



N° 21-601-MIF au catalogue — N° 72
ISSN: 1707-0376
ISBN: 0-662-77980-0

Document de recherche

Remaniement de l'Indice des prix des produits agricoles au Canada

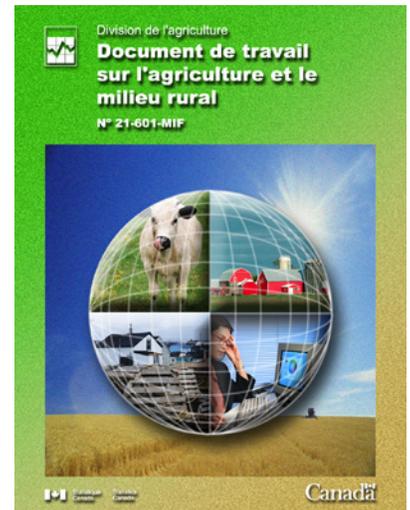
2001

par Andy Baldwin
Division des mesures et de l'analyse des industries, Statistique Canada

Division de l'agriculture
Immeuble Jean-Talon, 12^e étage, Ottawa, K1A 0T6

Telephone: 1 800-465-1991

Toutes les opinions émises par l'auteur de ce document ne reflètent pas nécessairement celles de Statistique Canada.



Statistique
Canada

Statistics
Canada

Canada



**Statistique
Canada**
Division de l'agriculture

Remaniement de l'Indice des prix des produits agricoles au Canada

2001

Publication autorisée par le ministre responsable de Statistique Canada.

© Ministre de l'Industrie, 2004.

Tous droits réservés. Il est interdit de reproduire ou de transmettre le contenu de la présente publication, sous quelque forme que ce soit ou par quelque moyen que ce soit, enregistrement sur support magnétique, reproduction électronique, mécanique, photographique ou autre, ou de l'emmagasiner dans un système de recouvrement, sans l'autorisation écrite préalable des Services de concession des droits de licence, Division du Marketing, Statistique Canada, Ottawa (Ontario), Canada K1A 0T6.

Septembre 2004

N° 21-601-MIF au catalogue

ISSN 1707-0376
ISBN 0-662-77980-0

Périodicité : Occasionnelle

Ottawa

This publication is available in English upon request (Catalogue no. 21-601-MIE)

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

Contexte

L'Indice des prix des produits agricoles (IPPA) est une série mensuelle qui mesure la variation des prix que reçoivent les agriculteurs pour les produits agricoles qu'ils produisent et qu'ils vendent. L'indice des prix comporte des indices distincts pour les cultures et le bétail, des indices pour divers groupes de produits tels que les céréales, les oléagineux, les cultures spéciales, les bovins et les porcs, de même qu'un indice global. Ces indices sont tous publiés mensuellement et annuellement aux échelons provincial et national.

L'indice exprime les prix courants à la ferme tirés de l'Enquête sur les prix des produits agricoles de Statistique Canada en pourcentage des prix observés dans la période de référence, actuellement 1997=100. Son objectif premier consiste à mesurer les mouvements des prix des produits agricoles au Canada et à déflater les prix des produits agricoles.

Les prix sont fondés sur des sources de données administratives ou sur des enquêtes mensuelles auprès des producteurs agricoles ou des acheteurs de produits. Les prix des produits sont relevés au moment de la première transaction. Les frais déduits avant le paiement au producteur sont exclus (p. ex. l'entreposage, le transport et les frais administratifs), mais les primes qui peuvent être attribuées à certains produits sont incluses. Les paiements de programmes applicables à certains produits ne sont pas compris dans le prix.

L'IPPA est fondé sur un panier quinquennal qui est mis à jour

annuellement. Il saisit les variations continues des produits agricoles produits et vendus. La base de pondération annuelle est tirée de la série sur les recettes monétaires agricoles. L'établissement du panier est décalé de deux ans, à cause de la disponibilité des données sur les recettes monétaires agricoles, et afin de réduire le nombre de révisions apportées à l'indice. Par conséquent, les années utilisées en vue d'établir le panier pour l'année y sont $y-6$ à $y-2$.

Le schéma de pondération saisonnière est fondé sur les ventes mensuelles de 1994 à 1998. Ce schéma de pondération demeure constant et ne sera mis à jour que périodiquement, par exemple au moment des révisions intercensitaires ou de la révision de la période de référence.

La méthodologie de l'indice et la série sur les prix ayant servi à établir l'indice constituent un moyen de contrôler les erreurs et d'en limiter les effets possibles. Cependant, les données administratives et les données d'enquête sont toutes sujettes à différents types d'erreurs. Les données d'enquête sont surtout sujettes à des erreurs de réponse et de saisie. Dans la déclaration mensuelle des prix, les répondants aux enquêtes agricoles sont invités à indiquer les prix moyens dans leur voisinage, en tenant compte des divers grades pour chaque produit mis sur le marché. Ainsi, les prix moyens communiqués par ces répondants peuvent varier d'un mois à l'autre en raison de changements de prix, de qualité ou à la fois de la qualité et des prix. Les organismes qui fournissent les données administratives sont considérés comme les meilleures sources qui soient, et les données qu'ils fournissent sont jugées d'excellente qualité.

L'IPPA n'est pas corrigé en fonction des variations saisonnières — il utilise le panier saisonnier puisque la vente d'à peu près tous les produits agricoles est saisonnière. L'indice reflète la composition des produits agricoles vendus dans un mois donné. L'IPPA permet la comparaison, en pourcentage, des prix pour une période donnée et des prix de la période de référence.

Principaux éléments du remaniement de l'IPPA

L'Indice des prix des produits agricoles (IPPA) a été abandonné au moment de la publication des estimations de mars 1995, dont l'année de référence était toujours 1986. Il a été relancé en avril 2001, en raison de la demande constante d'un indice des prix que reçoivent les agriculteurs.

La période de référence de l'indice est passée de 1986 à 1997, étant donné que dans le cadre du Système de comptabilité nationale (SCN), on est passé aux estimations en prix constants de 1997. Au moment de sa mise à jour initiale, l'IPPA a été calculé jusqu'en mars 2001, y compris tous les mois, à partir d'avril 1995, pour lesquels des estimations officielles n'avaient pas été publiées.

Les indices ont aussi été révisés rétroactivement à 1992, et on a modifié de façon substantielle la façon dont ils étaient calculés. La méthodologie n'a pas été modifiée pour les indices avant 1992. Même si les niveaux de l'indice de la série 1997=100 diffèrent de ceux de la série 1986=100, ils continuent d'afficher les mêmes variations en pourcentage

pour la période se terminant en décembre 1991.

Changements clés touchant la méthodologie

Les changements méthodologiques qui ont accompagné la relance de l'IPPA sont les plus importants jamais effectués. On en compte cinq principaux.

- 1) On procède à une mise à jour du schéma de pondération, ainsi qu'à la repondération du nouvel indice chaque année. Le schéma de pondération de l'indice est aussi appelé panier. L'ancien indice reposait sur un panier fixe pour la période la plus récente, et son schéma de pondération ou panier était mis à jour tous les dix ans ou plus.
- 2) Le nouvel indice repose sur le concept de panier saisonnier, les parts en volume des différents produits variant pour chacun des 12 mois de l'année civile. L'ancien indice reposait sur un concept de panier fixe, dans lequel ces parts étaient les mêmes pour tous les mois de l'année. Actuellement, on utilise 12 schémas de pondération différents pour calculer les mois d'une année civile dans l'IPPA, alors qu'auparavant, on n'en utilisait qu'un.
- 3) Dans le nouvel indice, compte tenu du concept de panier saisonnier sur lequel il repose, le nombre indice annuel pour une année donnée est une moyenne pondérée des nombres indices

mensuels correspondants. Dans l'ancien indice, qui reposait sur un concept de panier fixe, le nombre indice annuel représentait la moyenne simple des nombres indices mensuels correspondants.

- 4) Dans le nouvel indice, les mouvements des prix pour les biens pour lesquels des recettes ont été enregistrées, mais pour lesquels aucune vente n'a été enregistrée, sont mesurés de façon approximative par un indice de groupe (p. ex. les mouvements des prix des produits de l'érable sont établis à partir des récoltes totales). Dans l'ancien indice, ces produits étaient tout simplement omis du schéma de pondération et n'avaient pas de répercussions sur l'indice global.
- 5) Dans le nouvel indice, chaque panier annuel sera fondé sur les ventes pour une moyenne de cinq ans; le dernier panier annuel de l'ancien indice était fondé sur les ventes pour une moyenne de quatre ans, soit de 1981 à 1984.

Formule du panier saisonnier

La formule du panier saisonnier est une variante de ce qu'on appelle habituellement la formule de Rothwell, du nom de Doris Rothwell, économiste au U.S. Bureau of Labor Statistics, qui l'a proposée en 1958, dans un document concernant l'indice des prix à la consommation (IPC) aux États-Unis. Toutefois, en 1924, la formule originale a été proposée comme indice pour les

prix à la ferme, par deux économistes du U.S. Department of Agriculture, Louis H. Bean et O.C. Stine. C'est donc dire que la formule adoptée a été conçue au départ comme un indicateur des mouvements des prix à la ferme.

On doit utiliser la formule de Rothwell pour calculer les indices des denrées fraîches dans les indices harmonisés des prix des produits agricoles de l'Union européenne. Dick Carter, qui travaille maintenant à Statistique Canada, a adopté cette formule pour les indices des prix à la ferme du Royaume-Uni, en 1972, lorsqu'il travaillait au U.K. Ministry of Agriculture, Fisheries and Food. La formule sert aussi à calculer la série des groupes de produits saisonniers de l'IPC de plusieurs pays, y compris le Japon, la France et le Royaume-Uni.

Mise à jour du panier

Le panier du nouvel indice est mis à jour chaque année, alors que le panier de l'ancien indice était mis à jour au plus tous les dix ans. La mise à jour du panier ne nécessite plus la modification de l'année de référence de l'indice, comme c'était le cas pour l'ancien indice, ce qui fait qu'il n'est plus nécessaire de changer l'année de référence de l'ensemble de la série chronologique chaque fois qu'un nouveau panier est adopté. Toutefois, les années les plus récentes du nouvel indice ne comportent pas les propriétés intéressantes d'un indice à panier fixe, comme c'était le cas pour l'ancien indice.

Par exemple, pour l'année 1999, on calcule une série non enchaînée sur la base de 1998, et un panier, en fonction des ventes de 1993 à 1997, pour tous les mois, de janvier 1998 à décembre 1999.

Il s'agit d'une mise à jour par rapport au panier utilisé pour calculer l'année 1998, qui était fondé sur les ventes de 1992 à 1996. Au moment de chaque mise à jour, en janvier, on supprime une année et on en ajoute une dans le calcul du panier du nouvel indice.

L'estimation non enchaînée pour 1999 est par la suite multipliée par le nombre indice de prix en chaîne pour 1998, sur la base de 1997, afin d'obtenir le nombre indice en chaîne pour 1999, sur la base de 1997. Le panier est mis à jour, mais on ne modifie pas l'année de référence de l'indice, et on ne révisé pas non plus les années précédentes de la série.

Dans la méthode de mise à jour du panier, on serait tenté de percevoir qu'une moyenne mobile sur cinq ans, mais ce serait un peu trompeur de le faire, étant donné que, d'une année à l'autre, les recettes monétaires agricoles sont évaluées à des prix différents. Les recettes pour 1992 à 1996 sont évaluées aux prix de 1997, et celles pour la période de 1993 à 1997, aux prix de 1998. L'évaluation des recettes pour 1993 à 1997 aux prix de 1998 signifie que pour chaque produit, les recettes pour 1993 sont déflatées selon un indice de prix pour 1993, celles pour 1994, selon un indice de prix pour 1994, ainsi de suite, tous les indices de prix utilisés comme déflateurs étant sur la base de 1998. La série non enchaînée pour 1999 correspond donc à un indice à panier fixe, avec comme base 1998 et le panier pour 1993 à 1997.

On pourrait réellement parler de moyenne mobile des ventes sur cinq ans si tous les paniers étaient évalués selon le même ensemble de prix, ce qui n'est pas le cas pour le calcul de l'indice.

Différences découlant de la mise à jour du nouvel indice par rapport à l'ancien indice

Les différences sont substantielles. La dernière fois que l'ancien indice a été mis à jour, c'était en fonction du panier de 1981 à 1984, et cela s'est produit en décembre 1986. Le mouvement de l'ancien indice a été révisé rétroactivement à 1981 en fonction du nouvel indice, qui a été recalculé selon le panier de 1981. On n'a pas eu recours à l'enchaînement pour le calcul de l'indice à partir de janvier 1981, étant donné qu'il s'agissait essentiellement d'un indice direct à panier fixe, à savoir le panier de 1981 à 1984 et la période de référence de 1981.

Par ailleurs, il a été nécessaire d'enchaîner de façon rétrospective la série historique, avant 1981, afin qu'elle soit aussi disponible sur la base de 1981. Du fait de ce processus d'enchaînement, les indices pour la période de 1971 à 1980 ne comportaient plus les propriétés intéressantes d'un indice à panier fixe, ce qui était le cas lorsqu'ils étaient sur la base de 1971. Par exemple, il n'était plus nécessairement vrai qu'un indice agrégé comporterait une valeur se situant entre les valeurs inférieures et supérieures de sa série. Toutefois, à partir de 1981, l'indice direct à panier fixe possédait de telles propriétés.

Le nouvel indice, qui est toujours enchaîné de façon prospective, permet de faire une distinction entre la modification de l'année de référence de la série et la mise à jour annuelle du panier utilisé pour cette série. Chaque fois que la période de référence du nouvel indice est modifiée (p. ex. de 1997 à 2001), on procède à une simple

opération arithmétique, qui n'entraîne aucune modification du panier. Par ailleurs, étant donné qu'il existe un décalage de deux ans entre la dernière année du panier quinquennal et l'année au cours de laquelle l'indice est mis à jour pour intégrer ce panier, il n'est jamais nécessaire de réviser l'indice à la suite des mises à jour de panier.

Avantages de la nouvelle méthode de mise à jour du panier

L'avantage le plus évident est opérationnel. La mise à jour d'un panier donné nécessite beaucoup moins de travail que par le passé, et du fait qu'elle est effectuée chaque année, cette mise à jour est plus facile à intégrer dans le calendrier de production. Toute décision d'adopter une nouvelle période de référence peut aussi être mise en œuvre facilement, étant donné qu'elle nécessite uniquement un changement de base arithmétique des indices de prix en chaîne.

Toutefois, l'avantage le plus important est conceptuel. L'IPPA est utilisé à la fois comme indicateur à court terme et comme indicateur à long terme des variations de prix. Les personnes qui souhaitent effectuer des comparaisons de prix d'une année à l'autre et qui s'intéressent à l'évolution des mouvements de prix sur des décennies utilisent l'IPPA. Pour que des comparaisons à long terme soient possibles, il faut mettre à jour le panier de l'indice de temps à autre. Un indice des prix des produits agricoles fondé sur un panier pour la période de 1935 à 1939 ne serait pas utile pour l'analyse des mouvements des prix à la ferme au XXI^e siècle. Par ailleurs, tout

changement touchant le panier entraîne inévitablement une discontinuité dans les mouvements mensuels ou annuels de la série.

Les modifications peu fréquentes du panier réduisent le nombre de discontinuités dans la série, mais font en sorte que ces discontinuités sont plus importantes lorsqu'elles se produisent. Par ailleurs, des modifications peu fréquentes du panier entraînent des problèmes particuliers. En effet, il peut être nécessaire de déterminer de façon approximative un indice de prix pour un produit dans une province qui ne produit plus ce type de produit. Par ailleurs, il n'est pas possible d'introduire un nouveau produit entre les mises à jour du panier et, il arrive que celles-ci ne se produisent que longtemps après qu'un nouveau produit ait obtenu une part substantielle du marché. Grâce à la mise à jour annuelle des paniers, de nouveaux produits peuvent être ajoutés et des produits en voie de disparition peuvent être supprimés pour une année donnée.

De façon générale, un indice de prix en chaîne devrait être établi de telle façon que le panier utilisé pour l'année initiale soit représentatif de cette année, que le panier utilisé pour la dernière année soit représentatif de cette année, et que les paniers se situant dans l'intervalle varient harmonieusement par rapport au panier initial et au panier final, car ils correspondent en gros à une combinaison linéaire de ces derniers. La formule de l'indice de prix en chaîne utilisée pour l'IPPA répond à ces critères. Un panier pour la période de 1986 à 1990 est raisonnablement représentatif de 1992, et un panier de 1995 à 1999 est représentatif de 2001, l'utilisation d'une période de référence

de cinq ans faisant en sorte que les paniers dans l'intervalle varient harmonieusement par rapport au panier initial et au panier final.

Il ne serait pas souhaitable d'intégrer des modifications du panier qui ont été annulées rapidement au cours des révisions subséquentes. Cela pourrait se produire si, par exemple, on procédait à des enchaînements mensuels, ce qui fait que chaque douzième mise à jour aboutirait approximativement au panier initial. Cela pourrait aussi se produire si on n'utilisait qu'une seule année pour déterminer le schéma de pondération. Le panier pour une année donnée y pendant laquelle les conditions atmosphériques ont été normales, qui ferait suite à une année pendant laquelle une sécheresse importante a sévi, comporterait davantage de points communs avec les paniers des années antérieures qu'avec celui de l'année précédente.

Réévaluation des poids en prix constants

Les dépenses de tout panier d'indice doivent être exprimées en prix constants de la période de référence pertinente, dans le cas d'un indice direct, ou de la période enchaînée, dans le cas d'un indice en chaîne. Le panier de l'indice des prix des produits industriels (IPPI) est fondé sur les dépenses de 1992, celles-ci n'étant pas réexprimées en prix d'aucune autre année. Cela vient du fait que depuis 1992, l'IPPI est un indice direct de Laspeyres, et que l'année de référence de son panier et de son année de référence sont les mêmes. Il n'est pas nécessaire de réexprimer les poids de dépenses en prix d'une autre année.

L'IPPA n'est pas un indice direct de Laspeyres, mais plutôt un indice en chaîne, et au niveau annuel, un indice en chaîne à panier fixe. L'année d'enchaînement pour le panier de 1994 à 1998 est 1999, ce qui fait que toutes les dépenses pour 1999 sont réexprimées en prix de 1999. De façon générale, pour tout panier quinquennal utilisé à partir de l'année $y-5$, les dépenses sont réexprimées en prix de l'année y .

Cela permet de mesurer les variations de prix pour des années consécutives qui touchent uniquement les prix de ces années, et qui ne dépendent en aucun cas des prix des cinq années précédentes.

La pratique de l'IPPA est identique à celle de l'indice des prix à la consommation. L'année de référence la plus récente de son panier est 1996, mais étant donné que le panier 1996 n'est enchaîné à l'indice qu'en date de décembre 1998, les dépenses de 1996 sont réexprimées aux prix de décembre 1998.

Comparaisons utiles des paniers

Lorsque l'on compare directement les paniers de deux années différentes, c'est comme si l'on comparait des pommes et des oranges, surtout si l'on utilise dans les faits les schémas de pondération servant au calcul de l'IPPA. Le panier de 1992 à 1996 est évalué aux prix de 1997, tandis que le panier de 1993 à 1997 est évalué aux prix de 1998. Si la comparaison des deux schémas de pondération fait ressortir une hausse substantielle de la part d'un produit particulier dans le panier, dans le cas du panier le plus récent, on ne peut pas déterminer clairement si cela est

attribuable à une augmentation de la part du volume de ventes que représente ce produit de 1992 à 1996 à 1993 à 1997, ou si cela est simplement attribuable à une hausse du prix de ce produit par rapport à d'autres produits de 1997 à 1998.

Toute comparaison des paniers de l'indice devrait être fondée sur un ensemble commun de prix. Une comparaison entre le panier du nouvel indice et le panier précédent entraînera généralement une réévaluation du panier utilisé l'année précédente, selon les mêmes prix utilisés pour évaluer le panier de l'année en cours. Par exemple, pour la mise à jour de 2002, un panier de 1996 à 2000 est évalué aux prix de 2001. Une comparaison avec le panier précédent de 1995 à 1999, aux prix de 2000, n'est pas appropriée. On devrait plutôt évaluer le panier précédent aux prix de 2001, afin qu'il corresponde au panier courant.

Parmi les autres options acceptables figure l'évaluation des deux paniers selon les prix de l'année de référence (c.-à-d. les prix de 1997), particulièrement lorsque l'on compare trois paniers ou plus.

Influence du choix de l'ensemble commun de prix sur les paniers

Les prix à la ferme sont volatils. Peu importe l'ensemble commun de prix choisis, on se retrouve à comparer des pommes et des oranges, ce qui ne serait pas le cas si l'on comparait les paniers utilisés directement dans le cycle de production.

Du fait justement que les prix à la ferme sont si volatils, il serait avantageux de fonder les comparaisons de plusieurs paniers sur une période de référence pluriannuelle, par exemple les prix de 1996 à 1999, plutôt que ceux de 1997.

Mesure des mouvements de prix

L'IPPA comprend de nombreux produits qui ne sont pas disponibles en décembre (p. ex. les abricots, les brocolis, les choux-fleurs). Il n'est pas possible d'effectuer l'enchaînement de cette série en date de décembre sans imputer le prix de décembre pour ces produits, et il serait préférable d'éviter l'enchaînement sur la base de prix imputés.

L'une des raisons pour lesquelles on enchaîne l'IPC à décembre, c'est de faire en sorte que les mouvements de décembre à janvier constituent une mesure de la variation pure des prix, c'est-à-dire que si tous les prix affichent le même taux de variation de décembre à janvier, l'indice total affichera un taux identique de variation. De façon plus particulière, si tous les prix en janvier étaient les mêmes qu'en décembre, l'indice total devrait afficher une variation nulle. L'enchaînement à décembre permet la mesure des prix de décembre et janvier selon le nouveau panier, tandis que l'enchaînement à l'année entraînerait une distorsion de la comparaison, du fait du passage de l'ancien panier au nouveau panier. (Que cet objectif soit atteint ou non a peu d'importance, étant donné le grand nombre de produits saisonniers qui disparaissent de l'IPC.)

Toutefois, dans l'IPPA, la comparaison de décembre à janvier est distorsionnée

du fait du passage d'un panier mensuel à l'autre, ce qui rend invalide la justification de l'enchaînement à décembre. Dans le cas où l'on enchaînerait à l'année, on préserverait le mouvement d'une année à l'autre à titre de mesure de la variation pure des prix ou d'enchaîner à l'année et de préserver le mouvement d'une année à l'autre comme mesure de la variation pure des prix. Comme il vient d'être mentionné, de nombreux produits agricoles ne sont pas vendus en décembre, ce qui fait que la mesure d'une année à l'autre est beaucoup plus représentative de la production agricole en général que le mouvement de décembre à décembre. L'option évidente pour l'IPPA consiste à enchaîner à l'année. L'IPC n'est pas enchaîné en date de décembre dans tous les pays; en Suède, par exemple, on l'enchaîne à l'année.

Indice en chaîne annuel et rôle du panier mensuel

Il n'est pas nécessaire de disposer de données mensuelles pour l'année précédente pour calculer correctement l'indice en chaîne. On le fait pour des raisons d'analyse. Dans un indice à panier mensuel, les rapports sur 12 mois des nombres indices (p. ex. janvier par rapport à janvier, février par rapport à février, ou autres.) doivent correspondre à des mesures de la variation pure des prix, c'est-à-dire que s'il n'y a aucune variation des prix d'un mois à l'autre, la variation de l'indice devrait être nulle. Même s'il y a variation du panier de l'indice d'un mois à l'autre, il n'y a pas de variation entre les mêmes mois civils d'années consécutives.

Malheureusement, ce n'est pas le cas pour l'IPPA, étant donné qu'il s'agit d'un indice enchaîné annuellement, ce qui fait que le panier varie entre les mêmes mois civils d'années consécutives. Nous calculons les enchaînements sur des périodes de 24 mois, afin d'avoir une mesure de la variation pure des prix pour les variations sur 12 mois (c.-à-d. ce que la variation serait si la variation sur 12 mois n'était pas faussée en raison de la variation du panier).

Cela signifie que chaque année est essentiellement calculée deux fois. L'année 1999 sera calculée initialement sur la base du panier de 1994 à 1998, et les estimations obtenues feront partie de l'IPPA. Elle sera calculée à nouveau sur la base du panier 1995-1999, et les estimations produites serviront uniquement à l'analyse des mouvements de prix entre 1999 et 2000.

Il pourrait être avantageux d'allonger d'un an chaque période non enchaînée; de la sorte, pour un panier applicable de l'année $y-5$ à l'année $y-1$, le calcul irait de l'année $y-1$ à l'année y , même si le panier ainsi calculé ne serait utilisé que pour l'année y . Cela signifierait que chaque variation d'une année à l'autre serait comparable à une variation précédente d'une année à l'autre, sur la base du même panier. Par ailleurs, la composante de la variation pure des prix de chaque variation sur 12 mois serait comparable à la variation sur 12 mois de l'année précédente, sur la base d'un panier identique. On pourrait alors décomposer la variation sur 12 mois de l'indice et la répartir entre une composante de la variation pure des prix (c.-à-d. l'ampleur de la variation si l'on avait maintenu le panier original pour

l'indice) et une composante de l'interaction entre la variation des prix et la variation du panier.

On n'a pas adopté cette façon de faire parce que le calcul de toutes les séries non enchaînées sur une période de 24 mois représente déjà une somme relativement élevée de travail supplémentaire, et que cela n'aurait pas d'influence sur la qualité de l'indice proprement dit, mais uniquement sur la qualité de l'analyse. Néanmoins, il s'agit d'une méthode qui pourrait être appliquée à l'avenir.

L'élargissement des périodes précédentes et ultérieures, au-delà de 36 mois pour couvrir 48 ou 60 mois, entraînerait des problèmes plus graves du point de vue de la comparabilité, en raison des variations dans le nombre de produits ou dans la classification des industries. Par ailleurs, si l'on crée une série non enchaînée pour une série enchaînée annuellement sur une période trop longue, la chose perd tout intérêt. On pourrait tout autant procéder à l'enchaînement tous les cinq ou dix ans, comme on le faisait pour l'IPPA.

Analyse de la contribution des composantes à une mesure pure des prix à la variation sur 12 mois

La mesure de la variation pure des prix de la variation sur deux mois, comme dans le cas de toute autre mesure de la variation pure des prix, peut être répartie en une composante complémentaire de la variation, et il s'agit d'un autre avantage lié au calcul des données sur une période de 24 mois. Du fait de l'enchaînement, il n'est généralement pas possible de calculer la contribution

des composantes à la variation sur 12 mois de l'indice global de manière à obtenir un ensemble de contributions dont la somme correspond à la variation sur 12 mois en pourcentage de l'indice agrégé.

Comparaison de l'IPPA et d'autres indices en chaîne de Statistique Canada

Il est instructif de comparer l'IPLN aux indices de prix en chaîne mensuels ou trimestriels publiés par la Division des prix pour la construction d'immeubles : les Indices des prix de construction d'immeubles d'appartements, l'Indice des prix des logements neufs (IPLN) et les Indices des prix de construction d'immeubles non résidentiels.

L'Indice des prix des logements neufs (IPLN), par exemple, repose sur un panier qui est mis à jour chaque année afin de rendre compte des constructions qui ont été achevées au cours des trois dernières années, en prix constants de l'année de référence, ces derniers servant à pondérer les indices de prix qui les composent et qui comportent la même année de référence pour les treizièmes mois, de décembre à décembre seulement, l'enchaînement étant effectué en date de décembre plutôt qu'à l'année. Étant donné que l'enchaînement est en date de décembre, le mouvement de décembre à décembre représente une mesure de la variation pure des prix, mais cela n'est pas vrai pour tous les mois civils. En raison de la courte période visée par le calcul, il n'y a aucune façon de savoir quelle proportion de la variation de l'IPLN sur 12 mois est attribuable à une variation des prix. Par conséquent, les analystes sont forcés de

laisser de côté les variations sur 12 mois de l'indice, ou de les traiter comme s'il s'agissait de mesures de la variation pure des prix, même si ce n'est pas le cas.

De même, le mouvement d'une année à l'autre de l'IPLN ne représente pas une mesure de la variation pure des prix, contrairement au mouvement d'une année à l'autre de l'IPPA. Il n'existe aucune façon de savoir comment la variation d'un panier à un autre distorsionne ce mouvement d'une année à l'autre, ce qui serait possible si chaque série consécutive non enchaînée de l'IPLN était calculée sur une période de 24 mois, comme l'IPPA.

Pertinence d'appliquer l'approche du panier saisonnier à l'Indice des prix des entrées dans l'agriculture

L'Indice des prix des entrées dans l'agriculture (IPEA) est maintenant un indice de prix annuel, ce qui fait que, pour le moment à tout le moins, un indice de prix à panier saisonnier est sans objet. Les poids pour l'IPEA, lorsqu'il s'agissait d'un indice trimestriel, étaient les dépenses d'exploitation agricole et les frais d'amortissement pour 1992. Les données provenaient d'une enquête annuelle, ce qui fait que l'on ne disposait pas des données de pondération nécessaires pour calculer un indice à panier saisonnier.

Ceci étant dit, nombre de dépenses liées à l'agriculture (utilisation d'engrais, ensemencement) sont très saisonnières, ce qui plaiderait en faveur d'une approche de panier saisonnier pour l'IPEA, si cet indice devait être relancé un jour, et remanié comme l'IPPA.

Parallèlement, bon nombre de dépenses liées à l'agriculture (frais hypothécaires et autres, location) ne sont pas du tout saisonnières, ce qui fait qu'une approche descendante reposant sur un panier saisonnier, comme celle mise en œuvre dans le cadre du remaniement de l'IPPA, ne sera jamais appropriée pour l'IPEA.

Calcul des schémas de pondération mensuelle pour chaque produit

Pour chaque produit et dans chaque province, la moyenne des ventes pour les cinq années, de 1994 à 1998, a été calculée pour chaque mois de l'année. Puis, on détermine les 12 parts mensuelles pour la paire province-produit. Pour obtenir le poids correspondant au revenu mensuel pour une paire de provinces donnée, on multiplie le poids du revenu annuel pour une année particulière par la part mensuelle appropriée. La somme de ces poids mensuels équivaut au poids annuel.

Produits saisonniers, comme les fraises ou le maïs frais

Le traitement des produits saisonniers est l'une des principales forces de la nouvelle approche. Selon l'ancienne approche fondée sur un panier annuel, les produits saisonniers, par exemple le maïs sucré et les fraises, constituaient la même part du panier chaque mois de l'année. On devait imputer les prix de ces produits pour les mois pendant lesquels il n'y avait pas de ventes. Selon une approche fondée sur un panier mensuel, s'il n'y a pas de ventes pour un produit au cours d'un mois civil donné de 1994 à 1998, ce produit est

simplement supprimé du panier de l'indice. Il n'est pas nécessaire de lui imputer un prix fictif.

Lorsque les prix sont établis la première fois pour les fruits et les légumes saisonniers frais, ils sont fondés sur les prévisions des revenus agricoles effectuées par Agriculture et Agroalimentaire Canada (AAC), les provinces et Statistique Canada (SC). À la fin de la saison, on procède à une enquête afin de déterminer la quantité de produits récoltés et la valeur monétaire reçue pour les récoltes. À partir de ces données, on établit un prix moyen pour la saison. Les agriculteurs vendent leurs produits aux prix que le marché est prêt à offrir. Toutefois, il serait beaucoup trop coûteux de recueillir des prix mensuels pour toute la gamme de produits auxquels des prix doivent être attribués. On établit un prix pour la saison, et les données sur les recettes monétaires agricoles sont calculées à partir de ce prix, selon un modèle de ventes établi pour chacun des produits.

Si aucune vente n'était enregistrée pour un produit saisonnier au cours d'un mois donné de 1994 à 1998, mais si des ventes étaient enregistrées par la suite, on assisterait à un changement du modèle saisonnier global de production de ce produit agricole suffisamment important pour que la saison dure un mois de plus, une chose qui n'arrive pas très souvent. Et même si cela arrivait, les schémas de pondération mensuelle pour les légumes frais seraient mis à jour au moment de l'adoption de la base de 2001, en vue de rajuster les données selon le nouveau profil saisonnier de ventes mis à jour.

Entre-temps, on laisserait simplement de côté les prix du maïs frais en novembre, et ils n'auraient pas de répercussions sur notre indice. Dans le schéma de pondération existant, même le mois d'octobre ne comportait qu'une part de 5 % des ventes de maïs frais pour l'Ontario, alors que novembre n'en avait aucune. C'est donc dire que toutes les ventes de maïs en novembre représenteraient probablement beaucoup moins que 5 % du total de la production de maïs. Une part de ventes de 0 %, comme celle utilisée maintenant, se rapprocherait beaucoup plus de la réalité qu'une part de 8 1/3 % (le douzième), qui était celle utilisée dans l'ancienne approche fondée sur un panier fixe.

Si des ventes de maïs frais étaient enregistrées en novembre 2001, mais qu'aucune vente n'était enregistrée pendant les autres années de la décennie, ces ventes devraient être prises en compte dans un schéma de pondération saisonnière mis à jour, dont l'année 2001 ferait partie. Évidemment, si on enregistre des ventes de maïs frais en novembre seulement une fois tous les dix ans environ, il ne serait pas utile de prolonger les mois de pleine saison du maïs frais pour inclure novembre, et on serait probablement bien avisé de supprimer ces dépenses du schéma de pondération saisonnière.

Qu'arrive-t-il si l'on se heurte au problème contraire et qu'en raison d'un gel précoce, il n'y a pas de ventes de maïs en octobre? Ce type de scénario est plus susceptible de se produire que celui dont nous venons de parler. Dans ce cas, il n'y aurait pas de prix du marché pour le maïs, mais celui-ci représenterait toujours une part du panier pour l'indice

d'octobre, ce qui fait qu'on devrait lui imputer un prix.

Dans ces cas, le prix imputé correspondrait au prix moyen pondéré pour les mois jusqu'à septembre inclusivement. Même si on peut préconiser d'autres solutions, une telle imputation est simple, ne dépend pas de données sur les prix extérieures à la strate ou aux produits en question, et produit le même prix annuel que celui qui aurait été obtenu si l'on avait simplement laissé de côté le mois d'octobre au moment du calcul du prix annuel. Par ailleurs, comme il est indiqué ci-dessus, à l'heure actuelle, on ne calcule de toute façon qu'un prix annuel pour les produits saisonniers, ce qui fait qu'il est logique d'imputer ce prix pour les mois où aucune vente n'a été enregistrée.

On ne calcule qu'un prix annuel pour les produits saisonniers, ce qui fait que c'est ce prix qui devrait être attribué. Si des ressources suffisantes devenaient un jour disponibles pour permettre le calcul de prix mensuels pour certains de ces produits, il faudrait envisager une autre méthode d'imputation.

Dans l'Indice des prix à la consommation officiel, l'imputation des produits saisonniers est fondée sur les mouvements de prix d'articles dont le prix est constamment relevé, dans le même groupe que la série visée. Il s'agit là en quelque sorte d'une version édulcorée de la pondération saisonnière. Si l'IPPA comportait un prix mensuel pour les articles saisonniers, on pourrait tenter d'imputer des prix pour les mois hors saison, dans une optique s'apparentant davantage à la notion

économique du coût d'option ou du prix de pénurie.

Tous les produits agricoles sans exception comportent des modèles de ventes saisonniers et, de ce fait, il est approprié de calculer l'ensemble de l'indice comme un indice à panier saisonnier. L'approche adoptée par l'Union européenne (UE), selon laquelle les légumes et les fruits frais doivent représenter des parts fixes dans le panier à l'intérieur de l'indice global, a comme inconvénient l'absence d'uniformité au niveau agrégé. Si l'on reformule un tel indice du point de vue des produits cultivés en serre et des produits cultivés en pleine terre, par exemple, et qu'on l'agrège, on n'obtiendra pas les mêmes résultats qu'en utilisant la classification principale des produits. Ce problème ne se pose pas dans le cas de l'agrégation de l'IPPA; on obtient le même indice global, peu importe la façon dont on choisit de réorganiser les groupes et les sous-groupes de produits, étant donné qu'ils sont tous le résultat des mêmes schémas sous-jacents de pondération saisonnière.

Même si l'on devait adopter une définition plus restrictive des produits saisonniers, il est difficile de limiter cette définition aux légumes et aux fruits frais comme le fait l'UE. Qu'en est-il des arbres de Noël, par exemple, dont les ventes sont beaucoup plus saisonnières que celles de toute autre denrée fraîche?

Il convient de se rappeler qu'en définissant sa norme d'harmonisation, l'UE était contrainte, du fait que cette norme doive être mise en œuvre par un pays comme le Luxembourg, par exemple, qui dispose de ressources limitées pour calculer les indices de prix

des produits agricoles et qui manifeste un intérêt limité à cet égard, compte tenu de sa modeste production agricole. En outre, à peu près aucun pays de l'UE, sauf peut-être la Finlande et la Suède, n'a un profil saisonnier aussi extrême que le Canada. Dans de nombreux pays d'Europe, la production en pleine terre donne deux récoltes ou plus par année, ce qui est impensable au Canada.

Imputations de prix pour les produits saisonniers

Il est parfois nécessaire d'imputer des prix pour les produits saisonniers. C'est le cas, par exemple, lorsque le schéma de pondération mensuel est fondé sur un profil saisonnier type plutôt que sur les ventes mensuelles de l'année en question. L'économiste hollandais Bert Balk suggère de fonder les poids mensuels pour une année donnée sur le modèle de ventes pour cette année; en fait, sa formule a été adoptée par le bureau central de la statistique des Pays-Bas pour ses indices implicites des prix agricoles, l'équivalent hollandais de notre propre IPPA.

Lorsque l'on utilise la formule de Balk, on n'a pas besoin de procéder à des imputations saisonnières, et aucun prix mensuel n'est laissé de côté dans l'indice. Si des ventes de maïs sont exceptionnellement enregistrées en décembre, du fait que la pondération est fondée sur les ventes courantes de décembre, les prix payés à ce moment sont intégrés à la mesure de décembre. Par ailleurs, s'il n'y a pas de ventes en octobre, le maïs est supprimé de l'indice pour ce mois de l'année, mais il est maintenu pour tous les autres mois pendant lesquels des ventes ont été

enregistrées. Il n'est pas nécessaire d'imputer un prix pour le maïs en octobre s'il n'y a eu aucune vente de maïs.

D'un point de vue opérationnel, un indice de Balk est plus difficile à calculer que l'indice de Rothwell (comme il est mentionné précédemment, l'IPPA est fondé sur la formule de Rothwell), et il est plus sujet aux révisions. Il ne serait pas approprié d'adopter une période de référence pour un panier qui n'inclurait même pas l'année en question mais qui utiliserait une formule de panier saisonnier fondée sur le modèle saisonnier d'une année donnée.

D'un point de vue conceptuel, la comparabilité plus grande de l'indice de Balk a un prix. (Yuri Dikhanov a souligné que l'idée d'obtenir un indice de prix à la fois comparable et représentatif s'apparente au principe d'incertitude d'Eisenberg en physique nucléaire, selon lequel plus on connaît avec précision la vitesse d'une particule, moins on connaît sa position dans l'espace.) Les variations sur 12 mois des périodes non enchaînées de l'IPPA correspondent à des mesures de la variation pure des prix; ceux de l'indice de Balk sont distorsionnés en raison des modifications du panier.

Ceci étant dit, il serait très intéressant de recalculer l'IPPA selon la formule de Balk, et de voir dans quelle mesure le résultat s'éloigne de l'indice existant.

Pondération des indices annuels au moyen des nombres indices mensuels

Les parts mensuelles des ventes de nombreux produits agricoles sont très inégales, la plupart des ventes étant enregistrées durant une période de deux ou trois mois par année, les mêmes d'une année à l'autre. Il est difficile de se fier à un indice annuel fondé sur une pondération égale des chiffres mensuels lorsque les mois contribuent aussi inégalement aux résultats annuels. Cela est d'autant plus vrai, que les prix des produits comportent une corrélation importante et négative avec les ventes, étant beaucoup plus faible au cours des mois affichant les parts les plus élevées de ventes que pendant les autres mois de l'année. Pour certains produits, comme les fraises cultivées en pleine terre, les seules ventes sont enregistrées pendant un ou deux mois de l'année.

Prix unitaire annuels des produits

Le prix unitaire annuel d'un produit correspond au total des revenus annuels divisé par le total des prix annuels. Il en résulte une moyenne pondérée de prix mensuels, la pondération reposant sur les quantités pour la même année. Par contre, les prix annuels de l'IPPA correspondent à des moyennes pondérées de quantités mensuelles, la pondération reposant sur des quantités mensuelles moyennes. Toutefois, ce type de moyenne pondérée se situerait beaucoup plus près d'un prix unitaire annuel qu'une simple moyenne de prix mensuels. Il s'agit d'une autre différence entre la formule de Rothwell utilisée pour l'IPPA et la formule de Balk. Les prix annuels de la formule de Balk sont des prix unitaires.

La question fondamentale en est une de représentativité. On ne voudrait pas accorder un poids égal à septembre et janvier dans le prix annuel du maïs frais, pas plus qu'on ne voudrait accorder un poids égal à l'Ontario et à Terre-Neuve dans un indice pour le maïs frais. On veut que le prix annuel moyen soit représentatif de l'importance relative des ventes des différents mois de l'année.

Compréhension des changements mensuels

Étant donné que le panier de l'indice change d'un mois à l'autre, l'IPPA ne fournit pas de mesures de la variation pure des prix dans le cas des mouvements mensuels. Même s'il n'y a aucune variation de prix d'un mois à l'autre, il peut y avoir une variation de l'indice en raison d'un changement dans le panier.

Toutefois, il est possible de décomposer la variation mensuelle de l'IPPA, comme pour la variation dans un indice de prix de Paasche, en une composante de la variation pure des prix et en une composante résiduelle, pour tous les mois sauf janvier.

La variation de décembre à janvier est distorsionnée, non seulement par le passage d'un panier mensuel à un autre, mais aussi d'un panier annuel à un autre. Toutefois, la variation de la série non enchaînée pour les mois de décembre à janvier peut être décomposée de la même façon que les variations pour les autres mois de l'année.

La composante de la variation pure des prix permet de déterminer quelle serait la variation de l'IPPA s'il n'y avait pas de

variation du panier mensuel. La mesure d'octobre à novembre serait alors fondée sur le panier d'octobre. Étant donné que le panier d'octobre est utilisé pendant ces deux mois de l'année, le calcul de la composante de la variation pure des prix nécessite le calcul des prix imputés pour certains produits qui ne sont plus en saison en novembre, le maïs frais, par exemple.

Les paniers du mois précédent et d'un mois donné ne sont pas sur un pied d'égalité lorsqu'il s'agit d'analyser les contributions aux variations en pourcentage, ces dernières n'étant pas symétriques. Il s'agit plutôt d'hypothèses rétrospectives, leur base correspondant toujours à la valeur de la période précédente. La variation *simple* dans les nombres indices entre octobre et novembre peut être décomposée indifféremment en variation pure des prix et en composante résiduelle fondée sur le panier d'octobre et de novembre. Lorsqu'on utilise une telle méthode de mise à l'échelle, la variation *relative* dans les nombres indices entre octobre et novembre nécessite que les deux composantes soient divisées par le nombre indice d'octobre, et seule une composante de la variation pure des prix fondée sur le panier d'octobre ne subira pas l'influence de l'évolution du panier.

Les mouvements de prix mensuels de l'IPPA ne signifient pas grand-chose, particulièrement dans le cas des groupes de produits les plus saisonniers, comme les fruits et les légumes, mais il en va de même pour les mouvements mensuels d'un indice de prix à panier fixe. Que signifieraient précisément les mouvements de juin à juillet pour un indice de prix à panier fixe pour les légumes frais, par exemple? Si le prix du

maïs était imputé à partir du dernier prix en saison, le mouvement de juin à juillet pour le maïs frais rendrait compte du mouvement d'octobre à juillet. Si ce mouvement était suffisamment important, le mouvement mesuré de juin à juillet dans le cas des légumes frais pourrait, dans les faits, dépasser les mouvements de juin à juillet pour l'un ou l'autre des légumes comportant un prix en juin et juillet. Ainsi, l'indice de prix à panier fixe irait à l'encontre d'une des caractéristiques de base de l'indicateur de la variation pure des prix, c'est-à-dire que la mesure agrégée est limitée par sa composante la plus élevée et par sa composante la plus faible.

C'est seulement lorsque l'on rétablit les mouvements de prix mensuels à partir des paniers mensuels, qui sont les éléments de base des indices de prix à panier saisonnier, qu'une analyse utile est possible.

Mesures mensuelles de la variation pure des prix

Le professeur Erwin Diewert propose qu'un indicateur fondé sur les deux paniers soit utilisé dans les cas où il existe des changements importants dans le panier de l'indice d'un mois à l'autre. Le professeur Diewert suggère d'utiliser un indicateur de type Fisher, mais il semble qu'un indicateur de type Edgeworth-Marshall conviendrait davantage aux besoins de l'IPPA.

Avec un indicateur de type Edgeworth-Marshall, on calculerait une moyenne pour les paniers d'octobre et de novembre, puis un mouvement d'octobre à novembre fondé sur ces parts de panier moyennes. Une fois ces mesures

calculées pour chaque province, on pourrait les agréger pour obtenir des estimations nationales.

Un indicateur de type Fisher nécessiterait que l'on calcule deux indicateurs de la variation pure des prix, l'un fondé sur un panier d'octobre, l'autre fondé sur un panier de novembre, puis de prendre leur moyenne géométrique. Étant donné que les indices de type Fisher ne sont pas uniformes une fois agrégés, on ne pourrait calculer de mesures de type Fisher au niveau provincial, puis les agréger pour obtenir des estimations nationales. On devrait plutôt calculer des estimations fondées sur octobre et des estimations fondées sur novembre, directement au niveau national, puis calculer la moyenne géométrique, ce qui est plus compliqué.

Par ailleurs, contrairement aux indicateurs de type Edgeworth-Marshall, on ne peut calculer les contributions des composantes à la variation de prix agrégée correspondant exactement à la variation en pourcentage de l'agrégation (même si dans la plupart des cas, les différences seraient minimales).

Ce qui importe peut-être davantage, c'est que l'indicateur de type Fisher représente une moyenne symétrique des indices fondés sur les paniers d'octobre et de novembre. Un indicateur de type Edgeworth-Marshall correspond à une moyenne asymétrique des mêmes indices, pondérée selon la part des volumes combinés d'octobre et de novembre. Si presque toutes les ventes étaient enregistrées en octobre, l'estimation de type Edgeworth-Marshall serait plus proche d'une estimation fondée sur le mois d'octobre que d'une estimation fondée sur le mois de

novembre, comme on pourrait raisonnablement s'y attendre.

Les différences entre les deux types de recoupements peuvent être substantielles. En mai 2001, les pommes de terre en Alberta ont affiché une baisse de 1,8 %, sur la base d'un panier d'avril, et une hausse de 3,8 % sur la base d'un panier de mai. Étant donné que plus des trois quarts des ventes pour la période d'avril et de mai ont été enregistrées en avril, l'estimation de type Fisher, à savoir une hausse de 0,9 %, n'est pas réaliste.

L'estimation Edgeworth-Marshall, soit une baisse de 0,4 %, est beaucoup plus raisonnable.

Si l'on ne devait calculer qu'une mesure analytique de la variation de prix mensuelle, on devrait probablement avoir recours à l'indicateur de type Edgeworth-Marshall. L'indicateur de type Laspeyres fondé sur le panier du mois précédent est toutefois assez intéressant, étant donné qu'il permet une décomposition de la variation mensuelle des séries officielles en variations pures des prix et en composantes résiduelles, mais uniquement comme mesure de la variation de prix mensuelle, l'indicateur Edgeworth-Marshall serait plus représentatif et, en ce sens, supérieur.

Pour l'indicateur de type Laspeyres, on imputerait uniquement des prix pour les produits saisonniers pour le premier mois suivant la saison; pour l'indicateur de type Edgeworth-Marshall, on devrait aussi imputer des prix pour le premier mois précédant la saison. Par exemple, en Ontario, le maïs frais est en saison de juillet à octobre. Même si, pour un indicateur de type Laspeyres, on ne devrait imputer des prix pour le maïs frais qu'en novembre, pour un indicateur

de type Edgeworth-Marshall, on devrait aussi imputer des prix pour le maïs frais en juin. (Aucune imputation ne serait nécessaire pour le calcul simple des estimations de l'IPPA.) Dans le cas d'un indice de prix à panier fixe, il serait évidemment nécessaire d'imputer des prix pour le maïs frais pour l'ensemble de la période de huit mois hors saison.

Comparaison de l'IPPA au Canada et du U.S. Prices Received by Farmers Index

Le remaniement de l'IPPA s'est inspiré dans une large mesure de celui du Prices Received by Farmers Index aux États-Unis, dont un certain nombre de caractéristiques ont d'ailleurs été reprises :

- un schéma de pondération saisonnière pour les 12 mois de l'année, dans le cas de tous les produits,
- une mise à jour du panier de l'indice chaque année, sur la base des ventes des cinq années antérieures à l'année précédente,
- une augmentation considérable de la couverture des produits par l'indice.

Les représentants du United States Department of Agriculture (USDA) ont répondu très efficacement aux demandes de renseignements concernant leur indice, ce qui a largement profité au remaniement de l'IPPA.

Des plans en vue d'adopter un schéma de pondération saisonnière pour l'IPPA, au moment de la prochaine mise à jour du panier, avaient déjà été établis lorsque l'indice a été abandonné en 1995. Néanmoins, l'adoption par

l'USDA d'une approche fondée sur un panier saisonnier a été très encourageante pour toutes les personnes contribuant au remaniement de l'IPPA. Cela a confirmé qu'une approche descendante à panier saisonnier est viable, et cela nous a incités encore davantage (pour des raisons de compatibilité avec l'indice de l'USDA) à adopter une approche reposant sur un panier saisonnier pour l'IPPA.

L'IPPA est un indice en chaîne, et le nouveau panier annuel est enchaîné à l'indice chaque année, l'enchaînement se faisant avec l'année et non avec le mois. L'indice de l'USDA s'apparente davantage à un indice de prix de Paasche, un nouveau panier annuel étant intégré à l'indice chaque année, sans enchaînement. Cela signifie que la variation de prix annuelle ne représente pas une mesure de la variation pure des prix, comme c'est le cas dans l'IPPA.

Pour chaque année, l'USDA calcule une moyenne quinquennale des recettes agricoles en prix courants, ce qui fait que le schéma de pondération rend compte de la structure des prix pour les cinq années. Par contre, l'indice de SC permet de calculer sur cinq ans une moyenne des recettes agricoles aux prix de l'année enchaînée, conformément à la description figurant ci-dessus. Par conséquent, le schéma de pondération de l'indice de SC rend compte du modèle des ventes des cinq années différentes, mais uniquement de la structure de prix de l'année de référence, tandis que le schéma de pondération de l'indice de l'USDA rend compte du modèle des ventes pour les cinq années différentes, ainsi que de la structure des prix pour ces cinq mêmes années. Par exemple, pour 2000, le panier de SC serait fondé sur les recettes agricoles de 1994-1998,

aux prix de 1999, ce qui est approprié pour calculer la variation de prix entre 1999 et 2000. Le schéma de pondération de l'USDA serait fondé sur les recettes agricoles de 1994 à 1998, en prix courants, afin que les poids rendent compte des prix de 1994 à 1998. Puisque la formule de l'indice américain s'apparente plus que toute autre à un indice de prix de Paasche, il serait plus censé que l'USDA réexprime les recettes agricoles de 1990 à 1992, étant donné que l'indice de l'USDA se situe à $1990-1992=100$. Toutefois, ce serait encore mieux si l'indice était calculé comme un indice en chaîne repondéré chaque année, et s'il correspondait au calcul des paniers annuels de l'IPPA.

Les IPPA annuels sont calculés comme moyennes pondérées des IPPA mensuels, conformément au concept de panier mensuel de l'indice. L'USDA calcule les indices annuels comme moyennes des indices mensuels, ce qui s'éloigne de l'approche fondée sur le panier mensuel pour le calcul des séries mensuelles, et ce qui ne permet pas de s'assurer que chaque mois est représenté de façon équitable dans l'indice annuel¹.

L'indice de SC comprend des produits pour lesquels on a enregistré des recettes agricoles dans le panier, mais aucune vente, ce qui leur permet d'exercer une influence sur l'importance relative de la catégorie à laquelle ils appartiennent (cultures ou bétail). L'indice de l'USDA exclut simplement ces produits. L'indice

1. Comme l'indiquent Milton et ses collaborateurs (1995), p.7, les règlements fédéraux relatifs au calcul des prix de parité exigent que l'USDA calcule ses indices annuels à titre de moyenne simple des indices mensuels. Ces règlements sont anachroniques pour l'indice mensuel des prix du panier saisonnier que les indices de prix reçus par les agriculteurs sont devenus.

des prix reçus par les agriculteurs comporte une période de référence de trois ans (1990 à 1992); tandis que l'IPPA repose sur une seule année (1997).

Sauf pour le recours à une période de référence pluriannuelle, toutes ces différences constituent des améliorations par rapport à la méthodologie de l'USDA, et fournissent un indicateur plus utile des mouvements des prix à la ferme.

Dans la méthodologie de l'USDA, on note qu'une période de référence de trois ans a été sélectionnée, car elle fournit, aux fins de comparaison², des prix pour la période de référence qui, globalement, se rapprochent davantage des tendances historiques touchant les prix que des prix sur une période d'un an. La volatilité des prix à la ferme est telle qu'il est préférable de privilégier une période de référence pluriannuelle à une période de référence d'une année.

On a retenu la période de référence de 1997 pour l'IPPA, en raison du changement d'année de référence des estimations des dépenses du SCN en prix constants de 1997, et de l'adoption de $1997=100$ comme base pour la plupart des indices de prix de Statistique Canada. On pensait qu'il importait plus de disposer d'une série de l'IPPA comparable avec d'autres indices de prix publiés que d'une période de base correspondant mieux aux besoins spéciaux.

La différence entre les indices américains et canadiens est révélatrice de la différence de philosophie entre les programmes statistiques de deux pays.

2. Voir Milton et ses collaborateurs, 1995, p.1.

Aux États-Unis, de nombreux organismes sont associés à leurs programmes statistiques, et on met davantage l'accent sur les produits utiles pour les divers groupes de clients. Au Canada, l'organisme statistique est centralisé, et on met davantage l'accent sur la compatibilité de toutes les statistiques économiques avec le SCN.

Répercussions de la période de référence sur les mouvements de prix estimés

Au niveau annuel, l'IPPA est un indice de prix en chaîne à panier fixe et non un indice en chaîne de Laspeyres. S'il s'agissait d'un véritable indice en chaîne de Laspeyres, le choix de la période de référence aurait des répercussions sur les mouvements de la série, considérant qu'une période de référence ne comportant qu'une année nécessiterait aussi un panier ne reposant que sur une année.

Si l'IPPA correspondait à une période de référence pluriannuelle, on pourrait avoir une meilleure idée des tendances générales des prix des différents produits

à court terme, grâce à un examen empirique des estimations annuelles les plus récentes. Une période de référence d'un an n'est pas aussi appropriée à cette fin, étant donné que l'estimation annuelle la plus récente pour un produit particulier peut être supérieure à la moyenne de l'IPPA, simplement parce que son prix en 1997 était inhabituellement faible. Le niveau ne serait alors pas inhabituellement élevé si la comparaison était fondée, par exemple, sur la période de référence de 1996 à 1998.

Tout compte fait, cela constitue un inconvénient mineur, comparativement aux avantages de la compatibilité avec d'autres mesures des prix et des volumes à Statistique Canada. Il se peut qu'à l'avenir, les responsables du SCN reviennent à un ensemble pluriannuel de prix constants (de 1926 à 1947, les estimations du produit intérieur brut ont été calculées en prix constants de 1935 à 1939) et il ne sera plus nécessaire de choisir une période de référence inappropriée pour assurer l'uniformité avec le SCN.

Bibliographie

- Baldwin, Andrew, "Un indice de prix à panier saisonnier pour les légumes frais", *Prix à la consommation et indices de prix* (Cat. 62-010-XPB), Statistics Canada : avril-juin 1987 : 105-124.
- , "Seasonal baskets in consumer price indices", *Journal of Official Statistics*, vol.6, 3, 1990 : pp.251-273.
- Balk, Bert M. "Studies on the Construction of Price Index Numbers for Seasonal Products". Doctoral dissertation. University of Amsterdam, 1984.
- Bean, L.H. and O.C.Stine, "Four Types of Index Numbers of Farm Prices", *Journal of the American Statistical Association*, XIX, 1924 : pp.30-35.
- Berger, Jacques, *La mesure des mouvements des prix agricoles : Indice des produits agricoles à la production (IPPAP) présentation de la base 1990*, l'Institut national de la statistique et des études économiques, INSÉÉ Résultats no. 429, novembre 1995.
- Carter, R.G. and E.T. Richards, "An Additional Series of Agricultural Price Indices", *Economic Trends*, No. 259, May 1975, pp.95-101.
- Diewert, W.E, "The Treatment of Seasonality in the Cost-of-Living Index", in Diewert and Montmarquette (eds.) *La mesure du niveau des prix : Actes du colloque tenu sous l'égide de Statistique Canada*, pp. 1019-1045.
- Dominion Bureau of Statistics, *Index Numbers of Farm Prices of Agricultural Products (Revised Using the New Time Base, 1961=100)*, Cat.62-529, Ottawa : 1969.
- Eurostat, *Méthodologie des indices CÉ des prix agricoles (Output et input)*, Luxembourg : Office des publications officielles des Communautés européennes, 1985.
- Krabicka, Vaclav and others, "Indice des prix des entrées dans l'agriculture (1981=100) (document de référence)" (draft), Statistics Canada, Prices Division, 1989.
- Milton, Bob, Doug Kleweno and Herb Vanderberry, *Reweighting and Rconstructing USDA's Indexes of Prices Received and Paid by Farmers*, U.S. Department of Agriculture, Economics Statistics Branch, ESB Staff Report No. ESB-95-01, 1995.
- Rothwell, Doris P., "Use of Varying Seasonal Weights in Price Index Construction", *JASA*, XLIII, 1958 : 66-77.
- Shepherd, Geoffrey, "Appraisal of Alternative Concepts and Measures of Agricultural Parity Prices and Incomes", Staff Paper 10 in Price Statistics Review Committee of the National Bureau of Economic Research (ed.), *The Price Statistics of the Federal Government*, Washington : National Bureau of Economic Research, 1961 : 459-502.
- Swanson, Earl R., "Unit Value Pricing of Prices Received by Farmers", Staff Paper 11 in *The Price Statistics of the Federal Government*, 1961 : 503-525.

Série de documents de travail sur l'agriculture et le milieu rural

(* La Série de documents de travail sur l'agriculture et le milieu rural est maintenant accessible dans le site Web de Statistique Canada (www.statcan.ca). À la page *Nos Produits et services*, sous *Parcourir les publications Internet (PDF ou HTML)*, choisissez *Gratuites*.)

N°1	(21-601-MPF1980001)	Description de la méthode Theil de prévision de l'erreur quadratique moyenne pour la statistique agricole (1980) , Stuart Pursey
N° 3	(21-601-MPF1981003)	Examen du Projet de l'estimation du bétail et recommandations de mesures à prendre (1981) , Bernard Rosien et Elizabeth Leckie
N° 4	(21-601-MPF1984004)	Le secteur canadien des oléagineux : vue d'ensemble (1984) , Glenn Lennox
N° 5	(21-601-MPF1984005)	Analyse préliminaire de la contribution des paiements directs du gouvernement dans le revenu agricole net réalisé (1984) , Lambert Gauthier
N° 6	(21-601-MPF1984006)	Les caractéristiques des exploitants entrant en agriculture et leurs entreprises au sud de l'Ontario pour la période 1966 à 1976 (1984) , Jean B. Down
N° 7	(21-601-MPF1984007)	Sommaire des programmes d'aide à la production agricole aux États-Unis (1984) , Allister Hickson
N° 8	(21-601-MPF1984008)	Intensité de la pratique de la jachère dans les Prairies : Une analyse des données du recensement de 1981 (1984) , Les Macartney
N° 9	(21-601-MPF1985009)	Évolution de la structure du secteur porcin au Canada (1985) , Mike Shumsky
N° 10	(21-601-MPF1986010)	Révisions au traitement des loyers de maisons imputés dans les comptes de fermes canadiennes, 1926-1979 (1986) , Mike Trant
N° 11	(21-601-MPF1992011)	L'estimateur par le quotient : explication intuitive et utilisation pour estimer les variables agricoles (1992) , François maranda et Stuart Pursey
N° 12	(21-601-MPF1991012)	L'effet de la distorsion géographique causée par la règle de l'emplacement (1991) , Rick Burroughs
N° 13	(21-601-MPF1991013)	La qualité des données agricoles : forces et faiblesses (1991) , Stuart Pursey
N° 14	(21-601-MPF1992014)	Autres cadres d'examen des données rurales (1992) , A.M. Fuller, Derek Cook et Dr. John Fitzsimons
N° 15	(21-601-MPF1993015)	Tendances et caractéristiques relatives aux régions rurales et aux petites villes du Canada (1993) , Brian Biggs, Ray Bollman et Michael McNames
N° 16	(21-601-MPF1992016)	La microdynamique et l'organisation économique de la famille agricole dans le changement structurel en agriculture (1992) , Phil Ehrensaft et Ray Bollman
N° 17	(21-601-MPF1993017)	Consommation de céréales et de graines oléagineuses par le bétail et la volaille, Canada et provinces, 1992 , Section du bétail et des produits d'origine animale
N° 18	(21-601-MPF1994018)	Changements structurels dans le domaine agricole - Étude comparative des tendances et des modèles observés au Canada et aux États-Unis , Ray Bollman, Leslie A. Whitener et Fu Lai Tung
N° 19	(21-601-MPF1994019)	Revenu total de la famille agricole selon le type d'exploitation et la taille de celle-ci, et selon la région, en 1990 (1994) , Saiyed Rizvi, David Culver, Lina Di Piéto et Kim O'Connor
N° 20	(21-601-MPF1991020)	L'adaptation dans le secteur agricole au Canada (1994) , George McLaughlin
N° 21	(21-601-MPF1993021)	Microdynamique de la croissance et de la décroissance des exploitations agricoles : une comparaison Canada - États-Unis , Fred Gale et Stuart Pursey
N° 22	(21-601-MPF1992022)	Les structures des gains des ménages agricoles en Amérique du Nord - Positionnement pour la libéralisation des échanges , Leonard Apedaile, Charles Barnard, Ray Bollman et Blaine Calkins
N° 23	(21-601-MPF1992023)	Secteur de la pomme de terre : comparaison entre le Canada et les États-Unis , Glenn Zepp, Charles Plummer et Barbara McLaughlin
N° 24	(21-601-MPF1994024)	Étude comparative des données américaines et canadiennes sur la structure des fermes , Victor J. Oliveira, Leslie A. Whitener et Ray Bollman
N° 25	(21-601-MPF1994025)	Méthodes statistiques de la Sous-section de la commercialisation des grains, document de travail, version 2 , Karen Gray
N° 26	(21-601-MPF1994026)	Rendement des exploitations agricoles : Estimations établies à partir de la base de données complètes sur les exploitations agricoles , W. Steven Danford
N° 27	(21-601-MPF1994027)	La mesure de l'emploi touristique dans les régions rurales , Brian Biggs

Série de documents de travail sur l'agriculture et le milieu rural (suite)

(* La Série de documents de travail sur l'agriculture et le milieu rural est maintenant accessible dans le site Web de Statistique Canada (www.statcan.ca). À la page *Nos Produits et services*, sous *Parcourir les publications Internet (PDF ou HTML)*, choisissez *Gratuites*.)

N° 28*	(21-601-MIF1995028)	Délimitation de l'écoumène agricole canadien de 1991 , Timothy J. Werschler
N° 29	(21-601-MPF1995029)	Étude cartographique de la diversité des économies rurales : une typologie préliminaire du Canada rural , Liz Hawkins
N° 30*	(21-601-MIF1996030)	Structure et tendances de l'emploi rural au Canada et dans les pays de l'OCDE , Ron Cunningham et Ray D. Bollman
N° 31*	(21-601-MIF1996031)	Une nouvelle approche pour les régions autres que les RMR/AR , Linda Howatson-Leo et Louise Earl
N° 32	(21-601-MPF1996032)	L'emploi dans l'agriculture et ses industries connexes en région rurale : structure et changement 1981-1991 , Sylvain Cloutier
N° 33*	(21-601-MIF1998033)	Exploiter une ferme d'agrément - pour le plaisir ou le profit? , Stephen Boyd
N° 34*	(21-601-MIF1998034)	Utilisation de la technologie d'imagerie documentaire dans le recensement canadien de l'agriculture de 1996 , Mel Jones et Ivan Green
N° 35*	(21-601-MIF1998035)	Tendances de l'emploi au sein de la population active non métropolitaine , Robert Mendelson
N° 36*	(21-601-MIF1998036)	La population des milieux ruraux et des petites villes s'accroît pendant les années 90 , Robert Mendelson et Ray D. Bollman
N° 37*	(21-601-MIF1998037)	La composition des établissements commerciaux dans les petites et les grandes collectivités du Canada , Robert Mendelson
N° 38*	(21-601-MIF1998038)	Le travail hors ferme des exploitants de fermes de recensement : Aperçu de la structure et profils de mobilité , Michael Swidinsky, Wayne Howard et Alfons Weersink
N° 39*	(21-601-MIF1999039)	Le capital humain et le développement rural : quels sont les liens? , Ray D. Bollman
N° 40*	(21-601-MIF1999040)	Utilisation de l'ordinateur et d'Internet par les membres des ménages ruraux , Margaret Thompson-James
N° 41*	(21-601-MIF1999041)	Les cotisations aux REER des producteurs agricoles canadiens en 1994 , Marco Morin
N° 42*	(21-601-MIF1999042)	Intégration des données administratives et des données d'enquête de recensement , Michael Trant et Patricia Whitridge
N° 43*	(21-601-MIF2001043)	La dynamique du revenu et de l'emploi dans le Canada rural : le risque de la pauvreté et de l'exclusion , Esperanza Vera-Toscano, Euan Phimister et Alfons Weersink
N° 44*	(21-601-MIF2001044)	Migration des jeunes ruraux entre 1971 et 1996 , Juno Tremblay
N° 45*	(21-601-MIF2001045)	Évaluation du bien-être économique des Canadiens ruraux au moyen d'indicateurs de revenu , Carlo Rupnik, Margaret Thompson-James et Ray D. Bollman
N° 46*	(21-601-MIF2001046)	Tendances géographiques du bien-être socioéconomique des collectivités des Premières nations , Robin P. Armstrong
N° 47*	(21-601-MIF2001047)	Répartition et concentration des animaux de ferme au Canada , Martin S. Beaulieu
N° 48*	(21-601-MIF2001048)	Élevage intensif des animaux de ferme : la taille de l'exploitation a-t-elle son importance? , Martin S. Beaulieu
N°49*	(21-601-MIF2001049)	La statistique agricole au service du développement rural , Ray D. Bollman
N°50*	(21-601-MIF2001050)	Situation relative à l'emploi dans les régions rurales et les petites villes : Structure par industrie , Roland Beshiri et Ray D. Bollman
N°51*	(21-601-MIF2001051)	Le temps passé au travail : Comment les agriculteurs jonglent avec leur temps et incidences sur le revenu familial total , Sylvain Cloutier
N°52*	(21-601-MIF2001052)	Le profil des producteurs de maïs-grain et de soya génétiquement modifiés au Québec et en Ontario , Bernard Hategekimana
N°53*	(21-601-MIF2002053)	Intégration des marchés des bovins du Canada et des États-Unis , Rita Athwal

Série de documents de travail sur l'agriculture et le milieu rural (fin)

(* La Série de documents de travail sur l'agriculture et le milieu rural est maintenant accessible dans le site Web de Statistique Canada (www.statcan.ca). À la page *Nos Produits et services*, sous *Parcourir les publications Internet (PDF ou HTML)*, choisissez *Gratuites*.)

N°54*	(21-601-MIF2002054)	Maïs-grain et soya génétiquement modifiés au Québec et en Ontario en 2000 et 2001 , Bernard Hategekimana
N°55*	(21-601-MIF2002055)	Tendances migratoires récentes dans les régions rurales et petites villes du Canada , Neil Rothwell et autres
N°56*	(21-601-MIF2002056)	Rendement du secteur du commerce de détail des aliments dans la chaîne agroalimentaire , David Smith et Michael Trant
N°57*	(21-601-MIF2002057)	Caractéristiques financières des entreprises acquises dans l'industrie alimentaire canadienne , Martin S. Beaulieu
N°58*	(21-601-MIF2002058)	Structure des échanges provinciaux , Marjorie Page
N°59*	(21-601-MIF2002059)	Analyse de la rentabilité dans le secteur de la transformation des aliments au Canada , Rick Burroughs et Deborah Harper
N°60*	(21-601-MIF2002060)	La diversification du monde rural , Marjorie L. Page
N°61*	(21-601-MIF2002061)	Définitions de « rural » , Valerie du Plessis et autres
N°62*	(21-601-MIF2003062)	Profil géographique des animaux de ferme au Canada, 1991-2001 , Martin S. Beaulieu et Frédéric Bédard
N°63*	(21-601-MIF2003063)	Disparité infraprovinciale des revenus au Canada : Données de 1992 à 1999 , Alessandro Alasia
N°64*	(21-601-MIF2003064)	Les économies et le commerce agricoles Canada-Mexique : des relations nord-américaines plus étroites , Verna Mitura et autres
N°65*	(21-601-MIF2003065)	Adoption de technologies informatiques par les entreprises agricoles canadiennes : analyse fondée sur le Recensement de l'agriculture de 2001 , Jean Bosco Sabuhoro et Patti Wunsch
N°66*	(21-601-MIF2004066)	Facteurs d'utilisation d'Internet à la maison au Canada, 1998 à 2000 , Vik Singh
N°67*	(21-601-MIF2004067)	Cartographie de la diversité socioéconomique du Canada rural : Une analyse multidimensionnelle , Alessandro Alasia
N°68*	(21-601-MIF2004068)	Incidence de l'investissement direct étranger sur le secteur agroalimentaire : analyse empirique , W.H. Furtan et J.J. Holzman
N°69*	(21-601-MIF2004069)	Le secteur canadien des bovins de boucherie et les répercussions de l'ESB sur le revenu des familles agricoles , Verna Mitura et Lina Di Piéto
N°70*	(21-601-MIF2004070)	Mesure de la concentration dans les industries de transformation des aliments , Darryl Harrison et James Rude
N°71*	(21-601-MIF2004071)	Tendances de l'activité liée au travail autonome non agricole chez les femmes des régions rurales , Valerie du Plessis