

Document de travail 98-17 / Working Paper 98-17

**La politique monétaire a-t-elle des
effets asymétriques sur l'emploi?**

Lise Pichette

Banque du Canada



Bank of Canada

ISSN 1192-5434
ISBN 0-662-83245-0

Imprimé au Canada sur du papier recyclé

Document de travail 98-17 de la Banque du Canada

Septembre 1998

**La politique monétaire a-t-elle des
effets asymétriques sur l'emploi?**

Lise Pichette

Département des Recherches

Banque du Canada

Ottawa, Ontario

Canada K1A 0G9

Téléphone : (613) 782-8339

Télécopieur : (613) 782-7163

Adresse électronique : lpichette@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.

TABLE DES MATIÈRES

REMERCIEMENTS.....	iv
RÉSUMÉ	v
ABSTRACT	vi
1. INTRODUCTION	1
2. UNE BRÈVE REVUE DE LA QUESTION	2
3. LE MODÈLE ÉCONOMIQUE	6
3.1 Estimation de la fonction de réaction	6
3.2 Estimation des équations de l'emploi	9
3.2.1 Effets des chocs monétaires sur l'emploi	9
3.2.2 Ajout des variables réelles	10
4. ANALYSE DES RÉSULTATS	12
4.1 Heures totales travaillées	12
4.2 Marge extensive de travail	13
4.3 Marge intensive de travail	14
4.4 Ajout des variables réelles	15
5. CONCLUSION	18
BIBLIOGRAPHIE	21
ANNEXE 1 : Description des variables et des données	23
ANNEXE 2 : Correction de Newey	25
ANNEXE 3 : TABLEAUX	27
ANNEXE 4 : FIGURES	35

REMERCIEMENTS

Cette étude est basée sur mon mémoire de maîtrise à l'Université du Québec à Montréal (UQAM). Je voudrais remercier mes directeurs Louis Phaneuf et Alain Guay pour m'avoir guidée dans ce projet de recherche. J'aimerais aussi remercier Chantal Dupasquier, Tiff Macklem et Robert Amano pour leurs commentaires et suggestions. Mes remerciements vont également au Fonds pour la formation de chercheurs et l'aide à la recherche (Fonds FCAR) et au Centre de recherche sur l'emploi et les fluctuations économiques pour leur appui financier.

RÉSUMÉ

Depuis quelques années, certains économistes, dont Cover (1992), Ammer et Brunner (1995), Macklem, Paquet et Phaneuf (1996), tentent de déterminer si les chocs de politique monétaire ont des effets asymétriques sur la production. Ces auteurs ont généralement observé que les chocs monétaires négatifs ont tendance à réduire de façon significative la croissance de la production, alors que les chocs positifs auraient des effets plus faibles et souvent non significatifs.

L'objectif de la présente étude est de déterminer si des réactions asymétriques sont observables au niveau du marché du travail au Canada. L'emploi étant un facteur important du processus de production, la réaction de cette variable à des chocs de politique monétaire pourrait aider à mieux comprendre la source des effets asymétriques sur la production. J'ai estimé le modèle en deux étapes par la méthode des moments généralisés et j'ai effectué une correction de la matrice de variance-covariance des estimateurs proposée par Newey (1984) afin de tenir compte de la présence des régresseurs générés.

Dans l'ensemble, les résultats obtenus concordent avec ceux des travaux antérieurs sur la production, sauf pour l'emploi défini comme le nombre d'heures de travail par personne à chaque période. Toutefois, les effets asymétriques observés diminuent ou disparaissent lorsque d'autres variables réelles sont ajoutées au modèle.

ABSTRACT

Several economists, including Cover (1992), Ammer and Brunner (1995), Macklem, Paquet, and Phaneuf (1996), have worked over the past few years to determine whether monetary policy shocks have asymmetric effects on output. These authors have generally found that negative monetary shocks tend to reduce output growth significantly, and that positive shocks generally have a weaker or even negligible impact.

The goal of this study is to determine whether asymmetric reactions can be observed in the Canadian labour market. Because employment is an important factor in the output process, discovering how this variable reacts to monetary policy shocks could lead to a better understanding of where asymmetric effects on output originate. I have estimated the model in two stages, using the generalized moments method, and have made correction to the variance-covariance matrix of estimators proposed by Newey (1984) in order to take into account the generated regressors.

Overall, the results agree with those of previous output studies, except for employment defined as the number of hours worked per person in each period. The asymmetric effects observed, however, diminish or disappear altogether when other real variables are added to the model.

1. Introduction

Depuis quelques années, certains économistes tentent de déterminer si les chocs de politique monétaire ont des effets asymétriques sur la production [par exemple, Cover (1992), Ammer et Brunner (1995), Macklem, Paquet et Phaneuf (1996)]. Ces auteurs observent généralement que les chocs monétaires négatifs ont tendance à réduire de façon significative la croissance de la production, alors que les chocs positifs auraient des effets plus faibles et souvent non significatifs.

Le but de la présente étude est de déterminer si les chocs de politique monétaire déclenchent des réactions asymétriques sur le marché du travail au Canada. L'emploi étant un facteur important du processus de production, la réaction de cette variable à des chocs de politique monétaire pourrait aider à déterminer l'origine des effets asymétriques sur la production. Garibaldi (1997) s'y est d'ailleurs intéressé pour les États-Unis en étudiant les effets de la politique monétaire sur les pertes et la création d'emplois. Les résultats qu'il a obtenus vont dans le même sens que ceux des études qui portent sur la production.

Dans le contexte économique canadien, où le chômage a été particulièrement élevé et persistant pendant la majeure partie des années 90, il convient de bien comprendre les incidences que la politique monétaire peut avoir, à court terme, sur l'emploi. Dans cette étude, je ne traite pas de l'emploi uniquement défini comme le nombre total d'heures travaillées, j'examine également l'ajustement de l'emploi aux marges intensive et extensive de travail, c'est-à-dire le nombre hebdomadaire d'heures de travail par personne et le nombre d'employés respectivement. Par exemple, lorsque la politique monétaire est expansionniste, les firmes augmentent, en principe, leur production. Pour ce faire, elles peuvent ajuster l'utilisation du facteur travail en augmentant la marge intensive, la marge extensive ou les deux. Or, si elles accroissent le nombre d'heures travaillées, le nombre de travailleurs dans l'économie ne sera pas affecté, d'où l'intérêt d'une analyse des deux marges de travail. L'étude empirique porte sur un échantillon de données canadiennes allant du premier trimestre de 1965 au premier trimestre de 1998.

La méthodologie utilisée pour estimer le modèle économétrique est différente de celle proposée par Mishkin (1982) et privilégiée jusqu'à maintenant par les chercheurs. J'ai estimé le modèle en deux étapes avec la méthode des moments généralisés, puis j'ai procédé à une correction de la matrice de variance-covariance proposée par Newey (1984) pour tenir compte de

la présence de régresseurs générés à la première étape. L'utilisation de cette méthode présente quelques avantages, dont la simplicité, puisqu'il n'est pas nécessaire d'estimer conjointement les deux équations dans un contexte non linéaire. En conséquence, je n'ai pas recours à l'optimisation numérique, et les estimateurs obtenus sur un petit échantillon devraient avoir de meilleures propriétés.

Le texte est construit de la façon suivante. À la section 2, je fais un bref survol des études publiées sur le sujet; à la section 3, je présente le modèle économique et, à la section 4, j'analyse et j'interprète les résultats obtenus. La dernière section contient les conclusions.

2. Une brève revue de la question

Dans les différentes études publiées sur le sujet, les effets asymétriques de la politique monétaire sont examinés de différentes façons. Thoma (1994) et Garcia et Schaller (1995) montrent que l'impact de la politique monétaire diffère selon la phase du cycle économique. En d'autres mots, les effets d'un choc monétaire sur la croissance de la production seraient plus forts lorsque l'économie est en récession qu'en période d'expansion.

DeLong et Summers (1988), Cover (1992) et Macklem, Paquet et Phaneuf (1996), ci-après MPP, analysent les effets asymétriques de la politique monétaire sur la production en distinguant les chocs positifs des chocs négatifs. C'est l'approche que nous retenons dans cette étude. De leur côté, Ammer et Brunner (1995) abordent la question des effets asymétriques de la politique monétaire d'une façon plus critique, en ce sens qu'ils traitent des deux approches dans leur étude. Les résultats qu'ils ont obtenus montrent que les modèles utilisés pour examiner les effets asymétriques des chocs monétaires expansionnistes et restrictifs sont plus à même d'expliquer les données que les modèles qui associent les asymétries aux phases du cycle économique. Enfin, Johnson, Montplaisir et Verdier (1998) se sont également intéressées aux effets asymétriques de la politique monétaire. En plus des effets associés à la direction du choc (positif ou négatif), elles ont examiné deux autres dimensions : les effets en fonction de l'amplitude du choc et les effets intertemporels.

Cover (1992) montre que les chocs d'offre de monnaie positifs, aux États-Unis, n'ont pas d'effets sur la production, alors que les chocs négatifs ont des impacts statistiquement significatifs. Dans son étude, il considère surtout les chocs non anticipés, en appliquant une procédure en deux étapes analogue à celle élaborée par Mishkin. Premièrement, il estime, par la méthode des moindres carrés ordinaires, une équation d'offre de monnaie où la croissance de M1 est la variable dépendante. Afin de s'assurer de la qualité des résultats, Cover estime trois équations différentes. Il définit une variable *choc* comme étant simplement le résidu de cette première régression et divise cette variable en deux séries afin de distinguer les chocs positifs des chocs négatifs. Ces séries servent alors de variables explicatives dans une régression où la croissance de la production est la variable dépendante. Ces deux étapes préliminaires permettent d'obtenir les valeurs de départ utilisées dans une procédure itérative visant à estimer conjointement, selon le critère du maximum de vraisemblance, les deux équations du modèle sur un échantillon s'étendant du premier trimestre de 1951 au quatrième trimestre de 1987.

Finalement, après avoir effectué les tests appropriés, Cover rejette l'hypothèse nulle selon laquelle les coefficients des chocs négatifs et positifs sont égaux en valeur absolue. Ces résultats impliquent qu'une variation positive non anticipée du taux de croissance de M1 n'affecte pas la production aussi fortement qu'une variation négative de même amplitude. Plus précisément, les résultats de Cover montrent qu'une augmentation de 1 % de la croissance de M1 entraîne une augmentation de 0,08 % de la production après trois trimestres. Dans le cas d'une variation négative de 1 %, la production diminue de 2,44 % sur le même laps de temps.

DeLong et Summers (1988) s'inspirent d'une version préliminaire de l'étude de Cover pour effectuer leurs travaux. Cependant, plutôt que de limiter leur étude à la période comprise entre 1947 et 1987, ils vérifient si les résultats obtenus s'appliquent également à la période de 1889 à 1929, soit celle d'avant la grande dépression. Ces chercheurs utilisent des données annuelles et obtiennent des résultats qui vont dans le même sens que ceux de Cover.

Ammer et Brunner (1995) se penchent également sur les effets asymétriques de la politique monétaire américaine et arrivent aux mêmes conclusions que Cover. Ils utilisent le taux des fonds fédéraux comme instrument de la politique monétaire américaine et observent que les chocs monétaires négatifs, définis comme une hausse du taux d'intérêt, influencent la production de

façon plus prononcée que les chocs positifs. Cependant, ils indiquent qu'il faut considérer ces résultats avec quelques réserves. La spécification économétrique peut avoir une certaine influence. Par exemple, les chocs de politique monétaire restrictive présentent une assez forte corrélation avec les récessions, mais il est difficile d'avancer qu'il existe un rapport de cause à effet entre eux. Peut-être y a-t-il une variable, omise du modèle, dont les variations entraînent des périodes de ralentissement économique, tout en incitant la Réserve fédérale à relever le taux d'intérêt.

Dans leur étude, MPP essaient de cerner ce problème d'omission de variables en incorporant des facteurs non monétaires qui peuvent être à l'origine des fluctuations économiques au Canada. Les variables ajoutées lors de la deuxième étape de l'estimation sont les importations des États-Unis – qui doivent refléter la demande étrangère de produits canadiens – le prix des produits de base, le prix de l'énergie et un indice mesurant les changements d'orientation de la politique monétaire américaine¹. Voyons brièvement comment ces auteurs procèdent.

MPP abordent la question de la même façon que Cover, c'est-à-dire qu'ils appliquent la procédure en deux étapes proposée par Barro (1977) et Mishkin (1982). La première étape consiste à définir la fonction de réaction des autorités monétaires, la seconde, à extraire les chocs monétaires pour les utiliser dans l'équation de la croissance de la production.

Plusieurs chercheurs concentrent surtout leur attention sur les chocs non anticipés. Pour être *efficaces*, dans un contexte où les prix et les salaires sont parfaitement flexibles, les autorités monétaires devraient surprendre les agents économiques à chaque période. Cependant, une telle ligne de conduite engendrerait de l'incertitude, risquant de réduire le bien-être de ces derniers. En outre, dans un modèle comportant des rigidités nominales, la politique monétaire anticipée peut avoir un impact sur les variables réelles. En effet, les agents ne sont pas nécessairement surpris lorsque la politique monétaire change d'orientation, mais ils ne peuvent exploiter la nouvelle information en ajustant les prix et les salaires après la signature des contrats. C'est la raison pour laquelle MPP tiennent compte non seulement des chocs non anticipés, mais également de la partie anticipée de la fonction de réaction. Mishkin montre d'ailleurs que la partie systématique n'est en fait pas neutre à court terme aux États-Unis.

1.L'indice de Boschen et Mills (1995).

Un autre apport de leur étude réside dans l'ajout des variables non monétaires au modèle. Les résultats d'études empiriques portent à croire que les facteurs non monétaires sont une source importante de fluctuations économiques (par exemple Hamilton, 1983; Boschen et Mills, 1988). Les effets asymétriques de la politique monétaire qui ressortent des études précédentes pourraient être dus à l'omission de ces variables. De plus, ces facteurs peuvent également affecter l'activité économique de façon asymétrique, auquel cas les asymétries attribuées aux chocs monétaires s'en trouveraient diminuées.

Les principales conclusions tirées par MPP sont les suivantes :

1. Lorsqu'ils ne considèrent que les chocs non anticipés, ces auteurs détectent des effets asymétriques; les chocs négatifs réduisent la croissance de la production, alors que les chocs positifs ont peu ou pas d'effets.
2. Ces auteurs observent le même type d'asymétrie pour la partie anticipée de la politique monétaire; cependant, l'ajout de cette variable réduit significativement l'impact des chocs non anticipés. De plus, la partie anticipée de la politique monétaire contribue considérablement à faire augmenter le coefficient de détermination (R^2), de sorte qu'elle a un pouvoir explicatif important sur la production.
3. Enfin, MPP distinguent aussi les effets asymétriques des chocs des variables non monétaires.

Finalement, dans une étude récente, Garibaldi (1997) s'intéresse aux effets asymétriques des chocs de politique monétaire sur les pertes et la création d'emplois aux États-Unis. En utilisant la même procédure économétrique que celle de Cover et de MPP, il montre que lorsque les taux d'intérêt augmentent, les firmes ajustent leur production et réduisent leur nombre d'employés immédiatement. À l'inverse, la réaction à une diminution des taux d'intérêt est plus lente, parce que l'embauche de nouveaux travailleurs représente des coûts en argent et en temps, notamment en formation. Ses conclusions sont similaires à celles des autres chercheurs, c'est-à-dire qu'une politique restrictive fait augmenter les mises à pied et réduit les variations nettes d'emploi, alors qu'une politique expansionniste semble moins efficace sur le plan de la création d'emplois.

3. Le modèle économique

3.1 Estimation de la fonction de réaction

Dans un premier temps, j'estime une fonction de réaction décrivant la politique monétaire. Comme dans MPP, j'ai choisi comme variable pour mesurer la conduite de la politique monétaire la pente de la courbe de rendement, soit S_t , la différence entre le taux d'intérêt à long terme et le taux à court terme. Ainsi, une diminution de S_t indique une politique monétaire restrictive, celle-ci faisant augmenter davantage les taux courts que les taux longs. MPP ont choisi cet instrument de la politique monétaire plutôt que M1 ou M2 pour deux raisons. Premièrement, les agrégats monétaires M1 et M2 suivent une tendance positive; par conséquent, il y a très peu d'observations négatives, ce qui rend très difficile l'étude des effets asymétriques des actions monétaires anticipées. Deuxièmement, la Banque du Canada conduit sa politique monétaire en utilisant principalement son influence sur le taux des bons du Trésor. Toutefois, ce taux ne peut être utilisé isolément puisque toutes ses variations ne reflètent pas des changements d'orientation de la politique monétaire. Bien que ce ne soit pas une mesure parfaite, l'écart de rendement semble permettre de mieux appréhender les mouvements déclenchés par les autorités monétaires canadiennes puisqu'il tient compte des changements du taux d'intérêt d'équilibre dans la structure à terme.

À la manière de celle de Mishkin, l'équation pour prédire l'écart de rendement prend la forme suivante :

$$S_t = Z_{t-1} \gamma + \varepsilon_t \quad (1)$$

où S_t correspond à la différence entre le rendement des obligations du gouvernement du Canada à 10 ans ou plus et le taux du papier commercial à 90 jours. Z_{t-1} constitue l'information disponible au temps t-1 et ε_t représente le choc non anticipé.

La forme générale de l'équation (1) est tirée de l'étude de MPP :

$$\begin{aligned}
 S_t = & \delta_0 + \delta_1 D_t + A(L)S_{t-1} + A^*(L)D_t S_{t-1} + B(L)S_{t-1}^{EU} + B^*(L)D_t S_{t-1}^{EU} + \\
 & C(L)\Delta\Pi_{t-1} + C^*(L)D_t \Delta\Pi_{t-1} + E(L)\Delta U_{t-1} + E^*(L)D_t \Delta U_{t-1} + \\
 & F(L)\Delta e_{t-1} + F^*(L)D_t \Delta e_{t-1} + \varepsilon_t
 \end{aligned} \tag{2}$$

où S est l'écart de rendement canadien (défini précédemment), S^{EU} l'écart de rendement américain pour des actifs comparables, $\Delta\Pi$ la variation du taux d'inflation canadien mesuré avec l'indice implicite des prix du PIB, ΔU la variation du taux de chômage, Δe la variation du taux de change Canada-États-Unis (exprimée sous forme logarithmique). $A(L)$ à $F^*(L)$ sont des polynômes de retards et D est une variable dichotomique prenant la valeur 1 pour la période 1975T2 à 1981T2 et zéro pour le reste de l'échantillon. Cette dernière variable permet de saisir un changement dans la conduite de la politique monétaire durant la période où la Banque du Canada annonçait explicitement des cibles pour l'agrégat monétaire M1.

Les variations du taux d'inflation, du taux de chômage et du taux de change permettent de saisir les réactions de la politique monétaire canadienne à la conjoncture économique. De plus, l'ajout de variables dépendantes retardées fait ressortir le degré de persistance de l'écart de rendement. Enfin, les valeurs retardées de l'écart américain traduisent l'arbitrage international et les effets potentiels de la politique monétaire américaine sur l'écart de rendement canadien².

Avant de procéder à l'estimation par la méthode des moments généralisés, j'ai déterminé le nombre adéquat de retards pour chaque variable à l'aide de la stratégie « du général au spécifique » proposée par Lütkepohl (1993)³ et du critère d'information d'Akaike (AIC)⁴.

Pour l'échantillon 1965T2 à 1996T4, j'obtiens la spécification suivante :

2. Les données utilisées dans cette étude sont décrites à l'Annexe 1. Des tests de racines unitaires ont été effectués sur chacune des variables; certaines, intégrées d'ordre 1, sont utilisées en première différence.

3. Voir p. 180 à 182.

4. $AIC = \ln\left(\frac{\varepsilon'\varepsilon}{T}\right) + \frac{2k}{T}$ où ε est le vecteur de résidus, T le nombre d'observations et k , le nombre de paramètres à estimer.

$$\begin{aligned}
S_t = & 0,0019 - 0,0108 D_t + 0,7729 S_{t-1} + 0,2293 S_{t-2} - 0,1573 S_{t-3} - 1,0192 D_t S_{t-1} \\
& (0,03) \quad (0,000) \quad (0,000) \quad (0,03) \quad (0,04) \quad (0,000) \\
& + 0,4718 S_{t-1}^{EU} - 0,4782 S_{t-2}^{EU} - 0,0974 D_t S_{t-1}^{EU} + 0,4170 D_t S_{t-2}^{EU} - 0,7013 D_t S_{t-3}^{EU} \\
& (0,0002) \quad (0,0004) \quad (0,30) \quad (0,03) \quad (0,001) \\
& + 0,8340 D_t S_{t-4}^{EU} - 0,0601 \Delta \Pi_{t-1} - 0,1666 \Delta \Pi_{t-2} + 0,0133 \Delta e_{t-1} + 0,1585 \Delta e_{t-2} \\
& (0,000) \quad (0,32) \quad (0,06) \quad (0,41) \quad (0,001) \\
& - 0,1031 \Delta e_{t-3} + 1,8691 D_t \Delta U_{t-1} + 1,6820 D_t \Delta U_{t-2} + 1,6567 D_t \Delta U_{t-3} \\
& (0,02) \quad (0,000) \quad (0,002) \quad (0,001)
\end{aligned}$$

$$\bar{R}^2 = 0,83$$

$$ET = 0,00005$$

$$Wald (4) = 0,27$$

$$Wald (8) = 0,51$$

$$Wald (12) = 0,35$$

Le risque de première espèce pour chaque coefficient est entre parenthèses. Figurent aussi, au bas de l'équation, les risques de première espèce pour quelques tests d'adéquation. Le test de Wald montre qu'il n'y pas de problème d'autocorrélation d'ordre 4, 8 ou 12. Étant donné que l'utilisation de la méthode des moments généralisés permet de tenir compte des problèmes d'hétéroscédasticité et de non-normalité des erreurs, il n'est pas nécessaire d'effectuer les tests.

La Figure 1 présente l'évolution de l'écart de rendement observé et la prévision obtenue. Les zones ombrées indiquent les périodes de récession au Canada⁵. Les valeurs négatives de l'écart de rendement, qui indiquent une politique monétaire restrictive, tendent à précéder les périodes de ralentissement économique. Le terme d'erreur ε_t , par définition orthogonal à toute l'information disponible, est interprété comme les chocs non anticipés de la politique monétaire (voir Figure 2). Cette série est relativement volatile, mais les ralentissements surviennent toujours après un choc monétaire négatif. J'utilise ces deux séries comme variables explicatives dans la deuxième étape afin d'évaluer leur impact sur l'emploi.

5.Source : Statistique Canada (voir Cross (1988)). La période couvrant la dernière récession correspond à l'estimation qu'en a faite la Banque du Canada (après deux trimestres ou plus de croissance négative du PIB réel, l'économie est techniquement en récession).

Il est vrai que toutes les variations attendues de la pente de la courbe de rendement ne peuvent être interprétées comme des changements des conditions monétaires, d'autres types de chocs pouvant affecter les taux d'intérêt. La partie systématique de l'écart de rendement est donc une mesure imparfaite de la politique monétaire; cependant, les résultats de MPP révèlent des effets non négligeables. L'interprétation n'est pas évidente, mais une analyse plus approfondie, dans des études à venir, pourrait permettre d'extraire de la partie anticipée de l'écart de rendement des implications sur le plan des politiques économiques.

3.2 Estimation des équations de l'emploi

3.2.1 Effets des chocs monétaires

J'examine, en premier lieu, les effets des parties anticipée et non anticipée de l'écart de rendement sur l'emploi en considérant les quatre formes réduites suivantes :

$$\Delta n_t = \alpha + \sum_{j=1}^4 \beta_j \Delta n_{t-j} + \sum_{j=0}^4 \lambda_j \varepsilon_{t-j} + \nu_{1t} \quad (3)$$

$$\Delta n_t = \alpha + \sum_{j=1}^4 \beta_j \Delta n_{t-j} + \sum_{j=0}^4 \lambda_j \varepsilon_{t-j} + \sum_{j=0}^4 \theta_j E_{t-j-1} S_{t-j} + \nu_{2t} \quad (4)$$

$$\Delta n_t = \alpha + \sum_{j=1}^4 \beta_j \Delta n_{t-j} + \sum_{j=0}^4 \lambda_j^+ \varepsilon_{t-j}^+ + \sum_{j=0}^4 \lambda_j^- \varepsilon_{t-j}^- + \nu_{3t} \quad (5)$$

$$\Delta n_t = \alpha + \sum_{j=1}^4 \beta_j \Delta n_{t-j} + \sum_{j=0}^4 \lambda_j^+ \varepsilon_{t-j}^+ + \sum_{j=0}^4 \lambda_j^- \varepsilon_{t-j}^- + \sum_{j=0}^4 \theta_j^+ (E_{t-j-1} S_{t-j})^+ + \sum_{j=0}^4 \theta_j^- (E_{t-j-1} S_{t-j})^- + \nu_{4t} \quad (6)$$

où n_t représente l'emploi, défini comme soit le nombre d'heures totales travaillées, soit la marge extensive de travail, soit la marge intensive. Cette dernière est considérée ici comme étant égale au nombre d'heures de travail par personne à chaque trimestre. Les résultats du test de Dickey-Fuller augmenté montrant que ces séries sont non stationnaires en niveau, j'utilise de préférence le taux croissance. Toute variable X_t est définie de sorte que l'on puisse distinguer les chocs négatifs des chocs positifs lorsque l'on permet des effets asymétriques :

$$\begin{aligned} X_t^+ &= 0,5 (\text{abs}(X_t) + X_t) = \max(0, X_t) \\ X_t^- &= -0,5 (\text{abs}(X_t) - X_t) = \min(0, X_t). \end{aligned} \quad (7)$$

Les équations (3) et (4) se comparent aux modèles de Barro (1977) et de Mishkin (1982) où l'objectif est simplement de voir si la politique monétaire affecte les variables réelles sans qu'on ait à faire de distinction entre les politiques expansionnistes et restrictives. Ce n'est que dans les équations (5) et (6) que j'introduis la possibilité d'effets asymétriques. Seuls les chocs de politique monétaire non anticipés sont considérés dans l'équation (5), ce qui s'inscrit dans la lignée des travaux de Cover (1992) et de DeLong et Summers (1988). Enfin, l'équation (6) est la plus générale, puisqu'elle inclut la partie systématique de l'écart de rendement et permet aussi des effets asymétriques.

Une fois l'estimation par la méthode des moments généralisés réalisée, j'effectue une correction de la matrice de variance-covariance des estimateurs, proposée par Newey (1984), afin de tenir compte de la présence des régresseurs générés dans la deuxième équation⁶. Je peux ensuite procéder aux tests afin de déterminer si des effets asymétriques peuvent être identifiés dans le cas de l'emploi.

3.2.2 Ajout de variables réelles

Avant de présenter les résultats, voyons comment il est possible d'enrichir le modèle. Il est clair que les variations de la demande de travail au Canada ne s'expliquent pas exclusivement par des chocs monétaires. Bien d'autres variables doivent être considérées. Par conséquent, les

6. Voir Annexe 2.

équations de la section précédente sont possiblement mal spécifiées et les conclusions tirées peuvent être erronées.

La première variable qui doit être ajoutée à l'équation de la demande de travail est le salaire réel. Selon la théorie économique, une firme qui cherche à maximiser ses profits engage des travailleurs jusqu'au point où le salaire réel égale la productivité marginale. Comme la productivité marginale du travail est décroissante, la relation entre le niveau désiré d'emploi et le salaire réel devrait être négative. Le salaire réel est défini comme dans Amano et Macklem (1997), soit comme la rémunération totale divisée par un indice des prix à la production.

L'impôt sur la masse salariale est un autre facteur qui peut influencer le niveau d'emploi. Côté et Hostland (1996) et Coe (1990) utilisent cette variable dans des études visant à identifier les déterminants du taux de chômage au Canada. Selon la théorie, une augmentation de l'impôt sur la masse salariale finit par être transférée aux travailleurs par le biais d'une baisse du taux de salaire. Cependant, il faut un certain temps avant que les firmes ajustent complètement les salaires afin de prendre en compte un changement du taux d'imposition. Durant cette période, la hausse d'impôt entraîne donc une augmentation du coût du travail par rapport aux autres facteurs de production et devrait affecter l'emploi.

L'idée d'introduire d'autres variables dans le modèle, notamment le prix des produits de base, de l'énergie et la demande étrangère pour les biens canadiens, provient de l'étude de MPP. Ces derniers, à l'aide d'une analyse graphique, montrent l'existence d'une corrélation entre ces variables et les périodes de récession. Comme l'emploi est une variable procyclique, on peut s'attendre à ce qu'il réagisse aux chocs qui affectent la production.

Puisque le Canada est un exportateur net de matières premières, les fluctuations du cours mondial de ces produits devraient exercer un effet sur la production. Par exemple, une baisse prononcée du prix réel des produits de base hors énergie entraîne une détérioration des termes d'échange du Canada. En réponse à ce choc, la production et l'emploi au pays devraient diminuer. Je distingue le prix de l'énergie de celui des autres matières premières parce que la relation du prix de l'énergie avec le cycle économique est plus ambiguë au Canada. Les activités d'extraction du pétrole sont concentrées dans les provinces de l'Ouest. Ces dernières sont exportatrices nettes

de pétrole, alors que l'Est et le Centre du Canada sont des importateurs nets. En conséquence, les variations du prix de l'énergie n'affectent pas l'économie des différentes régions canadiennes de façon analogue. Toutefois, malgré cette ambiguïté, j'inclus le prix de l'énergie dans l'équation à titre d'indicateur des chocs d'offre⁷.

Enfin, le taux de croissance de la production ou des importations des États-Unis est une bonne approximation de la demande étrangère de produits canadiens, puisqu'environ 80 % de nos exportations se dirigent vers ce pays. Le Canada est donc tributaire des conditions économiques de son voisin et principal partenaire commercial. La variable utilisée n'englobe pas toutes les exportations canadiennes, mais elle constitue, comme le prix de l'énergie, un indicateur des chocs mondiaux.

4. Analyse des résultats

4.1 Heures totales travaillées

Les Tableaux 1a et 1b montrent les résultats obtenus pour l'emploi défini comme le nombre d'heures totales travaillées. Dans le premier, je présente la somme des coefficients pour chaque variable explicative, soit quatre retards de la variable dépendante et des régresseurs générés, ainsi que le \bar{R}^2 pour chaque spécification. Le Tableau 1b contient les résultats des tests de Wald.

Analysons tout d'abord les équations où j'ai imposé la symétrie des chocs monétaires. Dans l'équation (3), la somme des coefficients correspondant à la partie non anticipée de l'écart de rendement est, tel qu'attendu, positive et significative. Ainsi, une diminution de l'écart de rendement, suite à un changement de politique, se traduit par un resserrement des conditions monétaires et un ralentissement de l'activité économique. L'ajout de la partie systématique, soit le coefficient θ dans l'équation (4), vient confirmer nos attentes sur la relation entre l'emploi et les taux d'intérêt. La somme des coefficients est également positive et significative. De plus, cette variable fait augmenter le \bar{R}^2 , qui passe de 0,11 à 0,24.

J'ai ensuite relâché la contrainte de symétrie entre les chocs positifs et négatifs afin de répondre à la question initiale : la politique monétaire a-t-elle des effets asymétriques sur

7. Voir Garibaldi (1997).

l'emploi? (voir la partie inférieure des Tableaux 1a et 1b). L'équation (5) inclut les chocs non anticipés seulement et se compare à celles développées par Cover (1992) et DeLong et Summers (1988). Les résultats montrent que les chocs monétaires négatifs contribuent de façon significative (à un niveau de confiance de 5 %) à réduire le nombre total d'heures travaillées, alors que les chocs positifs ne sont pas statistiquement différents de zéro. Des effets asymétriques analogues sont perceptibles dans l'équation (6) pour la partie anticipée de l'écart de rendement. Les valeurs négatives sont significatives à un niveau de confiance de 10 %.

Les quatre premiers tests effectués dans la partie inférieure du Tableau 1b viennent confirmer la présence d'effets asymétriques. Ces tests joints montrent que tous les paramètres associés aux chocs négatifs sont statistiquement différents de zéro avec un risque de première espèce de 0,04, alors que ce risque est de 0,16 pour les chocs positifs. Pour les valeurs positives de l'écart de rendement anticipé, il s'élève à 0,25, tandis que les coefficients des valeurs négatives sont significatifs à un niveau de confiance de 1 %.

J'ai également testé l'existence d'effets asymétriques en vérifiant si la réaction cumulative des heures totales travaillées à un choc monétaire négatif est la même que pour un choc positif. Le risque de première espèce pour l'hypothèse nulle suivante $\Sigma\lambda_i^+ = \Sigma\lambda_i^-$ confirme que les chocs non anticipés affectent de façon asymétrique cette première mesure de l'emploi. Pour l'impact de la partie systématique, les asymétries sont moins évidentes, mais un test sur les coefficients individuels ($\theta_i^+ = \theta_i^-$ pour tout i) nous permet de déceler des effets asymétriques.

Le dernier test s'avère aussi intéressant puisque le rejet, à un niveau de confiance de 3 %, de l'hypothèse $\lambda_i^+ = \theta_i^+$ et $\lambda_i^- = \theta_i^-$ pour tout i signifie que, malgré l'introduction des effets asymétriques, on doit faire la distinction entre les parties anticipée et non anticipée de l'écart de rendement.

4.2 Marge extensive de travail

Les résultats obtenus en prenant le nombre d'employés comme variable dépendante et présentés aux Tableaux 2a et 2b sont comparables à ceux associés aux heures totales travaillées. On décèle les mêmes effets asymétriques lorsqu'on examine les réactions cumulatives (partie inférieure du Tableau 2a). Les chocs monétaires négatifs contribuent à diminuer le nombre

d'employés, alors que les chocs positifs n'ont pas d'effets statistiquement significatifs. De plus, le risque de première espèce pour le test dont l'hypothèse nulle est $\Sigma\lambda_i^+ = \Sigma\lambda_i^-$ ne s'élève qu'à 0,03. Cela confirme la présence d'effets asymétriques et correspond aux résultats de Garibaldi (1997). De même, l'examen des paramètres individuels met en évidence des effets asymétriques pour la partie non anticipée ainsi que pour la partie systématique de l'écart de rendement.

Nickell (1986) examine l'importance et la structure des coûts d'ajustement associés aux variations de l'emploi au sein d'une entreprise. Il identifie les coûts engendrés par l'embauche d'un nouvel employé et par le départ d'un autre, que ce départ soit volontaire ou non. Il mentionne qu'une pratique courante chez les firmes qui veulent diminuer leur nombre d'employés consiste à baisser le salaire versé afin d'encourager des travailleurs à quitter leur emploi; le coût est donc nul. Selon cette pratique, dans le cas où elles veulent embaucher, elles doivent hausser le salaire offert pour attirer les travailleurs potentiels, ce qui engendre des coûts supplémentaires. Cette façon de procéder constitue une source d'asymétrie qui est compatible avec les résultats observés.

4.3 Marge intensive de travail

Les Tableaux 3a et 3b révèlent des résultats bien différents quant à l'impact des variations de l'écart de rendement sur la marge intensive de travail. Non seulement, rien n'indique l'existence d'asymétrie en ce qui a trait aux chocs de politique monétaire dans l'équation (5) (voir Tableau 3a), mais ces chocs semblent ne pas avoir d'effets significatifs sur les heures travaillées par personne à chaque trimestre. Cependant les résultats de l'équation (6) donnent à penser que les valeurs positives de la partie systématique de l'écart de rendement incitent les firmes à augmenter le nombre d'heures de travail exigées de leurs employés, la réaction cumulative étant significative à un niveau de confiance de 1 %. Dans le Tableau 3b, on ne note d'ailleurs des effets asymétriques que lorsqu'on considère les coefficients individuels qui indiquent l'effet des variations prévues de l'écart de rendement. Bref, on se rend compte, à l'analyse de ces résultats, que la marge intensive de travail requiert une tout autre interprétation.

Une explication possible à ces effets différents pour les marges intensive et extensive de travail concerne les coûts d'ajustement reliés à l'emploi. De nombreux économistes s'entendent sur le fait que ces coûts ne sont pas négligeables et influencent les firmes dans le choix du nombre de travailleurs qu'elles engagent et du nombre d'heures qu'elles exigent. Une étude de l'OCDE

(1994) cite les lois sur la protection des travailleurs en vigueur dans plusieurs pays, dont le Canada, qui imposent des contraintes au comportement des entreprises, augmentent les coûts du travail et affectent les décisions d'embauche. Hamermesh (1989), pour sa part, avance qu'il n'est pas plus coûteux d'engager trois nouveaux travailleurs d'un coup plutôt qu'un seul; de même, le fait de retirer un travailleur expérimenté du processus de production pour former un nouvel employé est peut-être aussi coûteux, sinon plus (en raison des économies d'échelle), que d'en former cinq. Suite à des chocs temporaires, l'emploi demeure donc inchangé, mais lorsque des chocs positifs permanents surviennent, il devient plus avantageux de procéder au recrutement de nouveaux employés. Mentionnons, enfin, que les coûts d'ajustement n'englobent pas uniquement des coûts en termes monétaires; il y a aussi une allocation considérable de temps qu'une entreprise doit prévoir lorsqu'elle décide d'engager.

Evidemment, un changement au niveau de la marge intensive comporte des coûts, mais ceux-ci sont probablement différents de ceux qui découlent d'un changement au niveau de la marge extensive. Amano et Macklem (1997) estiment, par exemple, que les coûts d'ajustement reliés au temps supplémentaire sont inférieurs à ceux associés à l'embauche de nouveaux travailleurs. Toutes ces observations laissent supposer finalement que le nombre d'heures travaillées par personne à chaque période varie en fonction de variables autres que celles qui affectent le nombre d'employés. Les résultats de la prochaine section permettent d'approfondir davantage ce sujet.

4.4 Ajout de variables réelles

Le Tableau 4a contient les résultats pour les équations comprenant les chocs, la partie systématique de l'écart de rendement et les variables réelles suivantes : le salaire réel (SR), le prix des produits de base hors énergie (PPB), le prix de l'énergie (E), la production américaine (PIB^{EU}) et l'impôt sur la masse salariale (T). Toutes ces variables sont exprimées en première différence du logarithme parce que les tests de racine unitaire effectués ont révélé qu'elles étaient non stationnaires. Les risques de première espèce pour d'autres hypothèses sur les asymétries sont présentés au Tableau 4b.

La première colonne de chaque tableau donne les résultats pour l'équation des heures totales travaillées. Étant donné le grand nombre de paramètres à estimer qu'implique l'ajout des variables

réelles, j'utilise la procédure « du général au spécifique » proposée par Lütkepohl (1993) pour éliminer les retards non significatifs. J'inclus, dans un premier temps, les valeurs retardées de quatre périodes pour chaque variable explicative, puis, à l'aide du critère d'AIC, je retire les retards statistiquement non significatifs. J'ometts les valeurs contemporaines en raison de la période d'ajustement requise avant que l'emploi ne réagisse à un choc. Seuls les régresseurs générés pour lesquels j'introduis les valeurs courantes ne sont pas touchés par la procédure « du général au spécifique », puisque le but de l'étude est d'évaluer leur impact.

Pour les chocs non anticipés, les effets asymétriques décelés dans la section précédente ne ressortent plus aussi clairement après l'ajout des variables réelles. L'hypothèse nulle voulant que les chocs positifs aient le même effet que les chocs négatifs ($\Sigma\lambda_i^+ = \Sigma\lambda_i^-$) ne peut être rejetée. De plus, la somme des coefficients associés aux chocs de politique monétaire restrictive n'est pas statistiquement significative, le risque de première espèce étant de 0,18. Néanmoins, les deux premiers tests du Tableau 4b montrent que les coefficients individuels sont statistiquement différents de zéro, ce qui indique une certaine réaction aux chocs non anticipés, qu'ils soient positifs ou négatifs. En ce qui a trait aux effets de la partie anticipée de l'écart de rendement, il y a encore une manifestation d'asymétries. La réaction cumulative des heures totales travaillées aux valeurs positives n'est pas statistiquement significative, alors que celle aux valeurs négatives l'est à un niveau de confiance de 5 %. Le risque de première espèce pour l'hypothèse nulle posant l'égalité entre les deux sommes de coefficients ($\Sigma\theta_i^+ = \Sigma\theta_i^-$) s'élève à 0,43, mais les tests sur les paramètres individuels révèlent des asymétries dans la dynamique de court terme.

Pour la deuxième colonne, l'emploi est défini comme le nombre d'employés. Les résultats obtenus montrent que, malgré la prise en considération des facteurs réels, la partie non anticipée de l'écart de rendement affecte la marge extensive de façon asymétrique (voir Tableau 4b). L'hypothèse nulle impliquant l'égalité entre les réactions cumulatives ($\Sigma\lambda_i^+ = \Sigma\lambda_i^-$) et les tests conjoints sur les paramètres individuels vont dans le même sens. Pour la dynamique de court terme, l'effet des chocs négatifs est statistiquement significatif, contrairement à celui des chocs positifs. Par ailleurs, des effets asymétriques sont également observables en réaction à des changements anticipés de l'orientation de la politique monétaire. D'une part, au Tableau 4a, la somme des coefficients pour les valeurs négatives de l'écart de rendement est significativement différente de zéro et l'impact (0,24) semble plus élevé comparativement à celui des valeurs

positives (0,009). Toutefois, le test qui porte sur ces effets à plus long terme au Tableau 4b n'appuie pas cette possibilité, le risque de première espèce s'élevant à 0,11; mais ceux qui évaluent l'impact des paramètres individuels confirment la présence d'effets asymétriques.

Comme pour les équations où ne figurait aucune autre variable explicative que les régresseurs générés, les innovations n'ont pas d'effet significatif sur la marge intensive de travail. Seule la partie systématique de l'écart de rendement, qui reflète les politiques expansionnistes, affecte positivement le nombre d'heures travaillées par personne à chaque période. Cependant, dans la troisième colonne du Tableau 4b, l'hypothèse nulle voulant que l'impact total des valeurs négatives soit égal à celui des valeurs positives ne peut être rejetée. Le fait d'ajouter des variables explicatives au modèle ne modifie pas vraiment les résultats de la section précédente, mais comme les données de la marge intensive ne sont pas de très bonne qualité et qu'il y a beaucoup de bruit dans la série (voir Figure 5), il est difficile d'obtenir un meilleur \bar{R}^2 . De plus, les variations du nombre d'heures travaillées par personne à chaque période sont peut-être plus reliées à des aspects structurels, comme le partage du travail, qu'à des facteurs conjoncturels.

Finalement, ajoutons quelques mots sur les effets des variables réelles. Comme on pouvait s'y attendre, l'impact du salaire réel est négatif, quelle que soit la définition de l'emploi (heures totales, marge extensive ou intensive). Par contre, Hamermesh (1993) mentionne qu'à partir du moment où on distingue les deux marges de travail, le salaire cesse d'être un indicateur permettant d'identifier les coûts reliés au facteur travail. Il dresse un inventaire de tous ces coûts en séparant d'abord les coûts fixes et variables. Il cite notamment les cotisations à des programmes de pension, de santé et d'assurance-chômage ainsi que d'autres avantages sociaux comme les congés payés. Certains coûts, dont les primes pour le temps supplémentaire par exemple, risquent d'avoir plus d'influence sur la marge intensive. Pour mieux comprendre les déterminants de l'emploi, il faudrait donc faire la distinction entre les différents éléments inclus dans le salaire, mais une telle démarche va au-delà des objectifs de la présente étude.

D'autre part, les prix des produits de base et de l'énergie ne sont pas des déterminants significatifs pour l'emploi. Pour ce qui est du taux de croissance de la production américaine, la réaction cumulative sur quatre trimestres n'est pas significative, mais le quatrième retard a bel et bien un effet positif et statistiquement différent de zéro sur le nombre d'heures totales travaillées.

5. Conclusion

Depuis quelques années, certains chercheurs ont tenté d'établir si les effets de la politique monétaire sont asymétriques; cette étude s'inscrit dans la foulée de ces travaux. Cover (1992), Ammer et Brunner (1995) et Macklem, Paquet et Phaneuf (1996), entre autres, s'entendent pour dire que la politique monétaire agit de façon asymétrique sur la croissance de la production. Ils montrent que les chocs restrictifs réduisent significativement la croissance de la production, alors que les chocs expansionnistes n'ont que des effets très faibles et généralement non significatifs d'un point de vue statistique. En utilisant une méthodologie différente pour estimer ce type de modèle, j'ai essayé, dans cette étude, de répondre à la question suivante : la politique monétaire a-t-elle des effets asymétriques sur l'emploi? Dans l'affirmative, l'emploi pourrait être un mécanisme de transmission des asymétries observées au niveau de la production.

J'ai utilisé la pente de la courbe de rendement comme mesure de la conduite de la politique monétaire. Dans l'ensemble, les résultats obtenus lorsque seules les variations non anticipées de l'écart de rendement sont prises en considération concordent avec ceux des travaux réalisés sur la production, sauf pour l'emploi défini comme le nombre d'heures de travail par personne à chaque période. La marge intensive semble réagir à d'autres chocs que ceux étudiés ici. Lorsque je tiens compte de la partie systématique de l'écart de rendement, le \bar{R}^2 augmente considérablement à la deuxième étape, quelle que soit la variable dépendante : le nombre d'heures totales travaillées, le nombre d'employés ou le nombre d'heures travaillées par personne à chaque période. La réaction des heures totales travaillées et de la marge extensive à la partie anticipée est également asymétrique; les valeurs négatives affectent l'emploi de façon significative, alors que les valeurs positives n'ont pas d'effets statistiquement significatifs. Pour la marge intensive, on observe des asymétries, mais elles se manifestent différemment; les valeurs positives incitent les firmes à augmenter le nombre d'heures de travail de leurs employés à chaque période, alors que l'impact total des valeurs négatives n'est pas statistiquement significatif.

Afin de tester la robustesse de ces résultats, j'ai ajouté quelques variables réelles au modèle. Les tests permettent de constater que les effets asymétriques diminuent ou disparaissent après l'ajout de ces variables. Comme les baisses observées pour les variables réelles coïncident avec les récessions au Canada, le fait d'omettre ces variables amplifie probablement l'effet des chocs de politique monétaire.

Dans la mesure où l'écart de rendement est un indicateur acceptable de l'orientation de la politique monétaire, ces résultats permettent de mieux comprendre les effets du mécanisme de transmission sur l'emploi. Cependant, les changements d'orientation de la politique monétaire ne déterminent pas à eux seuls les taux d'intérêt, et les résultats montrent clairement que la partie systématique de l'écart de rendement a un pouvoir explicatif significatif sur l'emploi. De futurs travaux pourraient porter sur une façon différente de quantifier les changements d'orientation de la politique monétaire et tenter de mieux isoler les incidences des mesures prises par les autorités monétaires.

Bibliographie

Amano, R.A. et T. Macklem (1997). « Unemployment Persistence and Costly Adjustment of Labour: A Canada-U.S. Comparison », *Développement des Ressources Humaines Canada*, document de travail n° 97-15.

Ammer, J. et D. Brunner (1995). « When is U.S. Monetary Policy Effective ? », Board of Governors of the Federal Reserve System, miméo.

Barro, Robert J. (1977). « Unanticipated Money Growth and Unemployment in the United States », *American Economic Review*, vol. 67 p. 101-115.

Boschen, J.F. et L.O. Mills (1988). « Tests on the Relation Between Money and Output in a Real Business Cycle Model », *Journal of Monetary Economics*, vol. 22, p. 353-354.

Boschen, J.F. et L.O. Mills (1995), « The Relation Between Narrative and Money Market Indicators of Monetary Policy », *Economic Inquiry*, vol. 33, p. 24-44.

Coe, D. (1990). « Structural Determinants of the Natural Rate of Unemployment in Canada », IMF Staff Papers, vol. 37 n° 1, p. 94-115.

Côté, D. et D. Hostland (1996). « An Econometric Examination of the Trend Unemployment Rate in Canada », Banque du Canada, document de travail n° 96-7.

Cover, J.P. (1992). « Asymmetric Effects of Positive and Negative Money-Supply Shocks », *Quarterly Journal of Economics*, vol. 107, p. 1260-1282.

Cross, P. (1988). « The Current Expansion in an Historical Context », *Canadian Economic Observer*, Statistique Canada, 3.1-3.5.

DeLong, B., et L. Summers (1988). « How Does Macroeconomic Policy Affect Output ? », *Brooking Papers on Economic Activity*, vol. 2, p. 433-494.

Garcia, R., et H. Schaller (1995). « Are the Effects of Monetary Policy Asymmetric ? », Université de Montréal, document de travail n° 0595.

Garibaldi, P. (1997). « The Asymmetric Effects of Monetary Policy on Job Creation and Destruction », IMF Staff Papers, vol. 44 n° 4, p. 557-584.

Hamermesh, D.S. (1989). « Labor Demand and the Structure of Adjustment Costs », *The American Economic Review*, vol. 79 n° 4, p. 674-689.

Hamermesh, D.S. (1993). *Labor Demand*, Princeton N.J., Princeton University Press.

Hamilton, J.D. (1983). « Oil and the Macroeconomy since World War II », *Journal of Political Economy*, vol. 91 n° 2, p. 228-248.

Johnson, M., M.-C. Montplaisir et G. Verdier (1998). « Does Monetary Policy Push as Hard as it Pulls? A Look at the Interest Rate Channel », document de travail à venir, Banque du Canada.

Lütkepohl, H. (1993). *Introduction to Multiple Time Series Analysis*, deuxième édition, Springer-Verlag.

Macklem, T., A. Paquet, et L. Phaneuf (1996). « Asymmetric Effects of Monetary Policy : Evidence from the Yield Curve », Centre de recherche sur l'emploi et les fluctuations économiques, Université du Québec à Montréal, Cahier de recherche n° 42.

Mishkin, F.S. (1982). « Does Anticipated Monetary Policy Matter ? An Econometric Investigation », *Journal of Political Economy*, vol. 90, p. 22-50.

Newey, W.K. (1984). « A Method of Moments Interpretation of Sequential Estimators », *Economics Letters*, vol. 14, p. 201-206.

Nickell, S.J. (1986). « Dynamic Models of Labour Demand », dans *Handbook of Labor Economics, Volume 1*, publié sous la direction d'O. Ashenfelter et R. Layard, Elsevier Science Publishers BV, p. 473-522.

OCDE (1994). *The OECD Jobs Study: Evidence and Explanations*, Part 2, (Paris: OECD).

Thoma, M.A. (1994). « Subsample Instability and Asymmetries in Money-Income Causality », *Journal of Econometrics*, vol. 64, p. 279-306.

ANNEXE 1 : Description des variables et des données

Écart de rendement au Canada : différence entre le rendement des obligations du gouvernement du Canada à 10 ans et plus et le taux d'intérêt du papier commercial à 90 jours. Source : Statistique Canada, B14013 et B14017.

Écart de rendement aux États-Unis : différence entre le rendement des bons du Trésor aux États-Unis à 10 ans et le taux d'intérêt du papier commercial américain à 3 mois. Source : Data Resources Inc. (DRI), RMGFCM@10NS et RMCML3NS.

Taux d'inflation : indice implicite du PIB en première différence du logarithme. Source : Statistique Canada, D20011/D20463.

Taux de chômage. Sources : Banque du Canada, LFSA901 avant 1966 et Statistique Canada, D767611 de 1966 à 1996.

Taux de change Canada-États-Unis. Source : Statistique Canada, B100000.

Marge extensive de travail : nombre d'employés. Source : Banque du Canada, LFSA201.

Marge intensive de travail : nombre d'heures de travail par employé à chaque trimestre. Source : Banque du Canada, LFSA2050 * 13.

Heures totales travaillées : produit du nombre d'employés et des heures travaillées par employé chaque trimestre. Source : Banque du Canada, LFSA201 * LFSA2050 * 13.

Salaires réels. Cette variable est construite de la façon suivante (voir Amano et Macklem (1997)) :

$$w = \frac{((YW)/(52 \cdot HAW \cdot n))}{PGDPFC}$$

où YW est le salaire nominal (Statistique Canada, D20088 - D20091) HAW, les heures hebdomadaires moyennes travaillées par employé (Banque du Canada, LFSA2050), n, le nombre d'employés (Banque du Canada, LFSA201) et PGDPFC, un indice de prix, le dégonfleur du PIB au coût facteurs, défini comme suit :

$$PGDPFC = \frac{PGDP}{1 + ((TILGS)/(YGDP - TILGS - ENARS))}$$

où PGDP est l'indice implicite du PIB (Statistique Canada, D20011/D20463), TILGS, les impôts indirects moins les subventions (Statistique Canada, D20008), YGDP, le PIB nominal (D20463) et ENARS, la divergence statistique des comptes nationaux (D20029).

Impôt sur la masse salariale : revenu supplémentaire du travail divisé par le total des salaires et traitements. Source : Statistique Canada, D5296/D5273.

Prix réel des produits de base : prix des produits de base hors énergie, exprimés en dollars américains, dégonflé par l'indice des prix à la production aux États-Unis. Source : Banque du Canada, BCNE et DRI, M.WPISOP3000.

Prix réel de l'énergie : prix du baril de Texas West Intermediate en dollars américains divisé par l'indice des prix à la production aux États-Unis. Source : Banque du Canada, COIL et DRI, M.WPISOP3000.

Importations américaines. Source : DRI, q.m92c.

PIB américain. Source : DRI, q.gdp92c.

ANNEXE 2 : Correction de Newey

J'ai appliqué la méthode des moments généralisés aux deux étapes de l'estimation. Cependant, étant donné le caractère récursif du modèle, l'estimateur de la deuxième équation n'est pas optimal. C'est pourquoi j'ai dû effectuer une correction de la matrice de variance-covariance des estimateurs.

Newey (1984) montre que les paramètres résultant d'une estimation séquentielle font partie de la classe des estimateurs obtenus par une méthode de moments. Il est alors possible de calculer une matrice de variance-covariance qui tienne compte de la présence des régresseurs générés. Pour faciliter la compréhension du texte, définissons d'abord la notation. Le vecteur β est divisé comme suit, $\beta = (\theta', \lambda')$, où θ est de dimension $r \times 1$, λ est $p \times 1$ et $r + p = k$. Les conditions de moments $m_T(\beta)$ sont également séparées pour obtenir le système d'équations suivant :

$$\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T g(x_t, \hat{\theta}) = 0 \quad (\text{A.8})$$

$$\text{et } \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T h(x_t, \hat{\theta}, \hat{\lambda}) = 0. \quad (\text{A.9})$$

Le vecteur de paramètres estimés $(\hat{\theta}, \hat{\lambda})$ est dit séquentiel, puisque $\hat{\theta}$ est obtenu dans un premier temps en résolvant l'équation (A.1), et $\hat{\lambda}$, dans un deuxième temps, en remplaçant θ par $\hat{\theta}$ dans l'équation (A.2). Il faut aussi diviser F et V afin que ces matrices soient conformes aux nouvelles définitions de β et de $m_T(\beta)$. F et V ont la forme suivante :

$$F = \begin{bmatrix} G_\theta & 0 \\ H_\theta & H_\lambda \end{bmatrix} \quad V = \begin{bmatrix} V_{gg} & V_{gh} \\ V_{hg} & V_{hh} \end{bmatrix} \quad (\text{A.10})$$

où $H_\theta = E [\delta h(x_1, \theta_0, \lambda_0) / \delta \theta]$ et $V_{gh} = E [g(x_1, \theta_0) h(x_1, \theta_0, \lambda_0)']$. Pour l'équation (A.1), la matrice de variance-covariance est celle dérivée dans la section précédente : $[G_\theta' V_{gg}^{-1} G_\theta]$. Pour la deuxième étape de l'estimation séquentielle, après un peu de travail algébrique, la matrice de variance-covariance asymptotique de l'estimateur de λ , Ω_λ , est la suivante :

$$\begin{aligned} \Omega_\lambda = & H_\lambda^{-1} V_{hh} H_\lambda^{-1'} + H_\lambda^{-1} H_\theta [G_\theta^{-1} V_{gg} G_\theta^{-1'}] H_\theta' H_\lambda^{-1'} - \\ & H_\lambda^{-1} [H_\theta G_\theta^{-1} V_{gh} + V_{hg} G_\theta^{-1'} H_\theta'] H_\lambda^{-1'}. \end{aligned} \quad (\text{A.11})$$

Je fais ici abstraction des diverses étapes de la dérivation pour considérer la signification économétrique de l'équation. Nous supposons que $m_T(\beta)$ et $h(x_1, \beta_0)$ ne sont pas corrélés, donc $V_{gh} = 0$. Dans ce cas, la matrice de variance-covariance qui convient à l'estimateur de λ est supérieure à celle qui prend θ comme un vecteur de paramètres connus plutôt qu'estimés ($[H_\lambda' V_{hh}^{-1} H_\lambda]^{-1}$). Cette matrice plus élevée découle de l'incertitude introduite par les régresseurs générés. Selon l'importance relative du dernier terme, celui de la covariance entre $g(\theta)$ et $h(x_1, \beta_0)$, la matrice de variance-covariance des estimateurs peut également être inférieure. Puisque les tests visant à déceler les effets asymétriques possibles de la politique monétaire sur l'emploi portent sur les coefficients obtenus lors de la deuxième étape, j'ai utilisé la matrice Ω_λ dans le calcul des statistiques.

ANNEXE 3

**Tableau 1a : Heures totales travaillées (première différence du logarithme)
Effets asymétriques des chocs monétaires 1966T2-1996T4**

Effets symétriques	Équation 3	Équation 4
$\Sigma\beta$	0,4329 (0,002)*	0,1646 (0,24)
$\Sigma\lambda$	0,3785 (0,09)	0,589 (0,04)
$\Sigma\theta$		0,1393 (0,02)
\bar{R}^2	0,11	0,24
Effets asymétriques	Équation 5	Équation 6
$\Sigma\beta$	0,4049 (0,004)	0,1719 (0,26)
$\Sigma\lambda^+$	-0,3572 (0,45)	-0,2910 (0,55)
$\Sigma\lambda^-$	0,98 (0,01)	0,9124 (0,02)
$\Sigma\theta^+$		0,1213 (0,35)
$\Sigma\theta^-$		0,2459 (0,09)
\bar{R}^2	0,10	0,29
* Risque de première espèce		

$$\text{éq. 3: } \Delta n_t = \alpha + \sum_{j=1}^4 \beta_j \Delta n_{t-j} + \sum_{j=0}^4 \lambda_j \varepsilon_{t-j} + v_{1t}$$

$$\text{éq. 4: } \Delta n_t = \alpha + \sum_{j=1}^4 \beta_j \Delta n_{t-j} + \sum_{j=0}^4 \lambda_j \varepsilon_{t-j} + \sum_{j=0}^4 \theta_j E_{t-j-1} S_{t-j} + v_{2t}$$

$$\text{éq. 5: } \Delta n_t = \alpha + \sum_{j=1}^4 \beta_j \Delta n_{t-j} + \sum_{j=0}^4 \lambda_j^+ \varepsilon_{t-j}^+ + \sum_{j=0}^4 \lambda_j^- \varepsilon_{t-j}^- + v_{3t}$$

$$\text{éq. 6: } \Delta n_t = \alpha + \sum_{j=1}^4 \beta_j \Delta n_{t-j} + \sum_{j=0}^4 \lambda_j^+ \varepsilon_{t-j}^+ + \sum_{j=0}^4 \lambda_j^- \varepsilon_{t-j}^- + \sum_{j=0}^4 \theta_j^+ (E_{t-j-1} S_{t-j})^+ + \sum_{j=0}^4 \theta_j^- (E_{t-j-1} S_{t-j})^- + v_{4t}$$

Tableau 1b : Heures totales travaillées (première différence du logarithme) - Tests des effets asymétriques des chocs monétaires*

Spécifications avec effets symétriques	Équation 3	Équation 4
$\lambda_i = 0 \quad \forall i$	0,25	0,004
$\theta_i = 0 \quad \forall i$		0,00
$\lambda_i = \theta_i \quad \forall i$		0,07
$\Sigma\lambda = \Sigma\theta$		0,13
Spécifications avec effets asymétriques	Équation 5	Équation 6
$\lambda_i^+ = 0 \quad \forall i$	0,91	0,16
$\lambda_i^- = 0 \quad \forall i$	0,16	0,04
$\theta_i^+ = 0 \quad \forall i$		0,25
$\theta_i^- = 0 \quad \forall i$		0,00
$\lambda_i^+ = \lambda_i^- \quad \forall i$	0,50	0,48
$\theta_i^+ = \theta_i^- \quad \forall i$		0,005
$\Sigma\lambda_i^+ = \Sigma\lambda_i^-$	0,05	0,06
$\Sigma\theta_i^+ = \Sigma\theta_i^-$		0,61
$\Sigma\lambda_i^+ = \Sigma\lambda_i^- \quad \text{et} \quad \Sigma\theta_i^+ = \Sigma\theta_i^-$		0,09
$\lambda_i^+ = \lambda_i^- \quad \text{et} \quad \theta_i^+ = \theta_i^- \quad \forall i$		0,02
$\Sigma\lambda_i^+ = \Sigma\theta_i^+ \quad \text{et} \quad \Sigma\lambda_i^- = \Sigma\theta_i^-$		0,28
$\lambda_i^+ = \theta_i^+ \quad \text{et} \quad \lambda_i^- = \theta_i^- \quad \forall i$		0,03
* Risque de première espèce		

Tableau 2a : Marge extensive (première différence du logarithme du nombre d'employés) - Effets asymétriques des chocs monétaires 1966T2-1996T4

Effets symétriques	Équation 3	Équation 4
$\Sigma\beta$	0,5524 (0,00)*	0,4020 (0,002)
$\Sigma\lambda$	0,1748 (0,27)	0,3122 (0,11)
$\Sigma\theta$		0,078 (0,04)
\bar{R}^2	0,24	0,31
Effets asymétriques	Équation 5	Équation 6
$\Sigma\beta$	0,5090 (0,00)	0,4269 (0,002)
$\Sigma\lambda^+$	-0,3069 (0,14)	-0,4408 (0,22)
$\Sigma\lambda^-$	0,7087 (0,01)	0,6547 (0,03)
$\Sigma\theta^+$		0,5372 (0,50)
$\Sigma\theta^-$		0,1728 (0,06)
\bar{R}^2	0,24	0,38
* Risque de première espèce		

$$\text{éq. 3: } \Delta n_t = \alpha + \sum_{j=1}^4 \beta_j \Delta n_{t-j} + \sum_{j=0}^4 \lambda_j \varepsilon_{t-j} + v_{1t}$$

$$\text{éq. 4: } \Delta n_t = \alpha + \sum_{j=1}^4 \beta_j \Delta n_{t-j} + \sum_{j=0}^4 \lambda_j \varepsilon_{t-j} + \sum_{j=0}^4 \theta_j E_{t-j-1} S_{t-j} + v_{2t}$$

$$\text{éq. 5: } \Delta n_t = \alpha + \sum_{j=1}^4 \beta_j \Delta n_{t-j} + \sum_{j=0}^4 \lambda_j^+ \varepsilon_{t-j}^+ + \sum_{j=0}^4 \bar{\lambda}_j \varepsilon_{t-j}^- + v_{3t}$$

$$\text{éq. 6: } \Delta n_t = \alpha + \sum_{j=1}^4 \beta_j \Delta n_{t-j} + \sum_{j=0}^4 \lambda_j^+ \varepsilon_{t-j}^+ + \sum_{j=0}^4 \bar{\lambda}_j \varepsilon_{t-j}^- + \sum_{j=0}^4 \theta_j^+ (E_{t-j-1} S_{t-j})^+ + \sum_{j=0}^4 \theta_j^- (E_{t-j-1} S_{t-j})^- + v_{4t}$$

Tableau 2b : Marge extensive (première différence du logarithme du nombre d'employés) - Tests des effets asymétriques des chocs monétaires*

Spécifications avec effets symétriques	Équation 3	Équation 4
$\lambda_i = 0 \quad \forall i$	0,54	0,08
$\theta_i = 0 \quad \forall i$		0,01
$\lambda_i = \theta_i \quad \forall i$		0,11
$\Sigma\lambda = \Sigma\theta$		0,26
Spécifications avec effets asymétriques	Équation 5	Équation 6
$\lambda_i^+ = 0 \quad \forall i$	0,74	0,35
$\lambda_i^- = 0 \quad \forall i$	0,10	0,01
$\theta_i^+ = 0 \quad \forall i$		0,41
$\theta_i^- = 0 \quad \forall i$		0,00
$\lambda_i^+ = \lambda_i^- \quad \forall i$	0,24	0,32
$\theta_i^+ = \theta_i^- \quad \forall i$		0,006
$\Sigma\lambda_i^+ = \Sigma\lambda_i^-$	0,01	0,03
$\Sigma\theta_i^+ = \Sigma\theta_i^-$		0,44
$\Sigma\lambda_i^+ = \Sigma\lambda_i^- \quad \text{et} \quad \Sigma\theta_i^+ = \Sigma\theta_i^-$		0,02
$\lambda_i^+ = \lambda_i^- \quad \text{et} \quad \theta_i^+ = \theta_i^- \quad \forall i$		0,003
$\Sigma\lambda_i^+ = \Sigma\theta_i^+ \quad \text{et} \quad \Sigma\lambda_i^- = \Sigma\theta_i^-$		0,24
$\lambda_i^+ = \theta_i^+ \quad \text{et} \quad \lambda_i^- = \theta_i^- \quad \forall i$		0,06
* Risque de première espèce		

Tableau 3a : Marge intensive (première différence du logarithme des heures de travail par personne par trimestre) - Effets asymétriques des chocs monétaires 1966T2-1996T4

Effets symétriques	Équation 3	Équation 4
$\Sigma\beta$	0,0983 (0,62)*	-0,2055 (0,36)
$\Sigma\lambda$	0,2657 (0,02)	0,1984 (0,20)
$\Sigma\theta$		0,0852 (0,004)
\bar{R}^2	0,05	0,13
Effets asymétriques	Équation 5	Équation 6
$\Sigma\beta$	0,1081 (0,58)	-0,3293 (0,14)
$\Sigma\lambda^+$	0,2425 (0,32)	-0,0174 (0,94)
$\Sigma\lambda^-$	0,2782 (0,15)	0,1417 (0,47)
$\Sigma\theta^+$		0,1685 (0,01)
$\Sigma\theta^-$		0,0242 (0,73)
\bar{R}^2	0,03	0,14
* Risque de première espèce		

$$\text{éq. 3: } \Delta n_t = \alpha + \sum_{j=1}^4 \beta_j \Delta n_{t-j} + \sum_{j=0}^4 \lambda_j \varepsilon_{t-j} + v_{1t}$$

$$\text{éq. 4: } \Delta n_t = \alpha + \sum_{j=1}^4 \beta_j \Delta n_{t-j} + \sum_{j=0}^4 \lambda_j \varepsilon_{t-j} + \sum_{j=0}^4 \theta_j E_{t-j-1} S_{t-j} + v_{2t}$$

$$\text{éq. 5: } \Delta n_t = \alpha + \sum_{j=1}^4 \beta_j \Delta n_{t-j} + \sum_{j=0}^4 \lambda_j^+ \varepsilon_{t-j}^+ + \sum_{j=0}^4 \bar{\lambda}_j \varepsilon_{t-j}^- + v_{3t}$$

$$\text{éq. 6: } \Delta n_t = \alpha + \sum_{j=1}^4 \beta_j \Delta n_{t-j} + \sum_{j=0}^4 \lambda_j^+ \varepsilon_{t-j}^+ + \sum_{j=0}^4 \bar{\lambda}_j \varepsilon_{t-j}^- + \sum_{j=0}^4 \theta_j^+ (E_{t-j-1} S_{t-j})^+ + \sum_{j=0}^4 \theta_j^- (E_{t-j-1} S_{t-j})^- + v_{4t}$$

Tableau 3b : Marge intensive (première différence du logarithme des heures de travail par personne par trimestre) - Tests des effets asymétriques des chocs monétaires*

Spécifications avec effets symétriques	Équation 3	Équation 4
$\lambda_i = 0 \quad \forall i$	0,19	0,32
$\theta_i = 0 \quad \forall i$		0,000
$\lambda_i = \theta_i \quad \forall i$		0,48
$\Sigma\lambda = \Sigma\theta$		0,50
Spécifications avec effets asymétriques	Équation 5	Équation 6
$\lambda_i^+ = 0 \quad \forall i$	0,55	0,27
$\lambda_i^- = 0 \quad \forall i$	0,30	0,87
$\theta_i^+ = 0 \quad \forall i$		0,04
$\theta_i^- = 0 \quad \forall i$		0,002
$\lambda_i^+ = \lambda_i^- \quad \forall i$	0,74	0,59
$\theta_i^+ = \theta_i^- \quad \forall i$		0,02
$\Sigma\lambda_i^+ = \Sigma\lambda_i^-$	0,92	0,62
$\Sigma\theta_i^+ = \Sigma\theta_i^-$		0,25
$\Sigma\lambda_i^+ = \Sigma\lambda_i^- \quad \text{et} \quad \Sigma\theta_i^+ = \Sigma\theta_i^-$		0,51
$\lambda_i^+ = \lambda_i^- \quad \text{et} \quad \theta_i^+ = \theta_i^- \quad \forall i$		0,03
$\Sigma\lambda_i^+ = \Sigma\theta_i^+ \quad \text{et} \quad \Sigma\lambda_i^- = \Sigma\theta_i^-$		0,73
$\lambda_i^+ = \theta_i^+ \quad \text{et} \quad \lambda_i^- = \theta_i^- \quad \forall i$		0,22
* Risque de première espèce		

Tableau 4a : Résultats des équations incluant les variables réelles 1966T2-1996T4

Coefficients	Heures totales	Marge extensive	Marge intensive
$\Sigma\beta$	0,06 (0,67)*	0,42 (0,00)	-0,56 (0,00)
$\Sigma\lambda^+$	-0,41 (0,31)	-0,46 (0,17)	0,02 (0,92)
$\Sigma\lambda^-$	0,60 (0,18)	0,44 (0,13)	0,01 (0,95)
$\Sigma\theta^+$	0,09 (0,39)	0,009 (0,90)	0,13 (0,03)
$\Sigma\theta^-$	0,27 (0,05)	0,24 (0,01)	0,005 (0,94)
ΣSR	-0,05 (0,68)	-0,06 (0,51)	-0,13 (0,03)
ΣE			-0,008 (0,05)
ΣPIB^{EU}	-0,01 (0,89)	-0,02 (0,86)	0,10 (0,20)
ΣT	-0,09 (0,09)		
\bar{R}^2	0,45	0,43	0,17

* Risque de première espèce

Tableau 4b : Tests des effets asymétriques*

Hypothèses nulles	Heures totales	Marge extensive	Marge intensive
$\lambda_i^+ = 0 \quad \forall i$	0,03	0,67	0,06
$\lambda_i^- = 0 \quad \forall i$	0,02	0,06	0,70
$\theta_i^+ = 0 \quad \forall i$	0,08	0,20	0,04
$\theta_i^- = 0 \quad \forall i$	0,00	0,00	0,03
$\Sigma \lambda_i^+ = \Sigma \lambda_i^-$	0,12	0,07	0,98
$\Sigma \theta_i^+ = \Sigma \theta_i^-$	0,43	0,11	0,24
$\Sigma \lambda_i^+ = \Sigma \lambda_i^-$ et $\Sigma \theta_i^+ = \Sigma \theta_i^-$	0,14	0,02	0,44
$SR_i = 0 \quad \forall i$	0,009	0,001	0,02
$E_i = 0 \quad \forall i$			0,07
$PIB_i^{EU} = 0 \quad \forall i$	0,001	0,28	0,44
$T_i = 0 \quad \forall i$	0,14		

* Risque de première espèce

ANNEXE 4

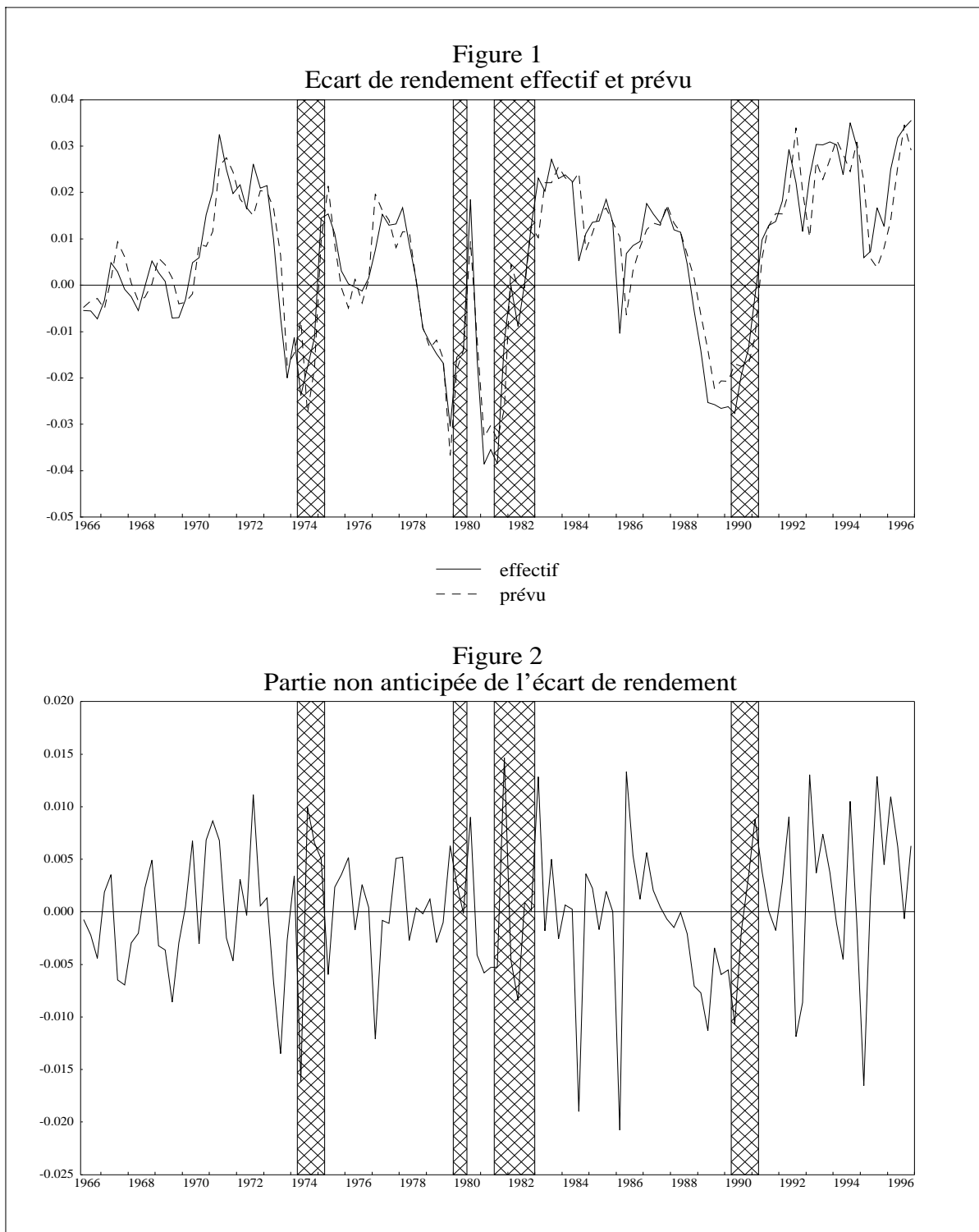


Figure 3
Heures totales travaillées (en première différence du logarithme)

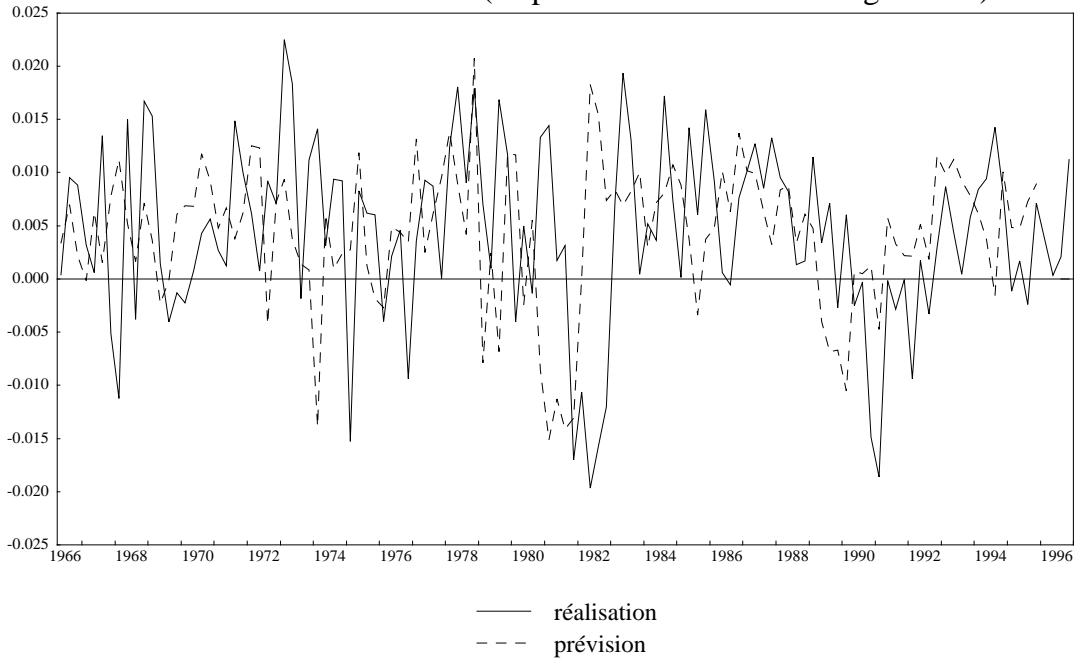
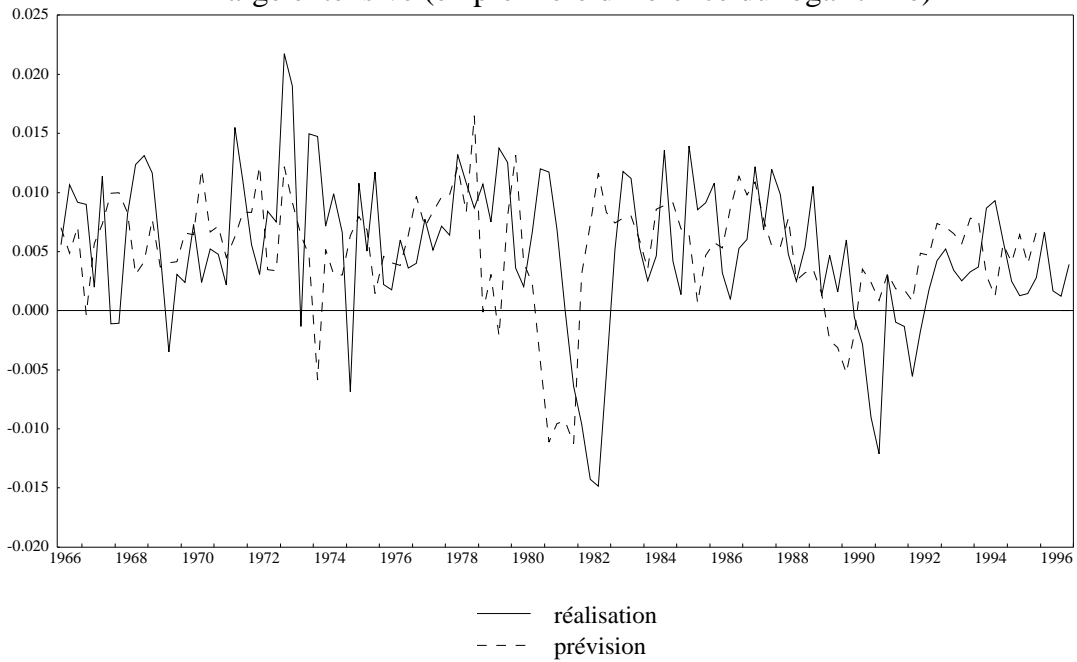
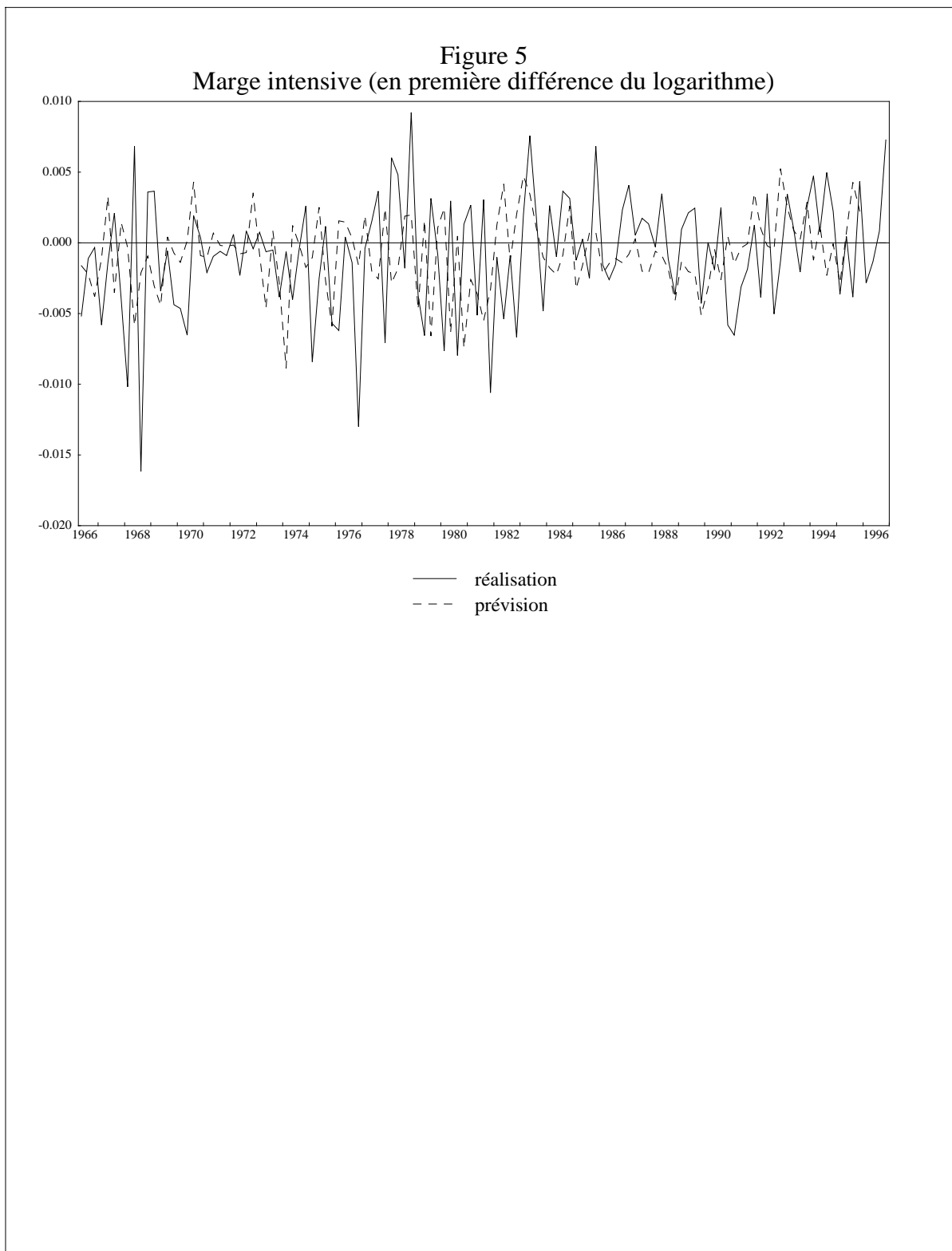


Figure 4
Marge extensive (en première différence du logarithme)





Documents de travail de la Banque du Canada Bank of Canada Working Papers

Les documents de travail sont publiés généralement dans la langue utilisée par les auteurs; ils sont cependant précédés d'un résumé bilingue. / Working papers are generally published in the language of the author, with an abstract in both official languages.

1998

98-17	La politique monétaire a-t-elle des effets asymétriques sur l'emploi?	L. Pichette
98-16	Consumer Attitudes, Uncertainty, and Consumer Spending	D. Côté et M. Johnson
98-15	On the Believable Benefits of Low Inflation	C. Ragan
98-14	Non-Linearities in the Output-Inflation Relationship: Some Empirical Results for Canada	C. Dupasquier et N. Ricketts
98-13	Le PIB potentiel des États-Unis et ses déterminants : la productivité de la main d'œuvre et le taux d'activité	R. Lalonde
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	Tendance 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

Pour obtenir des exemplaires des documents de travail susmentionnés et une liste complète des documents de travail de la Banque du Canada, prière de s'adresser à :

Copies of the above titles and a complete list of Bank of Canada working papers are available from:

Diffusion des publications,
Banque du Canada,
234 rue Wellington, Ottawa (Ontario) K1A 0G9

Publications Distribution
Bank of Canada,
234 Wellington St., Ottawa, Ontario, Canada K1A 0G9

Adresse électronique / E-mail: 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/)