هو *مؤشر بين وستاين من النوع C* Bean and Stine Type C (1924, p. 31) أو *مؤشر روزويل* Rothwell (1958, p. 72).[٤٦] ويَستخدِم هذا المؤشر السلال الموسمية في سنة الأساس، المشار إليها على أنها المتجهات $q^{0,m}$ للشهور $m = 1, 2, \ldots, 12$. كما يستخدم المؤشر أيضا متجها لأسعار قيم الوحدات في سنة الأساس، $p^0 \equiv [p_1{}^0, \ldots, p_5{}^0]$، حيث يتم تعريف سعر n في هذا المتّجه كالتالي:

$$p_n^0 \equiv \frac{\sum_{m=1}^{12} p_n^{0,m} q_n^{0,m}}{\sum_{m=1}^{12} q_n^{0,m}} \quad n = 1, \ldots, 5. \qquad (22.33)$$

ويمكن الآن تعريف مؤشر روزويل للأسعار للشهر m في السنة t، كالتالي:

$$P_R(p^0, p^{t,m}, q^{0,m}) \equiv \frac{\sum_{n=1}^{5} p_n^{t,m} q_n^{0,m}}{\sum_{n=1}^{5} p_n^0 q_n^{0,m}} \quad m = 1, \ldots, 12. \qquad (22.34)$$

ومن ثم، كلما تغير الشهر تغيرت أوزان الكميات الترجيحية للمؤشر، ومن ثم فإن التحركات من شهر إلى آخر في هذا المؤشر تعد مزيجا من التغيرات في الأسعار والكميات.[٤٧]

---

[٤٥] للاطلاع على مؤشرات من شهر لآخر أخرى مقترحة في السياق الموسمي، راجع دراسة Balk (1980a; 1980b; 1980c; 1981).

[٤٦] هذا هو المؤشر الذي يفضله Baldwin (1990, p. 271) والعديد من خبراء إحصاءات الأسعار الآخرين في سياق السلع الموسمية.

[٤٧] أوضح Rothwell (1958, p. 72) أن التحركات من شهر إلى آخر في المؤشر تتخذ شكل نسبة إنفاق مقسومة على مؤشر للكميات.

الجدول ٢٢-٢٥: مؤشر لو ذو الأسعار المرحلة، ومؤشرا روزويل وروزويل المطَّبع

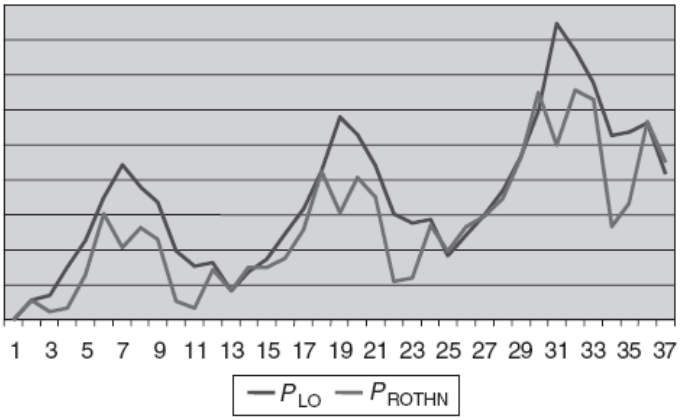
السنة	الشهر	P_{LO}	P_{NR}	P_R
١٩٧٠	١٢	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	٠,٩٧٥٠
١٩٧١	١	١,٠٥٥٤	١,٠٥٧١	١,٠٣٠٦
	٢	١,٠٧١١	١,٠٢٣٤	٠,٩٩٧٨
	٣	١,١٥٠٠	١,٠٣٢٦	١,٠٠٦٨
	٤	١,٢٢٥١	١,١٢٨٨	١,١٠٠٦
	٥	١,٣٤٨٩	١,٣٠٤٦	١,٢٧٢٠
	٦	١,٤٤٢٨	١,٢٠٧٣	١,١٧٧١
	٧	١,٣٧٨٩	١,٢٦٣٥	١,٢٣١٩
	٨	١,٣٣٧٨	١,٢٣٠٥	١,١٩٩٧
	٩	١,١٩٥٢	١,٠٥٣١	١,٠٢٦٨
	١٠	١,١٥٤٣	١,٠٣٣٥	١,٠٠٧٧
	١١	١,١٦٣٩	١,١٤٣٢	١,١١٤٦
	١٢	١,٠٨٢٤	١,٠٨٤٩	١,٠٥٧٧
١٩٧٢	١	١,١٣٧٠	١,١٥٠٠	١,١٢١٢
	٢	١,١٧٣١	١,١٥٠٤	١,١٢١٦
	٣	١,٢٤٥٥	١,١٧٥٢	١,١٤٥٩
	٤	١,٣١٥٥	١,٢٥٦١	١,٢٢٤٧
	٥	١,٤٢٦٢	١,٤٢٤٥	١,٣٨٨٩
	٦	١,٥٧٩٠	١,٣٠٦٤	١,٢٧٣٧
	٧	١,٥٢٩٧	١,٤٠٧١	١,٣٧١٩
	٨	١,٤٤١٦	١,٣٤٩٥	١,٣١٥٨
	٩	١,٣٠٣٨	١,١٠٩٠	١,٠٨١٣
	١٠	١,٢٧٥٢	١,١١٩٧	١,٠٩١٧
	١١	١,٢٨٥٢	١,٢٧١٤	١,٢٣٩٦
	١٢	١,١٨٤٤	١,١٩٦٠	١,١٦٦١
١٩٧٣	١	١,٢٤٢٧	١,٢٦٦٤	١,٢٣٤٨
	٢	١,٣٠٠٣	١,٢٩٧١	١,٢٦٤٧
	٣	١,٣٦٩٩	١,٣٤٦٧	١,٣١٣٠
	٤	١,٤٦٩١	١,٤٦٥٨	١,٤٢٩٢
	٥	١,٥٩٧٢	١,٦٤٩١	١,٦٠٧٨
	٦	١,٨٤٨٠	١,٤٩٨٧	١,٤٦١٢
	٧	١,٧٧٠٦	١,٦٥٦٩	١,٦١٥٥
	٨	١,٦٧٧٩	١,٦٣٠٦	١,٥٨٩٨
	٩	١,٥٢٥٣	١,٣٦٨٣	١,٣٣٦٦
	١٠	١,٥٣٧١	١,٣٣٣١	١,٢٩٩٨
	١١	١,٥٦٣٤	١,٥٦٥٢	١,٥٣٦١
	١٢	١,٤١٨١	١,٤٥٠٥	١,٤١٤٣

٨٨-٢٢ وباستخدام مجموعة بيانات ترفي المعدلة، يتم اختيار سنة الأساس لتكون هي ١٩٧٠ كالمعتاد ويتم بدء المؤشر في ديسمبر ١٩٧٠. وفي الجدول ٢٢-٢٥، تتم مقارنة مؤشر روزويل P_R مع مؤشر لو مع ترحيل الأسعار الناقصة، P_{LO}. ولإضفاء مزيد من قابلية المقارنة على سلسلة البيانات، يتم أيضا إدراج مؤشر *روزويل المطَّبع* P_{NR} في الجدول ٢٢-٢٥؛ ويعد هذا المؤشر مساويا لمؤشر روزويل الأصلي مقسوما على مشاهدته الأولى.

٨٩-٢٢ ويوضح الشكل البياني ٢٢-٦، والذي يتضمن رسما بيانيا لمؤشر لو ذي السعر الأخير المرحل ومؤشر روزويل المطَّبع، أن مؤشر روزويل يتسم بتحركات موسمية أصغر مقارنة بمؤشر لو، ويعد كذلك

أقل تقلبا بشكل عام.[٤٨] ومن الواضح أنه لا تزال هناك تقلبات موسمية كبيرة في مؤشر روزويل، الأمر الذي قد لا يجعله مؤشرا مناسبا لقياس التضخم العام بدون نوع ما من التعديل الموسمي.

الشكل البياني ٢٢-٦: مؤشرا لو وروزويل المطبع للأسعار



٢٢-٩٠ وفي القسم التالي، سوف يتم تعديل المؤشرات من نوع السلة السنوية (سواء باستخدام عملية الاحتساب أو بدونها) المعرَّفة في الفقرات من ٢٢-٧٨ إلى ٢٢-٨٦ موسميا باستخدام نفس الطريقة التي استُخدمت في الفقرات من ٢٢-٥٥ إلى ٢٢-٦٢.

التنبؤ بمؤشرات السنة المتحركة باستخدام المؤشرات من شهر لآخر القائمة على السلة السنوية

٢٢-٩١ كما نذكر، يوضح الجدول ٢٢-٢٣ مؤشرات لو ويانغ ولاسبير الهندسي (باستخدام الأسعار المرحلة) ومؤشرات السنة المتحركة المتمركزة للسبعة وثلاثين مشاهدة الممتدة من ديسمبر ١٩٧٠ إلى ديسمبر ١٩٧٣، P_{LO}، وP_Y ، وP_{GL}، وP_{CRY}، على الترتيب. ولكل من السلاسل الثلاث الأولى، يُعرَّف عامل التعديل الموسمي، SAF، على أنه مؤشر السنة المتحركة المتمركزة، P_{CRY}، مقسوما على P_{LO}، وP_Y، وP_{GL} ، على الترتيب، للاثنتي عشرة مشاهدة الأولى. والآن لكل من السلاسل الثلاث الأولى يتم تكرار عوامل التعديل الموسمي الاثنتي عشرة هذه للمشاهدات ١٣ إلى ٢٤، ثم يتم تكرارها مرة أخرى للمشاهدات الباقية. ومن شأن هذه العمليات إيجاد ثلاث سلاسل SAF لكافة المشاهدات السبعة والثلاثين (تتم تسميتها SAF_{LO}، وSAF_Y، وSAF_{GL}، على الترتيب). وتُستخدم المشاهدات الاثنتي عشرة الأولى فقط في السلاسل P_{LO}، وP_Y، وP_{GL}، و P_{CRY} لإنشاء السلاسل SAF الثلاث الأولى. وأخيرا، تُعرَّف مؤشرات لو ويانغ ولاسبير الهندسي بضرب كل مؤشر غير معدل في عامل التعديل الموسمي الملائم:

---

[٤٨] بالنسبة لكافة المشاهدات السبعة والثلاثين في الجدول ٢٢-٢٥، يعد متوسط رقم لو القياسي هو ١,٣٤٦٥ وانحرافه المعياري ٠,٢٠٣١٣، في حين يعد متوسط رقم روزويل القياسي المطَّبع هو ١,٢٦٧٧ وانحرافه المعياري ٠,١٨٢٧١.

$$P_{LOSA} \equiv P_{LO}SAF_{LO} \quad P_{YSA} \equiv P_{Y}SAF_{Y}$$
$$P_{GLSA} \equiv P_{GL}SAF_{GL}. \qquad (22.35)$$

وهذه المؤشرات الثلاثة المعدلة موسميا من نوع السلة السنوية مدرجة في الجدول ٢٢-٢٦ إلى جانب المؤشر المستهدف، مؤشر السنة المتحركة المتمركزة، P_{CRY}.

٢٢-٩٢ وتتطابق السلاسل الأربع الواردة في الجدول ٢٢-٢٦ بالنسبة لمشاهداتها الاثنتي عشرة الأولى، الأمر الذي يترتب على الطريقة التي تم بها تعريف السلسلة المعدلة موسميا. كذلك، فإن المشاهدات الست الأخيرة ناقصة في حالة سلسلة السنة المتحركة المتمركزة، P_{CRY}، نظرا لأن بيانات الستة شهور الأولى من عام ١٩٧٤ سوف تكون لازمة لحساب كافة قيم المؤشر هذه. ويُلاحَظ أنه من ديسمبر ١٩٧١ إلى ديسمبر ١٩٧٣، يمكن استخدام المؤشرات من نوع السلة السنوية والمعدلة موسميا للتنبؤ بقيود السنة المتحركة المتمركزة المقابلة؛ راجع الشكل البياني ٢٢-٧ للاطلاع على رسم بياني لهذه التنبؤات. والأمر الذي يسترعي الانتباه في الجدول ٢٢-٢٦ والشكل البياني ٢٢-٧ هو أن القيم المتنبأ بها لهذه السلاسل المعدلة موسميا مقاربة على نحو وثيق لقيم المؤشر المستهدف المقابلة.[٤٩] وهذه نتيجة غير متوقعة نوعا ما نظرا لأن المؤشرات القائمة على السلة السنوية تستخدم معلومات سعرية لشهرين متتاليين فقط، في حين أن مؤشر السنة المتحركة المتمركزة المقابل يستخدم معلومات سعرية لحوالي ٢٥ شهرا.[٥٠] وتتعين الإشارة إلى أن مؤشر لاسبير الهندسي المعدل موسميا هو بشكل عام أفضل مؤشر للتنبؤ بمؤشر السنة المتحركة المقابل بالنسبة لمجموعة البيانات هذه. ويمكن من الشكل البياني ٢٢-٧ ملاحظة أنه بالنسبة للشهور القليلة الأولى من عام ١٩٧٣، فإن المؤشرات الثلاثة من شهر لآخر تقلل من أهمية معدل تضخم السنة المتحركة المتمركزة، ولكن بحلول منتصف عام ١٩٧٣ تكون المؤشرات من شهر لآخر دقيقة تماما.[٥١]

---

[٤٩] بالنسبة للمشاهدتين ١٣ و٣١، يمكن تقدير انحدار للسلسلة المعدلة موسميا على سلسلة السنة المتحركة المتمركزة. وبالنسبة لمؤشر لو المعدل موسميا، يمكن الحصول على معامل ارتباط (R^2) يبلغ ٠,٨٨١٦؛ وبالنسبة لمؤشر يانغ المعدل موسميا، يمكن الحصول على معامل ارتباط قدره ٠,٩٢١٢؛ أما بالنسبة لمؤشر لاسبير الهندسي المعدل موسميا، فيتم الحصول على معامل ارتباط قدره ٠,٩٤٢٣. ولا تعد مؤشرات الملاءمة الإحصائية (fits) هذه بنفس جودة مؤشر الملاءمة الذي تم الحصول عليه في الفقرات من ٢٢-٥٥ إلى ٢٢-٦٢، حيث يتم استخدام مؤشر السنة المتحركة التقريبي المعدل موسميا للتنبؤ بمؤشر لاسبير ثابت الأساس للسنة المتحركة. ويبلغ معامل الارتباط هذا ٠,٩٦٦٢؛ راجع مناقشة الجدول ٢٢-٢٠.

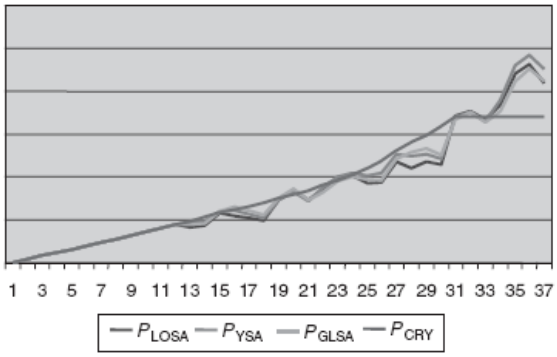
[٥٠] بالنسبة لمجموعات البيانات الموسمية التي لا تتسم بنفس انتظام مجموعة بيانات ترفي المعدلة، فإن قوة التنبؤ للمؤشرات المعدلة موسميا من نوع السلة السنوية قد تكون أقل كثيرا؛ أي أنه إذا كانت هناك تغيرات مفاجئة في النمط الموسمي للأسعار، لا يُتوقع لهذه المؤشرات من شهر لآخر أن تتنبأ بدقة بمؤشر ما للسنة المتحركة.

[٥١] يُذكر أن الشهور الستة الأخيرة من P_{CRY} تم تثبيتها اصطناعيا؛ وسوف يلزم وجود ستة شهور من البيانات لعام ١٩٧٤ لأجل تقييم هذه القيم لمؤشر السنة المتحركة المتمركزة، ولكن هذه البيانات غير متوفرة.

الجدول ٢٢-٢٦: مؤشرات لو ويانغ ولاسبير الهندسي المعدلة موسميا ذات الأسعار المرحلة ومؤشر السنة المتحركة المتمركزة

السنة	الشهر	P_{LOSA}	P_{YEA}	P_{GLSA}	P_{CRT}
١٩٧٠	١٢	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠
١٩٧١	١	١,٠٠٩١	١,٠٠٩١	١,٠٠٩١	١,٠٠٩١
	٢	١,٠١٧٩	١,٠١٧٩	١,٠١٧٩	١,٠١٧٩
	٣	١,٠٢٤٢	١,٠٢٤٢	١,٠٢٤٢	١,٠٢٤٢
	٤	١,٠٢٩٨	١,٠٢٩٨	١,٠٢٩٨	١,٠٢٩٨
	٥	١,٠٣٨٨	١,٠٣٨٨	١,٠٣٨٨	١,٠٣٨٨
	٦	١,٠٤٧٨	١,٠٤٧٨	١,٠٤٧٨	١,٠٤٧٨
	٧	١,٠٥٤٧	١,٠٥٤٧	١,٠٥٤٧	١,٠٥٤٧
	٨	١,٠٦٣١	١,٠٦٣١	١,٠٦٣١	١,٠٦٣١
	٩	١,٠٧٢٩	١,٠٧٢٩	١,٠٧٢٩	١,٠٧٢٩
	١٠	١,٠٨١٤	١,٠٨١٤	١,٠٨١٤	١,٠٨١٤
	١١	١,٠٨٨٥	١,٠٨٨٥	١,٠٨٨٥	١,٠٨٨٥
	١٢	١,٠٨٢٤	١,٠٩٣٢	١,٠٩٠٠	١,٠٩٦٥
١٩٧٢	١	١,٠٨٧١	١,٠٩٦٠	١,٠٩١٩	١,١٠٦٥
	٢	١,١١٤٨	١,١٢٠٧	١,١٢٠٤	١,١١٧٤
	٣	١,١٠٩٣	١,١٢١٤	١,١٣١٨	١,١٢٥٤
	٤	١,١٠٥٧	١,١١٣٢	١,١٢٢٦	١,١٣١٣
	٥	١,٠٩٨٣	١,١٠٣٩	١,١١٢٠	١,١٤٠٢
	٦	١,١٤٦٧	١,١٤٧١	١,١٥٠٥	١,١٥٠٢
	٧	١,١٧٠١	١,١٦٦٧	١,١٧١٥	١,١٥٩١
	٨	١,١٤٥٦	١,١٤٤٣	١,١٤٦١	١,١٦٩٠
	٩	١,١٧٠٣	١,١٧٤٦	١,١٦٤٢	١,١٨٠٦
	١٠	١,١٩٤٦	١,٢٠١٧	١,١٩٠٥	١,١٩٢٤
	١١	١,٢٠١٩	١,٢١٠٢	١,٢٠٠٥	١,٢٠٤٩
	١٢	١,١٨٤٤	١,٢٠٣٢	١,١٩٣٨	١,٢٢٠٣
١٩٧٣	١	١,١٨٨٢	١,٢٠٨٩	١,١٩٢٢	١,٢٣٨٦
	٢	١,٢٣٥٧	١,٢٥٣٦	١,٢٤٣١	١,٢٦٠٨
	٣	١,٢٢٠١	١,٢٤٧٧	١,٢٥٧٥	١,٢٨٠٩
	٤	١,٢٣٤٩	١,٢٥٢٣	١,٢٦٥٦	١,٢٩٦٦
	٥	١,٢٢٩٩	١,٢٤٢٥	١,٢٥١٤	١,٣١٧٦
	٦	١,٣٤٢١	١,٣٤١٠	١,٣٣٣٥	١,٣٤٠٦
	٧	١,٣٥٤٣	١,٣٥١٢	١,٣٥١٨	٠,٠٠٠٠
	٨	١,٣٣٣٤	١,٣٣٠٢	١,٣٢٧٦	٠,٠٠٠٠
	٩	١,٣٦٩٢	١,٣٨٠٠	١,٣٥٢٤	٠,٠٠٠٠
	١٠	١,٤٤٠٠	١,٤٦٠١	١,٤٢٤٢	٠,٠٠٠٠
	١١	١,٤٦٢١	١,٤٨٤٤	١,٤٥٠٨	٠,٠٠٠٠
	١٢	١,٤١٨١	١,٤٥٢١	١,٤٢٣٦	٠,٠٠٠٠

الشكل البياني ٢٢-٧: مؤشرات لو ويانغ ولاسبير الهندسي المعدلة موسميا ذات الأسعار المرحلة ومؤشر السنة المتحركة المتمركزة



٢٢-٩٣ ويمكن تكرار هذه العمليات، مع إبدال مؤشرات السلة السنوية ذات الأسعار المرحلة إلى نظيراتها المحتسبة؛ أي يتم استخدام المعلومات الواردة في الجدول ٢٢-٢٤ (بدلا من جدول ٢٢-٢٣) وفي الجدول ٢٢-٢٧ (بدلا من الجدول ٢٢-٢٦). ويمكن أيضا أن نجد في الجدول ٢٢-٢٧ صيغة معدلة موسميا من مؤشر روزويل الذي تم عرضه في القسم السابق.[٥٢] كذلك يتم عرض السلاسل الخمس الواردة في الجدول ٢٢-٢٧ بيانيا في الشكل البياني ٢٢-٨.

٢٢-٩٤ ومرة أخرى، فإن المؤشرات المعدلة موسميا من نوع السلة السنوية والواردة في الأعمدة P_{LOSA}، و P_{YSA} ، و P_{GLSA} من الجدول ٢٢-٢٧ (باستخدام علميات الاحتساب للأسعار الناقصة) تعد مقاربة على نحو معقول لمؤشر السنة المتحركة المتمركزة المقابل الوارد في العمود الأخير من الجدول ٢٢-٢٧.[٥٣] ويعد مؤشر لاسبير الهندسي المعدل موسميا هو الأقرب إلى مؤشر السنة المتحركة المتمركزة، بينما يعد مؤشر روزويل المعدل موسميا هو الأبعد. وتقل المؤشرات من شهر لآخر المعدلة موسميا الثلاثة التي تستخدم أوزانا ترجيحية سنوية، P_{LOSA} و P_{YSA} و P_{GLSA}، عن مؤشر السنة المتحركة المتمركزة المقابل، P_{CRY}، في الشهور القليلة الأولى من عام ١٩٧٣ عندما يزيد معدل التضخم من شهر لآخر على نحو مفاجئ، ولكن بحلول منتصف عام ١٩٧٣، تكون كافة المؤشرات الأربعة مقاربة نوعا ما إلى بعضها

---

[٥٢] تم استخدام نفس أسلوب التعديل الموسمي المعرَّف بالمعادلات (22.35).

[٥٣] بالنسبة للمشاهدات من ١٣ إلى ٣١، يمكن تقدير انحدار للسلسلة المعدلة موسميا على سلسلة السنة المتحركة المتمركزة. وبالنسبة لمؤشر لو المعدل موسميا، يمكن الحصول على معامل ارتباط (R^2) يبلغ ٠,٨٩٩٤؛ وبالنسبة لمؤشر يانغ المعدل موسميا، يمكن الحصول على معامل ارتباط قدره ٠,٩٢٩٤؛ أما بالنسبة لمؤشر لاسبير الهندسي المعدل موسميا، فيتم الحصول على معامل ارتباط قدره ٠,٩٤٩٥. وبالنسبة لمؤشر روزويل المعدل موسميا، يتم الحصول على معامل ارتباط قدره ٠,٨٧٠٤، وهو أقل من مؤشرات الملاءمة الإحصائية الثلاثة الأخرى. وفيما يتعلق بمؤشرات لو ويانغ ولاسبير الهندسي القياسية باستخدام الأسعار المحتسبة، تعد معاملات الارتباط هذه أعلى من تلك التي يتم الحصول عليها باستخدام الأسعار المرحلة.

البعض. ولا يعد أداء مؤشر روزويل المعدل موسميا جيدا في تقدير مؤشر P_{CRY} تقريبيا بالنسبة لمجموعة البيانات هذه تحديدا، على الرغم من أن هذا قد يكون عائدا للطريقة البسيطة للتعديل الموسمي المستخدمة.

الجدول ٢٢-٢٧: مؤشرات لو ويانغ ولاسبير الهندسي المعدلة موسميا ذات الأسعار المحتسبة، ومؤشر روزويل المعدل موسميا ومؤشرات السنة المتحركة المتمركزة

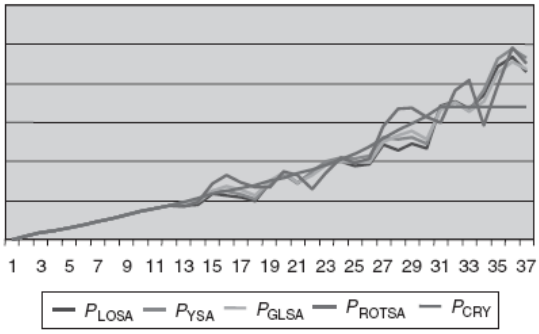
P_{CRY}	P_{BOTHSA}	P_{GLSA}	P_{YSA}	P_{LOSA}	الشهر	السنة
١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١,٠٠٠٠	١٢	١٩٧٠
١,٠٠٩١	١,٠٠٩١	١,٠٠٩١	١,٠٠٩١	١,٠٠٩١	١	١٩٧١
١,٠١٧٩	١,٠١٧٩	١,٠١٧٩	١,٠١٧٩	١,٠١٧٩	٢	
١,٠٢٤٢	١,٠٢٤٢	١,٠٢٤٢	١,٠٢٤٢	١,٠٢٤٢	٣	
١,٠٢٩٨	١,٠٢٩٨	١,٠٢٩٨	١,٠٢٩٨	١,٠٢٩٨	٤	
١,٠٣٨٨	١,٠٣٨٨	١,٠٣٨٨	١,٠٣٨٨	١,٠٣٨٨	٥	
١,٠٤٧٨	١,٠٤٧٨	١,٠٤٧٨	١,٠٤٧٨	١,٠٤٧٨	٦	
١,٠٥٤٧	١,٠٥٤٧	١,٠٥٤٧	١,٠٥٤٧	١,٠٥٤٧	٧	
١,٠٦٣١	١,٠٦٣١	١,٠٦٣١	١,٠٦٣١	١,٠٦٣١	٨	
١,٠٧٢٩	١,٠٧٢٩	١,٠٧٢٩	١,٠٧٢٩	١,٠٧٢٩	٩	
١,٠٨١٤	١,٠٨١٤	١,٠٨١٤	١,٠٨١٤	١,٠٨١٤	١٠	
١,٠٨٨٥	١,٠٨٨٥	١,٠٨٨٥	١,٠٨٨٥	١,٠٨٨٥	١١	
١,٠٩٦٥	١,٠٨٤٩	١,٠٩٣٩	١,٠٩٧٢	١,٠٨٦٣	١٢	
١,١٠٦٥	١,٠٩٧٨	١,٠٩٥٨	١,٠٩٩٩	١,٠٩٠٩	١	١٩٧٢
١,١١٧٤	١,١٤٤٢	١,١٢٤٤	١,١٢٤٥	١,١١٨٥	٢	
١,١٢٥٤	١,١٦٥٧	١,١٣٥٩	١,١٢٥٠	١,١١٢٩	٣	
١,١٣١٣	١,١٤٦٠	١,١٣٦٦	١,١١٦٧	١,١٠٩١	٤	
١,١٤٠٢	١,١٣٤٢	١,١١٢٩	١,١٠٤٣	١,٠٩٨٨	٥	
١,١٥٠٢	١,١٣٣٩	١,١٥٠٥	١,١٤٦٩	١,١٤٦٧	٦	
١,١٥٩١	١,١٧٤٦	١,١٧١٥	١,١٦٦٦	١,١٧٠١	٧	
١,١٦٩٠	١,١٦٥٩	١,١٤٦١	١,١٤٤٢	١,١٤٥٧	٨	
١,١٨٠٦	١,١٢٩٨	١,١٦٤٢	١,١٧٤٦	١,١٧٠٣	٩	
١,١٩٢٤	١,١٧١٥	١,١٩٠٥	١,٢٠١٩	١,١٩٤٧	١٠	
١,٢٠٤٩	١,٢١٠٦	١,٢٠٠٥	١,٢١٠٣	١,٢٠١٩	١١	
١,٢٢٠٣	١,١٩٦٠	١,١٩٨١	١,٢٠٧٨	١,١٨٨٨	١٢	
١,٢٣٨٦	١,٢٠٨٩	١,١٩٨٣	١,٢١٤٩	١,١٩٤١	١	١٩٧٣
١,٢٦٠٨	١,٢٩٠١	١,٢٥١٣	١,٢٦١١	١,٢٤٣١	٢	
١,٢٨٠٩	١,٣٣٥٨	١,٢٦٧٧	١,٢٥٦٥	١,٢٢٨٩	٣	
١,٢٩٦٦	١,٣٣٧٣	١,٢٧٧٨	١,٢٦٢١	١,٢٤٤٧	٤	
١,٣١٧٦	١,٣١٣١	١,٢٥٧٦	١,٢٤٥٩	١,٢٣٣٨	٥	
١,٣٤٠٦	١,٣٠٠٧	١,٣٣٣٥	١,٣٤٠٦	١,٣٤٢١	٦	
٠,٠٠٠٠	١,٣٨٣١	١,٣٥١٨	١,٣٥١٠	١,٣٥٤٣	٧	
٠,٠٠٠٠	١,٤٠٨٧	١,٣٢٨٥	١,٣٣٠٩	١,٣٣٤٣	٨	
٠,٠٠٠٠	١,٢٩٢١	١,٣٥٤٣	١,٣٨٢١	١,٣٧١٢	٩	
٠,٠٠٠٠	١,٣٩٤٩	١,٤٢٧١	١,٤٦٣٤	١,٤٤٣٠	١٠	
٠,٠٠٠٠	١,٤٩٠٣	١,٤٥٦٠	١,٤٨٩٥	١,٤٦٦٩	١١	
٠,٠٠٠٠	١,٤٥٠٥	١,٤٣٥٩	١,٤٦٥١	١,٤٣٠٧	١٢	

٢٢-٩٥ وبمقارنة النتائج في الجدولين ٢٢-٢٦ و٢٢-٧، يمكن ملاحظة أنه في حالة مجموعة بيانات ترفي المعدلة، لم يشكل فرقا كبيرا ما إذا كان سيتم ترحيل أم احتساب الأسعار؛ فعوامل التعديل الموسمي رصدت التكتل في المؤشرات غير المعدلة الذي يحدث في حالة استخدام طريقة ترحيل الأسعار. ومع ذلك، فإن المؤشرات من شهر لآخر الثلاثة التي استخدمت أوزانا ترجيحية سنوية وأسعارا محتسبة، تنبأت بمؤشرات

السنة المتحركة المتمركزة المقابلة على نحو أفضل نوعا ما من المؤشرات الثلاثة التي استخدمت الأسعار المرحلة. وبالتالي يُوصَى باستخدام الأسعار المحتسبة بدلا من الأسعار المرحلة.

٢٢-٩٦ وتعد النتائج التي نخلص إليها من هذا القسم مشجعة نوعا ما للوكالات الإحصائية التي ترغب في استخدام مؤشر من نوع السلة السنوية كمؤشرها الرئيسي.[٥٤] ويبدو أنه بالنسبة لمجموعات السلع التي تتسم بموسمية شديدة، يمكن لهذه المجموعة إجراء تعديل موسمي بمؤشر من نوع السلة السنوية[٥٥] ويمكن استخدام المؤشر المعدل موسميا الناتج كرقم نسبي للأسعار للمجموعة في المراحل الأعلى من التجميع. ويبدو أن النوع المفضل من مؤشر السلة السنوية هو مؤشر لاسبير الهندسي وليس مؤشر لو، ولكن الفروق بين الاثنين ليست كبيرة في حالة مجموعة البيانات هذه.

الشكل البياني ٢٢-٨: مؤشرات لو ويانغ ولاسبير الهندسي المعدلة موسميا ذات الأسعار المحتسبة، ومؤشر روزويل المعدل موسميا ومؤشرات السنة المتحركة المتمركزة



خاتمة

٢٢-٩٧ ويمكن استخلاص عدد من النتائج المبدئية من الأقسام السابقة في هذا الفصل:

- إدراج السلع الموسمية في المؤشرات من شهر لآخر ذات أقصى التداخل سوف يؤدي في الغالب إلى تحيزات كبيرة. وعليه، ما لم تكن المؤشرات من شهر لآخر ذات أقصى التداخل التي تستخدم السلع الموسمية على أساس تراكمي لسنة ما مقاربة لنظيراتها المقارنة بين سنة وأخرى، يتعين استبعاد السلع

[٥٤] وأخذا في الاعتبار نتائج الفصول السابقة، فإن استخدام مؤشر يانغ للسلة السنوية غير محبَّذ نظرا لفشله في اجتياز اختبار انعكاس الأساس الزمني والتحيز إلى أعلى الناتج.

[٥٥] لا يعد ضروريا أن نستخدم مؤشرات السنة المتحركة في عملية التعديل الموسمي، ولكن يُوصَى باستخدامها نظرا لأنها تدعم الموضوعية والقدرة على إعادة الإنتاج للمؤشرات المعدلة موسميا.

الموسمية من المؤشر من شهر لآخر أو يتعين استخدام إجراءات التعديل الموسمي المقترحة في الفقرات من ٢٢-٩١ إلى ٢٢-٩٦.

- يمكن دائما إنشاء المؤشرات الشهرية المقارنة بين سنة وأخرى حتى ولو كانت هناك سلع شديدة الموسمية.[٥٦] وسوف يهتم العديد من المستخدمين بهذه المؤشرات، كما أنها تشكل لبنات البناء للمؤشرات السنوية ومؤشرات السنة المتحركة. ويتعين على الوكالات الإحصائية حساب هذه المؤشرات، والتي قد يُطلق عليها اسم "السلاسل التحليلية" لأجل تجنب أن تختلط على المستخدمين مع المؤشر من شهر لآخر الأولي لأسعار المستهلكين.

- يتعين أيضا توفير مؤشرات السنة المتحركة كسلسلة تحليلية. فمن شأن هذه المؤشرات توفير أكثر المؤشرات موثوقية للتضخم السنوي بتواتر شهري. ويمكن النظر إلى هذا النوع من المؤشرات كمؤشر معدل موسميا لأسعار المستهلكين، ويعد من الطبيعي أن يُستخدم كهدف للتضخم من قبل البنك المركزي. أما العيب فيه فيتمثل في كونه يقيس التضخم من سنة لأخرى بفترة تأخر قدرها ستة شهور؛ ومن ثم لا يمكن استخدامه كمؤشر قصير الأجل للتضخم من شهر لآخر. ومع ذلك، يمكن استخدام الأساليب المقترحة في الفقرات من ٢٢-٥٥ إلى ٢٢-٦٢ ومن ٢٢-٩١ إلى ٢٢-٩٦، وذلك حتى يمكن عمل تنبؤات تتسم بحسن توقيتها لهذه المؤشرات للسنة المتحركة باستخدام معلومات الأسعار الجارية.

- ويمكن كذلك استخدام مؤشرات السلة السنوية بنجاح في سياق السلع الموسمية. غير أن معظم مستخدمي مؤشر أسعار المستهلكين سوف يرغبون في استخدام النسخ المعدلة موسميا من هذه المؤشرات من نوع السلة السنوية. ويمكن إجراء التعديل الموسمي باستخدام طرائق الرقم القياسي الموضحة في الفقرات من ٢٢-٩١ إلى ٢٢-٩٦، أو يمكن استخدام إجراءات التعديل الموسمي التقليدية التي تتبعها الوكالة الإحصائية.[٥٧]

---

[٥٦] قد تكون هناك مشكلات في المؤشرات المقارنة بين سنة وأخرى إذا أدى تغير العطلات الرسمية أو تغيرات الطقس غير المعهودة إلى تغيير الأنماط الموسمية "العادية". وبشكل عام، سوف يؤدي اختيار فترة زمنية أطول إلى الحد من هذه الأنواع من المشكلات؛ أي أن الأنماط الموسمية ربع السنوية سوف تكون أكثر استقرارا من الأنماط الشهرية، والتي بدورها تكون أكثر استقرارا من الأنماط الأسبوعية.

[٥٧] غير أنه ثمة مشكلة في استخدام إجراءات التعديل الموسمي التقليدية من نوع "X-11" لتعديل المؤشر الرئيسي لأسعار المستهلكين موسميا نظرا لأن عوامل التعديل الموسمي "النهائية" لا تتوافر بشكل عام إلى أن يتم جمع البيانات لعامين أو ثلاثة أعوام أخرى. ونظرا لأن مؤشر أسعار المستهلكين لا يمكن تنقيحه، فقد يحول ذلك دون استخدام إجراءات التعديل الموسمي من نوع "X-11" بشأنه. وتجدر الإشارة إلى أن طريقة الرقم القياسي للتعديل الموسمي الموضحة في هذا الفصل لا تعاني من هذه المشكلة.

- ومن وجهة النظر الاعتبارية، عند إجراء مقارنة سعرية بين أي فترتين، يعد مؤشرا باش ولاسبير بنفس القدر من الأهمية. وفي ظل الظروف الطبيعية، سوف يتقلص الفرق بين مؤشري لاسبير وباش بواسطة استخدام المؤشرات بنظام السلسلة بدلا من المؤشرات ثابتة الأساس. وعليه، يُقترح عند إنشاء المؤشرات الشهرية أو السنوية المقارنة بين سنة وأخرى، أن يتم اختيار مؤشر فيشر بنظام السلسلة (أو مؤشر تورنكفيست–تيل بنظام السلسلة، والذي يمثل تقديرا تقريبيا وثيقا لمؤشر فيشر بنظام السلسلة) كمؤشر مستهدف يتعين على الوكالة الإحصائية أن تهدف لتقديره تقريبيا. غير أنه عند إنشاء المؤشرات من شهر لآخر، يتعين دائما مراجعة المؤشرات بنظام السلسلة مقابل نظيراتها المقارنة بين سنة وأخرى للتحقق من انحراف السلسلة (Chain drift). وإذا وُجد انحراف كبير في السلسلة، يجب إبدال المؤشرات من شهر لآخر إلى مؤشرات ثابتة الأساس أو مؤشرات معدلة موسميا من نوع السلة السنوية.[٥٨]

- إذا لم تختلف أنصبة إنفاق الفترة الجارية كثيرا عن أنصبة إنفاق سنة الأساس، فإن مؤشرات فيشر التقريبية بنظام السلسلة سوف تمثل في الأحوال العادية تقديرا تقريبيا وثيقا جدا لمؤشرات فيشر المستهدفة بنظام السلسلة. وتَستخدِم مؤشرات لاسبير وباش وفيشر التقريبية أنصبة إنفاق فترة الأساس لدى حدوثها في صيغة الرقم القياسي وذلك محل أنصبة إنفاق الفترة الجارية (أو الفترة الجارية المتأخرة). ويمكن حساب مؤشرات لاسبير وباش وفيشر التقريبية من قبل الوكالات الإحصائية باستخدام مجموعاتها العادية من المعلومات.

- ويعد مؤشر لاسبير الهندسي بديلا لمؤشر فيشر التقريبي؛ ويَستخدِم نفس المعلومات وسوف يكون في العادة مقاربا لمؤشر فيشر التقريبي.

ومن الواضح أن هناك حاجة لإجراء مزيد من البحوث حول المشكلات المرتبطة بمعاملة الرقم القياسي للسلع الموسمية. فحتى الآن لا يوجد اتفاق عام حول أفضل ممارسة في هذا الصدد.

---

[٥٨] وكبديل، يمكن استخدام نوع من صيغة الرقم القياسي متعدد الأطراف؛ راجع، على سبيل المثال، Caves, Christensen and Diewert (1982a) أو Feenstra and Shapiro (2003).

الفصل الثالث والعشرون

السلع المعمرة وتكاليف الاستخدام

مقدمة

٢٣-١ عندما يتم شراء سلعة معمرة (بخلاف السكن) من قبل مستهلك ما، تنسب المؤشرات القومية لأسعار المستهلكين كافة هذه النفقات إلى فترة الشراء، حتى ولو كان استخدام السلعة يمتد إلى ما بعد فترة الشراء.[١] وبحكم التعريف، فإن السلعة المعمرة تقدم خدمات لفترة أطول من الفترة قيد النظر.[٢] ويعرف *نظام الحسابات القومية لعام ١٩٩٣ السلعة المعمرة* كالتالي:

> إن التمييز بين الاحتياز والاستعمال مهم من الناحية التحليلية في حالة السلع. فهو الأساس الذي يقوم عليه التمييز بين السلع المعمرة وغير المعمرة المستخدم كثيرا في التحليل الاقتصادي. وفي الواقع، لا يتوقف التمييز بين السلع المعمرة وغير المعمرة على المتانة الفعلية في حد ذاتها. ولكنه يتوقف فعلا على ما إذا كانت السلعة قابلة للاستعمال مرة واحدة فقط لأغراض الإنتاج أو الاستهلاك أو ما إذا كانت قابلة للاستعمال المتكرر أو المتواصل. فالفحم، مثلا، سلعة متينة جدا من الناحية المادية، ولكنه يُحرَق مرة واحدة فقط. ولذا، فإن السلعة المعمرة تعرَّف بأنها السلعة التي يمكن استعمالها بصورة متكررة أو مستمرة على مدى فترة تزيد على عام (Commission of the European Communities et al. (1993, p. 208)).

ويُعنى هذا الفصل بشكل رئيسي بالمشكلات المتضمنة في تسعير السلع المعمرة وفقا للتعريف المذكور أعلاه.[٣] وتعد المتانة أكثر من مجرد أن السلعة يمكنها الاستمرار لأكثر من عام (فهذا صحيح في حالة معظم السلع): فالسلعة المعمرة تتميز عن غير المعمرة بقدرتها على تقديم خدمات مفيدة للمستهلك من خلال الاستخدام المتكرر على مدى فترة ممتدة من الزمن.

---

[١] يرجع هذا التعامل مع المشتريات من السلع المعمرة إلى Alfred Marshall (1898, pp. 594–595) على الأقل:

> لقد لاحظنا كذلك أنه على الرغم من أن الفوائد التي يستخلصها المرء من العيش في مسكن يملكه تعتبر جزءا من دخله الحقيقي، ويتم تقديرها بالقيمة الإيجارية الصافية لمسكنه؛ لا يتم اتباع نفس الأسلوب فيما يتعلق بالفوائد التي يشتقها المرء من استخدام ما يملكه من أثاث وملابس. ويفضل هنا اتباع الممارسة السائدة والتي تتمثل في ألا يُحسب كجزء من الدخل أو الإيرادات القومية أي شيء لا يعد عموما جزءا من دخل الفرد.

[٢] وثمة تعريف بديل للسلعة المعمرة ألا وهو أنها السلعة التي تقدم خدمات لمشتريها لفترة تزيد على ثلاث سنوات: "يُعرف مكتب التحليل الاقتصادي (Bureau of Economic Analysis) السلع الاستهلاكية المعمرة على أنها السلع المعمرة التي يبلغ متوسط عمرها ثلاث سنوات على الأقل" (دراسة Katz (1983, p. 422)).

[٣] في الفقرات من ٢٣-١٣٦ إلى ٢٣-١٤٥، هناك مناقشة موجزة حول المحاسبة المتعلقة بمقتنيات الشراء والاستهلاك والمخزون من السلع غير المعمرة.

٢٣-٢ ونظرا لأن فوائد استخدام السلعة المعمرة تمتد لأكثر من فترة واحدة، قد لا يكون ملائما تحميل كامل تكلفة شراء السلعة المعمرة على فترة الشراء الأولية. وفي حالة تبني وجهة النظر هذه، عندئذ يتعين توزيع تكلفة الشراء الأولية بطريقة ما على العمر المفيد للأصل. وتعد هذه مشكلة أساسية من مشكلات المحاسبة.[٤]

ويقوم Charles R. Hulten (1990, pp. 120–121) بتفسير النتائج بالنسبة للمحاسبين من متانة أحد المشتريات كالتالي:

> تعني المتانة أن السلعة الرأسمالية منتِجة لفترتين زمنيتين أو أكثر، الأمر الذي يشير بدوره ضمنا إلى وجوب التمييز بين قيمة استخدام أو إيجار رأس المال في سنة ما وقيمة امتلاك الأصل الرأسمالي. وهذا التمييز لن يؤدي بالضرورة إلى مشكلة قياس إذا ما تم دفع مقابل الخدمات الرأسمالية المستخدمة في سنة ما خلال تلك السنة؛ أي إذا كان رأس المال بأكمله مؤجرا. وفي هذه الحالة، فإن من شأن المعاملات في سوق الإيجار تثبيت سعر وكمية رأس المال في كل فترة زمنية، وذلك بقدر ما تكون بيانات أسعار وكميات خدمات اليد العاملة مشتقة من معاملات سوق العمل. ولكن، لسوء الحظ، يستخدم المالك الكثير من رأس المال ويترتب على انتقال خدمات رأس المال بين المالك والمستخدم إيجار ضمني عادة ما لا يلاحظه خبير الإحصاءات. وبالتالي، تعد بيانات السوق غير كافية لمهمة التقدير المباشر لأسعار وكميات خدمات رأس المال، مما أدى إلى تطوير إجراءات غير مباشرة لاستنتاج كمية رأس المال، مثل طريقة الجرد المستمر، أو إلى قبول إجراءات معيبة مثل القيمة الدفترية.

٢٣-٣ وثمة ثلاث طرق للتعامل مع مشكلة المتانة:

- تجاهل مشكلة توزيع التكلفة الأولية للسلعة المعمرة على العمر المفيد للسلعة وتحميل التكلفة بالكامل على فترة الشراء. وهذه الطريقة معروفة *بطريقة الاحتياز*، وهو المنهج الذي يستخدمه حاليا خبراء إحصاءات مؤشر أسعار المستهلكين لكافة السلع المعمرة باستثناء السكن؛
- *منهج مكافئ الإيجار أو مكافئ التأجير*: وفي هذا المنهج، يتم احتساب سعر فترة ما للسلعة المعمرة بما يساوي سعر إيجار أو تأجير سلعة معمرة استهلاكية مكافئة خلال ذات الفترة الزمنية؛
- *منهج تكلفة الاستخدام*: وفي هذا المنهج، يتم تحليل تكلفة الشراء الأولية لسلعة معمرة إلى جزأين: جزء يعكس التكلفة المقدرة لاستخدام خدمات السلعة المعمرة خلال الفترة، وآخر يُنظر إليه على أنه استثمار يجب أن يحقق معدل عائد خارجي.

وسوف تتم مناقشة هذه المناهج الثلاثة على نحو أوفى في الأقسام الثلاثة التالية.

---

[٤] وفقا لكل من Stephen Gilman (1939) و David Solomons (1961):

> تتمثل القاعدة المحاسبية الثالثة في أن فترة المحاسبة هي الفترة السنوية. وتعد هذه القاعدة هي المسؤولة عن معظم المشكلات المحاسبية الصعبة. فبدون هذه القاعدة، سوف تكون المحاسبة مجرد مسألة بسيطة تنطوي على تسجيل المعاملات المكتملة والمتحققة بالكامل: وهو عمل شديد البساطة (دراسة Gilman (1939, p. 26)).
>
> تأتي *كافة* مشكلات قياس الدخل نتيجة رغبتنا في عزو الدخل إلى فترات زمنية قصيرة محددة تحكميا. فكل شيء يأتي في النهاية؛ ولكنه عندئذ يكون قد تأخر أكثر من اللازم (دراسة Solomons (1961, p. 378)).

ويُلاحظ أن هذين الكاتبين لا يذكران التعقيدات الإضافية التي تنشأ من حقيقة مؤداها أن الإيرادات والتكاليف المستقبلية يجب أن تخصم لأجل توليد قيم مكافئة للدولارات الحالية.

٢٣-٤ ويمكن تطبيق المناهج الثلاثة المذكورة آنفا إزاء التعامل مع السلع المعمرة على شراء أي سلعة معمرة. وتاريخيا، يتبين أن منهجي مكافئ الإيجار وتكلفة الاستخدام قد تم تطبيقهما فقط على المساكن التي يسكنها مالكوها. وبمعنى آخر، فإن منهج الاحتياز إزاء شراء السلع الاستهلاكية المعمرة قد تم استخدامه بشكل عام من قبل الوكالات الإحصائية باستثناء المساكن التي يسكنها مالكوها. وتعتبر العادة أحد الأسباب المحتملة وراء ذلك؛ فقد أرسى مارشال (Marshall) القاعدة المعيارية، وحذا خبراء إحصاءات الأسعار حذوه على مدى القرن الماضي. وثمة سبب آخر محتمل ألا وهو أنه ما لم يكن العمر المفيد للسلعة المعمرة طويلا جدا، فلن يشكل فرقا كبيرا في الأجل الطويل إذا ما استخدمنا منهج الاحتياز أو أحد المنهجين البديلين. ويتم توضيح هذه الحقيقة في الفقرات من ٢٣-٣٩ إلى ٢٣-٤٢.

٢٣-٥ ويعد مكون الاهتلاك أحد المكونات الرئيسية لمنهج تكلفة الاستخدام إزاء تقييم خدمات المساكن التي يسكنها مالكوها. وفي الفقرات من ٢٣-٤٣ إلى ٢٣-٦٨، يتم تقديم نموذج عام للاهتلاك لسلعة استهلاكية ثم يتخصص إلى النماذج الثلاثة الأكثر شيوعا للاهتلاك من حيث الاستخدام. وتفترض هذه النماذج أن الوحدات المتجانسة للسلعة المعمرة يتم إنتاجها في كل فترة بحيث يمكن استخدام المعلومات الخاصة بشتى أعمار السلعة المعمرة في أي وقت من الزمن لتحديد نمط الاهتلاك. غير أن العديد من السلع المعمرة (مثل السكن) يتم إنتاجها بحسب مواصفات الشاري وعليه فإن طرق تحديد شكل الاهتلاك الموضحة في الفقرات من ٢٣-٤٣ إلى ٢٣-٦٨ لا تنطبق. وتتم في الفقرات من ٢٣-٦٩ إلى ٢٣-٧٨ مناقشة المشكلات الخاصة التي تسببها السلع الاستهلاكية المعمرة المنتَجة بشكل فريد.

٢٣-٦ وتتناول الأقسام التالية بعض المشكلات الخاصة المتضمنة في تطبيق طريقتي تكلفة الاستخدام ومكافئ الإيجار لتقييم الخدمات التي تقدمها المساكن التي يسكنها مالكوها. وتعرض الفقرات من ٢٣-٧٩ إلى ٢٣-٩٣ اشتقاقا لتكلفة الاستخدام للمساكن التي يسكنها مالكوها ومختلف التقديرات التقريبية لها. وتتناول الفقرات من ٢٣-٩٤ إلى ٢٣-١٢٠ بعض التكاليف المرتبطة بامتلاك المساكن، في حين تنظر الفقرات من ٢٣-١٢١ إلى ٢٣-١٣٣ في كيفية اختلاف تكاليف المالك المؤجِر عن تكاليف المالك القاطن في المسكن. ويعد ذلك مهما في حالة استخدام منهج مكافئ الإيجار لتقييم خدمات المساكن التي يسكنها مالكوها: لابد من توخي الحرص لحذف بعض التكاليف المدرجة في إيجارات السوق التي لا يواجهها مالكو المساكن.

٢٣-٧ ووفقا لمارشال، استخدمت الوكالات الإحصائية بدائل لمنهج الاحتياز عند التعامل مع المساكن التي يسكنها مالكوها. فبالإضافة إلى منهج مكافئ الإيجار (وهو المنهج المعتاد المتبع من قبل الوكالات الإحصائية) ومنهج تكلفة الاستخدام، ثمة منهج رابع تم استخدامه: *منهج الدفع*،[٥] وهو نوع من أنواع منهج التدفقات النقدية. ويتم توضيحه في الفقرتين ٢٣-١٣٤ و٢٣-١٣٥.

[٥] هذا هو المصطلح الذي استخدمه Goodhart (2001, pp. F350–F351).

٢٣-٨ وتوضح الفقرات من ٢٣-١٣٦ إلى ٢٣-١٤٥ بإيجاز بعض المشكلات التي ينطوي عليها تنفيذ المناهج الرئيسية الثلاثة لتسعير المساكن التي يسكنها مالكوها.

منهج الاحتياز

٢٣-٩ يصف Charles Goodhart (2001, p. F350) *منهج صافي الاحتياز* إزاء التعامل مع المساكن التي يسكنها مالكوها كما يلي:

> الأول هو منهج صافي الاحتياز، وهو التغير في سعر المساكن التي يسكنها مالكوها المشتراة حديثا، مرجحا بصافي مشتريات المجموعة السكانية المرجعية. ويعد ذلك مقياسا مبنيا على الأصل، وبالتالي يقترب من مقياس التضخم المفضل لدي كتغير في قيمة النقود، على الرغم من أن التغير في سعر رصيد المساكن القائمة وليس فقط في سعر صافي المشتريات سوف يكون في بعض النواحي أفضل حتى من ذلك. كما أنه يتسق مع التعامل مع السلع المعمرة الأخرى. وقد استخدمه عدد قليل من البلدان مثل أستراليا ونيوزيلندا، وهو-حسب ما أعتقد-المنافس الرئيسي للاستخدام في المؤشر المنسق لأسعار المستهلكين لمنطقة اليورو (Euro-area Harmonized Index of Consumer Prices)، والذي يستبعد حاليا أي مقياس لسعر شراء المساكن (الجديدة)، إلا أنه يتضمن بالتأكيد أعمال التصليح والصيانة الثانوية من قبل مالكي المساكن، فضلا عن كافة النفقات من قبل المستأجرين.

٢٣-١٠ وتعد الأوزان الترجيحية لمنهج صافي الاحتياز هي صافي مشتريات قطاع الأسر المعيشية من المساكن من القطاعات المؤسسية الأخرى في فترة الأساس. ومن حيث المبدأ، يُلاحَظ أن مشتريات المساكن غير الجديدة من القطاعات الأخرى تعد ذات أهمية هنا؛ فعلى سبيل المثال، قد تقوم حكومة محلية ببيع مساكن الإيجار لساكنيها. إلا أنه عادة ما تشكل المساكن حديثة البناء جزءا رئيسيا من أنواع هذه المعاملات. ومن ثم، فإن الرقم النسبي للأسعار طويل الأجل لهذه الفئة من الإنفاق سوف يكون في الأساس هو سعر المساكن (الجديدة) (معدل بالنوعية) في الفترة الجارية نسبة إلى سعر المساكن الجديدة في فترة الأساس.[٦] وإذا ما تم تطبيق منهج صافي الاحتياز على السلع المعمرة الاستهلاكية الأخرى، فمن السهل جدا تنفيذه: إذ يتم التعامل مع شراء السلعة المعمرة بنفس الطريقة التي يتم بها التعامل مع سلعة غير معمرة أو شراء خدمة ما.

٢٣-١١ ويتمثل أحد الدلالات الضمنية الإضافية لمنهج صافي الاحتياز في أن التجديدات والتوسعات الكبيرة للوحدات السكنية التي يسكنها مالكوها يمكن أيضا اعتبارها ضمن نطاق هذا المنهج. وفي الواقع العملي، لا

---

[٦] قد يتضمن هذا المؤشر للأسعار أو لا يتضمن سعر الأرض الواقع عليها المسكن الجديد. وعليه، فإن مؤشر بناء سعر مسكن جديد عادة ما لا يتضمن تكلفة الأرض. ويركز منهج الاحتياز على المشتريات من قبل الأسر المعيشية من السلع والخدمات التي يوفرها الموردون من خارج قطاع الأسر المعيشية. وإذا كانت الأرض التي يقع عليها المسكن الجديد مملوكة سابقا لقطاع الأسر المعيشية، عندئذ من المفترض استبعاد تكلفة هذه الأرض من مؤشر سعر المسكن الجديد من نوع الاحتياز.

تتم عادة تغطية هذه التكاليف في مؤشر معياري لأسعار المستهلكين. ويتم النظر في طريقة التعامل مع التجديدات والتوسعات بمزيد من التفصيل في الفقرات من ٢٣-١٠٧ إلى ٢٣-١١٧.

٢٣-١٢ وعادة ما يتضمن منهج صافي الاحتياز تكاليف نقل الملكية المرتبطة بشراء وبيع المساكن المستعملة كنفقات تدخل في نطاق مؤشر أسعار المستهلكين من نوع الاحتياز. وتعد هذه التكاليف هي أساسا تكاليف الاستعانة بخدمات وكيل عقاري وضرائب نقل ملكية الأصول. وتتم مناقشة تكاليف نقل الملكية هذه بمزيد من التفصيل في الفقرات ٢٣-١٠٠، ٢٣-١٠١، ومن ٢٣-١١٨ إلى ٢٣-١٢٠.

٢٣-١٣ وتتمثل الميزة الرئيسية في منهج الاحتياز في أنه يتعامل مع مشتريات السلع المعمرة وغير المعمرة بأسلوب متماثل تماما، وعليه لا يلزم تطوير إجراءات خاصة من قبل الوكالة الإحصائية للتعامل مع السلع المعمرة. وكما سنرى فيما بعد، فإن العيب الرئيسي في هذا المنهج هو أن النفقات المرتبطة به سوف تميل إلى التقليل من أهمية النفقات المقابلة على السلع المعمرة التي ينطوي عليها منهجا مكافئ الإيجار وتكلفة الاستخدام.

٢٣-١٤ وتتمثل الفروق بين منهج الاحتياز والمناهج الأخرى فيما يلي:

- إذا وُجدت أسواق إيجار أو تأجير للسلعة المعمرة وكان العمر المفيد للسلعة المعمرة طويلا، عندئذ سوف تكون الأوزان الترجيحية للإنفاق التي ينطوي عليها منهجا مكافئ الإيجار وتكلفة الاستخدام عادة أكبر كثيرا من الأوزان الترجيحية للإنفاق المقابلة التي ينطوي عليه منهج الاحتياز؛ راجع الفقرات من ٢٣-٣٤ إلى ٢٣-٤٢.
- إذا كانت سنة الأساس تتوافق مع سنة رواج (أو سنة كساد) للسلعة المعمرة، عندئذ قد تكون أوزان الإنفاق الترجيحية أكبر أو أصغر من اللازم. وبصيغة أخرى، من المرجح أن تكون النفقات الإجمالية المقابلة لمنهج الاحتياز أكثر تقلبا من النفقات على الإجمالي التي ينطوي عليها منهج مكافئ الإيجار أو منهج تكلفة الاستخدام.
- وعند عقد مقارنات للإنفاق عبر البلدان التي تختلف فيها بشكل كبير نسبة امتلاك السلعة المعمرة عن إيجارها أو تأجيرها،[٧] قد يؤدي منهج الاحتياز إلى مقارنات مضللة عبر البلدان. ويرجع السبب في ذلك إلى أن التكاليف الرأسمالية يتم استبعادها في حالة منهج صافي الاحتياز، في حين أنها متضمنة بشكل صريح أو ضمني في المنهجين الآخرين.

[٧] وفقا لدراسة Hoffmann and Kurz (2002, pp. 3–4)، يعيش نحو ٦٠% من الأسر المعيشية الألمانية في مساكن مستأجرة، في حين أن نحو ٢٠% فقط من الإسبان يستأجرون مساكنهم.

٢٣-١٥ وبشكل أساسي، يتوقف ما إذا كان منهج الاحتياز أفضل أم لا على الغرض العام من الرقم القياسي. فإذا كان الغرض هو قياس سعر الخدمات الاستهلاكية للفترة الجارية، عندئذ فقط يمكن النظر إلى منهج الاحتياز على أنه تقدير تقريبي لمنهج أكثر ملاءمة (والذي سيكون إما منهج مكافئ الإيجار أو تكلفة الاستخدام). وإذا كان الغرض من المؤشر هو النفقات النقدية (أو غير المحتسبة) من قبل الأسر المعيشية خلال الفترة، عندئذ يكون من الأفضل اتباع منهج الاحتياز.

منهج مكافئ الإيجار

٢٣-١٦ يقوم *منهج مكافئ الإيجار* بتقييم الخدمات التي يولدها استخدام سلعة استهلاكية معمرة لفترة ما بواسطة قيمة الإيجار السوقية المقابلة لذات السلعة المعمرة خلال نفس الفترة من الزمن (إن وجدت قيمة الإيجار هذه). ويعد هذا هو المنهج المتبع في *نظام الحسابات القومية لعام ١٩٩٣* بالنسبة للمساكن التي يسكنها مالكوها:

> نظرا لوجود أسواق جيدة التنظيم لتأجير المساكن في معظم البلدان، فإن مخرجات خدمات الإسكان للحساب الخاص يمكن أن تقيم باستعمال أسعار نفس أنواع الخدمات التي تباع في السوق وذلك تمشيا مع قواعد التقييم العامة المعتمدة لتقييم السلع أو الخدمات التي تنتج للحساب الخاص. بعبارة أخرى، تقيم مخرجات خدمات الإسكان التي ينتجها المالكون الساكنون بمقدار الإيجار الذي يقدر أن المستأجر يدفعه لاستئجار نفس السكن، مع الأخذ في عين الاعتبار عوامل مثل الموقع والمرافق العامة المتوفرة في المنطقة، إلخ ...، وكذلك حجم ونوعية المسكن نفسه (Commission of the European Communities et al. (1993, p. 134)).

٢٣-١٧ غير أن *نظام الحسابات القومية لعام ١٩٩٣* يحذو حذو Marshall (1898, p. 595) ولا يقوم بمد منهج مكافئ الإيجار ليغطي السلع الاستهلاكية المعمرة بخلاف السكن. ويتم توضيح هذه المعاملة غير المتسقة فيما يبدو للسلع المعمرة في *نظام الحسابات القومية لعام ١٩٩٣* كالتالي:

> إن إنتاج المالك-الساكن خدمات إسكان لاستهلاكه النهائي الخاص يُدرج دائما في إطار حدود الإنتاج في الحسابات القومية، مع أنه يشكل استثناء من القاعدة العامة التي تقضي باستبعاد الخدمات المنتجة للحساب الخاص. وتتفاوت نسبة المساكن التي يسكنها مالكوها إلى المساكن المؤجرة تفاوتا كبيرا من بلد لآخر، بل حتى في نفس البلد على مدى فترات قصيرة، إلى حد أن المقارنات الدولية والزمنية بين أنشطة إنتاج واستهلاك خدمات الإسكان قد تشوه إن لم تحتسب قيم لخدمات الإسكان للحساب الخاص (Commission of the European Communities et al. (1993, p.126)) .

٢٣-١٨ كذلك يوصي *دليل مقاييس الأسعار والأحجام في الحسابات القومية* (*Handbook on Price and Volume Measures in National Accounts*) الصادر عن المكتب الإحصائي للاتحاد الأوروبي (يوروستات) Eurostat's (2001) باستخدام منهج مكافئ الإيجار للتعامل مع خدمات السكن في حالة المساكن التي يسكنها مالكوها: "إن مخرجات خدمات الإسكان للمالكين-الساكنين بالأسعار الجارية في العديد من البلدان يتم تقديرها من خلال الربط بين الإيجارات الفعلية التي يدفعها الذين يستأجرون ممتلكات متماثلة في القطاع المؤجَر وتلك

الخاصة بالمالكين–الساكنين. وهذا يسمح باحتساب إيجار صوري للخدمة التي يتلقاها المالكون–الساكنون من ممتلكاتهم" (Eurostat (2001, p. 99).

٢٣–١٩ وتقوم الوكالات الإحصائية بالولايات المتحدة—مكتب إحصاءات العمل (Bureau of labor Statistics) ومكتب التحليل الاقتصادي (Bureau of Economic Analysis)—باستخدام منهج مكافئ الإيجار لتقييم خدمات المساكن التي يسكنها مالكوها. ويصف Arnold J Katz (1983, p. 411) إجراءات مكتب التحليل الاقتصادي كالتالي:

> يقوم مكتب التحليل الاقتصادي أساسا بقياس إجمالي الإيجار (إيجار المساحات) للمساكن التي يسكنها مالكوها من واقع بيانات عن الإيجار المدفوع لسكن مماثل ذي نفس القيمة السوقية. وللحصول على قيمة الخدمة التي تُضاف إلى إجمالي الناتج القومي (إجمالي الناتج السكني)، فإن قيمة السلع والخدمات الوسيطة المتضمنة في هذا الرقم (مثل نفقات التصليح والصيانة والتأمين ورسوم الوحدات السكنية، وتكاليف الإغلاق) يتم طرحها من إيجار المساحات. وللحصول على عائد صافي (صافي دخل الإيجار)، يتم طرح الاهتلاك والضرائب وصافي الفائدة من قيمة الخدمة وإضافة إعانات الدعم إليها.

٢٣–٢٠ وثمة بعض المشكلات في معاملة السكن المشار إليها أعلاه، وتتم مناقشة هذه المشكلات في الأقسام التالية، وذلك بعد مناقشة منهج تكلفة الاستخدام تجاه السلع المعمرة.[٨]

٢٣–٢١ وتلخيصا لما تقدم، يمكن ملاحظة أن منهج مكافئ الإيجار إزاء التعامل مع السلع المعمرة يعد بسيطا من الناحية النظرية: إذ يتم احتساب سعر إيجار أو تأجير في الفترة الجارية لسلعة مشابهة كسعر شراء وحدة من سلعة استهلاكية معمرة. وبالنسبة للأرصدة القائمة من السلع الاستهلاكية المعمرة المستعملة، سوف يتطلب منهج مكافئ الإيجار إيجاد أسعار إيجار للوحدات المستعملة المشابهة.[٩] وإلى الآن، كما أشرنا سابقا، لم تستخدم الوكالات الإحصائية منهج مكافئ الإيجار للتعامل مع السلع المعمرة، باستثناء وحيد وهو المساكن التي

---

[٨] وتوقعا للنتائج اللاحقة: تتمثل المشكلة الرئيسية في أن منهج مكافئ الإيجار لتقييم خدمات المساكن التي يسكنها مالكوها قد يعطي تقييما أعلى لتلك الخدمات مقارنة بمنهج تكلفة الاستخدام.

[٩] والطريقة الأخرى لتحديد مكافئات أسعار الإيجار للأرصدة من السلع الاستهلاكية هو استطلاع آراء الأسر المعيشية عن الأسعار التي يمكن بها إيجار سلعهم المعمرة. ويتم استخدام هذا المنهج من قبل مكتب إحصاءات العمل الأمريكي (United States Bureau of Labor Statistics) لتحديد أوزان الإنفاق الترجيحية للمساكن التي يسكنها مالكوها؛ أي يُطلَب من مالكي المساكن تقدير السعر الذي يمكن به إيجار مسكنهم في حالة ما تم تأجيره إلى طرف ثالث؛ راجع Bureau of Labor Statistics (1983). ويشير Lebow and Rudd (2003, p. 169) إلى أن هذه التقديرات للإيجارات المحتسبة في الولايات المتحدة استنادا إلى مسح لإنفاق المستهلكين تختلف كثيرا عن تقديرات مكتب التحليل الاقتصادي (Bureau of Economic Analysis) المقابلة للإيجارات المحتسبة، والتي يتم اشتقاقها بتطبيق نسبة الإيجار–إلى–القيمة بالنسبة للممتلكات المؤجَرة إلى رصيد المساكن التي يسكنها مالكوها. ويرى Lebow and Rudd أن تقديرات مسح الإنفاق قد تكون أقل موثوقية من طريقة نسبة الإيجار–إلى–القيمة نظرا للحجم الصغير نسبيا لمسح إنفاق المستهلكين فضلا عن الصعوبات التي قد تواجهها الأسر المعيشية في استرجاع أو تقدير النفقات.

يسكنها مالكوها. إلا أنه يُلاحَظ أنه لأجل تطبيق منهج مكافئ الإيجار، من الضروري أن تكون هناك أسواق إيجار أو تأجير ذات صلة. وغالبا ما لا يكون الوضع هكذا، وخاصة عندما يكون هناك إدراك بضرورة وجود أسعار إيجار متعلقة بعمر السلعة لكافة أعمار السلعة المعمرة لدى الأسر المعيشية.[١٠]

منهج تكلفة الاستخدام

٢٣-٢٢ يعد منهج تكلفة الاستخدام للتعامل مع السلع المعمرة بسيطا جدا في بعض جوانبه: إذ يَحسِب تكلفة شراء السلعة المعمرة في بداية الفترة، باستخدام خدمات السلعة المعمرة خلال الفترة ثم تُستقطع من هذه التكاليف المنفعة التي يمكن الحصول عليها من بيع السلعة المعمرة في نهاية الفترة. غير أن العديد من تفاصيل هذا الإجراء محل خلاف نوعا ما، ومنها استخدام تكاليف الفرصة البديلة، والتي عادة ما تكون تكاليف محتسبة، والتعامل مع الفائدة، ومع المكاسب الرأسمالية أومكاسب الاقتناء.

٢٣-٢٣ ويتمثل وجه التعقيد الآخر في منهج تكلفة الاستخدام في أنه يتضمن التمييز بين مشتريات (تدفق) الفترة الجارية في الفترة قيد الدراسة ومقتنيات الأرصدة المادية للسلعة المعمرة في بداية ونهاية الفترة المحاسبية. وحتى الآن في هذا الدليل، تم النظر في المشتريات من كافة الأسعار والكميات على أنها تحدث في نقطة زمنية واحدة، على سبيل المثال منتصف الفترة قيد الدراسة، وإلى الاستهلاك على أنه يحدث خلال الفترة كذلك. وعليه، لم تكن هناك حاجة لمراعاة سلوك (وتقييم) مخزونات السلع الاستهلاكية المعمرة التي قد تكون في حوزة الأسر المعيشية. وتعد المشكلات المعقدة والمتضمنة في حساب الأرصدة والتدفقات غير مألوفة لمعظم خبراء إحصاءات الأسعار.

٢٣-٢٤ ولتحديد التكلفة الصافية لاستخدام السلعة المعمرة خلال الفترة صفر مثلا، نفترض شراء وحدة واحدة من السلعة المعمرة في بداية الفترة صفر بالسعر P^0. ويمكن بيع السلعة المعمرة "المستعملة" في نهاية الفترة صفر بالسعر P_S^1. وربما يبدو أن التكلفة الصافية المعقولة لاستخدام وحدة واحدة من السلعة المعمرة خلال الفترة صفر هي سعر شرائها الأولي P^0 ناقص "قيمتها كخردة" في نهاية الفترة صفر P_S^1. إلا أن النقود المتلقاة في نهاية الفترة ليست لها نفس القيمة بقدر تلك المتلقاة في بداية الفترة. وعليه، لأجل تحويل القيمة في نهاية الفترة إلى قيمتها المعادلة في بداية الفترة، من الضروري خصم الحد P_S^1 بواسطة الحد $1+r^0$ ،

---

[١٠] إذا كان شكل الاهتلاك من النوع الكلي "One hoss shay" أو ما يُطلق عليه الاهتلاك من نوع المصباح الكهربائي "Light bulb depreciation"، عندئذ سوف يكون سعر إيجار السلعة المعمرة هو نفسه لكافة أعمار السلع، ومن ثم فإن معرفة مفصلة بإيجارات السوق حسب العمر لن تكون لازمة. ويرجع نموذج الاهتلاك من نوع المصباح الكهربائي إلى Böhm-Bawerk (1891, p. 342). وللاطلاع على دراسات أحدث عن هذا النموذج، راجع الفقرات من ٢٣-٦٢ إلى ٢٣-٦٨، أو Hulten (1990) أو Diewert (2003b).

حيث يمثل r^0 سعر الفائدة الاسمي في بداية الفترة صفر الذي يواجهه المستهلك. ومن ثم، يتم تعريف تكلفة الاستخدام في الفترة صفر u^0 للسلعة المعمرة[١١] كالتالي:

$$u^0 \equiv P^0 - \frac{P_S^1}{(1+r^0)} \qquad (23.1)$$

٢٣-٢٥ وثمة طريقة أخرى للنظر إلى صيغة تكلفة الاستخدام (23.1): إذ يقوم المستهلك بشراء السلعة المعمرة في بداية الفترة صفر بالسعر P^0 ويتحمل سعر الإيجار u^0. ويمكن النظر إلى باقي سعر الشراء I^0، والمعرَّف كالتالي

$$I^0 \equiv P^0 - u^0 \qquad (23.2)$$

على أنه استثمار من شأنه توليد تكلفة الفرصة البديلة المناسبة لرأس المال r^0 التي يواجهها المستهلك. وفي نهاية الفترة صفر، يمكن تحقيق معدل العائد هذا شريطة استيفاء كل من I^0 و r^0 وسعر بيع السلعة المعمرة في نهاية الفترة P_S^1 المعادلة التالية:

$$I^0(1+r^0) = P_S^1 \qquad (23.3)$$

وفي ضوء P_S^1 و r^0، تقوم المعادلة (23.3) بتحديد I^0 والذي بدوره، في ضوء P^0، يحدد تكلفة الاستخدام u^0 من خلال المعادلة (23.2).[١٢]

٢٣-٢٦ وتتعين الإشارة إلى أن بعض خبراء إحصاءات الأسعار أبدى اعتراضه على مفهوم تكلفة الاستخدام كمفهوم صحيح للتسعير لمؤشر لأسعار المستهلكين:

> يتعين على المفهوم السعري المناسب لمؤشر لأسعار المستهلكين أن يعكس فقط نسبة مبادلة النقود بالأشياء الأخرى، وليس النسبة التي يمكن عندها مبادلة النقود في إحدى الصور أو الفترات الزمنية بالنقود في صورة أو فترة زمنية أخرى. فالنسبة التي يمكن عندها مبادلة النقود اليوم بالنقود غدا من خلال دفع سعر فائدة أو التمتع بمكاسب اقتناء فعلية أو متوقعة على أصل متزايد القيمة لا تلعب دورا في قياس القوة الشرائية الجارية للنقود ((Reinsdorf (2003).

ولا تعد تكاليف الاستخدام مماثلة لأسعار السلع غير المعمرة أو الخدمات نظرا لأن مفهوم تكلفة الاستخدام يتضمن تسعير السلعة المعمرة في نقطتين زمنيتين وليس نقطة زمنية واحدة.[١٣] ونظرا لأن مفهوم تكلفة

---

[١١] هذا المنهج لاشتقاق صيغة تكلفة الاستخدام تم استعماله من قبل Diewert (1974b)، والذي بدوره استند إلى منهج يُعزى إلى Hicks (1946, p. 326).

[١٢] قام Diewert (1974b, p. 504) أيضا بإجراء هذا الاشتقاق لتكلفة الاستخدام لسلعة استهلاكية معمرة.

الاستخدام يتضمن أسعارا في نقطتين زمنيتين، فإن الأموال المتلقاة أو المدفوعة في النقطة الزمنية الأولى تكون ذات قيمة أعلى من النقود المدفوعة أو المتلقاة في النقطة الزمنية الثانية، وعليه فإن أسعار الفائدة تتسلل إلى صيغة تكلفة الاستخدام. بالإضافة إلى ذلك، نظرا لأن مفهوم تكلفة الاستخدام ينطوي على أسعار في نقطتين زمنيتين، فيمكن أن يتضمن ذلك الأسعار المتوقعة إذا كانت تكلفة الاستخدام محسوبة في بداية الفترة قيد الدراسة وليس نهايتها. وفي ظل كافة هذه التعقيدات، لا عجب في أن العديد من خبراء إحصاءات الأسعار يودون تجنب استخدام تكاليف الاستخدام كمفهوم للتسعير. غير أنه حتى بالنسبة لخبراء إحصاءات الأسعار الذين يفضلون استخدام منهج مكافئ الإيجار على منهج تكلفة الاستخدام للتعامل مع السلع المعمرة، هناك مبرر للنظر في منهج تكلفة الاستخدام ببعض من التفصيل، ذلك لأن هذا المنهج يعطي أفكارا ثاقبة بشأن المحددات الاقتصادية لسعر إيجار أو تأجير سلعة معمرة. وكما رأينا في الفقرات من ٢٣-١٢١ إلى ٢٣-١٣٣، يمكن لتكلفة الاستخدام بالنسبة لمسكن ما أن تختلف كثيرا في حالة المالك المؤجر مقارنة بالمالك الساكن. وعليه، يتعين إجراء تعديلات على إيجارات السوق للوحدات السكنية، إذا ما كانت ستستخدم كاحتسابات لإيجارات المساكن التي يسكنها مالكوها.

٢٣-٢٧ ويمكن وضع صيغة تكلفة الاستخدام (23.1) في شكل مألوف على نحو أكبر إذا ما تم تعريف *معدل الاهتلاك الاقتصادي* في الفترة صفر δ *ومعدل تضخم أسعار* الأصول اللاحق (ex post) في الفترة صفر i^0. ويُعرَّف δ بواسطة:

$$(1-\delta) \equiv P_S^1 / P^1 \qquad (23.4)$$

حيث يمثل P_S^1 سعر أصل مستعمل في نهاية الفترة صفر و P^1 سعر أصل جديد في نهاية الفترة صفر. ويُعرّف *معدل التضخم في الفترة صفر* للأصل الجديد، i^0، بواسطة:

$$1+i^0 \equiv P^1 / P^0 \qquad (23.5)$$

ويؤدي حذف P^1 من المعادلتين (23.4) و(23.5) إلى الصيغة التالية لسعر الأصل المستعمل بالنسبة لنهاية الفترة صفر:

$$P_S^1 = (1-\delta)(1+i^0)P^0 \qquad (23.6)$$

---

[١٣] أشار Woolford إلى أنه ينبغي استبعاد الفائدة من مؤشر مثالي للأسعار يقيس التضخم. فمن وجهة نظره، لا تعد الفائدة *سعرا متزامنا*؛ أي أن سعر الفائدة يشير بالضرورة إلى نقطتين زمنيتين: نقطة بداية يتم عندها إقراض رأس المال ونقطة نهاية عندها يجب سداد رأس المال الذي تم إقراضه. وبالتالي، إذا اقتصر الاهتمام على نطاق تعريف يتكون فقط من الأسعار المتزامنة، يتم استبعاد أسعار الفائدة. وأشار Woolford (1999, p. 535) إلى أن مقياسه المثالي للتضخم "سوف يكون معاصرا في طبيعته، إذ يرصد فقط الاتجاه العام الجاري في الأسعار المرتبطة بالمعاملات في السلع والخدمات. وسوف يستبعد أسعار الفائدة على أساس أنها أسعار زمنية، وتمثل السعر النسبي للاستهلاك اليوم وليس مستقبلا".

وتؤدي الاستعاضة بالمعادلة (23.6) في المعادلة (23.1) إلى المعادلة التالية *لتكلفة الاستخدام في الفترة صفر* u^0:

$$u^0 = \frac{[(1+r^0)-(1-\delta)(1+i^0)]P^0}{1+r^0} \qquad (23.7)$$

ويُلاحَظ أنه يمكن تفسير r^0-i^0 كسعر *فائدة حقيقي* في الفترة صفر و $\delta(1+i^0)$ كمعدل *اهتلاك مصحح بالتضخم*.

٢٣-٢٨ ويتم التعبير عن تكلفة الاستخدام u^0 على أساس الأسعار المخصومة حتى بداية الفترة صفر. كذلك من الممكن التعبير عن تكلفة الاستخدام على أساس الأسعار "المخصومة" حتى نهاية الفترة صفر.[١٤] وتعرَّف *تكلفة الاستخدام في نهاية الفترة صفر* p^0 كالتالي:[١٥]

$$p^0 \equiv (1+r^0)u^0 = [r^0-i^0+\delta(1+i^0)]P^0 \qquad (23.8)$$

بحيث تأتي المعادلة الأخيرة ترتيبا على استخدام المعادلة (23.7). وإذا تم تعريف سعر الفائدة الحقيقي r^{0*} كسعر الفائدة الاسمي r^0 مخصوما منه معدل تضخم أسعار الأصول i^0، وتم تجاهل الحد الصغير δi^0، عندئذ تُختَزل تكلفة الاستخدام في نهاية الفترة المعرفة بالمعادلة (23.8) إلى:

$$p^0 = (r^{0*}+\delta)P^0 \qquad (23.9)$$

---

[١٤] تقوم تكلفة الاستخدام في بداية الفترة u^0 بخصم كافة التكاليف والمنافع النقدية إلى قيمتها المعادلة بالدولار الأمريكي في بداية الفترة صفر، في حين أن p^0 يخصم (أو يرفع قيمة) كافة التكاليف والمنافع النقدية إلى قيمتها المعادلة بالدولار في نهاية الفترة صفر. الأمر الذي يطرح سؤالا عن كيف ينبغي التعامل مع معاملات التدفقات التي تحدث خلال الفترة. ويشير اتباع القواعد المستخدمة في المحاسبة المالية إلى أن معاملات التدفقات التي تحدث خلال الفترة المحاسبية يتعين أن يُنظر إليها على أنها تحدث في نهاية الفترة المحاسبية. وتبعا لهذه القاعدة، يتعين على خبير إحصاءات الأسعار استعمال تكاليف الاستخدام في نهاية الفترة.

[١٥] قام Christensen and Jorgenson (1969) باشتقاق صيغة لتكلفة الاستخدام مماثلة للمعادلة (23.7) بطريقة مختلفة، باستخدام نموذج تحقيق الاستفادة المثلى في الزمن المتصل (Continuous time optimization model). وإذا كان معدل التضخم i يساوي صفرا، عندئذ تُختزل صيغة تكلفة الاستخدام (23.7) إلى تلك التي اشتقها Walras (1954, p. 269; first edition 1874). كذلك تم اشتقاق صيغة تكلفة الاستخدام ذات معدل التضخم الصفري من قبل المهندس الصناعي A. Hamilton Church (1901, pp. 907–908)، والذي ربما استند إلى دراسة Ewing Matheson (1910, p. 169) والتي صدرت أولا في عام ١٨٨٤: "في حالة مصنع يكون فيه الإشغال مضمونا لعدة سنوات، وحيث يتم دفع الإيجار من الأرباح، يتعين على سعر الفائدة، حتى يكون ملائما وفيما ينطبق على المباني، أن يكون (شاملا معدل الاهتلاك) مساويا للإيجار الذي يؤجر به مالك الأرض المصنع الذي لم يشغله". وقد تم إجراء اشتقاقات إضافية لصيغ تكلفة الاستخدام في الزمن المتقطع من قبل Katz (1983, pp. 408–409) و Diewert (2003b).

٢٣-٢٩ ومن تكاليف المعاملات والتضخم، يمكن استخلاص ملاحظة مفادها أن تكلفة الاستخدام في نهاية الفترة المعرَّفة بالمعادلة (23.9) هي *تكلفة الإيجار التقريبية*؛ أي أن تكلفة الإيجار لاستخدام سلعة استهلاكية (أو إنتاجية) معمرة يتعين أن تساوي تكلفة الفرصة البديلة (الحقيقية) لرأس المال المربوط، $r^{0}*P^{0}$، مضافا إليها الانخفاض في قيمة الأصل على مدى الفترة، δP^{0}. وعليه، تُلقي الصيغتان (23.8) و(23.9) بعض الضوء على المحددات الاقتصادية لأسعار الإيجار أو التأجير للسلع الاستهلاكية المعمرة.

٢٣-٣٠ وإذا استُخدمت صيغة تكلفة الاستخدام المبّسطة المعرَّفة بالمعادلة (23.9)، عندئذ لا يعد تكوين مؤشر للأسعار لتكاليف الاستخدام لسلعة معمرة أكثر صعوبة بكثير من صياغة مؤشر لسعر شراء السلعة المعمرة، P^{0}. ويلزم على خبير إحصاءات الأسعار فقط القيام بما يلي:

- عمل افتراض معقول لما ينبغي أن يكون عليه سعر الفائدة الحقيقي الشهري أو ربع السنوي المناسب $r^{0}*$؛
- عمل افتراض لما ينبغي أن يكون عليه معدل الاهتلاك δ الشهري أو ربع السنوي المعقول؛[١٦]
- جمع أسعار الشراء P^{0} للسلعة المعمرة؛
- عمل تقدير لمجموع مخزون السلعة المعمرة التي كانت في حوزة المجموعة السكانية المرجعية خلال فترة الأساس للكميات. ولأجل إنشاء مؤشر ممتاز، سوف يلزم عمل تقديرات للمخزون المتوفر في كل فترة.

٢٣-٣١ وإذا رؤي أن هناك ضرورة لتطبيق صيغة تكلفة الاستخدام الأكثر تعقيدا (23.8) محل الصيغة الأبسط (23.9)، عندئذ يكون الموقف أكثر تعقيدا. وبشكلها الحالي، تعد صيغة تكلفة الاستخدام في نهاية الفترة (23.8) تكلفة استخدام بَعدية: لا يمكن حساب معدل تضخم أسعار الأصول i^{0} حتى بلوغ نهاية الفترة. ويمكن تحويل الصيغة (23.8) إلى صيغة تكلفة استخدام قَبْلية (قبل حدوثها) إذا ما تم تفسير i^{0} *كمعدل تضخم متوقع للأصول*. ويتعين أن تمثل الصيغة الناتجة تقديرا تقريبيا لسعر الإيجار السوقي للأصل في ظل أوضاع تضخمية.[١٧]

---

[١٦] يستلزم النموذج الهندسي للاهتلاك، والذي يتم تفسيره بمزيد من التفاصيل في الفقرات من ٢٣-٤٣ إلى ٢٣-٦٨، معدل اهتلاك شهري أو ربع سنوي واحد فقط. وقد تستلزم نماذج الاهتلاك الأخرى تقدير سلسلة من معدلات الاهتلاك بحسب العمر. وإذا كان معدل الاهتلاك الهندسي السنوي المقدر هو δ_a عندئذ يمكن الحصول على معدل الاهتلاك الهندسي الشهري المقابل δ بحل المعادلة $(1-\delta)^{12}=1-\delta_a$. وعلى نحو مماثل، إذا كان سعر الفائدة الحقيقي السنوي المقدر هو r_a^*، عندئذ يمكن الحصول على سعر الفائدة الحقيقي الشهري المقابل r^* بحل المعادلة $(1+r^*)^{12}=1+r_a^*$.

[١٧] نظرا لأنه يجب على المُلاك المؤجِرين تحديد إيجارهم في بداية الفترة، (وفي الواقع، عادة ما يحددون إيجارهم لفترة زمنية ممتدة)، إذا استُخدم منهج تكلفة الاستخدام لنمذجة المحددات الاقتصادية لأسعار الإيجار السوقية، عندئذ يتعين تفسير معدل تضخم أسعار الأصول i^{0} كمعدل تضخم متوقع وليس معدل تضخم فعلي في فترة لاحقة.

٢٣-٣٢ ويُلاحَظ أنه في منهج تكلفة الاستخدام للتعامل مع السلع الاستهلاكية المعمرة، فإن صيغة تكلفة الاستخدام (23.8) أو (23.9) بأكملها هي السعر في الفترة صفر. وعليه، في سياق السلسلة الزمنية، ليس ضروريا تكميش كل مكون من مكونات الصيغة على نحو منفصل؛ وتتم مقارنة سعر الفترة صفر $p^0 \equiv [r^0 - i^0 + \delta(1+i^0)]P^0$ مع سعر الفترة ١ المقابل، $p^1 \equiv [r^1 - i^1 + \delta(1+i^1)]P^1$ ، وهكذا.

٢٣-٣٣ ومن حيث المبدأ، يمكن تقدير معدلات الاهتلاك باستخدام معلومات عن أسعار بيع الوحدات المستعملة من السلعة المعمرة. وسوف يتم توضيح هذه المنهجية بمزيد من التفصيل في الفقرات من ٢٣-٤٣ إلى ٢٣-٦٨. غير أنه من المفيد قبل القيام بذلك استخدام المعلومات الواردة في هذا القسم لتفسير طبيعة العلاقة بين منهجي تكلفة الاستخدام والاحتياز إزاء التعامل مع السلع المعمرة. وتتم مناقشة هذا الموضوع في القسم التالي.

العلاقة بين تكاليف الاستخدام وتكاليف الاحتياز

٢٣-٣٤ في هذا القسم، تتم مقارنة منهج تكلفة الاستخدام إزاء التعامل مع السلع الاستهلاكية المعمرة مع منهج الاحتياز. ومن الواضح أنه في الأجل القصير قد تختلف تدفقات القيم المرتبطة بكل منهج اختلافا كبيرا. فعلى سبيل المثال، إذا كانت أسعار الفائدة الحقيقية، $r^0 - i^0$ ، مرتفعة جدا ويمر الاقتصاد بفترة كساد أو ركود شديد، عندئذ يمكن أن تكون مشتريات السلع الاستهلاكية الجديدة، Q^0 مثلا، منخفضة جدا وقد تقترب حتى من الصفر بالنسبة للأصول ذات العمر الطويل جدا، مثل المساكن. وفي المقابل، باستخدام منهج تكلفة الاستخدام، سوف يتم ترحيل الأرصدة القائمة من السلع الاستهلاكية المعمرة من الفترات السابقة وتسعيرها على أساس تكاليف الاستخدام المناسبة، ويمكن لتدفق قيم الاستهلاك الناتج أن يكون كبيرا. وبالتالي، في الأجل القصير، يمكن أن تختلف القيم النقدية للاستهلاك في إطار المنهجين اختلافا كبيرا. وعليه، يتم فيما يلي النظر في مقارنة (افتراضية) أطول أجلا حيث يتم تثبيت أسعار الفائدة الحقيقية.[١٨]

٢٣-٣٥ ولنفرض أنه في الفترة صفر تقوم المجموعة السكانية المرجعية من الأسر المعيشية بشراء الوحدات q^0 من سلعة استهلاكية معمرة بالسعر P^0 . عندئذ تكون *قيمة الاستهلاك في الفترة صفر من وجهة نظر منهج الاحتياز كالتالي*:

$$V_A^0 \equiv P^0 q^0 \qquad (23.10)$$

[١٨] يستند ما يلي إلى دراسة Diewert (2002c).

٢٣-٣٦ ويُذكر أن تكلفة الاستخدام في نهاية الفترة لوحدة جديدة واحدة من الأصل المشترى في بداية الفترة صفر هي p^0 المعرفة بالمعادلة (23.8). ولتبسيط التحليل، يتم افتراض حساب الاهتلاك بطريقة الرصيد المتناقص؛ أي أنه في بداية الفترة صفر تبلغ قيمة أصل عمره فترة واحدة $(1-\delta)P^0$؛ في حين تبلغ قيمة أصل عمره فترتين $(1-\delta)^2P^0$؛ وتبلغ قيمة أصل عمره t $(1-\delta)^tP^0$، وهكذا. وفي إطار هذه الافتراضات، فإن تكلفة الاستخدام في نهاية الفترة صفر المناظرة لأصل جديد تم شراؤه في بداية الفترة صفر هي p^0؛ وتكلفة الاستخدام في نهاية الفترة صفر لأصل عمره فترة واحدة في بداية الفترة صفر هي $(1-\delta)p^0$؛ وتكلفة الاستخدام المناظرة لأصل عمره فترتين في بداية الفترة صفر هي $(1-\delta)^2p^0$؛ وتعد تكلفة الاستخدام المناظرة لأصل عمره t في بداية الفترة صفر هي $(1-\delta)^tp^0$؛ وهكذا.[١٩] ويتمثل الافتراض المبسِّط الأخير في أن مشتريات الأسر المعيشية من السلعة الاستهلاكية المعمرة قد زادت بالمعدل الهندسي g في الماضي غير المحدد. ويعني ذلك أنه إذا كانت مشتريات الأسر المعيشية من السلعة المعمرة q^0 في الفترة صفر، عندئذ تكون الأسر المعيشية قد اشترت $q^0/(1+g)$ من الوحدات الجديدة في الفترة السابقة؛ ومنذ فترتين اشترت $q^0/(1+g)^2$ من الوحدات الجديدة؛ ومنذ t من الفترات، اشترت $q^0/(1+g)^t$ من الوحدات الجديدة؛ وهكذا. وبالجمع بين كافة هذه الافتراضات، يمكن ملاحظة أن *قيمة الاستهلاك في الفترة صفر من وجهة نظر منهج تكلفة الاستخدام* هي كالتالي:

$$V_U^0 \equiv p^0q^0 + \frac{(1-\delta)p^0q^0}{1+g} + \frac{(1-\delta)^2p^0q^0}{(1+g)^2} + \ldots \qquad (23.11)$$

$$= \frac{(1+g)p^0q^0}{g+\delta} \qquad \text{بجمع السلسلة اللانهائية}$$

$$= \frac{(1+g)[r^0-i^0+\delta(1+i^0)]P^0q^0}{g+\delta} \qquad (23.12)$$

باستخدام المعادلة (23.8)

٢٣-٣٧ ويمكن تبسيط المعادلة (23.12) بافتراض أن معدل تضخم أسعار الأصول i^0 يساوي صفرا (أو بإبدال r^0-i^0 إلى سعر الفائدة الحقيقي r^{0*} وتجاهل الحد الصغير δi^0). وفي ظل هذه الشروط، فإن نسبة تدفق الاستهلاك وفقا لمنهج تكلفة الاستخدام (23.12) إلى مقياس الاستهلاك بحسب منهج الاحتياز في الفترة صفر، (23.10)، هي:

$$\frac{V_U^0}{V_A^0} = \frac{(1+g)(r^{0*}+\delta)}{g+\delta} \qquad (23.13)$$

---

[١٩] بالنسبة للعديد من السلع الاستهلاكية المعمرة، ربما يعد افتراض الاهتلاك الكلي "one hoss shay" أكثر واقعية من نموذج الرصيد المتناقص (Declining balance model)؛ راجع الفقرات من ٢٣-٤٣ إلى ٢٣-٦٨، أو Hulten (1990) أو Diewert and Lawrence (2000).

٢٣-٣٨ وباستخدام الصيغة (23.13)، يمكن ملاحظة أنه إذا كان $1+g>0$ و$\delta+g>0$، عندئذ سيكون V_U^0/V_A^0 أكبر من واحد صحيح في حالة:

$$r^{0*}>\frac{g(1-\delta)}{1+g} \qquad (23.14)$$

وهو شرط سوف يتم عادة استيفاؤه.[٢٠] وعليه، في ظل الظروف الطبيعية وعلى مدى أفق زمني أطول، فإن نفقات الأسر المعيشية على السلع الاستهلاكية باستخدام منهج تكلفة الاستخدام سوف تميل إلى أن تزيد عن المصاريف النقدية على المشتريات الجديدة من السلعة الاستهلاكية. وسوف يميل الفرق بين المنهجين إلى الزيادة كلما زاد عمر الأصل (أي مع انخفاض معدل الاهتلاك δ).

٢٣-٣٩ وللحصول على فكرة تقريبية عن المقدار المحتمل لنسبة القيم للمنهجين، V_U^0/V_A^0، يتم تقييم المعادلة (23.13) لمثال "السكن" باستخدام البيانات السنوية حيث يكون معدل الاهتلاك ٢% (أي أن $\delta=0.02$)، وسعر الفائدة الحقيقي هو ٤% (أي أن$r^{0*}=0.04$) ومعدل نمو إنتاج المساكن الجديدة هو ١% (أي أن$g=0.01$). وفي هذه الحالة الأساسية، تبلغ نسبة نفقات تكلفة الاستخدام على المساكن إلى مشتريات المساكن الجديدة في نفس الفترة V_U^0/V_A^0، ٢,٠٢. وإذا تمت زيادة معدل الاهتلاك إلى ٣%، عندئذ تنخفض V_U^0/V_A^0 إلى ١,٧٧؛ وإذا تم تخفيض معدل الاهتلاك إلى ١%، عندئذ تزيد V_U^0/V_A^0 إلى ٢,٥٣. وبالنظر مرة أخرى في الحالة الأساسية، إذا تمت زيادة سعر الفائدة الحقيقية إلى ٥%، عندئذ تزيد النسبة V_U^0/V_A^0 إلى ٢,٣٦، في حين أنه إذا تم تخفيض سعر الفائدة الحقيقي إلى ٣%، عندئذ تنخفض النسبة V_U^0/V_A^0 إلى ١,٦٨. وأخيرا، إذا زاد معدل نمو المساكن الجديدة إلى ٢%، عندئذ تنخفض النسبة V_U^0/V_A^0 إلى ١,٥٣، في حين أنه إذا انخفض معدل النمو إلى الصفر، عندئذ تزيد V_U^0/V_A^0 إلى ٣,٠٠. وعليه، فإن اتباع منهج الاحتياز تجاه السكن في مؤشر أسعار المستهلكين من المرجح أن يعطي نحو نصف الوزن الترجيحي للإنفاق الذي سوف يعطيه منهج تكلفة الاستخدام.

٢٣-٤٠ وبالنسبة للأصول الأقصر عمرا، فإن الفرق بين منهج الاحتياز ومنهج تكلفة الاستخدام لن يكون كبيرا جدا، الأمر الذي يشير إلى أن منهج الاحتياز يعد "صحيحا" على وجه التقريب كمقياس للخدمات الاستهلاكية.[٢١]

---

[٢٠] يُلاحظ أنه إذا كان سعر الفائدة الحقيقي r^{0*} يساوي g، وهو معدل النمو الحقيقي في مشتريات السلعة المعمرة، عندئذ من النسبة (23.13)، سيكون $V_U^0/V_A^0=(1+g)$ ومنهج الاحتياز معادلين تقريبا لمنهج تكلفة الاستخدام في الأجل الطويل.

[٢١] يمكن استخدام منهج تكلفة الاستخدام المبّسط للسلع الاستهلاكية المعمرة الأخرى أيضا. وفي الصيغة (23.13)، نفرض أن r^{0*} = ٠.٠٤، و g = ٠.٠١ و δ =٠.٠١٥. وفي إطار هذه الشروط، فإن V_U^0/V_A^0 = ١,٢٠؛ أي أنه بالنسبة لمعدل اهتلاك بطريقة الرصيد المتناقص يبلغ ١٥%، يؤدي منهج تكلفة الاستخدام إلى قيمة مقدرة للاستهلاك تزيد بنسبة ٢٠% عن منهج الاحتياز في ظل الشروط الموضحة تحديدا. وبالتالي، بالنسبة لمعدلات اهتلاك السلعة الاستهلاكية المعمرة التي تقل عن ١٥%، قد

٢٣-٤١ وفيما يلي قائمة ببعض المشكلات والصعوبات التي قد تنشأ عند تطبيق منهج تكلفة الاستخدام على مشتريات السلعة الاستهلاكية المعمرة.[٢٢]

- من الصعب تحديد ما هو سعر الفائدة الاسمي الملائم r^0 لكل أسرة معيشية. وإذا اضطر مستهلك ما إلى الاقتراض لتمويل تكلفة شراء سلعة معمرة ما، عندئذ عادة ما سيكون سعر الفائدة هذا أعلى كثيرا من معدل العائد المضمون الذي سيمثل تكلفة الفرصة البديلة المناسبة لمستهلك ليس في حاجة للاقتراض لتمويل الشراء.[٢٣] وقد يكون ضروريا استخدام سعر فائدة معياري يتم تحديده من قبل الحكومة أو الوكالة الإحصائية القومية أو مجلس معايير محاسبية.

- سوف يكون عموما من الصعوبة تحديد معدل الاهتلاك الملائم للسلعة الاستهلاكية المعمرة.[٢٤]

- وسوف تكون تكاليف الاستخدام المحسوبة على أساس بَعدي استنادا إلى الصيغة (23.8) متقلبة على نحو غير مقبول للمستخدمين[٢٥] (نظرا لتقلب معدل تضخم أسعار الأصول i^0)، ومن ثم سوف يلزم

يكون مفيدا أن تقوم الوكالة الإحصائية بإنتاج تكاليف استخدام لهذه السلع وأن يقوم قسم الحسابات القومية بإنتاج تدفقات الاستهلاك المقابلة "كسلسلة تحليلية". وتتعين الإشارة إلى أن هذا يمد طريقة تعامل الحسابات القومية الحالية مع السكن إلى السلع الاستهلاكية المعمرة طويلة الأجل الأخرى. كذلك يُلاحَظ أن هذه المعاملة المعدلة للاستهلاك في الحسابات القومية سوف تميل إلى زيادة البلدان الغنية غنى، نظرا لأن البلدان الفقيرة تملك عددا أقل من السلع الاستهلاكية المعمرة طويلة الأجل (على أساس نصيب فرد).

[٢٢] لمزيد من المعلومات عن الصعوبات التي تواجه منهج تكلفة الاستخدام، راجع دراسة Diewert (1980, pp. 475–479) ودراسة Katz (1983, pp. 415–422).

[٢٣] ويعلق Katz (1983, pp. 415–416) على الصعوبات التي ينطوي عليها تحديد سعر الفائدة الملائم للاستخدام قائلا:

> هناك بدائل عديدة: سعر على القروض المالية، وسعر على المدخرات، ومتوسط مرجح للاثنين؛ وسعر على الاستثمارات، مثل المساكن السكنية، والذي ربما يتم تعديله مقابل المكاسب الرأسمالية؛ ومعدل التفضيل الزمني الذاتي للمستهلكين. فضلا على ذلك، ثمة بعض الخلاف حول ما إذا يتعين أن يكون هو أعلى سعر ملحوظ، أو متوسط السعر الملحوظ، أو معدل العائد على الاستثمارات التي تتسم بنفس درجة المخاطرة والسيولة مثل السلع المعمرة التي يتم تقييم خدماتها.

[٢٤] ليس ضروريا افتراض اهتلاك بطريقة الرصيد المتناقص في منهج تكلفة الاستخدام: فيمكن التكيف مع أي نوع من الاهتلاك، بما في ذلك الاهتلاك الكلي "one hoss shay"، والذي تولد فيه السلعة المعمرة تدفقا ثابتا من الخدمات عبر الزمن إلى أن يتم تكهينها (تتحول إلى خردة). راجع Diewert and Lawrence (2000) للاطلاع على بعض الأمثلة العملية بالنسبة لكندا، باستخدام افتراضات مختلفة بشأن شكل الاهتلاك المستخدم. وللاطلاع على مراجع حول الاهتلاك والطرق التجريبية لتقدير معدلات الاهتلاك، راجع Hulten and Wykoff (1981a; 1981b; 1996) و Jorgenson (1996).

[٢٥] ويعلق Goodhart (2001, p. F351) على الصعوبات العملية التي ينطوي عليه استعمال تكاليف الاستخدام على أساس لاحق بالنسبة للسكن، قائلا:

> يعد منهج تكلفة الاستخدام الأكثر نظرية حتى من ذلك هو قياس التكلفة الضائعة من خلال العيش في سكن يملكه ساكنوه مقارنة ببيعه في بداية الفترة وإعادة شراؤه في نهاية الفترة ... ولكن ذلك يعطي نتيجة غير معقولة مفادها أنه مع ارتفاع أسعار المساكن، تنخفض تكلفة الفرصة البديلة؛ وفي الواقع كلما زاد تضخم أسعار الأصول السكنية، أصبح هذا الإجراء أكثر سلبية. وعلى الرغم

استعمال مفهوم تكلفة الاستخدام على أساس قَبْلي. وهذا يؤدي إلى حدوث صعوبات تتمثل في أن مختلف الوكالات الإحصائية القومية سوف تقوم بعمل افتراضات مختلفة واستخدام طرق مختلفة للتنبؤ بمعدلات تضخم أسعار الإنشاءات والأراضي. ومن ثم، قد لا تكون تكاليف الاستخدام على أساس قَبْلي الناتجة للسلعة المعمرة مشابهة عبر البلدان.[٢٦]

- ويتعين تعميم صيغة تكلفة الاستخدام (23.8) لتتسع لمختلف الضرائب التي قد ترتبط بشراء سلعة معمرة أو بالاستخدام المستمر لسلعة معمرة.[٢٧]

٢٣-٤٢ وسوف تتم مقارنة بعض المشكلات المرتبطة بتقدير معدلات الاهتلاك في القسم التالي.

نماذج الاهتلاك البديلة

نموذج عام للاهتلاك للسلع الاستهلاكية المعمرة (غير المتغيرة)

٢٣-٤٣ في هذا القسم الفرعي، سوف يتم تقديم نموذج "عام" للاهتلاك للسلع الاستهلاكية المعمرة التي تظهر في السوق في كل فترة بدون أن يعتريها تغير في النوعية. وفي ثلاثة أقسام فرعية لاحقة، سوف يتم إضفاء الخصوصية على هذا النموذج العام ليناسب النماذج الثلاثة الأكثر شيوعا للاهتلاك الواردة في الدراسات الاقتصادية. وفي الفقرات من ٢٣-٦٩ إلى ٢٣-٧٨ أدناه، سوف تتم مناقشة المشكلات الإضافية التي تحدث عندما يتم إنشاء السلعة المعمرة كسلعة فريدة من نوعها.

٢٣-٤٤ وتعد الأداة الرئيسية التي يمكن استخدامها لتحديد معدلات الاهتلاك لسلعة معمرة ما، هي السلسلة (عبر القطاعات) لأسعار الأصول بحسب العمر التي تباع بها وحداتها في سوق السلع المستعملة في أي وقت من الزمن.[٢٨]

من أن له بعض المؤيدين الأكاديميين، إلا أنه يخالف المنطق السليم؛ وإنه لمن بواعث سروري أنه لم يقم أي من البلدان بتبني هذه الطريقة.

وكما سنرى لاحقا، فقد تبنت آيسلندا إطارا مبّسطا لتكلفة الاستخدام.

[٢٦] للاطلاع على معلومات إضافية حول الصعوبات التي ينطوي عليها إنشاء تكاليف الاستخدام على أساس قبلي، راجع Diewert (1980, pp. 475–486) و Katz (1983 pp. 419–420). وللاطلاع على مقارنات عملية لصيغ تكلفة الاستخدام المختلفة، راجع Harper, Berndt and Wood (1989) و Diewert and Lawrence (2000) .

[٢٧] على سبيل المثال، ترتبط الضرائب العقارية باستخدام خدمات الإسكان وعليه ينبغي إدراجها في صيغة تكلفة الاستخدام؛ راجع الفقرتين ٢٣-١٠٠ و٢٣-١٠١. وكما أشار Katz (1983, p. 418)، توثر القضايا الضريبية أيضا على اختيار سعر الفائدة: "فهل يتعين أن يكون حساب معدل العائد قبل أو بعد الضريبة؟" من وجهة نظر أسرة معيشية لا تقترض لتمويل شراء سلعة معمرة، يبدو معدل العائد بعد الضريبة مناسبا؛ ولكن من وجهة نظر شركة تأجير يبدو معدل العائد قبل الضريبة ملائما. ويساعد الفرق على تفسير أسباب ارتفاع أسعار مكافئ الإيجار للسلعة المعمرة مقارنة بأسعار تكلفة الاستخدام.

٢٣-٤٥ وتعد بعض الإشارات لازمة هنا. لنفرض أن P^0 هو سعر الوحدة المنتجة حديثا من السلعة المعمرة في بداية الفترة صفر (وهي نفس الإشارات التي استُخدمت آنفا). ولنفرض أن P_v^t هو السعر في سوق السلع المستعملة في بداية الفترة t لوحدة من السلع المعمرة عمرها v من الفترات.[٢٩] ولنفرض أن δ_v^0 هو معدل اهتلاك الفترة صفر لوحدة من السلعة المعمرة التي يبلغ عمرها v من الفترات في بداية الفترة صفر. ويمكن تعريف معدلات الاهتلاك هذه على نحو متكرر، بدءا من معدل اهتلاك الفترة صفر لوحدة جديدة تماما، δ_0^0، باستخدام أسعار الأصول بحسب العمر في الفترة صفر P_v^0، كالتالي:

$$1-\delta_0^0 = P_1^0 \big/ P^0 . \tag{23.15}$$

وبمجرد تعريف δ_0^0 بالمعادلة (23.15)، فإن معدل الاهتلاك عبر القطاعات في الفترة صفر لوحدة من السلعة المعمرة التي عمرها فترة واحدة في بداية الفترة صفر، δ_1^0، يمكن تعريفه بالمعادلة التالية:

$$(1-\delta_1^0)(1-\delta_0^0) = P_2^0 \big/ P^0 . \tag{23.16}$$

ويُلاحَظ أن P_2^0 هو سعر الأصل في بداية الفترة صفر لوحدة من السلعة المعمرة التي عمرها فترتين، والذي تتم مقارنته بسعر وحدة جديدة تماما من السلعة المعمرة، P^0 (والتي تساوي P_0^0 باستخدام إشارات السلعة بحسب عمرها).

٢٣-٤٦ ونظرا لأن معدلات الاهتلاك عبر القطاعات في الفترة صفر لوحدات من السلعة المعمرة التي عمرها $0, 1, 2, \ldots, v-1$ في بداية الفترة صفر، معرَّفة (وهي معدلات الاهتلاك $\delta_0^0, \delta_1^0, \delta_2^0, \ldots, \delta_{v-1}^0$)، عندئذ يمكن تعريف معدل الاهتلاك عبر القطاعات في الفترة صفر لوحدات من السلعة المعمرة التي عمرها v من الفترات في بداية الفترة صفر بالمعادلة التالية:

---

[٢٨] ويتمثل مصدر آخر للمعلومات يمكن استخدامه لتحديد معدلات الاهتلاك للسلعة المعمرة في سلسلة أسعار الإيجار أو التأجير للأصول بحسب عمرها التي يمكن أن تتوافر لبعض السلع الاستهلاكية. وفي الدراسات وثيقة الارتباط التي تتناول قياس رأس المال، أوضح Jorgenson (1989) و Hulten (1990, pp. 127–129; 1996, pp. 152–160) الإطار العام لمعاملة متسقة داخليا للخدمات والأرصدة الرأسمالية في مجموعة من الحسابات للأصول حسب بعمرها.

[٢٩] وباستخدام هذه الإشارات لأعمار الأصول، يمكن ملاحظة أن سعر العمر $v=0$ في بداية الفترة $t=0$، P_0^0، يكون مساويا لسعر وحدة جديدة من السلعة، P^0. وإذا كانت أسعار هذه الأصول المستعملة حسب عمرها تعتمد على مدى كثافة استخدام السلعة المعمرة في الفترات السابقة، سوف يكون من الضروري إجراء مزيد من التصنيف للسلعة المعمرة ليس فقط بحسب عمرها v، ولكن أيضا بحسب كثافة استخدامها. وفي هذه الحالة، ننظر إلى سلسلة أسعار الأصول القديمة، P_v^0، على أنها مناظرة لأسعار السوق السائدة للأعمار المختلفة للسلعة في بداية الفترة صفر بالنسبة للأصول التي استُخدمت بكثافات "متوسطة".

$$(1-\delta_v^0)\ldots(1-\delta_1^0)(1-\delta_0^0)=P_{v+1}^0/P^0 \qquad (23.17)$$

٢٣-٤٧ ويتعين أن يكون واضحا كيف يمكن تحويل سلسلة أسعار الأصول حسب عمرها في الفترة صفر P_v^0 إلى سلسلة معدلات اهتلاك حسب العمر في الفترة صفر. كذلك يتعين أن يكون واضحا إمكانية تكرار سلسلة المعادلات (23.15)-(23-17) باستخدام بيانات أسعار الأصول حسب العمر المتعلقة ببداية الفترة t، P_v^t، من أجل الحصول على سلسلة من معدلات الاهتلاك حسب العمر للفترة t، δ_v^t. وفي الدراسات الاقتصادية، عادة ما يُفترض أن تكون سلسلة معدلات الاهتلاك حسب العمر، δ_v^t، مستقلة عن الفترة t بحيث يكون:

$$\delta_v^t=\delta_v \qquad (23.18)$$ لكافة الفترات t وكافة الأعمار v

٢٣-٤٨ ويوضح ما ورد سابقا كيف يمكن لسلسلة أسعار السلع المعمرة القديمة أو المستعملة في نقطة زمنية ما أن تستخدم لتقدير معدلات الاهتلاك. ويرجع هذا النوع من المنهجية، مع تعديلات إضافية قليلة مع مراعاة الأعمار المختلفة للسحب من الخدمة، إلى كل من Beidelman (1973; 1976) و Hulten and Wykoff (1981a; 1981b; 1996).[٣٠]

٢٣-٤٩ وباسترجاع صيغة تكلفة الاستخدام لوحدة جديدة من السلعة المعمرة قيد الدراسة المعرَّفة بالمعادلة (23.1)، يمكن تطبيق نفس المنهج لتعريف سلسلة من تكاليف الاستخدام في الفترة صفر لكافة أعمار v السلعة المعمرة. ومن ثم، نفترض أن P_{v+1}^{1a} هو *السعر المتوقع في نهاية الفترة صفر* لوحدة من السلعة المعمرة عمرها v من الفترات في بداية الفترة صفر، بحيث يمثل r^0 تكلفة الفرصة البديلة لرأس المال للمستهلك. عندئذ، فإن *تكلفة الاستخدام* المخصومة حتى بداية الفترة صفر لوحدة من السلعة المعمرة التي عمرها v من الفترات في بداية الفترة صفر، u_v^0، تُعرَّف كالتالي:

$$u_v^0 \equiv P_v^0-P_{v+1}^{1a}/(1+r^0) \quad v=0,1,2,\ldots \qquad (23.19)$$

٢٣-٥٠ ومن الضروري الآن تحديد كيفية ارتباط أسعار الأصول القديمة المتوقعة في نهاية الفترة صفر P_v^{1a} مع نظيراتها أسعار الأصول القديمة في بداية الفترة صفر P_v^0. والافتراض الذي يتم عمله الآن هو أن كامل سلسلة أسعار الأصول القديمة في نهاية الفترة صفر تساوي السلسلة المقابلة لأسعار الأصول في

[٣٠] راجع أيضا دراسة Jorgenson (1996) للاطلاع على عرض للدراسات الاقتصادية العملية حول تقدير معدلات الاهتلاك.

بداية الفترة صفر مضروبة في عامل معدل تضخم متوقع عام في الفترة صفر $(1+i^0)$، حيث يمثل i^0 معدل تضخم أسعار الأصول (العام) المتوقع في الفترة صفر. وعليه، يُفتَرض أن:

$$P_v^{1a} = (1+i^0)P_v^0 \quad v = 0, 1, 2, \ldots \qquad (23.20)$$

وتؤدي الاستعاضة بالمعادلات (23.20) و(23.15)–(23.18) في المعادلة (23.19) إلى البداية التالية *لسلسلة تكاليف الاستخدام للأصول القديمة في الفترة صفر*:[٣١]

$$u_v^0 = (1-\delta_{v-1})(1-\delta_{v-2})\ldots(1-\delta_0)[(1+r^0)-(1+i^0)(1-\delta_v)]P^0/(1+r^0) \qquad (23.21)$$
$$= (1-\delta_{v-1})(1-\delta_{v-2})\ldots(1-\delta_0)[r^0 - i^0 + \delta_v(1+i^0)]P^0/(1+r^0) \quad v = 0, 1, 2, \ldots$$

٢٣–٥١ ويُلاحَظ أنه إذا كان $v=0$ ، فإن u_0^0 المعرَّفة بالمعادلة (23.21) تتفق مع صيغة تكلفة الاستخدام لشراء وحدة جديدة من السلعة المعمرة u^0 التي تم اشتقاقها آنفا في المعادلة (23.7).

٢٣–٥٢ ويتم التعبير عن سلسلة تكاليف الاستخدام للأصول القديمة u_v^0 المعرَّفة بالمعادلة (23.21) على أساس الأسعار المخصومة حتى بداية الفترة صفر. غير أنه كما تم في الفقرات من ٢٣–٢٢ إلى ٢٣–٣٣، من الممكن كذلك التعبير عن تكاليف الاستخدام على أساس الأسعار "المخصومة" حتى نهاية الفترة صفر. وبالتالي، تُعرَّف سلسلة تكلفة الاستخدام للأصول القديمة في نهاية الفترة صفر، p_v^0 ، كالتالي:

$$p_v^0 \equiv (1+r^0)u_v^0 = (1-\delta_{v-1})(1-\delta_{v-2})\ldots(1-\delta_0)[r^0 - i^0 + \delta_v(1+i^0)]P^0 \quad v = 0, 1, 2, \ldots \quad (23.22)$$

٢٣–٥٣ وإذا تم تعريف سعر الفائدة الحقيقي r^{0*} على أنه سعر الفائدة الاسمي r^0 مطروحا منه معدل تضخم أسعار الأصول i^0، وتم تجاهل الحدود الصغيرة $\delta_v i^0$ في المعادلة (23.22)، عندئذ تُختزل سلسلة تكاليف الاستخدام في نهاية الفترة، والمعرَّفة بالمعادلة (23.22)، إلى:

$$p_v^0 = (1-\delta_{v-1})(1-\delta_{v-2})\ldots(1-\delta_0)[r^{0*} + \delta_v]P^0 \quad v = 0, 1, 2, \ldots \qquad (23.23)$$

وبالتالي، إذا كان لدى خبير إحصاءات الأسعار تقديرات لمعدلات الاهتلاك حسب العمر δ_v وسعر الفائدة الحقيقي r^{0*} ، وكان قادرا على جمع عينة من الأسعار لوحدات جديدة من السلعة المعمرة P^0، عندئذ يمكن حساب سلسلة تكاليف الاستخدام للأصول القديمة المعرفة بالمعادلة (23.23). ولاستكمال النموذج، يتعين على خبير إحصاءات الأسعار جمع معلومات عن الأرصدة لدى قطاع الأسر المعيشية من كافة السلع المعمرة حسب سنة الصنع. عندئذ يمكن تطبيق نظرية الرقم القياسي الطبيعي على قيم p وQ هذه، على أن تمثل مجموعة p تكاليف الاستخدام للأصول القديمة ومجموعة Q أرصدة الأصول القديمة المرتبطة بكل فترة.

---

[٣١] في حالة $v=0$ ، يُعرَّف $\delta_{-1} \equiv 1$؛ أي أن الحدود أمام الأقواس المربعة في الجانب الأيمن من المعادلة (23.21) تُحدد بحيث تساوي ١.

وللاطلاع على بعض الأمثلة العملية لهذه المنهجية في ظل افتراضات مختلفة بشأن معدلات الاهتلاك وحساب معدلات تضخم أسعار الأصول المتوقعة، راجع Diewert and Lawrence (2000) و Diewert (2003c).[٣٢]

٢٣-٥٤ وفي الأقسام الفرعية الثلاثة التالية، يتم إضفاء الخصوصية على المنهجية العامة الموصوفة أعلاه من خلال عمل افتراضات إضافية بشأن شكل معدلات اهتلاك الأصول القديمة δ_v.

الاهتلاك الهندسي أو الاهتلاك بطريقة الرصيد المتناقص

٢٣-٥٥ يُعزى أسلوب حساب *الاهتلاك بطريقة الرصيد المتناقص* إلى دراسة Matheson (1910, p. 55) على الأقل.[٣٣] وباستخدام الجبر الوارد في القسم الفرعي السابق، فإن الطريقة بسيطة جدا: إذ يُفترض أن كافة معدلات اهتلاك الأصول القديمة عبر القطاعات δ_v^0 المعرَّفة بالمعادلات (23.15)-(23.17) مساوية لنفس المعدل δ، بحيث يمثل δ عددا موجبا يقل عن واحد؛ أي أنه بالنسبة لكافة الفترات الزمنية t وكافة أعمار الأصول v، يُفترض أن:

$$\delta_v^t = \delta \qquad v = 0,1,2,... \tag{23.24}$$

وتؤدي الاستعاضة بالمعادلة (23.24) في المعادلة (23.22) إلى الصيغة التالية لسلسلة *تكاليف الاستخدام للأصول القديمة في الفترة صفر*:

$$\begin{aligned} p_v^0 &= (1-\delta)^v[(1+r^0)-(1+i^0)(1-\delta)]P^0 \qquad v=0,1,2,\ldots \\ &= (1-\delta)^v p_0^0 \end{aligned} \tag{23.25}$$

٢٣-٥٦ وتشير المجموعة الثانية من المعادلات في (23.25) إلى *أن كافة تكاليف الاستخدام للأصول القديمة متناسبة مع تكلفة الاستخدام لأصل جديد*. وتعني هذه التناسبية أنه ليس ضروريا استخدام صيغة للرقم القياسي لتجميع الأصول القديمة لتكوين إجمالي للخدمات المعمرة. ولرؤية ذلك، من المفيد حساب إجمالي قيمة الخدمات التي تقدمها كافة الأصول القديمة من السلعة الاستهلاكية المعمرة في بداية الفترة صفر. ولنفرض أن q^{-v} تمثل كمية السلعة المعمرة التي قام قطاع الأسر المعيشية بشرائها منذ v من الفترات بالنسبة إلى

---

[٣٢] يمكن الاطلاع على أمثلة ومناقشات إضافية في الدليلين الصادرين حديثا عن منظمة التعاون والتنمية في الميدان الاقتصادي (OECD) حول قياس الإنتاجية وقياس رأس المال؛ راجع OECD (2001a; 2001b).

[٣٣] من الممكن تقديم حجج مؤيدة لعزو الطريقة إلى Walras (1954, pp. 268–269)، ولكنه لم يعرض كافة التفاصيل. وقد استخدم Matheson (1910, P. 91) مصطلح "القيمة المتناقصة Diminishing Value" لوصف الطريقة. واستخدم Hotelling (1925, p. 350) مصطلح طريقة الرصيد المُخفِض "The Reducing Balance Method"، في حين استخدم Canning (1929, p. 276) مصطلح "صيغة الرصيد المتناقص The Declining Balance Formula".

$v = 1, 2, \ldots$ وأن q^0 هي المشتريات الجديدة من السلعة المعمرة خلال الفترة صفر. وسوف يكون السعر في بداية الفترة صفر لهذه الأصول القديمة ذات العمر v هو p_v^0، المعرَّف بالمعادلة (23.25) آنفا. وعليه، فإن إجمالي خدمات كافة الأصول القديمة من السلعة، بما في ذلك تلك التي تم شراؤها في الفترة صفر، سوف يتخذ القيمة التالية، S^0:

$$\begin{aligned} S^0 &= p_0^0 q^0 + p_1^0 q^{-1} + p_2^0 q^{-2} + \ldots \\ &= p_0^0 q^0 + (1-\delta) p_0^0 q^{-1} + (1-\delta)^2 p_0^0 q^{-2} + \ldots \end{aligned}$$

باستخدام المعادلة (23.25)

$$\begin{aligned} &= p_0^0 [q^0 + (1-\delta) q^{-1} + (1-\delta)^2 q^{-2} + \ldots] \\ &= p_0^0 Q^0 \end{aligned} \qquad (23.26)$$

حيث يتم تعريف إجمالي الكمية (المعدلة بالنوعية) في الفترة صفر من الخدمات المعمرة المستهلَكة في الفترة صفر، Q^0، كالتالي:

$$Q^0 \equiv q^0 + (1-\delta) q^{-1} + (1-\delta)^2 q^{-2} + \ldots \qquad (23.27)$$

٢٣-٥٧ وعليه، فإن *إجمالي كمية الخدمات في الفترة صفر* Q^0 يكون مساويا للمشتريات الجديدة من السلعة المعمرة في الفترة صفر، q^0، زائد واحد ناقص معدل الاهتلاك δ مضروبا في مشتريات السلعة المعمرة في الفترة السابقة، q^{-1}، زائد مربع واحد ناقص معدل الاهتلاك مضروبا في مشتريات السلعة المعمرة منذ فترتين، q^{-2}، وهكذا. ويعد سعر الخدمة الذي يمكن تطبيقه على إجمالي الكميات هذا هو $p_0{}^0$، وسعر الإيجار المحتسب أو تكلفة الاستخدام لوحدة جديدة من السلعة المعمرة المشتراة في الفترة صفر.

٢٣-٥٨ وإذا كان معدل الاهتلاك δ ومشتريات السلعة المعمرة في الفترات السابقة معلومة، عندئذ يمكن بسهولة حساب إجمالي كمية الخدمة Q^0 باستخدام المعادلة (23.27). وعندئذ، باستخدام المعادلة (23.26)، يمكن ملاحظة أن قيمة خدمات السلعة المعمرة (لكافة الأصول القديمة)، S^t، تُحلل إلى حد الأسعار $p_0{}^0$ مضروبا في حد الكميات Q^0. ومن ثم، ليس ضروريا أن نستخدم صيغة للرقم القياسي لتجميع أعمار الأصول القديمة باستخدام هذا النموذج للاهتلاك.

الاهتلاك بطريقة الخط المستقيم

٢٣-٥٩ يعد النموذج الآخر الشائع جدا للاهتلاك هو *نموذج الخط المستقيم*.[٣٤] وفي هذا النموذج، يتحدد عمر أرجح للسلعة المعمرة نوعا ما، لنقل الفترات L مثلا، بحيث إنه بعد استخدامها لعدد L من الفترات، يتم تكهين السلعة المعمرة. وفي نموذج الاهتلاك بطريقة الخط المستقيم، يُفترَض أن أسعار الأصول القديمة عبر القطاعات في الفترة صفر P_v^0 تتبع النمط التالي من التدهور الخطي نسبةً إلى السعر في الفترة صفر لأصل جديد P^0:

$$\frac{P_v^0}{P^0} = \frac{L-v}{L} \quad \text{for } v = 0, 1, 2, \ldots, L-1 \qquad (23.28)$$

وفي حالة $v = L$، و $L+1, \ldots$، يُفترَض أن $P_v^0 = 0$. والآن بالاستعاضة بالمعادلتين (23.20) و(23.28) في صيغة تكلفة الاستخدام في بداية الفترة (23.19) للحصول على السلسلة التالية من *تكاليف الاستخدام للأصول القديمة في الفترة صفر* للسلعة المعمرة:

$$\begin{aligned} u_v^0 &= P_v^0 - (1+i^0)P_{v+1}^0/(1+r^0) \quad \text{for } v = 0, 1, 2, \ldots, L\text{-}1 \\ &= \frac{(L-v)P^0}{L} - \frac{(1+i^0)(L-v-1)P^0}{(1+r^0)L} \\ &= \frac{P^0}{1+r^{0*}}\left[\frac{(L-v)r^{0*}}{L} + \frac{1}{L}\right] \end{aligned} \qquad (23.29)$$

حيث يتم تعريف *سعر الفائدة الحقيقي الخاص بالأصل للفترة صفر*، r^{0*}، من خلال

$$1 + r^{0*} \equiv \frac{1+r^0}{1+i^0} \qquad (23.30)$$

٢٣-٦٠ وتبلغ تكاليف الاستخدام لوحدات السلعة المعمرة التي يزيد عمرها عن L من الفترات صفرا؛ أي أن $u_v^0 \equiv 0$ بالنسبة إلى $v \geq L$. وبالنظر إلى الحدود في الأقواس المربعة على الجانب الأيمن من المعادلة (23.29)، يمكن ملاحظة أن الحد الأول هو تكلفة الفرصة البديلة بالفائدة الحقيقية لاقتناء واستخدام وحدة من السلعة المعمرة يبلغ عمرها v من الفترات (وتنخفض تكلفة الفائدة المحتسبة هذه كلما زاد عمر السلعة المعمرة)، ويتمثل الحد الثاني في حد اهتلاك مساوٍ للمعدل الثابت $1/L$.

---

[٣٤] يرجع نموذج الاهتلاك هذا إلى أواخر القرن التاسع عشر؛ راجع Matheson (1910, p. 55)، و Garcke and Fells (1893, p. 98)، أو Canning (1929, pp. 265-266).

٢٣-٦١ وفي هذا النموذج للاهتلاك، من الضروري تتبع مشتريات الأسر المعيشية من السلعة المعمرة لعدد L من الفترات وترجيح كمية الأصول القديمة q^{-v} كل على حدة من هذه المشتريات بواسطة تكلفة الاستخدام للأصول القديمة المقابلة u_v^0، والمعرَّفة بالمعادلة (23.29)، أو يمكن استعمال تكاليف الاستخدام للأصول القديمة في نهاية الفترة p_v^0 والمعرفَّة على أنها $(1+r^0)u_v^0$.[٣٥]

الاهتلاك الكلي "One hoss shay" أو من نوع المصباح الكهربائي

٢٣-٦٢ ويعد النموذج الأخير للاهتلاك شائع الاستخدام هو نموذج الاهتلاك من نوع "المصباح الكهربائي" أو "*الاهتلاك الكلي*".[٣٦] وفي هذا النموذج، تقدم السلعة المعمرة نفس الخدمات بغض النظر عن عمر السلعة: فالكرسي يظل كرسيا بغض النظر عن عمره (إلى أن ينكسر إلى أجزاء ويتم تكهينه). وعليه، يستلزم هذا النموذج أيضا تقديرا لأقصى عمر محتمل L للسلعة الاستهلاكية المعمرة.[٣٧]

وفي نموذج الاهتلاك "الكلي"، يُفترض أن سلسلة تكاليف الاستخدام للأصول القديمة في بداية الفترة، والمعرفَّة بالسطر الأول من المعادلة (23.29)، *ثابتة* لكافة الأصول القديمة الأقل عمرا من عمر الأصل L؛ أي أنه يتم افتراض أن:

$$\begin{aligned} u^0 = u_v^0 &= P_v^0 - (1+i^0)P_{v+1}^0/(1+r^0) \quad \text{for } v = 0,1,2,\ldots,L-1 \\ &= P_v^0 - \gamma P_{v+1}^0 \end{aligned} \tag{23.31}$$

حيث يتم تعريف عامل الخصم γ كالتالي

$$\gamma \equiv \frac{1+i^0}{1+r^0} = \frac{1}{1+r^{0*}} \tag{23.32}$$

---

[٣٥] يمكن الاطلاع في دراسة Diewert (2003b) على مثال عملي يستخدم هذا النموذج للاهتلاك.

[٣٦] يرجع هذا النموذج إلى Böhm-Bawerk (1891, p. 342). وللاطلاع على شرح أكثر شمولا، راجع Hulten (1990, p. 124) أو Diewert (2003b).

[٣٧] من الممكن تخفيف افتراض عمر واحد L لسلعة معمرة باستخدام المنهجية التي يمكن عزوها إلى Charles R. Hulten:

> حتى الآن اتخذنا تاريخ السحب من الخدمة T ليكون متماثلا بالنسبة لكافة الأصول في مجموعة ما (cohort) (أي كافة الأصول الموجودة في سنة ما). غير أنه لا يوجد سبب ليكون ذلك حقيقيا، ويتم توسيع النظرية بسهولة لتسمح بتواريخ توقف عن الاستعمال مختلفة. فيمكن تقسيم مجموعة معينة إلى مكونات أو مجموعات فرعية (sub-cohorts)، وفقا لتاريخ التوقف عن الاستعمال وإسناد T مستقل لكل منها. عندئذ يمكن تمييز كل مجموعة فرعية على حدة بسلسلة الكفاءة الخاصة بها، والتي تعتمد من بين أمور أخرى على العمر المفيد للمجموعة الفرعية T_i (Hulten (1990, p. 125)).

وتم تعريف سعر الفائدة الحقيقي المتعلق بالأصول r^{0*} في المعادلة (23.30). والآن يمكن استخدام المعادلة الثانية في (23.31) للتعبير عن سعر الأصل القديم، v ، P_v^0 على أساس تكلفة الاستخدام العادية u^0 وسعر الأصل القديم $v+1$ ، P_{v+1}^0 ، بحيث يكون:

$$P_v^0 = u^0 + \gamma P_{v+1}^0 \qquad (23.33)$$

٦٣-٢٣ والآن نبدأ باستخدام المعادلة (23.33) حيث $v=0$ ، ثم نقوم بإبدال P_1^0 باستخدام المعادلة (23.33) بحيث تكون $v=1$ ، ثم نقوم بإبدال P_2^0 باستخدام المعادلة (23.33) حيث $v=2$ وهكذا. وأخيرا، تنتهي العملية بعد L من عمليات الإحلال، وذلك عند الوصول إلى P_L^0 ، وبالطبع، عندما يساوي P_L^0 صفرا. ويتم الحصول على المعادلة التالية:

$$\begin{aligned} P^0 &= u^0 + \gamma u^0 + \gamma^2 u^0 + \ldots + \gamma^{L-1} u^0 \\ &= u^0[1 + \gamma + \gamma^2 + \ldots + \gamma^{L-1}] \\ &= u^0\left[\frac{1}{1-\gamma} - \frac{\gamma^L}{1-\gamma}\right] \\ &= u^0\left[\frac{1-\gamma^L}{1-\gamma}\right] \end{aligned} \qquad \gamma < 1 \text{ شريطة أن يكون} \qquad (23.34)$$

٦٤-٢٣ والآن نستخدم المعادلة الأخيرة في (23.34) لأجل التعويض عن تكلفة الاستخدام الثابتة (في بداية الفترة) للأصول القديمة لهذا النموذج، u^0، على أساس سعر الفترة صفر لوحدة جديدة من السلعة المعمرة، P^0 ، وعامل الخصم γ المعرَّف بالمعادلة (23.32).

$$u^0 = \left[\frac{1-\gamma}{1-\gamma^L}\right] P^0. \qquad (23.35)$$

٦٥-٢٣ وتكون *تكلفة الاستخدام في نهاية الفترة صفر*، p^0 ، كالعادة، مساوية لتكلفة الاستخدام في بداية الفترة صفر، u^0، مضروبة في عامل سعر الفائدة الاسمي:

$$p^0 \equiv (1 + r^0)u^0 \qquad (23.36)$$

٦٦-٢٣ وسوف تتخذ *الخدمات الإجمالية لكافة الأصول القديمة* من السلعة، بما في ذلك تلك المشتراة في الفترة صفر، القيمة التالية، S^0:

$$S^0 = p_0^0 q^0 + p_1^0 q^{-1} + p_2^0 q^{-2} + \ldots$$
$$= p^0[q^0 + q^{-1} + q^{-2} + \ldots + q^{-(L-1)}]$$
$$= p^0 Q^0 \qquad (23.37)$$

حيث يتم تعريف *إجمالي الكمية (المعدلة بالنوعية) في الفترة صفر من الخدمات المعمرة المستهلَكة* في الفترة صفر، Q^0، كالتالي بالنسبة لهذا النموذج للاهتلاك "الكلي" :

$$Q^0 \equiv q^0 + q^{-1} + q^{-2} + \ldots + q^{-(L-1)} \qquad (23.38)$$

٢٣-٦٧ وعليه، في نموذج الاهتلاك هذا، فإن إجمالي كمية الأصول القديمة هو مجموع مشتريات الأسر المعيشية خلال الفترات L الماضية. وعلى غرار نموذج الاهتلاك الهندسي، فإن نموذج "الاهتلاك الكلي" لا يتطلب تجميع الرقم القياسي للأصول القديمة: فهناك سعر خدمة ثابت $\bar{p}^0$، وتعد الكمية المرتبطة في الفترة صفر Q^0 هي مجموع مرجح للمشتريات الماضية في حالة النموذج الهندسي ومجموع بسيط لمشتريات الفترات L الماضية في حالة نموذج الاهتلاك من نوع المصباح الكهربائي (Light bulb model).[٣٨]

٢٣-٦٨ والسؤال المطروح هو: كيف يمكن التمييز عمليا بين النماذج المختلفة للاهتلاك؟ من حيث المبدأ، يمكن استخدام معلومات عن أسعار السلع المعمرة المستعملة لأجل تحديد نموذج الاهتلاك الأنسب للحقائق العملية. وفي الواقع العملي، من الصعوبة بمكان القيام بذلك، وعليه قد تتخذ الوكالات الإحصائية المختلفة افتراضات متباينة بشأن النمط "الصحيح" للاهتلاك (والذي يولد نمطا "صحيحا" من تكاليف الاستخدام للأصول القديمة)، وذلك استنادا إلى المعلومات المتاحة لديها.

السلع المعمرة الفريدة من نوعها ومنهج تكلفة الاستخدام

٢٣-٦٩ في الأقسام السابقة، تم افتراض أن الوحدة المنتَجة حديثا من السلعة المعمرة ظلت كما هي من فترة إلى أخرى. وهذا يعني أن شتى الأصول القديمة من السلعة المعمرة تتكرر من فترة إلى أخرى. وعليه، يمكن مقارنة نوع قديم معين من السلعة في الفترة الجارية بذات النوع القديم في الفترة التالية. وبصفة خاصة، يرجى النظر إلى تكلفة الاستخدام في الفترة صفر لوحدة جديدة من سلعة معمرة، p_0^0، والمعرفة بالمعادلة (23.8). وللتيسير، يتم تكرار هذه الصيغة هنا:

$$p_0^0 = [(1 + r^0) - (1 + i^0)(1 - \delta_0)]P^0 = [r^0 - i^0 + \delta_0(1 + i^0)]P^0 \qquad (23.39)$$

[٣٨] وعليه، فإن المعادلة (23.38) هي إجمالي الكمية المناظر للمعادلة (23.27).

٢٣-٧٠ ويُذكَر أن P^0 هو سعر الشراء في بداية الفترة صفر للسلعة المعمرة، و r^0 هو تكلفة الفرصة البديلة الاسمية لرأس المال التي تواجه الأسرة المعيشية في الفترة صفر، و i^0 هو معدل التضخم المتوقع في الفترة صفر للسلعة المعمرة، و δ_0 هو معدل الاهتلاك لفترة واحدة بالنسبة لوحدة جديدة من السلعة المعمرة. وفي الأقسام السابقة، تم افتراض أن تكلفة الاستخدام في الفترة صفر p_0^0 لوحدة جديدة من السلعة المعمرة يمكن مقارنتها مع تكلفة الاستخدام في الفترة ١ المقابلة p_0^1 بالنسبة لوحدة جديدة من السلعة المعمرة المشتراة في الفترة ١. ويمكن تعريف تكلفة الاستخدام في الفترة ١ هذه كالتالي:

$$p_0^1 = \left[(1+r^1)-(1+i^1)(1-\delta_0)\right]P^1 = \left[r^1 - i^1 + \delta_0(1+i^1)\right]P^1 \qquad (23.40)$$

٢٣-٧١ إلا أن العديد من السلع المعمرة يتم إنتاجه *كطُرز فريدة من نوعها*. فعلى سبيل المثال، قد يتسم مسكن جديد بالعديد من المزايا الخاصة بهذا المسكن تحديدا. ومن غير المرجح أن يتم بناء نسخة مطابقة له في الفترة التالية. وعليه، إذا تم إنشاء تكلفة الاستخدام للمسكن في الفترة صفر باستخدام الصيغة (23.39)، حيث يلعب سعر المسكن الجديد P^0 دورا رئيسيا، عندئذ نظرا لأنه لن يكون هناك بالضرورة سعر مسكن جديد قابل للمقارنة لنفس نوع الوحدة في الفترة ١، لن يكون ممكنا إنشاء تكلفة الاستخدام في الفترة ١ لمسكن من نفس النوع، p_0^1 المعرَّف في المعادلة (23.40)، ذلك لأن سعر المسكن الجديد المشابه P^1 لن يكون متوافرا.

٢٣-٧٢ وبالرجوع إلى الإشارات التي تم تقديمها في الفقرات من ٢٣-٤٣ إلى ٢٣-٥٤ أعلاه، حيث دل P_v^t على السعر في سوق السلع المستعملة في بداية الفترة t لوحدة من السلعة المعمرة التي يبلغ عمرها v من الفترات. ويُعرَّف δ_v على أنه معدل الاهتلاك لوحدة من السلعة المعمرة التي يبلغ عمرها v من الفترات في بداية الفترة قيد الدراسة. وباستخدام هذه الإشارات، يمكن تعريف تكلفة الاستخدام للمسكن (والذي يبلغ عمره الآن فترة واحدة) للفترة ١، p_1^1، كالتالي:

$$p_1^1 \equiv (1+r^1)P_1^1 - (1+i^1)(1-\delta_1)P_1^1 \qquad (23.41)$$

حيث يمثل P_1^1 السعر في بداية الفترة ١ للمسكن الذي يبلغ عمره الآن فترة واحدة، و r^1 هو تكلفة الفرصة البديلة الاسمية لرأس المال التي تواجه الأسرة المعيشية في الفترة ١، و i^1 هو معدل التضخم المتوقع في الفترة ١ للسلعة المعمرة و δ_1 هو معدل الاهتلاك لفترة واحدة لمسكن عمره فترة واحدة. وبالنسبة لسلعة معمرة فريدة من نوعها، لا يوجد سعر في بداية الفترة ١ لوحدة جديدة من السلعة المعمرة، P^1، ولكن من الطبيعي أن يُحتَسب هذا السعر على أنه السعر السوقي الذي يمكن ملاحظته للسلعة المستعملة، P_1^1، مقسوما على واحد ناقص معدل اهتلاك الفترة صفر، δ_0؛ أي يُعرَّف السعر المحتسب في الفترة ١ لوحدة جديدة من السلعة المعمرة الفريدة من نوعها كالتالي:

$$P^1 \equiv \frac{P_1^1}{(1-\delta_0)} \qquad (23.42)$$

٢٣-٧٣ وإذا تم حل المعادلة (23.42) للسعر P_1^1 وتمت الاستعاضة بالحل في تكلفة الاستخدام المعرَّفة بالمعادلة (23.41)، عندئذ يتم الحصول على المعادلة التالية للسعر p_1^1، وهو *تكلفة الاستخدام في الفترة ١ لسلعة استهلاكية معمرة فريدة من نوعها عمرها فترة واحدة*:

$$p_1^1 \equiv (1-\delta_0)[(1+r^1)-(1+i^1)(1-\delta_1)]P^1 \qquad (23.43)$$

٢٣-٧٤ وإذا افتُرض كذلك أن السلعة الاستهلاكية المعمرة الفريدة من نوعها تتبع النموذج الهندسي للاهتلاك، عندئذ

$$\delta = \delta_0 = \delta_1 \qquad (23.44)$$

وتؤدي الاستعاضة بالمعادلة (23.44) في المعادلتين (23.43) و(23.40) إلى العلاقة التالية بين *التكلفة الإيجارية المحتسبة في الفترة ١ لوحدة جديدة من السلعة المعمرة الاستهلاكية*، p_0^1، *وتكلفة الاستخدام في الفترة ١ لسلعة استهلاكية معمرة عمرها فترة واحدة*، p_1^1:

$$p_1^0 = \frac{p_1^1}{(1-\delta)} \qquad (23.45)$$

٢٣-٧٥ وعليه، فحتى يتسنى الحصول على سعر إيجاري محتسب للسلعة الاستهلاكية المعمرة الفريدة من نوعها للفترة ١، p_0^1، يكون قابلا للمقارنة مع السعر الإيجاري في الفترة صفر لوحدة جديدة من السلعة الاستهلاكية المعمرة، p_0^0، من الضروري إجراء تعديل مقابل التغير في النوعية لسعر الإيجار في الفترة ١ للسلعة المعمرة التي عمرها فترة واحدة، p_1^1، بقسمة هذا السعر الأخير على واحد ناقص معدل الاهتلاك الهندسي لفترة واحدة، δ. ولهذه الملاحظة دلالات ضمنية لتعديل الإيجارات السوقية الملحوظة للمساكن مقابل التغير في النوعية. فبدون هذا النوع من التعديل مقابل التغير في النوعية، سوف تتسم الإيجارات الملحوظة للوحدات السكنية بتحيز بالنقص، نظرا لأن الإيجارات الملحوظة لا يتم تعديلها مقابل الانخفاض التدريجي في نوعية الوحدة كنتيجة لاهتلاك الوحدة.[٣٩]

---

[٣٩] ثمة استثناء لهذه الملاحظة العامة: إذا كان اهتلاك السكن من نوع "الاهتلاك الكلي"، لا تكون هناك حاجة لإجراء تعديل في الإيجارات الملحوظة لنفس الوحدة عبر الزمن مقابل التغير في النوعية. إلا أن الاهتلاك الكلي غير مرجح عمليا في سوق السكن نظرا لأن المستأجرين عموما ما يكونون مستعدين لدفع علاوة إيجار لوحدة جديدة مقابل وحدة قديمة من نفس النوع. وللاطلاع على دليل عملي على العلاوة المرتبطة بالعمر هذه، راجع Malpezzi, Ozanne and Thibodeau (1987)، و Hoffmann and Kurz (2002, p. 19).

٢٣-٧٦ ويُلاحَظ أنه من أجل الحصول على سعر شراء محتسب للسلعة الاستهلاكية الفريدة من نوعها للفترة ١، $\bar{P}^1$، يكون قابلا للمقارنة مع سعر الشراء في الفترة صفر لوحدة جديدة من السلعة الاستهلاكية المعمرة، P^0، من الضروري إجراء تعديل مقابل التغير في النوعية لسعر الأصل المستعمل في الفترة ١ للسلعة المعمرة التي عمرها فترة واحدة، P_1^1، وذلك بقسمة هذا السعر الأخير على واحد ناقص معدل اهتلاك الفترة صفر، δ_0؛ راجع المعادلة (23.42) أعلاه.[٤٠]

٢٣-٧٧ ويُختَتم هذا القسم ببعض الملاحظات بشأن صعوبات القياس الاقتصادي التي تحدث عند محاولة تحديد معدلات الاهتلاك تجريبيا للأصول الفريدة من نوعها. راجع مرة أخرى المعادلة (23.42)، والتي تسمح بالتعبير عن السعر السوقي الممكن ملاحظته لأصل فريد من نوعه في بداية الفترة ١، P_1^1، على أنه يساوي $(1-\delta_0)P^1$، حيث يمثل P^1 سعر افتراضي في الفترة ١ لوحدة جديدة من الأصل الفريد من نوعه. وإذا افتُرض أن هذا السعر الافتراضي للسلعة الجديدة في الفترة ١ يساوي عامل معدل التضخم من الفترة صفر إلى ١ $(1+i^0)$ مضروبا في سعر الأصل في الفترة صفر الملحوظ P^0، عندئذ يتم الحصول على العلاقة التالية بين السعرين الملحوظين للأصل:

$$P_1^1 = (1-\delta_0)(1+i^0)P^0 \qquad (23.46)$$

وبالتالي، فإن سعر الأصل المستعمل في الفترة ١ الممكن ملاحظته P_1^1 يساوي سعر الأصل الجديد في الفترة صفر P^0 مضروبا في حاصل ضرب عاملين: $(1-\delta_0)$، عامل تعديل مقابل التغير في النوعية مع مراعاة آثار التقدم في العمر على الأصل الفريد من نوعه؛ و$(1+i^0)$، وهو عامل تغير الأسعار المحضة من فترة لأخرى مع الحفاظ على ثبات النوعية. وتتمثل مشكلة الأصول الفريدة من نوعها في أن المعلومات عبر القطاعات عن أسعار الأصول المستعملة في أي نقطة من الزمن لن تظل متوفرة حتى يمكن تحديد الآثار المنفصلة لهذين العاملين. وعليه، هناك مشكلة تحديد أساسية في الأصول الفريدة من نوعها؛ فبدون معلومات أو افتراضات إضافية، سيكون من المستحيل التمييز بين الآثار المنفصلة لتدهور الأصول وتضخم أسعار

[٤٠] هذا النوع من التعديل في أسعار الأصول مقابل التغير في النوعية بالنسبة للسلع الاستهلاكية المعمرة الفريدة من نوعها سوف يكون ضروريا دائما؛ أي أنه لا يوجد استثناء لهذه القاعدة، كما كان الوضع بالنسبة للاهتلاك الكلي في سياق تعديل الأسعار الإيجارية مقابل التغير في النوعية.

الأصول.[٤١] وفي الواقع العملي، يتم حل مشكلة التحديد هذه بعمل افتراضات عشوائية نوعا ما بشأن شكل الاهتلاك الذي يُتوقع أن يعتري الأصل.[٤٢]

٢٣-٧٨ ويعد السكن هو المثال الرئيسي لأصل فريد من نوعه. غير أنه، إلى جانب المشكلات الموضحة في هذا القسم، هناك مشكلات كبيرة أخرى مرتبطة بهذا النوع المعين من الأصل الفريد من نوعه. وتتم مناقشة هذه المشكلات في الأقسام التالية.

تكلفة الاستخدام للمساكن التي يسكنها مالكوها

٢٣-٧٩ تعد المساكن التي يسكنها مالكوها مثالا نموذجيا لسلعة استهلاكية فريدة من نوعها، وعليه فإن الدراسات الخاصة بتعديل أسعار الأرصدة والأسعار الإيجارية مقابل التغير في النوعية والتي تم تطويرها في القسم السابق تنطبق على هذه السلعة. ومع ذلك، فإن المساكن التي يسكنها مالكوها تعد كذلك مثالا لسلعة مركبة؛ أي يتم الجمع بين سلعتين مختلفتين ويتم بيعهما أو (إيجارهما) بسعر واحد. والسلعتان المختلفتان هما:

- الإنشاءات؛
- والأرض التي تقع عليها الإنشاءات.

٢٣-٨٠ ولأجل صنع نموذج لهذا الوضع، ننظر في وحدة سكنية معينة تم بناؤها حديثا وشراؤها في بداية الفترة صفر. ولنفرض أن سعر الشراء هو V^0، فإنه يمكن النظر إلى هذه القيمة كمجموع تكلفة إقامة الإنشاءات، أي $P_S^0 Q_S^0$، حيث يمثل Q_S^0 مساحة الطابق بالمتر المربع في المبنى، و P_S^0 سعر البناء لكل متر مربع في بداية الفترة صفر، وتكلفة الأرض، لنقل $P_L^0 Q_L^0$ مثلا، حيث يمثل Q_L^0 المساحة بالمتر المربع للأرض التي تقع عليها الإنشاءات والأرض المتصلة بها، و P_L^0 هو سعر الأرض لكل متر مربع في بداية الفترة صفر.[٤٣] وعليه، ففي بداية الفترة صفر، يتم تعريف *قيمة الوحدة السكنية*، V^0، كالتالي:

---

[٤١] أشار Martin J. Bailey, Richard F. Muth and Hugh O. Nourse (1963, p. 936) إلى حالات خاصة من مشكلة التحديد الأساسية هذه في سياق شتى نماذج الاقتصاد القياسي للسكن: "البعض الأغراض قد يريد المرء تعديل مؤشر الأسعار مقابل الاهتلاك. غير أنه لسوء الحظ، لا يمكن بسهولة تقدير تعديل الاهتلاك إلى جانب مؤشر الأسعار باستخدام طريقتنا للانحدار .... وعليه، عند تطبيق طريقتنا سوف تكون هناك حاجة لمعلومات إضافية لتعديل مؤشر الأسعار مقابل الاهتلاك".

[٤٢] على سبيل المثال، إذا كان الأصل الفريد من نوعه لوحة رسمها فنان، عندئذ يمكن أن نفترض أن معدل الاهتلاك قريبا من الصفر. وكمثال آخر، يمكن إبداء تخمين معقول للعمر المحتمل L للأصل الفريد من نوعه، وعندئذ يمكن تطبيق نماذج الاهتلاك الكلي أو من نوع الخط المستقيم. وكبديل عن ذلك، يمكن تحويل العمر L إلى معدل اهتلاك هندسي معادل δ باستخدام قاعدة التحويل $\delta = n/L$، حيث يمثل n عددا بين ١ و٢.

[٤٣] إذا كانت الوحدة السكنية جزءا من مبنى متعدد الوحدات، فإن الأرض المتصلة بها ستكون هي النصيب المتناسب من مجموع مساحة الأرض.

$$V^0 = P_S^0 Q_S^0 + P_L^0 Q_L^0 \qquad (23.47)$$

٨١-٢٣ ولنفرض أن السعر المتوقع لوحدة بمبنى جديد في بداية الفترة ١ هو P_S^{1a} وأن السعر المتوقع لوحدة من الأرض في بداية الفترة ١ هو P_L^{1a} . وتُعرَّف معدلات التضخم المتوقعة في الفترة صفر للإنشاءات الجديدة والأرض، i_S^0 و i_L^0، على الترتيب، كما يلي:

$$1 + i_S^0 \equiv \frac{P_S^{1a}}{P_S^0} \qquad (23.48)$$

$$1 + i_L^0 \equiv \frac{P_L^{1a}}{P_L^0} \qquad (23.49)$$

٨٢-٢٣ وبافتراض أن δ_0 هو معدل اهتلاك المبنى في الفترة صفر، عندئذ فإن القيمة المتوقعة في بداية الفترة ١ للمبنى والأرض المتصلة به تساوي:

$$V^{1a} = P_S^{1a}(1-\delta_0)Q_S^0 + P_L^{1a}Q_L^0 \qquad (23.50)$$

ويُلاحظ وجود حد الاهتلاك $(1-\delta_0)$ على الجانب الأيمن من المعادلة (23.50). فهل يتعين لهذا الحد أن يكون مرتبطا بالسعر المتوقع في بداية الفترة ١ لوحدة جديدة من المبنى P_S^{1a} أو بحد الكمية للمبنى $Q_S^{\bar{0}}$ ؟ وعلى أساس المبدأ القائل بأنه تجب مقارنة الشيء بمثيله في حالة الأسعار، يبدو من الأفضل الربط بين $(1-\delta_0)$ وحد الكمية Q_S^0. ويتسق ذلك مع أسلوب التعامل مع الأصول الفريدة من نوعها الذي تم اقتراحه في القسم السابق؛ أي أنه يتعين تعديل الكمية الأولية من الإنشاءات Q_S^0 إلى أدنى مقابل التغير في النوعية، وذلك إلى نحو $(1-\delta_0)\ Q_S^0$ في بداية الفترة ١.

٨٣-٢٣ والآن يتم حساب التكلفة (شاملة تكلفة الفرص البديلة المحتسبة لرأس المال r^0) لشراء الوحدة السكنية في بداية الفترة صفر وبيعها (افتراضيا) في نهاية الفترة صفر. ويتم الحصول على *تكلفة الاستخدام أو التكلفة الإيجارية المحتسبة* R^0 في نهاية الفترة صفر التالية للوحدة السكنية باستخدام المعادلات (23.47)-(23.50):

$$\begin{aligned} R^0 &\equiv V^0(1+r^0) - V^{1a} \\ &= [P_S^0 Q_S^0 + P_L^0 Q_L^0](1+r^0) - [P_S^{1a}(1-\delta_0)Q_S^0 + P_L^{1a}Q_L^0] \\ &= [P_S^0 Q_S^0 + P_L^0 Q_L^0](1+r^0) - [P_S^0(1+i_S^0)(1-\delta_0)Q_S^0 + P_L^0(1+i_L^0)Q_L^0] \\ &= p_S^0 Q_S^0 + p_L^0 Q_L^0 \end{aligned} \qquad (23.51)$$

حيث يتم تعريف تكاليف الاستخدام في الفترة صفر لكل من المبنى والأرض بشكل مستقل، p_S^0 و p_L^0 ، كالتالي:

$$p_S^0 \equiv [(1+r^0)-(1+i_S^0)(1-\delta_0)]P_S^0 = [r^0 - i_S^0 + \delta_0(1+i_S^0)]P_S^0 \quad (23.52)$$

$$p_L^0 \equiv [(1+r^0)-(1+i_L^0)]P_L^0 = [r^0 - i_L^0]P_L^0 \quad (23.53)$$

٨٤-٢٣ ويُلاحَظ أن الجبر الوارد أعلاه يشير إلى بعض المحددات الرئيسية للإيجارات السوقية للممتلكات المؤجرة. ويمكن إضفاء مزيد من التبسيط على صيغتي تكلفة الاستخدام المعرفتين بالمعادلتين (23.52) و(23.53) إذا ما تم هنا عمل تقديرات تقريبية مماثلة لتلك التي تم إجراؤها في الفقرات من (23.22) إلى (23.33) (راجع المعادلة (23.9)؛ أي نفترض أن الحدود $r^0 - i_S^0$ و $r^0 - i_L^0$ يمكن تقديرها تقريبيا بواسطة سعر فائدة حقيقي r^{0*} ونغفل الحد الصغير δ_0 مضروبا في i_S^0 بالمعادلة (23.52)). عندئذ تُختَزل تكاليف الاستخدام المعرَّفة بالمعادلتين (23.52) و(23.53) إلى:

$$p_S^0 \approx [r^{0*} + \delta_0]P_S^0 \quad (23.54)$$

$$p_L^0 \approx r^{0*}P_L^0 \quad (23.55)$$

٨٥-٢٣ ومن ثم يتكون الإيجار المحتسب لوحدة سكنية يسكنها مالكها من ثلاث تكاليف رئيسية:

- تكلفة الفرصة البديلة الحقيقية لرأس المال التمويلي المربوط في المبنى؛
- وتكلفة الفرصة البديلة الحقيقية لرأس المال التمويلي المربوط في الأرض؛
- وتكلفة اهتلاك المبنى.

٨٦-٢٣ ويمكن إضفاء المزيد من التبسيط على المنهج المبّسط الوارد آنفا إزاء تكلفة الاستخدام للسكن بافتراض أن نسبة كمية الأرض إلى المبنى ثابتة، وعليه، فإن تكلفة السكن على المستخدم تساوي $[r^{0*} + \delta]P_H^0$ حيث يمثل P_H مؤشرا لأسعار المساكن معدل بالنوعية ويستند إلى كافة الممتلكات المبيعة في البلد للأسر المعيشية خلال الفترة قيد الدراسة ويمثل δ معدل اهتلاك هندسي ينطبق على الأصل المركب من إنشاءات وأراضي الأسر المعيشية. ويستخدم هذا المنهج المبّسط جدا في آيسلندا، راجع Gudnason (2003, pp. 28–29).[٤٤] ويستخدم مكتب التحليل الاقتصادي الأمريكي (US Bureau of

[٤٤] يقدر سعر الفائدة الحقيقي المستخدم بنحو ٤% سنويا ويُفترض لمعدل الاهتلاك المجمع للأراضي والإنشاءات أن يساوي ١,٢٥% سنويا. ويبلغ معدل اهتلاك الإنشاءات فقط ١,٥% سنويا. ويتم حساب الضرائب على الممتلكات في مؤشر أسعار

(Economic Analysis شكلا مختلفا من هذا المنهج: إذ يشير Lebow and Rudd (2003, p. 168 إلـــى أن عملية احتساب خدمات المساكن التي يسكنها مالكوها في الحسابات القومية الأمريكية تتم بتطبيق نسب الإيجار إلى القيمة بالنسبة للمساكن التي يسكنها مستأجرون على رصيد المساكن التي يسكنها مالكوها. ويمكن النظـــر إلى نسبة الإيجار للقيمة على أنها تقدير لسعر الفائدة الحقيقي المنطبق مضافا إليه معدل الاهتلاك.

٢٣-٨٧ وبالرجوع إلى نموذج التكلفة الإيجارية المحتسبة في الفترة صفر لمبنى جديد والمعرَّف في المعادلات من (23.47) إلى (23.53)، يتم الآن حساب تكلفة (بما في ذلك تكلفة الفرصة البديلة المحتسبة لرأس المال r^1) شراء الوحدة السكنية المستعملة في بداية الفترة ١ وبيعها (افتراضيا) في نهاية الفترة ١. وعليه في بداية الفترة ١، فإن قيمة الوحدة السكنية المهتلكة هي V^1 المعرَّفة كالتالي:

$$V^1 = P_S^1(1-\delta_0)Q_S^0 + P_L^1 Q_L^0 \qquad (23.56)$$

حيث يمثل P_S^1 السعر في بداية الفترة ١ لبناء وحدة سكنية جديدة من نفس النـــوع، و P_L^1 هـــو ســـعر الأرض في بداية الفترة ١ للوحدة السكنية. ويُلاحَظ أن المعادلة (23.56) هي *القيمة البَعدية أو الفعلية في نهاية الفترة صفر* للوحدة السكنية، في حين تُعرِّف المعادلة المماثلة (23.50) *القيمة القَبْلية أو المتوقعة فـــي بدايـــة الفترة صفر* للوحدة السكنية.

٢٣-٨٨ وبافتراض أن السعر المتوقع لوحدة في مبنى جديد في بداية الفترة ٢ هو P_S^{2a} وأن السعر المتوقع لوحدة من الأراضي في بداية الفترة ٢ هو P_L^{2a}. وتُعرَّف *معدلات التضخم المتوقعة في الفترة ١ للإنشاءات الجديدة والأراضي*، i_S^1 و i_L^1، على الترتيب، كالتالي:

$$1 + i_S^1 \equiv P_S^{2a}/P_S^1 \qquad (23.57)$$

$$1 + i_L^1 \equiv P_L^{2a}/P_L^1 \qquad (23.58)$$

٢٣-٨٩ ولنفرض أن δ_1 هو معدل اهتلاك المبنى في الفترة ١. عندئذ فإن *القيمة المتوقعة في بداية الفترة ٢ للمبنى والأرض المتصلة به* تساوي:

المستهلكين في آيسلندا على نحو منفصل. ويقوم المجلس الوطني للتقييم (State Evaluation Board) بتوفير معلومات عن أســـعار المساكن، وذلك استنادا إلى بيانات مبيعات الممتلكات لكل من المساكن الجديدة والقديمة. كذلك يقوم المجلس الوطني للتقييم بتقـــدير قيمة مخزون المساكن والأراضي في أيسلندا، وذلك باستخدام نموذج انحدار هيدوني مستند إلى بيانات مبيعات الممتلكـــات. ويـــتم جمع قيمة سكن كل أسرة معيشية على حدة في مسح ميزانية الأسر المعيشية.

$$V^{2a} = P_S^{2a}(1-\delta_0)(1-\delta_1)Q_S^0 + P_L^{2a}Q_L^0 \qquad (23.59)$$

٢٣-٩٠ ويتم الحصول على *تكلفة الاستخدام أو التكلفة الإيجارية المحتسبة*، R_1^1، لوحدة سكنية عمرها فترة واحدة باستخدام المعادلات (23.56)-(23.59):

$$\begin{aligned}
R_1^1 &\equiv V^1(1+r^1) - V^{2a} \\
&= [P_S^1(1-\delta_0)Q_S^0 + P_L^1Q_L^0](1+r^1) - [P_S^{2a}(1-\delta_0)(1-\delta_1)Q_S^0 + P_L^{2a}Q_L^0] \\
&= [P_S^1(1-\delta_0)Q_S^0 + P_L^1Q_L^0](1+r^1) - [P_S^1(1+i_S^1)(1-\delta_0)(1-\delta_1)Q_S^0 + P_L^1(1+i_L^1)Q_L^0] \\
&= p_{S1}^1(1-\delta_0)Q_S^0 + p_L^1Q_L^0
\end{aligned} \qquad (23.60)$$

حيث تُعرَّف *تكاليف الاستخدام في الفترة ١ للإنشاءات التي عمرها فترة واحدة والأرض*، p_{S1}^1 و p_L^1، كالتالي:

$$p_{S1}^1 \equiv [(1+r^1) - (1+i_S^1)(1-\delta_1)]P_S^1 = [r^1 - i_S^1 + \delta_1(1+i_S^1)]P_S^1 \qquad (23.61)$$

$$p_L^1 \equiv [(1+r^1) - (1+i_L^1)]P_L^1 = [r^1 - i_L^1]P_L^1 \qquad (23.62)$$

٢٣-٩١ وبمقارنة تكلفة الاستخدام في الفترة صفر للأرض، p_L^0، المعرَّفة بالمعادلة (23.53) مع تكلفة الاستخدام للأرض في الفترة ١، p_L^1، المعرَّفة بالمعادلة (23.62)، يمكن ملاحظة أن تكاليف الاستخدام هذه تتخذ نفس الشكل تماما وعليه تعد قابلة للمقارنة. غير أنه بمقارنة تكلفة الاستخدام في الفترة صفر لمبنى جديد، p_S^0، المعرّفة بالمعادلة (23.52) مع تكلفة الاستخدام في الفترة ١ لمبنى عمره فترة واحدة، p_S^1، المعرَّفة بالمعادلة (23.61)، يمكن ملاحظة أن تكاليف الاستخدام هذه لا تكون قابلة للمقارنة إلا إذا كان معدل الاهتلاك في الفترة صفر δ_0 مساويا لمعدل الاهتلاك في الفترة ١ δ_1. وفي حالة افتراض اهتلاك بطريقة الرصيد المتناقص للإنشاءات، عندئذ فإن $\delta_0 = \delta_1 = \delta$، حيث يمثل δ معدل الاهتلاك المشترك عبر كافة الفترات. وفي ظل هذا الافتراض، تعد p_S^1 مشابهة لتكلفة الاستخدام في الفترة صفر لوحدة جديدة من المباني p_S^0. وحتى في إطار افتراض الاهتلاك الهندسي، يمكن ملاحظة أن الإيجار المحتسب في الفترة ١ لوحدة سكنية عمرها فترة واحدة، R_1^1، المعرَّف بالمعادلة (23.60) غير مشابه لنظيره الإيجار المحتسب في الفترة صفر لوحدة سكنية جديدة، R^0، المعرَّف بالمعادلة (23.51). ويمكن تعريف الإيجار المحتسب R^1 الذي سيكون قابلا للمقارنة مع R^0، كالتالي:

$$R^1 \equiv p_S^1Q_S^0 + p_L^1Q_L^0 = R_1^1 + p_S^1\delta Q_S^0 \qquad (23.63)$$

حيث يتم تعريف تكلفة الاستخدام في الفترة ١ للمباني، p_S^1، بواسطة الجانب الأيمن من المعادلة (23.61)، ويكون δ_1 مساويا لمعدل الاهتلاك المشترك δ وتكلفة الاستخدام في الفترة ١ للأرض، p_L^1، المعرَّفة بالمعادلة (23.62). وللمعادلة (23.63) الدلالة الضمنية التالية لتعديل سعر أحد الممتلكات المؤجرة مقابل

التغير في النوعية: إذا كان R^0 هو الإيجار الملحوظ للوحدة في الفترة صفر و R_1^1 هو الإيجار الملحوظ لذات الوحدة السكنية في الفترة ١، عندئذ يكون الإيجار الملحوظ R_1^1 *منخفضا جدا* نسبةً إلى R^0 ولذا يتعين تعديل الإيجار الملحوظ في الفترة ١ إلى أعلى مقابل التغير في النوعية بواسطة السعر الإيجاري في الفترة ١ للمباني، ps^1، مضروبا في مقدار الاهتلاك المادي، δQ_S^0، في المبنى الذي حدث في الفترة السابقة. وتعد هذه هي نفس النقطة التي طُرحت في الفقرات من ٢٣-٦٩ إلى ٢٣-٧٨، ولكنه في هذا القسم تؤخذ في الحسبان التعقيدات الناشئة عن أن خدمات الإسكان تعد مزيجا من خدمات الإنشاءات والأراضي.

٢٣-٩٢ ومن الواضح أن القوى الدافعة الرئيسية لتكاليف الاستخدام للإنشاءات والأراضي تتمثل في مؤشر لأسعار بناء المساكن الجديدة، P_S^t، ومؤشر لأسعار الأراضي السكنية، P_L^t. ويوجد لدى معظم الوكالات الإحصائية مؤشر للنوعية الثابتة لأسعار المباني السكنية الجديدة، نظرا لأن هذا المؤشر يعد لازما في الحسابات القومية لأجل تكميش النفقات الاستثمارية على المباني السكنية. ويمكن استخدام هذا المؤشر كتقدير تقريبي إزاء P_S^t.[٤٥] كذلك تستلزم الحسابات القومية احتسابا لخدمات المساكن التي يسكنها مالكوها ولذا فإن المكون السعري ثابت النوعية لهذا الاحتساب قد يكون مناسبا لأغراض مؤشرات أسعار المستهلكين.[٤٦] وإذا كان قسم الحسابات القومية يقوم أيضا بحساب ميزانيات عمومية حقيقية ربع سنوية للاقتصاد، عندئذ قد يتوافر مؤشر لأسعار الأراضي السكنية لقسم الأسعار. وحتى في هذه الحالة، سوف تكون هناك مشكلات في إنتاج هذا المؤشر للأسعار بالنسبة للأراضي في التوقيت المناسب وبتواتر شهري.[٤٧] ويتمثل المصدر المحتمل الآخر للمعلومات عن أسعار الأراضي في مكاتب تسجيل ملكية الأراضي وفي سجلات شركات الوساطة العقارية. ويمكن استخدام المعلومات المتصلة بالمعاملات التي تشمل نفس الممتلكات في إطار انحدار هيدوني؛ راجع على سبيل المثال دراسة Malpezzi, Ozanne and Thibideau (1987).[٤٨]

---

[٤٥] قد يكون هذا المؤشر تقديرا تقريبيا فقط نظرا لأنه يغطي بناء الممتلكات المؤجرة وكذلك المساكن التي يسكنها مالكوها.

[٤٦] غير أن احتساب الحسابات القومية لخدمات المساكن التي يسكنها مالكوها سوف يتم فقط على أساس ربع سنوي، وعليه سوف يلزم القيام ببعض العمل الإضافي لإنتاج معامل لتصحيح الأسعار شهريا. كذلك، على الرغم من أن *نظام الحسابات القومية لعام ١٩٩٣* يوصي بأن يستند احتساب خدمات المساكن التي يسكنها مالكوها إلى طريقة مكافئ الإيجار، فإن الاحتساب قد يغطي فقط الاهتلاك المحتسب على الجزء الخاص بالمبنى للمساكن التي يسكنها مالكوها. وكما أشير أعلاه، هناك مكونان مهمان آخران يتعين إدراجهما في خدمات المساكن التي يسكنها مالكوها؛ وهما سعر الفائدة الحقيقي المحتسب على المباني والأرض المقام عليها المبني. ومن المحتمل أن يكون هذان المكونان الأخيران للنفقات المحتسبة أكبر كثيرا من مكون الاهتلاك.

[٤٧] قد يتوافر مصدر آخر للمعلومات عن قيمة الأراضي السكنية من السلطات المحلية المختصة بالضرائب على الممتلكات، وخاصة إذا كانت الممتلكات مقدرة بالقيم السوقية.

[٤٨] يستخدم العديد من دراسات الانحدار الهيدوني لوغاريتم سعر المعاملة كمتغير تابع. وهذا الوصف للنموذج الهيدوني عادة لا يتسق مع الطبيعة القابلة للجمع لمكونات المبنى والأرض لأحد الممتلكات، والطبيعة القابلة للضرب لتعديل الاهتلاك، كما يظهر في المعادلتين (23.47) و(23.56) واللتان عرَّفتا قيمة أحد الممتلكات في فترات متتالية.

٢٣-٩٣ وثمة صعوبات عديدة أخرى مرتبطة بقياس سعر وكمية خدمات المساكن التي يسكنها مالكوها. ويناقش القسم التالي بعض المشكلات التي تواجه إعداد النماذج حول تكاليف نفقات معينة مرتبطة بملكية مسكن ما.

التعامل مع التكاليف المرتبطة بالمساكن التي يسكنها مالكوها

٢٣-٩٤ هناك العديد من التكاليف المرتبطة بصورة مباشرة بملكية المساكن. إلا أنه ليس من الواضح دائما كيف يمكن تحليل هذه التكاليف إلى مكونات سعرية وكمية. وسوف يرد فيما يلي العديد من مكونات التكلفة هذه، وتُطرَح بعض الطرائق المقترحة لتحديد الأسعار المتصلة بها.

التعامل مع تكاليف فائدة الرهن العقاري

٢٣-٩٥ إن اشتقاق تكلفة الاستخدام أو السعر الإيجاري المتوقع الذي يتعين أن يفرضه مالك المسكن مقابل استخدام الوحدة السكنية لفترة واحدة يفترض ضمنا أن المالك لا يتحمل أي تكاليف فائدة على الرهن العقاري، وعليه يشير سعر الفائدة r^0 إلى تكلفة الفرصة البديلة لرأس المال بالنسبة للمالك. وفي هذا القسم، يتم النظر في الحالة التي يتحمل فيها المالك قرضا برهن عقاري على الممتلكات.

٢٣-٩٦ وبالرجوع إلى الإشارات الواردة في القسم السابق حيث يتم الحصول على تكلفة الاستخدام أو التكلفة الإيجارية المحتسبة، R^0، لوحدة سكنية ممولة بحقوق الملكية؛ راجع المعادلة (23.51). والآن بافتراض أن شراء الممتلكات يتم تمويله جزئيا بواسطة قرض برهن عقاري قيمته $\tilde{M}^0$ من الدولارات في بداية الفترة صفر. وبافتراض أن f^0 هو الجزء من القيمة السوقية في بداية الفترة صفر للممتلكات الذي يتم تمويله بقرض مضمون برهن عقاري بحيث

$$M^0 = f^0 V^0 = f^0 [P_S^0 Q_S^0 + P_L^0 Q_L^0] \qquad (23.64)$$

٢٣-٩٧ ولنفرض أن سعر فائدة الرهن العقاري الاسمي لفترة واحدة هو r_M^0. وتظل منافع المالك في الفترة صفر من امتلاك الوحدة السكنية كما كانت في القسم السابق وتساوي V^{1a}، وتعرَّف بالمعادلة (23.50). ومع ذلك، فإن تكاليف الفترة صفر تتكون الآن من تكلفة فائدة صريحة للرهن العقاري تساوي $\tilde{M}^0(1+r_M^0)$ مضافا إليها تكلفة محتسبة لحقوق الملكية تساوي $(1-f^0)V^0(1+r^0)$. وعليه، فإن الإيجار المحتسب الجديد لاستخدام الممتلكات خلال الفترة صفر يصبح الآن:

$$
\begin{aligned}
R^0 &\equiv (1-f^0)V^0(1+r^0) + M^0(1+r_M^0) - V^{1a} \\
&= (1-f^0)[P_S^0 Q_S^0 + P_L^0 Q_L^0](1+r^0) + f^0[P_S^0 Q_S^0 + P_L^0 Q_L^0](1+r_M^0) - [P_S^{1a}(1-\delta_0)Q_S^0 + P_L^{1a} Q_L^0] \\
&= p_S^{0*} Q_S^0 + p_L^{0*} Q_L^0
\end{aligned}
\qquad (23.65)
$$

حيث تُعرَّف *تكاليف الاستخدام الجديدة المعدلة بفائدة الرهن العقاري في الفترة صفر للإنشاءات والأراضي*، p_S^{0*} و p_L^{0*}، كالتالي:

$$
\begin{aligned}
p_S^{0*} &\equiv [(1+r^0)(1-f^0) + (1+r_M^0)f^0 - (1+i_S^0)(1-\delta_0)]P_S^0 \\
&= [r^0(1-f^0) + r_M^0 f^0 - i_S^0 + \delta_0(1+i_S^0)]P_S^0 \\
&= [(r^0 - i_S^0)(1-f^0) + (r_M^0 - i_S^0)f^0 + \delta_0(1+i_S^0)]P_S^0
\end{aligned}
\qquad (23.66)
$$

$$
\begin{aligned}
p_L^{0*} &\equiv [(1+r^0)(1-f^0) + (1+r_M^0)f^0 - (1+i_L^0)]P_L^0 \\
&= [r^0(1-f^0) + r_M^0 f^0 - i_L^0]P_L^0 \\
&= [(r^0 - i_L^0)(1-f^0) + (r_M^0 - i_L^0)f^0]P_L^0
\end{aligned}
\qquad (23.67)
$$

٢٣-٩٨ وبمقارنة تكاليف الاستخدام الجديدة للإنشاءات والأراضي المعرَّفة بالمعادلتين (23.66) و(23.67) مع تكاليف الاستخدام المناظرة الممولة بحقوق الملكية والمعرَّفة بالمعادلتين (23.52) و(23.53)، يمكن ملاحظة أنه يتم الآن إبدال عائد الفرصة البديلة للاستثمار في حقوق الملكية الذي أستخدم سابقاً r^0 بالمتوسط المرجح لتكلفة الفرصة البديلة هذه لحقوق الملكية وسعر فائدة الرهن العقاري، $r^0(1-f^0) + r_M^0 f^0$، حيث يمثل f^0 الجزء من قيمة الوحدة السكنية في بداية الفترة صفر الذي يتم تمويله من خلال الرهن العقاري.

٢٣-٩٩ وغالبا ما يعترض الخبراء المصرفيون في البنوك المركزية على إدراج فائدة الرهن العقاري في مؤشر أسعار المستهلكين. إلا أنه بالنظر في المعادلة الأخيرة في (23.66) وفي (23.67) يتضح أن سعر فائدة الرهن العقاري *الاسمي* r_M^0 ينطوي على منفعة معادلة ناتجة عن *التضخم السعري المتوقع* في سعر الإنشاءات، i_S^0 في المعادلة (23.67)، وفي سعر الأراضي، i_L^0 في المعادلة (23.67)، ولذا كالمعتاد فإن المهم في صيغ تكلفة الاستخدام هذه هي تكاليف الفائدة الحقيقية وليس تكاليف الفائدة الاسمية.

التعامل مع الضرائب على الممتلكات

٢٣-١٠٠ وبالرجوع إلى تكاليف الاستخدام للإنشاءات والأراضي المعرفَّة بالمعادلتين (23.52) و(23.53)، يُفتَرض الآن أن مالك الوحدة السكنية يجب أن يدفع الضرائب على الممتلكات T_S^0 و T_L^0 مقابل استخدام الإنشاءات والأرض، على الترتيب، خلال الفترة صفر.[٤٩] ويتم تعريف معدل الضريبة على الإنشاءات τ_S^0 ومعدل الضريبة على الأراضي τ_L^0 في الفترة صفر، كالتالي:

$$\tau_S^0 \equiv \frac{T_S^0}{P_S^0 Q_S^0} \tag{23.68}$$

$$\tau_L^0 \equiv \frac{T_L^0}{P_L^0 Q_L^0} \tag{23.69}$$

٢٣-١٠١ ويتم تعريف *الإيجار المحتسب الجديد لاستخدام الممتلكات خلال الفترة صفر*، R^0، شاملا تكاليف الضريبة على الممتلكات، كالتالي:

$$\begin{aligned} R^0 &\equiv V^0(1+r^0) + T_S^0 + T_L^0 - V^{1a} \qquad (23.70)\\ &= [P_S^0 Q_S^0 + P_L^0 Q_L^0](1+r^0) + \tau_S^0 P_S^0 Q_S^0 + \tau_L^0 P_L^0 Q_L^0 - [P_S^0(1+i_S^0)(1-\delta_0)Q_S^0 + P_L^0(1+i_L^0)Q_L^0] \\ &= p_S^0 Q_S^0 + p_L^0 Q_L^0 \end{aligned}$$

حيث يتم تعريف *تكاليف الاستخدام للإنشاءات والأراضي*، p_S^0 و p_L^0، المعدلة ضريبيا في الفترة صفر على نحو منفصل، كالتالي:

$$\begin{aligned} p_S^0 &\equiv [(1+r^0) - (1+i_S^0)(1-\delta_0) + \tau_S^0]P_S^0 \\ &= [r^0 - i_S^0 + \delta_0(1+i_S^0) + \tau_S^0]P_S^0 \end{aligned} \tag{23.71}$$

$$\begin{aligned} p_L^0 &\equiv [(1+r^0) - (1+i_L^0) + \tau_L^0]P_L^0 \\ &= [r^0 - i_L^0 + \tau_L^0]P_L^0 \end{aligned} \tag{23.72}$$

وعليه، فإن معدلي الضريبة على الممتلكات، τ_S^0 و τ_L^0، المعرَّفين بالمعادلتين (23.68) و(23.69)، يدخلان في تكاليف الاستخدام للإنشاءات والأراضي، p_S^0 و p_L^0، المعرفين بالمعادلتين (23.71) و(23.72)، بأسلوب جمعي بسيط، أي أن هذين الحدين قابلين للجمع مع حدي الاهتلاك وسعر الفائدة الحقيقي السابقين.[٥٠]

---

[٤٩] إذا لم يكن هناك تقسيم للضرائب على الممتلكات إلى مكونات تتعلق بالإنشاءات والأراضي، عندئذ تحتسب الضريبة الكلية في صورة مكونات أراضي وإنشاءات استنادا إلى قيم مجموعتي المكونات في بداية الفترة.

[٥٠] إذا استخدم خبير إحصاءات الأسعار الأسلوب المتبع في الحسابات القومية لاحتساب قيمة خدمات المساكن التي يسكنها مالكوها، يتعين توخي الحرص لضمان أن قيمة الضرائب على الممتلكات مدرجة في هذا الاحتساب.

التعامل مع التأمين على الممتلكات

٢٣-١٠٢ للوهلة الأولى، سوف يبدو أنه يمكن التعامل مع *التأمين على الممتلكات* بنفس طريقة التعامل مع ضرائب الممتلكات في القسم الفرعي السابق. وعليه، نفترض أن C_S^0 هي تكلفة التأمين على الإنشاءات في بداية الفترة صفر ونقوم بتعريف *معدل أقساط التأمين على الإنشاءات* γ_S^0 *في الفترة صفر*، كالتالي:

$$\gamma_S^0 \equiv \frac{C_S^0}{P_S^0 Q_S^0} \tag{23.73}$$

٢٣-١٠٣ ويتم تعريف *الإيجار المحتسب* الجديد لاستخدام الممتلكات خلال الفترة صفر، R^0، شاملا ضريبة الممتلكات وتكاليف التأمين، كالتالي:

$$R^0 \equiv V^0(1+r^0) + T_S^0 + T_L^0 + C_S^0 - V^{1a} = p_S^0 Q_S^0 + p_L^0 Q_L^0 \tag{23.74}$$

حيث يتم تعريف تكاليف الاستخدام للإنشاءات والأراضي المعدلة بالضرائب والتأمين في الفترة صفر على نحو منفصل، p_S^0 و p_L^0 كالتالي:

$$\begin{aligned} p_S^0 &\equiv [(1+r^0) - (1+i_S^0)(1-\delta_0) + \tau_S^0 + \gamma_S^0]P_S^0 \\ &= [r^0 - i_S^0 + \delta_0(1+i_S^0) + \tau_S^0 + \gamma_S^0]P_S^0; \end{aligned} \tag{23.75}$$

$$p_L^0 \equiv [(1+r^0) - (1+i_L^0) + \tau_L^0]P_L^0 = [r^0 - i_L^0 + \tau_L^0]P_L^0 \tag{23.76}$$

٢٣-١٠٤ وبالتالي، فإن معدل أقساط التأمين γ_S^0 يظهر في تكلفة الاستخدام للإنشاءات، p_S^0، المعرَّفة بالمعادلة (23.75)، بأسلوب قابل للجمع، على نحو شبيه بحد معدل الضريبة على الممتلكات القابل للجمع.[٥١] وإذا أردنا أن يكون هناك مكون سعري منفصل للتأمين في مؤشر أسعار المستهلكين، عندئذ يمكن تعريف أسعار الفترتين صفر و١ المقابلة على أنهما $\gamma_S^0 P_S^0$ و $\gamma_S^1 P_S^1$، على الترتيب، في حين يمكن تعريف نفقات الفترتين صفر و١ المقابلة على أنهما $\gamma_S^0 P_S^0 Q_S^0$ و $\gamma_S^1 P_S^1 (1-\delta_0) Q_S^0$، على الترتيب.[٥٢] وبالطبع، إذا ما تم تطبيق هذه المعاملة المنفصلة، عندئذ يجب إسقاط هذين الحدين من تكاليف الاستخدام للإنشاءات المقابلة.

---

[٥١] يُعزى هذا الأسلوب للتعامل مع التأمين على الممتلكات إلى Walras (1954 pp. 268–269).

[٥٢] وعلى نحو مماثل، إذا أردنا الحصول على مكون سعري منفصل في مؤشر أسعار المستهلكين لضرائب الممتلكات على الإنشاءات، عندئذ يمكن تعريف أسعار الفترتين صفر و١ على أنهما $\tau_S^0 P_S^0$ و $\tau_S^1 P_S^1$، على الترتيب، في حين يمكن تعريف نفقات الفترتين صفر و١ المقابلة على أنهما $\tau_S^0 P_S^0 Q_S^0$ و $\tau_S^1 P_S^1 (1-\delta_0) Q_S^0$، على الترتيب.

٢٣-١٠٥ وتفترض المعاملة أعلاه للضرائب والتأمين على الممتلكات أن الضرائب على الممتلكات ومدفوعات أقساط التأمين يتم أداؤها في نهاية الفترة قيد الدراسة؛ راجع المعادلة (23.74) أعلاه. وفي حين أن ذلك قد يمثل تقديرا تقريبيا مقبولا لدفع الضرائب على الممتلكات، إلا أنه لا يعد مقبولا لدفع أقساط التأمين: إذ يجب دفع قسط التأمين في بداية فترة التأمين وليس في نهايتها. وعند أخذ هذا التعقيد في الاعتبار، تصبح تكلفة الاستخدام للإنشاءات كالتالي:

$$\begin{aligned} p_S^0 &\equiv [(1+r^0)-(1+i_S^0)(1-\delta_0)+\tau_S^0+\gamma_S^0(1+r^0)]P_S^0 \\ &= [r^0-i_S^0+\delta_0(1+i_S^0)+\tau_S^0+\gamma_S^0(1+r^0)]P_S^0 \end{aligned} \qquad (23.77)$$

٢٣-١٠٦ وثمة بعض المشكلات الإضافية المرتبطة بإعداد النماذج للتأمين على الممتلكات:

- تفترض اشتقاقات تكلفة الاستخدام أعلاه أن مخاطر تلف الممتلكات تظل ثابتة من فترة لأخرى. وإذا تغيرت مخاطر التلف، عندئذ يمكن تبرير تعديل قسط التأمين مقابل التغير في النوعية لتثبيت المخاطر وذلك حتى يمكن مقارنة الشيء بمثيله.
- ويتم في المعاملة أعلاه اتباع منهج إجمالي أقساط التأمين؛ أي يتم افتراض أن مالكي المساكن يدفعون الأقساط مقابل خدمات حماية الممتلكات، سواء أكانت لديهم مطالبة أم لا. أما في منهج صافي الأقساط، يتم طرح المدفوعات لتسوية المطالبات من إجمالي مدفوعات أقساط التأمين.
- وقد لا تكون حماية الممتلكات كاملة؛ أي قد تتضمن بوليصة التأمين قيودا متنوعة على نوع المطالبة المسموح بها وقد يكون هناك حد مقتطع أو حد أدنى للأضرار، لا يسمح دونه بعمل مطالبة. وإذا تغير الحد المقتطع من فترة لأخرى، عندئذ يواجه خبير إحصاءات الأسعار مشكلة معقدة نوعا ما تتعلق بالتعديل مقابل التغير في النوعية.

ومن ثم يمكن ملاحظة أنه لا تزال هناك مشكلات عديدة يلزم حلها في هذا المجال.

التعامل مع نفقات الصيانة والتجديدات

٢٣-١٠٧ وتتمثل المشكلة الأخرى المرتبطة بملكية المساكن في التعامل مع نفقات الصيانة، ونفقات أعمال التصليح الكبيرة والنفقات المتصلة بالتجديدات أو التوسعات.

٢٣-١٠٨ وتشير الأدلة العملية إلى أن التدهور الطبيعي في المبنى الناتج عن آثار القِدم والاستخدام يمكن معادلتها بنفقات التجديدات والصيانة. فكيف يتعين التعامل مع مثل هذه النفقات في سياق إعداد نماذج للتكاليف والمنافع المرتبطة بملكية المساكن؟

٢٣-١٠٩ وثمة منهج شائع في دراسات الحسابات القومية ألا وهو التعامل مع نفقات التجديدات وأعمال التصليح الكبيرة على أنها تكوين لرأس المال، أما نفقات الصيانة الروتينية وأعمال التصليح الأصغر فيتم

التعامل معها على أنها نفقات جارية. وإذا تم اتباع هذا المنهج في سياق مؤشر أسعار المستهلكين، يمكن التعامل مع نفقات الصيانة الروتينية الأصغر على غرار السلع غير المعمرة والخدمات الأخرى. ولا يتم إدراج نفقات التجديد والتصليح الكبيرة في مؤشر أسعار المستهلكين في الفترة التي يتم فيها أداؤها، ولكن تتم رسملتها وإضافتها إلى النفقات على الإنشاءات الجديدة خلال الفترة قيد الدراسة، بحيث يتضمن الاستثمار خلال الفترة صفر في الإنشاءات بالدولارات الثابتة، مثل I_S^0،[٥٣] كلا النوعين من النفقات. ولنفرض أن Q_S^0 و Q_S^1 هي أرصدة (بوحدات النوعية الثابتة) الإنشاءات التي يسكنها مالكوها في المجموعة السكانية المرجعية في بداية الفترتين صفر و١، على الترتيب. وفي حالة استخدام نموذج الاهتلاك الهندسي، حيث يكون معدل الاهتلاك الثابت من فترة لأخرى δ قابلا للتطبيق، يكون الرصيد في بداية الفترة ١ من الإنشاءات التي يسكنها مالكوها Q_S^1 مرتبطا بمخزون الإنشاءات في بداية الفترة صفر Q_S^0 والاستثمار خلال الفترة صفر في الإنشاءات I_S^0، وفقا للمعادلة التالية.

$$Q_S^1 = (1-\delta)Q_S^0 + I_S^0 \qquad (23.78)$$

٢٣-١١٠ وإذا تم افتراض اهتلاك بطريقة الرصيد المتناقص بالنسبة للإنشاءات، عندئذ لا يمثل التعامل مع نفقات التصليح والتجديد الكبيرة مشكلات نظرية كبيرة باستخدام نموذج تقليدي لتراكم رأس المال: فمن الضروري فقط أن يكون لدينا تقدير لمعدل الاهتلاك الشهري أو ربع السنوي δ، وقيمة ابتدائية لرصيد الإنشاءات التي يسكنها مالكوها لفترة ما، ومعلومات عن المشتريات الجديدة من المباني السكنية من قطاع الأسر المعيشية، ومعلومات عن نفقات المالكين على أعمال التصليح والتجديدات الكبيرة، ومؤشر لأسعار البناء للإنشاءات السكنية الجديدة. وبتوافر هذه المعلومات في التوقيت المناسب، يمكن إنشاء أوزان ترجيحية حديثة لرصيد الإنشاءات التي يسكنها مالكوها.[٥٤]

٢٣-١١١ ويختتم هذا القسم بالنظر إلى كيفية التعامل مع نفقات التصليح والتجديد الكبيرة في نموذج انحدار للمبيعات المتكررة يستخدم بيانات المعاملات حول بيع نفس الوحدة السكنية في فترتين أو أكثر. ومن أجل تقليل تعقيدات الإشارات إلى الحد الأدنى، تتم دراسة حالة مبسّطة جدا تتوافر فيها بيانات عن مبيعات المساكن N من النوع المتجانس نسبيا لفترتين متتاليتين. ولنفرض أن أسعار البيع هذه هي V_n^0 للفترة صفر و V_n^1 للفترة ١، بالنسبة إلى $n = 1, 2, \ldots, N$. ولنفرض أنه قد تم إنشاء مؤشر لأسعار الإنشاءات من هذا

---

[٥٣] لنفرض أن VI_S^0 هي القيمة الاسمية للاستثمار في الإنشاءات الجديدة التي يسكنها مالكوها في الفترة صفر، مضافا إليها قيمة نفقات التجديد الكبيرة المدفوعة خلال الفترة صفر. عندئذ يمكن تعريف كمية الاستثمار بالدولارات الثابتة على أنها $I_S^0 \equiv VI_S^0/P_S^0$ حيث يمثل P_S^0 مؤشر أسعار البناء في الفترة صفر للمساكن الجديدة.

[٥٤] إلا أن المشكلات العملية التي تواجه الحصول على هذه المعلومات في التوقيت المناسب قد تكون كبيرة الأهمية.

النوع من الممتلكات في الفترة صفر، P_S^0، ومؤشر مناظر لأسعار الأراضي في الفترة صفر، P_L^0.[٥٥] وتتمثل مشكلة خبير إحصاءات الأسعار في استخدام البيانات على المبيعات المطابَقة خلال الفترتين لأجل إعداد تقديرات لهذين المؤشرين للفترة ١؛ أي أن المشكلة تتمثل في إنشاء P_S^1 و P_L^1.

٢٣-١١٢ ويمكن تحليل *قيم الوحدات السكنية* في الفترة صفر للممتلكات N إلى مكوني الإنشاءات والأراضي، كما يلي:

$$V_n^0 = V_{Sn}^0 + V_{Ln}^0 = \alpha_n P_S^0 Q_{Sn}^0 + \beta_n P_L^0 Q_{Ln}^0; \qquad n = 1, 2, \ldots, N \tag{23.79}$$

حيث تمثل V_{Sn}^0 و V_{Ln}^0 قيم الفترة صفر المقدرة للإنشاءات والأراضي للممتلكات n ، و P_S^0 و P_L^0 قيم مؤشر الأسعار (المعلومة) للإنشاءات والأراضي لكافة الممتلكات من هذا النوع في الفترة صفر، و Q_{Sn}^0 و Q_{Ln}^0 تقديرات (معلومة) لكمية الإنشاءات والأراضي للممتلكات n في الفترة صفر. وتمثل الأعداد α_n و β_n عوامل تعديل الأسعار مقابل التغير في النوعية للممتلكات n، والتي من شأنها تحويل القيم المعيارية للممتلكات من الإنشاءات والأراضي، $P_S^0 Q_{Sn}^0$ و $P_L^0 Q_{Sn}^0$، على الترتيب، إلى قيم سوقية فعلية للفترة صفر، V_{Sn}^0 و V_{Ln}^0، على الترتيب؛ أي أنه إذا توافرت تقديرات للقيم السوقية في الفترة صفر لإنشاءات وأراضي الممتلكات n، عندئذ يمكن تعريف α_n و β_n، كالتالي:

$$\alpha_n \equiv \frac{V_{Sn}^0}{P_S^0 Q_{Sn}^0}; \quad \beta_n \equiv \frac{V_{Ln}^0}{P_L^0 Q_{Ln}^0}; \quad n = 1, \ldots, N \tag{23.80}$$

٢٣-١١٣ ولنفترض أن المعلومات حول القيمة بالدولار لأعمال التصليح والتجديد التي تم إجراؤها على الممتلكات n خلال الفترة صفر، VR_n^0، متوافرة كذلك لكل من الممتلكات n في عينة الممتلكات. عندئذ يتعين أن تكون قيمة الممتلكات n في الفترة ١، V_n^1، مساوية تقريبيا لما يلي:

$$V_n^1 = \alpha_n P_S^1 (1-\delta) Q_{Sn}^0 + VR_n^0 + \beta_n P_L^1 Q_{Ln}^0; \quad n = 1, \ldots, N \tag{23.81}$$

حيث يمثل δ معدل الاهتلاك الهندسي للإنشاءات. ويُفترَض أن تكون كافة المتغيرات في الجانب الأيمن من المعادلة (23.81) معلومة، وذلك باستثناء قيم مؤشر الأسعار في الفترة ١ للإنشاءات والأراضي، P_S^1 و P_L^1، على الترتيب، ومعدل الاهتلاك الهندسي لفترة واحدة، δ. وإذا كان عدد الملاحظات N أكبر من ثلاثة، عندئذ سوف يبدو أن هذه المعلمات الثلاث P_S^1، و P_L^1 ، δ يمكن تقديرها بواسطة انحدار خطي باستخدام المعادلات N في (23.81) كمعادلات تقدير. إلا أنه يتبين أن هذا غير صحيح تماما. وتتمثل المشكلة

---

[٥٥] إذا لم تكن هذه المؤشرات للفترة صفر متوافرة، يتم تحديد P_S^0 و P_L^0 بما يساوي ١.

في أن المعلمتين P_S^1 و $(1-\delta)$ تظهران في المعادلة (23.81) بشكل ضربي بحيث إنه في حين أن حاصل ضرب هذين الحدين سوف يتحدد بواسطة الانحدار، لا يمكن تحديد فرادى الحدود بشكل مفرَد. ويعد ذلك عودة لظهور نفس المشكلة التي تمت مناقشتها في الفقرات من ٢٣-٦٩ إلى ٢٣-٧٨ فيما يتعلق بالسلع الاستهلاكية المعمرة الفريدة من نوعها: فإن الآثار المنفصلة لتقادم الأصل (الاهتلاك أو استهلاك رأس المال) وزيادة الأسعار عبر الزمن لا يمكن تحديدهما على نحو منفصل باستخدام البيانات السوقية.[٥٦]

٢٣-١١٤ وهناك ثلاثة حلول محتملة لمشكلة التحديد، وهي:

- استخدام تقدير خارجي لمعدل الاهتلاك δ ؛
- استخدام مؤشر خارجي لأسعار البناء P_S^1 بدلا من تقديره كمعلمة في المعادلات (23.81)؛
- التوقف عن اتباع منهج المبيعات المتكررة واستخدام منهج انحدار هيدوني بدلا منه.

٢٣-١١٥ والسؤال هو: ما الشكل الذي سوف يتخذه نموذج الانحدار الهيدوني، أخذا في الاعتبار قابلية الجمع التقريبية لقيمة المبنى السكني وقيمة الأرض المقام عليها المبنى؟ إذا تجاهلنا مشكلة التجديدات، وافترضنا اهتلاكا هندسيا للمبنى، عندئذ فإن قيمة وحدة سكنية ما n في الفترة t عمرها خمس فترات v، V_n^t، يتعين أن تكون مساوية تقريبيا للقيمة المهتلكة للمبنى مضافا إليها قيمة الأرض فضلا عن حد للخطأ؛ أي يتعين أن تنطبق العلاقة التالية تقريبيا:

$$V_n^t = P_S^t(1-\delta)^v Q_{Sn} + P_L^t Q_L + u_n^t \qquad (23.82)$$

بحيث يمثل δ معدل الاهتلاك الهندسي لفترة واحدة، وQ_{Sn} مساحة الطابق بالمتر المربع في المبنى الأصلي للوحدة السكنية n، و Q_L هو مساحة الأرض بالمتر المربع المقام عليها المبنى السكني، و u_n^t حد للخطأ. ويمثل P_S^t *مستوى السعر في بداية الفترة t للإنشاءات* من هذا النوع و P_L^t هو *سعر الأرض* المقابل لهذه الفئة من الوحدات السكنية. وطالما أن هناك أكثر من نوع واحد (حسب العمر) من الإنشاءات في العينة (أي أكثر من v واحدة)، عندئذ يمكن تحديد المعالم P_S^t وP_L^t وδ بإجراء نموذج انحدار غير خطي باستخدام المعادلة (23.82). والسؤال هو: لماذا يمكن تحديد المستويات السعرية في نموذج الانحدار الهيدوني

---

[٥٦] وباسترجاع المعادلة (23.46)، نجد أن مشكلة التعريف الأساسية هذه قد أشار إليها كل من Bailey, Muth and Nourse (1963, p. 936) في مقالتهم الأصلية حول المبيعات المتكررة للمساكن، إلا أنهم والمستخدمون التاليون لمنهجية المبيعات المتكررة قد تجاهلوها. والمشكلة الأخرى في دراسات الانحدار الهيدوني للمساكن في أنها عادة ما يتم اتخاذ لوغاريتم سعر الشراء على أنه المتغير التابع في الانحدار. وفي حين أن هذه المواصفات لها بعض المزايا، إلا أنها لا تعترف على نحو سليم بالطبيعة القابلة للجمع لمكونات المبنى والأرض للممتلكات السكنية. وتعد المشكلة الأخيرة في الدراسات التقليدية الهيدونية للسكن هي أنه في العادة لا يتم تقدير مؤشرات منفصلة لأسعار الأراضي والإنشاءات. فمن المهم توفير مؤشرين منفصلين لهذين المكونين نظرا لأن سعر الأرض عادة ما يكون أكثر تقلبا ويميل إلى الزيادة على نحو أسرع من سعر الإنشاءات على مدى فترات طويلة من الزمن.

الحالي، في حين لا يمكن تحديدها في نموذج المبيعات المتكررة؟ والإجابة عن هذا السؤال هي أن النموذج الهيدوني (23.82) لا يفترض عوامل تعديل مقابل التغير في النوعية خاصة بكل وحدة سكنية على حدة؛ بل يفترض بدلا من ذلك أن كافة الوحدات السكنية في العينة ذات نوعية متشابهة بعد تعديل الأسعار مقابل عمر الوحدة ومساحة المبنى الأصلي (بالمتر المربع) ومساحة الأرض.

٢٣-١١٦ غير أنه لسوء الحظ، فإن العديد من المباني السكنية التي ربما بدأت كمبانٍ متماثلة لا تظل كذلك بمرور الزمن، نظرا لاختلاف معايير الصيانة، وكذلك للتجديدات والتوسعات الكبيرة لبعض الإنشاءات. ولإعداد نموذج حول هذه الظاهرة، نفترض أن R_n^t هي نفقات الصيانة والتصليح والتجديد الحقيقية على الوحدة السكنية n خلال الفترة t، كما نفترض اهتلاك هذه النفقات الحقيقية بالمعدل الهندسي δ_R. ومن المعقول أن نفترض أن هذه النفقات تشكل إضافة إلى قيمة الوحدة السكنية، ومن ثم يتعين إبدال المعادلة (23.82) إلى المعادلة التالية:

$$V_n^t = P_S^t(1-\delta)^v Q_{Sn} + P_R^t[R_n^t + (1-\delta_R)R_n^{t-1} + (1-\delta_R)^2 R_n^{t-2} + \ldots + (1-\delta_R)^v R_n^{t-v}] + P_L^t Q_L + u_n^t \quad (23.83)$$

حيث يمثل P_R^t مستوى الأسعار في الفترة t للنفقات الحقيقية على الصيانة، وأعمال التصليح والتجديدات على هذه الفئة من الوحدات السكنية. وإذا توافرت معلومات حول هذه النفقات الحقيقية على التجديدات والتصليح، $R_n^t, R_n^{t-1}, R_n^{t-2}, \ldots, R_n^{t-v}$، لكل وحدة سكنية في عينة الوحدات السكنية المبيعة في الفترة t، عندئذ يمكن تعريف المعلمات P_S^t، وP_L^t، وP_R^t، δ وδ_R بعمل نموذج انحدار غير خطي باستخدام المعادلة (23.83).[٥٧] وتعد المشكلة العملية الرئيسية عند تطبيق نموذج انحدار هيدوني وفقا للنهج المذكور آنفا هي أن البيانات الدقيقة عادة ما لا تكون متوفرة عن نفقات التجديدات وأعمال التصليح على وحدة سكنية ما بين بناء الوحدة السكنية الأولية والفترة الحالية. فبدون بيانات دقيقة عن أعمال التصليح والتجديدات، سوف يكون من المستحيل الحصول على تقديرات دقيقة عن المعلمات المجهولة من خلال نموذج الانحدار الهيدوني.

٢٣-١١٧ وسوف تتم الإشارة إلى مشكلة عملية أخيرة في نموذج الانحدار الهيدوني أعلاه. فنظريا، يمكن إدراج نفقات الصيانة "العادية" في الحدود الخاصة بنفقات التجديدات، R_n^t، في المعادلة (23.83). وإذا ما تم ذلك، عندئذ فإن إدراج نفقات الصيانة العادية في R_n^t سوف يكون له تأثير متمثل في زيادة معدلات الاهتلاك المقدرة δ وδ_R. وعليه، فإن مختلف الوكالات الإحصائية ذات المعايير المختلفة لتحديد الخط الفاصل بين الصيانة "العادية" وأعمال التصليح والتجديدات "الكبيرة" سوف تنتج معدلات اهتلاك مقدرة مختلفة.

---

[٥٧] وكبديل عن ذلك، إذا توافرت مستويات الأسعار بالنسبة إلى P_S^t وP_R^t من مؤشرات أسعار البناء، عندئذ لا يكون من اللازم تقدير هذه المعالم.

التعامل مع تكاليف معاملات شراء المساكن

٢٣-١١٨ ثمة تكلفة أخرى لامتلاك المساكن تجب مناقشتها. ففي العادة عندما تقوم عائلة بشراء وحدة سكنية، يجب عليها دفع رسوم وتكاليف معينة قد تشمل ما يلي:

- عمولات الوسطاء العقاريين الذين يساعدون العائلة في العثور على الممتلكات "المناسبة"؛
- ضرائب المعاملات المختلفة التي يمكن للحكومات فرضها على بيع الممتلكات؛
- الرسوم القانونية المختلفة التي قد ترتبط بنقل ملكية الممتلكات.

٢٣-١١٩ فهل يتعين اعتبار الرسوم أعلاه إنفاقا في فترة الشراء، أم يتعين النظر إليها على أنها مجرد جزء من سعر شراء الممتلكات ومن ثم تخضع للاهتلاك عبر الزمن على غرار التعامل مع الإنشاءات في الحسابات القومية؟

٢٣-١٢٠ وثمة حجة مؤيدة لكل من أسلوبي التعامل. فمن وجهة نظر معاملة تكلفة الفرصة البديلة لمشتريات السلع المعمرة، فإن السعر المناسب للوحدة السكنية في الفترات التالية لشراء الممتلكات هو قيمة الممتلكات بعد الضرائب ورسوم المعاملات. وتشير وجهة النظر هذه إلى أنه يتعين حساب تكاليف المعاملات التي يتكبدها المشتري كمصروفات في فترة الشراء. غير أنه من وجهة نظر المالك المؤجِر الذي اشترى لتوه وحدة سكنية لأغراض الإيجار، لن يكون من المنطقي تحميل المستأجر التكلفة الكاملة لرسوم المعاملات هذه في الشهر الأول للإيجار. فالمالك يميل إلى رسملة هذه التكاليف واستردادها تدريجيا عبر الفترة الزمنية التي يتوقع المالك خلالها حيازة الممتلكات. ومن ثم، يمكن تبرير اتباع أي من أسلوبي التعامل وعلى الوكالة الإحصائية تحديد أي أسلوب للتعامل أكثر ملاءمة من وجهة نظرها الخاصة.

تكاليف الاستخدام للملاك المؤجِرين مقابل مالكي المساكن

٢٣-١٢١ في القسم السابق، تمت مناقشة شتى التكاليف المرتبطة بامتلاك المساكن. فمالكو المساكن والمالكون المؤجِرون كلاهما يواجه هذه التكاليف. ومن ثم، سوف تنعكس في الإيجارات السوقية، ويجب أن يؤخذ ذلك في الاعتبار إذا ما استخدمنا منهج الإيجار المحتسب لتقييم خدمات المساكن التي يسكنها مالكوها. وإذا كان بعض أو كل التكاليف المرتبطة بالمساكن التي يسكنها مالكوها مغطى في مكان آخر في مؤشر أسعار المستهلكين (مثلا، يمكن تغطية التأمين على المساكن على نحو منفصل)، عندئذ يجب تخفيض قيمة الإيجارات المحتسبة للمساكن التي يسكنها مالكوها بمقدار هذه النفقات المغطاة في مكان آخر.

٢٣-١٢٢ وبالإضافة إلى تكاليف امتلاك المساكن التي تمت مناقشتها في القسم السابق، يواجه المالكون المؤجِرون عددا من التكاليف الإضافية مقارنة بمالك المسكن. وبالتالي، سوف تنعكس هذه التكاليف الإضافية على الإيجارات السوقية. وعليه، إذا استُخدمت الإيجارات السوقية لاحتساب الخدمات المقدمة من خلال

امتلاك وحدة سكنية، عندئذ يتعين حذف هذه التكاليف الإضافية من الإيجارات السوقية المستخدمة لأغراض الاحتساب، نظرا لأنها لن تكون ذات أهمية للمالكين–الساكنين. وتتم مناقشة هذه التكاليف الإضافية التي يتحملها المالكون المؤجِرون في الفقرات من ٢٣–١٢٣ إلى ٢٣–١٣٣.

التكاليف الناجمة عن التلف

٢٣–١٢٣ ليس لدى المستأجرين نفس الحافز للعناية بالممتلكات المؤجَرة مقارنة بالممتلكات المملوكة، وعليه فإن تكاليف الاهتلاك للممتلكات المؤجَرة من المحتمل أن تزيد عن معدلات الاهتلاك للممتلكات المملوكة المشابهة. وعادة ما يطلب الملاك تأمينا للتلف، ولكن هذا التأمين غالبا ما لا يكون كافيا لتغطية تكاليف الأضرار الفعلية التي يُلحقها بعض المستأجرين بالممتلكات المؤجرة.

عدم دفع الإيجار وتكاليف إخلاء المسكن

٢٣–١٢٤ أحيانا ما يواجه المستأجرون صعوبات مالية ويكونون غير قادرين على دفع الإيجار للمالكين. وعادة ما يكون الطرد عملية طويلة، وعليه يمكن أن يضيع على المالكين عدة شهور من الإيجار قبل أن يقرر المستأجر الممتنع عن دفع الإيجار مغادرة المكان. كذلك يتحمل المالك المؤجِر تكاليف إضافية مقارنة بمالك المسكن عندما تظل الممتلكات المؤجَرة شاغرة نظرا لنقص الطلب.[٥٨] وسوف تنعكس هذه التكاليف الإضافية على الإيجارات السوقية ولكن يتعين ألا تنعكس على تكاليف الاستخدام للمساكن التي يسكنها مالكوها.

تكاليف الفواتير والصيانة

٢٣–١٢٥ قد يضطر المالك المؤجِر إلى استئجار مساحة مكتبية وتوظيف عاملين لإرسال فواتير شهرية للمستأجرين، وللاستجابة لطلبات الصيانة. ومالك المسكن الذي يقوم بتوفير خدمات الصيانة بنفسه يقدم وقته على *أساس معدل الأجر بعد ضريبة الدخل*،[٥٩] وهو قد يكون أقل من *معدل الأجر قبل ضريبة الدخل*، الذي يلزم على المالك المؤجِر أن يدفعه للعاملين لديه. ويؤدي صافي تأثير هذه العوامل إلى ارتفاع الإيجارات السوقية مقارنة بتكلفة الاستخدام للمساكن التي يسكنها مالكوها.

---

[٥٨] يمكن للطلب على الممتلكات المؤجَرة أن يختلف بشكل كبير عبر الدورة الاقتصادية، ويمكن أن يؤدي ذلك إلى انخفاض الإيجارات أو ارتفاع شديد فيها مقارنة بتكاليف الاستخدام في حالة امتلاك المسكن. وعليه يمكن للإيجارات المحتسبة المبنية على الإيجارات السوقية للممتلكات المشابهة أن تختلف كثيرا عن تكاليف الاستخدام المقابلة للمساكن التي يسكنها مالكوها عبر الدورة الاقتصادية.

[٥٩] عادة لن تظهر هذه التكاليف المحتسبة للصيانة في مؤشر أسعار المستهلكين، ولكن إذا أردنا أن تكون تكلفة الاستخدام للوحدة السكنية المملوكة مشابهة للإيجار السوقي لممتلكات مماثلة، يتعين إدراج تكاليف العمل المحتسبة هذه.

تكلفة الفرصة البديلة لرأس المال

٢٣-١٢٦ عادة ما ستكون تكلفة الفرصة البديلة لرأس المال *بعد الضريبة* لمالك المسكن التي ظهرت في مختلف صيغ تكلفة الاستخدام التي تم تناولها بالدراسة في بداية هذا الفصل *أقل* من تكلفة الفرصة البديلة لرأس المال *قبل الضريبة* بالنسبة للمالك المؤجِر. وبصيغة أخرى، يتحمل المالك المؤجِر تكلفة ضريبة دخل إضافية مقارنة بمالك المسكن. بالإضافة إلى ذلك، قد يواجه المالك المؤجِر علاوة مخاطرة أعلى لاستخدام رأس المال نظرا لمخاطر التلف وعدم دفع الإيجار. ويتعين توخي الحرص ألا يتم حساب تكاليف المالك المؤجِر الإضافية مرتين.

توريد خدمات إضافية للممتلكات المؤجَرة

٢٣-١٢٧ غالبا ما تتضمن الممتلكات التي يتم تأجيرها بعض السلع الاستهلاكية المعمرة التي يلزم على مالكي المساكن توفيرها بأنفسهم، مثل البرادات، وأفران المطبخ، وماكينات الغسيل، والمجففات ووحدات تكييف الهواء. وبالإضافة إلى ذلك، قد يدفع المالكون المؤجرون فواتير الكهرباء أو الوقود في بعض الشقق المؤجَرة. وعليه، يستلزم جعل الإيجار السوقي مشابها للإيجار المحتسب للمساكن التي يسكنها مالكوها، تعديل الإيجار السوقي إلى أدنى لأخذ العوامل الواردة آنفا في الاعتبار (وهو ما سيظهر في مكان آخر في نفقات المالكين-الساكنين).

٢٣-١٢٨ وتميل العوامل الواردة آنفا إلى جعل الأسعار الإيجارية السوقية الملحوظة أعلى من تكلفة الاستخدام المقابلة التي يتحملها مالك-ساكن لأحد الممتلكات من نوعية مماثلة. وعليه، في حالة استخدام منهج الإيجار المحتسب لتقييم خدمات المساكن التي يسكنها مالكوها، عندئذ يتعين تعديل هذه الإيجارات السوقية إلى أدنى لأخذ العوامل الواردة أعلاه في الاعتبار.

٢٣-١٢٩ وعلى الرغم من أن كافة العوامل أعلاه سوف تميل إلى إحداث تحيز بالزيادة إذا ما استُخدمت الأسعار الإيجارية السوقية غير المعدلة لاحتساب خدمات المساكن التي يسكنها مالكوها، ثمة عامل آخر لم تتم مناقشته حتى الآن يمكن أن يؤدي إلى تحيز كبير بالنقص. ويتمثل هذا العامل في إرساء قيد على أسعار الإيجارات (rent controls).

٢٣-١٣٠ وفي ظل الشروط العادية، فإن المنهج القائم على الاحتياز إزاء التعامل مع المساكن التي يسكنها مالكوها سوف يؤدي إلى أقل النفقات، بينما يؤدي منهج تكلفة الاستخدام إلى المستوى الأعلى التالي من النفقات، في حين يؤدي استخدام الإيجارات السوقية المحتسبة إلى أعلى مستوى من النفقات بالنسبة للمساكن التي يسكنها مالكوها. وبالنسبة للمنهجين الأولين، فإن المحدد الرئيسي لسعر المساكن التي يسكنها مالكوها هو سعر بناء المساكن الجديدة. وبالنسبة لمنهج تكلفة الاستخدام، يتمثل المحدد الرئيسي الآخر في أسعار

الأراضي. وبالنسبة لمنهج الإيجار المحتسب، فإن المحدد الرئيسي لسعر المساكن التي يسكنها مالكوها هو مؤشر أسعار الإيجار.

٢٣-١٣١ وعلى الرغم من أن المناقشة أعلاه بعيدة تماما عن كونها كاملة أو حاسمة، فهي توضح بكل تأكيد أن احتساب المعدلات الإيجارية السوقية للوحدات السكنية التي يسكنها مالكوها لا يعد أمرا بسيطا. فيجب توخي الحرص بما يضمن إعداد أوزان ترجيحية "صحيحة" للإنفاق.

٢٣-١٣٢ وكما يُلاحَظ مما تقدم، ينطوي التعامل مع المساكن التي يسكنها مالكوها على صعوبات خاصة. وقد ناقش Astin (1999, p. 5) بعض المشكلات التي واجهها الاتحاد الأوروبي في محاولة العثور على "أفضل" منهج لاستخدامه في مؤشره المنسق لأسعار المستهلكين (HICP) كما يلي:

> ثمة مشكلة تغطية خاصة تتعلق بالمساكن التي يسكنها مالكوها. فقد كان هذا القطاع دائما من أصعب القطاعات التي يتم التعامل معها في مؤشرات أسعار المستهلكين.
>
> وبشكل قاطع، يتعين ألا يتم إدراج سعر السكن في مؤشر أسعار المستهلكين نظرا لأنه مصنّف كرأسمال. ومن ناحية أخرى، فإن الحسابات القومية تصنف الإيجارات المحتسبة للمالكين-الساكنين على أنها جزء من نفقات المستهلكين. ويعد ذلك أمرا معقولا إذا كان الهدف هو قياس حجم استهلاك مورد رأس المال المتمثل في الإسكان. ولكن ليس هذا ما يقيسه مؤشر أسعار المستهلكين.
>
> ووفقا لمفهوم مؤشر التعويضات، يحبِّذ بعض البلدان إدراج الفائدة على الرهن العقاري في المؤشر المنسق لأسعار المستهلكين للاتحاد الأوروبي. ويمكن حقا الدفاع عن هذا المنهج لمؤشر التعويضات، ذلك لأنه ليس هناك شك في أن مدفوعات الرهن العقاري الشهرية تمثل عنصرا مهما في ميزانية العديد من الأسر المعيشية: فالزيادة في سعر الفائدة تُحدِث أثرا مماثلا تماما للزيادة في الأسعار من وجهة نظر فرادى الأسر المعيشية. ولكن لا يعد هذا مقبولا بالنسبة لمؤشر للتضخم أوسع نطاقا.
>
> ولذا، بعد عدة ساعات من الجدل، خلص فريق العمل إلى نتيجة مفادها أن هناك خيارين. يتمثل الأول ببساطة في استبعاد المساكن التي يسكنها مالكوها من المؤشر المنسق لأسعار المستهلكين المستخدم في الاتحاد الأوروبي. وعلى الأقل، يمكن للمرء القول بأن هذا يعد نوعا من التنسيق، وذلك على الرغم من أن الأمر الذي يستدعي القلق هو وجود فروق كبيرة بين البلدان الأعضاء من حيث نسب السكان الذين يمتلكون أو يستأجرون المساكن. كما يأتي الاستبعاد متسقا مع الإرشادات الدولية التي صدرت منذ عشر سنوات من قبل منظمة العمل الدولية. وفضلا على ذلك، سوف يكون من الممكن استكمال المؤشر المنسق لأسعار المستهلكين في الاتحاد الأوروبي بمؤشر منفصل لأسعار المساكن، والذي يمكن للمحللين استخدامه كجزء من مجموعة من مؤشرات التضخم.
>
> ويتمثل الخيار الثاني في إدراج المساكن التي يسكنها مالكوها على أساس تكاليف الاحتياز، والتعامل معها أساسا مثل أي سلعة معمرة أخرى. إذ يتم استبعاد معظم المساكن المستعملة: وعمليا، سوف يتضمن المؤشر المساكن الجديدة، بالإضافة إلى مقدار صغير من المساكن القديمة والتي انتقلت ملكيتها إلى قطاع الأسر المعيشية (المبيعات من قطاعي الشركات أو الحكومة لقطاع الأسر المعيشية).
>
> وتتسم المشكلة الرئيسية هنا بأنها عملية: فالعديد من البلدان لا يمتلك مؤشرات لأسعار المساكن الجديدة، كما أن بناء هذه المؤشرات يعد صعبا ومكلفا. ويقوم فريق من الباحثين حاليا بتحليل هذه الأمور. ومن المنتظر أن يتم طرح التوصيات النهائية بنهاية عام ١٩٩٩.

ونظرا للتعقيدات المتضمنة في إعداد النماذج حول التعامل مع المساكن التي يسكنها مالكوها، لم تظهر حتى الآن توصيات نهائية للمؤشر المنسق لأسعار المستهلكين في الاتحاد الأوروبي.

٢٣-١٣٣ وتتم في القسم التالي دراسة منهج رابع للتعامل مع المساكن. وبما أن هذا المنهج قد تم تطبيقه فقط على المساكن التي يسكنها مالكوها، فهو لا يتسم بنفس القدر من "الشمول" الذي تتسم به المناهج الثلاثة الأخرى.[٦٠]

المنهج القائم على الدفع

٢٣-١٣٤ وثمة منهج رابع محتمل للتعامل مع المساكن التي يسكنها مالكوها، ألا وهو *المنهج القائم على الدفع*، والذي يصفه Charles Goodhart (2001, pp. F350–F351)، كالتالي:

> يعد المنهج الثاني الرئيسي هو منهج الدفع، والذي يقيس التدفقات النقدية الفعلية من قطاع الأسر المعيشية، على المقدمات، وتسديدات الأصل وفائدة الرهن العقاري، أو إحدى المجموعات الفرعية مما تقدم. غير أن هذا المنهج دائما ما يتضمن مدفوعات فائدة الرهن العقاري. وعلى الرغم من أن هذا أمرا شائعا، إلا أنه غير صحيح من الناحية التحليلية. أولا، لا يتم تنفيذ الإجراء بصورة متسقة عبر كافة المشتريات. فالسلع الأخرى التي يتم شراؤها بنظام الائتمان، من خلال بطاقات الائتمان مثلا، عادة لا يتم التعامل معها على أنها أغلى ثمنا لهذا السبب (على الرغم من كونها كذلك في نيوزيلندا). ثانيا، فإن التعامل مع تدفقات الفائدة غير متسق عبر الأفراد. فإذا تأثر أحد المقترضين سلبا نوعا ما عندما ترتفع أسعار الفائدة، عندئذ يكون المُقرض الذي يمتلك أصلا يدر فائدة أفضل حالا؛ فلماذا نقيس أحدهما وليس الآخر؟ فإذا قمتُ ببيع أصل مُغل للفائدة، لنقل مثلا حصة في صندوق استثمار مشترك، لشراء مسكن، لماذا يتم التعامل معي على نحو يختلف عن شخص يقترض بضمان رهن عقاري (بسعر فائدة متغير). ثالثا، ألا يتعين تقييم مسألة سعر المشتريات أيا كانت على نحو منفصل عن قضية كيفية تمويلها؟ فتميل الواردات والمخزونات وكافة مشتريات الأعمال إلى أنه يتم شراؤها جزئيا بنظام الائتمان. فهل يتعين أن ننظر إلى الواردات على أنها أغلى ثمنا عندما تزيد تكلفة الائتمان التجاري؟ كذلك فإن النقود تتسم بأنها قابلة للاستبدال (fungible). فكما نعلم من الحسابات المتعلقة بالإقتراض العقاري، يمكن تأمين قرض على المسكن ولكن لاستخدامه لشراء أثاث. وفضلا على ذلك، فإن المدفوعات النقدية الفعلية تتغاضى تماما عن التغييرات في القيمة الجارية للمسكن سواء من حيث الاهتلاك، أو الأرباح/الخسائر على رأس المال، والتي غالبا ما تُظهِر التدفق النقدي على أنه صغير. وعلى الرغم من مشكلاته، تم استخدام منهج الدفع النقدي هذا في المملكة المتحدة حتى عام ١٩٩٤ ولا يزال مستخدما حتى الآن في آيرلندا.

٢٣-١٣٥ وعليه، فإن *المنهج القائم على الدفع في حالة المساكن التي يسكنها مالكوها* يعد أحد أنواع *منهج التدفق النقدي* إزاء تكاليف تشغيل المسكن الذي يسكنه مالكه. وتتمثل الاعتراضات المحتملة على هذا المنهج في أنه يتجاهل تكاليف الفرص البديلة لاقتناء أصل حقيقي في المسكن الذي يسكنه مالكه. ويتجاهل الاهتلاك، ويستخدم أسعار الفائدة الاسمية بدون أي تعويض للتضخم. إلا أنه إذا تم تعديل منهج الدفع مقابل هذه التكاليف

---

[٦٠] يمكن تطبيق مناهج الاحتياز وتكلفة الاستخدام ومكافئ الإيجار على أي سلعة استهلاكية معمرة، ولكن لتطبيق منهج مكافئ الإيجار يتعين وجود أسواق إيجار أو تأجير ملائمة للسلعة المعمرة.

المحتسبة، تكون النتيجة هي منهج معقد نوعا ما لتكلفة الاستخدام إزاء التعامل مع السكن. ومع ذلك، وكما هو مذكور في الفصل العاشر، في ظل بعض الشروط، قد يكون منهج الدفع إزاء التعامل مع المساكن التي يسكنها مالكوها حلا وسطا معقولا. وبشكل عام، يميل منهج الدفع إلى أنه يؤدي إلى نفقات شهرية أقل كثيرا على المساكن التي يسكنها مالكوها مقارنة بالمناهج الرئيسية الثلاثة، باستثناء خلال الفترات التي تتسم بارتفاع معدل التضخم، عندما يصبح حد فائدة الرهن العقاري الاسمية كبيرا جدا بدون أي بنود مقابلة مع مراعاة أثر التضخم.[٦١]

مناهج بديلة لتسعير المساكن التي يسكنها مالكوها

٢٣-١٣٦ بالنسبة للسلع الاستهلاكية المعمرة التي تتسم بأعمار مفيدة طويلة، لن يكون المنهج المعتاد القائم على الاحتياز كافيا لمستخدمي مؤشر أسعار المستهلكين الذين يريدون أسعارا تقيس تدفقات الخدمات التي تولدها السلع الاستهلاكية المعمرة. ويعد ذلك صحيحا بصفة خاصة للمساكن التي يسكنها مالكوها. وعليه، فإلى جانب المنهج القائم على الاحتياز، سوف يكون مفيدا للعديد من المستخدمين إذا ما قامت الوكالة الإحصائية بتطبيق شكل مختلف من منهج مكافئ الإيجار أو منهج تكلفة الاستخدام بالنسبة للسلع المعمرة الاستهلاكية ذات العمر الطويل وللمساكن التي يسكنها مالكوها بصفة خاصة. عندئذ يمكن للمستخدمين اختيار المنهج الذي يناسب أغراضهم على أفضل وجه. ويمكن اختيار أي من المناهج الرئيسية الثلاثة ليتم استخدامه في مؤشر أسعار المستهلكين الكلي (headline CPI). ويمكن إتاحة المنهجين الآخرين للمستخدمين في صورة جداول تحليلية.

٢٣-١٣٧ ونختتم هذا الفصل بعرض موجز للمشكلات التي ينطوي عليها تطبيق المناهج الثلاثة الرئيسية لقياس تغير الأسعار للمساكن التي يسكنها مالكوها.

المنهج القائم على الاحتياز

٢٣-١٣٨ لأجل تطبيق منهج الاحتياز، سوف يلزم وجود مؤشر أسعار للنوعية الثابتة لمبيعات الوحدات السكنية الجديدة.

---

[٦١] في حالة ارتفاع معدل التضخم، قد تحتاج الوكالة الإحصائية التي تستخدم منهج الدفع إلى النظر في تعديل أسعار فائدة الرهن العقاري الاسمية مقابل مكون التضخم، وذلك على غرار ما تم في الفقرات من ٢٣-٩٥ إلى ٢٣-٩٩. وللاطلاع على مزيد من الدراسات حول منهج الدفع، راجع الفصل العاشر.

منهج مكافئ الإيجار

الخيار ١: استخدام تقديرات مالكي المساكن للإيجارات

٢٣-١٣٩ وفي هذا الخيار، سوف يتم إجراء مسح لمالكي المساكن، والطلب منهم بأن يقوموا بتقدير سعر إيجاري لوحدتهم السكنية. وتتمثل مشكلات هذا المنهج فيما يلي:

- قد لا يستطيع مالكو المساكن توفير تقديرات دقيقة جدا للقيمة الإيجارية لوحدتهم السكنية.
- يتعين على الوكالة الإحصائية إجراء تعديل على هذه الإيجارات المقدرة عبر الزمن للأخذ في الحسبان آثار الاهتلاك، والتي تجعل نوعية الوحدة تنخفض ببطء عبر الزمن (إلا إذا تمت معادلة هذا التأثير بنفقات التجديد والتصليح).[٦٢]
- يتعين توخي الحرص لتحديد الخدمات الإضافية المتضمنة في الإيجار المقدر لمالك المسكن؛ أي هل يتضمن الإيجار التأمين والكهرباء والوقود أو استخدام مختلف السلع الاستهلاكية المعمرة إلى جانب الإنشاءات؟ وإذا كان الأمر كذلك، يتعين حذف هذه الخدمات من الإيجار، نظرا لأنها مغطاة في مكان آخر في مؤشر أسعار المستهلكين.[٦٣]

الخيار ٢: استخدام نموذج انحدار هيدوني لسوق الإيجار لاحتساب الإيجارات

٢٣-١٤٠ وفي هذا الخيار، سوف تجمع الوكالة الإحصائية بيانات عن الممتلكات المؤجرة وخصائصها، ثم تستخدم هذه المعلومات لإنشاء نموذج انحدار هيدوني لسوق الإيجارات السكنية.[٦٤] وعندئذ يتم استخدام هذا النموذج لاحتساب الأسعار للممتلكات التي يسكنها مالكوها. وتتمثل مشكلات هذا المنهج فيما يلي:

- إنه كثيف الاحتياج للمعلومات؛ فبجانب حاجته لمعلومات عن الإيجارات وخصائص الممتلكات المؤجَرة، سوف يلزم أيضا توافر معلومات عن خصائص الممتلكات التي يسكنها مالكوها.
- ويمكن أن تختلف خصائص المجموعة السكانية التي تملك مساكنها تماما عن خصائص المجموعة السكانية التي تستأجر مساكنها. وبصفة خاصة، لا يُوصَى باتباع هذا المنهج إذا كان سوق إيجار المساكن يخضع لقيود على تحرك الإيجارات.

---

[٦٢] راجع الفقرات من ٢٣-٧٩ إلى ٢٣-٩٣.

[٦٣] يمكن القول بأن هذه الخدمات الإضافية التي قد تُدرَج في الإيجار هي مسألة ترجيح بشكل رئيسي؛ أي أن الاتجاه العام في الإيجار المقدر لمالك المسكن سوف يكون تقديرا دقيقا على نحو معقول للاتجاه العام في الإيجارات بعد التعديل مقابل الخدمات الإضافية المتضمنة في الإيجار.

[٦٤] راجع Hoffmann and Kurz (2002) للاطلاع على مثال لهذا النموذج.

- تعاني نماذج الانحدار الهيدوني من نقص من حيث قابلية إعادة الإنتاج، حيث إن الباحثين المختلفين سوف تكون لديهم خصائص مختلفة في النموذج ويستخدمون أشكالا دالية مختلفة.
- ومن المناقشات أعلاه يمكن ملاحظة أن الإيجارات السوقية يمكن أن تكون أعلى كثيرا من تكاليف الفرصة البديلة لمالكي المساكن. وعليه، قد يؤدي استخدام الإيجارات السوقية لاحتساب الإيجارات للمالكين–الساكنين إلى إيجارات عالية بشكل مبالغ فيه.[٦٥] ومن جهة أخرى، إذا كان هناك قيود على تحرك الإيجارات أو تكدس مؤقت في الممتلكات المؤجَرة، عندئذ يمكن أن تكون الإيجارات السوقية منخفضة جدا مقارنةً بتكاليف الفرصة البديلة لمالكي المساكن.
- وهناك بعض الأدلة على اختلاف الاهتلاك نوعا ما بالنسبة للوحدات الإيجارية عنه في حالة الوحدات السكنية التي يسكنها مالكوها.[٦٦] وإذا كان الأمر كذلك، فإن إجراء الاحتساب سوف يكون غير صحيح إلى حد ما. إلا أن كافة الدراسات التي تقدّر الاهتلاك للمساكن التي يسكنها مالكوها تعاني من تحيزات ناجمة عن التعامل غير الدقيق مع مكون الأرض في قيمة العقار ونقص المعلومات بشأن نفقات التصليح والتجديد والصيانة خلال حياة الوحدة السكنية. وليس مؤكدا أن الاهتلاك للوحدات السكنية الإيجارية يختلف بصورة كبيرة عنه في حالة الوحدات التي يسكنها مالكوها.

منهج تكلفة الاستخدام

٢٣–١٤١ من الضروري أولا تحديد ما إذا سيتم حساب تكلفة الاستخدام للمسكن بشكل قَبْلي أو بعدي. ويبدو أن المنهج القَبْلي هو الأكثر فائدة لأغراض مؤشرات أسعار المستهلكين؛ وهذه هي الأسعار التي يتعين أن تظهر في النماذج الاقتصادية لخيارات المستهلكين. بالإضافة إلى ذلك، سوف يؤدي المنهج البَعدي إلى تكاليف استخدام تتسم بالتقلب كثيرا لتلائم احتياجات معظم المستخدمين. وبالطبع، تتمثل مشكلة المنهج القَبْلي في أنه سيكون من الصعوبة بمكان تقدير معدلات التضخم المتوقعة لأسعار المساكن.

---

[٦٥] ومرة أخرى يمكن القول بأن هذه تعد مسألة ترجيح بشكل رئيسي؛ أي أن الاتجاه العام في الإيجارات السوقية سوف يمثل تقديرا دقيقا على نحو معقول للاتجاه العام في تكاليف الفرصة البديلة لمالكي المساكن.

[٦٦] وفقا لدراسة كل من Stephen Malpezzi, Larry Ozanne and Thomas G Thibodeau (1987, p. 382): "فإن متوسط معدل الاهتلاك للممتلكات الإيجارية ثابت بصورة لافتة للأنظار، إذ يتراوح بين ٠,٥٨% إلى ٠,٦٠% خلال فترة الخمسة وعشرين عاما. وتُظهِر معدلات الاهتلاك للوحدات السكنية التي يسكنها مالكوها مزيدا من التفاوت مقارنة بالمعدلات المقدّرة للوحدات التي يسكنها مستأجرون. ويتراوح متوسط معدل الاهتلاك للمساكن التي يسكنها مالكوها من ٠,٩% في السنة ١ إلى ٠,٢٨% في السنة ٢٠".

الخيار ٣: منهج نسبة الإيجار إلى القيمة

٢٣-١٤٢ وفي هذا الخيار، تجمع الوكالة الإحصائية معلومات عن الإيجارات السوقية المدفوعة لعينة من الممتلكات المؤجَرة، ولكنها تجمع كذلك معلومات عن سعر بيع هذه الممتلكات المؤجرة عند بيعها. وباستخدام هاتين المعلومتين، يمكن للوكالة الإحصائية أن تكوّن *نسبة مقدرة للإيجار إلى القيمة* بالنسبة للممتلكات المؤجَرة من الأنواع المختلفة. ويمكن ملاحظة أن نسبة الإيجار إلى القيمة هذه تمثل تقديرا لكافة الحدود التي تُدرَج في صيغة قَبلية لتكلفة الاستخدام، باستثناء سعر الأصل للممتلكات؛ أي يمكن النظر إلى نسبة الإيجار إلى القيمة لأحد الممتلكات على أنها تقدير لسعر الفائدة ناقص التضخم المتوقع في أسعار المساكن زائد معدل الاهتلاك زائد مختلف المعدلات الأخرى التي نوقشت في الفقرات من ٢٣-٩٤ إلى ٢٣-١٢٠، مثل التأمين ومعدلات الضريبة على الممتلكات. وفي ظل افتراض بأن هذه المعدلات تظل ثابتة على نحو معقول في المدى القصير، فإن التغيرات في تكاليف الاستخدام تكون مساوية للتغيرات في سعر المساكن التي يسكنها مالكوها. ومن ثم، يمكن تطبيق هذا المنهج إذا أمكن تطوير مؤشر أسعار للنوعية الثابتة بالنسبة لقيمة رصيد المساكن التي يسكنها مالكوها. وقد يتقرر تقدير المؤشر الشامل للمساكن التي يسكنها مالكوها تقريبيا بواسطة مؤشر لأسعار المساكن الجديدة. وفي حالة القيام بذلك، يُختَزل المنهج أساسا إلى منهج الاحتياز، باستثناء أن الأوزان الترجيحية سوف تكون أكبر بشكل عام باستخدام منهج تكلفة الاستخدام هذا.[٦٧] وتتمثل مشكلات هذا المنهج فيما يلي:

- سوف يحتاج قدرا كبيرا من الموارد لإنشاء مؤشر أسعار للنوعية الثابتة بالنسبة لرصيد الوحدات السكنية التي يسكنها مالكوها. وفي حالة استخدام نموذج انحدار هيدوني، ثمة مشكلات مرتبطة بالقدرة على إعادة النتائج.
- يمكن لنسب الإيجار إلى القيمة أن تتغير بشكل كبير عبر الزمن. وعليه، سوف يكون ضروريا الاستمرار في جمع معلومات عن الإيجارات وأسعار البيع للممتلكات المؤجرة.
- كما هو مذكور في الفقرتين ٢٣-١٢١ و٢٣-١٢٢، يمكن لهيكل تكلفة الاستخدام للممتلكات المؤجَرة أن يختلف تماما عن هيكل تكلفة الاستخدام المناظر للممتلكات التي يسكنها مالكوها. وعليه، فإن استخدام نسب الإيجار إلى القيمة يمكن أن يعود بنتائج مضللة.[٦٨]

الخيار ٤: منهج تكلفة الاستخدام المبَّسط

٢٣-١٤٣ يعد هذا المنهج مماثلا للخيار ٣ أعلاه، ولكن بدلا من استخدام نسبة الإيجار إلى القيمة لتقدير مجموع المعدلات المختلفة في صيغة تكلفة الاستخدام، يتم عمل تقديرات مباشرة من هذه المعدلات. وإذا ما

---

[٦٧] راجع المناقشة في الفقرات من ٢٣-٣٤ إلى ٢٣-٤٢.

[٦٨] غير أن هذه تعد مسألة ترجيح بالأساس، وعليه يتعين على الاتجاه العام في المؤشر ذي النوعية الثابتة لأسعار رصيد المساكن التي يسكنها مالكوها أن يمثل تقديرا تقريبيا وافيا للاتجاه العام في تكاليف الاستخدام للمساكن التي يسكنها مالكوها.

استُخدم منهج تكلفة الاستخدام سلندي المبَّسط محل المناقشة في الفقرات من ٢٣-٧٩ إلى ٢٣-٩٣، فإن كل ما يلزم هو مؤشر للنوعية الثابتة لأسعار المساكن التي يسكنها مالكوها، وسعر فائدة حقيقي مقدر، ومعدل اهتلاك مركب مقدر على الإنشاءات والأراضي معا. وتتمثل مشكلات هذا المنهج فيما يلي:

- على غرار الخيار الثالث أعلاه، سوف يحتاج هذا المنهج قدرا كبيرا من الموارد لإنشاء مؤشر للنوعية الثابتة لأسعار رصيد الوحدات السكنية التي يسكنها مالكوها. وفي حالة استخدام نموذج انحدار هيدوني، تكون هناك مشكلات مرتبطة بالقدرة على إعادة النتائج.
- ليس معلوما بأي درجة من التأكد ما هو سعر الفائدة الحقيقي المناسب الذي يتعين توافره.
- وعلى نحو مماثل، من الصعوبة بمكان تحديد معدل الاهتلاك "الصحيح" اللازم.[٦٩]

وتتعقد هذه المشكلة بالحقيقة التي مفادها أنه عبر الزمن يميل سعر الأرض إلى الزيادة على نحو أسرع من سعر إنشاء مبنى سكني، وعليه فإن مكون سعر الأرض لوحدة سكنية يسكنها مالكها يميل إلى الزيادة من حيث الأهمية، الأمر الذي بدوره يميل إلى خفض معدل الاهتلاك المركب.

الخيار ٥: منهج المحاسبة القومية

٢٣-١٤٤ يعتمد هذا المنهج على قيام قسم الحسابات القومية التابع للوكالة الإحصائية عادة بجمع بيانات عن الاستثمار في المساكن السكنية، وعن النفقات على أعمال تصليح وتجديد المساكن. فضلا على ذلك، يقوم العديد من الوكالات الإحصائية بعمل تقديرات لرصيد الوحدات السكنية، حتى تتوافر تقديرات لمعدلات اهتلاك الإنشاءات. وأخيرا، إذا قامت الوكالة الإحصائية أيضا بإنشاء ميزانية عمومية قومية، عندئذ سوف تتوافر كذلك تقديرات لقيمة الأرض السكنية. وعليه، تتوافر كافة العناصر الأساسية الضرورية لإنشاء أرصدة للإنشاءات السكنية وأرصدة للأراضي المتصلة بها. وإلى جانب ذلك، إذا تم عمل افتراضات حول سعر الفائدة الاسمي المناسب وعن الأسعار المتوقعة للإنشاءات والأراضي،[٧٠] عندئذ يمكن إنشاء إجمالي تكاليف الاستخدام للإنشاءات السكنية والأراضي السكنية. ويمكن استقطاع النسبة من هذه الأرصدة التي يتم تأجيرها، ويمكن عمل تقديرات لتكاليف الاستخدام والقيم المقابلة للأراضي والإنشاءات السكنية التي يسكنها مالكوها. وبالطبع، سوف يكون من المستحيل تقريبا القيام بكل ذلك على أساس جارٍ، ولكن يمكن إجراء كافة الحسابات أعلاه لفترة أساس ما لأجل الحصول على أوزان ترجيحية مناسبة للإنشاءات والأراضي التي يسكنها مالكوها. عندئذ، يمكن أن نرى أن المحركات الرئيسية لتكاليف الاستخدام الشهرية هي سعر الإنشاءات الجديدة وسعر

---

[٦٩] نظرا لنقص المعلومات عن أعمال التصليح والتجديد، تتفاوت معدلات الاهتلاك المقدرة للمساكن بشكل واسع:
وأحد الملامح الملفتة للانتباه في نتائج المناهج الثلاثة المستخدمة في هذه الدراسات وغيرها من الدراسات المرتبطة هي تفاوتها: إذ تتراوح التقديرات من نحو نصف في المائة سنويا إلى اثنين ونصف في المائة Malpezzi, Ozanne and Thibodeau (1987, pp. 373–375).

[٧٠] وكبديل عن ذلك، يمكن افتراض سعر فائدة حقيقي ملائم.

الأراضي السكنية. ومن ثم، إذا ما تم تطوير مؤشرات شهرية وتتسم بحسن التوقيت لهذين السعرين، يكون الإجراء بأكمله قابلا للتطبيق. وتتمثل مشكلات هذا المنهج فيما يلي:

- على غرار الخيار ٤ أعلاه، سوف يكون من الصعوبة بمكان تحديد ماهية معدلات الاهتلاك وأسعار الفائدة الحقيقية "الصحيحة".[٧١]
- سوف يكون من الصعوبة بمكان إنشاء سعر شهري لمؤشر الأراضي السكنية.
- قد يكون من الصعوبة بمكان تحويل مخفض أسعار الاستثمار في المساكن السكنية من ربع سنوي إلى شهري.

٢٣-١٤٥ وللخيارات الخمسة الواردة أعلاه مميزاتها وعيوبها؛ فلا يبدو أن هناك خيارا أمثل واضحا. وعليه، يجب على كل وكالة إحصائية تحديد ما إذا كانت لديها الموارد اللازمة لتطبيق أي من هذه الخيارات الخمسة إلى جانب منهج الاحتياز المعتاد إزاء التعامل مع المساكن التي يسكنها مالكوها. ومن وجهة نظر منهج تكلفة المعيشة إزاء مؤشر أسعار المستهلكين، سوف يمثل أي من الخيارات الخمسة تقديرا تقريبيا وافيا للمعاملة المثالية من منظور قياس تدفق الخدمات الاستهلاكية في كل فترة.[٧٢]

[٧١] كالعادة، يمكن القول بأن الأخطاء عند تقدير هذه المعلمات سوف تؤثر بصورة رئيسية على الأوزان الترجيحية المستخدمة في مؤشر الأسعار.

[٧٢] بالنسبة للسلع الاستهلاكية المعمرة التي لا تتغير من حيث النوعية عبر الزمن، قد يكون الخيار ٥ كافيا.

مسرد لأهم المصطلحات

يحتوي ملحق هذا المسرد على أهم صيغ الأرقام القياسية الإجمالية المستخدمة في سياق إعداد مؤشر أسعار المستهلكين إلى جانب العلاقات المتداخلة فيما بينها.

منهج الاحتياز	منهج الاحتياز هو أحد المناهج المستخدمة في إعداد مؤشرات أسعار المستهلكين، ويرتبط فيه الاستهلاك بالسلع والخدمات الاستهلاكية التي تحتازها الأسرة المعيشية في فترة ما (وليس السلع والخدمات المستخدمة كليا أو جزئيا لأغراض الاستهلاك). وبحسب نطاق السلع والخدمات المراد استخدامه في سياق إعداد مؤشر أسعار المستهلكين، يمكن أن تشمل الحيازات بجانب السلع والخدمات المشتراة السلع والخدمات التي تحتازها الأسر المعيشية عن طريق الإنتاج الخاص أو التي تحصل عليها في شكل تحويلات اجتماعية عينية من الحكومة أو من المؤسسات غير الهادفة للربح.
قابلية الجمع	تساوي قيمة الإجمالي مجموع قيم أجزائه بالأسعار الجارية. وتقتضي قابلية الجمع أن يظل الحال كذلك عند استنباط القيم الحالية للإجمالي وأجزائه في فترة ما باستخدام مجموعة من مؤشرات الكميات المترابطة فيما بينها، أو عند تكميشها باستخدام مجموعة من مؤشرات الأسعار المترابطة فيما بينها.
الإجمالي	مجموعة من المعاملات المرتبطة بتدفق معين من السلع والخدمات، مثل إجمالي مشتريات الأسر المعيشية المقيمة من السلع والخدمات الاستهلاكية في فترة ما. ويستخدم كذلك مصطلح "الإجمالي" للإشارة إلى قيمة مجموعة محددة من المعاملات.
التجميع	يشير مصطلح التجميع إلى عملية دمج مجموعات مختلفة من المعاملات أو الجمع بينها للحصول على مجموعات أكبر من المعاملات. وتوصف المجموعة الأكبر بأنها من *مستوى* تجميعي أعلى مقارنة بالمجموعات المكوِّنة لها. كما يستخدم المصطلح للإشارة إلى عملية جمع الإجماليات من المستوى الأدنى للحصول على إجماليات من مستوى أعلى. أما في حالة مؤشرات الأسعار، فيستخدم المصطلح للإشارة إلى عملية حساب متوسط مؤشرات أسعار قائمة على أساس إجماليات من مستوى أدنى، أو دمجها بطريقة ما، للحصول على مؤشرات أسعار قائمة على أساس إجماليات من مستوى أعلى.
المنهج البديهي أو الاختباري	المنهج البديهي أو الاختباري هو المنهج المستخدم في إطار نظرية الرقم القياسي لتحديد صيغة الرقم القياسي التي يتعين استخدامها، وذلك على أساس خصائصها الرياضية. ويقوم هذا المنهج على وضع قائمة من الاختبارات يتطلب اجتياز المؤشر

لها توفر خاصية معينة به أو اتفاقه مع قاعدة بديهية معينة. ويمكن بعد ذلك اختيار الرقم القياسي على أساس عدد الاختبارات المجتازة. ولا يمكن اعتبار جميع الاختبارات مهمة بالقدر نفسه، وقد يكون عدم اجتياز أحد المؤشرات لاختبار أو اختبارين من الاختبارات الرئيسية سببا كافيا لعدم استخدامه.

فترة الأساس

عادة ما تعرَّف فترة الأساس على أنها الفترة التي تقارن بها جميع الفترات الأخرى. غير أن المصطلح قد يختلف معناه باختلاف السياق الوارد فيه. ويمكن هنا التمييز بين فترات أساس ثلاثة:

- *الفترة المرجعية للأسعار*: هي الفترة التي تقارن بأسعارها الأسعار في فترات أخرى. وتظهر أسعار الفترة المرجعية للأسعار في مقام الأرقام النسبية للأسعار، أو نسب الأسعار، المستخدمة في حساب المؤشر. وعادة ما يشار إلى الفترة المرجعية للأسعار بالفترة صفر.
- *الفترة المرجعية للأوزان الترجيحية*: عادة ما تكون عام أو أكثر وتستخدم النفقات الخاصة بها كأوزان ترجيحية في المؤشر. وفي حالة استخدام نفقات هجين (وهي ناتج تقييم كميات فترة ما بأسعار فترة أخرى)، تستخدم الفترة التي تنتمي إليها الكميات كفترة مرجعية للأوزان الترجيحية. وعادة ما يشار إلى الفترة المرجعية للأوزان الترجيحية في هذا الدليل بالفترة b.
- *الفترة المرجعية للمؤشر*: هي الفترة التي تساوي فيها قيمة المؤشر ١٠٠.

ويجب التنويه إلى أنه في الممارسة الفعلية عادة ما تكون الفترة المرجعية للأوزان الترجيحية المستخدمة في إعداد مؤشر أسعار المستهلكين سنة، وربما سنتين أو أكثر، بينما يحسب مؤشر أسعار المستهلكين على أساس شهري أو ربع سنوي، وبالتالي تكون الفترة المرجعية للأسعار شهرا أو ثلاثة أشهر. وهكذا نادرا ما تتزامن من الناحية العملية الفترة المرجعية للأوزان الترجيحية مع الفترة المرجعية للأسعار، على الأقل عند حساب مؤشر أسعار المستهلكين للمرة الأولى، بينما كثيرا ما تتزامن الفترة المرجعية للأسعار مع الفترة المرجعية للمؤشر.

السلة

السلة هي مجموعة محددة من كميات السلع والخدمات. وفي سياق إعداد مؤشر أسعار المستهلكين، نجد أن هذه المجموعة قد تضم الكميات الفعلية من السلع والخدمات الاستهلاكية التي احتازتها الأسر المعيشية أو استخدمتها في فترة ما، أو قد تتكون من كميات افتراضية.

مؤشر الأسعار القائم على سلة السلع والخدمات

يقيس هذا المؤشر التغير النسبي في إجمالي قيمة سلة محددة من السلع والخدمات فيما بين الفترتين صفر وt، أي $\sum p^t q / \sum p^0 q$، حيث الحدان q يرمزان إلى الكميات المحددة. راجع *مؤشر لو*.

التحيز	انحراف مؤشر أسعار المستهلكين انحرافا منهجيا عن أحد المؤشرات المثالية أو المفضلة بسبب الأسلوب المتبع في جمع البيانات أو معالجتها، أو بسبب صيغة المؤشر المستخدمة. راجع تحيز تكلفة المعيشة وتحيز التمثيل.
ارتداد الأسعار	يشير مفهوم ارتداد الأسعار إلى الحالة التي تكون فيها مجموعة الأسعار في الفترة الثانية ليست سوى تكرار لمجموعة الأسعار في الفترة الأولى، لكن مع اختلاف ترتيبها. وهكذا تحسب الأرقام النسبية للأسعار في هذه الحالة بمقارنة كل من الأسعار في الفترة الأولى بسعر آخر من مجموعة الأسعار نفسها.
مؤشر كارلي للأسعار	مؤشر كارلي للأسعار هو أحد المؤشرات الأولية للأسعار، وهو عبارة عن المتوسط الحسابي البسيط، أو غير المرجح، للأرقام النسبية للأسعار بالعينة.
الترحيل	اعتبار السعر المختفي لأحد البنود في فترة ما مساو لآخر سعر ملاحظ له.
التصنيف المركزي للمنتجات	التصنيف المركزي للمنتجات هو تصنيف متفق عليه دوليا للسلع والخدمات على أساس الخصائص المادية للسلع أو طبيعة الخدمات المقدمة.
المؤشر بنظام السلسلة	هذا المؤشر عبارة عن متوالية من الأرقام القياسية تعبر عن سلسلة طويلة من الفترات، وتحسب هذه المتوالية بوصل أرقام قياسية تعبر عن سلاسل أقصر من الفترات. راجع *الوصل*، وكذلك *المعادلة رقم (6) في الملحق*.
الخصائص	الخصائص المادية أو الاقتصادية لسلعة أو خدمة ما التي يمكن من خلالها تحديد طبيعة هذه السلعة أو الخدمة وتصنيفها.
الدائرية (قابلية التعدي)	الدائرية هي إحدى خواص الأرقام القياسية، بحيث إذا كانت القيمة ${}_jI_k$ تمثل مؤشر أسعار ما يقيس التغير فيما بين الفترتين j وk، فإن ${}_jI_l \equiv {}_jI_k \cdot {}_kI_l$ حيث المؤشران ${}_jI_l$ و${}_kI_l$ من النوع نفسه. فالمؤشر يكون متعديا إذا تساوى المؤشر الذي يقارن بين الفترتين j وl مقارنة غير مباشرة عن طريق الفترة k مع المؤشر الذي يقارن بين الفترتين j وl مباشرة. وقد يتعين في إطار المنهج البديهي أن يكون أحد الإختبارات المستخدمة هو قابلية الرقم القياسي للتعدي.
الاستهلاك الجماعي	السلع والخدمات التي تستهلكها مجموعة ما من المستهلكين أو التي يستهلكها المجتمع ككل في الوقت نفسه، كخدمات الدفاع التي توفرها الدولة على سبيل المثال.
قابلية القياس	راجع *اختبار ثبات المؤشر مع تغير وحدة القياس*
اختبار انعكاس النسق السلعي	اختبار انعكاس النسق السلعي هو أحد الاختبارات التي قد تجرى في إطار المنهج البديهي، ويتطلب اجتيازه ثبات مؤشر الأسعار مع تغير ترتيب مجموعة المنتجات التي يمثلها.
المكون	المكون هو إحدى المجموعات الفرعية من السلع والخدمات التي يتكون منها إجمالي ما.

مؤشر تكلفة المعيشة المشروط
يقيس مؤشر تكلفة المعيشة المشروط التغير في تكلفة الحفاظ على مستوى معين من المنفعة أو المعيشة، وذلك بافتراض ثبات جميع العوامل التي تؤثر على منفعة المستهلك أو رفاهيته (كالظروف البيئية المحيطة على سبيل المثال) *فيما عدا الأسعار التي يغطيها المؤشر*. راجع *مؤشر تكلفة المعيشة*.

الاتساق عند التجميع
يعتبر المؤشر الكلي متسقا عند التجميع عندما لا تتغير قيمته سواء جرى حسابه مباشرة في خطوة واحدة دون فصل مكوناته أو في خطوتين أو أكثر، وذلك بحساب مؤشرات مستقلة (مؤشرات فرعية) لمكوناتها (المكونات الفرعية) ثم جمع هذه المؤشرات بعد ذلك، وتستخدم الصيغة نفسها في كل خطوة من الخطوات.

مؤشر أسعار المستهلكين
مؤشر أسعار المستهلكين هو مؤشر شهري أو ربع سنوي تقوم بإعداده وإصداره وكالة إحصائية رسمية، وهو يقيس التغيرات في أسعار السلع والخدمات الاستهلاكية التي تحتازها الأسر المعيشية أو تستخدمها. وقد يختلف تعريفه التفصيلي من بلد لآخر.

المستهلكون
أفراد أو مجموعات يعيشون معا كأسر معيشية.

الاستهلاك
ينقسم الاستهلاك إلى عدة أنواع:

- *الاستهلاك الوسيط* الذي يتمثل في السلع والخدمات التي تستخدمها الشركات كمدخلات في عمليات الإنتاج، ويستبعد من مؤشرات أسعار المستهلكين.
- *الاستهلاك الجماعي* الذي يتمثل أساسا في الخدمات الجماعية التي توفرها الحكومة للمجتمع ككل، ويستبعد هو الآخر من مؤشرات أسعار المستهلكين.
- *الاستهلاك الفردي النهائي* الذي يتمثل في السلع والخدمات التي قد تحتازها فرادى الأسر المعيشية لإشباع حاجاتها ورغباتها. راجع أيضا *النفقات الاستهلاكية للأسر المعيشية*.

استهلاك الإنتاج الذاتي
السلع والخدمات التي تستهلكها الأسرة المعيشية نفسها التي تنتجها. وتقع ضمن هذه الفئة الخدمات الإسكانية التي يستهلكها المالكون الساكنون. ويجب احتساب أسعار لهذه السلع والخدمات إذا كانت لتدرج في نطاق مؤشرات أسعار المستهلكين. ويعتمد إدراجها من عدمه على النطاق المستهدف لمؤشر أسعار المستهلكين.

الاستمرارية
الاستمرارية هي إحدى خواص مؤشر الأسعار بحيث يكون دالة متصلة لمتجهي أسعاره وكمياته.

تحيز مؤشر تكلفة المعيشة
مصطلح آخر للإشارة إلى *التحيز الناتج عن الإحلال*.

مؤشر تكلفة المعيشة
مؤشر تكلفة المعيشة هو مؤشر يقيس التغير بين فترتين فيما *قد* يتحمله المستهلكون ذو التفضيلات أو الأذواق الثابتة الذين يسعون إلى تعظيم المنفعة من أقل قدر من الإنفاق للحفاظ على مستوى معين من المنفعة (أو المعيشة أو الرفاهية). ولا يقوم

مؤشر تكلفة المعيشة على سلة من السلع والخدمات لأنه قد يكون من المتوقع تغير الكميات التي يستهلكها المستهلكون نتيجة التغير في الأسعار النسبية (راجع *أثر الإحلال*). وعادة ما يصعب ملاحظة النفقات في إحدى الفترتين أو في كليهما. ولا يمكن حساب مؤشرات تكلفة المعيشة مباشرة ولكن يمكن الحصول على قيم تقريبية لها باستخدام المؤشرات الممتازة. راجع *مؤشر تكلفة المعيشة المشروط*.

نطاق التغطية — مجموعة السلع والخدمات التي يغطي المؤشر أسعارها بالفعل. وقد تقتضي الممارسة العملية استخدام نطاق أضيق من النطاق المثالي للمؤشر، أي مجموعة السلع والخدمات التي يفضل معدو المؤشر إدراجها إذا ما أمكن ذلك.

الفترة الحالية أو فترة المقارنة — ينبغي مبدئيا أن يشير مصطلح الفترة الحالية إلى الفترة الأخيرة التي أعد أو يعد عنها المؤشر، لكن الكثيرين يستخدمونه للإشارة إلى فترة المقارنة، أي الفترة التي تقارن بفترة الأساس التي عادة ما تكون الفترة المرجعية للأسعار أو الفترة المرجعية للمؤشر. كذلك يستخدمه الكثيرون للإشارة ببساطة إلى آخر الفترتين اللتين تجري المقارنة فيما بينهما. وعادة ما يتضح المعنى المحدد من خلال السياق.

الأسعار الجارية — الأسعار الفعلية السائدة في الفترة المعنية.

القيمة الحالية — القيمة الحالية هي القيمة الفعلية لإجمالي ما في الفترة المعنية، وتساوي حاصل ضرب كميات الفترة في أسعار الفترة نفسها.

معاينة حد الفصل — إحدى طرق المعاينة التي تقوم على تعيين حد ما تعيينا مسبقا مع إدراج العينة جميع وحدات المجتمع الإحصائي التي توازي الحد أو تتجاوزه واستبعاد جميع الوحدات التي تقع دونه. وعادة ما يتم تعيين الحد على أساس حجم أحد المتغيرات ذات الصلة، حيث تدرج الوحدات الكبرى في العينة وتنعدم فرصة إدراج بقية الوحدات. وفي حالة متاجر التجزئة، قد يتحدد الحجم على أساس المبيعات.

التكميش — قسمة القيمة الحالية لإجمالي ما على أحد مؤشرات الأسعار (يشار إليه بـ*المكمّش*) لإعادة تقييم الكميات المكونة لهذا الإجمالي بأسعار الفترة المرجعية للأسعار.

المؤشر الديموقراطي — نوع من أنواع مؤشرات أسعار المستهلكين تعطى عند حسابه جميع الأسر المعيشية أوزانا ترجيحية متساوية بغض النظر عن حجم نفقاتها.

الخصم — اقتطاع جزء من السعر المعلن لسلعة أو خدمة ما مقدمة لفئة معينة من العملاء في ظروف معينة. ومن أمثلة ذلك الخصومات النقدية وخصومات السداد الفوري وخصومات الكمية والخصومات التجارية والخصومات الدعائية.

مؤشر ديفيزيا — مؤشر ديفيزيا هو مؤشر أسعار أو كميات تكون الأسعار والكميات فيه دوال زمنية متصلة. حيث يمكن بمفاضلة الإجمالي المعني بالنسبة للزمن تقسيم التغير في قيمته إلى مكونين، أحدهما مؤشر الأسعار والآخر مؤشر الكميات. ولا يمكن من الناحية العملية حساب المؤشرين مباشرة، ولكن قد يكون من الممكن الحصول على قيمة

	مقاربة لهما باستخدام المؤشرات بنظام السلسلة التي تتكون من مؤشرات تقيس التغير بين الفترات المتعاقبة متصلة ببعضها البعض.
المدى	مصطلح بديل يستخدم للإشارة إلى نطاق المؤشر.
الانحراف	يعتبر أن المؤشر بنظام السلسلة قد انحرف عندما لا يساوي واحد صحيح بعدما تعود الأسعار في الفترة الحالية إلى مستوياتها كما كانت في فترة الأساس. ومن المحتمل أن تنحرف المؤشرات بنظام السلسلة عندما تتقلب الأسعار خلال الفترات التي تغطيها.
مؤشر دروبيش للأسعار	المتوسط الحسابي لمؤشر لاسبير للأسعار ومؤشر باش للأسعار.
السلع الاستهلاكية المعمرة	السلع الاستهلاكية المعمرة هي السلع الاستهلاكية التي يمكن استهلاكها بشكل متكرر أو مستمر لفترة زمنية طويلة تمتد عادة لعدة سنوات.
مؤشر دوتو	مؤشر أسعار أولي يساوي نسبة المتوسط الحسابي غير المرجح للأسعار في إحدى الفترتين المقارنتين إلى المتوسط الحسابي غير المرجح للأسعار في الفترة الأخرى.
المنهج الاقتصادي	يفترض المنهج الاقتصادي المستخدم في إطار نظرية الرقم القياسي أن الكميات دوال للأسعار، مع اعتبار أن البيانات الملاحظة تكون نتيجة حلول لمختلف المشكلات المتعلقة بتعظيم الفائدة الاقتصادية. ويقتضي المنهج الاقتصادي عادة أن يكون مؤشر أسعار المستهلكين مؤشرا لتكلفة المعيشة.
مؤشر إدجورث للأسعار	مؤشر أسعار قائم على أساس سلة تتكون كمياتها من المتوسطات الحسابية البسيطة للكميات المستهلكة في الفترتين المقارنتين.
التحرير	تدقيق الأسعار الواردة من جامعي الأسعار ومراجعتها. ويمكن إجراء بعض هذه المراجعات عن طريق الكمبيوتر باستخدام برامج إحصائية مصممة لهذا الغرض.
الإجمالي الأولي	الإجمالي الأولي هو أصغر إجمالي للنفقات المتاحة للاستخدام لأغراض إعداد مؤشر أسعار المستهلكين. وتستخدم قيم الإجماليات الأولية في ترجيح مؤشرات الأسعار القائمة على الإجماليات الأولية للحصول على مؤشرات من مستوى تجميعي أعلى. وينبغي أن يغطي الإجمالي الأولي نطاقا ضيقا نسبيا من السلع والخدمات، كما يمكن المضي في تضييق النطاق بالاقتصار على السلع والخدمات التي تباع في منافذ بيع أو أماكن معينة. كذلك تستخدم الإجماليات الأولية كطبقات أو فئات تستخرج منها عينات الأسعار.
المؤشر الأولي للأسعار	المؤشر الأولي هو عبارة عن مؤشر أسعار قائم على إجمالي أولي. وعادة لا يمكن ترجيح الأرقام النسبية لأسعار منتجات العينة في الإجمالي الأولي بالأوزان الترجيحية للنفقات، وإن كان يمكن استخدام أنواع أخرى من الترجيح في حساب المؤشرات الأولية سواء بصورة صريحة أو ضمنية. ومن أمثلة صيغ الأرقام القياسية الأولية كارلي ودوتو وجيفونز.

الأوزان الترجيحية للنفقات — راجع *الأوزان الترجيحية*

التعديل الصريح مقابل التغير في النوعية — يقوم هذا المنهج على التقدير المباشر لنسبة التغير في سعر منتج ما نتيجة تغير خصائصه المادية أو الاقتصادية. ويقتضي ذلك تقدير حجم التغير في الأسعار المشاهدة لمنتجين نتيجة تغير بعض خصائصهما. ومن تطبيقات هذا المنهج التعديل مقابل التغير في النوعية باستخدام الطرق الهيدونية. راجع أيضا *التعديل الضمني مقابل التغير في النوعية*.

اختبار انعكاس المعامل — يفترض هذا الاختبار في إطار المنهج البديهي، أنه في حال تم إستبدال الأسعار بالكميات في أحد مؤشرات الأسعار للحصول على مؤشر للكميات له نفس الشكل الدالي لمؤشر الأسعار، يجب أن يكون حاصل ضرب قيمة مؤشر الكميات هذا في قيمة مؤشر الأسعار الأصلي مساويا للتغير النسبي في قيمة الإجمالي المعني.

مؤشر فيشر للأسعار — مؤشر فيشر للأسعار هو المتوسط الهندسي لمؤشر لاسبير للأسعار ومؤشر باش للأسعار. ويندرج مؤشر فيشر ضمن فئة المؤشرات المتماثلة والمؤشرات الممتازة.

المؤشرات القائمة على السلة الثابتة — المؤشرات القائمة على أساس السلة الثابتة هي عبارة عن متوالية زمنية مكونة من مؤشرات تقوم جميعها على سلة واحدة (راجع *المعادلة رقم (4) في الملحق*). وفي إطار مؤشر أسعار المستهلكين، عادة ما تتكون السلة الثابتة من إجمالي الكميات التي تستهلكها المجموعة المختارة من الأسر المعيشية خلال سنة أو أكثر.

المؤشرات القائمة على الأوزان الترجيحية الثابتة — يشير هذا المصطلح باختصار إلى متوالية من المتوسطات الحسابية للأرقام النسبية للأسعار مرجحة جميعها بالأوزان ذاتها (راجع *المعادلة رقم (13) في الملحق*). وعادة ما تكون هذه الأوزان الترجيحية إما أنصبة نفقات فعلية أو أنصبة نفقات هجين.

مؤشر لاسبير الهندسي — مؤشر لاسبير الهندسي هو عبارة عن متوسط هندسي للأرقام النسبية للأسعار مرجح بأنصبة النفقات في الفترة المرجعية للأسعار. ويشار إليه كذلك باسم مؤشر لاسبير اللوغاريتمي.

السلع — السلعة هي شيء مادي مطلوب من المستهلكين ويمكن امتلاكه أو تنقل ملكيته فيما بين الوحدات من خلال معاملات تجرى في السوق.

المنهج الهيدوني — المنهج الهيدوني هو أحد نماذج الانحدار، وفيه تعتبر الأسعار السوقية لمختلف المنتجات دالة لخصائص هذه المنتجات. وتمثَّل الخصائص غير الرقمية بمتغيرات صورية. ويعتبر كل من معاملات الانحدار تقديرا للأثر الحدي لخاصية ما على السعر الإجمالي. ويمكن استخدام هذه التقديرات للتنبؤ بسعر منتج جديد يختلف مزيج خصائصه عن مزيج خصائص أي منتج آخر متوفر في السوق. ولذلك يمكن استخدام المنهج الهيدوني في تقدير أثر التغير في النوعية على الأسعار.

مؤشر المستوى الأعلى
مؤشر المستوى الأعلى هو مؤشر كلي مقارنة بالمؤشر الأولي.

مسوح ميزانيات الأسر المعيشية
مسوح تجرى على عينات من الأسر المعيشية، حيث يطلب من الأسر تقديم بيانات أو تقديرات حول المبالغ التي ينفقونها على السلع والخدمات الاستهلاكية وغير ذلك من أغراض خلال فترة زمنية معينة.

الأسر المعيشية
قد تكون الأسر المعيشية إما أفراد يعيشون بمفردهم أو مجموعات أفراد يعيشون معا ويشتركون معا في توفير ضروريات الحياة. وتستبعد مجموعات الأفراد التي تعيش ضمن أسر معيشية مؤسسية كبيرة (مثل الثكنات وبيوت المتقاعدين الخ) من نطاق مؤشرات أسعار المستهلكين في معظم البلدان.

النفقات الاستهلاكية للأسر المعيشية
نفقات الأسر المعيشية على السلع والخدمات الاستهلاكية النهائية، ولا يشمل ذلك ما تنفقه الحكومات والمؤسسات غير الهادفة للربح على السلع والخدمات المقدمة للأسر المعيشية كتحويلات اجتماعية عينية مجانية.

القيم أو النفقات الهجين
القيم أو النفقات الهجين هي قيم أو نفقات افتراضية، حيث تقيَّم الكميات بأسعار تختلف عن تلك التي اشتريت أو بيعت بها بالفعل، مثلما يحدث على سبيل المثال عندما تقيَّم الكميات المشترية في فترة سابقة، كالفترة b مثلا، بالأسعار السائدة في فترة لاحقة، كالفترة 0 مثلا.

الأوزان الترجيحية الهجين
تعرف الأوزان الترجيحية الهجين بأنها أنصبة قيم أو أنصبة نفقات هجين.

اختبار التطابق
أحد الاختبارات التي تجرى في إطار المنهج البديهي، ويقتضي اجتيازه أن يساوي مؤشر الأسعار واحد صحيح في حال ظلت جميع الأسعار ثابتة في الفترتين.

التعديل الضمني مقابل التغير في النوعية
استنتاج التغير في نوعية أحد المنتجات الذي تتغير خصائصه بمرور الزمن استنتاجا غير مباشر، وذلك بتقدير التغير السعري المحض الذي طرأ على هذا المنتج أو افتراضه. فإذا افترضنا على سبيل المثال أن التغير السعري المحض يساوي متوسط التغير السعري لمجموعة منتجات أخرى، فإن التغير الضمني في النوعية يساوي حاصل قسمة التغير الفعلي الملاحظ في السعر على التغير السعري المحض المفترض. أما إذا افترضنا أن كامل التغير السعري الملاحظ هو تغير سعري محض، فلن يكون هناك تغير في النوعية. راجع أيضا *التعديل الصريح مقابل التغير في النوعية*.

السعر المحتسب
السعر المحتسب هو السعر الذي يحدد للسلعة التي يختفي سعرها في فترة ما. وقد يشير المصطلح أيضا إلى السعر الذي يحدد لبند ما لا يباع بالسوق، مثل السلع أو الخدمات التي تنتج للاستهلاك الخاص، بما في ذلك الخدمات الإسكانية التي ينتجها المالكون الساكنون، أو التي تقدمها الحكومات أو المؤسسات غير الهادفة للربح في

شكل مدفوعات عينية أو تحويلات مجانية.

الربط بمؤشر: تعديل القيمة النقدية لبعض المدفوعات المقررة المنتظمة تعديلا دوريا على أساس حركة مؤشر أسعار المستهلكين أو غيره من مؤشرات الأسعار الأخرى. وقد تكون هذه المدفوعات أجور أو رواتب أو مدفوعات ضمان اجتماعي أو غير ذلك من معاشات تقاعدية أو مزايا ضمان اجتماعي أو إيجارات أو مدفوعات فائدة الخ.

الفترة المرجعية للمؤشر: الفترة التي تكون فيها قيمة المؤشر 100.

الوحدة المؤسسية: الوحدة المؤسسية هي أحد مفاهيم الحسابات القومية، وتعرف بأنها كيان اقتصادي قادر، في حد ذاته، على امتلاك الأصول وتحمل الالتزامات وممارسة الأنشطة الاقتصادية والدخول في معاملات مع كيانات أخرى. وتعتبر الأسر المعيشية من الوحدات المؤسسية. ومن الوحدات المؤسسية الأخرى الشركات والحكومات.

اختبار ثبات المؤشر مع تغير وحدة القياس: أحد الاختبارات التي تجرى في إطار المنهج البديهي، ويتطلب اجتيازه عدم تغير قيمة مؤشر الأسعار مع تغيير الوحدات الكمية التي تمثلها الأسعار، أي على سبيل المثال عندما يسعر مشروب ما باللتر بدلا من البانيت (الذي يساوي نصف اللتر). ويشار كذلك لهذا الاختبار باسم اختبار قابلية القياس.

اختبار اللاتباين أمام التغيرات التناسبية في كميات الفترة الحالية أو فترة الأساس: أحد الاختبارات التي تجرى في إطار المنهج البديهي، ويتطلب اجتيازه عدم تغير قيمة مؤشر الأسعار عند ضرب جميع الكميات في فترة الأساس أو في الفترة الحالية في رقم عددي موجب.

اختبار التناسبية العكسية في أسعار سنة الأساس: أحد الاختبارات التي يمكن إجراؤها في إطار المنهج البديهي، ويتطلب اجتيازه أن يساوي مؤشر الأسعار الجديد حاصل ضرب $1/\lambda$ في قيمة مؤشر الأسعار القديم إذا ضربت جميع أسعار فترة الأساس في الرقم العددي الموجب λ.

البند: إحدى السلع أو الخدمات الموجودة في عينة المنتجات المختارة للتسعير.

تدوير البنود أو المنتجات: إحلال منتج ما عن قصد محل أحد بنود أو منتجات العينة الذي تجمع أسعاره، وذلك قبل اختفاء المنتج المستغنى عنه من السوق أو من أحد منافذ البيع. والهدف من ذلك تحديث عينة المنتجات بانتظام والحد من الحاجة إلى إحلال بدائل إجبارية محل المنتجات المختفية.

مؤشر جيفون للأسعار: مؤشر جيفون للأسعار هو مؤشر أسعار أولي يساوي المتوسط الهندسي غير المرجح للأرقام النسبية لأسعار العينة.

مؤشر لاسبير للأسعار: مؤشر لاسبير للأسعار هو أحد المؤشرات القائمة على أساس السلة، وتتكون سلته من الكميات الفعلية من السلع والخدمات في أسبق الفترتين المقارنتين، أي في الفترة المرجعية للأسعار (راجع *المعادلة رقم (3) في الملحق*). ويمكن الإشارة إليه أيضا بأنه المتوسط الحسابي للأرقام النسبية للأسعار المرجح بأنصبة النفقات في الفترة

الأسبق (راجع *المعادلات من (7) إلى (10) في الملحق*). وتعتبر الفترة الأسبق هي الفترة المرجعية للأوزان الترجيحية والفترة المرجعية للأسعار.

الوصل ربط سلسلتين متتاليتين من مشاهدات الأسعار، أو مؤشرات الأسعار، تتداخلان في فترة أو أكثر. وعندما تتداخل سلسلتان في فترة واحدة، فإن ما يحدث عادة هو تعديل مقياس احديهما بحيث تصبح القيمة في فترة التداخل واحدة في السلسلتين وتكوّن السلسلتان الموصولتان متوالية واحدة متصلة. راجع *المعادلة رقم (6) في الملحق*.

مؤشر لو مؤشر لو هو مؤشر أسعار يقيس التغير النسبي في إجمالي قيمة سلة محددة من السلع والخدمات بين الفترتين صفر وt، أي $\sum p^t q / \sum p^0 q$، حيث الحدان q يرمزان إلى الكميات المحددة. وليس من الضروري أن تتكون السلة من الكميات الفعلية في فترة ما. راجع *الملحق*. ويشار في هذا الدليل إلى هذا المؤشر باسم مؤشر لو، نسبة إلى رائد الأرقام القياسية الذي ابتكر هذه الفئة العامة من المؤشرات. وتعتبر فئة المؤشرات التي ينطبق عليها هذا التعريف كبيرة جدا وتنقسم، حسب نوع الحد q، إلى مؤشر لاسبير وباش وإيدجورث وولش على سبيل المثال. ويكثر استخدام مؤشرات لو في أغراض إعداد مؤشر أسعار المستهلكين، وعادة ما تتكون السلة من الكميات في الفترة المرجعية للأوزان الترجيحية b التي تسبق الفترة المرجعية للأسعار صفر.

مؤشر المستوى الأدنى مؤشر المستوى الأدنى هو مؤشر أولي مقارنة بالمؤشر الكلي.

المنتجات أو الطرز المتطابقة تسعير المنتج نفسه لفترتين متتاليتين أو أكثر. والهدف من هذه الممارسة ضمان عدم تأثر التغيرات الملاحظة في السعر بأي تغير في النوعية. ويعتبر الاختلاف في السعر بين منتجين متماثلين تماما اختلاف سعري محض.

اختبار القيمة المتوسطة للأسعار أحد الاختبارات التي تجرى في إطار المنهج البديهي، ويتطلب أن تقع قيمة مؤشر الأسعار بين أقل وأكبر رقمين نسبيين للأسعار.

المعاينة غير الاحتمالية اختيار عينة من منافذ البيع والمنتجات اختيارا مدروسا غير عشوائيا بناء على معرفة الشخص المسئول أو تقديره. ويعرف ذلك أيضا بالمعاينة العمدية أو التقديرية.

الاهتلاك الكلي "One hoss shay" وفقا لطريقة الاهتلاك هذه، فإن السلع المعمرة تعمل بالكفاءة نفسها بغض النظر عن عمرها، فالكرسي يظل قابلا للاستخدام بغض النظر عن عمره (حتى تتفكك أجزاؤه ويتم تكهينه). ويطلق على ذلك أيضا الاهتلاك بطريقة المصباح الكهربائي.

القيم الشاذة يستخدم هذا المصطلح بوجه عام للإشارة إلى القيم التي تختلف اختلافا كبيرا عن باقي القيم في مجموعة من بيانات الاستقصاءات، كما يستخدم في سياق إعداد مؤشر أسعار المستهلكين للإشارة إلى ما يشذ من أسعار أو أرقام نسبية للأسعار، سواء كانت تتطلب مزيدا من البحث للتحقق من صحتها أو ثبتت صحتها بالفعل.

المساكن التي يسكنها المساكن التي تمتلكها الأسر المعيشية التي تعيش بها. وتعد هذه المساكن أصولا ثابتة

مالكوها	يستخدمها مالكوها لإنتاج خدمات إسكانية لاستهلاكهم الخاص، وعادة ما تدرج هذه الخدمات في نطاق مؤشر أسعار المستهلكين. ويمكن احتساب الإيجارات في هذه الحالة على أساس إيجارات السوق التي تدفع لقاء الإقامة بمساكن من النوع نفسه أو على أساس تكاليف المستخدم. راجع *مكافئ الإيجار* و*تكلفة الاستخدام*.
مؤشر باش للأسعار	مؤشر باش للأسعار هو أحد المؤشرات التي تقوم على أساس السلة، وتتكون سلته من الكميات الفعلية من السلع والخدمات في الفترة اللاحقة من الفترتين اللتين تجري المقارنة فيما بينهما. وتعتبر الفترة اللاحقة هي الفترة المرجعية للأوزان الترجيحية بينما تعتبر الفترة السابقة هي الفترة المرجعية للأسعار. ويمكن الإشارة إلى هذا المؤشر أيضا بأنه المتوسط التوافقي للأرقام النسبية للأسعار المرجح بأنصبة النفقات الفعلية في الفترة اللاحقة. راجع *المعادلات من (7) إلى (11) في الملحق*.
الفترة المرجعية للأسعار	الفترة التي تظهر أسعارها في مقام الأرقام النسبية للأسعار. راجع أيضا *فترة الأساس*.
الرقم النسبي للسعر	نسبة سعر أحد المنتجات في فترة ما إلى سعره في فترة أخرى.
تحديث الأسعار	يجري تحديث الأسعار بإعادة تقييم كميات فترة سابقة بأسعار فترة لاحقة. والنفقات الناتجة عن ذلك هي نفقات هجين. وفي الممارسة العملية، يمكن تحديث النفقات الأصلية بأسعار فترة لاحقة بضربها في الأرقام النسبية للأسعار أو في مؤشرات الأسعار في هذه الفترة.
المعاينة الاحتمالية المتناسبة مع الحجم	إحدى طرق المعاينة وفيها تتحدد احتمالية إدراج كل وحدة من وحدات المجتمع الإحصائي ضمن العينة نسبة إلى حجم أحد متغيراتها المعلومة، مثل حجم المبيعات في أحد منافذ البيع.
المعاينة الاحتمالية	اختيار عينة من الوحدات اختيارا عشوائيا، كمنافذ البيع أو المنتجات على سبيل المثال، بحيث يكون احتمال إدراج كل وحدة من وحدات المجتمع الإحصائي في العينة احتمالا معلوما لا يساوي صفرا.
المنتجات	مصطلح عام يستخدم للإشارة إلى سلعة أو خدمة ما. وغالبا ما يشار إلى فرادى المنتجات المختارة ضمن العينة للتسعير بالبنود.
اختبار التناسبية في الأسعار الجارية	أحد الاختبارات التي تجرى في إطار المنهج البديهي، ويتطلب أن يساوي مؤشر الأسعار الجديد حاصل ضرب λ في قيمة مؤشر الأسعار القديم إذا ضربت جميع أسعار الفترة الحالية في الرقم العددي الموجب λ.
سعر المشترين	المبلغ الذي يدفعه المشتري مقابل الحصول على سلعة أو خدمة ما، ويشمل أي رسوم يتحملها مقابل توصيل هذه السلعة أو الخدمة في الموعد والمكان اللذين يحددهما.
التغير السعري المحض	التغير في سعر سلعة أو خدمة ما لم تتغير خصائصها، أو التغير في السعر بعد

تعديله مقابل أي تغير في النوعية.

التعديل مقابل التغير في النوعية: تعديل يجرى على التغير في سعر منتج ما تتغير خصائصه بمرور الزمن، وذلك بهدف استبعاد أثر التغير في الخصائص على التغير الملاحظ في السعر. ويتعين إجراء هذا التعديل في سياق إعداد مؤشر أسعار المستهلكين عند مقارنة سعر منتج بديل بسعر المنتج المستبدل. ولا يمكن من الناحية العملية سوى تقدير هذا التعديل. وقد تختلف طرق التقدير المستخدمة، ومنها الطرق الهيدونية، تبعا للظروف. راجع *التعديل الصريح مقابل التغير في النوعية* و*التعديل الضمني مقابل التغير في النوعية*.

الرقم النسبي للكمية: نسبة كمية أحد المنتجات في فترة ما إلى كميته في فترة أخرى.

أوزان الكميات: أحيانا ما يستخدم هذا المصطلح للإشارة إلى الكميات الموجودة في السلة. غير أن الأرقام النسبية للأسعار ترجح بالنفقات وليس الكميات. راجع *الأوزان الترجيحية*.

تغيير الأساس: هذا المصطلح يختلف معناه باختلاف السياق الوارد فيه، فقد يشير إلى:

- تغيير الأوزان الترجيحية المستخدمة في ترجيح متوالية من المؤشرات،
- أو تغيير الفترة المرجعية للأسعار المستخدمة في حساب متوالية من المؤشرات،
- أو تغيير الفترة المرجعية للمؤشر المستخدمة في حساب متوالية من المؤشرات.

وقد تغير الأوزان الترجيحية والفترة المرجعية للأسعار والفترة المرجعية للمؤشر كل على حدة أو قد تغير جميعها في وقت واحد.

المجتمع الإحصائي المرجعي: مجموعة الأسر المعيشية التي يغطيها نطاق المؤشر.

مكافئ الإيجار: تقدير القيمة المحتسبة للإيجارات التي يدفعها المالكون الساكنون، وذلك على أساس إيجارات السوق التي تدفع لقاء الإقامة بمساكن من النوع نفسه.

المنتج البديل: المنتج البديل هو منتج يقع عليه الاختيار كي يحل محل منتج آخر كانت تجمع أسعاره في السابق، وذلك إما بسبب اختفاء المنتج السابق تماما أو لتناقص نصيبه من مبيعات المنفذ الذي يباع به أو من النفقات في الإجمالي الأولي.

المنتج الممثِّل: منتج، أو فئة منتجات، إما يمثل نسبة كبيرة من النفقات الإجمالية في الإجمالي الأولي أو يحتمل أن يكون متوسط التغير في سعره قريبا من متوسط التغير في سعر جميع المنتجات في الإجمالي الأولي أو يتوفر به الأمران.

التحيز الناتج عن عدم التمثيل: التحيز في المؤشر القائم على أساس السلة نتيجة عدم تمثيل الكميات المستخدمة لأي من الفترتين اللتين تجري المقارنة فيما بينهما، أي نتيجة انحراف قيمة الكميات المستخدمة انحرافا منهجيا عن متوسط قيمة الكميات المستخدمة في الفترتين. فعلى سبيل المثال، قد ينتج هذا النوع من التحيز عن استخدام سلة قديمة غير محدثة تنحرف قيمتها انحرافا منهجيا عن قيمة السلتين في كلتا الفترتين اللتين تجري المقارنة فيما بينهما. ومن الناحية العملية، نجد أن التحيز الناتج عن عدم التمثيل شبيه

بالتحيز الناتج عن الإحلال، حيث يحدث كلاهما بسبب العوامل الاقتصادية ذاتها.

تعديل الأوزان ترجيح المؤشر بمجموعة جديدة من الأوزان بدلا من تلك المستخدمة في ترجيحه.

زيادة حجم العينة الحفاظ على حجم عينة منافذ البيع المستقصاة وزيادته، وذلك لضمان استمرار تمثيل هذه العينة لمجتمع منافذ البيع. فمعاينة مجموعة محددة من منافذ البيع يؤدي بمرور الوقت إلى قصور في العينة، حيث يتوقف بعضها عن العمل أو عن المشاركة في الاستقصاء. كما أن زيادة منافذ البيع في العينة يتيسر معها إدراج منتجات جديدة في نطاق مؤشر أسعار المستهلكين.

السعر المعاين سعر أحد المنتجات الموجودة داخل العينة، وأحيانا ما يشار إليه بالسعر المعلن.

المنتج المعاين أحد المنتجات داخل العينة المختارة لجمع أسعار الإجمالي الأولي.

تدوير العينة تحديد الفترة التي تستقصى خلالها منافذ البيع و/أو المنتجات في إطار استقصاءات الأسعار، وذلك باستبعاد جزء من هذه المنافذ و/أو المنتجات أو ربما استبعادها كلها بعد فترة زمنية معينة واختيار عينة جديدة. والهدف من تدوير العينة هو تحديثها باستمرار.

إطار العينة قائمة بوحدات المجتمع الإحصائي يمكن استخدامها في أخذ عينة من الوحدات. وقد تحوي هذه القائمة معلومات عن الوحدات يمكن الاستعانة بها في إطار المعاينة الاحتمالية المتناسبة مع الحجم. ومن أمثلة القوائم التي يمكن استخدامها في حالة متاجر التجزئة سجلات الشركات وأدلة الهاتف ("أدلة منشآت الأعمال" yellow) (pages) وسجلات الهيئات المحلية والأدلة التجارية الخ. وقد لا تشمل هذه القوائم جميع الوحدات الموجودة داخل المجتمع الإحصائي المختار، وقد تشتمل أيضا على وحدات من خارجه.

البيانات المستخلصة من الماسحات الضوئية بيانات تفصيلية عن المبيعات من السلع الاستهلاكية يجري جمعها عند نقاط البيع الإلكترونية في متاجر التجزئة بمسح شفرات الخطوط المتوازية الموجودة على المنتجات. ويمكن الحصول من خلال هذه البيانات على معلومات تفصيلية عن كميات السلع المبيعة وخصائصها وقيمها وأسعارها. وتشكل البيانات المستخلصة من الماسحات الضوئية مصدرا سريع النمو للبيانات يمكن الاستفادة منه استفادة كبيرة في سياق إعداد مؤشر أسعار المستهلكين، كما أنها تستخدم على نحو متزايد لأغراض التحليل الهيدوني.

النطاق مجموعة المنتجات التي يستهدف المؤشر قياس تغيرات أسعارها. ويشمل نطاق مؤشر أسعار المستهلكين بوجه عام مجموعة محددة من السلع والخدمات الاستهلاكية التي تشتريها مجموعة محددة من الأسر المعيشية. وقد يضطر من الناحية العملية إلى استبعاد بعض السلع والخدمات أو بعض الأسر المعيشية من نطاق المؤشر، لأن جمع بيانات النفقات أو الأسعار ذات الصلة إما ينطوي على صعوبة كبيرة أو يستغرق وقتا

طويلا أو يتطلب تكاليف ضخمة، ومن ذلك النفقات غير المشروعة على سبيل المثال. وتشير تغطية المؤشر إلى مجموعة المنتجات الفعلية التي يقيس المؤشر أسعارها، وهي تختلف بذلك عن النطاق المستهدف للمؤشر.

المنتجات الموسمية — المنتجات الموسمية هي المنتجات التي تختفي من السوق خلال مواسم أو فترات معينة من السنة أو التي تتوافر طوال العام مع تغير كمياتها وأسعارها بانتظام من موسم لآخر أو من وقت لآخر خلال العام.

الوصف — بيان أو قائمة بالخصائص التي يمكن على أساسها اختيار منتج ما في العينة بغرض تسعيره. والوصف المحكم هو وصف دقيق إلى حد ما لأحد البنود يهدف إلى تضييق دائرة البنود التي قد يختار منها جامع الأسعار بحيث قد تنحصر في بند واحد، كنوع من أنواع أجهزة التليفزيون له رقم ترميزي معين. أما الوصف الفضفاض فهو وصف عام لمجموعة من البنود يتيح لجامع الأسعار بعض الحرية في اختيار البند أو الطراز الذي سيجري تسعيره، كأجهزة التليفزيون الملون من حجم معين.

المنهج التصادفي — المنهج التصادفي هو أحد المناهج المستخدمة في إطار نظرية الرقم القياسي، وفيه تعامل الأرقام النسبية للأسعار المشاهدة كما لو كانت عينة عشوائية مأخوذة من مجتمع إحصائي محدد مع اعتبار متوسط هذه العينة معدل التضخم العام، وهكذا فإن متوسط العينة يمثل قيمة تقديرية لمعدل التضخم.

البديل — منتج تماثل خصائصه خصائص منتج آخر ويمكن استخدامه بالتالي في إشباع الحاجات أو الرغبات نفسها لدى المستهلكين.

الإحلال — يقصد بالإحلال استبدال منتجات بديلة بالمنتجات المستخدمة، ويحدث ذلك عادة نتيجة تغير الأسعار النسبية. فعادة ما نجد أن المستهلك الرشيد المتلقي للسعر والذي يسعى إلى تعظيم المنفعة، ينخفض استهلاكه، انخفاضا طفيفا على الأقل، للسلع والخدمات التي ازداد سعرها ازديادا نسبيا بينما يزداد استهلاكه للبدائل التي انخفض سعرها انخفاضا نسبيا. وينتج عن الإحلال ارتباط سلبي بين الكمية والأرقام النسبية للأسعار.

التحيز الناتج عن الإحلال — يقصد بالتحيز الناتج عن الإحلال بوجه عام التحيز الناتج عن استخدام أحد المؤشرات القائمة على أساس السلة في تقدير قيمة مؤشر تكلفة المعيشة، حيث لا تعكس المؤشرات القائمة على أساس السلة البدائل التي يلجأ إليها المستهلكون نتيجة تغير الأسعار النسبية من تأثير على تكلفة المعيشة. وبوجه عام، كلما كانت الفترة التي أنشئت فيها السلة المستخدمة مبكرة، ارتفع تحيز المؤشر بالزيادة. راجع أيضا *التحيز الناتج عن عدم التمثيل*.

أثر الإحلال — أثر الإحلال على قيمة المؤشر.

المؤشر الممتاز — المؤشر الممتاز هو إحدى صيغ المؤشرات التي يمكن أن تقارب قيمتها قيمة مؤشر

تكلفة المعيشة. ويعتبر المؤشر دقيق إذا ساوت قيمته قيمة مؤشر تكلفة المعيشة الحقيقي عندما تتخذ أفضليات المستهلكين شكلا داليا معينا. وهكذا فإن المؤشر الممتاز يعرَّف على أنه مؤشر يطابق شكلا داليا مرنا يمكن أن يمثل قيمة مقاربة من الدرجة الثانية لدوال أخرى قابلة للتفاضل مرتين حول نفس النقطة. وتعتبر مؤشرات فيشر وتورنكفيست وولش من المؤشرات الممتازة. وبوجه عام، تعتبر المؤشرات الممتازة مؤشرات متماثلة.

المؤشر المتماثل — المؤشر المتماثل تعامل فيه الفترتان بالمثل، فبيانات الأسعار والنفقات في الفترتين تولى الأهمية نفسها وتستخدم بالقدر نفسه في حساب صيغة المؤشر.

نظام الحسابات القومية — مجموعة مترابطة منطقيا ومتسقة ومتكاملة من حسابات الاقتصاد الكلي والميزانيات العمومية والجداول المستندة إلى مجموعة من المفاهيم والتعاريف والأعراف والتصنيفات والقواعد المحاسبية المتفق عليها دوليا. وتشكل حسابات دخول الأسر المعيشية والنفقات الاستهلاكية جزءا من نظام الحسابات القومية. وتعد بيانات النفقات أحد المصادر المستخدمة في تقدير أوزان النفقات في إطار إعداد مؤشر أسعار المستهلكين.

الانعكاس الزمني — الانعكاس الزمني هو إحدى خواص الأرقام القياسية، بحيث إذا كانت القيمة $_jI_k$ تمثل صيغة مؤشر أسعار ما تقيس التغير من الفترة j إلى الفترة k، فإن $_jI_k \equiv 1/_kI_j$ حيث القيمة $_kI_j$ تقيس التغير من الفترة k إلى الفترة j. وعندما تتوافر هذه الخاصية في أحد المؤشرات، فإن قيمة التغير فيما بين الفترتين المقارنتين تكون واحدة سواء قيست من الفترة الأولى إلى الفترة الثانية أو من الفترة الثانية إلى الفترة الأولى. وقد يتطلب المنهج البديهي اجتياز المؤشر لاختبار الانعكاس الزمني.

مؤشر تورنكفيست للأسعار — مؤشر تورنكفيست للأسعار هو أحد المؤشرات المتماثلة، وهو عبارة عن المتوسط الهندسي للأرقام النسبية للأسعار المرجح بالمتوسطات الحسابية البسيطة لأنصبة النفقات في الفترتين. وهو من المؤشرات الممتازة، ويعرف أيضا باسم مؤشر تورنكفيست – تيل للأسعار.

قابلية التعدي — راجع *الدائرية*.

قيمة الوحدة أو متوسط قيمة الوحدة — قيمة الوحدة بالنسبة لمجموعة متجانسة من المنتجات هي إجمالي قيمة المشتريات/المبيعات مقسوما على مجموع الكميات. وهي لذلك متوسط مرجح بالكميات لمختلف الأسعار التي تم شراء/بيع المنتج بها. وقد تتغير قيم الوحدات بمرور الوقت نتيجة تغير مزيج المنتجات المبيعة بأسعار مختلفة، حتى ولو لم تتغير الأسعار.

تكلفة الاستخدام — التكلفة التي يتحملها مالك أصل ثابت أو سلعة استهلاكية معمرة خلال فترة زمنية

نتيجة استخدام هذا الأصل أو هذه السلعة لتوفير تدفق من الخدمات الرأسمالية أو الاستهلاكية. وتتكون تكلفة الاستخدام في الأساس من قيمة اهتلاك الأصل أو السلعة المعمرة (مقيسة بالأسعار الجارية وليس بالتكلفة التاريخية) مضافا لها تكلفة رأس المال وتكلفة الفائدة.

منهج الاستخدام — أحد المناهج المستخدمة في إعداد مؤشرات أسعار المستهلكين، وفيه يقاس الاستهلاك في فترة ما على أساس السلع والخدمات الاستهلاكية التي استخدمتها الأسر المعيشية بالفعل لإشباع حاجاتها ورغباتها (وليس السلع والخدمات الاستهلاكية التي حصلت عليها). وفي إطار هذا المنهج، يقاس استهلاك السلع الاستهلاكية المعمرة في فترة ما على أساس قيمة تدفقات الخدمات التي تدرها مخزونات السلع المعمرة على الأسر المعيشية التي تمتلكها. ويمكن تقدير هذه القيمة على أساس تكاليف الاستخدام.

القيمة — تساوي القيمة حاصل ضرب السعر في الكمية. وهناك طريقة واحدة لتحليل قيمة النفقات على مجموعة متجانسة من المنتجات إلى مكوناتها السعرية والكمية، ولا توجد بالمثل سوى طريقة واحدة لتحليل التغير الذي يحدث بمرور الوقت في قيمة مجموعة متجانسة من المنتجات إلى التغير في قيمة الوحدة والتغير في إجمالي الكميات. أما تحليل التغير الذي يحدث بمرور الوقت في قيمة مجموعة غير متجانسة من المنتجات إلى مكوناته السعرية والكمية، فهناك العديد من الطرق المختلفة لإجرائه وهو ما يؤدي إلى مشكلة الرقم القياسي.

مؤشر ولش للأسعار — مؤشر ولش هو أحد المؤشرات القائمة على أساس السلة، والكميات فيه عبارة عن المتوسطات الهندسية للكميات في الفترتين المقارنتين (راجع *الملحق*). ويقع هذا المؤشر ضمن فئتي المؤشرات المتماثلة والمؤشرات الممتازة.

الفترة المرجعية للأوزان الترجيحية — الفترة المرجعية للأوزان الترجيحية هي الفترة التي تُستخدم أنصبة النفقات الخاصة بها كأوزان ترجيحية لمؤشر يانغ، أو التي تستخدم الكميات الخاصة بها في تكوين السلة التي يقوم عليها مؤشر لو. وقد لا تكون هناك فترة مرجعية للأوزان الترجيحية إذا استخدم متوسط أنصبة النفقات في الفترتين المقارنتين كما هو الحال في مؤشر تورنكفيست أو إذا استخدم متوسط الكميات في الفترتين المقارنتين كما هو الحال في مؤشر ولش. راجع أيضا *فترة الأساس*.

المؤشر القائم على أساس المتوسط الحسابي المرجح — هذا المؤشر عبارة عن المتوسط الحسابي المرجح للأرقام النسبية للأسعار، أي $\sum w(p^t/p^0)$ حيث يساوي مجموع الأوزان الترجيحية w واحد صحيح.

الأوزان الترجيحية — الأوزان الترجيحية هي مجموعة من الأرقام يساوي مجموعها واحد صحيح وتستخدم في حساب المتوسطات. وفي سياق إعداد مؤشر أسعار المستهلكين، عادة ما تكون الأوزان الترجيحية أنصبة نفقات فعلية أو هجين يساوي مجموعها واحد صحيح

بطبيعة الحال. وتستخدم الأوزان الترجيحية لحساب متوسط الأرقام النسبية للأسعار أو متوسط المؤشرات الأولية للأسعار (راجع *الملحق*). ولأن كميات المنتجات المختلفة غير متكافئة أو قابلة للجمع، فإنه لا يمكن استخدامها كأوزان ترجيحية. وينبغي لذلك عدم اعتبار الكميات التي تتكون منها السلال أوزان ترجيحية.

مؤشر يانغ

مؤشر يانغ هو متوسط حسابي مرجح للأرقام النسبية للأسعار، أي $\sum w(p^t/p^0)$، حيث ترمز الحدود w إلى أنصبة النفقات الفعلية في الفترة b، وهي الفترة المرجعية للأوزان الترجيحية، أي أن $w = s^b = p^b q^b / \sum p^b q^b$. ومؤشر يانغ هو الصيغة المرجحة لمؤشر كارلي.

الملحق

مجموعة من أهم صيغ الأرقام القياسية والمصطلحات

١- تجرى جميع العمليات الحسابية الواردة في هذا الملحق على البند n.

مؤشر الأسعار القائم على *سلة السلع والخدمات* هو مؤشر صيغته

$$\frac{\sum p_n^t q_n}{\sum p_n^0 q_n} \qquad \text{(A.1)}$$

يقارن أسعار الفترة t بأسعار فترة تسبقها وهي الفترة المرجعية للأسعار صفر، وذلك باستخدام سلة كميات محددة. وليس من الضروري أن تتكون السلة من الكميات الفعلية في فترة ما. ويشار إلى هذا المؤشر العام باسم مؤشر لو، نسبة إلى رائد الأرقام القياسية الذي ابتكره. وتشتمل مجموعة مؤشرات لو على عدد من المؤشرات المعروفة التي تعتبر حالات خاصة:

- مؤشر لاسبير في حالة $q_n = q_n^0$
- مؤشر باش في حالة $q_n = q_n^t$
- مؤشر مارشال إدجورث في حالة $q_n = (q_n^0 + q_n^1)/2$
- مؤشر ولش في حالة $q_n = (q_n^0 q_n^t)^{1/2}$

وفي الممارسة العملية، نجد أن المكاتب الإحصائية كثيرا ما تستخدم مؤشر لو في حالة $q_n = q_n^b$ ، حيث b ترمز إلى فترة مرجعية للأوزان الترجيحية تسبق عادة الفترة صفر.

٢- إحدى السمات المفيدة لمؤشر لو الذي يقارن الفترة t بالفترة صفر أنه يمكن تفكيكه أو تحليله إلى حاصل ضرب مؤشرين أو أكثر من النوع نفسه، مثل حاصل ضرب مؤشر عن الفترة *t-1* مقارنة بالفترة صفر ومؤشر عن الفترة t مقارنة بالفترة *t-1*. ويتخذ ذلك الصيغة التالية:

$$\frac{\sum p_n^t q_n}{\sum p_n^0 q_n} = \frac{\sum p_n^{t-1} q_n}{\sum p_n^0 q_n} \frac{\sum p_n^t q_n}{\sum p_n^{t-1} q_n} \qquad \text{(A.2)}$$

وفي حالة $q_n = q_n^0$ على وجه الخصوص، فإن المعادلة رقم (2) تتحول إلى

$$\frac{\sum p_n^t q_n^0}{\sum p_n^0 q_n^0} = \frac{\sum p_n^{t-1} q_n^0}{\sum p_n^0 q_n^0} \frac{\sum p_n^t q_n^0}{\sum p_n^{t-1} q_n^0} \qquad \text{(A.3)}$$

الجانب الأيسر من المعادلة رقم (3) عبارة عن مؤشر لاسبير مباشر. ويلاحظ أن أولى المؤشرين اللذين يتكون منهما الجانب الأيمن هو نفسه مؤشر لاسبير، أما الثاني فهو مؤشر لو عن الفترة t مقارنة بالفترة *t-1* وتتكون سلته من كميات الفترة صفر (وليس الفترة *t-1*). وتشير بعض المكاتب الإحصائية إلى المؤشر في الجانب الأيمن من المعادلة رقم (3) بمؤشر لاسبير المعدل.

٣- في سياق المتواليات الزمنية، عندما تمتد t من 1 إلى T على سبيل المثال، توصف المتوالية

$$(A.4) \quad \frac{\sum p_n^1 q_n}{\sum p_n^0 q_n}, \frac{\sum p_n^2 q_n}{\sum p_n^0 q_n}, \ldots, \frac{\sum p_n^T q_n}{\sum p_n^0 q_n}$$

بأنها متوالية من مؤشرات الأسعار القائمة على أساس *السلة الثابتة*. وفي حالة $q_n = q_n^0$ على وجه الخصوص، فإننا نحصل على متوالية من مؤشرات لاسبير.

٤- يمكن في الفترة T استخدام سلة كميات جديدة q' واحتساب المؤشر من هذه الفترة فما بعدها

$$(A.5) \quad \frac{\sum p_n^{T+1} q'_n}{\sum p_n^T q'_n}, \frac{\sum p_n^{T+2} q'_n}{\sum p_n^T q'_n}, \frac{\sum p_n^{T+3} q'_n}{\sum p_n^T q'_n}, \ldots.$$

ويمكن الربط بين أسعار الفترات $T+1$ و$T+2$ و$T+3$ الخ وأسعار الفترة صفر بوصلها بنظام السلسلة، حيث تتحول المتوالية رقم (5) إلى الصيغة التالية:

$$(A.6) \quad \frac{\sum p_n^T q_n}{\sum p_n^0 q_n} \frac{\sum p_n^{T+1} q'_n}{\sum p_n^T q'_n}, \frac{\sum p_n^T q_n}{\sum p_n^0 q_n} \frac{\sum p_n^{T+2} q'_n}{\sum p_n^T q'_n}, \frac{\sum p_n^T q_n}{\sum p_n^0 q_n} \frac{\sum p_n^{T+3} q'_n}{\sum p_n^T q'_n}, \ldots.$$

ويمكن أن توصف هذه المتوالية بأنها *سلسلة من مؤشرات الأسعار القائمة على السلة الثابتة*. وفي حالة $q_n = q_n^0$ و $q'_n = q_n^T$ على وجه الخصوص، فإننا نحصل على متوالية من مؤشرات لاسبير الموصولة بنظام السلسلة. ونظرا لأنه يتم استخدام سلة جديدة في الفترة T، فإن صفة الثبات لا تنطبق حرفيا سوى على عدد معين من الفترات الزمنية؛ حيث تكون السلة ثابتة من الفترة 1 إلى الفترة T ثم من الفترة $T+1$ فما بعدها. وعندما تظل سلة المؤشر ثابتة لفترات متساوية طول كل منها سنة أو سنتان أو خمس سنوات على سبيل المثال، يمكن إبراز هذه الخاصية في وصف المؤشر، فيوصف بأنه مؤشر أسعار بنظام السلسلة قائم على سلة ثابتة لسنة أو سنتين أو خمس سنوات.

٥- مؤشر الأسعار القائم على المتوسط الحسابي المرجح (سمي بذلك تمييزا له عن المتوسط الهندسي أو أي متوسط من نوع آخر) هو مؤشر صيغته

$$(A.7) \quad \sum w_n (p_n^t / p_n^0)$$

يقارن أسعار الفترة t بأسعار الفترة صفر باستخدام مجموعة معينة من الأوزان الترجيحية يساوي مجموعها واحد. وإذا استخدمت أنصبة القيم في الفترة b على وجه الخصوص كأوزان ترجيحية، فإننا نحصل على مؤشر يانغ.

$$(A.8) \quad w_n = s_n^b \equiv p_n^b q_n^b / \sum p_n^b q_n^b$$

ويلاحظ أن أي من مؤشرات الأسعار القائمة على السلة كما في الصيغة (1) يمكن التعبير عنها باستخدام الصيغة (7)، نظرا لأن

$$(A.9) \qquad \frac{\sum p_n^t q_n}{\sum p_n^0 q_n} = \sum \frac{p_n^0 q_n}{\sum p_n^0 q_n} \frac{p_n^t}{p_n^0}$$

وعند استخدام أنصبة القيم في الفترة صفر كأوزان ترجيحية

$$(A.10) \qquad w_n = s_n^0 \equiv p_n^0 q_n^0 / \sum p_n^0 q_n^0$$

فإن المعادلة رقم (7) تتحول إلى مؤشر لاسبير للأسعار. وعندما يستخدم هجين من أنصبة القيم في الفترتين صفر و t كأوزان ترجيحية

$$(A.11) \qquad w_n = p_n^0 q_n^t / \sum p_n^0 q_n^t$$

فإننا نحصل على مؤشر باش. ومن الممكن أيضا تحديث أنصبة القيم في الفترة b بأسعار الفترة المرجعية للأسعار واستخدامها كأوزان ترجيحية.

$$(A.12) \qquad w_n = s_n^b (p_n^0 / p_n^b) / \sum s_n^b (p_n^0 / p_n^b) = p_n^0 q_n^b / \sum p_n^0 q_n^b$$

وننوه إلى أن أنصبة القيم الهجين، كما في المعادلتين (11) و(12)، لا يمكن ملاحظتها بل ينبغي إنشاؤها.

٦- في سياق المتواليات الزمنية، عندما تمتد t من 1 إلى T على سبيل المثال، توصف المتوالية

$$(A.13) \qquad \sum w_n (p_n^1 / p_n^0), \sum w_n (p_n^2 / p_n^0), \ldots, \sum w_n (p_n^T / p_n^0)$$

بأنها متوالية من مؤشرات الأسعار *القائمة على المتوسطات الحسابية المرجحة بأوزان ثابتة*. وعلى وجه الخصوص عندما تستخدم أنصبة النفقات في الفترة صفر كأوزان ترجيحية، فإننا نحصل على متوالية من مؤشرات لاسبير، وعندما يتم الترجيح باستخدام أنصبة النفقات في الفترة b محدثة بأسعار الفترة المرجعية للأسعار، فإننا نحصل على متوالية من مؤشرات لو تنتمي الكميات في سلتها إلى الفترة b.

٧- يمكن في الفترة T استخدام مجموعة أوزان ترجيحية جديدة w' واحتساب المؤشر من هذه الفترة فما بعدها

$$(A.14) \qquad \sum w'_n (p_n^{T+1} / p_n^T), \sum w'_n (p_n^{T+2} / p_n^T), \sum w'_n (p_n^{T+3} / p_n^T), \ldots.$$

ويمكن الربط بين أسعار الفترات $T+1$ و$T+2$ و$T+3$ الخ وأسعار الفترة صفر بوصلها بنظام السلسلة

$$(A.15) \qquad \begin{array}{l} \sum w_n (p_n^T / p_n^0) \sum w'_n (p_n^{T+1} / p_n^T), \\ \sum w_n (p_n^T / p_n^0) \sum w'_n (p_n^{T+2} / p_n^T), \ldots. \end{array}$$

ويمكن أن توصف هذه المتوالية بأنها *سلسلة من مؤشرات الأسعار القائمة على المتوسطات الحسابية المرجحة بأوزان ثابتة*. وعلى وجه الخصوص، عندما $w_n = s_n^0$ و $w'_n = s_n^T$، فإننا نحصل على سلسلة من مؤشرات لاسبير. وعندما $w_n = s_n^b (p_n^0 / p_n^b) / \sum s_n^b (p_n^0 / p_n^b)$ و

$w'_n = s_n^{b'} (p_n^T / p_n^{b'}) / \sum s_n^{b'} \ (p_n^T / p_n^{b'})$ في فترة لاحقة b'، فإننا نحصل على سلسلة من مؤشرات لو.

٨- كما أشرنا سابقا، نظرا لأنه يتم استخدام أوزان ترجيحية جديدة في الفترة T، فإن صفة الثبات لا تنطبق حرفيا سوى على عدد معين من الفترات الزمنية؛ حيث تكون الأوزان الترجيحية ثابتة من الفترة 1 إلى الفترة T ثم من الفترة $T+1$ فما بعدها. وعندما تظل الأوزان الترجيحية ثابتة لفترات متساوية، يمكن إبراز هذه الخاصية بإضافة صفة زمنية في وصف المؤشر، فيوصف بأنه مؤشر أسعار بنظام السلسلة قائم على متوسطات حسابية مرجحة بأوزان ثابتة لسنة أو سنتين أو خمس سنوات.

المرفق الأول

المؤشرات المنسقة لأسعار المستهلكين (الاتحاد الأوروبي)

١ – مقدمة

تعد المؤشرات المنسقة لأسعار المستهلكين Harmonized Indices of Consumer Prices (HICPs) مجموعة من مؤشرات أسعار المستهلكين في الاتحاد الأوروبي المحسوبة وفقا لمنهج منسق ومجموعة واحدة من التعاريف. ويوضح هذا المرفق الهدف من المؤشرات المنسقة لأسعار المستهلكين وتاريخها، ويلخص أهم المعايير المنسقة ويذكر بعض البنود الرئيسية المدرجة على جدول الأعمال لمزيد من التنسيق. ولا يزال مشروع تطوير المؤشر المنسق لأسعار المستهلكين جاريا. ويقوم هذا المرفق بوصف حالة تطور المؤشرات المنسقة لأسعار المستهلكين في منتصف عام ٢٠٠٣. ولمؤشرات أسعار المستهلكين أساس قانوني يتمثل في أن إنتاجها، والعديد من عناصر المنهجية المعينة التي سيتم استخدامها، محددة ولازمة بموجب سلسلة من قواعد الاتحاد الأوروبي التنظيمية الملزمة قانونا. وتوجد في نهاية هذا المرفق مراجع حول المجموعة الكاملة من المعايير القانونية للمؤشر المنسق لأسعار المستهلكين.

١ – ١ المؤشرات المنسقة الرئيسية لأسعار المستهلكين

تتمثل المؤشرات المنسقة لأسعار المستهلكين التي ينصب عليها معظم الاهتمام فيما يلي:

- مؤشر أسعار المستهلكين في الاتحاد الأوروبي Monetary Union Index of Consumer Prices (MUICP) – وهو مؤشر إجمالي يغطي البلدان داخل منطقة اليورو؛
- المؤشر الأوروبي لأسعار المستهلكين European Index of Consumer Prices (EICP) – لمنطقة اليورو بالإضافة إلى بلدان الاتحاد الأوروبي الأخرى؛
- المؤشرات المنسقة القومية لأسعار المستهلكين – لكل بلد من البلدان الأعضاء في الاتحاد الأوروبي.

وإلى جانب هذه الأرقام، ثمة أيضا مؤشر أسعار المستهلكين للمنطقة الاقتصادية الأوروبية European Economic Area Index of Consumer Prices (EEAICP) والمؤشرات المنسقة لأسعار المستهلكين (HICPs) لفرادى بلدان المنطقة الاقتصادية الأوروبية.

وهناك أيضا مؤشرات منسقة مؤقتة لأسعار المستهلكين للبلدان المرشحة، وخاصة البلدان التي قبلت عضويتها في الإتحاد الأوروبي.[١] ومن المتوقع أنه بمجرد انضمام تلك البلدان إلى الاتحاد الأوروبي، سوف تكون المؤشرات المنسقة لأسعار المستهلكين لهذه البلدان مشابهة بشكل كامل لتلك الخاصة بالبلدان الأعضاء. ويتم إنشاء المؤشرات المنسقة القومية لأسعار المستهلكين من قِبل المعاهد الإحصائية القومية، في حين أنه يتم إنتاج إجماليات المجموعات القُطرية من قبل المكتب الإحصائي للاتحاد الأوروبي "يوروستات".

١-٢ استخدامات المؤشرات المنسقة لأسعار المستهلكين

كما هو موضح في مكان آخر من هذا الدليل، فإن لمؤشرات أسعار المستهلكين مجموعة متنوعة من الاستخدامات المحتملة، على سبيل المثال لربط المنافع الاجتماعية أو العقود بمؤشر، أو كمدخلات في الأنواع المختلفة من التحليلات الاقتصادية. وقد كان الدافع من وراء مشروع التنسيق هو استخدام مؤشرات أسعار المستهلكين كمعايير للتقارب وكمقياس رئيسي لمراقبة استقرار الأسعار في منطقة اليورو. وقد تم إنشاء المؤشرات المنسقة لأسعار المستهلكين لتوفير أفضل مقياس للمقارنات الدولية لتضخم أسعار المستهلكين داخل الاتحاد الأوروبي ومنطقة اليورو، بغرض تقدير التقارب والاستقرار السعريين في سياق تحليل السياسة النقدية.

وفي المراحل المبكرة من المشروع، كان أهم استخدام للمؤشرات المنسقة لأسعار المستهلكين هو تقييم الاستقرار السعري والتقارب السعري اللازمين للانضمام إلى الاتحاد الاقتصادي والنقدي الأوروبي. وفي الآونة الأخيرة، تحول الاهتمام إلى إجماليات المجموعة القُطرية – وخاصة مؤشر أسعار المستهلكين في الاتحاد الأوروبي. ويعكس هذا التغير في الاهتمام هدف البنك المركزي الأوروبي المتمثل في استقرار الأسعار والرأي أن المؤشرات المنسقة لأسعار المستهلكين هي أنسب مقياس سعري لتقييم استقرار الأسعار.

وهذا التركيز على قياس الاستقرار والتقارب السعريين، وعلى المقارنات الدولية لا يعني أن نطاقا أوسع من المستخدمين لا يتعين أو لا يستطيع أن يستخدم المؤشرات المنسقة لأسعار المستهلكين لأغراض أخرى. واعتمادا على الغرض المحدد الذي يقصده المستخدم، قد تكون المؤشرات المنسقة لأسعار المستهلكين هي أفضل الإحصاءات السعرية المتوافرة. ويتعين على كافة مستخدمي المؤشرات المنسقة لأسعار المستخدمين ملاحظة أن هذه المؤشرات قابلة للتنقيح؛ إذ يمكن للمؤشرات أن تتغير بعد نشر النتائج الأولى.

---

[١] فيما يلي تكوين المجموعات القُطرية في نهاية عام ٢٠٠٣:

بلدان منطقة اليورو: النمسا وبلجيكا وفنلندا وفرنسا وألمانيا واليونان وآيرلندا وإيطاليا ولكسمبرغ وهولندا والبرتغال وإسبانيا.

بلدان الاتحاد الأوروبي: بلدان منطقة اليورو بالإضافة إلى الدانمرك والسويد والمملكة المتحدة.

بلدان المنطقة الاقتصادية الأوروبية: بلدان الاتحاد الأوروبي بالإضافة إلى آيسلندا والنرويج.

البلدان التي قبلت عضويتها: قبرص وجمهورية التشيك وإستونيا وهنغاريا ولاتفيا وليتوانيا ومالطا وبولندا وسلوفاكيا وسلوفينيا.

البلدان المرشحة: البلدان التي قبلت عضويتها بالإضافة إلى بلغاريا ورومانيا وتركيا.

عند انضمام البلدان إلى الاتحاد الأوربي أو منطقة اليورو، تتم مراجعة تكوين هذه الإجماليات وفقا لذلك.

١-٣ تاريخ موجز للمؤشرات المنسقة لأسعار المستهلكين

في ٢٣ أكتوبر ١٩٩٥، تبنى مجلس وزراء الاتحاد الأوروبي قرارا تنظيميا يوفر الأساس القانوني لإرساء منهجية منسقة لإعداد مؤشرات أسعار المستهلكين في البلدان الأعضاء وبلدان المنطقة الاقتصادية الأوروبية.

ونص هذا القرار٢ (يُشار إليه فيما بعد بالقرار الإطار للمؤشر المنسق لأسعار المستهلكين) على أن يتم إنتاج ونشر المؤشرات المنسقة لأسعار المستهلكين، وعلى أن تَستخدِم هذه الأرقام قاعدة مرجعية مشتركة وتغطية مشتركة للسلع الاستهلاكية والخدمات، وأن تتقاسم تصنيفا مشتركا. وفي سياق هذا القرار الإطار للمؤشر المنسق لأسعار المستهلكين، تم تبني سلسلة من الإجراءات التنفيذية المحددة.

وكما هو مذكور آنفا، في بداية عملية التنسيق، كان أهم استخدام للمؤشرات المنسقة لأسعار المستهلكين هو تطبيق معيار استقرار الأسعار استعدادا للاتحاد الاقتصادي والنقدي في أوروبا.

وفي ١ يناير ١٩٩٩، بدأ الاتحاد الاقتصادي والنقدي بمشاركة ١١ بلدا في العملة الموحدة — اليورو. ومنذ ذلك التاريخ، أصبحت هناك سياسة نقدية مشتركة، ذات أسعار فائدة مشتركة، وتعمل في منطقة اليورو تحت سيطرة البنك المركزي الأوروبي.

ويعد الحفاظ على استقرار الأسعار هو الهدف الرئيسي للنظام الأوروبي للبنوك المركزية. وقد أعلن رئيس البنك المركزي الأوروبي في أكتوبر عام ١٩٩٨[٣] أن البنك سيقوم باتباع استراتيجية مرنة للسياسة النقدية تضمن استقرار الأسعار في منطقة اليورو استنادا إلى قيمة مرجعية نقدية ومزيج من المؤشرات الأخرى. وفي هذا السياق، أعلن مجلس محافظي (Governing Council) البنك المركزي الأوروبي: "أن استقرار الأسعار سوف يُعرَّف على أنه زيادة سنوية في المؤشر المنسق لأسعار المستهلكين لمنطقة اليورو تقل عن ٢%. ويتم الحفاظ على استقرار الأسعار في الأجل المتوسط."

وفي عام ٢٠٠٣، أكد البنك المركزي الأوروبي من جديد على هدفه للتضخم الذي كان قد أعلن في أكتوبر ١٩٩٨، والمستند إلى المؤشر المنسق لأسعار المستهلكين لمنطقة اليورو، وأضاف: "أنه في ذات الوقت، وافق مجلس المحافظين على أنه سعيا لتحقيق استقرار الأسعار سوف يهدف إلى الحفاظ على معدلات التضخم قريبة من ٢% في المدى المتوسط."[٤]

---

[٢] قرار المجلس الأوروبي رقم ٩٥/٢٤٩٤.

[٣] البيان الصحفي للبنك المركزي الأوروبي الصادر بتاريخ ١٣ أكتوبر ١٩٩٨.

[٤] البيان الصحفي للبنك المركزي الأوروبي الصادر بتاريخ ٨ مايو ٢٠٠٣.

١-٤ التنسيق بأسلوب الخطوات

أرسى القرار الإطار للمؤشر المنسق لأسعار المستهلكين منهجا للتنسيق يتكون من خطوات، يتم بموجبه سن كل خطوة – تستلزم إجراءات تنفيذية معينة – في صورة مزيد من المعايير الملزمة قانونا.

وهكذا تقرر أن تضطلع لجنة البرنامج الإحصائي للاتحاد الأوروبي (EU Statistical Programme Committee) بما يُعرَف باللجنة التنظيمية، وبالتالي سوف تكون مسؤولة عن تبني المزيد من معايير التنسيق وإضفاء عليها القوة القانونية. وتعد لجنة البرنامج الإحصائي هي أعلى اللجان الإحصائية للاتحاد الأوروبي درجة، وتتألف من مديري المعاهد الإحصائية القومية.

١-٥ الحد الأدنى للمعايير

لقد تمثل المنهج المتبع للتنسيق في البناء، بقدر الإمكان، على مصادر البيانات والمنهجيات الموجودة لدى البلدان الأعضاء في الاتحاد الأوروبي لأغراض مؤشراتها لأسعار المستهلكين. وعادة ما تتخذ المعايير القانونية صورة حد أدنى من المعايير يُسمَح عادة بموجبها بأكثر من حل واحد لقضية تنسيق ما طالما أن قابلية المقارنة غير مهددة.

وفي هذا الإطار، وبمنتصف عام ٢٠٠٣، تم إعداد سلسلة من ١٣ معيارا ملزما قانونا، كما تمت صياغة وتنفيذ بعض الإرشادات الإضافية بالتعاون مع البلدان الأعضاء في الاتحاد الأوروبي.

١-٦ مراقبة الامتثال

نظرا للأهمية التي يتم إيلاؤها لدقة وموثوقية وقابلية مؤشرات أسعار المستهلكين في الاتحاد الأوروبي للمقارنة، يقوم المكتب الإحصائي للاتحاد الأوروبي "يوروستات" بتطبيق نظام لمراقبة الامتثال لضمان الالتزام بالإطار القانوني. ويتضمن ذلك النظام بصفة خاصة عمليات تقييم لمدى الامتثال مستندة إلى استمارات استبيان وزيارات من قبل موظفي "يوروستات" للمعاهد الإحصائية القومية للاتحاد الأوروبي لدراسة ما تقوم به هذه المعاهد من عمل بشأن مؤشراتها المنسقة لأسعار المستهلكين بمزيد من التفصيل.

٢- المفاهيم والتعاريف الأساسية

٢-١ هدف ونطاق المؤشرات المنسقة لأسعار المستهلكين

يعد الهدف المعلن من المؤشرات المنسقة لأسعار المستهلكين هو قياس التضخم على أساس مقارَن، أخذا بعين الاعتبار الفروق في التعاريف القومية. غير أن ذلك يتطلب تعريفا تشغيليا لمصطلح "التضخم".

وفي ضوء رأي واحتياجات المستخدمين الرئيسيين للمؤشرات المنسقة لأسعار المستهلكين، فقد تقرر حساب المؤشرات المنسقة لأسعار المستهلكين كمؤشرات للأسعار من نوع لاسبير، استنادا إلى أسعار السلع

والخدمات المتاحة للشراء في المنطقة الاقتصادية لكل بلد عضو في الاتحاد الأوروبي من أجل تلبية احتياجات المستهلكين على نحو مباشر.

واستنادا إلى هذا المفهوم وبالإشارة إلى الحسابات القومية، وخاصة النظام الأوروبي للحسابات (ESA 95)، فقد اتُخذت التغطية في الواقع العملي للمؤشرات المنسقة لأسعار المستهلكين لتكون هي الإنفاق الاستهلاكي النقدي النهائي للأسر المعيشية.[٥] ومن شأن هذا التعريف أنه يصف فعليا السلع والخدمات، والسكان والمنطقة الجغرافية التي سيتم تغطيتها، فضلا على الأسعار والأوزان الترجيحية التي سوف تُستَخدم.

ومن ثم، قد يُوصَف المؤشر المنسق لأسعار المستهلكين كمؤشر من نوع لاسبير "لتضخم أسعار المستهلكين" أو "للأسعار المحضة"، والذي يقيس متوسط تغيرات الأسعار على أساس تغير الإنفاق للحفاظ على نمط الاستهلاك للأسر المعيشية وعلى أساس تكوين مجتمع المستهلكين في فترة الأساس أو الفترة المرجعية.

ويدل مصطلح "مؤشر الأسعار المحضة" إلى أن التغيرات في الأسعار هي فقط التي يتعين أن توضَح في مقياس المؤشر المنسق لأسعار المستهلكين بين الفترة الجارية وفترة الأساس أو الفترة المرجعية. وعليه، لا يعد المؤشر المنسق لأسعار المستهلكين مؤشرا لتكلفة المعيشة. أي لا يعد الهدف منه هو أن يكون مقياسا للتغير في الحد الأدنى للتكلفة اللازم لتحقيق نفس مستوى المعيشة (أي المنفعة الثابتة) من نمطين مختلفين للاستهلاك محققين في الفترتين محل المقارنة، حيث قد تدخل عوامل، بخلاف التغيرات في الأسعار المحضة، في المؤشر.

٢-٢ الإنفاق الاستهلاكي النقدي النهائي للأسر المعيشية

تتحدد تغطية مؤشرات أسعار المستهلكين على أساس الإنفاق الاستهلاكي النقدي النهائي للأسر المعيشية، وبالتالي تتعلق بذلك الجزء من الإنفاق الاستهلاكي النهائي الذي يتم:

- من قبل الأسر المعيشية بغض النظر عن جنسيتها أو محل إقامتها؛
- في معاملات نقدية؛
- على المنطقة الاقتصادية للبلد العضو في الاتحاد الأوروبي؛
- على السلع والخدمات المستخدمة للإشباع المباشر لاحتياجات ورغبات الأفراد؛
- في إحدى أو كلا الفترتين الزمنيتين قيد المقارنة.

[٥] لائحة المجلس الأوروبي رقم ٩٨/١٦٨٨.

ويتعين أن تكون الأسعار المستخدمة في المؤشر المنسق لأسعار المستهلكين هي الأسعار التي دفعتها الأسر المعيشية لشراء فرادى السلع والخدمات في معاملات نقدية. ويعد سعر المشترين هو السعر الذي يدفعه المشتري فعليا مقابل المنتجات في وقت الشراء.

وتعد الأوزان الترجيحية للمؤشر المنسق لأسعار المستهلكين هي النفقات الإجمالية من قبل الأسر المعيشية على أي مجموعة من السلع والخدمات التي يغطيها المؤشر المنسق لأسعار المستهلكين، ويُعبَر عنها كنسبة من مجموع الإنفاق على كافة السلع والخدمات في نطاق تغطية المؤشر المنسق لأسعار المستهلكين.

ويتم تصنيف المؤشرات المنسقة لأسعار المستهلكين وفقا للفئات ذات الأربعة أرقام والفئات الفرعية لتصنيف الاستهلاك الفردي حسب الغرض/المؤشر المنسق لأسعار المستهلكين (أي تصنيف الاستهلاك الفردي حسب الغرض الذي تم تطويعه لاحتياجات المؤشرات المنسقة لأسعار المستهلكين).

٢-٣ الروابط مع مفاهيم الحسابات القومية

لقد حدد مفهوم الإنفاق الاستهلاكي النقدي النهائي للأسر المعيشية، التغطية والأسعار والأوزان الترجيحية للمؤشر المنسق لأسعار المستهلكين، ولكنه أرسى كذلك علاقة بين المؤشرات المنسقة لأسعار المستهلكين والنظام الأوروبي للحسابات (ESA 95) الأمر الذي أثبت فائدته للمحللين وصانعي السياسات. وتتبع تعاريف المؤشر المنسق لأسعار المستهلكين النظام الأوروبي للحسابات (ESA 95) كلما أمكن، وعندما يتسق ذلك مع أهداف واستخدامات المؤشر المنسق لأسعار المستهلكين.

وبالإضافة إلى ذلك، هناك بعض الفروق بين نطاق تغطية المؤشرات المنسقة لأسعار المستهلكين وذلك الخاص بالإنفاق الاستهلاكي النهائي للأسر المعيشية وفقا لتعريف الحسابات القومية، وخاصة فيما يتعلق بالتعامل مع المساكن التي يسكنها مالكوها. وفيما يلي قائمة وافية بهذه الفروق.

٢-٤ بعض المتطلبات الأساسية للمؤشرات المنسقة لأسعار المستهلكين

يختلف التوزيع النسبي لإنفاق المستهلكين على فرادى المنتجات من بلد لآخر. ومن ثم، فلا توجد سلة موحدة تنطبق على كافة البلدان الأعضاء في الاتحاد الأوروبي. وقد ترتبط الأوزان الترجيحية المستخدمة في إعداد مؤشرات أسعار المستهلكين بفترة مرجعية تسبق السنة الجارية بفترة تصل إلى سبع سنوات. وفي الواقع العملي، يترتب على ذلك تنقيح كامل للأوزان الترجيحية والعينة للمؤشرات المنسقة القومية لأسعار المستهلكين على الأقل كل خمس سنوات، أخذا بعين الاعتبار أن فترة تصل إلى سنتين تقريبا ربما تكون لازمة لإدماج نتائج مسح كامل لإنفاق المستهلكين. ومع ذلك، يجب إجراء تعديلات كل عام مقابل أي تغييرات كبيرة بصفة خاصة في أنماط الإنفاق، وذلك للإقلال إلى الحد الأدنى من أي تفاوتات قد تنشأ عن اختلاف تواتر التحديث.

وبشكل عام، للحفاظ على تناغم المؤشرات المنسقة لأسعار المستهلكين مع بعضها البعض وحداثتها، يجب إدراج منتجات جديدة عندما تحقق أهمية نسبية كبيرة. ويجب كذلك إظهار أن المؤشرات المنسقة لأسعار المستهلكين تستند إلى إجراءات معاينة ملائمة، مع الأخذ بعين الاعتبار تنوع المنتجات والأسعار على المستوى القومي.

ويجب الحفاظ على حداثة العينات، وخاصة من خلال منع الممارسة تفترض أن الأسعار الناقصة تساوي آخر الأسعار التي تمت ملاحظتها. ولأجل قياس التغيرات في الأسعار المحضة، يجب تعديل الأسعار المدرجة في المؤشرات المنسقة لأسعار المستهلكين مقابل التغيرات في نوعية السلع والخدمات. ولا يسمح باستخدام ممارسات غير ملائمة معينة لتعديل الأسعار مقابل التغير في النوعية، مثل ما يعرف بالربط التلقائي (Automatic linking).

ويتم حساب إجماليات المؤشر المنسق لأسعار المستهلكين للمجموعات القُطرية كمتوسطات مرجحة للمؤشرات المنسقة القومية لأسعار المستهلكين، وذلك باستخدام الأوزان الترجيحية للبلدان والمؤشرات الفرعية المعنية. ويعد الوزن الترجيحي لبلد ما هو نصيبه من الإنفاق الاستهلاكي النقدي النهائي للأسر المعيشية من مجموع الإنفاق. وبالنسبة لمؤشر أسعار المستهلكين في الاتحاد الأوروبي، يتم التعبير عن الأوزان الترجيحية باليورو بطبيعة الحال، بينما في حالة المؤشر الأوروبي لأسعار المستهلكين، ومؤشر أسعار المستهلكين للمنطقة الاقتصادية الأوروبية، تَستخدِم عمليات التجميع معايير القوى الشرائية. ويتم التعامل مع مؤشر أسعار المستهلكين في الاتحاد الأوروبي ككيان واحد داخل إجماليات المؤشر الأوروبي لأسعار المستهلكين ومؤشر أسعار المستهلكين للمنطقة الاقتصادية الأوروبية.[٦]

---

[٦] للاطلاع على ملاحظات فنية، راجع:

– البيان الصحفي للمكتب الإحصائي للاتحاد الأوروبي "يوروستات" الصادر تحت رقم ٩٧/٢١ بتاريخ مارس ١٩٩٧، بعنوان "*تنسيق الطريقة التي يقوم بها الاتحاد الأوروبي بقياس التضخم*" (*Harmonizing the way EU measures inflation*).

– مذكرة "يوروستات" ٩٨/٨ بتاريخ ٤ مايو ١٩٩٨، بعنوان *المؤشر الجديد لأسعار المستهلكين في الاتحاد الأوروبي* (New monetary union index of consumer prices).

– مذكرة "يوروستات" ٠٠/٠٢ بتاريخ ١٨ فبراير ٢٠٠٠، *المؤشر المنسق والمطور لأسعار المستهلكين للاتحاد الأوروبي: التغطية الممتدة وتوقيتات الإعلان المبكر للمؤشر المنسق لأسعار المستهلكين* (*Improved EU Harmonized Index of Consumer Prices: Extended coverage and earlier release dates for the HICP*).

ويمكن الاطلاع على مزيد من التفاصيل في الخلاصة الوافية (Compendium) للوثائق المرجعية للمؤشر المنسق لأسعار المستهلكين على الرابط التالي: http://europa.eu.int/comm/eurostat/Public/datashop/printcatalogue/EN?catalogue=Eurostat&product=KS-AO-01-005-_-I-EN.

٣- التغطية

٣-١ السلع والخدمات

لقد اتسعت تغطية السلع والخدمات في المؤشرات المنسقة لأسعار المستهلكين عبر الزمن. إذ تغطي المؤشرات المنسقة لأسعار المستهلكين الآن كافة الإنفاق الاستهلاكي النقدي النهائي للأسر المعيشية تقريبا. ويتمثل الاختلاف الرئيسي عن مفهوم الإنفاق الاستهلاكي النهائي للأسر المعيشية في النظام الأوروبي للحسابات (ESA 95) في استبعاد النفقات المحتسبة للمساكن التي يسكنها مالكوها.

وعلى الرغم من أن التغطية الأولية للسلع والخدمات في المؤشرات المنسقة لأسعار المستهلكين اتسمت بالشمول نوعا ما، فقد عكست في معظمها الأمور المعتادة للمؤشرات القومية لأسعار المستهلكين. ومنذ ذلك الحين، وبجهود كبيرة وتعاون من البلدان الأعضاء في الاتحاد الأوروبي، تم توسيع التغطية لكافة نفقات المستهلكين تقريبا، بمعنى الإنفاق الاستهلاكي النقدي النهائي للأسر المعيشية. وبصفة خاصة، تتم الآن تغطية المجالات الصعبة المتمثلة في الصحة والتعليم وخدمات الحماية الاجتماعية، وكذلك التأمين والخدمات المالية. ويتم إدراج هذه المجالات في المؤشرات المنسقة لأسعار المستهلكين وفقا لتعاريف متفق عليها، الأمر الذي يضمن قابلية المقارنة على الرغم من الفروق المؤسسية الكبيرة.

وفي التغطية الأولية للمؤشرات المنسقة لأسعار المستهلكين،[٧] لم تتم تغطية بعض الفئات الصعبة مثل خدمات الصحة والتعليم بالكامل، حيث توجد فروق مؤسسية كبيرة بين البلدان الأعضاء في الاتحاد الأوروبي. وفي عام ١٩٩٨، وبموجب معيار قانوني آخر[٨] تم تعديل التغطية الأولية للسلع والخدمات ووضع إجراء مرحلي لتوسيع تغطية المؤشر المنسق لأسعار المستهلكين. وثمة معيار قانوني آخر لتوسيع التغطية دخل حيز النفاذ مع إصدار المؤشر ليناير ٢٠٠٠.[٩] وقد اتُخذت الخطوة التالية مع إصدار مؤشر يناير ٢٠٠١.[١٠]

٣-٢ التغطية الجغرافية والسكانية

يفرض القرار الإطار للمؤشر المنسق لأسعار المستهلكين أن تستند هذه المؤشرات إلى أسعار السلع والخدمات المتاحة للشراء في المنطقة الاقتصادية للبلد العضو في الاتحاد الأوروبي لأغراض تلبية احتياجات المستهلكين على نحو مباشر. وفيما يتعلق بالمنطقة الاقتصادية والمستهلكين المعنيين، كان ضروريا توافر تعريف منسق

---

[٧] قرار المفوضية الأوروبية رقم ٩٦/١٧٤٩.

[٨] قرار المجلس الأوروبي رقم ٩٨/١٦٨٧.

[٩] قرار المفوضية الأوروبية رقم ١٩٩٩/١٧٤٩.

[١٠] قرار المفوضية الأوروبية رقم ١٩٩٩/٢١٦٦.

للتغطية الجغرافية والسكانية للمؤشر المنسق لأسعار المستهلكين، وذلك لتحقيق كل من قابلية المقارنة وتجنب الفجوات أو الحساب المزدوج عند تجميع المؤشرات المنسقة القومية لأسعار المستهلكين.

وفي عام ١٩٩٨، أوضح معيار قانوني[١١] أنه يتعين على المؤشر المنسق لأسعار المستهلكين أن يغطي كافة الإنفاق الاستهلاكي النقدي النهائي للأسر المعيشية الذي يحدث في الإقليم الاقتصادي للبلد العضو في الاتحاد الأوروبي. وبصفة خاصة، يتعين أن تتضمن تغطية مؤشر أسعار المستهلكين الإنفاق من قبل الزائرين الأجانب وإنفاق الأفراد الذين يعيشون في مصَّحات، ولكنها يتعين أن تستبعد الإنفاق من قبل المقيمين أثناء تواجدهم في بلد أجنبي (ما يُعرف بالمفهوم المحلي). كما يتعين إدراج كافة الأسر المعيشية الخاصة، بغض النظر عن المنطقة التي يعيشون فيها أو موقعهم في توزيع الدخل. ويتعين استبعاد الإنفاق الذي يتم تكبده لأغراض الأعمال.

وقد جاء اختيار المفهوم المحلي انعكاسا لدور مؤشر أسعار المستهلكين في الاتحاد الأوروبي في قياس استقرار الأسعار في منطقة اليورو. ويتم قياس تغيرات الأسعار في منطقة اليورو بتجميع تغيرات الأسعار التي تحدث داخل فرادى البلدان الأعضاء بالاتحاد الأوروبي. ويتعين أن تتضمن تغيرات الإنفاق والأسعار التي سيتم قياسها داخل المنطقة الاقتصادية تلك التي تؤثر على الزائرين الأجانب وأن تستبعد تلك المؤثرة على المقيمين أثناء وجودهم في بلد أجنبي.

ومن ضمن شروط المؤشر المنسق لأسعار المستهلكين أنه يتعين إعداد المؤشرات المنسقة لأسعار المستهلكين باستخدام أوزان ترجيحية تعكس الإنفاق الاستهلاكي النقدي النهائي لكافة الأسر المعيشية. ومع ذلك، يتعين النظر إلى المؤشرات المنسقة لأسعار المستهلكين التي تغطي فقط مجموعة فرعية من الأسر المعيشية على أنها مشابهة إذا كان هذا الفرق يمثل فعليا أقل من جزء واحد من الألف من مجموع الإنفاق الذي يغطيه المؤشر المنسق لأسعار المستهلكين.

٤- الأوزان الترجيحية، وصيغ المؤشر ومعاينة الأسعار

٤-١ الأوزان الترجيحية

يفرض الإطار العام للمؤشر المنسق لأسعار المستهلكين أن تكون الأوزان الترجيحية للمؤشر المنسق لأسعار المستهلكين حديثة بالقدر الذي يضمن القابلية للمقارنة، وفي الوقت ذاته يتجنب تكلفة إجراء مسوح ميزانيات الأسر المعيشية بما يزيد عن مرة كل خمس سنوات.

[١١] قرار المجلس الأوروبي رقم ٩٨/١٦٨٨.

وثمة معيار قانوني[١٢] للمؤشر المنسق لأسعار المستهلكين يوضح الحد الأدنى من المعايير بالنسبة لنوعية الأوزان الترجيحية للمؤشر المنسق لأسعار المستهلكين. ويهدف هذا المعيار إلى ضمان نوعية الأوزان الترجيحية المستخدمة في إنشاء المؤشر المنسق لأسعار المستهلكين والحد من التفاوتات بين المؤشرات المنسقة لأسعار المستهلكين التي قد تنشأ عن اختلاف تواتر التحديث.

وبالنسبة لنوعية الأوزان الترجيحية للمؤشر المنسق لأسعار المستهلكين، يتعين أن تكون الأوزان الترجيحية حديثة بما يكفي لضمان قابلية المقارنة مع تجنب التكاليف غير اللازمة. ويمكن للفروق في معدل تواتر تحديد الأوزان الترجيحية أن تؤدي إلى فروق في التضخم المقيس وعدم القابلية للمقارنة، ولكنها لا تؤدي بالضرورة إلى ذلك. فلم يعد يُنظَر إلى فرض تكلفة الدقة العالية لكافة الأوزان الترجيحية أو التحديث المتكرر للأوزان الترجيحية على أنه أمر مبرر. ومن الناحية الأخرى، من الصعوبة بمكان التأكد من أن مؤشر منسق لأسعار المستهلكين يستخدم أوزانا ترجيحية يصل عمرها إلى سبع سنوات سوف يوفر مقياسا موثوقا وذا صلة للتضخم الجاري.

ويقتضي المعيار القانوني بشأن نوعية الأوزان الترجيحية للمؤشر المنسق لأسعار المستهلكين حدا أدنى من المراجعة والتعديل لضمان كفاية نوعية الأوزان الترجيحية المستخدمة لإنشاء المؤشرات المنسقة لأسعار المستهلكين. كما يقوم بإرساء حد لقابلية المقارنة يتم بموجبه تحديد متى يجب مراجعة وتحديث الأوزان الترجيحية.

ويتضمن شرط المراجعة التحقق سنويا من تلك الأوزان الترجيحية التي تعتبر مهمة لموثوقية وأهمية المؤشر المنسق، وبالتالي من قابليته للمقارنة. وتعد هذه في الأساس الأوزان الترجيحية لمكونات المؤشر والتي تكون فيها التغيرات السوقية الكبيرة قد صاحبت تغيرات سعرية غيرمعتادة. وحيثما يتحدد وزن ترجيحي ما على أنه ناقص، يتعين على البلدان الأعضاء في الاتحاد الأوروبي عمل تقدير محسن وإدخال تعديل ملائم، إبتداء من مؤشر يناير التالي، وذلك عندما يزيد تأثير الحد الفارق (Threshold effect) عن ٠,١ نقطة مئوية (في المتوسط بالنسبة لسنة واحدة مقارنة بالسنة السابقة). والهدف من ذلك هو ضمان أن الأوزان الترجيحية المعدَّلة تمثل أفضل التقديرات التي يمكن عملها استنادا إلى المعلومات المتاحة.

٤-٢ صيغ المؤشر

يتم اختيار صيغة المؤشر التي سوف تستخدم للمؤشر المنسق لأسعار المستهلكين على مستويين:

- مستوى الصيغة-الكلية؛ أي الاختيار بين مؤشر بنظام السلسلة ذي وصلات سنوية ومؤشر ثابت الأساس ذي وصلات تصل إلى خمس سنوات.

١٢ قرار المفوضية الأوروبية رقم ٩٧/٢٤٥٤.

- ومستوى الصيغة–الجزئية؛ داخل كل مستوى هناك مشكلة الفترة المرجعية، سواء بالنسبة للأسعار والأوزان الترجيحية.

٤–٢–١ الصيغة الكلية للمؤشر

يلزم أن يكون المؤشر المنسق لأسعار المستهلكين مؤشرا من نوع لاسبير.[١٣] وعلى الرغم من أن المؤشرات المنسقة لأسعار المستهلكين التي تنتجها البلدان الأعضاء في الاتحاد الأوروبي لا تزال تختلف من حيث التفاصيل، يمكن وصفها جميعا بشكل عام على أنها مؤشرات من نوع لاسبير. فكلها مؤشرات للأسعار يتم فيها قياس التحركات من شهر لآخر في الأسعار كمتوسط لمؤشرات الأسعار باستخدام أوزان ترجيحية للإنفاق تعكس على نحو ملائم نمط استهلاك مجتمع المستهلكين في الفترة المرجعية للأوزان الترجيحية.

وفي الواقع العملي، هناك ثلاثة أنواع من فترات الأساس المستخدمة في إنشاء المؤشرات المنسقة لأسعار المستهلكين:[١٤]

- فترة الأساس التي تشير إليها أحجام الأوزان الترجيحية الجارية للإنفاق (الفترة المرجعية للأوزان الترجيحية)؛
- فترة الأساس التي يتم منها قياس التغير في الأسعار الجارية، أي المرجع الزمني للأسعار المستخدمة لتقييم الأحجام في الأوزان الترجيحية الجارية ("الفترة المرجعية للمؤشر")؛
- الفترة التي يتحدد فيها أساس المؤشر عند ١٠٠ (فترة أساس المؤشر").

ويمكن للمؤشر المنسق لأسعار المستهلكين، اعتمادا على الصيغة الكلية المطبقة في الواقع العملي لحسابه، أن يكون مؤشرا بنظام السلسلة. ويتعين التأكيد على أن هذه هي صيغة السلسلة المعادلة للمؤشر ثابت الأساس الذي يسمح ببساطة بالتعبير عن المؤشرات بنظام السلسلة وثابتة الأساس بواسطة صيغة مشتركة. ويصبح الوصل المسلسل فعالا فقط في حالة وجود تغييرات في الأوزان الترجيحية المستخدمة على نحو جار، على سبيل المثال على أساس المراجعة التي يقتضيها معيار المؤشر المنسق لأسعار المستهلكين بشأن جودة عمليات ترجيح المؤشر المنسق لأسعار المستهلكين.[١٥]

وفي الواقع العملي، يقوم بعض البلدان الأعضاء في الاتحاد الأوروبي بإعداد مؤشرات منسقة لأسعار المستهلكين ثابتة الأساس، في حين تقوم البلدان الأخرى بحساب مؤشرات منسقة لأسعار المستهلكين بنظام السلسلة مع تحديث الأوزان الترجيحية السنوية. ومن أجل الحصول على مجموعة من المؤشرات المنسقة لأسعار المستهلكين مع مؤشرات فرعية بما يسمح بعمليات تجميع متسقة، من الضروري عرض المؤشرات

[١٣] قرار المجلس الأوروبي رقم ٩٥/٢٤٩٤، المادة ٩.

[١٤] تختلف هذه التعاريف عن تلك الموجودة في مسرد هذا الدليل تحت عنوان "فترة الأساس".

[١٥] قرار المفوضية الأوروبية رقم ٩٧/٢٤٥٤.

المنسقة لأسعار المستهلكين كما لو كان حسابها جميعا قد تم باستخدام ذات الصيغة. وعليه، كان ضروريا تطبيق فترة أساس وفترة مرجعية مشتركة للمؤشر.

وبمنتصف عام ٢٠٠٣، حددت فترة الأساس المشتركة للمؤشر على أنها ١٩٩٦=١٠٠. ولأجل الحصول كذلك على فترة مرجعية مشتركة للمؤشر، يتم "تحديث" الأوزان الترجيحية من حيث الأسعار حتى ديسمبر من كل عام.

٤-٢-٢ الإجماليات الأولية

يُعرِّف ثمة معيار قانوني[١٦] للمؤشر المنسق لأسعار المستهلكين الإجماليات الأولية بالرجوع إلى الإنفاق أو الاستهلاك الذي يغطيه أكثر مستويات تفريغ العينات (stratification) تفصيلا للمؤشر المنسق لأسعار المستهلكين، ولا تتوافر في إطاره معلومات إنفاق موثوقة لأغراض الترجيح. ويعد مؤشر الإجمالي الأولي مؤشرا للأسعار لإجمالي أولي يتضمن بيانات سعرية فقط.

وبالنسبة للمؤشرات المنسقة لأسعار المستهلكين، فإن نسبة أسعار المتوسط الهندسي أو نسبة أسعار المتوسط الحسابي هما الصيغتين التي يتعين استخدامهما في الإجماليات الأولية. ويمكن تطبيق المتوسط الحسابي للأرقام النسبية للأسعار فقط في حالات استثنائية وعندما يمكن إظهار أنه قابل للمقارنة.

٤-٢-٣ المستوى الذي يتغير عنده التجميع الكلي إلى تجميع أولي

يتفاعل مستوى التجميع الأولي مع السمات التصميمية الأخرى مثل إجراءات المعاينة وتوافر معلومات الترجيح. واعتمادا على مصادر الأوزان الترجيحية المستخدمة، قد يبدأ التجميع الأولي عند مستويات مختلفة في البلدان المختلفة في التسلسلات الهرمية للمنتجات والمناطق الجغرافية ومنافذ البيع.

ويمكن للفروق في الممارسات على المستوى القومي أن تؤثر على المؤشرات المنسقة لأسعار المستهلكين الناتجة، ولكن لم تعتبر هذه القضية في بادئ الأمر ذات أولوية للتنسيق ولم يُتخذ أي إجراء حتى الآن. ومن المرجح أن يتم تناول هذه القضية مرة أخرى مع تطور عملية التنسيق.

٤-٣ معاينة الأسعار

هناك ثلاثة أبعاد مهمة للمعاينة يجب أخذها بعين الاعتبار:

- بُعد خاص بالبنود
- بُعد خاص بمنافذ البيع
- وبُعد إقليمي.

[١٦] قرار المفوضية الأوروبية رقم ٩٦/١٧٤٩.

وكل بُعد من هذه الأبعاد ينقسم بدوره إلى مراحل للمعاينة.

وفي البعد الخاص بالمنتجات، أحيانا ما يتم أولا عمل اختيار أو عينة من البنود الممثِلة داخل المكتب الإحصائي القومي، ثم يتم إجراء اختيار آخر من قبل جامعي الأسعار في الميدان. وفي البُعد الخاص بمنافذ البيع، غالبا ما يتم أولا اختيار المناطق الجغرافية، يليه عمل عينة من منافذ البيع داخل كل منها.

ولا تتحقق المعاينة العشوائية بسهولة عندما يتعلق الأمر بجمع الأسعار لمؤشر أسعار المستهلكين، وفي الواقع العملي يتبع معظم البلدان الأعضاء في الاتحاد الأوروبي إجراءات المعاينة العمدية (Purposive sampling) لمؤشراتها المنسقة لأسعار المستهلكين. وبغض النظر عن طريقة المعاينة المستخدمة، قد تؤدي الأحجام الصغيرة للعينة إلى أخطاء عشوائية ذات حجم قد يؤدي في حد ذاته إلى مشكلة متعلقة بقابلية المقارنة.

وبالنسبة للبلدان الأعضاء التي تستخدم المعاينة العمدية، فإن أعداد الإجماليات الأولية والأسعار داخل الإجماليات الأولية تدل على درجة التغطية للمجتمع الإحصائي لمنافذ البيع والبنود.

ويتعين إنشاء المؤشرات المنسقة لأسعار المستهلكين من واقع عينات مستهدفة تأخذ بعين الاعتبار الوزن الترجيحي لكل فئة من فئات تصنيف الاستهلاك الفردي حسب الغرض/المؤشر المنسق لأسعار المستهلكين. أما المؤشرات المنسقة لأسعار المستهلكين التي تتسم بإجماليات أولية كافية لتمثيل تنوع البنود داخل الفئة وأسعار كافية داخل كل إجمالي أولي لحساب تفاوت التحركات السعرية في المجتمع الإحصائي فتعد موثوقة وقابلة للمقارنة.

وبالنسبة إلى إحلال المنتجات ومنافذ البيع، فقد يحدث الإحلال نظرا لأن بندا أو منفذا ما قد اختفى من السوق أو لأنه لم يعد يعتبر ممثِلا. ومن المرجح لتطورات السوق فيما يتعلق بالمنتجات والمنافذ أن تشكل مصدرا مهما لعدم القابلية للمقارنة. ومع ذلك، ثمة تفاعل مهم مع اختيار صيغة المؤشر وممارسات المعاينة هنا. على سبيل المثال، فإن استخدام المواصفات المحكمة للمنتجات مقارنة بتلك الفضفاضة قد يؤدي إلى قضايا مختلفة تماما فيما يتعلق بالتعديل مقابل التغير في النوعية.

٥- معايير محددة للمؤشر المنسق لأسعار المستهلكين

٥-١ توقيت إدراج أسعار المشترين في المؤشر المنسق لأسعار المستهلكين

قد تكون الفروق بين البلدان الأعضاء في توقيت إدراج أسعار المشترين في المؤشر المنسق لأسعار المستهلكين مهمة بصفة خاصة في حالة المنتجات حيث يوجد فرق زمني كبير بين وقت الشراء أو الدفع أو التسليم ووقت الاستهلاك.

وثمة معيار قانوني[١٧] للمؤشر المنسق لأسعار المستهلكين قام بتنسيق الممارسات وإضفاء مزيد من الشفافية على عملية إعداد المؤشر المنسق لأسعار المستهلكين من خلال وضع قواعد مفصلة لتوقيت إدخال أسعار المشترين في المؤشر المنسق لأسعار المستهلكين. ويستخدم هذا المعيار النظام الأوروبي للحسابات (ESA 95) كمصدر لتعاريفه، كما يتسق مع تعاريف النظام الأوروبي للحسابات (ESA 95) بمقدار اتساقها مع أغراض المؤشر المنسق لأسعار المستهلكين.

وبصفة خاصة، ينص النظام الأوروبي للحسابات (ESA 95) على أنه يتعين تسجيل السلع والخدمات بشكل عام عندما تنشأ حسابات برسم الدفع، أي عندما يتحمل المشتري التزاما تجاه البائع. ومع ذلك، يتم تسجيل الإنفاق على الخدمات في النظام الأوروبي للحسابات (ESA 95) عند اكتمال توصيل الخدمة. وفي المؤشر المنسق لأسعار المستهلكين، يتم تقييم الأحجام بشكل عام على أساس أسعار المشترين تبعا لمبدأ الاحتياز. ويعني ذلك ضمنا لأغراض المؤشر المنسق لأسعار المستهلكين أنه سيتم إدراج أسعار السلع في المؤشر المنسق لأسعار المستهلكين في الشهر الذي تتم فيه ملاحظتها، بينما يتم إدراج أسعار الخدمات في المؤشر المنسق لأسعار المستهلكين في الشهر الذي يمكن أن يبدأ فيه استهلاك الخدمة بالأسعار الملحوظة.

٥-٢ التعامل مع تخفيضات الأسعار

هناك معيار قانوني[١٨] للمؤشر المنسق لأسعار المستهلكين يضع قواعد مفصلة للتعامل مع تخفيضات الأسعار. ويعكس هذا المعيار الممارسة التي كانت سائدة في العديد من بلدان الاتحاد الأوروبي. ويُعرِّف هذا المعيار المبادئ العامة التي يتعين في إطارها أن تؤخذ التخفيضات المؤقتة في الأسعار بعين الاعتبار. ويقتضي أن تكون تخفيضات الأسعار: (١) يمكن عزوها لشراء سلعة فردية أو خدمة؛ (٢) متاحة لكافة المستهلكين المحتملين بدون شروط خاصة؛ (٣) معروفة للمشتري في وقت إبرامه اتفاق لشراء المنتَج المعني؛ (٤) يمكن المطالبة بها في وقت الشراء أو في غضون تلك الفترة الزمنية منذ الشراء الفعلي التي يُتوقع أن يكون لها تأثير كبير على الكميات التي يرغب المشترون في شرائها.

وهناك إرشادات إضافية مكملة للمعيار القانوني، وتعطي المشورة بشأن كيف يتعين التعامل مع شتى التخفيضات السعرية، مثل:

- أسعار التخفيضات (مثل التخفيضات لتصفية المخزون، وتخفيضات الإغلاق، والتخفيضات الموسمية، وتخفيضات البواقي، والسلع التالفة أو البالية أو المعيبة)؛
- ترتيبات الائتمان والدفع: قرض ذو فائدة صفرية عند شراء سلعة معمرة جديدة؛
- محفزات أو مغريات تجارية في صورة كميات إضافية أو هدايا؛

---

[١٧] قرار المفوضية الأوروبية رقم ٢٠٠٠/٢٦٠١.

[١٨] قرار المفوضية الأوروبية رقم ٢٠٠٠/٢٦٠٢.

- خصومات متاحة فقط لعدد محدود من الأسر المعيشية؛
- تخفيضات أو مستردات (التأمين المسترد في حالة إعادة القوارير)؛
- التخفيضات أو المستردات غير المنتظمة (مثل برامج وبطاقات تخفيضات بناء الولاء).

٥-٣ المشاهدات الناقصة

حتى يتسنى منع الممارسات التي قد تؤدي إلى تحيزات خطيرة، يُطلَب من البلدان الأعضاء في الاتحاد الأوروبي إدامة وتوفير بيان بعيناتها المستهدفة من شهر إلى آخر. وحيثما لا تتم ملاحظة الأسعار، يجب تقديرها من خلال إجراء مناسب.

وثمة معيار قانوني[١٩] يتعامل مع الحد الأدنى من المعايير لملاحظة الأسعار. فحيثما تتطلب العينة المستهدفة ملاحظة الأسعار شهريا، ولكن تخفق الملاحظة بسبب عدم توافر البند أو لأي سبب آخر، قد يمكن استخدام الأسعار المقدرة للشهر الأول أو الثاني ولكن سيتم استخدام أسعار البدائل من الشهر الثالث.

٥-٤ التعديل في الأسعار مقابل التغير في النوعية

بالنسبة للمؤشرات المنسقة لأسعار المستهلكين، يحدث التغير في النوعية عندما يرى البلد العضو أن تغيرا في المواصفات قد ترتب عليه فرق كبير في المنفعة (أو الإمكانيات) للمستهلك بين نوع أو طراز جديد من سلعة أو خدمة والسلعة أو الخدمة التي اختيرت من قبل للتسعير. ولا ينشأ تغير في النوعية عندما يكون هناك تنقيح شامل لعينة المؤشر المنسق لأسعار المستهلكين.

ويتم تعريف التعديل مقابل التغير في النوعية على أنه إجراء للسماح بتغير النوعية من خلال زيادة أو تخفيض الأسعار الجارية أو المرجعية الملحوظة بعامل أو مقدار يعادل قيمة ذلك التغير في النوعية.

وفي إطار المعيار القانوني[٢٠] للمؤشر المنسق لأسعار المستهلكين، يلزم على البلدان الأعضاء في الاتحاد الأوروبي البحث في إجراءات التعديل مقابل التغير في النوعية الخاصة بها وتجنب ما يعرف بطريقة الربط التلقائي، والتي تعادل الافتراض بأن الفرق في السعر بين الطرازين المتتالين يمكن عزوه بالكامل للفرق في النوعية.

وحيثما تحدث التغيرات في النوعية، يتعين على البلدان الأعضاء في الاتحاد الأوروبي إجراء التعديلات المناسبة مقابل التغير في النوعية بناء على تقديرات صريحة لقيمة التغير في النوعية. وفي غياب التقديرات القومية، يتعين على البلدان الأعضاء في الاتحاد الأوروبي استخدام تقديرات المكتب الإحصائي للاتحاد

---

[١٩] قرار المفوضية الأوروبية رقم ٩٦/١٧٤٩، المادة ٦.

[٢٠] قرار المفوضية الأوروبية رقم ٩٦/١٧٤٩.

الأوروبي "يوروستات" عندما تكون متوافرة وذات صلة. ويتعين على مكتب "يوروستات" المساعدة في هذه العملية من خلال إعداد قاعدة بيانات لتقديرات تغير النوعية المقدمة من البلدان الأعضاء ذاتها ومن المصادر الأخرى. وعندما لا تتوافر تقديرات، يجب تقدير تغيرات الأسعار على أنها الفرق الكامل بين سعر البديل والبند الذي حل محله. بالإضافة إلى ذلك، يلزم على البلدان الأعضاء مراقبة حدوث التغيرات في النوعية والتعديلات التي تتم بغية توضيح امتثالها.

وبالرغم من المعايير القانونية القائمة، قد تنشأ فروق بين المؤشرات المنسقة لأسعار المستهلكين نظرا لأن نفس التغييرات في الخصائص المادية لبند ما لا تزال تعامل بطرق مختلفة في البلدان المختلفة. وهذا لا يعني أن ذات خاصية النوعية يجب تقييمها بنفس القدر في مختلف البلدان الأعضاء في الاتحاد الأوروبي، ولكن يعني أنه يتعين التنسيق بين مبادئ وإجراءات التقييم. وفي الواقع العملي، فإن الفروق في إجراءات التعديل مقابل التغير في النوعية بين البلدان قد لا تلغي نفسها عبر السلع والخدمات التي تغطيها المؤشرات. فعلى النقيض، من المرجح أن تتراكم لتصل إلى فروق تزيد على ٠,١ نقطة مئوية.

ويعد التعديل مقابل التغير في النوعية من قضايا التنسيق الصعبة، إن لم تكن الأكثر صعوبة، بالنسبة للمؤشر المنسق لأسعار المستهلكين. ويشارك المكتب الإحصائي للاتحاد الأوروبي "يوروستات" والبلدان الأعضاء في الاتحاد الأوروبي حاليا في مناقشات عامة ومفاهيمية حول الطرائق وفي تحليل نتائج الدراسات العملية لتغير النوعية والتعديل مقابل التغير في النوعية.

٥-٥ المشاهدات السعرية المرفوضة

تحدد إرشادات المؤشر المنسق لأسعار المستهلكين بشأن رفض *المشاهدات* السعرية الإجراءات التي سيتم اتباعها للتحقق من صحة *المشاهدات* السعرية وتعديلها. وتستلزم الإرشادات بشكل العام أن يتم قبول الأسعار التي يقوم جامعو الأسعار بإبلاغها. وبالنسبة لرفض أو تعديل الأسعار المبلغ بها، مثل تصحيح تغير سعري مرتفع أو منخفض بشكل غير عادي، فيتعين ألا يتم من خلال إجراءات تلقائية، ولكن فقط بالرجوع إلى معلومات معينة عن *المشاهدة* السعرية، مثل كونها متكررة. وإذا ما استمر، عقب إجراء التحقق، رفض لسعر المبلغ به، يتعين التعامل مع السعر المرفوض وفقا للقواعد الخاصة بالمشاهدات الناقصة.

وتترك الإرشادات للبلدان الأعضاء في الاتحاد الأوروبي حرية تطبيق طرائق تختلف عن تلك المحددة. وعندما لا يستخدم البلد العضو الطرائق الموصوفة، قد يطلب المكتب الإحصائي للاتحاد الأوروبي "يوروستات" من هذا البلد إظهار أن المؤشر المنسق لأسعار المستهلكين الناتج لا يختلف على نحو نظامي عن مؤشر منسق لأسعار المستهلكين تم إعداده وفقا للطرائق الموصوفة بما يزيد عن ٠,١ نقطة مئوية في المتوسط، عند مقارنة سنة بالسنة السابقة عليها.

٥-٦ السلع والخدمات التي اكتسبت أهمية حديثا

إن المقصود بمصطلح "السلع الجديدة" لا يعد دقيقا دائما. وبصفة خاصة، لا يوجد فاصل واضح بين الطُرز والأنواع الجديدة من المنتجات التي توافرت سابقا والمنتجات المبتكرة الجديدة حقا التي تلبي احتياجات لم يكن من الممكن تلبيتها قبلا.

ولا يمكن للصيغ المستخدمة في حساب المؤشر أو لتكرار تجديد سلة السلع والخدمات أن يحل المشكلة الأساسية بالكامل: وهي خطر التحيز إذا ما استُخدم إدراج طرز وأنواع جديدة كمناسبة لعمل زيادات أو تخفيضات سعرية.

ويحتوي الإطار العام[٢١] للمؤشر المنسق لأسعار المستهلكين شرطا للحفاظ على ملاءمة المؤشرات المنسقة لأسعار المستهلكين، بمعنى أنه يجب اتخاذ خطوات للحفاظ على الاتساق بشكل عام بين المؤشرات المنسقة لأسعار المستهلكين وحداثتها من حيث تطورات السوق. ويهدف المعيار القانوني للمؤشر المنسق لأسعار المستهلكين بشأن السلع والخدمات التي اكتسبت أهمية حديثا إلى ضمان إدراج المنتجات الجديدة في المؤشر المنسق لأسعار المستهلكين بمجرد تحقيقها حجم مبيعات يبلغ جزءا واحدا لكل ألف من مجموع إنفاق المستهلكين في البلد العضو في الاتحاد الأوروبي.[٢٢]

ويمكن تفسير مصطلح "التي اكتسبت أهمية حديثا" بمفهوم واسع، أي بمعنى أنها جديدة على المؤشر.

وهناك طريقتان يتم بموجبهما إدراج المنتجات الجديدة في المؤشر المنسق لأسعار المستهلكين إذا ما اكتسبت جزءا كبيرا من الإنفاق.

- الإبدال: يحل المنتج الجديد محل المنتج الموجود بالفعل ولكنه فقد أهميته، حتى يتم إدراج منتج أكثر حداثة في العينة؛
- الإضافة: يتم إدراج المنتج الجديد في المؤشر بالإضافة إلى المنتجات المغطاة بالفعل، وذلك لتمثيل غرض ما غير ممثَل بعد في المؤشر.

ويرتبط معيار المؤشر المنسق لأسعار المستهلكين حول السلع والخدمات التي اكتسبت أهمية حديثا بالإضافات وليس البدائل.

ويتم إدراج الإضافات في المؤشر لسببين رئيسيين:

---

٢١ قرار المجلس الأوروبي رقم ٩٥/٢٤٩٤.

[٢٢]قرار المفوضية الأوروبية رقم ٩٦/١٧٤٩، المادة ٢(باء).

- منتج جديد (مثل الهواتف المحمولة)، لم يكن ممثلا في المؤشر، ولا يتم اعتباره بديلا في العادة لأنه كان مختلفا تماما عن المنتجات القائمة. وسوف تتم إضافته كفئة جديدة داخل فئة قائمة؛
- منتج كان متوافرا سابقا، ولكنه غير ممثَل على نحو صريح في المؤشر نظرا لأن استهلاكه كان منخفضا جدا. ولا تتم عملية الإدراج كبديل داخل فئة ما، ولكن بإضافة فئة جديدة داخل فئة قائمة.

وفي حالة الإضافات، يتم جمع سعر المنتج الجديد بالإضافة إلى المنتجات الملاحَظة بالفعل؛ ويوفر الحد الأدنى للمعيار الخاص بالسلع والخدمات التي اكتسبت أهمية حديثا طرائق التعامل التالية:

- إما تعديل الأوزان الترجيحية للفئة ذات الصلة لتصنيف الاستهلاك الفردي حسب الغرض/المؤشر المنسق لأسعار المستهلكين؛
- أو تعديل الأوزان الترجيحية داخل الفئة ذات الصلة لتصنيف الاستهلاك الفردي حسب الغرض/المؤشر المنسق لأسعار المستهلكين؛
- أو إسناد جزء من الوزن الترجيحي خصيصا للمنتج الجديد (أي أقل من مستوى الأربعة أرقام لتصنيف الاستهلاك الفردي حسب الغرض/المؤشر المنسق لأسعار المستهلكين).

٥-٧ أسعار التعريفة

يرتبط العديد من أسعار التعريفة التي تواجه المستهلكين بالمنتجات التي يتم أو تم تنظيمها من قبل الحكومة، أو التي يتم توفيرها في وضع احتكاري أو شبه احتكاري. إلا أنه ثمة تغييرات تحدث في العديد من بلدان الاتحاد الأوروبي في مثل هذه الأسواق عند حصول انفتاح للأسواق، ومن المهم أن يتم رصد التأثير على تضخم أسعار المستهلكين على نحو ملائم في المؤشرات المنسقة لأسعار المستهلكين نظرا لأن هذه المنتجات تمثل نسبة كبيرة من مجموع الإنفاق.

وفي الواقع العملي، يتم غالبا الحصول على المؤشرات الفرعية للمؤشرات المنسقة لأسعار المستهلكين بشكل مركزي أو مباشر من الموردين مثل سلاسل متاجر التجزئة الكبرى، أو يتم حسابها من قبل البلدان الأعضاء بناء على بيانات حول أسعار التعريفة وأنماط استهلاكها الأساسية التي يوفرها الموردون.

ولم يكن شرط المؤشر المنسق لأسعار المستهلكين هو فقط تحديد المعايير الإحصائية اللازمة لضمان أن البلدان الأعضاء في الاتحاد الأوروبي تقيس نفس التغير السعري على نحو مشابه وموثوق، بل أيضا لتوفير الصلاحيات القانونية الضرورية لضمان أن البلدان الأعضاء في وضع يمّكنها من النفاذ إلى البيانات التي تحتاجها.

وثمة معيار قانوني[٢٣] للمؤشر المنسق لأسعار المستهلكين يضع حدا أدنى من المعايير للتعامل مع التعريفات:

[٢٣] قرار المفوضية الأوروبية رقم ٩٨/٢٤٦٤.

- فهو يوضح التزام الموردين بتزويد البلدان الأعضاء بالبيانات الضرورية.[٢٤]
- ويحدد الإجراء المتبع في حالة حدوث تغييرات في هيكل التعريفة. ويستند منهج المؤشر المنسق لأسعار المستهلكين إلى مفهوم لاسبير للسلة الثابتة، مع تحديث أنماط الاستهلاك بالقدر اللازم لتحديد التأثير الفوري لتغير التعريفة على المجتمع الإحصائي للمؤشر. ويتعين على المؤشر المنسق لأسعار المستهلكين أن يعكس التغير السعري على أساس تغير الإنفاق للحفاظ على نمط الاستهلاك الذي اختارته الأسر المعيشية قبل التغير المعين في التعريفة. والهدف من هذا المبدأ هو تجنب إظهار التغييرات في نمط الاستهلاك بسبب تغير في تعريفة ما.

٥-٨ التأمين

اشتملت التغطية الأولية للمؤشر المنسق لأسعار المستهلكين على التأمين على محتويات المنزل والتأمين على السيارات. ومنذ يناير ٢٠٠٠، أصبحت المؤشرات المنسقة لأسعار المستهلكين تغطي كافة أنواع التأمين المرتبط بالمسكن الذي عادة ما يدفعه المستأجر، وليس فقط التأمين على المحتويات، والصحة الخاصة، والمسؤولية المدنية وتأمين السفر.[٢٥] ويتم استبعاد التأمين على الحياة من تغطية المؤشر المنسق لأسعار المستهلكين، لاعتباره من مدخرات الأسر المعيشية.

وفي عام ١٩٩٧، نص معيار قانوني[٢٦] للمؤشر المنسق لأسعار المستهلكين على أنه يتعين قياس الأوزان الترجيحية والأسعار للتأمين بعد خصم المطالبات. ومع ذلك، قد يكون من الممكن استخدام مؤشر للأسعار لإجمالي أقساط التأمين كبديل أو كتقدير للتغيرات في "أسعار" صافي أقساط التأمين.

ونظرا لأن المعيار القانوني الأولي ترك مجالا لبعض الاختلافات الإجرائية، تم تبني معيار[٢٧] آخر في عام ١٩٩٩. وتبعا لمفهوم إنفاق الأسر المعيشية على الاستهلاك النقدي النهائي (HFMCE) أبقى المعيار على مفهوم الصافي للتأمين، مما يعكس استخدام المؤشر المنسق لأسعار المستهلكين كمقياس لتضخم أسعار السلع الاستهلاكية على أساس الأسعار التي يتم تقاضيها بالفعل.

وتغطي مسوح ميزانيات الأسر المعيشية في الاتحاد الأوروبي كافة النفقات، بما في ذلك الإنفاق الذي يتم تمويله من المطالبات. ومن ثم، فإن استخدام مفهوم الصافي يتجنب احتمال ازدواجية الحساب أو الفجوات. كما يضمن أن المؤشر المنسق الكلي لأسعار المستهلكين يقيس التغير في السعر لخدمة التأمين، وأن المؤشرات

---

[٢٤] يتوافر الأساس القانوني بموجب قرار المجلس الأوروبي رقم ٩٥/٢٤٩٤.

[٢٥] قرار المجلس الأوروبي رقم ٩٨/١٦٨٧.

[٢٦] قرار المفوضية الأوروبية رقم ٩٧/٢٢١٤.

[٢٧] قرار المفوضية الأوروبية رقم ١٩٩٩/١٦١٧.

الفرعية الأخرى، وخاصة تلك المتعلقة بشراء وتصليح السيارات، والأجهزة المنزلية الرئيسية والسلع المعمرة الأخرى، تقيس التغير في سعر تصليح أو إحلال مثل هذه المنتجات.

٥-٨-١ الأوزان الترجيحية للتأمين

وفقا للمعيار القانوني[٢٨] للمؤشر المنسق لأسعار المستهلكين، يتعين أن تعكس الأوزان الترجيحية ما يُعرف بتكلفة الخدمة. وتُعرَّف تكلفة الخدمة كما يلي:

إجمالي أقساط التأمين (بعد خصم ضريبة التأمين)
+/- التغيرات في المخصصات الاكتوارية بخلاف لمخاطر التأمين على الحياة
= الأقساط المكتسبة فعلا
+ مكمِّلات الأقساط
- المطالبات المستحقة
+/- التغييرات في الاحتياطيات الفنية نظير مخاطر التأمين على الحياة القائمة
= تكلفة الخدمة الضمنية (بعد خصم ضريبة التأمين)
(+ ضريبة التأمين)
= تكلفة الخدمة الضمنية

وتعد المخصصات الاكتوارية في التعريف السابق هي المخصصات الفنية للمخاطر القائمة بالنسبة لأي نوع من التأمين تقريبا. كذلك ينص المعيار القانوني للمؤشر المنسق لأسعار المستهلكين على أنه يتعين على الأوزان الترجيحية أن تستند إلى متوسط الإنفاق على مدى ثلاث سنوات. والهدف من هذا هو استخدام تقديرات أكثر استقرارا لتكلفة الخدمة والحد من خطر الأوزان الترجيحية السالبة.

ووفقا للنظام الأوروبي للحسابات (ESA 95)، يتم التعامل مع المدفوعات المترتبة على المطالبات كتحويلات جارية من شركات التأمين إلى حاملي بوليصات التأمين والأطراف الأخرى للمطالبة، ومن ثم تُدرج في دخل الأسر المعيشية المتاح للتصرف به. ويقتضي معيار[٢٩] المؤشر المنسق لأسعار المستهلكين بشأن التعامل مع التأمين، بشكل صريح، أنه يتعين على الأوزان الترجيحية للمؤشرات الفرعية الأخرى (مثل تلك الخاصة بشراء أو تصليح السيارات، والخاصة بالأجهزة المنزلية الرئيسية والسلع المعمرة الأخرى) أن تتضمن كافة الإنفاق الذي يتم تمويله من المطالبات والذي يتكبده قطاع الأسر المعيشية أو يتم بالإنابة عنه. فعلى سبيل المثال، إذا تم تصليح سيارة معطوبة، عندئذ ينبغي أن تظهر النفقات في الوزن الترجيحي الخاص بالصيانة

[٢٨] قرار المفوضية الأوروبية رقم ١٦١٧/١٩٩٩.

[٢٩] قرار المفوضية الأوروبية رقم ١٦١٧/١٩٩٩.

وأعمال التصليح للسيارة. ويسري الأمر ذاته إذا تم دفع نفقات التصليح بشكل مباشر من قبل شركة التأمين، نظرا لأن الأخيرة تعتبر أنها تتصرف بالنيابة عن حامل بوليصة التأمين.

٥-٨-٢ أسعار التأمين

يتم اتباع أسلوب إجمالي أقساط التأمين، ذلك لأن المفهوم الصافي للتأمين لا يسري على مستوى فرادى المستهلكين للتسعير في الواقع العملي، ولأن المعلومات غير متوافرة كل شهر. وفي الواقع، غالبا ما يتم ربط إجمالي أقساط التأمين (أو قيمة السلعة المؤمن عليها) بمؤشر أسعار المستهلكين أو بمؤشرات أخرى للأسعار أو التكلفة. وينبغي أن يتضح هذا التأثير في المؤشر المنسق لأسعار المستهلكين؛ ويتعين ألا يتم تعديل إجمالي أقساط التأمين لاستبعاد هذا الربط بمؤشر.

وحاليا يتم إعداد إرشادات تكميلية حول التأمين بمزيد من التوسع. والهدف منها هو توفير إرشادات عملية بشأن بعض المجالات الأخرى الصعبة من الناحية الفنية.

٥-٩ الصحة والتعليم وخدمات الحماية الاجتماعية

تتعلق عدة معايير قانونية للمؤشر المنسق لأسعار المستهلكين بخدمات الصحة والتعليم والحماية الاجتماعية.[٣٠] وتنص المعايير على أن أسعار المشترين للسلع والخدمات في قطاعات التعليم والصحة والتعليم والحماية الاجتماعية التي سوف تستخدم في المؤشر المنسق لأسعار المستهلكين، يتعين وفقا للمنهج المعتاد والنظام الأوروبي للحسابات (ESA 95) أن تقتصر على المبالغ التي سيدفعها المستهلكون، أي بعد خصم التعويضات المتلقاة. ويتم تعريف التعويضات على أنها مدفوعات للأسر المعيشية من قبل وحدات الحكومة، وإدارات الضمان الاجتماعي أو المؤسسات غير الهادفة للربح التي تخدم الأسر المعيشية، والتي يتم أداؤها كنتائج مباشرة لمشتريات السلع والخدمات المحددة بصورة فردية، والتي يتم دفعها في البداية من قبل الأسر المعيشية. وبالنسبة لمدفوعات المطالبات للأسر المعيشية من قبل شركات التأمين فلا تشكل تعويضات.

ويتعين حساب المؤشرات الفرعية للمؤشر المنسق لأسعار المستهلكين باستخدام صيغة متسقة مع الصيغة من نوع لاسبير المستخدمة في المؤشرات الفرعية الأخرى، أي أنها يتعين أن تعكس التغير السعري على أساس تغير الإنفاق للحفاظ على نمط استهلاك الأسر المعيشية وتكوين مجتمع المستهلكين الإحصائي في فترة الأساس أو الفترة المرجعية. ووفقا لمبدأ لاسبير ومعايير المؤشر المنسق لأسعار المستهلكين بشأن أسعار التعريفة، يتعين إظهار أسعار المشترين، والتي تعكس التغيرات في القواعد المحددة لها، كتغيرات سعرية في المؤشر

[٣٠] يقتضي قرار المفوضية الأوروبية رقم ٩٦/١٧٤٩، والمعدل بموجب قرار المجلس الأوروبي رقم ٩٨/١٦٨٧، تغطية موسعة في قطاعات الصحة والتعليم والحماية الاجتماعية. ويعرف قرار المجلس الأوروبي رقم ١٩٩٩/٢١٦٦ التفاصيل المنهجية.

المنسق لأسعار المستهلكين، وكذلك بالنسبة للتغيرات في أسعار المشترين الناتجة عن التغيرات في دخول المشترين.

وإذا ما اختارت البلدان الأعضاء في الاتحاد الأوروبي استخدام إجراء يختلف عن ذلك الموصوف أعلاه، يلزم عليها وصف الإجراء قبل استخدامه حتى يتم تقييمه في ضوء المعيار القانوني.

٥-١٠ الخدمات المالية

اتبعت البلدان الأعضاء في الاتحاد الأوروبي تقليديا ممارسات مختلفة في قياس أسعار الخدمات المالية في مؤشراتها القومية لأسعار المستهلكين، كما قامت بتطبيق طرائق مختلفة لتعريف الأوزان الترجيحية. وقد كان هناك مجال لعدم القابلية للمقارنة من خلال استبعاد تكاليف الخدمة عندما يتم التعبير عنها كنسبة من قيم المعاملات. وعليه، كان ضروريا النظر في استخدام منهجية منسقة للتعامل مع مثل هذه التكاليف.

وهناك بعض الإيضاحات التي يقدمها المعيار القانوني للمؤشر المنسق لأسعار المستهلكين بشأن أسعار الخدمات معبَّرا عنها كنسبة من قيم المعاملات،[٣١] وخاصة فيما يتعلق بتغطية الرسوم الإدارية "لصناديق المعاشات الخاصة وما شابهها" و"رسوم الوسطاء العقاريين".

ويوضح المعيار أنه حيثما يتم تعريف تكاليف الخدمة كنسبة من قيمة المعاملة، يتعين تعريف أسعار المشترين على أنها النسبة ذاتها، مضروبة في قيمة معاملة وحدة ممثِلة في فترة الأساس أو الفترة المرجعية. ويتعين أن يتضمن المؤشر المنسق لأسعار المستهلكين التكاليف معبرا عنها كرسم موحد أو سعر موحد ولكن لا يشتمل على مدفوعات الفائدة والتكاليف الشبيهة بالفائدة. أما التغييرات في أسعار المشترين التي تعكس التغييرات في القواعد المحددة لها، وكذلك التغييرات في أسعار المشترين الناتجة عن التغييرات في قيم معاملات الوحدات الممثلة، فيتعين إظهارها كتغيرات سعرية في المؤشر المنسق لأسعار المشترين. ويمكن تقدير التغير في قيم معاملات الوحدات الممثلة بالتغير في مؤشر للأسعار يمثل على نحو ملائم معاملات الوحدات المعنية.

وحاليا يتم إعداد إرشادات تكميلية حول الخدمات المالية بمزيد من التوسع. والهدف منها هو توفير إرشادات عملية بشأن بعض القضايا الصعبة من الناحية الفنية في هذا المجال.

٥-١١ معدات معالجة البيانات

تميل أسعار معدات معالجة البيانات إلى الاختلاف الشديد عن تطور الأسعار الأخرى المتضمنة في المؤشر المنسق لأسعار المستهلكين لكافة البنود. وفي الوقت ذاته، كانت هناك زيادة كبيرة في الأهمية النسبية لمثل

---

٣١ قرار المفوضية الأوروبية رقم ٢٠٠١/١٩٢٠.

هذه المعدات في إنفاق الأسر المعيشية على الاستهلاك النقدي النهائي (HFMCE). وفي ضوء هذه الظروف والاختلافات الكبيرة في الممارسات القومية في التعامل مع معدات معالجة البيانات، كانت هناك حاجة لإرساء حد أدنى من الإرشادات المشتركة للمؤشرات المنسقة لأسعار المستهلكين.

وتنص إرشادات المؤشر المنسق لأسعار المستهلكين بشأن معدات معالجة البيانات على أنه يتعين على البلدان الأعضاء تغطية الحواسيب الشخصية والبنود المرتبطة بها في مؤشراتها المنسقة لأسعار المستهلكين. وحيثما يمثل المنتجون الذين يبيعون مباشرة إلى المستهلك النهائي مصدرا مهما للعرض، يتعين تغطيتهم إلى جانب المنافذ الأخرى. وقد يمكن الحصول على الأسعار من المجلات بدلا من أو إلى جانب المشاهدة المباشرة في منافذ البيع بالتجزئة.

ويتم توسيع معايير المؤشر المنسق لأسعار المستهلكين بشأن المراجعة السنوية للأوزان الترجيحية[٣٢] للتحقق من الأوزان الترجيحية على مستوى المكونات الرئيسية للمؤشر الفرعي لمعدات معالجة البيانات. ويتعين أن تتضمن هذه المكونات الرئيسية مؤشرا فرعيا للحواسيب الشخصية.

٥-١٢ المساكن التي يسكنها مالكوها

يعد قياس الخدمات التي تقدمها المساكن التي يسكنها مالكوها من القضايا المعروفة بصعوبتها في مؤشرات أسعار المستهلكين. وأحيانا ما يُقال إن تلك الخدمات يتعين ألا تشكل شاغلا لمؤشرات أسعار المستهلكين، ويُقال في أحيان أخرى أنها مهمة وبالتالي تتعين تغطيتها، ولكن الحلول العملية حول كيف ينبغي قياسها تتسم بأنها صعبة.

وفي المؤشرات المنسقة لأسعار المستهلكين، يتم حاليا استبعاد الأسعار المحتسبة للخدمات التي تقدمها المساكن التي يسكنها مالكوها. وقد أدى استبعاد الخدمات المحتسبة المتعلقة بالمساكن التي يسكنها مالكوها إلى إزالة مصدر مهم جدا محتمل لعدم القابلية للمقارنة بين المؤشرات المنسقة لأسعار المستهلكين. وتتعين الإشارة إلى أن البلدان الأعضاء في الاتحاد الأوروبي تستخدم في مؤشراتها القومية لأسعار المستهلكين مجموعة مختلفة من الطرائق – على سبيل المثال، يستخدم البعض منهجا يتضمن الإيجارات المحتسبة، ويقوم البعض بإدراج فائدة الرهن العقاري في مؤشراته لأسعار المستهلكين، في حين يستبعد البعض الآخر بالكامل تكاليف السكن للمالكين-الساكنين. أما النفقات الاستهلاكية النقدية الأخرى المرتبطة بالمساكن التي يسكنها مالكوها، مثل الإنفاق على أعمال الصيانة والتصليح الصغيرة للممتلكات، فيتم إدراجها في المؤشر المنسق لأسعار المستهلكين.

[٣٢] قرار المفوضية الأوروبية رقم ٩٧/٢٤٥٤.

ويتم حاليا إعداد مؤشر للأسعار يستند إلى صافي احتياز المستهلكين من المساكن، وذلك على أساس استرشادي لإمكانية إدراجه مستقبلا في المؤشر المنسق لأسعار المستهلكين. وسوف يتم إعداده على نحو مستقل عن المؤشرات المنسقة لأسعار المستهلكين على أساس تجريبي قبل اتخاذ أي قرار بإدراجه في المؤشرات المنسقة لأسعار المستهلكين.

٥-١٣ التنقيحات

نظرا لأن الغرض الرئيسي من المؤشر المنسق لأسعار المستهلكين هو تبصير السياسة النقدية لمنطقة اليورو من قبل البنك المركزي الأوروبي، وأن المؤشر المنسق لأسعار المستهلكين يعد مؤشرا قابلا للتنقيح، يُعد وجود سياسة واضحة وتتسم بالشفافية إزاء التنقيحات أمرا ذا أهمية بالغة. كذلك بالنسبة لعملية تنسيق المؤشر المنسق لأسعار المستهلكين كان من الضروري اتخاذ قرار بشأن كيفية تنفيذ التحسينات مع الحد في الوقت ذاته من الصعوبات التي تعود على المستخدمين من جراء إدراج حالات انقطاع في سلسلة مؤشر أسعار المستهلكين المنشورة.

وينص معيار قانوني[٣٣] على إمكانية مراجعة سلسلة المؤشر المنسق لأسعار المستهلكين المنشورة مقابل الأخطاء، والمعلومات الجديدة أو المحسنة، والتغيرات في نظام القواعد المنسقة. وبصفة خاصة:

- يتعين تصحيح الأخطاء وإجراء أي تنقيحات قد تنتج عن هذه التصحيحات بدون أي تأخير لا داع له.
- قد يترتب على المعلومات الجديدة أو المحسنة، على سبيل المثال هيكل ترجيح أحدث، تنقيحات يتعين تطبيقها، شريطة ألا يعارض المكتب الإحصائي للاتحاد الأوروبي "يوروستات" توقيت إجراء التنقيحات.
- يتعين ألا تقتضي التغييرات في نظام القواعد المنسقة تنقيحات للمؤشرات المنسقة لأسعار المستهلكين المنشورة إلا في حالة النص على ذلك صراحة في الإجراء التنفيذي المعين. ويتعين تقدير تأثير مثل هذه التغييرات. وفقط إذا ما كان من المرجح أن يكون التأثير كبيرا، يتعين تقدير التأثير لكل من الاثني عشر شهرا التالية، بدءا بمؤشر يناير الذي يحدث فيه التغيير.

٦- أوجه الارتباط بين المؤشر المنسق لأسعار المستهلكين ومكمش الحسابات القومية للإنفاق الاستهلاكي النهائي للأسر المعيشية (HFCE)

٦-١ النفقات النقدية

هناك بعض الفروق بين مفهوم الإنفاق الاستهلاكي النهائي للأسر المعيشية (HFCE) المستخدم في الحسابات القومية وذلك الخاص بالإنفاق الاستهلاكي النقدي النهائي للأسر المعيشية (HFMCE) المستخدم في حالة

[٣٣] قرار المفوضية الأوروبية رقم ٢٠٠١/١٩٢١.

المؤشر المنسق لأسعار المستهلكين. ويغطي المؤشر المنسق لأسعار المستهلكين فقط الجزء من الإنفاق الاستهلاكي النهائي للأسر المعيشية الذي يعتبر ملائما لقياس التضخم لأغراض السياسة النقدية، أي ذلك الجزء فقط الذي يتضمن معاملات نقدية فعلية. وعليه فإن للنفقات المحتسبة، وخاصة الخدمات المحتسبة المقدمة من قبل المأوى الذي يسكنه مالكه، يتم استبعادها من المؤشر المنسق لأسعار المستهلكين.

٦-٢ المفهوم المحلي

بالنسبة للمؤشر المنسق لأسعار المستهلكين، يتم تعريف الإنفاق الاستهلاكي النقدي النهائي للأسر المعيشية على أساس المفهوم المحلي، في حين يتم تعريف الإنفاق الاستهلاكي النهائي للأسر المعيشية في الحسابات القومية على أساس المفهوم القومي. وعليه، فإن الإنفاق الاستهلاكي النقدي النهائي للأسر المعيشية في المؤشرات المنسقة لأسعار المستهلكين يستبعد الإنفاق الاستهلاكي النقدي النهائي للأسر المعيشية من قبل المقيمين بالخارج، أي خارج المنطقة الاقتصادية للبلد العضو في الاتحاد الأوروبي، ولكنه يتضمن الإنفاق الاستهلاكي النقدي النهائي للأسر المعيشية من قِبل غير المقيمين في المنطقة الاقتصادية للبلد العضو في الاتحاد الأوروبي. ويتضمن الإنفاق الاستهلاكي النقدي النهائي للأسر المعيشية الجيوب الخارجة عن الإقليم مثل السفارات والقواعد العسكرية الأجنبية الموجودة داخل البلد العضو في الاتحاد الأوروبي ولكنه يستبعد الجيوب الإقليمية الموجودة في بقية العالم.

٦-٣ النفقات المحتسبة والمساكن التي يسكنها مالكوها

كما تمت الإشارة آنفا، يستبعد الإنفاق الاستهلاكي النقدي النهائي للأسر المعيشية الخدمات المحتسبة من المساكن التي يسكنها مالكوها. كذلك يتم استبعاد الدخول العينية والاستهلال النهائي الخاص، بقدر ما هي مغطاة داخل الإنفاق الاستهلاكي النهائي للأسر المعيشية، لأنها لا تتضمن كذلك معاملات نقدية.

٦-٤ التأمين على الحياة وصناديق المعاشات

يستبعد الإنفاق الاستهلاكي النقدي النهائي للأسر المعيشية تكلفة خدمة التأمين على الحياة والرسوم الإدارية لصناديق المعاشات الخاصة.

٦-٥ العمولات

يستبعد الإنفاق الاستهلاكي النقدي النهائي للأسر المعيشية العمولات المدفوعة للوسطاء العقاريين فيما يتصل ببيع أو شراء الأصول غير المالية. كذلك تتضمن المدفوعات مقابل خدمات للوسطاء العقاريين فيما يتصل بالمعاملات الإيجارية.

٦-٦ ألعاب الحظ، والبغاء والمخدرات

على أساس قياس الأسعار، يُعرَّف الإنفاق الاستهلاكي النقدي النهائي للأسر المعيشية على أنه يستبعد ألعاب الحظ والبغاء والمخدرات.

٦-٧ توقيت التسجيل

سواء في المؤشرات المنسقة لأسعار المستهلكين أو النظام الأوروبي للحسابات (ESA 95)، يتم بشكل عام تقييم الأحجام بأسعار المشترين، وذلك تبعا لمبدأ الاحتياز. ومع ذلك، يتم تسجيل الإنفاق على الخدمات في النظام الأوروبي للحسابات (ESA 95) عند استكمال توريد الخدمة، في حين يتم تسجيل أسعار الخدمة في المؤشر المنسق لأسعار المشترين في الشهر الذي يمكن أن يبدأ فيه الاستهلاك بالأسعار المشاهدة.

٦-٨ مكمش استهلاك الأسر المعيشية

يمكن أن تترتب على النقاط الواردة آنفا فروق بين مكمش الحسابات القومية للإنفاق الاستهلاكي النهائي للأسر المعيشية والمؤشر المنسق لأسعار المستهلكين. فضلا على ذلك، ثمة فروق بين هذين المقياسين للأسعار فيما يتعلق بصيغ المؤشر ونظم الترجيح المطبقة. وفي حين يُعرَّف المؤشر المنسق لأسعار المستهلكين على أنه مؤشر للأسعار من نوع لاسبير، فإن مكمشات الحسابات القومية تعد مؤشرات من نوع باش. وتُستَخدم المكمشات لاشتقاق مؤشرات للأحجام من نوع لاسبير.

٧- إعلان وحسن توقيت المؤشرات المنسقة لأسعار المستهلكين

٧-١ المؤشرات المنسقة لأسعار المستهلكين الكاملة

يتم نشر المجموعة الكاملة من المؤشرات المنسقة لأسعار المستهلكين شهريا وفقا لبرنامج معلن مسبقا – بشكل عام من ١٧ إلى ١٩ يوما بعد انتهاء الشهر قيد النظر. وقد حدث تطور ملموس في هذا الجدول الزمني منذ أن تم نشر المؤشر المنسق لأسعار المستهلكين لأول مرة، وذلك نتيجة لسلسلة من التحسينات في الآنية في كل من البلدان الأعضاء في الاتحاد الأوروبي وفي المكتب الإحصائي للاتحاد الأوروبي "يوروستات".

٧-٢ تقدير سريع لمؤشر أسعار المستهلكين في الاتحاد الأوروبي

كذلك يقوم المكتب الإحصائي للاتحاد الأوروبي "يوروستات" شهريا بإصدار تقدير سريع لمؤشر أسعار المستهلكين في الاتحاد الأوروبي – المؤشر المنسق لأسعار المستهلكين لمنطقة اليورو بأكملها. ويستند هذا التقدير السريع إلى نتائج أولى البلدان التي نشرت تقديراتها القومية وإلى بيانات أسعار الطاقة. ويعطي إشارة مبكرة لما سيظهره مؤشر أسعار المستهلكين في الاتحاد الأوروبي عندما تتوافر البيانات بأكملها. ويقوم إجراء التقدير على الجمع بين المعلومات التاريخية والمعلومات الجزئية حول التطورات السعرية في الشهور الأخيرة لإعطاء مؤشر إجمالي لمنطقة اليورو. ولا يتوافر تقسيم مفصّل. وخلال العامين حتى يونيو ٢٠٠٣، توقع

التقدير السريع بدقة التقدير الكامل ١٤ مرة، واختلف ثماني مرات بنسبة ٠,١، ومرتين بنسبة ٠,٢ – كانت آخرها في إبريل عام ٢٠٠٢. ويتم عموما إصدار التقدير السريع لمؤشر أسعار المستهلكين في الاتحاد الأوروبي في آخر يوم عمل من الشهر قيد النظر.

٧-٣ البيانات

وتغطي بيانات المؤشر المنسق لأسعار المستهلكين، التي تُعلَن شهريا، مؤشرات الأسعار ذاتها، والمتوسط السنوي لمؤشرات الأسعار ومعدلات التغير، ومعدلات التغير الشهري والسنوي. ولا يتم تعديل أي منها موسميا.

وفضلا على المؤشرات المنسقة لأسعار المستهلكين لكل البنود، يتم توفير نطاق كامل يتضمن نحو ١٠٠ مؤشر لتصنيف الاستهلاك الفردي حسب الغرض/المؤشر المنسق لأسعار المستهلكين لمختلف السلع والخدمات. وتتمثل العناوين الرئيسية فيما يلي:

- الأغذية؛
- المشروبات الكحولية والتبغ؛
- الملابس
- الإسكان
- المعدات المنزلية؛
- الصحة؛
- النقل؛
- المواصلات؛
- الترفيه والثقافة؛
- التعليم؛
- فنادق ومطاعم؛
- سلع وخدمات متنوعة.

بالإضافة إلى ذلك، يتم إعلان سلسلة من الإجماليات الخاصة، بما في ذلك:

- مؤشر أسعار المستهلكين في الاتحاد الأوروبي، باستثناء الطاقة؛
- مؤشر أسعار المستهلكين في الاتحاد الأوروبي، باستثناء الطاقة، والأغذية، والمشروبات الكحولية والتبغ؛
- مؤشر أسعار المستهلكين في الاتحاد الأوروبي، باستثناء الأغذية غير المصنعة؛
- مؤشر أسعار المستهلكين في الاتحاد الأوروبي، باستثناء الطاقة والسلع الموسمية؛
- مؤشر أسعار المستهلكين في الاتحاد الأوروبي، باستثناء التبغ.

كذلك يتم توفير الأوزان الترجيحية للسلع والخدمات المكوِّنة وفرادى البلدان.

ويمكن الحصول على كافة المؤشرات المنسقة لأسعار المستهلكين، بما في ذلك القائمة الكاملة من المكونات من المؤشرات المكوِّنة والإجماليات الخاصة، من خلال موقع المكتب الإحصائي للاتحاد الأوروبي "يوروستات"[٣٤] وموقع "Euro-Indicators" على الإنترنت.[٣٥]

ويوفر موقع "Euro-Indicators" على الإنترنت نفاذا سريعا لأحدث الأرقام الكلية وأهم المؤشرات الفرعية. كذلك يوفر موقع المكتب الإحصائي للاتحاد الأوروبي "يوروستات" نفاذا للبيانات الصحفية الشهرية، وبيانات أكثر تفصيلا، ونقاط اتصال في العديد من البلدان يمكن من خلالها الحصول على بيانات شاملة.

٧-٤ البيانات الوصفية

ويوفر موقع المكتب الإحصائي للاتحاد الأوروبي "يوروستات" نفاذا لخلاصة وافية من الوثائق المرجعية للمؤشر المنسق لأسعار المستهلكين،[٣٦] تحتوي على تقارير مفصَّلة حول سير المؤشر المنسق لأسعار المستهلكين، فضلا على المعايير القانونية وإرشادات المؤشر المنسق لأسعار المستهلكين، وبعض الملاحظات الفنية.

٨- جدول أعمال لمزيد من التنسيق

لا يعني التقدم الذي تحقق على صعيد تنسيق مؤشرات أسعار المستهلكين أن التطور قد وصل إلى غايته. فهناك العديد من القضايا الرئيسية التي سيظل فيها المزيد من التنسيق أمرا ضروريا. وحاليا، فإن العمل جار على ما يلي:

- التعديل مقابل التغير في النوعية والمعاينة: يقوم المكتب الإحصائي للاتحاد الأوروبي "يوروستات" والبلدان الأعضاء في الاتحاد الأوروبي بمتابعة خطة عمل بشأن هذا الموضوع. والهدف من ذلك هو الاتفاق على المزيد من أفضل الممارسات الملموسة لنطاق من السلع والخدمات المحددة، وخاصة بالنسبة للسيارات، والسلع الاستهلاكية المعمرة، والكتب والأقراص المدمجة (CDs)، والملابس، والحواسيب وخدمات الاتصالات. وقد كان المعيار القائم للمؤشر المنسق لأسعار المستهلكين الذي تناول هذا الموضوع في عام ١٩٩٦ بمثابة خطوة أولى فحسب – ولا يعد في حد ذاته ضمانا كافيا بالقابلية الكاملة للمقارنة.

---

[٣٤] http://europa.eu.int/comm/eurostat/.

[٣٥] http://europa.eu.int/comm/euroindicators/.

[٣٦] http://europa.eu.int/comm/eurostat/Public/datashop/print-catalogue/EN?catalogue=Eurostat&product=KS-AO-01-005-_-I-EN.

- المساكن التي يسكنها مالكوها: يتم حاليا استبعاد النفقات المحتسبة لاستهلاك الخدمة المقدمة من قبل المساكن التي يسكنها مالكوها، وذلك من المؤشرات المنسقة لأسعار المستهلكين. ويتم إجراء حسابات استرشادية باستخدام منهج يستند إلى أسعار احتياز المساكن الجديدة على قطاع الأسر المعيشية – المساكن المبنية حديثا بالأساس. وسوف يتم إعداد المؤشرات على نحو مستقل عن المؤشرات المنسقة لأسعار المستهلكين على أساس تجريبي قبل اتخاذ أي قرار بإدراجها في المؤشرات المنسقة لأسعار المستهلكين.

وتتضمن القضايا الأخرى على جدول الأعمال حاليا ما يلي:

- حد أدنى من معايير المعاينة في مجال جمع الأسعار؛
- أنظمة تتسم بمزيد من الشمول لتقييم مدى امتثال البلدان الأعضاء في الاتحاد الأوروبي للقواعد التنظيمية والإرشادات الأخرى القائمة. كما يلزم تطبيق ضمان للجودة يتسم بمزيد من الشمول لعملية إعداد المؤشر المنسق لأسعار المستهلكين بالمعنى الأوسع.
- مساندة البلدان التي تسعي للانضمام إلى الاتحاد الأوروبي، والبلدان التي قبلت طلباتها للانضمام، والبلدان المرشحة لعضوية الاتحاد الأوروبي، لضمان أن مؤشراتها المنسقة لأسعار المستهلكين قابلة للمقارنة على نحو كامل.
- توحيد الإطار القانوني للمؤشرات المنسقة لأسعار المستهلكين، والقيام في الوقت المناسب بإنتاج دليل للمنهجية لمساعدة معدي المؤشرات ومستخدميها.

٩- القواعد التنظيمية بشأن المؤشرات المنسقة لأسعار المستهلكين (اعتبارا من يونيو ٢٠٠٣)

قرار المجلس الأوروبي رقم ٩٥/٢٤٩٤ بتاريخ ٢٣ أكتوبر ١٩٩٥ بشأن المؤشرات المنسقة لأسعار المستهلكين (OJ L 257, 27.10.1995, p. 1).

قرار المفوضية الأوروبية رقم ٩٦/١٧٤٩ بتاريخ ٩ سبتمبر ١٩٩٦ بشأن الإجراءات التنفيذية الأولية للائحة المجلس الأوروبي رقم ٩٥/٢٤٩٤ بشأن المؤشرات المنسقة لأسعار المستهلكين (OJ L 229,10.9.1996, p. 3).

قرار المفوضية الأوروبية رقم ٩٦/٢٢١٤ بتاريخ ٢٠ نوفمبر ١٩٩٦ بشأن المؤشرات المنسقة لأسعار المستهلكين: إرسال ونشر المؤشرات الفرعية للمؤشر المنسق لأسعار المستهلكين (OJ L 296,21.11.1996, p. 8).

قرار المفوضية الأوروبية رقم ٩٧/٢٤٥٤ بتاريخ ١٠ ديسمبر ١٩٩٧ والذي يضع قواعد مفصَّلة لتنفيذ قرار المجلس الأوروبي رقم ٩٥/٢٤٩٤ بشأن الحد الأدنى من المعايير اللازمة لجودة الأوزان الترجيحية للمؤشر المنسق لأسعار المستهلكين (OJ L 340, 11. 12. 1997, p. 24).

قرار المفوضية الأوروبية رقم ٩٨/١٦٨٧ بتاريخ ٢٠ يوليو ١٩٩٨ المعدِل لقرار المفوضية الأوروبية رقم ٩٦/١٧٤٩ بشأن تغطية السلع والخدمات في المؤشر المنسق لأسعار المستهلكين (OJ L 214, 31. 7. 1998, p. 12).

قرار المجلس الأوروبي رقم ٩٨/١٦٨٨ بتاريخ ٢٠ يوليو ١٩٩٨ المعدِل لقرار المفوضية الأوروبية رقم ٩٦/١٧٤٩ بشأن التغطية الجغرافية والسكانية للمؤشر المنسق لأسعار المستهلكين (OJ L 214, 31. 7. 1998, p. 23).

قرار المفوضية الأوروبية رقم ٩٨/٢٦٤٦ بتاريخ ٩ ديسمبر ١٩٩٨ الذي يضع القواعد المفصَّلة لتنفيذ قرار المجلس الأوروبي رقم ٩٥/٢٤٩٤ بشأن الحد الأدنى للمعايير للتعامل مع التعريفات في المؤشر المنسق لأسعار المستهلكين (OJ L 335, 10. 12. 1998, p. 30).

قرار المفوضية الأوروبية رقم ١٩٩٩/١٦١٧ بتاريخ ٢٣ يوليو ١٩٩٩ والذي يضع القرارات المفصَّلة لتنفيذ قرار المجلس الأوروبي رقم ٩٥/٢٤٩٤ بشأن الحد الأدنى من المعايير للتعامل مع التأمين في المؤشر المنسق لأسعار المستهلكين والمعدِلة لقرار المفوضية الأوروبية رقم ٩٦/٢٢١٤ (OJ L 192, 24. 7. 1999, p. 9).

قرار المفوضية الأوروبية رقم ١٩٩٩/١٧٤٩ بتاريخ ٢٣ يوليو ١٩٩٩ المعدِل للقرار رقم ٩٦/٢٢١٤، بشأن المؤشرات الفرعية للمؤشرات المنسقة لأسعار المستهلكين (OJ L 214,13.8.1999, p. 1) – التصويبات المنشورة في (OJ L 214,13.8.1999, p. 1).

قرار المجلس الأوروبي رقم ١٩٩٩/٢١٦٦ بتاريخ ٨ أكتوبر ١٩٩٩ والذي يضع القواعد المفصَّلة لتنفيذ القرار رقم ٩٥/٢٤٩٤ بشأن الحد الأدنى من المعايير اللازمة للتعامل مع المنتجات في قطاعات الصحة والتعليم والحماية الاجتماعية في المؤشر المنسق لأسعار المستهلكين (OJ L 266, 14. 10. 1999, p. 1).

قرار المفوضية الأوروبية رقم ٢٠٠٠/٢٦٠١ بتاريخ ١٧ نوفمبر ٢٠٠٠ والذي يضع القواعد المفصَّلة لتنفيذ قرار المجلس الأوروبي رقم ٩٥/٢٤٩٤ بشأن توقيت إدراج أسعار المشترين في المؤشر المنسق لأسعار المستهلكين (OJ L 300, 29. 11. 2000, p. 14).

قرار المفوضية الأوروبية رقم ٢٠٠٠/٢٦٠٢ بتاريخ ١٧ نوفمبر ٢٠٠٠ والذي يضع القواعد المفصَّلة لتنفيذ قرار المجلس الأوروبي رقم ٩٥/٢٤٩٤ بشأن الحد الأدنى من المعايير للتعامل مع التخفيضات السعرية في المؤشر المنسق لأسعار المستهلكين (OJ L 300, 29.11.2000, p. 16).

قرار المفوضية الأوروبية رقم ٢٠٠١/١٩٢٠ بتاريخ ٢٨ سبتمبر ٢٠٠١ والذي يضع القواعد المفصَّلة لتنفيذ قرار المجلس الأوروبي رقم ٩٥/٢٤٩٤ بشأن الحد الأدنى من المعايير للتعامل مع تكاليف الخدمة بما يتناسب مع قيم المعاملات في المؤشر المنسق لأسعار المستهلكين والمعدِل لقرار المفوضية الأوروبية رقم ٩٦/٢٢١٤. (OJ L 261,29.9.2001, p. 46 – التصويبات المنشورة في OJ L 295,13.11.2001, p. 34)).

قرار المفوضية الأوروبية رقم ٢٠٠١/١٩٢١ بتاريخ ٢٨ سبتمبر ٢٠٠١ والذي يضع القواعد المفصَّلة لتنفيذ قرار المجلس الأوروبي رقم ٩٥/٢٤٩٤ بشأن الحد الأدنى من المعايير لتنقيحات المؤشرات المنسقة لأسعار المستهلكين والمعدِل للقرار رقم ٢٠٠٠/٢٦٠٢ (OJ L 261,29.9.2001, p. 49 – التصويبات المنشورة في OJ L 295,13.11.2001, p. 34)).

ويمكن الاطلاع على كافة هذه القوانين في الموقع التالي على شبكة الإنترنت: http://europa.eu.int/celex/.

المرفق الثاني

تصنيف الاستهلاك الفردي حسب الغرض – مقتطفات

تقسيم إنفاق الاستهلاك الفردي للأسر المعيشية حسب الأقسام والمجموعات

١- الأغذية والمشروبات غير الكحولية

١-١ الأغذية

١-٢ المشروبات غير الكحولية

٢- المشروبات الكحولية والتبغ والمخدرات

٢-١ المشروبات الكحولية

٢-٢ التبغ

٢-٣ المخدرات

٣- الملابس والأحذية

٣-١ الملابس

٣-٢ الأحذية

٤- السكن والمياه والكهرباء والغاز وأنواع الوقود الأخرى

٤-١ إيجارات السكن الفعلية

٤-٢ إيجارات السكن المحتسبة

٤-٣ صيانة المساكن وإصلاحها

٤-٤ إمدادات المياه والخدمات المتنوعة المتصلة بالمسكن

٤-٥ الكهرباء والغاز وأنواع الوقود الأخرى

٥- التجهيزات والمعدات المنزلية وأعمال الصيانة الاعتيادية للبيوت

٥-١ الأثاث والتجهيزات والسجاد وغيره من مفروشات الأرض

٥-٢ المنسوجات المنزلية

٥-٣ الأجهزة المنزلية

٥-٤ الأدوات الزجاجية وأدوات المائدة والأدوات المنزلية

٥-٥ أدوات ومعدات المنازل والحدائق
٥-٦ السلع والخدمات المستعملة في عمليات الصيانة المنزلية الاعتيادية

٦- الصحة

٦-١ المنتجات والأجهزة والمعدات الطبية
٦-٢ خدمات المرضى الخارجيين
٦-٣ خدمات المستشفيات

٧- النقل

٧-١ شراء المركبات
٧-٢ تشغيل معدات النقل الشخصية
٧-٣ خدمات النقل

٨- الاتصالات

٨-١ خدمات البريد
٨-٢ معدات الهاتف والفاكس
٨-٣ خدمات الهاتف والفاكس

٩- الترفيه والثقافة

٩-١ المعدات السمعية-البصرية ومعدات التصوير ومعالجة المعلومات
٩-٢ السلع المعمرة الرئيسية الأخرى المعدة للترفيه والثقافة
٩-٣ المنتجات والمعدات الترفيهية الأخرى والحدائق والحيوانات الأليفة
٩-٤ الخدمات الترفيهية والثقافية
٩-٥ الصحف والكتب والقرطاسية
٩-٦ الرحلات السياحية المنظمة

١٠- التعليم

١٠-١ التعليم قبل الابتدائي والتعليم الابتدائي
١٠-٢ التعليم الثانوي
١٠-٣ التعليم بعد الثانوي غير العالي
١٠-٤ التعليم العالي
١٠-٥ التعليم غير المحدد بمستوى

١١- المطاعم والفنادق

١١-١ خدمات تقديم الوجبات

١١-٢ خدمات الإيواء

١٢- السلع والخدمات المتنوعة

١٢-١ العناية الشخصية

١٢-٢ البغاء

١٢-٣ الأمتعة الشخصية غير المصنفة تحت بند آخر

١٢-٤ الحماية الاجتماعية

١٢-٥ التأمين

١٢-٦ الخدمات المالية غير المصنفة تحت بند آخر

١٢-٧ الخدمات الأخرى غير المصنفة تحت بند آخر

تصنيف الاستهلاك الفردي حسب الغرض: التعريف حسب الفئة

١-١٢ نفقات الاستهلاك الفردي للأسر المعيشية

١- الأغذية والمشروبات غير الكحولية

١-١ الأغذية

تعد المنتجات الغذائية المصنَّفة تحت هذا العنوان هي المنتجات التي تُشترى للاستهلاك في المنزل. ويُستثنى من هذه المجموعة: المنتجات الغذائية التي تبيعها الفنادق، والمطاعم والمقاهي والحانات والأكشاك وباعة الطرقات، وآلات البيع الأوتوماتيكي وما إلى ذلك من أجل الاستهلاك الفوري خارج المنزل (١١-١-١)؛ والوجبات الجاهزة التي تعدها المطاعم للاستهلاك خارج أماكنها (١١-١-١)؛ والوجبات الجاهزة التي يعدها متعهدو خدمات تقديم الأطعمة سواء أخذها الزبون أم سُلمت إليه في منزله (١١-١-١)؛ والمنتجات التي تباع بوصفها أغذية للحيوانات الأليفة على وجه الخصوص (٩-٣-٤).

١-١-١ الخبز والحبوب (سلع غير معمرة)

- الأرز بجميع أشكاله؛

- الذرة الصفراء، والقمح، والشعير، والشوفان، والشيلم وغير ذلك من الحبوب في شكل حب أو دقيق أو طعام؛
- الخبز وغيره من المخبوزات (الخبز الهش، والبقصمات، والخبز المحمص، والبسكويت، وخبز الزنجبيل، والرقائق، والوافل، والكيك اللين، والموفينات، والهلاليات، وقوالب الكيك، والتورتة، والفطائر، والكيش، والبيتزا، وما إلى ذلك)؛
- الخلائط والعجائن لإعداد المخبوزات؛
- المعجنات بجميع أشكالها؛ الكسكس؛
- الوجبات المعدة من الحبوب (رقائق الذرة الصفراء، ورقائق الشوفان، وما إلى ذلك) وغيرها من منتجات الحبوب (الملت، ودقيق الملت، ومشتقات الملت، ونشا البطاطا، والتابيوكة، ودقيق النخل وغير ذلك من أنواع النشاء).

وتشمل: المنتجات الطحينية التي تعد باللحم أو السمك أو الأغذية البحرية أو الجبن أو الخضر أو الفواكه.

ولا تشمل: فطائر اللحم (١-١-٢)؛ وفطائر السمك (١-١-٣)؛ والذرة الصفراء السكرية (١-١-٧).

١-١-٢ اللحوم (سلع غير معمرة)

- اللحوم الطازجة أو المبردة أو المجمدة من الأنواع التالية:
  - الأبقار، والخنازير، والأغنام والماعز؛
  - الخيل والبغال والحمير والبعير وما شابهها؛
  - الدواجن (الدجاج، البط، الأوز، الديك الرومي، والدجاج الحبشي)؛
  - الأرانب الوحشية، والأرانب، والصيد (الظباء والأيل، والأعفار (فحول الخنازير) وطيور التذرج، والطيهوج، والحمام والسمان، وما إلى ذلك)؛
- ما يؤكل من أحشاء الذبيحة الطازجة أو المبردة أو المجمدة؛
- اللحوم المجففة، أو المملحة أو المدخنة والأحشاء الصالحة للأكل (النقانق، السلامي، لحم الخنزير المملح أو المقدد، فخذ الخنزير، وكبد الأوز، وما إلى ذلك)؛
- غير ذلك من اللحوم المحفوظة أو المجهزة والوجبات المحضرة من اللحوم (اللحوم المعلبة، ومشتقات اللحوم، وعصير اللحوم، وفطائر اللحوم وما إلى ذلك).

وتشمل: اللحوم والأحشاء الصالحة للأكل للثدييات البحرية (الفُقمة، وفيل البحر، والحيتان، وما إلى ذلك) والحيوانات الغريبة (الكنغر، والنعامة، والتمساح الأمريكي، وما إلى ذلك)؛ والحيوانات والدواجن التي تشترى حية من أجل استهلاكها كغذاء.

ولا تشمل: الحلزون البري والبحري (١-١-٣)؛ وشحم الخنزير وغيره من شحوم الحيوانات الصالحة للأكل (١-١-٥)؛ وأنواع الحساء والشوربة والمرق التي تحتوي على لحوم (١-١-٩).

١-١-٣ الأسماك والأغذية البحرية (سلع غير معمرة)

- الأسماك الطازجة أو المبردة أو المجمدة؛
- الأغذية البحرية الطازجة أو المبردة أو المجمدة (القشريات بما فيها السرطان الأرضي، والرخويات وغيرها من المحاريات، والحلزون البحري)؛
- الأسماك والأغذية البحرية المجففة، أو المدخنة أو المملحة؛
- غير ذلك من الأسماك والأغذية البحرية المحفوظة أو المجهزة ووجبات الطعام التي تحتوي على الأسماك والأغذية البحرية (الأسماك والأغذية البحرية المعلبة، والكافيار وغيره من أنواع سرء السمك، وفطائر الأسماك، وما إلى ذلك).

وتشمل: السرطان البري، والحلزون البري والضفادع؛ والأسماك والأغذية البحرية التي تشترى حية من أجل استهلاكها كغذاء.

ولا تشمل: أنواع الحساء، والشوربة والمرق التي تحتوي على أسماك (١-١-٩).

١-١-٤ اللبن، والجبن والبيض (سلع غير معمرة)

- اللبن الطازج، أو اللبن المبستر أو المعقم؛
- اللبن المكثف أو المبخر أو المسحوق؛
- اللبن الرائب، والقشدة، وأنواع الحلوى التي تحضر باللبن، والمشروبات التي تحضر باللبن، وغير ذلك من المنتجات المشابهة التي تحتوي على لبن؛
- الجبن واللبن المخثر؛
- البيض والمنتجات التي تصنع من البيض كليا.

وتشمل: الألبان، والقشدة، واللبن الرائب الذي يحتوي على السكر أو الكاكاو أو الفواكه أو النكهات؛ ومنتجات الألبان التي لا تحضر باللبن مثل لبن الصويا.

ولا تشمل: الزبدة ومنتجاتها (١-١-٥).

١-١-٥ الزيوت والدهون (سلع غير معمرة)

- الزبدة ومنتجات الزبدة (زيت الزبدة، السمن، وما إلى ذلك)؛

- المرجرين (الزبدة النباتية) (بما في ذلك مرجرين "الحمية") وغيره من الدهون النباتية (بما في ذلك زبدة الفول السوداني)؛
- الزيوت الصالحة للأكل (زيت الزيتون، وزيت الذرة الصفراء، وزيت عباد الشمس، وزيت بذرة القطن وزيت فول الصويا، وزيت الفول السوداني، وزيت الجوز، وما إلى ذلك)؛
- الدهون الحيوانية الصالحة للأكل (شحم الخنزير وما إلى ذلك)؛

ولا تشمل: زيت كبد القد أو الهلبوت (٦-١-١).

١-١-٦ الفواكه (سلع غير معمرة)

- الفواكه الطازجة، أو المبردة أو المجمدة؛
- الفواكه المجففة، وقشور الفواكه، وبذور الفاكهة، والمكسرات والبذور الصالحة للأكل؛
- الفواكه المحفوظة والمنتجات التي تحضر من الفواكه.

وتشمل: البطيخ الأصفر (الشمام) والبطيخ.

ولا تشمل: البقول التي تُزرع من أجل جني ثمارها مثل الباذنجان والخيار والطماطم (١-١-٧)؛ وأنواع المربى، والمرملاد، والرب، والهلام، وبوريه الفاكهة وعجائن الفاكهة (١-١-٨)؛ وأجزاء النباتات المحفوظة في السكر (١-١-٨)؛ وأنواع عصير الفاكهة وشرابها (١-٢-٢).

١-١-٧ البقول (سلع غير معمرة)

- البقول الطازجة، أو المبردة أو المجمدة أو المجففة التي تزرع للحصول على ورقها وسيقانها (الهليون، والقرنبيط والقنبيط، والهندب، والشمار، والسبانخ، وما إلى ذلك)، ومن أجل الحصول على ثمارها (الباذنجان، والخيار، والقريع، والفلفل الأخضر، واليقطين، والطماطم، وما إلى ذلك)، ومن أجل الحصول على جذورها (جذور الشمندر، والجزر، والبصل، والجزر الأبيض، والفجل، واللفت، وما إلى ذلك)؛
- البطاطا الطازجة أو المبردة وغيرها من الكمئيات (المنيهوت، والأروت، والبطاطا الحلوة، وما إلى ذلك؛
- البقول المحفوظة أو المجهزة والمنتجات التي تحتوي على بقول؛
- منتجات الكمئيات (أنواع الدقيق، والجريش، والرقائق، والبوريه، والمحمصات) بما في ذلك الوجبات المجمدة مثل رقاقة البطاطا.

وتشمل: الزيتون؛ والثوم؛ والبقول الحبية؛ والذرة الصفراء السكرية؛ والشمار البحري وغيره من الطحالب البحرية الصالحة للأكل؛ وعيش الغراب وسائر أصناف الفطريات الصالحة للأكل.

ولا تشمل: نشا البطاطا، والتبيوكة، ودقيق النخل وغيره من أنواع النشا (١-١-١)؛ وأنواع الحساء، والشوربة والمرق التي تحتوي على بقول (١-١-٩)؛ وأعشاب الطهي (البقدونس، وإكليل الجبل، والسعتر، وما على ذلك) والتوابل (الفُلفُل، والفُلفُل الحلو، والزنجبيل، وما إلى ذلك) (١-١-٩)؛ وعصير البقول (١-٢-٢).

١-١-٨ السكر، والمربى، والعسل، والشيكولاته، والحلوى (سلع غير معمرة)

- سكر القصب أو سكر الشمندر، مكررا أو غير مكرر، أو مسحوقا، أو مبلورا أو في شكل قطع؛
- أنواع المربى، والمرملاد، والرب، والهلام، وبوريه الفاكهة وعجائن الفاكهة، والعسل الطبيعي والصناعي، وشراب القيقب، ودبس القصب أو الشمندر وأجزاء النباتات التي تحفظ في السكر؛
- الشيكولاته في شكل قضبان أو ألواح، والعلكة، والحلوى، والطوفي، وأقراص الحلوى وغير ذلك من منتجات الحلوى؛
- الأغذية التي تحضر بالكاكاو ووجبات الحلوى التي تحضر بالكاكاو؛
- الثلج الصالح للأكل، والآيس كريم، والمشروبات المبردة.

وتشمل: بدائل السكر الصناعية.

ولا تشمل: الكاكاو والمسحوق الذي يحضر من الشيكولاته أساسا (١-٢-١).

١-١-٩ منتجات الأغذية غير المصنفة تحت بند آخر (سلع غير معمرة)

- الملح، والتوابل (الفُلفُل والفُلفُل الحلو والزنجبيل وما إلى ذلك)، وأعشاب الطهي (البقدونس، وإكليل الجبل، والسعتر، وما إلى ذلك)، والصلصات، والنكهات، والبهارات (الخردل، والمايونيز، الكيتشاب، وصلصة الصويا، وما إلى ذلك)، والخل؛
- مسحوق الخبز الجاهز، وخميرة الخباز، ووجبات الحلوى، وأنواع الحساء، والشربة، والمرق، ومكونات الطهي، وما إلى ذلك؛
- الأغذية المتجانسة المعدة للرضع ووجبات الحمية بصرف النظر عن مكوناتها.

ولا تشمل: وجبات الحلوى التي تحضر باللبن (١-١-٤)؛ لبن الصويا (١-١-٤)؛ بدائل السكر الصناعية (١-١-٨)؛ وجبات الحلوى التي تحضر بالكاكاو (١-١-٨).

١-٢ المشروبات غير الكحولية

المشروبات غير الكحولية المصنفة في هذا الباب هي تلك المشروبات التي تُشترى للاستهلاك في المنزل. وتُستثنى من هذه المجموعة المشروبات غير الكحولية التي تبيعها الفنادق، والمطاعم، والمقاهي، والحانات، والأكشاك، وباعة الطرقات، وآلات البيع الأوتوماتيكي، وما إلى ذلك للاستهلاك الفوري خارج المنزل (١١-١-١).

١-٢-١ البن، والشاي والكاكاو (سلع غير معمرة)

- البن، سواء كان خاليا من الكافئين، أم محمصا أو مطحونا، بما في ذلك البن الفوري الذوبان؛
- الشاي، والماتي وغير ذلك من منتجات النباتات التي تستخدم في النقيع؛
- الكاكاو، سواء كان مُحلَيا أم غير مُحلَى، والمسحوق المكون من الشيكولاته.

وتشمل: المشروبات المحضرة من الكاكاو؛ وبدائل البن والشاي؛ ومستخلصات وروح البن والشاي.

ولا تشمل: الشيكولاته في شكل قضبان أو ألواح (١-١-٨)، والأغذية التي تحضر من الكاكاو ومستحضرات الحلوى التي تحضر من الكاكاو (١-١-٨).

١-٢-٢ المياه المعدنية، والمشروبات المرطبة، وأنواع عصير الفواكه والبقوليات (سلع غير معمرة)

- المياه المعدنية ومياه العيون؛ جميع المياه الصالحة للشرب التي تباع في علب؛
- المشروبات المرطبة مثل الصودا، والليمونادا والكولا؛
- أنواع عصير الفواكه والبقوليات؛
- أنواع الشراب والمركزات الصالحة لإعداد المشروبات.

ولا تشمل: المشروبات غير الكحولية والتي تكون كحولية في العادة مثل الجعة غير الكحولية (١-٠٢).

٢- المشروبات الكحولية، والتبغ والمخدرات

٢-١ المشروبات الكحولية

المشروبات الكحولية المصنفة في هذا الباب هي المشروبات التي تشترى من أجل الاستهلاك في المنزل. وتُستثنى من هذه المجموعة المشروبات الكحولية التي تبيعها الفنادق، والمطاعم،

والمقاهي، والحانات، والأكشاك، وباعة الطرقات، وآلات البيع الأتوماتيكي، وما إلى ذلك للاستهلاك الفوري خارج المنزل (١١-١-١).

وتشمل المشروبات المصنفة في هذا الباب المشروبات ذات الدرجة المنخفضة من الكحول أو المشروبات غير الكحولية التي تعد عادة مشروبات كحولية مثل الجعة غير الكحولية.

٢-١-١ المشروبات الكحولية المقطرة (سلع غير معمرة)

- ماء الحياة، وأنواع الشراب الكحولي وغيره من أنواع المشروبات الكحولية المقطرة.

وتشمل: البقع (نبيذ العسل)؛ والمشهيات غير التي تحضر من الخمر (٢-١-٢).

٢-١-٢ الخمور (سلع غير معمرة)

- الخمر وخمر التفاح ونبيذ الإجاص، بما في ذلك الساكي؛
- المشهيات التي تحضر من الخمور، والخمور المعززة، والشامبانيا وغيرها من الخمور الفوارة.

٢-١-٣ الجعة (سلع غير معمرة)

- جميع أنواع الجعة مثل المزر، والجعة المعتقة والبورتر.

وتشمل: الجعة ذات الدرجة المنخفضة من الكحول والجعة غير الكحولية؛ والشندي.

٢-٢ التبغ

تغطي هذه المجموعة جميع مشتريات الأسر المعيشية من التبغ، بما في ذلك مشتريات التبغ في المطاعم، والمقاهي، والحانات، ومحطات الخدمة، وما إلى ذلك.

٢-٢- صفر التبغ (سلع غير معمرة)

- السجائر، وتبغ السجائر وورق لف السجائر؛
- السيجار وتبغ الغليون، وتبغ المضغ أو الشم.

ولا يشمل: أصناف التدخين الأخرى (١٢-٣-٢).

٢-٣ المخدرات

٢-٣- صفر المخدرات (سلع غير معمرة)

- الماريوانا، والأفيون، والكوكائين ومشتقاتها؛
- المخدرات الأخرى المصنوعة من النباتات مثل لوز الكولا، وأوراق التنبول وجوز التنبول؛
- سائر أنواع المخدرات بما فيها المواد الكيميائية والمخدرات المصنعة.

٣- *الملابس والأحذية*

١-٣ الملابس

١-١-٣ مواد الملابس (سلع شبه معمرة)

- مواد الملابس المصنوعة من الألياف الطبيعية، ومن الألياف الصناعية ومن خليطها.

ولا تشمل: أقمشة الأثاث (٥-٢-صفر).

٢-١-٣ الثياب (سلع شبه معمرة)

- ثياب الرجال والنساء والأطفال (من ٣ إلى ١٣ سنة) والرضع (من الولادة إلى سنتين)، جاهزة أو مفصَّلة، بجميع موادها (بما في ذلك الجلد، والفرو، والبلاستيك والمطاط)، المخصصة للباس اليومي، أو ممارسة الرياضة أو العمل؛
- الكابات، والمعاطف، والمماطر، والقلنسوات، والباركات، والقمصان، والسترات، والسراويل، والصدريات، والبدلات، والأزياء، والأثواب، والتنورات، وما إلى ذلك؛
- القمصان، والبلوزات، والبلوفرات، والكنزات الصوفية، والسترات، والسراويل القصيرة، وثياب السباحة، والبدلات الرياضية، وبدلات الهرولة، والقمصان المعرقة، والقمصان القصيرة الأكمام، والكولونات، وما إلى ذلك؛
- الصديريات، والسراويل الداخلية، والجوارب، والجوارب الطويلة، والملاتب، والتنورات الداخلية وحمالات الثديين، والسراويل النسائية القصيرة، والملابس النسائية الداخلية، والمشدات، والمخصرات، والملابس المزمومة على الجسم، وما إلى ذلك؛
- البيجامات، وأقمصة النوم، واللباس الليلي، والمباذل، والأرواب، وبرانس الحمام، وما إلى ذلك؛
- ملابس الرضع وأحذية الرضع المصنوعة من الأقمشة.

ولا تشمل: أصناف الجوارب الطبية مثل الجوارب الطويلة القابلة للتمدد (٦-١-٢)؛ وحفاضات الرضع (١٢-١-٣).

٣-١-٣ الأصناف الأخرى للملابس ولواحق الملابس (سلع شبه معمرة)

- ربطات العنق، والمناديل، والوشاحات، والوشاحات المربعة، والقفازات، والقفازات المضمومة الأصابع، والموفات، والأحزمة، وحمالات السراويل، والمآزر، والأسماق، والصدريات، وواقيات الأكمام، والقبعات، والقبعات ذات الحافة، والبيريهات، والقلنسوات النسائية، وما إلى ذلك؛
- خيوط الخياطة، وخيوط الحياكة ومكملات الملابس مثل الإبزيمات، والأزرار، وأزرار الأكمام القابلة للنزع، والزمامات المنزلقة، والأشرطة، والأشرطة المخرمة، وقصاصات الزركشة، وما إلى ذلك.

وتشمل: قفازات البستنة وقفازات العمل؛ والخوذات الواقية للدراجات النارية والدراجات العادية.
ولا تشمل: القفازات وغيرها من الأنواع المصنوعة من المطاط (٥-٦-١)؛ والدبابيس، ودبابيس الأمان، وإبر الخياطة، وإبر الحياكة، والكشتبانات (٥-٦-١)؛ والخوذات الرياضية الواقية (٩-٣-٢)؛ والملابس الرياضية الأخرى الواقية مثل سترات الإنقاذ، وقفازات الملاكمة، والحشوات الواقية للجسم، والأحزمة، والحمالات، وما إلى ذلك (٩-٣-٢)؛ والمناديل الورقية (١٢-١-٣)، والساعات اليدوية، والمجوهرات، والأزرار المعدنية، ودبابيس أربطة العنق (١٢-٣-١)، والعصي والعكاكيز، والمطريات والشمسيات، والمراوح، وحافظات المفاتيح (١٢-٣-٢).

٣-١-٤ تنظيف الملابس وإصلاحها واستئجارها (خدمات)

- التنظيف الجاف، وغسل الثياب وصبغها؛
- رفو الثياب ورتقها وإصلاحها وتعديلها؛
- استئجار الثياب.

وتشمل: القيمة الإجمالية لخدمة الإصلاح (أي تغطية تكلفة كل من العمل والمواد).

ولا تشمل: المواد، والخيوط، والمكملات، وما إلى ذلك من المواد التي تشتريها الأسر المعيشية بنية القيام بأعمال الإصلاح بنفسها (٣-١-١) أو (٣-١-٣)؛ وإصلاح بياضات الأسر المعيشية وغيرها من منسوجات الأسر المعيشية (٥-٢-صفر)؛ والتنظيف الجاف لبياضات الأسر المعيشية وغيرها من المنسوجات، وغسلها، وصبغها واستئجارها (٥-٦-٢).

٣-٢ الأحذية

٣-٢-١ الأحذية وغيرها مما يلبس في القدم (سلع شبه معمرة)

- جميع أنواع الأحذية المخصصة للرجال، والنساء، والأطفال (من ٣ إلى ١٣ سنة) والرضع (من الولادة إلى سنتين) بما في ذلك الأحذية الرياضية الملائمة للباس اليومي أو في أوقات الترفيه (أحذية الهرولة، والتدريب الشامل، وكرة المضرب، وكرة السلة، وركوب الزوارق، وما إلى ذلك).

وتشمل: الأحذية النصفية، والطماقات وما شابهها من أصناف، وأربطة الأحذية، وأجزاء الأحذية كالكعوب والنعال، وما إلى ذلك مما تشتريه الأسر المعيشية بنية إصلاح الأحذية بنفسها.

ولا تشمل: أحذية الرضع المصنوعة من القماش (٣-١-٢)؛ وقوالب الأحذية وقرون تلبيس الأحذية وطلاء الأحذية والملمعات وغير ذلك من مواد تنظيف الأحذية (٥-٦-١) ولباس الأقدام التجبيري (٦-١-٣)؛ ولباس الأقدام الخاص بنوع محدد من الرياضات (أحذية التزحلق على الثلج، وأحذية كرة القدم، وأحذية رياضة الجولف وغيرها من أنواع الأحذية المجهزة بزلاجات، أو عجلات صغيرة، أو موانع الانزلاق، أو الأزرار، وما إلى ذلك) (٩-٣-٢)؛ وواقيات الساقين، وحشوات ملابس الكريكيت وغيرها من الأجهزة الواقية المخصصة لمزاولة الرياضة (٩-٣-٢).

٣-٢-٢ إصلاح الأحذية واستئجارها (خدمات)

- إصلاح الأحذية؛ وخدمات تنظيف الأحذية؛
- استئجار الأحذية.

وتشمل: القيمة الإجمالية لخدمة الإصلاح (أي تغطية كل من تكلفة العمل وتكلفة المواد).

ولا تشمل: أجزاء الأحذية، مثل الأكعاب، والنعال، وما إلى ذلك من المواد التي تشتريها الأسر المعيشية بنية القيام بأعمال الإصلاح بنفسها (٣-٢-١)؛ والملمِّعات، والكريمات وغيرها من مواد تنظيف الأحذية (٥-٦-١)؛ وإصلاح (٩-٣-٢) أو استئجار (٩-٤-١) الأحذية الخاصة بممارسة رياضات معينة (أحذية التزلج على الثلج، وأحذية كرة القدم، وأحذية الغولف وغيرها من أنواع الأحذية المجهزة بزلاجات، وعجلات صغيرة، ومانعات الانزلاق، وأزرار، وما إلى ذلك).

٤- *السكن، والمياه، والكهرباء، والغاز، وأنواع الوقود الأخرى*

٤-١ إيجارات السكن الفعلية

تشمل الإيجارات في العادة ما يُدفع مقابل الانتفاع بالأرض التي يقوم عليها العقار، والمسكن المشغول، ولوازم وتركيبات التدفئة، والسباكة، والإضاءة، وما إلى ذلك، والأثاث في حالة المساكن التي تؤجر مفروشة.

وتشمل الإيجارات أيضا ما يُدفع مقابل استعمال مرآب لتوفير أماكن لوقوف السيارات فيما يتصل بالمسكن. وليس من الضروري أن يكون المرآب ملاصقا للمسكن من الناحية العمرانية؛ كما أنه لا يلزم استئجاره من نفس المالك.

ولا تشمل الإيجارات المدفوعات في مقابل استعمال المرائب أو أماكن الوقوف التي لا توفر أماكن لوقوف السيارات ذات الصلة بالمسكن (٧-٢-٤). وهي لا تشمل أيضا تكاليف إمدادات المياه (٤-٤-١)، وجمع القمامة (٤-٤-٢) وجمع مياه المجارير (٤-٤-٣)؛ أو تكاليف الملكية المشتركة التي تُدفع مقابل الحراسة، والعناية بالحديقة، وتنظيف بئر السلم وتدفئته وإضاءته، وصيانة المصاعد، وأنابيب التخلص من النفايات، وما إلى ذلك، في الأبنية المتعددة السكان (٤-٤-٤)؛ أو رسوم الكهرباء (٤-٥-١) والغاز (٤-٥-٢)؛ أو رسوم التدفئة والمياه الساخنة التي توفرها محطات التدفئة التابعة للأحياء (٤-٥-٥).

٤-١-١ الإيجارات الفعلية التي يدفعها المستأجرون (خدمات)

- الإيجارات الفعلية التي يدفعها المستأجرون أو المستأجرون من الباطن الذين يشغلون أماكن غير مفروشة أو مفروشة بوصفها مقر سكناهم الرئيسي.

وتشمل: مدفوعات الأسر المعيشية التي تتخذ من غرفة في فندق أو في بيت للضيافة مقرا رئيسيا لسكناها.

ولا تشمل: خدمات الإقامة التي توفرها المنشآت التعليمية والنُّزُل (١١-٢-صفر) وبيوت التقاعد لكبار السن (١٢-٤-صفر).

٤-١-٢ الإيجارات الفعلية الأخرى (خدمات)

- الإيجارات التي تدفع بالفعل مقابل أماكن السكنى الثانوية.

ولا تشمل: خدمات الإقامة التي توفرها القرى السياحية ومراكز قضاء العطلات (١١-٢-صفر).

٤-٢ إيجارات السكن المحتسبة

للاطلاع على ما تشمله، راجع الملاحظة المدرجة تحت (٤-١) أعلاه.

٤-٢-١ الإيجارات المحتسبة التي يدفعها المالكون-الساكنون للعقارات (خدمات)

- الإيجارات المحتسبة للمالكين-الساكنين لمقر سكنهم الرئيسي.

٤-٢-٢ الإيجارات المحتسبة الأخرى (خدمات)

- الإيجارات المحتسبة عن أماكن السكن الثانوية؛

- الإيجارات المحتسبة للأسر المعيشية التي تدفع إيجارا مخفَّضا أو التي تسكن بلا مقابل.

٤-٣ أعمال صيانة المساكن وإصلاحها

تتميز أعمال الصيانة وإصلاح المساكن بسمتين هما: أولا، أنها أنشطة لا بد من الاضطلاع بها بصفة منتظمة بغية الحفاظ على المسكن صالحا للإقامة؛ وثانيا، أنها لا تغير من أداء المسكن أو طاقة استيعابه أو فترة صلاحيته المتوقعة للخدمة.

وثمة نوعان لأعمال صيانة المساكن وإصلاحها هما: الأعمال الثانوية، التي يقوم بها في العادة المستأجرون والملاك على حد سواء، من قبيل التزيين الداخلي وإجراء الإصلاحات على التركيبات؛ والأعمال الرئيسية، مثل إعادة تكسية الجدران أو إصلاح الأسطح، وهي التي لا يقوم بها إلا الملاك.

ولا يحتسب جزءا من نفقات الاستهلاك الفردي للأسر المعيشية سوى النفقات التي يتكبدها المستأجرون والمالكون-الساكنون مقابل المواد والخدمات اللازمة لأعمال الصيانة والإصلاح الثانوية. أما النفقات التي يتكبدها المالكون-الساكنون مقابل المواد والخدمات اللازمة لأعمال الصيانة والإصلاح الرئيسية فلا تشكل جزءا من نفقات الاستهلاك الفردي للأسر المعيشية.

وينبغي أن تُدرج في إطار البند (٤-٣-١) المشتريات التي يقتنيها المستأجرون أو المالكون-الساكنون من المواد بقصد الاضطلاع بأنفسهم بأعمال الصيانة أو الإصلاح. أما إذا كلف السكان أو المالكون-الساكنون إحدى المؤسسات بإجراء أعمال الصيانة أو الإصلاح لقاء أجر، فينبغي إدراج القيمة الكلية لهذه الخدمة، بما فيها تكاليف المواد المستعملة، في إطار البند (٤-٣-٢).

٤-٣-١ المواد اللازمة لأعمال صيانة المساكن وإصلاحها (سلع غير معمرة)

- وهي المنتجات والمواد التي تشترى لأغراض القيام بأعمال الصيانة والإصلاحات الصغرى في المسكن، من قبيل الطلاءات ودهانات التلميع، وطلاءات الأثاث، وورق الحائط، وأغطية الحائط المنسوجة، وزجاج النوافذ، والجص، والأسمنت، والملاط، ومعاجين لصق ورق الحائط، وما إليها.

وتشمل: بنود السباكة الصغيرة (المواسير، والصنابير، والوصلات المفصلية، وما إلى ذلك) ومواد تكسية الأسطح (ألواح الأرضية) (وبلاط الخزف، وما إلى ذلك) والفُرش ومزيلات الدهانات والورنيش وورق الحائط.

ولا تشمل: السجاجيد المثبتة ومشمع الأرضية (٥-١-٢)؛ والعدد اليدوية، وتجهيزات الأبواب، ومقابس الكهرباء، وسلك الشبكة الكهربائية ولمبات المصابيح (٥-٥-٢)؛ والمكانس، وفرش التنظيف، وفرش إزالة الغبار ومنتجات التنظيف (٥-٦-١)؛ والمنتجات والمواد والتركيبات التي تستعمل لأغراض الصيانة والإصلاح الرئيسية (الاستهلاك الوسيط) أو لأغراض توسعة المسكن أو تحويله (تكوين رأس المال).

٤-٣-٢ الخدمات الخاصة بصيانة المساكن وإصلاحها (خدمات)

- خدمات السباكين، وعمال الكهرباء، والنجارين، والزجاجين، وعمال الطلاء، وإخصائيي تزيين المنازل، وملمِّعي الأرضية، وغيرهم ممن يكلفون بأعمال الصيانة والإصلاح البسيطة للمساكن.

وتشمل: القيمة الكلية للخدمة (أي أنها تشمل كلا من تكلفة العمل وتكلفة المواد المستخدمة).

ولا تشمل: المشتريات المنفصلة من المواد التي تقتنيها الأسر المعيشية بقصد الاضطلاع بنفسها بأعمال الصيانة أو الإصلاح (٤-٣-١)؛ والخدمات التي تتم لأغراض الصيانة والإصلاح الرئيسية (الاستهلاك الوسيط) أو لأغراض توسعة وتحويل المساكن (تكوين رأس المال).

٤-٤ إمدادات المياه والخدمات المتنوعة المتصلة بالمساكن

٤-٤-١ إمدادات المياه (سلع غير معمرة)

- إمدادات المياه

وتشمل: أوجه الإنفاق المرتبطة بها من قبيل استئجار العدادات، وقراءة العدادات، والرسوم الثابتة، وما إليها.

ولا تشمل: مياه الشرب المباعة في زجاجات أو أوعية (١-٢-٢)؛ وما يُشترى من محطات التدفئة في الأحياء من المياه الساخنة أو البخار (٤-٥-٥).

٤-٤-٢ جمع القمامة (خدمات)

- جمع القمامة والتخلص منها.

٤-٤-٣ جمع مياه المجارير (خدمات)

- جميع مياه المجارير والتخلص منها.

٤-٤-٤ خدمات أخرى تتصل بالمسكن وغير مصنفة تحت بند آخر (خدمات)

- تكاليف الملكية المشتركة لأغراض الحراسة، والعناية بالحديقة، وتنظيف بئر السلم والتدفئة والإضاءة، وصيانة المصاعد وأنابيب التخلص من النفايات وما إلى ذلك من التكاليف في المباني المتعددة السكان؛

- خدمات الأمن؛

- إزالة الثلج وتنظيف المداخن.

ولا تشمل: خدمات المنازل من قبيل تنظيف النوافذ، والتعقيم، والتبخير، وإبادة الآفات (٥-٦-٢)؛ والحراس الشخصيين (١٢-٧-صفر).

٤-٥ الكهرباء والغاز وأنواع الوقود الأخرى

٤-٥-١ الكهرباء (سلع غير معمرة)

- الكهرباء.

وتشمل: أوجه الإنفاق المرتبطة بها من قبيل استئجار العدادات، وقراءة العدادات والرسوم الثابتة وما إلى ذلك.

٤-٥-٢ الغاز (سلع غير معمرة)

- غاز الاستصباح والغاز الطبيعي؛

- مركبات الهيدروكربون المُسالة (مثل غاز البوتان، والبروبان، وما إليهما).

وتشمل: أوجه الإنفاق المرتبطة به من قبيل استئجار العدادات، وقراءة العدادات، وأوعية التخزين، والرسوم الثابتة، وما إلى ذلك.

٤-٥-٣ أنواع الوقود السائل (سلع غير معمرة)

- الزيوت المستخدمة في التدفئة والإضاءة المنزلية.

٤-٥-٤ أنواع الوقود الصلب (سلع غير معمرة)

- الفحم، وفحم الكوك، وقوالب الفحم الجيري، وخشب الوقود، وفحم الخشب، والفحم الأحفوري، وما إلى ذلك.

٤-٥-٥ الطاقة المستخدمة في التدفئة (سلع غير معمرة)

- الماء الساخن والبخار المشتريان من محطات التدفئة في الأحياء.

وتشمل: أوجه الإنفاق المرتبطة بها من قبيل استئجار العدادات، وقراءة العدادات والرسوم الثابتة، وما إليها؛ والثلج المستخدم في أغراض التبريد والتثليج.

٥- التجهيزات والمعدات المنزلية وأعمال الصيانة الاعتيادية للمنازل

٥-١ الأثاث والتجهيزات والسجاد وغيره من مفروشات الأرض

٥-١-١ الأثاث والتجهيزات (سلع معمرة)

- الأسرَّة، والأرائك، والدواوين، والمناضد، والكراسي، والخزانات، والخزانات ذات الأدراج ورفوف الكتب؛

- معدات الإضاءة كأنوار الأسقف، والمصابيح العادية والمصابيح الكروية، ومصابيح غرف النوم الجانبية؛

- الصور، وأعمال النحت، والنقوش، والنسيج المزخرف، وغير ذلك من التحف الفنية بما فيها نسخ الأعمال الفنية وغيرها من الزينات؛

- الستائر، والسواتر القابلة للطي، وغيرها من الأثاث والتجهيزات.

وتشمل: التسليم والتركيب حسب الاقتضاء؛ ومُلل الأسرة، والحشايا، والحشايا اليابانية؛ وخزانات الحمامات؛ وأثاث الأطفال من قبيل المهود وكراسي إطعام الأطفال وحظائر اللعب؛ وحصير النوافذ؛ وأثاث المخيمات والحدائق؛ والمرايا، وحوامل الشموع، والشمعدانات.

ولا تشمل: أغطية الأسرة والمظلات الشمسية (٥-٢-صفر)؛ والخزائن الفولاذية (٥-٣-١)؛ والتحف الزخرفية من الزجاج والخزف (٥-٤-صفر)؛ وساعات الحائط (١٢-٣-١)؛ ومقاييس الحرارة ومقاييس الضغط الجدارية (١٢-٣-٢)؛ وصناديق حمل الأطفال وعربات الأطفال (١٢-٣-١)؛ والأعمال الفنية والأثاث القديم المقتنى أساسا بوصفه مخزونات قيمة (تكوين رأس المال).

٥-١-٢ السجاد وغيره من أغطية الأرض (سلع معمرة)

- السجاد غير المثَّبت، والسجاد المثبَّت، ومشمع الأرضية، وما إليها من أغطية الأرض.

وتشمل: تركيب أغطية الأرض.

ولا تشمل: حصائر الحمامات، والحصائر المصنوعة من الأسل، وحصائر الأبواب (٥-٢-صفر)؛ ومفروشات الأرض العتيقة المقتناة أساسا بوصفها مخزونات قيمة (تكوين رأس المال).

٥-١-٣ إصلاح الأثاث والتجهيزات وأغطية الأرض (خدمات)

- إصلاح الأثاث والتجهيزات وأغطية الأرض.

وتشمل: قيمة الخدمة بالكامل (أي أنه يشمل كلا من تكلفة العمل وتكلفة المواد المستخدمة)؛ ترميم الأعمال الفنية، والأثاث العتيق وأغطية الأرضيات العتيقة باستثناء الأشياء المقتناة أساسا بوصفها مخزونات قيمة (تكوين رأس المال).

ولا تشمل: المشتريات المنفصلة من المواد التي تقتنيها الأسر المعيشية بقصد القيام بإصلاحها بنفسها (٥-١-١) أو (٥-١-٢)؛ التنظيف الجاف للسجاد (٥-٦-٢).

٥-٢ المنسوجات المنزلية

٥-٢ - صفر المنسوجات المنزلية (سلع غير معمرة)

- منسوجات المفروشات، وقماش السائر، والستائر، والستائر المزدوجة، والأغطية الواقية من الشمس والمطر، وستائر الأبواب، وحصائر النوافذ القماش؛

- مستلزمات النوم من قبيل حشايا الأرائك التي تتحول إلى أسرة، والوسائد، والمساند، والأسرَّة المعلقة؛

- أغطية الأسرَّة من قبيل الملاءات، وأكياس المخدات، والبطاطين، وبطاطين السفر السميكة، وأغطية الأسرَّة الصوفية ذات النقوش المتقاطعة، والألحفة، ومفارش الأسرَّة، والناموسيات؛

- قماش الموائد وقماش الحمام من قبيل مفارش المائدة، وفوط المائدة، والمناشف، ومناشف الوجه؛

- المنسوجات المنزلية الأخرى من قبيل حقائب التسوق؛ وحقائب الغسيل، وحقائب الأحذية، وأغطية حماية الملابس والأثاث، والأعلام، والمظلات الشمسية، وما إليها؛

- إصلاح هذه الأصناف.

وتشمل: ما يُشترى من القماش بالقطعة؛ والقماش المشمع؛ وحصائر الحمامات والحصائر المصنوعة من الأسل وحصائر الأبواب.

ولا تشمل: أغطية الحائط المصنوعة من القماش (٤-٣-١)؛ واللوحات المصنوعة من القماش (٥-١-١)؛ وأغطية الأرضيات من قبيل السجاد والسجاد المثبَّت (٥-١-٢)؛ والبطانيات الكهربية (٥-٣-٢)؛ وأغطية السيارات والدراجات النارية وما إليها (٧-٢-١)؛ والحشايا الهوائية، وأكياس النوم (٩-٣-٢).

٥-٣ الأجهزة المنزلية

٥-٣-١ الأجهزة المنزلية الرئيسية سواء كهربائية أو غير كهربائية (سلع معمرة)

- البرادات والثلاجات وأجهزة التبريد والتثليج المزدوجة؛
- ماكينات الغسيل وأجهزة التجفيف، وخزانات التجفيف، وغسالات الأطباق، وآلات الكي والكبس؛
- مواقد الطهي، وشوايات الأسياخ، والمواقد الجانبية، والمواقد المسطحة، والأفران، وأفران الميكروويف؛
- أجهزة تكييف الهواء، وأجهزة ترطيب الهواء، وأجهزة التدفئة، وسخانات الماء، وأجهزة التهوية، وأجهزة شفط روائح المطبخ؛

- المكانس الكهربائية، وماكينات التنظيف بالبخار، وآلات غسل السجاد بالشامبو، وآلات دعك وتشميع وتلميع الأرضيات؛

- الأجهزة المنزلية الرئيسية الأخرى كالخزائن، وآلات الخياطة، وآلات التطريز، وميسرات الماء وما إلى ذلك.

وتشمل: تسليم الأجهزة وتركيبها حسب الاقتضاء.

ولا تشمل: الأجهزة التي تشكل جزءا من هيكل المبنى (تكوين رأس المال).

٥-٣-٢ الأجهزة المنزلية الكهربائية الصغيرة (سلع شبه معمرة)

- مطاحن البن، وأجهزة إعداد القهوة، والعصارات، وفتاحات العلب، والخلاطات، والقلايات العميقة، وشوايات اللحوم، والسكاكين، ومحامص الخبز، وآلات صنع الآيس كريم، وأجهزة صنع المثلجات، وأجهزة صنع الزبادي، وصفائح التسخين، والمكاوي، والغلايات، والمراوح، والبطاطين الكهربائية، وما إليها.

ولا تشمل: الأصناف المنزلية وأدوات المطبخ الصغيرة غير الكهربائية (٥-٤-صفر)؛ والموازين المنزلية (٥-٤- صفر)؛ والموازين الشخصية وموازين الأطفال (١٢-١-٣).

٥-٣-٣ إصلاح الأجهزة المنزلية (خدمات)

- إصلاح الأجهزة المنزلية.

وتشمل: القيمة الكلية للخدمة (أي شاملة لكل من تكلفة العمل وتكلفة المواد المستخدمة)؛ ورسوم استئجار الأجهزة المنزلية الرئيسية بأنواعه.

ولا تشمل: المشتريات المنفصلة من المواد التي تقتنيها الأسر المعيشية بقصد الاضطلاع بالإصلاحات بنفسها (٥-٣-١) أو (٥-٣-٢).

٥-٤ الأدوات الزجاجية وأدوات المائدة والأدوات المنزلية

٥-٤- صفر الأدوات الزجاجية وأدوات المائدة والأدوات المنزلية (سلع شبه معمرة)

- الأدوات الزجاجية، والأدوات البللورية، والأدوات الخزفية، وأدوات الخزف الصيني، من الأنواع المستخدمة لتزيين الموائد، والمطابخ، والحمامات، ودورات المياه، والمكاتب، وللتزيين الداخلي؛

- السكاكين والشوك والملاعق والأطباق، والفضيات؛

- أدوات المطبخ غير الكهربائية المصنوعة من جميع المواد، كالقدور الصغيرة، والقدور الكبيرة، والقدور الكاتمة، والمقالي، وطواحين البن، وأجهزة صنع الحساء المركز، والمفارم، وألواح التسخين، والموازين المنزلية، وما إلى ذلك من الأجهزة الميكانيكية؛

- الأصناف المنزلية غير الكهربائية المصنوعة من جميع المواد من قبيل أوعية حفظ الخبز، والبن، والتوابل، وما إليها، وصناديق القمامة، وسلال المهملات، وسلال الملابس المغسولة أو المعدة للغسيل، وحصالات النقود وخزائن النفائس المحمولة، وشماعات المناشف، وأرفف الزجاجات، والمكاوي ومناضد الكي، وصناديق الرسائل، وزجاجات الإرضاع، والقوارير العازلة للحرارة، والبرادات؛

- إصلاح هذه الأصناف.

ولا تشمل: معدات الإضاءة (٥-١-١)؛ والأجهزة المنزلية الكهربائية (٥-٣-١) أو (٥-٣-٢)؛ وأدوات المائدة المصنوعة من الورق المقوى (٥-٦-١)؛ والموازين الشخصية وموازين الأطفال (١٢-١-٣)؛ ومنافض السجائر (١٢-٣-٢).

٥-٥ أدوات ومعدات المنازل والحدائق

٥-٥-١ الأدوات والمعدات الرئيسية (سلع معمرة)

- الأدوات والمعدات ذات المحركات مثل المثاقب والمناشير وماكينات الصقل ومقصات السياج الكهربائية، وجرارات الحدائق، وآلات تسوية العشب، وآلات شق وفلاحة التربة، والمناشير المجنزرة، ومضخات المياه؛

- إصلاح هذه الأصناف.

وتشمل: رسوم الاستئجار بأنواعه للآلات والمعدات بغرض الاستخدام الذاتي.

٥-٥-٢ الأدوات الصغيرة واللواحق المتنوعة (سلع شبه معمرة)

- الآلات اليدوية من قبيل المناشير، والمطارق، ومفكات البراغي، ومفاتيح الضبط، ومفاتيح الربط، والكماشات، وسكاكين التشذيب، والمقاشط، والمبارد؛

- آلات الحدائق مثل عربات اليد ذات العجلة الواحدة، وعلب الرش، والخراطيم، والجواريف، والمجارف، والمدامات، والمذاري، والمحشات، والمناجل، ومقارض البساتين؛
- السلالم الطويلة، والسلالم القصيرة؛

- تركيبات الأبواب (المفصلات، والمقابض، والأقفال)، وتركيبات المُشعات الحرارية والمدافئ، وغيرها من الأصناف المعدنية اللازمة للمنازل (قضبان الستائر، وعيدان السجاد، والخطافات، وما إليها) أو للحدائق (السلاسل، والحواجز الشبكية، والأوتاد، والأجزاء الطوقية اللازمة للسياجات والأسوار)؛

- اللوازم الكهربائية الصغيرة من قبيل المقابس والمفاتيح الكهربائية، وأسلاك شبكة التوصيل، والمصابيح الكهربائية، وأنابيب الإضاءة الفلورسنت، والكشافات، والمصابيح الومضية، والمصابيح اليدوية، والبطاريات الكهربائية للاستعمال العام، والأجراس، وأجهزة الإنذار؛

- إصلاح هذه الأصناف.

٥-٦ السلع والخدمات المستعملة في عمليات الصيانة المنزلية الاعتيادية

٥-٦-١ السلع المنزلية غير المعمرة (سلع غير معمرة)

- منتجات التنظيف والصيانة كأنواع الصابون، ومساحيق الغسيل، وسوائل الغسيل، ومساحيق التنظيف، ومواد التنظيف، ومساحيق القصر والتبييض المطهرة، وملينات النسيج، وملينات الشعر، ومنتجات تنظيف النوافذ، وأنواع الشمع، ومحضرات التلميع، والأصباغ، وعوامل التفكيك، والمطهرات، والمبيدات الحشرية، ومبيدات الفطريات، والمياه المقطرة.

- أدوات التنظيف كالمكانس، وفُرش الحك والتنظيف، ولقَّاطات فُرش الغبار، والمنافض، ومناشف الأطباق، ومماسح الأرضيات، والإسفنج المنزلي، والجلاءات، وصوف التنظيف الفولاذي وجلود الشمواه؛

- المنتجات الورقية من قبيل أجهزة الترشيح، ومفارش الموائد وفوط المائدة، وورق المطبخ، وأكياس المكانس الكهربية، وأطباق الورق المقوى وما إليها، بما في ذلك رقائق الألومنيوم، وأكياس تبطين الصناديق البلاستيك؛

- الأصناف المنزلية الأخرى غير المعمرة كعيدان الثقاب، والشموع، وفتائل المصابيح، والكحوليات المميثلة، ومشابك الغسيل، وشماعات الملابس، والدبابيس، ودبابيس الأمان، وإبر الحياكة، وإبر التطريز، والكستبانات، والمسامير، والمسامير اللولبية، والصواميل ومسامير الصامولة، ومسامير التنجيد، ووِرَد إحكام السد، وأنواع الغراء والأشرطة اللاصقة للاستعمالات المنزلية، والخيط، والخيط المفتول، والقفازات المطاطية.

وتشمل: أنواع دهانات التلميع، والكريمات، وغيرها من أصناف تنظيف الأحذية؛ ومطفئات الحرائق المنزلية.

ولا تشمل: فرش ومزيلات الطلاء والورنيش وورق الحائط (٤-٣-١)؛ ومطفئات الحرائق لمعدات النقل (٧-٢-١)؛ والمنتجات المستخدمة بشكل محدد لتنظيف وصيانة معدات النقل كالطلاء ومنظفات الكروم ومركبات منع التسرب وطلاء أجسام المركبات (٧-٢-١)؛ ومنتجات البساتين اللازمة لصيانة حدائق الزينة (٩-٣-٣)؛ والمناديل الورقية، وورق الحمام، وصابون التجميل بأنواعه، وإسفنج التجميل بأنواعه، وغيرها من المنتجات المتعلقة بالصحة الشخصية (١٢-١-٣)؛ وولاعات السجائر والسيجار والغليون ووقود هذه الولاعات (١٢-٣-٢).

٥-٦-٢ الخدمات المنزلية وخدمات المنازل (خدمات)

- الخدمات المنزلية التي يوفرها موظفون للخدمة الخاصة مقابل أجر كالسقاة، والطهاة، والخادمات، والسائقين، والجنائنية، والمربيات، والسكرتيرات، والمعلمين، والخادمات العاملات في مقابل الإقامة والمأكل؛

- الخدمات المماثلة، بما فيها رعاية الأطفال والأعمال المنزلية، التي تقدمها مؤسسات أو يقدمها موظفون يعملون لحسابهم؛

- خدمات المنازل من قبيل تنظيف النوافذ، والتطهير، والتبخير، وإبادة الآفات؛

- التنظيف الجاف، وغسل البياضات المنزلية والمنسوجات المنزلية والسجاد وصبغها،

- استئجار الأثاث، والمفروشات، والسجاد، والمعدات المنزلية، والبياضات المنزلية.

ولا تشمل: التنظيف الجاف للملابس وغسلها وصباغتها (٣-١-٤)؛ وجمع القمامة (٤-٤-٢)؛ وجمع مياه المجارير (٤-٤-٣)؛ والتكاليف المشتركة بين الملاك لأغراض الحراسة، والعناية بالحديقة، وتنظيف بئر السلم، والتدفئة والإضاءة، وصيانة المصاعد، وأنابيب التخلص من النفايات، وما إلى ذلك من التكاليف في المباني المتعددة السكان (٤-٤-٤)؛ وخدمات الأمن (٤-٤-٤)؛ وإزالة الجليد وتنظيف المداخن (٤-٤-٤)؛ وخدمات الإزالة والتخزين (٧-٣-٦)؛ وخدمات المرضعات، ودور الحضانة، ومراكز رعاية الأطفال، وغيرها من مرافق رعاية الأطفال (١٢-٤-صفر)؛ والحراس الشخصيون (١٢-٧- صفر).

٦- الصحة

يشمل هذا الباب أيضا الخدمات الصحية التي تُشترى من المراكز الصحية التابعة للمدارس والجامعات.

٦-١ المنتجات والأجهزة والمعدات الطبية

تشمل هذه الفئة الأدوية، والأطراف الإصطناعية، والأجهزة والمعدات الطبية، وغيرها من المنتجات المرتبطة بالصحة التي يشتريها الأفراد أو تقتنيها الأسر المعيشية، عادة من الصيادلة المرخص لهم بتحضير العقاقير، أو من الصيادلة، أو من موردي المعدات الطبية، سواء كان ذلك بناء على وصفة طبية أو لم يكن. ويقصد بها الاستهلاك أو الاستعمال خارج منشأة أو مؤسسة صحية. وهذه الخدمات التي يوفرها الممارسون الطبيون أو ممارسو طب الأسنان أو المهن الطبية المعاونة مباشرة للمرضى الخارجيين وتوفرها المستشفيات وما يماثلها للمرضى الداخليين مدرجة في الخدمات الطبية خارج المستشفى (٦-٢) أو في خدمات المستشفيات (٦-٣).

٦-١-١ المنتجات الصيدلانية (سلع غير معمرة)

- المستحضرات الدوائية، والعقاقير الطبية والأدوية، والأمصال واللقاحات المسجلة، والفيتامينات والمعادن، وزيت كبد سمك القد وزيت كبد الهليبوت، وموانع الحمل التي تؤخذ عن طريق الفم.

ولا تشمل: المنتجات البيطرية (٩-٣-٤)؛ والأصناف اللازمة للصحة الشخصية كأنواع الصابون الطبي (١٢-١-٣).

٦-١-٢ منتجات طبية أخرى (سلع غير معمرة)

- الترمومترات الطبية، الضمادات اللاصقة وغير اللاصقة، المحاقن تحت الجلد، حقائب الإسعاف الأولي، قناني الماء الساخن، حقائب الثلج، عناصر الملابس الجوربية مثل الجوارب المطاطية ودعامات الركب، اختبارات الحمل، والرفالات والوسائل الآلية الأخرى لمنع الحمل.

٦-١-٣ الأجهزة والمعدات العلاجية (سلع معمرة)

- النظارات المصححة للنظر والعدسات اللاصقة، معينات السمع، العيون الزجاجية، الأطراف الصناعية وأجهزة الجراحة الترقيعية الأخرى، الأربطة والدعامات التجبيرية، الأحذية التجبيرية، والأحزمة، والأربطة والدعامات الجراحية، والأربطة المقومة للعنق، معدات التدليك الطبي والمصابيح الطبية، الكراسي المدولبة الآلية وغير الآلية، مركبات المقعدين، الأسرّة "الخاصة"، والعكازات. الأجهزة الإلكترونية وأجهزة رصد ضغط الدم الإلكترونية وغير الإلكترونية، وما إلى ذلك؛

- إصلاح هذه الأصناف.

وتشمل: تكاليف أطقم الأسنان الصناعية دون تكاليف التركيب.

ولا تشمل: استئجار المعدات العلاجية (٦-٢-٣)؛ ومناظير الوقاية، والأحزمة والدعامات الرياضية (٩-٣-٢) ونظارات الشمس غير المجهزة بالعدسات المصححة للنظر (١٢-٣-٢).

٦-٢ خدمات المرضى الخارجيين

تشمل هذه الفئة الخدمات الطبية وخدمات الأسنان والخدمات شبه الطبية المقدمة للمرضى خارج المستشفى من قبل الأطباء وأطباء الأسنان والمساعدين الطبيين. ويجوز تقديم هذه الخدمات في المنزل أو في مرافق الاستشارة الطبية الفردية أو الجماعية والمستوصفات والعيادات الخارجية التابعة للمستشفيات، وما شابهها.

وتشمل الخدمات المقدمة للمرضى الخارجيين، والأدوية، والبدائل الصناعية للأعضاء، والأجهزة والمعدات الطبية والمنتجات الأخرى ذات الصلة بالصحة التي يقدمها الأطباء وأطباء الأسنان وأصحاب المهن شبه الطبية والمساعدون إلى المرضى الخارجيين مباشرة.

وتُدرج الخدمات الطبية وخدمات طب الأسنان والخدمات شبه الطبية التي تقدمها المستشفيات وما شابهها للمرضى المقيمين بها في الخدمات الطبية (٦-٣).

٦-٢-١ الخدمات الطبية (خدمات)

- استشارات الأطباء العموميين أو الاختصاصيين.

وتشمل: خدمات اختصاصي تقويم الأسنان.

ولا تشمل: خدمات مختبرات التحليل الطبية ومراكز الأشعة السينية (٦-٢-٣)؛ وخدمات الممارسين للطب التقليدي (٦-٢-٣).

٦-٢-٢ خدمات طب الأسنان (خدمات)

- خدمات أطباء الأسنان وأطباء صحة الفم ومساعدي أطباء الأسنان الآخرين.

وتشمل: تكاليف تركيب أطقم الأسنان.

ولا تشمل: أطقم الأسنان (٦-١-٣)؛ وخدمات اختصاصيي تقويم الأسنان (٦-٢-١)؛ وخدمات ومختبرات التحليل الطبي ومراكز الأشعة السينية (٦-٢-٣).

٦-٢-٣ الخدمات شبه الطبية (خدمات)

- خدمات مختبرات التحليل الطبي ومراكز الأشعة السينية؛

- خدمات الممرضات والقابلات العاملات لحسابهن الخاص؛

- خدمات المعالجين بالوخز الإبري، ومقومي العمود الفقري يدويا، والمبصاريين، واختصاصيي العلاج الطبيعي؛ واختصاصي علاج النطق وغيرهم؛

- العلاج الرياضي التصحيحي الموصوف بوصفات طبية؛

- المعالجة بالحمام الحراري أو بمياه البحر خارج المستشفى؛

- خدمات الإسعاف؛

- استئجار المعدات العلاجية.

وتشمل: خدمات ممارسي الطب التقليدي.

٦-٣ خدمات المستشفيات

يُعرَّف دخول المستشفى بإقامة المريض في المستشفى خلال فترة العلاج. ويشمل ذلك العلاج الطبي اليومي في المستشفى والعلاج الذي يقدمه المستشفى في المنزل والمستشفيات المخصصة للمرضى الذي لا يرجى شفاؤهم.

وتشمل هذه المجموعة خدمات المستشفيات العامة والمتخصصة وخدمات المراكز الطبية، ومراكز الأمومة، ودور رعاية المرضى ودور النقاهة التي تقدم أساسا الرعاية الطبية للمرضى المقيمين فيها، وخدمات المؤسسات الموجهة لخدمات المسنين التي تكون فيها المتابعة الطبية عنصرا أساسيا، وخدمات مراكز إعادة التأهيل التي تقدم الرعاية الصحية للمرضى المقيمين فيها والعلاج التأهيلي الذي يرمي إلى معالجة المريض أكثر مما يهدف إلى تقديم الدعم طويل الأجل له.

وتُعرَّف المستشفيات بأنها مؤسسات تقدم الرعاية للمرضى المقيمين فيها تحت الإشراف المباشر من قبل أطباء مؤهلين. ومع أن المراكز الطبية ومراكز الأمومة ومراكز رعاية المرضى ومراكز النقاهة تقدم أيضا الرعاية لنزلائها، فإن خدماتها خاضعة للإشراف، وفي كثير من الأحيان للتوجيه، الذي يوفره موظفون أقل تأهيلا من الأطباء.

ولا تشمل هذه المجموعة الخدمات التي تقدمها مرافق طبية مثل مؤسسات الجراحة والعيادات والمستوصفات المخصصة للرعاية الطبية خارج المستشفى فقط (٦-٢). كما أنها لا تشمل خدمات دور التقاعد للمسنين ومؤسسات المعوقين ومراكز إعادة التأهيل التي تقدم في المقام الأول دعما لأجل طويل (١٢-٤).

٦-٣- صفر خدمات المستشفيات (خدمات)

- تشمل خدمات المستشفيات تقديم الخدمات التالية لنزلاء المستشفيات:

- الخدمات الأساسية: الإدارة؛ الإقامة، الطعام والشراب؛ الإشراف والرعاية من قبل موظفين غير اختصاصيين (مساعدي التمريض)؛ الإسعافات الطبية والإنعاش، والنقل بالإسعاف، وتوفير الأدوية وغيرها من المستحضرات الصيدلانية؛ وتوفير الأجهزة والمعدات العلاجية؛

- الخدمات الطبية: خدمات الأطباء العموميين أو الاختصاصيين، والجراحين، وأطباء الأسنان؛ والتحاليل الطبية والأشعة السينية؛ الخدمات شبه الطبية مثل الممرضات والقابلات ومقومي العمود الفقري يدويا والمبصاريين وممارسي العلاج الطبيعي واختصاصيي علاج النطق، وما إلى ذلك.

٧- النقل

١-٧ شراء المركبات

تُدخَل مشتريات سيارات الترويح مثل حافلات التخييم، والعربات الكبيرة المغطاة، والعربات المقطورة، والطائرات والقوارب ضمن البند (٩-٢-١).

١-١-٧ السيارات (سلع معمرة)

- السيارات، وحافلات الركاب، وسيارات الركاب ذات الحجم الكبير وما شابهها ذات الدفع الثنائي أو الرباعي.

ولا تشمل: مركبات العجزة (٦-١-٣)؛ وحافلات التخييم (٩-٢-١)؛ وعربات الغولف (٩-٢-١).

٢-١-٧ الدراجات النارية (سلع معمرة)

- كل أنواع الدراجات النارية، والدراجات النارية المنخفضة، والدراجات الآلية.

وتشمل: العربات الجانبية؛ مركبات الثلج.

ولا تشمل: مركبات العجزة (٦-١-٣)؛ وعربات الغولف (٩-٢-١).

٧-١-٣ الدراجات (سلع معمرة)

- كل أنواع الدراجات والدراجات ثلاثية العجلات.

وتشمل: الجنركشات.

ولا تشمل: اللُّعب من الدراجات والدراجات ثلاثية العجلات (٩-٣-١).

٧-١-٤ المركبات التي تجرها الحيوانات (سلع معمرة)

- المركبات التي تجرها الحيوانات.

وتشمل: الحيوانات اللازمة لجر المركبات والمعدات ذات الصلة (الأنيار، الأطواق، الأحزمة، اللجم، الأعنة، وما إلى ذلك).

ولا تشمل: الأحصنة، والأحصنة الصغيرة، والمركبات التي تجرها الأحصنة أو الأحصنة الصغيرة والمعدات ذات الصلة المشتراة لأغراض الترفيه (٩-٢-١).

٧-٢ تشغيل معدات النقل الشخصي

ينبغي إدراج مشتريات الأسر المعيشية من قطع الغيار أو اللواحق أو زيوت وشحوم التزليق بغرض إجراء الصيانة أو الإصلاح أو التدخل بنفسها تحت البند (٧-٢-١) أو (٧-٢-٢). وإذا دفعت الأسر المعيشية أجرا لشركة لإجراء الصيانة أو الإصلاح أو التركيب، ينبغي إدراج التكاليف الكلية للخدمات، بما فيها تكاليف المواد المستخدمة، تحت البند (٧-٢-٣).

٧-٢-١ قطع الغيار واللواحق لمعدات النقل الشخصي (سلع شبه معمرة)

- العجلات (الجديدة أو القديمة أو المجددة)، والأنابيب الداخلية، وشمعات إشعال الشرر، والبطاريات الكهربائية، ومكابس المخمد، والمرشحات، والمضخات، وغيرها من قطع الغيار واللواحق لمعدات النقل الشخصي.

وتشمل: مطفئات الحريق الخاصة بمعدات النقل والمنتجات المعدة بصفة خاصة لتنظيف وصيانة معدات النقل مثل الطلاءات، ومنظفات الكروم، والمركبات المانعة للتسرب، ومواد تلميع أبدان المعادن؛ أغطية السيارات، والدراجات النارية وما إلى ذلك.

ولا تشمل: الخوذات الواقية من السقوط من الدراجات النارية والدراجات العادية (٣-١-٣)؛ والمنتجات غير المحددة للتنظيف والصيانة مثل الماء المقطر، والممسحات الإسفنجية المنزلية، وجلود الشاموا، والمنظفات، وغير ذلك (٥-٦-١)؛ ونفقات تركيب قطع الغيار واللواحق ولطلاء وتنظيف وتلميع أبدان المعدات (٧-٢-٣)؛ والهواتف اللاسلكية (٨-٢-صفر)؛ وأجهزة راديو السيارات (٩-١-١)؛ ومقاعد الأطفال في السيارات (١٢-٣-٢).

٧-٢-٢ الوقود وزيوت وشحوم التزليق لمعدات النقل الشخصي (سلع غير معمرة)

- البنزين وأنواع الوقود الأخرى مثل الديزل، وغاز البترول السائل، والكحول والخلائط ثنائية الشوط؛

- زيوت وشحوم التزليق، وسوائل المكابح وناقلات السرعة، والمبردات والمواد المضافة.

وتشمل: الوقود للأدوات والمعدات الرئيسية الواردة تحت (٥-٥-١) ومركبات الاستجمام الواردة تحت (٩-٢-١).

ولا تشمل: نفقات تغيير الزيوت والتشحيم (٧-٢-٣).

٧-٢-٣ صيانة وإصلاح معدات النقل الشخصي (خدمات)

- الخدمات المدفوعة الأجر لصيانة وإصلاح معدات النقل الشخصي مثل تركيب قطع الغيار واللواحق، وتوازن العجلات، والتفتيش الفني، وخدمات إصلاح الأعطال، وتغيير الزيوت، والتشحيم والغسل.

وتشمل: القيمة الكلية للخدمة (أي أن ذلك يشمل تكلفة العمل وتكلفة المواد على حد سواء).

ولا تشمل: المشتريات المستقلة لقطع الغيار، أو اللواحق، أو زيوت وشحوم التزليق التي تقوم بها الأسر المعيشية بغرض إجراء أعمال الصيانة والإصلاح بنفسها (٧-٢-١) أو (٧-٢-٢)؛ واختبارات الصلاحية للطريق (٧-٢-٤).

٧-٢-٤ الخدمات الأخرى المتعلقة بمعدات النقل الشخصي (خدمات)

- استئجار المرائب أو أماكن الوقوف غير أماكن الوقوف المتصلة بأماكن السكن؛

- المنشآت الخاضعة لرسم المرور (الجسور، والأنفاق، والمعديات، والطرق الفسيحة للسيارات) ومقاييس مدة وقوف السيارات؛

- دروس القيادة، واختبارات القيادة ورخص القيادة؛

– اختبارات الصلاحية للطريق؛

– استئجار معدات النقل الشخصي دون سائقين.

ولا تشمل: استئجار عربة بسائق (٧–٣–٢)؛ رسوم خدمات تأمين معدات النقل الشخصي (١٢–٥–٤).

٧–٣ خدمات النقل

تُصنَّف مشتريات خدمات النقل، بصفة عامة، حسب وسائل النقل. وحين تغطي بطاقة النقل وسيلتين أو أكثر من وسائل النقل – كالحافلات داخل المدن وقطار الأنفاق أو القطار الرابط بين المدن والمعديات – ولا يتيسر توزيع التكلفة بينها، ينبغي عندئذ تصنيف هذه المشتريات في (٧–٣–٥).

وينبغي إدراج تكاليف الوجبات والوجبات الخفيفة والمشروبات والمرطبات أو خدمات الإقامة إذا كان السعر شاملا لها ولم تكن مسعَّرة بصفة مستقلة. أما إذا كانت مسعرَّة بصفة مستقلة، فينبغي تصنيف هذه التكاليف في القسم ١١.

تُدرج خدمات النقل المدرسي بينما تُستبعد خدمات الإسعاف (٦–٢–٣).

٧–٣–١ نقل الركاب بالقطار (خدمات)

– نقل الأفراد ومجموعات الأشخاص والأمتعة بالقطار والترام وقطار الأنفاق.

وتشمل: نقل المركبات الخاصة.

ولا تشمل: الناقلات المقطورة بالسلاسل (٧–٣–٦).

٧–٣–٢ نقل الركاب بالطريق البري (خدمات)

– نقل الأفراد ومجموعات الأشخاص والأمتعة بالأوتوبيس والحافلات وسيارات الأجرة والسيارات المستأجرة مع سائقها.

٧–٣–٣ نقل الركاب جوا (خدمات)

– نقل الأفراد ومجموعات الأشخاص والأمتعة بالطائرات والمروحيات.

٧–٣–٤ نقل الركاب بحرا وعبر المجاري المائية الداخلية (خدمات)

- نقل الأفراد ومجموعات الأشخاص والأمتعة بالسفن والزوارق والمعديات والحوَّامات والطائرات المائية.

وتشمل: نقل المركبات الخاصة.

٧-٣-٥ النقل المُركَّب للركاب (خدمات)

- نقل الأفراد ومجموعات الأشخاص والأمتعة بوسيلتين أو أكثر من وسائل النقل حينما لا يمكن توزيع التكاليف بينها.

وتشمل: نقل المركبات الخاصة.
ولا تشمل: رحلات المجموعات السياحية المنظمة والمدفوعة سلفا (٩-٦-صفر).

٧-٣-٦ خدمات النقل الأخرى المدفوعة التكلفة (خدمات)

- النقل بالناقلات المقطورة بالسلاسل والناقلات المعلقة، والكراسي الصاعدة؛

- خدمات الإزالة والتخزين؛

- خدمات الحمالين ومكاتب الأمتعة المهملة ونقل الأمتعة؛

- عمولات وكلاء السفر إذا كانت مسعَّرة بصفة مستقلة.

ولا تشمل: النقل بالناقلات المعلقة والكراسي الصاعدة في منتجعات التزحلق على الجليد ومراكز قضاء العطلات (٩-٤-١).

٨- *الاتصال*

٨-١ خدمات البريد

٨-١-١ صفر خدمات البريد (خدمات)

- التكاليف المدفوعة لتسليم الخطابات والبطاقات البريدية والطرود؛

- تسليم البريد الخاص والطرود.

وتشمل: كل المشتريات من طوابع البريد الجديدة، البطاقات البريدية والرسائل الجوية المدمغة مسبقا.

ولا تشمل: شراء طوابع البريد المستعملة أو الملغاة (٩-٣-١)؛ والخدمات المالية التي تقدمها مكاتب البريد (١٢-٦-٢).

٨-٢ معدات الهاتف والفاكس

٨-٢- صفر معدات الهاتف والفاكس (سلع معمرة)

- المشتريات من الهواتف، والهواتف اللاسلكية، وآلات الفاكس، وآلات الرد على الهاتف ومكبرات الصوت للهواتف؛

- إصلاح هذه المعدات.

ولا تشمل: تسهيلات الفاكس والرد على الهاتف التي تقدمها الحواسيب الشخصية (٩-١-٣).

٨-٣ خدمات الهاتف والفاكس

٨-٣- صفر خدمات الهاتف والفاكس (خدمات)

- تكاليف التركيب والاشتراك المتعلقة بمعدات الهواتف الشخصية؛

- المكالمات الهاتفية من خطوط الهاتف الخاصة أو العامة (حجيرات الهاتف العام، حجيرات الهاتف في مكاتب البريد، وما إلى ذلك)؛ والمكالمات الهاتفية من الفنادق، والمقاهي، والمطاعم وأشباهها؛

- خدمات التلغراف، والتلكس، والفاكس؛

- خدمات نقل المعلومات؛ خدمات الربط بشبكة الإنترنت؛

- استئجار الهواتف، وآلات الفاكس، وآلات الرد على الهاتف ومكبرات الصوت للهواتف.

وتشمل: الخدمات التلفونية اللاسلكية، والخدمات التلغرافية اللاسلكية، وخدمات التلكس اللاسلكي.

٩- *الترويح والثقافة*

٩-١ المعدات السمعية-البصرية، ومعدات التصوير وتجهيز المعلومات

٩-١-١ معدات استقبال وتسجيل واستعادة الأصوات والصور (سلع معمرة)

- أجهزة التلفاز وتشغيل أشرطة الفيديو والمسجلات وكل أنواع هوائيات التلفاز؛

- أجهزة الراديو، وراديوهات السيارات، وساعات الراديو، وأجهزة الاستقبال والإرسال اللاسلكي، وأجهزة الاستقبال والإرسال اللاسلكية للهواة؛

- الغراموفونات، والمسجلات والمستعيدات الشريطية والمسجلات والمستعيدات الشريطية الصغيرة (الكاسيت)، وأجهزة تشغيل الأقراص المدمجة، والمجسمات الشخصية، وأنظمة التجسيم والوحدات المكونة لها (الأقراص الدوارة، المنغمات، المضخمات، ومكبرات الصوت، وغيرها)، والميكروفونات، والمسماعات.

ولا تشمل: كاميرات الفيديو، وآلات التصوير التسجيلية، وآلات التصوير المسجلة للصوت (٩-١-٢).

٩-١-٢ معدات التصوير والتصوير السينمائية والأدوات البصرية (سلع معمرة)

- معدات التصوير والتصوير السينمائية، وآلات التصوير المسجلة للصوت، وكاميرات الفيديو، وآلات التصوير التسجيلية، وأجهزة عرض الأفلام والشرائح المنزلقة، ومعدات تكبير ومعالجة الأفلام، واللواحق (الشاشات، المناظير، العدسات، رابطات الإشارات الضوئية، المرشحات، مقاييس التعرض، وغير ذلك).

- المناظير ذات العينين والمجهارات، والمقرابات والبوصلات.

٩-١-٣ معدات معالجة المعلومات (سلع معمرة)

- الحواسيب الشخصية ووحدات العرض البصري، والطابعات، والبرامج واللواحق المختلفة المتصلة بها؛ والبرامج الحاسوبية كنظم التشغيل والاستعمالات واللغات وغيرها؛

- الحاسبات بما فيها حاسبات الجيب؛

- الآلات الكاتبة وأجهزة معالجة الكلمات.

وتشمل: الفاكس والهاتف وأجهزة الرد على الهاتف التي تقدمها الحواسيب الشخصية.

ولا تشمل: الأسطوانات سابقة التسجيل والأقراص المدمجة ذات الذاكرة للقراءة فقط التي تحتوي على كتب أو قواميس أو موسوعات أو التدريب على اللغات الأجنبية أو البرامج الإعلامية وغيرها على هيئة برامج حاسوبية (٩-١-٤) وبرامج ألعاب الفيديو (٩-٣-١)، حواسيب ألعاب الفيديو الموصلة بأجهزة التلفزة (٩-٣-١)، وأشرطة الآلات الكاتبة والأحبار والملونات (٩-٥-٤)؛ والمساطر الحاسبة المنزلقة (٩-٥-٤).

٩-١-٤ وسائل التسجيل (سلع شبه معمرة)

- الاسطوانات والأقراص المدمجة؛

- الأشرطة المسجلة سلفا، وأشرطة الكاسيت، وأشرطة الفيديو كاسيت، وأقراص الحاسوب والأقراص المدمجة – مع ذاكرة قراءة فقط لمسجلات الأشرطة، ومسجلات الكاسيت، مسجلات الفيديو والحواسيب الشخصية؛

- الأشرطة والكاسيتات وكاسيتات الفيديو والأقراص المدمجة – ذاكرة قراءة فقط غير المسجلة لمسجلات الأشرطة، ومسجلات الكاسيت ومسجلات الفيديو والحواسيب الشخصية.

- الأفلام غير المفضوضة، واللفيفات والأقراص للاستعمال في التصوير والتصوير السينمائي.

وتشمل: الأشرطة والأقراص المدمجة سابقة التسجيل للروايات والمسرحيات والأشعار ونحو ذلك؛ والأقراص المسجلة والأقراص المدمجة ذات الذاكرة للقراءة فقط المحتوية على كتب أو قواميس أو موسوعات أو تدريب على اللغات الأجنبية أو البرامج الإعلامية وغير ذلك، على هيئة برامج حاسوبية ولوازم التصوير مثل الأوراق والمصابيح الومضية؛ والأفلام غير المفضوضة التي يشمل سعرها تكلفة المعالجة دون تحديدها على نحو مستقل.

ولا تشمل: البطاريات الكهربائية (٥-٥-٢)؛ برامج الحاسوب كنظم التشغيل والاستعمالات واللغات وما إلى ذلك (٩-١-٣)؛ برامج ألعاب الفيديو، وأشرطة الكاسيت لألعاب الفيديو والأقراص المدمجة لألعاب الفيديو (٩-٣-١)؛ تظهير الأفلام وطبع الصور (٩-٤-٢).

٩-١-٥ إصلاح المعدات السمعية–البصرية ومعدات التصوير وتجهيز المعلومات (خدمات)

- إصلاح المعدات السمعية–البصرية ومعدات التصوير وتجهيز المعلومات.

وتشمل: القيمة الكلية للخدمة (أي أن ذلك يشمل تغطية تكلفة العمل وتكلفة المواد معا).

ولا تشمل: المشتريات المنفصلة التي تقوم بها الأسر المعيشية من المواد بغرض إجراء الإصلاح بنفسها (٩-١-١)، أو (٩-١-٢)، أو (٩-١-٣).

٩-٢ السلع المعمرة الرئيسية الأخرى المعدة للترويح والثقافة

٩-٢-١ السلع المعمرة الرئيسية للترويح في الهواء الطلق (سلع معمرة)

- حافلات التخييم، والعربات الكبيرة المغطاة، والعربات المقطورة؛

- الطائرات، والطائرات الصغيرة الخفيفة، والطائرات الشراعية، والطائرات الشراعية المعلقة، ومناطيد الهواء الساخن؛

- الزوارق، والمحركات الخارجية للزوارق، والأشرعة، وحبال الأشرعة والصواري والإنشاءات العلوية؛

- الأحصنة والأحصنة الصغيرة، والمركبات الصغيرة التي تجرها الأحصنة والأحصنة الصغيرة والمعدات ذات الصلة بها (الأحزمة، اللجم، الأعنة، السروج، وغير ذلك)؛

- الأصناف الأساسية للألعاب والرياضة مثل القوارب الخفيفة، والزوارق الجلدية، وألواح الركمجة، ومعدات الغطس البحري وعربات الغولف.

وتشمل: تجهيزات الزوارق، وحافلات التخييم، والعربات الكبيرة المغطاة، وما إلى ذلك.

ولا تشمل: ما يشترى للنقل الشخصي من الأحصنة والأحصنة الصغيرة، والمركبات التي تجرها الأحصنة والأحصنة الصغيرة والمعدات ذات الصلة بها (٧-١-٤)، الزوارق والأطواف وأحواض السباحة القابلة للنفخ التي يستخدمها الأطفال والمستخدمة على الشواطئ (٩-٣-٢).

٩-٢-٢ الآلات الموسيقية والمعدات المعمرة الرئيسية للترويح داخل المباني (سلع معمرة)

- الآلات الموسيقية من كل الأحجام، بما في ذلك الآلات الموسيقية الإلكترونية مثل البيانو، والأرغن، والكمان، والقيثارات، والطبول، والأبواق، وآلات النفخ الموسيقية، وآلات الناي، والهرمونيكات، وما إلى ذلك؛

- طاولات البلياردو، وطاولات تنس الطاولة، وماكينات لعبة الكرة والدبابيس، وآلات المقامرة، وغير ذلك.

ولا تشمل: اللُّعب (٩-٣-١).

٩-٢-٣ صيانة وإصلاح السلع المعمرة الرئيسية الأخرى للترويح والثقافة (خدمات)

- صيانة وإصلاح السلع المعمرة الرئيسية الأخرى للترويح والثقافة.

وتشمل: القيمة الكلية للخدمة (أي تكلفة العمل وتكلفة المواد على حد السواء)، وإيقاف الزوارق، وحافلات التخييم، والعربات المغطاة وغيرها عن العمل لفصل الشتاء وغيره؛ وخدمات الحظائر للطائرات الخاصة؛ وخدمات أحواض رسو السفن وإصلاحها المقدمة للزوارق، والخدمات البيطرية وغيرها (الاسطبلات والتغذية والطب البيطري وما إلى ذلك) للخيول والأحصنة المشتراة لأغراض الترويح.

ولا تشمل: الوقود لمركبات الترويح (٧-٢-٢)؛ والمشتريات المستقلة للمواد التي تقوم بها الأسر المعيشية بغرض إجراء أعمال الصيانة والإصلاح بنفسها (٩-٢-١)؛ أو (٩-٢-٢). الخدمات البيطرية وغيرها من الخدمات للحيوانات الأليفة (٩-٣-٥).

٩-٣ الأصناف والمعدات المشتراة للأغراض الترفيهية، والحدائق والحيوانات الأليفة

٩-٣-١ الألعاب، واللعب والهوايات (سلع شبه معمرة)

- ألعاب الورق، وألعاب فرد الأعداد والكلمات وألعاب الشطرنج وما شابهها؛

- اللعب بكل أنواعها بما فيها الدُمى، واللعب الرخوة، ولعب السيارات والقطارات، ولعب الدراجات والدراجات الثلاثية العجلات، وطقوم لعب البناء، والألغاز، واللدائن، والألعاب الإلكترونية، والأقنعة، وأقنعة التنكر، والدعابات، والحلي الشخصية، والألعاب النارية والصواريخ، وحبال الزينة، وزينة شجرة عيد الميلاد؛

- مستلزمات جمع الطوابع البريدية (طوابع البريد المستعملة أو الملغاة، وألبومات الطوابع، وما إلى ذلك.)، والأصناف الأخرى للجمع (العملات، والميداليات، والمعادن، والعينات الحيوانية والنباتية وغيرها)، والأدوات والبنود الأخرى غير المصنفة تحت بند آخر للهوايات.

وتشمل: برامج ألعاب الفيديو؛ وحواسيب ألعاب الفيديو الموصلة بأجهزة التلفزة؛ وأشرطة الكاسيت لألعاب الفيديو والأقراص المدمجة – ذاكرة قراءة فقط للألعاب.

ولا تشمل: البنود التي يصنفها هواة الجمع في فئة الأعمال الفنية أو الأثرية (٥-١-١)؛ وطوابع البريد غير المستعملة (٨-١-صفر)، وأشجار عيد الميلاد (٩-٣-٣)، وسجل القصاصات للأطفال (٩-٥-١).

٩-٣-٢ معدات الرياضة، والتخييم والترويح في الهواء الطلق (سلع شبه معمرة)

- معدات التربية البدنية والرياضية والرياضة مثل الكرات، وكرات الريشة، والشِباك، والمضارب، ومضارب كرة البيسبول أو الكريكيت أو البنغ بونغ، والزحلوفات، ومضارب الغولف، والمغاول، والسيوف، والسواري، والأثقال، والأقراص، والرمح، والدُّمبل، وموسعات الصدر ومعدات كمال الأجسام الأخرى؛

- المظلات ومعدات الهبوط الجوي الأخرى؛

- الأسلحة النارية والذخائر لأغراض الصيد والرياضة والحماية الذاتية؛

- سنارات صيد الأسماك ومعدات صيد الأسماك الأخرى؛

- معدات ألعاب الشواطئ والهواء الطلق مثل كرات البولنغ، ولعبة الكرات الخشبية، والأقراص الطائرة، الكرة الطائرة، والقوارب المنفوخة، والأطواف وأحواض السباحة؛

- معدات التخييم مثل الخيام واللواحق، وأكياس النوم، والحقائب المحمولة على الظهر، والأفرشة الهوائية، والمنافيخ، ومواقد التخييم والشوايات؛

- إصلاح مثل هذه الأصناف.

وتشمل: الأحذية المخصصة للألعاب (أحذية التزحلق على الجليد، وأحذية كرة القدم، وأحذية الغولف، والأحذية الأخرى المجهزة بمزالج الثلج أو المزالج ذات العجلات، أو النتوءات المعدنية، أو الأزرار، وما إلى ذلك)؛ والخوذات الرياضية الواقية؛ والخوذات الواقية الأخرى المستخدمة في الرياضة مثل سترات النجاة، وقفازات الملاكمة، وبطائن الأبدان، وواقيات قصبة الساق، والمناظير الواقية، والأحزمة، والدعامات وغيرها.

ولا تشمل: خوذات الوقاية من السقوط من الدراجات النارية والدراجات (٣-١-٣)؛ أثاث الحدائق والتخييم (٥-١-١).

٩-٣-٣ الحدائق والنباتات والزهور (سلع غير معمرة)

- الزهور ونباتات الزينة الطبيعية أو الصناعية، والنباتات، والشجيرات، والنباتات البصلية، والدرنات، والبذور، والأسمدة الطبيعية، والخُث للحدائق، والتراب المشتمل على العشب وجذور العشب، وأنواع التربة المعالجة خصيصا للحدائق التزيينية، ومستحضرات البستنة، وأوعية النباتات وحاملات الأوعية.

وتشمل: أشجار عيد الميلاد الطبيعية والصناعية؛ وتكاليف تسليم الورود والنباتات.

ولا تشمل: قفازات البستنة (٣-١-٣)؛ وخدمات البستنة (٤-٤-٤) أو (٥-٦-٢)؛ ومعدات البستنة (٥-٥-١)، وأدوات البستنة (٥-٥-٢)، ومبيدات الحشرات والآفات للاستخدام المنزلي (٥-٦-١).

٩-٣-٤ الحيوانات الأليفة والمنتجات المتصلة بها (سلع غير معمرة)

- الحيوانات الأليفة، وأغذية الحيوانات الأليفة، ومنتجات البيطرة ورعاية الحيوانات الأليفة، والأطواق، والمغاور، والأوجار للكلاب، وأقفاص الطيور، وصهاريج الأسماك، ومهاد القطط، وغيرها.

ولا تشمل: الأحصنة والأحصنة الصغيرة (٧-١-٤) أو (٩-٢-١)؛ والخدمات البيطرية (٩-٣-٥).

٩-٣-٥ خدمات البيطرة والخدمات الأخرى للحيوانات الأليفة (خدمات)

- خدمات البيطرة والخدمات الأخرى للحيوانات الأليفة مثل التوالد والتنظيف والثواء، والوشم والتدريب.

ولا تشمل: الخدمات البيطرية وغيرها (الاسطبلات والبيطرة وغيرها) المتعلقة بالخيول والأحصنة المشتراة لأغراض ترويحية (٩-٢-٣).

٩-٤ الخدمات الترويحية والثقافية

٩-٤-١ الخدمات الترويحية والرياضية (خدمات)

- الخدمات التي تقدمها:

- المدرجات الرياضية، ومضامير سباق الخيل، وحلبات سباق السيارات، وميادين الدراجات، وغير ذلك؛

- حلقات التزلج، وأحواض السباحة، ومضامير الغولف، ومباني الألعاب الرياضية، ومراكز اللياقة البدنية، وملاعب التنس، وملاعب كرة اليد، ومجازات البولنغ؛

- أراضي المعارض وحدائق الملاهي؛

- الدوارات، والنواسات وتجهيزات ملاعب الأطفال الأخرى؛

– ماكينات لعبة الكرة والدبابيس وغيرها من ألعاب الراشدين باستثناء ألعاب الحظ؛

– منحدرات التزحلق على الجليد، ومصاعد التزحلق على الجليد، وما شابه ذلك؛

– استئجار معدات ولواحق الرياضة والترويح مثل الطائرات والزوارق والأحصنة ومعدات التزحلق على الجليد والتخييم؛

– الدروس غير المدرسية للأفراد أو الجماعات في البريدج، والشطرنج، والرقص الرياضي، والرقص، الموسيقى، والتزحلق على الجليد، والسباحة وغيرها من سبل التسلية؛

– خدمات الأدلاء الجبليين، والأدلاء السياحيين؛ وغير ذلك.

– خدمات معاوني الملاحة المقدمة لركوب الزوارق.

وتشمل: استئجار الأحذية المخصصة لألعاب معينة (أحذية التزحلق على الجليد؛ أو أحذية كرة القدم وأحذية الغولف وغيرها من الأحذية المجهزة بمزالج الثلج، والمزالج ذات العجلات، والنتوءات المعدنية، والأزرار، وغير ذلك).

ولا تشمل: النقل بالناقلات المعلقة والكراسي المعلقة في منتجعات التزحلق على الجليد أو مراكز قضاء العطلة (٧-٣-٦).

٩-٤-٢ الخدمات الثقافية (خدمات)

– الخدمات المقدمة من:

– دور السينما، والمسارح، ودور الأوبرا، وقاعات الحفلات الموسيقية، وقاعات الموسيقى، والسيركات، وعروض الصوت والضوء؛

– المتاحف، والمكتبات، وصالات عرض الأعمال الفنية، والمعارض؛

– الآثار التاريخية، والحدائق العامة، وحدائق الحيوانات وحدائق النباتات، والمرابي المائية؛

– استئجار معدات لواحق الثقافة مثل أجهزة التلفاز، وأشرطة الفيديو، وما إلى ذلك.

– البث الإذاعي والتلفزي، وبصفة خاصة رسوم رخص أجهزة التلفزة والاشتراك في شبكات التلفزة؛

– خدمات المصورين مثل تظهير الأفلام، ومعالجة الطباعة، والتكبير، والصور الشخصية، وتصوير الأعراس، وغير ذلك.

وتشمل: خدمات الموسيقيين، والمهرجين، ومقدمي التسليات الخاصة.

٩-٤-٣ ألعاب الحظ (خدمات)

- رسوم خدمات اليانصيب، والعاملين في أماكن المراهنات، وحاسبات الرهان، وأندية القمار وغيرها من مؤسسات المقامرة، وماكينات المقامرة، وقاعات البنغو، وبطاقات اليانصيب، والمراهنة على الخيل، وغير ذلك. (يُعرف رسم الخدمات بأنه الفرق بين المبالغ المدفوعة لتذاكر اليانصيب أو المراهن بها والمبالغ المدفوعة للرابحين).

٩-٥ الصحف والكتب والقرطاسية

٩-٥-١ الكتب (سلع شبه معمرة)

- الكتب بما فيها الأطالس، والمعاجم، والموسوعات، والكتب الدراسية، والدلائل السياحية والمجموعات الموسيقية.

وتشمل: سجلات القصاصات والألبومات للأطفال؛ وتجليد الكتب.

ولا تشمل: الأشرطة والأقراص المدمجة المحتوية على روايات ومسرحيات وأشعار وما إليها (٩-١-٤)؛ والأقراص المدمجة بذاكرة للقراءة فقط، المحتوية على كتب وقواميس وموسوعات وتدريب على اللغات الأجنبية، وغير ذلك على هيئة برامج حاسوبية (٩-١-٤) وألبومات الطوابع (٩-٣-١).

٩-٥-٢ الصحف والدوريات (سلع غير معمرة)

- الصحف، والمجلات، وغيرها من الدوريات.

٩-٥-٣ مواد مطبوعة متنوعة (سلع غير معمرة)

- الكتالوغات ومواد الدعاية؛

- الملصقات، والبطاقات البريدية العادية أو المصورة، والتقويمات؛

- بطاقات المعايدة وبطاقات الزيارة، وبطاقات الإعلانات والرسائل؛

- الخرائط ومجسمات الكرة الأرضية.

ولا تشمل: البطاقات البريدية والخطابات الجوية خالصة الرسوم البريدية (٨-١-صفر)؛ وألبومات الطوابع (٩-٣-١).

٩-٥-٤ القرطاسية ومواد الرسم (سلع غير معمرة)

- دفاتر الكتابة، والأظرف، ودفاتر الحسابات، والكراسات، والمفكرات، وما إلى ذلك؛
- أقلام الحبر، وأقلام الرصاص، وأقلام الحبر السائل، وأقلام الحبر الجاف، والأقلام ذات السن اللبدي، والأحبار، والممحايات، ومبريات أقلام الرصاص، وما إلى ذلك؛
- أوراق الاستنسل، وأوراق الكربون، وأشرطة آلات الطباعة، والمحبِّرات، وسوائل التصويب، وما إلى ذلك؛
- خرامات الورق، وقطاعات الورق، ومقصات الورق، والأصماغ واللاصقات المستخدمة في المكاتب، والدباسات والدبابيس، ومشابك الأوراق، ودبابيس الرسم، وما إلى ذلك؛
- مواد الرسم والطلاء، من قبيل أقمشة الرسم، والورق، والألواح، والطلاءات، والألوان الشمعية، وألوان الباستيل والفُرش.

وتشمل: الأحبار والأحبار الملونة والمواد التعليمية، من قبيل كراسات الكتابة، والمساطر الحاسبة، والأدوات الهندسية، وألواح الاردواز، والطباشير، والمقالم.

ولا تشمل: حاسبات الجيب (٩-١-٣).

٩-٦ الرحلات السياحية المنظمة

٩-٦- صفر الرحلات السياحية المنظمة (خدمات)

- الرحلات أو الجولات السياحية الشاملة التي توفر وسيلة السفر، والطعام، والمأوى، والمرشدين، وما إلى ذلك.

وتشمل: جولات النزهة لمدة نصف يوم ولمدة يوم؛ ورحلات الحج.

١٠- التعليم

يقتصر هذا القسم على الخدمات التعليمية، ولا يشمل النفقات المتعلقة بالمواد التعليمية، من قبيل الكتب (٩-٥-١) أو القرطاسية (٩-٥-٤)، أو خدمات الدعم التعليمية، من قبيل خدمات الرعاية الصحية (٦)، وخدمات النقل (٧-٣). وخدمات تقديم الوجبات (١١-١-٢) وخدمات المأوى (١١-٢-صفر).

ويشمل هذا القسم التعليم عن طريق الإذاعة أو التلفزيون.

يستند تقسيم الخدمات التعليمية إلى فئات المستويات الواردة في التصنيف الدولي الموحد للتعليم لعام ١٩٩٧ (ISCED-97)، الصادر عن منظمة الأمم المتحدة للتربية والعلم والثقافة (اليونسكو).

١٠-١ التعليم قبل الابتدائي والتعليم الابتدائي

١٠-١- صفر التعليم قبل الابتدائي والتعليم الابتدائي (خدمات)

- المستويان صفر و١ من التصنيف الدولي الموحد للتعليم – ٩٧: التعليم قبل الابتدائي والتعليم الابتدائي.

ويشمل: برامج محو الأمية للطلاب الذين تتجاوز أعمارهم مرحلة المدرسة الابتدائية.

١٠-٢ التعليم الثانوي

١٠-٢- صفر التعليم الثانوي (خدمات)

- المستويان ٢ و٣ من التصنيف الدولي الموحد للتعليم – ٩٧: مرحلتا التعليم الثانوي الدنيا والعليا.

ويشمل: التعليم الثانوي خارج المدرسة للراشدين والشباب.

١٠-٣ التعليم بعد الثانوي غير العالي

١٠-٣- صفر التعليم بعد الثانوي غير العالي (خدمات)

- المستوى ٤ من التصنيف الدولي الموحد للتعليم – ٩٧: التعليم بعد الثانوي غير العالي.

ويشمل: التعليم بعد الثانوي غير العالي خارج المدرسة للبالغين والشباب.

١٠-٤ التعليم العالي

١٠-٤- صفر التعليم العالي (خدمات)

- المستويان ٥ و٦ من التصنيف الدولي الموحد للتعليم – ٩٧: المرحلة الأولى والمرحلة الثانية من التعليم العالي.

١٠-٥ التعليم غير المحدد بمستوى

١٠-٥- صفر التعليم غير المحدد بمستوى (خدمات)

- البرامج التعليمية، الموجهة بصفة عامة للراشدين، التي لا تتطلب أي تعليم سابق خاص، ولا سيما التدريب المهني والتنمية الثقافية.

ولا يشمل: دروس قيادة السيارات (٧-٢-٤)؛ والدورات التدريبية الترويحية مثل دروس الرياضة أو لعبة البريدج التي يقدمها مدرسون مستقلون (٩-٤-١).

١١- المطاعم والفنادق

١١-١ خدمات تقديم الوجبات

١١-١-١ المطاعم والمقاهي وما شابهها (خدمات)

- خدمات تقديم الوجبات (الوجبات الغذائية، والوجبات الخفيفة، والمشروبات، والمشروبات الخفيفة) التي تقدمها المطاعم والمقاهي والمقاصف والحانات وأماكن تناول الشاي، وما إلى ذلك، بما في ذلك ما يُقدَم في:

- الأماكن التي توفر الخدمات الترويحية أو الثقافية أو الرياضية أو خدمات الترفيه: المسارح، ودور السينما، والملاعب الرياضية، وأحواض السباحة، والمجمعات الرياضية، والمتاحف، وصالات عرض الفنون، والملاهي الليلية، ودور الرقص، وما إلى ذلك؛

- وسائل النقل العام (الحافلات، والقطارات، والمراكب، والطائرات، وما إلى ذلك) حين يكون سعرها منفصلا؛

- وتشمل أيضا:

- بيع المنتجات الغذائية والمشروبات للاستهلاك الفوري في الأكشاك أو عند البائعين الجائلين ومن شابههم، بما في ذلك المنتجات الغذائية والمشروبات التي توزع عن طريق آلات البيع الأوتوماتيكي في صورة جاهزة للاستهلاك؛

- بيع الأطباق المطهوة في المطاعم للاستهلاك خارجها؛

- بيع الأطباق المطهوة عند متعاقدي تقديم الوجبات، سواء كان العميل يتسلمها بنفسه أو كانت تسلم لمنزله.

وتشمل: البقشيش.

ولا تشمل: مشتريات التبغ (٢-٢-صفر)؛ والمكالمات الهاتفية (٨-٣- صفر).

١١-١-٢ المقاصف (خدمات)

- خدمات تقديم الوجبات بواسطة مقاصف المصانع، ومقاصف المكاتب، ومقاصف المدارس والجامعات وغيرها من المؤسسات التعليمية.

وتشمل: مطاعم الجامعات، والمطاعم العسكرية، ومطاعم الضباط البحريين.

ولا تشمل: الأغذية والمشروبات المقدمة للمرضى المقيمين بالمستشفيات (٦-٣- صفر).

١١-٢ خدمات الإقامة

١١-٢- صفر خدمات الإقامة (خدمات)

- خدمات الإقامة التي تقدم فيما يلي:

- الفندق والنزل، وفنادق الطرق السريعة، والحانات، والمؤسسات التي تقدم خدمات "المبيت والإفطار"؛

- القرى السياحية ومراكز العطلات، وأماكن المخيمات والبيوت المتنقلة، ودور الشباب، والأكواخ الجبلية؛

- المدارس الداخلية، والجامعات، وغيرها من المؤسسات التعليمية؛

- وسائل النقل العام (القطارات، والمراكب، وما إلى ذلك) حين تكون أجورها مستقلة؛

- دور شباب العمل أو المهاجرين.

وتشمل: البقشيش، والحمالين.

ولا تشمل: المبالغ التي تدفعها الأسر المعيشية التي تقطن حجرة في فندق أو نزل كمقر رئيسي لإقامتها (٤-١-١)؛ والإيجارات التي تدفعها الأسر المعيشية مقابل أماكن إقامة ثانوية خلال فترات العطلات (٤-١-٢)؛ والمكالمات الهاتفية (٨-٣-صفر)؛ وخدمات تقديم الوجبات في

هذه المؤسسات، فيما عدا الإفطار أو غيره من الوجبات التي يشملها ثمن المأوى (١١-١-١)؛ والسكن في ملاجئ الأيتام أو دور المعوقين أو من يعانون من سوء التوافق مع المجتمع (١٢-٤- صفر).

١٢- *السلع والخدمات المتنوعة*

١٢-١ العناية الشخصية

١٢-١-١ محلات تصفيف الشعر والمؤسسات المعنية بالمظهر الشخصي (خدمات)

- خدمات محلات تصفيف الشعر، والحلاقين، ومحلات التجميل، ومحلات العناية بأظافر اليدين، ومحلات العناية بأظافر القدمين، والحمامات التركية، وحمامات البخار، وحجرات التشميس، وعمليات التدليك غير الطبي، وما إلى ذلك.

وتشمل: الرعاية البدنية ونزع الشعر، وما شابه ذلك.

ولا تشمل: المنتجعات (٦-٢-٣) أو (٦-٣-صفر)؛ ومراكز اللياقة البدنية (٩-٤-١).

١٢-١-٢ الأجهزة الكهربائية الخاصة بالعناية الشخصية (سلع معمرة)

- أدوات الحلاقة الكهربائية وأدوات تشذيب الشعر، ومجففات الشعر اليدوية وذات الغطاء، وكلابات التجعيد، وأمشاط التصفيف والمصابيح الشمسية والهزازات، وفرش الأسنان الكهربائية وغيرها من الأجهزة الخاصة بنظافة الأسنان، وما إلى ذلك؛

- إصلاح هذه الأجهزة.

١٢-١-٣ أجهزة أخرى، أصناف ومنتجات العناية الشخصية (سلع غير معمرة)

- أجهزة غير كهربائية: أدوات الحلاقة وأدوات تشذيب الشعر والشفرات الخاصة بها، والمقصات، ومبارد الأظافر، والأمشاط، وفرش الحلاقة وفرش الشعر، وفرش الأسنان، وفرش الأظافر ودبابيس الشعر، والمجعدات، والموازين الشخصية، وموازين الأطفال، وما إلى ذلك؛

- أصناف النظافة الشخصية: صابون الحمام والصابون، وزيوت وألبان التنظيف، وصابون الحلاقة وكريم ورغوة الحلاقة، ومعجون الأسنان، وما إلى ذلك؛

- منتجات التجميل: أحمر الشفاه، وطلاء الأظافر ومستحضرات التجميل ومنتجات إزالة مستحضرات التجميل (بما في ذلك علب البودرة، والفرش، والبدارات)، ومستحضرات تلميع وتصفيف الشعر، ومنتجات ما قبل الحلاقة وما بعدها، ومنتجات حمامات الشمس، ومزيلات الشعر، والعطور والروائح، ومزيلات الروائح الشخصية، ومنتجات الحمام، وما إلى ذلك.

- منتجات أخرى: ورق الحمام، والمناديل الورقية، والفوط الورقية، والفوط الصحية، والقطن الطبي، وكرات القطن، وفوط الأطفال، واسفنجات الحمام، وما إلى ذلك.

ولا تشمل: المناديل المصنوعة من القماش (٣-١-٣).

١٢-٢ البغاء

١٢-٢- صفر البغاء (خدمات)

- الخدمات التي تقدمها البغايا ومن شابههن

١٢-٣ الأمتعة الشخصية غير المصنفة تحت بند آخر

١٢-٣-١ المجوهرات، والساعات الكبيرة وساعات اليد (السلع المعمرة)

- الأحجار والمعادن الكريمة والمجوهرات المصنوعة من هذه الأحجار والمعادن؛

- المجوهرات التقليدية، وأزرار أكمام القمصان، ودبابيس رابطات العنق.

- الساعات الكبيرة، وساعات اليد، وساعات التوقيت، والساعات المنبهة، وساعات السفر؛

- إصلاح هذه الأصناف.

ولا تشمل: الزينات (٥-١-١) أو (٥-٤-صفر)، أو ساعات الراديو (٩-١-١)، أو الأحجار والمعادن الكريمة والمجوهرات المصنوعة من هذه الأحجار والمعادن التي تقتنى في المقام الأول كمخزونات للقيمة (تكوين رأس المال).

١٢-٣-٢ الأمتعة الشخصية الأخرى (سلع شبه معمرة)

- سلع السفر وغيرها من وسائل حمل الأمتعة الشخصية: حقائب الثياب، وصناديق الثياب، وحقائب السفر، وحقائب الأوراق، والحقائب المدرسية، وحقائب اليد، والمحافظ، والجزادين، وما إلى ذلك؛

- أصناف تخص الأطفال: عربات الأطفال، والكراسي المدفوعة باليد، والمهود المحمولة، وكراسي الاتكاء، وأسرَّة وكراسي السيارات، وحاملات الأطفال على الظهر، وحاملات الأطفال على الصدر، والأعنة والسروج؛ وما إلى ذلك.

- أصناف تخص المدخنين: الغليون، وقداحات السجائر، وعلب السجائر، ومقطعات السيجار، ومنافض السجائر، وما إلى ذلك؛

- أمتعة شخصية متنوعة: نظارات الشمس، وعصي المشي والعكاكيز، وشماسي المطر والشمس، والمراوح، وسلاسل المفاتيح، وما إلى ذلك؛

- المواد المتعلقة بالدفن: التوابيت، وشواهد القبور، وجرات حفظ الرماد؛

- إصلاح هذه الأصناف.

وتشمل: وقود القداحات، وأجهزة الحائط لقياس الحرارة، وأجهزة الحائط لقياس الضغط.

ولا تشمل: أثاث الأطفال (٥-١-١) وحقائب التسوق (٥-٢-صفر)، وزجاجات إطعام الأطفال (٥-٤- صفر).

١٢-٤ الحماية الاجتماعية

تشمل الحماية الاجتماعية، حسب تعريفها هنا، خدمات المساعدة والدعم التي يتلقاها الأفراد التالي وصفهم: المسنون، والمعوقون، ومن يعانون من إصابات وأمراض مهنية، والناجون من دواعي الهلاك، والعاطلون، والمعدمون، والمشردون، وذوو الدخل المنخفض، والسكان الأصليون، والمهاجرون، واللاجؤون، ومتعاطو الكحوليات والمخدرات، وما إلى ذلك. وهي تشمل أيضا خدمات المساعدة والدعم المقدمة إلى الأسر والأطفال.

١٢-٤- صفر الحماية الاجتماعية (خدمات)

تشمل هذه الخدمات الرعاية المقدمة في دور الرعاية، والمساعدة المنزلية، ودور الرعاية النهارية والتأهيل. وبتحديد أدق، تشمل هذه الفئة المبالغ التي تسددها الأسر المعيشية مقابل:

- دور التقاعد للمسنين، ودور إقامة المعوقين، ومراكز التأهيل التي توفر للمرضى الدعم الطويل الأجل وليس الرعاية أو العلاج التأهيلي؛ ومدارس المعوقين التي تهدف أساسا إلى مساعدة الطلاب على التغلُّب على إعاقتهم؛

- المساعدة في رعاية المسنين والمعوقين في المنزل (خدمات تنظيف المنازل، وبرامج الوجبات، ومراكز الرعاية النهارية، وخدمات الرعاية النهارية، وخدمات الرعاية أثناء العطلات)؛

- المرضعات، ودور الحضانة، ومدارس اللعب، وغير ذلك من مرافق رعاية الأطفال؛

- المشورة، والإرشاد، والتحكيم، والخدمات المقدمة للأسر لكفالة وتبني الأطفال.

١٢-٥ التأمين

تصنف رسوم خدمات التأمين حسب نوع التأمين، أي: التأمين على الحياة وعلى غير الحياة (أي التأمين المتصل بالمسكن والصحة والنقل وما إلى ذلك). وينبغي أن تصنف رسوم الخدمات المتعلقة بالتأمين المتعدد المخاطر الذي يغطي مخاطر عديدة على أساس تكلفة الخطر الرئيسي إذا لم يمكن توزيع رسوم الخدمات على مختلف المخاطر التي تشملها التغطية.

وتعرَّف رسوم الخدمات بأنها الفرق بين المطالبات المستحقة وبين الأقساط المتسلمة والمبالغ المكملة للأقساط.

١٢-٥-١ التأمين على الحياة (خدمات)

- رسوم خدمات التأمين على الحياة، وتأمين استحقاقات الوفاة، والتأمين على التعليم، وما إلى ذلك.

١٢-٥-٢ التأمين المتصل بالمسكن (خدمات)

- رسوم الخدمات التي يدفعها المالكون–الساكنون والمستأجرون مقابل أنواع التأمين التي يتعاقد عليها المستأجرون عادة ضد الحريق والسرقة والخسائر الناجمة عن المياه، وما إلى ذلك.

ولا تشمل: رسوم الخدمات التي يسددها المالكون–الساكنون لأنواع التأمين التي يتعاقد عليها الملاك عادة (استهلاك وسيط).

١٢-٥-٣ التأمين المتصل بالصحة (خدمات)

- رسوم الخدمات المسددة مقابل التأمين ضد حالات المرض الإفرادية والحوادث.

١٢-٥-٤ التأمين المتصل بالنقل (خدمات)

- رسوم الخدمات المسددة مقابل التأمين المتعلق بمعدات النقل الشخصية؛

- رسوم الخدمات المسددة مقابل التأمين على السفر والتأمين على أمتعة السفر.

١٢-٥-٥ أشكال أخرى للتأمين (خدمات)

- رسوم الخدمات المسددة مقابل أشكال أخرى للتأمين، من قبيل المسؤولية المدنية عما يلحق أطراف ثالثة أو ممتلكاتهم من إصابة أو ضرر.

ولا تشمل: المسؤولية المدنية أو التعويض فيما يتصل بأطراف ثالثة أو ممتلكاتها في الحالات الناشئة عن تشغيل معدات النقل الشخصية (١٢-٥-٤).

١٢-٦ الخدمات المالية غير المصنفة تحت بند آخر

١٢-٦-١ خدمات الوساطة المالية المقيسة بصورة غير مباشرة (خدمات)

- خدمات الوساطة المالية المقيسة بصورة غير مباشرة.

١٢-٦-٢ خدمات مالية أخرى غير مصنفة في مكان آخر (خدمات)

- الرسوم الفعلية للخدمات المالية التي تقدمها المصارف ومكاتب البريد، ومصارف الادخار؛ ومؤسسات الصرافة وما شابهها من المؤسسات المالية؛

- أجور ورسوم الخدمات التي يقدمها السماسرة ومستشارو الاستثمار وخبراء الضرائب الاستشاريون ومن شابههم؛

- الرسوم الإدارية لصناديق المعاشات التقاعدية الخاصة، وما شابه ذلك.

١٢-٧ الخدمات الأخرى غير المصنفة تحت بند آخر

١٢-٧- صفر الخدمات الأخرى غير المصنفة تحت بند آخر (خدمات)

- أجور الخدمات القانونية، ووكالات التوظيف، وما إلى ذلك؛

- رسوم الدفن وغيرها من خدمات الجنائز؛

- المبالغ المسددة مقابل الخدمات المقدمة من سماسرة العقارات، وسماسرة المساكن، والبائعين بالمزادات العلنية، ومديري صالات البيع، وغيرهم من الوسطاء؛

- المبالغ المسددة مقابل الصور المستنسخة وغيرها من سبل استنساخ الوثائق؛

- رسوم إصدار شهادات الميلاد والزواج والوفاة وغيرها من الوثائق الإدارية؛

- المبالغ المسددة مقابل الإخطارات والإعلانات في الصحف؛

- المبالغ المسددة مقابل الخدمات المقدمة من خبراء قراءة الخطوط، والمنجمين، والمخبرين الخاصين، والحراس الشخصيين، ووكالات الزواج، ومستشاري الإرشاد الزوجي، والكتبة العموميين، ومختلف أماكن المنافع العامة (المقاعد، والمراحيض، وغرف حفظ المعاطف)، وما إلى ذلك.

المرفق الثالث

قرار ٢

قرار بشأن مؤشرات أسعار المستهلكين

الديباجة

إن المؤتمر الدولي السابع عشر لخبراء إحصاءات العمل،

وقد دعاه مجلس إدارة مكتب العمل الدولي إلى الانعقاد في جنيف حيث اجتمع من ٢٤ تشرين الثاني/نوفمبر إلى ٣ كانون الأول/ديسمبر ٢٠٠٣،

وإذ يذكر بالقرار الذي اعتمده المؤتمر الدولي الرابع عشر لخبراء إحصاءات العمل بشأن مؤشرات أسعار المستهلكين، ويقر باستمرار سريان المبادئ الأساسية الموصى بها فيه، ولا سيما أن مؤشر أسعار المستهلكين مصمم في الأساس لقياس التغيرات التي تطرأ مع مرور الوقت على المستوى العام لأسعار السلع والخدمات التي تحصل عليها مجموعة سكانية مرجعية أو تستخدمها أو تدفع ثمنها،

وإذ يقر بالحاجة إلى تعديل وتوسيع نطاق المعايير القائمة في ضوء التطورات المنهجية والحسابية الأخيرة لتعزيز فائدة المعايير الدولية في توفير مبادئ توجيهية تقنية لجميع البلدان،

وإذ يقر بفائدة هذه المعايير في تعزيز قابلية الإحصاءات للمقارنة على الصعيد الدولي،

وإذ يقر بأن مؤشر أسعار المستهلكين يُستخدم لمجموعة واسعة من الأغراض، وأنه ينبغي تشجيع الحكومات على أن تحدد الأغراض (ذات الأولوية) التي يتعين على مؤشرات أسعار المستهلكين أن تلبيها، وأن توفر الموارد الملائمة لإعدادها وأن تكفل الاستقلالية المهنية للقائمين على إعدادها،

وإذ يقر بأن أهداف مؤشر أسعار المستهلكين ومجالات استخدامه (ذات الأولوية) تختلف من بلد إلى آخر وأنه لا يمكن بالتالي تطبيق معيار أوحد على الصعيد العالمي،

وإذ يقر بأنه لابد لمؤشر أسعار المستهلكين أن يتسم بالمصداقية في أعين المراقبين والمستخدمين على الصعيدين الوطني والدولي على السواء، وبأن فهم المبادئ والإجراءات المستخدمة لإعداد المؤشر فهما أفضل يعزز ثقة المستخدمين بهذا المؤشر،

يوافق على أن المبادئ والأساليب المستخدمة في وضع مؤشر أسعار المستهلكين ينبغي أن تقوم على المبادئ التوجيهية والأساليب المتفق عليها بصورة عامة بوصفها تشكل ممارسات إحصائية حسنة؛

يعتمد، في هذا اليوم الثالث من كانون الأول/ديسمبر ٢٠٠٣، القرار التالي الذي يحل محل القرار السابق المعتمد في عام ١٩٨٧:

طبيعة مؤشر أسعار المستهلكين ومدلوله

١- مؤشر أسعار المستهلكين هو مؤشر اقتصادي واجتماعي جار، معد لقياس التغيرات عبر الزمن في المستوى العام لأسعار السلع الاستهلاكية والخدمات التي تحصل عليها الأسر المعيشية أو تستخدمها أو تدفع لقاء استهلاكها.

٢- ويهدف مؤشر أسعار المستهلكين إلى قياس التغير عبر الزمن في الأسعار الاستهلاكية. وقد يتسنى ذلك بقياس تكلفة شراء سلة محددة من السلع الاستهلاكية والخدمات ذات النوعية والسمات الثابتة، مع اختيار المنتجات في السلة بحيث تكون ممثلة لإنفاق الأسر المعيشية خلال سنة أو خلال فترة محددة أخرى. ويدعى هذا مؤشر أسعار قائم على سلة ثابتة.

٣- وقد يهدف المؤشر أيضا إلى قياس آثار تغيرات الأسعار على تكلفة بلوغ مستوى معيشة مستقر (أي مستوى منفعة أو رفاهة). ويدعى هذا المفهوم مؤشر تكلفة المعيشة (Cost of living index). وقد يُستخدم مؤشر الأسعار القائم على السلة الثابتة، أو تصميم ملائم آخر، كتقدير تقريبي لمؤشر تكلفة المعيشة.

مجالات استخدام مؤشر أسعار المستهلكين

٤- يُستخدم مؤشر أسعار المستهلكين لمجموعة واسعة من الأغراض، وأهمها الغرضان التاليان: ١- تعديل الأجور والضمان الاجتماعي وغير ذلك من المنافع للتعويض، جزئيا أو كليا، عن التغيرات في تكلفة المعيشة أو في أسعار الاستهلاك؛ ٢- توفير قياسا متوسطا لتضخم الأسعار التي يواجهها قطاع الأسر المعيشية، لاستخدامه كمؤشر لتطورات الاقتصاد الكلي. وتُستَخدم المؤشرات الفرعية لمؤشر أسعار المستهلكين بدورها لتكميش عناصر الإنفاق الاستهلاكي النهائي للأسر المعيشية في الحسابات القومية وقيمة مبيعات التجزئة للحصول على تقديرات للتغيرات في حجمها.

٥- وتُستخدم مؤشرات أسعار المستهلكين كذلك لأغراض أخرى من قبيل رصد المعدل الكلي لتضخم الأسعار في جميع قطاعات الاقتصاد، وتعديل الرسوم والتكاليف الحكومية وتعديل المدفوعات في العقود التجارية، وأيضا من أجل صياغة وتقييم سياسات مالية عامة ونقدية وأخرى تتعلق بالتجارة وأسعار الصرف. وفي مثل هذه الحالات، يُستخدم مؤشر أسعار المستهلكين، إما لانعدام تدابير أخرى أكثر ملاءمة في الوقت الحاضر وإما لاعتبار أن الخصائص الأخرى لمؤشر أسعار

المستهلكين (من قبيل الإلمام العام للجمهور والقبول واسع النطاق وبرنامج نشر قابل للتنبؤ وما إلى ذلك) ترجح على أي نواقص مفاهيمية أو تقنية.

٦- ونظرا إلى أن مؤشر أسعار المستهلكين قد يُستَخدم لأغراض عديدة، فمن المستبعد أن يكون أداؤه مرضيا على نحو متساوٍ في جميع التطبيقات. وبالتالي، قد يكون من المناسب وضع عدد من مؤشرات الأسعار البديلة لأغراض محددة إذا كانت متطلبات المستخدمين تبرر الإنفاق الإضافي. وينبغي تعريف كل مؤشر وتسميته كما يجب لتجنب اللبس، كما ينبغي تحديد مقياس مؤشر أسعار المستهلكين "الكلي" تحديدا واضحا.

٧- وفي الحالات التي يتم فيها إعداد مؤشر واحد فقط، ينبغي أن يكون الاستخدام الرئيسي له هو الذي يحدد شكله ومجموعة السلع والخدمات التي يشملها وتغطيته الجغرافية والأسر المعيشية التي يختص بها، فضلا على مفهوم الأسعار والصيغة المستخدمة. وإذا وجدت مجالات استخدام رئيسية عديدة، ربما يكون من اللازم الاتفاق على حلول وسط فيما يتعلق بطريقة وضع مؤشر أسعار المستهلكين. وينبغي إطلاع المستخدمين على الحلول الوسط المتفق عليها وعلى حدود هذا المؤشر.

نطاق المؤشر

٨- يتوقف نطاق المؤشر على الاستخدام الرئيسي المتوخى منه، وينبغي أن يحدد من حيث نوع الأسر المعيشية والمناطق الجغرافية وأنواع السلع الاستهلاكية والخدمات التي حصلت عليها أو استخدمتها أو دفعت مقابلها مجموعة سكانية مرجعية.

٩- وإذا كان الغرض الرئيسي من مؤشر أسعار المستهلكين هو تعديل الدخل النقدي، فقد تمثل مجموعة من الأسر المعيشية ذات الصلة، كالعاملين بأجر أو براتب، المجموعة السكانية المستهدفة المناسبة. ولأغراض هذا الاستخدام، يمكن تغطية جميع النفقات الاستهلاكية لهذه الأسر المعيشية في الداخل وفي الخارج. أما إذا كان الغرض الرئيسي من مؤشر أسعار المستهلكين هو قياس التضخم في الاقتصاد المحلي، فقد يكون من الملائم تغطية نفقات الاستهلاك داخل البلد بدلا من تغطية نفقات الأسر المعيشية المقيمة في البلد.

١٠- وبصورة عامة، ينبغي تحديد المجموعة السكانية المرجعية لمؤشر قومي تحديدا واسعا جدا. وإذا لزم استبعاد أي فئة من فئات الدخل أو أنواع الأسر المعيشية أو مناطق جغرافية خاصة لاعتبارات عملية أو متصلة بالتكاليف مثلا، وجب آنذاك الإشارة إلى الأمر صراحة.

١١- ويشير النطاق الجغرافي إلى التغطية الجغرافية لعملية جمع الأسعار ولنفقات الاستهلاك لدى المجموعة السكانية المرجعية، وينبغي تعريف هذين العنصرين أوسع تعريف ممكن، ويُحبَّذ أن يكون التعريفان متسقين. وإذا اقتصرت عملية جمع الأسعار على مناطق معينة بسبب ضيق الموارد،

وجب حينذاك الإشارة إلى الأمر. ويمكن تحديد التغطية الجغرافية لنفقات الاستهلاك على أنها تغطي الإنفاق الاستهلاكي للسكان المقيمين (الاستهلاك المقيم) أو الإنفاق الاستهلاكي داخل البلد (الاستهلاك المحلي).

١٢- وقد توجد فوارق كبيرة في أنماط الإنفاق و/أو حركات الأسعار بين مجموعات سكانية أو مناطق معينة، ولذا ينبغي الحرص على ضمان تمثيلها في المؤشر. ويمكن حساب مؤشرات مستقلة فيما يخص هذه المجموعات السكانية أو المناطق، إذا كان الطلب عليها كافيا لتبرير التكلفة الإضافية.

١٣- ووفقا للغرض الرئيسي، ينبغي أن يغطي مؤشر أسعار المستهلكين، من حيث المفهوم، جميع أنواع السلع الاستهلاكية والخدمات ذات الأهمية بالنسبة للمجموعة السكانية المرجعية، دون إهمال السلع والخدمات غير المتوفرة قانونا أو التي يمكن اعتبارها غير مرغوب فيها اجتماعيا. ويمكن، حيثما يكون مناسبا، إنشاء إجماليات خاصة لمساعدة المستخدمين الذين يرغبون في استبعاد بعض فئات السلع والخدمات لتطبيقات خاصة أو لأغراض التحليل. ومتى استبعدت بعض السلع أو الخدمات من المؤشر، وجب تسجيل ذلك بوضوح.

١٤-أما السلع والخدمات المشتراة لأغراض تجارية والإنفاق على أصول من قبيل التحف الفنية والاستثمار المالي (وهو مختلف عن الخدمات المالية) ومدفوعات ضرائب الدخل واشتراكات الضمان الاجتماعي والغرامات، فلا تعتبر سلعا أو خدمات استهلاكية، وينبغي استبعادها من تغطية المؤشر. وتعتبر بعض البلدان نفقات شراء المساكن كاستثمار رأسمالي ومن ثم تستبعدها من المؤشر.

الاحتياز أو الاستخدام أو الدفع

١٥- عند تحديد نطاق المؤشر وزمن تسجيل الاستهلاك وتقييمه، من المهم مراعاة ما إذا كانت الأغراض التي يستخدم المؤشر من أجلها مستوفاة على أحسن وجه من خلال تعريف الاستهلاك على أساس "الاحتياز" أو "الاستخدام" أو "الدفع".[١] وغالبا ما يستخدم منهج "الاحتياز" عندما يكون الغرض الرئيسي من المؤشر هو أن يكون دالا على الاقتصاد الكلي. أما منهج "الدفع" فغالبا ما يعتمد حينما يكون الغرض الرئيسي من المؤشر هو تعديل الأجر أو الدخل. ومتى يكون الغرض من المؤشر قياس التغيرات في تكاليف المعيشة يكون من الأنسب اعتماد منهج "الاستخدام". وينبغي مبدئيا أن يستند القرار المتعلق بالمنهج الذي يتعين اتباعه إزاء مجموعة معينة من المنتجات إلى غرض المؤشر فضلا على استناده إلى التكاليف ومدى تقبل القرار من جانب المستخدمين الذين ينبغي إطلاعهم على المنهج المتبع لمختلف المنتجات. وبسبب الصعوبات العملية التي تعترض

[١] راجع الملحق ١.

تحديد الاستهلاك على نحو موحد وتقييم تدفق الخدمات التي توفرها سلع معمرة أخرى فيما يتعلق بمنهج "الاستخدام"، قد يكون من الضروري اعتماد منهج مختلط، كأن يعتمد "منهج "الاستخدام" بالنسبة للمسكن الذي يسكنه مالكه ومنهج "الاحتياز" أو منهج "الدفع" بالنسبة لباقي السلع الاستهلاكية المعمرة.

١٦- وتبرز الفوارق بين المناهج الثلاثة أكثر ما تبرز عند تناول منتجات لا تتوافر بشأنها مناهج الاحتياز والاستخدام والدفع، من قبيل المساكن التي يسكنها مالكوها والسلع المعمرة والسلع المشتراة بالائتمان.

١٧- ويتمثل المنهج الأهم والأكثر تعقيدا من بين المنتجات المذكورة أعلاه في المسكن الذي يسكنه مالكه. وفي معظم البلدان، هناك نسبة كبيرة من الأسر المعيشية التي تملك مسكنها وتسكنه، ويتسم الإسكان فيها بفترة استخدام طويلة وبتكلفة (سعر) شراء مرتفعة. وبموجب منهج "الاحتياز"، قد تستخدم قيمة المساكن الجديدة المشتراة في الفترة المرجعية للأوزان الترجيحية من أجل اشتقاق الوزن الترجيحي (ويندرج السعر الكامل للمسكن ضمن مؤشر أسعار المستهلكين وقت الاحتياز، بصرف النظر عن تاريخ الاستهلاك). وبموجب منهج "الدفع"، تعكس الأوزان الترجيحية المبالغ المدفوعة فعليا من أجل الإسكان (وتندرج الأسعار ضمن مؤشر أسعار المستهلكين في الفترة (أو الفترات) التي تدفع فيها الأسعار). أما بموجب منهج "الاستخدام"، فتستند الأوزان الترجيحية إلى قيمة تدفق خدمات الإسكان المستهلكة أثناء الفترة المرجعية للأوزان الترجيحية المقدرة باستخدام تكلفة ضمنية أو نظرية (وتُدرج الأسعار أو تكاليف الفرصة البديلة المقدرة ضمن مؤشر أسعار المستهلكين عند الاستهلاك).

١٨- وقد يكون الاستهلاك من الإنتاج الذي يقوم به المستهلك والأجر العيني و/أو السلع والخدمات المقدمة مجانا أو المدعومة من الحكومة والمؤسسات غير الهادفة للربح التي تخدم الأسر المعيشية، أمورا هامة في بعض البلدان التي يلبى فيها غرض المؤشر على أحسن وجه عن طريق تعريف الاستهلاك من حيث "الاستخدام" أو "الاحتياز" (بموجب منهج الدفع تعتبر هذه السلع خارجة عن النطاق). ويقتضي إدراج هذه المنتجات تقنيات تسعير وتقييم خاصة.

السلة والأوزان الترجيحية

١٩- تستمد القرارات بشأن تركيب السلة والأوزان الترجيحية مباشرة من النطاق، كما تستمد من الاختيار بين منهج "الاحتياز" أو منهج "الاستخدام" أو منهج "الدفع".

٢٠- وفور تحديد المؤشر، ينبغي تجميع النفقات التي تقع ضمن نطاق هذا المؤشر في فئات مشابهة حسب نظام تصنيف تسلسلي؛ أي الأقسام/المجموعات/الفئات، لأغراض الجمع والتحليل. وينبغي أن

يكون التصنيف المستخدم لإعداد المؤشرات متسقا مع التصنيف المستخدم لإحصاءات إنفاق الأسر المعيشية. وينبغي أن يستجيب تصنيف مؤشر أسعار المستهلكين لاحتياجات المستخدمين إلى مؤشرات فرعية خاصة. ولأغراض المقارنة على الصعيد الدولي، ينبغي أن يكون التصنيف أيضا قابلا للتطابق مع أحدث صيغة *لتصنيف الاستهلاك الفردي حسب الغرض* الصادر عن الأمم المتحدة، على الأقل على مستوى أقسامه.[٢]

٢١- وتوخيا لتسهيل تحليل وتفسير نتائج المؤشر، قد يكون من المستحسن تصنيف السلع والخدمات وفقا لمختلف التصنيفات الإضافية، مثل المنشأ والاستدامة والسمة الموسمية. وينبغي أن يفضي حساب مؤشر أسعار المستهلكين باستخدام شتى التصنيفات إلى النتائج العامة ذاتها التي يفضي إليها المؤشر الأصلي.

٢٢- وينبغي أن يوفر التصنيف كذلك إطارا لتوزيع الأوزان الترجيحية للإنفاق. فالنفقات على أدنى مستوى من نظام التصنيف، والمعبر عنها كنسبة من مجموع الإنفاق، تحدد الأوزان الترجيحية التي يتعين استخدامها على هذا المستوى. وعندما ينبغي أن تبقى الأوزان الترجيحية ثابتة لسنوات عديدة، يجب أن يكون الغرض اعتماد الأوزان الترجيحية التي تمثل السلوك المعاصر للأسر المعيشية.

٢٣- ويتمثل المصدران الرئيسيان لاشتقاق الأوزان الترجيحية في النتائج المستقاة من مسوح إنفاق الأسر المعيشية وتقديرات الحسابات القومية بشأن الإنفاق الاستهلاكي للأسر المعيشية. وتكون النتائج المستقاة من مسح إنفاق الأسر المعيشية مناسبة لوضع مؤشر يشمل الإنفاق الاستهلاكي لمجموعات سكانية مرجعية مقيمة داخل البلد، بينما تكون تقديرات الحسابات القومية ملائمة لوضع مؤشر يشمل الإنفاق الاستهلاكي داخل البلد. ويتوقف قرار اختيار المصدر أو المصادر التي يتعين استخدامها وكيف يجب استخدامها، على الغرض الرئيسي من المؤشر وعلى مدى توفر البيانات المناسبة وجودتها.

٢٤- وينبغي استكمال المعلومات المستمدة من المصدر الرئيسي (مسوح إنفاق الأسر المعيشية أو الحسابات القومية) بجميع المعلومات الأخرى المتاحة عن نمط الإنفاق. وتتمثل مصادر هذه المعلومات التي يمكن استخدامها لتجزئة النفقات، في مسوح المبيعات في منافذ البيع بالتجزئة ونقاط الشراء ومسح الإنتاج ومسح بيانات الصادرات والواردات والمصادر الإدارية. وبناء على هذه البيانات يمكن تجزئة الأوزان الترجيحية لبعض المنتجات بشكل أكبر حسب المنطقة أو نوع المنفذ. وعندما تكون البيانات المستقاة من مصادر مختلفة متصلة بفترات مختلفة، يكون من المهم التأكد، قبل توزيع الأوزان الترجيحية، من أن النفقات معدلة بحيث تتوافر لها نفس الفترة المرجعية.

٢٥- وحيثما تختلف الفترة المرجعية للأوزان الترجيحية اختلافا ملحوظا عن الفترة المرجعية للأسعار، وجب تحديث الأوزان الترجيحية من حيث الأسعار لمراعاة تغيرات الأسعار بين الفترة المرجعية

---

[٢] راجع الملحق ٤.

للأوزان الترجيحية والفترة المرجعية للأسعار. وحيثما يحتمل أن تكون الأوزان الترجيحية المحدثة على مستوى الأسعار أقل تمثيلا لنمط الاستهلاك في الفترة المرجعية للأسعار، يمكن حذف هذا الإجراء.

٢٦- وينبغي استعراض الأوزان الترجيحية ومراجعتها عند الاقتضاء، كلما توفرت بيانات دقيقة وموثوقة تتيح القيام بذلك، على أن يتم ذلك على الأقل مرة كل خمس سنوات. ويعد إجراء مراجعات أمرا مهما لتخفيف حدة الأثر على مؤشر بدائل المنتجات وللتأكد من أن سلة السلع والخدمات وأوزانها الترجيحية لا تزال ممثِلة.[٣] وبالنسبة لبعض الفئات، قد يكون من الضروري تحديث الأوزان الترجيحية على نحو أكثر انتظاما لأن من المحتمل أن تبطل صلاحية الأوزان الترجيحية على نحو أسرع من الأوزان الترجيحية على المستوى الأعلى. وفي الفترات التي تتسم بارتفاع معدل التضخم، يتعين تحديث الأوزان الترجيحية مرارا وتكرارا.

٢٧- وعندما تحل سلة جديدة (هيكل أو أوزان ترجيحية) محل السلة القديمة، يجب وضع سلسلة مستمرة من مؤشر أسعار المستهلكين عن طريق وصل[٤] المؤشرات القائمة على السلة الجديدة للسلع والخدمات بالمؤشرات القائمة على السلة السابقة. ويتوقف الإجراء الخاص المستخدم لوصل سلسلة المؤشرات على التقنية الخاصة المستخدمة لإعداد المؤشرات. ويتمثل الهدف في التأكد من أن التقنية المستخدمة لإدخال سلعة جديدة لا تغير، في حد ذاتها، مستوى المؤشر.

٢٨- وينبغي النظر في إدراج أنواع السلع والخدمات الجديدة تماما (أي السلع والخدمات التي لا يمكن تصنيفها في أي فئة من فئات الإجماليات الأولية القائمة) فقط خلال إحدى العلميات الدورية للمراجعة وتعديل الأوزان. وينبغي لأي طراز أو نوع جديد من المنتجات الموجودة التي يمكن أن تندرج ضمن إجمالي أولي قائم، أن يدرج وقت تقييمه على أنه يملك حصة سوقية كبيرة ومستدامة. وإذا تبين أن هناك تغيرا في النوعية، توجب إجراء تعديل مناسب مقابل التغير في النوعية.[٥]

٢٩- وقد تحتاج بعض المنتجات، من قبيل المنتجات الموسمية والتأمين والسلع المستعملة والإنفاق في الخارج والفائدة والإنتاج للاستهلاك الخاص ونفقات الشراء وبناء المساكن وما إلى ذلك، إلى معاملة خاصة عند وضع أوزانها الترجيحية. وينبغي أن تتحدد طريقة التعامل مع هذه المنتجات بحسب الغرض الرئيسي من المؤشر والظروف القومية والجوانب العملية للجمع.

٣٠- وينبغي أن تُدرَج المنتجات الموسمية في السلة. ومن الممكن استخدام: (١) منهج الأوزان الترجيحية الثابتة، والذي يستخدم الوزن الترجيحي ذاته للمنتج الموسمي في جميع الأشهر باستخدام سعر محتسب في الأشهر غير الموسمية؛ (٢) منهج الأوزان الترجيحية المتغيرة، الذي يرتبط فيه

---

[٣] راجع الملحق ١.

[٤] راجع الملحق ٢.

[٥] راجع الملحق ٢.

وزن ترجيحي متغير بالمنتج خلال أشهر مختلفة. وينبغي أن يستند قرار اعتماد المنهج إلى الظروف القومية.

٣١- وينبغي أن تستند الأوزان الترجيحية الخاصة بالسلع المستعملة إما إلى صافي إنفاق المجموعة السكانية المرجعية على هذه السلع وإما إلى إجمالي الإنفاق وذلك حسب الغرض من المؤشر.

٣٢- وعندما يقع الاستهلاك من إنتاج المستهلك ضمن نطاق المؤشر، ينبغي أن تستند الأوزان الترجيحية إلى قيمة الكميات المستهلكة. وينبغي تقييم الاستهلاك من الإنتاج لغرض الاستهلاك الخاص على أساس الأسعار السائدة في السوق، ما لم يكن هناك سبب يدعو إلى الاستنتاج أن أسعار السوق غير ملائمة أو أنه يتعذر ملاحظتها على نحو موثوق أو أنه لا فائدة من استخدام الأسعار المحتسبة افتراضا. وفي هذه الحالة، يمكن بدلا من ذلك استخدام نفقات وأسعار المدخلات في إنتاج هذه السلع والخدمات. ويتمثل الخيار الثالث في تقييمه بالاستناد إلى أسعار السوق المعدلة مقابل التغير في النوعية.

أخذ العينات من أجل جمع الأسعار

٣٣- مؤشر أسعار المستهلكين هو تقدير قائم على عينة من الأسر المعيشية لتقدير الأوزان الترجيحية، وعلى عينة من المناطق داخل الأقاليم، وعينة من منافذ البيع، وعينة من السلع والخدمات، وعينة من الفترات الزمنية لملاحظة الأسعار.

٣٤- وينبغي أن يكفل حجم العينات وأساليب اختيارها سواء فيما يتعلق بالمنافذ والسلع والخدمات التي يتعين ملاحظة أسعارها أن تكون الأسعار المجموعة ممثلة وكافية لتلبية مقتضيات دقة المؤشر، بل وأن تكون عملية الجمع أيضا فعالة من حيث التكاليف. وينبغي لعينة الأسعار أن تعكس أهمية السلع والخدمات المتوفرة، من حيث التكاليف. وينبغي لعينة الأسعار أن تعكس أهمية السلع والخدمات المتوفرة، من حيث نسبتها إلى مجموع الإنفاق، ليشتريها المستهلكون في الفترة المرجعية وأهمية عدد منافذ بيع كل سلعة وخدمة وأنواع هذه المنافذ وتوزيعها الجغرافي واختلاف الأسعار وتغيرها في هذه المنافذ.

٣٥- ويبقى أسلوب أخذ العينات الاحتمالية، مبدئيا، الأسلوب الأفضل لأنه يسمح بالحصول على دلائل إحصائية سليمة ومراقبة مدى تمثيل العينة. وهو يتيح، علاوة على ذلك، تقدير تغير أخطاء العينات. إلا أن تنفيذه يمكن أن يكون مكلفا وأن يفضي إلى اختيار منتجات يصعب جدا تسعيرها مقابل نوعية ثابتة.

٣٦- وفي الحالات التي لا توجد فيها أطر أخذ عينات مناسبة ويكون الحصول عليها أمرا مكلفا للغاية، يجب الحصول على عينات من المنافذ ومن المنتجات بأساليب لا تقوم على الاحتمالية. ويتعين على

خبراء الإحصاءات استخدام جميع المعلومات المتاحة والاعتماد على حسن تقديرهم لضمان انتقاء عينات ممثلة. وينبغي مراعاة إمكانية تطبيق استراتيجية العينات المفصلة أو المحدودة،[٦] ولا سيما عندما يكون حجم العينات صغيرا. وقد يمكن استخدام مزيج من أساليب المعاينة الاحتمالية وغير الاحتمالية.

٣٧- ويقتضي أخذ العينات على نحو فعال وممثل، سواء على نحو عشوائي أو عمدي، وضع أطر عينات شاملة ومحدثة للمنافذ والمنتجات. ويمكن أن يعود أمر انتقاء العينات إما إلى المكتب الرئيسي انطلاقا من أطر أخذ العينات على المستوى المركزي أو إلى جامعي الأسعار على المستوى الميداني أو إلى الاثنين معا. وفي الحالة الأولى، ينبغي إعطاء جامعي الأسعار تعليمات دقيقة بخصوص المنافذ التي يجب زيارتها والمنتجات التي يجب جمع أسعارها. وأما الحالة الثانية، فينبغي تزويد جامعي الأسعار بمبادئ توجيهية مفصلة وواضحة بخصوص الإجراءات المزمع اعتمادها لأخذ العينات محليا. ويمكن استخدام السجلات الإحصائية للمنشآت وأدلتها الهاتفية والنتائج المستمدة من مسوح نقاط الشراء أو مسوح المبيعات في شتى أنواع منافذ البيع، والقوائم الخاصة بالتجار على شبكة الإنترنت، كأطر عينات لاختيار المنافذ مركزيا. كما يمكن استخدام الأدلة المصورة (الكتالوجات) أو غيرها من قوائم المنتجات التي يضعها كبار المصنعين أو بائعي الجملة أو الرابطات التجارية، أو قوائم المنتجات الخاصة بفرادى المنافذ، من قبيل المخازن الكبرى، كإطار للعينات من أجل اختيار المنتجات. ويمكن للبيانات الممسوحة بواسطة شفرة الخطوط العمودية (باركود) عند المرور على الصندوق (قواعد البيانات الإلكترونية) أن تفيد بصورة خاصة في اختيار السلع والخدمات.

٣٨- وينبغي مراجعة عينة منافذ وعينة السلع والخدمات دوريا وتحديثها عند الضرورة للحفاظ على سمتها التمثيلية.

حساب المؤشر

٣٩- يتمثل إعداد مؤشر أسعار المستهلكين في جمع بيانات الأسعار والإنفاق ومعالجتها وفق مفاهيم وتعاريف وأساليب وممارسات محددة. وتتوقف الإجراءات المفصلة المطبقة على ظروف معينة.

٤٠- وتُحسَب مؤشرات أسعار المستهلكين على مراحل. ففي المرحلة الأولى، تُحسَب المؤشرات للإجماليات الأولية. وفي المراحل التالية، تحسب المؤشرات ذات المستوى الأعلى من خلال تجميع مؤشرات الإجماليات الأولية.

---

[٦] راجع الملحق ١.

مؤشرات الإجماليات الأولية

٤١- الإجمالي الأولي هو المجموعة الأصغر والمتجانسة نسبيا من السلع أو الخدمات التي تُحدَد (تُستَخدم) بيانات الإنفاق المتعلقة به لأغراض مؤشرات أسعار المستهلكين. وهو الإجمالي الوحيد الذي يوضع له مؤشر دون أي أوزان ترجيحية صريحة للإنفاق، رغم أن أنواعا أخرى من الأوزان الترجيحية يمكن أن تدخل صراحة أو ضمنا في الحساب. وينبغي أن تكون مجموعة السلع أو الخدمات المشمولة في الإجمالي الأولي متماثلة في استخدامها النهائي ويتوقع أن يكون لها حركات أسعار متماثلة. ويمكن تحديدها لا من حيث خصائصها فحسب بل من حيث نوع الموقع والمنفذ الذي تباع فيه كذلك. وتتوقف درجة التجانس المحققة عمليا على توافر بيانات الإنفاق المقابلة.

٤٢- والمؤشر الأولي هو مؤشر أسعار إجمالي أولي. وبما أنه لا يمكن، في العادة، ربط الأوزان الترجيحية للإنفاق بالأسعار أو الأرقام النسبية للأسعار الخاصة بالمنتجات المشمولة بالعينة ضمن الإجمالي الأساسي، يُحسَب المؤشر الأولي في العادة، كمتوسط غير مرجح للأسعار أو الأرقام النسبية للأسعار. وحينما تتاح معلومات عن الأوزان الترجيحية، يتعين أخذها بعين الاعتبار عند إعداد المؤشرات الأولية.

٤٣- وهناك أساليب مختلفة كثيرة يمكن بواسطتها حساب متوسط الأسعار أو الأرقام النسبية للأسعار. أما الصيغ الثلاث الأكثر شيوعا فهي نسبة المتوسط الحسابي للأسعار والمتوسط الهندسي والمتوسط الحسابي للأرقام النسبية للأسعار. ويتوقف اختيار الصيغة على الغرض من المؤشر وتصميم العينة والخصائص الرياضية للصيغة. ومن الممكن استخدام صيغ مختلفة لمختلف الإجماليات الأولية ضمن مؤشر أسعار المستهلكين ذاته. ومن المستحسن استخدام صيغة المتوسط الهندسي كلما كان ذلك ممكنا، ولا سيما حيثما يلزم إبراز البدائل في الإجمالي الأولي أو حيث يكون التشتت في الأسعار أو تغيرها في الإجماليات الأولية كبيرا. وتتمتع صيغة المتوسط الهندسي بمزايا عديدة لامتلاكها خصائص رياضية. وقد يجوز استخدام نسبة المتوسط الحسابي للأسعار في الإجماليات الأولية المتجانسة وفي الحالات التي لا يكون فيها للمستهلكين سوى قدرة محدودة على الاستبدال أو عندما لا يلزم إبراز الاستبدال في المؤشر. وينبغي تجنب استخدام صيغة المتوسط الحسابي للأرقام النسبية للأسعار، في شكلها بنظام السلسلة، إذ من المعروف أنها تفضي إلى تقديرات متحيزة للمؤشرات الأولية.

٤٤- ويمكن حساب المؤشر الأولي إما باستخدام الشكل بنظام السلسلة أو الشكل المباشر للصيغة المختارة. وقد يفضي استخدام شكل بنظام السلسلة إلى تيسير تقدير الأسعار الناقصة وإدراج المنتجات البديلة.

المؤشرات ذات المستوى الأعلى

٤٥- توضع مؤشرات الأسعار هذه كمتوسطات مرجحة لمؤشرات الإجماليات الأولية. وهناك أنواع كثيرة من الصيغ يمكن استخدامها للحصول على متوسط مؤشرات الإجماليات الأولية. وبغية إعداد مؤشر يتسم بحسن التوقيت، يتمثل الخيار العملي في استخدام صيغة تقوم على الأوزان الترجيحية المتصلة بفترة ماضية. ومن هذه الصيغ، مؤشر من نوع لاسبير، وهي صيغة تستخدمها معظم الوكالات الإحصائية القومية.

٤٦- ولأغراض التحليل، قد يكون من الملائم حساب المؤشر على نحو استرجاعي باستخدام صيغة مؤشر تقوم على السواء، على أوزان ترجيحية لفترة أساس وأوزان ترجيحية لفترة جارية، من قبيل مؤشر فيشر أو مؤشر تورنكفيست أو مؤشر ولش. ومن شأن مقارنة الفارق بين مؤشر من هذا النوع ومؤشر لاسبير أن تعطي بعض الدلائل على الأثر المُجمَّع لتغيرات الدخل وتغيرات الأفضليات وآثار الإحلال على مدى الفترة قيد البحث، مما يتيح معلومات هامة لواضعي ومستخدمي مؤشر أسعار المستهلكين.

٤٧- وحيثما يُحسَب تغير المؤشر ذو المستوى الأعلى بين مرحلتين متعاقبتين من قبيل *t-1* و*t* كمتوسط مرجح لفرادى المؤشرات بين *t-1* و*t*، يجب الحرص على ضمان أن تكون الأوزان الترجيحية محدثة لتأخذ بعين الاعتبار أسعار التغيرات بين أسعار الفترة المرجعية صفر والفترة السابقة *t-1*. وقد يؤدي عدم فعل ذلك إلى وضع مؤشر متحيز.

المشاهدات السعرية

٤٨- تشكل نوعية المعلومات المتاحة عن الأسعار وكميتها محددات حاسمة لموثوقية المؤشر، فضلا على خصوصيات المنتجات المسعرة. وينبغي وضع أساليب موحدة لجمع المعلومات عن الأسعار ومعالجتها، واتخاذ الإجراءات الخاصة بجمعها على نحو منتظم ودقيق على فترات زمنية فاصلة منتظمة. وينبغي أن يكون جامعو الأسعار مدربين تدريبا جيدا وخاضعين لإشراف حكيم، وأن يزوَدوا بدليل شامل يشرح الإجراءات التي يتعين عليهم اتباعها.

جمع المعلومات

٤٩- من المهم النظر في ما إذا كان ينبغي أن يعد المؤشر أو أجزاء منه على أساس متوسط الأسعار الشهري (أو ربع السنوي) أو أسعار فترة محددة من الزمن (مثل يوم واحد أو أسبوع واحد في الشهر). ويتصل هذا القرار بعدد من القضايا التي تشمل استخدام المؤشر، والجوانب العملية لجمع الأسعار، ونمط حركات الأسعار. وعندما يكمن الهدف في تحديد الأسعار في لحظة معينة، ينبغي جمع الأسعار خلال أيام معدودة من كل شهر (أو كل ربع سنة). وينبغي أن تكون الفترة الزمنية

الفاصلة بين المشاهدات السعرية واحدة بالنسبة لكل سلعة. ونظرا إلى تغير طول مدة الشهر (أو ربع السنة)، لابد من تعريف هذا التوحيد بعناية. وعندما يكمن الهدف في وضع متوسط شهري (أو ربع سنوي) للأسعار، ينبغي للأسعار المجمعة أن تكون ممثلة للفترة التي تشير إليها.

٥٠- كما ينبغي الاهتمام بالوقت اليومي المختار لتسجيل الأسعار. ففي حالة السلع القابلة للتلف، مثلا، لا بد من جمع المشاهدات السعرية في الوقت نفسه من اليوم ذاته في الأسبوع وليس قبل وقت الإغلاق، إذ يمكن أن تكون المخزونات منخفضة أو أن تباع بثمن بخس لتقليل الضياع إلى أدنى حد.

٥١- وينبغي جمع الأسعار بحيث تكون ممثلة لجميع المواقع الجغرافية ضمن نطاق المؤشر. وينبغي الحذر بشكل خاص حيثما يحتمل وجود فوارق كبيرة في حركات الأسعار بين المناطق.

٥٢- وينبغي جمع الأسعار في أهم المنافذ بجميع أنواعها، بما في ذلك منافذ البيع الموجودة على شبكة الإنترنت والأسواق في الهواء الطلق والأسواق غير المنظمة، وفي الأسواق الحرة فضلا على الأسواق ذات الأسعار الخاضعة لقيود على التحرك السعري. وفي الحالات التي يكون فيها أكثر من نوع واحد من المنافذ هاما بالنسبة لنوع معين من السلع، ينبغي إبراز ذلك في تصميم العينة الأولي واستخدام متوسط مرجح على نحو مناسب في حساب المؤشر.

٥٣- ويتعين توفير مواصفات تفصيلية لتنوع وحجم المنتجات التي ستجمع معلومات عن أسعارها. وينبغي أن تكون هذه المواصفات دقيقة بما يكفي لتحديد جميع الخصائص المحددة للسعر الضرورية للتأكد، قدر الإمكان، من جمع أسعار ذات السلع والخدمات في فترات متتالية في المنفذ ذاته. وينبغي أن تشمل المواصفات مثلا النوع والطراز والحجم وشروط الدفع وشروط التسليم ونوع الضمانات ونوع المنفذ. ويمكن استخدام هذه المعلومات في الإجراءات المتخذة في الاستبدال والتعديل مقابل التغير في النوعية.

٥٤- والأسعار التي يجب جمعها هي الأسعار الفعلية للمعاملات، بما في ذلك الضرائب غير المباشرة والخصومات غير المشروطة التي تدفعها أو توافق عليها أو تتحمل تكلفتها (تقبل بها) المجموعة السكانية المرجعية. وفي الحالات التي لا تكون فيها الأسعار معروضة أو التي يتعين فيها المساومة في الأسعار، أو حيثما تكون الوحدات الكمية سيئة التحديد أو في الحالات التي قد تنحرف فيها أسعار الشراء الفعلية عن الأسعار العادية أو المحددة، قد يكون من اللازم على جامعي الأسعار شراء المنتجات بغية تحديد أسعار المعاملات. وقد تخصص ميزانية لمثل هذه المشتريات. وعندما يتعذر ذلك، يجب التفكير في استطلاع الزبائن عن الأسعار الفعلية التي دفعوها. وينبغي معالجة البقاشيش التي تدفع لقاء الخدمات، عندما يكون ذلك إلزاميا، كجزء من السعر المدفوع.

٥٥- وينبغي استبعاد الأسعار الاستثنائية التي تفرض لقاء السلع التالفة التي فقدت رونقها أو السلع المعيبة أو السلع غير الجيدة المباعة بأسعار مخفضة، ما لم يكن بيع مثل هذه المنتجات ظاهرة دائمة

ومنتشرة. وينبغي إدراج أسعار فترات التخفيضات، والخصومات، والأسعار المخفضة والعروض الخاصة عندما تطبّق على جميع الزبائن دون أن يكون هناك قيود هامة على الكميات التي يمكن لكل زبون أن يشتريها.

٥٦- وفي فترات القيود على الأسعار أو التقنين، حيث تكون الإمدادات المحدودة متاحة بأسعار تظل في مستوى منخفض بموجب تدابير كالإعانات المقدمة للبائعين والمشتريات الحكومية والقيود على الأسعار وما إلى ذلك، ينبغي جمع هذه الأسعار فضلا على الأسعار المفروضة على أي أسواق هامة غير مقيدة. وينبغي الجمع بين مختلف المشاهدات السعرية على نحو يتيح أفضل استخدام للمعلومات المتوفرة فيما يتصل بالأسعار الفعلية المدفوعة وبالأهمية النسبية لمختلف أنواع المبيعات.

٥٧- ولكل نوع من المنتجات، ينبغي تقصي مختلف البدائل لجمع الأسعار بعناية بغية التأكد من أن المشاهدات السعرية يمكن أن تسير على نحو سليم وفعال. ويمكن أن تشمل أساليب الجمع زيارات إلى منافذ البيع مع نماذج ورقية أو أجهزة يدوية واستطلاع الزبائن وإجراء مقابلات هاتفية عن طريق الحاسوب وإرسال الاستبيانات بواسطة البريد بالإضافة إلى الكراسات وقوائم الأسعار الصادرة عن كبار موردي الخدمات أو محتكريها والبيانات المستخلصة من الماسحات الضوئية والأسعار المعروضة على الإنترنت. وبالنسبة لكل بديل من هذه البدائل، لابد من مقارنة مزايا التكلفة المحتملة بتقييم موثوقية كل واحد من البدائل وملاءمته الزمنية.

٥٨- وفي الحالات التي تجمع فيها الأسعار المنظمة مركزيا أو الأسعار المحددة مركزيا من السلطات التنظيمية، ينبغي إجراء عمليات تحقق للتأكد مما إذا كانت السلع والخدمات المعنية مباعة فعلا ومما إذا كانت الأسعار مدفوعة فعلا. وبالنسبة للسلع والخدمات التي تكون فيها الأسعار محددة بفعل مزيج من رسوم الاشتراك وأسعار القطعة (كما هو الحال بالنسبة للجرائد والصحف والنقل العام والكهرباء والاتصالات)، لا بد من توخي الحذر للتأكد من أن طائفة ممثلة للعروض السعرية تخضع للملاحظة. كما يجب توخي الحذر للتأكد من أن الأسعار التي يجري تسجيلها هي التي تطلب من المستهلكين المختلفين، كتلك المرتبطة بسن المشتري أو بالعضويات في رابطات معينة.

٥٩- وينبغي مراجعة المعلومات المجموعة عن الأسعار من أجل التأكد من قابليتها للمقارنة بالمشاهدات السابقة واتساقها معها ووجود منتجات بديلة وتغيرات سعرية كبيرة أو غير عادية، والتأكد من أن تحويلات أسعار السلع المسعرة في وحدات متعددة أو كميات مختلفة محسوبة على النحو الصحيح. وينبغي دراسة تغيرات الأسعار غير العادية أو الكبيرة للغاية لتحديد ما إذا كانت تغيرات سعرية حقيقية أو أنها تُعزى إلى تغيرات في النوعية. وينبغي اعتماد إجراءات للتحقق من موثوقية جميع المشاهدات. ويمكن لهذا الأمر أن يشمل برنامج تسعير مباشر و/أو إعادة تسعير اختيارية لبعض المنتجات بعد إتمام عملية الملاحظة الأولية.

٦٠- وينبغي وضع إجراءات متسقة للتعامل مع المشاهدات السعرية الناقصة لعدم التمكن مثلا من الاتصال بالبائع أو عدم استجابته أو رفض المشاهدة بوصفها غير جديرة بالثقة أو عدم توفر السلع مؤقتا. وينبغي تقدير أسعار المنتجات غير الموسمية وغير المتوفرة مؤقتا إلى أن تعرض من جديد أو يُستعاض عنها، باستخدام إجراءات تقدير مناسبة، من قبيل الاحتساب على أساس تغيرات سلع مشابهة موجودة. وينبغي تجنب ترحيل آخر سعر ملحوظ، ولا سيما في فترات التضخم المرتفع.

عمليات الاستبدال

٦١- من اللازم استبدال منتج ما عندما يختفي على نحو دائم. وينبغي أن يتم ذلك في الأشهر الثلاثة الأولى (ربع السنة) التي تصبح فيها السلعة غير متوفرة. وقد يكون ذلك ضروريا أيضا عندما يصبح المنتَج غير متوفر أو لا يُباع بكميات كبيرة أو يباع بشروط بيع غير عادية. وينبغي وضع قواعد واضحة ودقيقة لاختيار المنتجات البديلة. وبحسب وتيرة أخذ العينات واحتمال التعديل الدقيق مقابل التغير في النوعية، يتعين على البدائل الأكثر شيوعا أن تختار: (١) أقرب السلع إلى النوع المستبدل؛ (٢) النوع الأكثر شيوعا بين الأنواع التي تنتمي إلى الإجمالي الأولي ذاته؛ (٣) النوع الأكثر احتمالا أن يكون متوافرا في المستقبل. وينبغي وضع إجراءات دقيقة لتعديل الأسعار فيما يتعلق بالفرق في الخصائص عندما تكون عمليات الاستبدال ضرورية بحيث يُستبَعد أثر التغير في النوعية من السعر الملحوظ.

٦٢- ويُستَبدل المنفذ ما إذا تعذر الحصول على الأسعار، مثلا بسبب إقفاله الدائم أو بسبب تدني صفته التمثيلية أو لأنه لم يعد متعاونا. وينبغي وضع قواعد واضحة بشأن الحالات التي يتعين فيها التوقف عن تسجيل الأسعار في منفذ معين ومعايير اختيار البديل فضلا على عمليات التعديل التي قد تكون لازمة لملاحظات الأسعار أو الأوزان الترجيحية. وينبغي أن تكون هذه القواعد متسقة مع أهداف المؤشر ومع الطريقة التي تحدد بها عينة المنافذ.

٦٣- ولابد من حذف إجمالي أولي كامل إذا اختفت جميع المنتجات التي يتضمنها ذلك الإجمالي الأولي من معظم المنافذ أو منها كلها، وتعذر تحديد موقع عدد كاف من ملاحظات الأسعار لمواصلة إعداد مؤشر موثوق به لهذا الإجمالي الأولي. وفي حالات كهذه، يكون من الضروري إعادة توزيع الوزن الترجيحي المنسوب إلى الإجمالي الأولي من جملة الإجماليات الأولية الأخرى المدرجة في المستوى التالي من التجميع.

تغيرات النوعية

٦٤- ينبغي تسعير المنتج ذاته في كل فترة ما دام له سمة تمثيلية. ولكن من الناحية العملية، قد تختلف المنتجات التي يمكن ملاحظتها في فترات زمنية مختلفة من حيث أحجام العبوة ووزنها وكميتها وسماتها وشروط بيعها فضلا على خصائص أخرى. وعليه، فمن الضروري رصد الخصائص ذات الصلة بالمنتج الذي يجري تسعيره للتأكد من أن الأثر الناجم عن أية فوارق في الخصائص المتصلة بالأسعار أو بالمنفعة يمكن استبعاده من التغير السعري المقدر.

٦٥- ويصعب نسبيا تحديد التغيرات المحتملة في النوعية أو المنفعة بالنسبة للسلع والخدمات المعمرة المعقدة. ومن ثم، لابد من جمع قدر كبير من المعلومات عن الخصائص ذات الصلة بالمنتجات التي يجري جمع أسعارها. ويمكن الحصول على أهم المعلومات في سياق جمع الأسعار. وقد يتمثل باقي مصادر المعلومات المتعلقة بالخصائص المتصلة بالسعر وبالمنفعة في منتجي السلع المشمولة أو مورديها أو بائعيها بالجملة، بالإضافة إلى دراسة المقالات والإعلانات في المطبوعات التجارية.

٦٦- وعندما يُكشف عن تغير في النوعية لابد من إجراء تعديل في السعر بحيث يعكس المؤشر، قدر الإمكان، التغير السعري المحض. وإذا لم يتم ذلك، فإن المؤشر سيسجل تغيرا سعريا لم يحدث، أو لن يسجل تغيرا سعريا قد حدث بالفعل. ويتوقف اختيار أسلوب إدخال هذا التعديل على السلع والخدمات الخاصة المشمولة. وينبغي توخي حذر كبير في هذا الصدد لأن دقة المؤشر الناتج تتوقف على جودة هذه العملية. ويجب عدم افتراض أن كل تغيرات الأسعار هي انعكاس لتغير النوعية أو أن المنتجات ذات النوعية المختلفة معادلة أساسا.

٦٧- ويمكن لأساليب تقدير الأسعار المعدلة مقابل التغير في النوعية[٧] أن تكون:

(أ) *أساليب صريحة (أو مباشرة) للتعديل مقابل التغير في النوعية* تقدر مباشرة قيمة فارق النوعية بين السلعة القديمة والسلعة الجديدة وتعدل أحد الأسعار وفقا لذلك. ومن ثم، يجري تقدير ضمني للتغير السعري المحض بوصفه الفارق في الأسعار المعدلة.

(ب) *أساليب ضمنية (أو غير مباشرة) للتعديل مقابل التغير في النوعية* تقدر التغير السعري المحض في الفارق السعري بين السلع القديمة والسلع الجديدة بالاستناد إلى تغيرات الأسعار الملحوظة لسلع مماثلة. ويعتبر الفارق بين تقدير التغير السعري المحض والتغير السعري الملحوظ تغيرا يُعزى إلى الفارق في النوعية.

ويعتبر بعض هذه الأساليب معقدا ومكلفا وصعب التطبيق. وينبغي أن تقوم الأساليب المستخدمة قدر المستطاع على معايير موضوعية.

---

[٧] راجع الملحق ٢.

الدقة

٦٨- كما هو الحال في جميع الإحصاءات، تشوب تقديرات مؤشر أسعار المستهلكين أخطاء قد تتنوع مصادرها.[٨] ولابد للقائمين على إعداد مؤشرات أسعار المستهلكين من معرفة مصادر الخطأ المحتملة واتخاذ الإجراءات الكفيلة بتقليل أثرها إلى أدنى حد أثناء عمليات وضع المؤشر وتصميمه وتجميعه، كما يتعين تخصيص ما يكفي من الموارد لهذا الغرض.

٦٩- وفيما يلي بعض المصادر المعروفة للأخطاء المحتملة، سواء في التسعير أو في وضع المؤشر، والتي من شأنها أن تؤدي مع مرور الزمن إلى أخطاء في مؤشر أسعار المستهلكين الكلي: الخطأ في اختيار المنتجات وسوء ملاحظتها وتسجيل أسعارها؛ والاختيار غير الصحيح لمنافذ البيع وتحديد موعد جمع الأسعار؛ وعدم الملاحظة أو التعديل السليم للأسعار مقابل التغيرات في النوعية؛ ونشأة سلع ومنافذ بيع جديدة؛ وعدم تعديل استبدال المنتج والمنفذ أو فقدان السمة التمثيلية؛ واستخدام صيغ غير مناسبة لحساب مؤشرات الإجمالي الأولي والمؤشرات ذات المستوى الأعلى.

٧٠- وبغية تقليص احتمال أن يعطي المؤشر فكرة مضللة، ينبغي بشكل عام تحديث الأوزان الترجيحية والسلال بانتظام، واستخدام صيغ إجماليات أولية غير متحيزة وإجراء عمليات التعديل المناسبة مقابل التغير في النوعية وإتاحة مجال كاف وصحيح للمنتجات الجديدة ومراعاة السلع المستبدلة على نحو صحيح فضلا عن مراقبة جودة عملية الإعداد بكاملها.

نشر المعلومات

٧١- ينبغي حساب تقديرات مؤشر أسعار المستهلكين وإعلانها للجمهور بأسرع وقت ممكن بعد انتهاء الفترة التي تتناولها، ووفقا لجدول زمني معلن عنه مسبقا. وينبغي إتاحتها لجميع المستخدمين في الوقت ذاته في شكل ملائم ويجب أن تكون مشفوعة بتفسير منهجي موجز. وينبغي للقواعد المتصلة بإعلانها أن تتاح للجمهور وأن يكون التقيد بها صارما. وينبغي بصورة خاصة أن تشمل تفاصيل عن الجهة التي حصلت على النتائج قبل إعلانها وسبب ذلك وشروطه والمدة التي سبقت إعلانها رسميا.

٧٢- وينبغي إعداد المؤشر العام لأسعار المستهلكين وإعلانه شهريا. وحيثما لا يُقبِل المستهلكون بشكل كبير على سلسلة شهرية ما، وفي البلدان التي تعوزها الموارد اللازمة، يجري إعداد مؤشر أسعار المستهلكين وإعلانه على نحو ربع سنوي. وفي ضوء الظروف القومية، قد تُعلَن المؤشرات الفرعية بوتيرة تتوافق واحتياجات المستخدمين.

---

[٨] راجع الملحق ٣.

٧٣- ومتى استُنتِج أن تقديرات المؤشر المنشورة محرفة تحريفا خطيرا بسبب الأخطاء التي تخللت إعدادها، وجب إدخال التصحيحات ونشرها. وينبغي إدخال هذه التصحيحات في أقرب وقت ممكن بعد التفطن إلى الأخطاء وفق سياسات التصحيح المتاحة للعموم. وحيثما يُستخدم مؤشر أسعار المستهلكين على نطاق واسع لأغراض التعديل بالنسبة للأجور والعقود، وجب بقدر الإمكان تفادي المراجعات بأثر رجعي.

٧٤- وينبغي للنشرة التي تعرض نتائج مؤشر أسعار المستهلكين أن تبين مستوى المؤشر من الفترة المرجعية للمؤشر. ومن المفيد أيضا أن تبين المؤشرات المشتقة، من قبيل المؤشرات التي تظهر التغيرات في الإجماليات الرئيسية بين: (١) الشهر الجاري والشهر السابق؛ (٢) والشهر الجاري والشهر ذاته من السنة السابقة؛ (٣) متوسط آخر ١٢ شهرا ومتوسط الأشهر الاثنتي عشرة السابقة. وينبغي عرض المؤشرات في شكلها المعدل موسميا وغير المعدل موسميا، وذلك إذا كانت البيانات المعدلة موسميا متوافرة.

٧٥- وينبغي أن يصاحب المؤشر عند نشره ملحقا للتعليق عليه وتفسيره بغرض مساعدة مستخدميه. وينبغي إدراج تحليل لإسهامات شتى المنتجات أو مجموعة المنتجات في التغير الكلي وإدراج تفسير لأي عامل غير مألوف يمس تغيرات سعر أبرز العوامل المساهمة في التغير الكلي.

٧٦- وينبغي كذلك إصدار مؤشرات لمجموعات الإنفاق الرئيسية وإعلانها. وينبغي إيلاء الاعتبار لإصدار مؤشرات لأقسام ومجموعات *تصنيف الاستهلاك الفردي حسب الغرض للأمم المتحدة*.[٩] ويمكن إصدار المؤشرات الفرعية لمختلف الأقاليم أو المجموعات السكانية والمؤشرات البديلة الموضوعة لأغراض تحليلية، وإعلانها للجمهور إذا طلبها المستخدمون واعتبرت موثوقة وكان إعدادها فعالا من حيث التكلفة.

٧٧- ويمكن اختيار الفترة المرجعية للمؤشر بحيث تتزامن مع آخر فترة مرجعية للأوزان الترجيحية أو يمكن وضعها لتتفق مع فترة الأساس لسائر السلاسل الإحصائية. وينبغي تغيير الفترة المرجعية للمؤشر كلما دعت الضرورة إلى ذلك لضمان بقاء المؤشرات سهلة العرض والفهم.

٧٨- وينبغي تقدير ونشر متوسط الأسعار ونطاقات الأسعار بالنسبة للمنتجات الهامة والمتجانسة على نحو معقول، بغية دعم البحوث والاحتياجات التحليلية لدى المستخدمين.

٧٩- وينبغي للبلدان تزويد مكتب العمل الدولي بتقارير عن النتائج الوطنية لمؤشر أسعار المستهلكين ومعلومات منهجية بعد إعلان تلك النتائج على الصعيد القومي.

٨٠- ويصعب مقارنة حركات مؤشر أسعار المستهلكين فيما بين البلدان بسبب اختلاف نُهُج القياس التي تستخدمها البلدان لقياس منتجات معينة، ولاسيما الإسكان والخدمات المالية. ومن شأن استبعاد

[٩] راجع الملحق ٤.

الإسكان (الإيجارات الفعلية، وسواء الإيجارات المحتسبة أو شراء المنازل الجديدة وصيانة وتصليح المساكن) والخدمات المالية من مؤشر كافة البنود (all-items index) أن يجعل التقديرات المستخلصة لتغير الأسعار بالنسبة للمنتجات المتبقية أكثر قابلية للمقارنة فيما بين البلدان. ولذلك ينبغي للبلدان إن أمكن، أن تجمع، بالإضافة إلى مؤشر كافة البنود، مؤشرا يستبعد الإسكان والخدمات المالية وتتيحه ليعمم على المجتمع الدولي. وينبغي من ذلك، التشديد على أن بعض الصعوبات لا تزال قائمة، حتى بالنسبة للمنتجات المتبقية ضمن النطاق، عند عقد مقارنات دولية للتغيرات في أسعار المستهلكين.

التشاور والنزاهة

٨١- ينبغي أن تتمتع وكالة إعداد البيانات بالاستقلالية والكفاءة المهنيتين وأن تتوافر لديها الموارد اللازمة لدعم برنامج رفيع الجودة لمؤشر أسعار المستهلكين. وينبغي احترام *"المبادئ الأساسية للإحصاءات الرسمية"*[١٠] للأمم المتحدة و*"المبادئ التوجيهية بشأن ممارسات إحصاءات العمل"*[١١] لمكتب العمل الدولي.

٨٢- وينبغي للوكالة المكلفة بوضع المؤشر أن تستشير ممثلي المستخدمين حول القضايا ذات الأهمية بالنسبة لمؤشر أسعار المستهلكين، ولاسيما أثناء عمليات التحضير لأية تغييرات في المنهجية المستخدمة في إعداد مؤشر أسعار المستهلكين. ويقوم أحد أساليب تنظيم هذه المشاورات على تشكيل لجنة أو لجان استشارية يمكن أن يكون ممثلو المجتمع المدني، فضلا على غيرهم من المستخدمين والخبراء المستقلين، ممثلين فيها.

٨٣- وبغية ضمان ثقة الجمهور في المؤشر، ينبغي إعداد وصف كامل لإجراءات جمع البيانات ومنهجية المؤشر وإتاحتها على نطاق واسع. وينبغي الإشارة إلى هذا الوصف عندما ينشر مؤشر أسعار المستهلكين. وينبغي أن تشمل الوثائق شرحا للأهداف الرئيسية للمؤشر وتفاصيل عن الأوزان الترجيحية وصيغ المؤشرات المستخدمة ومناقشة لدقة تقديرات المؤشر. وينبغي عدم الكشف عن الهوية الدقيقة لمنافذ البيع والسلع والخدمات المستخدمة لجمع الأسعار.

٨٤- وينبغي تنبيه المستخدمين مسبقا إلى أي تغييرات يُزمَع إدخالها على النطاق أو على الأوزان الترجيحية أو المنهجية المستخدمة لتقدير مؤشر أسعار المستهلكين.

---

[١٠] المجلس الاقتصادي والاجتماعي للأمم المتحدة، ١٩٩٤ (UN Economic and Social Council, 1994).

[١١] المؤتمر الدولي السادس عشر لخبراء إحصاءات العمل، ١٩٩٨.

٨٥ــ وترد التوجيهات التقنية بشأن إعداد مؤشرات أسعار المستهلكين في *دليل مؤشر أسعار المستهلكين: النظرية والتطبيق*.[١٢] وينبغي تحديث هذا الدليل دوريا لإبراز أفضل الممارسات الحالية.

المرفق ١

المصطلحات والتعاريف

(أ) "السلع الاستهلاكية هي السلع أو الخدمات التي تستخدمها الأسر المعيشية لتلبية الاحتياجات أو الرغبات الفردية.

(ب) "النفقات الاستهلاكية" هي الإنفاق على السلع والخدمات الاستهلاكية ويمكن تعريفها على أساس "الاحتياز" أو "الاستخدام" أو "الدفع":

- "الاحتياز"[١٣] يشير إلى أن القيمة الإجمالية للسلع والخدمات المشتراة أثناء فترة معينة هي التي ينبغي أن تؤخذ في الحسبان، بصرف النظر عما إذا كان قد دفع مقابلها بالكامل أو ما إذا استخدمت أثناء الفترة. ويمكن توسيع هذا النهج ليشمل القيم المقدَّرة للإنتاج لغرض الاستهلاك الخاص أو التحويلات الاجتماعية العينية المتلقاة من الحكومة أو من مؤسسات غير هادفة للربح. وتُدرج الأسعار ضمن مؤشر أسعار المستهلكين في الفترة التي يقبل فيها الزبائن بالأسعار أو يوافقون عليها، وليس في الوقت الذي فيه دفع المقابل النقدي؛
- "الاستخدام" يشير إلى أن القيمة الإجمالية لجميع السلع والخدمات المستهلكة فعليا أثناء فترة معينة هي التي ينبغي أن تؤخذ في الحسبان؛ وبالنسبة للسلع المعمرة، يقتضي هذا النهج تقييم الخدمات التي توفرها هذه السلع أثناء الفترة. وتُدرَج الأسعار (تكاليف الفرصة البديلة) ضمن مؤشر أسعار المستهلكين خلال فترة الاستهلاك؛
- "الدفع" يشير إلى أن المدفوعات الإجمالية عن السلع والخدمات أثناء فترة معينة هي التي ينبغي أن تؤخذ في الحسبان، بصرف النظر عما إذا كانت مقدمة أو مستخدمة أثناء تلك الفترة. وتُدرج الأسعار ضمن مؤشر أسعار المستهلكين في الفترة أو الفترات التي يتم الدفع خلالها.

(ج) "نطاق المؤشر" يشير إلى المجموعات السكانية والمناطق الجغرافية والمنتجات والمنافذ التي يوضع المؤشر من أجلها.

---

[١٢] *دليل مؤشر أسعار المستهلكين: النظرية والتطبيق* (مكتب العمل الدولي، وصندوق النقد الدولي، ومنظمة التعاون والتنمية في الميدان الاقتصادي، والمكتب الإحصائي للاتحاد الأوروبي "يوروستات"، ولجنة الأمم المتحدة الاقتصادية لأوروبا، والبنك الدولي، جنيف، ٢٠٠٤.

[١٣] يختلف هذا التعريف عن التعريف الذي اعتمده المؤتمر الدولي الرابع عشر لخبراء إحصاءات العمل (١٩٨٧).

(د) "تغطية" المؤشر هي مجموعة السلع والخدمات الممثلة في المؤشر. ولأسباب عملية، يمكن أن تكون التغطية أقل من النطاق المحدد للمؤشر.

(هـ) "المجموعة السكانية المرجعية" تشير إلى مجموعة سكانية محددة يعد المؤشر من أجلها.

(ه) "الأوزان الترجيحية" هي نفقات الاستهلاك الإجمالية لأي مجموعة من السلع والخدمات، ويعبر عنها كنسبة من مجموع نفقات الاستهلاك لجميع السلع والخدمات ضمن نطاق المؤشر في الفترة المرجعية للأوزان الترجيحية. وهي مجموعة من الأرقام يبلغ حاصل جمعها واحد صحيح.

(و) "تحديث أسعار الأوزان الترجيحية" هو إجراء يُستخدم لجعل الأوزان الترجيحية للإنفاق تساير المؤشر أو الفترة المرجعية للأسعار. وتحسب الأوزان الترجيحية للأسعار المحدثة عن طريق ضرب الأوزان الترجيحية من الفترة المرجعية للأوزان الترجيحية في المؤشرات الأولية التي تقيس التغيرات في الأسعار بين الفترة المرجعية للأوزان الترجيحية والفترة المرجعية للأسعار وإعادة قياسها ليبلغ مجموعها الواحد الصحيح.

(ز) "الفترة المرجعية للمؤشر" هي الفترة التي تحدد فيها قيمة المؤشر بمقدار ١٠٠.

(ح) "الفترة المرجعية للأسعار" هي الفترة التي تقارن أسعارها بأسعار الفترة الجارية. وهي الفترة التي تظهر أسعارها في مقامات الأرقام النسبية للأسعار.

(ط) "الفترة المرجعية للأوزان الترجيحية"، وتكون عادة سنة، وهي الفترة التي تستخدم فيها تقديرات حجم الاستهلاك ومكوناته لحساب الأوزان الترجيحية.

(ي) "المعاينة الاحتمالية" هي اتخاذ عينة من الوحدات، من قبيل منافذ البيع أو المنتجات، بطريقة يكون فيها لكل وحدة في المجتمع الإحصائي احتمال معروف وغير صفري للاختيار.

(ك) "معاينة حد الفصل" هي إجراء لأخذ العينات يعتمد فيه حد أدنى موضوع سلفا تكون فيه جميع الوحدات في المجموعة السكانية ذات الصلة التي تبلغ أو تفوق الحد الأدنى صالحة للإدراج في العينة وتكون فيه جميع الوحدات دون الحد الأدنى مستبعدة. ويكون الحد الأدنى في العادة معرفا من حيث حجم بعض المتغيرات ذات الصلة (من قبيل نسبة مئوية محددة من مجموع المبيعات) و يؤدي ذلك إلى إدراج أكبر وحدات العينة واستبعاد الباقي.

(ل) "المعاينة بالحصص" هي أسلوب غير احتمالي يقسم السكان بموجبه إلى طبقات. ويحدد لكل طبقة عدد ("حصة") العناصر التي ينبغي إدراجها في العينة. ويقتصر جامع الأسعار على "ملء الحصص" مما يعني في حالة أخذ عينات المنافذ، أن اختيار المنافذ يقوم على تقييم جامعي الأسعار والمعايير المحددة.

(م) "النفقات المحتسبة" هي النفقات المنسوبة إلى منتَج لم يتم شراؤه، من قبيل منتج أنتجته أسرة معيشية لاستهلاكها الخاص (بما في ذلك خدمات الإسكان التي يوفرها المالكون–الساكنون)، أو منتَج يُتلقَى كدفع عيني أو كتحويل مجاني من حكومة أو مؤسسات غير هادفة للربح.

(ن) "السعر المحتسب" يشير إلى السعر المقدر لسلعة لم يجر ملاحظة سعرها أثناء فترة محددة ومن ثم، فهو ناقص. وهو كذلك السعر المنسوب إلى سلعة كانت نفقاتها محتسبة، راجع (ن).

(س) "المنفذ" يشير إلى متجر أو كشك لعرض السلع أو مؤسسة خدمات أو بائع على الإنترنت أو مكان آخر تباع فيه السلع و/أو الخدمات أو تقدم للمستهلكين لاستخدام غير تجاري.

(ع) "الوصل" يعني الجمع بين سلسلتين متعاقبتين من مشاهدات الأسعار أو مؤشرات الأسعار تتداخلان في فترة أو أكثر، عن طريق إعادة قياس إحداهما بحيث تكون القيمة في فترة التداخل هي ذاتها في السلسلتين، ومن ثم جمعهما في سلسلة متواصلة واحدة.

(ف) "السعر" يعرف بوصفه قيمة وحدة من منتَج تكون كمياته متجانسة تماما ليس بالمعنى المادي فحسب بل من حيث عدد سماته الأخرى كذلك.

(ص) "التغير السعري المحض" هو التغير في سعر سلعة أو خدمة لا يُعزى إلى أي تغير في النوعية. وعندما تتغير النوعية، يكون التغير السعري المحض هو التغير السعري المتبقي بعد إزالة الإسهام المقدر لتغير النوعية في التغير السعري الملحوظ.

(ق) "التعديل مقابل التغير في النوعية" يشير إلى عملية تعديل الأسعار المشاهدة لمنتَج من المنتجات لإزالة أثر أي تغير في نوعية المنتَج المذكور عبر الزمن بحيث يمكن تحديد التغير السعري المحض.

(ر) "الإحلال الاستهلاكي" يحدث عندما يقوم المستهلكون، في مواجهة التغيرات في السعر النسبي، بشراء المزيد من السلع التي تكون قد أصبحت أرخص نسبيا وشراء قدر أقل من السلع التي تكون قد أصبحت أغلى نسبيا. ويمكن أن يحدث بين أنواع من المنتج ذاته أو بين مختلف فئات الإنفاق.

المرفق ٢

أساليب التعديل مقابل التغير في النوعية

الأساليب الضمنية للتعديل مقابل التغير في النوعية

١- يفترض أسلوب "التداخل" أن الفارق السعري الكامل عند نقطة زمنية مشتركة بين منتَج يختفي وبديله يُعزَى إلى الفرق في النوعية.

٢- تحسب طريقة "احتساب المتوسط الكلي" أولا متوسط التغير السعري لإجمالي ما دون المنتج المختفي وبديله، ومن ثم يستخدم معدل التغير السعري المذكور لاحتساب تغير سعري للمنتج المختفي. ويفترض أن الفارق السعري المحض بين المنتَج المختفي وبديله يساوي متوسط التغيرات السعرية للمنتجات الباقية (غير الناقصة).

٣- طريقة "احتساب متوسط الفئة" هو أحد أشكال طريقة احتساب المتوسط الكلي. ويكمن الفارق الوحيد في مصدر المعدل المحتسب للتغير السعري إلى الفترة $t+1$ بالنسبة للمنتَج المختفي. وبدلا من استخدام متوسط التغير في المؤشر لجميع المنتجات الموجودة في الإجمالي، يُقدَّر المعدل المحتسب للتغير السعري عن طريق الاكتفاء باستخدام التغيرات السعرية للمنتجات التي تعتبر متساوية أساسا أو التي جرى تعديلها مباشرة مقابل التغير في النوعية.

الأساليب الصريحة للتعديل مقابل التغير في النوعية

٤- يعتمد أسلوب "تعديل الخبير" على تقدير لخبير أو أكثر من خبراء الصناعة أو اختصاصيي السلع أو خبراء إحصاءات الأسعار أو جامعي الأسعار بشأن قيمة أي فارق في النوعية بين منتَج قديم ومنتَج بديل. وقد لا يُعزى أي فارق سعري إلى تحسن النوعية، كما قد يُعزى بعض الفوارق السعرية أو جميعها إلى تحسن النوعية.

٥- يعتمد منهج "الفوارق في تكاليف الإنتاج" على المعلومات التي يقدمها الصناع عن تكاليف إنتاج سمات جديدة للمنتجات البديلة (طرز جديدة)، ومن ثم تضاف إليها هوامش البيع بالتجزئة والضرائب غير المباشرة المرتبطة بها. وهذا المنهج قابل للتطبيق عمليا بصورة خاصة في الأسواق التي تضم عددا ضئيلا نسبيا من المنتجين ويجري فيها تحديث الطُرز بتواتر قليل وقابل للتوقع. إلا أنه ينبغي

استخدام هذا النهج بحيطة لأن من الممكن أن تفضي تقنيات الإنتاج الجديدة إلى خفض التكاليف وإلى تحسين النوعية في آن معا.

٦- يُطبّق أسلوب "تعديل الكمية" على المنتجات التي يكون فيها المنتج البديل من حجم مختلف عن السلعة المتاحة سابقا. وينبغي ألا يُستعمل هذا الأسلوب إلا إذا لم يكن للفوارق في الكميات أثر على نوعية السلع.

٧- يقوم أسلوب "تكلفة الخيار" بتعديل سعر المنتجات البديلة بالنسبة إلى قيمة الخصائص الملاحظة الجديدة. ويتمثل أحد الأمثلة على ذلك في إضافة سمة كانت في السابق خيارا مسعرا لتصبح معيارا في طراز سيارة جديدة.

٨- ويقدر أسلوب الانحدار "الهيدوني" سعر منتج على أساس الخصائص التي يملكها. وتقدر أولا العلاقة بين الأسعار وجميع خصائص تحديد الأسعار الملحوظة وذات الصلة ومن ثم تستخدم النتائج في تقدير المؤشر.

المرفق ٣

أنواع الأخطاء

- "خطأ تغير النوعية" هو الخطأ الذي يمكن أن يحدث نتيجة لعدم مراعاة المؤشر لاحتمالات تغير نوعية السلع والخدمات.
- "خطأ السلع الجديدة" هو الإخفاق إما في إبراز التغيرات السعرية في المنتجات الجديدة التي لم توضع لها عينات بعد، وإما في إبراز الرفاهة التي يكسبها المستهلكون عند ظهور هذه المنتجات، وذلك وفقا لهدف مؤشر تكلفة المعيشة.
- "خطأ إحلال المنفذ" يمكن أن يحدث عندما ينقل المستهلكون مشترياتهم بين منافذ ترويج المنتج ذاته دون أن يظهر ذلك على نحو سليم في جميع البيانات من أجل المؤشر.
- خطأ المنافذ الجديدة" يشبه من حيث المفهوم خطأ السلع الجديدة. وينشأ نتيجة عدم إبراز التغيرات السعرية في منافذ جديدة لم تؤخذ كعينات بعد أو عدم إبراز الرفاهة التي يكسبها المستهلكون عند نشأة منافذ جديدة.
- "خطأ الإحلال على المستوى الأعلى" ينشأ عندما لا يعكس المؤشر الإحلال الاستهلاكي بين الفئات الأساسية للاستهلاك بسبب استخدام أسلوب غير مناسب في تجميع الإجماليات الأولية عند وضع قيمة

المؤشر الكلية. وهو لا يتصل سوى بمؤشر لتكلفة المعيشة، وإن كان يمكن تحديد خطأ مماثل (خطأ السمة التمثيلية) من ناحية مؤشر الأسعار المحضة.

- "خطأ الإجمالي الأولي" وينشأ عن استخدام أسلوب غير مناسب لتجميع الأسعار المسجلة عند أدنى مستوى للتجميع. ويمكن لخطأ المؤشر الأولي أن يتخذ شكلين: خطأ الصيغة وخطأ الإحلال عند المستوى الأدنى. ويعتري المؤشر خطأ الصيغة إذا كانت النتيجة المحصّلة، بسبب سمات الصيغة، متحيزة نسبيا بالمقارنة بما كان يمكن أن تكون عليه لو أمكن تقدير التغير السعري المحض. ويعتري المؤشر خطأ الإحلال على المستوى الأدنى إذا لم يعكس الإحلال الاستهلاكي بين السلع الواردة في الإجمالي الأولي.
- "خطأ الاختيار" ينشأ عندما لا تكون عينة مشاهدات الأسعار ممثلة تماما للمجتمع الإحصائي المستهدف من المنافذ أو المنتجات. ويمكن اعتبار الأنواع الأربعة الأولى للأخطاء المذكورة أعلاه حالات خاصة لهذا النوع من الخطأ.

المرفق ٤

تصنيف الاستهلاك الفردي حسب الغرض[١٤]

(تقسيم إنفاق الاستهلاك الفردي للأسر المعيشية حسب الأقسام والمجموعات)

١ - الأغذية والمشروبات غير الكحولية

١-١ الأغذية

١-٢ المشروبات غير الكحولية

٢ - المشروبات الكحولية والتبغ والمخدرات

٢-١ المشروبات الكحولية

٢-٢ التبغ

٢-٣ المخدرات

٣ - الملابس والأحذية

٣-١ الملابس

٣-٢ الأحذية

[١٤] ترد ملاحظات تفسيرية على العنوان http//:unstats.un.org/unsd/cr/registry/.

٤- السكن والمياه والكهرباء والغاز وأنواع الوقود الأخرى

٤-١ إيجارات السكن الفعلية

٤-٢ إيجارات السكن المحتسبة

٤-٣ صيانة المساكن وإصلاحها

٤-٤ إمدادات المياه والخدمات المتنوعة المتصلة بالمسكن

٤-٥ الكهرباء والغاز وأنواع الوقود الأخرى

٥- التجهيزات والمعدات المنزلية وأعمال الصيانة الاعتيادية للمساكن

٥-١ الأثاث والتجهيزات والسجاد وغيره من مفروشات الأرض

٥-٢ المنسوجات المنزلية

٥-٣ الأجهزة المنزلية

٥-٤ الأدوات الزجاجية وأدوات المائدة والأدوات المنزلية

٥-٥ أدوات ومعدات المنازل والحدائق

٥-٦ السلع والخدمات المستعملة في عمليات الصيانة المنزلية الاعتيادية

٦- الصحة

٦-١ المنتجات والأجهزة والمعدات الطبية

٦-٢ خدمات المرضى الخارجيين

٦-٣ خدمات المستشفيات

٧- النقل

٧-١ شراء المركبات

٧-٢ تشغيل معدات النقل الشخصية

٧-٣ خدمات النقل

٨- الاتصالات

٨-١ خدمات البريد

٨-٢ معدات الهاتف والفاكس

٨-٣ خدمات الهاتف والفاكس

٩- الترفيه والثقافة

٩-١ المعدات السمعية-البصرية ومعدات التصوير ومعالجة المعلومات

٩-٢ السلع المعمرة الرئيسية الأخرى المعدة للترفيه والثقافة

٩-٣ المنتجات والمعدات الترفيهية الأخرى والحدائق والحيوانات الأليفة

٩-٤ الخدمات الترفيهية والثقافية

٩-٥ الصحف والكتب والقرطاسية

٩-٦ الرحلات السياحية المنظمة

١٠- التعليم

١٠-١ التعليم قبل الابتدائي والتعليم الابتدائي

١٠-٢ التعليم الثانوي

١٠-٣ التعليم بعد الثانوي غير العالي

١٠-٤ التعليم العالي

١٠-٥ التعليم غير المحدد بمستوى

١١- المطاعم والفنادق

١١-١ خدمات تقديم الوجبات

١١-٢ خدمات الإيواء

١٢- السلع والخدمات المتنوعة

١٢-١ العناية الشخصية

١٢-٢ البغاء

١٢-٣ الأمتعة الشخصية غير المصنفة تحت بند آخر

١٢-٤ الحماية الاجتماعية

١٢-٥ التأمين

١٢-٦ الخدمات المالية غير المصنفة تحت بند آخر

١٢-٧ الخدمات الأخرى غير المصنفة تحت بند آخر

المرفق الرابع

المقارنات المكانية لأسعار المستهلكين، وتعادلات القوى الشرائية وبرنامج المقارنات الدولية

١- مقدمة

يتناول هذا المرفق مشكلة مقارنة مستويات الأسعار عبر شتى المناطق أو الأقاليم داخل بلد ما، وكذلك عبر البلدان. وعلى الرغم من أن المقارنات الدولية للأسعار لازمة للتعامل مع الفروق في العملات في مختلف البلدان، فإن مشكلات الرقم القياسي المتضمنة في المقارنات السعرية عبر البلدان تعكس تلك المشكلات التي تتم مواجهتها في المقارنات عبر الزمن. وهناك العديد من الدراسات الاقتصادية حول المقارنات عبر البلدان للأسعار والدخل الحقيقي أجريت تحت رعاية برنامج المقارنات الدولية International Comparison Program (ICP). وعلى الرغم من أن هذا المرفق لا يقدم تفسيرا جامعا مانعا للمشكلات المرتبطة وطرائق التجميع ذات الصلة، فإنه يهدف إلى تحقيق درجة من الكمال في تغطية مشكلة مقارنات أسعار المستهلكين في الدليل وذلك بإضافة أبعاد مكانية ودولية للمقارنات الزمنية التي تم تناولها في الفصول المختلفة لهذا الدليل. كذلك يحاول هذا المرفق تحديد الطرائق المحتملة لتحقيق مزيد من الاندماج بين المقارنات المكانية والزمنية لأسعار المستهلكين.

وتتمثل الأهداف الرئيسية للمرفق فيما يلي: (١) تقديم ملخص موجز لمشكلات الرقم القياسي التي تتم مواجهتها في عملية إجراء المقارنات السعرية الدولية وبين المناطق، وإبراز الحاجة إلى تطوير واستخدام طرائق التجميع المتخصصة؛ (٢) وصف عدد من طرائق التجميع المستخدمة في اشتقاق تعادلات القوى الشرائية والمقاييس المكانية لمستويات الأسعار؛ (٣) تحليل العلاقة بين برنامج المقارنات الدولية وتعادلات القوى الشرائية للمقارنة عبر البلدان، مع مؤشر أسعار المستهلكين؛ (٤) والبحث في إمكانية إدماج أنشطة برنامج المقارنات الدولية مع الأنشطة المبسطة والفعالة للمكاتب الإحصائية القومية لأجل إعداد مؤشر أسعار المستهلكين.

كذلك، فإن هذا المرفق مصمم بحيث يوفر مقدمة للإحصائيين في مختلف المكاتب الإحصائية القومية الذين قد يكونون حاليا مشاركين في إعداد مؤشر أسعار المستهلكين وذلك حول القضايا والطرائق المتضمنة في المقارنات المكانية لأسعار المستهلكين. ويوضح المرفق بإيجاز بعض الفروق الرئيسية في المناهج المطبقة لإجراء المقارنات المكانية. وقد تمثل محتويات هذا المرفق فائدة بالنسبة للبلدان التي تشرع في إجراء مقارنات بين المناطق أو على المستوى الإقليمي لأسعار المستهلكين، وكذلك للبلدان التي قد تشارك في برنامج المقارنات الدولية في المستقبل القريب.

٢- الفروق بين المقارنات الزمنية والمكانية

ثمة العديد من الفروق النوعية الرئيسية في طبيعة المقارنات السعرية المتضمنة في المقارنات المعيارية لمؤشر أسعار المستهلكين عبر الزمن والمقارنات السعرية عبر المكان بما في ذلك المناطق أو البلدان. وتُبرز هذه الفروق الحاجة إلى طرائق متخصصة لتجميع بيانات الأسعار عند اشتقاق مقاييس مختصرة لمستويات الأسعار، فضلا على أنواع معينة من متطلبات البيانات المرتبطة بالمقارنات عبر البلدان والمناطق.

ويتمثل الفرق الأهم في غياب ترتيب طبيعي للمشاهدات السعرية والكمية في سياق المقارنات عبر البلدان والمناطق. ويعد إطار وطرائق مؤشر أسعار المستهلكين مصممة لقياس التغيرات عبر الزمن. وبالتالي، تظهر المشاهدات السعرية وفقا لترتيب زمني. ووجود ترتيب طبيعي عبر الزمن للمشاهدات السعرية يجعل من الممكن تحليل مدى ملاءمة الأرقام القياسية ثابتة الأساس وبنظام السلسلة من الناحية العملية وخصائصها النسبية. وعلى النقيض، في سياق إجراء مقارنات سعرية عبر البلدان داخل منظمة التعاون والتنمية في الميدان الاقتصادي (OECD) أو عبر الولايات في الولايات المتحدة الأمريكية، من المستحيل التوصل إلى ترتيب من شأنه تيسير المقارنات بنظام السلسلة.

وتعد الطبيعة متعددة الأطراف للمقارنات المكانية من السمات المميزة للمقارنات السعرية عبر الأقاليم والبلدان. وعند مقارنة مستويات أسعار السلع والخدمات عبر مختلف البلدان، من الضروري إجراء مثل هذه المقارنات لكل زوجين من الأقاليم قيد النظر. وإذا كان البنك الدولي مهتما بمقارنات الدخل الحقيقي في مختلف البلدان، يلزم على البنك الدولي أن يكون قادرا على إجراء مقارنات بين كافة الأزواج من البلدان قيد النظر. وتترتب عدة مشكلات على هذه الطبيعة متعددة الأطراف للمقارنات. أولا، قد يكون عدد المقارنات (مقارنة واحدة لكل زوجين من البلدان) كبيرا جدا، وقد يكون من الصعوبة بمكان عرض واستخدام مثل هذه النتائج. فعلى سبيل المثال، إذا كانت مقارنة ما تتضمن ٢٠ بلدا، عندئذ تستلزم ١٩٠ (٢٠ X ٢/١٩) مقارنة ثنائية منفصلة تتضمن أزواجا مختلفة من البلدان. ثانيا، فإن النتائج المترتبة على هذه المجموعة الكبيرة من المقارنات الثنائية تستلزم درجة من الاتساق. ويُترجَم هذا المطلب إلى شرط "قابلية التعدي" الموصوف آنفا.

وقد تختلف استخدامات وتطبيقات المقارنات السعرية بين المناطق بصورة كبيرة عن المؤشرات العامة لأسعار المستهلكين. فمؤشر أسعار المستهلكين ربما يعد هو أهم الإحصاءات الاقتصادية التي يتم إنتاجها في أي بلد. فهو لا يستخدم كمقياس عام للتغيرات السعرية عبر الزمن فحسب ، ولكنه غالبا ما يستعمل في تقييم ومعايرة السياسة النقدية. وعلى الرغم من أوجه التشابه النظرية بين المقارنات السعرية عبر الزمن وعبر المكان، فإن المقارنات السعرية المكانية تعد مفيدة في مقارنات مستويات المعيشة والرفاهة في الأقاليم المختلفة لبلد ما أو عبر البلدان. وتعد مثل هذه المقارنات ضرورية عند تقييم التنمية وضمان نمو أكثر توازنا في مختلف الأقاليم. وثمة طلب كبير على مقاييس مؤشر أسعار المستهلكين عبر مختلف المدن والولايات والأقاليم (الريفية مقابل

الحضرية) داخل البلدان. ومع ذلك، ثمة عدد قليل من البلدان تتوافر فيه المقارنات السعرية عبر المناطق بسهولة. وتوضح دراسة Kokoski et al. (1999) إمكانية اشتقاق مقارنات سعرية ذات مغزى بين المناطق داخل الولايات المتحدة الأمريكية باستخدام البيانات السعرية التي يتم جمعها عبر مختلف الولايات.

ويتم استخدام مقارنات الأسعار على المستوى الدولي، في صورة تعادلات للقوى الشرائية من برنامج المقارنات الدولية، من المنظمات الدولية وفرادى الباحثين في تقييم أداء البلدان في مجالي النمو والإنتاجية، وكذلك في إجراء مقارنات ذات مغزى لمختلف إجماليات الدخل القومي (بما في ذلك الإنفاق الحكومي) عبر مختلف البلدان. وحاليا، ثمة إجماع متنامي بين الباحثين والممارسين على أن المقارنات السعرية وتعادلات القوى الشرائية ضرورية لتقييم طبيعة وحجم الفقر في أنحاء العالم وتوزيعه عبر بلدان ومناطق العالم. وثمة عدة دراسات حديثة لكل من Ward (2001)، وPrennushi (2001)، وAstin (2001)، و Dwyer et al. (2001)، تم تقديمها في الندوة المشتركة التي عقدها البنك الدولي ومنظمة التعاون والتنمية في الميدان الاقتصادي حول تعادلات القوى الشرائية، والتي امتدت من ٣٠ يناير إلى ٢ فبراير ٢٠٠١، تقوم بإبراز عدد من التطبيقات المهمة لتعادلات القوى الشرائية المشتقة من المقارنات الدولية للأسعار في إطار برنامج المقارنات الدولية. وقد شرع المكتب الإحصائي للاتحاد الأوروبي "يوروستات" مؤخرا في تطبيق برنامج لتوسيع برنامج المقارنات الدولية الحالي للبلدان الأعضاء في الاتحاد الأوروبي ليغطي المقارنات الإقليمية داخل شتى البلدان.

واعترافا بالفروق التحليلية الكبيرة بين مقارنات المؤشر المعياري لأسعار المستهلكين عبر الزمن وبين المقارنات المكانية وعبر البلدان لأسعار المستهلكين وتعادلات القوى الشرائية، ركزت جهود بحثية كبيرة على تطوير البيانات والطرائق اللازمة للمقارنات المكانية للأسعار. وفيما يلي ملخص موجز لنتائج هذه البحوث.

٣- متطلبات البيانات للمقارنات المكانية

تعد المتطلبات الأساسية من البيانات للمقارنات المكانية شديدة التشابه مع البيانات اللازمة لحساب المؤشر المعياري لأسعار المستهلكين. وتتمثل المكونات الرئيسية في بيانات الأسعار لنطاق كبير من المنتجات الممثلة للسلال الاستهلاكية للأسر المعيشية ومعلومات بشأن الأوزان الترجيحية المرتبطة بشتى فئات المنتجات والتي تعكس الأهمية المنسوبة لمختلف المنتجات. وفي إطار مؤشر أسعار المستهلكين، يعد من الممارسات المعتادة جمع الأسعار من منافذ البيع المختلفة والمنتشرة في أنحاء البلد. ويستند اختيار منافذ البيع والمناطق التي يتم منها جمع الأسعار إلى تصميمات معقدة ومتعددة المراحل لأخذ العينات. وتستند أوزان الإنفاق الترجيحية إلى تصنيف للسلع والخدمات باستخدام نظام معياري مثل تصنيف الاستهلاك الفردي حسب الغرض أو تصنيف قومي مماثل. ويتم استخدام المستوى الأدنى من تصنيف المنتجات التي تتوافر عنده أوزان ترجيحية للإنفاق في تعريف المؤشرات الأولية والمؤشرات ذات المستوى الأعلى عند المستويات الأعلى بشكل مطرد من التجميع، الأمر الذي يؤدي في النهاية إلى مجموع مستوى إنفاق الأسر المعيشية.

وتشكل المقارنات المكانية عدة مشكلات من حيث تعريف المنتجات التي سيتم جمع أسعارها من مناطق أو أقاليم أو بلدان مختلفة متضمنة في إجراء مقارنة ما. وتعد هذه المشكلة أقل حدة عندما تتم مقارنة مناطق متشابهة أو متجانسة نوعا ما. وتنشأ مشكلتان في الحالات التي تتضمن فيها المقارنات مناطق مختلفة نوعا ما. وتترتب المشكلة الأولى على الفروق الكبيرة في السلال الاستهلاكية. على سبيل المثال، عند إجراء مقارنات بين ولايتين، لنقل مثلا مينيسوتا وفلوريدا، قد تكون هناك فروق كبيرة في السلال الاستهلاكية على المستوى المفصل، وذلك على الرغم من أن فئات الإنفاق الرئيسية قد تكون متماثلة. وتعد هذه المشكلة مماثلة نوعا ما للتعامل مع السلع المختفية والجديدة في سياق مؤشر أسعار المستهلكين، ولكنها تزداد حدة عند محاولة إجراء مقارنات عبر البلدان. وتنشأ المشكلة الثانية من الفروق الكبيرة في نوعية البنود. ويمكن قياس فروق النوعية من خلال عدة خصائص للمنتجات، مع السماح بتفاوتات وإجراء تعديلات في المرحلة الملائمة من حساب الرقم القياسي. ويوضح Kokoski et al. (1999) إمكانية إجراء مقارنات سعرية بين المناطق في حالة السلع غير المتجانسة.

ومن المرجح أن تكون التغيرات في النوعية تدريجية على نحو أكبر في حالة المقارنات الزمنية، ولكنها يمكن أن تمثل مشكلة كبيرة عند محاولة إجراء مقارنات بين البلدان. ويتبع برنامج المقارنات الدولية مبدأ الهوية في التعامل مع مشكلة فروق النوعية عبر البلدان. ويتم تطوير قائمة شاملة من المنتجات بمواصفات مفصلة في مراحل التخطيط لأي عملية مقارنة يتم إجراؤها عبر البلدان. ويتم جمع أسعار هذه البنود في البلدان المختلفة من شتى المنافذ الموزعة عبر البلد، وهو إجراء مشابه جدا لذلك المستخدم في مؤشر أسعار المستهلكين. إلا أن تطوير قائمة المنتجات يعد خطوة تتسم بالصعوبة، وتتوقف درجة الصعوبة على حجم ودرجة عدم تجانس مجموعة البلدان قيد النظر. ويمكن لاستخدام قائمة المنتجات، بناء على مبدأ المواصفات، أن يكون له انعكاسات كبيرة على مدى تمثيل قائمة المنتجات للسلال الاستهلاكية في مختلف البلدان. وثمة عدة إجراءات تشغيلية تستخدمها المنظمات الدولية للتعامل مع هذه المشكلات المرتبطة بإعداد بيانات الأسعار. ويمكن الاطلاع على سرد أكثر تفصيلا للمشكلات والحول المقترحة في كتيب برنامج المقارنات الدولية " *ICP Handbook*" (United Nations, 1992) والمطبوعة الصادرة حديثا من قِبل منظمة التعاون والتنمية في الميدان الاقتصادي OECD (1999) بشأن ما قامت به من عمل في مجال المقارنة الدولية.

وبمجرد جمع بيانات الأسعار، فإن المرحلة التالية في إعداد مؤشر أسعار المستهلكين هي تجميع التغيرات السعرية للبنود لقياس التحركات السعرية للفئات المختلفة من الإنفاق الاستهلاكي. وفي هذه المرحلة، من الضروري أن تتوافر معلومات بشأن أنماط الاستهلاك. وعادة ما يتم جمع هذه المعلومات من مسوح إنفاق الأسر المعيشية. ويتم إجراء هذه المسوح بانتظام في معظم البلدان من قبل المنظمات الإحصائية القومية في كل منها. ولأغراض إجراء مقارنات دولية لأسعار المستهلكين، يعد المطلب المقابل هو توافر بيانات مسح

إنفاق الأسر المعيشية الخاص بكل منطقة متضمنة في المقارنات. وفي العديد من الحالات، ولأسباب مرتبطة بالمعاينة والموثوقية الإحصائية، قد لا تتوافر بيانات مفصلة عن نمط الاستهلاك بالنسبة لكافة الأقاليم.

وتشكل المقارنات المكانية لأسعار المستهلكين معضلات معينة نظرا لطبيعة السلال الاستهلاكية التي تتسم بعدم التداخل، والفروق الكبيرة في نوعية البنود التي يتم جمع أسعارها في مختلف الأقاليم والبلدان، وعدم توافر بيانات هامة حول أنماط الاستهلاك الخاصة بالأقاليم. وتستلزم هذه المشكلات تطوير أساليب تحليلية جديدة يمكنها التعامل مع الفروق الكبيرة في النوعية. وقد تحتاج المكاتب الإحصائية القومية موارد مالية إضافية لأجل توفير مقارنات سعرية موثوقة وذات مغزى بين مختلف المدن والمناطق والأقاليم داخل البلدان، ولإعداد بيانات موثوقة للمهمة الأصعب المتمثلة في المقارنات بين البلدان للأسعار والاستهلاك الحقيقي.

٤- طرائق التجميع للمقارنات المكانية

يصف هذا القسم بإيجاز أنواع طرائق التجميع شائعة الاستخدام في مقارنات الأسعار عبر البلدان. ونظرا لأن معظم هذه الطرائق تم تطويرها في سياق برنامج المقارنات الدولية، وتعد صالحة بنفس القدر للمقارنات بين المناطق أو الأقاليم، تَستخدِم المناقشة أدناه البلدان ككيانات مكانية. ويتكون هذا القسم من ثلاثة أجزاء. يتناول الأول الإشارات والإطار النظري اللازم للتعامل مع المقارنات المكانية متعددة الأطراف. ويصف الجزء الثاني إنشاء المؤشرات الأولية لتجميع الأسعار عندما لا تتوافر معلومات عن الكميات أو الإنفاق. وأخيرا، يتم عرض مجموعة صغيرة مختارة من طرائق الرقم القياسي المستخدمة في المقارنات السعرية المكانية.

٤-١ الإشارات والإطار النظري

لنفترض حالة تتضمن مقارنات عبر M من البلدان، وبيانات أسعار وكميات عن N من السلع، بحيث تشير هذه السلع إلى السلع والخدمات التي يتم جمع أسعارها في كافة البلدان. وإذا كانت هذه السلع تشير إلى بنود أقل من المستوى الأولي التي لا تتوافر عنده بيانات عن الكميات أو أنصبة الإنفاق، نقوم باستخدام البيانات السعرية فقط. وفي هذه المرحلة، يتم تنحية المشكلات المرتبطة بعدم تداخل قوائم السلع ووجود فروق في النوعية جانبا بحيث ينصب التركيز الرئيسي فقط على قضايا التجميع. ونفترض أن $p^j = [p_1^j, \ldots p_N^j]$ و $q^j = [q_1^j, \ldots q_N^j]$ يمثلان متجهي الأسعار والكميات من البلد J $(j = 1, 2, \ldots, M)$. وفي حالة المقارنات الدولية، يتم التعبير عن كافة الأسعار بوحدات العملة المحلية الخاصة بكل بلد. وكما في حالة حساب مؤشر أسعار المستهلكين، فإن المشكلة تتمثل في تحليل الفروق في إجماليات القيم

$$V^j = \sum_{i=1}^{N} p_i^j q_i^j \qquad \text{(A4.1)}$$

إلى مقاييس لمكونات الأسعار والإنفاق الحقيقي.

ونظرا لوجود المجموعات M من متجهات الأسعار والكميات، وبالتالي، مقارنات ثنائية $M(M-1)/2$ بين كافة الأزواج المختلفة من البلدان، يتم استخدام إشارات أبسط في هذا المرفق محل الإشارات المستخدمة بشكل عام في هذا الدليل. ونفترض أن I_{jk} يدل على الرقم القياسي لأسعار (المستهلكين) للبلد K بحيث يكون البلد J هو بلد الأساس. وإذا كانت J وK تمثلان الولايات المتحدة والهند على الترتيب، وإذا كانت I_{jk}=٢٢,٥٠، عندئذ يتم تفسير المؤشر بأنه يعني أن ٢٢,٥٠ روبية هندية تتسم بذات القوة الشرائية مثل دولار أمريكي واحد بالنسبة للسلع والخدمات المغطاة في حساب المؤشر. وعليه، يمكن أيضا تفسير المؤشر على أنه تعادل القوى الشرائية بين عملتي J وK. ويتسق هذا التفسير مع المعنى المنسوب لمؤشر أسعار المستهلكين. ونظرا لاستخدام فئات العملات هنا، يمكن الحصول على مقياس ملائم لفروق مستوى الأسعار النسبية إذا ما تمت مقارنة تعادل القوى الشرائية مع سعر الصرف السائد وقت إجراء المقارنات.

ونظرا للطبيعة متعددة الأطراف للمقارنات المكانية، عندما ينطوي الأمر على M من البلدان، من الضروري توفير مقارنات بين كافة أزواج البلدان. وعليه، يصبح ضروريا حساب كافة القيود في المصفوفة التالية للمقارنات الثنائية:

$$I = \begin{bmatrix} I_{11} & I_{12} & I_{1k} & I_{1M} \\ I_{21} & I_{22} & I_{2k} & I_{2M} \\ I_{j1} & I_{j2} & I_{jk} & I_{jM} \\ I_{M1} & I_{M2} & I_{Mk} & I_{MM} \end{bmatrix} \qquad \text{(A4.2)}$$

وتجدر الإشارة إلى عدة نقاط تتعلق بالمصفوفة I. أولا، يمكن أن تكون المصفوفة كبيرة إذا كان عدد البلدان (أو الأقاليم) التي تنطوي عليها كبيرا. ثانيا، يتعين أن تكون النتائج المسجلة في المصفوفة متسقة داخليا. كذلك تنطبق كافة قضايا وشتى مناهج الرقم القياسي التي تمت مناقشتها في الدليل بشكل مباشر على كل مقارنة ثنائية تنطوي على بلدين. وتقدم دراسة Diewert (1986, 1999b) ملخصا لمناهج الاقتصاد الجزئي الاختبارية والنظرية تجاه المقارنات عبر البلدان. وعليه، من الممكن تطبيق صيغ الرقم القياسي لفيشر أو تورنكفيست أو ولش أو غيرها من صيغ الرقم القياسي الموصوفة في الدليل.

ولأجل ضمان الحصول على تفسير ذي مغزى للنتائج المستقاة من المقارنات متعددة الأطراف عبر البلدان، يلزم على طرائق الرقم القياسي المطبقة أن تستوفي عددا من المتطلبات الأساسية التي يتم مناقشة أهمها أدناه. وتشتمل دراسات Kravis et al. (1982) و OECD (1999) و United Nations (1992) على قائمة كاملة بهذه المتطلبات.

قابلية التعدي: يُقال إن صيغة الرقم القياسي I_{jk} تستوفي خاصية القابلية للتعدي فقط إذا كان المؤشر يستوفي ما يلي بالنسبة لكافة الخيارات J وK و ℓ $(j,\ k,\ \ell = 1,\ 2,...,\ M)$:

$$I_{jk} = I_{jl} \times I_{lk} \qquad \text{(A4.3)}$$

وتقتضي المعادلة (A4.3) أن تطبيق صيغة ما لإجراء مقارنة مباشرة، I_{jk} ، يتعين أن يترتب عليه ذات المقياس العددي مثل مقارنة غير مباشرة بين J وK من خلال بلد الوصل ℓ. ويُلاحَظ أن خاصية القابلية للتعدي تضمن الاتساق الداخلي للأرقام القياسية في المصفوفة المبينة في المعادلة (A4.2). إذ تضمن أن تعادل القوى الشرائية لعملتين، مثلا A و B، هو نفسه سواء أتم اشتقاقه من خلال المقارنة المباشرة لكل من A و B أو من خلال المقارنة غير المباشرة لكل من A مع C و C مع B، والتي يتم عندئذ الجمع بينها لتوفير تعادل قوى شرائية غير مباشر لكل من A و B. وينشأ هذا الشرط بشكل رئيسي من الطبيعية المكانية للمقارنات حيث لا يمكن فرض ترتيب طبيعي للبلدان قيد النظر بدون تقدير استنسابي. ولا يستوفي معظم إجراءات الرقم القياسي شائعة الاستخدام هذا الشرط. وتعد النتيجة التالية مفيدة في إنشاء الأرقام القياسية القابلة للتعدي.

وتستوفي صيغة الرقم القياسي I_{jk} خاصية القابلية للتعدي في (A4.3) فقط في حالة وجود أعداد حقيقية موجبة M، λ_1 ، وλ_2 ، ...، λ_M ، بحيث:

$$I_{jk} = \frac{\lambda_k}{\lambda_j} \qquad \text{(A4.4)}$$

بالنسبة لكافة J وK.

ويتم برهان هذه النتيجة بسهولة (Rao and Banerjee, 1984). وتعد النتيجة مهمة، إذ توضح أنه عند استيفاء خاصية القابلية للتعدي، يكون كل ما هو ضروري هو قياس الأعداد الحقيقية M λ_1 ، وλ_2 ، ...، λ_M ، وعندئذ يمكن قياس كافة المؤشرات الضرورية في (A4.2) باستخدام هذه الأعداد M، الأمر الذي يحد من حجم المشكلة المرتبطة. ويمكن الإشارة هنا إلى نقطتين مهمتين. الأولى هي أن الأعداد λ_j في المعادلة (A4.4) ليست فريدة من نوعها، نظرا لأن أي ضرب عددي لمتجه λ_j يمكن أيضا أن يؤدي إلى نفس مصفوفة الأرقام القياسية مثل تلك التي تم اشتقاقها من الأعداد الأصلية λ_j . وبالتالي، يلزم تحديد هذه λ_j (في أي تمرين عملي) إلى أن نصل لعامل تناسب (factor of proportionality). ثانيا، يمكن تفسير هذه الأعداد λ_j على أنها تعادل القوى الشرائية للعملات المستخدمة. وقد شكلت هذه النتيجة تحديدا الأساس لعمل

إحصائيين مثل Geary (1958) و Khamis (1970)، والذين اقترحا طرائق للتجميع مصممة لحساب تعادلات القوى الشرائية مباشرة من بيانات الأسعار والكميات دون الاستشهاد بدراسات الرقم القياسي.

عدم *التغير بتغير الأساس*: لا تتغير صيغة الرقم القياسي بتغير الأساس إذا كانت المقارنة بين زوجين من البلدان (J وK) لا تتغير بتغير ترتيب البلدان. وهو ما يعني ضمنا أن المقارنات متعددة الأطراف يتعين ألا تتغير بتغير كافة الترتيبات المحتملة لمجموعة البيانات. على سبيل المثال، بالنظر إلى مجموعة من المقارنات القابلة للتعدي المشتقة باستخدام بلد معين (الولايات المتحدة مثلا) كبلد رئيسي. وفي ضوء هذه العملية، فإن المقارنة السعرية بين أي زوجين من البلدان، A و B مثلا، يمكن إجراؤها من خلال الولايات المتحدة والتي تعمل كبلد الوصل. وبالتالي،

$$PPP_{A,B} = PPP_{A,USA} \times PPP_{USA,B}$$

وهذه العملية غير مقبولة في ظل معيار عدم التغير بتغير الأساس نظرا لأن اختيار البلد الرئيسي يؤثر بشكل واضح على تعادل القوى الشرائية لعملات البلدين A و B. بالإضافة إلى ذلك، يتم إيلاء الولايات المتحدة وضع خاص، في صورة بلد الوصل، عند اشتقاق المقارنات متعددة الأطراف القابلة للتعدي.

الاحتفاظ بالخصائص: وهو أحد الشروط الواردة في دراسة Drechsler (1973). وتستلزم هذه الخاصية ضرورة أن تحتفظ أي مجموعة من المقارنات متعددة الأطراف التي تستوفي خاصية القابلية للتعدي بالخصائص الرئيسية للمقارنات الثنائية التي أجريت بدون شرط القابلية للتعدي. ونظرا لأن الشرط (A4.3) يعني ضمنا أن المقارنة القابلة للتعدي بين زوجين من البلدان J وK تتأثر بالضرورة ببيانات الأسعار والكميات لكافة البلدان الأخرى، تستلزم خاصية الاحتفاظ بالخصائص ضرورة الإقلال إلى الحد الأدنى من التشوهات الناجمة عن الالتزام بخاصية قابلية التعدي. ويوضح Balk (2001) أن الالتزام الكامل بمبدأ الاحتفاظ بالخصائص بأقصى درجاته (الحفاظ الكامل على كافة المقارنات الثنائية) سوف يعني ضمنا أن مؤشرات الأسعار، ومن ثم تعادلات القوى الشرائية، لا يمكن أن تعتمد على أي أوزان ترجيحية للكميات أو أنصبة الإنفاق. وهذه نتيجة متطرفة ينبغي تجنبها في كافة مقارنات الرقم القياسي. وترجع أصول طريقة Elteto–Koves–Szulc (EKS) للمقارنات متعددة الأطراف، والتي يتم مناقشتها أدناه، إلى خاصية الاحتفاظ بالخصائص.

٤-٢ طرائق الرقم القياسي للمقارنات المكانية

تَستخدم المقارنات السعرية المكانية بشكل عام، والمقارنات الدولية بشكل خاص، طرائق الرقم القياسي لتجميع بيانات الأسعار والكميات على مستويين مختلفين. الأول هو مستوى العنوان الأساسي وهو عادة ما يكون أقل

مستوى للتجميع تتوافر عنده بيانات وأوزان الإنفاق الترجيحية. وعادة ما تتكون هذه العناوين الأساسية من مجموعة متجانسة نوعا ما من البنود التي يتم جمع أسعارها من منافذ بيع مختلفة في البلدان. وتؤدي مستويات التجميع التالية إلى مؤشرات لفئات الإنفاق العريضة، وأخيرا إلى كامل سلة الاستهلاك.

٤-٢-١ التجميع دون مستوى العنوان الأساسي

فيما يلي يتم وصف طريقتين شائعتي الاستخدام للرقم القياسي. وتسمح هذه الإجراءات على نحو صريح باحتمالية ألا تتوافر بيانات الأسعار لكافة البنود في قائمة المنتجات التي يتم إنشاؤها لغرض عملية مقارنة دولية معينة. ويعد هذا الموقف ممكنا في حالة المقارنات الزمنية، إلا أنه مقصور على عدد صغير من السلع المختفية أو الجديدة.

طريقة Elteto–Koves–Szulc (EKS). عادة ما يتم استخدام صورة مختلفة من الطريقة الأصلية المقترحة في دراستي Elteto and Koves (1964) وSzulc (1964) في تجميع بيانات الأسعار على مستوى أقل من العنوان الأساسي. وتتضمن طريقة EKS مرحلتين. في المرحلة الأولى، يتم إنشاء مقارنات ثنائية باستخدام الأرقام النسبية للأسعار لتلك السلع التي تتوافر لها أسعار في كلا البلدين. وإذا كان n_{jk} هو عدد السلع التي يتم جمع أسعارها في كلا البلدين، عندئذ فإن الأسلوب المتبع حاليا في برنامج المقارنات الدولية يقوم بإنشاء مؤشر أولي ثنائي باستخدام الصيغة التالية:

$$I_{jk} = \prod_{i=1}^{n_{jk}} \left[\frac{p_i^k}{p_i^j} \right]^{1/n_{jk}} \qquad \text{(A4.5)}$$

وبشكل واضح، لا تعد هذه المؤشرات قابلة للتعدي، نظرا لأن كل مؤشر يستند إلى أسعار مجموعة مختلفة من السلع. وعندئذ يتم استخدام طريقة EKS لاستخلاص مجموعة قابلة للتعدي من المؤشرات. ويُعبَر عن الصيغة الناتجة لإنشاء المؤشرات الأولية للمقارنات المكانية كما يلي:

$$I_{jk}^{EKS} = \prod_{\ell=1}^{M} \left[I_{j\ell} I_{\ell k} \right]^{1/M} \qquad \text{(A4.6)}$$

وتعد صيغة الرقم القياسي الأولي الواردة في (A4.5) مماثلة للصيغة المستخدمة في إنشاء مؤشر أسعار المستهلكين. وينشأ الفرق الرئيسي من أنه لا يتم جمع كافة الأسعار في كل البلدان وأن هناك حاجة إلى القابلية للتعدي في جميع مراحل التجميع. وتتم مناقشة خصائص هذه المؤشرات في الفصل ٢٠ من الدليل.

وتستخدم دراسة OECD (1999) صورة مختلفة قليلا من المؤشرات الثنائية الموضحة في المعادلة (A4.5). ويتم استخدام صيغة تشبه مؤشر فيشر المعياري، ولكن دون استخدام أي أنصبة إنفاق نظرا لأن التجميع يكون دون مستوى العنوان الأساسي. ويحاول هذا الإجراء تفسير مسألة أن ليست كافة السلع التي يتم جمع أسعار

لها تعد مميزة أو مهمة حقا في أحد البلدين أو كلاهما. ويأخذ الإجراء في الحسبان صراحة تلك السلع المؤشرة بنجمة، والتي تدل على أن البند مهما في بلد معين. وتستخدم طريقة EKS نفس الصيغة المشار إليها أعلاه، ولكن يتم إبدال المؤشر الثنائي في الجانب الأيمن من المعادلة إلى:

$$I_{js} = \left\{ \prod_{i \in M(s)} \left[\frac{p_i^s}{p_i^j} \right]^{\frac{1}{n(s)}} \prod_{i \in M(j)} \left[\frac{p_i^s}{p_i^j} \right]^{\frac{1}{n(j)}} \right\}^{\frac{1}{2}} \qquad \text{(A4.7)}$$

حيث تمثل $n(s)$ و $n(j)$، على الترتيب، عدد البنود المؤشرة بنجمة في البلدين s وj؛ وتمثل $M(s)$ و $M(j)$، على الترتيب، مجموعتي السلع المؤشرة بنجمة (التي تعد ممثِلة) في شتى البلدان.

واستخدام المعادلتين (A4.5) و(A.6) لإنشاء المؤشرات المكانية لأسعار المستهلكين على مستوى العنوان الأساسي له مشاكله. وتعد المشكلة الأهم هي أن تلك الصيغ لا تأخذ في الاعتبار ما إذا كانت السلع التي يتم جمعها في مختلف البلدان "ممثِلة" للاستهلاك في البلدان المختلفة داخل العنوان الأساسي. وهناك مشكلة مرتبطة تتمثل في مدى كفاية تغطية السلع التي يتم جمع أسعارها وفق العنوان الأساسي التي تنتمي إليه. ويتم حاليا تناول هذه القضايا بالبحث، ويقدم Rao (2001b) منهجا معدلا يعطي أوزانا ترجيحية متناسبة مع التغطية ومدى التمثيل.

وفي حين توجد بحوث كثيرة حول خصائص صيغ الرقم القياسي لإنشاء المؤشرات الأولية ضمن إطار مؤشر أسعار المستهلكين (Diewert (1995a)، و Dalén (1992)، و Turvey (1996)، هناك بحوث قليلة بشأن خصائص المؤشرات الأولية في سياق المقارنات الدولية.

طريقة البلد–المنتَج–المتغير الصوري "Country–Product–Dummy (CPD)": اقتُرحت هذه الطريقة في الأصل من قبل Summers (1973) كأداة للتعامل مع المشاهدات السعرية الناقصة. وتعد الطريقة أداة إحصائية بسيطة يمكن استخدامها في اشتقاق تعادلات القوى الشرائية لعنوان أساسي معين من خلال تقدير انحدار لوغاريتم الأسعار المشاهدة على مجموعة من المتغيرات الصورية التي يتم تعريفها للسلع والمتغيرات الصورية. وعليه، يتضمن الإجراء النموذج التالي:

$$\ln(p_i^j) = \eta_1 D_{j1} + \ldots + \eta_N D_{jN} + \pi_2 D_{2i}^* + \ldots + D_{Mi}^* + u_i^j \qquad \text{(A4.8)}$$

بحيث يمثل كل من (D_{ji}, D_{ji}^*) بالنسبة إلى $j=2,\ldots,M$ و $i=1,\ldots,N$ مجموعتين من المتغيرات الصورية للسلع N والبلدان M المتضمنة، على الترتيب.

وبمجرد تقدير معادلة الانحدار هذه، يمكن الحصول على تعادل القوى الشرائية لعملة البلد j مع البلد ١ كأساس، بواسطة:

$$\mathrm{PPP}^j = \exp(\hat{\pi}_j) \qquad \text{(A4.9)}$$

بحيث يمثل $\hat{\pi}_j$ مقدِّر π_j في المعادلة (A4.8). عندئذ يُعبَر عن المؤشر المطلوب على مستوى العنوان الأساسي كما يلي:

$$I_{jk} = \frac{\mathrm{PPP}_k}{\mathrm{PPP}_j}. \qquad \text{(A4.10)}$$

ويوفر أس الفرق في تقديرات كل π_j و π_k التي يتم الحصول عليها من معادلة الانحدار الرقم القياسي اللازم.

ويطرح نموذج البلد–المنتَج–المتغير الصوري (CPD) عددا من التعميمات التي يمكنها أن تفسر صراحة عددا من المشكلات المرتبطة بالبيانات. ويمكن بسهولة تعميم النموذج لتفسير الفروق في النوعية التي يتم قياسها من خلال مجموعة من خصائص المنتجات. وتم توضيح إمكانية تطبيق هذا المنهج على مقارنات أسعار المستهلكين بين المناطق داخل الولايات المتحدة في دراسة Kokoski et al. (1999). وقام Rao and Timmer (2000) بتحليل إمكانية استخدام نموذج معمم للبلد–المنتَج–المتغير الصوري لإدراج مختلف مقاييس الموثوقية في سياق تجميع نسب قيم الوحدات لتوفير مقارنات على مستوى فروع الصناعة التحويلية. ويناقش Rao (2001b) عددا قليلا من مواصفات النموذج المناسبة للتجميع دون مستوى العنوان الأساسي في سياق برنامج المقارنات الدولية.

وتعد طريقة EKS، التي وُصفت في المعادلات (A4.6)–(A4.8)، هي الإجراء المستخدم حاليا من قبل كافة المنظمات الدولية لأغراض التجميع دون مستوى العنوان الأساسي. وينتج عن طريقة "البلد–المنتَج–المتغير الصوري" وطريقة EKS تعادلات متماثلة على مستوى العنوان الأساسي عندما يتم جمع كافة السلع في كافة البلدان. ويقدم Ferrari and Riani (1998) و Ferrari et al. (1996) عددا من النتائج التحليلية المرتبطة بهاتين الطريقتين.

وفي حين تعتبر قضايا المعاينة المتصلة باختيار وتوزيع المنافذ ومدى تواتر الأسعار مهمة لإنشاء المؤشرات الأولية في إطار مؤشر أسعار المستهلكين، فإن القضايا شديدة الأهمية لإنشاء تعادلات القوى الشرائية دون مستوى العنوان الأساسي للمقارنات بين البلدان تعد مختلفة تماما. وتعد قضايا فروق النوعية وعدم توافر السلع والخدمات في كافة البلدان محل المقارنة أكثر أهمية بكثير في المقارنات المكانية لأسعار المستهلكين.

٤-٢-٢ التجميع أعلى من مستوى العنوان الأساسي

يقدم هذا القسم مجموعة مختارة صغيرة من طرائق التجميع المستخدمة في سياق المقارنات المكانية. وتعرض دراسة Balk (2001) تحليلا أشمل لطرائق التجميع المكاني التي تم تطويرها على مدى العقود الثلاثة الماضية.

ويعد هذا المستوى للتجميع مماثلا للمرحلة التي يتم فيها تجميع المؤشرات الأولية لاشتقاق مؤشر أسعار المستهلكين الكلي. وفي حالة المقارنات الزمنية التي تتضمن فترتين زمنيتين، تعد كافة الطرائق والمناهج الموصفة في الدليل ملائمة، وفي معظم الحالات تستخدم المكاتب الإحصائية القومية صيغة لاسبير أو فيشر أو أشكالا مختلفة من هاتين الصيغتين لإنشاء مؤشر أسعار المستهلكين. ومع ذلك، تستلزم الطبيعة متعددة الأطراف للمقارنات المكانية مناهج مختلفة قليلا لإنشائها.

وقد تم تطوير عدد من طرائق الرقم القياسي للتجميع على مستوى أعلى من العنوان الأساسي، وذلك على مدى العقود الثلاثة الماضية، ولكن لأغراض الإيجاز سوف تتم أدناه مناقشة الطرائق الرئيسية فحسب. وتتمثل هذه الطرائق في طريقتي Geary–Khamis و EKS للمقارنات الدولية، وهما طريقتا التجميع الرئيسيتان المستخدمان في شتى عمليات المقارنة الدولية من قبل برنامج المقارنات الدولية، ومنظمة التعاون والتنمية في الميدان الاقتصادي، والمكتب الإحصائي للاتحاد الأوروبي "يوروستات"، ومنظمة الأغذية والزراعة (الفاو).

وسوف تتم أدناه مناقشة عدة مناهج لإنشاء الأرقام القياسية متعددة الأطراف التي تستوفي خصائص قابلية التعدي وعدم التغير بتغير الأساس. وقد ظهرت مناهج أربعة مميزة خلال عمل برنامج المقارنات الدولية الذي دار بين عامي ١٩٧٠ وأوائل العقد الأول من القرن الحادي والعشرين. وتعد الطريقة الأولي والأكثر مباشرة هي طريقة EKS، والتي تستخدم النتائج الثنائية كلبنات بناء للمقارنات متعددة الأطراف. أما الثاني فهو منهج Geary–Khamis، والذي يوفر منهجية لحساب تعادلات القوى الشرائية للعملات ومتوسط الأسعار الدولية للسلع وذلك باستخدام بيانات السعر–الكمية على مستوى العنوان الأساسي. والثالث هو المنهج التصادفي الذي يستند إلى طريقة "البلد–المنتَج–المتغير الصوري" وتعميماتها التي يمكن استخدامها في تقدير تعادلات القوى الشرائية بأسلوب الاقتصاد القياسي باستخدام إطار انحدار. ويتمثل المنهج الرابع والأخير الذي يتم تناوله في منهج الوصل (Linking approach) تجاه إنشاء المقارنات بنظام السلسلة استنادا إلى مفهوم أقل شجرة اتساع (Minimum spanning tree). ويثير هذا المنهج الكثير من الاهتمام ويتم بحثه بمزيد من التفصيل في القسم الأخير من هذا المرفق. ولا تعد هذه المناهج الأربعة بأي حال من الأحوال شاملة جامعة، ولكنها تمثل الخيوط الرئيسية للبحوث والتطوير في هذا المجال.

طريقة EKS: يعد نظام EKS طريقة بسيطة لتوليد الأرقام القياسية متعددة الأطراف القابلة للتعدي، وذلك من منظومة للأرقام القياسية الثنائية، على أن تتسم المؤشرات متعددة الأطراف الناتجة بأقل قدر من الانحراف (وفقا لمعيار محدد) عن المؤشرات الثنائية. ومنذ دراسة Drechsler (1973) المهمة، تم الاعتراف بأن الأنظمة متعددة الأطراف (القابلة للتعدي) تنحرف بالضرورة عن نظيراتها الثنائية وبالتالي تتسبب في فقدان خاصية "الاحتفاظ بالخصائص Characteristicity". ويعد نظام EKS مصمما للإقلال إلى الحد الأدنى من فقدان خاصية الاحتفاظ بالخصائص هذه. ويستخدم نظام EKS الأصلي مؤشرات فيشر الثنائية، ولكن ثمة اعتراف في دراستي Caves, Christensen and Diewert (1982b) و Rao and Banerjee (1984) بأن هناك مؤشرات ثنائية أخرى يمكن استخدامها جنبا إلى جنب مع أسلوب EKS. وبالنسبة لأي زوج من البلدان، J و k، إذا كانت F_{jk} تمثل مؤشر فيشر الثنائي، عندئذ فإن

$$EKS_{jk} = \prod_{\ell=1}^{M} \left[F_{j\ell}.F_{\ell k}\right]^{1/M} \qquad \text{(A4.11)}$$

يوفر مؤشر EKS.

وثمة عدة سمات جديرة بالذكر في طريقة EKS. أولا، أنها تستند إلى فرضية مفادها أن المقارنات الثنائية المباشرة، المشتقة باستخدام أي صيغة مختارة، توفر أفضل مقارنة بين الأزواج من البلدان. ثانيا، على الرغم من أن مؤشر EKS في المعادلة (A4.11) يتم تعريفه باستخدام مؤشر فيشر، يمكن تطبيق هذا المنهج إلى جانب أي صيغة أخرى للرقم القياسي. على سبيل المثال، يمكن إبدال مؤشر فيشر في المعادلة (A4.11) إلى مؤشر ممتاز آخر مثل مؤشر تورنكفيست. وتقترح دراسة Caves, Christensen and Diewert (1982B) استخدام صيغة EKS، مبنية على تورنكفيست، للمقارنات المكانية. ثالثا، يعد مؤشر EKS في المعادلة (A4.11) هو المؤشر متعدد الأطراف الذي يتسم بأقل انحراف عن مصفوفة المؤشرات الثنائية غير القابلة للتعدي، وذلك عند قياس الانحرافات باستخدام دالة لوغاريتمية للمسافة. وأخيرا، يمكن تفسير مؤشر EKS كمتوسط هندسي بسيط لكافة المقارنات غير المباشرة بين J و K من خلال كافة بلدان الوصل المحتملة.

وقد استقطبت الطبيعة البسيطة غير المرجحة لمؤشر EKS اهتماما في السنوات الأخيرة. وبما أن المقارنات الثنائية المختلفة تتسم بمستويات مختلفة من الموثوقية، والتي يتم قياسها باستخدام معايير مختلفة، فمن الضروري أن تنعكس هذه الفروق على تعريف أرقام EKS القياسية المرجحة. وتعرض دراسات Rao and Timmer (2000)، و Rao et al. (2000) ، و Rao (2001b) توضيحات لكيفية توليد مؤشرات EKS المرجحة لأجل تفسير مختلف المشكلات المرتبطة بالبيانات.

طريقة Geary–Khamis (GK): اقترح هذه الطريقة في الأصل Geary (1958) وطورها لاحقا Khamis (1970, 1972 and 1984). وتعد طريقة GK هي الطريقة الرئيسية للتجميع في معظم مراحل برنامج

المقارنات الدولية حتى الآن. ومنذ عام ١٩٩٦، قامت منظمة التعاون والتنمية في الميدان الاقتصادي بإنتاج ونشر مقارنات دولية تستند إلى طريقتي EKS وGK .

وتقدم طريقة GK أسلوبا لحساب تعادلات القوى الشرائية لعملات مختلف البلدان من بيانات الأسعار والكميات الملاحظة (بتطبيقها على مستوى العنوان الأساسي). ويعد مفهوم تعادل القوى الشرائية قابلا للتطبيق حتى عندما تكون وحدة العملة هي نفسها في عدة مناطق في بلد ما. وتقوم طريقة GK بشكل متزامن بتحديد متوسط الأسعار الدولية لمختلف البلدان. ولنفرض أن P_i تشير إلى متوسط السعر الدولي للسلعة *i*. ويتم تعريف طريقة GK من خلال النظام التالي من المعادلات المترابطة، المعرفة لكل بلد *j* وكل سلعة *i*،

$$P_i = \frac{\sum_{j=1}^{M} p_i^j q_i^j / PPP_j}{\sum_{j=1}^{M} q_i^j} \qquad \text{and} \qquad PPP_j = \frac{\sum_{i=1}^{N} p_i^j q_i^j}{\sum_{i=1}^{N} P_i q_i^j} \tag{A4.12}$$

وعندئذ يتم حل هذه المعادلات المتزامنة لإنتاج قيم عددية لتعادلات القوى الشرائية والأسعار، بعد اختيار أحد العملات كمقياس. وبمجرد حل تعادلات القوى الشرائية، يتم ببساطة تعريف الأرقام القياسية المكانية للأسعار كالتالي:

$$I_{jk} = \frac{PPP_k}{PPP_j} \tag{A4.13}$$

ويتمثل أحد الأسباب الرئيسية للاستخدام المستمر لطريقة GK في "قابلية الجمع". وتستلزم خاصية القابلية للجمع أن تكون الإجماليات، مثل الناتج المحلي الحقيقي، والتي يتم اشتقاقها بتحويل الإجماليات القومية باستخدام تعادلات القوى الشرائية، مساوية للإجماليات المشتقة من خلال تقييم الكميات بالأسعار الدولية. وبالتالي، تستلزم القابلية للجمع

$$\sum_{i=1}^{n} p_i^j q_i^j / PPP_j = \sum_{i=1}^{n} P_i q_i^j \tag{A4.14}$$

ويتم استيفاء هذا الشرط بشكل تلقائي بواسطة تعادلات القوى الشرائية والأسعار المشتقة من نظام GK المعرَّف بالمعادلة (A4.12). ويعد نظام GK مفيدا كذلك في تحليل هيكل إجمالي الناتج المحلي الحقيقي وأنصبة المكونات المختلفة عبر مختلف البلدان. ويقدم هذا النظام إطارا يمكن في نطاقه إنشاء حسابات قومية قابلة للمقارنة على المستوى الدولي. ومع ذلك، فإن نظام GK لا تعد جذوره راسخة في النظرية الاقتصادية المعيارية ويخفق في اجتياز عدة خصائص اختبارية (Diewert, 1986). وقد ثار جدل كبير بين الممارسين بشأن متوسط الأسعار الناتجة عن نظام GK. ويتسم النظام بإمكانية أنه يعكس هيكل أسعار البلدان الأكثر غنى، وبالتالي ينزع إلى المغالاة في الدخل الحقيقي للبلدان الأكثر فقرا.

طريقة "البلد–المنتَج–المتغير الصوري" المرجحة: من الممكن تعميم هذه الطريقة التي تمت مناقشتها في سياق التجميع دون مستوى العنوان الأساسي. وقد قام Rao (1995) بتعميم هذه الطريقة بإدراج بيانات الكميات والقيم بصورة مباشرة في طريقة "البلد–المنتَج–المتغير الصوري" الموصوفة في المعادلة (A4.8). وتتبع الفكرة الأساسية وراء هذا التعميم من حقيقة مؤداها أن نموذج انحدار "البلد–المنتَج–المتغير الصوري" المعياري يحاول تتبع لوغاريتم الأسعار المشاهدة باستخدام مجموع المربعات غير المرجحة للبواقي (Unweighted residual sum of squares). وفي إطار منهج الرقم القياسي المعياري، حيث يقتضي الأمر توافر مؤشرات الأسعار بغية التتبع الدقيق للتغيرات السعرية للسلع الأكثر أهمية، سيكون الإجراء الأكثر ملاءمة هو إيجاد تقديرات للمعلمات التي من شأنها تتبع السلع المهمة على نحو أدق. ويتحقق ذلك بالإقلال إلى الحد الأدنى من مجموع المربعات المرجحة للبواقي، على أن يتم ترجيح كل ملاحظة وفقا لنصيب الإنفاق للسلعة في بلد معين. ومن ثم، فإن طريقة "البلد–المنتَج–المتغير الصوري" تقترح أن يتم تقدير المعادلة

$$\ln p_{ij} = \pi_1 D_1 + \pi_2 D_2 + ... + \pi_M D_M + \eta_1 D_1^* + \eta_2 D_2^* + ... + \eta_n D_n^* + u_{ij} \qquad \text{(A4.15)}$$

بعد ترجيح كل ملاحظة على حدة وفقا لنصيب قيمتها. ويعد ذلك معادلا لتطبيق المربعات الصغرى العادية (OLS) على المعادلة المتحولة التالية التي يتم الحصول عليها بضرب (pre-multiplying) المعادلة (A4.15) في $\sqrt{w_{ij}}$. وتكون المعادلة الناتجة كالتالي:

$$\sqrt{w_{ij}} \ln p_{ij} = \pi_1 \sqrt{w_{ij}} D_1 + \pi_2 \sqrt{w_{ij}} D_2 + ... + \pi_M \sqrt{w_{ij}} D_M + \eta_1 \sqrt{w_{ij}} D_1^* + ... + \eta_n \sqrt{w_{ij}} D_n^* + v_{ij} \quad \text{(A4.16)}$$

حيث يمثل $w_{ij} = \dfrac{p_{ij} q_{ij}}{\sum_{i=1}^{N} p_{ij} q_{ij}}$ نصيب قيمة العنوان الأساسي i في البلد j.

وقد أوضح Rao (1995) أن الأسعار الدولية وتعادلات القوى الشرائية الناتجة عن تقديرات المعالم في المعادلة (A4.13) مماثلة لتلك التي تم اشتقاقها باستخدام طريقة Rao للمقارنات الدولية، والموصوفة في دراسة Rao (1990). ومن ثم، فإن طريقة "البلد–المنتَج–المتغير الصوري" المرجحة يمكن اعتبارها جسرا بين منهج GK للمقارنات الدولية والمنهج التصادفي المعياري للأرقام القياسية.

وتحدد دراسة Kokoski et al. (1999) إجراء يستخدم طريقة "البلد–المنتَج–المتغير الصوري" للتعديل مقابل الفروق في خصائص النوعية لمختلف البنود الاستهلاكية لإنشاء مؤشرات أسعار المستهلكين بين المناطق باستخدام بيانات الولايات المتحدة الأمريكية. عندئذ يتم استخدام التقديرات المشتقة من طريقة "البلد–المنتَج–المتغير الصوري" في تطبيق مؤشر تورنكفيست متعدد الأطراف المشتق بعد فرض شرط القابلية للتعدي.

وعليه، يمكن وصف المنهج المستخدم في دراسة Kokoski et al. (1999) على أنه منهج مختلط تصادفي وللرقم القياسي إزاء المقارنات المكانية متعددة الأطراف لمؤشرات أسعار المستهلكين.

الوصل المكاني ومنهج الوصل المسلسل: في السنوات الأخيرة، تم إيلاء اهتمام جاد لمنهج جديد للمقارنات السعرية بين المناطق وبين البلدان. ويؤيد هذا المنهج الوصل المسلسل المكاني للمقارنات الثنائية حيث يتم تعريف الوصلات باستخدام إجراء يستند إلى مقياس للمسافة أو موثوقية المقارنات الثنائية المستخدمة. ويقف هذا المنهج على طرفي نقيض مع المنهج العام إزاء المقارنات متعددة الأطراف، حيث يتم استخدام كافة المقارنات الثنائية، كما في حالة طريقة EKS، أو كافة بيانات الأسعار والكميات بشكل آني، كما في حالة منهجي GK وCPD.

وباستخدام المفهوم النظري البياني لأقل أشجار الاتساع (Minimum spanning trees)، اقترح هيل Hill (1999c, 1999d) طريقة لاشتقاق نظام للمقارنات متعددة الأطراف القابلة للتعدي من مصفوفة من المقارنات الثنائية. ويستند منهج هيل إلى أن المقارنات الثنائية المباشرة قد لا تكون دائما هي الفضلى.

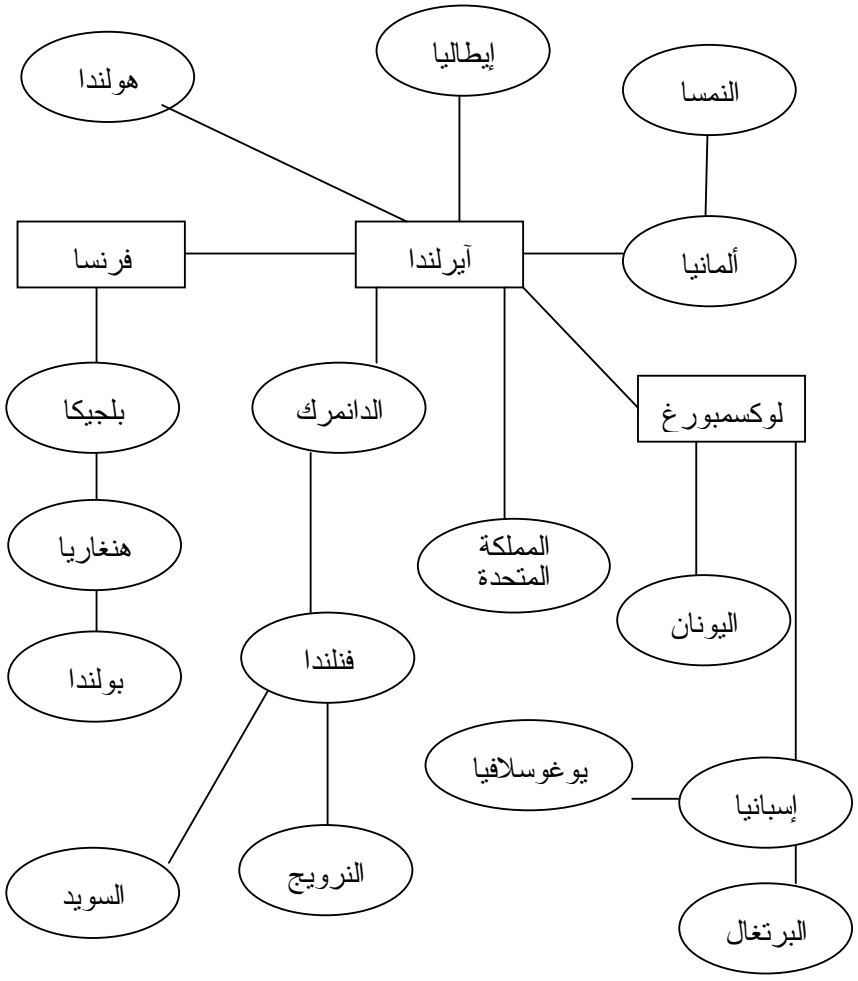
وبالنسبة لأي زوجين من البلدان j وK، يقترح هيل مقياسا للمسافة (يدل على موثوقية المقارنة الثنائية) باستخدام الفرق بين لاسبير وباش والمعرَّف كما يلي:

$$D(j,k) = \left| \ln\left(\frac{L(j,k}{P(j,k)} \right) \right| \qquad \text{(A4.17)}$$

حيث يمثل $L(j,\ k)$ و$P(j,\ k)$، على الترتيب، رقمي لاسبير وباش القياسيين الثنائيين للأسعار. ويُلاحَظ نشوء نفس دالة المسافة إذا ما تم إبدال الأرقام القياسية للأسعار إلى الأرقام القياسية للكميات. وتساوي $D(j,\ k)$ صفرا إذا كانت هياكل الأسعار أو الكميات متماثلة في البلدين j وK. وبالتالي، تخدم دالة المسافة هذه كمؤشر على تماثل هياكل الأسعار والكميات في هذين البلدين.

وباستخدام مصفوفة من المسافات المحسوبة لكافة الأزواج من البلدان، يقترح هيل Hill (1999c, 1999d) أن يتم اشتقاق واستخدام أقل شجرة اتساع في إنشاء وصلات السلسلة بين كافة الأزواج من البلدان. ولأقل شجرة اتساع خاصية مؤداها أن المقارنة بنظام السلسلة بين أي زوجين من البلدان تتسم بأقل مسافة، وبالتالي يمكن اعتبارها الأكثر موثوقية. وثمة خاصية أخرى تتمثل في أن مجموع المسافات بين كافة الوصلات، في أقل شجرة اتساع، هو الأقل مقارنة بكافة الأشكال الشجرية المحتملة. ولتوضيح المفاهيم المستخدمة، يوضح الشكل البياني م٤-١-١ أقل شجرة اتساع لأوروبا تم إعدادها باستخدام بيانات برنامج المقارنات الدولية عن أوروبا لسنة ١٩٨٥ المعيارية.

الشكل البياني م٤-١ أقل شجرة اتساع: أوروبا



ويتضح من أقل شجرة الاتساع الواردة هنا أن المقارنة بين ألمانيا والبرتغال تتم من خلال سلسلة تتضمن آيرلندا ولوكسمبرغ وإسبانيا. وتعتبر هذه المقارنة بنظام السلسلة أفضل من المقارنة المباشرة بين أي بلدين. ولا تزال هناك عدة قضايا يتعين البت فيها بشأن استخدام أقل شجرة اتساع. ومع ذلك، فإن أقل شجرة الاتساع تقدم طابعا منهجيا لفكرة بديهية نوعا ما للوصل بين البلدان غير المتشابهة باستخدام سلسلة من البلدان المتشابهة.

وبمجرد تحديد أقل شجرة اتساع، يتم إعداد مقارنة قابلة للتعدي بين زوجين محددين من البلدان باستخدام المؤشرات الثنائية المحسوبة باستخدام صيغة مختارة، مثل مؤشر فيشر أو تورنكفيست، وبيان الوصلات في أقل شجرة الاتساع. وعليه، إذا لزم إجراء مقارنة بين السويد والدانمرك، يقترح منهج أقل شجرة الاتساع المؤشر التالي لهذه المقارنة:

$$I_{\text{Sweden,Denmark}}^{MST} = F_{\text{Sweden,Finland}} \times F_{\text{Finland,Denmark}}$$

حيث تشير F إلى مؤشر فيشر.

ونظرا لأن أقل شجرة اتساع توفر سلسلة فريدة من الوصلات بين أي زوجين من البلدان، تكون المقارنات معرَّفة على نحو فريد. إلا أن أشجار الاتساع تتأثر بالبلدان المتضمنة، وكذلك أنواع الإجراءات المستخدمة في تقييم درجة الموثوقية أو القابلية للمقارنة لأي زوجين من البلدان. ويقوم Aten et al. (2001) بتحليل مدى حساسية أشجار الاتساع والمقارنات الناتجة استنادا إلى نطاق من الإجراءات بما في ذلك بعض مؤشرات التشابه. وقام Rao et al. (2000) بتطبيق منهج شجرة الاتساع لإنشاء المؤشرات متعددة الأطراف للمدخلات والمخرجات والإنتاجية الزراعية، وذلك باستخدام بيانات الإنتاج الزراعي على مستوى الولاية في الولايات المتحدة.

٥- إدماج مؤشر أسعار المستهلكين والمقارنات بين المناطق وعلى المستوى الدولي

تستخدم أفضل المقارنات المتاحة للأسعار بين المناطق وعلى المستوى الدولي بالنسبة للسلع الاستهلاكية والخدمات بيانات مستمدة من المكاتب الإحصائية القومية التي تقوم بإعداد مؤشرات لأسعار المستهلكين. وفي المراجعات النقدية الحديثة لبرنامج المقارنات الدولية من Ryten (1998)، ولتعادلات القوى الشرائية لمنظمة التعاون والتنمية في الميدان الاقتصادي – والمكتب الإحصائي للاتحاد الأوروبي "يوروستات" من قِبل Castles (1997)، تم تقييم دقة وموثوقية المقارنات الدولية على أنها غير كافية. ويشير Castles إلى الصعوبات التي تتم مواجهتها عند مقارنة السلع المتشابهة من بلد إلى آخر، ويؤيد Ryten الحاجة إلى الحصول على مزيد من الدعم من المكاتب الإحصائية القومية في إعداد البيانات السعرية لبرنامج المقارنات الدولية. وقد أوصت كلا المراجعتين بتحليل إمكانية إدماج أعمال برنامج المقارنات الدولية مع أعمال مؤشر أسعار المستهلكين العادية التي تضطلع بها المكاتب الإحصائية القومية. ونظرا لأن هذا المرفق يتناول المقارنات المكانية والدولية، فمن الملائم الآن تحليل وتعريف الخطوات المحتملة المتضمنة في منهج أكثر تكاملا لأنشطة مؤشر أسعار المستهلكين وبرنامج المقارنات الدولية.

ويقدم هذا القسم أولا تقييما للفوائد المحتملة التي يمكن أن تعود من اندماج أنشطة مؤشر أسعار المستهلكين وبرنامج المقارنات الدولية مع النظم الإحصائية بصورة عامة، وإحصاءات الأسعار بصفة خاصة، على المستويين العالمي والقومي. ومن المفيد الإشارة هنا إلى أن برنامج المقارنات الدولية يوفر مقارنات عبر البلدان لأسعار السلع والخدمات التي تدخل في الاستهلاك الخاص والاستهلاك الحكومي والاستثمار. وبالتالي، يشتمل برنامج المقارنات الدولية على كافة مكونات إجمالي الناتج المحلي. وعلى النقيض، يركز مؤشر أسعار المستهلكين بصورة رئيسية على التحركات في أسعار السلع الاستهلاكية والخدمات. وسوف تتم بإيجاز مناقشة طبيعة ونطاق أنشطة مؤشر أسعار المستهلكين وبرنامج المقارنات الدولية والقيود التي تواجه منهج الاندماج. ويقوم القسم الفرعي الأخير بتحديد عدد من المبادرات المفيدة التي يمكن أن توفر إطارا لمنهج عملي وأكثر

تكاملا لهذه الأنشطة المهمة التي تتضمن مقارنات زمنية وبين المناطق وعلى المستوى الدولي لأسعار المستهلكين وبرنامج المقارنات الدولية.

٥-١ المزايا من اندماج مؤشر أسعار المستهلكين وبرنامج المقارنات الدولية

أدت العولمة والتوسع الناتج عنها في التجارة الدولية والتدفقات المالية إلى تزايد مستمر في الطلب على الإحصاءات القابلة للمقارنة على المستوى الدولي والتي يمكن استخدامها في تقييم الأداء الاقتصادي للأمم. ويضطلع برنامج المقارنات الدولية بدور رئيسي في تلبية هذا الطلب من خلال توفير إجماليات للدخل القومي قابلة للمقارنة على المستوى الدولي، مثل الاستهلاك الخاص والاستهلاك الحكومي وتكوين رأس المال. وقد قدم برنامج المقارنات الدولية كذلك معلومات قيمة حول الأسعار الدولية النسبية للسلع والخدمات، على مستوى مجزأ على نحو معقول، والتي يستخدمها الباحثون حول العالم. ومن أشهر النواتج الثانوية للمقارنات الدولية جداول "بن" العالمية (Penn World Tables) ومؤشرات التنمية العالمية (World Development Indicators)، والتي تعد مصادر قيمة للبيانات للبحوث المعنية بعدم المساواة العالمية، والفقر والتحليل الاقتصادي القياسي لنمو الإنتاجية، ودراسة جهود اللحاق والتقارب (catch-up and convergence) بين الأمم.

وتقل المزايا المحتملة من برنامج المقارنات الدولية نوعا ما بفعل فترات التأخر الطويلة في إتاحة المقارنات الدولية للمستخدمين المحتملين. ولا تتسم تغطية برنامج المقارنات الدولية بالاتساع، كما يختلف عدد البلدان المغطاة عبر الأقاليم. وتعكس التغطية المحدودة لبرنامج المقارنات الدولية في بعض الأقاليم متطلبات الموارد المرتبطة بإعداد بيانات الأسعار خصيصا لأغراض برنامج المقارنات الدولية. ويمكن في هذا المجال تحديدا استخلاص فوائد كبيرة إذا ما تم إدماج أنشطة برنامج المقارنات الدولية مع أعمال المكاتب الإحصائية القومية الخاصة بمؤشر أسعار المستهلكين.

وعلى المستوى العالمي، تعد المزايا المحتملة كثيرة ومتنوعة. وفيما يلي عدد قليل من تلك المزايا:

- زيادة تغطية البلدان، الأمر الذي يؤدي إلى إطار أفضل لعمليات الاستكمال بالاستقراء؛
- تحسين نوعية التقديرات الناتج عن استخدام بيانات سعرية مكثفة تم جمعها لأغراض مؤشرات أسعار المستهلكين، بدلا من إنشاء المقارنات على أساس منتجات ذات مواصفات قد لا تكون ممثِلة لسلال الاستهلاك في البلدان المتضمنة؛
- فوائد من البحوث المعنية بطرائق إجراء تعديلات مقابل الفروق في النوعية. وتعد هذه الطرائق لازمة لإجراء تعديلات مقابل الفروق في نوعية المنتجات عبر البلدان؛
- إعداد تعادلات للقوى الشرائية على المستوى الإقليمي، والتي من المحتمل أن تجعل نتائج برنامج المقارنات الدولية أكثر اتساقا مع تحركات الأسعار المحلية وأكثر قبولا لدى الحكومات القومية؛

- إنشاء حسابات قومية قابلة للمقارنة على المستوى الدولي، وبوحدة عملة مشتركة، وهو ما يعد مكملا للحسابات القومية القائمة بوحدات العملة القومية. وسوف تمثل هذه الحسابات إضافة مفيدة لقواعد البيانات الإحصائية الدولية من شأنها التمكين من إجراء بحوث على المستوى العالمي تعنى بالأداء الاقتصادي القُطري والإقليمي، واللحاق والتقارب في الأجل الطويل بين البلدان.
- تقديرات موثوقة لتعادلات القوى الشرائية إلى جانب معدلات تضخم محلية، مما يوفر مصفوفة كاملة من فروق الأسعار الزمنية–المكانية التي يمكن استخدامها لزيادة فهم العوامل التي تؤثر على مستويات الأسعار وتحركات سعر الصرف على المستوى القومي.

ويمكن كذلك للوكالات الإحصائية القومية استخلاص العديد من المزايا من تطبيق منهج متكامل لإعداد مؤشر أسعار المستهلكين وتعادلات القوى الشرائية. إلا أن طبيعة المزايا التي يتم استخلاصها سوف تختلف حسب مرحلة التنمية التي تمر بها البلدان محل الاهتمام. فبالنسبة للبلدان الأكثر تقدما ذات الوكالات والبرامج الإحصائية الراسخة جيدا، يتم الحصول على المزايا من خلال التآزر الإيجابي الناتج عن اتباع منهج مشترك تجاه المقارنات المكانية والزمنية. وهي كالتالي:

- تتناول الدراسات الحديثة المعنية بمؤشر أسعار المستهلكين وبرنامج المقارنات الدولية القضية المهمة المتمثلة في تغير النوعية عبر الزمن وفروق النوعية عبر البلدان. ويتم حاليا بذل جهود للعثور على طرائق إحصائية مناسبة يمكن استخدامها في قياس التغيرات في مستوى الأسعار التي تؤدي إلى تخفيضات في التحيزات المحتملة.

- يعد التعامل مع المنتجات الجديدة والمختفية في مؤشر أسعار المستهلكين مشكلة مهمة مرتبطة بتنامي العولمة، وتوسع التجارة الحرة وإزالة الحواجز الجمركية. وعليه، فإن المكاتب الإحصائية القومية، خاصة في البلدان المتقدمة، غالبا ما تواجه مشكلة محاسبية في حالة السلع الجديدة، والسلع الخاضعة لتغيرات سريعة في النوعية.

- إن الإعداد المنتظم لإحصاءات الحسابات القومية وقياس التغير السعري من خلال مؤشر أسعار المستهلكين، والتوسع نحو استخدام المقارنات بين المناطق وعلى المستوى الدولي، من شأنه توفير المعلومات اللازمة لتقييم مستويات الدخل الحقيقي وما يحدث فيه من تحركات.

وفي حالة البلدان النامية ذات البنية التحتية الإحصائية غير الكافية، يمكن أن تكون المزايا الناتجة عن المنهج المتكامل كبيرة وتساعد على بناء القدرات في مثل هذه البلدان. وتتضمن هذه المزايا:

- تدعيم البنية التحتية الإحصائية وبناء المؤسسات. ويمكن للجهود المبذولة لتنفيذ دليل مؤشر أسعار المستهلكين وتوصياته، إلى جانب المشاركة في نشاط برنامج المقارنات الدولية، أن تؤدي إلى تحديد

أوجه النقص في البنية التحتية لبلد ما ونقص القدرات المؤسسية. وفي بعض البلدان، قد يكون من الضروري تقوية وظائف الإدارة والتخطيط، وتعيين موظفين جدد، وتوفير تدريب على كيفية إجراء مسوح إنفاق الأسر المعيشية وغيرها من المسوح العامة للأسعار؛

- تدعيم أنظمة جمع ومعالجة ونشر البيانات. ويعد تصميم وإجراء مسوح بالعينة للمعايير الدولية عملية طويلة وكثيرة المتطلبات. وقد يكون ضروريا تطوير خطة نظامية لتطوير تصميمات المسوح لتنسيق مسوح الكيانات الاقتصادية وكيانات الأعمال، ولإجراء تعدادات دورية للنشاط الاقتصادي. وقد يكون لازما كذلك استعمال الحاسوب في أنشطة معالجة البيانات؛

- تطوير قياس عدم المساواة في الدخل، والفقر. ويمكن استخدام بيانات الأسعار والإنفاق المحسنة لتطوير التقديرات القومية والدولية للفقر؛

- تطوير المقارنات الإقليمية. ويمكن لتعادلات القوى الشرائية التي يتم إعدادها للأقاليم وللبلدان المجاورة أن توفر معارف بشأن ديناميات التطور الإقليمي، وأن تساعد في تحديد المناطق ذات الاحتياجات الخاصة وتستلزم المساعدة. ويمكن للمقارنات مع البلدان المجاورة، من حيث فروق الأسعار النسبية وتغيرات الدخل الحقيقي، أن توفر حوافز قوية لاتباع سياسات لتحقيق النمو والتضخم المنخفض.

وهناك العديد من التطبيقات المحتملة لتعادلات القوى الشرائية من برنامج المقارنات الدولية. وقد تناولت دراسات عديدة (وخاصة Astin (2001)، وWard (2001)، وPrennushi (2001)) في ندوة منظمة التعاون والتنمية في الميدان الاقتصادي والبنك الدولي (٢٠٠١) بعض التطبيقات المهمة لتعادلات القوى الشرائية في المكتب الإحصائي للاتحاد الأوروبي ومنظمة التعاون والتنمية في الميدان الاقتصادي، وعلى المستوى العالمي في تقييم الفقر وعدم المساواة.

٥-٢ السمات البارزة لاندماج مؤشر أسعار المستهلكين وبرنامج المقارنات الدولية

لأجل تحديد استراتيجيات لتحقيق اندماج أوثق بين إعداد مؤشر أسعار المستهلكين الزمني والمقارنات الأوسع بين المناطق وعبر البلدان لأسعار المستهلكين وتعادلات القوى الشرائية على مستوى إجمالي الناتج المحلي، من الضروري تحليل السمات الرئيسية والسياق الذي سيتم في إطاره تحقيق هذا الاندماج. وتتمثل القضايا الرئيسية في نطاق وتغطية هاتين المحاولتين من منظور المكاتب الإحصائية القومية، والإطار العام للمقارنات السعرية الذي يتم فيه وضع هذين النشاطين, ويتناول هذا القسم هذين الجانبين.

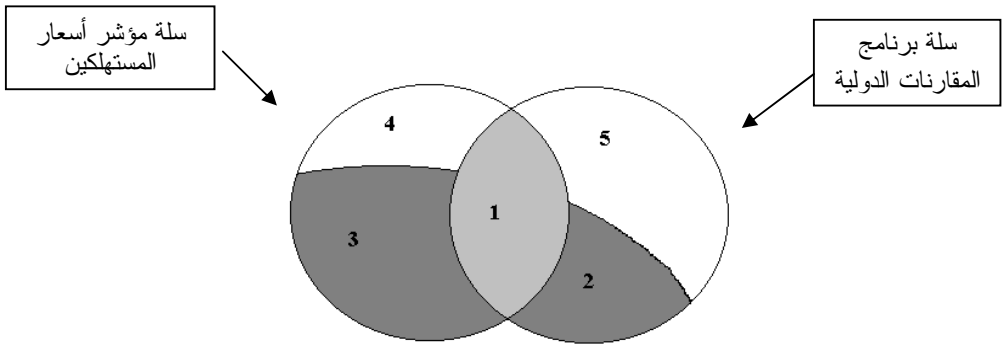
وهناك اختلاف كبير بين مؤشر أسعار المستهلكين وبرنامج المقارنات الدولية من حيث النطاق والتغطية. إذ يعد مؤشر أسعار المستهلكين مقياسا للتغيرات عبر الزمن في أسعار السلع والخدمات المتضمنة في السلال

الاستهلاكية للأسر المعيشية في بلد ما. وعلى النقيض، يقدم برنامج المقارنات الدولية مقياسا للفروق في مستوى الأسعار عبر البلدان، ويغطي كافة مكونات جانب النفقات في الحسابات القومية. وتعد المكونات الرئيسية لإجمالي الناتج المحلي المستخدمة في مقارنات برنامج المقارنات الدولية هي استهلاك الأسر المعيشية، الاستهلاك الحكومي، وتكوين رأس المال وصافي الصادرات. واتساقا مع *نظام الحسابات القومية لعام ١٩٩٣*، يقوم برنامج المقارنات الدولية بإدماج ذلك الجزء من الإنفاق الحكومي الذي يوفر سلعا وخدمات للأسر المعيشية مع الاستهلاك الخاص لتكوين استهلاك الأسر المعيشية. وبالتالي، يعد نطاق وتغطية السلع والخدمات في برنامج المقارنات الدولية أوسع كثيرا مقارنة بمؤشر أسعار المستهلكين. إلا أن مفهوم استهلاك الأسر المعيشية المستخدم يعد مماثلا تقريبا لذلك المستخدم في إعداد مؤشر أسعار المستهلكين. وسيكون أي إدماج بين أعمال مؤشر أسعار المستهلكين وبرنامج المقارنات الدولية قاصرا بالضرورة على إجمالي استهلاك الأسر المعيشية في الحسابات القومية.

وفي إطار برنامج المقارنات الدولية، يتم الحصول على أسعار من بلدان مختلفة لعدد كبير من السلع والخدمات ذات مواصفات محددة جيدا جدا للمنتجات. وهذا المنهج الذي يُوصف بأنه منهج "الوصف المحكم" يتم استخدامه في برنامج المقارنات الدولية. ويتطلب هذا المنهج وصفا وافيا للمنتَج بحيث يمكن تعريفه بصورة فريدة وفقا لمفهوم "قاعدة السعر الواحد"، وحتى يمكن التعرف عليه في نطاق من المواقع والفترات الزمنية حيثما وحينما يكون متوفرا. وتتحدد قائمة المنتجات بناء على مجموعة البلدان المتضمنة في عملية ما للمقارنة الدولية. وفي حين يقدم هذا المنهج حلا لمشكلة تغيرات النوعية عبر البلدان، قد لا تكون السلع التي يتم جمع أسعارها لأغراض برنامج المقارنات الدولية ممثِلة لسلال الاستهلاك في كل من البلدان. وعليه، قد لا تكون السلع التي يتم جمع أسعارها ممثِلة للبنود التي يتم استهلاكها في البلدان، والتي عادة ما تشكل حزمة السلع والخدمات المستخدمة في إنشاء مؤشر أسعار المستهلكين.

وتتوقف درجة النجاح في إدماج نشاط برنامج المقارنات الدولية مع إعداد مؤشر أسعار المستهلكين على مدى قدرة هذين النشاطين على الاستناد إلى مجموعة مشتركة من البيانات والمعلومات المتاحة على المستوى القومي. ويوضح الشكل البياني م٤-٢ تقاطع مجموعتي البيانات لكل من مؤشر أسعار المستهلكين وبرنامج المقارنات الدولية.

الشكل البياني م٤-٢: بيانات الأسعار لمؤشر أسعار المستهلكين وأنشطة برنامج المقارنات الدولية



وتعد المجالات المرقمة التالية ذات أهمية خاصة:

(١) مجموعة مشتركة من السلع والخدمات بين قوائم مؤشر أسعار المستهلكين وبرنامج المقارنات الدولية. ويمكن استخدام هذه البيانات السعرية بصورة مباشرة في منهج متكامل تجاه هذين النشاطين.

(٢) و(٣) مجموعة فرعية من سلع وخدمات برنامج المقارنات الدولية التي يمكن اشتقاق أسعارها بعد إجراء تعديلات مقابل التغير في النوعية للمنتجات المتضمنة في سلة مؤشر أسعار المستهلكين. وهي السلع والخدمات غير المتماثلة، ولكنها متقاربة بما يكفي لإجراء تعديلات مقابل التغير في النوعية استنادا إلى خصائص السلع والخدمات.

(٤) مجموعة من السلع والخدمات في سلة مؤشر أسعار المستهلكين ليس لها مكون مباشر في سلة برنامج المقارنات الدولية.

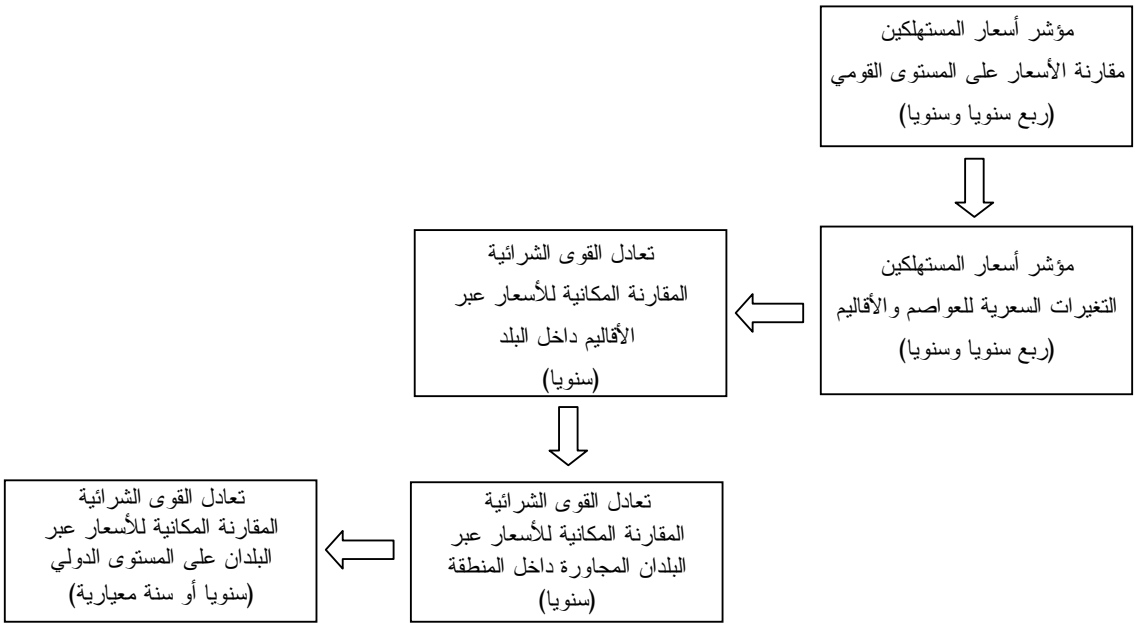
(٥) سلة السلع والخدمات في برنامج المقارنات الدولية تحت عناوين جانب الإنفاق للحسابات القومية التي ليس لها أي صلة مباشرة أو تطابق مع مؤشر أسعار المستهلكين.

ويوضح الشكل البياني م٤-٢ أنه لأجل نجاح الاندماج بين برنامج المقارنات الدولية ومؤشر أسعار المستهلكين، يتعين على مقارنات برنامج المقارنات الدولية أن تكون قاصرة على مجموعات قُطرية تتسم فيها سلة السلع والخدمات، التي تمثل استهلاك الأسر المعيشية في إطار برنامج المقارنات الدولية، بتداخل كبير مع سلال مؤشر أسعار المستهلكين الخاصة بالبلدان. ويمكن تحقيق مثل هذا التداخل فقط عندما تُظهِر المجموعات

القُطرية في مقارنات برنامج المقارنات الدولية أوجه تشابه في السلال الاستهلاكية لمؤشر أسعار المستهلكين بها. ولهذا دلالات ضمنية لبرنامج المقارنات الدولية وبرنامج تطبيقه على المستوى الإقليمي.

وعند تحليل أنشطة مؤشر أسعار المستهلكين وبرنامج المقارنات الدولية، من الضروري أيضا النظر في نطاق من المقارنات الزمنية والمكانية للأسعار ذات الأهمية للمكاتب الإحصائية القومية في سبيل توفير مجموعة شاملة من الإحصاءات الاقتصادية لصانعي السياسات وغيرهم من المحللين. ومن الممكن النظر في هذه الأنشطة وفق تسلسل يوضح تدرج أنشطة المقارنة السعرية هذه (الشكل البياني م٤-٣).

الشكل البياني م٤-٣: تسلسل المقارنات السعرية



ويستخدم الرسم البياني التخطيطي نشاط مؤشر أسعار المستهلكين المعياري المتمثل في تقدير التغيرات السعرية السنوية أو ربع السنوية بالنسبة للبلد ككل. وفي معظم البلدان، يتم استكمال أرقام المؤشر القومي لأسعار المستهلكين بواسطة تقديرات مؤشر أسعار المستهلكين المتعلقة بالمنطقة سواء بالنسبة للعواصم أو الأقاليم داخل البلد. ويعد التدرج الطبيعي، حيثما تسمح البيانات، هو إجراء مقارنات مكانية للأسعار. وحاليا، يقوم عدد قليل جدا من البلدان فيما يبدو بإنتاج هذه المؤشرات على أساس منتظم. وتعد القفزة الكبيرة نوعا ما من هذا المستوى هي إجراء مقارنات سعرية، على أساس ثنائي أو متعدد الأطراف، مع بلدان متجاورة جغرافيا أو بلدان داخل تجمع سياسي أو اقتصادي. ويعد العنصر الأخير في هذه السلسلة هو مشاركة المكاتب الإحصائية القومية في عملية مقارنة للأسعار على المستوى العالمي مثل برنامج المقارنات القومية. وحاليا،

فإن مشاركة المكاتب الإحصائية القومية تقع في الغالب على طرفي نقيض هذا النطاق. غير أن المستوى العام لمشاركة المكاتب الإحصائية القومية في برنامج المقارنات الدولية من المحتمل أن تكون أكثر حماسا عندما تكتسب خبرات من مشاركتها في المقارنات بين المناطق داخل البلد والمقارنات داخل الإقليم الواحد التي تتضمن بلدانا متجاورة جغرافيا.

٥-٣ استراتيجيتان رئيسيتان لتحقيق الاندماج بين مؤشر أسعار المستهلكين وبرنامج المقارنات الدولية

استنادا إلى المناقشة الموجزة لأنشطة مؤشر أسعار المستهلكين وبرنامج المقارنات الدولية التي تقوم بها المكاتب الإحصائية القومية، من الممكن تحديد استراتيجيتين رئيسيتين سوف يترتب عليهما مستوى من الاندماج بين هذين النشاطين يمكن أن يفيد كلا البرنامجين وأنظمة الإحصاءات الاقتصادية في البلدان المشاركة. وينشأ كلا الاستراتيجيتين من الحاجة إلى تعظيم تدفق البيانات من مؤشر أسعار المستهلكين وبرنامج المقارنات الدولية، وفي الوقت ذاته توفير إطار لتطوير المقارنات الزمنية وبين المناطق لأسعار المستهلكين داخل بلد ما.

استخدام منهج الخصائص: تم اقتراح هذا المنهج في دراسة Zieschang et al. (2001) وأشير إليه في دراسة Rao (2001a). ويبدأ منهج الخصائص بدراسة للسوق يقوم بها أحد محللي المكتب الإحصائي القومي لتحديد مجموعة من الخصائص المحددة للسعر. وتتحدد خصائص المنتَج هذه، مثل الحجم والسمات وطبيعة معاملة البيع ونوع منفذ البيع وهكذا وفقا للمعلومات المتاحة حول تأثير الخاصية بتفاصيلها على السعر في نقطة زمنية ما أو على مدى فترة مرجعية معينة، مثل سنة. وفي إطار هذا المنهج، يتم جمع أسعار المنتجات مع القيام في الوقت ذاته بتسجيل خصائص المنتَج.

وفي سياق المؤشر المعياري لأسعار المستهلكين، تظل قائمة المنتجات ثابتة نوعا ما، باستثناء في الحالات التي يتم فيها إحلال منتج جديد محل نوعية أو منتج قديم. إلا أنه عند إجراء مقارنات مكانية، قد يكون تداخل المنتجات محدودا. وفي مثل هذه الحالات، يصبح منهج الخصائص مفيدا. ويعد هذا المنهج هو النقيض المباشر لجمع أسعار منتجات معينة جدا في كافة البلدان، أو في مناطق داخل بلد ما، الأمر الذي يحد من تداخل وفائدة مؤشرات أسعار المستهلكين الناتجة.

ويستلزم منهج الخصائص بيانات الأسعار والخصائص لمجموعة متنوعة وكبيرة بما يكفي من السلع المفصلة أو المواصفات في مجموعة البنود وذلك لتقدير نموذج انحدار السعر على الخصائص. وتُعرَّف مثل هذه النماذج بنماذج الانحدار الهيدوني، حيث يتم تقدير انحدار لوغاريتم السعر على مختلف الخصائص. وبالنسبة للمقارنات المكانية، يعد هذا المنهج مشابها جدا لطريقة "البلد-المنتَج-المتغير الصوري" التي نوقشت أعلا في هذا المرفق. ويصف Kokoski et al. (1999) طريقة لإنتاج مقارنات اقتصادية "دقيقة" ومعدلة بالخصائص للرقم القياسي بين المناطق تسمح باختلاف معالم المعادلة الهيدونية من منطقة لأخرى. ويمكن تصنيف هذه

الطريقة على أنها شكل مختلف من طريقة "البلد–المنتَج–المتغير الصوري" المرجحة إلى جانب رقم تورنكفيست القياسي متعدد الأطراف.

وتعد المزايا الرئيسية لمنهج الخصائص هي أنه لا يستند بشكل حيوي إلى التداخل في الحزم السلعية لشتى المناطق أو البلدان، ولكن إلى حجم العينة وعدد السلع التي يتم جمع أسعارها وخصائصها النوعية. ويلزم أن يكون حجم العينة كبيرا بما يكفي حتى يمكن التقدير الكفء للمعلمات المتضمنة.

ومن أجل تيسير التعاون مع برنامج المقارنات الدولية، إلى جانب الحصول على قاعدة بيانات ذات بنية جيدة لمؤشر أسعار المستهلكين تمتد لتشمل الخصائص، فإن أفضل السبل التي تخدم مصالح المكاتب الإحصائية القومية في نهاية الأمر هو تطبيق أنظمة تصنيف للمنتجات والخصائص متسقة مع المعايير المتفق عليها دوليا. ولأجل جعل هذا المنهج قابلا للتطبيق عمليا، من الضروري إنشاء أنظمة التصنيف هذه باستخدام بعض التصنيفات القائمة مثل التصنيف المركزي للمنتجات (Central Product Classification) أو تصنيف الاستهلاك الفردي حسب الغرض. وينبغي أن تتسع هذه التصنيفات لتشمل مجموعة أساسية من الخصائص المعيارية لكل فئة داخل التصنيف.

وعلى الرغم من مزايا منهج الخصائص، فإن تطبيق نظام لتصنيف خصائص المنتجات يستلزم أن توافق كافة البلدان أو الأطراف المعنية على معيار محدد وأن تخصص الموارد اللازمة لهذا العمل. وإلى أن تتوافر مجموعات بيانات شاملة تتضمن أسعار وخصائص المنتجات، قد يكون ضروريا الآن البحث في مناهج محتملة أخرى يمكن استخدامها بالاشتراك مع منهج "الوصف المحكم" الحالي المستخدم في عمليات برنامج المقارنة الدولية.

منهج الوصل إزاء المقارنات الدولية: إذا كان تعظيم درجة التداخل مع مؤشر أسعار المستهلكين هو أحد الأهداف الرئيسية لبرنامج المقارنات الدولية، عندئذ ينبغي إنشاء مقارنات متعددة الأطراف عبر البلدان من المقارنات الثنائية، حيث يتم تحديد الأزواج من البلدان على أساس الحد الأقصى للتداخل في سلال مؤشراتها القومية لأسعار المستهلكين. وبمجرد تحديد مثل هذه الأزواج من البلدان، يمكن إنشاء مقارنات متعددة الأطراف باستخدام سلاسل مبنية على أساس الوصلات. ويعد هذا المنهج مشابها نوعا ما إلى منهج أقل شجرة اتساع (MST) الذي اقترحه هيل. وفي حين يَستخدِم المعيار الأساسي لمنهج "هيل" التغير في الأرقام النسبية للأسعار، المقيس باستخدام الفرق بين لاسبير وباش، يستلزم المنهج المقترح هنا قياسات لتداخل بيانات الأسعار كمعيار أساسي.

ويستلزم منهج الوصل إطارا متعدد المراحل. ففي المرحلة الأولى، من الضروري تحديد مجموعات البلدان لتكوين أقاليم أو مجموعات. وتتضمن المعايير الرئيسية التي يتعين استخدامها هنا درجة التداخل التي يمكن

تحقيقها بين الأزواج من البلدان داخل المجموعة وبعض مقاييس التشابه في أنماط الإنفاق. وفي المرحلة الثانية، يتعين استخدام منهج أقل شجرة اتساع لتحديد الوصلات المحددة داخل مجموعة إقليمية من البلدان. وبمجرد إنشاء تعادلات القوى الشرائية الإقليمية متعددة الأطراف، واستخلاص تعادلات القوى الشرائية لإجمالي الناتج المحلي ومكوناته الرئيسية، عندئذ تتمثل الخطوة التالية في الربط بين مختلف المقارنات الإقليمية لاستخلاص مجموعة من المقارنات وتعادلات القوى الشرائية على المستوى العالمي.

ويمثل تطبيق إجراء الوصل المسلسل تحولا رئيسيا عن المنهج الحالي المتبع في أعمال برنامج المقارنات الدولية. وحاليا تعتمد المقارنات في إطار برنامج المقارنات الدولية أساسا على منهج التحليل من أعلى إلى أسفل "Top-down approach"، حيث يتم في بادئ الأمر تحديد قائمة سلع ما على أساس منهج "الوصف المحكم"، ثم بعدها يتم جمع بيانات الأسعار من البلدان المختلفة. وحيثما يتم تطبيق أعمال برنامج المقارنات الدولية على المستوى الإقليمي، يتم تحديد الأقاليم أساسا وفقا لاعتبارات جغرافية وليس اعتبارات مستندة إلى البيانات. وإذا كان ينبغي أن تستند المقارنات عبر البلدان إلى بيانات مؤشر أسعار المستهلكين المتوفرة على المستوى القومي، فمن الضروري أن نستخدم منهج التحليل من أسفل إلى أعلى "Bottom-up approach"، حيث يلزم إنشاء كافة الإجراءات التشغيلية، بما في ذلك تحديد المجموعات والوصلات، باستخدام البيانات المتاحة من المصادر القومية التي توفرها المكاتب الإحصائية القومية. ويؤدي تطبيق إجراءات الوصل المكاني إلى الإقلال إلى الحد الأدنى من الحاجة للتعديلات مقابل التغير في النوعية من النوع الموصوف في إطار منهج الخصائص لجمع البيانات السعرية.

ويمكن للاندماج بين المقارنات المكانية والزمنية توفير مجموعة متسقة من المقارنات الزمنية وبين المناطق وبين البلدان، وفي الوقت ذاته تحسين نوعية المقارنات الأساسية. وهو احتمال مثير للاهتمام، ولكن لابد من التغلب على عدة تحديات قبل أن نتمكن من تحقيق منهج متكامل حقا للمقارنات المكانية والزمنية لأسعار المستهلكين.

المراجع

Abraham, K.G., J.S. Greenlees and B.R. Moulton. 1998. "Working to Improve the Consumer Price Index", in *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 12, No. 1, pp. 27–36.

Aczél, J. 1987. *A Short Course on Functional Equations* (Dordrecht: Reidel Publishing Co.).

Advisory Commission to Study the Consumer Price Index. 1995. *Toward a More Accurate Measure of the Cost of Living*, Interim Report to the Senate Finance Committee, Sep. 15 (Washington, D.C.).

Aizcorbe, A.M., and P.C. Jackman. 1993. "The commodity substitution effect in CPI data, 1982–91", in *Monthly Labor Review*, Vol. 116, No. 12, pp. 25–33.

Aizcorbe, A., C. Corrado and M. Doms. 2001. *Constructing Price and Quantity Indexes for High Technology Goods*, Industrial Output Section, Division of Research and Statistics (Washington, D.C.: Board of Governors of the Federal Reserve System).

Alterman, W.F., W.E. Diewert and R.C. Feenstra. 1999. *International Trade Price Indexes and Seasonal Commodities* (Washington, D.C.: Bureau of Labor Statistics).

Anderson, R.G., B.E. Jones and T. Nesmith. 1997. "Building New Monetary Services Indexes: Concepts, Data and Methods", in *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, Vol. 79, No. 1, pp. 53–83.

Ardilly, P. and F. Guglielmetti. 1993. "La précision de l'indice des prix: mesure et optimisation", in *Economie et Statistique*, No. 267, juillet.

Arguea, N.M., C. Haseo and G.A. Taylor. 1994. "Estimating Consumer Preferences using Market Data: An Application to U.S. Automobile Demand", in *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 9, pp. 1–18.

Armknecht, P.A. 1996. *Improving the Efficiency of the U.S. CPI*, Working Paper No. 96/103 (Washington, D.C.: IMF).

—— and D. Weyback. 1989. "Adjustments for Quality Change in the U.S. Consumer Price Index", in *Journal of Official Statistics*, Vol. 5, No. 2, pp. 107–123.

—— and F. Maitland-Smith. 1999. *Price Imputation and Other Techniques for Dealing with Missing Observations, Seasonality and Quality Change in Price Indices*, Working Paper No. 99/78 (Washington, D.C.: IMF), June. Available at: http://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/1999/wp9978.pdf

——, W.F. Lane and K.J. Stewart. 1997. "New Products and the U.S. Consumer Price Index", in R.C. Feenstra and M.D. Shapiro (eds.): *Scanner Data and Price Indexes*, NBER Studies in Income and Wealth (Chicago, IL: University of Chicago Press, 2003), pp. 375–391.

Arrow, K.J., H.B. Chenery, B.S. Minhas and R.M. Solow. 1961. "Capital–Labor Substitution and Economic Efficiency", in *Review of Economics and Statistics*, Vol. 63, pp. 225–250.

Astin, J. 1999. "The European Union Harmonized Indices of Consumer Prices. HICP)", in R. Gudnason and T. Gylfadottir (eds.): *Proceedings of the Ottawa Group Fifth Meeting*, Reykjavik, Iceland, 25–27 Aug.; also published in *Statistical Journal of the United Nations ECE*, Vol. 16, pp. 123–135. Available at: http://www.statcan.ca/secure/english/ottawa group/

——. 2001. *New Uses of PPPs within the European Union*, Paper presented at the Joint World Bank–OECD Seminar on Purchasing Power Parities: Recent Advances in Methods and Applications, Washington, D.C., Jan. 30–Feb. 2.

Aten, B., R. Summers and A. Heston. 2001. *An Explanation of Stability in Country Price Structures: Implications for Spatial–temporal Comparisons*, Paper presented at the Joint World Bank–OECD Seminar on Purchasing Power Parities: Recent Advances in Methods and Applications, Washington, D.C., Jan. 30–Feb. 2.
Australian Bureau of Statistics. 1997. *An Analytical Framework for Price Indexes in Australia*, Information Paper, Catalogue No. 6421.0. Available at: http://www.abs.gov.au
——. 2000. *Price Index and The New Tax System*, Information Paper, Catalogue No. 6425.0. Available at: http://www.abs.gov.au
——. 2003. *Australian Consumer Price Index: Concepts, Sources and Methods*, Catalogue No. 6461.0. Available at: http://www.abs.gov.au/
Bailey, M.J., R.F. Muth and H.O. Nourse (1963), "A Regression Method for Real Estate Price Construction", *Journal of the American Statistical Association* 58, 933-942.
Baker, D. 1998. "Does the CPI Overstate Inflation? An Analysis of the Boskin Commission Report", in D. Baker (ed.): *Getting Prices Right* (Washington, D.C.: Economic Policy Institute), pp. 79–155.
Baldwin, A. 1990. "Seasonal Baskets in Consumer Price Indexes", in *Journal of Official Statistics*, Vol. 6, No. 3, pp. 251–273.
Balk, B.M. 1980a. "Seasonal Products in Agriculture and Horticulture and Methods for Computing Price Indices", in *Statistical Studies No. 24* (The Hague: Netherlands Central Bureau of Statistics).
——. 1980b. "Seasonal Commodities and the Construction of Annual and Monthly Price Indexes", in *Statistische Hefte*, Vol. 21, pp. 110–116.
——. 1980c. "A Method for Constructing Price Indices for Seasonal Commodities", in *The Journal of the Royal Statistical Society Series A*, Vol. 143, pp. 68–75.
——. 1981. "A Simple Method for Constructing Price Indices for Seasonal Commodities", in *Statistische Hefte*, Vol. 22, pp. 72–78.
——. 1983. "Does There Exist a Relation between Inflation and Relative Price Change Variability? The Effect of the Aggregation Level", in *Economic Letters*, Vol. 13, pp. 173–180.
——. 1985. "A Simple Characterization of Fisher's Price Index", in *Statistische Hefte*, Vol. 26, pp. 59–63.
——. 1989a. "Changing Consumer Preferences and the Cost of Living Index: Theory and Nonparametric Expressions", in *Zeitschrift für Nationalökonomie*, Vol. 50, No. 2, pp. 157–169.
——. 1989b. "On Calculating the Precision of Consumer Price Indices", in *Contributed Papers 47th Session of the ISI* (Paris).
——. 1990. "On Calculating Cost-of-Living Index Numbers for Arbitrary Income Levels", in *Econometrica*, Vol. 58, No. 1. pp. 75–92.
——. 1994. *On the First Step in the Calculation of a Consumer Price Index*, Paper presented at First Meeting of the International Working Group on Price Indices, Ottawa, Oct. 31–Nov. 4. Available at: http://www.ottawagroup.org
——. 1995. "Axiomatic Price Index Theory: A Survey", in *International Statistical Review*, Vol. 63, pp. 69–93.
——. 1996a. "A Comparison of Ten Methods for Multilateral International Price and Volume Comparisons", in *Journal of Official Statistics*, Vol. 12, pp. 199–222.

——. 1996b. "Consistency in Aggregation and Stuvel Indices", in *The Review of Income and Wealth*, Vol. 42, pp. 353–363.
——. 1998a. *Industrial Price, Quantity and Productivity Indices* (Boston, MA: Kluwer Academic Publishers).
——. 1998b. *On the Use of Unit Value Indices as Consumer Price Subindices*, Paper presented at the Fourth Meeting of the International Working Group on Price Indices, Washington, D.C., Apr. 22–24. Available at: http://www.ottawagroup.org
——. 2000a. *Divisia Price and Quantity Indexes 75 Years After*, Draft Paper, Department of Statistical Methods (Voorburg: Statistics Netherlands).
——. 2000b. *On Curing the CPI's Substitution and New Goods Bias*, Research Paper 0005, Department of Statistical Methods (Voorburg: Statistics Netherlands).
——. 2001. *Aggregation Methods in International Comparisons: What have we Learned?*, Report Series Research in Management ERS-2001–41-MKT, Erasmus Research Institute of Management (Rotterdam: Erasmus University).
——. 2002. *Price Indexes for Elementary Aggregates: The Sampling Approach*, Research Report, Methods and Informatics Department (Voorburg: Statistics Netherlands).
—— and W.E. Diewert. 2001. "A Characterization of the Törnqvist Price Index", in *Economics Letters*, Vol. 73, pp. 279–281.
—— and H.M.P. Kersten. 1986. "On the Precision of Consumer Price Indices Caused by the Sampling Variability of Budget Surveys", in *Journal of Economic and Social Measurement*, Vol. 14, pp. 19–35.
Bartik, T.J. 1988. "Measuring the Benefits of Land Improvements in Hedonic Models", in *Land Economics*, Vol. 64, No. 2, pp. 172–183.
Bascher, J. and T. Lacroix. 1999. *Dishwashers and PCs in the French CPI: Hedonic Modeling, from Design to Practice*, Paper presented at the Fifth Meeting of the International Working Group on Price Indices, Reykjavik, Aug. 25–27. Available at: http://www.ottawagroup.org
Baxter, M. (ed.). 1998. *The Retail Prices Index. Technical Manual* (London: Office for National Statistics, UK).
Bean, L.H. and O.C. Stine. 1924. "Four Types of Index Numbers of Farm Prices", in *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 19, pp. 30–35.
Becker, G.S. 1965. "A Theory of the Allocation of Time", in *Economic Journal*, Vol. 75, pp. 493–517.
Beidelman, C. 1973. *Valuation of Used Capital Assets* (Sarasota, FL: American Accounting Association).
——. 1976. "Economic Depreciation in a Capital Goods Industry", in *National Tax Journal*, Vol. 29, pp. 379–390.
Berndt, E.R. 1991. *The Practice of Econometrics: Classic and Contemporary* (Reading, MA: Addison Wesley).
——. 2006. "The Boskin Comission Report After a Decade: After-life or Requiem?" in *International Productivity Monitor*, Number 12, pp.61-73.
——, D. Ling and M.K. Kyle. 2003. "The Long Shadow of Patent Expiration: Generic Entry and Rx to OTC Switches", in M. Shapiro and R.C. Feenstra (eds.): *Scanner Data and Price Indexes*, NBER Studies in Income and Wealth (Chicago, IL: University of Chicago Press), pp. 229–273.

——, L.T. Bui, D.H. Lucking-Reiley and G.L. Urban. 1997. "The Roles of Marketing, Product Quality and Price Competition in the Growth and Composition of the U.S. Anti-Ulcer Drug Industry", in T. Bresnahan and R.J. Gordon: *The Economics of New Goods*, NBER Studies in Income and Wealth (Chicago and London: University of Chicago Press), pp. 277–232.

——, Z. Griliches and N.J. Rappaport. 1995. "Econometric Estimates of Price Indexes for Personal Computers in the 1990s", in *Journal of Econometrics*, Vol. 68, pp. 243–68.

Berry S., J. Levinsohn and A. Pakes. 1995. "Automobile Prices in Market Equilibrium", in *Econometrica*, Vol. 63, No. 4, pp. 841–890; also published as NBER Working Paper No. W4264, July 1996, available at: http://www.nber.org.

Beuerlein, I. 2001. *The German consumer price index for telecommunication services: a user profile approach for mobile technology and Internet access*, Paper presented at the Sixth Meeting of the International Working Group on Price Indices, Canberra, Apr. 2–6. Available at: http://www.ottawagroup.org/

Bode, B. and van J. Dalén. 2001. *Quality-Corrected Price Indexes of New Passenger Cars in the Netherlands, 1990–1999*, Paper presented at the Sixth Meeting of the International Working Group on Price Indices, Canberra, Apr. 2–6. Available at: http://www.ottawagroup.org

Böhm-Bawerk, E.V. 1891. *The Positive Theory of Capital*, translated from the original German edition of 1888 by W. Smart (New York: G.E. Stechert).

Boon, M. 1998. "Sampling designs in compiling consumer price indices: current practices at EU statistical institutes", in *Research in Official Statistics*, Vol. 1, No. 2, pp. 39–52.

Bortkiewicz, L.V. 1923. "Zweck und Struktur einer Preisindexzahl", in *Nordisk Statistisk Tidsskrift* 2, pp. 369–408.

Boskin, M.J., (Chair). E.R. Dullberger, R.J. Gordon, Z. Griliches and D.W. Jorgenson. 1996. *Final Report of the Commission to Study the Consumer Price Index*, U.S. Senate, Committee on Finance (Washington, D.C.: U.S. Government Printing Office).

——. 1998. "Consumer Prices in the Consumer Price Index and the Cost of Living", in *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 12, No. 1, pp. 3–26.

Bowley, A.L. 1899. "Wages, Nominal and Real", in R.H.I. Palgrave. (ed.): *Dictionary of Political Economy*, Volume 3 (London: Macmillan), pp. 640–651.

——. 1901. *Elements of Statistics* (Westminster: Orchard House).

——. 1919. "The Measurement of Changes in the Cost of Living", in *Journal of the Royal Statistical Society*, Vol. 82, pp. 343–361.

Bradley, R., B. Cook, S.E. Leaver and B. R. Moulton. 1997. *An Overview of Research on Potential Uses of Scanner Data in the U.S. CPI*, Paper presented at the Third Meeting of the International Working Group on Price Indices, Voorburg, Apr. 16–18. Available at: http://www.ottawagroup.org

Braithwait, S.D. 1980. "The Substitution Bias of the Laspeyres Price Index: An Analysis Using Estimated Cost-of-Living Indexes", in *American Economic Review*, Vol. 70, No. 1, pp. 64–77.

Bresnahan, T.F. 1997. "Comment", in T.F. Bresnahan and R.J. Gordon (eds.): *The Economics of New Goods*, NBER Studies in Income and Wealth (Chicago, IL: University of Chicago Press), pp. 237–247.

Canning, J.B. 1929. *The Economics of Accountancy* (New York: The Ronald Press Co.).

Cage, R., J.S. Greenlees, and P. Jackman. 2003. "Introducing the Chained Consumer Price Index," in *International Working Group on Price Indices (Ottawa Group): Proceedings of the Seventh Meeting* (Thierry Lacroix, ed.). Paris: INSEE, pp. 213-246.
Carli, G.-R. 1804. "Del valore e della proporzione dei metalli monetati", in *Scrittori classici italiani di economia politica*, Vol. 13 (Milano: G.G. Destefanis), pp. 297–366; originally published in 1764.
Carruthers, A.G., D.J. Sellwood and P.W. Ward. 1980. "Recent Developments in the Retail Prices Index", in *The Statistician*, Vol. 29, pp. 1–32.
Cassel, E. and R. Mendelsohn. 1985. "On the Choice of Functional Forms for Hedonic Price Equations: Comment", in *Journal of Urban Economics*, Vol. 18, Sep., pp. 135–142.
Castles, I. 1997. *The OECD–EUROSTAT PPP Program: Review of Practice and Procedures* (Paris: OECD).
Caves, D.W., L.R. Christensen and W.E. Diewert. 1982a. "The Economic Theory of Index Numbers and the Measurement of Input, Output and Productivity", in *Econometrica*, Vol. 50, 1393–1414.
——, L.R. Christensen and W.E. Diewert. 1982b. "Multilateral Comparisons of Output, Input and Productivity using Superlative Index Numbers", in *Economic Journal*, Vol. 92, pp. 73–86.
Cecchetti, S.G. 1997. "Measuring Inflation for Central Bankers", in *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, Vol. 79, pp. 143–155.
Christensen, L.R. and D.W. Jorgenson. 1969. "The Measurement of U.S. Real Capital Input, 1929–1967", in *Review of Income and Wealth*, Vol. 15, No. 4, pp. 293–320.
——, —— and L.J. Lau. 1971. "Conjugate Duality and the Transcendental Logarithmic Production Function", in *Econometrica*, Vol. 39, pp. 255–256.
Church, A.H. 1901. "The Proper Distribution of Establishment Charges, Part III", in *The Engineering Magazine*, Vol. 21, pp. 904–912.
Clements, K.W. and H.Y. Izan. 1981. "A Note on Estimating Divisia Index Numbers", in *International Economic Review*, Vol. 22, pp. 745–747.
—— and H.Y. Izan. 1987. "The Measurement of Inflation: A Stochastic Approach", in *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 5, pp. 339–350.
Cobb, C. and P.H. Douglas. 1928. "A Theory of Production", in *American Economic Review*, Vol. 18, pp. 39–165.
Cochran, W.G. 1977. *Sampling Techniques*, 3rd edition (New York: Wiley).
Cockburn, I.M. and A.H. Anis. 1998. *Hedonic Analysis and Arthritic Drugs*, Working Paper 6574 (Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research).
Coggeshall, F. 1887. "The Arithmetic, Geometric and Harmonic Means", in *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 1, pp. 83–86.
Combris, P., S. Lecocqs and M.Visser. 1997. "Estimation of a Hedonic Price Equation for Bordeaux Wine: Does Quality Matter?", in *Economic Journal*, Vol. 107, No. 441, pp. 390–402.
Commission of the European Communities (Eurostat), IMF, OECD, United Nations and World Bank. 1993. *System of National Accounts 1993* (Brussels/Luxembourg, New York, Paris, Washington, D.C.).
Congressional Budget Office (CBO). 1994. *Is the Growth of the CPI a Biased Measure of Changes in the Cost of Living?*, CBO Paper, Oct. (Washington, D.C.).

Crawford, A. 1998. "Measurement Biases in the Canadian CPI: An Update", in *Bank of Canada Review*, Spring, pp. 39–56.
Cropper, M.L., L.L. Deck and K.E. McConnell. 1988. "On the Choice of Functional Form for Hedonic Price Functions", in *Review of Economics and Statistics*, Vol. 70, No. 4, pp. 668–675.
Crump, N. 1924. "The Interrelation and Distribution of Prices and their Incidence Upon Price Stabilization", in *Journal of the Royal Statistical Society*, Vol. 87, pp. 167–206.
Cunningham, A.W.F. 1996. *Measurement Bias in Price Indices: An Application to the UK's RPI*, Bank of England Working Paper 47 (London: Bank of England).
Curry, B., P. Morgan and M. Silver. 2001. "Hedonic Regressions: Misspecification and Neural Networks", in *Applied Economics*, Vol. 33, pp. 659–671.
Czinkota, M.R. and I. Ronkainen. 1997. "International Business and Trade in the Next Decade: Report from a Delphi Study", in *Journal of International Business Studies*, Vol. 28, No. 4, pp. 827–844.
Dalén, J. 1992. "Computing Elementary Aggregates in the Swedish Consumer Price Index", in *Journal of Official Statistics*, Vol. 8, pp. 129–147.
——. 1994. *Sensitivity Analyses for Harmonizing European Consumer Price Indices*, Paper presented at the First Meeting of the International Working Group on Price Indices, Ottawa, Oct. 31–Nov. 4. Available at: http://www.ottawagroup.org
——. 1995. "Quantifying errors in the Swedish consumer price index", in *Journal of Official Statistics*, Vol. 13, No. 3, pp. 347–356.
——. 1997. *Experiments with Swedish Scanner Data*, Paper presented at the Third Meeting of the International Working Group on Price Indices, Voorburg, Apr. 16–18. Available at: http://www.ottawagroup.org.
——. 1998a. *On the Statistical Objective of a Laspeyres Price Index*, Paper presented at the Fourth Meeting of the International Working Group on Price Indices, Washington, D.C., Apr. 22–24. Available at: http://www.ottawagroup.org.
——. 1998b. "Studies on the Comparability of Consumer Price Indices", in *International Statistical Review*, Vol. 66, No. 1, pp. 83–113.
——. 1999a. "On Reliability, Uncertainty and Bias in Consumer Price Indexes", in M. Silver and D. Fenwick (eds.): *Proceedings of the Measurement of Inflation Conference* (Cardiff: Cardiff University), pp. 184–190.
——. 1999b. *A note on the Variance of the Sample Geometric Mean*, Research Report 1991: 1, Department of Statistics (Stockholm: Stockholm University).
—— and O. Muelteel. 1998. *Variance estimation in the Luxembourg CPI*, Cellule "Statistique et décision" (Luxembourg: Centre de Recherche Public–Centre Universitaire).
—— and E. Ohlsson. 1995. "Variance Estimation in the Swedish Consumer Price Index", in *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 13, No. 3, pp. 347–356.
Dalton, K.V., J.S. Greenlees, and K.J. Stewart. 1998. "Incorporating a Geometric Mean Formula into the CPI", in *Monthly Labor Review*, Vol. 121, No. 10, pp. 3–7.
Davies, G.R. 1924. "The Problem of a Standard Index Number Formula", in *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 19, pp. 180–188.
——. 1932. "Index Numbers in Mathematical Economics", in *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 27, pp. 58–64.

de Haan, J. 2001. *Generalised Fisher Price Indexes and the Use of Scanner Data in the CPI*, Unpublished Paper (Voorburg: Statistics Netherlands).
——. 2003. *Time Dummy Approaches to Hedonic Price Measurement*, Paper presented at the Seventh Meeting of the International Working Group on Price Indices, Paris, May 27–29. Available at: http://www.insee.fr/
—— and E. Opperdoes. 1997. *Estimation of the Coffee Price Index Using Scanner Data: Simulation of Official Practices*, Paper presented at the Third Meeting of the International Working Group on Price Indices, Voorburg, Apr. 16–18. Available at: http://www.ottawagroup.org
——, E. Opperdoes, and C. Schut. 1997. *Item Sampling in the Consumer Price Index: A Case Study using Scanner Data*, Research Report (Voorburg: Statistics Netherlands).
——, E. Opperdoes, and C. Schut. 1999. "Item Selection in the Consumer Price Index: Cut-off Versus Probability Sampling", in *Survey Methodology*, Vol. 25, No. 1, pp. 31–41.
Deaton, A. 1998. "Getting prices right: What should be done?", in *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 12, No. 1, pp. 37–46.
Denny, M. 1974. "The Relationship Between Functional Forms for the Production System", in *Canadian Journal of Economics*, Vol. 7, pp. 21–31.
Diewert, W.E. 1974a. "Applications of Duality Theory", in M.D. Intriligator and D.A. Kendrick (eds.): *Frontiers of Quantitative Economics*, Vol. II (Amsterdam: North-Holland) pp. 106–171.
——. 1974b. "Intertemporal Consumer Theory and the Demand for Durables", in *Econometrica*, Vol. 42, pp. 497–516.
——. 1976. "Exact and Superlative Index Numbers", in *Journal of Econometrics*, Vol. 4, pp. 114–145.
——. 1978. "Superlative Index Numbers and Consistency in Aggregation", in *Econometrica*, Vol. 46, pp. 883–900.
——. 1980. "Aggregation Problems in the Measurement of Capital", in D. Usher (ed.): *The Measurement of Capital*, NBER Studies in Income and Wealth (Chicago, IL: University of Chicago Press), pp. 433–528.
——. 1983a. "The Theory of the Cost of Living Index and the Measurement of Welfare Change", in W.E. Diewert and C. Montmarquette (eds.): *Price Level Measurement* (Ottawa: Statistics Canada), pp. 163–233; reprinted in W.E. Diewert (ed.): *Price Level Measurement* (Amsterdam: North-Holland, 1990), pp. 79–147.
——. 1983b. "The Theory of the Output Price Index and the Measurement of Real Output Change", in W.E. Diewert and C. Montmarquette (eds.): *Price Level Measurement* (Ottawa: Statistics Canada), pp. 1049–1113.
——. 1983c. "The Treatment of Seasonality in a Cost of Living Index", in W.E. Diewert and C. Montmarquette (eds.): *Price Level Measurement* (Ottawa: Statistics Canada), pp. 1019–1045.
——. 1986. *Microeconomic Approaches to the Theory of International Comparisons*, Technical Working Paper No. 53 (Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research).
——. 1992a. "Fisher Ideal Output, Input and Productivity Indexes Revisited", in *Journal of Productivity Analysis*, Vol. 3, pp. 211–248.
——. 1992b. "Exact and Superlative Welfare Change Indicators", in *Economic Inquiry*, Vol. 30, pp. 565–582.

——. 1993a. "The Early History of Price Index Research", in W.E. Diewert and A.O. Nakamura (eds.): *Essays in Index Number Theory*, Vol. 1, Contributions to Economic Analysis 217 (Amsterdam: North-Holland), pp. 33–65.
——. 1993b. "Duality Approaches To Microeconomic Theory", in W.E. Diewert and A.O. Nakamura (eds.): *Essays in Index Number Theory*, Vol. 1, Contributions to Economic Analysis 217 (Amsterdam: North-Holland), pp. 105–175.
——. 1993c. "Symmetric Means and Choice under Uncertainty"', in W.E. Diewert and A.O. Nakamura (eds.): *Essays in Index Number Theory*, Vol. 1, Contributions to Economic Analysis 217 (Amsterdam: North-Holland), pp. 355–433.
——. 1993d. "Overview of Volume 1", in W.E. Diewert and A.O. Nakamura (eds.): *Essays in Index Number Theory*, Vol. 1, Contributions to Economic Analysis 217 (Amsterdam: North-Holland) pp. 1–31.
——. 1995a. *Axiomatic and Economic Approaches to Elementary Price Indexes*, Discussion Paper No. 95–01, Department of Economics (Vancouver: University of British Columbia). Available at: http://www.econ.ubc.ca
——. 1995b. *On the Stochastic Approach to Index Numbers*, Discussion Paper No. 95–31, Department of Economics (Vancouver: University of British Columbia). Available at: http://www.econ.ubc.ca
——. 1996a. "Price and Volume Measures in the National Accounts", in J. Kendrick (ed.): *The New System of National Economic Accounts* (Norwell, MA: Kluwer Academic Publishers), pp. 237–285.
——. 1996b. *Seasonal Commodities, High Inflation and Index Number Theory*, Discussion Paper 96–06, Department of Economics (Vancouver: University of British Columbia).
——. 1996c. *Sources of Bias in Consumer Price Indexes*, Discussion Paper, School of Economics (Sydney: University of New South Wales).
——. 1997. "Commentary on Mathew D. Shapiro and David W. Wilcox: Alternative Strategies for Aggregating Price in the CPI", in *The Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, Vol. 79, No. 3, pp. 127–137.
——. 1998a. "Index Number Issues in the Consumer Price Index", in *The Journal of Economic Perspectives*, Vol. 12, No.1, pp. 47–58.
——. 1998b. "High Inflation, Seasonal Commodities and Annual Index Numbers", in *Macroeconomic Dynamics*, Vol. 2, pp- 456–471.
——. 1999a. "Index Number Approaches to Seasonal Adjustment", in *Macroeconomic Dynamics*, Vol. 3, pp. 48–68.
——. 1999b. "Axiomatic and Economic Approaches to Multilateral Comparisons", in A. Heston and R.E. Lipsey (eds.): *International and Interarea Comparisons of Income, Output and Prices* (Chicago, IL: University of Chicago Press), pp. 13–87.
——. 2000. *Notes on Producing an Annual Superlative Index Using Monthly Price Data*, Discussion Paper No. 00-08, Department of Economics (Vancouver: University of British Columbia). Available at: http://www.econ.ubc.ca
——. 2001. "The Consumer Price Index and Index Number Purpose", in *Journal of Economic and Social Measurement*, Vol. 27, pp. 167–248.
——. 2002a. "The Quadratic Approximation Lemma and Decompositions of Superlative Indexes", in *Journal of Economic and Social Measurement*, Vol. 28, pp. 63–88.

——. 2002b. *Similarity and Dissimilarity Indexes: An Axiomatic Approach*, Discussion Paper No. 02-10, Department of Economics (Vancouver: University of British Columbia). Available at: http://www.econ.ubc.ca
——. 2002c. "Harmonized Indexes of Consumer Prices: Their Conceptual Foundations", in *Swiss Journal of Economics and Statistics*, Vol. 138, No. 4, pp. 547–637.
——. 2002d. *Notes on Hedonic Producer Price Indexes*, Unpublished Paper, Department of Economics (Vancouver: University of British Columbia), Jan.
——. 2002e. *Hedonic Regressions: A Review of Some Unresolved Issues*, Unpublished Paper, Department of Economics (Vancouver: University of British Columbia).
——. 2003a. "Hedonic Regressions: A Consumer Theory Approach", in R.C. Feenstra and M.D. Shapiro (eds.): *Scanner Data and Price Indexes*, NBER Studies in Income and Wealth (Chicago, IL: The University of Chicago Press), pp. 317–348.
——. 2003b. *Measuring Capital*, NBER Working Paper W9526 (Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research).
—— and D.A. Lawrence. 2000. "Progress in Measuring the Price and Quantity of Capital", in L.J. Lau (ed.): *Econometrics Volume 2: Econometrics and the cost of Capital: Essays in Honor of Dale W. Jorgenson* (Cambridge, MA: The MIT Press), pp. 273–326.
Dikhanov, Y. 1997. *The Sensitivity of PPP-Based Income Estimates to Choice of Aggregation Procedures*, Unpublished Paper, International Economics Department (Washington, D.C.: World Bank), Jan.
Dippo, C.S. and C.A. Jacobs. 1983. "Area Sampling Redesign for the Consumer Price Index", in *Proceedings of the Survey Research Methods Section, American Statistical Association*, pp. 118–123.
Divisia, F. 1926. *L'indice monétaire et la théorie de la monnaie* (Paris: Société anonyme du Recueil Sirey).
Dorfman, A.H., J. Lent, S.G.Leaver, and E.Wegman, 2006. "On Sample Survey Designs for Consumer Price Indexes." in *Survey Methodology*, Vol. 32, pp. 197-216.
Drechsler, L. 1973. "Weighting of Index Numbers in Multilateral International Comparisons", in *Review of Income and Wealth*, Vol. 19, pp. 17–34.
Drobisch, M. W. 1871a. "Ueber die Berechnung der Veränderungen der Waarenpreise und des Geldwerths", in *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik*, Vol. 16, pp. 143–156.
—— 1871b. "Ueber einige Einwürfe gegen die in diesen Jahrbüchern veröffentlichte neue Methode, die Veränderungen der Waarenpreise und des Geldwerths zu berechten", in *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik*, Vol. 16, pp. 416–427.
Ducharme, L.M. 1997. "The Canadian Consumer Price Index and the Bias Issue: Present and Future Outlooks" in L.M. Ducharme (ed.): *Bias in the CPI: Experiences from Five OECD Countries*, Prices Division Analytical Series, No. 10 (Ottawa: Statistics Canada), pp. 13–24.
Duggan, J. E. and R. Gillingham. 1999. "The Effect of Errors in the CPI on Social Security Finances", in *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 17, No. 2, pp. 161–169.
Dulberger, E.R. 1989. "The Application of an Hedonic Model to a Quality-Adjusted Price Index For Computer Processors", in D. Jorgenson and R. Landau (eds.): *Technology and Capital Formation* (Cambridge, MA: MIT Press).

——. 1993. "Sources of Price Decline in Computer Processors: Selected Electronic Components", in M. Foss, M.E. Manser and A.H. Young (eds.): *Price Measurement and their Uses*, NBER Studies in Income and Wealth (Chicago, IL: University of Chicago Press), pp. 103–124.
Dutot, C. 1738. *Réflections politiques sur les finances et le commerce*, Vol. 1 (La Haye: Les frères Vaillant et N. Prevost).
Dwyer, L., P. Forsyth and D.S. Prasada Rao. 2001. *PPPs and the Price Competitiveness of International Tourism Destinations*, Paper presented at the Joint World Bank–OECD Seminar on Purchasing Power Parities: Recent Advances in Methods and Applications, Washington, D.C., Jan. 30–Feb. 2.
Edgeworth, F.Y. 1888. "Some New Methods of Measuring Variation in General Prices", in *Journal of the Royal Statistical Society*, Vol. 51, pp. 346–368.
——. 1923. "The Doctrine of Index Numbers According to Mr. Correa Walsh", in *The Economic Journal*, Vol. 11, pp. 343–351.
——. 1925. *Papers Relating to Political Economy*, Vol. 1 (New York: Burt Franklin).
Edwards, R. 1997. "Measuring Inflation in Australia", in L.M. Ducharme (ed.): *Bias in the CPI: Experiences from Five OECD Countries*, Prices Division Analytical Series, No. 10 (Ottawa: Statistics Canada), pp. 5–12.
Ehemann, C., A.J. Katz and B.R. Moulton. 2002. "The Chain-Additivity Issue and the U.S. National Accounts", in *Journal of Economic and Social Measurement*, Vol. 28, pp. 37–49.
Eichhorn, W. 1978. *Functional Equations in Economics* (Reading, MA: Addison-Wesley Publishing Company).
—— and J. Voeller. 1976. *Theory of the Price Index*, Lecture Notes in Economics and Mathematical Systems, Vol. 140 (Berlin: Springer-Verlag).
Eldridge, L.P. 1999. "How price indexes affect BLS productivity measures", in *Monthly Labor Review*, Vol. 122, No. 2, pp. 35–46.
Elteto, O. and P. Koves. 1964. "On an Index Number Computation Problem in International Comparison", in *Statisztikai Szemle*, Vol. 42, pp. 507–518 (in Czech).
Epple, D. 1987. "Hedonic Prices and Implicit Markets: Estimating Demand and Supply Functions for Differentiated Products", in *Journal of Political Economy*, Vol. 95, pp. 59–80.
European Foundation for Quality Management Excellence Model (Brussels: European Foundation for Quality Management). Available at: http://www.efqm.org
Eurostat. 1993. *Classification of Products by Activity in the European Economic Community* (CPA) (Luxembourg).
——. 2001a. *Compendium of HICP Reference Documents* (Luxembourg: Unit B3, Harmonisation of Price Indices), Mar.
——. 2001b. *Handbook on Price and Volume Measures in National Accounts* (Luxembourg: European Commission).
Feenstra, R.C. 1994. "New Product Varieties and the Measurement of International Prices", in *American Economic Review*, Vol. 34, pp. 157–177.
——. 1995. "Exact Hedonic Price Indices", in *Review of Economics and Statistics*, Vol. 77, pp. 634–654.

—— and C.R. Shiells. 1997. "Bias in U.S. Import Prices and Demand", in T.F. Bresnahan and R.J. Gordon (eds.): *The Economics of New Goods*, NBER Studies in Income and Wealth (Chicago, IL: University of Chicago), pp. 249–276.
—— and M.D. Shapiro. 2003. "High Frequency Substitution and the Measurement of Price Indexes", in R.C. Feenstra and M.D. Shapiro (eds.): *Scanner Data and Price Indexes*, NBER Studies in Income and Wealth (Chicago, IL: The University of Chicago Press), pp. 123–146.
—— and W.E. Diewert. 2001. *Imputation and Price Indexes: Theory and Evidence from the International Price Program*, Working Paper No. 335 (Washington, D.C.: Bureau of Labor Statistics). Available at: http://www.bls.gov
Fenwick, D. 1997. "The Boskin Report from a United Kingdom Perspective", in L.M. Ducharme (ed.): *Bias in the CPI: Experiences from Five OECD Countries*, Prices Division Analytical Series, No. 10 (Ottawa: Statistics Canada), pp. 45–52.
——, A. Ball, M. Silver and P.H. Morgan. 2003. "Price Collection and Quality Assurance of Item Sampling in the Retail Price Index: How Can Scanner Data Help?", in M. Shapiro and R. Feenstra (eds.): *Scanner Data and Price Indexes*, NBER Studies in Income and Wealth (Chicago, IL: University of Chicago Press, 2003), pp. 67–87
Ferger, W.F. 1931. "The Nature and Use of the Harmonic Mean", in *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 26, pp. 36–40.
——. 1936. "Distinctive Concepts of Price and Purchasing Power Index Numbers", in *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 31, pp. 258–272.
Ferrari, G. and M. Riani. 1998. "On Purchasing Power Prities Calculation at the Basic Heading Level", in *Statistica*, Vol. LVIII, pp. 91–108.
——, G. Gozzi and M. Riani. 1996. "Comparing GEKS and EPD Approaches for Calculating PPPs at the Basic Heading level", in Eurostat: *Improving the Quality of Price Indices: CPI and PPP* (Luxembourg).
Fisher, F.M. and K. Shell. 1972. "The Pure Theory of the National Output Deflator", in *The Economic Theory of Price Indexes* (New York: Academic Press), pp. 49–113.
Fisher, I. 1897. "The Role of Capital in Economic Theory", in *Economic Journal*, Vol. 7, pp. 511–537.
——. 1911. *The Purchasing Power of Money* (London: Macmillan).
——. 1921. "The Best Form of Index Number", in *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 17, pp. 533–537.
——. 1922. *The Making of Index Numbers* (Boston, MA: Houghton-Mifflin).
Fisher, W.C. 1913. "The Tabular Standard in Massachusetts History", in *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 27, pp. 417–451.
Fixler, D. and K.D. Zieschang. 1992. "Incorporating Ancillary Measures of Processes and Quality Change into a Superlative Productivity Index", in *Journal of Productivity Analysis*, Vol. 2, pp. 245–267.
—— and K.D. Zieshang. 2001. *Price Indices for Financial Services*, Paper presented at the Sixth Meeting of the International Working Group on Price Indices, Canberra, Apr. 2–6. Available at: http://www.ottawagroup.org
Flux, A.W. 1921. "The Measurement of Price Change", in *Journal of the Royal Statistical Society*, Vol. 84, pp. 167–199.
Forsyth, F.G., and R.F. Fowler. 1981. "The Theory and Practice of Chain Price Index Numbers", in *Journal of the Royal Statistical Society A*, Vol. 144, No. 2, pp. 224–247.

Frisch, R. 1930. "Necessary and Sufficient Conditions Regarding the Form of an Index Number Which Shall Meet Certain of Fisher's Tests", in *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 25, pp. 397–406.
——. 1936. "Annual Survey of General Economic Theory: The Problem of Index Numbers", in *Econometrica*, Vol. 4, pp. 1–38.
Frost, S. 2001. *The Construction of Price Indices for Deposit and Loan Facilities*, Paper presented at the Sixth Meeting of the International Working Group on Price Indices, Canberra, Apr. 2–6. Available at: www.ottawagroup.org/
Funke, H. and J. Voeller. 1978. "A Note on the Characterization of Fisher's Ideal Index", in W. Eichhorn, R. Henn, O. Opitz and R.W. Shephard (eds.): *Theory and Applications of Economic Indices* (Würzburg: Physica-Verlag), pp. 177–181.
——, G. Hacker and J. Voeller. 1979. "Fisher's Circular Test Reconsidered", in *Schweizerische Zeitschrift für Volkswirtshaft und Statistik*, Vol. 115, pp. 677–687.
Garcke, E. and J.M. Fells. 1893. *Factory Accounts: Their Principles and Practice*, Fourth Edition (First Edition 1887) (London: Crosby, Lockwood and Son).
Geary, R.C. 1958. "A note on the comparison of exchange rates and purchasing power between countries", in *Journal of the Royal Statistical Society* (Series A), Vol. 121, pp. 97–99.
Genereux, P.A. 1983. "Impact of the Choice of Formulae on the Canadian Consumer Price Index" in W.E. Diewert and C. Montmarquette (eds.): *Price Level Measurement* (Ottawa: Statistics Canada), pp. 489–535.
Gilman, S. 1939. *Accounting Concepts of Profit* (New York: The Rolland Press Co.).
Goldberger, A.A. 1968. "The Interpretation and Estimation of Cobb–Douglas Functions", in *Econometrica*, Vol. 35, pp. 464–472.
Goodhart, C. 2001. "What Weights should be Given to Asset Prices in the Measurement of Inflation?", in *Economic Journal*, Vol. 111, June, F335–F356.
Gordon, R.J. 1990. *The Measurement of Durable Goods Prices* (Chicago, IL: University of Chicago Press).
——. 2006. "The Boskin Commission Report: A Retrospective One Decade Later," in *International Productivity Monitor*, Number 12, pp. 7-22.
—— and Z. Griliches . 1997. "Quality Change and New Products", in *American Economic Review: Papers and Proceedings of the Hundred and Fourth Annual Meeting of the American Economic Association*, Vol. 87, No. 2, pp. 84–88.
Gorman, W.M. 1980. "A Possible Procedure for Analyzing Quality Differentials in the Egg Market", in *Review of Economic Studies*, Vol. 47, pp. 843–856.
Greenlees, J. 1997. "Expenditure Weight Updates and Measured Inflation", Paper presented at the Third Meeting of the International Working Group on Price Indices, Voorburg, Apr. 16–18.
——. 1999. *Random Errors and Superlative Indexes*, Paper presented at the Annual Conference of the Western Economic Association, 8 July, San Diego, CA.
——. 2000. "Consumer Price Indexes: Methods for Quality and Variety Change", in *Statistical Journal of the United Nations Economic Commission for Europe*, Vol. 17, No. 1, pp. 37–58.
——. 2003. *Introducing the Chained Consumer Price Index*, Paper presented at the Seventh Meeting of the International Working Group on Price Indices, Paris, May 27–29. Available at: http://www.insee.fr

Griliches, Z. 1988. *Technology, Education and Productivity: Early Papers with Notes to Subsequent Literature* (New York: Basil Blackwell).
——. 1990. "Hedonic Price Indices and the Measurement of Capital and Productivity: Some Historical Reflections", in E.R. Berndt and J.E. Triplett (eds.): *Fifty Years of Economic Measurement: The Jubilee of the Conference on Research in Income and Wealth*, NBER Studies in Income and Wealth (Chicago, IL: University of Chicago Press), pp. 185–206.
Guðnason. 1999. *Use of Cash Register Data*, Paper presented at the Fifth Meeting of the International Working Group on Price Indices, Reykjavik, Aug. 25–27. Available at: http://www.ottawagroup.org
Gudnason, R. 2003. "How do we Measure Inflation? Some Measurement Problems, Paper presented at the Seventh Meeting of the International Working Group on Price Indices, May 27–29, Paris. Available at: http://www.insee.fr
Hardy, G.H., J.E. Littlewood and G. Pólya. 1934. *Inequalities* (Cambridge: Cambridge University Press).
Harper, M.J., E.R. Berndt and D.O. Wood. 1989. "Rates of Return and Capital Aggregation Using Alternative Rental Prices", in D.W. Jorgenson and R. Landau (eds.): *Technology and Capital Formation* (Cambridge, MA: The MIT Press), pp. 331–372.
Haschka, P. 2003. "Simple Methods of Explicit QA for Services in Complex Pricing Schemes", Paper presented at the Seventh Meeting of the International Working Group on Price Indices, May 27–29, Paris. Available at: http://www.insee.fr
Hausman, J.A. 1997. "Valuation of New Goods Under Perfect and Imperfect Conditions", in T.F. Bresnahan and R.J. Gordon (eds.): *The Economics of New Goods*, NBER Studies in Income and Wealth (Chicago, IL: University of Chicago Press), pp. 209–237.
——. 1999. "Cellular Telephone, New Products, and the CPI", in *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 17, No. 2, pp. 188–94.
——. 2002. *Sources of Bias and Solutions to Bias in the CPI*, NBER Working Paper 9298 (Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research).
Hawkes, W.J. 1997. *Reconciliation of Consumer Price Index Trends in Average Prices for Quasi-Homogeneous Goods Using Scanning Data*, Paper presented at the Third Meeting of the International Working Group on Price Indices, Voorburg, Apr. 16–18. Available at: http://www.ottawagroup.org
___. 2005. "Consumer Benefits From Increased Competition in Shopping Outlets: Measuring the Effect of Wal-Mart." National Bureau of Economic Research Working Paper 11809.
—— and F.W. Piotrowski. 2003. "Using Scanner Data to Improve the Quality of Measurement in the Consumer Price Index", in R.C. Feenstra and M.D. Shapiro (eds.): *Scanner Data and Price Indexes*, NBER Studies in Income and Wealth (Chicago, IL: University of Chicago Press), pp. 17–38.
-----. and E. Leibtag. 2004. "CPI Bias from Supercenters: Does the BLS Know that Wal-Mart Exists?" National Bureau of Economic Research Working Paper 10712.
Haworth, M.F., D. Fenwick and R. Beaven. 1997. *Recent Developments in the UK Retail Prices Index: Quality Management*, Paper presented at the Third Meeting of the International Working Group on Price Indices, Voorburg, Apr. 16–18. Available at: http://www.ottawagroup.org.

Hicks, J.R. 1940. "The Valuation of the Social Income", in *Economica*, Vol. 7, pp. 105–124.
——. 1941–42. "Consumers' Surplus and Index Numbers", in *The Review of Economic Studies*, Vol. 9, pp. 126–137.
——. 1946. *Value and Capital*, Second Edition (Oxford: Clarendon Press).
Hidiroglou M.A. and J.-M. Berthelot. 1986. "Statistical editing and imputation for periodic business surveys", in *Survey Methodology*, Vol. 12, No. 1, pp. 73–83.
Hill, R.J. 1995. *Purchasing Power Methods of Making International Comparisons*, Ph. D. Dissertation (Vancouver: University of British Columbia).
——. 1999a. "Comparing Price Levels across Countries Using Minimum Spanning Trees", in *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 81, pp. 135–142.
——. 1999b. "International Comparisons using Spanning Trees", in A. Heston and R.E. Lipsey (eds.): *International and Interarea Comparisons of Income, Output and Prices*, NBER Studies in Income and Wealth (Chicago, IL: University of Chicago Press), pp. 109–120.
——. 1999c. "Chained PPPs and Minimum Spanning Trees" in A. Heston and R.E. Lipsey (eds.): *International and Interarea Comparisons of of Income, Output and Prices,* NBER Studies in Income and Wealth (Chicago, IL: Chicago University Press), pp. 327–364.
——. 1999d. "Comparing Price Levels Across Countries Using Minimum Spanning Trees", in *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 81, pp. 135–142.
——. 2001. "Measuring Inflation and Growth Using Spanning Trees", in *International Economic Review*, Vol. 42, pp. 167–185.
——. 2002. *Superlative Index Numbers: Not All of them Are Super*, Discussion Paper No. 2002/04, School of Economics (Sydney: University of New South Wales).
Hill, T.P. 1988. "Recent Developments in Index Number Theory and Practice", in *OECD Economic Studies*, Vol. 10, pp. 123–148.
——. 1993. "Price and Volume Measures", in *System of National Accounts 1993* (Brussels/Luxembourg, New York, Paris, New York, and Washington, D.C.: Commission of the European Communities, IMF, OECD, World Bank and United Nations), pp. 379–406.
——. 1996. *Inflation Accounting: A Manual on National Accounting under Conditions of High Inflation* (OECD: Paris).
——. 1998. "The Measurement of Inflation and Changes in the Cost of Living", in *Statistical Journal of the United Nations ECE*, Vol. 15, pp. 37–51.
——. 1999. *COL Indexes and Inflation Indexes*, Paper tabled at the Fifth Meeting of the International Working Group on Price Indices, Reykjavik, Aug. 25–27. Available at: http://www.ottawagroup.org
Hillinger, C. 2002. "A General Theory of Price and Quantity Aggregation and Welfare Measurement", CISifo Working Paper No. 818 (Munich: University of Munich).
Hoffmann, J. 1998. *Problems of Inflation Measurement in Germany*, Discussion Paper 1/98, Economic Research Group of the Deutsche Bundesbank (Frankfurt: Deutsche Bundesbank).
——. 1999. *The Treatment of Quality Changes in the German Consumer Price Index*, Paper presented at the Fifth Meeting of the International Working Group on Price Indices, Reykjavik, Aug. 25–27. Available at: http://www.ottawagroup.org

—— and C. Kurz. 2002. *Rent Indices for Housing in West Germany: 1985 to 1998*, Discussion Paper 01/02, Economic Research Centre of the Deutsche Bundesbank (Frankfurt: Deutsche Bundesbank).
Holdway, M. 1999. *An Alternative Methodology: Valuing Quality Changes for Microprocessors in the PPI*, Unpublished Paper (Washington, D.C.: Bureau of Labor Statistics).
Hotelling, H. 1925. "A General Mathematical Theory of Depreciation", in *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 20, pp. 340–353.
Houthakker, H.S. 1952. "Compensated Changes in Quantities and Qualities Consumed", in *Review of Economic Studies*, Vol. 19, pp. 155–164.
Hoven, L. 1999. *Some Observations on Quality Adjustment in the Netherlands*, Unpublished Paper, Department of Consumer Prices (Voorburg: Statistics Netherland).
Hulten, C.R. 1973. "Divisia Index Numbers", in *Econometrica*, Vol. 41, pp. 1017–1026.
——. 1990. "The Measurement of Capital", in E.R. Berndt and J.E. Triplett (eds.): *Fifty Years of Economic Measurement: The Jubilee of the Conference on Research in Income and Wealth*, NBER Studies in Income and Wealth (Chicago, IL: University of Chicago Press), pp. 119–158.
——. 1996. "Capital and Wealth in the Revised SNA", in J.W. Kendrick (ed.): *The New System of National Accounts* (New York: Kluwer Academic Publishers), pp. 149–181.
—— and F.C. Wykoff. 1981a. "The Estimation of Economic Depreciation using Vintage Asset Prices", in *Journal of Econometrics*, Vol. 15, pp. 367–396.
——. 1981b. "The Measurement of Economic Depreciation", in C.R. Hulten (ed.): *Depreciation, Inflation and the Taxation of Income from Capital* (Washington, D.C.: The Urban Institute Press), pp. 81–125.
——. 1996. "Issues in the Measurement of Economic Depreciation: Introductory Remarks", in *Economic Inquiry*, Vol. 34, pp. 10–23.
International Labour Organization (ILO). 1987. *Report of the Fourteenth International Conference of Labour Statisticians* (Geneva).
——. 1990. *ISCO-88: International Standard Classification of Occupations* (Geneva).
——. 1998. "Guidelines concerning dissemination practices for labour statistics", in *Report of the Sixteenth International Conference of Labour Statisticians* (Geneva). Web address: http://www.ilo.org/public/english/bureau/stat/standards/guidelines/index.htm)
——. 2003. *Report III to the Seventeenth International Conference of Labour Statisticians* (Geneva).
International Monetary Fund (IMF). *General Data Dissemination System (GDDS)*. Web address: http://dsbb.imf.org/Applications/web/gdds/gddshome/
——. *Special Data Dissemination Standard (SDDS)*. Web address: http://dsbb.imf.org/Applications/web/sddshome
——. 1993. *Balance of Payments Manual, Fifth Edition* (Washington, D.C.).
——. 2001. *Government Financial Statistics Manual* (Washington, D.C.).
Ioannidis, C. and M. Silver. 1999. "Estimating Hedonic Indices: An Application to UK Television Sets", in *Journal of Economics. Zeitschrift für Nationalökonomie*, Vol. 69, No. 1, pp. 71–94.
ISO 9000. Geneva, International Standards Organization, 1994. Web address: http://iso.ch

ISO 9001. Geneva, International Standards Organization, 2000. Web address: http://iso.ch

Jacobsen, J. 1997. *Variance Estimation and Sample Allocation in the Finnish CPI*, Memo written for Statistics Finland, Mar. 11.

Jensen, J.L.W.V. 1906. "Sur les fonctions convexes et les inégalités entre les valeurs moyennes", in *Acta Math.*, Vol. 8, pp. 94–96.

Jevons, W.S. 1863. "A Serious Fall in the Price of Gold Ascertained and its Social Effects Set Forth", reprinted in *Investigations in Currency and Finance* (London: Macmillan and Co., 1884), pp. 13–118.

——. 1865. "The Variation of Prices and the Value of the Currency since 1782", in *Journal of the Statistical Society of London*, Vol. 28, pp. 294–320; reprinted in *Investigations in Currency and Finance* (London: Macmillan and Co., 1884), pp. 119–150.

——. 1884. "A Serious Fall in the Value of Gold Ascertained and its Social Effects Set Forth. 1863", in *Investigations in Currency and Finance* (London: Macmillan and Co.), pp. 13–118.

Johnson, D.S., S.B. Reed, and K.J. Stewart. 2006. "Price measurement in the United States: A decade after the Boskin Report," in *Monthly Labor Review*, Vol. 129, pp. 10-19.

Jorgenson, D.W. 1989. "Capital as a Factor of Production", in D.W. Jorgenson and R. Landau (eds.): *Technology and Capital Formation* (Cambridge, MA: The MIT Press), pp. 1–35.

——. 1996. "Empirical Studies of Depreciation", in *Economic Inquiry*, Vol. 34, pp. 24–42.

—— and Z. Griliches. 1967. "The Explanation of Productivity Change", in *Review of Economic Studies*, Vol. 34, pp. 249–283.

Katz, A.J. 1983. "Valuing the Services of Consumer Durables", in *The Review of Income and Wealth*, Vol. 29, pp. 405–427.

Kennedy, P. 1998. *A Guide to Econometrics* (Oxford: Blackwell Publishers).

Kenny, P.B. 1995. *Errors in the Retail Prices Index*, Memo written for the UK Central Statistical Office/Office for National Statistics, 8 Mar.

Keynes, J.M. 1930. *A Treatise on Money in Two Volumes: 1: The Pure Theory of Money* (London: Macmillan).

Khamis, S.H. 1970. "Properties and Conditions for the Existence of a New Type if Index Numbers", in *Sankhya*, Series B, Vol. 32, pp. 81–98.

——. 1972. "A New System of index Numbers for National and International Purposes", in *Journal of the Royal Statistical Society*, Series A, Vol. 135, pp. 96–121.

——. 1984. "On Aggregation methods for International Comparisons", in *Review of Income and Wealth*, Vol. 30, No. 2, pp. 185–205.

Knibbs, Sir G.H. 1924. "The Nature of an Unequivocal Price Index and Quantity Index", in *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 19, pp. 42–60 and 196–205.

Kokoski, M.F., K. Waehrer and P. Rozaklis. 2001. *Using Hedonic Methods for Quality Adjustment in the CPI: The Consumer Audio Products Component*, Working Paper No. 344 (Washington, D.C.: Bureau of Labor Statistics).

——, B.R. Moulton and K.D. Zieschang. 1999. "Interarea Price Comparisons for Heterogeneous Goods and Several Levels of Commodity Aggregation", in A. Heston and R.E. Lipsey (eds.): *International and Interarea Comparisons of Income, Output and*

Prices, NBER Studies in Income and Wealth (Chicago, IL: University of Chicago Press), pp. 123–166.
Konüs, A.A. 1924. "The Problem of the True Index of the Cost of Living", in *The Economic Bulletin of the Institute of Economic Conjuncture* (in Russian), No. 9–10, pp. 64–71; published in English in 1939 in *Econometrica*, Vol. 7, pp. 10–29.
—— and S.S. Byushgens. 1926. "K probleme pokupatelnoi cili deneg", in *Voprosi Konyunkturi*, Vol. 2, pp. 151–172.
Koskimäki, T. and M. Ylä-Jarkko. 2003. *Segmented Markets and CPI Elementary Classifications*, Paper presented at the Seventh Meeting of the International Working Group on Price Indices, Paris, May 27–29. Available at: http://www.insee.fr/
—— and Y. Vartia. 2001. *Beyond Matched Pairs and Griliches Type Hedonic Methods for Controlling Quality Changes in CPI Subindices*, Paper presented at the Sixth Meeting of the International Working Group on Price Indices, Canberra, Apr. 2–6. Available at: http://www.ottawagroup.org
Kotler, P. 1991. *Marketing Management*, Seventh Edition (Englewood Cliffs, NJ: Prentice Hall).
Kravis, I.B., A.W. Heston and R. Summers. 1982. *World Product and Income: International Comparisons of Real Gross Domestic Product* (Baltimore, MD: Johns Hopkins University Press).
Krueger, A.B. and A. Siskind. 1998. "Using Survey Data to Assess Bias in the Consumer Price Index", in *Monthly Labor Review*, Vol. 121, No. 4, pp. 24–33.
Lancaster, K.J. 1966. "A New Approach to Consumer Theory", in *Journal of Political Economy*, Vol. 74, No. 2, pp. 132–156.
——. 1971. *Consumer Demand: A New Approach* (New York: Columbia University Press).
Lane, W. 2001. *Addressing the New Goods Problem in the Consumer Price Index*, Paper presented at the Sixth Meeting of the International Working Group on Price Indices, Canberra, Apr. 2–6. Available at http://www.ottawa.org
Laspeyres, E. 1871. "Die Berechnung einer mittleren Waarenpreissteigerung", in *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik*, Vol. 16, pp. 296–314.
Lau, L.J. 1979. "On Exact Index Numbers", in *Review of Economics and Statistics*, Vol. 61, pp. 73–82.
Leaver, S.G. and D. Swanson. 1992. "Estimating Variances for the U.S. Consumer Price Index for 1987–1991", in American Statistical Association: *Proceedings of the Survey Research Methods Section* (Alexandria, VS), pp. 740–745.
—— and R. Valliant. 1995. "Statistical Problems in Estimating the U.S. Consumer Price Index", in Cox et al. (eds.): *Business Survey Methods* (New York: Wiley).
Lebow, D.E. and J.B. Rudd. 2003. "Measurement Error in the Consumer Price Index: Where Do We Stand?", in *Journal of Economic Literature*, Vol. 41, pp. 159–201.
——, J.M. Roberts and D.J. Stockton. 1994. *Monetary Policy and the 'Price Level'*, Unpublished Paper (Washington, D.C.: Board of Governors of the Federal Reserve System), July.
Lehr, J. 1885. *Beitrage zur Statistik der Preise* (Frankfurt: J.D. Sauerlander).
Leontief, W. 1936. "Composite Commodities and the Problem of Index Numbers", in *Econometrica*, Vol. 4, pp. 39–59.

Lequiller, F. 1997. "Does the French Consumer Price Index Overstate Inflation?", in L.M. Ducharme (ed.): *Bias in the CPI: Experiences from Five OECD Countries*, Prices Division Analytical Series, No. 10 (Ottawa: Statistics Canada), pp. 25–43.
Levy, F., H. Beamish, R.J. Murnane and D. Aurtor. 1999. *Computerization and Skills: Example from a Car Dealership*, Brookings Program on Output and Productivity Measurement in the Services Sector, Workshop on Measuring the Output of Business Services, May 14, (Washington, D.C.: Brookings Institution).
Ley, E. 2003. "Comment", in R.C. Feenstra and M.D. Shapiro (eds.): *Scanner Data and Price Indexes*, NBER Studies in Income and Wealth (Chicago, IL: University of Chicago Press), pp. 379–382.
Liegey Jr., P.R. 1992. "Adjusting apparel indices in the CPI for quality differences", in M.F. Foss, M. Manser and A. Young (eds.): *Price Measurements and their Uses*, NBER Studies in Income and Wealth (Chicago, IL: University of Chicago Press).
——. 1994. "Apparel Price Indexes: Effects of Hedonic Adjustments", in *Monthly Labor Review*, Vol. 117, pp. 38–45.
—— 2000. *Hedonic Quality Adjustment Methods for Microwave Ovens in the U.S. CPI*, Methodology Paper (Washington, D.C.: Bureau of Labor Statistics).
Linder, F. 1996. *Reducing bias in the estimation of consumer price indices by using integrated data*, Research Report (Voorburg: Statistics Netherlands).
Lloyd, P.J. 1975. "Substitution Effects and Biases in Nontrue Price Indices", in *American Economic Review*, Vol. 65, pp. 301–313.
Lowe, J. 1823. *The Present State of England in Regard to Agriculture, Trade and Finance*, Second Edition (London: Longman, Hurst, Rees, Orme and Brown).
Lowe, R. 1996. "The Type and Extent of Quality Changes in the Canadian CPI", in J. Dalén (ed.): *Proceedings of the Second Meeting of the International Working Group on Price Indices* (Stockholm: Statistics Sweden), pp. 231–249. Available at: http://www.ottawagroup.org
——. 1999. *The Use of the Regression Approach to Quality Change for Durables in Canada*, Paper presented at the Fifth Meeting of the International Working Group on Price Indices, Reykjavik, Aug. 25–27. Available at: http://www.ottawagroup.org
Maddala, G.S. 1988. *Introduction to Econometrics* (New York: Macmillan).
Malmquist, S. 1953. "Index Numbers and Indifference Surfaces", in *Trabajos de Estadistica*, Vol. 4, pp. 209–242.
Malpezzi, S., L. Ozanne and T. Thibideau. 1987. "Microeconomic Estimates of Housing Depreciation", in *Land Economics*, Vol. 63, pp. 372–385.
Manser, M.E. and R.J. McDonald. 1988. "An Analysis of Substitution Bias in Measuring Inflation, 1959–85", in *Econometrica*, Vol. 56, No. 4, pp. 909–930.
Marshall, A. 1887. "Remedies for Fluctuations of General Prices", in *Contemporary Review*, Vol. 51, pp. 355–375.
——. 1898. *Principles of Economics*, Fourth Edition (London: The Macmillan Co.).
Matheson, E. 1910. *The Depreciation of Factories and their Valuation*, Fourth Edition (London: E. & F.N. Spon).
McClelland, R. and M. Reinsdorf. 1999. *Small Sample Bias in Geometric Mean and Seasoned CPI Component Indexes*, Economic Working Paper (Washington, D.C.: Bureau of Labor Statistics).

McCracken, P.M., J. Tobin et al. 1999. *Measuring Prices in A Dynamic Economy: Re-Examining the CPI* (New York: The Conference Board).
Mendelsohn, R. 1984. "Estimating the Structural Equations of Implicit Market and Household Production Functions", in *Review of Economics and Statistics*, Vol. 66, No. 4, pp. 673–677.
Mendershausen, H. 1937. "Annual Survey of Statistical Technique: Methods of Computing and Eliminating Changing Seasonal Fluctuations", in *Econometrica*, Vol. 5, pp. 234–262.
Merkel, F.K. 2000. *Addressing New Item Bias in the Producer Price Indexes: A PPI Quality Improvement Initiative*, Unpublished Paper (Washington, D.C.: Bureau of Labor Statistics).
Mitchell, W.C. 1927. *Business Cycles* (New York: National Bureau of Economic Research).
Moulton, B.R. 1996a. *Constant Elasticity Cost-of-Living Index in Share Relative Form* (Washington, D.C.: Bureau of Labor Statistics), Dec.
——. 1996b. "Bias in the Consumer Price Index: What is the Evidence?", in *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 10, No. 4, pp. 159–177.
——. 2001. "The Expanding Role of Hedonic Methods in the Official Statistics of the United States", in *Proceedings of a Symposium on Hedonic Methods* (Wiesbaden: Deutches Bundesbank and German Federal Statistical Office), June.
—— and K.E. Moses. 1997. "Addressing the Quality Change Issue in the Consumer Price Index", in *Brooking Papers on Economic Activity*, Vol. 1, pp. 305–366.
—— and E.P. Seskin. 1999. "A Preview of the 1999 Comprehensive Revision of the National Income and Product Accounts", in *Survey of Current Business*, Vol. 79, pp. 6–17.
——, T. LaFleur and K.E. Moses. 1999. "Research on Improved Quality Adjustment in the CPI: The Case of Televisions", in W. Lane (ed.): *Proceedings of the Fourth Meeting of the International Working Group on Price Indices* (Washington, D.C.: Bureau of Labor Statistics), pp.77–99. Available at: http://www.ottawagroup.org
Mudgett, B.D. 1955. "The Measurement of Seasonal Movements in Price and Quantity Indexes", in *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 50, pp. 93–98.
Muellbauer, J. 1974. "Household Production Theory, Quality, and the 'Hedonic Technique'", in *The American Economic Review*, Vol. 64, No. 6, pp. 977–994.
Murray, J. and N. Sarantis. 1999. "Price–Quality Relationships and Hedonic Price Indexes for Cars in the United Kingdom", in *International Journal of the Economics of Business*, Vol. 6, No. 1, pp. 1–23.
Muth, R.F. 1966. "Household Production and Consumer Demand Functions", in *Econometrica*, Vol. 34, pp. 699–708.
Nevo, A. 2001. *New Products, Quality Changes, and Welfare Measures Computed from Estimated Demand Systems*, NBER Working Paper #W8425 (Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research).
Norberg, A. 1999. "Quality Adjustment: The Case of Clothing", in M. Silver and D. Fenwick (eds.): *Proceedings of the Measurement of Inflation Conference* (Cardiff: Cardiff University). Available at: http://www.cardiff.ac.uk
Nordhaus, W.D. 1998. "Quality Change in Price Indexes", in *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 12, No. 1, pp. 59–68.

Obst, Carl. 2000. "A Review of Bias in the CPI", in *Statistical Journal of the United Nations ECE*, Vol. 17, pp. 37–58.
Office for National Statistics (UK). 1998. *The Retail Prices Index: A Technical Manual.* Available at: http://www.statistics.gov.uk
Oi, W.Y. 1997. "The Welfare Implications of Invention", in T.F. Bresnahan and R.J. Gordon (eds.): *The Economics of New Goods*, NBER Studies in Income and Wealth (Chicago, IL: University of Chicago Press), pp. 109–141.
Okamoto, M. 1999. *Empirical Study of Outlet Sampling Using Scanner Data*, Paper presented at the ILO/ECE Joint Meeting on CPI, Geneva, Nov. 3–5. Available at: http://www.unece.org
——. 2001. *Mid-Year Basket Index as a Practical Approximation to a Superlative Index*, Paper presented at the Sixth Meeting of the International Working Group on Price Indices, Canberra, Apr. 2–6. Available at: http://www.ottawagroup.org
Opperdoes, E. 2001. *Some Empirical Experiments with CES Functions*, Unpublished Paper (Voorburg: Statistics Netherlands).
Organisation for Economic Co-operation and Development (OECD). 1997. *Synthesis Paper on Shortcomings of the Consumer Price Index Measure of Inflation for Economic Policy Purposes*, Paper prepared for Working Party No. 1 on Macroeconomic and Structural Policy Analysis, ECO/CPE/WP1(97)12, Sep. (Paris).
——. 1998. *FISM, A Note by the OECD Secretariat*, Prepared for the Joint OECD/ESCAP Meeting on National Accounts – 1993 System of National Accounts: Five Years On, Bangkok, May 4–8.
——. 1999. *Purchasing Power Parities and Real Expenditures* (Paris).
——. 2001a. *Measuring Productivity: Measurement of Aggregate and Industry-Level Productivity Growth* (Paris).
——. 2001b. *Measuring Capital: Measurement of Capital Stocks, Consumption of Fixed Capital and Capital Services* (Paris).
Osgood, W.F. 1925. *Advanced Calculus* (New York: Macmillan).
Paasche, H. 1874. "Über die Preisentwicklung der letzten Jahre nach den Hamburger Borsennotirungen", in *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik*, Vol. 12, pp. 168–178.
Pakes, A. 2001. *A Reconsideration of Hedonic Price Indices with an Application to PC's*, Working Paper No. 8715 (Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research), revised November 2001.
Palgrave, R.H.I. 1886. "Currency and Standard of Value in England, France and India and the Rates of Exchange Between these Countries", in *Memorandum submitted to the Royal Commission on Depression of Trade and Industry*, Third Report, Appendix B, pp. 312–390.
Parker, P. 1992. "Price Elasticity Dynamics Over the Adoption Life Cycle", in *Journal of Marketing Research*, Vol. XXIX, pp. 358–67.
Pierson, N.G. 1895. "Index Numbers and Appreciation of Gold", in *Economic Journal*, Vol. 5, pp. 329–335.
——. 1896. "Further Considerations on Index-Numbers", in *Economic Journal*, Vol. 6, pp. 127–131.
Pigou, A.C. 1920. *The Economics of Welfare* (London: Macmillan).

Pollak, R.A. 1975. "Subindexes of the Cost of Living", in *International Economic Review*, Vol. 16, pp. 135–160.
——. 1980. "Group Cost-of-Living Indexes", in *American Economic Review*, Vol. 70, pp. 273–278.
——. 1981. "The Social Cost-of-Living Index", in *Journal of Public Economics*, Vol. 15, pp. 311–336.
——. 1983. "The Theory of the Cost-of-Living Index", in W.E. Diewert and C. Montmarquette (eds.): *Price Level Measurement* (Ottawa: Statistics Canada), pp. 87–161; reprinted in R.A. Pollak: *The Theory of the Cost-of-Living Index* (Oxford: Oxford University Press, 1989), pp. 3–52; also reprinted in W.E. Diewert (ed.): *Price Level Measurement* (Amsterdam: North-Holland, 1990), pp. 5–77.
——. 1989. "The Treatment of the Environment in the Cost-of-Living Index", in R.A. Pollak: *The Theory of the Cost-of-Living Index* (Oxford: Oxford University Press), pp. 181–185.
——. 1998. "The Consumer Price Index: A Research Agenda and Three Proposals", in *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 12, No. 1, pp. 69–78.
Popkin, J. 1997. "Improving the CPI: The Record and Suggested Next Steps", in *Business Economics*, July, pp. 42–47.
Prais, S.J. 1959. "Whose Cost of Living?", in *The Review of Economic Studies*, Vol. 26, pp. 126–134.
Prennushi, G. 2001. *PPPs and Global Poverty: Strengths and Weaknesses*, Paper presented at the Joint World Bank–OECD Seminar on Purchasing Power Parities: Recent Advances in Methods and Applications, Washington, D.C., Jan. 30–Feb. 2.
Price Statistics Review Committee. 1961. *The Price Statistics of the Federal Government* (New York: National Bureau of Economic Research).
Rameshwar, S. 1998. "A Note on Weights for Consumer Price Indices", in *Inter-Stat No. 18* (Luxembourg, London, Paris: Eurostat, DfID, INSEE), pp.89–96.
Rao, D.S., Prasada. 1990. "A System of Log-Change Index Numbers for Multilateral Comparisons", in J. Salazar-Carrillo and D.S. Prasada Rao (eds.): *Comparisons of Prices and Real Products in Latin America* (Amsterdam: North-Holland).
——. 1995. *On the Equivalence of the Generalized Country-Product-Dummy (CPD) Method and the Rao-System for Multilateral Comparisons*, Working Paper No. 5, Centre for International Comparisons (Philadelphia, PA: University of Pennsylvania).
——. 1997. "Aggregation Methods for International Comparison of Purchasing Power Parities and Real Income: Analytical Issues and Some Recent Developments", in *Proceedings of the International Statistical Institute, 51st Session*, pp. 197–200.
——. 2001a. *Integration of CPI and ICP: Methodological Issues, Feasibility and Recommendations*, Paper presented at the Joint World Bank–OECD Seminar on Purchasing Power Parities: Recent Advances in Methods and Applications, Washington, D.C., Jan. 30–Feb. 2.
——. 2001b. *Weighted EKS and Generalized Country Product Dummy Methods for Aggregation at Basic Heading Level and above Basic Heading Level*, Paper presented at the Joint World Bank–OECD Seminar on Purchasing Power Parities: Recent Advances in Methods and Applications, Washington, D.C., Jan. 30–Feb. 2.
—— and K.S. Banerjee. 1984. " A Multilateral Index Number System Based on the Factorial Approach", in *Statistische Hefte*, Vol. 27, pp. 297–313.

—— and M. Timmer. 2000. *Multilateralisation of Manufacturing Sector comparisons: Issues, Methods and Empirical Results*, Research Memorandum No. GD 47 (Groningen: Groningen Growth and Development Centre).
——, C.J. O'Donnell and E. Ball. 2000. *Transitive Multilateral Comparisons of Agricultural Output and Productivity Using Minimum Spanning Trees and Generalized EKS Methods*, Paper presented at the Workshop on Agricultural Productivity: Data, Methods, and Measures, March 9–10, Washington, D.C.
Rasmussen, D.W. and T.W. Zuehlke. 1990. "On the Choice of Functional Form for Hedonic Price Functions", in *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 72, pp. 668–675.
Reese, M. 2000. *Hedonic Quality Adjustment Methods for College Textbooks for the U.S. CPI*, Methodology paper (Cambridge, MA: Bureau of Labor Statistics). Available at: http://www.bls.gov.
Reinsdorf, M.B. 1993. "The Effect of Outlet Price Differentials on the U.S. Consumer Price Index", in M.F. Foss, M.E. Manser and A.H. Young (eds.): *Price Measurement and their Uses*, NBER Studies in Income and Wealth (Chicago, IL: University of Chicago Press), pp. 227–254.
——. 1994. *Price Dispersion, Seller Substitution and the U.S. CPI*, Working Paper 252 (Washington, D.C.: Bureau of Labor Statistics).
—— 1996. *Constructing Basic Component Indexes for the U.S. CPI from Scanner Data: A Test Using Data on Coffee*, Working Paper 277 (Washington, D.C.: Bureau of Labor Statistics.).
——. 1998. *Divisia Indices and the Representative Consumer Problem*, Paper presented at the Fourth Meeting of the International Working Group on Price Indices, Washington, D.C., Apr. 22–24. Available at: http://www.ottawagroup.org
——. 1998. "Formula Bias and Within-Stratum Substitution Bias in the US CPI," in *Review of Economics and Statistics*, Vol. 58, pp. 175-187.
——. 2003. Personal Communication, Sep. 9.
—— and B.R. Moulton. 1997. "The Construction of Basic Components of Cost-of-Living Indexes", in T.F. Bresnahan and R.J. Gordon (eds.): *The Economics of New Goods*, NBER Studies in Income and Wealth (Chicago, IL: University of Chicago Press).
——, P. Liegey, and K. Stewart. 1996. *New Ways of Handling Quality Change in the U.S. Consumer Price Index*, Working Paper 276 (Washington, D.C.: Bureau of Labor Statistics).
——, W.E. Diewert and C. Ehemann. 2002. "Additive Decompositions for the Fisher, Törnqvist and Geometric Mean Indexes", in *Journal of Economic and Social Measurement*, Vol. 28, pp. 51–61.
Richardson, D.H. 2003. "Scanner Indexes for the Consumer Price Index", in R.C. Feenstra and M.D. Shapiro (eds.): *Scanner Data and Price Indexes*, NBER Studies in Income and Wealth (Chicago, IL: The University of Chicago Press), pp. 39–65.
Rosén, B. 1997a. "Asymptotic Theory for Order Sampling", in *Journal of Statistical Planning and Inference*, Vol. 62, pp. 135–158.
——. 1997b. "On Sampling with Probability Proportional to Size", in *Journal of Statistical Planning and Inference*, Vol. 62, pp. 159–191.
Rosen, S. 1974. "Hedonic Prices and Implicit Markets: Product Differentiation and Pure Competition", in *Journal of Political Economy*, Vol. 82, pp. 34–49.

Rothwell, D.P. 1958. "Use of Varying Seasonal Weights in Price Index Construction", in *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 53, pp. 66–77.
Ryten, J. 1998. *The Evaluation of the International Comparison Project (ICP)*, (Washington, D.C.: IMF).
Samuelson, P.A. 1953. "Prices of Factors and Goods in General Equilibrium', *Review of Economic Studies*, Vol. 21, pp. 1–20.
—— and S. Swamy. 1974. "Invariant Economic Index Numbers and Canonical Duality: Survey and Synthesis", in *American Economic Review*, Vol. 64, pp. 566–593.
Saïdi, Abdelnasser and Susana Rubin Bleuer. 2005. "Detection of Outliers in the Canadian Consumer Price Index", Supporting Paper submitted by Statistics Canada, Work Session on Statistical Data Editing, WP.5, 16-18 May Available on: http://www.unece.org/stats/documents/2005/05/sde/wp.5.e.pdf.
Särndal, C.-E., B. Swensson and J. Wretman. 1992. *Model Assisted Survey Sampling* (New York: Springer-Verlag).
Schlömilch, O. 1858. "Über Mittelgrössen verschiedener Ordnungen", in *Zeitschrift für Mathematik und Physik*, Vol. 3, pp. 308–310.
Schultz, B.J. (Szulc). 1996. "Treatment of Changes in Product Quality in Consumer Price Indices", in J. Dalén (ed.): *Proceedings of the Second Meeting of the International Working Group on Price Indices* (Stockholm: Statistics Sweden), pp. 209–229. Available at: http://www.ottawagroup.org
——. 1999. "Effects of Using Various Macro-Index Formulae in Longitudinal Price and Comparisons: Empirical Studies", in W. Lane (ed.): *Proceedings of the Fourth Meeting of the International Working Group on Price Indices* (Washington, D.C.: Bureau of Labor Statistics), pp. 236–249. Available at: http://www.ottawagroup.org
Schultze, C.L. and C. Mackie (eds.). 2002. *At What Price? Conceptualizing and Measuring Cost-of-Living and Price Indices* (Washington, D.C.: National Academy Press).
Scrope, G.P. 1833. *Principles of Political Economy* (London: Longman, Rees, Orme, Brown, Green and Longman).
Sellwood, D. 2001. *Improving Quality Adjustment in Practice*, Paper presented at the Sixth Meeting of the International Working Group on Price Indices, Canberra, Apr. 2–6. Available at: http://www.ottawagroup.org
Selvanathan, E.A. and D.S. Prasada Rao. 1994. *Index Numbers: A Stochastic Approach* (Ann Arbor, MI: University of Michigan Press).
Shapiro, M.D. and D.W. Wilcox. 1997a. "Alternative Strategies for Aggregating Prices in the CPI", in *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, Vol. 79, No. 3, pp. 113–125.
—— and D.W. Wilcox. 1997b. *Mismeasurement in the Consumer Price Index: An Evaluation*, Working Paper No. W5590 (Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research). Available at: http:// www.nber.org
Shephard, R.W. 1953. *Cost and Production Functions* (Princeton, NJ: Princeton University Press).
——. 1970. *Theory of Cost and Production Functions* (Princeton, NJ: Princeton University Press).
Shepler, N. 2000. *Developing a Hedonic Regression Model for Refrigerators in the U.S. CPI*, Methodology paper (Washington, D.C.: Bureau of Labor Statistics). Web site: http://www.bls.gov/cpi/cpirfr.htm.

Shiratsuka, S. 1999. "Measurement Errors in the Japanese Consumer Price Index", in *Monetary and Economic Studies*, Vol. 17, No. 3, pp. 69–102.
Sidgwick, H. 1883. *The Principles of Political Economy* (London: Macmillan).
Silver, M. 1995. "Elementary Aggregates, Micro-Indices and Scanner Data: Some Issues in the Compilation of Consumer Price Indices", in *Review of Income and Wealth*, Vol. 41, pp. 427–438.
——. 1999. "An Evaluation of the Use of Hedonic Regressions for Basic Components of Consumer Price Indices", in *Review of Income and Wealth*, Vol. 45, No. 1, pp. 41–56.
——. 2002. *The Use of Weights in Hedonic Regressions: The Measurement of Quality Adjusted Price Changes*, Unpublished Paper, Cardiff Business School (Cardiff: Cardiff University).
—— and S. Heravi. 2001a. "Scanner Data and the Measurement of Inflation", in *The Economic Journal,* 111 June, F384–F405
—— and S. Heravi. 2001b. *Hedonic Price Indices and the Matched Models Approach*, Unpublished Paper, Cardiff Business School (Cardiff: Cardiff University).
—— and S. Heravi. 2002. *Why the CPI Matched Models Method May Fail Us*, Working Paper 144 (Frankfurt: European Central Bank).
—— and S. Heravi. 2003. "The Measurement of Quality Adjusted Price Changes", in R.C. Feenstra and M.D. Shapiro (eds.): *Scanner Data and Price Indexes*, NBER Studies in Income and Wealth (Chicago, IL: University of Chicago Press), pp. 277–316.
Sitter, R.R. and R. Balshaw. 1998. *Evaluation of Bias and Variance Estimation of the RPI*, Confidential Report to the Office for National Statistics (UK) (British Columbia: Simon Fraser University).
Solomons, D. 1961. "Economic and Accounting Concepts of Income", in *The Accounting Review*, Vol. 36, pp. 374–383.
Solow, R.M. 1957. "Technical Change and the Aggregate Production Function", in *Review of Economics and Statistics*, Vol. 39, pp. 312–320.
Statistics Sweden. 2001. *Swedish Consumer Price Index: A Handbook of Methods* (Stockholm).
Stone, R. 1956. *Quantity and Price Indexes in the National Accounts* (Paris: OECD).
Summers, R. 1973. "International Price Comparisons Based Upon Incomplete Data", in *Review of Income and Wealth*, Vol. 19, No. 1, pp. 1–16.
Sundgren, B. 1993. "Statistical Metainformation Systems Pragmatics, Semantics, Syntatctics, in *Statistical Journal of the United Nations Economic Commission for Europe*, Vol. 10, No. 2, pp. 121–142.
Szulc, B.J. (Schultz) 1964. "Index Numbers of Multilateral Regional Comparisons" (in Polish), in *Przeglad Statysticzny*, Vol. 3, pp. 239–254.
——. 1983. "Linking Price Index Numbers," in W.E. Diewert and C. Montmarquette (eds.): *Price Level Measurement* (Ottawa: Statistics Canada), pp. 537–566.
——. 1987. "Price Indices below the Basic Aggregation Level", in *Bulletin of Labour Statistics*, Vol. 2, pp. 9–16.
Tauchen, H. and A.D. Witte. 2001. *Estimating Hedonic Models; Implications of the Theory*, Technical Working Paper No. 271 (Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research). Available at: http://www.nber.org

Teekens, R. and J. Koerts. 1972. "Some Statistical Implications of the Log Transformations of Multiplicative Models", in *Econometrica*, Vol. 40, No. 5, pp. 793–819.
Tellis, G.J. 1988. "The Price Elasticity of Selective Demand: A Meta-Analysis of Econometric Models of Sales", in *Journal of Marketing Research*, Vol. 25, pp. 167–177.
Theil, H. 1954. *Linear Aggregation of Economic Relations* (Amsterdam: North-Holland).
——. 1967. *Economics and Information Theory* (Amsterdam: North-Holland).
Törnqvist, L. 1936. "The Bank of Finland's Consumption Price Index", in *Bank of Finland Monthly Bulletin*, Vol. 10, pp. 1–8.
—— and E. Törnqvist. 1937. "Vilket är förhållandet mellan finska markens och svenska kronans köpkraft?", in *Ekonomiska Samfundets Tidskrift*, Vol. 39, pp. 1–39; reprinted in *Collected Scientific Papers of Leo Törnqvist* (Helsinki: The Research Institute of the Finnish Economy, 1981), pp. 121–160.
Trajtenberg, M. 1989. Economic Analysis of Product Innovation: The Case of CT Scanners, (Cambridge, MA: Harvard University Press).
Triplett, J.E. 1981. "Reconciling the CPI and the PCE Deflator", in *Monthly Labor Review*, Sep., pp. 3–15.
——. 1983. "Concepts of Quality in Input and Output Price Measures: A Resolution of the User-Value Resource-Cost Debate", in M.F. Foss (ed.): *The U.S. National Income and Product Accounts: Selected Topics*, NBER Studies in Income and Wealth (Chicago, IL: University of Chicago Press), pp. 269–311.
——. 1987. "Hedonic Functions and Hedonic Indices", in J. Eatwell, M. Milgate and P. Newman (eds.): *The New Palgrave: A Dictionary of Economics,* Vol. 2 (London: Macmillan), pp. 630–634.
——. 1990. "Hedonic Methods in Statistical Agency Environments: An Intellectual Biopsy", in E.R. Berndt and J.E. Triplett (eds.): *Fifty Years of Economic Measurement: The Jubilee of the Conference on Research in Income and Wealth*, NBER Studies in Income and Wealth (Chicago, IL: University of Chicago Press), pp. 207–238.
——. 1997. "Current Status of the Debate on the Consumer Price Index in the U.S.", in L.M. Ducharme (ed.): *Bias in the CPI: Experiences from Five OECD Countries*, Prices Division Analytical Series, No. 10 (Ottawa: Statistics Canada), pp. 53–60.
——. 1999. "The Solow Productivity Paradox: What do Computers do to Productivity?", in *Canadian Journal of Economics*, Vol. 32, No. 2, Apr., pp. 309–334.
——. 2001. "Should the Cost-of-Living Index Provide the Conceptual Framework for a Consumer Price Index?", in *The Economic Journal*, Vol. 111, June, F311–F334.
——. 2002. *Handbook on Quality Adjustment of Price Indexes for Information and Communication Technology Products*, Draft, OECD Directorate for Science, Technology and Industry (Paris: OECD).
——. 2003. "Using Scanner Data in Consumer Price Indexes: Some Neglected Conceptual Considerations", in R.C. Feenstra and M.D. Shapiro (eds.): *Scanner Data and Price Indexes*, NBER Studies in Income and Wealth (Chicago, IL: University of Chicago Press), pp. 151–162.
——. 2006. "The Boskin Commission Report After a Decade," in *International Productivity Monitor*, Number 12, pp. 42-60.
Trivedi, P.K. 1981. "Some Discrete Approximations to Divisia Integral Indices", in *International Economic Review*, Vol. 22, pp. 71–77.

Turvey, R. 1979. "The Treatment of Seasonal Items in Consumer Price Indices", in *Bulletin of Labour Statistics*, Fourth Quarter (Geneva: ILO), pp. 13–33.
——. 1996. *Elementary Aggregate (micro) Indexes*, Paper presented at the Eurostat Seminar on Improving the Quality of Price Indices: CPI and PPP, Florence, Dec. 18–20, 1995.
——. 1998. "New Outlets and New Products", in B. Balk (ed.): *Proceedings of the Third Meeting of the International Working Group on Price Indices* (Voorburg: Statistics Netherlands), pp. 97–110.
——. 1999. "Incorporating New Models into a CPI: PCs as an Example", in M. Silver and D. Fenwick (eds.): *Proceedings of the Measurement of Inflation Conference* (Luxembourg, London, Cardiff: Eurostat, Office for National Statistics, Cardiff University). Available at: http://www.cardiff.ac.uk
——. 2000. "True Cost of Living Indexes", in R. Gudnason and D. Gylfadóttir (eds.): *Proceedings of the Fifth Meeting of the International Working Group on Price Indices* (Reykjavik: Statistics Iceland). Available at: http://www.ottawagroup.org
—— et al.1989. *Consumer Price Indices: An ILO Manual* (Geneva: ILO).
U.S. Bureau of Labor Statistics. 1983. "Changing the Home Ownership Component Of the Consumer Price Index to Rental Equivalence", in CPI Detailed Report (Washington, D.C.).
——. 1997. *BLS Handbook of Methods*, Bulletin 2490 (Washington, D.C.).
——. 1998. "Measurement Issues in the Consumer Price Index", in *Statistical Journal of the United Nations ECE*, Vol. 15, pp. 1–36.
U.S. General Accounting Office. 2000. *Consumer Price Index: Update of Boskin Commission's Estimate of Bias*, Report GAO/GGD-00-50 (Washington, D.C.), Feb.
U.S. Senate, Committee on Finance. 1996. *Final Report of the Advisory Commission to Study the Consumer Price Index*, Print 104–72, 104 Cong., 2nd Session (Washington, D.C.: Government Printing Office).
United Nations. 1990. *International Standard Industrial Classification of All Economic Activities*, Statistical Papers Series M, No. 4, Rev. 3 (New York).
——. 1992. *Handbook of the International Comparison Program*, Series F, No. 62 (New York).
——. 1994. *Fundamental Principles of Official Statistics*, Adopted by the UN Statistical Commission. UN Economic and Social Council, 1994, Report of the Special Session of the Statistical Commission, New York, 11–15 Apr., 1994, E/1994/29 (New York).
——. 1998a. *Principles and Recommendations for Population and Housing Censuses. Revision 1*, Statistical Papers Series M, No. 67/Rev. 1, Sales No. E.98.XVII.8 (New York).
——. 1998b. *Central Product Classification. CPC. Version 1.0*, Statistical Papers Series M, No. 77, Ver. 1.0 (New York).
——. 1999. *Classifications of Expenditure According to Purpose*, Statistical Papers Series M, No. 84 (New York).
——. 2002. *International Standard Industrial Classification of All Economic Activities*, ISIC, Revision 3.1 (New York: United Nations Statistical Division).
Van Ijzeren, J. 1987. *Bias in International Index Numbers: A Mathematical Elucidation*, Dissertation for the Hungarian Academy of Sciences (The Hague: Koninklijke Bibliotheek).

van Mulligen, P.H. 2003. *Quality aspects in price indices and international comparisons: Applications of the hedonic method*, Ph.D. thesis (Groningen: University of Groningen) Web site: http://www.cbs.nl/en/publications/articles/general/theses/theses.htm.
Vartia, Y.O. 1976. *Relative Changes and Index Numbers* (Helsinki: The Research Institute of the Finnish Economy).
——. 1978. "Fisher's Five-Tined Fork and Other Quantum Theories of Index Numbers", in W. Eichhorn, R. Henn, O. Opitz and R.W. Shephard (eds.): *Theory and Applications of Economic Indices* (Würzburg: Physica-Verlag), pp. 271–295.
Ville, J. 1946. "The Existence-Conditions of a Total Utility Function" (in French); translated in 1951 in *The Review of Economic Studies*, Vol. 19, pp. 123–128.
Vogt, A. 1977. "Zum Indexproblem: Geometrische Darstellung sowie eine neue Formel", in *Schweizerische Zeitschrift für Volkswirtschaft und Statistik*, Vol. 113, pp. 73–88.
——. 1978. "Divisia Indices on Different Paths", in W. Eichhorn, R. Henn, O. Opitz and R.W. Shephard (eds.): *Theory and Applications of Economic Indices* (Würzburg: Physica-Verlag), pp. 297–305.
——. 1980. "Der Zeit und der Faktorumkehrtest als 'Finders of Tests'", in *Statistische Hefte*, Vol. 21, pp. 66–71.
—— and J. Barta. 1997. *The Making of Tests for Index Numbers* (Heidelberg: Physica-Verlag).
von Auer, L. 2001. *An Axiomatic Checkup for Price Indices*, Working Paper No. 1/2001, Faculty of Economics and Management (Magdeburg: Otto von Guericke University).
——. 2002. "Spurious Inflation: The Legacy of Laspeyres and Others", in *The Quarterly Review of Economics and Finance*, Vol. 42, pp. 529–542.
von der Lippe, P. 2001. *Chain Indices: A Study in Price Index Theory*, Publication Series Spectrum of Federal Statistics, Vol. 16 (Wiesbaden: Statistisches Bundesamt).
Walras, L. 1954. *Elements of Pure Economics*, translated from French by W. Jaffe (London: George Allen and Unwin); first published in 1874.
Walsh, C.M. 1901. *The Measurement of General Exchange Value* (New York: Macmillan and Co.).
——. 1921a. *The Problem of Estimation* (London: P.S. King & Son).
——. 1921b. "Discussion", in *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 17, pp. 537–544.
——. 1932. "Index Numbers", in E.R.A. Seligman (ed.): *Encyclopedia of the Social Sciences*, Vol. 7 (New York: The Macmillan Co.), pp. 652–658.
Ward, M. 2001. *True Comparisons in Real and Money Terms*, Paper presented at the Joint World Bank–OECD Seminar on Purchasing Power Parities: Recent Advances in Methods and Applications, Washington, D.C., Jan. 30–Feb. 2.
Westergaard, H. 1890. *Die Grundzüge der Theorie der Statistik* (Jena: Fischer).
White, A.G. 1999. "Measurement Biases in Consumer Price Indexes", in *International Statistical Review*, Vol. 67, No. 3, pp. 301–325.
——. 2000. "Outlet Types and the Canadian Consumer Price Index", in *Canadian Journal of Economics*, Vol. 33, pp. 488–505.
Wold, H. 1944. "A Synthesis of Pure Demand Analysis, Part 3", in *Skandinavisk Aktuarietidskrift*, Vol. 27, pp. 69–120.
——. 1953. *Demand Analysis* (New York: John Wiley).

Wooldridge, J.M. 1996. "Estimating Systems of Equations with Different Instruments for Different Equations", in *Journal of Econometrics*, Vol. 74, pp. 387–405.
Woolford, K. 1999. "Measuring Inflation: A Framework Based on Domestic Final Purchases", in M. Silver and D. Fenwick: *Proceedings of the Measurement of Inflation Conference* (Cardiff: Cardiff University), pp. 534–543.
——. 2001. *Financial Services in the Consumer Price Index*, Paper presented at the Sixth Meeting of the International Working Group on Price Indices, Canberra, Apr. 2–6. Available at: http://www.ottawagroup.org
Wynne, M.A. 1997. "Commentary", in *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, Vol. 79, No. 3, pp. 161–167.
——. 1999. *Core Inflation: A Review of Some Conceptual Issues*, Research Department Working Paper 99–03 (Dallas, TX: Federal Reserve Bank of Dallas).
—— and F.D. Sigalla. 1994. "The Consumer Price Index", in *Federal Reserve Bank of Dallas Economic Review*, Second Quarter, pp. 1–22.
Young, A. 1812. *An Inquiry into the Progressive Value of Money in England as Marked by the Price of Agricultural Products* (Piccadilly: Hatchard).
Yule, G.U. 1921. "Discussion of Mr. Flux's Paper", in *Journal of the Royal Statistical* Society, Vol. 84, pp. 199–202.
Zarnowitz, V. 1961. "Index Numbers and the Seasonality of Quantities and Prices", in G.J. Stigler (Chair): *The Price Statistics of the Federal Government* (New York: National Bureau of Economic Research), pp. 233–304.
Zieschang, K.D. 1988. *The Characteristics Approach to the Problem of New and Disappearing Goods in Price Indexes*, Working Paper No. 183 (Washington, D.C.: Bureau of Labor Statistics).
——, P.A. Armnecht and D. Smith. 2001. *Integrated Inter-Area and International Price Comparisons with Consumer Price Index Compilation*, Paper presented at the Joint World Bank–OECD Seminar on Purchasing Power Parities: Recent Advances in Methods and Applications, Washington, D.C., Jan. 30–Feb. 2.

فهرس

ملاحظة: تشير المراجع إلى الفصول والفقرات، أو إلى أرقام المرفقات أو الملاحق (وليس إلى الصفحات). ويشير الحرف (م) إلى مدخل في معجم المصطلحات وكذلك إلى ملحق المعجم (إن وجد). وتشير الأحرف (ج) أو (ش) أو (ط) الملحقة بأرقام الفقرات إلى الجداول أو الأشكال البيانية أو الأطر المحاذية للنص ذي الصلة، والحرفان (مع) إلى المعادلات، بينما تعني إضافة العلامة "*" (كما في ج*) أن الجدول، إلخ، يأتي مباشرة بعد تلك الفقرة ولكنه ليس متعلقا بها (أي أن وظيفة رقم الفقرة تقتصر على تحديد الموقع).

الائتمان راجع الاقتراض والائتمان
أثر الإحلال *(م)*، من ١–٣١ إلى ١–٣٢
إجمالي الأقساط (خدمات التأمين على الممتلكات)، من ١٠–١٥٩ إلى ١٠–١٦٣، من ١٠–١٦٧ إلى ١٠–١٧٣ *(ج)*
راجع أيضا الرسوم
كبديل لصافي تكلفة خدمات التأمين، من ١٠–١٧١ إلى ١٠–١٧٣ *(ج)*
منهج إجمالي الأقساط وإجمالي النفقات، من ١٠–١٦١ إلى ١٠–١٦٢
منهج إجمالي الأقساط وصافي النفقات ١٠–١٦٣
منهج صافي الأقساط وإجمالي النفقات ١٠–١٦٠
إجمالي الناتج المحلي (GDP) ١٤–١٢، من ١٤–٧٣ إلى ١٤–٧٤، ١٤–٧٥ *(ج*)*
إجمالي الناتج المحلي راجع إجمالي الناتج المحلي
الإجماليات *(م)*
بالنسبة للمعالجات الرئيسية راجع الإجماليات الأولية؛ إجماليات القيم
إجماليات القيم، من ١٤–١ إلى ١٤–٧، من ١٥–٧ إلى ١٥–١٧
اختبار حاصل الضرب، من ١٥–٧ إلى ١٥–١٠
راجع أيضا إجماليات الأولية
مؤشري لاسبير وباش، من ١٥–١١ إلى ١٥–١٧
إجماليات أولية *(م)*، من ١–٢٦٥ إلى ١–٢٧٠، من ٤–٤ إلى ٤–٨ *(ش)*، من ٩–٦ إلى ٩–٧٣
الاتساق عند التجميع، من ٩–٤٥ إلى ٩–٤٦
اختيار البنود ٩–٨
الأوزان، من ١–١٢٤ إلى ١–١٢٦، من ٤–١٤ إلى ٤–١٥ *(ج)*، من ٩–١١ إلى ٩–١٤، من ٩–١١٥ إلى ٩–١١٧
راجع أيضا إجماليات القيم
العينة ٩–٣٨، ٢٠–٨٧
المؤشرات المنسقة لأسعار المستهلكين
راجع المرفق ١ (من ٤–٢–٢ إلى ٤–٢–٣)
مشاكل التجميع والتصنيف، من ٢٠–٢٣ إلى ٢٠–٣٧
البُعد الزمني ٥–٣، من ٢٠–١٥ إلى ٢٠–١٧، ٢٠–٢٠، ٢٠–٢٣، ٢٠–٢٥
البُعد المكاني ٢٠–٢٣، ٢٠–٢٦، من ٢٠–٣١ إلى ٢٠–٣٧ *(ج)*
بُعد خاص بالمنتجات ٢٠–٢٣، ٢٠–٢٧، من ٢٠–٣١ إلى ٢٠–٣٧ *(ج)*
بُعد قطاعي ٢٠–٢٣، من ٢٠–٢٨ إلى ٢٠–٣٠
المؤقت (غير الموسمية)، من ٩–٤٨ إلى ٩–٥٤ *(ج)*
مشاهدات الأسعار الناقصة، من ٩–٤٧ إلى ٩–٦٣ *(ج)*
بصورة دائمة، من ٩–٥٥ إلى ٩–٦٣ *(ج)*
تحيز الإجمالي الأولي ١١–٣٥، ١١–٣٧، من ١١–٤٣ إلى ١١–٥
هيكل التجميع ٩–٩، ٩–١٦ *(م*)*
أجهزة الكمبيوتر الشخصي
المنتجات الجديدة، مقدمة ٨–٣٩
التعديل مقابل التغير في النوعية
البيانات ٧–١ *(ملحق)*
تزداد سرعة تغير الطرز ٧–١٢٨
تكاليف الإنتاج ٧–٨٦، ٧–٨٩
المسلسل ٧–١٥٧
المنهج الهيدوني ٧–١ *(ملحق)*، من ٧–٩٠ إلى ٧–١٠٧ *(ش) (ج)*
المؤشرات المنسقة لأسعار المستهلكين راجع المرفق ١ (٥–١١)
أجور ١–٩، ٢–٨
راجع أيضا دخل
احتساب *(م)* ٧–٣٥
احتساب المتوسط الكلي، من ٧–٥٣ إلى ٧–٦٦ *(ج)*، ٧–١٢١
احتساب متوسط الفئة، من ٧–٦٧ إلى ٧–٦٨، ٧–١٢١
الأسعار المختفية بصورة دائمة، من ٩–٥٨ إلى ٩–٦٣ *(ج)*
الأسعار الناقصة (غير الموسمية) بصورة مؤقتة ٩–٤٨، من ٩–٥١ إلى ٩–٥٤ *(ج)*
المنتجات الموسمية، من ١٠–٧٩ إلى ١٠–٨٧ *(ج)*، من ٢٢–٨٥ إلى ٢٢–٨٦ *(ج)*، ٢٢–٨٨ *(م*)*، من ٢٢–٩٣ إلى ٢٢–٩٥ *(ج)*، ٢٢–٩٦ *(م*)*
النفقات الاستهلاكية للأسر المعيشية، من ٣–١٣٠ إلى ٣–١٣٢، من ١٤–٣٨ إلى ١٤–٣٩، ١٤–٤٢، ١٤–٤٤
احتساب المتوسط الكلي أو المتوسط المستهدف (التعديل مقابل التغير في النوعية)، من ٧–٥٣ إلى ٧–٦٦ *(ج)*، ٧–١٢١
احتساب المتوسط الكلي أو المتوسط المستهدف، من ٧–٥٣ إلى ٧–٦٦ *(ج)*، ٧–١٢١
احتساب متوسط الفئة، من ٧–٦٧ إلى ٧–٦٨، ٧–١٢١
الإحلال *(م)* ١–١٠٨، من ١–٢٥٦ إلى ١–٢٦٢
راجع أيضا بنود مماثلة؛ المشاهدات الناقصة؛ استبدال المنتجات
التعديل مقابل التغير في النوعية *(م)* ٦–٤٠، من ٦–١٠٣ إلى ٦–١٠٧
وسلعة جديدة، من ١–٢٥٩ إلى ١–٢٦٢، ٨–٢ *(ملحق)*
المعاينة *(م)*، من ٨–٩ إلى ٨–١٧
الإحلال الموجه، من ٨–٤٩ إلى ٨–٥١، ٨–٥٧
اختبار ارتداد الأسعار، من ٢٠–٦٠ إلى ٢٠–٦١
اختبار الاستمرارية ١٦–١٣٢، ٢٠–٥٩
المنهج البديهي الأول ١٦–٣٤
المنهج التصادفي الثاني ١٦–٩٨
اختبار الأسعار الثابته (أو التطابق) *(م)* ١٥–٩٤، ١٦–١٣٢، ٢٠–٥٩
المنهج البديهي الأول ١–٥٥، ١٦–٣٥
المنهج التصادفي الثاني ١٦–٩٨
اختبار الانعكاس الزمني *(م)* ٩–٢٥، ١٦–١٣٢، ٢٠–٤٤، ٢٠–٦٢
المنهج البديهي الأول ١–٥٥، من ١–٥٩ إلى ١–٦١، ١٦– ٤٤
المنهج البديهي الثاني ١٦–١٠٩
اختبار الانعكاس السلعي (اللاتباين أمام التغيرات في ترتيب السلع) *(م)* ١٦–٤٢، ١٦–١٠٦، ١٦–١٣٢
اختبار الإيجابية ١٦–١٣٢
المنهج البديهي الأول ١–٥٥، ١٦–٣٤
المنهج البديهي الثاني ١٦–٩٨
الاختبار التحديدي للأسعار ١٦–١٢٧
اختبار التطابق (أو اختبار الأسعار الثابتة) *(م)* ١٥–٩٤، ١٦–١٣٢، ٢٠–٥٩
المنهج البديهي الأول ١–٥٥، ١٦–٣٥
منهج بديهي ثان ١٦–٩٨
اختبار التطابق متعدد الفترة ١٥–٩٤
اختبار التناسبية العكسية مع أسعار فترة الأساس *(م)* ٢٠–٥٩
المنهج البديهي الأول ١٦–٣٩
المنهج البديهي الثاني ١٦–١٠٠
اختبار التناسبية مع الأسعار الجارية *(م)* ٩–٢٥، ٢٠–٥٩
المنهج البديهي الأول ١–٥٥، من ١٦–٣٧ إلى ١٦–٣٨
المنهج البديهي الثاني ١٦–٩٩
اختبار الدائرية (قابلية التعدّي) *(م)* ٩–٢٥، من ١٥–٨٨ إلى ١٥–٩٦، ١٦–١١٠، ١٦–١٣٢، ٢٠–٦٣
راجع أيضا المرفق ٤ (٤–١)
اختبار السلة الثابتة (أو الكميات الثابتة)، من ١٦–٣٥ إلى ١٦–٣٦
اختبار القيمة المتوسطة، من ١٦–٤٧ إلى ١٦–٤٩، ١٦–١٣٢، ٢٠–٥٩
اختبار القيمة المتوسطة للأسعار *(م)* ١–٥٥، ١٦–٤٧، ١٦–١١٢
اختبار القيمة المتوسطة للأسعار ١٦–٤٨
اختبار حدي باش ولاسبير ١–٥٥، ١٦–٤٩، ١٦–١٢٣
اختبار الكميات الثابتة (أو السلة الثابتة)، من ١٦–٣٥ إلى ١٦–٣٦
اختبار اللاتباين أمام التغيرات التناسبية في الكميات الجارية *(م)*، من ١٦–٤٠ إلى ١٦–٤١
اختبار اللاتباين أمام التغيرات التناسبية في قيم الفترة الجارية ١–٧١، من ١٦–١٠١ إلى ١٦–١٠٣

اختبار اللاتباين أمام التغيرات التناسبية في قيم فترة الأساس، من ١٦-١٠١ إلى ١٦-١٠٣
اختبار اللاتباين أمام التغيرات التناسبية في كميات فترة الأساس *(م)*، من ١٦-٤٠ إلى ١٦-٤١
اختبار اللاتباين أمام التغيرات في ترتيب السلع (الانعكاس السلعي) *(م)* ١٦-٤٢، ١٦-١٠٦، ١٦-١٣٢
اختبار اللاتباين أمام التغيرات في وحدات القياس (قابلية القياس) *(م)* ٩-٢٥، من ٩-٢٧ إلى ٩-٢٨، ١٦-١٣٢، من ٢٠-٦٤ إلى ٢٠-٦٥
المنهج البديهي الأول ١-٥٥، من ١-٥٦ إلى ١-٥٨، ١٦-٤٣
المنهج البديهي الثاني، من ١٦-١٠٧ إلى ١٦-١٠٨
اختبار المنتج، من ١٥-٧ إلى ١٥-١٠
اختبار انعكاس الأسعار (اختبار تماثل الأوزان الترجيحية للأسعار) ١٦-٤٦
اختبار انعكاس الكميات (اختبار تماثل الأوزان الترجيحية للكميات) ١٦-٤٥، ١٦-١١١
اختبار انعكاس المُعامل (اختبار تماثل الشكل الدالي) *(م)*، من ١-٦٨ إلى ١-٦٩، ١٦-٥٦
اختبار ترجيح أسعار الأنصبة ذاتيا، من ١٦-١١٥ إلى ١٦-١١٦
اختبار تغيير الوحدات ١٦-٤٣
اختبار تماثل الشكل الدالي (انعكاس المعامل) *(م)*، من ١-٦٨ إلى ١-٦٩، ١٦-٥٦
اختبار حدي باش ولاسبير ١-٥٥، ١٦-٤٩، ١٦-١٢٣
اختبار حدي باش ولاسبير الهندسي ١٦-١٢٣
اختبار عدم أهمية تغير الأسعار في حالة ضآلة الأوزان الترجيحية للقيم، من ١٦-١١٧ إلى ١٦-١١٨
اختبار قابلية ١-٧٠، من ١٦-٦٢ إلى ١٦-٧٣
اختبار قابلية القياس (ثبات المؤشر مع تغير وحدة القياس) *(م)* ٩-٢٥، من ٩-٢٧ إلى ٩-٢٨، ١٦-١٣٢، من ٢٠-٦٤ إلى ٢٠-٦٥
المنهج البديهي الأول ١-٥٥، من ١-٥٦ إلى ١-٥٨، ١٦-٤٣
منهج بديهي ثان، من ١٦-١٠٧ إلى ١٠٨
اختبار مقلوب الرقم النسبي للأسعار، من ١٦-١٢٥ إلى ١٦-١٢٦
اختبارات التجانس
منهج بديهي أول ١-٥٥، من ١٦-٣٧ إلى ١٦-٤١
منهج بديهي ثان، من ١٦-٩٩ إلى ١٦-١٠٥، ١٦-١٣٢
اختبارات التحقق، من جودة (جمع الأسعار)
الأوضاع، من ١٢-٢٧ إلى ١٢-٤٠
المراقبة، من ١٢-٢٩ إلى ١٢-٣٢
المراجعة الاستعادية، من ١٢-٣٣ إلى ١٢-٣٨
المهام الأخرى للمدقق، من ١٢-٣٩ إلى ١٢-٤٠
المركز الرئيسي، من ١٢-٤١ إلى ١٢-٥٥
التقارير، من ١٢-٤٧ إلى ١٢-٥١
الخوارزميات، من ١٢-٥٢ إلى ١٢-٥٥
اختبارات الرتابة، من ١٦-٥٠ إلى ١٦-٥٢، ١٦-١٣٢
أسعار الفترة الجارية ١-٥٥، ١٦-٥٠، ١٦-١١٣، ٢٠-٥٩
أسعار فترة الأساس ١٦-٥٠، ١٦-١١٣، ٢٠-٥٩
كميات الفترة الجارية، من ١٦-٥٠ إلى ١٦-٥١
كميات فترة الأساس، من ١٦-٥٠ إلى ١٦-٥١
اختبارات اللاتباين والتماثل
المنهج البديهي الثاني، من ١٦-١٠١ إلى ١٦-١٠٣، من ١٦-١٠٦ إلى ١٦-١١١
المنهج البديهي الأول، من ١-٥٥ إلى ١-٦١، من ١-٦٨ إلى ١-٦٩، من ١٦-٤٠ إلى ١٦-٤٦
اختبارات والتماثل *راجع* اختبارات اللاتباين والتماثل
أخطاء الإجابة ١١-٧، من ١١-٢٥ إلى ١١-٢٧
أخطاء المعالجة ١١-٨، ١١-٢٧
أخطاء بخلاف أخطاء العينة، من ١١-٥ إلى ١١-١١، ١١-١٦
الأخطاء بخلاف أخطاء المشاهدة، من ١١-٩ إلى ١١-١١
الأخطاء، من ١١-١ إلى ١١-٢٩ *(ج)*، من ٢٠-١٩ إلى ٢٠-٢٠
أخطاء العينة، من ١١-٥ إلى ١١-١١، ١١-١٦
الأوزان، من ٤-٧٦ إلى ٤-٧٧
البيانات *راجع* قياس تحرير البيانات، من ١١-١٢ إلى ١١-١٦، ١٨-٣٣
تقليل، من ١١-١٧ إلى ١١-٢٩
راجع أيضا التحيز
المعاينة ٥-٣٨، من ١١-٣ إلى ١١-٤ *(ج)*، ١١-٢١، ٢٠-٢٠
إدارة الجودة (حاجات المستخدم)، من ١٢-٧١ إلى ١٢-٩١
راجع أيضا الإنتاج والإصدار
نظم، من ١٢-٧٨ إلى ١٢-٨٩
إدارة الأداء ١٢-٩٢
التدريب والتطوير (العاملين)، من ١٢-٩٣ إلى ١٢-٩٩
عمليات المراجعة ١٢-١٠٣
المستندات، من ١٢-١٠٠ إلى ١٢-١٠٢
إدارة آليات *راجع* الإنتاج والإصدار؛ إدارة الجودة
إدراج إجماليات أولية جديدة *(م)*، من ٩-١٣٩ إلى ٩-١٤١، ٩-١٧١
الارتباط الخطي المتعدد (التعديلات مقابل التغير في النوعية والمؤشرات الهيدونية) ٢١-١ *(ملحق)*
ارتداد *(م)*
اختبار ارتداد الأسعار، من ٢٠-٦٠ إلى ٢٠-٦١
الأرض (الملكية) ١٠-٤٤
الأرقام النسبية للأسعار *(م)*
الأرقام النسبية للكميات *(م)*
الأساليب الضمنية للتعديل مقابل التغير في النوعية *(م)*، من ١-٢٣٦ إلى ١-٢٤٨، ٧-٣٨، من ٧-٤٤ إلى ٧-٧١
احتساب المتوسط الكلي أو المتوسط المستهدف، من ٧-٥٣ إلى ٧-٦٦ *(ج)*، ٧-١٢١
احتساب متوسط الفئة، من ٧-٦٧ إلى ٧-٦٨، ٧-١٢١
اختبار، من ٧-١٢١ إلى ٧-١٢٤
البديل المماثل ٧-٦٩، ٧-١١٨
ترحيل الأسعار غير المتاحة
طريقة التداخل، من ١-٢٣٦ إلى ١-٢٤٠، ٧-٣٥، من ٧-٤٥ إلى ٧-٥٢ *(ج)*، ٧-١٢٣
المقارنات قصيرة الأجل، من ٧-١٦٥ إلى ٧-١٧٠
المنهج الهيدوني، من ٢١-٤٣ إلى ٢١-٤٧
النوعيات غير المتداخلة، من ١-٢٤١ إلى ١-٢٤٨
الوصل لإظهار عدم تغير السعر ٧-٧٠، ٧-١٢٤
أساليب المعاينة الاحتمالية *(م)* ٥-٦، من ٥-٨ إلى ٥-٢٦، ٥-١٠٨
أطر، من ٥-١٣ إلى ١٥، ٥-٥٩
تفريغ العينات ٥-١٢، ١١-١٨
راجع أيضا المعاينة
معاينة الاحتمالية المتناسبة مع الحجم *راجع* أعلاه
المعاينة العشوائية البسيطة، من ١-٢٠٣ إلى ١-٢١٠، ٥-١٠، ١١-١٨
المعاينة المنتظمة ٥-١٠
استبدال المنتجات *(م)*، من ٨-٩ إلى ٨-١٧، من ٩-٥٥ إلى ٩-٦٣ *(ج)*
راجع أيضا المنتجات الجديدة؛ الإحلال
الموجه، من ٨-٤٩ إلى ٨-٥١، ٨-٥٧
التعديل مقابل التغير في النوعية ٦-٤٠، من ٦-١٠٣ إلى ٦-١٠٧، ٧-٦٩، ٧-١١٨
الثياب، من ١٠-٦٦ إلى ١٠-٧٢
مجتمع البدائل ٨-١ *(ملحق)*، ٨-٧
الاستبعادات *راجع* التغطية
الاستبيانات (جمع الأسعار)
تصميم، من ٦-٥٠ إلى ٦-٦٦
رموز ٦-١ *(ملحق)*، من ٦-٥٥ إلى ٦-٥٦، من ٦-٦٠ إلى ٦-٦١
نماذج ٦-١ *(ملحق)*، ٦-٥٣، ٦-٩٩ *(ج*)*
الاستعمالات النهائية، مؤشرات الأسعار ١٤-٧٢
استمرارية (جمع الأسعار)، من ١-٢١٨ إلى ١-٢٢١، ٦-٥٧، من ١٢-١٨ إلى ١٢-٢٠
الاستهلاك *(م)*، من ١-١٤٨ إلى ١-١٤٩، من ٢-٢٠ إلى ٢-٣٠، من ٣-١ إلى ٣-٢
راجع أيضا النفقات الاستهلاكية للأسر المعيشية؛ انواع الاستهلاك الفردي
الاستهلاك (مؤشر أسعار المستهلكين)، من ١٤-٦ إلى ١٤-٧
استهلاك الإنتاج الذاتي *(م)*، من ١-١٧٥ إلى ١-١٨٢، ٣-١٥، من ٣-٧٤ إلى ٣-٨٩
الزراعة، من ١-١٨٠ إلى ١-١٨١، من ٣-٧٩ إلى ٣-٨٠، من ١٤-٣٢ إلى ١٤-٣٣
في حساب الإنتاج، من ١٤-٣٢ إلى ١٤-٣٣
وخدمات الإسكان، من ١-١٨٠ إلى ١-١٨٢، من ٣-٨١ إلى ٣-٨٩
الاستهلاك الجماعي *(م)*
الاستهلاك النهائي الفعلي ١٤-٣٦
الاستهلاك النهائي الفعلي للأسر المعيشية (HFCE) ١٤-٣٦
راجع أيضا المرفق ١ (٦)
الاستهلاك النهائي الفعلي للأسر المعيشية *راجع* الاستهلاك النهائي الفعلي للأسر المعيشية
الاستهلاك النهائي، من ١٤-٣٤ إلى ١٤-٤٥ *(ط) (ج)*
الأسر المعيشية *(م)*
الوحدات المؤسسية ١٤-١٤، ١٤-١٧ *(ط)*
الأسعار الافتراضية (السلع الجديدة)، من ٢١-٦٥ إلى ٢١-٦٧
الأسعار الجارية *(م)*
أسعار القبول، من ٨-٥٩ إلى ٨-٦٠
الأسعار المخفضة *(م)*، من ٣-١٣٨ إلى ٣-١٤٣، من ٦-٨١ إلى ٦-٨٢
الأسعار غير المتاحة *راجع* المشاهدات الناقصة

أسعار فترات التخفيضات (تخفيضات) ٦-٨٣
اشتراكات ٣-٤٥
إصدار مؤشرات أسعار المستهلكين *راجع* الإنتاج والإصدار
الأصول الثابتة ٣-٢٣
الأصول المالية ٣-٤، من ٣-٥٢ إلى ٣-٥٥
الاقتراض والائتمان *راجع* الاقتراض والائتمان
رسوم ٣-٥٤، من ١٠-١٢٥ إلى ١٠-١٣٦
العملة الأجنبية ٣-٥٥
الأصول *راجع* الأصول المالية
إعادة المعاينة، من ١-٢٢٢ إلى ١-٢٢٥، ٨-١ *(ملحق)*، من ٨-١٨ إلى ٨-٢١، من ٨-٤٤ إلى ٨-٤٨
الإعانات، من ٣-١٣٥ إلى ٣-١٣٧
أفضليات كوب-دوغلاس ٩-٣٣، من ٢٠-٨١ إلى ٢٠-٨٥
أفضليات ليونتيف (Leontief) ٩-٣٢
الأفضليات متماثلة الوضع، من ١٧-١٨ إلى ١٧-٢٦
الاقتراض والائتمان ١-١٧٢، من ٣-٥٦ إلى ٣-٧١
دُفعات بطاقات الائتمان ٦-٩١
راجع أيضا الخدمات المالية
الشراء بالتقسيط، من ٣-٦٥ إلى ٣-٦٦
فائدة *راجع* الفائدة
قروض عقارية، من ١٠-٢٠ إلى١٠-٢١، من ١٠-٢٣ إلى ١٠-٣٨ *(ج)*، من ٢٣-٩٥ إلى ٢٣-٩٩
مؤشرات أسعار الديون ١٠-٣٣، ١٠-٣٨ *(ج*)*
أقل شجرة اتساع (MST) *راجع* مرفق ٤ (٤-٢-٢) *(ش)*
الإكراميات ٣-٤٦، ٦-٨٨
إنتاج الأسر المعيشية، من ١-١٧٥ إلى ١-١٨٢، من ٣-٧٢ إلى ٣-٨٩
الأنشطة التجارية ٣-٧٣
استهلاك الإنتاج الذاتي، من ١-١٧٥ إلى ١-١٨٢، ٣-١٥، من ٣-٧٤ إلى ٣-٨٩
خدمات الإسكان، من ١-١٨٠ إلى ١-١٨٢، من ٣-٨١ إلى ٣-٨٩
الزراعة، من ١-١٨٠ إلى ١-١٨١، من ٣-٧٩ إلى ٣-٨٠، من ١٤-٣٢ إلى ١٤-٣٣
في حساب الإنتاج، من ١٤-٣٢ إلى ١٤-٣٣
الإنتاج من أجل الاستهلاك الذاتي *راجع* استهلاك الإنتاج الذاتي
الإنتاج من أجل الاستهلاك الذاتي *راجع* استهلاك الإنتاج الذاتي
الإنتاج والإصدار (مؤشر)، من ١-٢٨٠ إلى ١-٢٨٤، من ١٢-٥٦ إلى ١٢-٧٠، من ١٣-١ إلى ١٣-٥٨
الإعداد الشهري، من ١٢-٥٨ إلى ١٢-٦٠
الإلكتروني، من ١٣-٥٥ إلى ١٣-٥٨
البيان الصحفي ولوحة البيانات وبيان المنهجية، من ١٣-٣٨ إلى ١٣-٤١ *(ط)*
تحليل العوامل المساهمة في التغيير، من ١٣-١٩ إلى ١٣-٢١
التعديل الموسمي وتمهيد، من ١٣-١٣ إلى ١٣-١٨
تفسير، من ١٣-٢٢ إلى ١٣-٢٣
توقيت ٦-١٣، من ١٣-٤٥ إلى ١٣-٤٨
حسابات المؤشرات المنسقة لأسعار المستهلكين *راجع* مرفق ١ (٧)
راجع أيضا إدارة الجودة؛ مشاورات المستخدمين
السرية، من ١٣-٥٣ إلى ١٣-٥٤
عرض السلاسل الزمنية للمستوى والتغير، من ١٣-٤ إلى ١٣-١٢، ١٣-٣٨ *(ط*)*
عرض المقاييس المرتبطة أو البديلة، من ١٣-٢٤ إلى ١٣-٣٧
اللوحات الجدولية، من ١٢-٦١ إلى ١٢-٦٤
مؤشرات الإجماليات الفرعية، من ١٣-٣٢ إلى ١٣-٣٧
مستوى نشر المعلومات، من ٣-١٦٠ إلى ٣-١٦١
المعايير الدولية، من ١٣-٤٢ إلى ١٣-٤٤
مواجهة حالات الطوارىء، من ١٢-٦٦ إلى ١٢-٧٠
النفاذ للبيانات، من ١٣-٤٩ إلى ١٣-٥٢
الإنترنت ٣-١٠٠، ٣-١٠٦، من ١٠-١٠١ إلى ١٠-١٠٢
راجع أيضا خدمات الاتصالات السلكية واللاسلكية
طرق جمع الأسعار ٦-٤٣، من ٦-٤٤ إلى ٦-٤٥، ٦-٤٧، ٦-١٠٩
نشر مؤشر أسعار المستهلكين (الإصدار)، من ١٣-٥٥ إلى ١٣-٥٨
انخفاضات الأسعار *راجع* تخفيضات
الأنشطة التجارية (إنتاج الأسر المعيشية) ٣-٧٣
الإنفاق الاستهلاكي للأسر المعيشية ١-١٦٢، من ٣-٩ إلى ٣-١٧، من ١٤-٣٤ إلى ١٤-٤٥ *(ط) (ج)*، ١٤-٧٥ *(ج*)*
التحويلات الاجتماعية العينية، من ٣-٩ إلى ٣-١١
التسلسل الهرمي، من ١٤-٤٢ إلى ١٤-٤٤
تفاصيل المنتجات، من ١٤-٤٠ إلى ١٤-٤١، ١٤-٤٥ *(ج)*، ١٤-٤٧ *(ج)*
خارج نطاق مؤشرات أسعار المستهلكين ٣-٤، من ٣-٣٩ إلى ٣-٥٤، ٤-٣٥
الأصول المالية *راجع* الأصول المالية
التحويلات ٣-٧، من ٣-٤١ إلى ٣-٤٦
التأمين، من ٣-٤٧ إلى ٣-٥٠
القمار ٣-٥١
راجع أيضا لمستهلكي فرادى السلع والخدمات
غير النقدية ١-١٦٣، من ٣-١٢ إلى ٣-١٥
تعويض عيني ١-١٦٣، ٣-٧، ٣-١٤
السلع والخدمات المنتجة ذاتيا، *راجع* إنتاج الأسر المعيشية
قيم محتسبة، من ٣-١٣٠ إلى ٣-١٣٢
معاملات المقايضة ١-١٦٣، ٣-٧، ٣-١٣، ٦-٣٣
هدايا مجانية أو تحويلات ٣-٧
المحتسبة، من ٣-١٣٠ إلى ٣-١٣٢، من ١٤-٣٨ إلى ١٤-٣٩، ١٤-٤٢، ١٤-٤٤
مشتريات المقيمين من الأسواق الخارجية، من ٣-٩٩ إلى ٣-١٠٠، من ٣-١٢٨ إلى ٣-١٢٩، من ٤-٧٣ إلى ٤-٧٥، ٦-٣٦، من ١٤-٦٦ إلى ١٤-٦٨
نظام الحسابات القومية، من ١٤-٣٤ إلى ١٤-٤٥ *(ط) (ج)*، ١٤-٧٥ *(ج*)*
النقدية ١-١٦٢، ٣-٧، ٣-١٢، من ٣-١٦ إلى ٣-١٧، ١٤-٣٨، ١٤-٤٢
الوقت الذي يتم فيه التحمل/المستخدم، من ٣-١٨ إلى ٣-٢١، من ٣-٥٦ إلى ٣-٥٧
يُعرَّف *(م)* ١٤-٣٦
إنفاق الأسر المعيشية على الاستهلاك النقدي النهائي (HFMCE)
راجع المرفق ١ (٢-٢)
إنفاق الأسر المعيشية على الاستهلاك النقدي النهائي *راجع* إنفاق الأسر المعيشية على الاستهلاك النقدي النهائي
الإنفاق خارج حدود المنطقة *راجع* النفقات الاستهلاكية للأسر المعيشية
الاهتلاك الكلي "One hoss shay" أو من نوع المصباح الكهربائي *(م)*، من ٢٣-٦٢ إلى ٢٣-٦٨
الاهتلاك الكلي "One hoss shay" أو من نوع المصباح الكهربائي *(م)*، من ٢٣-٦٢ إلى ٢٣-٦٨
الاهتلاك الهندسي (أو الاهتلاك بطريقة الرصيد المتناقص)، من ٢٣-٥٥ إلى ٢٣-٥٨
الاهتلاك بطريقة الخط المستقيم، من ٢٣-٥٩ إلى ٢٣-٦١
الاهتلاك بطريقة الرصيد المتناقص (أو الهندسي)، من ٢٣-٥٥ إلى ٢٣-٥٨
الاهتلاك، من ٢٣-٤٣ إلى ٢٣-٦٨
الاهتلاك الهندسي أو الاهتلاك بطريقة الرصيد المتناقص، من ٢٣-٥٥ إلى ٢٣-٥٨
نموذج الخط المستقيم، من ٢٣-٥٩ إلى ٢٣-٦١
نموذج عام (غير المتغيرة المعمرة)، من ٢٣-٤٣ إلى ٢٣-٥٤
نوذج الاهتلاك الكلي (المصباح الكهربائي)، من ٢٣-٦٢ إلى ٢٣-٦٨
الأوزان الترجيحية *(م)*، من ١-١٩١ إلى ١-١٩٩، ٤، ١٤-٥٨، ١٤-٦٠ *(ج*)*
إجماليات الأولية، من ١-١٢٤ إلى ١-١٢٦، من ٤-١٤ إلى ٤-١٥ *(ج)*، من ٩-١١ إلى ٩-١٤، من ٩-١١٥ إلى ٩-١١٧
اختبارات، من ١٦-٤٥ إلى ١٦-٤٦، من ١٦-١١٤ إلى ١٦-١١٩
أخطاء، من ٤-٧٦ إلى ٤-٧٧
الإقليمي، من ٤-١٠ إلى ٤-١٢، من ٤-١٤ إلى ٤-١٥ *(ج)*
الأوزان الترجيحية محدثة *(م)*، من ١-٢٨ إلى ١-٢٩، من ٩-٩٥ إلى ٩-١٠٤ *(ج)*
التأمين ٤-٦٧
تعديل الأوزان ١-٢٧٤، من ٩-١٠٥ إلى ٩-١٢٦
إجماليات أولية جديدة، من ٩-١١٥ إلى ٩-١١٧
التعديل الجزئي للأوزان، من ٩-١٢٠ إلى ٩-١٢٢
تواتر، من ٩-١٠٨ إلى ٩-١١١
حساب المؤشر بنظام السلسلة، من ٩-١١٢ إلى ٩-١١٤ *(ج)*
مؤشرات أعلى مستوى جديدة، من ٩-١١٨ إلى ٩-١١٩
الوصلات طويلة الأجل وقصيرة الأجل، من ٩-١٢٣ إلى ٩-١٢٦
تعديلات، من ٤-٤٢ إلى ٤-٤٣
تواتر، من ٤-٤٧ إلى ٤-٥٥
حسابات المؤشرات المنسقة لأسعار المستهلكين *راجع* مرفق ١ (٤-١)
راجع أيضا نفقات استهلاك قطاع الأسر المعيشية
السلع المستعملة، من ٤-٦٨ إلى ٤-٧٢
السنوي، من ٩-١٣٥ إلى ٩-١٣٦، من ١٥-٣٣ إلى ١٥-٦٤
المؤشرات الشهرية، من ١٥-٣٣ إلى ١٥-٦٤
المؤشرات القائمة على الأوزان الترجيحية الثابتة، من ٩-١٣١ إلى ٩-١٣٨
المؤشرات الممتازة، من ١٩-١٧ إلى ١٩-٢٢ *(ج)*
راجع أيضا مؤشرات أعلى مستوى
مؤشرات ثابتة الأساس، من ١٩-٩ إلى ١٩-١٢ *(ج)*، من ١٩-١٧ إلى ١٩-١٩ *(ج)*
مبدأ السلسلة، من ٩-١٣٥ إلى ٩-١٣٦، ١٩-١١ *(ج*)*، من ١٩-١٣ إلى ٩-١٦ *(ج)*، من ١٩-٢٠ إلى ٩-٢٢ *(ج)*
المتوسط الهندسي ٩-١٣٧
(المساكن التي يسكنها مالكوها) ٤-٣
مصادر البيانات، من ٤-١٦ إلى ٤-٣٣، من ٤-٤٠ إلى ٤-٤١

منافذ البيع ٤–١٣، من ٤–٣٠ إلى ٤–٣١
المنتجات الموسمية (الأوزان الترجيحية الثابتة والمتغيرة)، من ٤–٦٣ إلى ٤–٦٦
المنهج التصادفي، من ١–٧٥ إلى ١–٧٩، من ١٦–٧٩ إلى ١٦–٩٣
المنهج الهيدوني ٢١–١ *(ملحق)*، ٢١–٥٨
هيكل، من ٤–٤ إلى ٤–١٥ *(ش)* *(ج)*، من ٤–٥٦ إلى ٤–٦١
الأوزان الترجيحية الإقليمية، من ٤–١٠ إلى ٤–١٢، من ٤–١٤ إلى ٤–١٥ *(ج)*
الأوزان الترجيحية الثابتة *(م)* و *(م)* ملحق
التحيز، من ٩–١٣١ إلى ٩–١٣٨
الأوزان الترجيحية الثابتة للمنتجات الموسمية، من ٤–٦٣ إلى ٤–٦٦
الأوزان الترجيحية السنوية
السلسلة، من ٩–١٣٥ إلى ٩–١٣٦
والمؤشرات الشهرية للأسعار، من ١٥–٣٣ إلى ١٥–٦٤
مؤشر لو مع أسعار شهرية وكميات سنوية لسنة الأساس، من ١٥–٣٣ إلى ١٥–٤٨
مؤشر لو ومؤشرات السنة الوسطى، من ١٥–٤٩ إلى ١٥–٥٣
مؤشر يانغ، من ١٥–٥٤ إلى ١٥–٦٤
الأوزان الترجيحية الهجين *(م)*
الأوزان الترجيحية للنفقات راجع الأوزان
الأوزان الترجيحية محدثة *(م)*، من ١–٢٨ إلى ١–٢٩، من ٩–٩٥ إلى ٩–١٠٤ *(ج)*
الأوزان الترجيحية، جمع الأسعار، من ٦–٦٣ إلى ٦–٦٤
الأوزان المتحركة للمنتجات الموسمية، من ٤–٦٢ إلى ٤–٦٦
الإيجار، من ٢٣–١٢٧ إلى ٢٣–١٣١
تأجير السلع المعمرة ٣–٢٨
تقديرات مالك المسكن ٢٣–١٣٩
ربط ١–١١، ٢–١٦
عدم دفع ٢٣–١٢٤
بديل *(م)*
البقشيش والإكراميات ٣–٤٦، ٦–٨٨
بند *(م)*
البند المماثل، من ٦–٣٩ إلى ٦–٤٠، ٧–٦٩، ٧–١١٨
راجع أيضا الإحلال
البنود المختفية راجع المشاهدات الناقصة
البنود المختفية راجع تعديل النوعية
البنود غير المتاحة راجع التعديل مقابل التغير في النوعية
البنود غير المتوفرة ٦–٦٠
البيان الصحفي، من ١٣–٣٨ إلى ١٣–٤١ *(ط)*
بيانات
الجودة والدقة ٦–١٢٣، من ١٣–٤٦ إلى ١٣–٤٨
المؤشرات المنسقة لأسعار المستهلكين راجع المرفق ١ (٥–١١، من ٧–٣ إلى ٧–٤)
مصادر ٤–١٦ إلى ٤–٣٣
الإلكتروني راجع الإلكترونياً جمع الأسعار
بيانات مبيعات التجزئة ٤–٢٩
تعدادات السكان ٤–٣٣
الحسابات القومية، من ١–١٩٤ إلى ١–١٩٦، من ٤–٢٥ إلى ٤–٢٨، ٤–٤١
في شكل مؤشر للأسعار ٦–٧٤
مسوح إنفاق الأسر المعيشية راجع نفقات الأسر المعيشية مسوح
مسح نقط الشراء، من ٤–٣٠ إلى ٤–٣١
النشر راجع الإنتاج والنشر أخطاء راجع تحرير البيانات (أدناه)
البيانات المستخلصة *(م)*، من ١–٢١٣ إلى ١–٢١٤، ٤–٣٢، ٥–٦٠، من ٦–١١٧ إلى ٦–١١٨، من ٩–٧٢ إلى ٩–٧٣، من ٢٠–٨٨ إلى ٢٠–٩٩
بيانات ماكينة الدفع ٤–٣٢
التأمين، الحياة، من ٣–٤٧ إلى ٣–٥٠
المؤشرات المنسقة لأسعار المستهلكين راجع المرفق ١ (٦–٤)
التأمين، الممتلكات، من ٣–٤٧ إلى ٣–٥٠، من ١٠–١٥٦ إلى ١٠–١٧٣
الأوزان ٤–٦٧
راجع أيضا الخدمات المالية
صافي، من ١٠–١٥٩ إلى ١٠–١٦٣، من ١٠–١٦٧ إلى ١٠–١٧٣ *(ج)*
الضرائب، من ١٠–١٧١ إلى ١٠–١٧٣ *(ج)*
المؤشرات المنسقة لأسعار المستهلكين راجع المرفق ١ (٥–٨)
المساكن التي يسكنها مالكوها، من ٢٣–١٠٢ إلى ٢٣–١٠٦
منهج الاستخدام، من ١٠–١٦٤ إلى ١٠–١٦٥
المنهج القائم على الاحتياز ١٠–٤٠، ١٠–١٦٦
المنهج القائم على الدفع ١٠–٢٠، من ١٠–١٥٩ إلى ١٠–١٦٣
يعرَّف ١٠–١٥٧
تبديل العملات ١٠–١١٩، من ١٠–١٢٥ إلى ١٠–١٢٩
تجار التجزئة راجع منافذ البيع
التجميع *(م)*، من ١–١٠٩ إلى ١–١١٣
الاتساق *(م)*، من ٩–٤٥ إلى ٩–٤٦
التجميع ذو المرحلة الواحدة *راجع* الإجماليات الأولية؛ إجماليات القيم؛ المؤشرات ذات المرحلة الواحدة المشكلات *راجع* الإجماليات الأولية
التجميع ذو المرحلتين، من ١٧–٥٥ إلى ١٧–٦٠، من ١٩–٢٣ إلى ١٩–٢٧، ١٩–٢٨ *(ج*)*
هيكل، من ٤–٤ إلى ٤–١٥ *(ش)*، ٩–٩، ٩–١٦ *(م*)*
التجميع ذو المرحلتين، من ١٧–٥٥ إلى ١٧–٦٠، من ١٩–٢٣ إلى ١٩–٢٧، ١٩–٢٨ *(ج*)*
التحديدي للأسعار، من الاختبار ١٦–١٢٧
تحرير *(م)* *راجع* تحرير البيانات
تحرير البيانات، من ٩–١٣٩ إلى ٩–١٧٧، ١١–٢٧
التحقق والتصحيح ٩–١٣٩، من ٩–١٤١ إلى ٩–١٤٥، من ٩–١٦٦ إلى ٩–١٧٧، من ١٢–٢١ إلى ١٢–٢٥
مشاهدات الأسعار الناقصة، من ٩–١٧٢ إلى ٩–١٧٧
المشاهدات الشاذة ٩–١٧١
الكشف عن الأخطاء والمشاهدات الشاذة، من ٩–١٣٩ إلى ٩–١٤٠، من ٩–١٤٢ إلى ٩–١٦٥
الفحص الإحصائي لبيانات المدخلات ٩–١٤٧، من ٩–١٥٤ إلى ٩–١٦٢
الفحص غير الإحصائي لبيانات المدخلات ٩–١٤٧ إلى ٩–١٥٣
فحص مخرجات ٩–١٤٧، من ٩–١٦٣ إلى ٩–١٦٥
التحقق من صحة البيانات (جمع الأسعار)، من ١٢–٢١ إلى ١٢–٢٥، من ١٢–٤٥ إلى ١٢–٤٦
راجع أيضا مرفق ١ (٥–٥)
تحليل
مؤشر فيشر للأسعار ١٩–٣١ *(ج*)*، من ١٩–٣٢ إلى ١٩–٣٦ *(مع) (ج)*
من تغيرات المؤشرات، من ٩–١٢٧ إلى ٩–١٣٠ *(ج)*
مؤشر لاسبير للأسعار، من ١–٢٤ إلى ١–٢٥، من ١٥–١١ إلى ١٥–١٧
مؤشر باش للأسعار، من ١–٢٤ إلى ١–٢٥، من ١٥–١١ إلى ١٥–١٧
تحليل و أوزان محدثة الأسعار، من ٩–٩٢ إلى ٩–٩٤
التحويلات ١–١٦٨، من ٣–٤١ إلى ٣–٤٦
البقشيش والإكراميات ٣–٤٦
التراخيص ٣–٤٣
راجع أيضا الأصول المالية؛ القمار؛ التأمين
ضرائب، الدخل والثروة ٣–٤٢
محدد ٣–٤١
مساهمات الضمان الاجتماعي ٣–٤٢
الهدايا والمساهمات ٣–٤٥
التحويلات الاجتماعية العينية، من ٣–٩ إلى ٣–١١، ١٤–٣٥، ١٤–٣٧، ١٤–٤٢
راجع أيضا الخدمات التعليمية؛ الخدمات الصحية
التحيز *(م)*، من ١١–٣٠ إلى ١١–٦٦
أنواع
تحيز الإجمالي الأولي ١١–٣٥، ١١–٣٧، من ١١–٤٣ إلى ١١–٥٠
تحيز التغير في النوعية، من ١١–٣٥ إلى ١١–٣٦، من ١١–٥١ إلى ١١–٥٥
تحيز السلع الجديدة، من ١١–٣٥ إلى ١١–٣٦، من ١١–٥٦ إلى ١١–٥٩
تحيز المتغير المحذوف ٢١–١ *(ملحق)*
التحيز الناتج عن الإحلال على المستوى الأعلى ١١–٣٥، من ١١–٣٧ إلى ١١–٤٢
تحيز تبديل المنافذ ٣–١٢٠
تحيز منافذ البيع الجديدة (إحلال منافذ البيع) ٣–١١٨، من ١١–٣٥ إلى ١١–٣٦، من ١١–٦٠ إلى ١١–٦٣
المؤشرات الأولية للأسعار *(م)*، من ١–١٠٢ إلى ١–١٠٥
الأوزان الترجيحية الثابتة، من ٩–١٣١ إلى ٩–١٣٨
التجميع الأخطاء/التحيز ٢٠–٢٠ خطأ التجميع
التقدير التقريبي من الدرجة الأولى لتحيز مؤشر لو، من ١٧–٧٤ إلى ١٧–٧٥
التقريب، من الدرجة الثانية للتحيز الناتج عن الإحلال لمؤشر لو، من ١٧–٧٦ إلى ١٧–٨٣
راجع أيضا الأخطاء
المعاينة غير الاحتمالية ٥–٢٩
المقدرات، من ٥–٦٢ إلى ٥–٦٤، ٥–٧٢
تحيز إحلال *(م)*
تحيز إحلال منافذ البيع (منافذ البيع الجديدة) ٣–١١٨، من ١١–٣٥ إلى ١١–٣٦، من ١١–٦٠ إلى ١١–٦٣
التحيز الناتج عن الإحلال على المستوى الأعلى ١١–٣٥، من ١١–٣٧ إلى ١١–٤٢
مؤشر لو، من ١٧–٧٦ إلى ١٧–٨٣
تحيز التغير في النوعية، من ١١–٣٥ إلى ١١–٣٦، من ١١–٥١ إلى ١١–٥٥
تحيز المتغير المحذوف ٢١–١ *(ملحق)*
تحيز الناتج عن إحلال منافذ البيع (منافذ بيع جديدة) ٣–١١٨، من ١١–٣٥ إلى ١١–٣٦، من ١١–٦٠ إلى ١١–٦٣
التحيز الناتج عن الإحلال على المستوى الأعلى ١١–٣٥، من ١١–٣٧ إلى ١١–٤٢

التحيز الناتج عن عدم التمثيل *(م)*، من ١-١٠٢ إلى ١-١٠٥
تحيز تبديل المنافذ ٣-١٢٠
تحيز مؤشر تكلفة المعيشة *راجع* التحيز الناتج عن الإحلال
تحيز منافذ البيع الجديدة (إحلال منافذ البيع) ٣-١١٨، من ١١-٣٥ إلى ١١-٣٦، من ١١-٦٠ إلى ١١-٦٣
(تخفيضات الأسعار)، من ٦-٨٠ إلى ٦-٩١
الأسعار المخفضة، من ٣-١٣٨ إلى ٣-١٤٣، من ٦-٨١ إلى ٦-٨٢
أسعار فترات التخفيضات أو العروض الخاصة ٦-١ *(ملحق)*، ٦-٦٠، ٦-٨٣، ٦-٨٤
البقاشيش للخدمات ٣-٤٦، ٦-٨٨
التخفيضات أو المستردات ٣-١٣٨، من ٣-١٤١ إلى ٣-١٤٣، من ٦-٨٩ إلى ٦-٩٠
التمييز في الأسعار، من ٣-١١٢ إلى ٣-١١٥، ٦-٨٢
حسابات المؤشرات المنسقة لأسعار المستهلكين *راجع* مرفق ١ (٥-٢)
ضرائب المبيعات ٦-٨٧
الطوابع ٦-٨٥
العروض المجانية والإضافات والهدايا المجانية ٣-١٤٢، ٦-٨٤، من ٦-٩٩ إلى ٦-١٠٢
عمليات الاستبدال ٦-٨٦
المدفوعات بما فيها من فوائد، أو تكاليف الخدمات، أو التغيرات الإضافية ٦-٩١
التدريب والتطوير (العاملين)، من ١٢-٩٣ إلى ١٢-٩٩
مراجعات ١٢-١٠٣
المستندات، من ٢-١٠٠ إلى ٢-١٠٢
تدوير السلع والمنتجات *(م)*
تدوير
سلعة أو منتج *(م)*
عينة *(م)* ٨-١ *(ملحق)*، من ٨-١٨ إلى ٨-٢١، من ٨-٤٤ إلى ٨-٤٨
منافذ البيع، من ٣-١١٩ إلى ٣-١٢٠
التراخيص ٣-٤٣ إلى ٤٤
ترحيل الأسعار غير المتاحة *(م)* ٧-٧١، ٧-١٢٤، ٩-٤٨، ٩-٥٠، من ١٠-٨١ إلى ١٠-٨٢، ١٠-٨٣ *(ج*)*، ١٠-٨٥ *(ج*)*
المؤشرات السنوية، من ٢٢-٧٨ إلى ٢٢-٨٤ *(ش) (ج)*، من ٢٢-٨٨ إلى ٢٢-٨٩ *(ج)*، من ٢٢-٩١ إلى ٢٢-٩٣ *(ش) (ج)*
ترشيح (البيانات) *راجع* تحرير البيانات
تسجيل المعاملات، من ١٤-١٩ إلى ١٤-٢٤
تقييم ١٤-٢١
في الوقت المناسب ١٤-٢٠
التسوق عبر الحدود *راجع* النفقات الاستهلاكية للأسر المعيشية
تصنيف الاستهلاك الفردي حسب الغرض (COICOP)، من ١-١٨٧ إلى ١-١٨٩، ٣-٢٣، من ٣-١٦٢ إلى ٣-١٦٨، من ٤-٥٧ إلى ٤-٥٨، من ٢٠-٣١ إلى ٢٠-٣٤ *(ج)*، ٢٠-٣٥ *(ج*)*
راجع أيضا المرفق٢
تصنيف الاستهلاك الفردي حسب الغرض *راجع* تصنيف الاستهلاك الفردي حسب الغرض
راجع أيضا المرفق ٢
التصنيف الصناعي الدولي الموحد (ISIC) ٣-١٤٧، ١٤-٣٠، ١٤-٣١ *(ج*)*
التصنيف الصناعي الدولي الموحد *راجع* التصنيف الصناعي الدولي الموحد
التصنيف المركزي للمنتجات (CPC) *(م)* ٣-١٤٧، ٣-١٥٩
التصنيف المركزي للمنتجات *راجع* التصنيف المركزي للمنتجات
التصنيفات، من ١-١٨٧ إلى ١-١٨٩، من ٣-١٤٤ إلى ٣-١٦٨
تفاصيل المنتجات
حساب استخدام الدخل، من ١٤-٤٠ إلى ١٤-٤١، ١٤-٤٥ *(ج)*
حساب الإنتاج ١٤-٢٨، ١٤-٣١ *(ج*)*
الحساب الخارجي للسلع والخدمات ١٤-٥٤ *(ج*)*
حساب رأس المال ١٤-٤٧ *(ج)*، ١٤-٥٤ *(ج*)*
حسب نوع المنتج ٣-١٤٧، من ٣-١٤٨ إلى ٣-١٤٩، من ٣-١٥٨ إلى ٣-١٥٩، من ٣-١٦٦ إلى ٣-١٦٨
العوامل الأساسية ٣-١٤٤
الغرض من استعمال المنتج ٣-١٤٧، من ٣-١٥٠ إلى ٣-١٥٩
السلع والخدمات متعددة الأغراض، من ٣-١٥١ إلى ٣-١٥٤
السلع والخدمات مختلطة الأغراض، من ٣-١٥٥ إلى ٣-١٥٧
مستوى نشر المعلومات، من ٣-١٦٠ إلى ٣-١٦١
هيكل ترجيح، من ٤-٤ إلى ٤-١٥ *(ش)*، من ٤-٥٦ إلى ٤-٦١
التضخم (معاملات) مؤشر أسعار المستهلكين، من ١٤-٦ إلى ١٤-٧
التضخم الأساسي (ضمني)، من ١٣-٢٤ إلى ١٣-٢٦
التضخم، من ٢-٣٤ إلى ٢-٣٨
الأساسي (ضمني)، من ١٣-٢٤ إلى ١٣-٢٦
أهداف، من ٢-٣٦ إلى ٢-٣٧
التضخم المفرط، من ٦-٢٣ إلى ٦-٢٤
مؤشر أسعار المستهلكين كمقياس/كبديل ١-١١، ١-١٢، من ١٤-٦٣ إلى ١٤-٦٥
المحاسبة، من ٢-٣١ إلى ٢-٣٣
المقارنات الدولية ٢-٣٨
تعادلات القوى الشرائية (PPPs)، من ٢-٢٨ إلى ٢-٣٠، من ٦-١١٩ إلى ٦-١٢٢، من ١٤-٧٧ إلى ١٤-٧٩
راجع أيضا مرفق ٤
تعديل الأوزان *راجع* الأوزان الترجيحية
التعديل الموسمي (مؤشر الإصدار)، من ١٣-١٣ إلى ١٣-١٨
التعديل غير المباشر *راجع* التعديلات الصريحة مقابل التغير في النوعية
التعديل غير المباشر مقابل التغير في النوعية *راجع* التعديلات الضمنية مقابل التغير في النوعية
التعديل مقابل التغير في النوعية *(م)*، من ١-٢٢٦ إلى ١-٢٥٥، ٧، ٢١
اختفاء البنود المتطابقة، من ٧-٣٣ إلى ٧-٤٣
التعديل بالجمع والتعديل بالضرب، من ٧-٣٩ إلى ٧-٤٠
التعديل في فترة الأساس والتعديل في الفترة الحالية ٧-٤١
المقارنات طويلة الأجل والمقارنات قصيرة الأجل، من ٧-٤٢ إلى ٧-٤٣
البدائل الإجبارية وإحلال المنتجات ٦-٤٠، من ٦-١٠٣ إلى ٦-١٠٧، ٧-٦٩، ٧-١١٨
التغير في النوعية *راجع* التغير في النوعية (أدناه)
حسابات المؤشرات المنسقة لأسعار المستهلكين *راجع* مرفق ١ (٥-٤)
راجع أيضا المشاهدات الناقصة
الشفافية في الطرق ٧-٢، ٧-٥، من ٧-٦ إلى ٧-١٨
والمؤشرات الهيدونية، من ٧-١٥٠ إلى ٧-١٥٢، من ٢١-٥٩ إلى ٢١-٦٠
خدمات الاتصالات السلكية واللاسلكية، من ١٠-٩٧ إلى ١٠-١٠٤ *(ج)*
المنتجات المختفية، من ٧-٧ إلى ٧-١٣، ٨-٢
المنتجات الجديدة ٧-١٨، ٨-٤
مجتمع دينامي ٨-١ *(ملحق)*، ٨-٧
مشكلات المعاينة، من ٧-١٤ إلى ٧-١٧، ٨-٣، من ٨-٦ إلى ٨-٨
عرض عام، من ١-٢٢٦ إلى ١-٢٢٩، من ٢١-١ إلى ٢١-١١
القيمة للمستخدم، من ٧-٢٩ إلى ٧-٣٠
متطلبات المعلومات، من ٨-٢٢ إلى ٨-٣١
نظام البيانات الإحصائية والوصفية، من ٨-٢٣ إلى ٨-٣١
معدل تغير الطرُز الجديدة القطاعات، من ٧-١٢٥ إلى ٧-١٥٨
الاختلاف بين المؤشرات هيدونية وطريقة الطرُز المتطابقة، من ٧-١٥٠ إلى ٧-١٥٢
الأمثلة، من ٧-١٢٨ إلى ٧-١٣١
المؤشرات الهيدونية، من ٧-١٣٢ إلى ٧-١٤٩
الوصل المسلسل، من ٧-١٥٣ إلى ٧-١٥٨، ٨-٢١
المقارنات طويلة الأجل والمقارنات قصيرة الأجل، من ٧-٤٢ إلى ٧-٤٣، من ٧-١٥٩ إلى ٧-١٧٣ *(ج)*
طرق التعديل مقابل التغير في النوعية، من ٧-١٦٠ إلى ٧-١٦٤
المؤشرات ذات المرحلة الواحدة وذات المرحلتين، من ٧-١٧١ إلى ٧-١٧٣
المقارنات الضمنية في الأجل القصير، من ٧-١٦٥ إلى ٧-١٧٠
المنهج الهيدوني *راجع* المنهج الهيدوني
المنتجات الموسمية، من ٧-٨ إلى ٩-٩
تعديلات الأسعار بالضرب، من ٧-٣٩ إلى ٧-٤٠
التعديلات مقابل التغير في الكمية
التعديلات الصريحة مقابل التغير في النوعية *(م)* ١-٢٤٩، من ٧-٧٧ إلى ٧-٨٠ *(ش)*، ٧-٨١ *(ج*)*
مؤشر جيري خميس للكميات ١-٧٠
تعريف *(م)*
تعريفات ٦-٢١، ٩-١٤
حسابات المؤشرات المنسقة لأسعار المستهلكين (حسابات المؤشرات المنسقة لأسعار المستهلكين) *راجع* مرفق ١ (٥-٧)
تعويض عيني ١-١٦٣، ٣-٧، ٣-١٤
التعويضات المتلقاة من الحكومات وإدارات الضمان الاجتماعي ٣-١٣٤
تغطية *(م)*، من ٣-٩٠ إلى ٣-١٠٧، ١٤-٥٨، ١٤-٦٠ *(ج*)*
الأجور ٢-٨
التغطية الزائدة/الناقصه ١١-٦، ١١-٩
الجغرافية، من ٣-٩٧ إلى ٣-١٠٤
المؤشرات الإقليمية، من ٣-١٠١ إلى ٣-١٠٤
مشتريات المقيمين من الأسواق الخارجية ومشتريات غير المقيمين من الأسواق المحلية، من ٣-٩٩ إلى ٣-١٠٠، من ٣-١٢٨ إلى ٣-١٢٩، من ٤-٧٣ إلى ٤-٧٥
المعاينة، من ٥-٣ إلى ٥-٦، ٥-٣٢، ٥-٥٥
المناطق الحضرية والريفية، من ٣-٩٧ إلى ٣-٩٨
الخدمات المالية، من ١٠-١١٧ إلى ١٠-١٢٤

السلع أو الخدمات غير المرغوبة أو غير القانونية ١-١٦٩، من ٣-١٢٣ إلى ٣-١٢٤
السلع والخدمات الكمالية، من ٣-١٢٥ إلى ٣-١٢٦
المؤشرات المنسقة لأسعار المستهلكين *راجع* المرفق ١ (٣)
المعيشية، من ١-١٨٣ إلى ١-١٨٤
تعريف الأسرة المعيشية، من ٣-٩١ إلى ٣-٩٢
أنواع، من ٣-٩٣ إلى ٣-٩٦
التغطية الجغرافية، من ٣-٩٧ إلى ٣-١٠٤
مخفضات أسعار الحسابات القومية ٣-١ *(ملحق)*
منافذ البيع، من ٣-١٠٥ إلى ٣-١٠٧
منافع الضمان الاجتماعي، من ٩-٢ إلى ٢-١٣
المنتجات غير المهمة، من ٤-٣٦ إلى ٤-٣٨
التغطية الجغرافية *راجع* التغطية
تغير الأسعار المحضة *(م)*
تغير الطرز والتعديل مقابل التغير في النوعية *راجع* التعديل مقابل التغير في النوعية
التغير في النوعية، من ٧-١٩ إلى ٧-٣٢
الأثر على السعر، من ١-٢٣٠ إلى ١-٢٣٥
المؤشرات المشروطة، من ٧-٣١ إلى ٧-٣٢
المنهج القائم على المنفعة، من ٧-٢٤ إلى ٧-٣٠
تغيير فترة أساس *(م)*، من ٨-٤٤ إلى ٨-٤٨
تفاوت الأسعار، من ١-١٨٥ إلى ١-١٨٦، من ٣-١٠٨ إلى ٣-١٢٠
تفريغ (العينات) ٥-١٢، ١١-١٨
تقدير التباين ٥-٦٢، من ٥-٧٣ إلى ٥-٩٩
تباين صيغ المؤشر الأوَّلي، من ٥-٧٤ إلى ٥-٧٥
الخطأ ٥-١١٠، من ١١-١٢ إلى ١١-١٥
راجع أيضا تقدير
تقدير، من ٥-٦١ إلى ٥-٩٩
الأخطاء ١١-٤، من ١١-١٢ إلى ١١-١٥، ١١-١٧
استخدام مؤشرات أسعار المستهلكين، من ٥-٦٥ إلى ٥-٧٢
التحيز، من ٥-٦٢ إلى ٥-٦٤، ٥-٧٢، من ١١-٦٤ إلى ١١-٦٦
تقدير التباين *راجع* تقدير التباين
راجع أيضا المعاينة
مؤشرات تكلفة المعيشة، من ١-٩٧ إلى ١-١٠١
مقدّرات المربعات الصغرى المرجحة (WLS) ٢١-١ *(ملحق)*
تقرير تحديد الأسعار ١٢-٥١
تقييم، تسجيل المعاملات في ١٤-٢١
تكاليف إضافية ٦-٩١
تكاليف الاستخدام (المساكن التي يسكنها مالكوها)، من ٢٣-٩٤ إلى ٢٣-١٢٠
التأمين، من ٢٣-١٠٢ إلى ٢٣-١٠٦
تكاليف فائدة الرهن، من ١٠-٢٣ إلى ١٠-٣٨ *(ج)*، من ٢٣-٩٥ إلى ٢٣-٩٩
تكاليف معاملات (شراء المساكن)، من ٢٣-١١٨ إلى ٢٣-١٢٠
الصيانة والتجديدات ١٠-٢٠، ١٠-٤٠، من ٢٣-١٠٧ إلى ٢٣-١١٧
الضرائب على الممتلكات، من ٢٣-١٠٠ إلى ٢٣-١٠١
المالكون المؤجرون، من ٢٣-١٢١ إلى ٢٣-١٣١
تكلفة الفرصة البديلة لرأس المال ٢٣-١٢٦
خدمات إضافية ٢٣-١٢٧
عدم دفع الإيجار وتكاليف خلاء المسكن ٢٣-١٢٤
الفواتير والصيانة ٢٣-١٢٣، ٢٣-١٢٥
تكاليف إنتاج، من ٧-٨١ إلى ٧-٨٢، ٧-١١٩
تكاليف خدمة ضمنية ٣-٧٠
تكاليف خلاء المسكن (ممتلكات المؤجَرة) ٢٣-١٢٤
تكلفة الخصائص (التعديل مقابل التغير في النوعية)، من ٧-٨٣ إلى ٧-٨٩، ٧-١١٩
تكلفة الفرصة البديلة لرأس المال (المالكون المؤجرون) ٢٣-١٢٦
التكميش *(م)* ٣-١ *(ملحق)*
التكنولوجيا *راجع* التكنولوجيا المتقدمة
تماثل الأوزان الترجيحية للكميات *(م)*
التمثيل ٥-١٠٩
التمييز في الأسعار، من ٣-١١٢ إلى ٣-١١٥، ٦-٨٢
التنقيحات (مؤشر) *راجع* مرفق ١ (٥-١٣)
الثياب *راجع* الملابس
جامعي (الأسعار)
التدريبة والإنمائية، من ١٢-٩٣ إلى ١٢-٩٩
عمليات المراجعة ١٢-١٠٣
المستندات، من ١٢-١٠٠ إلى ١٢-١٠٢
التوزيع الجغرافي ٥-٣٢، ٥-٥٥
المدققين *راجع* المدققين
جامعي الأسعار *راجع* جامعي الأسعار
جدول العرض والاستخدام (SUT) ١٤-٩، ١٤-١٣، ١٤-١٨، من ١٤-٥٣ إلى ١٤-٥٦ *(ج)*
جمع (الأسعار)، من ١-٢٠٠ إلى ١-٢٢٥، من ١-٢٧٦ إلى ١-٢٧٩، ٦، من ١٢-١ إلى ١٢-٥٥ *(ش)*
الإلكتروني *راجع* جمع الأسعار الإلكتروني
التحقق من الجودة (الجمع الميداني)، من ١٢-٢٧ إلى ١٢-٤٠
المراقبة، من ١٢-٢٩ إلى ١٢-٣٢
المراجعة الاستعادية، من ١٢-٣٣ إلى ١٢-٣٨
المهام الأخرى للمدقق، من ١٢-٣٩ إلى ١٢-٤٠
التحقق من الجودة (المركز الرئيسي)، من ١٢-٤١ إلى ١٢-٥٥
تصميم الاستبيان، من ٦-٥٠ إلى ٦-٦٦
أشكال ٦-١ *(ملحق)*، ٦-٥٣، ٦-٩٩ *(ج*)*
الرموز ٦-١ *(ملحق)*، من ٦-٥٥ إلى ٦-٥٦، من ٦-٦٠ إلى ٦-٦١
التغطية الجغرافية *راجع* التغطية
تواتر جمع الأسعار وتوقيته، من ٦-٥ إلى ٦-٢٢
تأثير الأسعار الرئيسية ٦-٢٢
التضخم المفرط، من ٦-٢٣ إلى ٦-٢٤
التعريفات، وأسعار الخدمات التي ربما تتوفر بصورة محدودة ٦-٢١
تواتر، من ٦-١١ إلى ٦-١٢، ٦-٧٦
تواريخ الجمع، من ٦-١٤ إلى ٦-٢٠
فترات تقل عن الشهر ٦-٤٢
فترة مقابل نقطة زمنية معينة، من ٦-٦ إلى ٦-١١
المؤشرات المنسقة لأسعار المستهلكين *راجع* المرفق ١ (٥-١، ٦-٧)
نشر مؤشرات ٦-١٣
الوقت خلال اليوم ٦-٢١، من ٦-٣٤ إلى ٦-٣٥
جودة الجمع الميداني، من ٦-٦٧ إلى ٦-٦٨، ٦-١٢٣، من ١٢-١٥ إلى ١٢-٢٦
الاستعلام عن إدخال البيانات، من ١٢-٢١ إلى ١٢-٢٥
الاستمرارية، من ١-٢١٨ إلى ١-٢٢١، ٦-٥٧، من ١٢-١٨ إلى ١٢-٢٠
الرأي التقييمي ١٢-٢٦
المواصفات، من ١٢-١٦ إلى ١٢-١٧
طرق، من ٦-٣٢ إلى ٦-١٠٧ *(ش)*
العينة *راجع* العينة
مركزيا ومن المركز الرئيسي *راجع* جمع الأسعار مركزيا ومن المركز الرئيسي
جمع الأسعار الإلكتروني، من ٦-١٠٨ إلى ٦-١١٨
أجهزة الكمبيوتر اليدوي ٦-٦٥، من ٦-١١٠ إلى ٦-١١٦
الأشكال الإلكترونية ٦-٥٣، ٦-٦٥
البيانات المستخلصة من الماسحات الضوئية، من ١-٢١٣ إلى ١-٢١٤، ٤-٣٢، ٥-٦٠، من ٦-١١٧ إلى ٦-١١٨، من ٩-٧٢ إلى ٩-٧٣، من ٢٠-٨٨ إلى ٢٠-٩٩
نقاط البيع الإلكترونية (EPOS) ٦-١١٧
جمع الأسعار *راجع* جمع
جمع الأسعار مركزيا ومن المركز الرئيسي ١-٢١٢، من ٦-٦٩ إلى ٦-٧٩
الإلكتروني *راجع* جمع الأسعار الإلكتروني
التحقق من الجودة، من ١٢-٤١ إلى ١٢-٥٥
التقارير، من ١٢-٤٧ إلى ١٢-٥١
الخوارزميات، من ١٢-٥٢ إلى ١٢-٥٥
التوثيق ٦-١٢٤
الخدمات ٦-٧١، من ١٢-١٤
سلاسل التجزئة ٦-٤٣، ٦-٦٦، من ٦-٦٩ إلى ٧٠، ١٢-١٣
طرق، من ٦-٤٣ إلى ٦-٤٩، من ١٢-١٣ إلى ١٢-١٤
الإنترنت ٦-٤٣، من ٦-٤٤ إلى ٦-٤٥، ٦-٤٧، ٦-١٠٩
تقديم البيانات في شكل مؤشرللأسعار ٦-٧٤
خطابات ٦-٤٣، ٦-٧٢
مجلات البيع ٦-٤٣
الهاتف ٦-٤٣، ٦-٤٦، ٦-١٠٩
جودة الجمع الميداني (جمع الأسعار)، من ٦-٦٧ إلى ٦-٦٨، ٦-١٢٣، من ١٢-١٥ إلى ١٢-٢٦
الاستعلام عن إدخال البيانات، من ١٢-٢١ إلى ١٢-٢٥
استمرارية، من ١-٢١٨ إلى ١-٢٢١، ٦-٥٧، من ١٢-١٨ إلى ١٢-٢٠
راجع أيضا جامعي الأسعار
الرأي التقييمي ١٢-٢٦
المواصفات، من ١٢-١٦ إلى ١٢-١٧
حالة الأسر المعيشية المتعددة (المنهج الاقتصادي) *راجع* المنهج الاقتصادي
حالة الأسرة المعيشية الواحدة (المنهج الاقتصادي) *راجع* المنهج الاقتصادي
حزم مرتبطة من الخصائص (التعديلات مقابل التغير في النوعية والمؤشرات الهيدونية) ٢١-١٢
حساب استخدام الدخل ١٤-١٨، من ١٤-٣٤ إلى ١٤-٤٥ *(ط) (ج)*
راجع أيضا نظام الحسابات القومية

حساب إنتاج ١٤–١٨، من ١٤–٢٥ إلى ١٤–٣٣ *(ط)* *(ج)*، ١٤–٧٥ *(ج *)*
راجع أيضا مؤشر أسعار المنتجين؛ نظام الحسابات القومية
حساب رأس المال ١٤–١٨، من ١٤–٤٦ إلى ١٤–٤٨ *(ج)*
راجع أيضا نظام الحسابات القومية
الحسابات الخارجية للسلع والخدمات ١٤–١٨، من ١٤–٤٩ إلى ١٤–٥٢، ١٤–٥٤ *(ج*)*
راجع أيضا نظام الحسابات القومية
حسابات *راجع* الخدمات المالية؛ نظام الحسابات القومية
خارج دورة التسعير *راجع* المشاهدات الناقصة
الخدمات ٣–٣
بقشيش ٣–٤٦، ٦–٨٨
تدفقات السلع المعمرة، من ٣–٢٧ إلى ٣–٢٩
جمع الأسعار مركزيا ٦–٧١، ١٢–١٤
الخدمات معمرة ١–١٥٧، من ٣–٢٤ إلى ٣–٢٥
راجع أيضا الخدمات الفردية
منهج الاحتياز ١–١٥٧، من ٣–٧ إلى ٣–٨، من ٣–١٨ إلى ٣–٢١، من ٣–٢٤ إلى ٣–٢٥، ١٠–١٦٦
منهج الاستخدام ١–١٥١، من ٣–١٨ إلى ٣–٢١، من ٣–٢٤ إلى ٣–٢٥
خدمات الاتصالات السلكية واللاسلكية، من ١٠–٩٠ إلى ١٠–١١٦
أنماط العملاء، من ١٠–١٠٨ إلى ١٠–١١٢ *(ج)*
راجع أيضا الإنترنت؛ الهواتف المحمولة
العقد ١٠–٩٢
العينات المتطابقة، من ١٠–٩٧ إلى ١٠–١٠٤ *(ج)*
عينة الفواتير، من ١٠–١١٣ إلى ١٠–١١٦
قيم الوحدات، من ١٠–١٠٥ إلى ١٠–١٠٧
خدمات التعليم *راجع* المرفق ١ (٥–٩)
راجع أيضا التحويلات الاجتماعية العينية
خدمات السمسرة ١٠–١١٩، من ١٠–١٣٠ إلى ١٠–١٣٦
الخدمات الصحية *راجع* خدمات الصحة
الخدمات الصحية، من ٣–٢٤ إلى ٣–٢٥
راجع أيضا تحويلات اجتماعية عينية من
المؤشرات المنسقة لأسعار المستهلكين *راجع* المرفق ١ (٥–٩)
الخدمات المالية، من ١٠–١١٧ إلى ١٠–١٤٨
تبديل العملات ١٠–١١٩، من ١٠–١٢٥ إلى ١٠–١٢٩
تسهيلات الودائع والقروض ١٠–١١٩، من ١٠–١٣٧ إلى ١٠–١٤٨
حساب الأمثلة ١٠–١ *(ملحق)*
قروض عقارية، من ١٠–٢٠ إلى ١٠–٢١، من ١٠–٢٣ إلى ١٠–٣٨ *(ج)*، من ٢٣–٩٥ إلى ٢٣–٩٩
التعريف والتغطية، من ١٠–١١٧ إلى ١٠–١٢٤
خدمات السمسرة في الأوراق المالية ١٠–١١٩، من ١٠–١٣٠ إلى ١٠–١٣٦
راجع أيضا الاقتراض والائتمان؛ رسوم؛ التأمين
المؤشرات المنسقة لأسعار المستهلكين *راجع* المرفق ١ (٥–١٠)
المنهج القائم على الدفع ١٠–١٢٠
نظام الحسابات القومية، من ١٤–٤٢ إلى ١٤–٤٣
خدمات النقل *راجع* التحويلات الاجتماعية العينية
خدمات الهاتف *راجع* خدمات الاتصالات السلكية واللاسلكية
الخدمات غير المشروعة ١–١٦٩، من ٣–١٢٣ إلى ٣–١٢٤
الخدمات متقدمة التكنولوجيا ١٩–٤ *(ج)*
الخصومات ٣–١٣٨، من ٣–١٤١ إلى ٣–١٤٣، من ٦–٨٩ إلى ٦–٩٠
خطأ اختيار ١١–٤
خطأ التقريب للصيغ ٢٠–١٩
خطأ عدم الإجابة، من ١١–١٠ إلى ١١–١١، من ١١–٢٨ إلى ١١–٢٩
الخوارزميات ٩–١٦٠، من ١٢–٥٢ إلى ١٢–٥٥
خوارزمية توكي ٩–١٦٠، من ١٢–٥٣ إلى ١٢–٥٤
الدخل
حساب استخدام الدخل *راجع* حساب استخدام الدخل
حساب توليد الدخل ١٤–٧١ *(ج*)*، ١٤–٧٥ *(ج)*
الدخل الحقيقي، من ٢–٢٠ إلى ٢–٢٣
راجع أيضا الأجور
القطاعات الفرعية للأسر المعيشية ١٤–١٧ *(ط)*
الدليل الإرشادي (التدريب والتطوير)، من ١٢–١٠٠ إلى ١٢–١٠٢
دوال سعر البيع (التعديل مقابل التغير في النوعية) ٢١–٢١
الديمقراطية مؤشرات تكلفة المعيشة *(م)*، من ١٨–٢٣ إلى ١٨–٣٥
باش ١٨–٢٥، ١٨–٢٧، من ١٨–٣٠ إلى ١٨–٣١، ١٨–٣٣
لاسبير، من ١٨–٢٥ إلى ١٨–٢٦، من ١٨–٣٠ إلى ١٨–٣١، ١٨–٣٣
الديون *راجع* والاقتراض الائتمان
راجع طريقة البلد–المنتج–المتغير الصوري (CPD)
رأي الخبراء
التغير في النوعية ١–٢٥١، من ٧–٧٣ إلى ٧–٧٦
المعاينة ١١–١٩
الربط بمؤشر *(م)* ١–٩، من ٢–٥ إلى ٢–١٩
رسم دمغة (خدمات السمسرة في الأوراق المالية)، من ١٠–١٣٠ إلى ١٠–١٣٢
رسوم العمولات *راجع* الرسوم
الرسوم القانونية ٢٣–١١٨
رسوم الوكالات العقارية ٣–١٢٢، ١٠–٢٠، ١٠–٤٠، من ١٠–١٤٩ إلى ١٠–١٥٥، من ٢٣–١١٨ إلى ٢٣–١٢٠
راجع أيضا مرفق ١ (٦–٥)
رسوم
الأصول المالية ٣–٥٤، من ١٠–١٢٥ إلى ١٠–١٣٦
تسهيلات الودائع والقروض ١٠–١ *(ملحق)*، ١٠–١٤٠، من ١٠–١٤٣ إلى ١٠–١٤٧
خدمات التأمين *راجع* التأمين
خدمات الوساطة العقارية ٣–١٢٢، ١٠–٢٠، ١٠–٤٠، من ١٠–١٤٩ إلى ١٠–١٥٥، من ٢٣–١١٨ إلى ٢٣–١٢٠
راجع أيضا المرفق ١ (٦–٥)
راجع أيضا الخدمات المالية
الرموز ٦–١ *(ملحق)*، من ٦–٥٥ إلى ٦–٥٦، من ٦–٦٠ إلى ٦–٦١
الرهن، من ١٠–٢٠ إلى ١٠–٢١، من ١٠–٢٣ إلى ١٠–٣٨ *(ج)*
الفائدة، من ١٠–٢٣ إلى ١٠–٣٨ *(ج)*، من ٢٣–٩٥ إلى ٢٣–٩٩
الزراعة، الإنتاج الزراعي للاستهلاك الخاص، من ١–١٨٠ إلى ١–١٨١، من ٣–٧٩ إلى ٣–٨٠، من ١٤–٣٢ إلى ١٤–٣٣
سجلات الشركات ٥–١٤
السرية (بيانات الأسعار)، من ١٣–٥٣ إلى ١٣–٥٤
السعر الصفري من زيادة السعر الصفري إلى سعر موجب، من ١٧–٩٠ إلى ١٧–٩٤
سعر المشترين *(م)*
سلطات تنظيمية من الحصول على الأسعار ٦–٤٣
السلع *(م)* ٣–٣
بالنسبة للمعالجات الرئيسية *راجع* في ظل منهج الاحتياز؛ التصنيفات؛ النفقات الاستهلاكية للأسر المعيشية؛ منهج الاستخدام
راجع أيضا السلع المعمرة؛ السلع غير المعمرة
السلع المبتكرة ٨–٣٥، من ٢١–٦٢ إلى ٢١–٦٣
زيادة حجم العينة ٨–٥٦
عمليات الإحلال الموجه، من ٨–٤٩ إلى ٨–٥١، ٨–٥٧
السلع المستعملة، من ٣–١٢٧ إلى ٣–١٢٩، من ٤–٦٨ إلى ٤–٧٢
السلع المعمرة *(م)* ١–١٥٤ إلى ١–١٥٨، من ٣–١٦٦ إلى ٣–١٦٨، ٢٣
بالنسبة للمعالجات الرئيسية *راجع* المنهج القائم على الاحتياز؛ التصنيف؛ الاهتلاك؛ النفقات الاستهلاكية للأسر المعيشية؛ المساكن؛ منهج الاستخدام
في نظام الحسابات القومية ١٤–٤٠ *(ط *)*، ٢٣–١
سلع شبه معمرة ٣–١٦٦، ٣–١٦٧، ٣–١٦٨
السلع غير المعمرة، من ١–١٥٤ إلى ١–١٥٨، ٣–٢٢، من ٣–١٦٦ إلى ٣–١٦٨
سلع متقدمة التكنولوجيا، من ٧–١٢٥ إلى ٧–١٣١، ١٩–٤ *(ج)*
راجع أيضا أجهزة الكمبيوتر
السلع والخدمات الكمالية، من ٣–١٢٥ إلى ٣–١٢٦
السلع والخدمات المجانية ٣–٧، ٣–١٤٢، ٦–٨٤
السلع والخدمات غير المرغوب فيها ١–١٦٩، من ٣–١٢٣ إلى ٣–١٢٤
سلع وخدمات الاستهلاك *راجع* السلع؛ الخدمات
السيارات، من ٤–٦٨ إلى ٤–٧٠، ٦–٣٦، ٦–٨٦، ٧–٢٠، ٧–٨٤
راجع أيضا السيارات
السيارات، من ٤–٦٨ إلى ٤–٧٠، ٦–٣٦، ٦–٨٦، ٧–٢٠، ٧–٨٤
راجع أيضا المركبات
شراء المنتجات من خلال جمع الأسعار ٦–٩٥، ٦–٩٧
الشراء بالتقسيط، من ٣–٦٥ إلى ٣–٦٦
الشكل الدالي (الدالة الهيدونية) ٢١–١ *(ملحق)*
الشكل اللوغاريتمي المزدوج (log–log) (الدالة الهيدونية) ٢١–١ *(ملحق)*
الشكل اللوغاريتمي المزدوج (اللوغاريتمية المزودجة) (الدالة الهيدونية) ٢١–١ *(ملحق)*
صيغة خطية (الدالة الهيدونية) ٢١–١ *(ملحق)*
صيغة لويد–مولتون للرقم القياسي (Lloyd–Moulton) ١–١٠٨، ٩–٦٩، ٩–١٣٧، من ١٧–٦١ إلى ١٧–٦٤، من ١٩–٢٨ إلى ١٩–٣١ *(ج)*
صيغة نصف لوغاريتمية ٢١–١ *(ملحق)*
ضرائب الدخل ٢–١٩، ٣–٤٢، ١٣–٢٧، ٢٣–١٢٦
ضرائب المبيعات ٦–٨٧، من ١٣–٢٨ إلى ١٣–٢٩
الضرائب على الممتلكات *راجع* الضرائب
ضريبة الأرباح الرأسمالي ٢–١٩
ضريبة القيمة المضافة (VAT) ٣–١٣٧
الضريبة، من ١٣–٢٧ إلى ١٣–٢٩
الأرباح الرأسمالية ٢–١٩

التأمين إلى، من ١٠–١٧١ إلى ١٠–١٧٣ *(ج)*
تغطية، من ٣–١٣٥ إلى ٣–١٣٧
الخدمات المالية ١٠–١ *(ملحق)*
الدخل والثروة ٢–١٩، ٣–٤٢، ١٣–٢٧، ٢٣–١٢٦
ربط ٢–١٩
ضرائب المبيعات ٦–٨٧، من ١٣–٢٨ إلى ٢٣–٢٩
على المنتجات، من ٣–١٣٥ إلى ٣–١٣٧
ملكية ١٠–٢٠، ١٠–٤٠، من ١٠–١٧١ إلى ١٠–١٧٣ *(ج)*،
من ٢٣–١٠٠ إلى ٢٣–١٠١، من ٢٣–١١٨ إلى ٢٣–١٢٠
نظام الحسابات القومية، من ١٤–٢١ إلى ١٤–٢٤
الضمان الاجتماعي ١–١١، من ٢–٩ إلى ٢–١٣، ٣–٤٢، ٣–١٣٤
حسابات المؤشرات المنسقة لأسعار المستهلكين *راجع* مرفق ١ (٥–٩)
طرقElteto – Koves – Szulc (EKS) *راجع* المرفق ٤ (٤–٢–١، ٤–٢–٢)
طرق Geary – Khamis (GK) *راجع* المرفق ٤ (٤–٢–٢)
طرق التعديل مقابل التغير في النوعية، من ١–٢٢٦ إلى ١–٢٥٥، ٧، ٢١
اختيار الطرق من ٧–١١٦ إلى ٧–١٢٤ *(ش)*
الطرق الضمنية، من ١–٢٣٦ إلى ١–٢٤٨، ٧–٣٨، من ٧–٤٤ إلى ٧–٧١
احتساب المتوسط الكلي أو المتوسط المستهدف، من ٧–٥٣ إلى ٧–٦٦ *(ج)*، ٧–١٢١
احتساب متوسط الفئة، من ٧–٦٧ إلى ٧–٦٨، ٧–١٢١
اختيار، من ٧–١٢١ إلى ٧–١٢٤
البديل المماثل ٧–٦٩، ٧–١١٨
تداخل، من ١–٢٣٦ إلى ١–٢٤٠، ٧–٣٥، من ٧–٤٥ إلى ٧–٥٢ *(ج)*، ٧–١٢٣
الترحيـــل *راجع* ترحيل الأسعار غير المتاحة
المقارنات قصيرة الأجل، من ٧–١٦٥ إلى ٧–١٧٠
المنهج الهيدوني، من ٢١–٤٣ إلى ٢١–٤٧
النوعيات غير المتداخلة، من ١–٢٤١ إلى ١–٢٤٨
الوصل لإظهار عدم تغير السعر ٧–٧٠، ٧–١٢٤
الطرق الصريحة، من ١–٢٤٩ إلى ١–٢٥٥، ٧–٣٥، ٧–٣٨، من ٧–٧٢ إلى ٧–١١٥
الاختلافات في تكاليف الإنتاج أو المواصفات الاختيارية ١–٢٥٠، من ٧–٨١ إلى ٧–٨٩، ٧–١١٩
اختيار، من ٧–١١٩ إلى ٧–١٢٠ *(ش)*
التعديلات مقابل التغير في الكمية ١–٢٤٩، من ٧–٧٧ إلى ٧–٨٠ *(ش)*، ٧–٨١ *(ج*)*
رأي الخبراء ١–٢٥١، من ٧–٧٣ إلى ٧–٧٦
المنهج الهيدوني *راجع* المنهج الهيدوني
طرق التعديلات الصريحة مقابل التغير في النوعية *(م)*، من ١–٢٤٩ إلى ١–٢٥٥، ٧–٣٥، ٧–٣٨، من ٧–٧٢ إلى ٧–١١٥
اختيار، من ٧–١١٩ إلى ٧–١٢٠ *(ش)*
التعديل مقابل التغير في الكمية ١–٢٤٩، من ٧–٧٧ إلى ٧–٨٠ *(ش)*، ٧–٨١ *(ج*)*
تكاليف الإنتاج والمواصفات الاختيارية، التغير في ١–٢٥٠، من ٧–٨١ إلى ٧–٨٩، ٧–١١٩
رأي الخبراء ١–٢٥١، من ٧–٧٣ إلى ٧–٧٦
المنهج الهيدوني *راجع* المنهج الهيدوني
طريقة EKS *راجع* طريقه Szulc – Koves – Elteto
طريقة البلد–المنتج–المتغير الصوري (CPD) (التجميع)
راجع المرفق ٤ (٤–٢–١، ٤–٢–٢)
طريقة التداخل (التعديل مقابل التغير في النوعية)، من ١–٢٣٦ إلى ١–٢٤٠، ٧–٣٥؛ من ٧–٤٥ إلى ٧–٥٢ *(ج)*، ٧–١٢٣، من ٢٢–٦٣ إلى ٢٢–٧٧ *(ج)*
طريقة الطرْز المتطابقة *(م)* ٧–٢، ٧–٥، من ٧–٦ إلى ٧–١٨
خدمات الاتصالات السلكية واللاسلكية، من ١٠–٩٧ إلى ١٠–١٠٤ *(ج)*
مجتمع ديناميـ *(ملحق)* ٨–١ ٨–٧
مشكلات المعاينة، من ٧–١٤ إلى ٧–١٧، ٨–٣، من ٨–٦ إلى ٨–٨
المنتجات الجديدة ٧–١٨، ٨–٤
المنتجات المختفية، من ٧–٧ إلى ٧–١٣، ٨–٢
والمؤشرات الهيدونية، من ٧–١٥٠ إلى ٧–١٥٢، من ٢١–٥٩ إلى ٢١–٦٠
طريقة دلفي (تعديل النوعية) ٧–٧٦
الطوابع، يُعطى المشترون ٦–٨٥
عدم التغير بتغير الأساس (المقارنات السعرية) *راجع* المرفق ٤ (٤–١)
العرض والطلب التوازني، من ٢١–٢٢ إلى ٢١–٢٣
العروض الخاص ٦–١ *(ملحق)*، ٦–٦٠، ٦–٨٣، ٦–٨٤
العروض المجانية ٣–١٤٢، ٦–٨٤، من ٦–٩٩ إلى ٦–١٠٢
عروض كميات إضافية ٦–٨٤
راجع أيضا العروض المجانية
العملة، من الأجنبية ٣–٥٥
عمليات الاستبدال ٦–٨٦
العوامل البيئية، والتغير في النوعية، من ٧–٣١ إلى ٧–٣٢
غير المقيمين، من النفقات ٣–٩٩، ٤–٧٣
الفائدة ١–١٧٤، ٣–٦٣، من ٣–٦٧ إلى ٣–٧١، ٦–٩١، ١٠–١ *(ملحق)*، من ١٠–١٣٩ إلى ١٠–١٤١
راجع أيضا الاقتراض والائتمان
الربط ١–١، من ٢–١٦ إلى ٢–١٧
الرهن، من ١٠–٢٣ إلى ١٠–٣٨ *(ج)*، من ٢٣–٩٥ إلى ٢٣–٩٩
الفترة الحالية (أو مقارنة) *(م)* ٥–٣١، ٧–٤١، ١٥–٨
الفترة المرجعية ١–٢٠، من ٤–٤٤ إلى ٤–٤٦، من ٩–٨١ إلى ٩–٨٤، من ٩–٩٥ إلى ٩–١٠٤ *(ج)*
الفترة المرجعية للأسعار *(م)* ١–٢٠، من ٩–٨١ إلى ٩–٨٢
تحديث الأسعار الفترة من المرجعية للأوزان الترجيحية، من ٩–٩٥ إلى ٩–١٠٤ *(ج)*
الفترة المرجعية للأوزان الترجيحية *(م)* ١–٢٠، من ٤–٤٤ إلى ٤–٤٦، من ٩–٨١ إلى ٩–٨٢
تحديث الأسعار من الفترة المرجعية للأوزان الترجيحية، من ٩–٩٥ إلى ٩–١٠٤ *(ج)*
الفترة المرجعية للمؤشر *(م)*، من ٩–٨١ إلى ٩–٨٣
فترة المقارنة (أو الحالية) *(م)* ٥–٣١، ٧–٤١، ١٥–٨
في الوقت المناسب
إصدار المؤشرات ٦–١٣، من ١٣–٤٥ إلى ١٣–٤٨
حسابات المؤشرات المنسقة لأسعار المستهلكين (حسابات المؤشرات المنسقة لأسعار المستهلكين) *راجع* مرفق ١ (٧)
جمع الأسعار *راجع* جمع
قابلية التعدي (الدائرية) اختبار *(م)* ٩–٢٥، من ١٥–٨٨ إلى ١٥–٩٦، ١٦–١١٠، ١٦–١٣٢، ٢٠–٦٣
راجع أيضا مرفق ٤ (٤–١)
قروض *راجع* الاقتراض والائتمان
قسائم الخصم ٣–١٣٨، ٣–١٤١، ٣–١٤٣
قسائم الخصم ٣–١٣٨، ٣–١٤١، ٣–١٤٣
القمار ٣–٥١
قوائم المنتجات/الأسعار ٥–١٥، ٦–٤٣
قوائم المنتجات ٥–١٥
قيم الوحدات *(م)*، من ٩–٧٠ إلى ٩–٧١، من ١٠–١٠٥ إلى ١٠–١٠٧
القيم أو النفقات الهجين *(م)*
قيمة *(م)*
القيمة الحالية *(م)*
القيمة للمستخدم (التعديل مقابل التغير في النوعية)، من ٧–٢٩ إلى ٧–٣٠
الكميات
اختبار القيمة المتوسطة لـــ ١٦–٤٨
جمع الأسعار وفقا لـــ ، من ٦–٦٣ إلى ٦–٦٤
كمية مستهدفة (المعاينة) ٥–٢
كمية مستهدفة (معاينة) ٥–٢
اللجان الاستشارية، من ١٣–٦٢ إلى ١٣–٦٣
لفترة الأساس *(م)* ٥–٣١، ٧–٤١، ١٥–٨
راجع أيضا الفترة المرجعية للمؤشر؛ الفترة المرجعية للأسعار؛ الفترة المرجعية للأوزان الترجيحية
للمعاينة الاحتمالية التعاقبية المتناسبة مع الحجم ٥–١٩، ٥–٢١
لمتوسط مربع الخطأ (معاينة) ٥–٣٨، ٥–٦٣
المؤسسات غير الهادفة للربح التي تخدم الأسر المعيشية (NPISHs) ١٤–١٤، ١٤–١٧ *(ط*)*
المؤسسات غير الهادفة للربح التي تخدم الأسر المعيشية *راجع* المؤسسات غير الهادفة للربح التي تخدم الأسر المعيشية
مؤشر Marshall–Edgeworth *(م) و (م) ملحق* ١٥–٢٧، ١٥–٣٠، من ١٩–١٨ إلى ١٩–٢٢ *(ج)*
مؤشر أسعار الصادرات (XPI) ١٤–٤، ١٤–٥١، من ١٤–٥٧ إلى ١٤–٥٨، ١٤–٦٠ *(ج*)*، ١٤–٧٥ *(ج*)*
التغطية ١٤–٥٨، ١٤–٦٠ *(ج*)*
مؤشر أسعار المنتجين (PPI) ١٤–٤، من ١٤–٥٧ إلى ١٤–٥٨، ١٤–٦٠ *(ج*)*، ١٤–٧٥ *(ج*)*
تغطية ١٤–٣١، ١٤–٣٢ *(ط *)*، ١٤–٥٨، ١٤–٦٠ *(ج*)*، ١٤–٦٤
راجع أيضا حساب إنتاج
مخرجات ١٤–٣١ *(ج)*، ١٤–٣٢ *(ط *)*، ١٤–٧٥ *(ج*)*
مؤشر أسعار المنتجين *راجع* مؤشر أسعار المنتجين
مؤشر أسعار الواردات (MPI)، من ١٤–٥٧ إلى ١٤–٥٨، ١٤–٦٠ *(ج*)*
نظام الحسابات القومية ١٤–٤، من ١٤–٥١ إلى ١٤–٥٢، ١٤–٥٤ *(ج*)*، من ١٤–٥٧ إلى ١٤–٥٨، ١٤–٦٠ *(ج*)*، ١٤–٧٥ *(ج*)*
مؤشر أسعار مجموع المخرجات ١٤–٧٠، ١٤–٧٥ *(ج*)*
مؤشر الأسعار الصريحة ١٥–٢٤، من ١٦–٦٣ إلى ١٦–٦٧

مؤشر الأسعار المحضة، من ١٥–٢٤ إلى ١٥–٣٢
راجع أيضا المؤشرات القائمة على السلة الثابتة
المؤشر الشهري
الأوزان الترجيحية السنوية، من ١٥–٣٣ إلى ١٥–٦٤
مؤشر لو مع أسعار شهرية وكميات سنوية لسنة الأساس، من ١٥–٣٣ إلى ١٥–٤٨
مؤشر لو ومؤشرات السنة الوسطى، من ١٥–٤٩ إلى ١٥–٥٣
مؤشر يانغ، من ١٥–٥٤ إلى ١٥–٦٤
سنة وأخرى، من ٢٢–١٦ إلى ٢٢–٣٤ *(ج)*
ثابتة الأساس، من ٢٢–٢٦ إلى ٢٢–٢٩ *(ج)*، ٢٢–٣١ *(ج*)*
للتنبؤ بمؤشرات السنة المتحركة، من ٢٢–٥٥ إلى ٢٢–٦٢ *(ش) (ج)*
نظام السلسلة، من ٢٢–٣٠ إلى ٢٢–٣٤ *(ج)*
مؤشر الضريبة والأسعار ١٣–٢٧، ١٣–٢٩
مؤشر الكميات
مؤشر الكميات المحضة، من ١٦–٦٣ إلى ١٦–٦٧
مؤشر ديفيزيا، من ١٥–٦٥ إلى ١٥–٧١
مؤشر الكميات المحضة، من ١٦–٦٣ إلى ١٦–٦٧
مؤشر المتوسط الحسابي البسيط المرجح *(م)* و *(م) ملحق*
مؤشر المستوى الأدنى *(م)*
مؤشر باش للأسعار *(م)* و *(م) ملحق*، من ١–٢١ إلى ١–٢٣، ٢–١٤، من ١٩–٥ إلى ١٩–٨ *(ج)*
الأداء في الاختبارات ١–٦٠، ١–٦٩، ١٦–٥٨، ١٦–٦١
البلوتوقراطي ١٨–٦، من ١٨–١٠ إلى ١٨–١٢، ١٨–١٦، من ١٨–١٨ إلى ١٨–٢١، ١٨–٣٣
تحليل، من ١–٢٤ إلى ١–٢٥، من ١٥–١١ إلى ١٥–١٧
ثابتة الأساس، من ١٩–٥ إلى ١٩–٦ *(ج)*
السنة المتحركة، من ٢٢–٤٨ إلى ٢٢–٥٣ *(ش) (ج)*، ٢٢–٥٧ *(ش*)*
سنة وأخرى، من ٢٢–٢٦ إلى ٢٢–٢٩ *(ج)*، من ٢٢–٣٨ إلى ٢٢–٤٠ *(ج)*
العلاقة مع مؤشر لاسبير، من ١–٣٠ إلى ١–٣٤، ١٥–١ *(ملحق)*
العلاقة مع مؤشر لو ١–٣٢
مؤشر تكلفة المعيشة
البلوتوقراطي ١٨–٦، من ١٨–١٠ إلى ١٨–١٢، ١٨–٣٣
الديمقراطي ١٨–٢٥، ١٨–٢٧، من ١٨–٣٠ إلى ١٨–٣١، ١٨–٣٣
مؤشر باش–كونيوس الحقيقي لتكلفة المعيشة، من ١٧–١٣ إلى ١٧–١٧ *(ش)*
مؤشر سنوي للسنة المتحركة ٢٢–٤٧
ثابتة الأساس، من ٢٢–٤٨ إلى ٢٢–٥٣ *(ش) (ج)*، ٢٢–٥٧ *(ش*)*
نظام السلسلة، من ٢٢–٤٩ إلى ٢٢–٥٣ *(ش) (ج)*، ٢٢–٥٧ *(ش*)*
المؤشرات السنوية المقارنة بين سنة وأخرى، من ٢٢–٣٦ إلى ٢٢–٤٣ *(ج)*
ثابتة الأساس، من ٢٢–٣٨ إلى ٢٢–٤٠ *(ج)*
نظام السلسلة ٢٢–٤٠ *(ج*)*، من ٢٢–٤١ إلى ٢٢–٤٣ *(ج)*
المؤشرات الشهرية المقارنة بين سنة وأخرى، من ٢٢–١٩ إلى ٢٢–٣٤ *(ج)*
ثابتة الأساس، من ٢٢–٢٦ إلى ٢٢–٢٩ *(ج)*
نظام السلسلة، من ٢٢–٣٠ إلى ٢٢–٣٤ *(ج)*
المتوسط الهندسي، من ١–٣٨ إلى ١–٣٩
ثابتة الأساس، من ١٩–٩ إلى ١٩–١٢ *(ج)*، ١٩–١٦ *(ج*)*
نظام السلسلة ١٩–١١ *(ج*)*، من ١٩–١٣ إلى ١٩–١٦ *(ج)*
المتوسطات المتماثلة، من ١٥–١٨ إلى ١٥–٢٣، ١٥–٣٢
المعادلة الهيدونية، من ٢١–٥٠ إلى ٢١–٥١
المنهج الاقتصادي ٢٠–٧٧
نظام السلسلة، من ١٩–٧ إلى ١٩–٨ *(ج)*
السنة المتحركة، من ٢٢–٤٩ إلى ٢٢–٥٣ *(ش) (ج)*، ٢٢–٥٧ *(ش*)*
سنة وأخرى، من ٢٢–٣٠ إلى ٢٢–٣٤ *(ج)*، ٢٢–٤٠ *(ج*)*، من ٢٢–٤١ إلى ٢٢–٤٣ *(ج)*
من شهر لآخر، من ٢٢–٦٥ إلى ٢٢–٧٧ *(ج)*
ومخفضات أسعار الحسابات القومية ٣–١ *(ملحق)*
مؤشر باش–كونيوس الحقيقي لتكلفة المعيشة، من ١٧–١٣ إلى ١٧–١٧ *(ش)*
مؤشر بالغريف، من ١٩–٩ إلى ١٩–١٦ *(ج)*
مؤشر بين وستاين من نوع *C* أو مؤشر روزويل، من ٢٢–٨٧ إلى ٢٢–٨٩ *(ج)*، ٢٢–٩١ *(ش*)*، من ٢٢–٩٣ إلى ٢٢–٩٤ *(ج)*، ٢٢–٩٦ *(ش*)*
مؤشر تكلفة المعيشة البلوتوقراطي، من ١٨–٣ إلى ١٨–١٣
باش ١٨–٦، من ١٨–١٠ إلى ١٨–١٢، ١٨–٣٣
فيشر، من ١٨–١٤ إلى ١٨–٢٢
لاسبير، من ١٨–٦ إلى ١٨–٩، ١٨–٣٣
مقابل مؤشر تكلفة المعيشة البلوتوقراطي، من ١٨–٢٣ إلى ١٨–٣٥
مؤشر تكلفة المعيشة *راجع* مؤشر تكلفة المعيشة
مؤشر تورنكفيست *(م)* ١–٤٤، ١٥–٩٣، ١٧–٤، من ١٧–٤٤ إلى ١٧–٤٩
الأداء في الاختبارات، من ١–٦٦ إلى ١–٦٧، من ١–٨١ إلى ١–٨٢، ١–٨٤، ١٦–١ *(ملحق)*، من ١٦–٦٠ إلى ١٦–٦١، من ١٦–١٢٠ إلى ١٦–١٢٩
ثابتة الأساس، من ١٩–١٧ إلى ١٩–١٩ *(ج)*، من ١٩–٢٤ إلى ١٩–٢٥، ١٩–٢٨ *(ج*)*
المؤشرات الممتازة، من ١–٩٩ إلى ١–١٠١، ١٧–٤، من ١٧–٤٤ إلى ١٧–٤٩، من ١٧–٥٠ إلى ١٧–٥٤
المنهج التصادفي، من ١–٧٨ إلى ١–٧٩
نظام السلسلة، من ١٩–٢٠ إلى ١٩–٢٢ *(ج)*، من ١٩–٢٦ إلى ١٩–٢٧، ١٩–٢٨ *(ج*)*
والتجميع ذو المرحلتين، من ١٧–٥٧ إلى ١٧–٥٨، من ١٩–٢٤ إلى ١٩–٢٧، ١٩–٢٨ *(ج*)*
ومؤشر تكلفة المعيشة ١–٩٩، من ١٧–٤٤ إلى ١٧–٤٩
مؤشر تورنكفيست تيل ١–٧٨، ١–٨١
مؤشر جيري خميس للكميات ١–٧٠
مؤشر جيفونز للأسعار *(م)* ١–٧٦، من ٩–١٧ إلى ٩–٢٤ *(ج)*، من ١٩–٥ إلى ١٩–٨ *(ج)*
ثابتة الأساس، من ١٩–٥ إلى ١٩–٦ *(ج)*
خصائص معاينة ٩–٣٨
السلسلة، من ٩–٤٠ إلى ٩–٤١، من ١٩–٧ إلى ١٩–٨ *(ج)*
العلاقة بين مؤشرات أولية للأسعار، من ١–١٢٨ إلى ١–١٣٠، من ٢٠–٤٦ إلى ٢٠–٤٧، من ٢٠–٥٠ إلى ٢٠–٥٧
القياسي الأولي (محدد) ٩–١٧، ٢٠–٤١
المشاهدات السعرية الناقصة ٩–٥٣ *(ج)*، ٩–٥٨ *(ج*)*، ٩–٦٤ *(ج*)*
مقدر لمؤشر الطبقة ٥–٦٧
المنهج الاقتصادي، من ٩–٣٣ إلى ٩–٣٧، من ٢٠–٨٣ إلى ٢٠–٨٤، ٢٠–٨٦
المنهج البديهي، من ٩–٢٥ إلى ٩–٢٦، ٩–٣٠، ٢٠–٤٤، ٢٠–٦٧
مؤشر دروبيش (دروبيش) للأسعار *(م)*، من ١٩–١٨ إلى ١٩–٢٢ *(ج)*
مؤشر دوتو *(م)*، من ٩–١٧ إلى ٩–٢٤ *(ج)*
العلاقة مع المؤشرات الأولية الأخرى، من ١–١٣٠ إلى ١–١٣١، من ٢٠–٤٨ إلى ٢٠–٥٢، ٢٠–٥٧
المؤشرات الأولية (يُعرَّف) ٩–١٧، ٢٠–٣٩
المؤشرات بنظام السلسلة، من ٩–٤٠ إلى ٩–٤١
مشاهدات الأسعار الناقصة ٩–٥٣ *(ج)*، ٩–٥٨ *(ج*)*، ٩–٦٤ *(ج*)*
مقدر لمؤشر الطبقة ٥–٦٧
المنهج الاقتصادي ٩–٣٢، من ٢٠–٧٤ إلى ٢٠–٧٧، ٢٠–٨٠
منهج بديهي، من ١–٥٦ إلى ١–٥٧، من ٩–٢٥ إلى ٩–٣٠، ٢٠–٤٤، ٢٠–٦٨
مؤشر سنوي للسنة المتحركة، من ٢٢–٤٥ إلى ٢٢–٥٤ *(ش) (ج)*، ٢٢–٥٧ *(ش*)*
باستخدام المؤشرات، من شهر لآخر القائمة على السلة السنوية، من ٢٢–٩١ إلى ٢٢–٩٦ *(ش) (ج)*
باستخدام مؤشر شهري مقارن بين سنة وأخرى، من ٢٢–٥٥ إلى ٢٢–٦٢ *(ش) (ج)*
ثابتة الأساس، من ٢٢–٤٨ إلى ٢٢–٥٣ *(ش) (ج)*، من ٢٢–٥٦ إلى ٢٢–٥٩ *(ش) (ج)*، ٢٢–٦٠ *(ش*)*، ٢٢–٨٠ *(ج*)*، ٢٢–٨١ *(ش*)*، من ٢٢–٨٢ إلى ٢٢–٨٣
نظام السلسلة، من ٢٢–٤٩ إلى ٢٢–٥٣ *(ش) (ج)*، ٢٢–٥٧ *(ش*)*
مؤشر فيشر للأسعار *(م)* ١–٤٢
أساس ثابت
التجميع ذو المرحلتين، من ١٩–٢٤ إلى ١٩–٢٥، ١٩–٢٨ *(ج*)*
المرجحة على نحو غير متماثل، من ١٩–١٧ إلى ١٩–١٩ *(ج)*
التجميع ذو المرحلتين، من ١٧–٥٧ إلى ١٧–٥٨
تحليل ١٩–٣١ *(ج*)*، من ١٩–٣٢ إلى ١٩–٣٦ *(ج)*
السلسلة
التجميع ذو المرحلتين، من ١٩–٢٦ إلى ١٩–٢٧، ١٩–٢٨ *(ج*)*
المرجحة على نحو غير متماثل، من ١٩–٢٠ إلى ١٩–٢٢ *(ج)*
ومؤشرات لويد–مولتون للأسعار، من ١٩–٢٨ إلى ١٩–٣١ *(ج)*
العلاقة مع مؤشر لو، من ١–٣٢ إلى ١–٣٣
كمتوسط لمؤشري باش ولاسبير، من ١٥–١٨ إلى ١٥–٢٣
المؤشر المشروط الديمقراطي القومي النظري لأسعار المستهلكين ١٨–٢٩
مؤشر شهري مقارن بين سنة وأخرى، من ٢٢–١٩ إلى ٢٢–٣٤ *(ج)*
أساس ثابت ٢٢–٢٦، ٢٢–٢٧ *(ج*)*، ٢٢–٢٨، ٢٢–٣١ *(ج*)*
السلسلة ٢٢–٣٠، ٢٢–٣١ *(ج*)*، من ٢٢–٣٢ إلى ٢٢–٣٤ *(ج)*
المؤشرات البلوتوقراطية للأسعار، من ١٨–١٤ إلى ١٨–٢٢
المؤشرات السنوية المقارنة بين سنة وأخرى، من ٢٢–٣٦ إلى ٢٢–٤٣ *(ج)*
أساس ثابت، من ٢٢–٣٨ إلى ٢٢–٤٠ *(ج)*
السلسلة ٢٢–٤٠ *(ج*)*، من ٢٢–٤١ إلى ٢٢–٤٣ *(ج)*
المؤشرات السنوية للسنة المتحركة ٢٢–٤٧، ٢٢–٥٧ *(م*)*
أساس ثابتة، من ٢٢–٤٨ إلى ٢٢–٥٣ *(ش) (ج)*
السلسلة، من ٢٢–٤٩ إلى ٢٢–٥٣ *(ش) (ج)*، ٢٢–٥٧ *(م*)*
المؤشرات الممتازة، من ١–٩٦ إلى ١–٩٧، من ١–٩٩ إلى ١–١٠١، ١٧–٤، من ١٧–٢٧ إلى ١٧–٣٢، من ١٧–٥٠ إلى ١٧–٥٤

المؤشرات الهيدونية ٢١–٥١
المؤشرات من شهر لآخر، من ٢٢–٦٥ إلى ٢٢–٧٧ *(ج)*
مشاكل التجميع والتصنيف، من ٢٠–٣٣ إلى ٢٠–٣٤، ٢٠–٣٦ *(ج)*
المنهج الاقتصادي، من ١٧–٢٧ إلى ١٧–٣٢
المنهج البديهي، من ١٦–٥٣ إلى ١٦–٥٦
مؤشر كارلي *(م)*، من ١٩–٥ إلى ١٩–٨ *(ج)*
ثابتة الأساس، من ١٩–٥ إلى ١٩–٦ *(ج)*
خصائص المعاينة ٩–٣٨
السلسلة ٩–٤٠، من ١٩–٧ إلى ١٩–٨ *(ج)*
العلاقات بين المؤشرات الأولية، من ١–١٢٨ إلى ١–١٢٩،
من ٢٠–٤٦ إلى ٢٠–٤٩، من ٢٠–٥٣ إلى ٢٠–٥٧
القياسي الأولي، من ٩–١٧ إلى ٩–٢٤ *(ج)*، ٢٠–٤٠
مشاهدات الأسعار الناقصة ٩–٥٣ *(ج*)*، ٩–٥٨ *(ج*)*، ٩–٦٤ *(ج*)*
مقدر لمؤشر الطبقة ٥–٦٧
المنهج الاقتصادي ٩–٣٢، من ٩–٣٤ إلى ٩–٣٧، ٢٠–٧٨، ٢٠–٨٠
المنهج التصادفي، من ٩–٢٥ إلى ٩–٢٦، ٩–٣٠، ٢٠–٤٤، ٢٠–٧٠
مؤشر لاسبير التوافقي ١٦–٨٨، من ١٩–٩ إلى ١٩–١٦ *(ج)*
مؤشر لاسبير للأسعار *(م)* و *(م) ملحق*، من ٢–١٤ إلى ٢–١٥
اختبار حدي باش ولاسبير ١–٥٥، ١٦–٤٩، ١٦–١٢٣
الأداء في الاختبارات، من ١–٦٠ إلى ١–٦١، ١–٦٩، ١٦–٥٨،
١٦–٦١
البلوتوقراطي، من ١٨–٦ إلى ١٨–٩، من ١٨–١٦ إلى ١٨–١٧،
من ١٨–٢٠ إلى ١٨–٢١، ١٨–٣٣
التجميع ذو المرحلتين، من ١٧–٥٥ إلى ١٧–٥٧
تحليل، من ١–٢٤ إلى ١–٢٥، من ١٥–١١ إلى ١٥–١٧٠
التوافقية ١٦–٨٨، من ١٩–٩ إلى ١٩–١٦ *(ج)*
ثابتة الأساس، من ١٩–٩ إلى ١٩–١٢ *(ج)*، ١٩–١٦ *(ج*)*
نظام السلسلة ١٩–١١ *(ج*)*، من ١٩–١٣ إلى ١٩–١٦ *(ج)*
ثابتة الأساس، من ١٩–٥ إلى ١٩–٦ *(ج)*
السنة المتحركة، من ٢٢–٤٨ إلى ٢٢–٥٣ *(ش) (ج)*،
من ٢٢–٥٦ إلى ٢٢–٥٩ *(ش) (ج)*، ٢٢–٦٠ *(ش*)*، ٢٢–٨٠ *(ج*)*،
٢٢–٨١ *(ش*)*، من ٢٢–٨٢ إلى ٢٢–٨٣
سنة وأخرى، من ٢٢–٢٦ إلى ٢٢–٢٨ *(ج)*، من ٢٢–٣٨ إلى ٢٢–٤٠ *(ج)*
المتوسط الهندسي / المتوسط الحسابي، من ١٩–٩ إلى ١٩–١٢ *(ج)*،
١٩–١٦ *(ج*)*
العلاقة مع مؤشر باش، من ١–٣٠ إلى ١٨–٣٤، ١٥–١ *(ملحق)*
العلاقة مع مؤشر لو ١–٣٢، ١٥–٢ *(ملحق)*
العلاقة مع مؤشر يانغ ١–٣٦، من ١٥–٥٦ إلى ١٥–٥٨
مؤشرات السنة المتحركة ٢٢–٤٧
ثابتة الأساس، من ٢٢–٤٨ إلى ٢٢–٥٣ *(ش) (ج)*،
من ٢٢–٥٦ إلى ٢٢–٥٩ *(ش) (ج)*، ٢٢–٦٠ *(ش*)*، ٢٢–٨٠ *(ج*)*،
٢٢–٨١ *(ش*)*، من ٢٢–٨٢ إلى ٢٢–٨٣
نظام السلسلة، من ٢٢–٤٩ إلى ٢٢–٥٣ *(ش) (ج)*، ٢٢–٥٧ *(ش*)*
المؤشرات السنوية المقارنة بين سنة وأخرى (السلع الموسمية)،
من ٢٢–٣٦ إلى ٢٢–٤٣ *(ج)*
ثابتة الأساس، من ٢٢–٣٨ إلى ٢٢–٤٠ *(ج)*
المتوسط الهندسي ٢٢–٤٠ *(ج)*
نظام السلسلة ٢٢–٤٠ *(ج*)*، من ٢٢–٤١ إلى ٢٢–٤٣ *(ج)*
المؤشرات الشهرية المقارنة بين سنة وأخرى (السلع الموسمية)،
من ٢٢–١٩ إلى ٢٢–٣٤ *(ج)*
ثابتة الأساس، من ٢٢–٢٦ إلى ٢٢–٢٨ *(ج)*
نظام السلسلة، من ٢٢–٣٠ إلى ٢٢–٣٤ *(ج)*
المتوسط المتماثل، من ١٥–١٨ إلى ١٥–٢٣، ١٥–٣٢
المتوسط الهندسي *(م)*، من ١–٣٨ إلى ١–٤٠، ٩–٦٦
ثابتة الأساس، من ١٩–٩ إلى ١٩–١٢ *(ج)*، ١٩–١٦ *(ج*)*
السلسلة ١٩–١١ *(ج*)*، من ١٩–١٣ إلى ١٩–١٦ *(ج)*
سنة وأخرى ٢٢–٤٠ *(ج)*
المؤشرات القائمة على السلة السنوية مع ترحيل الأسعار غير المتاحة
٢٢–٨٠ *(ج*)*، من ٢٢–٨١ إلى ٢٢–٨٤ *(ش)*،
من ٢٢–٩١ إلى ٢٢–٩٢ *(ج)*، ٢٢–٩٣ *(ش*)*
المؤشرات القائمة على سلة سنوية مع احتساب الأسعار غير المتوفرة،
من ٢٢–٨٥ إلى ٢٢–٨٦ *(ج)*، ٢٢–٨٨ *(ش*)*، من ٢٢–٩٣ إلى ٢٢–٩٥ *(ج)*،
٢٢–٩٦ *(ش*)*
محدد، من ١–٢١ إلى ١–٢٢، من ٩–٦٥ إلى ٩–٦٦، من ١٥–١٢ إلى ١٥–١٣
مشكلات التجميع والتصنيف، من ٢٠–٣٣ إلى ٢٠–٣٦ *(ج)*
المنهج الاقتصادي، من ٢٠–٧٣ إلى ٢٠–٧٥
نظام السلسلة، من ١٩–٧ إلى ١٩–٨ *(ج)*
السنة المتحركة، من ٢٢–٤٩ إلى ٢٢–٥٣ *(ش) (ج)*، ٢٢–٥٧ *(ش*)*
سنة وأخرى، من ٢٢–٣٠ إلى ٢٢–٣٤ *(ج)*، ٢٢–٤٠ *(ج*)*،
من ٢٢–٤١ إلى ٢٢–٤٣ *(ج)*
المؤشر من شهر لآخر، من ٢٢–٦٥ إلى ٢٢–٧٧ *(ج)*
المتوسط الهندسي / المتوسط الحسابي ١٩–١١ *(ج*)*،
من ١٩–١٣ إلى ١٩–١٦ *(ج)*
الهيدونية، من ٢١–٤٨ إلى ٢١–٤٩
مؤشر لاسبير–كونيوس الحقيقي لتكلفة المعيشة، من ١٧–١٢ إلى ١٧–١٧ *(ش)*
مؤشر لسنة وسطى (مؤشر لو)، من ١٥–٤٩ إلى ١٥–٥٣، من ١٩–٤١ إلى ١٩–٤٤،
١٩–٤٦ *(ج*)*
مؤشر للأسعار من تقديم البيانات في شكل مؤشر للأسعار ٦–٧٤
مؤشر لو *(م)* و *(م) ملحق*، من ١–١٧ إلى ١–٢٠، ٢–١٤، من ٣–٣٠ إلى ٣–٣١،
١٥–١١، ١٥–٢٤، ١٩–٣٤ *(ج*)*، من ١٩–٣٧ إلى ١٩–٣٨
الأداء في الاختبارات ١–٦١، ١–٨٣، من ١٦–١٣٠ إلى ١٦–١٣٤
العلاقة مع مؤشر باش ١–٣٢
العلاقة مع مؤشر فيشر، من ١–٣٢ إلى ١–٣٣
العلاقة مع مؤشر لاسبير ١–٣٢، ١٥–٢ *(ملحق)*
العلاقة مع مؤشر يانغ، من ٩–٨٧ إلى ٩–٩١
للتحيز، من ١٧–٧٤ إلى ١٧–٨٣
مؤشر نظام السلسلة *راجع* مؤشر نظام السلسلة (مقابل مؤشرات ثابتة الأساس)
مؤشرات السنة الوسطى، من ١٥–٤٩ إلى ١٥–٥٣، من ١٩–٤١ إلى ١٩–٤٤،
١٩–٤٦ *(ج*)*
مؤشرات السنوية، من ٢٢–٧٨ إلى ٢٢–٨٦ *(ش) (ج)*،
من ٢٢–٨٨ إلى ٢٢–٨٩ *(ش) (ج)*، من ٢٢–٩١ إلى ٢٢–٩٥ *(ش) (ج)*
المؤشرات الشهرية، من ١٥–٣٣ إلى ١٥–٥٣
مؤشرات المستوى الأعلى، من ٩–٨٧ إلى ٩–٩١
محدّثة، من ١–٢٨ إلى ١–٢٩
المشروط ٣–٣٨
المنهج الاقتصادي، من ١٧–٦٦ إلى ١٧–٨٣
ومؤشر تكلفة المعيشة، من ١–٩١ إلى ١–٩٣، من ١٧–٦٦ إلى ١٧–٨٣
مؤشر مارشال إدجورث للأسعار ١٥–٢٧، ١٥–٣٠،
من ١٩–١٨ إلى ١٩–٢٢ *(ج)*
مؤشر مخفض ضمني (IDI) ١٤–٧٠، ١٤–٧٥ *(ج*)*
مؤشر مخفض ضمني *راجع* مؤشر مخفض ضمني
مؤشر من شهر إلى آخر ٩–١٩ *(ج)*، ٩–٨٦ *(ج)*
التنبؤ بمؤشرات السنة المتحركة، من ٢٢–٩١ إلى ٢٢–٩٦ *(ش) (ج)*
مؤشر بين وستاين من نوع *c*، من ٢٢–٨٧ إلى ٢٢–٨٩ *(ج)*، ٢٢–٩١ *(ش*)*،
من ٢٢–٩٣ إلى ٢٢–٩٤ *(ج)*، ٢٢–٩٦ *(ش*)*
مؤشرات ذات أقصى التداخل، من ٢٢–٦٣ إلى ٢٢–٧٧ *(ج)*
مؤشر ولش (Walsh) للأسعار *(م)* و *(م) ملحق* ١–٤٣
الأداء في الاختبارات، من ١–٦٦ إلى ١–٦٧، ١–٧١، ١٦–٥٩، ١٦–٦١
التحيز الناتج عن عدم التمثيل، من ١–١٠٢ إلى ١–١٠٥
ثابتة الأساس
التجميع ذو المرحلتين، من ١٩–٢٤ إلى ١٩–٢٥، ١٩–٢٨ *(ج*)*
المرجحة على نحو متماثل، من ١٩–١٧ إلى ١٩–١٩ *(ج)*
راجع أيضا مؤشر متوسط من الدرجة الثانية للمؤشرات من الدرجة ٢؛
المؤشرات المتماثلة
المؤشرات الممتازة ١–٩٩؛ من ١–١٠٠ إلى ١–١٠١، ١٧–٤
المتوسطات المتماثلة، من ١٥–٢٤ إلى ١٥–٣٢
نظام السلسلة
التجميع ذو المرحلتين، من ١٩–٢٦ إلى ١٩–٢٧، ١٩–٢٨ *(ج*)*
المرجحة على نحو متماثل، من ١٩–٢٠ إلى ١٩–٢٢ *(ج)*
مؤشر يانغ *(م)* و *(م) ملحق*، من ١–٣٥ إلى ١–٣٧، ١٩–٣٤ *(ج*)*،
من ١٩–٣٧ إلى ١٩–٤٠
الأداء في الاختبارات ١–٥٩، ١–٨٣، من ١٦–١٣٠ إلى ١٦–١٣٤
تحليل والأوزان الترجيحية محدثة، من ٩–٩٢ إلى ٩–٩٤
العلاقة مع مؤشر لاسبير ١–٣٦، من ١٥–٥٦ إلى ١٥–٥٨
العلاقة مع نقيض الزمن ذي الصلة ١٥–٣ *(ملحق)*
لعلاقة مع مؤشر لو، من ٩–٨٧ إلى ٩–٩١
المؤشرات السنوية ٢٢–٨٠ *(ج)*، ٢٢–٨١ *(ش*)*، من ٢٢–٨٣ إلى ٢٢–٨٦ *(ج)*،
من ٢٢–٩١ إلى ٢٢–٩٥ *(ش) (ج)*
المؤشرات الشهرية، من ١٥–٥٤ إلى ١٥–٦٤
مؤشرات المستوى الأعلى، من ٩–٧٨ إلى ٩–٨٠، من ٩–٨٧ إلى ٩–٩٤
هندسية ١–٣٨، ١–٤٠
ومؤشر تكلفة المعيشة ١–٩٥
مؤشرات Dalén–Ward–Sellwood–Carruthers ٢٠–٤٣
أداء الاختبارات ٢٠–٤٤، ٢٠–٦٩
العلاقات بين المؤشرات الأولية، من ٢٠–٥٣ إلى ٢٠–٥٧
مؤشرات أسعار المستهلكين (مؤشرات أسعار المستهلكين) *(م)*

الإستقلال والسلامة، من ٢–٤٢ إلى ٢–٤٣
تعرب عن بعض المخاوف الطرق الحالية *راجع* تمهيد
شيوع كإحصاءات اقتصادية، من ٢–٣٩ إلى ٢–٤١
ضمن المؤشرات الرئيسية للأسعار، من ١٤–٥٧ إلى ١٤–٦٨ *(ج)*، ١٤–٧٥ *(ج*)*
مجموعة، من ٢–٢ إلى ٢–٤، من ٢–١١ إلى ٢–١٢
مصادر واستخدامات، من ١–٨ إلى ١–١٢
ومخفضات أسعار الحسابات القومية ٣–١ *(ملحق)*
مؤشرات أسعار المستهلكين *راجع* مؤشرات أسعار المستهلكين
مؤشرات أسعار لخدمات اليد العاملة ١٤–٧١ *(ج*)*، ١٤–٧٥ *(ج)*
مؤشرات أسعار لمجموع العرض (SPI) ١٤–٧٠، ١٤–٧٥ *(ج*)*
مؤشرات الإجماليات الفرعية، من ١٣–٣٢ إلى ١٣–٣٧
المؤشرات الأحادية للأسعار
المنهج البديهي الأول، من ١٦–١١ إلى ١٦–٢١
المنهج البديهي الثاني، من ١٦–٢٢ إلى ١٦–٢٩
مؤشرات الأسعار الصافية ٣–١٣٧
مؤشرات الأسعار المرجحة
المرجحة على نحو متماثل، من ١٩–١٧ إلى ١٩–٢٢ *(ج)*
ثابتة الأساس، من ١٩–١٧ إلى ١٩–١٩ *(ج)*
نظام السلسلة، من ١٩–٢٠ إلى ١٩–٢٢ *(ج)*
المرجحة على نحو متماثل، من ١٩–٩ إلى ١٩–١٦ *(ج)*
ثابتة الأساس، من ١٩–٩ إلى ١٩–١٢ *(ج)*، ١٩–١٦ *(ج*)*
نظام السلسلة ١٩–١١ *(ج*)*، من ١٩–١٣ إلى ١٩–١٦ *(ج)*
مؤشرات الأسعار للاستهلاك الوسيط (IPIs) ١٤–٧١، ١٤–٧٥ *(ج*)*
مؤشرات الأسعار للاستهلاك الوسيط *راجع* مؤشرات أسعار الاستهلاك الوسيط
المؤشرات الإقليمية، من ٣–١٠١ إلى ٣–١٠٤
راجع أيضا المؤشرات الفرعية
المؤشرات الأولية *(م)*، من ١–١٢٠ إلى ١–١٢٣، من ٩–١٦ إلى ٩–٢٧ *(ج)*، ٢٠
صيغ أخرى، من ٩–٦٤ إلى ٩–٦٩
صيغ المتوسط التوافقي *راجع* والمؤشر التوافقي الأولي
العلاقات بين المؤشرات الأولية، من ١–١٢٧ إلى ١–١٣٢، من ٢٠–٤٦ إلى ٢٠–٥٧
فرادى المؤشرات، من ٢٠–٣٨ إلى ٢٠–٤٥
راجع أيضا العناوين الفردية
مؤشر السلسلة ٩–١٩ *(ج)*، من ٩–٣٩ إلى ٩–٤٤، من ٩–١١٥ إلى ٩–١١٧
المؤشرات الأولية المثالية، من ٢٠–١١ إلى ٢٠–٢٢
مؤشرات قيم الوحدات، من ٩–٧٠ إلى ٩–٧١
مشاكل التجميع والتصنيف *راجع* الأولية
المنهج الاقتصادي، من ١–١٣٧ إلى ١–١٤٦، من ٩–٣١ إلى ٩–٣٨، من ٢٠–٧١ إلى ٢٠–٨٦
المنهج البديهي، من ١–١٣٣ إلى ١–١٣٦، من ٩–٢٥ إلى ٩–٣٠، من ٢٠–٥٨ إلى ٢٠–٧٠
منهج تصادفي، من ٢٠–١٠٠ إلى ٢٠–١١١
المؤشرات الأولية التوافقية، من ٩–٦٧ إلى ٩–٦٨، ٢٠–٤٢
أداء الاختبارات ٢٠–٤٤، ٢٠–٧٠
العلاقات مع المؤشرات الأولية الأخرى، من ١–١٢٨ إلى ١–١٣٠، من ٢٠–٤٦ إلى ٢٠–٤٧، من ٢٠–٥٣ إلى ٢٠–٥٧
المنهج الاقتصادي، من ٢٠–٧٩ إلى ٢٠–٨٠
المؤشرات الثنائية للأسعار، المنهج البديهي *راجع* المنهج البديهي
المؤشرات السنوية المقارنة بين سنة وأخرى (السلع الموسمية)، من ٢٢–٣٥ إلى ٢٢–٤٤ *(ج)*
ثابتة الأساس، من ٢٢–٣٨ إلى ٢٢–٤٠ *(ج)*
نظام السلسلة ٢٢–٤٠ *(ج*)*، من ٢٢–٤١ إلى ٢٢–٤٣ *(ج)*
المؤشرات السنوية *راجع* السلع الموسمية
المؤشرات السنوية *راجع* المنتجات الموسمية
المؤشرات الشهرية المقارنة بين سنة وأخرى (السلع الموسمية)، من ٢٢–١٦ إلى ٢٢–٣٤ *(ج)*
ثابتة الأساس، من ٢٢–٢٦ إلى ٢٢–٢٩ *(ج)*، ٢٢–٣١ *(ج*)*
للتنبؤ بمؤشرات السنة المتحركة، من ٢٢–٥٥ إلى ٢٢–٦٢ *(ش) (ج)*
نظام السلسلة، من ٢٢–٣٠ إلى ٢٢–٣٤ *(ج)*
المؤشرات الفرعية، من ٣–٩٥ إلى ٣–٩٦، من ٣–١٠٣ إلى ٣–١٠٤
راجع أيضا المؤشر الأقليمي
المؤشرات القائمة على السلال *(م)* و *(م) ملحق*، من ١–١٦ إلى ١–٥٢
راجع أيضا المؤشرات القائمة على السلة الثابتة؛ فرادى المؤشرات
المؤشرات القائمة على السلة الثابتة *(م)* و *(م) ملحق*، من ٢–١٤ إلى ٢–١٥، ١٥–٢٤
راجع أيضا المؤشرات القائمة على السلة؛ فرادى المؤشرات
المؤشرات المباشرة، من ٩–٣٩ إلى ٩–٤٤
الأسعار الناقصة بصورة مؤقتة (غير الموسمية) ٩–٥٣ *(ج)*
السلع الجديدة والمختفية، من ٩–٤١ إلى ٩–٤٣، من ٩–٥٧ إلى ٩–٦١ *(ج)*، ٩–٦٣
المؤشرات بنظام السلسلة، من ٩–٤٠ إلى ٩–٤١
المؤشرات المتماثلة *(م)*، من ١–٤١ إلى ١–٤٥، من ١٥–١٨ إلى ١٥–٣٢
راجع أيضا المؤشرات الممتازة
مؤشر فيشر كمتوسط لمؤشري باش ولاسبير، من ١٥–١٨ إلى ١٥–٢٣
مؤشر ولش (Walsh) ونظرية مؤشر الأسعار المحضة، من ١٥–٢٤ إلى ١٥–٣٢
مؤشرات المستوى الأعلى *(م)*، من ١–٢٧١ إلى ١–٢٧٤، ٤–٨، من ٩–٧٤ إلى ٩–١٣٨
الاختيار من، من ٩–٧٤ إلى ٩–٧٦
أوزان النفقات قد تحدَّث بأسعار الفترة المرجعية للأسعار، من ٩–٩٥ إلى ٩–١٠٤ *(ج)*
بدائل للمؤشرات القائمة على الأوزان الترجيحية الثابتة، من ٩–١٣١ إلى ٩–١٣٨
تحليل التغيرات في المؤشر، من ٩–١٢٧ إلى ٩–١٣٠ *(ج)*
تعديل الأوزان والوصل بنظام السلسلة ١–٢٧٤، من ٩–١٠٥ إلى ٩–١٢٦
حسابات، من ٩–٧٧ إلى ٩–٨٦ *(ج)*
راجع أيضا فرادى المؤشرات
مؤشر لو ويانغ، من ٩–٨٧ إلى ٩–٩١
متوسطات مرجحة للمؤشرات الأولية ١–٢٧٣، من ٩–٧٧ إلى ٩–١٣٨
المؤشرات الممتازة *(م)*
اختيار، من ١–١٣ إلى ١–١٤، من ١–١٠٠ إلى ١–١٠١، من ١٧–٥٠ إلى ١٧– ٥٤
أساس رجعي ٩–١٣٨
التجميع ذو المرحلتين، من ١٧–٥٥ إلى ١٧–٦٠، من ١٩–٢٣ إلى ١٩–٢٧، ١٩–٢٨ *(ج*)*
تقدير مؤشر تكلفة المعيشة، من ١–٩٧ إلى ١–١٠١
ثابتة الأساس، من ١٩–١٧ إلى ١٩–١٩ *(ج)*
راجع أيضا مؤشر تكلفة المعيشة؛ المؤشرات المتماثلة
مؤشر تكلفة المعيشة، من ١–٩٨ إلى ١–٩٩، ١٧–٤، من ١٧–٢٧ إلى ١٧–٤٩، من ١٧–٥٥ إلى ١٧–٦٠
مؤشر تورنكفيست ١٥–٩٣، ١٧–٤، من ١٧–٤٤ إلى ١٧–٤٩
مؤشر فيشر، من ١٥–١٨ إلى ١٥–٢٣، من ١٧–٢٧ إلى ١٧–٣٢
مؤشر ولش، من ١٥–٢٤ إلى ١٥–٣٢ *(مع)*
متوسط من الدرجة الثانية للمؤشرات من الدرجة ٢، من ١–٩٨ إلى ١–٩٩، من ١٧–٣٣ إلى ١٧–٤٣، ١٧–٥٩
المرجحة على نحو متماثل، من ١٩–١٧ إلى ١٩–٢٢ *(ج)*
نظام السلسلة، من ١٩–٢٠ إلى ١٩– ٢٢ *(ج)*
المؤشرات المنسقة لأسعار المستهلكين (HICPs) ١٣–٣٠، ٢٣–١٣٢، المرفق ١
إعلان وحسن توقيت ٧
الأوزان ٤–١
التغطية ٣
التنسيق، من جدول أعمال لمزيد، من ٨
صيغ المؤشر ٤–٢
العلاقة مع مخفض الحسابات القومية الاستهلاك النهائي الفعلي للأسر المعيشية ٦
القواعد ٩
معاينة الأسعار ٤–٣
معايير محددة ٥
المفاهيم والتعاريف الأساسية ٢
المؤشرات المنسقة لأسعار المستهلكين *راجع* والمؤشرات المنسقة لأسعار المستهلكين
مؤشرات النظرية في الخصائص (المنهج الهيدوني)، من ٢١–٣٨ إلى ٢١–٣٩
المؤشرات الهندسية، من ١–٣٨ إلى ١–٤٠
راجع أيضا فرادى المؤشرات
المؤشرات الهيدونية الممتازة والدقيقة (SEHI)، من ٧–١٤٢ إلى ٧–١٤٩، من ٢١–٤٨ إلى ٢١–٥٨
المؤشرات الهيدونية غير المرجحة، من ٢١–٥٩ إلى ٢١–٦٠
المؤشرات الهيدونية من فترة إلى أخرى، من ٧–١٣٧ إلى ٧–١٤١
مؤشرات تعويضات *راجع* الأجور
مؤشرات تكلفة المعيشة (COLI) *(م)*، من ١–٨٥ إلى ١–١١٣، من ١–١٦٥ إلى ١–١٦٦، من ٣–٣٢ إلى ٣–٣٨
الإحلال، من السماح بـ ١–١٠٨
البلوتوقراطية مؤشرات تكلفة المعيشة، من ١٨–٣ إلى ١٨–١٣
باش ١٨–٦، من ١٨–١٠ إلى ١٨–١٢، ١٨–٣٣
فيشر، من ١٨–١٤ إلى ١٨–٢٢
لاسبير، من ١٨–٦ إلى ١٨–٩، ١٨–٣٣
مقابل البلوتوقراطية مؤشرات تكلفة المعيشة، من ١٨–٢٣ إلى ١٨–٣٥
التجميع، من ١–١٠٩ إلى ١–١١٣، من ٩–٣١ إلى ٩–٣٨، من ١٧–٥٥ إلى ١٧–٦٠
التحيز الناتج عن عدم التمثيل *(م)*، من ١–١٠٢ إلى ١–١٠٥
تقدير بواسطة المؤشرات الممتازة، من ١–٩٧ إلى ١–١٠١
الحالات الخاصة (القياس)، من ١–٩٤ إلى ١–٩٦

الحدَّين الأعلى والأدنى، من ١–٩١ إلى ١–٩٣
حقيقية مؤشرات تكلفة المعيشة، من ١٧–١١ إلى ١٧–٢٦ *(ش)*
الديمقراطية مؤشرات تكلفة المعيشة *(م)*، من ١٨–٢٣ إلى ١٨–٣٥
باش ١٨–٢٥، ١٨–٢٧، من ١٨–٣٠ إلى ١٨–٣١، ١٨–٣٣
لاسبير، من ١٨–٢٥ إلى ١٨–٢٦، من ١٨–٣٠ إلى ١٨–٣١، ١٨–٣٣
راجع أيضا المؤشرات الممتازة
عرض عام، من ١–٨٥ إلى ١–٩٠، ٣–٣٠
عندما تكون الأفضليات متماثلة الوضع، من ١٧–١٨ إلى ١٧–٢٦
غير المشروطة، من ١–١٦٥ إلى ١–١٦٦، ٣–٣٥، ٣–٣٧
كونيوس مؤشرات تكلفة المعيشة، من ١٧–٩ إلى ١٧–١٧
مؤشر بديل ١٣–٣١
مؤشر لو كتقدير تقريبي لمؤشر حقيقي مؤشرات تكلفة المعيشة، من ١٧–٦٦ إلى ١٧–٧٣
التقدير التقريبي من الدرجة الأولى لتحيز مؤشر لو، من ١٧–٧٤ إلى ١٧–٧٥
التقريب من الدرجة الثانية للتحيز الناتج عن الإحلال لمؤشر لو، من ١٧–٧٦ إلى ١٧–٨٣
مؤشر لويد إلى مولتون ١–١٠٨، من ١٧–٦١ إلى ١٧–٦٤
المؤشرات الممتازة، من ١–٩٨ إلى ١–٩٩، ١٧–٤، من ١٧–٢٧ إلى ١٧–٤٩، من ١٧–٥٥ إلى ١٧–٦٠
متطلبات البيانات وقضايا الحساب، من ١–١٠٦ إلى ١–١٠٧
المشروطة *(م)*، من ١–١٦٥ إلى ١–١٦٦، من ٣–٣٦ إلى ٣–٣٨، من ٧–٣١ إلى ٧–٣٢
المنتجات الموسمية، من ١٧–٨٤ إلى ١٧–٨٩
مؤشرات ثابتة الأساس
الدوال الهيدونية ذات المتغيرات الصورية لعامل الزمن، من ٧–١٣٤ إلى ٧–١٣٥، ٢١–٤١
راجع أيضا فرادى المؤشرات
السنوية المقارنة بين سنة وأخرى، من ٢٢–٣٨ إلى ٢٢–٤٠ *(ج)*
مؤشر شهري مقارن بين سنة وأخرى، من ٢٢–٢٦ إلى ٢٢–٢٩ *(ج)*، ٢٢–٣١ *(ج*)*
المؤشرات السنوية للسنة المتحركة، من ٢٢–٤٨ إلى ٢٢–٥٣ *(ش) (ج)*، من ٢٢–٥٦ إلى ٢٢–٥٩ *(ش) (ج)*، ٢٢–٦٠ *(م*)*
المؤشرات الممتازة، من ١٩–١٧ إلى ١٩–١٩ *(ج)*
المرجحة على نحو غير متماثل، من ١٩–١٧ إلى ١٩–١٩ *(ج)*
المرجحة على نحو غير متماثل، من ١٩–٩ إلى ١٩–١٢ *(ج)*، ١٩–١٦ *(ج*)*
مقابل المؤشرات بنظام السلسلة، من ١–٤٦ إلى ١–٥٢
ومنهج ديفيزيا ١–٥٢، من ١٥–٧٦ إلى ١٥–٩٧
المؤشرات ذات المرحلة الواحدة (التعديل مقابل التغير في النوعية)، من ٧–١٧١ إلى ٧–١٧٣
المؤشرات ذات المرحلتين (التعديل مقابل التغير في النوعية)، من ٧–١٧١ إلى ٧–١٧٣
مؤشرات كونيوس لتكلفة المعيشة، من ١٧–٩ إلى ١٧–١٧
راجع أيضا مؤشر تكلفة المعيشة
المؤشر الحقيقي لتكلفة المعيشة عندما تكون الأفضليات متماثلة الوضع، من ١٧–١٨ إلى ١٧–٢٦
مؤشر باش–كونيوس الحقيقي لتكلفة المعيشة، من ١٧–١٣ إلى ١٧–١٧ *(ش)*
مؤشر لاسبير–كونيوس الحقيقي لتكلفة المعيشة، من ١٧–١٢ إلى ١٧–١٧ *(ش)*
المؤشرات من نوع يانغ، من ١٩–٤٥ إلى ١٩–٤٨ *(ج)*
متغير ترتيبي (المعاينة) ٥–١٩
المتغيرات الصورية للزمن، من ٧–١٣٤ إلى ٧–١٣٦، من ٢١–٤٠ إلى ٢١–٤٢، من ٢١–٥٨ إلى ٢١–٦٠
المتوسط من الدرجة الثانية الضمني للمؤشرات من الدرجة ٢، من ١–٩٨ إلى ١–٩٩، من ١٧–٣٣ إلى ١٧–٤٣، ١٧–٥٩
متوسط من الدرجة الثانية للمؤشرات من الدرجة ٢، من ١–٩٨ إلى ١–٩٩، من ١٧–٣٣ إلى ١٧–٤٣، ١٧–٥٩
المجتمع الإحصائي المرجعي *(م)*
مجتمع، معاينة، من ٥–٢ إلى ٥–٦
مجلات البيع عن طريق الطلبات البريدية ٦–٤٣
مجلات البيع، جمع الأسعار من ٦–٤٣
مجموعات (التجميع/هيكل ترجيح) ٤–٦ *(ش)*، ٤–٩، ٤–٥٨، ٥–٥٨، ٩–٩، ٩–١٦ *(م*)*
محلات *راجع* منافذ البيع
المخرجات غير السوقية (حساب الإنتاج) ١٤–٢٥ *(ج*)*، من ١٤–٢٦ إلى ١٤–٢٧، ١٤–٧٥ *(ج*)*
مدفوعات عينية ١–١٦٣، ٣–٧، ٣–١٤
المدققين (جامع الأسعار)، من ١٢–٢٧ إلى ١٢–٤٠
المراقبة، من ١٢–٢٩ إلى ١٢–٣٢
المراجعة الاستعادية، من ١٢–٣٣ إلى ١٢–٣٨
المهام الأخرى، من ١٢–٣٩ إلى ١٢–٤٠
المراجعة الاستعادية (جامع الأسعار)، من ١٢–٣٣ إلى ١٢–٣٨
المراقبة (جمع الأسعار) ٥–٣٠، من ١٢–٢٩ إلى ١٢–٣٢
المركبات ٣–١٢٩، ٧–٨١
راجع أيضا السيارات
المساكن التي (يسكنها مالكوها) *(م)*، من ١٠–٤ إلى ١٠–٥٠
الأوزان ٤–٣
تكاليف الاستخدام، من ٢٣–٩٤ إلى ٢٣–١٢٠
تكلفة الفرصة البديلة لرأس المال ٢٣–١٢٦
خدمات إضافية ٢٣–١٢٧
عدم دفع الإيجار وتكاليف ٢٣–١٢٤
الفواتير والصيانة ٢٣–١٢٣، ٢٣–١٢٥
المالكون المؤجرون، من ٢٣–١٢١ إلى ٢٣–١٣١
خدمات الإسكان بغرض الاستهلاك الذاتي، من ١–١٨٠ إلى ١–١٨٢، من ٣–٨١ إلى ٣–٨٩
المؤشرات المنسقة لأسعار المستهلكين *راجع* المرفق ١ (٥–١٢، ٦–٣، ٨)
المنهج القائم على الاحتياز، من ١٠–٣٩ إلى ١٠–٥٠، من ٢٣–١٣٦ إلى ٢٣–١٣٨
المساكن المشتراة، من ١٠–٤٠ إلى ١٠–٤٥
التعديلات والإضافات، من ١٠–٤٠ إلى ١٠–٤١، ١٠–٤٧، ١٠–٥٠
بناء المساكن الجديدة، من ١٠–٤٠ إلى ١٠–٤١، من ١٠–٤٦ إلى ١٠–٥٠
المنهج القائم على الدفع، من ١٠–٢٠ إلى ١٠–٣٨، ١٠–١٢٠، من ١٠–١٥٩ إلى ١٠–١٦٣، من ٢٣–١٣٤ إلى ٢٣–١٣٥
منهج تكلفة الاستخدام، من ١٠–٧ إلى ١٠–١٩، من ٢٣–٦٩ إلى ٢٣–٩٣
البديلة، من ٢٣–١٤١ إلى ٢٣–١٤٤
العلاقة مع المنهج القائم على الاحتياز ٢٣–٣٩
منهج مكافئ الإيجار، من ١٠–١٤ إلى ١٠–١٩، ٢٣–٣، من ٢٣–١٦ إلى ٢٣–٢١، من ٢٣–١٣٩ إلى ٢٣–١٤٠
التأمين، من ٢٣–١٠٢ إلى ٢٣–١٠٦
تكاليف فائدة الرهن العقاري، من ١٠–٢٣ إلى ١٠–٣٨ *(ج)*، من ٢٣–٩٥ إلى ٢٣–٩٩
تكاليف معاملات (شراء المساكن)، من ٢٣–١١٨ إلى ٢٣–١٢٠
الصيانة والتجديدات ١٠–٢٠، ١٠–٤٠، من ٢٣–١٠٧ إلى ٢٣–١١٧
الضرائب على الممتلكات، من ٢٣–١٠٠ إلى ٢٣–١٠١
نظام الحسابات القومية ١٤–٤٠ *(ط *)*، ٢٣–١٤٤
المساكن التي يسكنها مالكوها *راجع* المساكن (التي يسكنها مالكوها)
المساكن *راجع* المساكن
المساومة على الأسعار (الأسعار)، من ٦–٩٢ إلى ٦–١٠٢، ٦–١٠٣ *(ج*)*
البنود الإضافية، من ٦–٩٩ إلى ٦–١٠٢
مسح أسعار الجملة ٦–٩٨
مسح المشترين، من ٦–٩٦ إلى ٦–٩٧
المسح من خلال شراء المنتجات ٦–٩٥، ٦–٩٧
يُعرَّف ٦–٩٢
المستأجرين (ممتلكات المؤجرة)، من ٢٣–١٢٣ إلى ٢٣–١٢٤
المستردات، من ٦–٨٩ إلى ٦–٩٠
المستهلكين *(م)*، من ١–١٤٨ إلى ١–١٤٩، من ٣–١ إلى ٣–٣
مسوح إنفاق الأسر المعيشية (HES) *(م)*، من ١–١٩٢ إلى ١–١٩٧
بيانات الأوزان، من ٤–١٧ إلى ٤–٢٨، من ٤–٤٠ إلى ٤–٤١
التعديل، من ٤–٤٢ إلى ٤–٤٣
التصنيفات، من ٤–٥٦ إلى ٤–٥٧
موثوقية ٤–٢١
مسوح إنفاق الأسر المعيشية *راجع* مسوح إنفاق الأسر المعيشية
مسوح تعادل القوى الشرائية *راجع* مسوح تعادل القوى الشرائية
مسح نقط الشراء، من ٤–٣٠ إلى ٤–٣١
مسوح، من ٤–٣٠ إلى ٤–٣١
راجع أيضا المعاينة
مسوح إنفاق الأسر المعيشية *راجع* مسوح إنفاق الأسر المعيشية
المشاهدات السعرية المرفوضة (التحقق) *راجع* مرفق ١ (٥–٥)
المشاهدات الناقصة، من ٩–٤٧ إلى ٩–٦٣ *(ج)*
بصورة دائمة، من ٩–٥٥ إلى ٩–٦٣ *(ج)*، ٩–٦٤ *(ج*)*
بصورة مؤقتة (غير موسمية)، من ٩–٤٨ إلى ٩–٥٤ *(ج)*
التحقق والتصحيح، من ٩–١٧٢ إلى ٩–١٧٧
حذف المنتج الذي يختفي ٨–١ *(ملحق)*
حسابات المؤشرات المنسقة لأسعار المستهلكين *راجع* مرفق ١ (٥–٣)
راجع أيضا التعديل مقابل التغير في النوعية؛ المنتجات الموسمية
طريقة الطرُز المتطابقة، من ٧–٧ إلى ٧–١٣، ٨–٢
مؤشر مباشر، من ٩–٤١ إلى ٩–٤٣، ٩–٥٣ *(ج)*
مؤشر نظام السلسلة ٩–٤٣، ٩–٥٣ *(ج)*
المشاهدات
أخطاء، من ١١–٥ إلى ١١–٨

استبعاد، من ٩–٤٨ إلى ٩–٤٩، ٩–٥٣ *(ج*)*، ٩–٥٨ *(ج)*
مشاورات المستخدمين، من ١٣–٥٩ إلى ١٣–٦٥
استخدامات مؤشر أسعار المستهلكين، توضيح ١٣–٥٩
تفسير نوعية المؤشر، من ١٣–٦٤ إلى ١٣–٦٥
راجع أيضا الإنتاج والإصدار
عرض المنهجية ١٣–٤١، ١٣–٤٤ *(ط *)*، من ١٣–٦٠ إلى ١٣–٦١
للجان الاستشارية، من ١٣–٦٢ إلى ١٣–٦٣
مشتريات المقيمين من الأسواق الخارجية *راجع* أستهلاك الأسر المعيشية
مشتريات من الخارج *راجع* استهلاك الأسر المعيشية
النفقات
مشكلة التجميع الزمني (مؤشرات الأولية)، من ٢٠–١٥ إلى ٢٠–١٧، ٢٠–٢٠
معاشات التقاعد ١–١١، ٣–٥٤
حسابات المؤشرات المنسقة لأسعار المستهلكين *راجع* مرفق ١ (٦–٤)
المعاملات (التضخم) مؤشر أسعار المستهلكين، من ١٤–٦ إلى ١٤–٧
معاملات (التعديل الهيدوني مقابل التغير في النوعية)، من ٧–١٠١ إلى ٧–١٠٣
المعاملات المالية، من ١–١٧٠ إلى ١–١٧٢
المعاملات المركب، من ١–١٧٣ إلى ١–١٧٤
معاملات المقايضة ١–١٦٣، ٣–٧، ٣–١٣، ٦–٣٣
المعاينة *(م)*، من ١–٢٠٣ إلى ١–٢١٠، ٥
الاحتمالية *راجع* المعاينة الاحتمالية
اختيار طريقة، من ٥–٥١ إلى ٥–٦٠
أخطاء ٥–٣٨، من ١١–٣ إلى ١١–٤ *(ج)*، ١١–٢١، ٢٠–٢٠
إطار *(م)*، من ٥–١٣ إلى ٥–١٥، ٥–٢٨، ٥–٥٩
تخصيص هذه الموارد، من ٥–١٠٠ إلى ٥–١٠٥
تدوير/تغيير فترة أساس، من ١–٢٢٢ إلى ١–٢٢٥، ٨–١ *(ملحق)*،
من ٨–١٨ إلى ٨–٢١، من ٨–٤٤ إلى ٨–٤٨
تقدير *راجع* التقدير
توصيات المحددة، من ٥–١٠٦ إلى ٥–١١٠
حجم العينات ٥–٣٣، من ٥–٥٢ إلى ٥–٥٤
حسابات المؤشرات المنسقة لأسعار المستهلكين *راجع* مرفق ١ (٤–٣، ٨)
راجع أيضا جمع؛ التقدير؛ مسوح
زيادة حجم العينة *(م)*، من ٨–٥٢ إلى ٨–٥٨ *(ج)*، ٢١–٦٤
راجع أيضا الإحلال الموجه
طريقة الطرُز المتطابقة، من ٧–١٤ إلى ٧–١٧، ٨–٣، من ٨–٦ إلى ٨–٨
غير الاحتمالية *راجع* المعاينة غير الاحتمالية
في الوقت المناسب، من ٥–٤٩ إلى ٥–٥٠
مؤشرات الأولية ٩–٣٨، ٢٠–٨٧
مجتمع، من ٥–٢ إلى ٥–٦
مناقذ البيع، من ٥–٣ إلى ٥–٦، ٥–١٥، ٥–٥٥
وإحلال المنتجات أو استبدالها، من ٨–٩ إلى ٨–١٧
المعاينة الاحتمالية الترتيبية المتناسبة مع الحجم، من ٥–١٩ إلى ٥–٢٣ *(ج)*
المعاينة الاحتمالية المتناسبة مع الحجم (PPS) *(م)* ٥–١١، من ٥–١٦ إلى ٥–٢٣،
١١–١٨
المعاينة الترتيبية، من ٥–١٩ إلى ٥–٢٣ *(ج)*
المعاينة التعاقبية ٥–١٩، ٥–٢١
المعاينة المنتظمة، من ٥–١٧ إلى ٥–١٨ *(ج)*
معاينة باريتو، من ٥–١٩ إلى ٥–٢١ *(ج)*، ٥–٢٣
المعاينة الاحتمالية المتناسبة مع الحجم *راجع* المعاينة الاحتمالية المتناسبة مع الحجم
المعاينة التقديرية (أو المعاينة القائمة على اختيار الخبير) ١١–١٩
المعاينة العشوائية البسيطة، من ١–٢٠٣ إلى ١–٢١٠، ٥–١٠، ١١–١٨
المعاينة المنتظمة ٥–١٠، من ٥–١٧ إلى ٥–١٨ *(ج)*
معاينة باريتو الاحتمالية المتناسبة مع الحجم، من ٥–١٩ إلى ٥–٢١ *(ج)*، ٥–٢٣
المعاينة بالحصص، من ٥–٤٢ إلى ٥–٤٥، ١١–١٩
معاينة حد الفصل *(م)*، من ٥–٣٦ إلى ٥–٤١، ١١–١٩
المعاينة غير الاحتمالية *(م)* ٥–٦، من ١١–٢٧ إلى ١١–٥٠
أسباب استخدام، من ٥–٢٨ إلى ٥–٣٥
التحيز ٥–٢٩
راجع أيضا المعاينة
طريقة البنود الممثلة ٥–٦، من ٥–٤٦ إلى ٤٨
المعاينة بالحصص، من ٥–٤٢ إلى ٥–٤٥، ١١–١٩
معاينة حد الفصل، من ٥–٣٦ إلى ٥–٤١، ١١–١٩
المعاينة في الوقت المناسب، من ٥–٤٩ إلى ٥–٥٠
المعايير الدولية، من ١٣–٤٢ إلى ١٣–٤٤، ١٤–٣٠، ١٤–٤١، مرفق ٣
راجع أيضا تمهيد
المعيار الخاص لنشر البيانات ١٣–٤٣
المعيشية ذات الثراء، التغطية ٣–٩٤
المقارنات (الأسعار)
التضخم ٢–٣٨
المقارنات المكانية *راجع* المرفق ٤ (٤)
المقارنات طويلة الأجل والمقارنات قصيرة الأجل، من ٧–٤٢ إلى ٧–٤٣،
من ٧–١٥٩ إلى ٧–١٧٣ *(ج)*
المقارنات السعرية عبر المكان
طرائق التجميع *راجع* مرفق ٤ (٤)
عرض عام *راجع* مرفق ٤ (١)
الفروق بين المقارنات الزمنية، *راجع* مرفق ٤ (٢)
متطلبات البيانات *راجع* مرفق ٤ (٣)
المقارنات الضمنية في الأجل القصير (التعديل مقابل التغير في النوعية)،
من ٧–٤٢ إلى ٧–٤٣، من ٧–١٥٩ إلى ٧–١٧٣ *(ج)*
طرق التعديل مقابل التغير في النوعية، من ٧–١٦٠ إلى ٧–١٦٤
المؤشرات ذات المرحلة الواحدة وذات المرحلتين، من ٧–١٧١ إلى ٧–١٧٣
المقارنات الضمنية في الأجل القصير باستخدام عمليات الاحتساب،
من ٧–١٦٥ إلى ٧–١٧٠
المقارنات بين الأسعار *راجع* المقارنات
المقارنات طويلة الأجل والمقارنات قصيرة الأجل، من ٧–٤٢ إلى ٧–٤٣،
من ٧–١٥٩ إلى ٧–١٧٣ *(ج)*
طرق التعديل مقابل التغير في النوعية، من ٧–١٦٠ إلى ٧–١٦٤
المؤشرات ذات المرحلة الواحدة وذات المرحلتين، من ٧–١٧١ إلى ٧–١٧٣
المقارنات الضمنية في الأجل القصير، من ٧–١٦٥ إلى ٧–١٧٠
مقاييس للتضخم الأساسي، من ١٣–٢٤ إلى ١٣–٢٦
مقدّر ما بطريقة المربعات الصغرى المرجحة *راجع* مقدّر يقوم على طريقة
المربعات الصغرى المرجحة
مقدّر يقوم على طريقة المربعات الصغرى المرجحة ٢١–١ *(ملحق)*
مكافآت عينية ١–١٦٣، ٣–٧، ٣–١٤
مخفضات أسعار من الحسابات القومية ١–١٩٠، ٣–١ *(ملحق)*
مكون *(م)*
الملابس، من ١٠–٥١ إلى ١٠–٨٩
التغير في النوعية، من ١٠–٦٦ إلى ١٠–٧٢
سوق، من ١٠–٥٣ إلى ١٠–٥٧
الصنف، من ١٠–٦١ إلى ١٠–٦٣، ١٠–٦٨
غير الموسمية، من ١٠–٥٨ إلى١٠–٦٥، ١٠–٨٧
الموسمية، من ١٠–٧٣ إلى ١٠–٨٨ *(ج)*
المناطق الحضرية، التغطية، من ٣–٩٧ إلى ٣–٩٨
المناطق الريفية من التغطية، من ٣–٩٧ إلى ٣–٩٨
منافذ البيع الجديدة ٨–٥٨
منافذ البيع، من ٣–١٠٥ إلى ٣–١٠٧، ٦–٣٥، ٨–١٧، ٨–٥٨
اختيار المعاملة المتماثلة لمنافذ البيع ٢٠–٥٩
الأوزان الترجيحية ٤–١٣، من ٤–٣٠ إلى ٤–٣١
تدوير، من ٣–١١٩ إلى ٣–١٢٠
تفاوت الأسعار فيما بين، من ٣–١١٦ إلى ٣–١٢٠
راجع أيضا اختيار بُعد قطاعي (الإجماليات الأولية)
مجموعات متاجر التجزئة ٦–٤٣، ٦–٦٦، من ٦–٦٩ إلى ٦–٧٠، ١٢–١٣
المعاينة، من ٥–٣ إلى ٥– ٦، ٥–١٥، ٥–٥٥
منافع البطالة *راجع* الضمان الاجتماعي
المنتجات *(م)*
المنتجات المبتكرة ٨–٣٥، من ٢١–٦٢ إلى ٢١–٦٤
الإحلال الموجه ٨–٥٧
تحيز السلع الجديدة، من ١١–٣٥ إلى ١١–٣٦، من ١١–٥٦ إلى ١١–٥٩
تعريف/مصطلح، من ٨–٣٢ إلى ٨–٣٥، من ٢١–٦١ إلى ٢١–٦٢
تغيير فترة أساس العينة وتدوير العينة، من ١–٢٢٢ إلى ١–٢٢٥، ٨–١
(ملحق)،
من ٨–١٨ إلى ٨–٢١، من ٨–٤٤ إلى ٨–٤٨
حسابات المؤشرات المنسقة لأسعار المستهلكين *راجع* مرفق ١ (٥–٦)
راجع أيضا الإحلال المنتجات
زيادة حجم العينة، من ٨–٥٢ إلى ٨–٥٨ *(ج)*، ٢١–٦٤
سعر افتراضي، من ٢١–٦٥ إلى ٢١–٦٧
السلع المطوَّرة ٨–٣٥، من ٨–٤٩ إلى ٨–٥١، من ٨–٥٦ إلى ٨–٥٧،
من ٢١–٦٢ إلى ٢١–٦٣
طريقة الطرُز المتطابقة ٧–١٨، ٨–٤
مؤشر نظام السلسلة ٩–٤٣، ٩–٥٨ *(ج*)*، ٩–٦٠ *(ج)*، ٩–٦٢
المؤشرات المباشرة، من ٩–٤١ إلى ٩–٤٣، من ٩–٥٧ إلى ٩–٦١ *(ج)*، ٩–٦٣
المنتجات المبتكرة ٨–٣٥، من ٨–٥٢ إلى ٨–٥٥ *(ج)*، من ٨–٥٧ إلى ٨–٥٨،
من ٢١–٦٢ إلى ٢١–٦٤
منتجات ممثلة *(م)* ٤–٧ *(ش)*، ٩–٩، ٩–١٦ *(ش*)*
خدمات الاتصالات السلكية واللاسلكية، من ١٠–٩٧ إلى ١٠–١٠٧ *(ج)*
طريقة البنود الممثلة (المعاينة) ٥–٦، من ٥–٤٦ إلى ٥–٤٨
منتجات موسمية *(م)*، من ١–١١٦ إلى ١–١١٩، ٦–٤١، ٢٢

الاحتساب، من ١٠–٧٩ إلى ١٠–٨٧ *(ج)*، من ٢٢–٨٥ إلى ٢٢–٨٦ *(ج)*، ٢٢–٨٨ *(ش*)*، من ٢٢–٩٣ إلى ٢٢–٩٥ *(ج)*، ٢٢–٩٦ *(ش*)*
استخدام مؤشر شهري مقارن بين سنة وأخرى، من ٢٢–١٦ إلى ٢٢–٣٤ *(ج)*
ثابتة الأساس، من ٢٢–٢٦ إلى ٢٢–٢٩ *(ج)*، ٢٢–٣١ *(ج*)*
للتنبؤ بمؤشرات السنة المتحركة، من ٢٢–٥٥ إلى ٢٢–٦٢ *(ش)* *(ج)*
نظام السلسلة، من ٢٢–٣٠ إلى ٢٢–٣٤ *(ج)*
الأوزان الترجيحية (الثابتة والمتغيرة)، من ٤–٦٢ إلى ٤–٦٦، ٢٢–٧٤
ترحيل الأسعار غير المتاحة، من ٢٢–٧٨ إلى ٢٢–٨٤ *(ش)* *(ج)*،
من ٢٢–٨٨ إلى ٢٢–٨٩ *(ج)*، من ٢٢–٩١ إلى ٢٢–٩٣ *(ش)* *(ج)*
التعديل مقابل التغير في النوعية، من ٧–٨ إلى ٧–٩
الثياب، من ١٠–٧٣ إلى ١٠–٨٨ *(ج)*
راجع أيضا المشاهدات الناقصة
مؤشر السنة المتحركة، من ٢٢–٤٥ إلى ٢٢–٥٤ *(ش)* *(ج)*، ٢٢–٥٧ *(ش*)*
باستخدام مؤشر شهري مقارن بين سنة وأخرى، من ٢٢–٥٥ إلى ٢٢–٦٢ *(ش)* *(ج)*
ثابتة الأساس، من ٢٢–٤٨ إلى ٢٢–٥٣ *(ش)* *(ج)*،
من ٢٢–٥٦ إلى ٢٢–٥٩ *(ش)* *(ج)*، ٢٢–٦٠ *(ش*)*
نظام السلسلة، من ٢٢–٤٩ إلى ٢٢–٥٣ *(ش)* *(ج)*، ٢٢–٥٧ *(ش*)*
مؤشر شهر لآخر
للتنبؤ بمؤشرات السنة المتحركة، من ٢٢–٩١ إلى ٢٢–٩٦ *(ش)* *(ج)*
مؤشر بين وستاين من نوع C أو مؤشر روزويل، من ٢٢–٨٧ إلى ٢٢–٨٩ *(ج)*، ٢٢–٩١ *(ش*)*، من ٢٢–٩٣ إلى ٢٢–٩٤ *(ج)*، ٢٢–٩٦ *(ش*)*
مؤشرات ذات أقصى التداخل، من ٢٢–٦٣ إلى ٢٢–٧٧ *(ج)*
المؤشرات السنوية المقارنة بين سنة وأخرى، من ٢٢–٣٥ إلى ٢٢–٤٤ *(ج)*
ثابتة الأساس، من ٢٢–٣٨ إلى ٢٢–٤٠ *(ج)*
نظام السلسلة ٢٢–٤٠ *(ج*)*، من ٢٢–٤١ إلى ٢٢–٤٣ *(ج)*
مجموعة بيانات، من ٢٢–١٤ إلى ٢٢–١٥ *(ج)*
محدد ٢٢–١
المنهج الاقتصادي، من ١٧–٨٤ إلى ١٧–٨٩
منهج الاحتياز *(م)*
الخدمات ١–١٥٧، من ٣–٧ إلى ٣–٨، من ٣–١٨ إلى ٣–٢١، من ٣–٢٤ إلى ٣–٢٥، ١٠–١٦٦
السلع المعمرة، من ١–١٥١ إلى ١–١٦٤، من ٣–١٨ إلى ٣–٢٩، ٢٣–٣، من ٢٣–٩ إلى ٢٣–١٥
العلاقة بين منهج تكلفة الاستخدام، من ٢٣–٣٤ إلى ٢٣–٤٢
مؤشر أسعار المستهلكين القائم على، من ١–١٥٩ إلى ١–١٦١، من ٣–٢٦ إلى ٣–٢٩، ١٤–٦
المساكن التي يسكنها مالكوها، من١٠–٣٩ إلى ١٠–٥٠، من ٢٣–١٣٦ إلى ١٣٨
التعديلات والإضافات، من ١٠–٤٠ إلى ١٠–٤١، ١٠–٤٧، ١٠–٥٠
المساكن المقامة حديثا، من ١٠–٤٠ إلى ١٠–٤١، من ١٠–٤٦ إلى ١٠–٥٠
مشتريات المساكن، من ١٠–٤٠ إلى ١٠–٤٥
منهج صافي الاحتياز، من ٢٣–٩ إلى ٢٣–١٢
النفقات مقارنة بعمليات الاحتياز ١–١٦٢
المنهج الاختباري *راجع* المنهج البديهي
منهج الاستخدام *(م)*، من ١–١٥١ إلى ١–١٥٨، من ٣–١٨ إلى ٣–٢٩
التأمين، من ١٠–١٦٤ إلى ١٠–١٦٥
الخدمات، من ٣–٢٤ إلى ٣–٢٥
مؤشرات أسعار المستهلكين القائمة على، من ٣–٢٦ إلى ٣–٢٩
المساكن التي يسكنها مالكوها، من ١٠–٧ إلى ١٠–١٩، ٢٣–٣، من ٢٣–١٦ إلى ٢٣–٢١، من ٢٣–١٣٩ إلى ٢٣–١٤٠
نظام الحسابات القومية ١٤–٦، ١٤–٥٤
المنهج الاقتصادي *(م)* ١٧، ١٨
حالة الأسر المعيشية المتعددة، من ١–١٠٩ إلى ١–١١٣، ١٨
أخطاء في القياس ١٨–٣٣
البلوتوقراطي مؤشرات تكلفة المعيشة والحدود الملاحظة ١٨–٣ إلى ١٨–١٣
عرض عام، من ١–١٠٩ إلى ١–١١٣، من ١٨–١ إلى ١٨–٢
مؤشر فيشر البلوتوقراطي للأسعار، من ١٨–١٤ إلى ١٨–٢٢
المؤشرات الديمقراطية مقابل البلوتوقراطية مؤشرات تكلفة المعيشة، من ١٨–٢٣ إلى ١٨–٣٥
حالة الأسرة المعيشية الواحدة ١٧
التقدير التقريبي من الدرجة الأولى لتحيز مؤشر لو، من ١٧–٧٤ إلى ١٧–٧٥
التقريب من الدرجة الثانية للتحيز الناتج عن الإحلال لمؤشر لو، من ١٧–٧٦ إلى ١٧–٨٣
الحقيقي مؤشرات تكلفة المعيشة عندما تكون الأفضليات متماثلة الوضع، من ١٧–١٨ إلى ١٧–٢٦
السعر الصفري إلى سعر موجب، من ١٧–٩٠ إلى ١٧–٩٤
مؤشر كونيوس لتكلفة المعيشة، من ١٧–٩ إلى ١٧–١٧
مؤشر لو كتقدير تقريبي لمؤشر حقيقي مؤشرات تكلفة المعيشة، من ١٧–٦٦ إلى ١٧–٧٣
مؤشر لويد إلى مولتون ١–١٠٨، من ١٧–٦١ إلى ١٧–٦٤
المؤشرات الممتازة *راجع* المؤشرات الممتازة
المنتجات الموسمية، من ١٧–٨٤ إلى ١٧–٨٩
المؤشرات الأولية، من ١–١٣٧ إلى ١–١٤٦، من ٩–٣١ إلى ٩–٣٨، من ٢٠–٧١ إلى ٢٠–٨٦
المنهج البديهي *(م)*، من ١–٥٣ إلى ١–٨٤، ١٦
عرض عام، من ١٦–١ إلى ١٦–١٠
المؤشرات الأولية، من ١–١٣٣ إلى ١–١٣٦، من ٩–٢٥ إلى ٩–٣٠، من ٢٠–٥٨ إلى ٢٠–٧٠
المنهج الأول (المؤشرات الأحادية للأسعار)، من ١٦–١١ إلى ١٦–٢١
المنهج الأول (المؤشرات الثنائية للأسعار)، من ١–٥٤ إلى ١–٧٩، من ١٦–٣٠ إلى ١٦–٧٣
اختبار القيمة المتوسطة ١–٥٥، من ١٦–٤٧ إلى ١٦–٤٩
اختبار قابلية ١–٧٠، من ١٦–٦٢ إلى ١٦–٧٣
اختبارات التجانس ١–٥٥، من ١٦–٣٧ إلى ١٦–٤١
اختبارات الرتابة ١–٥٥، من ١٦–٥٠ إلى ١٦–٥٢
اختبارات اللاتباين والتماثل، من ١–٥٥ إلى ١–٦١، من ١–٦٨ إلى ١–٦٩، من ١٦–٤٠ إلى ١٦–٤٦
الاختبارات المبكرة ١–٥٥، من ١٦–٣٠ إلى ١٦–٣٦
ترتيب المؤشرات، من ١–٦٥ إلى ١–٦٧، من ١٦–٥٧ إلى ١٦–٦١
المنهج الثاني (المؤشرات الأحادية للأسعار)، من ١٦–٢٢ إلى ١٦–٢٩
المنهج الثاني (المؤشرات الثنائية للأسعار)، من ١–٨٠ إلى ١–٨٤، من ١٦–٩٤ إلى ١٦–١٢٩
الاختبار التحديدي للأسعار ١٦–١٢٧
اختبار الرتابة ١٦–١١٣
اختبار القيمة المتوسطة للأسعار *(م)* ١٦–١١٢
اختبار حدي باش ولاسبير الهندسي التالي ١٦–١٢٣
اختبارات التجانس، من ١٦–٩٩ إلى ١٦–١٠٥، ١٦–١٣٢
اختبارات الترجيح، من ١٦–١١٤ إلى ١٦–١١٩
اختبارات اللاتباين والتماثل، من ١٦–١٠١ إلى ١٦–١٠٣، من ١٦–١٠٦ إلى ١٦–١١١
الإطار الأساسي وبعض الاختبارات التمهيدية، من ١٦–٩٤ إلى ١٦–٩٨
مقلوب الرقم النسبي للأسعار، من ١٦–١٢٥ إلى ١٦–١٢٦
منهج التدفقات النقدية *راجع* منهج الدفع النقدي
المنهج التصادفي *(م)*، من ١–٧٣ إلى ١–٧٩، من ١٦–٧٤ إلى ١٦–٩٣
غير المرجح، من ١–٧٥ إلى ١–٧٦، من ١٦–٧٤ إلى ١٦–٧٨
مؤشرات الأولية، من ٢٠–١٠٠ إلى ٢٠–١١١
المرجح، من ١–٧٧ إلى ١–٧٩، من ١٦–٧٩ إلى ١٦–٩٣
المنهج التصادفي غير المرجح، من ١–٧٥ إلى ١–٧٦، من ١٦–٧٤ إلى ١٦–٧٨
منهج الخصائص *راجع* المرفق ٤ (٥–٣)
المنهج القائم على الدفع، من ١٠–٢٠ إلى ١٠–٣٨، ١٠–١٢٠، من ١٠–١٥٩ إلى ١٠–١٦٣، من ٢٣–١٣٤ إلى ٢٣–١٣٥
المنهج القائم على المنفعة (التغير في النوعية)، من ٧–٢٤ إلى ٧–٣٠
المنهج الهيدوني *(م)*، من ٧–١٣٢ إلى ٧–١٤٩، ٢١
الارتباط الخطي المتعدد ٢١–١ *(ملحق)*
الأسعار الهيدونية، المقصود، من٢١–٢٤ إلى ٢١–٢٨
انحدار لسوق الإيجار لاحتساب الإيجارات ٢٣–١٤٠
تحديد العرض والطلب التوازني، من ٢١–٢٢ إلى ٢١–٢٣
تحيز المتغير المحذوف ٢١–١ *(ملحق)*
الترجيح ٢١–١ *(ملحق)*، ٢١–٥٨
التعديلات الصريحة مقابل التغير في النوعية، من ١–٢٥٢ إلى ١–٢٥٤، من ٧–٩٠ إلى ٧–١١٥ *(ش)* *(ج)*
احتساب، من ٧–١٠٣ إلى ٧–١٠٧
اختبار الطرق ٧–١٢٠
التعديلات، من ٧–١٠٨ إلى ٧–١٠٩
توضيح البيانات ٧–١ *(ملحق)*
قيود، من ٧–١١٠ إلى ٧–١١٥
معاملات، من ٧–١٠١ إلى ٧–١٠٣
تغير الأذواق والتكنولوجيات، ٢١–١ *(ملحق)*
جانب المستهلكين أو الطلب، من ٢١–١٣ إلى ٢١–١٧ *(ش)*
التعريف والمقدرات الملائمة ٢١–١ *(ملحق)*
صيغة بديلة، من ٢١–٢٩ إلى ٢١–٣٦
جانب المنتجين أو العرض ٢١–١ *(ملحق)*، من ٢١–١٨ إلى ٢١–٢١
حزم مرتبطة من الخصائص ٢١–١٢
الدوال الهيدونية ذات المتغيرات الصورية لعامل الزمن، من ٧–١٣٤ إلى ٧–١٣٦، من ٢١–٤٠ إلى ٢١–٤٢، من ٢١–٥٨ إلى ٢١–٦٠

راجع أيضا التغير في النوعية
الشكل الدالي ٢١-١ *(ملحق)*
المؤشرات النظرية لأسعار الخصائص، من ٢١-٣٨ إلى ٢١-٣٩
المؤشرات الهيدونية الممتازة والدقيقة (SEHI)، من ٧-١٤٢ إلى ٧-١٤٩، من ٢١-٤٨ إلى ٢١-٥٨
مؤشرات غير مرجحة، من ٢١-٥٩ إلى ٢١-٦٠
المؤشرات من فترة إلى أخرى، من ٧-١٣٧ إلى ٧-١٤١
وطريقة الطُرُز المتطابقة، من ٧-١٥٠ إلى ٧-١٥٢، من ٢١-٥٩ إلى ٢١-٦٠
منهج تكلفة الاستخدام *(م)* ٢٣-٣، من ٢٣-٢٢ إلى ٢٣-٣٣
السلع المعمرة الفريدة من نوعها، من ٢٣-٦٩ إلى ٢٣-٧٨
العلاقة مع منهج الاحتياز، من ٢٣-٣٤ إلى ٢٣-٤٢
المساكن التي يسكنها مالكوها، من ١٠-٧ إلى ١٠-١٣، من ٢٣-٦٩ إلى ٢٣-٩٣
بديل، من ٢٣-١٤١ إلى ٢٣-١٤٤
منهج ديفيزيا *(م)* ١-٥٢، من ١٥-٦٥ إلى ١٥-٩٧
التقديرات التقريبية المتقطعة لمؤشر ديفيزيا في الزمن المتصل، من ١٥-٧٢ إلى ١٥-٧٥
راجع أيضا المؤشرات بنظام السلسلة
مؤشرات الأسعار والكميات، من ١٥-٦٥ إلى ١٥-٧١
المؤشرات ثابتة الأساس مقابل المؤشرات بنظام السلسلة ١-٥٢، من ١٥-٧٦ إلى ١٥-٩٧
من المنظور الاقتصادي ١٥-٤ *(ملحق)*
منهج مكافئ الإيجار (مكافئ التأجير) *(م)*، من ١٠-١٤ إلى ١٠-١٩، ٢٣-٣، من ٢٣-١٦ إلى ٢٣-٢١، من ٢٣-١٣٩ إلى ٢٣-١٤٠
منهجية، عرض ١٣-٤١، ١٣-٤٤ *(ط*)*، من ١٣-٦٠ إلى ١٣-٦١
النشر (مؤشرات أسعار المستهلكين) *راجع* الإنتاج والنشره
النشر الإلكتروني (بيانات مؤشر أسعار المستهلكين)، من ١٣-٥٥ إلى ١٣-٥٨
نطاق *(م)*
نظام إحصاءات الأسعار
إطار ١٤-٧٥ *(ج*)*
الحسابات القومية *راجع* نظام الحسابات القومية
راجع أيضا بيانات
نظام الحسابات القومية *(م)* ١٤
بيانات الترجيح، من ٤-٢٥ إلى ٤-٢٨، ٤-٤١
تسجيل المعاملات، من ١٤-١٩ إلى ١٤-٢٤
جدول العرض والاستخدام ١٤-٩، ١٤-١٣، ١٤-١٨، من ١٤-٥٣ إلى ١٤-٥٦ *(ج)*
عرض واستخدام السلع والخدمات، من ١٤-١١ إلى ١٤-١٣
مؤشرات أسعار
لإجمالي الناتج المحلي ١٤-٧١، ١٤-٧٥ *(ج*)*
لإجمالي الناتج المحلي، من ١٤-٧٣ إلى ١٤-٧٤، ١٤-٧٥ *(ج*)*
لخدمات اليد العاملة ١٤-٧١ *(ج*)*، ١٤-٧٥ *(ج)*
للاستعمالات النهائية ١٤-٧٢
لمجموع العرض، من ١٤-٦٩ إلى ١٤-٧٠، ١٤-٧٥ *(ج*)*
مؤشر أسعار المنتجين *راجع* مؤشر أسعار المنتجين
ومؤشر أسعار الصادرات ١٤-٤، ١٤-٥١، من ١٤-٥٧ إلى ١٤-٥٨، ١٤-٦٠ *(ج*)*، ١٤-٧٥ *(ج*)*
ومؤشر أسعار الواردات ١٤-٤، من ١٤-٥١ إلى ١٤-٥٢، ١٤-٥٤ *(ج*)*، من ١٤-٥٧ إلى ١٤-٥٨، ١٤-٦٠ *(ج*)*، ١٤-٧٥ *(ج*)*
المساكن التي يسكنها مالكوها ١٤-٤٠ *(ط*)*، ٢٣-١٤٤
مصادر البيانات، من ١-١٩٤ إلى ١-١٩٦، من ٤-٢٥ إلى ٤-٢٨، ٤-٤١
مصطلح ١٤-٦
معمرة ١٤-٤٠ *(ط*)*، ٢٣-١، ٢٣-١٦
مخفضات أسعار ١-١٩٠، ٣-١ *(ملحق)*
وصل حسابات المؤشرات المنسقة لأسعار المستهلكين *راجع* مرفق ١ (٦)
النفقات الاستهلاكية للأسر المعيشية، من ١٤-٣٤ إلى ١٤-٤٥ *(ط) (ج)*، ١٤-٧٥ *(ج*)*
الوحدات والمنشآت المؤسسية، من ١٤-١٤ إلى ١٤-١٧ *(ط)*
للحسابات رئيسية *راجع* حساب رأس المال؛ الحساب الخارجي للسلع والخدمات؛ حساب الإنتاج؛ حساب استخدام الدخل
نظام الحسابات القومية *راجع* نظام الحسابات القومية
النظام العام لنشر البيانات (GDDS)، من ١٣-٤٣ إلى ١٣-٤٤
النظام العام لنشر البيانات *راجع* النظام العام لنشر البيانات
نظام للبيانات الوصفية (التعديل مقابل التغير في النوعية)، من ٨-٢٣ إلى ٨-٣١
نظرية الرقم القياسي ١٥
اختيار الرقم القياسي، من ١-١٣ إلى ١-١٥
الأوزان الترجيحية السنوية والمؤشرات الشهرية للأسعار، من ١٥-٣٣ إلى ١٥-٦٤
التجميع *راجع* الإجماليات الأولية؛ إجماليات القيم
صيغ ومصطلحات، ملحق معجم المصطلحات
عرض عام، من ١٥-١ إلى ١٥-٦
المتوسطات المتماثلة، من ١-٤١ إلى ١-٤٥، من ١٥-١٨ إلى ١٥-٣٢
مخفضات أسعار الحسابات القومية ١-١٩٠، ٣-١ *(ملحق)*
المنهج الاقتصادي *راجع* والمنهج الاقتصادي
المنهج البديهي *راجع* المنهج البديهي
المنهج التصادفي *راجع* المنهج التصادفي
منهج ديفيزيا ١-٥٢، من ١٥-٦٥ إلى ١٥-٩٧
نفقات إصلاح وصيانة المساكن (المساكن التي يسكنها مالكوها) ١٠-٢٠، ١٠-٤٠، من ٢٣-١٠٧ إلى ٢٣-١١٧
المالكون المؤجرون ٢٣-١٢٣، ٢٣-١٢٥
نفقات التجديدات (المساكن التي يسكنها مالكوها) ١٠-٢٠، ١٠-٤٠، من ٢٣-١٠٧ إلى ٢٣-١١٧
النفقات *راجع* ونفقات استهلاك قطاع الأسر المعيشية
نقاط البيع الإلكترونية بيانات (نقاط البيع الإلكترونية) ٦-١١٧
نقص *راجع* المشاهدات الناقصة
الهاتف المحمول ٨-٣٧، ١٠-١١٠، ١٠-١١٢ *(ج*)*
راجع أيضا خدمات الاتصالات السلكية واللاسلكية
هدايا ٣-٧، ٣-٤٥
والمؤشرات بنظام السلسلة *(م)* و *(م) ملحق*
الإجماليات الأولية ٩-١٩ *(ج)*، من ٩-٣٩ إلى ٩-٤٤
إجماليات أولية جديدة، من ٩-١١٥ إلى ٩-١١٧
البنود الجديدة والمختفية ٩-٤٣، ٩-٥٨ *(ج)*، ٩-٦٠ *(ج)*، ٩-٦٢
التغير في النوعية، من ٧-١٥٣ إلى ٧-١٥٨، ٨-٢١
التواتر، من ٩-١٠٨ إلى ٩-١١١
حساب المؤشر بنظام السلسلة، من ٩-١١٢ إلى ٩-١١٤ *(ج)*
الدالة الهيدونية مع المتغيرات الصورية للزمن، من ٧-١٣٤ إلى ٧-١٣٥، ٢١-٤١
راجع أيضا فرادى المؤشرات
المؤشرات المرجحة على نحو غير متماثل ١٩-١١ *(ج*)*، من ١٩-١٣ إلى ١٩-١٦ *(ج)*
المؤشرات المرجحة على نحو متماثل، من ١٩-٢٠ إلى ١٩-٢٢ *(ج)*
مؤشرات مستوى أعلى جديدة، من ٩-١١٨ إلى ٩-١١٩
المؤقتة (البنود غير الموسمية) السعر الناقص ٩-٥٣ *(ج)*
مقابل المؤشرات ثابتة الأساس، من ١-٤٦ إلى ١-٥٢
ومنهج ديفيزيا ١-٥٢، من ١٥-٧٦ إلى ١٥-٩٧
المنتجات الموسمية
السنوية المقارنة بين سنة وأخرى ٢٢-٤٠ *(ج*)*، من ٢٢-٤١ إلى ٢٢-٤٣ *(ج)*
السنوية للسنة المتحركة، من ٢٢-٤٩ إلى ٢٢-٥٣ *(ش) (ج)*، ٢٢-٥٧ *(م*)*
الشهرية المقارنة بين سنة وأخرى، من ٢٢-٣٠ إلى ٢٢-٣٤ *(ج)*
المؤشرات من شهر لآخر، من ٢٢-٦٤ إلى ٢٢-٧٧ *(ج)*
وبأوزان ترجيحية، من ٩-١٣٥ إلى ٩-١٣٦
وتعديل أوزان المؤشر ١-٢٧٤، من ٩-١٠٥ إلى ٩-١٢٦
التعديل الجزئي للأوزان، من ٩-١٢٠ إلى ٩-١٢٢
الوصلات طويلة الأجل وقصيرة الأجل، من ٩-١٢٣ إلى ٩-١٢٦
وبرامج بناء الولاء ٣-١٣٨، ٣-١٤٢، ٣-١٤٣
وتمهيد (مؤشر الإصدار)، من ١٣-١٣ إلى ١٣-١٨
الوحدات المؤسسية *(م)*، من ١٤-١٤ إلى ١٤-١٧ *(ط)*
بالنسبة للحسابات الرئيسية *راجع* حساب رأس المال؛ والحسابات الخارجية للسلع والخدمات؛ حساب الإنتاج؛ حساب استخدام الدخل
الوزن الترجيحي للمنتج الموسمي، من ٤-٦٣ إلى ٤-٦٦
وصف البنود *(م)*، من ٦-٢٥ إلى ٦-٣١
الوصف المحكم / الدقيق للبنود، من ٦-٢٧ إلى ٦-٣٠
الوصف الواسع / الفضفاض للبنود، من ٦-٢٧ إلى ٦-٢٩، ٦-٣١
الوصل *راجع* مؤشر نظام السلسلة
وضع القواعد المعيارية، من ١٢-٨٠ إلى ١٢-٨٢
الوقت، المعاينة، من ٥-٤٩ إلى ٥-٥٠
ونفقات أعمال التصليح (المساكن التي يسكنها مالكوها) ١٠-٢٠، ١٠-٤٠، من ٢٣-١٠٧ إلى ٢٣-١١٧