Nº 13-606-G au catalogue
ISBN 978-0-660-28605-1

Guide de l’utilisateur : Système canadien des comptes macroéconomiques

Chapitre 7 Mesures des prix et des volumes

Date de diffusion : le 30 novembre 2016

Statistique Canada   Statistics Canada

Canada

Comment obtenir d'autres renseignements

Pour toute demande de renseignements au sujet de ce produit ou sur l'ensemble des données et des services de Statistique Canada, visiter notre site Web à www.statcan.gc.ca.

Vous pouvez également communiquer avec nous par :

Courriel à STATCAN.infostats-infostats.STATCAN@canada.ca

Téléphone entre 8 h 30 et 16 h 30 du lundi au vendredi aux numéros suivants :

- Service de renseignements statistiques 1-800-263-1136
- Service national d'appareils de télécommunications pour les malentendants 1-800-363-7629
- Télécopieur 1-514-283-9350

Programme des services de dépôt

- Service de renseignements 1-800-635-7943
- Télécopieur 1-800-565-7757

Normes de service à la clientèle

Statistique Canada s'engage à fournir à ses clients des services rapides, fiables et courtois. À cet égard, notre organisme s'est doté de normes de service à la clientèle que les employés observent. Pour obtenir une copie de ces normes de service, veuillez communiquer avec Statistique Canada au numéro sans frais 1-800-263-1136. Les normes de service sont aussi publiées sur le site www.statcan.gc.ca sous « Contactez-nous » > « Normes de service à la clientèle ».

Note de reconnaissance

Le succès du système statistique du Canada repose sur un partenariat bien établi entre Statistique Canada et la population du Canada, les entreprises, les administrations et les autres organismes. Sans cette collaboration et cette bonne volonté, il serait impossible de produire des statistiques exactes et actuelles.

Cette publication renferme neuf chapitres qui couvrent la plus grande partie des comptes macroéconomiques. Quelques chapitres (1, 2, 3, 4, 6, 7 et 9) ont été mis à jour pour ajuster certaines références le 22 février 2021. Pour obtenir plus de renseignements sur les comptes satellites et les comptes des ressources naturelles, veuillez vous référer à la publication Système canadiens des comptes macroéconomiques (13-607).

Publication autorisée par le ministre responsable de Statistique Canada

Une version HTML **est aussi disponible.**

This publication is also available in English.

Table of contents

Guide de l’utilisateur : Système canadien des comptes macroéconomiques

Chapitre 7 Mesures des prix et des volumes

Objet du présent chapitre

Le présent chapitre explique comment s’opère la décomposition en deux parties bien distinctes, à savoir les « prix » et les « volumes », des diverses séries chronologiques des comptes nationaux qui portent sur les dépenses en biens et services, et notamment sur les dépenses en produits d’entrée et de sortie de l’industrie. Il décrit également la façon dont les décompositions sont employées dans la pratique. Il examine en outre un certain nombre de concepts en matière de « revenu réel ». Le chapitre se termine par une section portant sur les comparaisons internationales de prix et de volumes.

Le présent chapitre est lié au chapitre 15 du *SCN 2008*.

7.1 Introduction

Les comptes nationaux traitent surtout des **agrégats de valeur des opérations** et des **stocks d’actifs et de passifs**. Un certain nombre d’agrégats des opérations, comme les « dépenses finales des ménages en biens et services de consommation », portent, bien sûr, sur les biens et services et peuvent se décomposer en prix et en volumes[1]. D’autres comme les « transferts courants des administrations publiques aux non-résidents » sont indécomposables à cet égard, bien que les variations du pouvoir d’achat qui entre en jeu puissent s’évaluer à l’aide d’indices de prix. On dégage une valeur individuelle d’opération sur un bien ou un service en multipliant le prix par la quantité du produit acheté ou vendu lors de cette opération. On calcule un agrégat de plusieurs valeurs d’opérations en additionnant les valeurs individuelles de ces opérations. Enfin, on calcule un agrégat de séries chronologiques des stocks de capital en additionnant les diverses séries.

La décomposition en prix et en volumes des séries chronologiques de valeurs est un aspect des plus importants de la comptabilité nationale. Elle rend possible l’analyse de la « croissance réelle », de la « variation de la productivité » et de l’« inflation ». Imaginons, par exemple, que la valeur nominale du produit intérieur brut (PIB) par habitant a augmenté de 20 % en une décennie. On pourrait croire qu’il s’agit d’un bond énorme des niveaux de vie, mais si la décomposition en prix et en volumes indique que les prix rendent compte de 16 % de la progression et les volumes, de seulement 4 %, l’élévation des niveaux de vie est en réalité plus modeste. Le gros de l’évolution observée dans cette décennie serait attribuable à l’inflation.

La décomposition en prix et en volumes permet aux utilisateurs des comptes nationaux de « lever le voile sur l’inflation » afin de déterminer ce qu’il advient de l’économie « réelle ». Les indices de prix permettent d’analyser les variations en prix relatifs, qui sont le signal le plus fondamental que puisse donner la libre économie de marché de la façon dont les ressources sont réaffectées en fonction des besoins hautement prioritaires, alors que les indices de volume montrent en quoi les différentes composantes de l’économie s’amplifient ou se contractent à la suite de cette réaffectation.

Le présent chapitre porte essentiellement sur les divers moyens possibles de décomposer en prix et en volumes les variations des agrégats des opérations sur divers produits. Aux section 7.2, section 7.3 et section 7.4, les décompositions en prix et en volumes de Laspeyres, de Paasche et de Fisher sont expliquées en détail et sous un angle tant théorique que pratique. À la section 7.5, on examine le problème de l’élaboration d’une série chronologique des stocks de capital comportant des éléments cohérents de valeur, de volume et de prix. La section 7.6 présente un certain nombre de concepts du « revenu réel ». Les parités de pouvoir d’achat et les comparaisons internationales des revenus font l’objet de la section 7.7. Une annexe dans laquelle on passe en revue les différents ensembles d’indices de prix de Statistique Canada vient clore le chapitre.

7.2 Décomposition des agrégats de valeur des opérations : le cas simple

Si toutes les opérations individuelles d'un agrégat donné portent sur un produit identique, mais comportant des prix et des quantités variables, la décomposition en prix et en volumes est simple. Vu la similitude des produits dans les opérations, on peut calculer le volume agrégé de toutes les opérations en totalisant les quantités achetées et vendues dans chaque opération. Le prix agrégé peut être obtenu en calculant la moyenne pondérée des prix des différentes opérations, les quantités en question servant alors d'éléments de pondération. De même, il est possible de calculer le prix agrégé comme la valeur agrégée des opérations divisée par leur volume agrégé. Cette logique est résumée dans les équations (7.1) à (7.5) qui suivent.

La valeur liée à l'opération i (v_i) est le produit de son prix (p_i) et de sa quantité (q_i) :

(7.1)

$$v_i = p_i\, q_i$$

La valeur agrégée de plusieurs opérations$(\overline{V})$ portant sur un produit identique comportant des prix et des quantités variables pour chaque opération est la somme des valeurs de toutes les opérations de l'agrégat :

(7.2)

$$\bar{V} = \sum v_i = \sum p_i\, q_i$$

Le volume agrégé (quantité) de plusieurs opérations $(\overline{Q})$ portant sur un produit identique comportant des prix et des quantités variables pour chaque opération est la somme des quantités de toutes les opérations de l'agrégat :

(7.3)

$$\overline{Q} = \sum q_i$$

Le prix agrégé de plusieurs opérations $(\overline{P})$ portant sur un produit identique comportant des prix et des quantités variables est la valeur agrégée divisée par le volume agrégé ou, ce qui en est l'équivalent, le prix moyen pondéré de toutes les opérations, les quantités servant alors d'éléments de pondération :

(7.4)

$$\bar{P} = \frac{\bar{V}}{\bar{\bar{Q}}} = \frac{\sum p_i q_i}{\sum q_i} = \sum p_i \left(\frac{q_i}{\sum q_i}\right)$$

La décomposition en prix et en volumes est alors :

(7.5)

$$\overline{V} = \overline{P} \times \overline{Q}$$

Il s'agit d'un cas simple, mais ce n'est pas celui qui est habituellement traité dans la comptabilité nationale. La règle serait plutôt que les produits dans un agrégat d'opérations **ne** sont **pas** identiques. Par exemple, l'agrégat « dépenses finales des ménages en biens et services de consommation » réunit des opérations portant sur un très large éventail de produits liés à l'alimentation, à l'habillement, à l'utilisation de biens manufacturés, aux services personnels, etc. Dans ces circonstances, la quantité dont il est question dans une opération (nombre d'automobiles, par exemple) ne sera vraisemblablement pas commensurable[2] avec la quantité d'une autre opération (kilogrammes de bananes, par exemple). On aura besoin d'**indices de prix et de volume** pour traiter ces cas d'incommensurabilité. On se penchera sur la question en considérant les **variations relatives** en prix et en volume plutôt que les prix et les volumes en soi.

À la différence des agrégats simples de prix et de quantités dont on vient de parler, ces indices se présentent à une échelle arbitraire qui est normalement, mais non nécessairement, de 100,0 dans une certaine période arbitrairement choisie[3]. Ils peuvent seulement nous renseigner sur les **variations relatives** en prix et en volumes des agrégats dans le temps, et non dégager les niveaux de ces agrégats d'une manière significative, et ce, parce que les quantités agrégées ne sont pas commensurables, pas plus que les prix qui s'y rattachent. C'est pourquoi la décomposition en prix et en volumes ne peut généralement prendre la forme de l'équation (7.5), mais recevra plutôt la formulation suivante :

(7.6)

$$\frac{\overline{V}(t)}{\overline{V}(0)} = \frac{\overline{P}(t)}{\overline{P}(0)} \times \frac{\overline{Q}(t)}{\overline{Q}(0)}$$

Autre notation :

(7.7)

$$V = P \times Q$$

où $V = \frac{\overline{V}(t)}{\overline{V}(0)}$, $P = \frac{\overline{P}(t)}{\overline{P}(0)}$ et $Q = \frac{\overline{Q}(t)}{\overline{Q}(0)}$ sont des indices de variation de la valeur, du prix et du volume entre les périodes 0 et t. La variation relative de la valeur agrégée s'exprime comme le produit de la variation relative du prix agrégé et de la variation relative du volume agrégé.

La théorie et la pratique des indices de prix et de volume ont évolué considérablement depuis trois siècles. Elles en sont aujourd'hui à un stade avancé de perfectionnement. Elles sont très bien documentées et expliquées dans deux manuels internationaux, l'un portant sur l'indice des prix à la consommation et l'autre, sur l'indice des prix à la production[4]. Les deux ouvrages sont fortement recommandés aux lecteurs à la recherche d'un examen et d'une explication plus approfondis de cette théorie et de cette pratique. Un autre ouvrage d'intérêt est le manuel de la comptabilité nationale du Fonds monétaire international[5]. On pourra également consulter très utilement le chapitre 15 du *SCN 2008*, même si ce document de référence offre un traitement quelque peu sommaire des indices de prix et de volume dans la comptabilité nationale.

7.3 Décomposition des agrégats de valeur des opérations : le cas plus courant et plus complexe

Dans un cas plus courant et aussi plus complexe, le problème qui se pose est celui de la décomposition de la **variation** d'un agrégat de valeur des opérations portant sur des produits **non** identiques en plusieurs indices correspondant à autant d'agrégats des variations de prix et de volume des opérations en question.

Quand il est fait mention de variations des prix des opérations, il est question des **variations pures des prix**. Si le produit lui-même change entre deux périodes mises en comparaison, s'il y a eu, par exemple, mise à niveau d'un produit qui passe de la version 1.0 à la version 2.0[6], la variation observée de son prix comprendra un élément autre que la variation pure du prix. Les **variations de la qualité** des produits sont très fréquentes sur le marché et posent un épineux problème aux statisticiens en indices de prix. Lorsque les statisticiens parlent de la variation du prix d'un produit entre deux périodes, ils parlent en principe de sa variation pure, c'est-à-dire après toute correction jugée nécessaire pour éliminer les effets de toute modification apportée au produit même entre ces deux périodes[7]. Ainsi, la variation du volume doit comprendre la double variation de la qualité et de la quantité.

7.3.1 Indices de prix de Laspeyres, de Paasche et de Fisher

Comment peut-on réunir en un même indice des prix les variations pures de prix de plusieurs produits non identiques entre deux périodes ? Une foule de formules ont été proposées depuis trois siècles, mais trois ont subi avec succès l'épreuve du temps et forment aujourd'hui les normes appliquées en comptabilité nationale tant au Canada que dans d'autres pays développés. Ce sont les trois formules recommandées par le *SCN 2008*. Elles portent le nom de leurs inventeurs respectifs, Étienne Laspeyres, Hermann Paasche et Irving Fisher[8].

La formule de Laspeyres est peut-être la plus intuitive de toutes. Elle est connue comme le **traitement à panier fixe**. On imagine un panier contenant les quantités achetées, au cours de la période initiale, de tous les biens et services que doit prendre en compte l'indice de prix. On multiplie ces quantités par les prix correspondants, là encore pendant la période initiale, pour calculer la valeur agrégée des opérations de cette première période. Pour la seconde des deux périodes mises en comparaison, on prend alors le même panier de produits avec les mêmes qualités et quantités que dans la période initiale et on les multiplie par les prix correspondants de la seconde période. En fait, on calcule une valeur agrégée hypothétique des opérations où les quantités sont les mêmes que dans la période initiale, mais où les prix sont ceux de la seconde période. Le rapport entre les valeurs agrégées hypothétiques des opérations de la seconde période et de la première période est ce que l'on appelle l'indice de prix de Laspeyres. Celui-ci mesure la variation relative du coût du panier initial fixe de quantités entre la première et la seconde période.

Cet **indice** est formulé mathématiquement par l'équation (7.8) :

(7.8)

$$P^L = \frac{\sum p_i(t)q_i(0)}{\sum p_i(0)q_i(0)}$$

où P^L est l'indice de prix de Laspeyres[9], $p_i(0)$ et $p_i(t)$ sont les prix du produit i dans les périodes 0 et t, et $q_i(0)$, est la quantité du produit i dans la période 0. Les deux sommations portent sur tous les produits i pris en compte dans cet indice de prix[10,11]. Les quantités $q_i(0)$ sont celles qui constituent le panier fixe.

L'indice compare les prix de la période 0, où l'indice est à 1, aux prix de la période t, où il est à P^L. Souvent, on multiplie l'indice par 100 dans la période 0 et 100 * P^L dans la période t. On se reportera à l'exemple des encadrés 7.1 et 7.2.

Encadré 7.1
Exemple de fruits

Voici des données hypothétiques qui, dans les exemples suivants, illustrent le calcul des indices de prix et de volume. Elles présentent les prix des pommes, des oranges et des bananes dans deux périodes appelées 0 et 1. Le prix se mesure en dollars par kilogramme et la quantité, en kilogrammes. La valeur est le prix multiplié par la quantité et se mesure en dollars. Il pourrait s'agir des données des ventes d'une journée à un petit comptoir de fruits, par exemple.

	Pommes	Oranges	Bananes
Période 0			
Prix (dollars par kg)	1,50	1,00	1,10
Quantité (kg)	10	20	25
Valeur (dollars)	15,00	20,00	27,50
Période 1			
Prix (dollars par kg)	1,75	1,05	1,60
Quantité (kg)	15	40	20
Valeur (dollars)	26,25	42,00	32,00

Encadré 7.2
Exemple relatif à l'indice de prix de Laspeyres

Voici une illustration du calcul de l'indice de prix de Laspeyres à l'aide des données de l'exemple de l'encadré 7.1.

Comparaison de la période 1 et de la période 0 (= 100,0) :

$$P^L = 100 \times \frac{1{,}75\ \$ \times 10 + 1{,}05\ \$ \times 20 + 1{,}60\ \$ \times 25}{1{,}50\ \$ \times 10 + 1{,}00\ \$ \times 20 + 1{,}10\ \$ \times 25} = 125{,}6$$

L'**indice de prix de Paasche** est le candidat évident au remplacement de l'indice de Laspeyres. Dans ce cas, on utilise non pas les quantités de la période initiale, $q_i(0)$, pour construire le panier fixe, mais plutôt celles de la seconde période, $q_i(t)$ L'indice de prix de Paasche peut se formuler mathématiquement par l'équation (7.9) :

(7.9)

$$P^P = \frac{\sum p_i(t)q_i(t)}{\sum p_i(0)q_i(t)}$$

où P^P est l'indice de prix de Paasche, $p_i(0)$ et $p_i(t)$, les prix du produit i dans les périodes 0 et t et $q_i(t)$, les prix du produit i dans les périodes 0 et t et la quantité du produit i dans la période t. En un sens, cet indice est rétrospectif, puisqu'il compare la valeur réelle de l'agrégat des opérations de la seconde période à la valeur hypothétique de l'agrégat des opérations de la première période, les prix venant de la période initiale et les quantités, de la seconde[12] (voir l'exemple de l'encadré 7.3).

Encadré 7.3
Exemple relatif à l'indice de prix de Paasche

Voici une illustration du calcul de l'indice de Paasche à l'aide des données de l'exemple de l'encadré 7.1.

Comparaison de la période 1 et de la période 0 (= 100,0) :

$$P^P = 100 \times \frac{1{,}75\ \$ \times 15 + 1{,}05\ \$ \times 40 + 1{,}60\ \$ \times 20}{1{,}50\ \$ \times 15 + 1{,}00\ \$ \times 40 + 1{,}10\ \$ \times 20} = 118{,}6$$

Pour compléter le tableau, voici l'**indice de prix de Fisher** qui est simplement la moyenne géométrique des indices des prix de Laspeyres et de Paasche[13]. Il se situe donc à mi-chemin entre ceux-ci.

(7.10)

$$P^F = \sqrt{P^L P^P} = \sqrt{\frac{\sum p_i(t)q_i(0)}{\sum p_i(0)q_i(0)} \times \frac{\sum p_i(t)q_i(t)}{\sum p_i(0)q_i(t)}}$$

Voir l'exemple de l'encadré 7.4.

Encadré 7.4
Exemple relatif à l'indice de prix de Fisher

Voici une illustration du calcul de l'indice de Fisher à l'aide des données de l'exemple de l'encadré 7.1 et des résultats des encadrés 7.2 et 7.3.

Comparaison de la période 1 et de la période 0 (= 100,0) :

$$P^F = 100 \times (1{,}256 \times 1{,}186)^{1/2} = 122{,}1$$

Fisher considérait sa formule comme alliant idéalement les meilleures caractéristiques des indices de Laspeyres et de Paasche et les statisticiens en indices de prix modernes en conviennent généralement. Diewert a dit de cette formule qu'elle appartenait à une petite classe d'indices pouvant être qualifiés de **superlatifs**[14].

On peut démontrer que, dans certaines hypothèses, l'indice de Laspeyres forme la borne supérieure de l'indice vrai et l'indice de Paasche, la borne inférieure. L'indice de Fisher, qui se situe entre les deux, est ce qui mesure le mieux la variation (là encore selon certaines hypothèses). L'encadré 7.5 compare les trois indices calculés dans les encadrés 7.2, 7.3 et 7.4.

Encadré 7.5
Comparaison des indices de prix de Laspeyres, de Paasche et de Fisher

Le tableau qui suit compare les trois indices calculés dans les encadrés 7.2, 7.3 et 7.4. À noter que l'indice de Fisher se situe à mi-chemin entre les deux autres. L'indice de Laspeyres et l'indice de Paasche tracent respectivement les limites supérieure et inférieure d'un indice vrai dans la plupart des cas qui se présentent dans le monde réel, mais non dans la totalité.

	Période 0	Période 1
	indice	
P de Laspeyres	100,0	125,6
P de Paasche	100,0	118,6
P de Fisher	100,0	122,1

7.3.2 Indices de volume de Laspeyres, de Paasche et de Fisher

Nombreux sont les Canadiens qui connaissent bien des indices comme l'indice des prix à la consommation. Ils connaissent toutefois moins bien les indices de quantité ou de volume. Le meilleur exemple en est peut-être le traitement du produit intérieur brut réel (PIB réel) qui dégage la tendance de l'activité économique totale après correction des effets de l'inflation (déflation) des prix.

On peut présenter ce concept en pensant à une famille qui fait ses courses chaque semaine. Cette famille achète plusieurs articles la première semaine et débourse 100 \$. Elle achète des quantités différentes des mêmes produits à des prix différents dans la seconde semaine et débourse 110 \$. Une partie de l'augmentation de 10 % de la facture d'épicerie est attribuable aux variations de prix et l'autre aux variations de la quantité. La partie « variation des prix » est décrite par un indice de prix et la partie « variation des quantités », par un indice de quantité ou de volume.

Quelle est la différence entre un indice de quantité et un indice de volume ? Ceux-ci se confondent à maints égards, mais la différence de principe est que les indices de volume tiennent compte des effets tant **des variations de la qualité** que des **variations de la quantité** (c'est ce dont il est question au début de la section 7.3). Ainsi, un litre d'essence à haut indice d'octane est supérieur en qualité à un litre d'essence ordinaire. Les quantités achetées au cours de deux périodes différentes pourraient être les mêmes, 40 litres par exemple, mais si la qualité n'est pas la même, un indice de volume tiendrait compte de la différence de qualité comme de toute différence de quantité. On apporte alors un ajustement de la **qualité** aux quantités observées. En ce qui concerne les ajustements de la qualité, le défi est particulièrement difficile à relever dans le cas de produits de haute technologie comme les ordinateurs et les automobiles dont la qualité évolue chaque année à maints égards et sous des formes complexes. **Dans ce qui suit, les quantités devraient être interprétées comme des quantités ajustées en fonction de la qualité, et les prix, comme des prix purs sans les effets de la qualité**.

On peut définir les indices de volume de Laspeyres, Paasche et Fisher à l'aide des mêmes formules, mais dans une inversion des rôles des prix et des quantités. Ainsi, l'**indice de volume de Laspeyres** peut se formuler mathématiquement par l'équation (7.11) :

7.11)

$$Q^L = \frac{\sum q_i(t)p_i(0)}{\sum q_i(0)p_i(0)}$$

Cette formule compare les quantités de deux périodes, 0 et t, en les pondérant par un « panier fixe de prix » de la période initiale, $p_i(0)$ (voir l'exemple de l'encadré 7.6).

Encadré 7.6
Exemple relatif à l'indice de volume de Laspeyres

Voici une illustration du calcul de l'indice de volume de Laspeyres à l'aide des données de l'exemple de l'encadré 7.1.

Comparaison de la période 1 et de la période 0 (= 100,0) :

$$Q^L = 100 \times \frac{15 \times 1{,}50\ \$ + 40 \times 1{,}00\ \$ + 20 \times 1{,}10\ \$}{10 \times 1{,}50\ \$ + 20 \times 1{,}00\ \$ + 25 \times 1{,}10\ \$} = 135{,}2$$

Le dénominateur de la formule de Laspeyres figurant dans l'encadré 7.6 est la valeur des fruits vendus dans la période 0, celle-ci étant exprimée en prix de cette même période. Le numérateur est la valeur des fruits vendus dans la période 1, **là encore exprimée en prix de la période 0**. Ainsi, le numérateur exprime les ventes de fruits en **prix constants de la période de base de Laspeyres**. On dit de la valeur des fruits vendus dans les deux périodes, soit 62,50 \$ dans la période 0 et 100,25 \$ dans la période 1, qu'elle est mesurée en **prix courants**. Si l'on exprime plutôt la valeur des fruits vendus dans la période 1 en prix de la période 0, la valeur des fruits vendus dans les deux périodes est de 62,50 \$ pour la période 0 et de 84,50 \$ = 62,50 \$ * 1,352 pour la période 1, et on dit de cette valeur qu'elle est exprimée en **prix constants de la période 0**, en pouvoir d'achat constant en dollars ou simplement en **prix constants (de Laspeyres)**.

De même, l'**indice de volume de Paasche** peut se formuler mathématiquement par l'équation (7.12) :

(7.12)

$$Q^P = \frac{\sum q_i(t)p_i(t)}{\sum q_i(0)p_i(t)}$$

On compare les quantités de deux périodes, 0 et t, en les pondérant par un « panier fixe de prix » de la seconde période, $p_i(t)$. On compare les quantités de deux périodes, 0 et t, en les pondérant par un « panier fixe de prix » de la seconde période.

Encadré 7.7
Exemple relatif à l'indice de volume de Paasche

Voici une illustration du calcul de l'indice de volume de Paasche à l'aide des données de l'exemple de l'encadré 7.1.

Comparaison de la période 1 et de la période 0 (= 100,0) :

$$Q^P = 100 \times \frac{15 \times 1{,}75\ \$ + 40 \times 1{,}05\ \$ + 20 \times 1{,}60\ \$}{10 \times 1{,}75\ \$ + 20 \times 1{,}05\ \$ + 25 \times 1{,}60\ \$} = 127{,}7$$

Le numérateur de la formule de Paasche figurant dans l'encadré 7.7 est la valeur des fruits vendus dans la période 1 exprimée en prix de la période 1. Le dénominateur est la valeur des fruits vendus dans la période 0, **exprimée là encore en prix de la période 1**. Ainsi, le dénominateur exprime la vente de fruits **en prix constants de la période de base de Paasche**. Comme précédemment, on dit de la valeur des fruits vendus dans les deux périodes, soit 62,50 $ dans la période 0 et 100,25 $ dans la période 1, qu'elle est mesurée en **prix courants**. Si l'on exprime plutôt la valeur des fruits vendus dans la période 0 dans les prix de la période 1, la valeur des fruits vendus dans les deux périodes est de 78,50 $ = 100,25 $/1,277 dans la période 0 et de 100,25 $ dans la période 1, et on dit de cette valeur qu'elle est exprimée **en prix constants de la période 1**, en pouvoir d'achat constant en dollars ou simplement en **prix constants (de Paasche)**.

L'indice de volume de Fisher, de façon semblable à l'indice de prix correspondant, est la moyenne géométrique des indices de volume de Laspeyres et de Paasche.

(7.13)

$$Q^F = \sqrt{Q^L Q^P} = \sqrt{\frac{\sum q_i(t)p_i(0)}{\sum q_i(0)p_i(0)} \times \frac{\sum q_i(t)p_i(t)}{\sum q_i(0)p_i(t)}}$$

Voir l'exemple de l'encadré 7.8.

Encadré 7.8
Exemple relatif à l'indice de volume de Fisher

Voici une illustration du calcul de l'indice de volume de Fisher à l'aide des données de l'exemple de l'encadré 7.1 et des résultats des encadrés 7.6 et 7.7.

Comparaison de la période 1 et de la période 0 (= 100,0) :

$$Q^F = 100 \times \sqrt{1{,}352 \times 1{,}277} = 131{,}4$$

Les indices de volume de Fisher ne se prêtent pas à l'interprétation intuitive « en prix constants » qui a été évoquée dans le cas des indices de volume de Laspeyres et de Paasche.

Encadré 7.9
Comparaison des indices de volume de Laspeyres, de Paasche et de Fisher

Le tableau qui suit compare les trois indices de volume des encadrés 7.6, 7.7 et 7.8. À noter que l'indice de volume de Fisher se situe à mi-chemin entre les deux autres. L'indice de Laspeyres et l'indice de Paasche tracent respectivement les bornes supérieure et inférieure de l'indice vrai dans la plupart des cas qui se présentent dans le monde réel, mais non dans la totalité.

	Période 0	Période 1
	indice	
Q de Laspeyres	100,0	135,2
Q de Paasche	100,0	127,7
Q de Fisher	100,0	131,4

7.3.3 Indices de valeur

Il n'est pas difficile de prouver mathématiquement que le produit des indices de prix et de volume de Fisher constitue l'indice de valeur, V (il s'agit du rapport entre la valeur agrégée des opérations de la seconde période et la valeur agrégée des opérations de la première)[15]. C'est là une propriété des plus souhaitables des indices de Fisher. On **ne** saurait toutefois affirmer que le produit des indices de prix et de volume de Laspeyres correspond à son indice de valeur, et la même constatation vaut pour les indices de prix et de volume de Paasche.

En fait, lorsqu'on se sert de la formule de Laspeyres pour calculer l'indice de prix, il faut que la formule de Paasche serve au calcul de l'indice de volume si l'on veut que les deux indices donnent l'indice de valeur. De même, si la formule de Paasche sert au calcul de l'indice de prix, la formule de Laspeyres devra servir au calcul de l'indice de volume pour que le produit des deux donne l'indice de valeur (voir les exemples de l'encadré 7.10).

Avant 2001, qui est l'année où la formule de Fisher a été adoptée dans les comptes nationaux du Canada, la règle était de décomposer l'indice de valeur du produit intérieur brut aux prix du marché en un indice de volume de Laspeyres et un indice de prix de Paasche. Depuis lors, la décomposition se fait à l'aide des indices de prix et de volume de Fisher, qui est le traitement recommandé par le *SCN 2008*. On a aussi recalculé les estimations chronologiques pour la période allant de 1981 à l'an 2000 à l'aide de la formule de Fisher.

Encadré 7.10
Comparaison des indices de valeur de Laspeyres, de Paasche et de Fisher

Le tableau qui suit compare les indices de valeur calculés à l'aide des résultats indiciaires des encadrés 7.2, 7.3, 7.4, 7.6, 7.7 et 7.8. L'indice de valeur exact est le quotient de la valeur de toutes les ventes de fruits dans la période 1 et de toutes les ventes correspondantes dans la période 0 multiplié par 100.

	Période 0	Période 1
	indice	
Indice de valeur	100,0	160,4
P Laspeyres × Q Laspeyres	100,0	169,8
P Paasche × Q Paasche	100,0	151,5
P Fisher × Q Fisher	100,0	160,4
P Laspeyres × Q Paasche	100,0	160,4
P Paasche × Q Laspeyres	100,0	160,4

7.3.4 Biais de substitution et indices en chaîne

Dans l'exemple des encadrés 7.1 à 7.10, les indices de prix et de volume de Laspeyres sont plus grands chacun que les indices de Paasche correspondants. Dans l'application pratique de ces formules de calcul de l'indice dans le monde réel, cette relation ressort habituellement, mais non dans tous les cas. La cause en est un phénomène appelé **biais de substitution**.

Si l'on compare les habitudes de dépenses dans deux périodes, on constate que les acheteurs se procurent normalement dans la seconde période relativement plus des produits dont les prix relatifs ont diminué et relativement moins des produits dont les prix relatifs ont augmenté. En d'autres termes, comme les acheteurs modulent leurs habitudes d'achat dans le temps, ils se tournent généralement vers les produits dont les prix sont en baisse et boudent les produits dont les prix sont en hausse. Il peut y avoir des exceptions à la règle comme pour un certain nombre de produits de luxe qui sont là pour une « consommation ostentatoire » où la cherté ajoute habituellement à l'attrait des produits[16]. Il reste que, d'ordinaire, les acheteurs ont tendance à substituer, au fil du temps, les produits moins chers aux produits relativement plus chers.

Le phénomène du biais de substitution pose un problème de taille pour les statistiques indiciaires. L'implication est que, si un indice à panier fixe du type de Laspeyres sert à la mesure de la variation des prix sur une période prolongée, les quantités servant d'éléments de pondération de l'indice deviendront de moins en moins représentatives des habitudes d'achat courantes et l'inflation des prix sera généralement surestimée.

Prenons un exemple et supposons qu'un nouvel indice de prix de Laspeyres, peut-être pour des types de vêtements différents, prend la valeur 100,0 dans la période 0. Dans la période 1, on calcule l'indice en le pondérant par le panier fixe de quantités de la période 0. La mise à jour se fait ensuite pour la période 2, là encore avec les mêmes pondérations en quantités venant de la période 0. La mise à jour se poursuit avec le même panier fixe de pondérations en quantités en provenance de la période 0. Plus l'indice avance dans le temps, plus les pondérations en quantités fixes de la période 0 peuvent devenir désuètes, en ce sens que les habitudes d'achat divergeront de plus en plus entre la période 0 et la dernière période pour laquelle se fait le calcul de l'indice. En d'autres termes, les pondérations en quantités fixes de la période 0 deviendront de moins en moins représentatives des habitudes de consommation du moment, puisque les acheteurs optent constamment pour les produits dont les prix sont relativement en baisse et délaissent les produits dont les prix sont relativement en hausse. Le biais de substitution rend de plus en plus désuètes au fil du temps les pondérations en quantités fixes de l'indice de Laspeyres[17].

La solution est d'appliquer une formule d'indice des prix pondérée symétriquement. L'indice de Fisher constitue justement une telle formule, puisqu'il tient compte à la fois de la première période et de la seconde période mises en comparaison. En revanche, la formule de Laspeyres tire ses éléments de pondération de la première des deux périodes et l'indice de Paasche les prend dans la seconde, d'où une pondération asymétrique dans les deux cas.

La méthode de l'**enchaînement** d'indice aide aussi à éliminer le biais de substitution. Au lieu de se reporter au même panier fixe de pondération en quantités d'une période à l'autre comme avec la formule de Laspeyres, on met à jour les éléments de pondération à intervalles réguliers. Pour reprendre notre exemple, il est possible d'utiliser les pondérations en quantités de la période 0 en comparant les périodes 0 et 1, mais d'employer les quantités de la période 1 en comparant les périodes 1 et 2. On obtient alors l'indice de la période 0 à la période 2 en « combinant » l'indice de la période 0 à la période 1 et l'indice de la période 1 à la période 2. C'est ce que l'on appelle l'« enchaînement ». Bien sûr, celui-ci peut se faire tant pour les indices de Paasche et de Fisher que pour les indices de Laspeyres.

On considère que les indices en chaîne sont préférables aux indices non chaînés dans la plupart des circonstances, parce que la mesure des variations se fait par une pondération de l'indice plus à jour et donc plus représentative. Ce n'est toutefois pas toujours le meilleur choix. Quand le phénomène à mesurer — variation agrégée des prix ou des volumes — évolue en une même direction générale dans le temps, les indices en chaîne donnent de fort bons résultats, mais quand il tend à osciller comme dans une variation hautement saisonnière des prix ou des volumes, les indices en chaîne conviennent moins.

Si des indices mensuels mesuraient la variation agrégée des prix et des volumes pour un groupe de produits agricoles et que les prix de ces produits tendaient généralement à monter en flèche l'hiver et à être en chute libre l'été avec des volumes évoluant généralement dans la direction opposée, il serait souhaitable que les indices de prix et de volume reviennent à leurs valeurs initiales là où la configuration sous-jacente des prix et des volumes reprend de même ses valeurs initiales[18]. Les indices ne feraient pas ce retour en arrière s’ils étaient enchaînés, mais auraient plutôt tendance à dériver de plus en plus loin des valeurs initiales. Dans ce cas, les indices de prix et de volume ne devraient pas être enchaînés mensuellement ou trimestriellement, bien que pouvant être enchaînés à intervalles annuels.

L’enchaînement peut aussi susciter des incohérences apparentes quand on établit des comparaisons qui s’étendent sur la période d’enchaînement. C’est ce qui est examiné et illustré à la section 7.3.6 plus loin.

Pendant le premier demi-siècle, environ, des comptes nationaux du Canada, entre la fin des années 1940 et le début des années 2000, les indices de volume de Laspeyres et les indices de prix de Paasche du produit intérieur brut aux prix du marché ont été enchaînés, irrégulièrement au début, puis à intervalles de 10 ans et enfin à intervalles de 5 ans. Depuis que les indices de volume et de prix de Fisher ont été adoptés en 2001, l’enchaînement a été effectué trimestriellement (données désaisonnalisées[19]) dans les comptes des revenus et dépenses et annuellement dans les comptes des ressources et des emplois et les programmes de statistiques mensuelles et provinciales du PIB par industrie. Les estimations des années précédentes, en remontant jusqu’en 1981, ont été recalculées de la même manière pour les comptes trimestriels des revenus et dépenses.

7.3.5 Additivité des indices de volume de Laspeyres et de Paasche et double déflation

L’indice de volume de Laspeyres offre l’**additivité** comme propriété fort commode. Si un jeu d’indices de volume de Laspeyres non chaînés est échelonné en période initiale de manière à être égal aux valeurs nominales des opérations correspondantes de cette période (au lieu d’une constante comme 100,0), l’indice de volume de Laspeyres pour l’agrégat de ce jeu d’indices peut se calculer simplement comme la somme de ceux-ci. Les indices sont en fait en autopondération et, dans ce cas, on dit parfois qu’ils sont mesurés « en prix constants de la période initiale ». La même constatation vaut pour l’indice de volume de Paasche à caractère rétrospectif où la mesure est « en prix constants de la période courante ». L’indice de volume de Fisher n’est toutefois pas additif de cette manière, pas plus que les indices en chaîne de tout genre.

On peut exploiter la propriété d’additivité des indices de volume de Laspeyres et de Paasche pour calculer l’indice de volume d’un solde comptable, que ce soit la valeur brute ajoutée ou le solde du commerce de marchandises. La valeur brute ajoutée (voir le chapitre 4) est égale à la production, moins la consommation intermédiaire. Si l’on dispose d’indices de volume de Laspeyres ou de Paasche tant pour la production que pour la consommation intermédiaire et que ces indices sont convenablement échelonnés comme l’explique le paragraphe précédent, l’indice de volume correspondant de la valeur brute ajoutée peut se calculer en soustrayant le second indice du premier. C’est ce que l’on appelle la **double déflation**.

L’encadré 7.11 en donne un exemple avec deux industries des « biens » et des « services ». On y présente des données de valeur des opérations pour la production et la consommation intermédiaire de ces industries dans deux périodes appelées 0 et 1. Des indices correspondants de prix et de volume sont également présentés pour ces deux mêmes industries. Dans l’industrie des « biens », la valeur brute ajoutée est de 250 millions de dollars dans la période 0 (en prix de la période 0) et de 400 millions de dollars dans la période 1 (en prix de la période 1); pour la valeur brute ajoutée de l’industrie des « services », les chiffres correspondants sont de 1 500 millions dans la période 0 et de 1 600 millions dans la période 1.

Encadré 7.11
Exemple de double déflation, partie 1

Voici, à titre d'exemple, des données sur la production et la consommation intermédiaire de deux industries des « biens » et des « services », mesurées en milliards de dollars.

	Production	Consommation intermédiaire	Valeur brute ajoutée
Industrie des biens			
Période 0			
Indice de prix	100,0	100,0	...
Indice de volume	100,0	100,0	...
Valeur (dollars)	1 000	750	250
Période 1			
Indice de prix	110,0	108,0	...
Indice de volume	136,4	135,8	...
Valeur (dollars)	1 500	1 100	400
Industrie des services			
Période 0			
Indice de prix	100,0	100,0	...
Indice de volume	100,0	100,0	...
Valeur (dollars)	2 000	500	1 500
Période 1			
Indice de prix	105,0	104,0	...
Indice de volume	104,8	115,4	...
Valeur (dollars)	2 200	600	1 600

L'encadré 7.12 montre les données correspondantes de l'« ensemble des industries ». Les données sur la valeur nominale des opérations sont simplement additionnées pour les deux industries constitutives. On y présente en plus les indices de volume de Laspeyres, de Paasche et de Fisher pour la production et la consommation intermédiaire de l'« ensemble des industries ».

Comme on l'a expliqué à la section 7.3.2, le calcul de l'indice de volume de Laspeyres pour la production dans l'encadré 7.12 est le suivant :

$$120{,}6 = 100 \times \frac{100{,}0 \times 136{,}4 + 100{,}0 \times 104{,}8}{100{,}0 \times 100{,}0 + 100{,}0 \times 100{,}0}$$

Le calcul de l'indice de volume de Paasche pour la production est le suivant :

$$121{,}0 \; = \; 100 \times \frac{110{,}0 \times 136{,}4 + 105{,}0 \times 104{,}8}{110{,}0 \times 100{,}0 + 105{,}0 \times 100{,}0}$$

Le calcul de valeur de l'indice de volume de Fisher pour la production est le suivant :

$$120{,}8 = 100 \times \sqrt{1{,}206 \times 1{,}210}$$

Les indices de volume de la consommation intermédiaire se calculent de façon semblable à ceux pour la production.

Encadré 7.12
Exemple de double déflation, partie 2

Voici les indices de volume de Laspeyres, de Paasche et de Fisher pour la production et la consommation intermédiaire de l'ensemble des deux industries de « biens » et de « services » de l'encadré 7.11.

	Production	Consommation intermédiaire	Valeur brute ajoutée
Ensemble des industries			
Période 0			
Indice de volume L	100,0	100,0	...
Indice de volume P	100,0	100,0	...
Indice de volume F	100,0	100,0	...
Valeur (dollars)	3 000	1 250	1 750
Période 1			
Indice de volume L	120,6	125,6	...
Indice de volume P	121,0	125,8	...
Indice de volume F	120,8	125,7	...
Valeur (dollars)	3 700	1 700	2 000

L'indice de volume pour la valeur brute ajoutée de l'« ensemble des industries » se calcule en double déflation, comme on peut le voir dans l'encadré 7.13.

Encadré 7.13
Exemple de double déflation, partie 3

Ce tableau indique comment se calcule la valeur brute ajoutée en prix constants par la méthode de la double déflation.

	Production	Consommation intermédiaire	Valeur brute ajoutée
		dollars	
Ensemble des industries			
Période 0			
Indice de volume L cadré	3 000	1 250	1 750
Indice de volume P cadré	3 059	1 351	1 707
Valeur	3 000	1 250	1 750
Période 1			
Indice de volume L cadré	3 618	1 570	2 048
Indice de volume P cadré	3 700	1 700	2 000
Indice de volume F cadré	…	…	2 049
Valeur	3 700	1 700	2 000

Si l’on échelonne les indices de volume de Laspeyres de l’encadré 7.12 d’après les valeurs de la production et de la consommation intermédiaire de la période 0, les valeurs de Laspeyres sont respectivement de 3 000 $ et 1 250 $ dans la période 0 et de 3 618 $ et 1 570 $ dans la période 1 (voir l’encadré 7.13). De même, si l’on échelonne les indices de volume de Paasche d’après les valeurs de la production et de la consommation intermédiaire de la période 1, les valeurs de Paasche sont respectivement de 3 059 $ et 1 351 $ dans la période 0 et de 3 700 $ et 1 700 $ dans la période 1. Si l’on soustrait la consommation intermédiaire de la production dans chaque période, on peut voir que l’indice de volume de Laspeyres de la valeur brute ajoutée est de 1 750 $ dans la période 0 et de 2 048 $ dans la période 1. De même, l’indice de volume de Paasche pour la valeur brute ajoutée est de 1 707 $ dans la période 0 et de 2 000 $ dans la période 1. À noter que les estimations de Laspeyres sont en prix constants de la période 0 et les estimations de Paasche, en prix constants de la période 1.

La dernière étape consiste à établir les estimations de Fisher par la moyenne géométrique des estimations de Laspeyres et de Paasche. C’est aussi ce que l’on peut voir dans l’encadré 7.13. L’augmentation relative de la valeur brute ajoutée qu’indiquent les indices de volume de Laspeyres est 2 048 $/1 750 $ = 1,1703. Dans le cas des indices de volume de Paasche, elle est de 2 000 $/1 707 $ = 1,1715. L’indice de Fisher de la variation relative est donc de $(1{,}1703\times1{,}1715)^{1/2}$ = 1,1709. Si les estimations de Fisher sont ensuite échelonnées de manière à être égales à la valeur brute ajoutée de la première des deux périodes (1 750 $), l’estimation de Fisher de la valeur brute ajoutée de la période 1 est de 1 750 $×1,1709 = 2 049 $.

La section 7.3.2 explique comment interpréter les indices de volume de Laspeyres et de Paasche, ceux-ci exprimant respectivement les agrégats d’opérations en prix constants de la première et de la seconde période. Dans cette interprétation, le traitement en « double déflation » consiste en réalité à réexprimer les valeurs d’opérations de la production et de la consommation intermédiaire en pouvoir d’achat constant en dollars plutôt qu’en valeur nominale. On peut alors se reporter aux dollars constants de la première période (Laspeyres) ou à ceux de la seconde (Paasche). La valeur brute ajoutée en prix constants se calcule par la soustraction de la consommation intermédiaire en prix constants de la production en prix constants, ce qui donne deux estimations de cette valeur, la première en prix constants de la première période et l’autre en prix constants de la seconde. La dernière étape consiste à combiner les deux pour établir les estimations de Fisher de la valeur brute ajoutée en volume. C’est justement ce que fait Statistique Canada lorsqu’il produit les estimations officielles de la valeur brute ajoutée dans les comptes des ressources et des emplois.

7.3.6 Cohérence des indices de prix et de volume de Laspeyres, de Paasche et de Fisher

Supposons qu’un indice de prix ou de volume A est l’agrégat de deux autres indices B et C et que les trois sont fixés à 100,0 en période initiale. A devrait alors se situer quelque part entre B et C, mais si B a plus de poids que C, A devrait être plus proche de B que de C. C’est là un exemple de la propriété de **cohérence**, qui est fort souhaitable dans un indice. Les formules de calcul de l’indice de Laspeyres, de Paasche et de Fisher présentent toutes cette propriété. Cependant, quand deux indices du genre (deux indices de Laspeyres, par exemple) sont enchaînés, ils n’ont plus nécessairement cette propriété lorsqu’on établit des comparaisons qui s’étendent sur la période d’enchaînement.

Ce problème d’incohérence apparente est illustré à l’encadré 7.14. On y présente deux indices de prix[20] de Laspeyres appelés P1 et P2. Le premier va de la période 0 à la période 2 et porte sur les prix de trois types de fruits. Le second porte sur les mêmes types de fruits de la période 2 à la période 4. La structure de pondération n’est pas la même dans les deux indices. L’encadré présente aussi un troisième indice en chaîne qui va de la période 0 à la période 4, la période 2 étant la période d’enchaînement.

Dans cet exemple, l’incohérence apparente ressort du fait que, bien que les indices en chaîne montrent une certaine progression de la période 0 à la période 4 pour les trois types de fruits considérés individuellement, l’indice agrégé fait voir une légère diminution au cours de cette période.

Encadré 7.14
Exemple d’incohérence apparente d’indices en chaîne

Ce tableau indique comment des incohérences apparaissent parfois quand deux indices sont enchaînés et qu’on établit des comparaisons qui s’étendent sur la période d’enchaînement.

	Pommes	Oranges	Bananes	Fruits
	indice			
Indice de Laspeyres P1				
Période 0	100,0	100,0	100,0	100,0
Période 1	116,7	105,0	145,5	125,6
Période 2	114,3	114,3	93,8	105,3
Pondération 1	0,24	0,32	0,44	1,00
Indice de Laspeyres P2				
Période 2	100,0	100,0	100,0	100,0
Période 3	103,0	108,1	104,0	106,4
Période 4	104,2	89,0	107,0	94,5
Pondération 2	0,30	0,65	0,05	1,00
Indice de Laspeyres en chaîne				
Période 0	100,0	100,0	100,0	100,0
Période 1	116,7	105,0	145,5	125,6
Période 2	114,3	114,3	93,8	105,3
Période 3	117,7	123,5	97,5	111,9
Période 4	119,1	101,7	100,3	99,4

L’indice en chaîne est entaché d’une incohérence apparente, car la valeur pour l’ensemble des fruits diminue de la période 0 à la période 4, alors que la valeur individuelle des catégories de fruits constitutives augmente au cours de cette période.

Des incohérences manifestes comme celles-là sont peu fréquentes, mais il s’en produit de temps à autre dans les séries chronologiques publiées. Elles sont plus probables lorsque les structures de pondération des deux indices en chaîne diffèrent nettement comme dans notre exemple.

Les incohérences apparentes d’indices en chaîne qu’illustre l’encadré 7.14 peuvent constituer un sujet d’inquiétude considérable et une grande source de confusion pour les utilisateurs des indices de prix et de volume si le phénomène n’est pas mis en évidence et dûment expliqué.

Une caractéristique connexe des formules de Laspeyres et de Paasche est leur cohérence à l’état agrégé. Pour citer un exemple, si l’on calcule un indice de volume de Laspeyres selon les prix et les quantités d’un ensemble d’opérations en produits et un autre indice semblable selon les prix et les quantités d’une ensemble différent d’opérations en produits, l’indice de volume de Laspeyres représentant ces deux blocs d’opérations confondus pourrait se calculer directement à l’aide des prix et des quantités individuels dans l’ensemble des données combinées ou indirectement par l’agrégation des deux indices constitutifs de Laspeyres. On constate malheureusement que l’indice de Fisher n’est pas cohérent à l’état agrégé, bien qu’il présente une cohérence approximative.

Encadré 7.15
Période de base

Quand il est question d'indices, les **périodes de base** (parfois aussi appelées périodes de référence) suivantes entrent en jeu :

La **période de base temporelle** est la période, d'un an normalement, où l'indice est fixé à 100,0 (ou à une autre valeur). Quand il est recalibré par la suite à 100,0 (ou à une autre valeur) pour une autre période de base, on parle souvent de **changement de base**.

La **période de base de pondération** est la période, d'un an normalement, d'où on tire les éléments de pondération indiciaire. Dans le cas de l'indice de Laspeyres, c'est la période initiale. C'est parfois ce que l'on appelle simplement la **période de pondération**, et un changement de base sera souvent désigné par le terme **repondération**.

La **période de base des prix** est la première des deux périodes mises en comparaison par l'indice. L'autre période de cette comparaison est parfois ce que l'on appelle la **période courante**.

La **période de base d'enchaînement** est la période où un indice est enchaîné à un autre indice.

Il est possible que la période temporelle, la période de pondération, la période des prix (ou période courante) et la période d'enchaînement soient les mêmes, mais ce n'est pas une nécessité.

7.3.7 Indices élémentaires et indices composés de prix et de volume

Supposons qu'un échantillon de prix (en moyenne mensuelle) et de quantités vendues est prélevé mensuellement dans plusieurs magasins d'une région métropolitaine sur une période de plusieurs mois. On échantillonne ainsi divers types de pommes, grandes et petites, fraîches ou non, des Cortland, des McIntosh, des Granny Smith, des Red Delicious, etc. On se sert ensuite des formules de calcul d'indices de Laspeyres, de Paasche et de Fisher pour construire des indices de prix et de volume en apportant les ajustements de la qualité qui s'imposent selon les différentes catégories de pommes. On obtient par là des indices **élémentaires** de prix et de volume parce qu'ils sont construits à partir de données individuelles sur le prix et la quantité. Statistique Canada calcule chaque mois un grand nombre d'indices élémentaires des prix lorsqu'il assemble les données de l'Indice des prix à la consommation (IPC) et d'un éventail d'autres indices de prix[21].

Supposons maintenant que le même exercice a lieu pour des oranges et des bananes et qu'on obtient des indices élémentaires de prix et de volume pour ces nouveaux fruits. Comment pourrait-on combiner les indices des pommes, des oranges et des bananes pour dégager des indices d'ensemble de prix et de volume de ces fruits?

Le calcul d'indices **composés** de prix et de volume se fait par les mêmes formules d'indices de Laspeyres, de Paasche et de Fisher que celles décrites dans les équations (7.8) à (7.13). Toutefois, les $p_i(t)$ sont ici les **indices de prix** des trois types de fruits plutôt que leurs prix considérés individuellement, et on obtient les $q_i(t)$ en opérant la **déflation** des valeurs agrégées des opérations sur les pommes, les oranges et les bananes par les indices de prix correspondants plutôt que par les quantités individuelles qui ne sont pas commensurables. Ajoutons que ces calculs d'indices composés font habituellement appel à une transformation des formules de Laspeyres et de Paasche.

L'indice de prix de Laspeyres se transforme de la manière suivante :

(7.14)

$$P^L = \frac{\sum p_i(t)q_i(0)}{\sum p_i(0)q_i(0)} = \frac{\sum\{p_i(t)/p_i(0)\}p_i(0)q_i(0)}{\sum p_i(0)q_i(0)}$$

L'équation (7.14) indique que l'indice de prix de Laspeyres peut se calculer en moyenne pondérée des prix relatifs (rapports de prix), $p_i(t)/p_i(0)$, où les éléments de pondération sont les parts de la valeur des opérations de la première des deux périodes, $p_i(0)q_i(0)/\sum p_i(0)q_i(0)$. L'avantage avec cette version de la formule est que nous n'avons pas besoin de données sur les quantités en soi. Il nous faut seulement les parts de la valeur des opérations. Une transformation semblable est applicable à l'indice de volume de Laspeyres.

De même, on peut transformer l'indice de prix de Paasche :

(7.15)

$$P^P = \frac{\sum p_i(t)q_i(t)}{\sum p_i(0)q_i(t)} = \left[\frac{\sum\{p_i(0)/p_i(t)\}p_i(t)q_i(t)}{\sum p_i(t)q_i(t)}\right]^{-1}$$

L'équation (7.15) indique que l'indice de prix de Paasche peut se calculer comme l'inverse d'une moyenne pondérée de l'inverse des prix relatifs, $p_i(0)/p_i(t)$, avec comme éléments de pondération les parts de la valeur des opérations de la seconde des deux périodes, $p_i(t)q_i(t)/\sum p_i(t)q_i(t)$ [22]. Dans cette version de la formule, il n'est pas nécessaire non plus de recourir à des données sur les quantités. Une transformation du même ordre est applicable à l'indice de volume de Paasche.

L'encadré 7.16 illustre le recours à cette transformation des indices de prix de Laspeyres et de Paasche pour la création d'indices composés.

Encadré 7.16
Indices composés des prix par l'exemple des fruits

Voici des indices hypothétiques :

	Pommes	Oranges	Bananes
		indice	
Période 0			
Indice de prix	100,0	100,0	100,0
Indice de quantité	100,0	100,0	100,0
Indice de valeur	100,0	100,0	100,0
Part de la valeur (ratio)	0,2400	0,3200	0,4400
Période 1			
Indice de prix	116,7	105,0	145,5
Indice de quantité	150,0	200,0	80,0
Indice de valeur	175,0	210,0	116,4
Part de la valeur (ratio)	0,2618	0,4190	0,3192

Voici comment se calculent les indices agrégés de prix dans la période 1 pour tous les types de fruits :

P de Laspeyres = $100 \times (116{,}7 \times 0{,}2400 + 105{,}0 \times 0{,}3200 + 145{,}5 \times 0{,}4400) = 125{,}6$

P de Paasche = $100 \div ((1/116{,}7) \times 0{,}2618 + (1/105{,}0) \times 0{,}4190 + (1/145{,}5) \times 0{,}3192) = 118{,}6$

P de Fisher = $100 \times (1{,}256 \times 1{,}186)^{1/2} = 122{,}1$

Cette formule de calcul des indices composés des prix est pour l'essentiel celle qu'emploie Statistique Canada pour calculer les agrégats des opérations de la comptabilité nationale à partir des composantes des prix et des volumes. À titre d'exemple, considérons l'agrégat des opérations « dépenses de consommation finale des ménages en biens et services ». Pour calculer cet agrégat, on obtient d'abord des indices de prix pour toutes les catégories de dépenses de consommation des ménages (alimentation, habillement, etc.). On divise ensuite les valeurs des dépenses correspondantes en prix courants par ces indices dans ce que nous avons appelé le processus de **déflation**. Enfin, on introduit les indices de prix avec les valeurs de dépenses avant et après déflation dans les formules de Laspeyres, de Paasche et de Fisher pour calculer les indices requis de prix et de volume de l'ensemble des dépenses de consommation finale des ménages en biens et services.

En d'autres termes, si l'on agrège les séries de valeur par sommation des séries constitutives, on construit les séries agrégées de prix et de volume en appliquant les formules de calcul des indices de Laspeyres, de Paasche et de Fisher aux indices constitutifs de prix et de volume. Dans la pratique, les indices agrégés ainsi obtenus seront plus fiables si les indices de prix et de volume constitutifs sont plus détaillés.

7.3.8 Contribution aux variations

Dans la section qui précède, nous avons cité un exemple hypothétique où des indices de prix des fruits sont calculés à l'aide de formules de Laspeyres, de Paasche et de Fisher dans une combinaison de données d'indice de prix et de valeur d'opérations portant sur trois types de fruits, à savoir les pommes, les oranges et les bananes. Dans l'exemple de l'encadré 7.16, l'indice de Laspeyres des prix des fruits a augmenté de 25,6 % entre la première période et la seconde période. Comment ventiler ce pourcentage pour dégager les apports individuels et collectifs des trois types de fruits ? C'est là le problème de l'analyse de la **contribution aux variations**.

Dans le cas de la formule de calcul de l'indice de Laspeyres, le calcul de cette contribution est simple. On en a l'illustration pour l'indice de prix de Laspeyres dans l'encadré 7.17. L'apport de chaque type de fruits dépend dans une mesure égale de la majoration des prix de chaque catégorie et de la part de la valeur des opérations de cette catégorie dans les dépenses totales. Le calcul est le même pour l'indice de volume de Laspeyres. Dans le cas de l'indice de Paasche, les apports aux variations sont rarement calculés, et ils ne sont pas présentés ici.

Encadré 7.17
Contribution aux variations de l'indice de prix de Laspeyres par l'exemple des fruits

L'encadré 7.16 illustre le calcul d'un indice composé de Laspeyres des prix des fruits. Le calcul est le suivant :

P de Laspeyres = (116,7 × 0,2400 + 105,0 × 0,3200 + 145,5 × 0,4400) = 125,6

Cette majoration de 25,6 % des prix des fruits peut se décomposer en trois apports :

Pommes : 16,7 % × 0,24 = 4,0 %

+ Oranges : 5,0 % × 0,32 = 1,6 %

+ Bananes : 45,5 % × 0,44 = 20,0 %

= Ensemble de ces fruits : 25,6 %

Dans le cas de la formule de calcul de l'indice de Fisher, le calcul de la contribution aux variations n'est pas si simple. On peut voir que les apports peuvent se calculer par le traitement appliqué à l'équation (7.16).

(7.16)

$$P^F - 1 = \sum w_i \{p_i(t) - p_i(0)\}$$

où :

(7.17)

$$w_i = \frac{\dfrac{q_i(0)}{\sum p_i(0)q_i(0)} + (P^F)^2 \dfrac{q_i(t)}{\sum p_i(t)q_i(t)}}{1 + P^F}$$

Dans cette formule, P^F est l'indice de prix de Fisher qui compare les prix de la période t et de la période 0 et où $p_i(0)$ est le prix de la composante i dans la période 0, où $q_i(0)$ est le volume de la composante i dans la période 0, où $p_i(t)$ est le prix de la composante i dans la période t et où $q_i(t)$ est le volume de la composante i dans la période t. La décomposition est illustrée à l'encadré 7.18 à l'aide des données sur les prix des fruits de l'encadré 7.1.

Si la formule est si compliquée, c'est que l'indice de Fisher tire ses éléments de pondération de deux périodes au lieu d'une, de sorte que, dans le calcul de la contribution aux variations, les valeurs de pondération doivent tenir compte à la fois des variations relatives des prix et des quantités.

Encadré 7.18
Contribution aux variations de l’indice de prix de Fisher par l’exemple des fruits

L’encadré 7.4 illustre le calcul de l’indice composé de Fisher des prix des fruits (lequel dégage une valeur de 22,1 %). Nous présentons ici le calcul des apports à cette variation de l’indice. Les calculs sont effectués à l’aide des équations (7.16) et (7.17) et des données sur les prix et les quantités de l’encadré 7.1. Les valeurs de pondération w_i tirées de l’équation (7.16) sont les suivantes :

Pommes :

(10 ÷ (1,50$ × 10 + 1,00$ × 20 + 1,10$ × 25) + $(1,221)^2$

× 15 ÷ (1,75$ × 15 + 1,05$ × 40 + 1,60$ × 20)) ÷ (1 + 1,221)

= 0,172

Oranges :

(20 ÷ (1,50$ × 10 + 1,00$ × 20 + 1,10$ × 25) + $(1,221)^2$

× 40 ÷ (1,75$ × 15 + 1,05$ × 40 + 1,60$ × 20)) ÷ (1 + 1,221)

= 0,412

Bananes :

(25 ÷ (1,50$ × 10 + 1,00$ × 20 + 1,10$ × 25) + $(1,221)^2$

× 20 ÷ (1,75$ × 15 + 1,05$ × 40 + 1,60$ × 20)) ÷ (1 + 1,221)

= 0,314

Les apports aux variations sont donc les suivants :

Pommes : 100,0 × 0,172 × (1,75$ – 1,50$) = 4,3 %

Oranges : 100,0 × 0,412 × (1,05$ – 1,00$) = 2,1 %

Bananes : 100,0 × 0,314 × (1,60$ – 1,10$) = 15,7 %

Ensemble des fruits (Fisher) : 22,1 %

7.4 Calculs des indices dans les comptes nationaux

Un certain nombre de problèmes et de cas spéciaux se présentent dans l’application des méthodes de décomposition en prix et en volumes examinées dans le contexte du Système canadien des comptes macroéconomiques. C’est ce dont il sera question dans la présente section.

7.4.1 Déflation des prix et mesure directe des volumes

Dans la plupart des circonstances, la décomposition des agrégats de valeur des opérations consiste à appliquer des indices de prix appropriés à la déflation des valeurs des opérations et donc au calcul des estimations de volume. Il y a néanmoins des cas où de bonnes estimations de volume peuvent être directement tirées d’autres sources, et non des indices de prix utiles. Dans ces cas, les comptes nationaux emploient les estimations de volume disponibles et calculent les indices de prix qui s’y rattachent en divisant les agrégats des opérations par les séries de volume correspondantes.

C'est le traitement retenu pour des catégories de produits homogènes. On peut prendre comme exemple les dépenses en électricité et en gaz naturel. C'est un traitement répandu pour plusieurs catégories de marchandises à l'exportation et à l'importation ainsi que pour certaines composantes de la consommation finale des ménages en biens et services. Les estimations de volume se calculent de la même manière pour une grande partie des dépenses de consommation des administrations publiques, puisqu'il n'existe pas de prix du marché (ni d'indices de prix) pour ces séries. L'indicateur de volume le plus important des dépenses de consommation des administrations publiques porte sur le nombre d'heures travaillées par les employés de l'État. Dans de rares cas, aucune mesure de valeur n'est directement disponible, et on se doit d'en créer en multipliant l'indice de prix par l'indice de volume et en réglant la série résultante de manière à ce qu'elle corresponde à une certaine estimation servant de valeur repère.

7.4.2 Déflation des comptes des revenus et dépenses

Les comptes des revenus et dépenses sont décrits au chapitre 5. Dans ces comptes, le tableau du PIB en termes de dépenses est décomposé en éléments de prix et de volume, tant dans les tableaux nationaux trimestriels et annuels que dans les tableaux provinciaux et territoriaux annuels[23]. On calcule la plupart des estimations de volume en opérant la déflation des séries des dépenses finales par les indices de prix correspondants (surtout à partir des indices examinés à l'annexe A.7.1), bien que certaines estimations soient directement tirées d'indicateurs de volume, comme on l'a signalé à la section précédente. La composante de la variation des stocks est un cas spécial dont il est question à la section 7.5.2. On dispose d'indices trimestriels de volume de Laspeyres à base fixe en prix constants de 2007 (tableau 36-10-0123-01) ainsi que d'indices trimestriels de volume et de prix de Fisher en chaîne (tableau 36-10-0104-01).

Comme il est déjà mentionné, les indices agrégés seront généralement plus fiables si les indices constitutifs (à un niveau inférieur) de prix et de volume sont plus détaillés. Dans les comptes des revenus et dépenses, le PIB réel est dégagé à partir des données au niveau de détail décrit dans Tableau 7.1. Nombreux sont les traitements en déflation des prix, et le tableau en fait ressortir les principaux.

Tableau 7.1
Niveau de détail dans le calcul du produit intérieur brut réel

	Nombre de catégories de dépenses en déflation	Source principale de déflation[1]
Dépenses de consommation finale des ménages	98	IPC
Dépenses de consommation finale des ISBLSM	1	EERH
Dépenses de consommation finale des administrations publiques	58	EERH, EPA, IPC, IPPI
Dépenses d'investissement en bâtiments résidentiels	3	IPLN, MLS
Dépenses d'investissement en bâtiments non résidentiels	2	IPCBNR, EERH, IPPI
Dépenses d'investissement en machines et matériel	9	IPMM
Dépenses d'investissement en produits de propriété intellectuelle	3	EERH, EPA
Dépenses d'investissement des ISBLSM	4	IPCBNR, EERH, IPPI, IPMM
Dépenses d'investissement des administrations publiques	15	IPCBNR, EERH, IPPI, IPMM
Investissements en stocks	112	IPPI, IPC, IPP
Exportations de biens	90	IPPI, IPEI
Exportations de services	4	IPPI, IPC
Importations de biens	90	BLS, IPEI
Importations de services	4	BLS

1. IPC = indice des prix à la consommation, ISBLSM = institutions sans but lucratif au service des ménages, EERH = enquête sur l'emploi, la rémunération et les heures de travail, EPA = enquête sur la population active, IPPI = indice des prix des produits industriels, IPLN = indice des prix des logements neufs, MLS = indice des prix du service interagences, IPCBNR = indice des prix de la construction de bâtiments non résidentiels, IPMM = indice des prix des machines et du matériel, IPP = indice des prix à la production, IPEI = indice des prix des exportations et des importations, BLS = U.S. Bureau of Labor Statistics.

Source : Statistique Canada.

7.4.3 Déflation des comptes des ressources et des emplois

Le chapitre 4 décrit les comptes annuels des ressources et des emplois. Ceux-ci sont aussi décomposés en prix et en volumes à l’aide des formules de calcul de l’indice de Laspeyres, de Paasche et de Fisher. Ils sont enchaînés à intervalles annuels.

Comme on l’a expliqué au chapitre 4, les tableaux de ressources et emplois livrent une description très fine des économies du Canada et des provinces et territoires et de leur évolution temporelle. La plupart des statistiques de ces tableaux ont une dimension « catégories de produits » [24]. C’est pourquoi les indices de prix (voir l’annexe A.7.1) liés à ces catégories peuvent servir à la déflation de la plupart des tableaux des ressources et des emplois.

Les estimations de volume des ressources et des emplois ainsi obtenues se révèlent fort utiles à plusieurs égards. D’abord, elles dégagent la tendance des entrées et des sorties réelles par industrie et par catégorie de produits. En second lieu, les estimations résultantes du PIB aux prix de base qui sont calculées en double déflation (voir la section 7.3.5) nous fournissent des repères annuels pour les programmes plus actuels des statistiques mensuelles du PIB par industrie et des statistiques annuelles du PIB provincial et territorial par industrie (voir la description au chapitre 4). Les estimations des ressources et des emplois en prix constants constituent aussi des statistiques sur les entrées et les sorties réelles qui entrent dans le calcul de la productivité multifactorielle par industrie et par province et territoire. Elles trouvent enfin leur place dans le programme de la statistique de l’environnement.

La déflation se fait tant aux prix de base qu’aux prix d’acquisition. Pour ce faire, on établit des déflateurs explicites pour les huit catégories de marge (commerce de gros, commerce de détail, fiscalité, essence, entreposage, gazoducs, oléoducs, autre transport).

7.5 Déflation des stocks

Jusqu’ici, l’exposé a surtout porté sur la décomposition en prix et en volumes applicable aux flux des opérations. Toutefois, on peut aussi décomposer en prix et en volumes les stocks de l’actif non financier au bilan national. Ce traitement soulève de nouvelles questions qui sont examinées dans la présente section.

7.5.1 Stocks de capital fixe

Dans les bilans d’unités institutionnelles, comme les sociétés et les administrations publiques, on déclare normalement les stocks d’actif non financier au coût d’origine[25], moins l’amortissement. Si une nouvelle société a été formée en 2010 et qu’elle investit (en machines, en matériel, en installations et en biens immobiliers commerciaux, par exemple) 2 millions de dollars cette année-là, 1 million de dollars en 2011, 3 millions de dollars en 2012 et 1,5 million de dollars en 2013, son actif non financier non amorti au coût historique s’établit à 7,5 millions de dollars. Cette société amortirait normalement cet actif aux taux autorisés par le fisc[26] et, par conséquent, l’actif non financier qu’elle déclarerait après amortissement serait de moins de 7,5 millions de dollars.

Les difficultés que posent ces chiffres du point de vue de la comptabilité nationale sont les suivantes : (i) la mesure se fait selon un mélange de prix appartenant à différentes périodes comptables (ainsi, l’investissement de 2 millions de dollars en 2010 est mesuré dans les prix de 2010 et l’investissement de 1 million de dollars en 2011, dans les prix de 2011) et (ii) les taux d’amortissement fiscal appliqués ne s’accordent probablement pas avec la réalité économique. Ce qu’il nous faut, aux fins de la comptabilité nationale, c’est une évaluation de l’investissement cumulé **en prix courants**[27] comportant une déduction en fonction de la valeur de l’amortissement économique effectif de cet investissement cumulé, là encore en prix courants.

Pour régler ce genre de problème, on établit normalement les valeurs de l'actif non financier d'une manière différente sans privilégier le coût d'origine. C'est ce que l'on appelle la **méthode de l'inventaire permanent** (MIP). La technique employée peut se résumer dans l'équation suivante :

(7.18)

$$S^K(t) = S^K(t-1) + I^K(t) - D^K(t) - O^K(t)$$

où S désigne la variable des stocks, I la variable de l'investissement correspondant, D la variable de la consommation de capital fixe correspondante et O la variable de la « disparition autre ». L'exposant K indique que toutes ces variables sont des mesures de volume de Laspeyres. L'équation dit simplement que le volume des stocks à la fin de la période t est égal au volume des stocks à la fin de la période précédente t-1, plus tout volume d'investissement pendant la période t, moins le volume de consommation de capital fixe pendant la période t, moins toute autre disparition de capital attribuable, par exemple, à des conditions météorologiques catastrophiques.

Dans le *SCN 2008*, on affirme ce qui suit : « La consommation de capital fixe se définit comme la diminution, au cours de la période comptable, de la valeur courante du stock d'actifs fixes détenu et utilisé par un producteur, du fait de la détérioration physique, de l'obsolescence prévisible ou des dommages accidentels pouvant être considérés comme normaux[28]. » C'est parfois ce que l'on appelle l'**amortissement économique**. À l'occasion, on emploie le simple terme **amortissement** pour désigner la **consommation de capital fixe**, mais le lecteur devrait savoir que, normalement, en comptabilité commerciale, ce terme désigne l'amortissement du coût historique du capital aux taux autorisés par le fisc. Dans les comptes nationaux, on parle de **dépréciation économique**, qui n'est autre que la diminution de la valeur d'un bien par sa détérioration physique, l'obsolescence prévisible ou les dommages accidentels considérés comme normaux; tout dépend alors de la valeur courante de l'actif, et non de sa valeur d'origine.

On mesure les volumes d'investissement par la déflation des statistiques des flux des opérations d'investissement. La variable de la consommation de capital fixe est généralement modélisée[29] en traitant l'amortissement comme une simple fonction « f » — fonction linéaire, géométrique ou hyperbolique — des stocks de capital à la fin de la période précédente compte tenu de la durée utile moyenne (L) du type d'actif en question :

(7.19)

$$D^K(t) = f\{S^K(t-1), L\}$$

En ayant une valeur de début pour la variable des stocks $S^K(0)$, une série temporelle de volume d'investissement $I^K(t)$, une estimation de la durée utile moyenne du capital L et un choix de forme fonctionnelle f, on peut employer ces deux équations pour produire une série chronologique de volume des stocks $S^K(t)$. Ce calcul étant fait, on peut obtenir la série correspondante de stocks de capital en prix courants $S^C(t)$ en multipliant la série de volume des stocks par un indice approprié des prix de l'investissement. Les estimations résultantes des stocks de capital sont considérées comme ayant été évaluées au **coût de remplacement**. En réalité, le stock de capital de la période courante est évalué au coût courant de remplacement de ce capital.

Le tableau 7.2 illustre ce genre de calcul. Il présente les stocks de capital fixe non résidentiel par type d'actif pour les deux années 2007 et 2008, et ce, tant en prix courants qu'en prix constants de 2007. On calcule ces statistiques par une fonction d'amortissement géométrique en prenant des hypothèses de durée utile moyenne du capital propres aux différents types d'actif. On applique la formule du calcul de l'indice de Laspeyres, même si l'on dispose d'estimations en chaîne de Fisher.

Tableau 7.2
Stocks de capital fixe non résidentiel par type d’actif

	2007	2008	2009
	Prix courants	Prix courants	Prix constants de 2007
		millions de dollars	
Total, capital non résidentiel	1 532 232	1 692 699	1 592 206
Bâtiments non résidentiels	445 909	494 709	453 974
Travaux de génie	608 172	685 938	639 998
Machines et matériel	308 611	329 014	321 652
Produits textiles, vêtements et produits en cuir	466	421	416
Produits du bois	229	235	224
Produits en plastique et en caoutchouc	338	310	296
Produits minéraux non métalliques	158	151	148
Produits métalliques usinés	3 303	3 334	3 220
Machines industrielles	135 505	147 398	142 608
Ordinateurs et produits électroniques	45 663	48 703	48 573
Matériel, appareils et composants électriques	13 943	14 827	13 971
Matériel de transport	88 673	92 314	91 235
Meubles et produits connexes	17 386	18 336	18 011
Autres produits fabriqués et travail à forfait	2 947	2 984	2 951
Produits de propriété intellectuelle	169 541	183 039	176 583
Prospection minière et évaluation	69 734	77 101	73 437
Recherche et développement	64 150	67 116	65 422
Logiciels	35 657	38 821	37 725

Source : Statistique Canada, tableau 36-10-0097-01.

7.5.2 Stocks

Un problème semblable se pose en ce qui concerne les stocks et les flux. L’entreprise qui acquiert des produits pour consommation intermédiaire ou revente les comptabilise dans son inventaire aux prix coûtants. S’ils demeurent en stock pendant plus d’une période comptable, les biens en question peuvent être augmentés dans la période qui suit à un coût différent. Quand les biens finissent par être retirés des stocks pour utilisation en production ou revente, la question est de savoir quelle valeur devrait leur être attribuée au déstockage à des fins comptables.

Les comptables proposent trois solutions à ce problème : (i) la méthode du premier entré, premier sorti (PEPS ou FIFO), (ii) la méthode du dernier entré, premier sorti (DEPS ou LIFO) et (iii) l’évaluation au coût moyen. Selon la méthode adoptée par l’entreprise, la comptabilisation de ses stocks se prêtera à différentes interprétations.

Les stocks figurent au bilan national dans l’actif non financier produit (voir le chapitre 6). La variation de ces stocks de capital d’une période à l’autre est également décrite au tableau du PIB en termes de dépenses (voir le chapitre 5).

Voici les étapes à franchir pour calculer les biens en stock et leur variation d’une période à l’autre aux fins de la comptabilité nationale. D’abord, on estime ces stocks de capital à partir des bilans des entreprises. Ces estimations sont au coût historique, donc il serait peu approprié d’en faire la déflation au moyen d’un indice en prix courants. On calcule plutôt un indice composite des prix, c’est-à-dire une moyenne pondérée d’indices courants et décalés selon l’estimation de la période moyenne de rotation des stocks dans une industrie et la méthode la plus répandue de comptabilisation des stocks dans les établissements de cette industrie. Cette déflation livre une estimation de série de volume de ces stocks de capital. On calcule une série correspondante de valeur des biens en stock en prix courants en multipliant la série de volume par un indice en prix courants pour les types de biens en question. Pour calculer la valeur en prix constants de la variation matérielle des stocks aux fins du tableau du PIB réel en termes de dépenses, on se reporte à la variation de la série de volume. Enfin, on calcule la valeur de la variation matérielle des stocks en prix courants en multipliant la variation correspondante en prix constants par l’indice en prix courants.

7.6 Revenu intérieur brut réel et termes de l'échange

La décomposition en prix et en volumes vise principalement les agrégats d'opérations portant sur les produits plutôt que les opérations liées au revenu. Il demeure toutefois raisonnable et il est parfois aussi fort utile d'opérer la déflation des agrégats du revenu. Les mesures ainsi obtenues du « revenu réel » indiquent comment le revenu évolue dans le temps après correction de toute perte ou gain de pouvoir d'achat du revenu en question par suite de l'évolution des prix. Le choix d'indices de prix pour la déflation des agrégats du revenu reste par ailleurs plutôt arbitraire. Si la comptabilité nationale nous donne quelques mesures du revenu réel, les utilisateurs peuvent facilement en construire d'autres à l'aide de déflateurs différents.

Comme nous l'avons vu au chapitre 5, le PIB fondé sur le revenu réel est une de ces mesures du revenu réel. Dans ce cas, le déflateur n'a rien d'arbitraire. Comme le PIB en termes de revenus est égal au PIB en termes de dépenses aux prix courants, le PIB réel peut s'interpréter aussi bien comme une mesure des dépenses finales réelles que comme une mesure du revenu réel.

Le PIB fondé sur les dépenses réelles comprend les exportations en déflation par un indice des prix à l'exportation et exclut les importations en déflation par un indice des prix à l'importation. Il faut toutefois considérer ce qu'il advient quand les prix à l'exportation montent et que les prix à l'importation baissent ou augmentent moins rapidement qu'à l'exportation. Dans ce cas, les Canadiens sont favorisés, car leurs exportations commandent des prix plus élevés sur les marchés extérieurs par rapport aux prix à acquitter pour les biens et services qu'ils importent. On dira alors que les **termes de l'échange** se sont améliorés. On mesure ceux-ci par le rapport entre l'indice des prix à l'exportation et l'indice des prix à l'importation. Précisons qu'ils ont varié plutôt amplement dans les deux sens et à diverses époques dans l'histoire du Canada.

Le concept de **revenu intérieur brut réel** (RIB réel) permet de tenir compte des gains et des pertes de pouvoir d'achat que connaissent les résidents du Canada du fait des variations des termes de l'échange, ce que ne permet pas le concept du PIB réel. Le RIB réel mesure le pouvoir d'achat du revenu réel créé par la production intérieure, que celle-ci soit consommée au pays ou exportée[30]. La différence entre le RIB réel et le PIB réel, ici désignée par le symbole « T », est le gain ou la perte occasionné par les variations des termes de l'échange. C'est ce qu'indiquent les équations (7.20) et (7.21) :

(7.20)

$$\text{RIB réel} = \text{PIB réel} + T$$

(7.21)

$$T = (X - M)/\ P - (X/P^x - M/P^m)$$

où T est le gain ou la perte tenant aux termes de l'échange, X et M sont les exportations et les importations en prix courants P^x et P^m sont les indices des prix des exportations et des importations et P est un indice de prix approprié. La décision quant à l'indice de prix à utiliser pour P est matière à discussion. Statistique Canada utilise l'indice des prix des dépenses intérieures finales brutes.

Le tableau 7.3 montre la façon dont fonctionne le concept du RIB réel. Les statistiques sont particulièrement intéressantes en 2009, année où les termes de l'échange se sont détériorés de 3,0 %. Les prix à l'exportation ont fortement baissé et les prix à l'importation ont augmenté au Canada. C'est ainsi que, bien que le PIB réel ait perdu 2,7 % cette année-là, le RIB réel a fléchi, lui, de 5,7 %. Non seulement les revenus réels ont régressé au pays en raison des pertes de production liées à la récession, mais le revers a été encore plus cuisant puisque le pays a reçu des prix inférieurs pour ses exportations et a donc produit moins de revenu à l'exportation, tout en ayant à payer ses importations plus cher.

Tableau 7.3
Revenu national brut et revenu intérieur brut

	2007	2008	2009
Produit intérieur brut réel, indice de volume, 2007 = 100	100,0	101,0	98,0
Produit intérieur brut réel, indice de volume, 2007 = 100, variation en pourcentage	2,1	1,0	-3,0
Revenu intérieur brut réel, indice de volume, 2007 = 100	100,0	102,5	96,3
Revenu intérieur brut réel, indice de volume, 2007 = 100, variation en pourcentage	3,0	2,5	-6,0
Produit intérieur brut réel, contribution à la variation en pourcentage du revenu intérieur brut réel	2,063	1,000	-2,950
Taux de change réel, contribution à la variation en pourcentage du revenu intérieur brut réel	-0,073	0,104	-0,008
Termes de l'échange, contribution à la variation en pourcentage du revenu intérieur brut réel	1,002	1,351	-3,045
Revenu national brut réel, indice de volume, 2007 = 100	100,0	102,5	96,1
Revenu national brut réel, indice de volume, 2007 = 100, variation en pourcentage	3,1	2,5	-6,2
Revenu intérieur brut réel, contribution à la variation en pourcentage du revenu national brut réel	3,039	2,492	-6,100
Revenus de placements reçus des non-résidents, contribution à la variation en pourcentage du revenu national brut réel	0,301	-0,172	-0,747
Moins : revenus de placements versés aux non-résidents, contribution à la variation en pourcentage du revenu national brut réel	0,196	-0,156	-0,592
Rémunération des salariés, Canadiens travaillant à l'étranger, contribution à la variation en pourcentage du revenu national brut réel	0,003	0,006	-0,002
Moins : rémunération des salariés, non-résidents travaillant au Canada, contribution à la variation en pourcentage du revenu national brut réel	0,029	0,019	-0,009
Dépenses intérieures finales brutes, indice implicite de prix, 2007 = 100	100,0	102,5	103,4
Taux de change réel, indice, 2007 = 100	100,0	105,6	99,2
Termes de l'échange, indice, 2007 = 100	100,0	104,4	94,8
Revenu personnel disponible réel, indice de volume, 2007 = 100	100,0	104,1	106,7

Source : Statistique Canada, tableau 36-10-0129-01.

Le tableau 7.3 présente aussi des statistiques relatives au concept de **revenu national brut réel** (RNB réel). Celui-ci vise le revenu reçu par les résidents du Canada, qu'il ait été gagné au pays ou à l'étranger; on exclut le revenu gagné au Canada, mais versé aux non-résidents. Le revenu reçu par les Canadiens de l'étranger et le revenu gagné par les non-résidents au Canada sont déflatés par l'indice des prix des dépenses intérieures finales brutes. On constate que le RNB réel a diminué de 6,0 % en 2009.

Le tableau présente également, à titre de référence, le concept de revenu personnel disponible réel (RPD réel). Contrairement aux autres mesures du revenu réel, le RPD réel a augmenté de 1,7 % en 2009 grâce aux augmentations de salaire et aux transferts de l'État.

7.7 Indices interrégionaux de prix et de volume

La décomposition en prix et en volumes que nous avons examinée jusqu'ici se résume à une comparaison des prix et des quantités dans deux périodes bien distinctes appelées 0 et t. Le même genre de décomposition peut servir à comparer des prix et des quantités dans deux régions ou pays appelés A et B plutôt que dans deux périodes.

7.7.1 Parités de pouvoir d'achat

Supposons que les prix et les quantités de fruits vendus sont comparés encore une fois, mais dans deux pays, le Canada et les États-Unis, dans une même période 0 (plutôt que dans le même pays, le Canada, dans deux périodes 0 et t). Les trois mêmes formules de calcul des indices de Laspeyres, de Paasche et de Fisher peuvent servir à établir une telle comparaison interrégionale.

Dans une comparaison de prix par la formule de Laspeyres, deux ensembles de prix des fruits, l'un du Canada (en dollars canadiens) et l'autre des États-Unis (en dollars américains), sont mis en parallèle et les pondérations en quantités servant d'éléments de comparaison sont le « panier fixe » des quantités des divers types de fruits consommés au Canada. Si la comparaison se fait par la formule de Paasche, le « panier fixe » des pondérations en quantités vient des États-Unis. La comparaison de Fisher est, bien sûr, la moyenne géométrique des comparaisons de Laspeyres et de Paasche.

Les estimations comparatives de Laspeyres et de Paasche peuvent être très convergentes ou très divergentes selon les similitudes ou les différences d'habitudes d'achat de fruits entre les deux pays. Si l'on compare le Canada aux États-Unis comme dans l'exemple qui précède, la différence entre les estimations de Laspeyres et de Paasche pourrait être bien moindre que si le Canada est comparé à un autre pays où le climat, la culture et le revenu par habitant sont très différents. En d'autres termes, la taille de la différence Laspeyres-Paasche est un bon indicateur du degré de similitude des deux régions mises en comparaison. De toute manière, les estimations de Fisher sont intermédiaires entre les estimations de Laspeyres et de Paasche et permettent une pondération équilibrée des habitudes d’achat dans les deux régions.

Un indice qui permet de comparer les prix de deux régions ou pays est souvent ce que l’on appelle un **indice de parité de pouvoir d’achat** (PPA). Le *SCN 2008* définit ainsi ce concept : « Les parités de pouvoir d’achat (PPA) sont utilisées pour produire un ensemble fiable d’estimations des niveaux d’activité entre des pays, exprimées dans une monnaie commune. Une parité de pouvoir d’achat se définit comme le nombre d’unités de la monnaie du pays B qui est nécessaire dans le pays B pour acquérir la même quantité d’un bien ou d’un service particulier qu’une unité de la monnaie du pays A permet d’acheter dans le pays A. En règle générale, la PPA d’un pays est exprimée dans la monnaie d’un pays de référence, la plus couramment utilisée étant le dollar américain. Les PPA sont donc des moyennes pondérées des prix relatifs, exprimés dans la monnaie nationale, de produits comparables entre des pays. Utilisées comme déflateurs, elles permettent des comparaisons entre pays du PIB et de ses composantes de dépense[31]. »

Dans l’exemple des fruits, les prix canadiens sont mesurés en dollars canadiens et les prix américains, en dollars américains. En ayant un taux de change sur les marchés financiers internationaux où un dollar canadien vaudrait un dollar américain comme c’était le cas en février 2013, on s’attendrait à ce que la PPA soit de près de 1,0. Toutefois, les écarts peuvent être marqués dans bien des cas entre les taux de change et les parités de pouvoir d’achat, et ce, parce que, dans une certaine mesure, ces parités visent généralement autant les produits non échangés (entre autres les biens immobiliers et les services non échangeables) que les produits échangés. Les marchés des changes s’intéressent beaucoup plus aux produits échangeables. Dans le cas du Canada, il s’agit notamment du pétrole et du gaz, des autres minéraux, des métaux et des produits agricoles. Il y a aussi une divergence entre les PPA et les taux de change parce que les seconds réagissent, souvent fortement et rapidement, aux variations des attitudes et des attentes sur le marché financier, alors que les premiers reflètent les prix de détail et de gros qui obéissent aux forces plus fondamentales et à plus long terme de l’offre et de la demande.

Le tableau 7.4 présente des estimations de parité de pouvoir d’achat pour le Canada et les États-Unis. Il s’agit d’estimations du nombre d’unités en monnaie américaine nécessaires à l’achat de la quantité de produits que procure une unité en monnaie canadienne. Elles sont fondées sur des estimations repères relatives aux États-Unis et au Canada qui sont établies tous les trois ans depuis 1993 par l’Organisation de coopération et de développement économiques (OCDE)[32]. Les interpolations entre estimations repères se font par les variations des indices de prix liés des deux pays. Les estimations montrent, par exemple, que les aliments, les boissons alcoolisées et le tabac ainsi que les vêtements et les chaussures sont bien moins chers aux États-Unis en dollars américains qu’ils ne le sont au Canada en dollars canadiens. Les services de santé et d’éducation montrent le rapport contraire.

Tableau 7.4
Parités de pouvoir d'achat Canada–États-Unis

	2007	2008	2009
	Nombre de dollars américains par dollar canadien		
Revenu intérieur brut	0,860	0,861	0,847
Dépenses de consommation finale des ménages	0,820	0,823	0,817
Produits alimentaires et boissons non alcoolisées	0,690	0,716	0,681
Boissons alcoolisées et tabac	0,512	0,499	0,543
Habillement et chaussures	0,629	0,630	0,686
Habitation, eau, électricité, gaz et autres combustibles	0,954	0,914	0,902
Ameublement, équipement ménager et entretien	0,705	0,727	0,728
Santé	1,042	1,038	1,020
Transport	0,644	0,672	0,654
Communication	0,878	0,936	0,952
Loisirs et culture	0,798	0,819	0,817
Enseignement	2,291	2,306	2,293
Restaurants et hôtels	0,669	0,694	0,697
Autres biens et services	0,866	0,843	0,823
Achats nets directs à l'étranger	1,014	1,041	1,027
Dépenses de consommation finale des administrations publiques	0,976	0,975	0,926
Formation brute de capital fixe	0,837	0,830	0,811
Construction	0,805	0,778	0,760
Machines et matériel	0,838	0,855	0,808
Variation des stocks	0,697	0,714	0,701
Solde des exportations et des importations	0,859	0,861	0,847
Ensemble des biens	0,754	0,764	0,749
Biens de consommation	0,702	0,712	0,732
Biens durables	0,710	0,740	0,772
Biens semi-durables	0,662	0,668	0,708
Biens non durables	0,695	0,718	0,673
Biens de capital	0,832	0,829	0,795
Ensemble des services	0,960	0,948	0,927
Services de consommation	0,931	0,913	0,908
Services des administrations publiques	0,976	0,975	0,926

Source : Statistique Canada, tableau 36-10-0365-01.

7.7.2 Comparaisons interrégionales du revenu réel

Supposons que vous voudriez déterminer si le ménage américain moyen consomme plus ou moins que le ménage canadien. Le problème qui se pose est que les dépenses aux États-Unis sont en dollars américains et les dépenses au Canada, en dollars canadiens. Vous pourriez prendre le taux de change pour convertir les dépenses canadiennes en dollars américains, mais cette conversion risque d'induire en erreur, puisque les taux de change varient amplement de jour en jour et constituent souvent un piètre indicateur des différences de prix. Vous devrez plutôt exprimer les dépenses canadiennes en prix américains ou les dépenses américaines en prix canadiens. Cela veut dire une déflation des dépenses canadiennes ou américaines par les parités de pouvoir d'achat.

Le tableau 7.5 présente les indices des dépenses réelles par habitant aux États-Unis par rapport à celles du Canada pour les catégories du revenu intérieur brut (RIB). Le terme « dépenses réelles » est employé dans le présent cas pour exprimer les dépenses des deux pays par le même ensemble de prix et par voie de conversion au moyen des parités de pouvoir d'achat. L'emploi du terme « réel » dans un contexte spatial est analogue à son emploi classique dans les séries chronologiques où les dépenses appartenant à différentes périodes s'expriment en prix de la période de base dans une mesure de leur croissance réelle. On se trouve ainsi à convertir en dollars canadiens les dépenses par habitant aux États-Unis en dollars courants en les divisant par les PPA de Fisher. Les dépenses après conversion peuvent ensuite être exprimées en proportion des dépenses canadiennes par habitant.

Tableau 7.5
Comparaison entre le Canada et les États-Unis des dépenses finales réelles par habitant

	2007	2008	2009
	Dépenses américaines par rapport aux dépenses canadiennes en évaluation de parité de pouvoir d'achat		
Revenu intérieur brut	116,9	113,0	118,8
Dépenses de consommation finale des ménages	151,9	148,6	147,2
Produits alimentaires et boissons non alcoolisées	133,4	128,6	127,0
Boissons alcoolisées et tabac	135,0	139,8	135,3
Habillement et chaussures	158,3	155,2	139,4
Logement, eau, électricité, gaz et autres combustibles	107,0	110,5	111,0
Ameublement, équipement ménager et entretien	136,3	125,0	122,6
Santé	571,3	567,2	575,1
Transport	141,8	128,2	122,8
Communication	138,3	133,4	123,4
Loisirs et culture	153,4	146,4	140,7
Enseignement	88,1	87,6	87,4
Restaurants et hôtels	167,2	160,4	158,4
Autres biens et services	150,0	151,2	148,0
Achats nets directs à l'étranger	-11,5	-15,7	-13,8
Dépenses de consommation finale des administrations publiques	80,6	80,2	82,1
Formation brute de capital fixe	112,9	104,4	102,7
Construction	88,3	79,8	74,3
Machines et matériel	150,6	138,3	142,0
Variation des stocks	60,3	-48,8	419,2
Solde des exportations et des importations	-274,1	-322,4	221,0
Ensemble des biens	130,0	121,4	119,9
Biens de consommation	144,1	138,6	130,5
Biens durables	139,1	122,3	114,9
Biens semi-durables	144,5	139,0	126,6
Biens non durables	151,0	146,3	150,5
Biens de capital	112,1	100,8	100,6
Ensemble des services	124,8	124,8	124,9
Services de consommation	159,5	161,1	159,8
Services des administrations publiques	80,6	80,2	82,1

Source : Statistique Canada, tableau 36-10-0365-01.

Comme on peut le voir dans le tableau, le RIB par habitant est plus élevé aux États-Unis qu'au Canada si la comparaison se fait par les PPA. Les dépenses sont plus de cinq fois supérieures en services de santé et leur supériorité est variable pour la plupart des autres catégories de dépenses du tableau. Cependant, les dépenses par habitant en éducation, en construction et en services gouvernementaux sont moins élevées aux États-Unis qu'au Canada. On devrait avoir d'emblée compris pourquoi il importe de faire ces comparaisons par la **consommation réelle des ménages** plutôt que par les **dépenses de consommation finale des ménages** (il est question de ces concepts au chapitre 5).

Les institutions internationales se servent des PPA de cette manière pour comparer le revenu par habitant de tous les pays du monde et dégager par là des priorités en matière d'aide au développement. La Banque mondiale lance à quelques années d'intervalle un exercice multinational d'estimation des PPA pour tous ses pays membres, ce que l'on appelle le Programme de comparaison internationale[33].

Annexe A.7.1 Indices de prix produits par Statistique Canada

Les prix sont les feux de circulation de l'économie de marché, servant à équilibrer l'offre et la demande pour la grande diversité des produits disponibles. Les mouvements relatifs des prix sont un signal de choix nous indiquant quels produits sont plus ou moins populaires, quelles pénuries se font jour et quels sont les effets des nouvelles restrictions commerciales, des mesures de libéralisation, de l'évolution technologique, de l'innovation et de divers autres faits économiques.

Statistique Canada recueille et publie une information abondante sur les variations intertemporelles des prix sous la forme d'indices de prix. Ceux-ci sont la cheville ouvrière dans les calculs de décomposition en prix et en volumes des comptes nationaux dont traite le présent chapitre, et il en va de même des agrégats d'opérations exprimés en prix courants qui sont l'objet de cette décomposition. L'organisme diffuse également un petit nombre d'indices spatiaux, dont les plus connus sont les indices comparatifs des prix des biens et services à la consommation entre les villes ainsi que l'indice des prix des régions éloignées et l'indice de mission à l'étranger.

Annexe A.7.1.1 Indices des prix à la consommation

Les indices des prix à la consommation (IPC)[34] sont les plus connus des indices de prix diffusés par Statistique Canada. Ces données publiées tous les mois sont suivies de près par le gouvernement et les organismes du secteur privé. Elles visent tout l'éventail des biens et services achetés par les ménages canadiens et respectent largement les catégories de produits propres au traitement des dépenses finales des ménages en biens et services de consommation des comptes nationaux. Cela fait des IPC une source idéale où puiser pour la décomposition en prix et en volumes de cette composante de la demande finale des comptes nationaux. Les IPC mesurent les prix du marché payés par les consommateurs et tiennent compte des prélèvements fiscaux et des subventions sur les produits ainsi que des marges de transport et de distribution.

L'IPC se calcule par la formule de Lowe, version un peu plus générale de la formule de Laspeyres (voir la section 7.3). Pour l'essentiel, on peut considérer que cet indice est une moyenne pondérée des prix relatifs (rapports de prix) pour un ensemble de catégories de produits, où les éléments de pondération sont les parts que prennent les dépenses des ménages dans les différentes classes de produits et les prix relatifs, simplement les rapports de prix des produits entre la période courante et la période précédente. Le nombre de prix relatifs entrant dans le calcul de chaque catégorie de produits dépend de la taille de l'échantillon statistique, laquelle varie selon les catégories de produits. Les éléments de pondération de l'IPC viennent principalement de l'Enquête sur les dépenses des ménages et l'échantillon de prix est prélevé en majeure partie par le personnel de Statistique Canada se rendant chaque mois dans les magasins de détail pour relever les prix affichés.

Encadré A.7.1.1
Prix relatifs

Un **prix relatif** ou un rapport de prix est tout simplement un prix divisé par un autre. Le plus souvent, le prix courant d'un produit ou d'une catégorie de produits est au numérateur et le prix de la période précédente au dénominateur. Comme autres exemples de prix relatifs, il y a le prix courant divisé par le prix il y a un an ou par un prix agrégé de niveau supérieur (comme dans l'IPC d'ensemble) ou encore le prix courant dans un pays divisé par le prix courant du même produit dans un autre pays.

Les complications et les cas spéciaux abondent dans la méthodologie de l'IPC. Qu'il suffise de mentionner la difficulté que l'on a à procéder à des ajustements de variation de la qualité pour certains types de produits. La structure et le cadre méthodologique de l'IPC canadien sont expliqués dans tous leurs détails dans le *Document de référence de l'Indice des prix à la consommation canadien*, Statistique Canada, publication n° 62-553-X au catalogue, diffusée le 18 décembre 2015.

Annexe A.7.1.2 Indices des prix des produits industriels

Les indices des prix des produits industriels (IPPI)[35] diffèrent principalement des indices des prix à la consommation par leur champ d'application. Ils mesurent les variations des prix des produits vendus par les fabricants au Canada, ordinairement à d'autres producteurs plutôt qu'aux ménages. Ils mesurent également les prix de vente d'électricité dans le secteur non résidentiel ainsi que les prix des matières brutes. L'échantillon de prix prélevé vise les ventes de marchandises aux prix de base[36]. Ainsi, les prix visés par les IPPI concernent non pas ce qui est payé par l'acheteur, mais ce qui est reçu par le producteur. Sont exclues toutes les taxes sur les produits (taxes de vente, par exemple), puisque cet argent ne va pas aux producteurs. Sont également exclus les services des transporteurs publics à la sortie de l'usine et tous les services de distribution assurés par les détaillants ou les grossistes.

Les IPPI mesurent la variation des prix par catégorie de produits en fonction du Système de classification des produits de l’Amérique du Nord et par industrie selon le Système de classification des industries de l’Amérique du Nord. Ils appréhendent une grande diversité de produits qui peuvent relever de la consommation intermédiaire de certaines entreprises ou qui peuvent être destinés à la revente par les grossistes et les détaillants ou encore à l’exportation. Ces indices de prix servent amplement à la décomposition en prix et en volumes de la production, de la consommation intermédiaire et de la demande finale dans les comptes des ressources et des emplois. Ils tiennent aussi une grande place dans le calcul du PIB réel mensuel par industrie pour le Canada et du PIB réel annuel par industrie pour les provinces et les territoires. Signalons enfin que les IPPI servent à la déflation des comptes des revenus et dépenses, en particulier pour les composantes de la formation de capital fixe, de la variation des stocks et des exportations de marchandises.

À l’instar de l’IPC, l’IPPI se calcule au moyen de la formule de l’indice de Lowe. La pondération vient de l’Enquête annuelle sur les manufactures et l’exploitation forestière. L’échantillon de prix mensuels est recueilli auprès des établissements commerciaux surtout par l’envoi de questionnaires par la poste. On s’efforce de relever les prix des opérations avec les remises habituelles plutôt que les prix affichés.

Annexe A.7.1.3 Indices des prix des machines et du matériel

Les indices des prix des machines et du matériel (IPMM) estiment la variation des prix des machines et du matériel achetés par les industries au Canada. Ils sont diffusés tant par catégorie de produits que par industrie d’achat et leur diffusion est trimestrielle[37].

Les IPPI sont focalisés sur les fournisseurs de biens manufacturés canadiens, alors que les IPMM s’attachent au côté de la demande et se limitent aux produits sous forme de machines et de matériel. Leur population cible comprend toutes les industries qui achètent des machines et du matériel fabriqués au Canada ou importés. Idéalement, ils mesureraient les prix d’acquisition, notamment les taxes, les tarifs douaniers, les frais de transport et les autres marges, mais en réalité, leur mesure se fait surtout aux prix de base en raison des sources d’information exploitées.

Il n’y a pas d’enquête particulière liée aux IPMM. On établit les indices de prix à l’aide de données puisées à d’autres sources, notamment les enquêtes relatives aux indices des prix des produits industriels et des ordinateurs et périphériques et les indices de prix à la production et à l’exportation du Bureau of Labor Statistics aux États-Unis. La pondération des indices est tirée du tableau de la demande finale des comptes des ressources et des emplois.

Les IPMM servent dans ces mêmes comptes et dans les comptes des revenus et dépenses à la déflation des dépenses en immobilisations sous forme de machines et de matériel et de certaines composantes des importations de marchandises.

Annexe A.7.1.4 Indices des produits agricoles

Les indices des prix agricoles sont les indices mensuels des prix des produits agricoles (IPPA) et les indices trimestriels des prix des entrées dans l’agriculture (IPEA)[38]. Les premiers mesurent les variations des prix que reçoivent les agriculteurs pour les produits qu’ils fabriquent et vendent et les seconds estiment les variations des prix payés par ces mêmes agriculteurs pour leurs produits d’entrée.

Dans le cas des IPPA, les produits échantillonnés sont aux prix de base. L’indice de prix en question porte à la fois sur les cultures et les élevages et est disponible par province et pour l’ensemble du Canada. La population cible est formée de toutes les exploitations agricoles canadiennes définies par le Recensement de l’agriculture ainsi que par les offices de commercialisation et autres organismes de commercialisation. Les échantillons sont sélectionnés et pondérés à l’aide de données sur les recettes monétaires agricoles.

Dans le cas des IPEA, les prix mesurés sont ceux de tout l’éventail des produits d’entrée : bâtiments, machinerie et véhicules automobiles, carburants, réparations, semences, engrais, pesticides, assurances, primes pour programme de stabilisation, salaires, achat de bétail, aliments pour animaux, frais de services vétérinaires et de médicaments, sans oublier certains autres coûts. Le but est de mesurer les prix d’acquisition. Il n’y a pas d’enquête particulière qui soit liée aux IPEA. On construit plutôt les indices de prix à l’aide des données d’autres sources comme les IPPI, les IPMM, les IPPA et les IPC, l’Enquête sur la population active et certains ensembles de données administratives.

Annexe A.7.1.5 Indices des prix de la construction

Les indices des prix de la construction mesurent la variation moyenne des prix de divers types de bâtiments et autres constructions. Ils comptent parmi les plus difficiles à construire parce que les projets de construction sont généralement vastes, coûteux et très hétérogènes. L’inclusion fréquente du prix des terrains dans le prix d’achat des bâtiments vient aussi compliquer les choses. On compte trois indices des prix de la construction portant respectivement sur les logements, les immeubles d’appartements et les bâtiments non résidentiels[39].

L’Indice des prix des logements neufs (IPLN) est une série mensuelle qui mesure les variations temporelles des prix de vente des entrepreneurs en habitation neuve (maisons individuelles, jumelées et en rangée), là où les caractéristiques détaillées de chaque type de logements demeurent les mêmes entre deux périodes consécutives. L’indice est disponible pour les provinces sans les territoires et pour 21 régions métropolitaines. Les données diffusées portent sur le prix total, les terrains et une composante résiduelle.

L’Indice des prix de la construction d’immeubles d’appartements (IPCIA) est une série trimestrielle qui mesure les variations des prix de vente des entrepreneurs dans le cas d’immeubles d’appartements représentatifs. L’Indice des prix de la construction de bâtiments non résidentiels (IPCBNR) est une série trimestrielle mesurant les variations correspondantes dans le cas des bâtiments non résidentiels (bureaux, entrepôts, centres commerciaux, usines de construction légère, écoles). Ces deux indices ne tiennent pas compte du coût des terrains ni des frais de remembrement de parcelles, de conception, d’aménagement et de services immobiliers. Les prix sont recueillis dans sept grandes régions métropolitaines de recensement.

Les indices des prix de la construction servent en comptabilité nationale à la déflation des estimations de la formation de capital résidentiel et non résidentiel et au calcul des estimations des stocks de capital et des taux d’utilisation des capacités.

Annexe A.7.1.6 Indices des prix à la production pour les services

Les indices des prix à la production pour les services (IPPS) sont relativement nouveaux et la série chronologique est donc normalement plus courte que celles des indices des prix des biens et de la construction. Ils mesurent les variations des prix de vente des produits dans une diversité d’industries prestatrices de services aux entreprises :

- services d’hébergement des voyageurs;
- services de comptabilité;
- messageries et services de messagers;
- services professionnels en informatique;
- services aériens de passagers;
- services de détail;
- services de gros;
- services de location et de location à bail de machines et de matériel d’usage commercial et industriel;
- services des loyers commerciaux;
- services de nouveaux prêts;
- services de camionnage pour compte d’autrui;
- services d’architecture et de génie et services connexes.

Ces indices se veulent un complément aux indices de prix des produits industriels qui sont axés sur les biens[40].

La mesure de la variation des prix des services aux entreprises est généralement plus difficile que la mesure de la variation des prix des biens, car les produits vendus sont souvent différenciés (spécialisés selon les clients) et leur nature tend à évoluer dans le temps. Il peut être difficile de relever des prix représentatifs permettant une comparaison de produits identiques à deux périodes distinctes. Parfois, il est nécessaire de mesurer la variation des prix d’un produit indirectement, c’est-à-dire de mesurer les variations des coûts des entrées. Chaque catégorie de services a un cadre méthodologique propre.

Les IPPS servent principalement dans les comptes des ressources et des emplois à la déflation de la production et de la consommation intermédiaire par industrie.

Annexe A.7.1.7 Indices des prix du commerce international de marchandises

Statistique Canada produit également des indices des prix à l’exportation et à l’importation par catégorie de produits. Ces indices sont tirés d’une grande diversité de sources de données.

Certains de ces indices se calculent directement à partir des données douanières sur le commerce. Ces données, produites par les exportateurs et les importateurs quand leurs marchandises traversent les frontières, portent sur les quantités et les valeurs, ce qui permet d’inférer les variations des prix par les valeurs unitaires. Toutefois, ce traitement donne de bons résultats seulement pour certains produits homogènes.

Dans le cas des produits homogènes qui ne passent pas par la douane, les données sur les prix sont tirées d’autres sources bien précises. Dans le cas du commerce transnational d’électricité, l’information sur les prix provient de l’Office national de l’énergie. Pour les exportations de pétrole brut et de gaz naturel, on recourt aux enquêtes de Statistique Canada sur le secteur de l’énergie.

Dans le cas des exportations, on utilise les IPPI et les IPPA pour un grand nombre de biens manufacturés et certains produits agricoles. Dans le cas des importations, on utilise les indices de prix à la production du Bureau of Labor Statistics aux États-Unis pour une grande partie des produits manufacturés importés, parce que nos importations de marchandises viennent en majeure partie des États-Unis. La composante des exportations de l’indice des prix à la production industrielle, que publie la Banque du Japon, sert d’indicateur de la variation des prix des marchandises importées d’Asie.

Pour un petit nombre de produits représentatifs, Statistique Canada recueille des données sur les prix à l’exportation et à l’importation directement auprès des exportateurs et des importateurs canadiens au moyen d’un questionnaire, puis d’un suivi téléphonique.

Les indices des prix à l’exportation et à l’importation sont calculés en deux jeux, le premier par la formule de Laspeyres et le second par la formule de Paasche[41]. Dans les comptes des ressources et des emplois et les comptes des revenus et dépenses, ils servent les uns et les autres au calcul des volumes du commerce et des indices de prix et de volume de Fisher en chaîne pour le produit intérieur brut aux prix du marché. Les indices des prix du commerce servent également à analyser les termes de l’échange et l’incidence de leurs variations sur les revenus au Canada.

Notes pour le chapitre 7

1. Souvent, le terme « quantité » figure dans les manuels sur les indices de prix au lieu du terme « volume ». Les spécialistes de la comptabilité nationale préféreront généralement ce dernier terme, parce que le terme « quantité » au sens littéral risque d’induire en erreur quand la qualité des produits en question varie. On devrait interpréter les changements de volume comme comprenant les changements tant de quantité que de qualité. Quant aux variations de prix, elles devraient être considérées comme des variations « pures », qui sont ajustées afin d’éliminer les effets des variations de la qualité. Pour obtenir plus de précisions sur ce point, voir la section 7.3.

2. Deux choses sont commensurables si elles sont mesurables ou comparables selon une norme commune.

3. Une autre échelle commode dans certains cas est un indice de 1,0 dans une certaine période arbitrairement choisie.

4. Bureau international du travail, Fonds monétaire international, Organisation de coopération et de développement économiques, Office statistique des Communautés européennes (Eurostat), Nations Unies et Banque mondiale, Manuel de l’indice des prix à la consommation : Théorie et pratique, Genève, 2004; Manuel de l’indice des prix à la production : Théorie et pratique, Genève, 2004 (ces deux ouvrages peuvent être consultés sans frais dans Internet).

5. Bloem, Adriaan, J. Dippelsman et N. Maehle, Manuel des comptes nationaux trimestriels : concepts, sources statistiques et compilation, Fonds monétaire international, Washington, D.C., 2001, chapitre IX (document consultable sans frais dans Internet).

6. Il se peut aussi que la quantité de produit dans l’emballage diffère, que la garantie ne soit plus la même, que certains services auparavant compris dans une marchandise aient été retirés ou que l’efficacité de la prestation d’un service fourni se soit sensiblement améliorée.

7. On a conçu diverses méthodes pour corriger la variation des prix observée de manière à éliminer les effets de variation de la qualité. Si la différence de qualité est uniquement attribuable au changement de quantité de produit dans l’emballage, l’ajustement peut se faire au prorata, par exemple. Dans le cas de produits plus complexes, en haute technologie par exemple, on recourt parfois à une **modélisation hédoniste**, bien que l’on considère de plus en plus que ce traitement est trop coûteux et non d’une totale efficacité. Une solution de rechange plus simple consiste à procéder à une imputation par moyenne de groupe.

8. Le lecteur désireux de consulter les ouvrages de référence attribués à ces trois statisticiens ou aux autres statisticiens spécialistes des indices de prix que mentionne le présent chapitre pourra consulter les vastes bibliographies des deux manuels internationaux cités à la section précédente.

9. Le lecteur notera là encore que, à l’équation (7.7), les symboles P, Q et V représentent les indices de prix, de volume et de valeur dans la variation relative de l’agrégat. Ainsi, P représente la variation relative des prix de l’agrégat entre les deux périodes 0 et t, et non le niveau moyen des prix comme dans l’équation (7.4).

10. L’indice de prix de Laspeyres comme il est décrit représente une agrégation de prix individuels en pondération par les quantités de la période initiale 0. Il convient cependant de noter que les indices de prix et de volume (à un niveau supérieur) peuvent représenter une agrégation d’indices de prix et de volume (à un niveau inférieur) plutôt que des prix individuels. Voir la section 7.3.7.

11. Une version semblable mais un peu plus générale de l’indice de prix de Laspeyres est l’indice de prix de Lowe, d’abord proposé par Joseph Lowe en 1823, où les pondérations en quantités ne viennent pas nécessairement de la période initiale 0, mais peuvent être tirées de **toute** période. La plupart des indices de prix que diffuse Statistique Canada, comme l’Indice des prix à la consommation,et l’Indice des prix des produits industriels, sont issus de la formule de Lowe.

12. Dans la plupart des indices mensuels de prix que diffuse Statistique Canada, comme l’Indice des prix à la consommation et l’Indice des prix des produits industriels, on emploie une version de la formule de Laspeyres plutôt que de la formule de Paasche. La principale raison en est que les données de base pour les pondérations en quantités sont normalement obtenues seulement avec un décalage appréciable, ce qui rend la formule de Paasche peu pratique.

13. Autre possibilité, on peut substituer la moyenne arithmétique à la moyenne géométrique, ainsi que le proposent Drobisch, Sidgwick et Bowley, mais les propriétés statistiques de ce traitement de rechange sont telles que la moyenne géométrique sera universellement préférée à la moyenne arithmétique. Pour les variations relatives non négatives, la moyenne naturelle est géométrique.

14. Dans son Glossaire de termes statistiques en ligne, l’OCDE définit les indices superlatifs comme des indices de prix ou de quantité « exacts » pour un agrégateur flexible. On entend par agrégateur flexible une fonction arbitraire approchée de second ordre de la production, du coût, de l’utilité ou de la distance. Par exactitude, on entend qu’un indice particulier peut être directement tiré d’un certain agrégateur flexible. Là encore, le lecteur pourra consulter, comme références bibliographiques, les deux manuels internationaux mentionnés plus tôt dans le présent chapitre. Deux autres indices « superlatifs » sont attribués à Törnqvist et Theil et à Walsh.

15. Dans les études spécialisées, une formule de calcul de l’indice offrant cette propriété devrait être acceptée au **test de réversibilité par rapport aux facteurs**.

16. Dans une application pratique des deux formules de calcul indiciaire, l’indice de Paasche pourrait aussi être d’une plus grande taille que l’indice de Laspeyres parce que la population d’acheteurs change entre les deux périodes ou que les préférences des acheteurs à l’égard d’un produit par rapport à un autre pourraient évoluer. Les données empiriques montrent assez éloquemment que les indices de Laspeyres tendent à croître plus rapidement que les indices de Paasche.

17. On peut en dire autant d’un indice de Paasche à pondération fixe où la période présente remplace les périodes passées, puisqu’une pondération de période en cours sera sans doute de moins en moins représentative des périodes antérieures.

18. Dans les études spécialisées, une formule de calcul de l’indice dotée de cette propriété doit être acceptée au test de réversibilité par rapport au temps.

19. On ne calcule pas les estimations en chaîne trimestriel de Fisher à l’aide des données non corrigées, parce qu’on se retrouverait avec le même problème de décalage saisonnier qui a été évoqué antérieurement.

20. Il pourrait tout autant s’agir d’indices de volume de Laspeyres. Les conclusions pourraient être les mêmes.

21. Pour la plupart des indices de prix produits par Statistique Canada comme l’IPC et l’Indice des prix des produits industriels, il est impossible de pondérer par les quantités les observations individuelles des prix dans le calcul d’indices élémentaires, et ce, pour la simple raison que l’on ne dispose pas de données sur les quantités à ce bas niveau (bien que cela sera peut-être possible à l’avenir si l’on peut utiliser les données des lecteurs optiques provenant des détaillants). En temps normal, on exprime plutôt les observations individuelles sous forme de rapports de prix entre périodes successives et on calcule ensuite la moyenne géométrique non pondérée. Dans la comptabilité nationale, les indices se calculent habituellement à un niveau quelque peu supérieur où on dispose de données à la fois sur les quantités et les prix.

22. En d’autres termes, l’indice de prix de Paasche est la moyenne harmonique pondérée des rapports de prix.

23. Les estimations trimestrielles de volume et de prix peuvent être consultées dans les tableaux 36-10-0104-01, 36-10-0106-01 et 36-10-0123-01. Les estimations nationales annuelles figurent au tableau 36-10-0369-01 et les estimations annuelles connexes des contributions aux variations en pourcentage, aux tableaux 36-10-0128-01, 36-10-0131-01, 36-10-0132-01, 36-10-0133-01 et 36-10-0135-01. Enfin, les estimations provinciales et territoriales sont présentées au tableau 36-10-0222-01.

24. L’exception à la règle, ce sont les tableaux des revenus primaires pour lesquels aucun indice de prix n’est disponible.

25. C’est aussi ce que l’on appelle la « valeur comptable ».

26. Au Canada, les lois fiscales autorisent les sociétés à amortir les immobilisations dans leurs comptes à des taux accélérés par rapport aux taux réels ou économiques de dépréciation de ces biens.

27. Dans le contexte de la comptabilité économique, le terme « courant » qualifie le moment où a lieu l’activité économique. Le terme « période courante » désigne la période d’observation. Ce n’est pas le moment présent, ni le moment où on assemble les données. On dit que les valeurs sont en « prix courants » si les prix entrant dans

l’évaluation des biens et services sont les prix pratiqués pendant la période d’observation, c’est-à-dire que les composantes « quantités » et « prix » des séries de valeur se rattachent à la période en cours.

28. Voir *SCN 2008*, page 123.

29. Malheureusement, il n’y a pas de flux d’opérations liés à la consommation de capital fixe. Le processus d’amortissement se fait plutôt discret et, pourrait-on dire, reste inobservé en coulisse. Il est modélisé dans les comptes nationaux, et cela confère un certain caractère arbitraire à toutes les variables auxquelles est associée la consommation de capital fixe. Voilà peut-être la raison principale pour laquelle le produit intérieur net reçoit généralement moins d’attention que le produit intérieur brut.

30. Le revenu intérieur brut réel est un concept qui est défini en termes réels seulement. Il n’y a pas de mesure nominale correspondante.

31. Voir *SCN 2008*, page 331.

32. On peut consulter sans frais dans Internet les estimations de parité de pouvoir d’achat de l’OCDE à l’adresse oecd.org.

33. Pour obtenir plus de renseignements dans Internet, voir l’adresse worldbank.org.

34. Les indices de prix à la consommation figurent aux tableaux 18-10-0004-01 à 18-10-0006-01 et les valeurs de pondération indiciaire, au tableau 18-10-0007-01.

35. Les indices des prix des produits industriels selon les biens manufacturés et les industries figurent aux tableaux 18-10-0029-01 à 18-10-0032-01. Les indices des prix de vente de l’énergie électrique sont présentés au tableau 18-10-0028-01 et les indices des prix des matières brutes, au tableau 18-10-0034-01.

36. Il est question des « prix de base » au chapitre 4.

37. Les indices des prix des machines et du matériel figurent aux tableaux 18-10-0057-01 et 18-10-0058-01.

38. Les indices des prix des produits agricoles et des entrées dans l’agriculture (IPEA) figurent respectivement aux tableaux 32-10-0098-01 et 18-10-0023-01.

39. Les trois indices en question figurent aux tableaux 18-10-0052-01 et 18-10-0050-01.

40. On peut consulter ces indices aux tableaux 18-10-0020-01, 18-10-0021-01, 18-10-0024-01 à 18-10-0027-01, 18-10-0033-01, 18-10-0035-01 à 18-10-0037-01, 18-10-0040-01, 18-10-0041-01, 18-10-0043-01, 18-10-0045-01 et 18-10-0072-01.

41. Ces formules sont expliquées à la section 7.3.