

Document de travail 97-9/ Working Paper 97-9

**Mesures du taux d'inflation tendanciel**

Thérèse Laflèche

Banque du Canada



Bank of Canada

## **REMERCIEMENTS**

L'auteure tient à remercier Allan Crawford qui a accompli une bonne partie du travail technique relatif aux séries de l'IPC utilisées dans ce travail, Jean-François Fillion pour sa généreuse collaboration, Richard Dion, Irene Ip, David Longworth, Brian O'Reilly et Gerald Stuber pour leurs commentaires très pertinents, ainsi que les étudiants Nancy Huether, Philippe Muller, Elena Sastron, et André Léonard pour leur aide précieuse.

**ISSN 1192-5434**

**ISBN 0-662-82008-8**

**Imprimé au Canada sur du papier recyclé**

**Avril 1997**

## **Mesures du taux d'inflation tendanciel**

**Thérèse Lafèche**

Département des Recherches

Banque du Canada

Ottawa, Ontario

Canada K1A 0G9

tél : (613) 782-8622

Adresse électronique : [tlafleche@bank-banque-canada.ca](mailto:tlafleche@bank-banque-canada.ca)

Cette série a pour but de diffuser rapidement les résultats de recherches réalisées à la Banque du Canada. Elle vise à stimuler la discussion et à obtenir des suggestions. Les opinions qui y sont exprimées sont celles des auteurs et n'engagent pas la Banque du Canada.

## Résumé

Dans ce travail, l'auteure établit de nouvelles mesures du taux d'inflation tendanciel à partir des variations des composantes de l'IPC total, dans l'hypothèse où les variations extrêmes de certains prix traduisent des chocs d'offre temporaires et non la tendance fondamentale des prix. Le taux d'inflation tendanciel est mesuré par la médiane pondérée des variations des composantes de l'IPC total ou par la moyenne pondérée de leur distribution réduite d'un certain pourcentage de chaque côté, de sorte que les variations extrêmes sont éliminées du taux d'inflation mesuré par l'IPC total (ou leur effet atténué, dans le cas de la médiane pondérée).

Le profil d'évolution de ces nouvelles mesures sur la période d'observation ressemble à celui de la variation de l'IPC hors aliments, énergie et incidence des impôts indirects. Ce résultat est rassurant, car il signifie que, si l'une des nouvelles mesures représente effectivement le taux d'inflation tendanciel, l'indice de référence de la Banque du Canada aura été un bon indicateur dans la conduite de la politique monétaire. Il ressort en outre de cette analyse que le calcul de l'inflation tendancielle n'oblige pas à exclure de l'indice global les prix de tous les aliments, puisque près de la moitié d'entre eux ne varient pas beaucoup. En revanche, l'exclusion du prix de l'énergie est motivée par le fait que plus de 70% des produits de l'énergie présentent de fortes variations de prix. Enfin, le prix du transport interurbain, le coût des intérêts hypothécaires et le prix des produits du tabac sont parmi les composantes les plus fréquemment éliminées des mesures de l'inflation tendancielle.

## Abstract

In this paper, the author calculates new measures of the trend inflation rate using changes in the components of total CPI; the hypothesis is that extreme fluctuations in certain prices reflect temporary supply shocks rather than any basic price trend. The trend inflation rate is measured by the weighted median of changes in the components of total CPI, or by the weighted average of their distribution, truncated by a certain percentage on each side, so that extreme variations are eliminated from the inflation rate as measured by total CPI (or their effect is attenuated, in the case of the weighted median).

The pattern of changes in these new measures over the period under study is similar to that for changes in CPI excluding food, energy and the effect of indirect taxes. This result is reassuring, because it suggests that if one of these new measures represents the actual trend inflation rate, then the Bank of Canada's reference index has been a good indicator for the conduct of monetary policy. This analysis also suggests that calculations of the trend inflation rate do not need to exclude all food prices from the overall index, since nearly half of those prices show little fluctuation. On the other hand, the exclusion of energy prices from total CPI is motivated by the fact that more than 70 per cent of energy products show strong price fluctuations. Finally, inter-city transportation costs, mortgage interest costs and tobacco product prices are among the components most often eliminated from measures of trend inflation.

## Synopsis

Dans ce travail, nous établissons de nouvelles mesures statistiques du taux d'inflation tendanciel en partant de l'hypothèse selon laquelle les variations extrêmes des composantes de l'IPC traduisent généralement des chocs d'offre temporaires qui ne reflètent pas la tendance fondamentale des prix. Pour éliminer les variations de prix extrêmes ou en atténuer les effets et obtenir ensuite une mesure de l'inflation tendancielle, nous calculons des moyennes pondérées des distributions réduites d'un certain pourcentage à chaque extrémité et la médiane pondérée (le taux d'inflation mesuré à partir de l'IPC total est une moyenne pondérée des variations des composantes de l'indice). Nous comparons ensuite ces nouvelles mesures d'abord à celles qui servent d'indicateur de l'inflation tendancielle à la Banque pour la conduite de la politique monétaire, soit les variations de l'IPC hors aliments et énergie et de l'IPC hors aliments, énergie et incidence des impôts indirects, puis à la mesure à partir de laquelle elles ont été dérivées, soit le taux d'inflation mesuré par l'IPC total.

Cette analyse conduit à quelques conclusions intéressantes. Premièrement, au cours de la période d'observation, le taux d'inflation mesuré par l'IPC hors aliments, énergie et incidence 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'IPC hors aliments, énergie et incidence des impôts indirects aura été un indicateur adéquat pour les autorités monétaires au cours de cette période. Deuxièmement, il ressort de notre analyse qu'il n'est pas nécessaire d'exclure systématiquement de l'indice global les prix de tous les aliments. En effet, les prix de plusieurs aliments (50% de ce panier) ne présentent pas de variations extrêmes de sorte qu'ils sont rarement soustraits des nouvelles mesures. Une fois exclu le prix de l'ensemble des aliments, qui a eu tendance à augmenter moins rapidement que les autres composantes de l'indice global, le taux d'inflation mesuré par l'IPC hors aliments et énergie aurait surestimé l'inflation tendancielle au cours de cette période. En revanche, les prix de l'essence, du gaz naturel et du mazout (plus de 70% de l'ensemble de l'énergie) sont très volatiles et, de ce fait, ont été fréquemment exclus des nouvelles mesures, ce qui semble motiver leur exclusion de l'indice global.

Parmi les mesures statistiques que nous avons établies, les moyennes pondérées de la distribution réduite de 10% à chaque extrémité (MPT10%) et 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) sont les plus intéressantes. À part le prix de quelques aliments (en particulier ceux des fruits et des légumes) et la plupart des prix de l'énergie, ces mesures éliminent souvent les coûts des intérêts hypothécaires et du transport interurbain ainsi que le prix des produits du tabac. En outre, les variations de ces mesures précèdent parfois ceux de l'inflation mesurée par l'IPC hors aliments, énergie et incidence des impôts indirects (surtout en 1988-1989) et par l'IPC total (surtout en 1991-1992), ce qui donne à penser qu'elles pourraient être des indicateurs avancés de l'évolution de ces deux indices.

## Synopsis

In this paper, we establish new statistical measures of the trend inflation rate, starting from the hypothesis that extreme fluctuations in CPI components generally reflect temporary supply shocks, rather than any basic price trend. To eliminate extreme price fluctuations or to attenuate their effects and thus obtain a measure of trend inflation, we calculate weighted averages of the distributions truncated by a certain percentage at each extremity, as well as the weighted median (the inflation rate, as measured by total CPI, is a weighted average of the fluctuations of the index components). We then compare these new measures with those used by the Bank as trend inflation indicators for the conduct of monetary policy, i.e., fluctuations in CPI excluding food and energy and CPI excluding food, energy and the effect of indirect taxes. We also compare the new measures with the measure from which they were derived, i.e., the inflation rate as measured by total CPI.

This analysis leads to some interesting conclusions. First, during the observation period, the inflation rate as measured by CPI excluding food, energy and the effect of indirect taxes generally shows a pattern similar to the new measures. If these measures actually represent trend inflation, then the percentage change in CPI excluding food, energy and the effect of indirect taxes was a suitable indicator for the monetary authorities during this period. Second, our analysis suggests that systematic exclusion of all food products from the overall index is not necessary. Many food products (50 per cent of the basket) show no extreme price fluctuations, and are therefore rarely excluded from the new measures. When we exclude the price of food products as a whole, a price that has tended to increase less rapidly than the other components of the overall index, we find that the inflation rate as measured by CPI excluding food and energy overestimates trend inflation for the period. On the other hand, the prices of gasoline, natural gas and fuel oil (more than 70 per cent of the energy products basket) are highly volatile and are therefore frequently excluded from the new measures, which appears to confirm that they should be eliminated from the overall index.

Among the statistical measures that we have established, the most interesting are the weighted average of the distribution truncated by 10 per cent at each extremity and the weighted average of the distribution where values above and below the average (raised and lowered by 1.5 times the standard deviation) are eliminated. Besides certain food product prices (in particular fruits and vegetables) and most energy prices, these measures often eliminate mortgage interest and inter-city transportation costs, as well as tobacco product prices. Moreover, movements in these measures sometimes precede changes in inflation as measured by the CPI excluding food, energy and the effect of indirect taxes (especially for 1988-1989) and by total CPI (especially for 1991-1992), which suggests that they may be leading indicators of inflation.

## 1. Introduction

En 1991, la Banque du Canada établissait des objectifs clairs visant la réduction de l'inflation et la réalisation de la stabilité des prix au Canada. Les cibles de réduction ont alors été exprimées en fonction de la variation sur douze mois de l'indice des prix à la consommation (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'indice des prix à la consommation sans les composantes très volatiles que sont les aliments et l'énergie, l'IPC global et l'IPC sans les aliments et l'énergie ayant de toutes façons des profils d'évolution similaires en longue période<sup>1</sup>.

Un document ultérieur précisait aussi que les cibles pourraient être réajustées temporairement, advenant des modifications importantes à la structure des impôts indirects<sup>2</sup>. L'importance de ce dernier énoncé est apparue de façon évidente au début de 1994, après la réduction des taxes sur le tabac. La baisse du taux d'inflation, mesuré par la variation de l'IPC hors aliments et énergie, ne reflétait plus la tendance fondamentale de l'inflation, d'où la nécessité de surveiller de près les variations d'une mesure qui faisait abstraction de l'incidence des modifications des impôts.

Mais l'exclusion pure et simple des aliments, de l'énergie et de l'incidence des impôts indirects de l'indice global fournit-elle une mesure adéquate de l'inflation tendancielle? Se pourrait-il que cette démarche nous amène à négliger des informations pertinentes sur la tendance fondamentale de l'inflation? Y aurait-il lieu d'enlever d'autres composantes dont les mouvements ne traduisent pas cette tendance?

Avec l'établissement d'objectifs précis de taux d'inflation non seulement au Canada mais dans un grand nombre d'autres pays, la question de l'inflation tendancielle a pris de plus en plus d'importance et différentes approches ont été élaborées afin de la mesurer. Celle qui fait l'objet du présent travail consiste à calculer de nouveaux taux d'inflation à partir de mesures statistiques basées sur l'indice des prix à la consommation. Cette approche a d'abord été explorée par Bryan et Pike (1991) selon qui la médiane des variations des composantes de l'IPC représenterait mieux le

---

1. «Cibles de réduction de l'inflation : Communiqué et documentation à l'appui», *Revue de la Banque du Canada*, mars 1991, pp.4-16.

2. «Les cibles de réduction de l'inflation : autres considérations d'ordre pratique et questions de mesure», *Revue de la Banque du Canada*, septembre 1991, pp. 3-23. Cet article expose également les types d'impôts qui sont pris en compte dans le calcul du taux d'inflation tendanciel.

taux d'inflation tendanciel que la moyenne pondérée de ces variations (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) à l'aide des médianes pondérées et des moyennes pondérées des distributions tronquées. Le présent travail est fortement inspiré de celui de Roger (1995), qui examine un large éventail de mesures statistiques du taux d'inflation tendanciel et les compare avec les mesures officielles de la banque centrale de Nouvelle-Zélande. Notre étude est bien entendu menée dans le contexte de l'économie canadienne.

La section 2 expose le cadre théorique qui soutient cette approche. La section suivante explique les aspects particuliers de la méthodologie utilisée. Les résultats sont analysés aux sections 4.1 et 4.2. La section 5 présente les principales conclusions et la section 6, les avenues à explorer pour la suite de ce travail.

## **2. Définition de l'inflation tendancielle et des différentes mesures considérées**

L'inflation tendancielle devrait refléter la tendance fondamentale des prix. Pour ce faire, le taux obtenu 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 d'offre temporaires.

En l'absence de chocs d'offre temporaires, les firmes ajustent leurs prix de façon généralement cohérente avec l'augmentation des coûts et certains autres facteurs, dont les pressions de la demande sectorielle et les anticipations d'inflation. Cette estimation doit correspondre, en fait, au taux d'inflation tendanciel. Les erreurs de perception relatives au taux d'inflation tendanciel se traduisent, évidemment, par une certaine dispersion des variations des prix relatifs, mais celles-ci devraient avoir une distribution normale. Cependant, si un choc se produit dans un secteur particulier, seulement quelques firmes en sont affectées et, si l'ampleur du choc le justifie, elles ajustent leurs prix en conséquence, ce qui provoque une asymétrie dans la distribution des variations des prix relatifs<sup>3</sup>. Les variations extrêmes de cette distribution asymétrique reflètent les chocs d'offre temporaires. Le fait que la distribution des variations des prix relatifs soit symétrique n'implique toutefois pas l'absence de chocs d'offre; il pourrait arriver que plusieurs

---

3. Par exemple, une forte augmentation du prix du pétrole brut entraînera une hausse du prix de l'essence et une augmentation des tarifs aériens qui dépendent beaucoup du prix du brut.

chocs d'offre surviennent simultanément et qu'il soient distribués de façon symétrique. Dans ce cas, la distribution des variations des prix relatifs est symétrique, mais les variations extrêmes reflètent tout de même des chocs d'offre.

Pour évaluer le taux d'inflation tendanciel, il faudrait donc éliminer de nos mesures les variations extrêmes des prix relatifs. C'est justement dans l'hypothèse où les variations du prix des aliments et de l'énergie reflètent principalement des chocs d'offre temporaires que nous avons soustrait ces composantes de l'indice global afin de mesurer l'inflation tendancielle. Cependant, les aliments et l'énergie ne sont pas les seules composantes de l'IPC dont les variations imprévues s'expliquent généralement par de tels chocs. Il peut en effet y avoir plusieurs types de chocs d'offre temporaires. Il peut s'agir d'une augmentation de prix suite à un resserrement de l'offre dû à une catastrophe naturelle (une forte augmentation du prix des légumes frais en raison d'une inondation, par exemple), d'une modification spécifique des impôts indirects (comme la forte baisse des taxes sur le tabac en février 1994), du changement d'un prix réglementé, d'une hausse de prix résultant d'une forte augmentation des coûts après le renchérissement soudain d'une matière première ou d'un intrant importé (dans ce dernier cas, à cause peut-être d'un effet de taux de change).

Il y a donc plusieurs composantes de l'IPC, hormis les aliments et l'énergie, dont les mouvements peuvent être associés à des chocs d'offre temporaires. C'est dans cette optique que nous avons considéré de nouvelles mesures du taux d'inflation tendanciel proposées par divers chercheurs. Pour comprendre la construction de ces mesures, il faut concevoir le taux d'inflation mesuré par les variations de l'IPC comme une moyenne pondérée des variations de chacune des composantes de cet indice. Pour éliminer de cette mesure les variations extrêmes des prix relatifs, on peut calculer la moyenne pondérée de la distribution réduite, à chaque extrémité, d'un certain pourcentage. Une autre mesure est la médiane pondérée, qui n'élimine pas les variations extrêmes, mais leur accorde moins de poids que ne le fait la moyenne pondérée<sup>4</sup>.

Comparativement à nos mesures actuelles, la médiane pondérée et la moyenne pondérée de la distribution réduite n'exigent pas l'exclusion permanente de certaines composantes de l'indice global. En revanche, dans le cas d'une moyenne de distribution tronquée, il faut choisir le

---

4. Les définitions des mesures statistiques utilisées dans ce travail sont présentées en annexe.

pourcentage que l'on veut retrancher de chaque côté de la distribution, ce qui est tout à fait arbitraire. Il faut noter que si la distribution des variations des composantes était parfaitement symétrique, la moyenne pondérée des variations des composantes serait égale à la moyenne pondérée de leur distribution tronquée, et ce, quelque soit le pourcentage choisi.

### **3. Méthodologie**

Les diverses mesures de l'inflation tendancielle définies ci-dessus se calculent à partir des variations des composantes de l'indice global. Actuellement, l'IPC comprend 182 composantes au niveau le plus désagrégé des catégories de produits. Le panier de l'IPC est périodiquement mis à jour dans le but de refléter les changements dans les habitudes de consommation de la population. La mise à jour est effectuée tous les quatre ans pour coïncider avec le cycle des enquêtes sur les dépenses des familles qui servent de base aux pondérations de l'indice. Lors des mises à jour du panier des biens et services, il arrive que de nouvelles composantes apparaissent ou que les définitions de certaines d'entre elles soient modifiées. Or, pour obtenir des séries continues pour les nouvelles mesures, il faut disposer d'un ensemble de composantes dont les définitions ne changent pas au fil du temps et être en mesure de déterminer à intervalles réguliers leurs pondérations dans l'indice global. Les nombreuses mises à jour du panier et les changements qu'elles entraînent dans la définition des composantes représentent donc des contraintes dont il faut tenir compte dans la désagrégation de l'indice.

Actuellement, nous disposons d'un ensemble de 54 composantes dont les séries de données débutent en janvier 1985 (ou avant dans certains cas). Les composantes et leurs pondérations dans le panier de 1992 sont présentées au Graphique 1. On remarque que les pondérations varient énormément d'une composante à l'autre. Certaines composantes ne peuvent être désagrégées davantage. C'est le cas du coût des intérêts hypothécaires, par exemple, dont la pondération est la troisième en importance. Certaines autres composantes, notamment l'habillement, ont elles-mêmes des composantes et pourraient être désagrégées davantage si on avait les données nécessaires. Le fait que les composantes ne soient pas désagrégées au maximum constitue un désavantage dans la mesure où l'agrégation peut camoufler des variations extrêmes de certaines sous-composantes. Les pondérations associées à ces sous-composantes seraient toutefois plus

petites, de sorte que nos mesures pourraient ne pas différer beaucoup de celles que nous obtenons avec le niveau de désagrégation actuel<sup>5</sup>.

Les mesures du taux d'inflation tendanciel sont établies à partir des variations sur douze mois des composantes. Elles auraient pu être établies à partir des variations mensuelles ou trimestrielles, mais cela aurait causé un certain nombre de difficultés. D'abord, les prix de certaines composantes ne sont relevés par Statistique Canada qu'une ou deux fois l'an. À ce moment, les variations mensuelles sont importantes 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 mensuelles modérées de prix. C'est le cas des impôts fonciers et des frais de scolarité, par exemple, qui ne sont relevés 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 l'on cherche à éliminer de nos mesures. Or, les variations extrêmes reliées aux effets saisonniers pourraient dissimuler d'importants mouvements des autres composantes causés par d'autres types de chocs d'offre temporaires. Dans un tel cas, il se pourrait que la distribution tronquée se limite à éliminer les effets saisonniers et néglige les autres chocs.

Bien que ces problèmes ne soient pas insurmontables, (le problème relié aux effets saisonniers pourrait être solutionné par la désaisonnalisation des séries), le calcul du taux d'inflation sous-jacent en termes de variations sur douze mois plutôt qu'en termes de variations mensuelles nous semble préférable aux fins du présent travail, qui consiste à comparer de nouvelles mesures du taux d'inflation tendanciel avec celles qui servent d'indicateurs dans la conduite de la politique monétaire (l'IPC hors aliments, énergie et incidence des impôts indirects) et de cibles d'inflation (l'IPC total), et qui sont exprimées en variations sur douze mois.

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. D'abord, les composantes qui subissent un choc important seront généralement éliminées des mesures pour une période de plusieurs mois, possiblement douze mois. Ensuite, le taux de variation mensuel de

---

5. Si on se contentait de séries du taux d'inflation tendanciel débutant seulement en 1995, on pourrait calculer les nouvelles mesures à partir des 182 composantes de l'indice.

l'indice global est égal à la moyenne pondérée des taux de variation mensuels de ses composantes, mais ce n'est pas le cas en termes de taux de variation sur douze mois. Cela est dû au fait que l'IPC n'est pas un indice à panier fixe au sens strict du terme, mais un indice en chaîne. De plus, le problème s'aggrave lors des mises à jour du panier, lorsque les pondérations des composantes sont modifiées en fonction des changements observés dans les dépenses de consommation des ménages. Au cours de l'année qui suit la modification du panier, la variation sur douze mois de l'indice global risque de s'écarter davantage de la moyenne pondérée des composantes<sup>6</sup>.

La moyenne pondérée des variations sur douze mois des composantes de l'IPC représente néanmoins une bonne approximation de la variation sur douze mois de l'indice global, dans la mesure où l'on utilise les pondérations adéquates. Ainsi, comme le montre le Graphique 2, on obtient d'assez bons résultats avec des pondérations mises à jour tous les deux ans.

C'est à l'aide de ces pondérations que nous avons calculé les diverses mesures du taux d'inflation tendanciel. En plus de la médiane pondérée, nous avons calculé des moyennes pondérées de plusieurs distributions tronquées, soit celles des distributions réduites de 2,5%, 5%, 10% et 25% de chaque côté, et de la distribution dont nous avons retranché les valeurs supérieures et inférieures à la moyenne augmentée puis diminuée de 1,5 fois l'écart-type. 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, d'où le choix du coefficient de 1,5.

## **4. Analyse des résultats**

### **4.1 Comparaison des nouvelles mesures avec les mesures traditionnelles**

Il faut d'abord préciser que toutes les nouvelles mesures du taux d'inflation tendanciel ont été calculées après que les taux de variation sur douze mois des 54 composantes de l'indice global ont été corrigés pour refléter l'effet de l'introduction de la TPS en janvier 1991<sup>7</sup>. Cette correction

---

6. Pour plus de détails sur l'enchaînement des indices de prix, le lecteur peut consulter le document de référence de l'indice des prix à la consommation, catalogue 62-553 de Statistique Canada.

7. L'effet de l'imposition de la TPS en janvier 1991 a été estimé pour chacune des 54 composantes, en tenant compte de la part des biens taxables dans chaque composante et de la taxe de vente sur les produits manufacturés à laquelle la plupart des biens étaient assujettis avant l'introduction de la TPS.

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 d'impôts indirects spécifiques comme la forte baisse des taxes sur le tabac en février 1994, qui engendrent des mouvements extrêmes de certaines composantes, sont naturellement éliminés (ou atténués, dans le cas de la médiane pondérée) par ces mesures.

Le Tableau 1 montre que toutes les nouvelles mesures sont très corrélées entre elles, avec les mesures traditionnelles du taux d'inflation tendanciel et avec le taux de variation de l'indice global. Cela est important dans la mesure où, si l'une des nouvelles mesures se rapproche de la «vraie» mesure du taux d'inflation tendanciel, les mesures utilisées à court terme par la Banque dans la conduite de la politique monétaire ont évolué de concert avec la «vraie» au cours de la période d'observation.

**Tableau 1**  
**Corrélations des taux d'inflation de janvier 1986 à juillet 1996**

	$\Delta$ IPC	$\Delta$ IPC hors AÉ	$\Delta$ IPC hors AÉI	MÉDP	MPT10%	MPTÉT
$\Delta$ IPC <sup>a</sup>	1,00	0,96	0,93	0,94	0,95	0,90
$\Delta$ IPC hors AÉ		1,00	0,93	0,94	0,94	0,91
$\Delta$ IPC hors AÉI			1,00	0,95	0,98	0,96
MÉDP				1,00	0,97	0,95
MPT10%					1,00	0,98
MPTÉT						1,00

a. Les taux d'inflation calculés à partir de l'IPC total et de l'IPC hors aliments et énergie ont été corrigés des effets qu'a eus la TPS en janvier 1991, afin d'être comparables aux autres mesures.

Le Graphique 3 illustre la médiane pondérée (MÉDP), la moyenne pondérée de la distribution réduite de 10% de chaque côté (MPT10%) et 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 (MPTÉT)<sup>8</sup>. Ces séries sont présentées avec le taux de variation sur douze

8. Dans la présente section, où l'on compare les nouvelles mesures aux taux d'inflation utilisés par la Banque dans la conduite de la politique monétaire, seule la moyenne pondérée de la distribution réduite de 10% de chaque côté sera considérée parmi les moyennes des distributions réduites d'un même pourcentage de chaque côté, parce qu'elle est la moins volatile de toutes et qu'elle évolue de façon similaire aux autres. Dans une section subséquente, nous comparerons les nouvelles mesures entre elles.

mois de l'IPC hors aliments, énergie et incidence des impôts indirects (IPC hors AÉI). On constate que les profils d'évolution des trois nouvelles séries sont semblables et correspondent de près à la variation de l'IPC hors AÉI. Il y a toutefois à l'occasion quelques écarts importants entre les nouvelles mesures et le taux d'inflation mesuré par l'IPC hors AÉI, comme on peut le constater en examinant le Graphique 4. L'écart maximal, en valeur absolue, atteint 1,1 point de pourcentage (avec la médiane et MPTET en août 1988 et avec la médiane en août 1995). Sur l'ensemble de la période d'observation, la moyenne de la valeur absolue de l'écart est de 0,4 point de pourcentage dans le cas de la médiane pondérée et 0,3 point de pourcentage dans le cas des deux autres mesures.

Les nouvelles mesures évoluent de la même façon que le taux de variation de l'IPC hors AÉ, mais elles sont généralement plus faibles que celui-ci sur presque toute la période d'observation (voir les Graphiques 5 et 6). L'année 1994 fait exception parce que, contrairement à l'IPC hors aliments et énergie, les nouvelles mesures font abstraction de la composante du prix des produits du tabac, fortement influencée cette année-là par la baisse des taxes.

Si les nouvelles mesures du taux d'inflation tendanciel sont plus faibles que les variations de l'IPC hors AÉ au cours de la période considérée, c'est parce qu'elles éliminent, en plus des composantes les plus volatiles des aliments et de l'énergie, d'autres composantes dont les variations sont généralement positives et plus élevées que celles des autres composantes des aliments et de l'énergie. Un exemple basé sur la distribution des variations des composantes de l'IPC en janvier 1990 est exposé au Tableau 3 en annexe. Dans cet exemple, les seuls aliments éliminés du calcul de MPTÉT sont les prix du poisson et des légumes. En revanche, trois composantes sur quatre de l'énergie sont exclues. Mais ce qui explique que MPTÉT soit plus faible que le taux de variation de l'IPC hors AÉ, c'est l'exclusion du coût des intérêts hypothécaires et des produits du tabac, qui ont tous deux augmenté à des rythmes beaucoup plus élevés que les composantes des aliments et de l'énergie qui n'ont pas été éliminées.

La grande variation du prix des produits du tabac s'expliquant par une augmentation des taxes, cet exemple permet aussi de comprendre pourquoi l'écart entre les nouvelles mesures et le taux de variation de l'IPC hors aliments, énergie et incidence des impôts indirects est moins important que l'écart entre les nouvelles mesures et le taux de variation de l'IPC hors aliments et

énergie seulement. En effet, les variations extrêmes sont souvent le résultat des modifications des impôts indirects, de sorte que les mesures qui les excluent se rapprochent davantage de l'IPC hors AÉI. Il peut cependant arriver, et c'est le cas en 1986 et en 1988 par exemple, que des modifications aux impôts indirects touchent un ensemble de composantes sans entraîner de mouvements extrêmes d'aucune d'entre elles (p. ex. une majoration de la taxe de vente provinciale de l'Ontario de 7% à 8%). Dans ce cas, les nouvelles mesures divergent du taux de variation de l'IPC hors AÉI.

Comme il fallait s'y attendre, étant donné leur construction, les nouvelles mesures du taux d'inflation tendanciel sont moins volatiles que le taux de variation de l'indice global, ce dont témoigne leur indice de variabilité (écart-type divisé par la moyenne; Tableau 2). En revanche, elles le sont plus que le taux de variation de l'indice hors aliments, énergie et incidence des impôts indirects. On note que le taux de variation de l'IPC sans les aliments et l'énergie fluctue autant que celui de l'IPC global au cours de la période considérée. En outre, la moyenne du taux de variation de cet indice est beaucoup plus élevée que celle des autres mesures.

**Tableau 2**  
**Moyennes et écarts-types des taux d'inflation sur la période janvier 1986 - juillet 1996**

	$\Delta$ IPC <sup>a</sup>	$\Delta$ IPC hors AÉ	$\Delta$ IPC hors AÉI	MÉDP	MPT10%	MPTÉT
<b>Moyenne</b>	3,08	3,41	3,13	3,04	3,14	3,16
<b>Écart-type</b>	1,62	1,78	1,27	1,39	1,42	1,42
<b>Indice de variabilité</b>	0,53	0,52	0,41	0,46	0,45	0,45

a. Les taux d'inflation calculés à partir de l'IPC total et de l'IPC hors aliments et énergie ont été corrigés des effets qu'a eus la TPS en janvier 1991, afin d'être comparables aux autres mesures.

Le Tableau 4, en annexe, présente les fréquences d'élimination des composantes du calcul de MPT10% et de MPTÉT au cours de la période d'observation. Le tableau doit être interprété comme suit : le prix de la viande, dont le taux de variation sur douze mois a été de 2,78% en moyenne au cours de cette période, avec un écart-type de 4,05%, a été éliminé 41 fois du calcul de la mesure MPT10% entre janvier 1986 et juillet 1996, soit pendant 32% de la période, et 4 fois de la mesure MPTÉT, soit seulement 3% du temps<sup>9</sup>. Les composantes les plus souvent éliminées des

9. De janvier 1986 à juillet 1996, il y a 127 mois. La composante du prix de la viande a été éliminée au cours de 41 de ces mois, soit  $41/127 = 32\%$  du temps.

nouvelles mesures sont celles dont le taux moyen de variation sur douze mois ou l'écart-type (ou les deux) est le plus élevé (en valeur absolue). Hormis l'électricité, les composantes de l'énergie (mazout, gaz naturel et essence) sont très souvent éliminées. En revanche, plusieurs produits alimentaires, dont les aliments achetés au restaurant, les produits laitiers et les produits de boulangerie, qui représentaient environ 50% de l'ensemble du panier des aliments en 1992, le sont rarement.

C'est à cause de l'exclusion systématique du prix des aliments que la variation de l'IPC hors aliments et énergie est plus élevée que celle de l'IPC total sur la période d'observation, le prix des aliments ayant augmenté beaucoup moins rapidement que l'indice global de 1987 à 1992, comme en témoigne la pente négative du ratio de l'indice du prix des aliments à l'IPC (Graphique 7). Le prix relatif de l'énergie, pour sa part, n'a pas affiché de tendance particulière sur l'ensemble de la période. La tendance à la baisse du prix relatif des aliments a été contrebalancée par la tendance à la hausse du taux de taxation présenté au Graphique 8. C'est ce qui explique que le taux d'inflation mesuré par IPC hors AÉI a été moins variable que celui de l'IPC hors AÉ au cours de cette période.

Abstraction faite de quelques aliments et des produits de l'énergie, le transport interurbain, les produits du tabac et les intérêts hypothécaires sont parmi les composantes le plus souvent éliminées du calcul de l'inflation tendancielle. Les deux premières composantes sont souvent perturbées par des chocs d'offre temporaires (les tarifs aériens, principale composante du transport interurbain, sont très sensibles aux variations du prix du pétrole brut alors que le prix des produits du tabac est souvent affecté par les modifications apportées aux impôts indirects). Les intérêts hypothécaires sont exclus du calcul de l'inflation tendancielle dans certains pays (dont l'Angleterre, l'Australie et la Nouvelle-Zélande) à cause de leur sensibilité aux effets de la politique monétaire. Un resserrement de la politique monétaire a pour effet, à court terme, d'augmenter le taux d'inflation par le biais des taux d'intérêt hypothécaires. Cet effet, pervers puisqu'il vise à contrer l'inflation, est cependant beaucoup moins fort au Canada que dans les pays cités ci-dessus à cause de la façon dont les coûts des intérêts hypothécaires sont définis dans l'IPC canadien. Au Canada, le coût des intérêts hypothécaires n'est pas simplement déterminé à partir des taux d'intérêt hypothécaires; il dépend du montant du principal que les propriétaires doivent encore rembourser et ce n'est que par le biais de la conclusion de nouveaux contrats hypothécaires et du renouvellement

des contrats existants que les taux hypothécaires courants influencent cet indice<sup>10</sup>. Néanmoins, il existe une relation très étroite entre les taux hypothécaires et la variation de l'indice du coût des intérêts hypothécaires, comme l'illustre le Graphique 9.

Il est important de comparer les nouvelles mesures au taux de variation de l'IPC total à partir duquel elles sont calculées afin de s'assurer qu'elles n'en divergent pas systématiquement. Le Graphique 10 montre que les mesures sont plus élevées ou plus faibles, selon les périodes, que le taux de variation de l'IPC total. En fait, elles sont plus faibles que le taux de variation de cet indice quand la distribution des variations des composantes est biaisée vers la droite et elles sont plus élevées dans le cas contraire. Le Graphique 11 illustre la relation qui existe entre le biais des distributions et la différence entre le taux de variation de l'IPC et MPTET<sup>11</sup>. Quand la distribution est fortement biaisée vers la droite, les composantes qui sont éliminées du calcul de MPTET à la droite de la distribution ont des variations positives beaucoup plus élevées, en valeur absolue, que celles qui sont éliminées à la gauche de la distribution (généralement négatives), de sorte que MPTET est plus faible que le taux de variation de l'IPC total.

Sur la période d'observation, les distributions des variations des 54 composantes sont la plupart du temps biaisées, mais ne présentent pas de biais systématique vers la droite ou vers la gauche. Par conséquent, c'est aussi le cas de l'écart entre les nouvelles mesures et le taux de variation de l'IPC total. Par ailleurs, il est normal d'observer une persistance d'environ un an du biais, puisque l'on considère les variations sur douze mois des composantes.

Le ratio des niveaux implicites des indices de prix correspondant aux différentes mesures du taux d'inflation tendanciel à l'indice de prix global (ajusté en fonction de l'effet de la TPS et de la baisse des taxes sur le tabac en février 1994), donne une meilleure idée de l'effet cumulatif des différences entre les mesures du taux d'inflation tendanciel<sup>12</sup>. Le Graphique 12 montre qu'à l'in-

---

10. Le chapitre 9 du document de référence de l'indice des prix à la consommation (Catalogue 62-553, p. 83) explique de façon détaillée la construction de l'indice du coût des intérêts hypothécaires.

11. Le biais (skewness) est calculé à partir du troisième moment des distributions et tient compte des pondérations des composantes de l'indice.

12. Quand le niveau de l'IPC global n'est pas ajusté pour l'effet de la baisse des taxes sur le tabac en février 1994, tous les ratios (sauf pour l'IPC hors AÉ) augmentent en 1994. Nous avons donc corrigé le niveau de l'indice global pour obtenir une meilleure idée de la tendance des différents ratios. Les niveaux implicites sont calculés en prenant comme point de départ les niveaux de l'IPC total en 1985 et en leur appliquant les mesures du taux d'inflation tendanciel pour générer les données subséquentes jusqu'en juillet 1996.

verse du ratio de l'indice des prix hors aliments et énergie à l'indice global, qui montre une nette tendance à la hausse au cours de la dernière décennie, les ratios calculés à partir des nouvelles mesures du taux d'inflation tendanciel et de l'indice hors aliments, énergie et incidence des impôts indirects sont beaucoup plus stables, surtout depuis 1991<sup>13</sup>. Cette affirmation est confirmée par le fait que les moyennes des mesures du taux d'inflation tendanciel sur la période considérée sont à peu près égales à la variation de l'IPC global, alors que celle de l'IPC hors AÉ lui est supérieure.

#### 4.2 Comparaison des nouvelles mesures entre elles

Les moyennes pondérées des distributions réduites de 2,5%, 5%, 10% et 25% de chaque côté, bien qu'elles évoluent généralement de façon similaire sur la période d'observation, présentent parfois des écarts assez importants, pouvant aller jusqu'à près de 1 point de pourcentage (voir le Graphique 13)<sup>14</sup>. Les différences entre ces mesures dépendent de la forme de la distribution des variations des 54 composantes. Lorsque celle-ci est biaisée vers la droite, la différence entre MPT2,5% et MPT25%, par exemple, est généralement positive. Par définition, beaucoup plus de composantes sont éliminées de MPT25% que de MPT2,5%. Ainsi, en septembre 1987, alors que l'écart entre MPT2,5% et MPT25% s'élève à 0,8 point de pourcentage, seulement 3 composantes sont exclues de la première mesure, alors que 33 le sont de la seconde. Quand la distribution est biaisée vers la droite, les variations qui sont enlevées du calcul de MPT25% à la droite de la distribution (et qui ne le sont pas de MPT2,5%) sont généralement beaucoup plus élevées, en valeur absolue, que celles qui le sont à la gauche de la distribution, de sorte que MPT25% est plus faible que MPT2,5% et que l'écart entre ces deux mesures, soit MPT2,5% moins MPT25%, est positif.

Il est difficile de déterminer si l'une des moyennes pondérées des distributions tronquées est plus représentative du taux d'inflation tendanciel qu'une autre. D'une part, il est permis de penser qu'on n'a pas soustrait du calcul de MPT2,5% suffisamment de composantes pour éliminer tous les chocs d'offre temporaires du taux d'inflation tendanciel. Par exemple, en septembre 1987, la

13. Ils sont plus stables parce que plus proches de 1, mais cependant quelquefois plus volatiles que le ratio de l'IPC hors AÉ à l'IPC total.

14. Pour alléger le graphique, la moyenne pondérée de la distribution réduite de 5% de chaque côté n'y est pas représentée : elle suit presque parfaitement la courbe de MPT10%.

pondération de l'essence était supérieure à 2,5%, de sorte que cette composante, dont la variation reflétait pourtant bel et bien un choc d'offre temporaire, n'était même pas complètement soustraite du calcul de MPT2,5%. En revanche, beaucoup trop de composantes dont les variations ne peuvent pas être qualifiées d'extrêmes sont soustraites du calcul de MPT25% (voir le Tableau 5 en annexe). Il semblerait donc qu'une des mesures intermédiaires, soit MPT5% ou MPT10%, serait plus adéquate.

À peu près le même nombre de composantes sont soustraites du calcul de la moyenne pondérée de la distribution réduite en fonction de l'écart-type (MPTET) que de celui de MPT5%, mais la première mesure présente l'avantage de n'éliminer que les composantes dont les variations sont très éloignées de la moyenne, alors que MPT5% en perd 5% de chaque côté de la distribution, que les variations de ces composantes soient extrêmes ou non. Cette mesure a toutefois le désavantage d'être plus difficile à calculer.

La médiane pondérée a un avantage certain sur les autres mesures du fait que son calcul n'exige pas l'exclusion de composantes ni le choix arbitraire d'un pourcentage de troncation. Cependant, cela n'en fait pas nécessairement la meilleure mesure du taux d'inflation tendanciel. Par exemple, on remarque que la baisse des taxes sur le tabac en 1994, qui représente sans nul doute un choc d'offre temporaire, exerce encore beaucoup d'influence sur le taux d'inflation tendanciel mesuré par la médiane, ce qui n'est pas le cas des autres mesures.

## **5. Conclusion**

La première conclusion qui s'impose est que l'exclusion systématique des prix de tous les aliments de l'indice global n'est pas nécessaire, dans la mesure où les variations de plusieurs d'entre eux ne traduisent pas des chocs temporaires. En fait, même si dans l'ensemble le prix des aliments est très volatile, plusieurs sous-composantes, comptant pour environ 50% du panier des aliments, présentent des variations très modérées. Leur exclusion de l'indice global peut se traduire par une perte d'information importante sur les tendances fondamentales du taux d'inflation. Ainsi, parce que le prix des aliments a eu une nette tendance à augmenter moins rapidement que celui des autres composantes de l'indice global au cours de la période d'observation, le taux d'inflation mesuré par l'IPC hors aliments et énergie aurait surestimé le taux d'inflation tendanciel sur la période étudiée.

En revanche, l'exclusion du prix de l'énergie est acceptable, la très grande majorité des sous-composantes présentant des variations de prix extrêmes pouvant être associées à des chocs temporaires. Alors que seulement certaines composantes du prix des aliments sont soustraites régulièrement des diverses mesures statistiques que nous avons calculées, le prix du mazout, du gaz naturel et de l'essence (soit plus de 70% du panier de l'énergie) le sont très fréquemment.

En dépit de l'exclusion systématique du prix des aliments, le taux de variation de l'IPC hors aliments, énergie et incidence des impôts indirects s'est comporté de façon similaire à celui des nouvelles mesures statistiques. Ce résultat est rassurant puisqu'il signifie que, dans l'hypothèse où les nouvelles mesures représentent bien la tendance fondamentale de l'inflation, le taux de variation sur douze mois de l'IPC hors aliments, énergie et incidence des impôts indirects aura été un indicateur adéquat dans la conduite de la politique monétaire au cours des dernières années. La similitude de ce taux d'inflation avec les nouvelles mesures résulte du fait que les composantes éliminées du calcul de ces dernières sont souvent celles qui sont touchées par les modifications des impôts indirects.

Abstraction faite du prix des quelques aliments et des produits de l'énergie, le coût du transport interurbain, le prix des produits du tabac et le coût des intérêts hypothécaires sont parmi les composantes le plus souvent éliminées du calcul de l'inflation tendancielle.

## **6. Prochaines étapes**

Il reste encore des avenues à explorer pour la suite de ce travail. Lors d'un séminaire présenté récemment à la Banque, Scott Roger, l'auteur d'une étude citée précédemment, suggérait de fonder le choix de la meilleure mesure statistique sur la valeur du coefficient de Kurtosis. En effet, selon des travaux effectués à l'aide de simulations de Monte-Carlo, on aurait démontré que la «vraie moyenne» d'une distribution (médiane, moyenne ou moyenne de distribution tronquée) dépend du degré d'aplatissement de la distribution (mesurée par le coefficient de Kurtosis). Une autre option, qui nous éviterait de choisir entre les différentes mesures statistiques, consisterait à utiliser leur tendance commune comme mesure de l'inflation tendancielle.

Il faudrait aussi examiner plus attentivement le tableau des fréquences d'élimination des composantes et s'assurer que les variables qui sont le plus souvent éliminées des mesures le sont en raison d'un choc d'offre temporaire (ce qui ne semble pas toujours être le cas, notamment pour

la formation)<sup>15</sup>. S'il est possible d'identifier clairement les composantes qui reflètent véritablement de tels chocs, on pourrait calculer un nouvel indice, soit l'IPC total sans ces composantes spécifiques, et la variation de cet indice pourrait constituer une autre mesure du taux d'inflation tendanciel.

Il serait également intéressant de calculer les mêmes mesures statistiques en termes de variations mensuelles plutôt que sur douze mois, en procédant d'abord à la désaisonnalisation des séries. Le problème associé aux relèvements peu fréquents de certains prix par Statistique Canada devra cependant être pris en considération. Une telle série pourrait être utilisée dans divers travaux empiriques pour modéliser les anticipations d'inflation dans une courbe de Phillips estimée, notamment avec des données mensuelles.

Une application qui n'est pas directement reliée à l'inflation tendancielle, mais qui pourrait bénéficier des données que nous avons rassemblées pour calculer les nouvelles mesures statistiques, consisterait à tester l'hypothèse selon laquelle les écarts entre les variations de prix relatifs sont moins importants quand le taux d'inflation est bas que lorsqu'il est élevé. Pour ce faire, il suffirait de vérifier si l'écart-type des distributions (ou la différence entre le 10<sup>e</sup> et le 90<sup>e</sup> percentile) baisse parallèlement au niveau du taux d'inflation sur la période d'observation.

Enfin, des recherches sont déjà en cours pour tester la performance de ces nouvelles mesures dans un modèle de prévision de l'inflation.

---

15. Pour ce faire, il serait utile de construire un tableau des fréquences d'élimination indiquant à quelle extrémité de la distribution la composante se trouve lorsqu'elle est éliminée des mesures. Si une composante est toujours à la droite de la distribution lorsqu'elle est éliminée, cela signifie que sa croissance a tendance à augmenter plus que celle des autres composantes et non pas qu'elle subit l'effet d'un choc temporaire.



## Annexe

### Moyenne pondérée

Si, à chaque valeur  $x_i$  est associée une pondération  $w_i \geq 0$ , alors  $\sum_{i=1}^n w_i$  est le poids total et :

$$\bar{x}_p = \frac{\sum_{i=1}^n w_i x_i}{\sum_{i=1}^n w_i} = \frac{w_1 x_1 + w_2 x_2 + \dots + w_n x_n}{w_1 + w_2 + \dots + w_n}$$

**Exemple** : soit l'échantillon: (2,0 , 4,0 , 2,0 , 3,0 , 1,0 , 2,0 , 5,0 , 3,0 , 2,0 , 4,0) auquel sont associées les pondérations suivantes (0,10 , 0,05 , 0,05 , 0,10 , 0,10 , 0,20 , 0,05 , 0,10 , 0,10 , 0,15). La moyenne pondérée est égale à  $2,0 \times 0,10 + 4,0 \times 0,05 + \dots + 4,0 \times 0,15 = 2,65$ . Dans ce cas particulier, la somme des pondérations est égale à 1.

### Médiane

Si l'échantillon contient un nombre impair d'éléments, la médiane est la valeur centrale de l'échantillon dont les éléments sont disposés par ordre de grandeur. Si le nombre d'éléments est pair, la médiane est la moyenne des deux valeurs centrales.

**Exemple** : par ordre de croissance, l'échantillon ci-dessus a la distribution suivante:

(1,0 , 2,0 , 2,0 , 2,0 , 2,0 , 3,0 , 3,0 , 4,0 , 4,0 , 5,0).

La médiane est égale à  $(2,0 + 3,0) / 2 = 2,5$ .

### Médiane pondérée

La médiane pondérée est la valeur qui sépare l'échantillon ordonné en deux parties, la somme des pondérations de chaque partie étant égale à 50% du poids total.

**Exemple** : Les pondérations qui correspondent à l'échantillon ordonné sont les suivantes :

(0,10 , 0,10 , 0,05 , 0,20 , 0,10 , 0,10 , 0,10 , 0,05 , 0,15 , 0,05).

Les pondérations cumulées sont les suivantes:

(0,10 , 0,20 , 0,25 , 0,45 , 0,55 , 0,65 , 0,75 , 0,80 , 0,95 , 1,00).

La pondération cumulée atteint 50% quand on additionne les 5 premières données. C'est donc la cinquième donnée, 2,0, qui est la médiane pondérée.

### Écart-type d'une distribution pondérée

$$s_p = \sqrt{\sum_{i=1}^n w_i (x_i - \bar{x}_p)^2} \quad \text{où } \bar{x}_p \text{ est la moyenne pondérée et } \sum_{i=1}^n w_i = 1$$

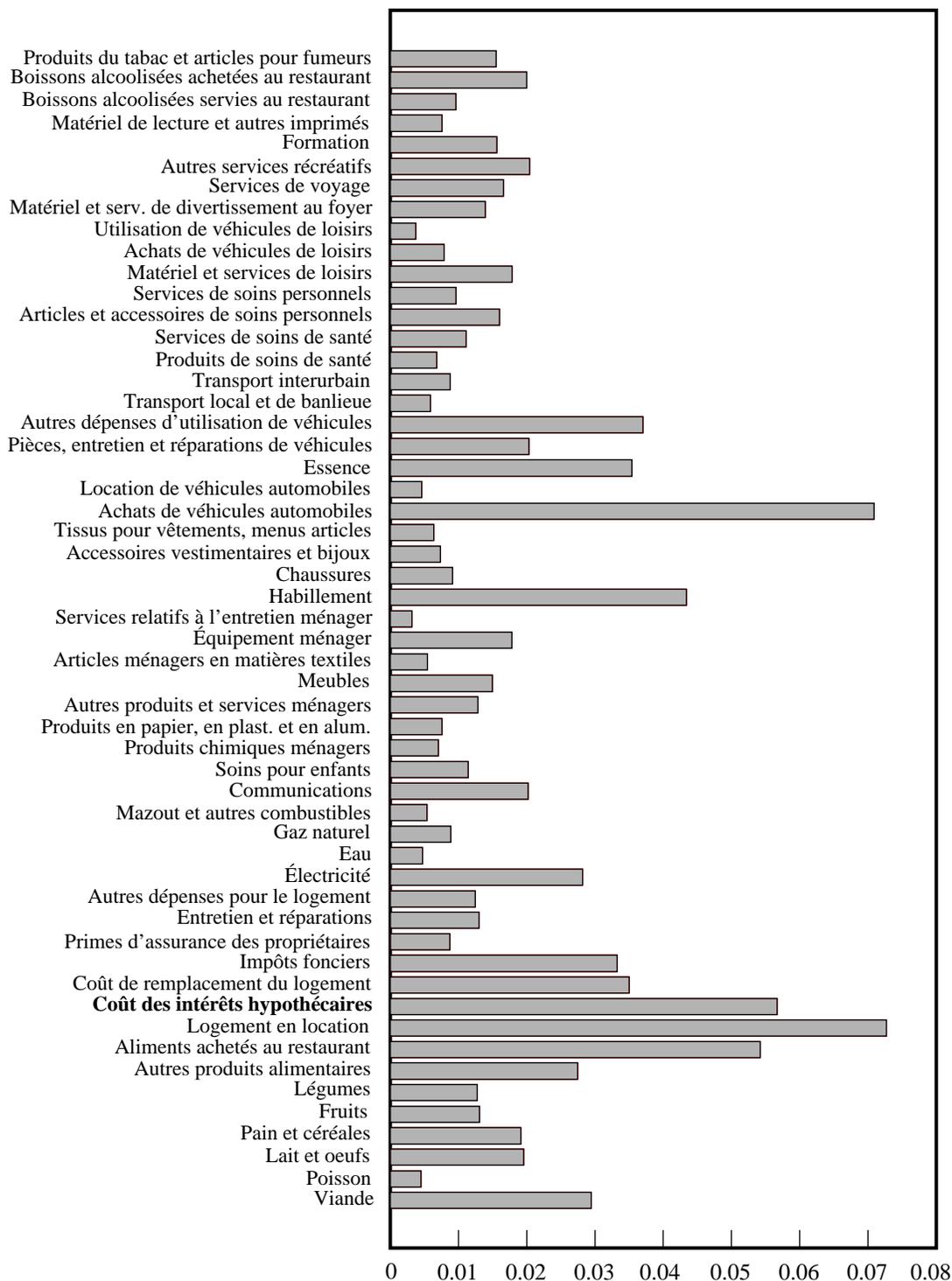
**Exemple** :  $s_p = (0,10 \times (2,0 - 2,65)^2 + 0,05 \times (4,0 - 2,65)^2 + \dots + 0,15 \times (4,0 - 2,65)^2)^{1/2} = 1,0618$

### Moyenne pondérée d'une distribution réduite (de 10% de chaque côté)

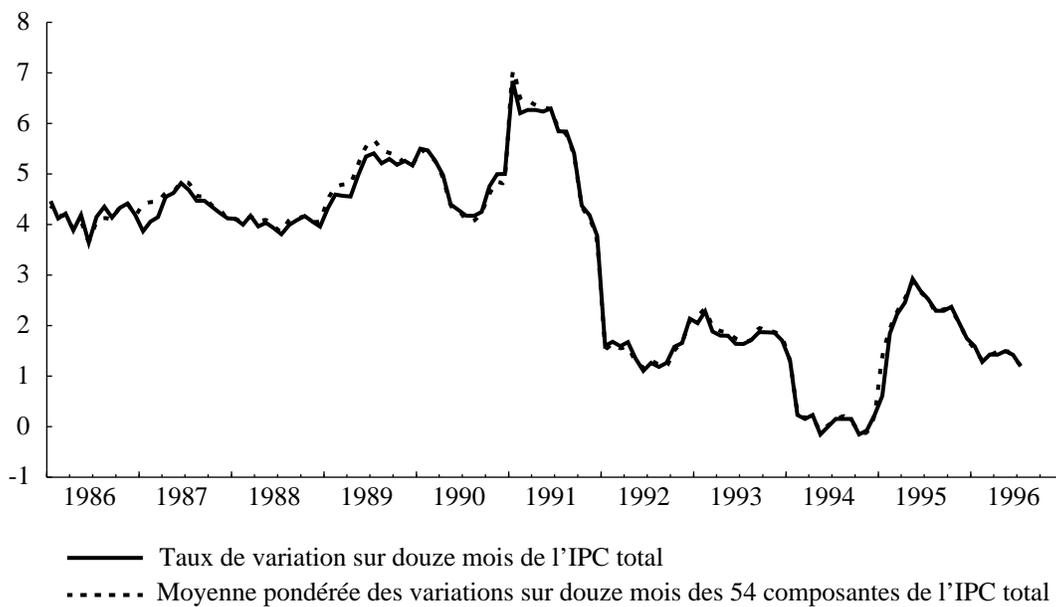
Il s'agit de la moyenne pondérée de la distribution dont on a enlevé les valeurs extrêmes jusqu'à concurrence de 10% de la pondération totale, de chaque côté. La moyenne pondérée calculée avec les valeurs restantes doit être normalisée par la suite (on divise alors le résultat obtenu par 1 moins le pourcentage de la troncation).

**Exemple :** Considérons l'échantillon ordonné. La valeur la plus petite, soit 1,0, dont la pondération est égale à 10%, sera éliminée de l'échantillon. La valeur la plus élevée, 5,0, sera également éliminée, mais, puisque sa pondération n'est que de 5%, il faut éliminer en partie la valeur suivante, 4,0, dont la pondération passera de 15% à 10%. De cette façon, on a retranché 10% de chaque côté de la distribution. Il faut maintenant calculer la moyenne pondérée de cette nouvelle distribution, ce qui donne  $(0,10 \times 2,0 + 0,05 \times 2,0 + \dots + 4,0 \times 0,10) = 2,10$  et la normaliser en la divisant par la somme restante des pondérations :  $2,10/0,80 = 2,625$ .

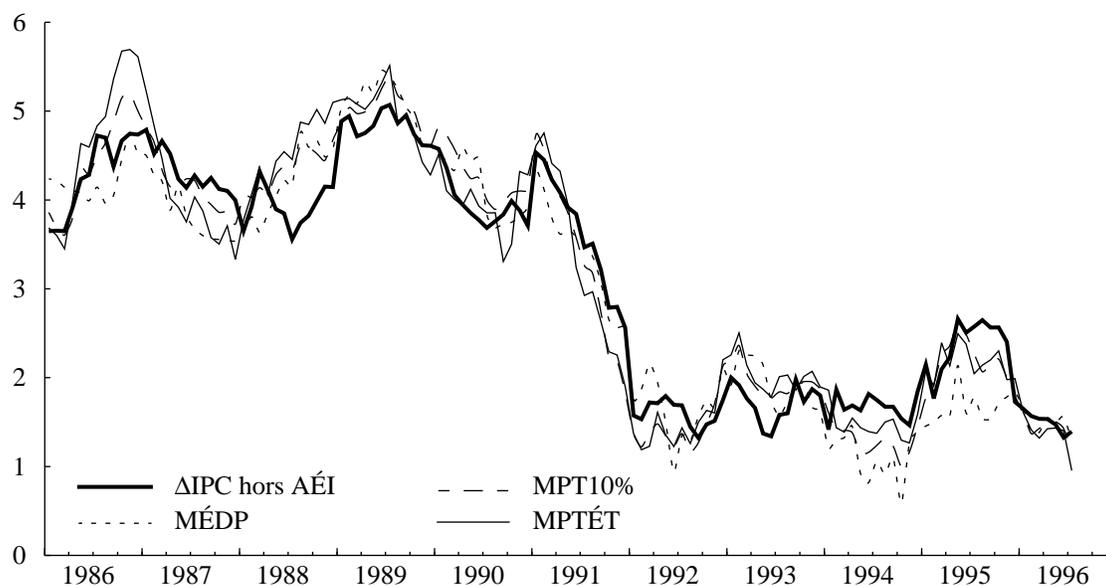
**Graphique 1**  
**Pondérations des 54 composantes de l'IPC total**  
**(panier de 1992 aux prix de décembre 1994)**



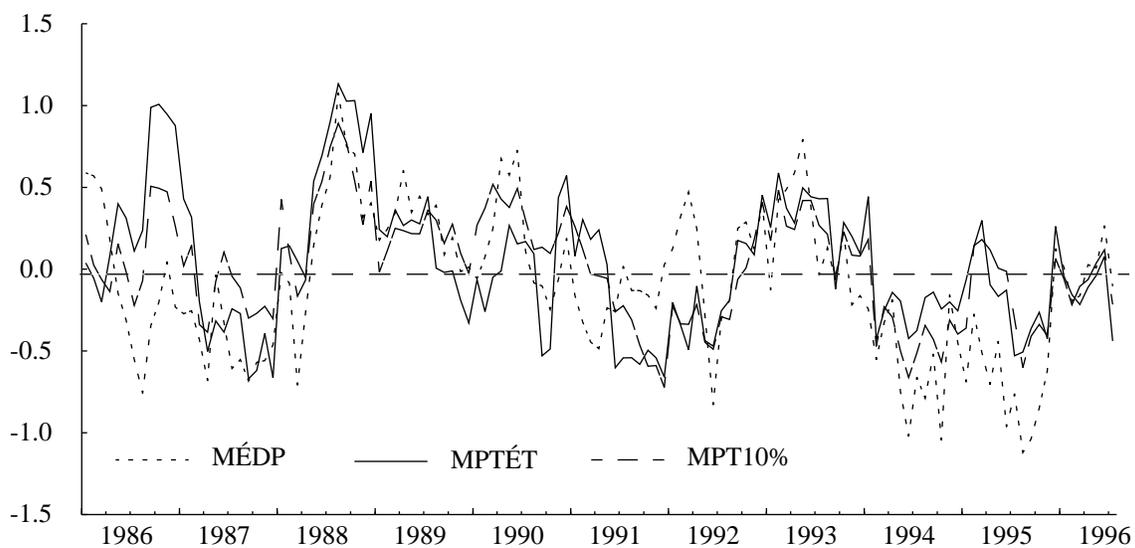
**Graphique 2**  
**Taux de variation sur douze mois de l'IPC total**



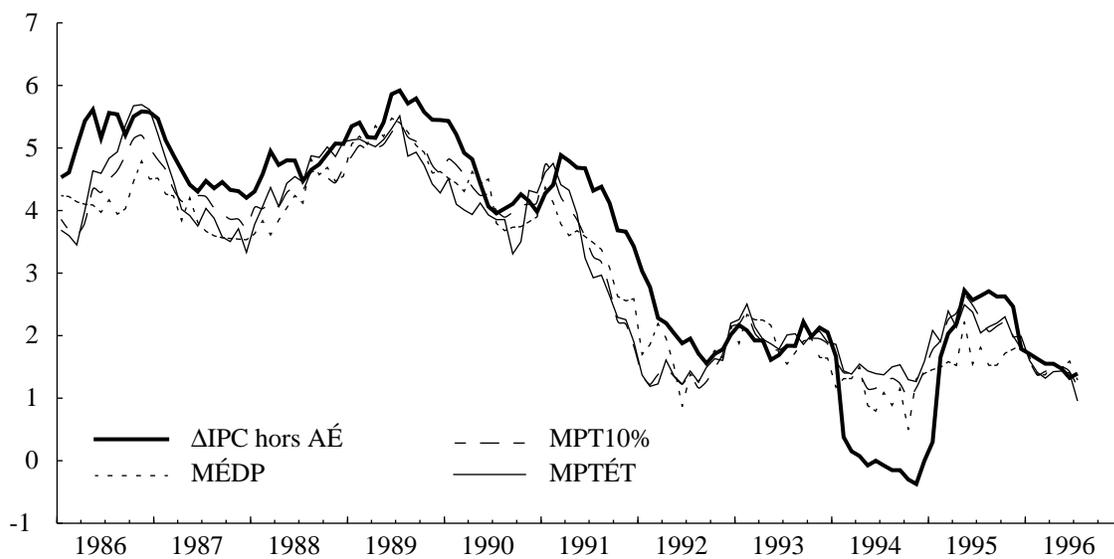
**Graphique 3**  
**Mesures du taux d'inflation tendanciel et variation sur douze mois de l'IPC hors AÉI**



**Graphique 4**  
**Écart entre les nouvelles mesures et le taux de variation de l'IPC hors AÉI**

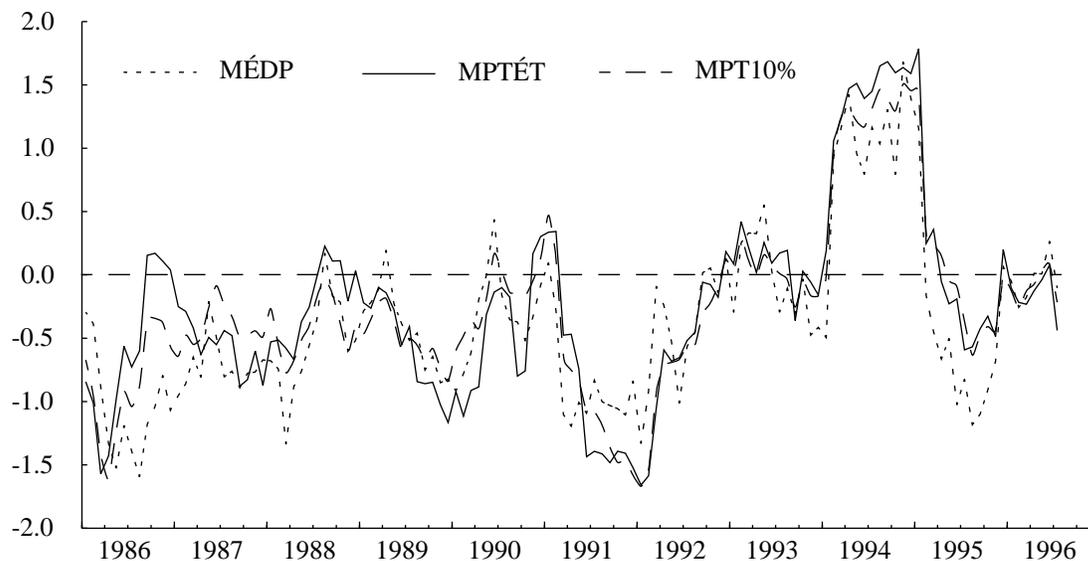


**Graphique 5**  
**Mesures du taux d'inflation tendanciel et variation sur douze mois de l'IPC hors AÉI**  
**(corrigées pour tenir compte de l'effet de la TPS en janvier 1991)**



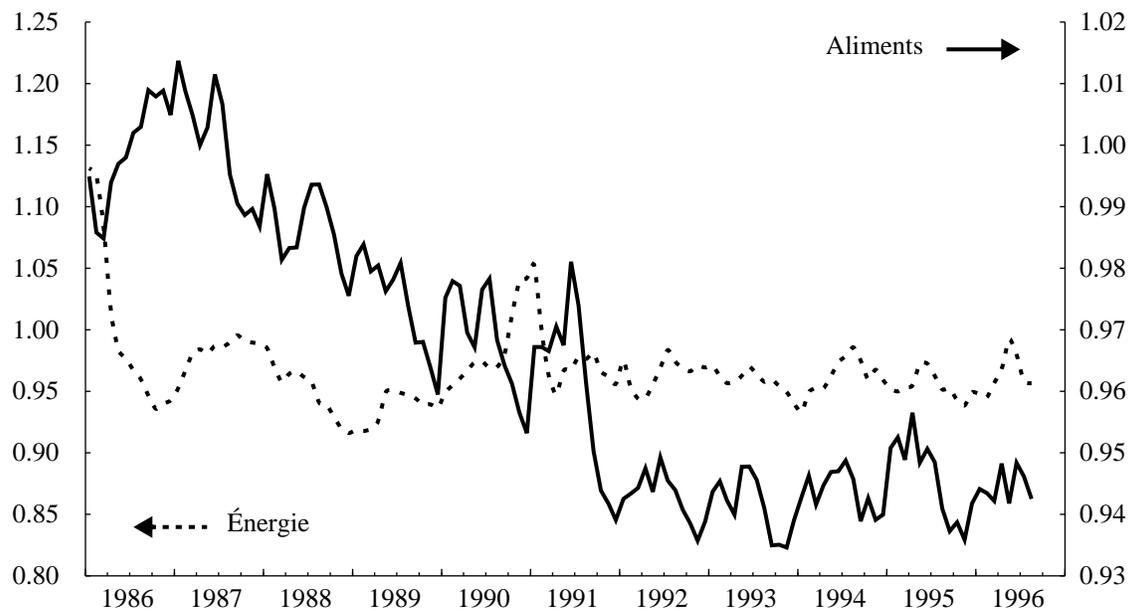
### Graphique 6

Écart entre les nouvelles mesures et le taux de variation de l'IPC hors AÉ  
(corrigées pour tenir compte de l'effet de la TPS en janvier 1991)

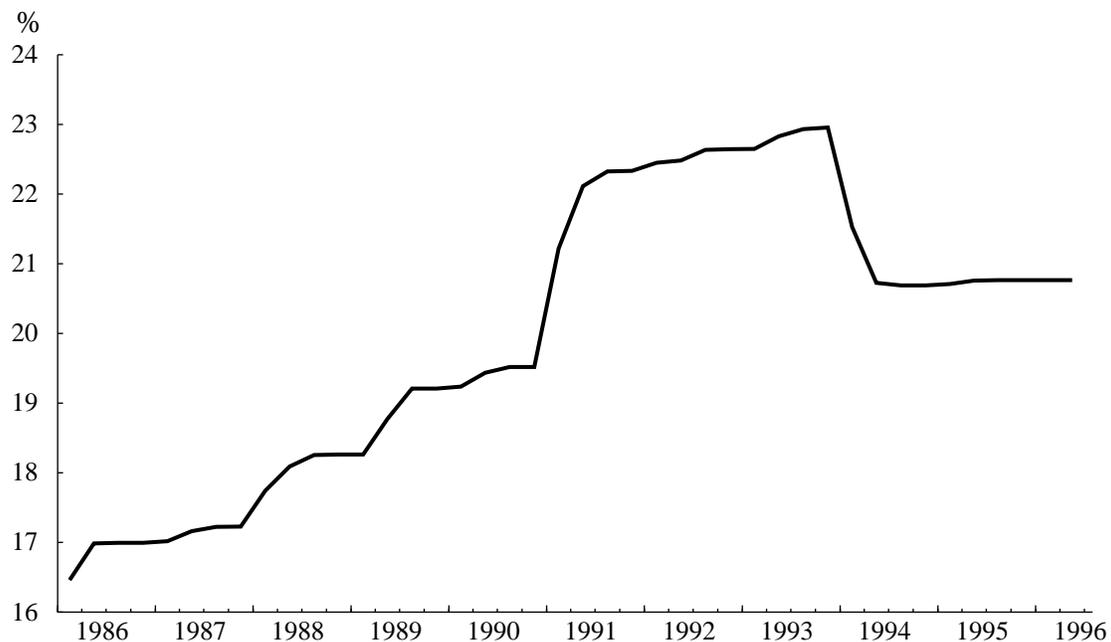


### Graphique 7

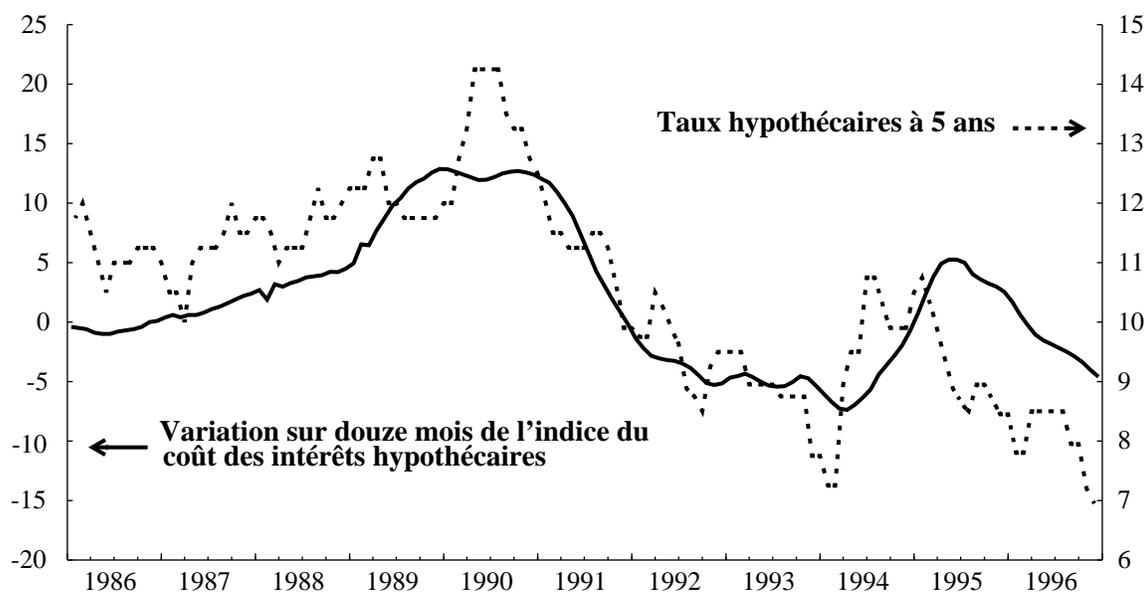
Ratios des indices de prix à l'IPC total



**Graphique 8**  
Taux de taxation relatif à l'IPC hors AÉ

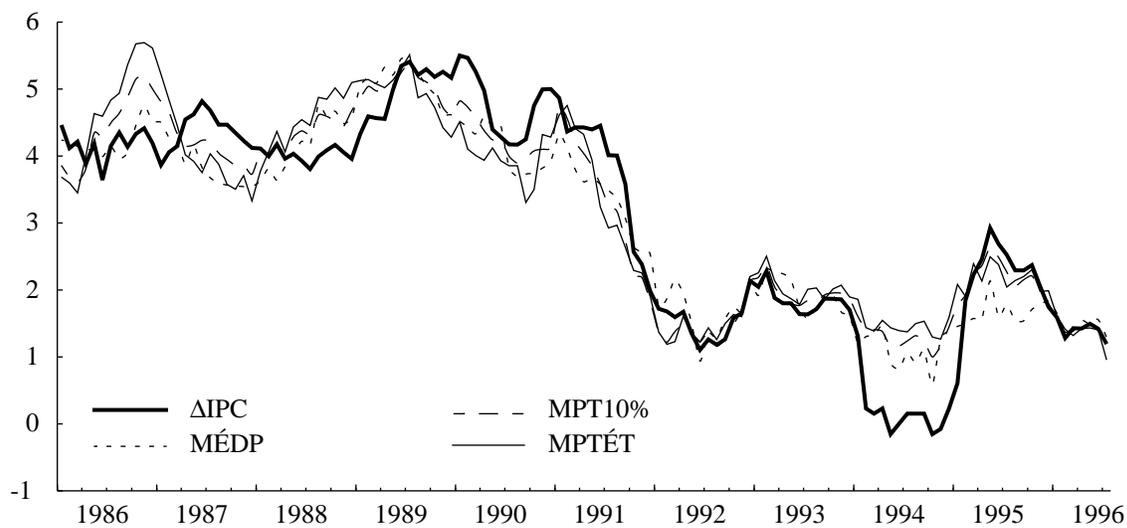


**Graphique 9**  
Relation entre le taux hypothécaire à 5 ans et l'indice du coût des intérêts hypothécaires



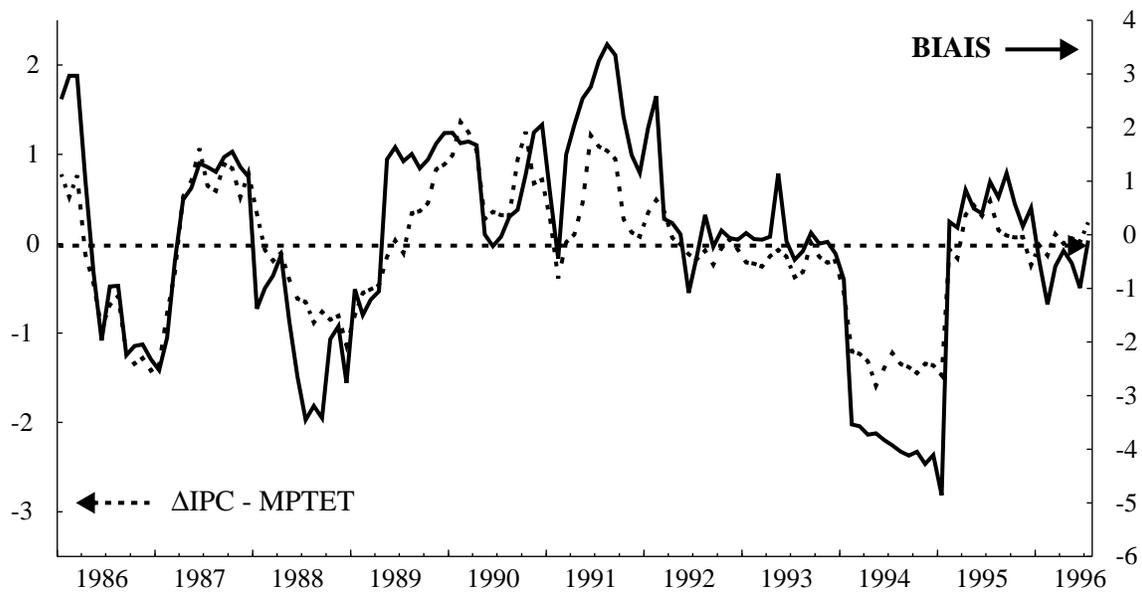
### Graphique 10

Mesures du taux d'inflation tendanciel et variations sur douze mois de l'IPC  
(corrigées pour tenir compte de l'effet de la TPS en janvier 1991)



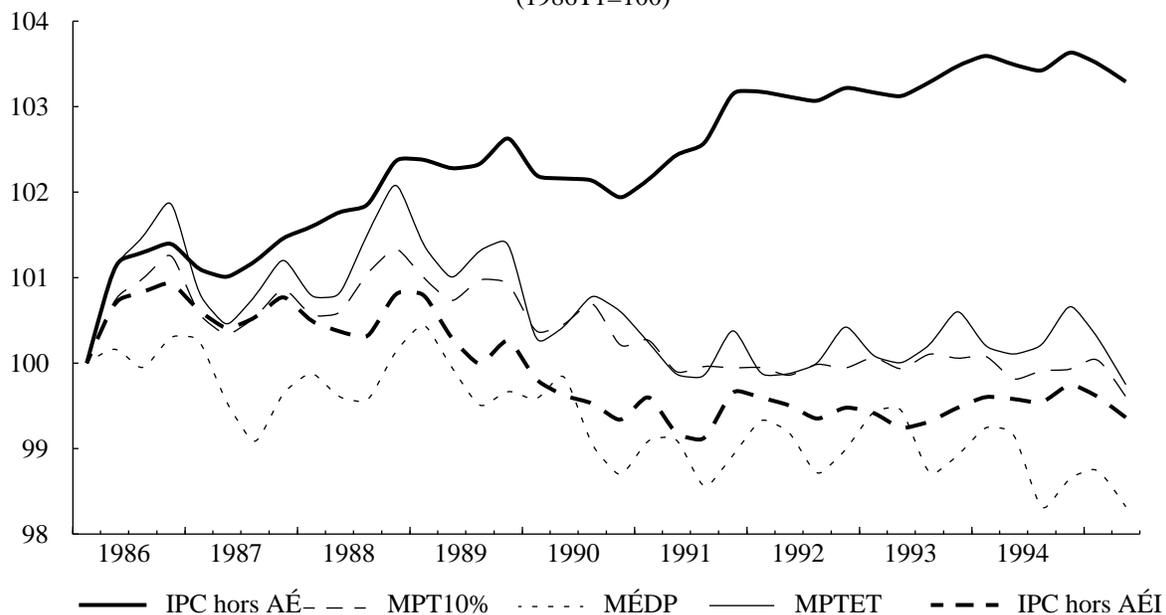
### Graphique 11

Relation entre ( $\Delta IPC - MPTÉT$ ) et le biais des distributions des 54 composantes  
(la  $\Delta IPC$  est corrigée pour refléter l'effet de la TPS en janvier 1991)



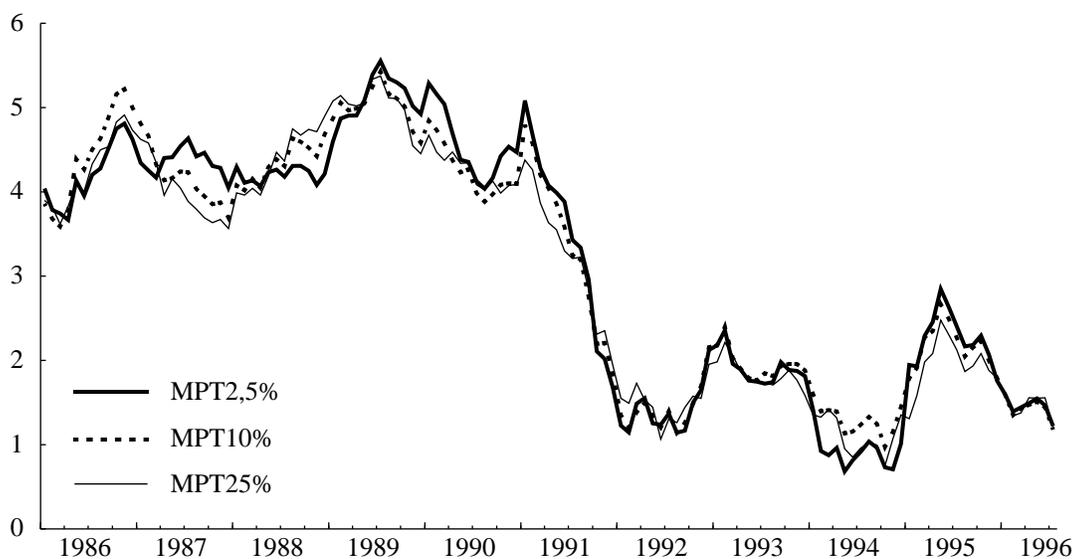
### Graphique 12

Ratio des niveaux implicites des mesures du taux d'inflation sous-jacent à l'indice global corrigé de l'effet de la TPS en janvier 1991 et de la baisse des taxes sur le tabac en février 1994  
(1986T1=100)



### Graphique 13

Taux d'inflation tendanciel mesuré à partir de moyennes pondérées de distributions tronquées





**Tableau 3**  
**Composantes éliminées de l'indice global pour le calcul de certaines mesures du taux d'inflation tendanciel en janvier 1990**

	Variation sur douze mois <sup>a</sup>	IPC hors AÉ 5,4%	MPTÉT 4,5%	MPT10% 4,8%
<b>Aliments:</b>				
Viande	5,8%	X		
Poisson et autres produits de la mer	-1,1	X	X	X
Produits laitiers et oeufs	3,2	X		
Produits de boulangerie et céréales	4,4	X		
Fruits, préparations à base de fruits et noix	2,4	X		X
Légumes et préparations à base de légumes	12,1	X	X	X
Autres produits alimentaires	3,2	X		
Aliments achetés au restaurant	4,9	X		
<b>Énergie:</b>				
Électricité	4,8	X		
Gaz naturel	-6,6	X	X	X
Mazout et autres combustibles	18,3	X	X	X
Essence	14,6	X	X	X
<b>Autres:</b>				
Communications	-0,8		X	X
Matériel et services de divertissement au foyer	0,4			X
Meubles	2,1			X
Entretien et réparations par le propriétaire	2,2			X
Coût des intérêts hypothécaires	12,9		X	X
Produits du tabac et articles pour fumeurs	23,1		X	X

a. La variation sur douze mois de l'IPC hors AÉI en janvier 1990 se situait à 4,6%.

**Tableau 4**  
**Fréquence d'élimination des composantes du calcul de MPT10% et de MPTÉT**

Composantes	Moyenne <sup>a</sup>	Écart-type	MPT10%		MPTÉT	
			#	%	#	%
<b>Aliments</b>						
Viande	2,78	4,05	41	32%	4	3%
Poisson et autres produits de la mer	3,79	3,65	42	33%	17	13%
Produits laitiers et oeufs	2,00	1,72	7	6%	0	0%
Produits de boulangerie et céréales	2,86	1,60	3	2%	0	0%
Fruits, préparations à base de fruits et noix	1,42	5,55	61	48%	36	28%
Légumes et préparations à base de légumes	2,12	10,04	93	72%	66	52%
Autres produits alimentaires	2,04	3,16	40	32%	9	7%
Aliments achetés au restaurant	3,32	1,60	0	0%	0	0%
<b>Logement</b>						
Logement en location	3,10	1,20	0	0%	0	0%
Coût des intérêts hypothécaires	2,10	5,89	75	59%	33	26%
Coût de remplacement	3,58	5,98	57	45%	26	20%
Impôts fonciers	5,43	2,35	19	15%	9	7%
Primes d'assurance des propriétaires	4,58	5,24	50	39%	24	19%
Entretien et réparations par le propriétaire	1,39	2,61	28	21%	7	6%
Autres dépenses pour le logement en prop.	3,93	3,14	12	9%	1	1%
Électricité	3,85	2,48	12	9%	2	2%
Eau	5,71	2,61	46	36%	14	11%
Gaz naturel	-0,19	5,02	89	70%	58	46%
Mazout et autres combustibles	0,23	11,78	72	57%	51	40%
<b>Dépenses et équipement du ménage</b>						
Communications	0,19	2,26	50	39%	25	20%
Soins pour enfants et services d'aide familiale	4,90	1,79	9	7%	2	2%
Produits chimiques ménagers	1,59	2,96	19	15%	2	2%
Articles ménagers en papier, en plast. et en al.	3,60	4,83	20	16%	15	12%
Autres produits et services ménagers	3,07	2,47	5	4%	0	0%
Meubles	2,06	2,02	6	5%	1	1%
Articles ménagers en matières textiles	1,66	2,79	24	19%	6	5%
Équipement ménager	1,33	1,71	9	7%	0	0%
Services relatifs à l'équipement du ménage	3,30	1,76	0	0%	0	0%

**Tableau 4**  
**Fréquence d'élimination des composantes du calcul de MPT10% et de MPTÉT**

Composantes	Moyenne <sup>a</sup>	Écart-type	MPT10%		MPTÉT	
			#	%	#	%
<b>Habillement et chaussures</b>						
Habillement	2,16	1,90	5	4%	0	0%
Chaussures	2,15	1,90	3	2%	1	1%
Accessoires vestimentaires et bijoux	1,72	2,41	24	19%	4	3%
Tissus pour vêtements, menus articles	3,14	1,62	0	0%	0	0%
<b>Transport</b>						
Achats de véhicules automobiles	4,34	2,78	55	43%	0	0%
Location de véhicules automobiles	2,32	5,15	64	50%	26	20%
Essence	1,12	9,47	87	69%	56	44%
Pièces, entretien et réparation de véhic. autom.	2,18	2,35	0	0%	0	0%
Autres dépenses d'utilisation des véhic. autom.	6,80	2,28	48	38%	10	8%
Transport local et de banlieue	5,83	2,80	34	27%	16	13%
Transport interurbain	5,85	9,41	77	60%	55	43%
<b>Santé et soins personnels</b>						
Produits de soins de santé	4,68	3,62	19	15%	12	9%
Services de soins de santé	3,65	1,49	0	0%	0	0%
Articles et accessoires de soins personnels	1,52	2,20	18	14%	5	4%
Services de soins personnels	4,12	1,98	3	2%	0	0%
<b>Loisirs, formation et lecture</b>						
Matériel et services de loisir (excl. véhicules)	1,13	2,69	26	20%	9	7%
Achats de véhicules de loisir	4,26	2,34	19	15%	1	1%
Utilisation de véhicules de loisir	3,78	3,45	24	19%	2	2%
Matériel et services de divertissement au foyer	-0,65	2,13	55	43%	13	10%
Services de voyage	3,28	3,74	29	23%	10	8%
Autres services récréatifs	5,48	1,86	20	16%	3	2%
Formation	7,47	3,06	63	50%	20	16%
Matériel de lecture et autres imprimés	4,91	2,20	15	12%	7	6%
<b>Boissons alcoolisées et produits du tabac</b>						
Boissons alcoolisées servies au restaurant	4,54	3,00	14	11%	1	1%
Boissons alcoolisées achetées au magasin	4,33	2,62	10	7%	0	0%
Produits du tabac et articles pour fumeurs	6,89	18,21	82	65%	48	38%

a. Entre janvier 1986 et juillet 1996. Même chose pour l'écart-type.

**Tableau 5**  
**Composantes éliminées du calcul des moyennes pondérées des**  
**distributions tronquées en septembre 1987**

	Pondération	Variation annuelle	MPT2,5%	MPT5%	MPT10%	MPT25%	MPTET
Gaz naturel	1,06	-3,4%	X	X	X	X	X
Communications	1,67	-2,2%	P <sup>a</sup>	X	X	X	X
Location de véhicules automobiles	0,29	-1,4%		X	X	X	
Fruits, préparations à base de fruits et noix	1,50	-1,0%		X	X	X	
Autres produits alimentaires	2,50	-0,8%		P	X	X	
Achats de véhicules automobiles	4,95	-0,2%			P	X	
Eau	0,38	0,3%				X	
Matériel et services de divertissement au foyer	1,04	1,5%				X	
Coût des intérêts hypothécaires	5,27	1,6%				X	
Services de voyage	1,90	1,9%				X	
Articles ménagers en papier, en plast. et en al.	0,85	2,1				X	
Entretien et réparations par le propriétaire	1,31	2,2%				X	
Produits de boulangerie et céréales	1,87	2,2%				X	
Produits laitiers et oeufs	2,58	2,4%				P	
Légumes et préparations à base de légumes	1,37	5,2%				P	
Formation	1,22	5,7%				X	
Achats de véhicules de loisirs	0,69	6,0%				X	
Accessoires vestimentaires et bijoux	0,69	6,0%				X	
Boissons alcoolisées servies au restaurant	1,47	6,1%				X	
Impôts fonciers	3,17	6,3%				X	
Matériel de lecture et autres imprimés	0,94	6,8%				X	
Soins pour enfants et services d'aide familiale	0,98	7,7%				X	
Autres services récréatifs	1,87	7,8%				X	
Utilisation de véhicules de loisirs	0,33	8,0%				X	
Produits du tabac et articles pour fumeurs	2,67	8,2%				X	
Autres dépenses pour le logement en propriété	0,89	9,1%				X	
Poisson et autres produits de la mer	0,51	9,9%			P	X	
Mazout et autres combustibles	0,66	11,0%			X	X	X
Transport interurbain	1,46	11,9%			X	X	X
Produits de soin de santé	0,58	12,3%			X	X	X
Coût de remplacement	2,88	16,1%		P	X	X	X
Primes d'assurance des propriétaires	0,71	16,9%		X	X	X	X
Essence	3,47	17,1%	P	X	X	X	X
<b>Nombre de composantes éliminées</b>			<b>3</b>	<b>8</b>	<b>13</b>	<b>33</b>	<b>8</b>

a. Un P signifie que cette composante n'est éliminée que partiellement.

## Bibliographie

- Bryan, Michael F. et Stephen G. Cecchetti (1993). «Measuring Core Inflation», Working Paper No. 4303, National Bureau of Economic Research.
- Bryan, Michael F. et Stephen G. Cecchetti (1993). «The CPI as a Measure of Inflation», *Economic Review*, Federal Reserve Bank of Cleveland, 4<sup>e</sup>. trimestre.
- Bryan, Michael F. et Christopher J. Pike (1991). «Median Price Changes: An Alternative Approach to Measuring Current Monetary Inflation», *Econometric Commentary*, Federal Reserve Bank of Cleveland.
- Roger, Scott (1995). «Measures of underlying inflation in New Zealand, 1981-95», Discussion Paper Series, Reserve Bank of New Zealand.
- Banque du Canada (1991), «Cibles de réduction de l'inflation : Communiqué et documentation à l'appui», *Revue de la Banque du Canada*, Banque du Canada, Ottawa, pp. 4-16, mars.
- Banque du Canada (1991), «Les cibles de réduction de l'inflation : autres considérations et questions de mesure», *Revue de la Banque du Canada*, Banque du Canada, Ottawa, pp. 4-16, mars.

# Documents de travail de la Banque du Canada

## 1997

- 97-1 Reconsidering Cointegration in International Finance:  
Three Case Studies of Size Distortion in Finite Samples M.-J. Godbout et S. van Norden
- 97-2 Fads or Bubbles? H. Schaller et S. van Norden
- 97-3 La courbe de Phillips au Canada : un examen de quelques hypothèses J.-F. Fillion et A. Léonard
- 97-4 The Liquidity Trap: Evidence from Japan I. Weberpals
- 97-5 A Comparison of Alternative Methodologies for  
Estimating Potential Output and the Output Gap C. Dupasquier, A. Guay  
et P. St-Amant
- 97-6 Lagging Productivity Growth in the Service Sector:  
Mismeasurement, Mismanagement or Misinformation? D. Maclean
- 97-7 Monetary Shocks in the G-6 Countries: Is There a Puzzle? B. S.C. Fung et M. Kasumovich
- 97-8 Implementation of Monetary Policy in a Regime with Zero Reserve Requirements K. Clinton
- 97-9 Mesures du taux d'inflation tendenciel T. Lafèche

## 1996

- 96-8 Interpreting Money-Supply and Interest-Rate Shocks as Monetary-Policy Shocks M. Kasumovich
- 96-9 Does Inflation Uncertainty Vary with the Level of Inflation? A. Crawford et M. Kasumovich
- 96-10 Unit-Root Tests and Excess Returns M.-J. Godbout et S. van Norden
- 96-11 Avoiding the Pitfalls: Can Regime-Switching Tests Detect Bubbles? S. van Norden et R. Vigfusson
- 96-12 The Commodity-Price Cycle and Regional Economic Performance  
in Canada M. Lefebvre et S. Poloz
- 96-13 Speculative Behaviour, Regime-Switching and Stock Market Crashes S. van Norden et H. Schaller
- 96-14 L'endettement du Canada et ses effets sur les taux d'intérêt réels de long terme J.-F. Fillion
- 96-15 A Modified P\*-Model of Inflation Based on M1 J. Atta-Mensah

Les documents de travail des années précédentes ne sont pas énumérés ici, mais sont encore disponibles.

Pour se procurer une publication de la Banque, s'adresser à la :  
Diffusion des publications, Banque du Canada, 234 rue Wellington, Ottawa (Ontario) K1A 0G9.

Adresse électronique : [publications@bank-banque-canada.ca](mailto:publications@bank-banque-canada.ca)  
WWW : <http://www.bank-banque-canada.ca/>  
FTP : <ftp.bank-banque-canada.ca> (login: anonymous;  
sous-répertoire : /pub/publications/working.papers)