

Document de travail 98-12 / Working Paper 98-12

**Un examen de la crédibilité de la  
politique monétaire au Canada**

Patrick Perrier

Banque du Canada



Bank of Canada

## **REMERCIEMENTS**

J'aimerais remercier Richard Dion pour sa généreuse contribution à ce projet. Ce travail a également bénéficié des commentaires et suggestions de Jean-Pierre Aubry, Seamus Hogan, Maral Kichian, David Longworth, Tiff Macklem, Brian O'Reilly, Alain Paquet, Pierre St-Amant, Gerald Stuber et David Tessier. J'aimerais également remercier Eddy Cavé pour le travail de correction.

ISSN 1192-5434  
ISBN 0-662-83100-4

Imprimé au Canada sur du papier recyclé

Document de travail 98-12 de la Banque du Canada

Juillet 1998

**Un examen de la crédibilité de la  
politique monétaire au Canada**

Patrick Perrier

Département des Recherches

Banque du Canada

Ottawa, Ontario

Canada K1A 0G9

Téléphone : (613) 782-8357

Adresse électronique : [pperrier@bank-banque-canada.ca](mailto:pperrier@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 cette étude, l'auteur utilise des données d'enquêtes sur les anticipations d'inflation afin d'obtenir de l'information sur la crédibilité de la politique monétaire au Canada. La décomposition des écarts des prévisions des participants aux sondages par rapport aux cibles établies par la Banque du Canada sur la période 1992-1996 (qui est la période considérée dans cette étude) permet de vérifier empiriquement si ces cibles étaient crédibles. De même, l'analyse des erreurs de prévision des participants permet de vérifier si l'établissement de ces cibles a contribué à rendre l'inflation plus prévisible.

Les résultats empiriques découlant de l'analyse des écarts des prévisions par rapport aux cibles donnent à penser que ces cibles étaient crédibles sur la période considérée. En effet, sur l'horizon d'un an, les prévisionnistes anticipaient un taux d'inflation qui est très près du point médian de la fourchette cible. Également, l'analyse des erreurs de prévision proprement dites laisse supposer que l'établissement des cibles aurait contribué à réduire les erreurs de prévision relatives à l'indice de référence et que la politique monétaire canadienne serait devenue plus efficace après l'établissement des cibles.

## **ABSTRACT**

In this study, the author uses survey data on inflationary expectations to obtain information about the credibility of Canada's monetary policy. By comparing the differences between the forecasts made by survey participants with the targets set by the Bank of Canada for the 1992-1996 period (the period covered by the study), it was possible to determine empirically whether the targets were credible. Likewise, analyzing the forecasting errors by participants made it possible to check whether setting these targets contributed to making inflation more predictable.

The empirical results stemming from the analysis of the differences between the forecasts and the targets suggest that the targets were credible for the period under consideration. Indeed, for a one-year horizon, forecasters predicted a rate of inflation that was very close to the median of the target range. Analysis of the actual forecasting errors suggest also that the setting of targets contributed to reducing forecasting errors relative to the reference index and that Canadian monetary policy became more effective after the targets were implemented.

## 1. Introduction

Depuis l'adoption par plusieurs pays ces dernières années de cibles explicites en matière d'inflation, plusieurs études ont porté sur la définition et la mesure de la crédibilité de la politique monétaire. Cet intérêt est basé sur l'hypothèse qu'un niveau élevé de crédibilité pour une banque centrale impliquerait des coûts transitoires de désinflation qui seraient plus faibles que lorsque le niveau de crédibilité est bas. Une politique monétaire très crédible contribuerait à réduire les coûts reliés à la désinflation dans l'éventualité où les autorités monétaires voudraient abaisser le taux d'inflation de long terme. Un autre avantage est que la réaction des autorités monétaires à d'éventuelles pressions inflationnistes serait moins forte en présence d'une crédibilité accrue, puisque les cibles d'inflation occuperaient alors une place importante dans la formation des anticipations des agents économiques. Dans ce contexte, un écart du taux d'inflation par rapport aux cibles établies aurait un faible impact sur les anticipations à plus long terme, étant donné que les agents s'attendent à ce que l'autorité monétaire réagisse afin d'atténuer ces pressions sur l'inflation.

L'hypothèse de la crédibilité de la politique monétaire canadienne a été examinée par plusieurs auteurs. Ces études tentent d'évaluer si le degré de crédibilité de la politique monétaire aurait augmenté depuis l'établissement des cibles de maîtrise de l'inflation et si la mise en place de ces cibles aurait eu l'effet voulu sur les attentes en matière d'inflation.

Amano, Fenton, Tessier et van Norden (1996) examinent les réactions du taux de change et de l'écart international des taux d'intérêt à moyen et à long terme aux annonces d'un taux d'inflation différent de celui prévu par les marchés. Les résultats empiriques obtenus par ces auteurs donnent à penser que la politique monétaire canadienne a été crédible sur la période 1992-1996. Dans une autre étude, Amano, Coletti et Macklem (1998) mentionnent que la durée plus longue des contrats de travail que l'on observe maintenant au Canada ainsi que la baisse continue de la proportion des accords salariaux qui contiennent une clause d'indexation au coût de la vie laissent supposer que la politique monétaire devient plus crédible.

En utilisant des données d'enquêtes menées sur les anticipations de l'inflation auprès de prévisionnistes du secteur privé, Johnson (1997a) tente de déterminer si certaines des annonces de politique faites par la Banque du Canada et qui étaient reliées à l'établissement des cibles auraient eu l'impact désiré sur les anticipations d'inflation au Canada. Dans ce travail, l'auteur utilise un modèle de régression qui suppose que l'inflation anticipée par les prévisionnistes peut s'expliquer par les valeurs passées du taux d'inflation, les plus récentes erreurs de prévision ainsi que certains indicateurs de l'état de l'économie. La présence de ces indicateurs dans le modèle permet de distinguer les effets sur l'inflation attendue qui viennent des annonces de politique de ceux qui résultent de l'état de la conjoncture. La conclusion de cette étude est que certaines des annonces faites par la Banque auraient eu l'effet désiré sur les anticipations du taux d'inflation, ce qui laisse supposer que la Banque aurait atteint un degré appréciable de crédibilité. Dans une autre étude, Johnson (1997b) utilise également des données d'enquêtes sur les anticipations d'inflation afin de tester l'hypothèse de crédibilité de la politique monétaire dans plusieurs pays. Dans le cas du Canada, il conclut que les cibles établies étaient crédibles, mais qu'elles n'auraient pas empêché la désinflation non anticipée qui a été observée au début des années 90. Il mentionne cependant qu'il est possible que cette désinflation aurait été plus importante en l'absence de cibles explicites.

Dans la présente étude, nous examinons la crédibilité de la politique monétaire au Canada à l'aide des anticipations d'inflation qui proviennent du *Survey of Forecasters* du Conference Board du Canada. L'approche utilisée nous permet, dans un premier temps, de décomposer les écarts des prévisions par rapport aux cibles établies par la Banque ainsi que les erreurs de prévision, puis d'extraire de ces données certaines informations sur la crédibilité et le succès de la politique monétaire canadienne. La méthodologie statistique utilisée est la même que celle utilisée dans l'étude que David Johnson (1997b) a présentée au colloque tenu par la Banque du Canada en mai 1997. Les prévisions d'inflation utilisées par ce chercheur provenaient de *Economic Forecasts: A Monthly Worldwide Survey*.

La présente étude est divisée en cinq sections. La section 2 présente les données utilisées pour l'examen de la crédibilité et de l'efficacité de la politique monétaire. Les modèles qui ont servi à décomposer les écarts entre les prévisions et les cibles d'inflation ainsi que les erreurs de prévision sont expliqués à la section 3. Nous présentons également les tests utilisés pour examiner



la crédibilité et l'efficacité de la politique monétaire et discutons de la démarche intuitive sous-jacente à ces tests. Les résultats de l'estimation des modèles et des tests exposés dans cette section sont présentés à la section 4. La section 5 contient nos conclusions.

## 2. Les données

Les données utilisées dans cette étude proviennent du *Survey of Forecasters* publié par le Conference Board du Canada. Depuis 1983, cet organisme effectue un sondage chaque trimestre après la publication des comptes nationaux du trimestre précédent. Cela permet aux participants de réviser leurs prévisions après la parution de ces données. La période que nous avons considérée couvre les années 1984 à 1996 inclusivement. Puisque le nombre de participants à chacun des sondages variait entre 8 et 17, nous n'avons retenu que les répondants ayant participé aux sondages à chacune des années de la période considérée. Notre choix consistait à conserver le plus grand nombre possible de participants afin d'augmenter la fiabilité des résultats sur la période où la Banque a établi des cibles de maîtrise de l'inflation. L'échantillon retenu dans notre étude ne contient donc que huit participants<sup>1</sup>. Rappelons qu'en établissant ces cibles, la Banque avait pour objectif de réduire les attentes en matière d'inflation et, à plus long terme, de réduire l'inflation elle-même.

Dans le cadre de ce sondage, les participants doivent fournir leurs prévisions du taux d'inflation mesuré à partir des variations annuelles de l'IPC et du dégonfleur du PIB (DPIB) pour l'année en cours et l'année suivante. Pour chacun des prévisionnistes et pour chaque année, nous n'avons retenu que la première prévision de l'inflation pour les deux horizons de prévision. Nous voulions ainsi minimiser l'influence de l'information accumulée depuis le début de l'année en cours sur les prévisions faites pour cette même année. Dans les cas où cette première prévision était effectuée avant le mois de mars, nous avons utilisé la deuxième pour avoir la certitude que le prévisionniste connaissait les niveaux du DPIB et des différents indicateurs du dernier trimestre de

---

1. Seulement trois des prévisionnistes retenus dans le présent travail ont également participé certaines années au sondage utilisé par David Johnson.

l'année précédente. La prévision que nous avons retenue est faite, en moyenne, à la fin mars. L'analyse empirique porte sur l'inflation mesurée par la variation de la moyenne annuelle du DPIB et de l'IPC.

Mentionnons cependant que le DPIB n'a jamais été ciblé par la politique monétaire et qu'il peut être sujet à des chocs exogènes tels que les fluctuations des prix des produits de base, qui ont beaucoup moins d'effets sur l'IPC. De plus, en comparant le taux d'augmentation du DPIB avec les cibles d'inflation établies par la Banque (en fonction des variations annuelles de l'IPC), on fait l'hypothèse implicite que le DPIB et l'IPC évoluent de façon similaire à court et à long terme. Toutefois, Crawford, Fillion et Laflèche (1997) ont présenté des résultats empiriques qui laissent supposer que ces deux indices pouvaient évoluer de façon similaire à court terme et à long terme, mais que leur profil d'évolution a divergé de façon non négligeable au cours des quarante dernières années. Ces limitations nous portent à privilégier les conclusions découlant des résultats relatifs aux variations de l'IPC. Les prévisions du taux d'augmentation de l'IPC conduisent à des conclusions différentes, dans une certaine mesure, de celles obtenues par David Johnson à partir des prévisions basées sur le DPIB.

Des deux approches utilisées pour analyser la crédibilité de la politique monétaire au Canada, l'une consiste à examiner l'écart entre l'inflation prévue et le point médian de la fourchette cible établie par la Banque, alors que l'autre décompose les erreurs de prévision, soit l'écart entre les prévisions d'inflation et l'inflation observée. La première permet de mesurer directement la crédibilité, puisqu'un faible écart entre les prévisions et la cible semble indiquer un niveau élevé de crédibilité. La deuxième permet de se faire une idée du succès de la crédibilité de la politique monétaire.

### **3. Le cadre de travail**

Le cadre de travail utilisé dans cette étude est le même que celui proposé par Johnson. La première partie présente un modèle qui tente de décomposer les écarts des prévisions par rapport aux cibles d'inflation, alors que la deuxième partie propose un modèle qui tente de décomposer les erreurs de prévision.

### 3.1 Écarts des prévisions par rapport aux cibles d'inflation

La mesure de crédibilité proposée est  $F_t^i - T_t$ , qui représente la différence entre la prévision de l'inflation pour la période  $t$  faite par le prévisionniste  $i$  ( $F_t^i$ ,  $i=1,2,\dots,8$ ) et la cible ( $T_t$ ) établie par la Banque pour la période  $t$ <sup>2</sup>. Le tableau 1 en Annexe présente les fourchettes cibles utilisées dans la présente étude et qui proviennent d'une interpolation des cibles explicitement établies par la Banque du Canada en 1991 (voir Banque du Canada, 1991).

Les cibles utilisées ici sont différentes de celles utilisées par Johnson. Ce dernier avait inclus l'année 1991 à l'intérieur de la période d'existence de cibles d'inflation, alors que la Banque n'avait établi une trajectoire de réduction de l'inflation que pour les années subséquentes. Bien qu'aucune cible explicite ne fût définie pour 1991, il était cependant mentionné qu'un niveau d'un peu moins de 4% (non compris les effets de la mise en place de la TPS, mais de 5% si l'on inclut ces effets) serait compatible avec la trajectoire établie. Johnson, par contre, avait établi la cible pour 1991 à un niveau inférieur à celui désiré par la Banque, ce qui donnait la fausse impression que les autorités monétaires étaient plutôt optimistes quant à la réalisation de leurs objectifs.

Fillion et Léonard (1997) ont obtenu des résultats qui donnent à penser que les attentes d'inflation pouvaient être caractérisées par un processus stationnaire autour d'une moyenne de 4% sur la période 1984-1991. En se basant sur ces résultats, on peut supposer, pour des fins de comparaison avec la période 1992-1996, que les prévisionnistes percevaient ce taux comme la cible implicite visée par la Banque au cours de cette période. En acceptant ces hypothèses et en supposant que les prévisionnistes croyaient que la Banque visait alors à maintenir le taux d'inflation à l'intérieur d'une fourchette cible de 3 à 5%, on peut s'intéresser aux écarts des prévisions par rapport à cette cible implicite sur la période 1984-1991. En comparant les résultats obtenus pour cette période avec ceux découlant de la période 1992-1996, on peut inférer en partie le rôle qu'a pu jouer le caractère explicite des cibles dans la formation des attentes au cours de cette période.

---

2. Dans le présent travail, le mot « cible » désigne le point médian de la fourchette cible.

Le modèle statistique proposé afin de décomposer les écarts des prévisions par rapport aux cibles établies est donné par :

$$F_t^i - T_t = C + g_t + e_t^i \quad (1)$$

avec  $g_t \sim N(0, \sigma_g^2)$  et  $e_t^i \sim N(0, \sigma_e^2)$ . On pose que les termes d'erreur  $g_t$  et  $e_t^i$  sont indépendants. Le terme  $C$  représente la composante de l'écart qui est commune à toutes les années et à tous les prévisionnistes. Le terme  $g_t$  est commun à tous les prévisionnistes, mais diffère d'une année à l'autre. Le terme  $e_t^i$  est unique à chaque prévisionniste (et à chaque année).

L'écart entre les prévisions et les cibles peut s'expliquer de plusieurs façons. Le paramètre  $C$  est un indice global de crédibilité. Une valeur nulle de  $C$  signifie que les cibles sont crédibles si l'on considère l'ensemble de la période et tous les participants au sondage. Toutefois, ce résultat n'est pas suffisant pour conforter l'hypothèse de crédibilité, puisqu'il est possible que les cibles soient crédibles en moyenne sur l'ensemble de la période, mais pas à chacune des années. Dans ce cas, la valeur de  $g_t$  sera non nulle pour cette période. Ainsi, une valeur élevée de  $\sigma_g^2$  implique des écarts importants à certaines années entre les prévisions et les cibles, et donc un faible degré de crédibilité de la politique monétaire. Cependant, il est possible que les prévisionnistes croient que chaque année le taux d'inflation qui devrait être atteint s'écartera systématiquement de la cible de  $x$  points de pourcentage. On obtiendrait alors une valeur nulle de  $\sigma_g^2$ , mais une valeur non nulle de  $C$  (qui serait égale à  $x$  dans notre exemple). On constate alors qu'une valeur nulle de  $\sigma_g^2$  ne suffit pas pour conforter l'hypothèse de crédibilité si elle n'est pas combinée à une valeur nulle de  $C$ . Les deux mesures pertinentes de la crédibilité sont donc les valeurs de  $C$  et  $\sigma_g^2$ .

Le terme  $e_t^i$  représente la différence entre les prévisions individuelles et la prévision moyenne du groupe pour l'année  $t$ . Les cibles peuvent être crédibles chaque année pour l'ensemble des prévisionnistes (on aurait alors des valeurs nulles de  $C$  et  $\sigma_g^2$ ), mais il peut exister des divergences d'opinion entre ceux-ci au sujet de la capacité de la Banque à atteindre les cibles établies. Par conséquent, une faible valeur de la variance de  $e_t^i$  combinée aux valeurs nulles de  $C$  et  $\sigma_g^2$  donnerait un poids supplémentaire à l'hypothèse de crédibilité.

L'estimation des valeurs de  $C$ ,  $\sigma_g^2$  et  $\sigma_e^2$  est effectuée à l'aide de la méthode ANOVA (Analysis of Variance). Le modèle présenté en (1) est connu sous le nom de modèle ANOVA avec effets aléatoires. Ce type de modèle est utile lorsqu'on doit tenir compte d'observations faites sur plusieurs individus appartenant à des classes différentes bien définies. On peut ainsi faire des inférences aussi bien sur la variance des observations qui se trouvent à l'intérieur d'une seule classe que sur celle de l'ensemble des observations. Dans le cas analysé ici, les classes font référence aux années, tandis que les observations à l'intérieur de ces classes concernent les prévisionnistes.

Afin de tester l'hypothèse de la crédibilité, Johnson propose de tester le caractère significatif de  $C$  ainsi que l'hypothèse selon laquelle  $\sigma_g^2 = 0$  (contre l'hypothèse  $\sigma_g^2 > 0$ ). Le premier de ces tests est effectué à l'aide d'une statistique  $t$  (t-stat.) sur le coefficient estimé. Le deuxième est effectué à partir du modèle ANOVA à l'aide d'un test  $F$ . On peut penser intuitivement que ce test examine la portion de la variance totale des observations qui est due aux variations entre les années. Dans ce dernier cas, si l'hypothèse nulle n'est pas rejetée, il n'y a pas d'effet de crédibilité qui soit associé aux années prises individuellement. Donc, dans le cas où la valeur estimée de  $C$  est nulle et où l'hypothèse que  $\sigma_g^2 = 0$  ne peut être rejetée, l'hypothèse de crédibilité n'est pas rejetée. Les résultats de l'estimation du modèle (1) sur la période 1992-1996 ainsi que les différentes statistiques des tests sont présentés dans les tableaux 3 et 4 (pour les cas du DPIB et de l'IPC respectivement). Les tableaux 5 et 6 présentent les résultats de l'estimation du modèle 1 sur la période 1984-1991.

### 3.2 Erreurs de prévision

Le modèle proposé afin de décomposer les erreurs de prévision est le suivant :

$$F_t^i - \pi_t = E + u_t + e_t^i \quad (2)$$

où  $\pi_t$  représente le taux d'inflation observé à l'année  $t$ . On pose également  $u_t \sim N(0, \sigma_u^2)$  ainsi que

l'indépendance des termes  $u_t$  et  $e_t^i$ . Le terme  $E$  est la composante de l'erreur de prévision commune à tous les prévisionnistes et à toutes les périodes. La variable  $u_t$  représente la composante de l'erreur de prévision qui est commune à tous les prévisionnistes, mais spécifique à chacune des périodes. Le terme  $e_t^i$  représente la composante spécifique à chaque prévisionniste.

Le paramètre  $E$  peut être utilisé comme une mesure de la crédibilité si l'on accepte l'hypothèse que la banque centrale est capable de contrôler l'inflation sur toute la période considérée. À ce moment, le paramètre  $E$  capterait la différence moyenne entre les prévisions et les cibles implicites ou explicites. Une estimation de  $E$  qui serait nulle indiquerait que les agents ont bien anticipé les taux d'inflation pour l'ensemble de la période (prévision à long terme). Toutefois, puisqu'une valeur estimée de  $E$  qui est nulle pourrait également être le résultat de l'annulation d'erreurs de prévision importantes (de signes positif et négatif), nous devons analyser la distribution empirique du terme  $u_t$  et plus précisément sa variance. Ce terme permet d'extraire la composante des erreurs de prévision spécifique à certaines années. Une faible variance de  $u_t$  signifie qu'il n'y a pas de composante des erreurs de prévision qui soit spécifique aux années.

La variance de  $u_t$  peut également être utilisée comme mesure du succès de la politique monétaire puisqu'une faible valeur de celle-ci combinée à une valeur estimée de  $E$  qui est nulle pourrait signifier que la politique monétaire a obtenu du succès et que l'inflation était prévisible. Dans la mesure où les cibles des années 1992-1996 ont contribué à ancrer les anticipations et à stabiliser l'inflation, on peut s'attendre à ce que la variance de  $u_t$  (et celle de  $e_t^i$ ) diminue lorsqu'on passe de la période d'absence de cibles ou de cibles implicites des années 1984-1991 à la période de cibles explicites des années 1992-1996.

Comme les paramètres du modèle (1), les paramètres  $E$ ,  $\sigma_u^2$  et  $\sigma_e^2$  peuvent être estimés à l'aide de la méthode ANOVA. La statistique  $t$  est utilisée pour tester l'hypothèse selon laquelle  $E$  est nul, alors que l'hypothèse selon laquelle  $\sigma_u^2$  est nulle (contre l'hypothèse qu'elle est positive) est testée à l'aide d'un test  $F$ . Si on s'intéresse à la période 1992-1996, le non-rejet de ces deux hypothèses indiquerait que la politique monétaire a eu le succès désiré, c'est-à-dire qu'elle a atteint

sa cible et que l'inflation était prévisible. Les résultats de l'estimation des paramètres du modèle (2) ainsi que la valeur des statistiques de tests sont présentés dans les tableaux 7 et 8 (pour les cas du DPIB et de l'IPC respectivement).

Avant de passer à la discussion des résultats de l'estimation des modèles (1) et (2), il faudrait mentionner qu'il est possible dans le cas de l'estimation à l'aide de la méthode ANOVA d'obtenir des estimations négatives de  $\sigma_g^2$  et  $\sigma_u^2$ . Ce résultat peut s'expliquer de deux façons. La première est que la variance en question ( $\sigma_g^2$  ou  $\sigma_u^2$ ) est effectivement nulle. Sous cette hypothèse, on doit la contraindre à être égale à zéro afin de pouvoir estimer correctement les autres paramètres du modèle. L'autre raison possible est qu'en fait, le paramètre spécifique aux années ( $u_t$  ou  $g_t$ ) pourrait être exclu du modèle<sup>3</sup>.

#### 4. Discussion des résultats obtenus

Dans cette partie, nous présentons les résultats de l'estimation des modèles (1) et (2) dans le cas des prévisions de l'inflation basées sur le DPIB et l'IPC. Étant donné que le profil d'évolution de ces deux indices a connu des divergences au fil des années et que les cibles d'inflation ont été établies en fonction de l'IPC, l'accent sera mis sur les résultats basés sur ce dernier indice. Cependant, on doit garder à l'esprit que la période pour laquelle la Banque a établi les cibles de réduction de l'inflation inclut l'épisode de la réduction des taxes sur les produits du tabac. Cette mesure a pu avoir un effet sur les erreurs de prévision pour l'année 1994, et spécialement dans le cas des prévisions faites pour l'année suivante, puisque cette baisse de taxes n'était absolument pas anticipée en 1993. Également, certains chocs qui échappaient au contrôle de la politique monétaire ont pu affecter l'IPC global sur la période considérée, ainsi que les erreurs de prévision à court terme. Dans cette optique, nous avons également analysé les erreurs de prévision pour l'année suivante à partir de la différence entre les prévisions du taux d'accroissement de l'IPC global et les variations de l'IPCXAÉT, de façon à minimiser l'effet des chocs indépendants de la politique monétaire. Nous reviendrons sur ce sujet à la section 4.2.

---

3. Pour plus d'explications sur les raisons de ce résultat, consulter Searle, Casella et McCulloch(1992).

#### 4.1 Écarts entre les prévisions et les cibles d'inflation

Les graphiques 1 et 2 présentent les écarts entre les prévisions et les cibles d'inflation dans les cas des taux d'inflation basés sur le DPIB et l'IPC respectivement. Les tableaux 3 et 4 examinent les écarts entre les prévisions du taux d'inflation et les taux cibles d'inflation basés sur le DPIB et l'IPC respectivement. Nous nous intéressons ici aux prévisions pour l'année en cours et pour l'année suivante.

La deuxième colonne des tableaux 3 et 4 présente l'écart moyen entre les prévisions et les cibles d'inflation sur la période 1992-1996. En considérant les résultats pour les deux horizons de prévision, on constate que cet écart moyen, bien qu'il ne soit pas statistiquement différent de zéro, est négatif pour les deux indices. Ce résultat indique que les participants au sondage prévoient une inflation qui serait inférieure à la cible établie par la Banque pour cette période<sup>4</sup>. De plus, on peut constater que la moyenne (en valeur absolue) de ces écarts de prévision par rapport aux cibles diminue lorsqu'on passe des prévisions pour l'année en cours à celles pour l'année suivante. Finalement, on remarque que, dans le cas des prévisions pour l'année suivante et pour les deux indices, la valeur 0 se trouve à moins d'un écart-type de la moyenne des écarts.

Les résultats mentionnés ci-haut sont compatibles avec ce qui ressort de l'examen des graphiques 1 et 2 sur la période 1992-1996. Dans le cas des prévisions pour l'année en cours, on peut remarquer que les écarts semblent significativement inférieurs à zéro et que peu d'entre eux sont supérieurs à zéro. Cependant, lorsqu'on passe aux prévisions pour l'année suivante, ce biais négatif diminue et la distribution des écarts semble plus symétrique autour de zéro. Dans le cas de l'IPC et des prévisions pour l'année suivante, une observation intéressante est que le graphique semble indiquer que la crédibilité a évolué graduellement depuis le début de l'établissement des cibles en matière d'inflation. En effet, on peut remarquer que l'asymétrie des écarts autour de la valeur zéro a diminué de façon graduelle depuis 1992. Évidemment, nous avons besoin de plus d'années d'observations pour réellement vérifier cette assertion. En outre, le profil observé des

---

4. Johnson avait aussi obtenu ce résultat dans le cas du Canada et posait alors la question de savoir s'il était possible que les cibles établies soient tellement faciles à atteindre qu'on pouvait anticiper que la Banque dépasserait ses objectifs de réduction de l'inflation.



écarts des prévisions par rapport aux cibles pourrait refléter le conditionnement des attentes à une offre excédentaire persistente, qui a contribué à une inflation faible et stable depuis le début de la décennie.

La troisième colonne présente les valeurs estimées (par moindres carrés généralisés) du paramètre  $C$  (du modèle (1)) obtenu dans le cas des deux horizons de prévision. On remarque que dans chaque cas cette valeur estimée est identique à celle de la différence moyenne. Ce résultat est une propriété de la méthode d'estimation ANOVA lorsqu'on retient le même nombre d'individus pour chacune des classes (années dans notre cas). Les résultats sont différents selon qu'il s'agit du DPIB ou de l'IPC. Si l'on considère les prévisions du taux d'augmentation du DPIB, les résultats laissent entendre que les prévisionnistes croyaient que les cibles ne seraient pas atteintes sur l'ensemble de la période, étant donné la valeur des statistiques  $t$  associées aux valeurs estimées de  $C$ . Toutefois, puisque cet indice n'a jamais été ciblé par la politique monétaire, nous n'accorderons que très peu de poids à ce résultat.

Dans le cas de l'IPC, les résultats indiquent que les prévisionnistes étaient plutôt sceptiques au sujet de l'atteinte des cibles pour l'année en cours, à en juger par la valeur de la statistique  $t$  associée à l'estimation de  $C$ . Cependant, on remarque que la valeur de  $C$  serait statistiquement nulle lorsqu'on s'intéresse aux prévisions pour l'année suivante, ce qui laisse supposer que les cibles étaient crédibles pour l'ensemble de la période. Nous obtenons ainsi une des conditions de la crédibilité imposées par la structure du modèle, dans la mesure où les prévisions pour l'année suivante sont plus révélatrices de l'effet des cibles que de celui des chocs temporaires observés pour l'année en cours. En effet, il est fort probable qu'un choc récent sur l'IPC (ou l'IPCXAÉT) pourrait empêcher que la cible ne soit atteinte avant la fin de l'année en cours, étant donné les délais de transmission de la politique monétaire.

La quatrième colonne des tableaux 3 et 4 nous renseigne sur la proportion des prévisions qui se situent à l'intérieur de la fourchette cible établie par la Banque. Pour les résultats basés sur l'IPC, plus du tiers des prévisions pour l'année en cours étaient à l'extérieur de la fourchette cible. Cette proportion n'est que de 5% en ce qui concerne les prévisions pour l'année suivante. On peut interpréter ces résultats de la façon suivante : on peut supposer qu'une proportion importante du

groupe des prévisionnistes croyait que des chocs spécifiques à l'année en cours (et qui ne pouvaient être contrôlés par la politique monétaire, du moins à court terme) pousseraient le taux d'inflation à l'extérieur de la fourchette durant cette même période. Selon ces prévisionnistes toutefois, les autorités monétaires agiraient de façon à ce que le taux d'inflation revienne à l'intérieur de la fourchette cible l'année suivante. Ces résultats indiquent donc un certain degré de crédibilité. Les proportions obtenues dans le cas du DPIB permettent de tirer cette même conclusion (ou interprétation)<sup>5</sup>. Cependant, les proportions obtenues par Johnson (dans le cas du DPIB seulement) ne permettent pas d'extraire de l'information sur le degré de crédibilité<sup>6</sup>.

La conclusion mentionnée ci-haut concorde avec les résultats de l'estimation du paramètre  $\sigma_g^2$  et les tests de signification de ce paramètre. Dans le cas de l'IPC, on remarque que sa valeur diminue considérablement lorsqu'on passe des prévisions pour l'année en cours à celles pour l'année suivante. Les résultats du test de l'hypothèse  $\sigma_g^2 = 0$  supportent cette conclusion. En effet, comme l'indiquent les seuils de signification de la statistique de test utilisée, cette hypothèse est rejetée à tous les niveaux habituels dans le cas des prévisions relatives à l'année en cours, alors qu'elle n'est pas rejetée dans le cas des prévisions pour l'année suivante. Cela laisse supposer que l'écart entre les prévisions d'inflation pour l'année en cours et les cibles pourrait s'expliquer par des facteurs spécifiques à certaines années. Par contre, les résultats donnent à penser qu'il n'y aurait pas d'effets spécifiques à certaines années dans le cas des prévisions pour l'année suivante, ce qui laisse penser que les cibles étaient crédibles à chacune des années.

On s'intéresse maintenant à la période 1984-1991 en analysant les écarts des prévisions par rapport à l'hypothèse d'une cible implicite de 4% fondée sur les résultats de Fillion et Léonard (1997). Une comparaison des résultats pour cette période avec ceux pour la période 1992-1996 permet de tirer une certaine information sur le rôle que joue le caractère explicite des cibles dans la formation des attentes. On remarque, selon les résultats basés sur les deux indices DPIB et IPC et pour les deux horizons de prévision, que la grande majorité des prévisions étaient à l'intérieur

---

5. Il est également raisonnable de penser que, d'après les prévisionnistes, l'effet des chocs susceptibles de créer une divergence entre l'inflation de l'IPC et celle de l'IPCXAÉT se sera résorbé dès l'année suivante.

6. Dans l'étude présentée par Johnson, 93% des prévisions pour l'année en cours étaient à l'intérieur de la fourchette cible alors que cette proportion était de 100% dans le cas des prévisions pour l'année suivante.

de cette fourchette cible implicitement visée par la politique monétaire. De plus, l'écart moyen entre les prévisions et les cibles est statistiquement égal à zéro, ce qui est compatible avec les résultats obtenus par Fillion et Léonard. Par contre, lorsqu'on décompose cet écart, on peut remarquer, dans le cas de l'IPC, que cette cible n'était pas crédible ou qu'elle était moins crédible que celles explicitement établies pour la période 1992-1996. En effet, pour les deux horizons de prévision, la valeur positive de  $C$  ainsi que la statistique  $t$  qui y est associée donnent à penser que les prévisionnistes anticipaient un taux d'inflation supérieur à cette cible implicite pour l'ensemble de la période. De plus, la valeur élevée de l'estimation de  $\sigma_g^2$  laisse supposer que cette cible implicite n'était pas crédible à chacune des années. De même, la proportion des prévisions à l'intérieur de la fourchette cible diminue lorsqu'on passe des prévisions pour l'année en cours aux prévisions pour l'année suivante. L'examen du graphique 2 appuie ces conclusions. Effectivement, on remarque que la plupart des prévisions étaient supérieures à cette cible de 4% au cours de la période 1984-1991. Ces résultats signifient donc que si la Banque du Canada visait implicitement un taux d'inflation de 4% et que les prévisionnistes connaissaient cet objectif, alors cette cible d'inflation n'était pas crédible ou elle avait moins de crédibilité que les cibles explicites de la période 1992-1996.

En combinant ces résultats avec ceux provenant de l'analyse des écarts entre les prévisions et les cibles sur la période 1992-1996, on peut penser que l'établissement de cibles explicites en matière d'inflation aurait eu comme effet d'amener les prévisionnistes à accorder plus de poids à ces cibles lors de la formation de leurs anticipations.

#### *4.2 Erreurs de prévision*

Les tableaux 7 et 8 présentent les résultats de l'estimation des paramètres du modèle (2) dans les cas du DPIB et de l'IPC respectivement. L'échantillon considéré couvre la période 1984-1996, mais il a été divisé en deux sous-périodes qui correspondent à la période antérieure à l'établissement de fourchettes cibles, soit celle de 1984 à 1991, et à la période postérieure à l'établissement de ces fourchettes, soit de 1992 à 1996. Toutefois, puisque la politique monétaire porte une attention particulière aux variations du taux de l'inflation sous-jacente, estimé par la variation annuelle de l'IPCXAÉT, nous avons également considéré les erreurs de prévision par

rapport à cet indice. En conséquence, dans le cas des prévisions pour l'année suivante, nous accorderons plus de poids aux résultats (présentés dans le tableau 9) associés aux erreurs de prévision basées sur les mouvements de l'IPCXAÉT<sup>7</sup>. Nous verrons également que ces conclusions s'accordent avec celles qui découlent des erreurs basées sur l'IPC.

On considère d'abord les résultats découlant des erreurs de prévision basées sur l'IPC pour les deux horizons de prévision. On remarque que la valeur estimée de  $E$  augmente lorsqu'on passe de la période antérieure à l'établissement de cibles d'inflation à la période suivante<sup>8</sup>. Ce résultat indique que la mise en place des cibles n'a pas empêché que la désinflation du début des années 1990 ne soit pas anticipée dans une certaine mesure. Le graphique 4 présenté en Annexe supporte cette conclusion. En effet, en considérant les erreurs de prévision sur les deux horizons, on peut voir que la majorité d'entre elles sont supérieures à zéro sur la période 1992-1996. Comme Johnson l'a mentionné, il est possible que l'établissement de cibles en matière d'inflation ait pu réduire l'ampleur de la désinflation non anticipée, mais il est difficile de quantifier ce résultat. Un autre résultat intéressant est la hausse de la valeur estimée de  $\sigma_u^2$  lorsqu'on passe de la période 1984-1991 à la période 1992-1996 dans le cas des prévisions pour l'année suivante. Cela signifie que la composante des erreurs de prévision qui est spécifique à chacune des années était plus importante après qu'avant l'établissement des cibles. À la lumière des résultats obtenus à la section 4.1, on peut penser que cette sous-estimation de la désinflation du début des années 1990 et cette augmentation de  $\sigma_u^2$  sont dues en partie au fait que les prévisionnistes avaient accordé un poids trop important aux cibles établies par la Banque. En somme, la crédibilité des cibles aurait pu être à l'origine des erreurs de prévision. Une autre explication possible est le fait que les prévisionnistes ont sous-estimé l'écart de production qui prévalait au cours de cette période. Dans ce cas, la contribution des cibles aurait été moins importante dans la formation des attentes.

Puisque la Banque du Canada se préoccupe plus de l'évolution de l'inflation sous-jacente, on peut supposer que les prévisionnistes fondent leurs prévisions de l'IPC global pour l'année suivante sur l'hypothèse que l'effet des chocs temporaires se sera largement dissipé et que l'IPC

---

7. Notons que les erreurs de prévision dans le cas de prévision pour l'année en cours sont basées sur l'IPC seulement.

8. Cependant, dans le cas des prévisions pour l'année suivante, bien qu'elle ait augmenté au cours de la période 1992-1996, cette désinflation non anticipée semble statistiquement nulle.

suivra une trajectoire semblable à celle de l'indice de référence. Dans ces conditions, il semble plus raisonnable de comparer les prévisions à long terme de l'IPC global avec les mouvements de l'IPCXAÉT. Ainsi, on éliminerait la partie des erreurs de prévision qui peut s'expliquer par des chocs d'offre temporaires sur les prix des aliments et de l'énergie ou par des changements des impôts indirects comme par exemple, la réduction des taxes sur les produits du tabac en 1994. En regardant les résultats qui découlent de l'analyse des erreurs de prévision pour l'année suivante basées sur les mouvements de l'IPCXAÉT et publiés au tableau 9, on constate que la valeur estimée de  $E$  diminue lorsqu'on passe de la période 1984-1991 à la période 1992-1996. De plus, la valeur estimée de  $\sigma_u^2$  diminue de façon importante au cours de cette dernière période. En combinant ces résultats avec la baisse de  $\sigma_e^2$  au cours de cette même période, on constate que la variance des erreurs de prévision<sup>9</sup> diminue de façon importante lorsqu'on passe aux prévisions pour l'année suivante. Ces résultats contrastent avec ceux que nous avons obtenus plus haut (et avec ceux de Johnson dans le cas du DPIB). En effet, ils donnent à penser que la mise en place des cibles en matière d'inflation aurait fait diminuer la variance des erreurs de prévisions de l'inflation sous-jacente, de sorte que la politique monétaire aurait eu l'effet désiré, soit d'avoir contribué à rendre l'inflation sous-jacente plus prévisible. Encore une fois, il vaut la peine de rappeler que l'environnement d'offre excédentaire et d'inflation faible et stable a pu contribuer de façon importante à ce résultat.

En considérant le cas du DPIB, on peut remarquer, d'après les statistiques  $t$  associées aux valeurs estimées de  $E$ , que l'établissement des cibles n'aurait pas réussi à éliminer la désinflation non anticipée du début des années 90<sup>10</sup>. Malgré la baisse de ce coefficient lorsqu'on passe de la période 1984-1991 à la période 1992-1996, on remarque qu'il semble demeurer significativement différent de zéro (du moins à certains niveaux de confiance). Cependant, même si la composante systématique de ces erreurs de prévision (ou le biais) n'a pas disparu avec l'établissement des cibles d'inflation, la diminution observée de  $\sigma_u^2$  et de  $\sigma_e^2$  sur la période 1992-1996 donne à penser que ces cibles auraient contribué à réduire l'écart quadratique moyen des erreurs de prévision.

---

9. La variance des erreurs de prévision est définie comme étant  $Var(F_t^i - \pi_t) = \sigma_u^2 + \sigma_e^2$ .

10. Johnson avait obtenu des conclusions similaires dans son étude.

En combinant les conclusions de l'analyse des écarts entre les prévisions de l'inflation de l'IPC et l'inflation sous-jacente effectivement observée avec celles obtenues de l'analyse des écarts entre les prévisions et les cibles, on peut raisonnablement penser que l'établissement de cibles explicites a contribué à ancrer les anticipations d'inflation et à réduire la moyenne et la variance des erreurs de prévision sur l'inflation sous-jacente sur la période 1992-1996. En effet, bien que l'inflation réalisée sur la période 1984-1991 ait pratiquement la même variance que sur la période 1992-1996, la cible implicite de 4% n'était pas crédible ou était moins crédible que les cibles explicites de la période postérieure à 1991. Avec l'adoption de cibles explicites, les prévisionnistes pouvaient ancrer leurs prévisions sur ces cibles avec plus de confiance.

## **5. Conclusion**

Les résultats présentés dans le présent travail appuient l'hypothèse selon laquelle l'établissement de cibles explicites en matière d'inflation a renforcé la crédibilité de la politique monétaire. En effet, ils montrent que les prévisionnistes anticipent pour l'année suivante un taux d'inflation de l'IPC global qui est près du point médian de la fourchette cible établie par la Banque, une fois dissipés les effets temporaires des chocs d'offre. Même si une proportion importante des prévisionnistes a cru que l'inflation serait à l'extérieur de la fourchette cible pour l'année en cours, la presque totalité d'entre eux croyait que l'inflation allait revenir à l'intérieur de la fourchette cible dès l'année suivante. Ces résultats semblent indiquer que la politique monétaire a atteint un degré appréciable de crédibilité.

Les résultats obtenus avec l'IPC donnent à penser que l'établissement de fourchettes cibles n'a pas rendu la désinflation du début des années 90 pleinement prévisible. En fait, l'inflation observée s'est avérée inférieure aux cibles, contrairement aux attentes des prévisionnistes. Ceux-ci ont pu surestimer la vigueur attendue de la reprise après la récession de 1990-1991, ce qui les aurait conduit à ne pas remettre en question l'atteinte des cibles par les autorités monétaires. Cependant, il est possible que la sous-estimation de la désinflation soit aussi le résultat de chocs temporaires qui ont affecté l'IPC. Cette explication concorde avec les résultats de l'analyse des

différences entre les prévisions de l'IPC global pour l'année suivante et les données observées de l'IPCXAÉT. En effet, la mise en place de cibles d'inflation aurait contribué à diminuer les erreurs de prévision sur l'inflation sous-jacente ainsi que leur variance.

Un point important à noter est que la méthodologie utilisée dans cette étude ne permet pas de tenir compte de l'influence de la conjoncture économique sur les prévisions des agents. En effet, l'estimation négative de l'écart de production qui persistait au début de la présente décennie a, sans aucun doute, contribué de façon importante à la baisse du taux d'inflation au cours de cette période. Également, l'environnement international d'inflation basse et stable observé depuis le début des années 90 peut également contribuer à expliquer que les attentes inflationnistes au Canada aient été plus faibles qu'avant l'établissement des cibles et que les erreurs de prévision soient plus faibles avec une variance moins élevée. Cependant, les résultats laissent penser que les prévisionnistes croyaient que la politique monétaire ne laisserait pas l'inflation retourner à des niveaux supérieurs à la fourchette établie. Paulin (1997) a également évoqué cette possibilité.

Afin de mieux cerner l'influence de la conjoncture sur les prévisions, on pourrait inclure dans le modèle des régresseurs qui permettraient de tenir compte de cet élément. On pourrait alors distinguer la composante de la prévision qui est due à la conjoncture de celle imputable à la crédibilité de la politique monétaire. C'est d'ailleurs ce qui a été fait dans Johnson (1997a). Dans cette étude, l'auteur examine l'impact que certaines annonces de politique faites par la Banque du Canada ont eu sur les anticipations d'inflation. Les prévisions de l'inflation utilisées dans cette dernière étude provenaient également du *Survey of Forecasters* du Conference Board du Canada. En tenant compte des modifications de prévisions dues à des changements de la conjoncture (à l'aide de variables indicatrices de l'état de l'économie), l'auteur arrive à la conclusion que certaines de ces annonces de politique auraient eu l'effet désiré par la Banque sur les anticipations d'inflation. Ce résultat laisse supposer que la politique monétaire a acquis une certaine crédibilité.

Un autre point intéressant qui est soulevé par Miller (1997) est que la crédibilité est difficile à définir et n'est pas une variable binaire. Le niveau de la crédibilité change au fil des années. Dans cette perspective, il serait intéressant de construire un modèle qui permettrait à cette variable d'évoluer dans le temps.





## BIBLIOGRAPHIE

- Amano, R., D. Coletti et T. Macklem (1998). « Monetary Rules when Economic Behaviour Changes », Miméo, Banque du Canada.
- Amano, R., P. Fenton, D. Tessier et S. van Norden (1996). « La crédibilité de la politique monétaire: un tour d'horizon de la littérature, avec quelques applications simples au Canada ». Dans: *Les taux de change et la politique monétaire*, actes d'un colloque tenu à la Banque du Canada en octobre 1996.
- Banque du Canada (1991). « Cibles de réduction de l'inflation », communiqué de presse reproduit dans la *Revue de la Banque du Canada*, mars 1991, pp. 5-6.
- Bernanke, B. S. et F. S. Mishkin (1997). « Inflation Targeting: A New Framework for Monetary Policy? », document de travail du NBER, n° 5893.
- Crawford, A., J.-F. Fillion et T. Laflèche (1997). « L'IPC est-il une mesure adéquate pour la définition de la stabilité des prix? ». Dans : *Stabilité des Prix, cibles en matière d'inflation et politique monétaire*, actes d'un colloque tenu à la Banque du Canada en mai 1997.
- Debelle, G. (1996). « The Ends of Three Small Inflations: Australia, New Zealand and Canada », *Canadian Public Policy XXII*, pp. 56-78.
- Drazen, A. et P. R. Masson (1994). « Credibility of Policies versus Credibility of Policymakers », *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 109, pp. 735-754.
- Fillion, J.-F. et A. Léonard (1997). « La courbe de Phillips au Canada : un examen de quelques hypothèses », Banque du Canada, document de travail n° 97-3.
- Johnson, D. R. (1997a). « Expected inflation in Canada 1988-1995 : an evaluation of Bank of Canada credibility and the effects of inflation targets », *Canadian Public Policy XXIII*, pp. 233-258.
- Johnson, D. R. (1997b). « La crédibilité de la politique monétaire : analyse des résultats d'enquêtes menées sur l'inflation attendue dans divers pays ». Dans : *Stabilité des Prix, cibles en matière d'inflation et politique monétaire*, actes d'un colloque tenu à la Banque du Canada en mai 1997.
- Keane, M. P. et D. Runkle (1990). « Testing the Rationality of Price Forecasts : New Evidence from Panel Data », *American Economic Review* 80, pp. 714-735.

- Maclean, D. (1998). « Incorporating Credibility in Forward Looking Models : Some Examples With QPM », Miméo, Banque du Canada.
- Miller, V. (1997). Commentaires sur l'exposé de D. R. Johnson intitulé « La crédibilité de la politique monétaire : analyse des résultats d'enquêtes menées sur l'inflation attendue dans divers pays ». Dans : *Stabilité des Prix, cibles en matière d'inflation et politique monétaire*, actes d'un colloque tenu à la Banque du Canada en mai 1997.
- Mishkin, F.S. et A. S. Posen (1997). « Inflation Targeting : Lessons from Four Countries », NBER, document de travail no 6126.
- Paulin, G. (1997). Commentaires sur l'exposé de D. R. Johnson intitulé « La crédibilité de la politique monétaire : analyse des résultats d'enquêtes menées sur l'inflation attendue dans divers pays ». Dans : *Stabilité des Prix, cibles en matière d'inflation et politique monétaire*, actes d'un colloque tenu à la Banque du Canada en mai 1997.
- Ruge-Murcia, F. J. (1998). « Uncovering Financial Market Beliefs About Inflation Targets », miméo, Université de Montréal.
- Searle, S. R., G. Casella and C. E. McCulloch (1992). *Variance components*, John Wiley, New York.
- St-Amant, P. et D. Tessier (1998). « Survol de la littérature empirique relative à l'impact des cibles d'inflation sur la crédibilité de la politique monétaire et le comportement des principales variables macroéconomiques », miméo, Banque du Canada.
- Svensson, L. E. O. (1993). « The Simplest Test of Inflation Target Credibility », NBER, document de travail n° 4604.

## ANNEXE : Tableaux et graphiques

**Tableau 1 : Fourchettes cibles d'inflation**

		1992	1993	1994	1995	1996
Prévisions pour l'année en cours	Borne inférieure	2,5	1,83	1,5	1,17	1,0
	Point médian	3,5	2,83	2,5	2,17	2,0
	Borne supérieure	4,5	3,83	3,5	3,17	3,0
Prévisions pour l'année suivante	Borne inférieure	1,83	1,5	1,17	1,0	1,0
	Point médian	2,83	2,5	2,17	2,0	2,0
	Borne supérieure	3,83	3,5	3,17	3,0	3,0

**Tableau 2 : Statistiques relatives aux erreurs de prévision**

		Nombre de prévisions	Moyenne	Médiane	Écart-type	Min.	Max.
<b>DPIB</b>	Année en cours	104	0,422	0,380	0,797	-1,200	2,658
	Année suivante	96	0,988	1,078	1,292	-1,961	5,926
<b>IPC</b>	Année en cours	104	0,169	0,135	0,475	-0,874	2,061
	Année suivante	96	0,537	0,359	1,082	-1,665	3,249
	Année suivante IPCXAET <sup>a</sup>	96	0,714	0,559	1,120	-1,610	3,862

a. Erreurs de prévision calculées à partir des données observées de l'IPCXAET.

**Tableau 3 : Écarts entre prévisions et cibles d'inflation — DPIB (1992-1996)**

Années	Écart moyen (écart-type)	C (t-stat.)	% à l'intérieur de la fourchette	Seuil de signification H: $\sigma_g^2 = 0$	$\sigma_g^2$	$\sigma_e^2$
Année en cours	-1,258 (0,696)	-1,258 (-4,680)	40	0,000	0,335	0,211
Année suivante	-0,270 (0,543)	-0,270 (-3,035)	93	0,858	-0,027 <sup>a</sup>	0,317

a. Rappelons qu'à la section 3.2 nous avons énoncé la possibilité que les valeurs estimées des paramètres  $\sigma_g^2$  et  $\sigma_u^2$  soient négatives.

**Tableau 4 : Écarts entre prévisions et cibles d'inflation — IPC (1992-1996)**

Années	Écart moyen (écart-type)	C (t-stat.)	% à l'intérieur de la fourchette	Seuil de signification H: $\sigma_g^2 = 0$	$\sigma_g^2$	$\sigma_e^2$
Année en cours	-0,808 (0,678)	-0,808 (-2,628)	65	0,000	0,462	0,081
Année suivante	-0,125 (0,472)	-0,125 (-1,650)	95	0,584	-0,008	0,230

**Tableau 5 : Écarts entre prévisions et cibles d'inflation — DPIB (1984-1991)**

Années	Écart moyen (écart-type)	C (t-stat.)	% à l'intérieur de la fourchette	Seuil de signification H: $\sigma_g^2 = 0$	$\sigma_g^2$	$\sigma_e^2$
Année en cours	0,111 (0,749)	0,111 (0,525)	81	0,000	0,322	0,274
Année suivante	0,302 (0,970)	0,302 (1,369)	75	0,000	0,304	0,669

**Tableau 6 : Écarts entre prévisions et cibles d'inflation — IPC (1984-1991)**

Années	Écart moyen (écart-type)	C (t-stat.)	% à l'intérieur de la fourchette	Seuil de signification H: $\sigma_g^2 = 0$	$\sigma_g^2$	$\sigma_e^2$
Année en cours	0,591 (0,787)	0,591 (2,180)	78	0,000	0,574	0,110
Année suivante	0,569 (0,974)	0,569 (2,089)	73	0,000	0,534	0,473

**Tableau 7 : Erreurs de prévision — DPIB**

Années	E (t-stat)	Seuil de signification H: $\sigma_u^2 = 0$	$\sigma_u^2$	$\sigma_e^2$
En cours - 1984-1991	0,571 (1,979)	0,000	0,632	0,274
En cours - 1992-1996	0,184 (1,775)	0,112	0,027	0,211
Suivante - 1984-1991	0,998 (2,081)	0,000	1,756	0,669
Suivante - 1992-1996	0,967 (3,116)	0,000	0,346	0,318

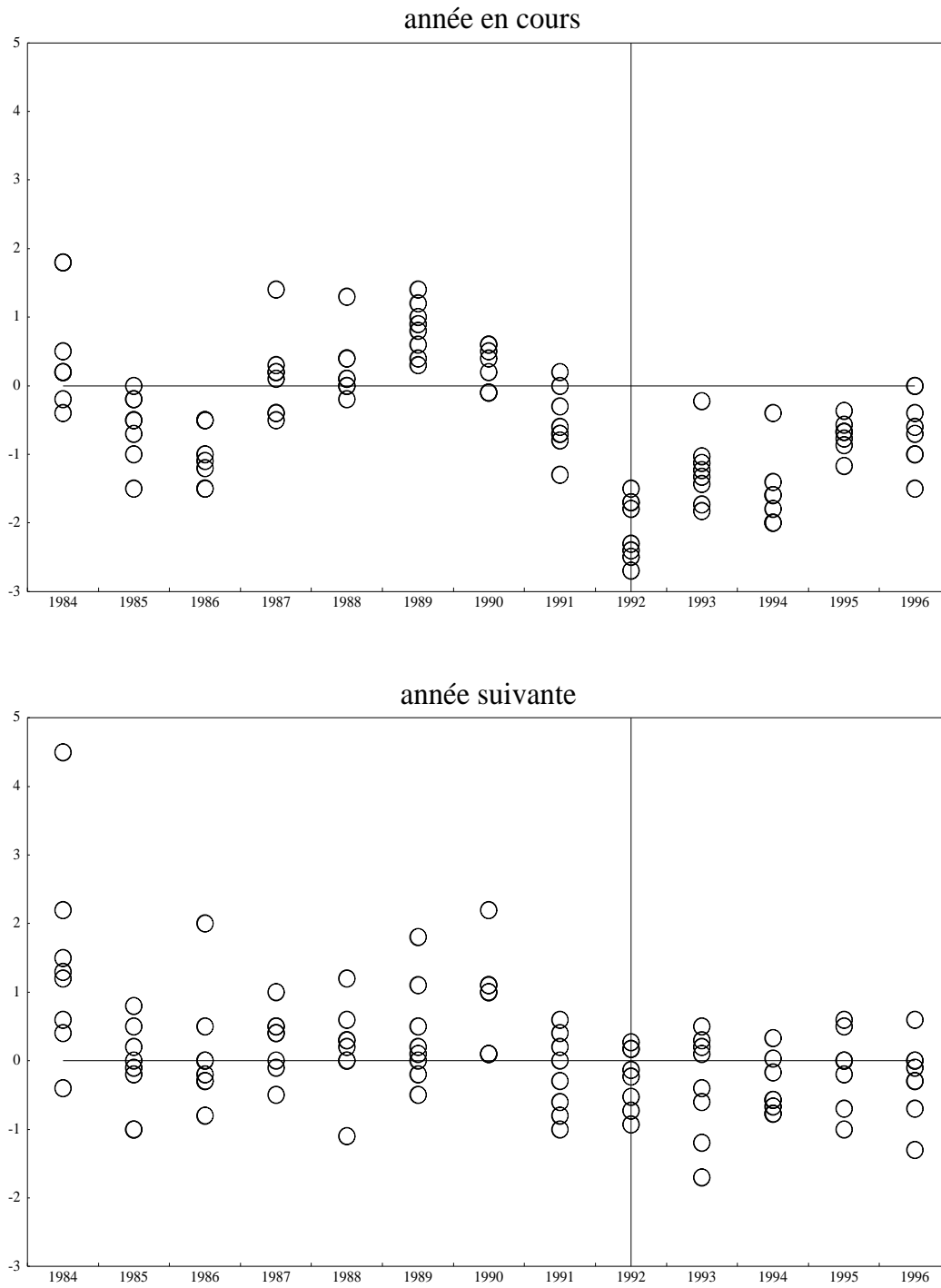
**Tableau 8 : Erreurs de prévision — IPC**

Années	E (t-stat)	Seuil de signification H: $\sigma_u^2 = 0$	$\sigma_u^2$	$\sigma_e^2$
En cours - 1984-1991	0,062 (0,442)	0,000	0,145	0,110
En cours - 1992-1996	0,340 (2,330)	0,000	0,097	0,081
Suivante - 1984-1991	0,395 (1,181)	0,000	0,834	0,473
Suivante - 1992-1996	0,821 (1,635)	0,000	0,979	0,237

**Tableau 9 : Erreurs de prévision pour l'année suivante — IPCXAET**

Années	E (t-stat)	Seuil de signification H: $\sigma_u^2 = 0$	$\sigma_u^2$	$\sigma_e^2$
1984-1991	0,837 (2,071)	0,000	1,248	0,473
1992-1996	0,467 (1,447)	0,000	0,388	0,237

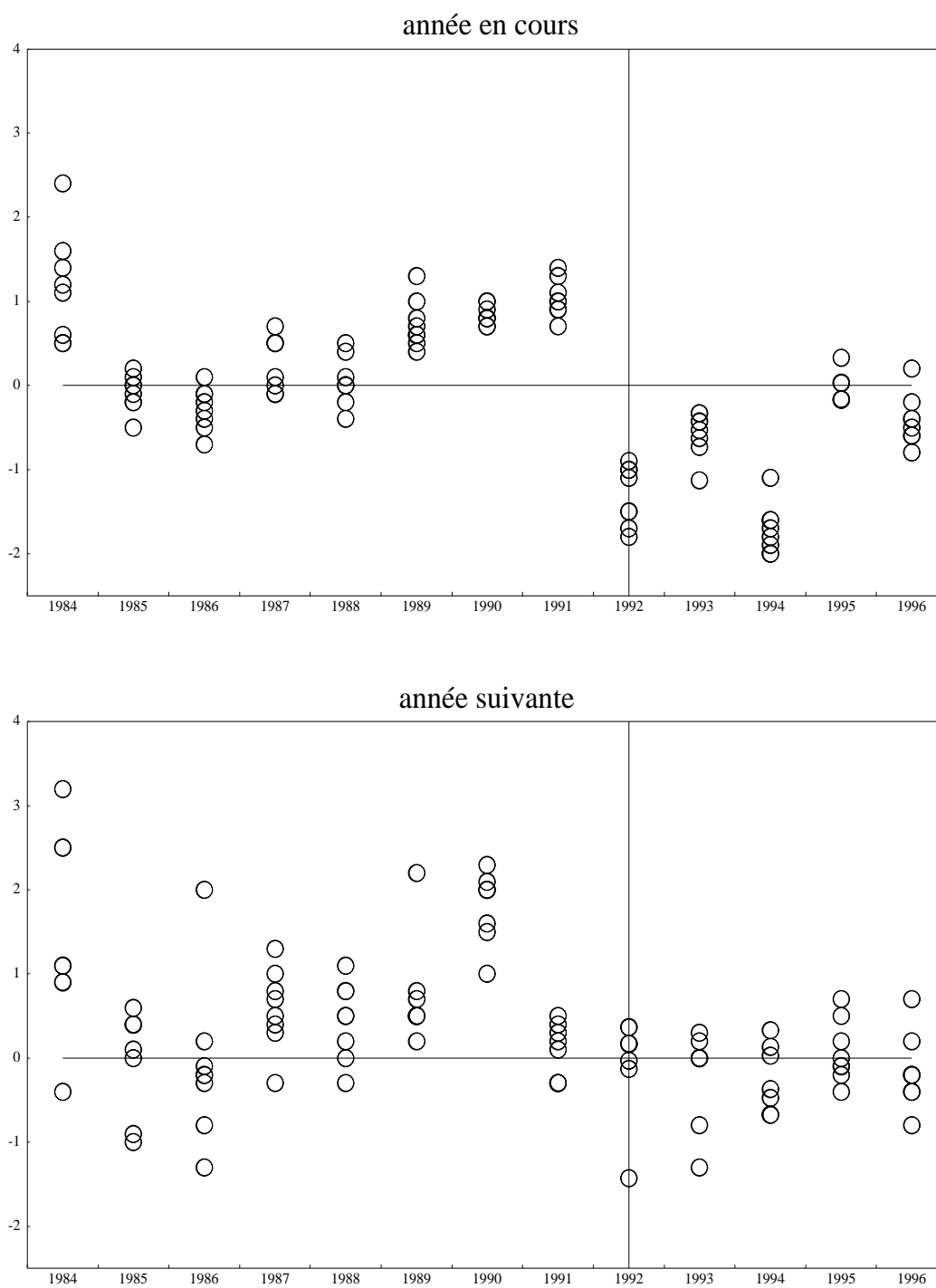
## Écarts entre prévisions et points médians (DPIB)



Graphique 1

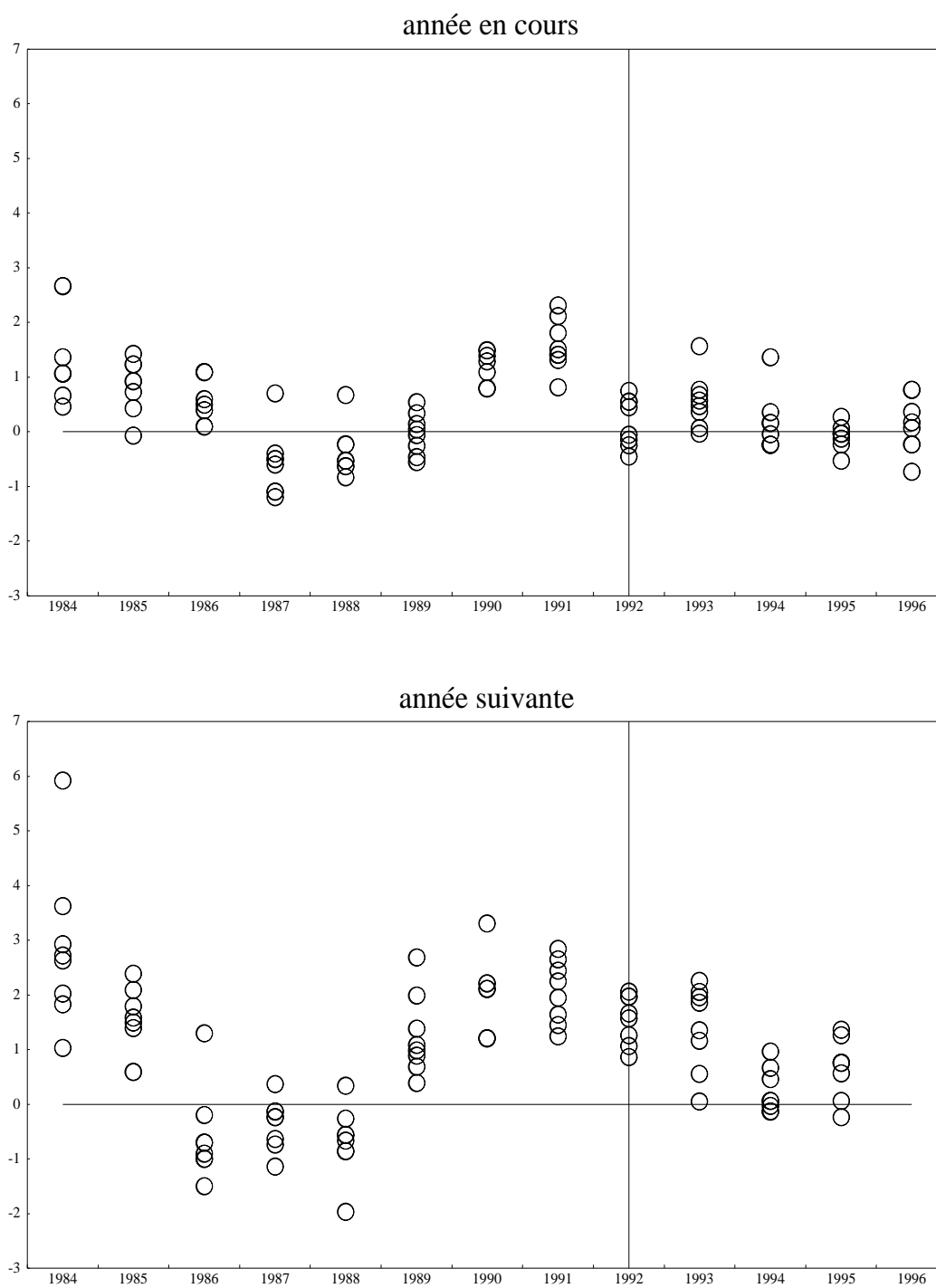


## Écarts entre prévisions et points médians (IPC)



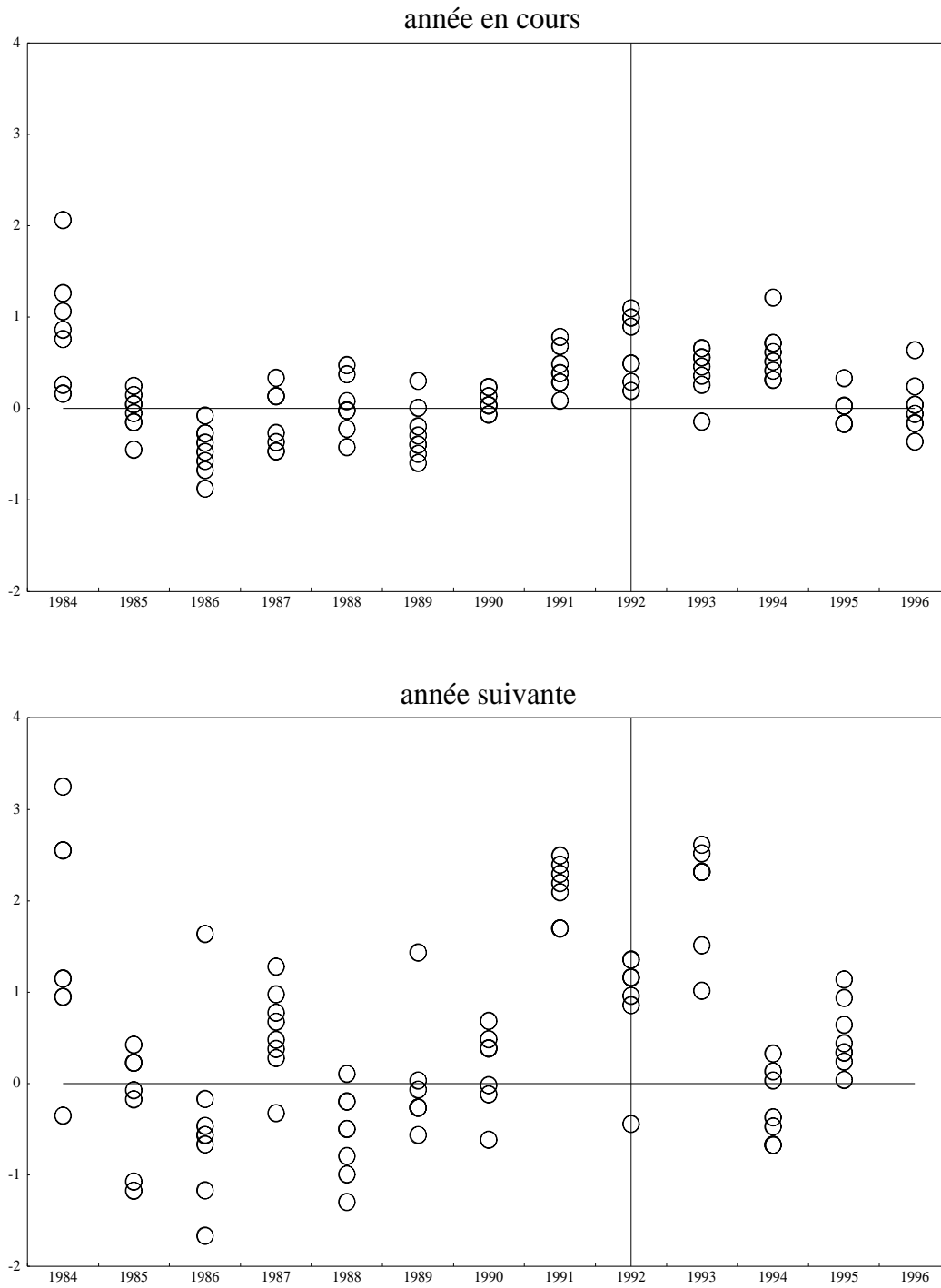
Graphique 2

## Erreurs de prévision sur l'inflation (DPIB)



Graphique 3

## Erreurs de prévision sur l'inflation (IPC)



Graphique 4



## Documents de travail de la Banque du Canada

### 1998

- 98-12 Un examen de la crédibilité de la politique monétaire au Canada P. Perrier
- 98-11 Liquidity Effects and Market Frictions S. Hendry et G. Zhang
- 98-10 Fundamentals, Contagion and Currency Crises:  
An Empirical Analysis M. Kruger, P. Osakwe et J. Page
- 98-9 Buying Back Government Bonds: Mechanics and Other Considerations T. Gravelle
- 98-8 Easing Restrictions on the Stripping and Reconstitution of  
Government of Canada Bonds D. Bolder et S. Boisvert
- 98-7 Uncertainty and Multiple Paradigms of the Transmission Mechanism W. Engert et J. Selody
- 98-6 Forecasting Inflation with the M1-VECM: Part Two W. Engert et S. Hendry
- 98-5 Predicting Canadian Recessions Using Financial Variables:  
A Probit Approach J. Atta-Mensah et G. Tkacz
- 98-4 A Discussion of the Reliability of Results Obtained with Long-Run  
Identifying Restrictions P. St-Amant et D. Tessier
- 98-3 Tendence des dépenses publiques et de l'inflation et évolution  
comparée du taux de chômage au Canada et aux États-Unis Pierre St-Amant et David Tessier
- 98-2 International Borrowing, Specialization and Unemployment in  
a Small, Open Economy Patrick Osakwe et Shouyong Shi
- 98-1 Food Aid Delivery, Food Security & Aggregate Welfare in a Small  
Open Economy: Theory & Evidence Patrick Osakwe

### 1997

- 97-20 A Measure of Underlying Inflation in the United States I. Claus
- 97-19 Modelling the Behaviour of U.S. Inventories: A Cointegration-Euler Approach I. Claus
- 97-18 Canadian Short-Term Interest Rates and the BAX Futures Market D. G. Watt
- 97-17 Les marchés du travail régionaux : une comparaison entre le Canada et les États-Unis M. Lefebvre
- 97-16 Canadian Policy Analysis Model: CPAM R. Black et D. Rose
- 97-15 The Effects of Budget Rules on Fiscal Performance and  
Macroeconomic Stabilization J. Millar
- 97-14 Menu Costs, Relative Prices, and Inflation: Evidence for Canada R. Amano et R. T. Macklem
- 97-13 What Does Downward Nominal-Wage Rigidity Imply for Monetary Policy? S. Hogan

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/)