

L'IPC est-il une mesure adéquate pour la définition de la stabilité des prix?

*Allan Crawford, Jean-François Fillion et Thérèse Laflèche**

Introduction

L'objectif central de la politique monétaire poursuivie par la Banque du Canada est d'assurer la stabilité des prix au pays. Bien qu'il s'agisse là d'un objectif assez large, il a été établi à partir d'une définition assez spécifique des prix. En effet, les fourchettes cibles de maîtrise de l'inflation utilisées par la Banque ont été établies en fonction de la variation sur douze mois de l'indice des prix à la consommation (IPC) et, par extension, de l'IPC qui exclut les aliments, l'énergie et l'effet des impôts indirects (IPCexAEI). Dans ce contexte, il semble primordial d'examiner si l'IPC est une mesure adéquate pour la définition de la stabilité des prix. Nous abordons la question sous trois angles différents, mais complémentaires¹.

Dans un premier temps, nous examinons à l'aide de différents outils statistiques la présence d'une tendance commune au niveau de l'IPC et à deux autres mesures des prix, soit l'indice implicite des prix du produit intérieur brut et le niveau général des coûts unitaires de main-d'œuvre. Le point de départ de notre analyse est l'idée qu'il y aura toujours une certaine

1. Lebow, Roberts et Stockton (1992), Edey (1994), Yates (1995) et Freedman (1996) examinent des questions similaires à celles dont nous traitons dans le présent travail.

* *Nous remercions d'abord David Longworth et Gerald Stuber pour leurs commentaires. Nous remercions également André Léonard pour son apport à la réalisation de cette étude, Maral Kichian pour sa contribution à l'application de la méthode des composantes principales exposée à la section 1, ainsi que Nancy Huether, Philippe Muller et Elena Sastron pour le travail technique réalisé à la section 2.*

marge d'incertitude au sujet de la définition la plus appropriée des prix ou du taux d'inflation dans l'économie. Toutefois, dans la mesure où il existe une tendance commune entre les différentes mesures des prix, la politique monétaire peut, en visant un taux de croissance donné de l'IPC (ou un niveau donné), avoir de bonnes chances de stabiliser les autres mesures des prix autour de cette même tendance.

Dans la deuxième partie du texte, nous comparons le taux de variation de l'IPCexAEI à de nouvelles mesures statistiques du taux d'inflation tendanciel. Ces nouvelles mesures éliminent ou atténuent l'effet des composantes de l'IPC qui, à chaque période, affichent les variations les plus prononcées, ce, dans l'hypothèse où ces variations extrêmes traduisent des chocs temporaires qui ne reflètent pas la tendance fondamentale des prix. Si le taux d'inflation donné par l'IPCexAEI se compare favorablement à ces nouvelles mesures du taux d'inflation, cela pourra constituer une indication que ce taux est une mesure utile pour la conduite de la politique monétaire, en plus de présenter certains avantages du fait de sa simplicité.

Dans la troisième partie, nous décrivons et estimons les différents types de biais que contient l'IPC canadien en tant que mesure de l'inflation. Cette question est importante, puisqu'une mesure opérationnelle de la stabilité des prix définie en termes de taux de changement de l'IPC pourrait être égale au biais total. Un apport au travail de Crawford (1993) consiste à examiner l'hypothèse d'un biais positif, potentiellement important, lié à l'arrivée de nouvelles marques de commerce sur le marché, puisque l'IPC ne tient pas compte des effets de ce facteur sur l'élargissement des choix du consommateur.

1 Les relations entre l'IPC et d'autres mesures des prix

Dans cette section, nous examinons l'existence d'une tendance stochastique commune à l'IPC, à l'indice implicite du PIB et à la mesure des coûts unitaires de main-d'œuvre. Nous nous attendons à ce que ces différentes mesures des prix partagent une tendance commune, cela pour au moins deux raisons. D'abord, les différents taux d'inflation subissent l'influence de variables exogènes communes (par exemple, des chocs de la demande globale ou des chocs des prix des matières premières). En outre, il existe, entre les différentes mesures des prix, des relations de causalité, de cointégration ou simplement des relations temporelles qui, en principe, devraient assurer des liens assez étroits entre ces mesures. Il peut s'agir, par exemple, des relations entre les coûts unitaires de main-d'œuvre et les prix aux producteurs, des relations entre les prix à la production et les prix à la consommation ou encore des effets des changements des attentes d'inflation sur les salaires et, conséquemment, sur les coûts unitaires de main-d'œuvre.

Dans cette section, nous fournissons d'abord quelques statistiques sommaires sur les relations entre les trois taux d'inflation, à savoir les corrélations simples et les composantes principales reliant ces taux, ainsi que les tests de cointégration entre les niveaux des prix. Ensuite, nous estimons les relations entre les taux d'inflation à l'aide d'un modèle économétrique de type VECM (modèle vectoriel à correction d'erreurs) et nous évaluons sur divers horizons, à l'aide de simulations stochastiques appliquées à ce modèle, le degré de divergence entre les taux d'inflation et les prix relatifs. Le modèle VECM a pour objet de rendre compte de l'influence exercée par les facteurs exogènes communs, des relations dynamiques entre les taux d'inflation et des relations à long terme entre les niveaux de prix.

1.1 Un aperçu des données

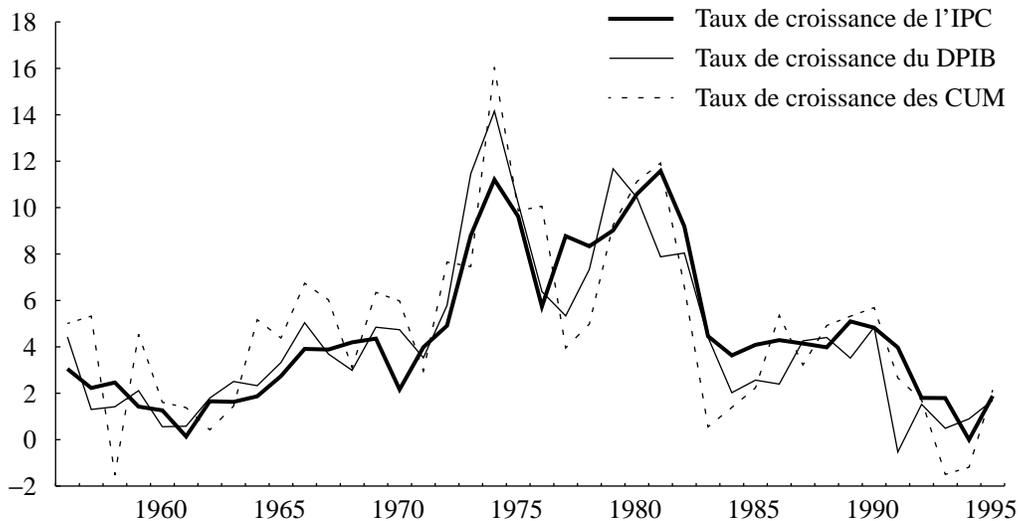
Dans cette section, nous examinons sommairement les données de l'IPC, du dégonfleur du PIB au coût des facteurs (DPIB) et celles des coûts unitaires de main-d'œuvre (CUM) au cours des quatre dernières décennies. Nous utilisons une estimation du dégonfleur du PIB au coût des facteurs. Pour établir cette estimation, on soustrait du produit intérieur brut aux prix du marché les revenus des gouvernements sous forme d'impôts indirects, et on divise le chiffre ainsi obtenu par le produit intérieur brut au coût des facteurs en dollars de 1986. Notre estimation des coûts unitaires de main-d'œuvre est donnée par le rapport de la rémunération totale des salariés (solde des militaires exclue) au produit intérieur brut au coût des facteurs en dollars de 1986.

On retrouve au Graphique 1 l'évolution du taux de variation annuel de l'IPC ($\Delta ipc1$), du dégonfleur du PIB au coût des facteurs ($\Delta dpib1$) et des coûts unitaires de main-d'œuvre ($\Delta cum1$) depuis le milieu des années 50. On remarque tout de suite la similitude entre ces trois mesures de l'inflation. De fait, les taux de variation moyen de ces indices de prix au cours de la période 1956-1995 sont à peu près identiques — 4,6 %, 4,4 % et 4,8 % respectivement. De même, leur degré de variabilité est comparable, les écarts-types étant respectivement de 3,1 %, 3,5 % et 3,8 %. En outre, la corrélation entre les taux d'inflation est assez élevée, de 0,88 entre $\Delta ipc1$ et $\Delta dpib1$, de 0,78 entre $\Delta ipc1$ et $\Delta cum1$, et de 0,84 entre $\Delta dpib1$ et $\Delta cum1$.

L'analyse des composantes principales révèle que la première, c'est-à-dire la combinaison linéaire des trois taux d'inflation qui maximise la variance commune aux trois séries, accorde une pondération assez similaire à $\Delta ipc1$, $\Delta dpib1$ et $\Delta cum1$. Cela constitue peut-être une indication du rôle également important que joue chacune des mesures de prix dans la dynamique de l'inflation au Canada. En outre, la première composante

Graphique 1

Taux de croissance de différents indices de prix (données annuelles)



contribue à expliquer 90 % de la variance totale des trois taux d'inflation. Il y a donc une tendance commune de court terme, qui est prépondérante.

Nous testons maintenant l'hypothèse de cointégration entre les niveaux des indices de prix. La cointégration observée signifie précisément qu'il existe une tendance commune de long terme entre les mesures des prix. Nous testons cette hypothèse à l'aide de la méthodologie des VECM élaborée par Johansen (1988) et par Johansen et Juselius (1990)². Nous présentons au Tableau 1 les statistiques L-max (valeur propre maximale) et Trace qui permettent de tester la cointégration entre les logarithmes de l'IPC, du DPIB et des CUM, soit entre *ipc*, *dpib* et *cum*, à l'intérieur de systèmes à deux ou trois variables³.

2. Les aspects techniques de la procédure d'estimation du VECM et de l'application des tests de cointégration dans ce modèle sont bien décrits dans le document de Paquet (1994). Pour l'estimation et l'application des tests, nous avons utilisé le programme CATS disponible avec le logiciel RATS (voir Hansen et Juselius, 1995).

3. Les principales caractéristiques des VECM sont décrites au bas du Tableau 1. Il importe cependant de mentionner que les modèles comprennent une série de variables exogènes stationnaires, dont nous discutons en détail à la prochaine sous-section. La présence de ces variables change la distribution des tests de cointégration. Des recherches futures devraient permettre de recalculer les valeurs critiques en présence de variables exogènes.

Tableau 1
Tests de cointégration entre les logarithmes des indices de prix

Système	Ho	Tests de cointégration			Tests de spécification multivariés (risque de 1 ^{re} espèce)			Tests d'hypothèses	
		L-max	Trace	LM(1)	LM(4)	Normalité	Coefficients des vecteurs de long terme non contraints / contraints	Risque de 1 ^{re} espèce	
1) <i>ipc, dpib</i>	$r = 0$	21,14*	21,48*	0,34	0,07	0,45	[1, -1,049] / [1, -1]	0,00	
	$r \leq 1$	0,34	0,34						
2) <i>ipc, cum</i>	$r = 0$	14,04+	15,80#	0,16	0,51	0,77	[1, -1,033] / [1, -1]	0,10	
	$r \leq 1$	1,76	1,76						
3) <i>dpib, cum</i>	$r = 0$	5,53	5,54	0,27	0,19	0,03	[1, -0,971] / [1, -1]	0,19	
	$r \leq 1$	0,00	0,00						
4) <i>ipc, dpib, cum</i>	$r = 0$	26,81*	32,86#	0,15	0,56	0,67	[1, -1,043, -0,012] [0,244, 1, -1,206] /	s.o.	
	$r \leq 1$	6,04	6,05						
	$r \leq 2$	0,01	0,01				s.o.		

Nota : Les systèmes sont estimés sur la période allant de 1962T1 à 1995T4. L'ordre des systèmes est égal à 5. Ces systèmes comprennent aussi trois variables exogènes ainsi que quelques variables binaires.

Dans toutes nos estimations, il y a une constante dans chacune des équations du système, mais son rôle n'est pas prédéterminé. Il peut s'agir d'une constante qui se retrouve en partie à l'intérieur du vecteur de cointégration et en partie à l'extérieur de celui-ci, et qui sert à identifier la tendance stochastique des données. En aucun cas, nous ne supposons que les systèmes comprennent une tendance déterministe.

Les statistiques L-max et Trace, proposées par Johansen (1988), permettent de tester la cointégration. Lorsque nous testons $H_0 : r = 0$, nous testons l'hypothèse que le nombre de vecteurs de cointégration est nul. Si l'on ne peut pas rejeter cette hypothèse, c'est qu'il y a absence de cointégration, et là s'arrête l'analyse. Si l'on rejette cette hypothèse, c'est qu'il y a au moins un vecteur de cointégration, et on doit alors poursuivre la procédure pour vérifier s'il y a plus d'un vecteur. Dans l'étape suivante, nous testons l'hypothèse $H_0 : r \leq 1$. Si l'on ne rejette pas cette hypothèse (et que l'on a déjà rejeté $H_0 : r = 0$), c'est qu'il y a au maximum un vecteur de cointégration; si l'on rejette l'hypothèse, c'est qu'il y a plus d'un vecteur. Le signe + signifie une statistique significative à un niveau de confiance supérieur à 90 %; #, à un niveau de confiance supérieur à 95 %; *, à un niveau de confiance supérieur à 99 %. Les valeurs critiques des tests de cointégration proviennent de Osterwald-Lenum (1992).

Les statistiques LM(1) et LM(4) examinent l'hypothèse d'absence d'autocorrélation des erreurs, d'ordre 1 et 4.

Aux systèmes (1) et (2), nous trouvons des relations de cointégration entre, d'une part, *ipc* et *dpib*, et, d'autre part, entre *ipc* et *cum*. En effet, dans ces systèmes, on ne peut pas rejeter à un niveau de confiance dépassant 90 % l'hypothèse qu'il y a un vecteur de cointégration reliant l'IPC et chacun des deux autres indices. Cependant, la relation unitaire entre les indices de prix est rejetée dans les deux systèmes, bien que les coefficients de long terme ne soient pas trop éloignés de la valeur unitaire. Au système (3), l'absence de cointégration entre *dpib* et *cum* ne peut pas être rejetée, ce qui signifie que le dégonfleur du PIB et les coûts unitaires n'ont pas entre eux de lien de long terme significatif, bien que l'IPC soit relié individuellement à chacun d'eux. Les résultats du système (4) à trois variables indiquent qu'il n'y a qu'un seul vecteur de cointégration, alors que la présence d'un deuxième vecteur serait nécessaire pour identifier un ensemble de cointégration entre les trois variables. Le premier vecteur de cointégration semble représenter la relation entre l'IPC et le DPIB, tandis que la deuxième relation, bien que non significative aux niveaux de confiance habituels, semble en être une qui relie le DPIB et les CUM. Il faut remarquer qu'en transformant ces deux équations à trois inconnues, on obtient, par substitution, les trois relations suivantes :

$$ipc = 1,06dpib; ipc = 1,02cum; dpib = 0,96cum.$$

Ces relations sont assez proches des relations unitaires.

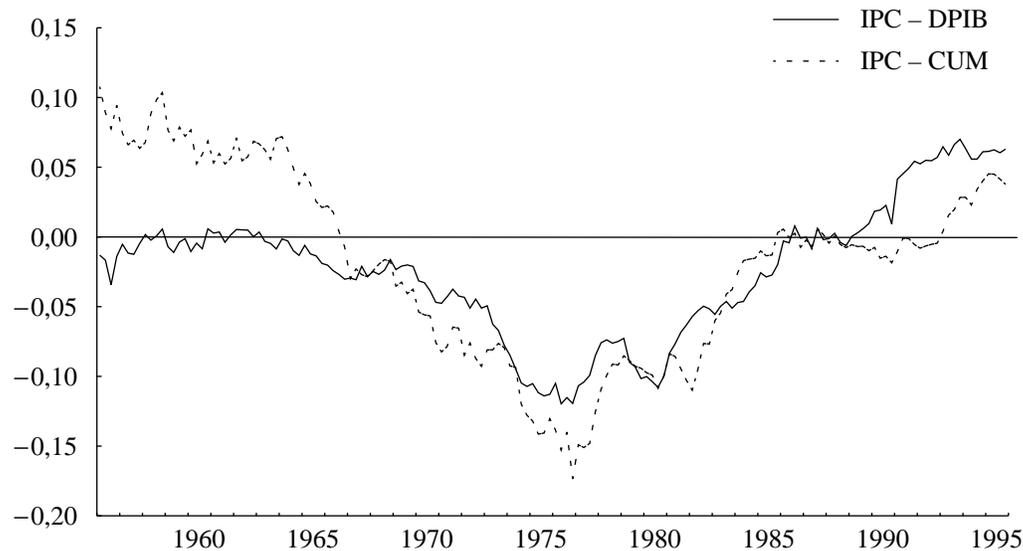
Dans l'ensemble, l'examen des diverses statistiques (corrélations simples, composantes principales, tests de cointégration) montre qu'il y a, dans le court et dans le long terme, une assez grande concordance entre les variations des différentes mesures. Cela nous porte à croire qu'il existe une tendance commune entre elles. Cependant, malgré cette concordance, les taux d'inflation et les prix relatifs peuvent diverger de façon non négligeable pendant des périodes prolongées. En effet, comme on peut l'observer au Graphique 1, Δipc_1 a été assez systématiquement plus faible que $\Delta dpib_1$ et Δcum_1 entre le début des années 60 et le milieu des années 70, alors qu'il a le plus souvent surpassé $\Delta dpib_1$ et Δcum_1 depuis le début des années 80. De fait, la croissance annuelle de l'IPC a dépassé celle du DPIB et des CUM d'environ 1 point de pourcentage par année, en moyenne, au cours de la période 1981-1995. Les différences entre les taux d'inflation se traduisent par des écarts persistants entre les niveaux des indices de prix, comme on peut le voir au Graphique 2.

1.2 Les résultats de l'estimation du VECM

Il nous paraît maintenant utile de clarifier quelque peu l'ampleur et la persistance des divergences entre les taux d'inflation et les prix relatifs.

Graphique 2

Différence entre les logarithmes de l'IPC et différents indices de prix (données trimestrielles)



Nous présentons d'abord les résultats de l'estimation d'un VECM reliant les taux d'accroissement de l'IPC, du DPIB et des CUM. Le VECM comprend, en plus des relations dynamiques entre les taux d'inflation, des relations de long terme entre les niveaux des prix, ainsi que l'influence de facteurs exogènes communs. À la sous-section 1.3, à l'aide de simulations stochastiques appliquées à ce modèle, nous examinerons sur différents horizons le degré de divergence entre les taux d'inflation et les prix relatifs.

Le VECM que nous estimons est un système de trois équations où les variables dépendantes sont exprimées en différence première (c'est-à-dire la différence première des logarithmes des trois mesures de prix), et qui comprend, en outre, deux relations linéaires entre les niveaux des prix. Chacune des équations comprend quatre retards de chacun des taux d'inflation. Nous sommes arrivés à la conclusion que quatre retards étaient un choix raisonnable, puisque les problèmes d'autocorrélation et d'hétéroscédasticité des erreurs disparaissent dans ces circonstances. En outre, le modèle VECM comprend le cinquième retard des relations de long terme. Nous avons fixé à deux le nombre de relations de long terme existant entre les trois indices de prix, même si les tests indiquent qu'il n'y a qu'un seul vecteur de cointégration, et non deux. On verra plus loin que le deuxième vecteur semble être important dans au moins une équation du

VECM. Nous avons aussi fixé les paramètres β à la valeur obtenue à l'aide de la procédure d'estimation de Johansen et Juselius. Il s'agit des deux relations qui sont représentées au système 4 du Tableau 1. De plus, pour simplifier le processus d'ajustement des prix, nous avons imposé la contrainte que ces relations n'apparaissent que dans les équations où elles sont significatives.

Le VECM comprend trois variables exogènes, ce qui permet de mesurer l'influence des chocs communs à chacun des taux d'inflation. La première variable est la mesure cyclique de l'écart de production établie à la Banque du Canada, soit la variable *écarty*, retardée d'un trimestre. Cette estimation de l'écart de production est publiée régulièrement dans le *Rapport sur la politique monétaire* de la Banque. Les deuxième et troisième variables exogènes, soit *ddpprodb* et *ddppétr*, mesurent l'influence des prix des produits de base (autres que l'énergie) et des prix du pétrole. Ces deux mesures des prix sont exprimées en dollars américains sous forme de ratio par rapport au dégonfleur du PIB des États-Unis. Elles sont ensuite transformées sous la forme logarithmique et exprimées en différence seconde. La valeur contemporaine de même que les quatre premiers retards des variables *ddpprodb* et *ddppétr* figurent dans les trois équations du VECM. Nous avons aussi tenté d'introduire l'effet de l'inflation importée dans les équations, mais sans succès, puisque les variables utilisées n'étaient pas significatives⁴.

Les résultats de l'estimation du modèle VECM avec des données trimestrielles couvrant la période de 1963 à 1995 se trouvent au Tableau 2. On constate d'abord que les relations de long terme entre les niveaux de prix semblent significatives⁵. Comme ces relations figurent dans les trois équations, il est juste de dire qu'à long terme tous les prix s'influencent les uns les autres. Cependant, comme les coefficients d'ajustement sont assez petits, les relations entre les niveaux de prix constituent un phénomène de

4. Notons aussi que toutes les équations comprennent quelques variables auxiliaires qui servent à tenir compte de certaines variations brusques et temporaires des taux d'inflation. Ces variables auxiliaires n'apparaissent pas dans les relations de long terme du VECM, mais uniquement dans la dynamique de court terme. La première variable binaire est nécessaire pour l'équation des coûts unitaires de main-d'œuvre, qui ont vu leur taux de croissance passer d'une moyenne d'environ 11 % en 1975 et au tout début de 1976 à -0,43 % au 3^e trimestre de 1976 et à 22,5 % au trimestre suivant. En outre, deux variables binaires sont rendues nécessaires par la création de la taxe sur les produits et services en janvier 1991. Sans les variables binaires, les équations affichaient des erreurs d'estimation qui n'étaient pas distribuées normalement à cause de l'effet de ce changement.

5. Il faut interpréter prudemment les statistiques t rattachées aux vecteurs de long terme, étant donné que les tests de cointégration indiquent la présence d'un seul vecteur.

Tableau 2

Résultats de l'estimation du VECM

Coefficients	Modèle VECM		
	Δipc	$\Delta dpib$	Δcum
Constante	-0,007 (3,37)	0,012 (3,15)	0,013 (2,96)
$ipc - 1,04 * dpib - 0,01 * cum (t-5)$	-0,047 (4,13)	0,039 (2,27)	0,045 (1,98)
$dpib - 1,21 * cum + 0,24 ipc (t-5)$	—	-0,027 (2,06)	—
$\Sigma \Delta ipc (t-4 \text{ à } t-1)$	0,274 (1,99)	0,581 (2,79)	0,673 (2,43)
$\Sigma \Delta dpib (t-4 \text{ à } t-1)$	0,252 (2,68)	0,502 (3,33)	0,355 (1,87)
$\Sigma \Delta cum (t-4 \text{ à } t-1)$	0,125 (1,88)	-0,042 (0,40)	-0,060 (0,45)
<i>écarty</i> (t-1)	0,047 (3,05)	0,072 (3,06)	0,208 (6,78)
<i>ddpprodb</i> (t-4 à t)	0,021 (0,67)	0,096 (1,98)	-0,038 (0,60)
<i>ddppétr</i> (t-4 à t)	0,016 (1,44)	0,050 (3,05)	0,015 (0,69)
R ²	0,848	0,761	0,706
Écarts-types des estimations (taux annuels)	0,013	0,020	0,026
Statistique de Durbin-Watson	2,070	2,036	2,059
Proportion de la variance trimestrielle expliquée par			
<i>écarty</i>	0,236	0,270	0,304
<i>ddpprodb</i>	0,009	0,016	0,007
<i>ddppétr</i>	0,014	0,029	0,000

Nota : Les modèles sont estimés avec des données trimestrielles du premier trimestre de 1963 au quatrième trimestre de 1995. Ils comprennent, en plus des variables qui figurent au tableau, un certain nombre de variables binaires (voir la sous-section 1.2 pour plus de détails). La valeur absolue des statistiques t est indiquée entre parenthèses.

longue période qui a assez peu d'influence sur le profil à court terme des taux d'inflation. Nous reviendrons sur cette question à la sous-section 1.3.

Les variations de l'IPC et celles du DPIB sont fortement influencées par leur propre passé, ce qui peut traduire l'effet des attentes d'inflation sur l'inflation courante ou l'effet des coûts d'ajustement des prix. En outre, il y a des relations croisées importantes entre les variations de l'IPC et celles du dégonfleur. Cette dynamique croisée peut traduire plusieurs influences. L'effet des variations du DPIB sur celles de l'IPC peut refléter l'influence qu'ont sur les prix à la consommation futurs les variations de prix de différents intrants du processus de production dont les effets se retrouvent

directement ou indirectement dans le DPIB, par exemple les matières premières, les biens d'investissement ou les salaires. L'effet des variations de l'IPC sur le DPIB peut traduire l'influence de l'IPC sur les attentes d'inflation des travailleurs, sur les demandes salariales et, conséquemment, sur les prix à la production. Les effets croisés de l'IPC et du DPIB expliqueraient peut-être aussi que, dans les deux modèles, les variations des CUM n'avaient guère, à part leurs effets significatifs, mais petits, sur les variations de l'IPC, d'incidence directe sur les prix. Cependant, les variations des CUM sont largement déterminées par celles des prix à la consommation, ce qui traduit peut-être l'effet des modifications des attentes d'inflation sur les demandes salariales.

Nous retrouvons aussi dans les trois équations l'influence des facteurs communs que sont l'écart de production et les prix des matières premières. On note d'abord que les variations du DPIB réagissent un peu plus que celles de l'IPC à l'écart de production (*écarty*), mais que ce sont les CUM qui sont les plus influencés par la conjoncture économique. Un résultat semblable a été obtenu par Cozier (1991). En outre, l'analyse partielle de la décomposition des variances, dont les résultats se trouvent au bas du Tableau 2, montre que les variations de *écarty* expliquent une part importante de la variance trimestrielle de chacun des taux d'inflation, soit entre 25 et 30 %. D'autre part, les chocs des prix des matières premières (*ddpprodb* et *ddppétr*) ont une influence significative sur le dégonfleur du PIB, mais ils n'ont pas d'effets significatifs sur l'IPC et les CUM. Les prix des matières premières peuvent toutefois influencer indirectement l'IPC (et les CUM) par le biais de leurs effets sur le dégonfleur du PIB. Cela pourrait expliquer que les variations du dégonfleur puissent souvent précéder celles de l'IPC (et celles des CUM). Selon l'analyse de la décomposition des variances, les variations de *ddpprodb* et de *ddppétr* expliquent un peu plus de 4 % de la variance trimestrielle du DPIB et environ 2 % de la variance de l'IPC, mais leurs effets sur les CUM sont négligeables.

1.3 Les résultats des simulations stochastiques

Maintenant que nous avons estimé le modèle VECM, nous allons tenter d'évaluer le degré de divergence entre les taux d'inflation et les prix relatifs, en soumettant ce modèle à des simulations stochastiques.

Nous avons soumis le VECM à un ensemble de cent tirages. Chaque tirage comprend 80 trimestres de perturbations aléatoires touchant directement chacun des trois taux d'inflation et un profil simulé de 80 trimestres pour chacune des trois variables exogènes. Les écart-types des perturbations touchant les taux d'inflation, lesquels sont obtenus de l'estimation du VECM, sont fixés respectivement à 1,3 %, 2,0 % et 2,6 % (en taux annuels) pour les équations de Δipc , de $\Delta dpib$ et de Δcum . Il est

important de souligner que les corrélations croisées entre les erreurs d'estimation des trois équations du VECM ne sont pas très élevées, ce qui donne à penser que l'inclusion des variables *écarty*, *ddpprodb* et *ddppétr* suffit probablement pour appréhender la majeure partie de l'influence à court terme des chocs communs⁶. Pour obtenir les valeurs simulées des variables exogènes *écarty*, *ddpprodb* et *ddppétr*, nous avons estimé des modèles autorégressifs univariés AR(2) pour ces variables, et nous les avons ensuite soumis à des perturbations aléatoires, dont les écart-types sont ceux obtenus par l'estimation de ces modèles. Les écarts-types des variables *écarty*, *ddpprodb* et *ddppétr* résultant de ces simulations sont respectivement de 2,3 %, de 25 % et de 65 % (en taux annuels)⁷.

À partir des données simulées des 100 tirages, nous avons produit quelques statistiques permettant d'évaluer les relations entre les taux d'inflation⁸. Dans la première partie du Tableau 3, nous présentons les écarts-types des différences entre les taux d'inflation moyens au cours de périodes de 1, 2, 3, 5, 10 et 20 ans obtenus des données simulées. D'abord, les résultats montrent bien que les écarts entre les taux d'inflation peuvent être assez prononcés. Ainsi, l'écart-type de la différence entre le taux de variation annuel moyen de l'IPC et celui du DPIB est de 2,0 points de pourcentage, et l'écart-type atteint 2,3 points dans le cas de la différence entre le taux de variation moyen de l'IPC et celui des CUM. En outre, les résultats montrent que les écarts entre les taux d'inflation peuvent être assez persistants. Par exemple, les écart-types des différences entre les taux d'inflation moyens sont, respectivement, de 1,8 et de 1,7 point de pourcentage sur un horizon de deux ans et ils sont encore bien supérieurs à 1 point de pourcentage sur un horizon de cinq ans.

On trouve dans la seconde partie du Tableau 3 les mesures simulées de la variabilité des prix relatifs sur différents horizons. Ces résultats montrent que les relations de long terme présentes dans le VECM permettent de stabiliser la variabilité des prix relatifs. Cependant, l'écart-

6. Les coefficients de corrélation entre les erreurs d'estimation des équations de Δipc et $\Delta dpib$, de Δipc et Δcum et de $\Delta dpib$ et Δcum sont respectivement de 0,23, de 0,07 et de 0,36.

7. Comme nous l'avons vu à la section précédente, l'influence de l'écart de production sur l'inflation est toutefois beaucoup plus grande que celle des prix des matières premières. D'une part, les chocs de *écarty* sont plus persistants que ceux des variables *ddpprodb* et *ddppétr*. D'autre part, la variable *écarty* affiche des effets plus importants que les deux autres variables dans les équations d'inflation.

8. Avant d'examiner ces relations simulées, il faut noter que les simulations effectuées avec le VECM permettent de reproduire assez bien la variabilité des taux d'inflation, de même que les corrélations simples entre les taux d'inflation observés au cours de notre période d'estimation. Cela nous permet de croire que ce modèle peut aussi expliquer assez bien les relations sous-jacentes entre les taux d'inflation.

Tableau 3

Mesures de variabilité des écarts de taux d'inflation et des prix relatifs obtenues de simulations stochastiques appliquées au modèle VECM

	Écart-type de la différence entre les taux d'inflation moyens sur différents horizons					
	1 an	2 ans	3 ans	5 ans	10 ans	20 ans
IPC – DPIB	2,0	1,8	1,6	1,2	0,8	0,4
IPC – CUM	2,3	1,7	1,6	1,5	1,0	0,5
Écart-type des prix relatifs sur différents horizons						
IPC – DPIB	2,0	3,5	4,8	6,2	8,3	8,4
IPC – CUM	2,3	3,4	4,8	7,3	10,4	10,4
Écart-type de la différence entre les taux d'inflation moyens sur différents horizons (avec valeurs de <i>écarty</i> , <i>ddpprodb</i> et <i>ddppétr</i> fixées à zéro)						
IPC – DPIB	1,5	1,2	1,1	0,8	0,5	0,2
IPC – CUM	1,7	1,0	0,9	0,8	0,6	0,3

type de long terme des prix relatifs est assez large, de l'ordre de 10 points de pourcentage, et le processus de convergence des prix relatifs correspond à un phénomène d'assez longue période, soit d'environ 10 ans⁹.

Dans la troisième partie du Tableau 3, nous présentons les mesures de la variabilité des écarts entre les taux d'inflation obtenus des simulations où sont fixées à zéro les valeurs des variables exogènes *écarty*, *ddpprodb* et *ddppétr*. La question qui nous intéresse ici est celle de savoir si les divergences entre les taux d'inflation sont attribuables à des facteurs systématiques (c'est-à-dire l'effet des variables exogènes communes). Si tel est le cas, il est plus facile d'expliquer ces divergences et elles constituent peut-être ainsi une source d'incertitude moindre pour la conduite de la politique monétaire. Lorsqu'on compare ces résultats à ceux de la partie supérieure du Tableau 3, on constate que les variables communes expliquent une part non négligeable des écarts entre les taux d'inflation — soit, par exemple, entre 0,5 et 0,6 point de pourcentage des écarts entre les taux d'inflation annuels moyens. Toutefois, d'un point de vue différent, ces résultats montrent qu'une part encore importante des divergences entre les taux d'inflation provient des chocs aléatoires touchant chacun d'eux, ainsi que des délais d'interaction assez longs entre eux.

9. Ces résultats pourraient peut-être avoir des implications intéressantes pour des recherches futures sur les politiques qui visent à stabiliser le niveau d'un indice de prix, plutôt que son taux de variation.

Tableau 4**Fréquence des cas où la valeur absolue des écarts entre les taux d'inflation annuels moyens dépasse 1, 2 ou 3 points de pourcentage**

	1 point	2 points	3 points
IPC – DPIB	50 fois sur 100	18 fois sur 100	2 fois sur 100
IPC – CUM	59 fois sur 100	23 fois sur 100	9 fois sur 100

Étant donné l'importance des divergences entre les taux d'inflation, une autre question intéressante se pose pour les autorités monétaires. Il s'agit de connaître la fréquence des cas où l'écart entre le taux de variation de l'IPC et celui du DPIB (ou celui des CUM) peut dépasser une certaine marge. Parmi les cent tirages, nous avons compilé le nombre de fois où la valeur absolue de l'écart entre les taux d'inflation annuels moyens dépasse 1, 2 ou 3 points de pourcentage, ce, à partir de simulations du VECM dont les valeurs des variables exogènes *écarty*, *ddpprodb* et *ddppétr* sont fixées à zéro. Notre intérêt ici consiste à identifier la part « non prévisible » de l'écart entre les taux d'inflation. Les résultats de simulation présentés au Tableau 4 montrent que l'écart entre, d'une part, le taux de variation annuel moyen de l'IPC et celui du DPIB et, d'autre part, l'écart entre le taux de variation annuel moyen de l'IPC et celui des CUM dépassent très souvent 1 point de pourcentage en valeur absolue, soit plus de 5 fois sur 10. Ces fréquences diminuent à environ 2 fois sur 10 lorsqu'on examine les cas où l'écart entre les taux d'inflation excède 2 points de pourcentage, et elles sont inférieures à 1 fois sur 10 lorsqu'on considère l'occurrence des situations où l'écart dépasse 3 points de pourcentage.

1.4 Observations d'ensemble

Notre analyse statistique a montré qu'il y a une grande similitude entre les variations à court terme et à long terme de l'IPC, du dégonfleur du PIB et des coûts unitaires de main-d'œuvre, ce qui nous porte à croire qu'il existe une tendance commune entre ces trois mesures. En outre, les résultats de l'estimation du modèle VECM mettent en lumière des relations temporelles significatives entre les variations de ces trois mesures. Ainsi, les variations de l'indice implicite du PIB peuvent souvent précéder celles de l'IPC. Cependant, malgré cette concordance, les taux d'inflation ont divergé de façon non négligeable pendant des périodes prolongées au cours des quatre dernières décennies. Nos résultats de simulation ont toutefois montré qu'il y a de fortes probabilités que ces divergences soient contenues dans une bande ± 2 points de pourcentage.

2 Différentes mesures de l'inflation tendancielle

Les cibles de réduction de l'inflation annoncées en 1991 ont été exprimées en termes de la variation sur douze mois de l'IPC. Un document d'information publié à l'époque précisait que la Banque du Canada, pour atteindre les cibles fixées pour l'IPC, viserait à court terme l'IPC sans les composantes très volatiles que sont les aliments et l'énergie. Il est à noter que l'IPC global et l'IPC sans les aliments et l'énergie ont de toute façon des profils d'évolution similaires en longue période. Le document précisait aussi que les cibles pourraient être rajustées temporairement, si des modifications importantes étaient apportées aux taux des impôts indirects.

Avec l'établissement d'objectifs précis de taux d'inflation, non seulement au Canada mais dans plusieurs autres pays du monde, l'inflation tendancielle a suscité un intérêt croissant, et différentes approches ont été élaborées afin de la mesurer. La présente section traite du calcul de nouveaux taux d'inflation à partir de mesures statistiques basées exclusivement sur l'IPC. Cette approche a d'abord été explorée avec des données américaines par Bryan et Pike (1991), selon qui la médiane des mouvements des composantes de l'IPC représenterait mieux le taux d'inflation tendanciel que la moyenne pondérée de ces mouvements (ce qu'est, par définition, le taux d'inflation calculé à partir de l'IPC). L'idée a été de nouveau étudiée par Bryan et Cecchetti (1993) avec le calcul des médianes pondérées et des moyennes pondérées de distribution tronquées. Roger (1995), quant à lui, a examiné un large éventail de mesures statistiques du taux d'inflation tendanciel et les a comparées avec les mesures officielles de la Banque de réserve de la Nouvelle-Zélande. Le présent travail est fortement inspiré de ces recherches. Notre étude est bien entendu menée dans le contexte de l'économie canadienne.

Dans la sous-section 2.1, nous exposons brièvement le cadre théorique qui soutient cette approche et nous expliquons la méthodologie utilisée. Ensuite, dans la sous-section 2.2, nous présentons les nouvelles mesures ainsi qu'une comparaison avec la mesure de l'inflation tendancielle publiée par la Banque du Canada. Nous examinons aussi une mesure de l'inflation tendancielle dont on a exclu les huit composantes de l'IPC qui, au cours de notre période d'observation, ont été les plus volatiles. Enfin, dans la sous-section 2.3, nous tentons d'établir une distinction entre les différentes mesures de l'inflation tendancielle, selon leur capacité à prévoir le taux de variation de l'IPCexAEI dans des modèles indicateurs simples.

2.1 Définition de l'inflation tendancielle et méthodologie

L'inflation tendancielle devrait mesurer la tendance fondamentale des prix. Pour ce faire, la mesure devrait pouvoir tenir compte des variations de

prix entraînées par les pressions de la demande globale, les chocs d'offre permanents et l'évolution des anticipations, mais faire abstraction des perturbations résultant des chocs temporaires. Ainsi, si un choc se produit dans un secteur particulier, seules les firmes de ce secteur en seront affectées et ajusteront leurs prix si l'ampleur du choc le justifie, ce qui se traduira par une asymétrie dans la distribution des variations des prix relatifs. Au niveau de l'ensemble de l'économie, nous supposons que les variations extrêmes de cette distribution, qui est le plus souvent asymétrique, traduisent les chocs d'offre temporaires. Pour évaluer le taux d'inflation tendanciel, il faut donc éliminer de nos mesures les variations extrêmes des prix relatifs¹⁰.

Les composantes aliments et énergie ont été soustraites de l'indice global parce que les variations de leurs prix reflètent principalement des chocs d'offre temporaires. Cependant, il y a, en plus des aliments et de l'énergie, plusieurs autres composantes de l'IPC dont les variations peuvent être associées à des chocs temporaires¹¹. C'est dans cette optique que de nouvelles mesures du taux d'inflation tendanciel ont été considérées.

Pour décrire la construction de ces nouvelles mesures, il faut présenter le taux d'inflation mesuré par les variations de l'IPC comme une moyenne pondérée des variations de chacune de ses composantes. Pour éliminer les variations de prix relatifs extrêmes de cette mesure, nous calculons la moyenne pondérée de la distribution amputée, à chaque extrémité, d'un certain pourcentage. Des moyennes pondérées de plusieurs distributions tronquées ont été calculées par Laflèche (1997) mais, pour les fins de la présente analyse, nous nous limitons à présenter les données de la moyenne pondérée de la distribution diminuée de 10 % de chaque côté (MPT10) et celles de la distribution dont on a retranché les valeurs supérieures et inférieures à la moyenne augmentée puis diminuée de 1,5 fois l'écart-type (MPTET). Cette dernière mesure a l'avantage de ne pas éliminer les valeurs limites si elles ne sont pas très éloignées de la moyenne. Retrancher 5 % de chaque côté d'une distribution normale revient approximativement à éliminer les valeurs supérieures et inférieures à la moyenne augmentée puis diminuée de 1,5 fois l'écart-type. Nous examinons également, dans cette étude, la médiane pondérée (MEDP), qui n'élimine

10. Bien entendu, si la distribution est symétrique, l'exclusion des variations extrêmes n'a aucun effet, et le taux d'inflation tendanciel est égal au taux d'inflation mesuré par l'IPC total.

11. Parmi les autres types de chocs d'offre temporaires, on peut penser, par exemple, à une modification spécifique des impôts indirects (comme la forte baisse des taxes sur le tabac en février 1994), à un changement d'un prix réglementé ou à une hausse de prix liée au renchérissement soudain d'un intrant importé (dans ce dernier cas, il s'agit souvent d'un effet de taux de change).

pas les variations extrêmes, mais leur accorde moins de poids que ne le fait la moyenne pondérée.

Dans cette étude, nous décomposons l'IPC en 54 composantes, pour lesquelles nous avons pu construire des séries continues à partir de novembre 1978 (ou remontant même plus loin dans certains cas)¹². Les composantes et leurs pondérations dans le panier de 1992 sont présentées au Tableau 6 (sous-section 2.2). Pour calculer les diverses mesures du taux d'inflation tendanciel, nous avons mis à jour la pondération des différentes composantes périodiquement, tous les deux ans, afin de refléter les changements de panier ou les changements de prix à l'intérieur d'un même panier.

Les mesures du taux d'inflation tendanciel sont calculées à partir des variations sur douze mois des composantes, puisque l'indicateur du taux d'inflation tendanciel dans la conduite de la politique monétaire (IPCexAEI) et la cible d'inflation (IPC global) sont exprimés en termes de variations sur douze mois. Elles auraient pu être établies à partir des variations mensuelles ou trimestrielles, mais cela aurait causé un certain nombre de difficultés¹³. D'abord, les prix de certaines composantes ne sont mis à jour par Statistique Canada qu'une ou deux fois l'an. Lors des périodes de compilation des données relatives à ces prix, les variations mensuelles sont élevées sans que cela ne traduise nécessairement des chocs d'offre. En fait, la variation mensuelle représente le plus souvent, dans ces cas particuliers, une accumulation de variations de prix mensuelles modérées. Par ailleurs, d'autres prix — les impôts fonciers et les frais de scolarité par exemple — ne sont modifiés qu'une fois par année.

Ensuite, les variations mensuelles extrêmes sont souvent le résultat d'effets saisonniers. Ces derniers, même s'ils représentent des chocs temporaires, ne sont pas les seuls que nous cherchons à éliminer de nos mesures. Or, les variations extrêmes liées aux effets saisonniers pourraient camoufler d'importantes fluctuations des autres composantes qui refléteraient d'autres types de chocs d'offre temporaires. Dans un tel cas, il

12. Un certain nombre de composantes ne sont disponibles officiellement que depuis décembre 1984. Il a fallu dans ce cas avoir recours aux bases de données historiques de Statistique Canada pour reconstituer ces composantes à partir de 1978. Entre 1978 et 1986, l'IPC est décomposé en 53 composantes. Si on se contentait de séries du taux d'inflation tendanciel débutant en 1995, on pourrait calculer les nouvelles mesures à partir des 182 composantes de l'IPC, soit du niveau de désagrégation le plus élevé de l'indice.

13. Le calcul des mesures du taux d'inflation tendanciel à partir des taux de variation sur douze mois des composantes de l'indice global comporte aussi des inconvénients. L'un d'eux est que les composantes qui subissent un choc important sont généralement éliminées des mesures pour une période pouvant aller jusqu'à douze mois.

se pourrait que la distribution tronquée se limite à éliminer les effets saisonniers et néglige les autres chocs.

Finalement, il faut préciser que toutes les nouvelles mesures du taux d'inflation tendanciel ont été calculées après que les données de chacune des 54 composantes ont été corrigées de l'effet de l'instauration de la TPS en janvier 1991. Cette correction doit être effectuée au préalable, les diverses mesures ne pouvant tenir compte d'un effet qui a touché la plupart des composantes de l'indice. En revanche, les effets des impôts indirects spécifiques comme la forte baisse des taxes sur le tabac en février 1994, qui se traduisent par des variations extrêmes de certaines composantes, sont naturellement éliminés (ou atténués, dans le cas de la médiane pondérée) par ces mesures.

2.2 Comparaison des nouvelles mesures avec la mesure officielle

Le Graphique 3 montre l'évolution de la médiane pondérée (MEDP), de la moyenne pondérée de la distribution amputée de 10 % de chaque côté (MPT10) et de la moyenne pondérée de la distribution dont on a retranché les valeurs supérieures et inférieures à la moyenne augmentée puis diminuée de 1,5 fois l'écart-type (MPTET). Ces séries sont présentées avec le taux de variation sur douze mois de l'IPC hors aliments, énergie et effet des impôts indirects (INFexAEI, soit le taux d'inflation mesuré par IPCexAEI)¹⁴. On constate que les profils d'évolution des trois nouvelles mesures sont très semblables et qu'ils correspondent de près à celui de INFexAEI. Cela est important dans la mesure où l'on peut dire que, si l'une des nouvelles mesures se rapproche de la « vraie » mesure du taux d'inflation tendanciel, la mesure utilisée à court terme par la Banque du Canada dans la conduite de la politique monétaire a évolué de concert avec elle au cours de la période d'observation.

Les moyennes des trois nouvelles mesures sont semblables à celle de INFexAEI (voir le Tableau 5). Cependant, elles sont un peu plus faibles que le taux d'inflation moyen dans le cas de l'IPC global (INF) et de l'IPC hors aliments et énergie (INFexAE)¹⁵. Cela s'explique principalement par le fait

14. La série mensuelle de l'IPC hors aliments, énergie et incidence des impôts indirects ne débute qu'en 1984. Nous disposons toutefois d'une série trimestrielle du taux de taxation implicite de l'IPC hors aliments et énergie, à partir de laquelle nous avons pu obtenir, par interpolation, une approximation de la variation sur douze mois de INFexAEI pour la période allant de 1978 à 1985.

15. Les taux de variation de l'IPC et de l'IPCexAEI affichent des moyennes semblables simplement parce que la croissance moyenne des prix des aliments et de l'énergie a été à peu près identique à celle des autres composantes au cours de notre période d'observation. Cependant, il y a eu des épisodes prolongés où les prix des aliments et de l'énergie ont varié d'une façon assez différente de celle des prix de l'ensemble des autres composantes.

Graphique 3

Mesures du taux d'inflation tendanciel et taux d'augmentation sur douze mois de l'IPCexAEI

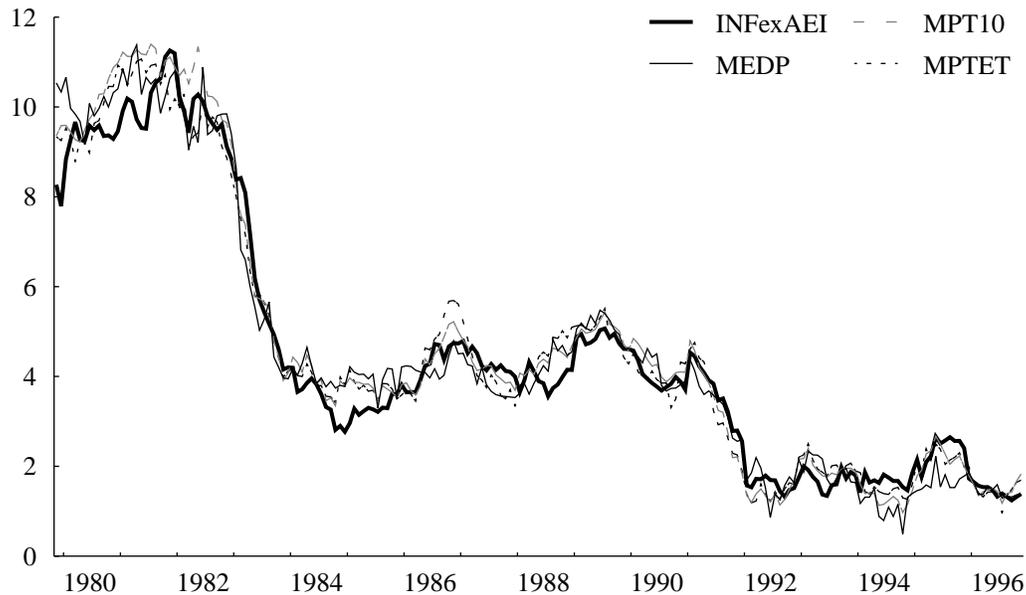


Tableau 5

Moyennes et écarts-types des taux d'inflation sur la période novembre 1979–novembre 1996

	INF	INFexAE	INFexAEI	MPT10	MPTET	MEDP	INFx8
<i>1979-1996</i>							
Moyenne	4,82	4,86	4,52	4,70	4,61	4,57	4,61
Écart-type	3,38	3,07	2,82	3,07	2,89	2,98	2,69
<i>1991-1996</i>							
Moyenne	1,84	2,02	2,07	1,95	1,99	1,87	2,15
Écart-type	1,19	1,33	0,82	0,84	0,81	0,81	0,46

que les mesures de l'inflation tendancielle font abstraction — systématiquement dans le cas de INFexAEI, ou fréquemment dans le cas des nouvelles mesures — de l'effet des modifications des impôts indirects, qui ont en moyenne exercé un effet positif sur les taux d'inflation donnés par l'IPC et l'IPCexAE au cours de notre période d'observation. Par exemple, le taux d'imposition implicite des composantes de l'IPCexAE a augmenté de

7 points de pourcentage au cours de notre période d'observation (1979-1996), ce qui correspond à un effet moyen sur le taux d'inflation d'environ 0,4 point de pourcentage par année. Par ailleurs, comme il fallait s'y attendre étant donné leur construction, les mesures du taux d'inflation tendanciel sont moins volatiles que le taux de variation de l'indice global, comme en témoigne leur écart-type (Tableau 5). En revanche, elles sont légèrement plus variables que INFexAEI.

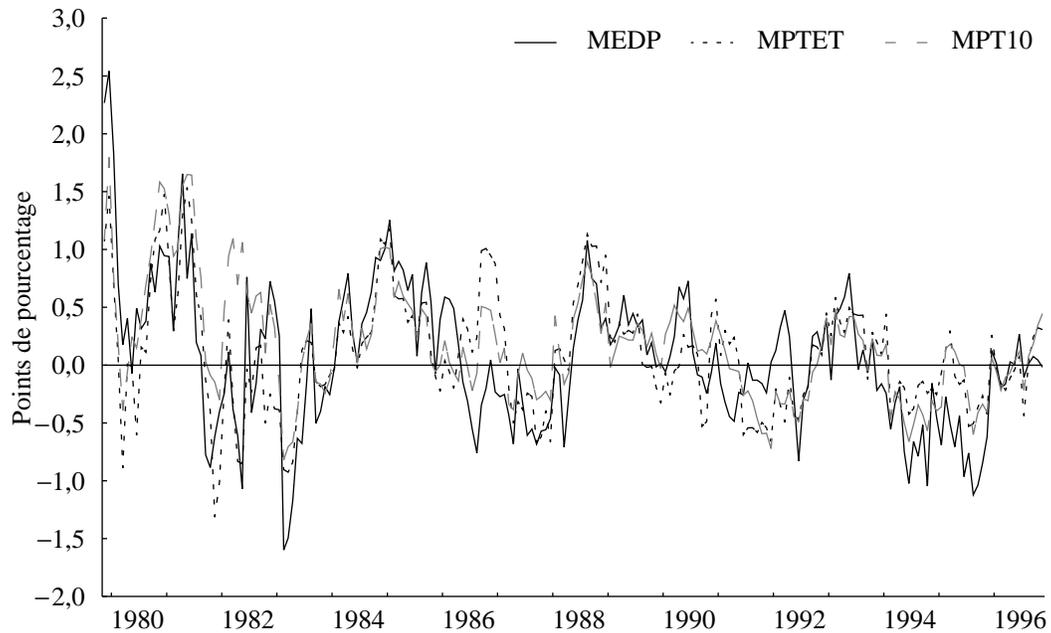
Bien que les trois nouvelles mesures évoluent généralement de façon similaire, elles s'écartent les unes des autres à l'occasion. Cela s'explique par la manière différente dont elles sont construites. Ainsi, la moyenne pondérée de la distribution tronquée en fonction de l'écart-type (MPTET) fait abstraction de moins de composantes que MPT10, mais elle présente l'avantage de n'exclure que les composantes dont les variations sont très éloignées de la moyenne, alors que MPT10 élimine 10 % de chaque côté de la distribution, que les variations de ces composantes soient « extrêmes » ou non. MPTET est d'ailleurs celle des trois mesures qui affiche la plus faible variabilité. La médiane pondérée a un avantage certain sur les autres mesures, du fait qu'elle n'élimine aucune des composantes de l'indice et qu'elle n'exige pas le choix d'un pourcentage de troncation. Cependant, cela n'en fait pas nécessairement la meilleure mesure du taux d'inflation tendanciel. Par exemple, on remarque au Graphique 3 que la baisse des taxes sur le tabac en 1994, qui représente sans nul doute un choc d'offre temporaire, se répercute davantage sur la mesure du taux d'inflation tendanciel qui fait appel à la médiane pondérée.

Comme on peut le constater au Graphique 4, les différences entre les nouvelles mesures et INFexAEI n'ont généralement pas été très prononcées au cours de notre période d'observation, et elles n'ont pas persisté pendant plus qu'une ou deux années. En fait, les différences entre les trois nouvelles mesures et INFexAEI ont affiché un écart-type d'environ 0,5 point de pourcentage entre 1980 et 1996. De plus, comme le suggère le Graphique 4, il y a lieu de croire que les différences entre les diverses mesures de l'inflation tendancielle s'atténuent lorsque le niveau général du taux d'inflation diminue. Par exemple, la différence entre MPTET et INFexAEI affichait un écart-type d'environ 0,7 point de pourcentage entre 1980 et 1983, alors qu'il n'est plus que de 0,3 point de pourcentage depuis 1991.

Le Tableau 6 indique le nombre de fois où chacune des composantes a été éliminée des calculs de MPT10 et de MPTET au cours de la période d'observation. Le Tableau se lit comme suit : par exemple, le prix de la viande a été éliminé 65 fois du calcul de la mesure MPT10 dans les 205 observations mensuelles qui forment notre échantillon de novembre 1979 à novembre 1996, soit 32 % du temps, et seulement

Graphique 4

Écart entre les nouvelles mesures et le taux de variation de l'IPCexAEI



13 fois de la mesure MPTET, soit 6 % du temps¹⁶. Les composantes peuvent être éliminées complètement ou partiellement, mais nous ne faisons pas cette distinction dans les calculs présentés au Tableau 6.

La première conclusion qui ressort de ce tableau est qu'il n'est pas nécessaire d'éliminer de l'indice global les prix de tous les aliments. En fait, même si les prix de quelques aliments comme les *fruits et légumes* sont très volatils, d'autres sous-composantes comptant pour environ 50 % du panier des aliments — soit les aliments achetés au restaurant, les produits laitiers et les produits de boulangerie — sont rarement exclues des mesures MPT10 et MPTET, puisque les variations de leurs prix sont généralement très modérées. Leur exclusion systématique de INFexAEI peut se traduire par

16. Si les variations extrêmes des prix relatifs reflètent des chocs d'offre temporaires, les composantes qui présentent de telles variations devraient être éliminées à peu près aussi souvent lorsque leurs variations se trouvent à la droite de la distribution que lorsqu'elles se trouvent à sa gauche (par exemple, une forte hausse de prix liée à un choc d'offre temporaire devrait être suivi à plus ou moins court terme d'une forte baisse). Vérification faite, c'est le cas pour la plupart des composantes. Parmi les exceptions, on relève le coût du transport interurbain et le prix des produits du tabac, qui sont soustraits plus souvent de l'indice global quand leurs variations se trouvent à la droite de la distribution (donc après une forte hausse).

Tableau 6

Nombre de fois où les composantes de l'IPC sont éliminées du calcul de MPT10 et MPTET

Composante	Pondération	MPT10		MPTET	
		Nombre de fois	%	Nombre de fois	%
Aliments					
Viande	2,94	65	32 %	13	6 %
Poisson et autres produits de la mer	0,45	47	23 %	18	9 %
Produits laitiers et œufs	1,95	15	7 %	0	0 %
Produits de boulangerie et céréales	1,91	23	11 %	3	1 %
Fruits, préparations à base de fruits et noix	1,31	109	53 %	59	29 %
Légumes et préparations à base de légumes	1,27	150	73 %	117	57 %
Autres produits alimentaires	2,74	58	28 %	14	7 %
Aliments achetés au restaurant	5,42	0	0 %	0	0 %
Énergie					
Électricité	2,82	19	9 %	2	1 %
Essence	3,54	142	69 %	93	45 %
Gaz naturel	0,88	126	61 %	83	40 %
Mazout et autres combustibles	0,54	127	62 %	101	49 %
Logement					
Logements en location	7,27	15	7 %	0	0 %
Coûts des intérêts hypothécaires	5,67	113	55 %	53	26 %
Coût de remplacement	3,50	90	44 %	39	19 %
Impôts fonciers	3,32	47	23 %	15	7 %
Primes d'assurance des propriétaires	0,87	68	33 %	27	13 %
Entretien et réparations par le propriétaire	1,30	36	18 %	7	3 %
Autres dépenses pour le logement en propriété	1,25	12	9 %	1	1 %
Eau	0,47	57	28 %	14	17 %
Dépenses et équipement du ménage					
Communications	2,02	73	36 %	37	18 %
Soins pour enfants et services d'aide familiale	1,14	14	7 %	2	1 %
Produits chimiques ménagers	0,70	34	17 %	7	3 %
Articles ménagers en papier, plastique et aluminium	0,76	36	18 %	16	8 %
Autres produits et services ménagers	1,28	7	3 %	0	0 %
Meubles	1,49	14	7 %	3	1 %
Articles ménagers en matières textiles	0,54	28	14 %	6	3 %
Équipement ménager	1,78	9	4 %	0	0 %
Services relatifs à l'équipement du ménage	0,32	0	0 %	0	0 %
Habillement et chaussures					
Habillement	4,34	9	4 %	0	0 %
Chaussures	0,91	12	6 %	3	1 %
Accessoires vestimentaires et bijoux	0,73	86	42 %	27	13 %
Tissus pour vêtements, menus articles	0,64	0	0 %	0	0 %
Transport					
Achats de véhicules automobiles	7,09	65	32 %	0	0 %
Location de véhicules automobiles	0,46	96	47 %	43	21 %
Pièces, entretien et réparation de véh. autom.	2,03	23	11 %	11	5 %
Autres dépenses d'utilisation des véh. autom.	3,70	87	42 %	27	13 %
Transport local et de banlieue	0,59	54	26 %	26	13 %
Transport interurbain	0,88	122	60 %	95	46 %

(suite)

Tableau 6 (suite)

Nombre de fois où les composantes de l'IPC sont éliminées du calcul de MPT10 et MPTET

Composante	Pondération	MPT10		MPTET	
		Nombre de fois	%	Nombre de fois	%
Santé et soins personnels					
Produits de soin de santé	0,68	33	16 %	15	7 %
Services de soin de santé	1,11	0	0 %	0	0 %
Articles et accessoires de soins personnels	1,60	20	10 %	5	2 %
Services de soins personnels	0,96	3	1 %	0	0 %
Loisirs, formation et lecture					
Matériel et services de loisirs (véhicules exclus)	1,79	33	16 %	9	4 %
Achat de véhicules de loisirs	0,79	22	11 %	2	1 %
Utilisation de véhicules de loisir	0,37	35	17 %	3	1 %
Matériel et services de divertissement au foyer	1,39	111	54 %	28	14 %
Services de voyage	1,66	51	25 %	19	9 %
Autres services récréatifs	2,04	32	16 %	3	1 %
Formation	1,56	83	40 %	25	12 %
Matériel de lecture et autres imprimés	0,76	26	13 %	10	5 %
Boissons alcoolisées et produits du tabac					
Boissons alcoolisées servies au restaurant	0,96	22	11 %	1	0,5 %
Boissons alcoolisées achetées au magasin	2,00	23	11 %	2	1 %
Produits du tabac et articles pour fumeurs	1,55	115	56 %	74	36 %

Nota : Les fréquences d'exclusion sont calculées de novembre 1979 à novembre 1996, sauf pour la composante « autres dépenses pour le logement en propriété », qui va de janvier 1986 à novembre 1996. La pondération est celle de janvier 1995 (voir Statistique Canada, 1995). Les composantes exclues de INFX8 figurent dans les parties ombrées.

une perte d'informations utiles sur les tendances fondamentales du taux d'inflation. En revanche, l'exclusion du prix de l'énergie est acceptable, puisque la très grande majorité de ses sous-composantes présente souvent des variations de prix extrêmes qui peuvent être associées à des chocs temporaires. En fait, hormis l'électricité, les composantes de l'énergie (*mazout, gaz naturel et essence*, soit plus de 75 % du panier de l'énergie) sont souvent éliminées des nouvelles mesures statistiques que nous avons calculées.

Trois autres composantes sont souvent soustraites des nouvelles mesures, soit les *coûts des intérêts hypothécaires*, le *transport interurbain* (composé principalement du transport aérien) et les *produits du tabac*. Les deux dernières composantes sont le plus souvent éliminées en raison de chocs d'offre temporaires (le prix du transport interurbain est sensible aux variations du prix du pétrole et celui des produits du tabac est souvent affecté par les modifications apportées aux impôts indirects). La politique

monétaire joue sans contredit un rôle important dans l'évolution des coûts des intérêts hypothécaires. Un resserrement de la politique monétaire qui vise, par exemple, à réduire le taux d'inflation produit un effet pervers à court terme du fait que la hausse des taux d'intérêt fait augmenter temporairement les coûts des intérêts hypothécaires. Cet effet pervers explique d'ailleurs pourquoi certains pays comme le Royaume-Uni et la Nouvelle-Zélande excluent cette composante de la mesure de leur inflation tendancielle.

Nous présentons donc une autre mesure du taux d'inflation tendanciel, soit le taux d'augmentation sur douze mois de l'IPC sans les huit composantes les plus volatiles (INFX8). Ces composantes, énumérées dans les deux paragraphes précédents, figurent dans les parties ombrées du Tableau 6. En fait, nous avons choisi d'exclure les composantes qui sont éliminées de la mesure MPT10 pendant plus de 50 % du temps et de la mesure MPTET pendant plus de 25 % du temps.

La mesure INFX8 présentée au Graphique 5 a l'avantage, par rapport aux autres mesures statistiques, d'être plus simple à comprendre et à calculer; elle se présente sous forme d'indice, plutôt que sous forme de variations, et peut remonter plus loin dans le temps. Bien qu'elle s'apparente beaucoup à INFexAEI, INFX8 est, parmi les nouvelles mesures de l'inflation tendancielle, celle qui s'en distingue le plus. Ainsi, INFX8 est la mesure de l'inflation tendancielle la moins variable parmi celles que nous avons calculées (voir le Tableau 5)¹⁷. Cela est encore plus remarquable lorsqu'on ne considère que les années 1991 à 1996 : l'écart-type de INFX8 est près de deux fois moins élevé que celui des autres mesures. De plus, la somme des pondérations des huit composantes exclues (15,6 % du panier de l'IPC en 1996), bien que supérieure à celle des composantes exclues de MPT10 et MPTET (10 % et 9,6 %), est bien inférieure à la somme des pondérations des composantes des aliments et de l'énergie (25,8 %).

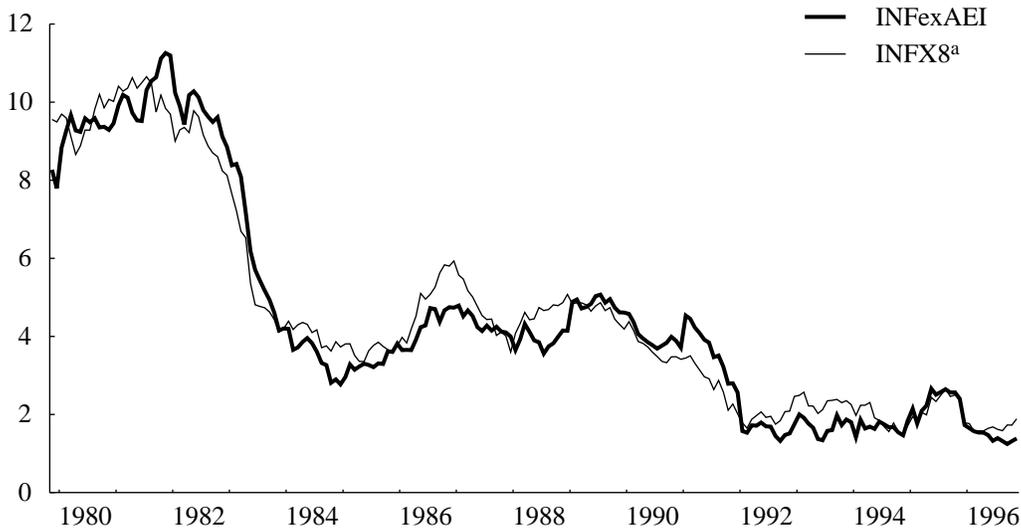
2.3 Résultats de modèles indicateurs

Nous examinons dans cette section les relations temporelles entre cinq mesures de l'inflation tendancielle (INFexAEI, MPT10, MPTET, MEDP et INFX8) à l'aide de modèles indicateurs simples. Nous nous demandons, plus particulièrement, si le niveau retardé d'une mesure de l'inflation tendancielle donnée ajoute de l'information à celle déjà contenue

17. Il est intéressant de remarquer que la mesure de l'inflation tendancielle dont on exclut systématiquement les sept composantes les plus volatiles (c'est-à-dire les huit que nous considérons ici, moins les intérêts hypothécaires) ne se distingue pas autant des autres mesures que peut le faire INFX8. Cela montre qu'il faut peut-être porter une attention particulière au rôle des intérêts hypothécaires dans la définition de l'inflation tendancielle.

Graphique 5

Variation sur douze mois de l'IPCexAEI et de l'IPC hors les huit composantes les plus volatiles



a. Corrigé de l'effet de la TPS en janvier 1991

dans la dynamique propre de chacune des autres mesures. Bien entendu, on pourrait penser à d'autres critères que celui d'indicateur pour comparer les différentes mesures. Quiconque a à l'esprit un modèle d'inflation particulier, par exemple un modèle s'apparentant à une courbe de Phillips, pourrait vouloir comparer les mesures de l'inflation tendancielle sur la base de ce modèle.

Le modèle indicateur de référence prend la forme suivante :

$$P_{i,t} = A0 + A1 * P_{i,t-12} + A2 * P_{i,t-24} + A3 * P_{j,t-12}$$

où A0 à A3 sont les coefficients à estimer; P_i correspond à chacune des mesures i du taux d'inflation tendanciel; P_j correspond à chacune des autres mesures de l'inflation tendancielle (autre que i). Le modèle indicateur est estimé pour chacune des mesures de l'inflation avec des données mensuelles couvrant la période comprise entre novembre 1981 et novembre 1996¹⁸. Chaque modèle est d'abord estimé avec, comme seules variables explicatives, les retards de 12 et de 24 mois de la variable

18. La procédure de correction de la matrice de variance-covariance proposée par Newey et West (1987) est utilisée dans les régressions, puisque le chevauchement des observations crée un problème d'autocorrélation des erreurs.

dépendante ($P_{i,t-12}$ et $P_{i,t-24}$)¹⁹. Nous ajoutons ensuite à chaque modèle, à tour de rôle, les retards (de 12 mois) des autres mesures de l'inflation tendancielle ($P_{i,t-12}$).

Les résultats sommaires des modèles indicateurs sont présentés au Tableau 7. On remarque d'abord sur la base des statistiques R^2 que les nouvelles mesures de l'inflation tendancielle permettent de réduire la variance de l'erreur de prédiction de INFexAEI de 6 % à 11 %, comparativement au modèle univarié. Puisque les nouvelles mesures fournissent un supplément d'information qui aide à prédire INFexAEI, elles peuvent probablement contenir de l'information utile pour la conduite de la politique monétaire. On note également que ce sont les modèles indicateurs où figure la variable INFX8 qui affichent les R^2 les plus élevés et que les statistiques t des coefficients rattachés à cette variable sont supérieures à celles des autres mesures de l'inflation tendancielle. La variable INFX8 semble donc être, parmi les cinq mesures de l'inflation tendancielle, celle qui possède le plus d'informations indépendantes. Les mesures statistiques MPT10, MPTET et MEDP ont un pouvoir explicatif moins grand que celui de INFX8.

2.4 Observations d'ensemble

Il résulte de cette analyse quelques conclusions intéressantes. Premièrement, au cours de la période d'observation, le taux d'inflation mesuré par l'IPC hors aliments, énergie et effet des impôts indirects a eu un profil d'évolution généralement similaire à celui des nouvelles mesures. Cela signifie que, dans l'hypothèse où ces mesures représentent effectivement l'inflation tendancielle, le taux de variation de l'IPCexAEI est un indicateur adéquat pour les autorités monétaires. Deuxièmement, il ressort de notre analyse que l'exclusion du prix de tous les aliments de l'indice global n'est pas nécessaire, puisqu'un bon nombre d'aliments (50 % de ce panier) présentent rarement des variations de prix extrêmes. En revanche, les prix de l'essence, du gaz naturel et du mazout (plus de 70 % de l'ensemble de l'énergie) sont très volatils, ce qui semble motiver leur exclusion de l'indice global. En plus des prix de quelques aliments (en particulier ceux des fruits et des légumes) et de la plupart des prix de l'énergie, ces nouvelles mesures font souvent abstraction des intérêts hypothécaires, du transport interurbain et des produits du tabac. Cela nous a amenés à examiner une autre mesure de l'inflation tendancielle qui exclut du panier de l'IPC les huit composantes les plus volatiles (INFX8). INFX8 est

19. Nous avons aussi estimé des modèles indicateurs comprenant en outre les retards de 36 et de 48 mois de la variable dépendante. Bien que ces retards soient significatifs, leur inclusion dans les modèles ne change en rien nos conclusions sur le rôle indicateur des variables de l'inflation tendancielle ($P_{j,t-12}$).

Tableau 7
Résultats sommaires de modèles indicateurs des taux d'inflation tendanciels

Modèles indicateurs des variables indiquées	Modèles univariés	R ² des modèles indicateurs					
		INFxAET	MPT10	MPTET	MEDP	INFx8	
INF	0,64	0,68 (4,39)	0,73 (8,60)	0,74 (8,60)	0,74 (7,23)	0,75 (9,62)	
INFexAE	0,57	0,65 (7,29)	0,72 (12,56)	0,72 (13,12)	0,74 (12,15)	0,73 (14,44)	
INFexAEI	0,73	s.o.	0,80 (8,27)	0,80 (7,97)	0,79 (7,44)	0,84 (10,65)	
MPT10	0,75	0,75 (2,48)	s.o.	0,76 (2,86)	0,76 (2,41)	0,81 (7,39)	
MPTET	0,72	0,72 (2,13)	0,72 (0,29)	s.o.	0,73 (1,97)	0,78 (7,47)	
MEDP	0,75	0,75 (1,33)	0,75 (0,59)	0,76 (2,05)	s.o.	0,78 (4,61)	
INFx8	0,75	0,79 (5,99)	0,77 (4,83)	0,76 (3,43)	0,75 (0,70)	s.o.	

Nota : Le modèle indicateur de référence prend la forme suivante :

$$P_{i,t} = A0 + A1 * P_{i,t-12} + A2 * P_{i,t-24} + A3 * P_{j,t-12}$$

où A0 à A3 sont les coefficients à estimer, P_i correspond à chacune des mesures de l'inflation tendancielle ou de l'inflation, et P_j , à chacune des mesures de l'inflation tendancielle. Les équations sont estimées avec des données mensuelles de novembre 1981 à novembre 1996. Les statistiques t sont calculées après que la correction de Newey-West a été appliquée à la matrice de variances-covariances. Leurs valeurs absolues figurent entre parenthèses.

la mesure de l'inflation tendancielle la moins variable parmi celles que nous avons calculées. C'est également celle qui ajoute le plus d'informations permettant de prédire la mesure officielle de l'inflation tendancielle.

3 Biais de mesure inhérents à l'IPC

L'IPC mesure les variations que le coût d'acquisition d'un panier fixe de biens et de services enregistre au fil du temps, alors qu'un indice véritable du coût de la vie mesurerait l'évolution du coût minimum associé à un niveau de vie donné. En raison de cette différence conceptuelle, il se peut que l'IPC soit une mesure biaisée de la variation du véritable coût de la vie. Les difficultés que soulève dans la pratique la détermination des variations pures des prix peuvent également être à l'origine de biais de mesure. Cette section traite des causes possibles de certains biais inhérents à l'IPC canadien et contient des estimations de leur taille²⁰. Si la somme des différents biais est positive, l'IPC donne une idée exagérée de l'augmentation du coût de la vie.

L'analyse qui suit porte principalement sur le biais maximal, que l'on peut interpréter comme la limite supérieure d'un intervalle de confiance de 95 %. Nous traiterons également de la taille probable du biais moyen.

3.1 Estimation des biais

3.1.1 Le biais attribuable à la substitution des produits

L'IPC est un indice de Laspeyres dans lequel les quantités établies pour les différentes catégories de biens et de services demeurent au niveau déterminé durant la période de base. Ces quantités étant fixes, l'IPC ne reflète pas la possibilité qu'ont les consommateurs de modifier la composition de leurs dépenses par suite de variations des prix relatifs des biens et services. Il en résulte que les variations de l'IPC exagèrent l'augmentation du véritable coût de la vie. Le biais lié à la substitution des produits augmente en fonction de la durée de l'intervalle qui sépare les mises à jour des pondérations du panier et il s'accroît avec l'amplitude de la variation des prix relatifs des différents biens et services. Les résultats empiriques obtenus par Bérubé (1998) indiquent que ce biais est d'environ 0,1 % par année, compte tenu de la fréquence actuelle (tous les quatre ans) des révisions des pondérations. Des améliorations de la méthode de calcul de l'IPC telles que des mises à jour plus fréquentes du panier et une

20. Les biais de mesure inhérents à l'IPC canadien ont déjà été examinés dans Crawford (1993). Cette section constitue un bref résumé d'une mise à jour de l'étude en question, qui sera publiée en 1998.

diminution des délais d'application des nouvelles pondérations permettraient de réduire ce biais.

3.1.2 Le biais lié à la formule d'agrégation

Cette erreur de mesure découle de la formule d'agrégation utilisée pour construire l'indice des prix d'un bien ou d'un service particulier à partir des prix recueillis aux points de vente au détail. La formule employée par Statistique Canada est une moyenne géométrique des rapports de prix. Elle a l'avantage de permettre implicitement, sur le plan de la quantité, des substitutions en faveur des points de vente où le prix relatif de l'article a chuté. Ainsi, la formule de la moyenne géométrique devrait permettre de bien mesurer les variations que subit le coût de l'article pour l'acheteur, de sorte que le biais imputable à la formule d'agrégation retenue est probablement négligeable au Canada.

Les indices des prix à la consommation utilisés dans certains autres pays reposent plutôt sur une moyenne arithmétique des rapports de prix. Les résultats d'estimations empiriques montrent qu'un indice de prix construit à l'aide d'une moyenne de ce genre peut comporter un biais positif considérable²¹.

3.1.3 Le biais lié aux variations de la qualité

L'évolution du prix de certains articles reflète une modification de la qualité plutôt qu'une variation du prix d'un article de qualité constante. Comme l'IPC vise à mesurer la variation pure des prix, il ne devrait tenir compte que des variations du deuxième type. Les agences statistiques recourent donc à diverses techniques pour éliminer l'incidence estimative des modifications de la qualité sur les variations de prix observées. On dit qu'il y a un biais de qualité lorsque l'importance des modifications de la qualité n'est pas correctement mesurée.

Il importe de mentionner ici que le biais de qualité peut être positif ou négatif pour différentes composantes de l'IPC. Le biais est positif si Statistique Canada sous-estime l'incidence de l'amélioration de la qualité sur les prix du marché et négatif si l'organisme la surestime. La taille et le

21. Une des causes de ce biais positif est que la moyenne arithmétique des rapports de prix repose implicitement sur l'emploi de quantités fixes achetées aux points de vente retenus dans l'échantillon. Ainsi, cette moyenne ne tient pas compte du fait que les consommateurs peuvent se procurer un article particulier dans un établissement où celui-ci est meilleur marché. Schultz (1987) montre que le biais positif inhérent à la moyenne arithmétique des rapports des prix tend à s'accroître lorsque le niveau de l'indice pour les différentes périodes est établi à l'aide de liens en chaîne. Schultz (1994) se penche sur les effets quantitatifs de l'utilisation de formules différentes d'agrégation au Canada.

sens du biais de qualité pour l'IPC global dépendent de l'incidence nette de l'ensemble des biais positifs et négatifs inhérents aux diverses composantes de l'indice. Statistique Canada estime que le biais net est négligeable au niveau de l'IPC global, car les biais positifs liés à certaines composantes sont probablement compensés par les biais négatifs propres à d'autres composantes²².

Les données disponibles ne permettent pas de formuler un jugement définitif sur la taille ou sur le sens du biais de qualité inhérent à l'IPC global canadien. Toutefois, les biais positifs relatifs à certains articles, notamment les biens de consommation durables et les produits pharmaceutiques, sont susceptibles d'être compensés au moins en partie par les biais négatifs propres à d'autres articles, par exemple le loyer et peut-être le vêtement. Comme les biais de qualité jouent dans les deux sens et qu'ils sont nuls dans le cas des articles dont la qualité ne change pas, leur taille maximale se trouve limitée.

Une méthode d'estimation du biais de qualité pour l'IPC global consisterait à faire l'hypothèse que le *biais net* imputable à l'ensemble des composantes autres que les biens de consommation durables est de zéro. Dans ce cas, le biais de qualité pour l'IPC global serait égal au produit de la pondération accordée à cet ensemble de biens dans l'IPC canadien (14,28 %) par le biais annuel estimé pour les biens de consommation durables. Le biais de 1,05 % l'an estimé par Gordon (1990) sur la période 1973-1983 pour l'ensemble des biens de consommation durables compris dans l'IPC américain est utilisé ici comme estimation du biais de qualité relatif aux biens durables au Canada²³. Si le biais net lié aux autres composantes est de zéro, un biais annuel de 1,05 % dans le cas des biens de consommation durables se traduirait par un biais de qualité de 0,15 % l'an pour l'IPC global canadien.

Par contre, si l'on croit qu'il existe un biais net positif dans le cas des composantes autres que les biens durables, le chiffre de 0,2 % serait une estimation raisonnable du biais de qualité annuel maximal entachant l'IPC canadien. Le choix de cette valeur de 0,2 % se justifie en partie par la façon dont Statistique Canada prend en compte, dans le calcul de l'IPC, le coût des dispositifs de sécurité et de lutte antipollution dont le gouvernement a obligé les constructeurs à équiper les véhicules automobiles. Aux yeux de

22. Statistique Canada (1995), p. 22.

23. Naturellement, le biais de qualité relatif aux biens de consommation durables au Canada n'est pas nécessairement égal au biais calculé par Gordon pour les États-Unis, car il est possible que l'on utilise dans les deux pays des techniques différentes pour corriger ce biais. En outre, il se peut que l'estimation de Gordon pour la période 1973-1983 exagère les biais futurs si les méthodes de correction du biais de qualité s'améliorent à la longue.

Statistique Canada, l'installation de ces dispositifs obligatoires constitue une amélioration de la qualité, et une correction équivalant au coût estimatif que ces changements entraînent pour le fabricant est appliquée au prix du produit. Triplett (1988) soutient au contraire que les coûts qui découlent de décisions du législateur doivent être traités comme une augmentation pure des prix plutôt que comme une amélioration de la qualité, de sorte que l'indice des prix des véhicules automobiles comporterait un biais de qualité négatif considérable. Un point de vue intermédiaire est qu'il pourrait exister un biais de qualité négatif dans le cas des véhicules automobiles si, de l'avis des consommateurs, la valeur des dispositifs obligatoires de sécurité et de lutte antipollution ne correspond pas au montant intégral de leur coût. Si tel est le cas, l'estimation faite par Gordon du biais de qualité relatif aux biens durables (et, par conséquent, le biais estimé pour ces produits dans le cas de l'IPC canadien) est probablement trop élevée.

3.1.4 Le biais lié à la substitution de points de vente au détail

Avec l'arrivée au Canada des magasins de vente à rabais et des magasins-entrepôts, il s'est produit récemment une modification des parts de marché en faveur des détaillants de produits bon marché. Il est probable que l'IPC n'ait pas saisi pleinement l'effet de ce phénomène sur les prix payés par les consommateurs, d'où un biais positif lié à la substitution de points de vente au détail. Même si l'on mettait à jour l'échantillon des points de vente pour qu'il reflète les nouvelles parts de marché, la méthode traditionnelle de renouvellement de l'échantillon n'indiquerait pas une baisse des prix mesurés. Lorsqu'on révisé l'échantillon des points de vente, on suppose que l'écart de prix entre les établissements pratiquant des prix élevés et les établissements de vente à rabais est annulé entièrement par une différence de qualité aux divers points de vente, c'est-à-dire que les prix *corrigés des variations de la qualité* sont égaux à tous les points de vente²⁴. Si, en réalité, le prix corrigé est plus faible dans les magasins à rabais, la modification de la part de marché entraîne une diminution du prix moyen corrigé des variations de la qualité, laquelle ne se reflète pas dans l'IPC.

Les estimations du biais de substitution lié aux points de vente doivent tenir compte de plusieurs facteurs. Premièrement, dans le cas d'un produit susceptible de présenter ce type de biais, l'estimation est établie à partir de données relatives à la modification annuelle des parts de marché et de l'écart de prix, corrigé des variations de la qualité, entre différents types de points de vente. Le biais pour l'IPC global est alors égal au produit de

24. La qualité peut être moindre aux points de vente de produits bon marché si ceux-ci fournissent moins de service (notamment en ce qui concerne l'après-vente et le respect des garanties) et s'ils sont situés dans des endroits moins faciles d'accès.

cette estimation par la proportion du panier de l'IPC susceptible de comporter ce biais. Examinons maintenant chacun de ces facteurs.

Les données relatives aux parts de marché des principaux magasins à rayons et des magasins à rabais font ressortir une accélération du rythme de modification des parts de marché au cours des dernières années. Dans les années 80, la part de marché des magasins à rabais s'est accrue à un rythme annuel moyen d'environ 1 point de pourcentage. Entre 1992 et 1996, la part de marché de ces magasins a progressé en moyenne de 2,7 points de pourcentage par année, les déplacements les plus importants de leur part de marché s'étant produits en 1994 et en 1995, après l'arrivée d'un gros détaillant sur le marché canadien.

Selon ces données, la modification annuelle des parts de marché serait à l'heure actuelle de l'ordre de 2,5 points de pourcentage. Il est peut-être irréaliste de s'attendre à ce que de tels taux de croissance se maintiennent indéfiniment. L'arrivée récente sur certains marchés d'établissements de vente à rabais offrant des services de qualité réduite représente un élargissement de la gamme des options qui s'offrent aux consommateurs en matière de prix et de qualité. Cela étant, il est à prévoir que les consommateurs voudront modifier leurs habitudes de dépense afin d'atteindre l'équilibre souhaité dans la répartition de leurs achats entre les détaillants qui offrent des produits pour lesquels les rapports qualité-prix sont différents. Il est possible que des déplacements rapides des parts de marché se produisent dans les premiers temps de ce processus d'ajustement, à mesure qu'augmente le nombre de ces nouveaux types de commerce. Toutefois, le rythme de ces déplacements devrait ralentir lorsque la plupart des consommateurs seront parvenus au terme du processus d'ajustement. Il paraît donc raisonnable, pour l'avenir, de situer à 2,5 points de pourcentage l'augmentation moyenne maximale, en rythme annuel, de la part de marché des magasins à rabais.

Le deuxième facteur à considérer dans l'estimation du biais de substitution lié aux points de vente est la moyenne de l'écart de prix corrigé des variations de la qualité entre les établissements qui pratiquent des prix élevés et les établissements de vente à rabais. Cet écart n'est pas observable directement. Des renseignements obtenus de sources non officielles confirment que le jeu de la concurrence tend à atténuer toute différence qui peut exister initialement entre les prix corrigés des variations de la qualité; ainsi, dans plusieurs secteurs, les pressions de la concurrence ont forcé des détaillants bien établis à réduire leurs coûts et leurs prix. Si ces pressions devaient en fin de compte se traduire par une égalisation des prix corrigés des variations de la qualité à tous les points de vente, le biais de substitution serait éliminé. Mais il s'agit là d'une hypothèse extrême, et il est préférable d'adopter comme hypothèse de travail un écart moyen de 10 %. Compte

tenu de cet écart et de la modification annuelle estimative des parts de marché, on peut établir à 0,25 % la limite supérieure du biais de substitution pour un article représentatif.

Enfin, le biais annuel de substitution inhérent à l'IPC global est égal au produit du biais calculé pour un article représentatif (0,25 %) par la proportion des produits du panier de l'IPC susceptibles de présenter ce biais. On trouve parmi les composantes de l'IPC susceptibles d'être touchées par des déplacements des parts de marché les biens de consommation durables, les aliments, les vêtements, les dépenses des ménages et le transport aérien. La limite supérieure de la proportion des produits du panier de l'IPC susceptibles de présenter un biais de substitution est de 40 %. Par conséquent, la limite supérieure du biais annuel de substitution lié aux points de vente pour l'IPC global est de 0,1 %.

3.1.5 Le biais attribuable aux nouveaux biens

Des biais peuvent également se produire si la méthode de calcul de l'IPC ne tient pas compte de l'incidence de l'arrivée de nouveaux biens sur le marché. Bien que la distinction puisse devenir assez arbitraire dans certains cas, il est commode de distinguer le biais associé à la mise en marché de catégories tout à fait nouvelles de produits et le biais causé par l'apparition de nouvelles marques de biens existants.

Le biais attribuable aux nouveaux produits

L'examen de ce biais met traditionnellement l'accent sur certaines catégories de nouveaux produits (habituellement les nouveaux articles électroniques comme les magnétoscopes et les ordinateurs), dont les prix chutent rapidement durant les premiers stades de la commercialisation. L'IPC contient un biais positif si ces biens sont exclus du panier de l'IPC durant la période où leurs prix baissent. Pour estimer la taille du biais relatif aux nouveaux produits, il faut disposer de renseignements sur la diminution que le prix relatif des nouveaux produits exclus enregistre habituellement et sur la part de ces biens dans les dépenses des ménages durant la période en cours. Les sources les plus vraisemblables de ce biais sont les biens de consommation durables, en particulier les appareils électroménagers et le matériel électronique. Il est peu probable que les dépenses consacrées à ces nouveaux types de produits soient aussi importantes que la pondération totale des biens susceptibles d'afficher ce biais dans le panier total de l'IPC. Comme les appareils électroménagers et le matériel électronique représentent environ 2 % du plus récent panier de l'IPC, les nouveaux produits exclus comptent sans doute pour moins de 0,5 % des dépenses de consommation courantes. Si le prix relatif d'un nouveau produit

représentatif diminue de 50 % sur une période de quatre ans et que ces articles représentent 0,5 % des dépenses courantes après quatre ans, le biais attribuable aux nouveaux produits serait d'environ 0,06 % par année.

Certains biens ou services (la câblodistribution par exemple) peuvent être considérés comme de nouveaux produits, en ce sens que leurs caractéristiques sont assez différentes de celles des anciens biens ou services, même si les prix observés de ces articles ne reculent pas aussi rapidement que ceux de certains nouveaux produits électroniques. Néanmoins, étant donné que leurs prix initiaux sur le marché sont inférieurs au seuil de « réserve »²⁵, ces produits contribuent à créer un biais. Afin de tenir compte du biais positif relatif à ce type de produits, nous avons porté à 0,15 % l'an notre estimation de la limite supérieure du biais lié aux nouveaux produits.

Biais lié aux nouvelles marques

L'apparition de nouvelles marques dans les catégories de biens existantes (p. ex. une nouvelle marque de céréales) peut constituer une autre source de biais à la hausse. Si la nouvelle marque n'est pas un substitut parfait des marques existantes, toute augmentation du nombre de marques fait baisser le coût minimum d'obtention d'un niveau de vie donné, ce qui réduit le coût de la vie. Étant donné que l'IPC ne tient pas compte de ces effets potentiels, l'apparition de nouvelles marques peut entraîner un biais positif.

Il est difficile de mesurer la valeur que les consommateurs accordent à une augmentation du nombre des marques de produits. Certains prétendent que ce biais est considérable, en faisant valoir que l'éventail des marques s'élargit considérablement sur de longues périodes. Il est important de reconnaître, dans l'évaluation de ces arguments, que des biais annuels relativement faibles peuvent donner naissance à des biais cumulatifs importants qui sont conformes aux observations recueillies. Selon une estimation qui fait une large place au jugement, la limite supérieure de ce biais serait de 0,15 %.

En résumé, nous estimons que le biais annuel maximal attribuable à l'apparition de nouvelles catégories et marques de produits est de 0,3 %.

25. Il s'agit du prix auquel la demande du nouveau bien aurait été nulle s'il avait été disponible sur le marché à la période $t = 0$.

3.1.6 Le biais total de mesure

Si nous additionnons chacun des biais estimés, nous obtenons un biais total maximal de 0,7 % par année pour l'ensemble de l'IPC (Tableau 8). Puisque le biais lié aux variations de la qualité est le seul qui puisse être négatif, il est probable que le biais minimal soit positif, ce qui implique que l'IPC donne une idée exagérée de l'augmentation du coût de la vie. Étant donné la méthode actuelle de calcul de l'IPC, la moyenne la plus probable du biais annuel est d'environ 0,5 %.

Ces estimations ne tiennent pas compte de la possibilité que des pressions d'ordre budgétaire amènent les gouvernements à imposer des frais de plus en plus élevés aux utilisateurs des biens et services publics. L'IPC ne reflète pas les hausses des frais d'utilisation applicables aux articles exclus du panier de l'IPC. Le biais négatif qui en résulterait contrecarrerait en partie le biais positif provenant d'autres sources.

Le Tableau 8 présente les estimations du biais entachant l'IPC américain qui ont été établies par le Comité consultatif du Sénat américain (1996) et Shapiro et Wilcox (1996). Leurs estimations du biais moyen tournent autour de 1 %, alors que la nôtre s'élève à 0,5 % pour le Canada. Les différences méthodologiques dans la construction de l'indice des prix expliquent en grande partie la différence entre les estimations obtenues pour les deux pays. Le biais attribuable à la substitution des produits tend à être plus faible au Canada parce que les pondérations du panier y sont mises à jour tous les quatre ans, et pas seulement tous les dix ans environ comme aux États-Unis. L'IPC américain comporte un biais appréciable lié à la formule d'agrégation appliquée, parce que les divers indices partiels dont il est composé sont construits à partir d'une moyenne arithmétique des rapports de prix, tandis que la formule de la moyenne géométrique dont se sert Statistique Canada a un biais négligeable. Enfin, les estimations du biais lié aux variations de la qualité sont plus élevées dans le cas de l'IPC américain en raison de la pondération beaucoup plus grande accordée aux soins de santé dans le panier, ce qui risque de se traduire par un biais positif important.

3.2 Conséquences pour la politique monétaire

Si la stabilité des prix a été choisie comme objectif de la politique monétaire, c'est notamment à cause des avantages que procure une politique favorisant la confiance dans la valeur de la monnaie. Une autre raison de ce choix est que la stabilité des prix clarifie le sens des signaux fournis par les variations de prix individuels; il est en effet plus facile aux agents économiques de distinguer les variations relatives et les variations absolues des prix quand le niveau général des prix est stable. Nous examinons dans

Tableau 8

Estimation du biais annuel inhérent à l'IPC

Biais	Canada (limite supérieure)	Canada (moyenne)	États-Unis Shapiro- Wilcox (moyenne)	États-Unis Comité consultatif (moyenne)
Substitution des produits	0,1	0,1	0,2	0,15
Formule d'agrégation	—	—	0,25	0,25
Nouveaux biens				
Nouveaux produits	0,15			
Nouvelles marques	0,15	0,2 ^a	0,2 ^a	0,6 ^b
Variations de la qualité	0,2	0,1	0,25	
Substitution des points de vente	0,1	≅ 0,06	0,1	0,1
Total	0,7	≅ 0,5	1,0	1,1

a. Les biais liés aux nouveaux produits et aux nouvelles marques sont réunis.

b. Le biais lié aux nouveaux biens et le biais lié aux variations de la qualité n'ont pas fait l'objet d'estimations distinctes dans ce cas.

cette section quelques conséquences des biais de mesure pour la définition d'une cible en matière d'inflation.

Si la cible fixée en matière d'inflation devait permettre une augmentation de l'IPC à un taux équivalant au biais total de mesure, l'objectif implicite de la politique monétaire serait de stabiliser le véritable coût de la vie. Cette politique maintiendrait également la « valeur de la monnaie » au niveau où celle-ci est définie comme le niveau d'utilité que procure une unité de monnaie. Puisque tous les biais sont estimés par rapport à l'indice véritable du coût de la vie, une application systématique de l'approche axée sur la valeur de la monnaie tiendrait compte de tous les types de biais aux fins de la définition de la cible en matière d'inflation.

Du point de vue du signal fourni par les prix, le biais attribuable aux nouveaux biens a des implications légèrement différentes. L'apparition d'un nouveau bien sur le marché provoque une baisse implicite du prix relatif lorsque le prix du nouveau produit (ou de la nouvelle marque) tombe au-dessous de son seuil de « réserve ». Si la cible en matière d'inflation est égale au biais total de mesure, les autorités monétaires s'efforceront de stabiliser le niveau des prix de tous les biens qui existent durant la période en cours; cela revient à dire que les prix des biens qui existaient durant la période précédente augmenteraient à un taux suffisant pour contrebalancer la baisse implicite des prix des nouveaux biens. Si les agents économiques parviennent à mieux distinguer les variations relatives des variations

absolues de prix parce que l'indice des prix comportant les nouveaux biens est stable, la cible adoptée en matière d'inflation permettra de préserver la valeur de la monnaie tout en facilitant l'interprétation du signal. Cependant, si en raison d'une augmentation générale du prix des biens qui existaient à la période précédente, les agents économiques ont du mal à discerner les variations des prix relatifs, il vaudrait peut-être mieux exclure de la définition de la cible en matière d'inflation le biais attribuable aux nouveaux biens. En pareil cas, le niveau général des prix ne se stabiliserait que pour les biens qui existaient à la période précédente et on assisterait à une baisse du véritable coût de la vie.

Dans la pratique, il se peut que l'on n'ait pas à choisir entre l'approche axée sur la valeur de la monnaie et le critère de la facilité d'interprétation du signal. Si le biais imputable aux nouveaux biens est faible, la cible en matière d'inflation qui permet de maintenir la valeur de la monnaie sera très proche de celle qui permet de stabiliser le niveau des prix des produits qui existaient à la période précédente.

Conclusions

Étant donné que l'objectif de maîtrise de l'inflation poursuivi par la Banque du Canada est établi à partir de l'indice des prix à la consommation (IPC), il y a lieu d'examiner quelques caractéristiques de cette mesure des prix.

Notre analyse a d'abord montré qu'il y a une assez grande similitude entre les variations à court terme et à long terme de l'IPC et celles des autres mesures que sont le dégonfleur du PIB et les coûts unitaires de main-d'œuvre. Nos résultats portent à croire que cette concordance existe parce qu'il y a des relations assez étroites entre les mesures des prix. Par exemple, certains de nos résultats ont montré que les variations du dégonfleur du PIB peuvent souvent précéder celles de l'IPC, tandis que les variations de l'IPC vont souvent influencer les variations des salaires et, conséquemment, celles des CUM. En évaluant ces arguments, on arrive à la conclusion que l'IPC est probablement une mesure représentative pour la définition d'un objectif de taux d'inflation. Toutefois, il faut aussi reconnaître que les taux d'inflation peuvent diverger, quelquefois de façon non négligeable. Pour cette raison, il est important que les autorités monétaires continuent de porter un regard attentif à différentes mesures de l'inflation et aux relations entre elles, comme on le fait à la Banque du Canada, entre autres, dans le *Rapport sur la politique monétaire*.

Comme nous croyons que l'IPC est un indice représentatif des prix, nous nous sommes penchés sur deux questions plus précises touchant la mesure de la tendance des prix à la consommation. La première consiste à

déterminer si la mesure utilisée par la Banque du Canada, soit le taux de variation de l'IPC hors aliments, énergie et incidence des impôts indirects (IPCexAEI), est une bonne mesure de l'inflation tendancielle. Cela semble être le cas, puisqu'elle a évolué de concert avec les nouvelles mesures statistiques qui éliminent ou atténuent l'effet des composantes de l'IPC dont les variations mensuelles sont les plus prononcées. Cependant, il nous paraît important de continuer à comparer les profils d'évolution des nouvelles mesures de l'inflation tendancielle avec l'indicateur officiel de la Banque, puisqu'on ignore quelle est la « vraie » mesure de l'inflation tendancielle. Enfin, puisque des tests ont montré que certaines mesures semblent contenir de l'information spécifique sur l'évolution *future* de l'inflation tendancielle et de l'inflation, il nous semble important de poursuivre les recherches entourant leur utilité pour la conduite de la politique monétaire.

La deuxième question que nous avons examinée en ce qui a trait à la tendance des prix à la consommation est celle concernant le biais de mesure positif touchant le taux d'inflation de l'IPC. Si l'objectif de la politique monétaire est de préserver la valeur de la monnaie, la cible de maîtrise de l'inflation devrait permettre une augmentation annuelle moyenne de l'IPC équivalente à la valeur estimée du biais total. (La mesure opérationnelle de la stabilité des prix devrait aussi refléter d'autres facteurs discutés dans les autres textes du présent volume.) Il est plus ardu de choisir la cible d'inflation appropriée lorsqu'on considère la difficulté que peuvent avoir les agents économiques à distinguer les mouvements relatifs et absolus des prix des nouveaux biens et ceux des biens qui existaient déjà. Toutefois, étant donné la taille assez petite du biais lié aux nouveaux biens, il y a probablement assez peu de différence pratique entre une cible d'inflation qui satisfait le critère de maintien de la valeur de la monnaie et une autre qui tient compte des difficultés possibles d'extraction du signal.

Bibliographie

- Banque du Canada. *Rapport sur la politique monétaire*, publié en mai et en novembre de chaque année.
- (1991). « Cibles de réduction de l'inflation : Communiqué et documentation à l'appui », *Revue de la Banque du Canada*, mars, p. 3-21.
- Bérubé, C. (1998). « Le choix de la formule de l'IPC canadien, 1962-1994 », série analytique de la Division des prix (n° 7), Statistique Canada, Ottawa.
- Bryan, M. F. et S. G. Cecchetti (1993). « Measuring Core Inflation », document de travail n° 4303, National Bureau of Economic Research, Cambridge (Massachusetts).
- Bryan, M. F. et C. J. Pike (1991). « Median Price Changes: An Alternative Approach to Measuring Current Monetary Inflation », *Federal Reserve Bank of Cleveland Economic Commentary*, décembre.
- Cozier, B. (1991). *Wage and Price Dynamics in Canada*, Rapport technique n° 56, Banque du Canada, Ottawa.

- Crawford, A. (1993). *Measurement Biases in the Canadian CPI*, Rapport technique n° 64, Banque du Canada, Ottawa.
- (1998). *Measurement Biases in the Canadian CPI: An Update*, rapport technique, Banque du Canada, Ottawa, à paraître.
- Edey, M. (1994). « Coûts et avantages du passage d'une faible inflation à la stabilité des prix », *Revue économique de l'OCDE*, n° 23, hiver, p. 123-146.
- Freedman, C. (1996). « What Operating Procedures Should Be Adopted to Maintain Price Stability? — Practical Issues ». In : *Achieving Price Stability*, actes d'un symposium tenu à Jackson Hole (Wyoming), août 1996, Kansas City, Federal Reserve Bank of Kansas City.
- Gordon, R. J. (1990). *The Measurement of Durable Goods Prices*, National Bureau of Economic Research, Chicago, University of Chicago Press.
- Hansen, H. et K. Juselius (1995). « CATS in RATS: Cointegration Analysis of Time Series », Institute of Economics, Université de Copenhague.
- Johansen, S. (1988). « Statistical Analysis of Cointegration Vectors », *Journal of Economic Dynamics and Control*, vol. 12, juin-septembre, p. 231-254.
- Johansen, S. et K. Juselius (1990). « Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration: With Applications to the Demand for Money », *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 52, mai, p. 169-210.
- Laflèche, T. (1997). « Mesures du taux d'inflation tendanciel », document de travail n° 97-9, Banque du Canada, Ottawa.
- Lebow, D. E., J. M. Roberts et D. J. Stockton (1992). « Economic Performance under Price Stability », document de travail n° 125, U.S. Board of Governors of the Federal Reserve System, Washington (D.C.).
- Newey, W. K. et K. D. West (1987). « A Simple, Positive Semi-Definite Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix », *Econometrica*, vol. 55, mai, p. 703-708.
- Osterwald-Lenum, M. (1992). « A Note with Quantiles of the Asymptotic Distribution of the Maximum Likelihood Cointegration Rank Test Statistics », *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 54, août, p. 461-472.
- Paquet, A. (1994). « A Guide to Applied Modern Macroeconometrics », document de travail n° 94-05, ministère des Finances, Ottawa.
- Roger, S. (1995). « Measures of Underlying Inflation in New Zealand, 1981-95 », Discussion Paper G95/5, Reserve Bank of New Zealand, Wellington.
- Schultz, B. (1987). « Price Indices Below the Basic Aggregation Level », *Bulletin of Labour Statistics*, vol. 2, p. 9-16.
- (1994). « Choice of Price Index Formulae at the Micro-Aggregation Level: The Canadian Empirical Evidence ». In : *International Conference on Price Indices: Papers and Final Report*, première réunion du groupe international de travail sur les indices de prix, novembre, Ottawa, p. 93-127.
- Shapiro, M. et D. Wilcox (1996). « Mismeasurement in the Consumer Price Index: An Evaluation », document de travail n° 5590, National Bureau of Economic Research, Cambridge (Massachusetts).
- Statistique Canada (1995). *Document de référence de l'indice des prix à la consommation. Mise à jour fondée sur les dépenses de 1992*, Ottawa, Statistique Canada.
- Triplett, J. (1988). « Price Index Research and Its Influence on Data: A Historical Review », communication présentée à l'occasion du 50^e anniversaire de la Conference on Research in Income and Wealth, Washington (D.C.).
- U.S. Senate, Advisory Commission to Study the Consumer Price Index (1996). « Toward a More Accurate Measure of the Cost of Living », rapport final soumis au Comité des finances du Sénat, Washington (D.C.), décembre.
- Yates, A. (1995). « On the Design of Inflation Targets ». In : *Targeting Inflation*, publié sous la direction de A. G. Haldane, Londres, Banque d'Angleterre, p. 135-169.