

Document de travail 98-21 / Working Paper 98-21

**Une nouvelle méthode d'estimation de l'écart de production  
et son application aux États-Unis, au Canada et à l'Allemagne**

René Lalonde, Jennifer Page et Pierre St-Amant

Banque du Canada



Bank of Canada

ISSN 1192-5434  
ISBN 0-662-83354-6

Imprimé au Canada sur du papier recyclé

Décembre 1998

**Une nouvelle méthode d'estimation de l'écart de production et son application aux États-Unis, au Canada et à l'Allemagne**

**René Lalonde, Jennifer Page et Pierre St-Amant**

Département des Relations internationales

Banque du Canada

Ottawa, Ontario, Canada

K1A 0G9

Téléphone : (613) 782-7386

Télécopieur : (613) 782-7658

Adresse électronique : [pstamant@bank-banque-canada.ca](mailto:pstamant@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. Méthodologie .....	5
3. Applications aux États-Unis, au Canada et à l'Allemagne .....	8
3.1 États-Unis .....	11
3.2 Canada et Allemagne .....	17
4. Utilité des écarts de production dans la projection de l'inflation .....	22
5. Conclusions .....	24
Bibliographie .....	27

## **Remerciements**

Les auteurs remercient Chantal Dupasquier, Robert Lafrance, David Longworth, John Murray, Jimmy Royer et David Tessier pour leurs commentaires et suggestions. Ils tiennent également à remercier Eddy Cavé pour les conseils formulés sur le plan de la rédaction.

## Résumé

Nous présentons dans cette étude une nouvelle méthode d'identification de l'écart de production basée sur l'estimation de modèles autorégressifs multivariés (VAR). Nous y comparons cette approche, qui implique l'utilisation de restrictions permettant d'identifier des chocs structurels ayant un effet transitoire sur la production mais affectant la tendance de l'inflation, à la méthode de décomposition proposée par Blanchard et Quah (1989). Nous y présentons également des applications basées sur l'estimation de modèles VAR des économies canadienne, américaine et allemande. Nous observons notamment que les chocs qui influencent la production de façon transitoire rendent compte de l'essentiel de la variance de l'inflation dans ces trois économies, ce qui donne à penser que l'hypothèse de neutralité de long terme par rapport à la production des chocs influençant l'inflation est une bonne approximation. Nous trouvons aussi que ce n'est qu'une faible part de la variance de la production qui explique les changements de tendance de l'inflation. En outre, nous estimons des modèles indicateurs simples de l'inflation afin d'évaluer l'information contenue dans les estimations des écarts de production et qui sert à expliquer les pressions inflationnistes. Les résultats obtenus semblent prometteurs pour la méthode proposée.

## **Abstract**

This study introduces a new method for identifying the output gap, based on the estimation of multivariate autoregression (VAR) models. This approach, which involves using restrictions to identify structural shocks that have only a transitory effect on output but that affect the trend inflation rate, is compared with the decomposition method proposed by Blanchard and Quah (1989). We also show some applications based on VAR model estimations for the Canadian, United States, and German economies. We find in particular that shocks having a transitory influence on output can explain most of the variance in inflation in these three countries. This suggests that the long-term neutrality hypothesis about the production of inflation-influencing shocks is a good approximation. We also find that only a small part of the output variance reflects changes in trend inflation. We go on to estimate simple inflation indicator models in order to assess the information that is contained in output gap estimations and used to explain inflationary pressures. The results suggest that the proposed method is a promising one.



## 1. Introduction

Bon nombre de modèles utilisés par les autorités monétaires pour projeter et analyser les principales variables macroéconomiques requièrent une estimation de la production potentielle. Dans ces modèles, l'écart entre la production observée et la production potentielle constitue une variable clé de l'évolution des prix et des salaires. Une production réelle plus forte que la production potentielle (un écart de production positif) est souvent vue comme une source de pressions inflationnistes et un signe, pour des autorités qui vise à éviter une accélération de l'inflation tendancielle, qu'un resserrement des conditions monétaires est nécessaire. Une production réelle inférieure à la production potentielle (un écart de production négatif) a des implications contraires pour un même objectif<sup>1</sup>.

La nécessité de bien mesurer l'écart de production présente une importance toute particulière pour les autorités monétaires de pays qui, comme le Canada, la Nouvelle-Zélande et le Royaume-Uni, ont adopté une cible d'inflation comme objectif principal de leur politique. La cible d'inflation visée devient alors l'élément déterminant de l'évolution des conditions monétaires. Mal projeter l'inflation peut conduire à mal ajuster les conditions monétaires et à manquer la cible d'inflation de façon répétée, ce qui peut nuire à la crédibilité des autorités. Bien mesurer l'écart de production permet au contraire de mieux projeter l'inflation et possiblement d'acquérir plus de crédibilité<sup>2</sup>.

Malheureusement, il n'est pas facile de mesurer l'écart de production. Plusieurs hypothèses peuvent être formulées dans le cadre des techniques économétriques servant à estimer l'écart de production. Une hypothèse couramment utilisée est que l'écart de production est la composante transitoire (cyclique) inobservée de la production réelle ou une partie de celle-ci. Les méthodes d'estimation de l'écart de production que nous examinons ici reposent sur cette hypothèse<sup>3</sup>.

Si la production réelle ne comprenait qu'une composante transitoire et une tendance déterministe simple, il ne serait pas très difficile de mesurer l'écart de production comme correspondant à la composante transitoire de la production. La production potentielle pourrait alors être définie comme l'équivalent de la tendance déterministe de la production

- 
1. Boschen et Mills (1990) discutent de façon plus approfondie du rôle joué par l'estimation de la production potentielle dans la formulation de la politique monétaire.
  2. Sur le rôle de la projection de l'inflation pour les pays ayant une cibles d'inflation, voir Svensson (1997).
  3. Un écart de production non stationnaire serait difficile à interpréter et difficile à utiliser dans le cadre d'un modèle de prévision de l'inflation.

réelle et pourrait être estimée par voie de régression de cette série sur une tendance chronologique quelconque. Cependant, la plupart des économistes sont d'accord pour reconnaître que la production réelle peut être affectée par des chocs permanents, par exemple des chocs technologiques. Cela implique que la production potentielle ne peut être traitée comme une tendance déterministe simple. Dans ce document, nous supposons donc que la production réelle est intégrée d'ordre 1 ou  $I(1)$ , c'est-à-dire que le niveau de la production réelle est sujet à des chocs permanents.

Plusieurs méthodes ont été proposées pour identifier les composantes permanente et transitoire de la production réelle. On note par exemple les méthodes univariées avancées par Watson (1986), Beveridge-Nelson (1981) et Hodrick et Prescott (1997). Le filtre proposé par Hodrick-Prescott est particulièrement populaire. Il a cependant été critiqué par divers auteurs. Alors que Cogley et Nason (1995) et Harvey (1993) montrent qu'il peut générer de faux cycles, Guay et St-Amant (1996) montrent qu'il donne de mauvaises estimations de la composante cyclique lorsqu'il est appliqué à des séries dont le spectre a la forme typique identifiée par Granger (1966), c'est-à-dire à des séries dont la variance s'explique essentiellement par des cycles très longs (basses fréquences). D'autres auteurs, notamment van Norden (1995), mettent l'accent sur les problèmes de fin d'échantillon du filtre de Hodrick et Prescott<sup>4</sup>. Sur un plan général, Quah (1992) démontre qu'en l'absence de restrictions purement *ad hoc*, les modèles univariés ne fournissent pas d'information sur la forme de la composante transitoire.

Une solution de remplacement aux méthodes univariées est celle des méthodes hybrides combinant l'information obtenue à l'aide de simples filtres mécaniques, tel le filtre de Hodrick et Prescott, et l'information économique provenant par exemple d'une courbe de Phillips, d'une relation d'Okun ou d'une fonction de production. De telles méthodes sont proposées notamment par Laxton et Tetlow (1992) et Butler (1996). Dans leur discussion de diverses méthodes d'estimation de la production potentielle, St-Amant et van Norden (1997) concluent que ces méthodes comportent divers inconvénients. Elles sont notamment difficiles à estimer, et les résultats varient selon la méthode d'étalonnage choisie. En outre, elles ne permettent pas d'estimation simple de l'intervalle de confiance. D'autre part, dans la mesure où les relations structurelles utilisées dans le cadre de ces méthodes comportent effectivement de l'information utile pour l'estimation de la production potentielle, il est difficile de

---

4. Les critiques de Guay et St-Amant et van Norden s'appliquent aussi aux filtres symétriques proposés par Baxter et King (1996).

comprendre pourquoi cette information devrait être combinée au filtre de Hodrick et Prescott qui, lui, souffre des carences mentionnées précédemment.

van Norden (1995)<sup>5</sup> propose justement une méthode d'estimation de la production potentielle et de l'écart de production n'utilisant que de l'information provenant de relations structurelles. Cette méthode est particulièrement attrayante pour le praticien ayant une grande confiance en son modèle économique. C'est en effet ce modèle, dans sa version détaillée, qu'il s'agit d'imposer aux données. La validité de l'estimation de l'écart de production résultant d'une telle approche dépend de la validité du modèle économique. Malheureusement, nous savons que la plupart des modèles économiques structurels sont controversés, du moins leur version détaillée.

Une autre méthode s'inspire de l'approche autorégressive structurelle de Blanchard et Quah (1989) et Shapiro et Watson (1988) basée sur des restrictions de long terme appliquées à la production. Dupasquier, Guay et St-Amant (1997) et St-Amant et van Norden jugent cette approche particulièrement attrayante pour l'identification d'un écart de production correspondant à la composante cyclique de la production réelle pour les raisons suivantes : elle permet d'inclure la dynamique des chocs permanents dans le calcul de la production potentielle (contrairement aux méthodes de type Beveridge-Nelson)<sup>6</sup>; elle ne souffre pas du problème de fin d'échantillon mentionné au sujet des filtres mécaniques; elle permet un calcul simple d'un intervalle de confiance autour de l'estimation de l'écart de production et elle n'exige qu'un minimum d'hypothèses.

Un inconvénient de la méthode proposée par Blanchard et Quah, mais commun à toutes les méthodes associant l'écart de la production à la composante transitoire de la production, est que cette dernière peut comprendre des fluctuations de la production qu'on ne voudrait pas inclure dans l'écart de production. On ne s'attend pas, par exemple, à ce que les chocs transitoires reflétant la volatilité intrinsèque des données aient un impact sur le processus inflationniste fondamental. Il se pourrait par ailleurs que des fluctuations transitoires reflètent des mouvements transitoires de l'offre globale qui ne sont pas nécessairement liés au processus inflationniste. Une autorité monétaire voulant maintenir la tendance de l'inflation

---

5. Voir aussi St-Amant et van Norden (1997).

6. La plupart des économistes s'attendraient à ce que des facteurs tels que les coûts d'ajustement et les processus d'apprentissage et de diffusion impliquent une dynamique plus riche que la marche aléatoire pour les chocs technologiques par exemple.

inchangée pourrait être surtout intéressée à contrer des fluctuations de la production réelle susceptibles de conduire à des changements de tendance de l'inflation.

La contribution principale de notre document est qu'il présente une nouvelle méthode d'estimation de la production potentielle basée sur l'estimation de modèles VAR et utilisant des restrictions d'identification appliquées à *l'inflation*. Cette méthode permet d'extraire une composante transitoire de la production directement reliée à la tendance de l'inflation. Nous discutons des avantages et des limites de cette méthode et la comparons notamment aux approches de type Blanchard et Quah.

Une deuxième contribution est que nous présentons des applications aux économies de trois pays : le Canada, les États-Unis et l'Allemagne<sup>7</sup>. L'analyse des résultats révèle plusieurs éléments intéressants. Par exemple, nous trouvons que les chocs affectant la production de façon transitoire rendent compte de l'essentiel de la variance de l'inflation dans les trois pays (mais un peu moins en Allemagne). L'hypothèse de neutralité de long terme, par rapport à la production, des chocs affectant l'inflation paraît donc être une bonne approximation. Nous trouvons aussi, pour l'ensemble des pays, que ce n'est qu'une faible part de la variance de la production qui rend compte de la variance de l'inflation. Ce résultat, compatible avec ceux généralement obtenus dans la littérature économique à l'aide d'approches diverses<sup>8</sup>, indique qu'il ne serait pas approprié que l'autorité monétaire ciblant la tendance de l'inflation ajuste ses conditions monétaires en réponse à toute fluctuation de la production. Ce résultat donne à penser aussi qu'il faut qu'une banque centrale ayant un tel objectif filtre étroitement l'information découlant des fluctuations de la production avant d'ajuster les conditions monétaires en fonction de ces fluctuations. L'approche que nous proposons pourrait être utilisée à cette fin.

Dupasquier, Guay et St-Amant (1997) trouvent très important l'intervalle de confiance découlant d'applications de la méthode de Blanchard et Quah basées sur des modèles VAR non contraints. Nous présentons ici des résultats obtenus à l'aide de modèles VAR contraints par le biais d'une méthode simple appliquée notamment par Lütkepohl et Poskitt (1996). C'est là la troisième contribution de notre document. Nous trouvons cependant que l'utilisation de ce type de modèles ne permet pas de réduire l'incertitude entourant l'estimation des écarts de production.

---

7. Ces estimations ne sont pas utilisées présentement à la Banque du Canada dans les projections.

8. Sur ce sujet, on peut consulter la discussion de Leeper, Sims et Zha (1996).

Une quatrième contribution est que nous évaluons de façon préliminaire l'utilité des écarts de production estimés pour chacun des pays dans le cadre d'une projection de l'inflation. Cela est fait à l'aide de modèles indicateurs simples de l'inflation. Sur le plan de la méthode, les résultats obtenus sont très prometteurs.

Dans la Section 2 du texte, nous discutons de la méthodologie utilisée. À la Section 3, nous présentons des applications aux économies du Canada, des États-Unis et de l'Allemagne. La Section 4 comporte une évaluation simple de l'aptitude des écarts de production présentés à la Section 3 à prévoir l'inflation. Nous concluons et proposons quelques pistes de recherche à la Section 5.

## 2. Méthodologie

Dans cette section, nous rappelons d'abord brièvement ce qu'est la méthode basée sur des restrictions de long terme imposées à la production (RLTP) mise de l'avant par Blanchard et Quah (1989). Nous proposons également une méthode qui associe l'écart de production à la partie de la composante cyclique de la production reliée à la tendance de l'inflation. Cette dernière approche est donc basée sur des restrictions de long terme appliquées à la fois à la production et à l'inflation (RLTPI).

Soit  $Z_t$  un vecteur  $n \times 1$  stationnaire. Le théorème de Wold permet d'exprimer  $Z_t$  comme suit :

$$Z_t = \delta(t) + C(L)\varepsilon_t, \quad (1)$$

où  $\delta(t)$  est déterministe;  $C(L) = \sum_{i=0}^{\infty} C_i L^i$  est la matrice de retards associée à la représentation moyenne mobile;  $C_0 = I_n$  est la matrice identité. Le vecteur  $\varepsilon_t$  contient les erreurs de prévision une période à l'avance de  $Z_t$  étant donné l'information sur les valeurs retardées de  $Z_t$ ,  $E(\varepsilon_t) = 0$ , et  $E(\varepsilon_t \varepsilon_t') = \Omega$  avec  $\Omega$  définie positive. Nous supposons que le déterminant du polynôme  $|C(L)|$  a toutes ses racines sur le cercle unitaire ou en dehors, ce qui exclut les représentations non fondamentales qu'examinent Lippi and Reichlin (1993).

L'approche RLTP (tout comme l'approche RLTPPI) implique qu'il faut faire l'hypothèse que  $Z_t$  a la représentation structurelle suivante :

$$Z_t = \delta(t) + \Gamma(L)\eta_t, \quad (2)$$

avec  $\eta_t$  un vecteur de dimension  $n$  des chocs structurels,  $E(\eta_t) = 0$ , et  $E(\eta_t\eta_t') = I_n$  (une simple normalisation). La matrice de covariance de la forme réduite est égale à  $\Omega$ . Nous pouvons identifier la forme structurelle (2) à partir de l'estimation de la forme réduite en utilisant les relations suivantes :  $\Gamma_0\Gamma_0' = \Omega$ ,  $\varepsilon_t = \Gamma_0\eta_t$ , et  $C(L) = \Gamma(L)\Gamma_0^{-1}$ .

De (1) et (2) nous avons :

$$C(1)\Omega C(1)' = \Gamma(1)\Gamma(1)'. \quad (3)$$

Cette relation indique que nous pouvons identifier la matrice  $\Gamma_0$  en imposant un nombre suffisant de restrictions à la matrice des effets de long terme de la forme structurelle  $\Gamma(1)$ . L'approche de Blanchard et Quah consiste à poser que la production réelle est la première variable du vecteur  $Z_t$  et à supposer que  $\Gamma(1)$  est triangulaire vers le bas, c'est-à-dire que certains chocs sont contraints à ne pas avoir d'effet de long terme sur la production. Cette approche permet d'identifier les composantes transitoire et permanente de la production.

Supposons que le logarithme de la production réelle est la première variable du vecteur  $Z_t$ . La méthode RLTP donne une décomposition de la production réelle ayant la représentation moyenne mobile suivante :

$$\Delta y_t = \mu_y + \Gamma_y^P(1)\eta_t^P + \Gamma_y^{P*}(L)\eta_t^P + \Gamma_y^C(L)\eta_t^C \quad (4)$$

où  $\eta_t^P$  est le vecteur de chocs affectant la production de façon permanente et  $\eta_t^C$  est le vecteur contenant les chocs ayant un effet transitoire sur la production.  $\Gamma^P(1)$  est le multiplicateur de long terme des chocs permanents et  $\Gamma_y^{P*}(L) = \Gamma^P(L) - \Gamma^P(1)$  représente leur dynamique transitoire. La production potentielle estimée sur la base de la méthode RLTP est alors :

$$\mu_y + \Gamma_y^P(1)\eta_t^P + \Gamma_y^{P*}(L)\eta_t^P. \quad (5)$$

Donc, la production potentielle correspond à la composante permanente de la production. La partie de la production imputable à des chocs purement transitoires,  $\Gamma_y^c(L)\eta_t^c$ , peut être définie comme étant l'écart de production<sup>9</sup>.

Il se pourrait cependant que certains chocs affectant la production réelle de façon transitoire n'aient pas d'impact sur la tendance de l'inflation et par conséquent pas d'influence sur la mesure d'un écart de production que l'on voudrait pouvoir utiliser pour prévoir cette tendance. On ne s'attend pas, par exemple, à ce que les chocs transitoires reflétant la volatilité intrinsèque des séries économiques (cycles de haute fréquence) aient un impact sur le processus inflationniste. Il se pourrait par ailleurs que des fluctuations transitoires reflètent des mouvements de l'offre globale ou des chocs de demande globale non accommodés par les autorités monétaires et n'aient donc pas d'impact sur la tendance de l'inflation.

Il est justement possible d'identifier des chocs n'ayant pas d'effet à long terme sur la production mais influençant la tendance de l'inflation ainsi que des chocs n'affectant ni la production ni l'inflation à long terme. Il faut alors que l'inflation soit la deuxième variable de  $Z_t$ , que le VAR contienne plus de deux variables (afin que des chocs transitoires vis-à-vis de l'inflation soient aussi identifiés) et que  $\Gamma(1)$  soit encore une fois triangulaire vers le bas. La production est alors décomposée de la façon suivante :

$$\Delta y_t = \mu_y + \Gamma_y^p(1)\eta_t^p + \Gamma_y^{p*}(L)\eta_t^p + \Gamma_y^{cp}(L)\eta_t^{cp} + \Gamma_y^{cc}(L)\eta_t^{cc}. \quad (6)$$

Certains chocs ont un effet transitoire sur la production mais permanent sur l'inflation ( $\eta_t^{cp}$ ), tandis que certains autres n'ont pas d'effet à long terme sur la production et l'inflation ( $\eta_t^{cc}$ ). D'autres encore ont un effet à long terme sur la production, mais leur effet sur l'inflation n'est pas contraint ( $\eta_t^p$ ). La composante  $\Gamma_y^{cp}(L)\eta_t^{cp}$  peut être utilisée comme une mesure de l'écart de production. C'est ce que nous appelons la méthode RLTP.

---

9. Une décomposition du type Beveridge-Nelson multivariée (voir Evans et Reichlin (1994)) définirait la production potentielle comme correspondant aux effets de long terme des chocs permanents en faisant abstraction de leur dynamique ( $\mu_y + \Gamma_y^p(1)\eta_t^p$ ). Or, Lippi et Reichlin (1994) ainsi que Dupasquier, Guay et St-Amant (1999) affirment que modéliser la production potentielle comme étant une marche aléatoire n'est pas compatible avec l'interprétation que la plupart des économistes donnent à la croissance de la productivité. Ceux-ci pensent généralement que des facteurs comme les coûts d'ajustement et les processus d'apprentissage et de diffusion impliquent une dynamique plus riche que la marche aléatoire pour les chocs technologiques. Dans un contexte univarié, Lippi et Reichlin (1994) doivent contraindre la tendance de la production à suivre une dynamique particulière (dynamique en S) pour identifier les composantes cyclique et permanente de la production. Un avantage des méthodes RLTP (et de la méthode RLTP) est qu'elle permet d'estimer la forme du processus de diffusion des chocs affectant la composante permanente.

La méthode RLTPI donne une mesure de l'écart de production plus contrainte que la méthode RLTP en ce qu'elle implique que des restrictions sont imposées à la fois à la production et à l'inflation. Il peut être utile de noter les égalités suivantes :

$$\Gamma_y^c(L)\eta_t^c = \Gamma_y^{cp}(L)\eta_t^{cp} + \Gamma_y^{cc}(L)\eta_t^{cc}; \quad (7)$$

$$\Gamma_y^c(L)\eta_t^c - \Gamma_y^{cc}(L)\eta_t^{cc} = \Gamma_y^{cp}(L)\eta_t^{cp}. \quad (8)$$

La méthode RLTPI contraint l'écart de production à correspondre à la composante cyclique de la production, mais exclut de cette composante les variations de la production qui ne sont pas reliées à des mouvements de la tendance de l'inflation.

Alors que, pour la méthode RLTP, il est seulement nécessaire de supposer que la production réelle est I(1), l'hypothèse additionnelle que l'inflation est I(1) est nécessaire à l'approche RLTPI. Nous pensons que cette hypothèse est raisonnable. Supposer que l'inflation est I(0) revient à supposer qu'elle a une moyenne constante dans le temps. Nous pensons au contraire que la tendance de l'inflation dépend des actions des autorités monétaires, lesquelles dépendent elles-mêmes de facteurs tels que la personnalité des dirigeants et les contraintes politiques du moment. Ces facteurs changent au fil du temps. Nous pensons donc qu'il est préférable de modéliser l'inflation comme un processus dont la moyenne change dans le temps. Une façon commode de le faire est de supposer qu'elle est I(1). Nous reprenons cette discussion à la Section 3.

### 3. Applications aux États-Unis, au Canada et à l'Allemagne<sup>10</sup>

Pour chacun de ces pays, nous estimons un VAR comprenant les séries suivantes : le logarithme du PIB réel ( $y$ ), le taux d'inflation ( $\pi$ ) et le taux d'intérêt réel ( $r$ ). Ce sont là les principales variables communément considérées dans le contexte de divers modèles macroéconomiques, y compris le modèle traditionnel offre-demande globales. Nous supposons ces variables stationnaires en première différence et non cointégrées<sup>11</sup>. Mentionnons ici que les tests de racine unitaire effectués, notamment ceux tenant compte de

10. Les estimations ici présentées ne sont pas présentement utilisés par la Banque du Canada dans ses projections. Les écarts de production que nous obtenons pour le Canada sont notamment plus petits dans les années 1990 que ce qui est supposé par la Banque.

11. Béranger et Galati (1997) notent que les résultats obtenus avec la méthode RLTP seraient peu affectés si l'inflation était supposée stationnaire dans le cas du Canada.



la possibilité que les processus comportent une composante moyenne mobile négative comme suggéré par Schwert (1987), appuient les hypothèses faites sur le degré d'intégration des diverses variables (les résultats sont disponibles auprès des auteurs)<sup>12</sup>. Une exception est le cas du taux d'intérêt réel allemand, qui semble stationnaire en niveau selon les tests de racine unitaire. C'est ainsi que nous modélisons ce taux pour l'Allemagne.

Afin de tenir compte de la possible présence du problème d'agrégation de chocs (voir Faust et Leeper, 1997), nous avons testé la sensibilité des résultats à l'ajout de variables aux modèles VAR<sup>13</sup>. Nous avons ainsi vérifié que l'ajout de l'écart entre le niveau du PIB et la consommation de biens non durables [variable considérée par Cochrane (1993) et Dupasquier, Guay et St-Amant (1999)], du prix du pétrole, du taux de change réel effectif, du taux de chômage ou d'une mesure du déficit budgétaire dans leur forme stationnaire aurait très peu d'effet.

Pour tous les pays, les mesure de la production et de l'inflation sont le PIB réel et l'indice des prix à la consommation<sup>14</sup>. Le taux d'intérêt réel est approximé par un taux d'intérêt de court terme moins le taux d'inflation de la même période<sup>15</sup>. Les taux d'intérêt utilisés sont : le taux des fonds fédéraux dans le cas des États-Unis; le taux au jour le jour dans le cas du Canada (voir Armour et al (1996) pour un description de cette série); et le taux des bons du Trésor à trois mois dans le cas de l'Allemagne. Les séries sont trimestrielles et obtenues de Statistique Canada, du *Bureau of Labor Statistics* des États-Unis et de l'OCDE. Les données allemandes sont celles de l'Allemagne de l'Ouest. L'échantillon considéré va du premier trimestre de 1962 (début de notre série sur le PIB réel au Canada) au premier trimestre de 1998<sup>16</sup>.

---

12. Stock et Watson (1998) trouvent que les modèles supposant l'inflation I(1) projettent généralement mieux l'inflation aux États-Unis.

13. Faust et Leeper (1997) pensent aussi qu'il pourrait y avoir des difficultés spécifiques reliées à l'estimation de la matrice des effets de long terme des chocs de forme réduite C(1). Plus précisément, afin d'obtenir une estimation valide, il faudrait faire l'hypothèse que l'espace de paramètres considéré est fini. Nous supposons ici que la représentation moyenne mobile du modèle VAR est tronquée pour un horizon fini. Cette hypothèse nous paraît raisonnable dans le mesure où le modèle est bien stationnaire. St-Amant et Tessier (1998a) discutent de cette hypothèse.

14. Nous utilisons l'IPC total. Nous avons cependant vérifié, dans le cas du Canada et des États-Unis (pays pour lesquels nous avons de telles données), que l'utilisation de l'IPC hors aliments et énergie (États-Unis) ou de l'IPC hors aliments et énergie et effet des impôts indirects (Canada) avait très peu d'impact sur les résultats.

15. L'utilisation du taux d'intérêt nominal plutôt que du taux réel a peu d'impact sur les résultats.

16. Des tests de stabilité ont été effectués pour l'échantillon retenu sur chacune des équations du VAR de chacun des pays. Nous n'avons pu rejeter l'hypothèse nulle de stabilité selon le test Sup-F d'Andrews (1993).

Les chocs structurels et les variables utilisées peuvent être exprimés de la façon suivante dans le cas des méthodes RLTP et RLTP1 :

$$\eta_t = \begin{bmatrix} \varepsilon_t^P \\ \varepsilon_t^{TP} \\ \varepsilon_t^T \end{bmatrix} \text{ and } Z_t = \begin{bmatrix} \Delta y_t \\ \Delta \pi_t \\ \Delta r_t \end{bmatrix} \quad (9)$$

où  $\varepsilon_t^P$  représente le vecteur de chocs ayant un effet permanent sur la production,  $\varepsilon_t^{TP}$  le vecteur de chocs ayant un effet transitoire sur la production mais permanent sur l'inflation et  $\varepsilon_t^T$  le vecteur de chocs affectant la production et l'inflation de façon transitoire.

Dans le cas des VAR non contraints, nous commençons par estimer la forme réduite autorégressive des modèles :

$$Z_t = \sum_{i=1}^q \Pi_i Z_{t-i} + \varepsilon_t \quad (10)$$

où  $q$  est le nombre de retards et  $\varepsilon_t$  un vecteur de résidus estimé ( $E(\varepsilon_t \varepsilon_t') = \Sigma$ ). Le nombre de retards choisi est de huit. Nous avons vérifié que l'utilisation d'un ou de deux retards de plus ou de moins affecte peu les résultats qualitativement.

Les approches RLTP et RLTP1 nous obligent à fournir suffisamment de restrictions pour identifier les éléments (9) de  $\Gamma_0$  (voir la Section 2). Étant donné que  $\Sigma$  est symétrique, nous devons imposer trois restrictions supplémentaires. La matrice des effets de long terme des chocs de forme réduite,  $C(1)$ , est reliée à la matrice équivalente des chocs structurels,  $\Gamma(1)$ , de la façon suivante :

$$\Gamma(1) = C(1)\Gamma(0) \quad (11)$$

Pour identifier le système, nous imposons tout simplement que  $\Gamma(1)$  est triangulaire, c'est-à-dire que deux chocs n'ont pas d'effet à long terme sur la production et qu'un seul choc n'a pas d'effet à long terme sur la production mais un effet sur la tendance de l'inflation. Dans le cas de la méthode RLTP, tous les chocs n'ayant pas d'effet à long terme sur la production (qu'ils aient, ou non, un effet permanent sur l'inflation) sont utilisés (avec leurs fonctions de réponse) pour calculer l'écart de production. En ce qui a trait à la méthode RLTP1, seul le type de choc n'ayant pas d'effet de long terme sur la production mais ayant un effet sur la tendance de l'inflation sert à calculer l'écart de production.

Comme il a été mentionné en introduction, nous considérons aussi des résultats découlant de l'estimation de modèles VAR contraints. L'approche choisie s'inspire de celle préconisée par Lütkepohl et Poskitt (1996). Elle consiste à estimer le VAR non contraint, puis à éliminer les paramètres non significatifs en partant des moins significatifs, et ce, jusqu'à ce que toutes les statistiques  $t$  aient une valeur supérieure à 1. La méthode SUR est utilisée pour estimer les VAR contraints. Environ 40 pour cent des paramètres sont ainsi éliminés. Les tests de ratio de vraisemblance appliqués aux VAR contraints des divers pays ne permettent pas de rejeter l'hypothèse que les paramètres éliminés sont effectivement égaux à zéro à un seuil de confiance de 99 pour cent. Nous verrons plus loin que les résultats obtenus à l'aide des VAR contraints sont semblables à ceux obtenus avec les VAR non contraints.

### 3.1. États-Unis

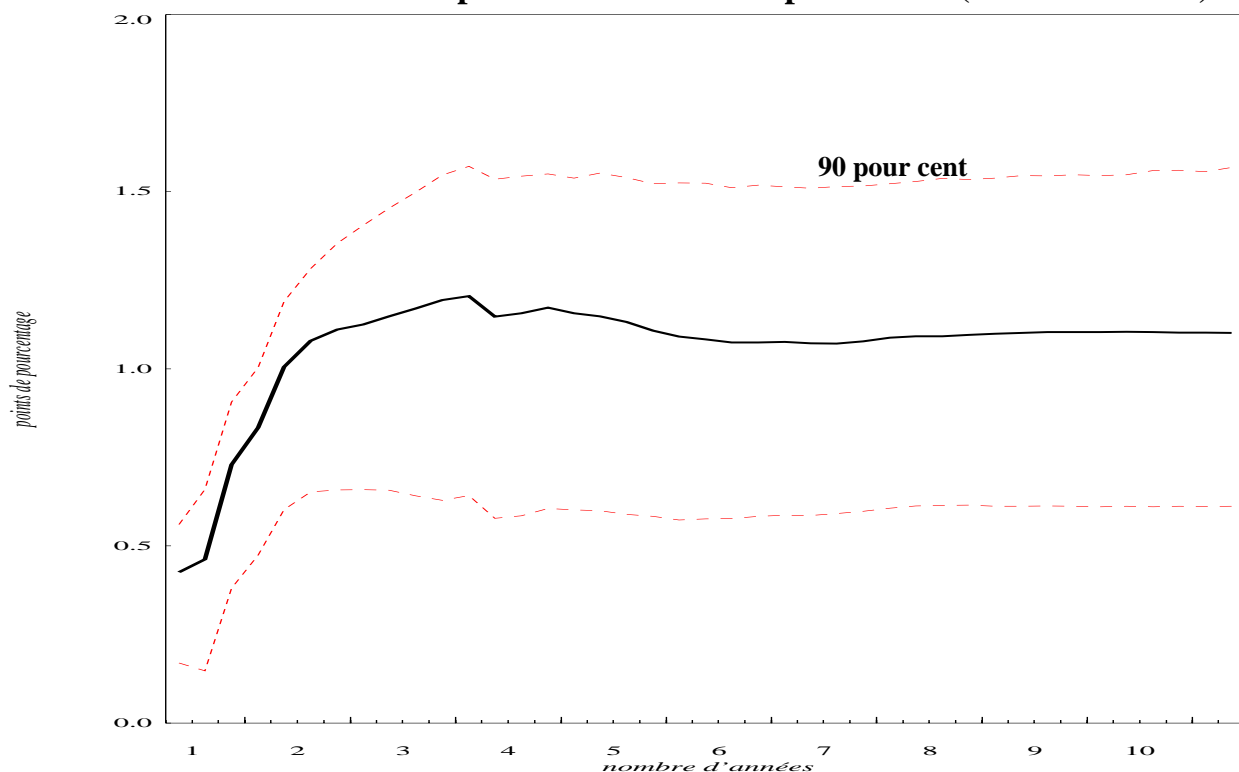
La Figure 1 montre la réaction du PIB réel à un choc d'écart-type affectant le PIB réel de façon permanente (méthode RLTP) dans le cas de modèles VAR estimés de façon non contrainte. Blanchard et Quah (1989) interprètent ce type de choc comme un choc d'offre globale<sup>17</sup>. L'axe horizontal représente le nombre d'années. Les intervalles de confiance sont générés à l'aide de 1000 simulations de Monte Carlo<sup>18</sup>.

Il est intéressant de noter que les chocs permanents sont caractérisés par une dynamique plus riche qu'une simple marche aléatoire. Comme il a été mentionné précédemment (note de bas de page 6), cela pourrait être attribuable à des facteurs tels des coûts d'ajustement du capital et du travail et des délais d'apprentissage. Une implication du rejet de l'hypothèse de la marche aléatoire, que notent Dupasquier, Guay et St-Amant (1999), est que les méthodes ne tenant pas compte du processus de diffusion des chocs permanents (par exemple les décompositions du type Beveridge-Nelson) ne tiennent pas compte d'une part importante de la production potentielle.

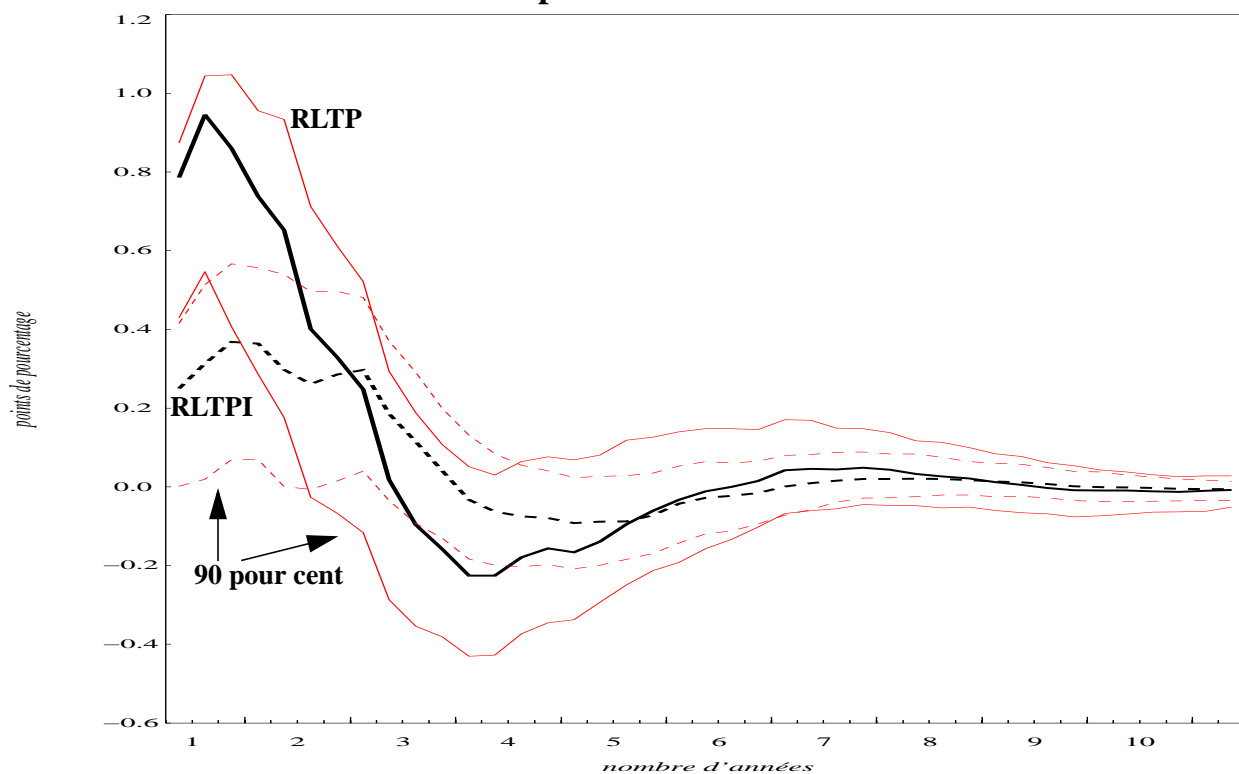
---

17. Notre objectif n'est pas ici d'identifier les chocs pouvant expliquer les déplacements de l'offre globale. Pour des tentatives en ce sens, voir par exemple Shapiro et Watson (1988) ou Lalonde (1998).

18. L'asymétrie de certains intervalles de confiance estimés donne à penser qu'on aurait intérêt à utiliser une méthode d'inférence indirecte pour corriger d'éventuels biais d'estimation. Ceci pourrait faire l'objet de recherches futures.

**FIGURE 1 : Réaction de la production à un choc permanent (méthode RLTP)**

La Figure 2 présente la réaction de la production aux chocs n'ayant pas d'effet permanent sur la production (chocs RLTP) et à ceux n'ayant pas d'effet permanent sur la production mais affectant la tendance de l'inflation (chocs RLTPi). Comme mentionné à la Section 2, Blanchard et Quah (1989) proposent d'interpréter le premier de ces types de chocs comme un choc de demande globale. Nous ne faisons cependant pas cette hypothèse, car nous ne voulons pas exclure la possibilité que ces chocs puissent refléter notamment l'effet de chocs affectant l'offre globale de façon transitoire. Le deuxième type de choc pourrait, quant à lui, être interprété comme un choc de politique monétaire (seules les actions de l'autorité monétaire peuvent affecter la tendance de l'inflation) contraint à être neutre à long terme vis-à-vis de la production. Ces chocs pourraient par exemple refléter des changements de préférences des autorités monétaires, des modifications de contraintes politiques auxquelles ces dernières doivent faire face, ou l'accommodation de chocs de demande globale.

**FIGURE 2 : Réaction de la production à des chocs RLTP et RLTPPI**

Les résultats présentés au Tableau 1 correspondent à la décomposition de l'inflation à l'aide de la méthode RLTPPI et montrent que les chocs ayant un effet transitoire sur la production (deux dernières colonnes) rendent compte de presque toute de la variance de l'inflation, notamment à plus long terme. Il semble donc que les chocs affectant la tendance de l'inflation soient essentiellement des chocs n'ayant qu'un effet transitoire sur la production. L'hypothèse que les chocs de politique monétaire sont neutres à long terme par rapport à la production aux États-Unis paraît ainsi être une bonne approximation. Ces résultats permettent de penser que le décideur choisissant de mettre l'emphase sur la composante de la production associée à la tendance de l'inflation aurait de bonnes raisons de croire qu'il tient compte de l'essentiel de l'information pertinente sur le processus inflationniste contenu dans la production.

**TABLEAU 1 : Décomposition de la variance de l'inflation (méthode RLTP1)<sup>a</sup>**

<b>Horizon (en trimestres)</b>	<b>Chocs permanents sur la production (en %)</b>	<b>Chocs transitoires sur la production mais permanents sur l'inflation (en %)</b>	<b>Chocs transitoires sur la production mais transitoires sur l'inflation (en %)</b>
1	25	75	0
4	21	69	10
8	12	75	13
16	9	81	9
32	8	86	6
<b>Long terme</b>	5	95	0

- a. La somme des contributions peut différer de 100, car les taux sont arrondis. Certaines contributions devant être zéro à long terme, par exemple ici celle des chocs contraints à ne pas avoir d'effet à long terme sur l'inflation peuvent différer de zéro quelque peu en raison de légères imprécisions numériques.

Le Tableau 2 présente la décomposition de la variance de la production correspondant à la méthode RLTP1. Il est intéressant de noter que les chocs rendant compte d'une part très importante des fluctuations de l'inflation à tous les horizons n'expliquent par contre qu'une part relativement modeste de la variance de la production (troisième colonne). Cela implique que des autorités monétaires cherchant à éviter des changements de tendance de l'inflation n'ont pas à réagir à toute fluctuation de la production, puisque l'essentiel de ces fluctuations ne sont pas reliées à cette tendance. La méthode RLTP1 pourrait constituer un bon filtre permettant de cerner les fluctuations de la production les plus importantes pour le processus inflationniste.

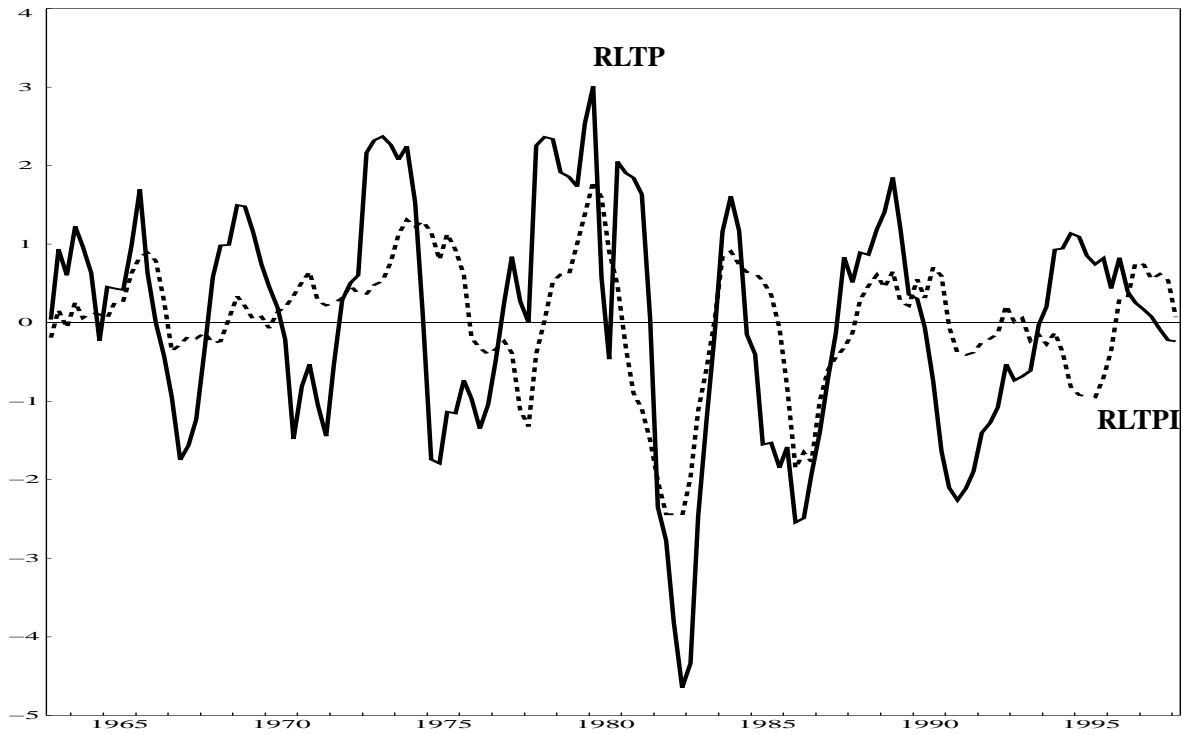
**TABLEAU 2 : Décomposition de la variance de la production (méthode RLTP)**

<b>Horizon (en trimestres)</b>	<b>Chocs permanents sur la production (en %)</b>	<b>Chocs transitoires sur la production mais permanents sur l'inflation (en %)</b>	<b>Chocs transitoires sur la production et sur l'inflation (en %)</b>
1	34	12	54
4	52	14	34
8	76	9	15
16	89	4	7
32	94	2	4
<b>Long terme</b>	100	0	0

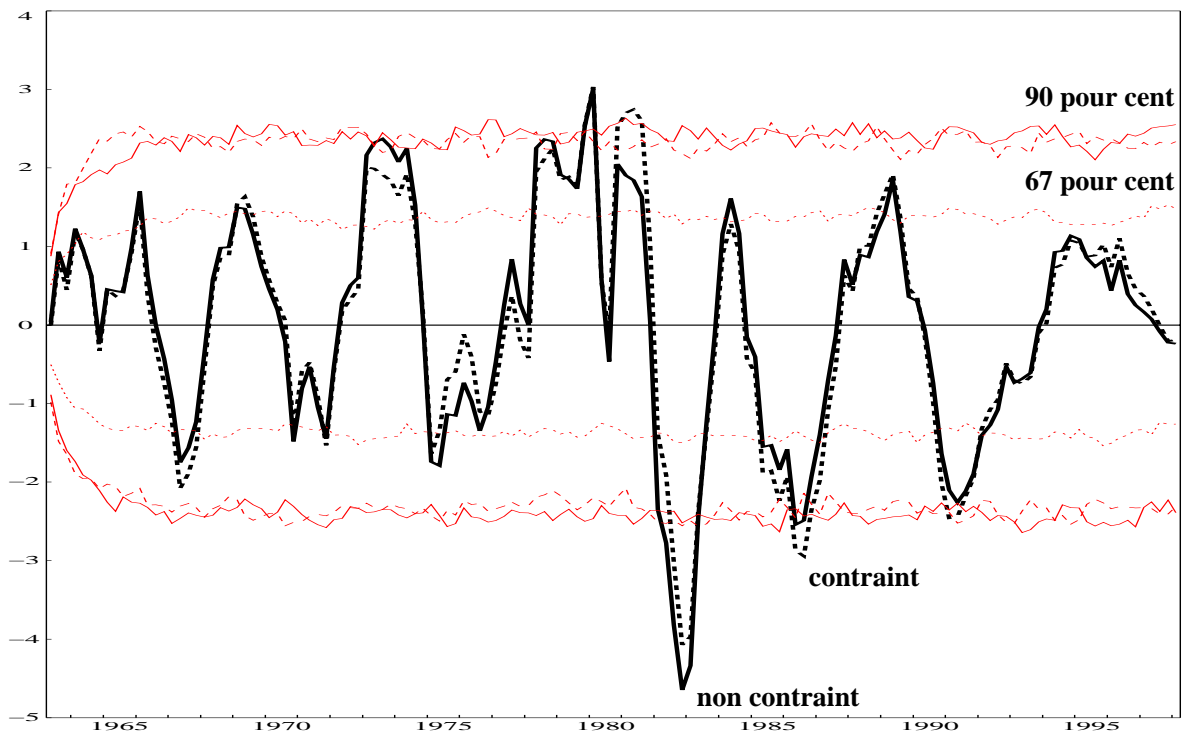
La Figure 3 montre les écarts de production RLTP et RLTP (en pourcentage du PIB potentiel). Les écarts RLTP sont généralement plus petits que les écarts RLTP, ce qui reflète le fait que ces derniers associent l'écart de production à la composante transitoire de la production et que seule une partie de cette dernière est associée à des changements de tendance de l'inflation.

Les Figures 4 et 5 montrent les écarts de production RLTP et RLTP pris individuellement ainsi que leurs intervalles de confiance. Les écarts de production découlant de l'estimation des modèles contraints sont aussi montrés à titre de référence. Les intervalles de confiance sont ceux des modèles non contraints, à l'exception de l'intervalle de confiance à 90 pour cent du modèle contraint qui est aussi montré à la Figure 4. Ce dernier indique qu'il y a peu de différence entre les intervalles de confiance générés à partir des deux approches. Un message important, déjà noté par Dupasquier, Guay et St-Amant (1999) dans le cas de la méthode RLTP, est donc que les intervalles de confiance sont relativement grands. Tout de même, on note plusieurs épisodes au cours desquels les écarts de production sont statistiquement significatifs à un seuil de 67 pour cent ou même de 90 pour cent.

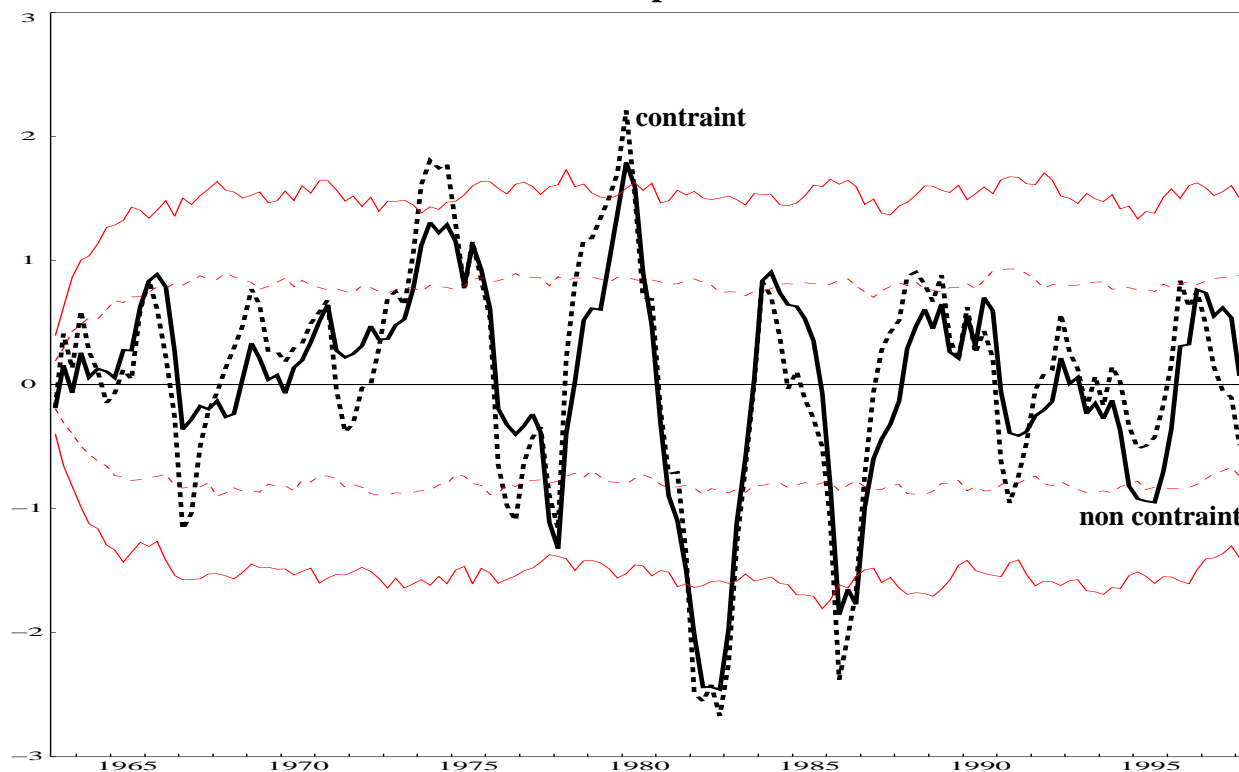
**FIGURE 3 : Écarts de production découlant des deux approches**



**FIGURE 4 : Écart de production RLTP**



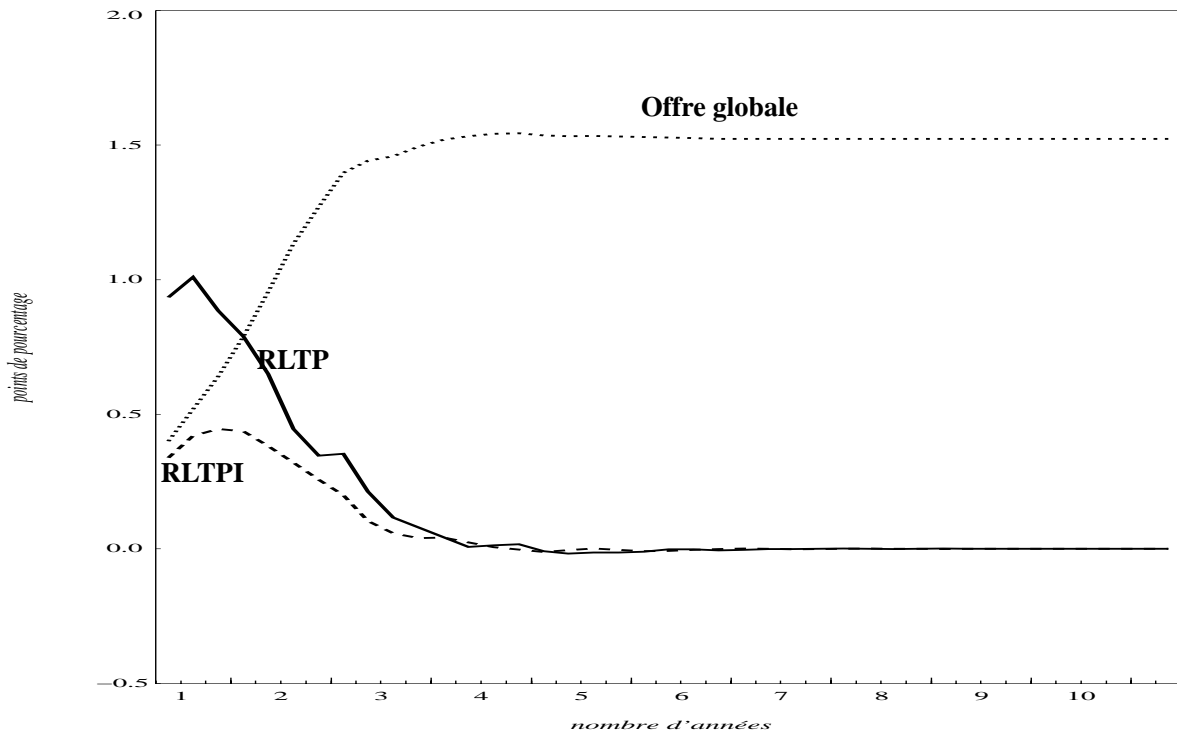
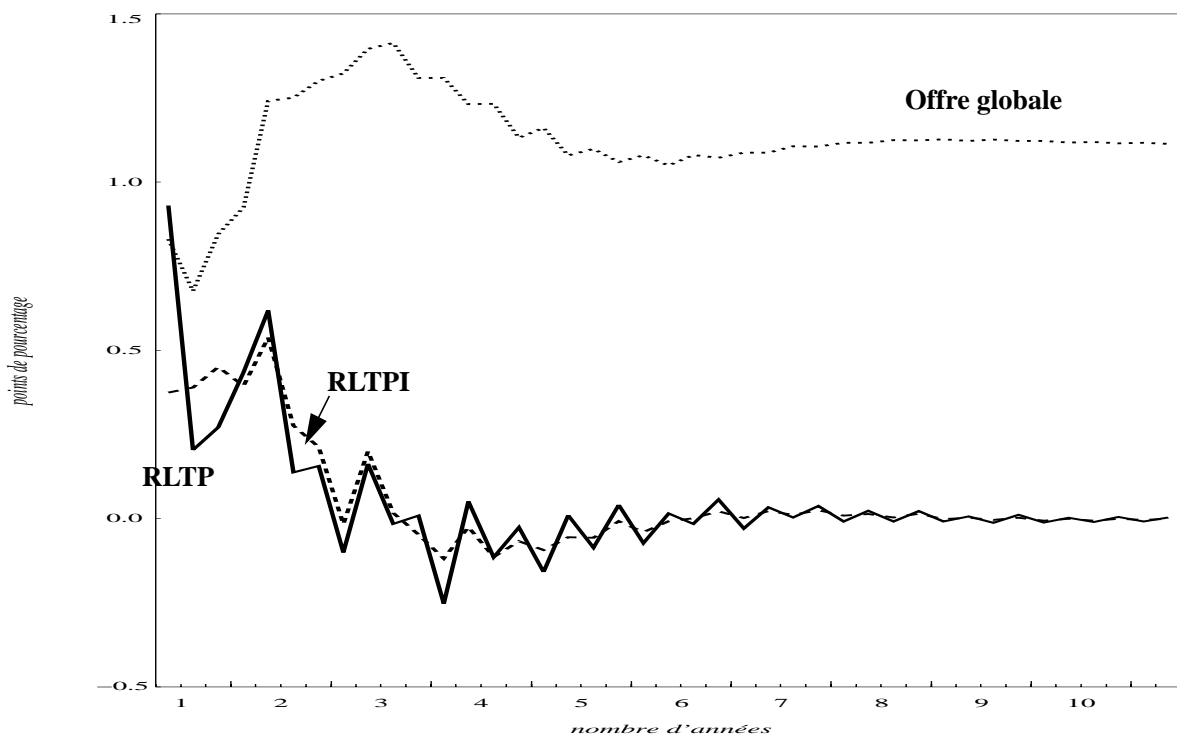


**FIGURE 5 : Écart de production RLTPI**

### 3.2. Canada et Allemagne

Les résultats relatifs aux économies canadienne et allemande sont similaires à ceux obtenus pour l'économie américaine. Ainsi, le processus de diffusion des chocs affectant la production de façon permanente, que nous montrons aux Figures 6 et 7 en même temps que la réaction de la production aux chocs RLTP et RLTPI, est semblable à ce qui a été montré pour les États-Unis à la Figure 1. Les autres fonctions de réponse sont aussi semblables au cas américain. Rappelons que ces réactions ne sont pas contraintes à court terme. Les intervalles de confiance (non présentés pour que les graphiques soient facilement lisibles) sont de taille comparable à ceux du cas américain.

Au Canada et en Allemagne, comme aux États-Unis (mais dans une moindre mesure), les chocs affectant la production de façon transitoire rendent compte de l'essentiel de la variance de l'inflation (Tableaux 3 et 4). Tout comme aux États-Unis aussi, les chocs RLTPI rendent cependant compte d'une part modeste de la variance de la production (Tableaux 5 et 6). Les Figures 8 et 9 montrent les écarts RLTP et RLTPI de ces deux pays.

**FIGURE 6 : Réaction de la production au Canada****FIGURE 7 : Réaction de la production en Allemagne**

**TABLEAU 3 : Décomposition de la variance de l'inflation canadienne**

<b>Horizon (en trimestres)</b>	<b>Chocs permanents pour la production (en %)</b>	<b>Chocs transitoires pour la production mais permanents pour l'inflation (en %)</b>	<b>Chocs transitoires pour la production mais transitoires pour l'inflation (en %)</b>
1	18	75	7
4	12	82	5
8	9	86	6
16	13	82	4
32	21	77	2
<b>Long terme</b>	30	70	0

**TABLEAU 4 : Décomposition de la variance de l'inflation allemande**

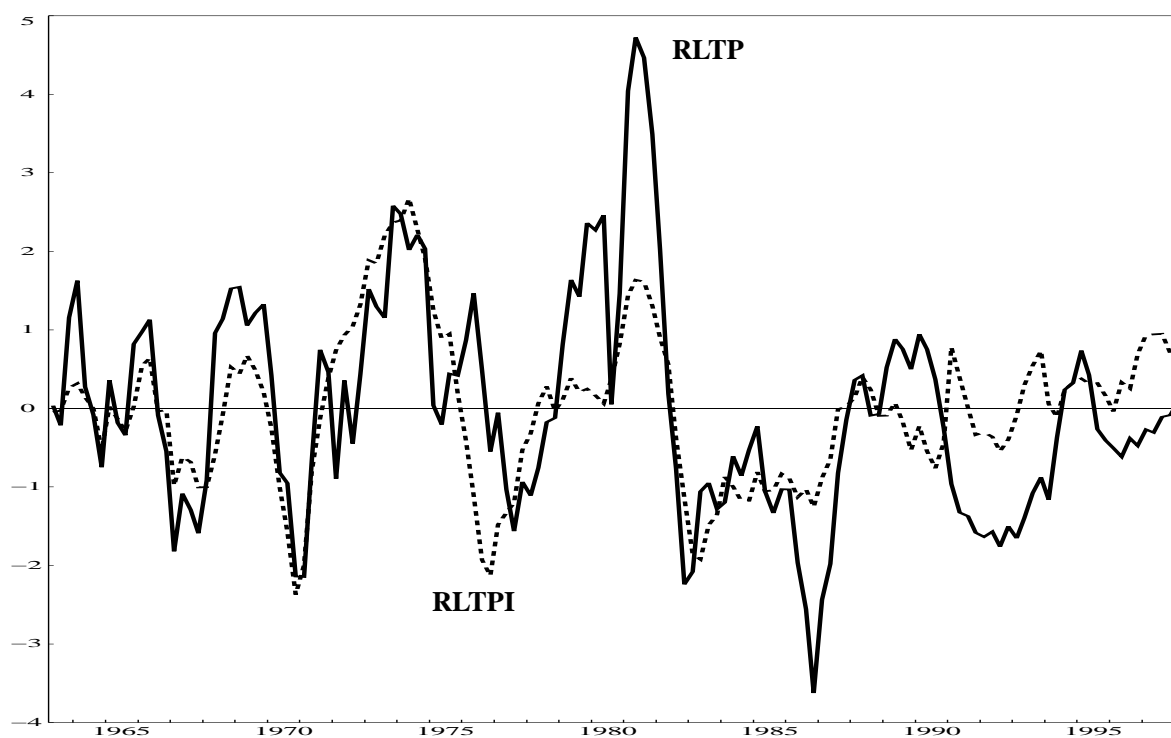
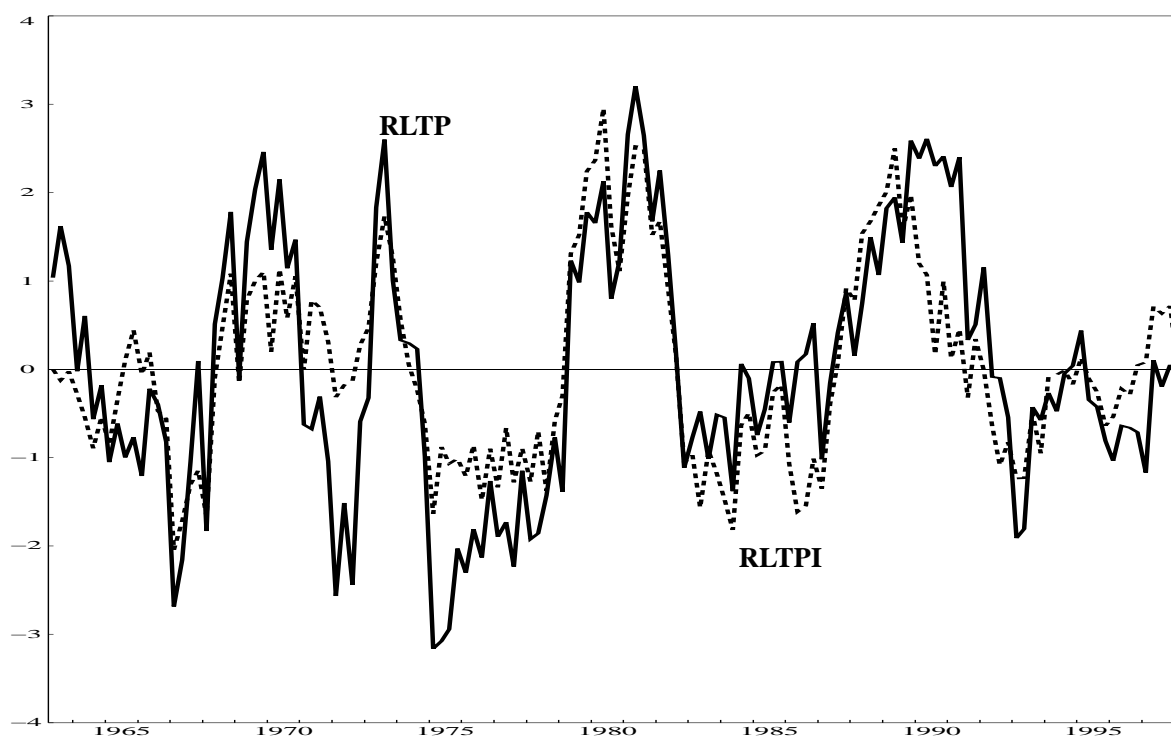
<b>Horizon (en trimestres)</b>	<b>Chocs permanents pour la production (en %)</b>	<b>Chocs transitoires pour la production mais permanents pour l'inflation (en %)</b>	<b>Chocs transitoires pour la production mais transitoires pour l'inflation (en %)</b>
1	1	72	27
4	3	78	19
8	10	79	11
16	21	73	7
32	25	71	4
<b>Long terme</b>	31	69	0

**TABLEAU 5 : Décomposition de la variance de la production canadienne**

<b>Horizon (en trimestres)</b>	<b>Chocs permanents sur la production (en %)</b>	<b>Chocs transitoires sur la production mais permanents sur l'inflation (en %)</b>	<b>Chocs transitoires sur la production et sur l'inflation (en %)</b>
1	25	18	57
4	46	22	32
8	77	11	12
16	92	4	4
32	97	2	2
<b>Long terme</b>	100	0	0

**TABLEAU 6 : Décomposition de la variance de la production allemande**

<b>Horizon (en trimestres)</b>	<b>Chocs permanents sur la production (en %)</b>	<b>Chocs transitoires sur la production mais permanents sur l'inflation (en %)</b>	<b>Chocs transitoires sur la production et sur l'inflation (en %)</b>
1	61	12	27
4	69	17	14
8	84	10	6
16	92	5	3
32	96	3	2
<b>Long terme</b>	100	0	0

**FIGURE 8 : Écart de production RLTP et RLTPi au Canada****FIGURE 9 : Écart de production RLTP et RLTPi en Allemagne**

#### 4. Utilité des écarts de production pour projeter l'inflation

Dans cette section, nous présentons des résultats de tests simples permettant une évaluation préliminaire de l'utilité des écarts de production décrits à la Section 3 pour projeter l'inflation. Ces résultats ne peuvent être qu'indicateurs, puisque l'utilité des écarts de production peut varier en fonction du modèle dans lequel ils sont utilisés et nous ne procédons pas à l'analyse d'un nombre important de cas possibles.

Pour évaluer le lien entre l'inflation et les écarts de production estimés, nous spécifions des modèles autorégressifs univariés de l'inflation en première différence pour chacun des pays. Le critère d'Akaike est d'abord utilisé pour spécifier un nombre maximum de retards pour les modèles autorégressifs, puis nous éliminons un à un de ces modèles les retards dont la statistique *t* est inférieure à 1 en partant de la moins significative. Des modèles bivariés de l'inflation et des écarts de production sont ensuite spécifiés de la même façon<sup>19</sup>.

Le résultat des estimations pour chacun des pays considérés est résumé au Tableau 7. Ce dernier montre, pour le modèle univarié, les retards de l'inflation retenus ainsi que la valeur du critère d'Akaike et le  $R^2$  ajusté. Il présente aussi, pour les modèles bivariés RLTP et RLTPi : les retards de l'écart de production retenus (l'écart contemporain a pour valeur zéro); la valeur de la somme des coefficients de l'écart de production; la statistique *F* calculée pour déterminer si les écarts de production sont significatifs lorsqu'ils sont considérés simultanément; le  $R^2$  ajusté; et la valeur du critère d'Akaike.

On note que les statistiques *F* permettent de rejeter l'hypothèse que les écarts de production ne sont pas significatifs dans tous les cas. On note aussi que les résultats sont très favorables à l'approche RLTPi. Les modèles utilisant cet écart permettent de beaucoup mieux expliquer l'inflation. D'autre part, la somme des coefficients des écarts RLTPi a partout le bon signe, c'est-à-dire que des écarts de production positifs sont associés à une accélération de l'inflation. Dans le cas canadien, le fait que la somme des coefficients de l'écart de production RLTP soit négative indiquerait que la méthode RLTPi permet, pour ce pays, d'extraire l'effet de chocs n'ayant rien à voir avec la demande globale. L'écart RLTPi étant une composante de l'écart RLTP, cette dernière comporte au moins autant d'information que la première. Il semble cependant que cette information supplémentaire ne permette pas de compenser pour le « bruit » induit par la partie de l'écart RLTP qui n'est pas reliée à l'inflation tendancielle.

---

19. Des estimations plus complètes pourraient tenir compte du fait que les écarts de production sont des variables générées.

**TABLEAU 7 : Résultats d'estimation des modèles indicateurs**

	<b>États-Unis</b>	<b>Canada</b>	<b>Allemagne</b>
<b>Retards de l'inflation retenus</b>	1, 2, 3, 8	1, 2, 3, 4, 6	1, 2, 6, 8
<b><math>R^2</math> ajusté (en pourcentage)</b>	24,2	12,6	23,6
<b>Critère d'Akaike<sup>a</sup> (modèle univarié)</b>	782	827	737
<b>Retards de l'écart RLTP retenus</b>	0, 2, 3, 5, 6, 7, 8	0, 2, 3, 5, 8	1, 2
<b>Somme des coefficients de l'écart RLTP</b>	0,0935	-0,0789	0,199
<b>Test F (modèle bivarié RLTP)</b>	0,000	0,003	0,019
<b><math>R^2</math> ajusté (en pourcentage)</b>	42,1	21,3	27,1
<b>Critère d'Akaike (modèle bivarié RLTP)</b>	751	803	753
<b>Retards de l'écart RLTP retenus</b>	0, 1, 2, 3, 4, 5, 6	0, 1, 2, 3, 5	0, 1, 2, 3, 5, 6, 8
<b>Somme des coefficients de l'écart RLTP</b>	0,5523	0,217	0,255
<b>Test F (modèle bivarié RLTP)</b>	0,000	0,000	0,000
<b><math>R^2</math> ajusté (en pourcentage)</b>	60,1	69,3	59,0
<b>Critère d'Akaike (modèle bivarié RLTP)</b>	706	683	664

a. Critère que l'on cherche à minimiser.

## 5. Conclusions

Dans ce document, nous avons discuté essentiellement de deux méthodes d'estimation de l'écart de production. La première (RLTP), qui découle de la méthode de décomposition proposée par Blanchard et Quah (1989), associe l'écart de production à la composante cyclique de la production. La deuxième méthode que nous proposons (RLTPI) contraint l'écart de production à correspondre à la partie de la composante cyclique de la production associée à des changements de tendance de l'inflation.

Les applications de ces méthodes aux économies américaine, canadienne, française et allemande révèlent plusieurs faits intéressants :

- Les chocs affectant la production de manière transitoire rendent compte de l'essentiel des mouvements de tendance de l'inflation dans les trois pays (quoique un peu moins en Allemagne et au Canada). Ce fait semble indiquer qu'il est raisonnable de restreindre l'écart de production à être la composante cyclique de la production (méthode RLTP) ou une partie de cette composante (méthode RLTPI). Ce résultat laisse croire également que l'hypothèse de neutralité à long terme des chocs de politique monétaire est valable pour ces pays.
- Les chocs RLTPI rendent compte d'une part importante des changements de tendance de l'inflation mais d'une part plus modeste de la variance de la production. Cela montre que ce serait une erreur pour les autorités monétaires ciblant l'inflation tendancielle de réagir fortement à toutes les variations de la production de peur que celles-ci soient associées à des changements de tendance de l'inflation<sup>20</sup>. Cela indique aussi que la méthode RLTPI pourrait s'avérer utile pour des autorités monétaires cherchant à éviter des changements de tendance de l'inflation.
- Il est sans doute important pour les autorités monétaires de tenir compte de l'incertitude entourant l'estimation de l'écart de production. L'utilisation de VAR estimés de façon contrainte ne semble pas permettre de réduire cette incertitude.

---

20. Bien sûr, des autorités monétaires pour qui la stabilisation de la production serait aussi un objectif pourraient choisir de réagir à des chocs affectant la production mais pas l'inflation.



- Sur la base de l'estimation de modèles indicateurs de l'inflation simples, il semble que les écarts de production RLTPI (davantage que les écarts RLTP) ont un bon pouvoir explicatif de l'inflation.

Les applications présentées dans ce document sont surtout des illustrations de ce que les diverses méthodes explorées peuvent donner. Il ne fait pas de doute que le praticien pourrait trouver des moyens d'améliorer ces applications. Parmi les avenues de recherche à explorer à cette fin, on compte l'estimation de VAR contraints d'une manière différente de celle que nous présentons ici (l'approche bayésienne par exemple) et l'utilisation d'une approche VARMA, plutôt que VAR, pour modéliser explicitement la composante moyenne mobile des séries.

Une autre avenue de recherche à explorer serait de permettre aux paramètres des modèles de formes réduite estimés de varier dans le temps. Comme il a été mentionné précédemment, les tests de changement structurel que nous avons effectués ne permettent pas de rejeter la stabilité des modèles estimés. Cependant, ce résultat pourrait refléter le peu de puissance des tests de changement structurel<sup>21</sup>.

---

21. Il est notamment possible que l'adoption de cibles d'inflation au Canada au début des années 1990 ait changé la relation entre certaines variables ainsi que leurs caractéristiques univariées. Pour une discussion des données empiriques concernant de tels changements, voir par exemple St-Amant et Tessier (1998b). Dans ce cas, on pourrait vouloir modifier les hypothèses concernant le niveau d'intégration de ces variables et/ou estimer des modèles à paramètres variables. Le cas échéant, il faudrait cependant démontrer que les hypothèses effectuées dans la présente étude ne sont pas la meilleure approximation possible.



## Bibliographie

- Andrews, D.W.K. (1993) « Tests for Parameter Instability and Structural Change with Unknown Change Point », *Econometrica*, vol. 61, p. 821-856.
- Armour, J., W. Engert et B. S. C. Fung (1996). « Overnight Rate Innovations as a Measure of Monetary Policy Shocks in Vector Autoregressions », document de travail 96-4, Banque du Canada.
- Baxter, M. et R. G. King (1995). « Measuring Business Cycles: Approximate Band-Pass Filters for Economic Time Series », Working Paper No. 5022, National Bureau of Economic Research, Cambridge (MA).
- Béranger, F. et G. Galati (1997). « Comments on: "The Measurement of the output gap: a discussion of the recent research done at the Bank of Canada" by Pierre St-Amant and Simon van Norden ». In : Conference Papers, Vol. 4, Banque des règlements internationaux.
- Beveridge, S. et C. R. Nelson (1981). « A New Approach to the Decomposition of Economic Time Series into Permanent and Transitory Components with Particular Attention to Measurement of the Business Cycle », *Journal of Monetary Economics*, vol. 7, p. 151-174.
- Blanchard, O. J. et D. Quah (1989). « The Dynamic Effect of Aggregate Demand and Supply Disturbances », *American Economic Review*, vol. 79, p. 655-673.
- Braun, P. A. et S. Mittnik (1993). « Misspecifications in vector autoregressions and their effects on impulse responses and variance decompositions », *Journal of Econometrics*, vol. 59, p. 319-341.
- Butler, L. (1996). « A Semi-Structural Method to Estimate Potential Output: Combining Economic Theory with a Time-Series Filter », Rapport technique n<sup>o</sup> 77, Banque du Canada.
- Cochrane, J. H. (1994). « Permanent and Transitory Components of GNP and Stock Prices », *Quarterly Journal of Economics*, vol. 61, p. 241-265.
- Cogley, T. et J. Nason (1995). « Effects of the Hodrick-Prescott filter on Trend and Difference Stationary Time Series: Implications for Business Cycle Research », *Journal of Economic Dynamics and Control*, vol. 19, p. 253-278.
- Dupasquier C., A. Guay, et P. St-Amant (1997). « A Comparison of Alternative Methodologies for Estimating Potential Output and the Output Gap ». document de travail 97-5. Banque du Canada. À paraître dans le *Journal of Macroeconomics*.
- Engle, R. F. et C. W. J. Granger (1987). « Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing », *Econometrica*, vol. 55, p. 251-276.

- Evans, G. et L. Reichlin (1994). « Information, Forecasts, and Measurement of the Business Cycle », *Journal of Monetary Economics*, vol. 33, p. 233-54.
- Faust, J. et E. M. Leeper (1997). « When do Long-run Identifying Restrictions Give Reliable Results? », *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 15, p. 345-353.
- Granger, C. W. J. (1966) « The Typical Spectral Shape of an Economic Variable », *Econometrica*, vol. 34, p.150-161.
- Guay, A. et P. St-Amant (1996) « Do Mechanical Filters Provide a Good Approximation of Business Cycles? », Rapport technique n° 78, Banque du Canada.
- Hodrick, R. J. et E. C. Prescott (1997). « Postwar U. S. Business Cycles: An Empirical Investigation », *Journal of Money, Credit, and Banking*, vol. 26, p. 1-16.
- King, R. G., G. H. Plosser, J. H. Stock, and M. W. Watson (1991). « Stochastic Trends and Economic Fluctuations », *American Economic Review*, vol. 81, p. 819-840.
- Lalonde, R. (1998). « Le PIB potentiel des États-Unis et ses déterminants : la productivité de la main-d'oeuvre et le taux d'activité », document de travail 98-13, Banque du Canada.
- Laxton, D. and R. Tetlow (1992). *A Simple Multivariate Filter for the Measurement of Potential Output*, Rapport technique n° 59, Banque du Canada.
- Leeper, E. M., C. A. Sims and T. Zha (1996). « What Does Monetary Policy Do? », *Brookings Papers on Economic Activity*, vol. 2, p. 1-63.
- Lippi, M., et L. Reichlin (1993). « The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances: Comment », *American Economic Review*, vol. 83, p. 644-652.
- Lippi, M. et L. Reichlin (1994). « Diffusion of Technical Change and the Decomposition of Output into Trend and Cycle », *Review of Economic Studies*, vol. 61, p. 19-30.
- Lütkepohl, H. et D. S. Poskitt (1996). « Specification of Echelon-Form Varma Models », *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 14, p. 69-79.
- Nelson, C. R. et C. Plosser (1982). «Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series», *Journal of Monetary Economics*, vol. 10, p. 139-167.
- Perron, P. (1989). « The Great Crash, the Oil Price Shock and the Unit Root Hypothesis », *Econometrica*, vol. 57, p. 1336-1401.
- Phillips, P. C. B. (1998). « Impulse Response and Forecast Error Variance Asymptotics in Nonstationary VARs », *Journal of Econometrics*, vol. 83, p. 22-56.
- Quah, D. (1992). « The Relative Importance of Permanent and Transitory Components: Identification and Some Theoretical Bounds », *Econometrica*, vol. 60, p. 107-118.

- Schwert, G. W. (1987). « Effects of Model Specification on Tests for Unit Roots in Macroeconomic Data », *Journal of Monetary Economics*, vol. 20, p. 1037-1087.
- Shapiro, M. D. and M. W. Watson (1988). « Sources of Business Cycle Fluctuations », Working Paper No. 2589, National Bureau of Economic Research, Cambridge (MA).
- Staiger, D., J. Stock, et M. W. Watson (1996). « How Precise are Estimates of the Natural Rate of Unemployment? », Présenté au Monetary Policy and Low Inflation Conference, National Bureau of Economic Research.
- Stock, J. H. et M. W. Watson (1998). « Forecasting Inflation », miméo.
- St-Amant, P. et D. Tessier (1998a). « A Discussion of the Reliability of Results Obtained with Long-Run Identifying Restrictions », document de travail 98-4, Banque du Canada.
- St-Amant, P. et D. Tessier (1998b). « Résultats empiriques multi-pays relatifs à l'impact des cibles d'inflation sur la crédibilité de la politique monétaire » à paraître comme document de travail de la Banque du Canada.
- St-Amant, P. et S. van Norden (1997). *Measurement of the Output Gap: A Discussion of Recent Research at the Bank of Canada*, Rapport technique n<sup>o</sup> 79. Banque du Canada.
- Svensson, L. (1997). « Inflation Forecast Targeting: Implementing and Monitoring Inflation Targets », *European Economic Review*, vol. 43, p. 1111-1146.
- van Norden, S. (1995). « Why is it so Hard to Measure the Current Output Gap? », miméo. Banque du Canada.
- Watson, M. W. (1986). « Univariate Detrending Methods with Stochastic Trends », *Journal of Monetary Economics*, vol. 18, p. 49-75.
- Weber, C. E. (1995). « Cyclical Output, Cyclical Unemployment, and Okun's Coefficient: a New Approach », *Journal of Applied Econometrics*, vol. 10, p. 433-445.



# 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

98-21	Une nouvelle méthode d'estimation de l'écart de production et son application aux États-Unis, au Canada et à l'Allemagne	René Lalonde, Jennifer Page et Pierre St-Amant
98-20	Evaluating Alternative Measures of the Real Effective Exchange Rate	Robert Lafrance, Patrick Osakwe, et Pierre St-Amant
98-19	Can a Matching Model Explain the Long-Run Increase in Canada's Unemployment Rate?	A. Hornstein and M. Yuan
98-18	The Sale of Durable Goods by a Monopolist in a Stochastic Environment	G. Srouf
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

*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](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/)