

Document de travail 94-9 / Working Paper 94-9

**Symétrie des chocs touchant les régions canadiennes  
et choix d'un régime de change**

Alain DeSerres et René Lalonde

Banque du Canada



Bank of Canada



Novembre 1994

**Symétrie des chocs touchant les régions canadiennes  
et choix d'un régime de change**

Alain DeSerres et René Lalonde

Département des Relations internationales

Banque du Canada

Ottawa, Ontario, Canada

K1A 0G9

Téléphone : (613) 782-7334

Télocopieur : (613) 782-7658

Internet : [adeserres@bank-banque-canada.ca](mailto:adeserres@bank-banque-canada.ca)

Les opinions exprimées dans cette étude sont celles des auteurs et n'engagent pas la Banque du Canada. Prière d'adresser toute correspondance relative au contenu du document à Alain DeSerres.

## **Remerciements**

Nous remercions Robert Lafrance, Pierre St-Amant et Simon van Norden pour leurs commentaires et suggestions, ainsi que Jeff Gable pour l'aide technique qu'il nous a apportée. Nos remerciements vont également à Eddy Cavé pour sa contribution à la rédaction de l'étude.

ISSN : 1192-5434

ISBN : 0-662-99492-2

*Imprimé au Canada sur du papier recyclé*

**Table des matières**

Résumé	iv
Abstract	v
1. Introduction	1
2. Méthodologie	4
2.1 Identification des chocs structurels	4
2.2 Identification des composantes communes et spécifiques des chocs	8
3. Les données	11
4. Résultats	12
4.1 Sources des fluctuations de la production	12
4.2 Degré de symétrie des chocs structurels	14
4.3 Effets dynamiques des chocs structurels	19
4.4 Rapidité de l'ajustement des prix	20
5. Conclusions	21
Annexe 1 : La procédure d'identification des chocs structurels	24
Annexe 2 : Tests de racine unitaire et de cointégration	26
Annexe 3 : Réaction du PIB aux chocs structurels d'écart type	29
Annexe 4 : Réaction de l'IPC aux chocs structurels d'écart type	30
Bibliographie	31



## Résumé

Dans la présente étude, les auteurs tentent de vérifier si le principal avantage du taux de change flexible entre le Canada et les États-Unis, qui est de permettre un ajustement rapide du taux de change réel après un choc asymétrique, se manifeste autant sur le plan régional que sur le plan national. Pour ce faire, ils essaient de déterminer si les chocs subis par les différentes régions canadiennes ont une composante commune significative et surtout si celle-ci est plus importante que la composante commune aux chocs subis par les États-Unis.

Dans une première étape, ils identifient dans les diverses régions canadiennes et aux États-Unis les chocs de demande réels et monétaires ainsi que les chocs d'offre, en imposant certaines restrictions aux effets que ces chocs peuvent avoir à long terme sur le niveau de la production, des prix et des encaisses réelles. Dans une deuxième étape, à partir de l'estimation d'un modèle d'espace d'état, les auteurs identifient, pour chacune des régions ainsi que pour les chocs réels d'offre et de demande examinés séparément, une composante commune à l'ensemble des régions canadiennes, une composante commune aux chocs américains et une composante spécifique à chaque région.

De façon générale, les résultats montrent que tous les types de chocs touchant les régions canadiennes sont statistiquement reliés à la composante commune canadienne des chocs et que, dans plusieurs cas, celle-ci dépasse en importance la composante spécifique. De plus, la composante commune canadienne est toujours beaucoup plus importante que la composante commune aux chocs américains.

## Abstract

The authors attempt to determine whether the primary advantage of the flexible exchange rate between Canada and the United States -- the rapid adjustment of the real exchange rate following an asymmetrical shock -- is as evident at the regional as at the national level. They try to determine whether the shocks experienced in different regions of Canada have a significant common component and, above all, whether that component is more important than the component common to a shock to the U.S. economy.

First, the authors identify real and monetary demand and supply shocks which affect the various Canadian regions and the shocks which affect the United States. They impose certain restrictions on the long-term effects that these shocks can have on production levels, prices and real balances. Next, for each region, and for the real supply and demand shocks individually, the authors use estimates from a state-space model to identify a common component to the shocks for the Canadian regions as a whole, a component specific to each individual region, and a component common to the American shocks.

In general, the results show that the specific types of shock experienced in each of the Canadian regions are statistically linked to the common component of all the Canadian shocks and that, in many cases, the common Canadian component is more significant than the specific regional component. In addition, the common Canadian component is always much more important than the component common to the American shocks.





## ***1.0 Introduction***

Certains économistes ont relancé ces derniers temps le débat relatif au choix d'un régime de change pour le Canada, en préconisant le retour à un taux de change fixe entre le Canada et les États-Unis<sup>1</sup>. Chaque fois que ce débat refait surface, il se pose la question de savoir si les avantages qu'aurait le Canada à adopter un taux de change fixe par rapport au dollar américain n'en dépasseraient pas les coûts<sup>2</sup>. Afin d'apporter une réponse éclairée à cette question, il peut être avantageux de l'examiner dans le cadre de la littérature relative aux zones monétaires optimales. Sur la base des travaux de Mundell (1961), McKinnon (1963) et Kenen (1969), la théorie traditionnelle des zones monétaires optimales a défini plusieurs conditions suivant lesquelles il peut être avantageux pour un groupe de régions ou de pays de former une union monétaire.

En bref, la théorie exposée par Mundell (1961) enseigne que certaines régions feront partie d'une zone monétaire optimale si la mobilité interrégionale des facteurs est suffisamment élevée pour que l'ajustement à des chocs asymétriques (c'est-à-dire dont les effets sur la production dans chaque région vont dans des sens opposés ou encore dans le même sens, mais ont une amplitude différente) se fasse sans nécessiter d'importants changements de prix relatifs. L'hypothèse implicite est que si la mobilité des facteurs est suffisamment restreinte pour que des ajustements de prix relatifs soient inévitables, il est probable qu'en l'absence de taux de change flexibles, l'ajustement ne se réalise qu'au prix d'importants déséquilibres sur les marchés de la production et de l'emploi, ce, en raison de la lenteur de l'ajustement du niveau des prix. Autrement dit, alors que certaines régions verront le taux de chômage augmenter, d'autres connaîtront des conditions de demande excédentaire jusqu'à ce que les prix relatifs se soient suffisamment ajustés pour que l'équilibre se rétablisse.

Cela donne à penser que, dans un contexte où la mobilité de certains facteurs est limitée et où les prix globaux ne s'ajustent que graduellement, les avantages liés à l'adoption d'un taux de change flexible dépendront directement du degré d'asymétrie des chocs affectant les régions concernées. Par conséquent, afin d'évaluer les coûts potentiels d'un régime de taux

- 
1. Voir Fortin (1993), Courchene (1993) et Grady (1993). Pour un survol des principaux arguments évoqués récemment en faveur d'un régime de taux de change fixe ou flexible, le lecteur consultera Lafrance et van Norden (1993).
  2. Les partisans d'une politique de taux de change fixe n'osent pas aller jusqu'à défendre l'idée d'une union monétaire, même si, à plusieurs égards, cela permet de profiter beaucoup plus des avantages du taux de change fixe.

de change fixe du dollar canadien par rapport à son pendant américain, il est utile d'examiner empiriquement le degré d'asymétrie des chocs entre le Canada et les États-Unis.

Dans une étude analysant le choix d'un régime de change pour les pays signataires de l'Accord de libre échange nord-américain (ALENA), Bayoumi et Eichengreen (1993b) sont arrivés à la conclusion qu'une large proportion de chocs subis par le Canada sont de nature asymétrique par rapport à ceux subis par les États-Unis. Comme la mobilité de certains facteurs de production entre les deux pays est plutôt restreinte, on doit s'attendre à ce que l'ajustement aux chocs asymétriques nécessite un changement du taux de change réel bilatéral Canada-États-Unis. Par conséquent, en l'absence d'un taux de change flexible, un tel ajustement doit nécessairement passer par un changement des prix relatifs, ce qui, en présence de rigidités nominales, engendrera une volatilité accrue de la production et de l'emploi au Canada. Dans un tel contexte, on pourrait conclure, sur la base du critère de la symétrie des chocs, que le Canada ne devrait pas s'engager dans un régime de taux de change fixe<sup>3</sup>. Toutefois, avant d'arriver à une telle conclusion, il faut rappeler que le Canada lui-même constitue une union monétaire composée de diverses régions et donc que les avantages d'un régime de taux de change flexible entre le Canada et les États-Unis doivent se manifester autant sur le plan régional que sur le plan national<sup>4</sup>.

De façon plus concrète, l'argument en faveur du taux de change flexible basé sur le degré d'asymétrie des chocs entre le Canada et les États-Unis n'est valable que dans la mesure où il existe une composante commune significative dans les chocs touchant les différentes régions canadiennes. La raison est que si la composante commune des chocs affectant chacune des régions canadiennes est relativement plus importante que la composante commune aux chocs affectant l'ensemble des États-Unis, on peut penser, sur la base de ce critère, qu'un régime de taux de change fixe entre le Canada et les États-Unis est susceptible d'entraîner d'importants coûts d'ajustement non seulement pour le Canada dans son ensemble, mais également pour ses régions. Par contre, si le degré de symétrie des chocs affectant les régions canadiennes n'est pas plus élevé que celui observé entre le Canada et les États-Unis, le

---

3. Même si cette conclusion ne tient pas compte des avantages d'une union monétaire, il est bon de souligner que la plupart des avantages microéconomiques liés à l'abandon du taux de change flexible n'apparaissent qu'à partir du moment où il y a une véritable union monétaire, c'est-à-dire après l'adoption d'une monnaie unique entre les régions ou pays participants; cette formule va beaucoup plus loin que l'adoption d'un régime de taux de change fixe, qui n'élimine pas totalement l'incertitude et ne réduit pas beaucoup les coûts de transaction. Pour une discussion plus approfondie de cette question, voir Fenton et Murray (1993).

4. Cette idée est partagée par Courchene (1993).

principal avantage d'un taux de change flexible pour le Canada, qui est de faciliter l'ajustement du taux de change réel, perd une bonne partie de sa valeur.

Le but premier de cette étude est donc de répondre aux questions suivantes : Les chocs subis par les différentes régions canadiennes ont-ils une importante composante symétrique? Si oui, celle-ci est-elle plus importante que la composante -- de ces mêmes chocs - symétrique par rapport aux chocs subis par l'économie des États-Unis?

Pour estimer le degré d'asymétrie des chocs entre, d'une part, les différentes régions canadiennes et, d'autre part, entre chacune de ces régions et les États-Unis, on fait appel à la méthodologie en deux étapes utilisée par Chamie, DeSerres et Lalonde (1994) à des fins de comparaison entre les pays d'Europe et les régions américaines et par Lalonde et St-Amant (1993) dans une étude sur le choix d'un régime de taux de change au Mexique. Dans la première étape, nous procédons, pour chaque région canadienne de même que pour les États-Unis, à l'estimation d'un système d'autorégression vectorielle (VAR) trimestriel comportant trois variables : la croissance de la production (PIB), l'inflation (IPC) et la croissance de la monnaie (M1). Puis, en appliquant l'approche de Blanchard et Quah (1989), nous faisons appel à des restrictions de long terme afin d'identifier trois types de chocs structurels, soit les chocs d'offre, les chocs de demande réels et les chocs monétaires. Dans une deuxième étape, à partir de l'estimation d'un modèle d'espace d'état, nous identifions séparément, pour les chocs d'offre et de demande, une composante commune à l'ensemble des régions canadiennes, une composante spécifique à chaque région et une composante associée aux chocs américains, qui sont considérés comme prédéterminés<sup>5</sup>.

Par ailleurs, un des objectifs fondamentaux de cette étude consiste non seulement à examiner les sources des fluctuations de la production dans chacune des régions, mais également à évaluer la vitesse d'ajustement de la production et des prix aux trois types de chocs structurels identifiés. Une évaluation de la flexibilité des prix est utile dans la mesure où, dans le cadre d'une union monétaire, le fardeau de l'ajustement du taux de change réel repose entièrement sur la variation des prix relatifs. Plus les prix sont flexibles, moins cet ajustement entraîne de fluctuations de la production et de l'emploi.

Pour les fins de l'étude, nous avons décomposé le Canada en six régions : les provinces de l'Atlantique, le Québec, l'Ontario, les Prairies (Manitoba et Saskatchewan),

5. Le fait de traiter les chocs américains comme prédéterminés revient simplement à supposer que ceux-ci ne sont pas significativement distincts des chocs «nord-américains» communs.

l'Alberta et la Colombie-Britannique. De façon générale, les résultats montrent que tous les types de chocs touchant les six régions canadiennes sont statistiquement reliés à la composante symétrique canadienne des chocs et que, dans plusieurs cas, cette composante dépasse en importance la spécifique (ou asymétrique). De plus, la composante symétrique des chocs canadiens (c'est-à-dire celle commune à l'ensemble des régions canadiennes) est toujours beaucoup plus importante que la composante commune aux chocs d'une région en particulier et aux chocs américains. Ces résultats indiquent que la plupart des régions canadiennes auraient à subir des coûts d'ajustement plus importants (volatilité accrue du chômage et de la production) dans l'hypothèse où le Canada adopterait un régime de taux de change fixe par rapport au dollar É.-U., et ce, malgré les disparités régionales existant au Canada.

Le reste de l'étude est divisée en 5 sections. La prochaine section présente la méthodologie. La section 3 analyse la base de données. La section 4 présente et analyse les résultats. Les principales conclusions suivent à la section 5.

## ***2.0 Méthodologie***

La section méthodologique se divise en deux parties. La première décrit la procédure d'identification des chocs d'offre, des chocs de demande réels et des chocs monétaires dans chacune des régions (ou pays). La deuxième présente les modèles d'espace d'état utilisés pour identifier les composantes communes (aux États-Unis d'une part et au Canada d'autre part) et les composantes spécifiques des chocs préalablement identifiés.

### ***2.1 Identification des chocs structurels***

Pour obtenir une évaluation pertinente du degré d'asymétrie des chocs, il est primordial d'éliminer le mieux possible les effets des chocs monétaires puisque, dans le cas où ceux-ci représenteraient une source importante de fluctuations à court terme de la production, ils pourraient diluer la qualité de l'information relative au degré d'asymétrie des chocs réels. Par exemple, dans le cadre de l'union monétaire, il ne peut y avoir de chocs spécifiques attribuables à la politique monétaire, puisque celle-ci est commune à l'ensemble des membres. Par conséquent, pour éviter de biaiser à la hausse le degré de symétrie des chocs, il est important de pouvoir isoler l'effet de ces chocs sur la production. Une façon de le faire serait d'évaluer le niveau d'asymétrie des chocs d'offre uniquement dans l'hypothèse où ces derniers ne dépendent pas de la politique monétaire. Cette méthode ne permettrait pas, par contre, de mesurer le degré d'asymétrie d'une importante catégorie de chocs, soit les chocs modifiant la composition de la

demande globale, tout en n'ayant qu'un effet négligeable à long terme sur la production. Notre système à trois variables nous permet de pallier à cet inconvénient.

Afin de mesurer l'importance relative de trois sources possibles de fluctuations de la production, soit les chocs d'offre, les chocs monétaires et les chocs de demande non monétaires, nous appliquons la méthode de décomposition de Blanchard et Quah (1989) à un système autorégressif formé de trois variables. Ainsi, pour chacun des pays, nous supposons que le taux de croissance de l'indice de la production industrielle ( $y$ ), de l'indice des prix à la consommation ( $p$ ) et d'un agrégat monétaire ( $m$ ) suivent un processus stochastique stationnaire qui dépend de trois types de chocs orthogonaux et non autocorrélés : les chocs d'offre ( $\varepsilon_s$ ), les chocs de demande réels ( $\varepsilon_d$ ), et les chocs monétaires ( $\varepsilon_m$ ).

Ce modèle peut être écrit sous forme de moyennes mobiles de la façon suivante :

$$\Delta x_t = A_0 \varepsilon_t + A_1 \varepsilon_{t-1} + \dots = \sum_{i=0}^{\infty} A_i \varepsilon_{t-i} = A(L) \quad (1)$$

où,

$$\varepsilon_t = \begin{bmatrix} \varepsilon_s \\ \varepsilon_d \\ \varepsilon_m \end{bmatrix} \text{ et } \Delta x_t = \begin{bmatrix} \Delta y_t \\ \Delta p_t \\ \Delta m_t \end{bmatrix}$$

De plus, pour des fins de simplification, les variances des chocs structurels sont normalisées de sorte que :

$$E(\varepsilon_t \varepsilon_t) = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{bmatrix}$$

Dans le but d'identifier ce modèle structurel, nous estimons dans un premier temps la forme réduite autorégressive (VAR) du modèle :

$$\Delta x_t = \Pi_1 \Delta x_{t-1} + \dots + \Pi_q \Delta x_{t-q} + e_t \quad (2)$$

où  $q$  est le nombre de retards<sup>6</sup> et  $e_t$ , un vecteur de résidus estimés

$$\text{et } E(e_t e_t') = \begin{bmatrix} \sigma_{11} & \sigma_{12} & \sigma_{13} \\ \sigma_{21} & \sigma_{22} & \sigma_{23} \\ \sigma_{31} & \sigma_{32} & \sigma_{33} \end{bmatrix} = \Sigma$$

Étant donné que le processus stochastique est stationnaire, l'équation 2 peut être représentée sous forme de moyennes mobiles<sup>7</sup> :

$$\Delta x_t = e_t + C_1 e_{t-1} + \dots = \sum_{i=0}^{\infty} C_i e_{t-i} = C(L) \quad (3)$$

Les résidus de la forme réduite du modèle sont donc liés aux résidus structurels par la relation suivante :

$$e_t = A_0 \varepsilon_t \quad (4)$$

Il découle de cette relation que

$$E(e_t e_t') = A_0 E(\varepsilon_t \varepsilon_t') A_0' \quad (5)$$

et donc que

$$\Sigma = A_0 A_0' \quad (6)$$

Nous devons toujours identifier les chocs structurels  $\varepsilon$  à partir de l'information obtenue lors de l'estimation du VAR (équation 2), c'est-à-dire à partir des chocs de forme réduite  $e_t$  et de leur variance  $\Sigma$ . En vertu de l'équation 4, la solution passe par l'identification

- 
6. Le test du ratio de vraisemblance ajusté en fonction des échantillons de petite taille a été utilisé pour choisir  $q$ .
  7. Si certaines variables étaient cointégrées, nous aurions à utiliser des restrictions supplémentaires. Les résultats des tests de stationnarité et de cointégration sont présentés à l'Annexe 2.

de la matrice  $A_0$ , qui doit se faire à partir de la relation 5. Nous avons un système de  $n^2$  inconnues (où  $n$  est égal au nombre de variables dépendantes du modèle), et la relation 5 comporte  $((n^2 - n)/2) + n$  équations, puisque  $\Sigma$  est une matrice symétrique. Nous avons donc besoin de  $(n^2/2) - (n/2)$  restrictions. Par conséquent, nous devons imposer trois restrictions supplémentaires pour obtenir une identification complète du système.

Une approche utilisée fréquemment consiste à appliquer la décomposition de Choleski à la matrice  $\Sigma$ . Dans notre cas, cette décomposition revient à supposer que la structure de simultanéité entre les variables est récursive. Dans la plupart des cas, un tel choix est tout à fait arbitraire et peut affecter de façon importante l'interprétation que l'on donnera aux résultats.

L'approche proposée à l'origine par Blanchard et Quah (1989) consiste plutôt à imposer des restrictions à la matrice des effets à long terme des chocs structurels. Il découle des équations (1) et (4) que la matrice des effets à long terme des chocs de forme réduite  $(C(1))^8$  est reliée à la matrice équivalente des chocs structurels  $(A(1))$  de la façon suivante :

$$A(1) = C(1)A_0 \quad (7)$$

où la matrice  $C(1)$  est calculée à partir des VAR estimés. La relation (6) comporte autant d'équations que d'inconnues additionnelles (c'est-à-dire les éléments de la matrice  $A(1)$ ). Nous devons donc imposer aux variables dépendantes du modèle trois restrictions relatives aux effets à long terme des chocs d'offre et des chocs de demande (réels et monétaires). Deux de ces restrictions sont que les chocs de demande (réels et monétaires) n'ont pas d'effet permanent sur le niveau de la production. Ces restrictions sont compatibles avec l'opinion voulant que la production potentielle dépende uniquement de facteurs liés à l'offre globale comme, par exemple, les chocs de productivité ou les chocs démographiques<sup>9</sup>.

Nous introduisons une troisième restriction pour distinguer les chocs monétaires des autres chocs de demande. À cet égard, nous faisons l'hypothèse que les chocs monétaires ont le même effet permanent sur la masse monétaire et sur les prix, de telle sorte qu'ils n'entraînent pas à long terme de variations des encaisses réelles<sup>10</sup>. Cette restriction implique

---

8.  $C(1)$  est la valeur polynomiale  $C(L)$  pour  $L=1$ .

9. Pour une discussion plus détaillée du réalisme de ce type de restrictions, voir Blanchard et Quah (1989).

10. Une telle restriction s'applique uniquement dans le cas des chocs d'offre de monnaie puisqu'on s'attend normalement à ce qu'un choc de demande de monnaie ait un effet à long terme sur les encaisses réelles.

que la monnaie est neutre à long terme. Ainsi, tout choc qui aura un impact significatif sur les encaisses réelles, mais négligeable sur la production à long terme, sera interprété comme un choc de demande réel. Bien que cette caractéristique puisse s'appliquer à différents types de chocs, de façon générale, nous interprétons un choc de demande réel comme un choc de courbe IS, c'est-à-dire un choc pouvant entraîner une modification des composantes de la demande globale, sans toutefois affecter de façon significative le niveau de production globale à long terme. L'Annexe 2 explique la manière de résoudre le système d'équations correspondant aux trois restrictions imposées au modèle structurel.

Il est à noter qu'aucune restriction n'est imposée aux effets à long terme des chocs d'offre sur la monnaie et les prix. On s'attend à ce qu'un choc d'offre positif entraîne une hausse permanente des encaisses réelles. Par ailleurs, étant donné que l'on associe un choc de demande réel à un déplacement de courbe IS, on s'attend à ce qu'un choc positif entraîne une baisse permanente des encaisses réelles<sup>11</sup>. D'autre part, aucune restriction n'est imposée quant à l'effet à court terme des chocs sur les variables du système. Cependant, en interprétant les chocs de façon spécifique, nous faisons implicitement l'hypothèse que leurs effets à court terme seront compatibles avec nos attentes théoriques. Ainsi, on s'attend à ce que la production et les prix présentent une corrélation positive en réaction à un choc de demande et une corrélation négative après un choc d'offre. De plus, un choc monétaire devrait en principe influencer la production de façon significative avec un retard plus important que dans le cas d'un choc de demande réel. Bien qu'il ne soit pas possible de tester directement ces hypothèses, nous pouvons au moins vérifier si la réaction des variables du système est conforme aux attentes.

## ***2.2 Identification des composantes communes et spécifiques des chocs***

L'objectif principal de cette démarche consiste à évaluer si les chocs touchant chacune des régions ont une composante commune à l'ensemble des régions (composante canadienne) plus importante que leur composante commune aux chocs subis par les États-Unis<sup>12</sup>. À cette fin, nous estimons séparément un modèle d'espace d'état pour chacun des types

11. Si les chocs de demande réels étaient dominés par des chocs de demande de monnaie, on s'attendrait à ce que le niveau des encaisses réelles augmente à long terme, plutôt que de diminuer.
12. Jusqu'à maintenant, nous avons utilisé de façon interchangeable les termes «commun» (par opposition à spécifique) et «symétrique» (par opposition à asymétrique). En réalité, les deux termes ne sont pas strictement équivalents. Comme il sera précisé un peu plus loin, alors que les chocs spécifiques sont asymétriques par définition, les chocs d'origine commune peuvent être symétriques ou asymétriques selon le signe du coefficient qui y est associé dans le modèle.



de chocs<sup>13</sup>. L'objectif du modèle d'espace d'état consiste à décomposer les chocs structurels (identifiés au préalable) de chacune des régions canadiennes en trois composantes : une commune à l'ensemble des régions canadiennes, une deuxième commune aux chocs touchant les États-Unis dans leur ensemble et une dernière spécifique à chaque région.

Pour les fins de la présentation de la méthodologie, nous appliquons l'exemple qui suit à un modèle décomposant les chocs de demande réels de deux régions (A et B) en composantes liées aux chocs américains et en composantes communes et spécifiques, chacune de ces composantes étant inobservables. *L'équation de mesure* du modèle d'espace d'état associe les variables dépendantes du modèle aux différentes variables inobservables  $\alpha_t$  et aux chocs américains exogènes  $ed_t^{us}$ .

$$\begin{bmatrix} ed_t^a \\ ed_t^b \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} z_{11} & 1 & 0 \\ z_{21} & 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \alpha_{1t} \\ \alpha_{2t} \\ \alpha_{3t} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \beta_{11} \\ \beta_{21} \end{bmatrix} [ed_t^{us}] \quad (8)$$

$$\text{où, } E(\alpha\alpha') = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & Q_{22} & 0 \\ 0 & 0 & Q_{33} \end{bmatrix} \quad (9)$$

Il est important de mentionner que, dans les modèles que nous estimons, les composantes inobservables  $\alpha$  n'ont aucune dynamique, puisque les variables dépendantes du modèle n'ont par nature aucune persistance<sup>14</sup>.

À partir d'une décomposition des chocs de demande de la région A ( $ed_t^a$ ) et de la région B ( $ed_t^b$ ), le modèle permet d'identifier une composante commune ( $\alpha_{1t}$ ), une composante spécifique à la région A ( $\alpha_{2t}$ ), une composante spécifique à la région B ( $\alpha_{3t}$ ) et une composante liée aux chocs américains, qui sont considérés comme prédéterminés par rapport aux chocs affectant les régions canadiennes. Aux fins d'identification, les chocs communs et

13. Étant donné que les chocs d'offre, les chocs de demande et les chocs monétaires ne sont pas corrélés, nous les traitons séparément. Pour une présentation approfondie des modèles d'espace d'état, voir Harvey (1981).

14. Puisque nos variables observables sont des résidus provenant des estimations de VAR, celles-ci ne sont pas autocorrélées. Ceci explique l'absence d'une équation de transition que l'on retrouve normalement dans la spécification du modèle d'espace d'état.

spécifiques sont par hypothèse non corrélés. Dans le but de normaliser les unités de mesure des variables inobservables, nous avons considéré la variance des chocs communs aux régions canadiennes comme égale à l'unité. Les variables inobservables sont générées par le filtre de Kalman<sup>15</sup>.

Pour mesurer l'importance relative des trois composantes des chocs de demande (réels et monétaires) et des chocs d'offre, nous effectuons une décomposition de la variance des chocs structurels. Cette décomposition est effectuée à partir de la variance estimée des chocs de chaque région. À titre d'exemple, l'équation (10) présente la variance des chocs de demande de la région A, conformément à la spécification des équations (8) et (9).

$$VAR(ed_a) = z_{11}^2 + \beta_{11}^2 + Q_{22} \quad (10)$$

Étant donné que les différentes composantes des chocs ne sont pas corrélées, la proportion de la variance des chocs d'une région canadienne expliquée par la composante commune canadienne est donnée par le terme suivant :

$$z_{11}^2 / (z_{11}^2 + \beta_{11}^2 + Q_{22}) \quad (11)$$

De plus, les coefficients  $z_{11}$  et  $z_{12}$  déterminent dans quelle mesure les chocs des régions A et B sont reliés à la composante commune. Plus particulièrement, les chocs d'une région particulière qui sont communs à l'ensemble des régions seront symétriques (asymétriques) si le coefficient associé à la composante commune des chocs (c'est-à-dire le coefficient  $z_{11}$  dans le cas de la région A) est de signe positif (négatif). Ainsi, alors que les chocs spécifiques sont asymétriques par définition, le caractère symétrique ou asymétrique des chocs communs dépend du signe du coefficient.

De façon similaire, la proportion de la variance des chocs expliquée par les chocs américains est donnée par le terme suivant :

$$\beta_{11}^2 / (z_{11}^2 + \beta_{11}^2 + Q_{22}) \quad (12)$$

---

15. Pour une présentation du filtre de Kalman, voir Harvey (1981). Comme l'ont indiqué Engle et Watson (1983), les paramètres du modèle sont estimés par la méthode du maximum de vraisemblance via les algorithmes E.M. et Scoring.

Si  $z_{11}^2 > \beta_{11}^2$  et que  $z_{11}$  et  $\beta_{11}$  sont de signe positif, nous interprétons ces résultats comme reflétant le fait que les chocs de demande affectant une région canadienne particulière (c'est-à-dire la région A dans cet exemple) ont une composante commune aux chocs de l'ensemble des régions canadiennes plus importante que la composante commune aux chocs touchant les États-Unis.

### 3.0 Les données

Pour mesurer la production trimestrielle réelle par province, nous utilisons les données provinciales du PIB réel au coût des facteurs publiées par le Conference Board du Canada. La période couverte par ces données va du premier trimestre de 1961 au dernier trimestre de 1992. Pour le stock de monnaie, nous utilisons l'agrégat monétaire M1 publié par le Fonds monétaire international (FMI).

En ce qui a trait aux données des prix, il existe deux indices de prix provinciaux publiés selon une fréquence trimestrielle : l'IPC et le dégonfleur du PIB au coût des facteurs, indices provenant tous deux du Conference Board du Canada<sup>16</sup>. Après un examen des données, nous en sommes venus à la conclusion que les données des dégonfleurs comportaient plusieurs anomalies et que, conséquemment, les IPC provinciaux semblaient beaucoup plus fiables<sup>17</sup>. Nous avons donc estimé les modèles en utilisant l'IPC régional trimestriel. La période échantillonnale est la même que pour les données des PIB provinciaux au coût des facteurs. Le Canada est décomposé en six régions : l'Atlantique (composée des quatre Provinces maritimes), le Québec, l'Ontario, les Prairies (formées du Manitoba et de la Saskatchewan), l'Alberta et la Colombie-Britannique. Pour l'Atlantique et les Prairies, nous avons construit l'IPC régional sur la base de l'IPC de chacune des provinces formant une région et nous l'avons pondéré selon la proportion de chacune des provinces dans le PIB régional. Pour ce qui est des données américaines, nous avons utilisé l'indice de la production industrielle, l'IPC (produits tous les deux par Data Resources Inc.) et les chiffres de la masse monétaire M1 (provenant du FMI).

---

16. En effet, les indices de prix à la consommation fournis par Statistique Canada sont des indices établis par ville et non pas par province. Le Conference Board fournit un indice global, établi par province. Quant à l'indice implicite de la dépense intérieure brute, il n'est disponible auprès de Statistique Canada que sur une base nationale.

17. Heureusement, les données du PIB réel par province ne dépendent pas des indices implicites et, de l'avis même du Conference Board, elles sont beaucoup plus fiables que ces indices.

Les restrictions inhérentes à notre méthodologie supposent certaines hypothèses concernant le processus stochastique des données utilisées dans cette étude. Pour tester ces hypothèses et pour déterminer le niveau d'intégration des variables, nous avons présenté à l'Annexe 2 les résultats de plusieurs tests de racine unitaire et de cointégration. À part les résultats ambigus obtenus pour le niveau d'intégration des prix en vigueur dans les régions canadiennes, les résultats d'aucun autre test ne vont à l'encontre des restrictions utilisées. La prochaine section présente les résultats des modèles utilisant les prix régionaux.

#### ***4.0 Résultats***

Cette section est divisée en quatre parties. La première présente les résultats relatifs aux sources des fluctuations de la production des régions canadiennes et des États-Unis. La deuxième analyse le degré de symétrie des chocs touchant les différentes régions canadiennes. La troisième traite des effets dynamiques des différents chocs et la dernière, de la rapidité de l'ajustement de la production et des prix.

##### ***4.1 Sources des fluctuations de la production***

Dans le but d'analyser les sources des fluctuations de la production des différentes régions canadiennes, nous avons présenté au Tableau 1 les résultats de la décomposition de la variance de la production. Ces éléments permettent d'évaluer, pour plusieurs horizons temporels, l'importance relative des différents chocs dans les fluctuations de la production. Il est à noter qu'en vertu des restrictions imposées, seuls les chocs d'offre ont un effet permanent sur la production. Par conséquent, la proportion de la variance de la production expliquée par les chocs d'offre tend graduellement vers 100 % à mesure que l'horizon temporel tend vers l'infini. De plus, étant donné que les trois types de chocs structurels sont par hypothèse non corrélés, la proportion de la variance de la production expliquée par les chocs de demande (réels et monétaires) est simplement égale à 100 %, moins la part attribuable aux chocs d'offre.

Le premier fait à noter est qu'indépendamment de l'horizon temporel, les chocs d'offre constituent la source dominante des fluctuations de la production de l'Atlantique, des Prairies et de l'Alberta. Par contre, il faut un délai de deux à trois ans pour que les chocs d'offre touchant le Québec, la Colombie-Britannique et les États-Unis deviennent la principale cause de fluctuation de la production. Dans le cas de l'Ontario, même si les chocs de demande prédominent à court terme, les chocs d'offre constituent une source de fluctuations de la production relativement plus importante qu'au Québec, de sorte qu'après un an, l'importance relative des chocs d'offre dépasse celle des chocs de demande.



Il est intéressant de noter que, conformément à nos attentes, les décompositions de variance donnent généralement à penser que l'effet des chocs monétaires se fait réellement sentir après un délai d'un à deux ans. Contrairement aux chocs monétaires, c'est pendant la période initiale que l'influence relative des chocs de demande réels sur la production prend son ampleur maximale. Ainsi, l'effet des chocs de demande réels diminue graduellement après l'impact. Finalement, les résultats montrent que les chocs de demande réels expliquent généralement une plus large part des fluctuations de la production des régions ou pays étudiés que les chocs monétaires.

#### ***4.2 Degré de symétrie des chocs structurels***

Cette section présente les résultats des modèles d'espace d'état décomposant les chocs de demande (réels et monétaires) et les chocs d'offre structurels en composantes communes et spécifiques. Le Tableau 2 montre les décompositions de la variance des trois types de chocs structurels. Dans l'ensemble, les résultats montrent que la composante commune canadienne est statistiquement beaucoup plus importante que la composante américaine dans la décomposition de la variance des chocs. Nous observons ce résultat pour toutes les régions canadiennes et pour les deux types de chocs réels structurels (offre et demande).

Premièrement, du côté de l'offre, les chocs subis par le Québec, l'Ontario et les provinces de l'Atlantique sont fortement liés à la composante commune canadienne (des chocs). En fait, moins de 50 % des chocs d'offre touchant ces trois régions sont asymétriques. Par contre, les trois régions formant l'Ouest canadien sont beaucoup moins fortement liées à cette composante commune.

Deuxièmement, du côté des chocs de demande réels, les régions affichant le degré de symétrie le plus élevé sont l'Atlantique, l'Alberta et les Prairies. Dans le cas des deux dernières régions, ce résultat s'explique en partie par la forte corrélation entre les chocs de demande réels de l'Alberta et des Prairies (0,63) et par la faible corrélation des chocs touchant le Québec, l'Ontario et la Colombie-Britannique.

Finalement, étant donné que la même variable monétaire est utilisée dans l'étape d'identification des sources des fluctuations dans chacune des régions (soit le stock de monnaie canadienne M1), on s'attend en principe à ce que le degré de symétrie des chocs monétaires soit très élevé. En fait, un résultat inverse mettrait en doute la fiabilité de la méthode. Les résultats

**Tableau 2: Décomposition de la variance des chocs structurels**

<b>Chocs d'offre</b> Contribution relative des trois composantes (en %)			
<b>Régions et pays</b>	<b>Chocs américains exogènes</b>	<b>Chocs communs canadiens</b>	<b>Chocs spécifiques</b>
<b>Atlantique</b>	0*	49	50
<b>Québec</b>	2*	56	42
<b>Ontario</b>	8	48	43
<b>Prairies</b>	1*	16	82
<b>Alberta</b>	0*	23	76
<b>Colombie-Britannique</b>	1*	20	78

<b>Chocs de demande réels</b> Contribution relative des trois composantes (en %)			
<b>Régions et pays</b>	<b>Chocs américains exogènes</b>	<b>Chocs communs canadiens</b>	<b>Chocs spécifiques</b>
<b>Atlantique</b>	2*	41	56
<b>Québec</b>	1*	11	88
<b>Ontario</b>	5	10	84
<b>Prairies</b>	0*	61	38
<b>Alberta</b>	4	57	39
<b>Colombie-Britannique</b>	0*	1	98

<b>Chocs monétaires</b> Contribution relative des trois composantes (en %)			
<b>Régions et pays</b>	<b>Chocs américains exogènes</b>	<b>Chocs communs canadiens</b>	<b>Chocs spécifiques</b>
<b>Atlantique</b>	4	76	20
<b>Québec</b>	5	83	11
<b>Ontario</b>	6	81	12
<b>Prairies</b>	4	81	14
<b>Alberta</b>	3*	51	46
<b>Colombie-Britannique</b>	8	83	8

présentés au Tableau 4 confirment le degré élevé de symétrie des chocs monétaires. En effet, mis à part l'Alberta, la composante commune canadienne de ces chocs explique de 75 à 88 % de la variance des chocs monétaires.

En analysant les résultats obtenus pour chacune des régions, nous remarquons qu'en moyenne, malgré le degré de symétrie beaucoup plus faible des chocs des régions de l'Ouest, la composante commune des chocs dépasse légèrement en importance les autres composantes dans les provinces centrales et dans la région de l'Atlantique, qui ensemble représentent plus de 60 % de la population. Pour le Québec et l'Ontario, le degré de symétrie relativement élevé peut s'expliquer par la structure industrielle nettement plus diversifiée de ces régions par rapport à celles des Prairies ou de l'Alberta<sup>18</sup>. À des fins de comparaison, nous reproduisons au Tableau 3 les résultats obtenus par Chamie, DeSerres et Lalonde (1994) pour les régions américaines et les pays d'Europe à partir d'une méthodologie similaire. Nous observons que le degré de symétrie des chocs entre les régions canadiennes est en moyenne supérieur (quoique dans une certaine mesure comparable) à celui obtenu pour les pays d'Europe, mais inférieur à celui estimé pour les régions américaines.

Ces résultats rejoignent en bonne partie ceux obtenus par Bayoumi et Eichengreen (1993), à l'aide d'une méthodologie similaire, pour les régions canadiennes et américaines et pour le Mexique<sup>19</sup>. En effet, ces chercheurs ont également utilisé la méthode de Blanchard et Quah pour identifier les chocs d'offre et de demande pour le Canada, qu'ils ont divisé en deux régions (l'Est et l'Ouest) ainsi que pour huit régions américaines et le Mexique. Comme c'est le cas pour nos résultats, ils observent, en ce qui a trait aux chocs d'offre, une faible corrélation entre l'Est et l'Ouest canadiens. De plus, selon leurs résultats, les chocs d'offre des deux régions canadiennes ne sont jamais fortement corrélés avec les chocs d'offre des principales régions américaines<sup>20</sup>.

18. Selon cet argument, le degré de symétrie relativement élevé des chocs d'offre dans la région de l'Atlantique peut paraître un peu surprenant.

19. Les résultats obtenus par ces auteurs reposent sur des données et des régions différentes. Pour les régions canadiennes (qui se limitent à l'Est et l'Ouest), les données utilisées sont celles de la dépense intérieure totale dans le cas de la production et celles de l'indice implicite de la DNB dans le cas des prix. Les données sont annuelles et couvrent la période 1970-1990.

20. Dans le cas des deux régions canadiennes, seuls les chocs d'offre de l'Ouest canadien affichent une corrélation positive non négligeable avec ceux du Mexique et de deux régions de l'Ouest américain, ce qui reflète vraisemblablement l'influence des chocs pétroliers. Par ailleurs, dans une autre étude portant sur le Canada et l'ensemble des États-Unis, Bayoumi et Eichengreen (1993b) observent une corrélation relativement élevée entre les chocs d'offre subis par les deux pays (-0,5); cette corrélation étant négative, elle indique en fait un degré élevé d'asymétrie.



**Tableau 3 : Décomposition de la variance des chocs structurels<sup>1</sup>**

<b>Régions des États-Unis</b>			
<b>Contribution relative de la composante commune (en %)</b>			
<b>Régions</b>	<b>Chocs d'offre</b>	<b>Chocs de demande réels</b>	<b>Chocs monétaires</b>
<b>Nouvelle-Angleterre</b>	0*	56	71
<b>Atlantique Centre</b>	59	86	97
<b>Région centrale du Nord-Est</b>	76	83	93
<b>Région centrale du Nord-Ouest</b>	71	85	94
<b>Atlantique Sud</b>	89	85	99
<b>Région centrale du Sud-Est</b>	89	95	96
<b>Région centrale du Sud-Ouest</b>	64	50	95
<b>Pacifique Nord</b>	62	66	80
<b>Pacifique Sud</b>	67	76	92
* Chocs qui ne sont pas statistiquement liés à la composante commune (seuil critique de 5 %).			

<b>Pays</b>	<b>Pays d'Europe</b>	
	<b>Contribution relative de la composante commune (en %)</b>	
	<b>Chocs d'offre</b>	<b>Chocs de demande réels</b>
<b>Allemagne</b>	51	51
<b>France</b>	12	22
<b>Royaume-Uni</b>	18	13
<b>Italie</b>	5*	5*
<b>Espagne</b>	25	12
<b>Pays-Bas</b>	13	26
<b>Belgique</b>	14	20
<b>Suisse</b>	44	37
<b>Autriche</b>	12	11
<b>Suède</b>	1*	4*
<b>Norvège</b>	0*	0*
<b>Portugal</b>	5*	28
<b>Grèce</b>	7*	0*
*Chocs qui ne sont pas statistiquement liés à la composante commune (seuil critique de 5 %)		

1. Résultats tirés de Chamie, DeSerres et Lalonde (1994)

Mis à part l'effet induit par la forte corrélation entre les chocs de demande réels de l'Alberta et des Prairies, le niveau de symétrie des chocs de demande réels touchant les régions canadiennes est beaucoup plus faible que celui des chocs d'offre. En fait, il est également beaucoup plus faible que le niveau de symétrie des chocs de demande observé pour les régions américaines et davantage comparable à celui que nous avons trouvé en Europe (Tableau 3).

Dans une large mesure, ces résultats rejoignent ceux obtenus par Poloz (1990), qui a montré que la variabilité des taux de change bilatéraux réels entre les provinces canadiennes était comparable (et dans certains cas supérieure) à celle observée entre les quatre plus grands pays européens. Quant à Bayoumi et Eichengreen (1993), ils obtiennent pour les chocs de demande une corrélation plus élevée que celle indiquée par nos résultats. Cela s'explique peut-être par le fait que, dans leur étude, ils ne font pas de distinction entre les chocs de demande réels et monétaires. Comme les chocs monétaires touchant l'Est et l'Ouest du Canada sont nécessairement fortement corrélés, la corrélation qu'ils obtiennent au niveau des chocs de demande ne fournit qu'une indication approximative et vraisemblablement biaisée à la hausse du degré de symétrie des chocs de demande non monétaires<sup>21</sup>.

Par ailleurs, la différence importante par rapport aux régions américaines reflète peut-être la grande autonomie dont jouissent les provinces canadiennes en matière de politique budgétaire, comparativement aux États américains. En principe, dans la mesure où elle est utilisée à des fins de stabilisation, la politique budgétaire devrait essentiellement réagir de façon endogène à des impulsions provenant d'autres secteurs et de ce fait elle ne devrait pas constituer en soi une source importante de chocs. C'est d'autant plus vrai que dans une union monétaire, la politique budgétaire comme outil permettant d'amortir l'effet de chocs défavorables peut jouer un rôle privilégié, en raison de l'absence d'une politique monétaire indépendante.

Toutefois, contrairement à la plupart des États américains, où le déficit budgétaire est interdit, la plupart des provinces canadiennes affichent un déficit budgétaire important et surtout qui persiste depuis plusieurs années. Dans cette perspective, il demeure possible qu'une importante portion des chocs de demande réels touchant les régions

---

21. Il convient de souligner qu'en aucun cas Bayoumi et Eichengreen ne cherchent à faire de distinction entre les chocs de demande monétaires et non monétaires et qu'ils sont en même temps conscients de la difficulté que cela pose lorsqu'ils examinent la corrélation des chocs de demande.

canadiennes puisse être le fruit de politiques budgétaires provinciales qui sont autonomes et peu coordonnées<sup>22</sup>. Quoiqu'il en soit, il n'est pas possible d'établir avec précision, dans le cadre d'un système à trois variables, de quel secteur provient la majorité des chocs autres que monétaires, mais dont l'effet à long terme sur la production est non significatif.

### *4.3 Effets dynamiques des chocs structurels*

Comme nous l'avons mentionné dans la section 2, notre méthodologie n'impose aucune restriction à la dynamique de court terme du modèle. De plus, plusieurs effets de long terme ne sont pas contraints à prendre une valeur particulière. Cette section a pour but de vérifier si les trois types de chocs identifiés à l'aide de restrictions de long terme ont des effets dynamiques de court terme compatibles avec l'interprétation structurelle que l'on en fait. Dans le cas où les résultats iraient systématiquement à l'encontre de certaines attentes théoriques, on pourrait mettre en doute l'utilité de la méthode de décomposition.

L'Annexe 3 présente les réactions de la production des six régions canadiennes aux chocs structurels d'écart type. Pour toutes les régions, les trois types de chocs ont, comme on s'y attendait, un effet positif sur la production à court terme<sup>23</sup>. Il est intéressant de constater que les chocs monétaires atteignent leur effet maximal après un délai de 4 à 8 trimestres, conformément à ce que l'on devrait attendre. Par contre, l'effet maximal des chocs de demande réels survient à l'impact, ce qui est également conforme à nos attentes.

Les graphiques présentés à l'Annexe 4 montrent que l'ajustement des prix aux chocs structurels d'écart type est graduel et lisse pour l'ensemble des régions. Comme on le prévoyait, les chocs de demande (réels et monétaires) ont un effet positif sur les prix à court et à long terme. Quel que soit l'horizon temporel, les chocs d'offre ont un effet négatif sur les prix, sauf en Alberta. Pour ce qui est de cette dernière, l'effet initial sur les prix est négatif, mais l'effet permanent des chocs d'offre sur les prix est positif. Ce résultat qui, à première vue, va à l'encontre de l'intuition, pourrait s'expliquer par l'importance du secteur pétrolier dans l'économie de cette province et par la fréquence et l'ampleur des chocs affectant ce secteur au

---

22. D'ailleurs, la crainte que la création d'une union monétaire n'accentue le problème des déficits publics «excessifs» dans certains pays membres fait l'objet de discussions dans les études publiées à ce sujet [voir notamment Wyplasz (1991), Masson et Taylor (1992) et Eichengreen (1993)].

23. Sauf pour l'Alberta et l'Atlantique où il faut un délai de quelques trimestres pour que les chocs monétaires aient un effet positif sur la production. Malgré ce délai, l'effet cumulé sur la production est positif.

cours de la période examinée. Alors qu'un renchérissement non prévu du pétrole constitue un choc défavorable pour l'ensemble des régions, il entraîne plutôt une augmentation de la production globale en Alberta, reflétant ainsi la prédominance du secteur pétrolier dans cette province. Du point de vue de l'Alberta, on peut donc interpréter une variation soudaine du prix du pétrole comme un choc de demande auquel réagit de façon endogène la production à long terme.

#### **4.4 Rapidité de l'ajustement des prix**

Le degré d'asymétrie des chocs joue un rôle important dans l'évaluation des coûts d'un régime de taux de change fixe, uniquement dans la mesure où des rigidités empêchent les niveaux de prix de s'ajuster rapidement, retardant ainsi l'ajustement nécessaire du taux de change réel. Dans le but de mesurer la rapidité de cet ajustement, nous présentons au Tableau 4 une évaluation de la pente de la courbe d'offre, mesurée à l'impact. En fait, cette pente est égale au ratio de l'effet d'un choc de demande réel sur les prix à l'effet sur la production. Nous utilisons un choc de demande réel, puisque, contrairement à un choc monétaire, celui-ci a son effet maximal sur la production à l'impact.

**Tableau 4 : Pente de la courbe d'offre**

<b>Régions et pays</b>	<b>Pente de la courbe d'offre mesurée à l'impact</b>
<b>Colombie-Britannique</b>	0,07
<b>Québec</b>	0,15
<b>Ontario</b>	0,20
<b>États-Unis</b>	0,25
<b>Atlantique</b>	0,78
<b>Alberta</b>	0,90
<b>Prairies</b>	1,01

Selon les résultats publiés au Tableau 4, les Prairies, l'Alberta et l'Atlantique ont une courbe d'offre dont la pente est nettement plus accentuée que celle des autres régions. Ainsi, pour ces trois régions, l'ajustement du taux de change réel implique généralement moins de fluctuations de la production que dans les provinces centrales et surtout qu'en Colombie-Britannique, en raison de la flexibilité accrue du niveau de prix. Cela permet de compenser en partie le fort degré d'asymétrie des chocs d'offre que nous observons plus particulièrement dans les Prairies et en Alberta. Parallèlement, il explique en grande partie pourquoi les chocs de demande sont une source de fluctuations de la production plus importante au Québec, en Colombie-Britannique et en Ontario que dans les autres régions canadiennes.

## **5.0 Conclusions**

Le but principal de cette étude consiste à évaluer si les chocs subis par les différentes régions canadiennes ont une composante commune significative et surtout si celle-ci est plus importante que la composante symétrique par rapport aux chocs subis par les États-Unis. Pour ce faire, nous avons adopté une méthodologie à deux étapes. Dans un premier temps, nous avons estimé un système VAR comprenant la croissance de la production, l'inflation et la croissance de la monnaie pour chaque région canadienne séparément, ainsi que pour l'ensemble des États-Unis. Par la suite, à partir de restrictions imposées aux effets de long terme, nous avons décomposé les résidus de forme réduite provenant du VAR en trois chocs structurels, soit les chocs d'offre, les chocs de demande réels et les chocs monétaires.

Dans l'ensemble, les résultats indiquent qu'une large proportion de la variance de la production à court terme est attribuable aux chocs d'offre (c'est-à-dire ayant un effet permanent sur la production) dans les provinces de l'Atlantique, dans les Prairies et en Alberta, alors que, dans les cas de l'Ontario, du Québec et de la Colombie-Britannique, les fluctuations de la production à court terme sont dominées par les chocs de demande réels (soit des chocs ayant un effet temporaire sur la production et permanent sur les encaisses réelles). Quant aux chocs monétaires (c'est-à-dire dont l'effet à long terme est nul, tant sur la production que sur les encaisses réelles), ils ont un effet non négligeable sur la production dans ces trois dernières provinces, mais seulement après un délai de quatre à huit trimestres.

Dans une deuxième étape, nous avons identifié, à l'aide d'un modèle d'espace d'état, pour chacun des chocs structurels séparément, une composante commune à l'ensemble des régions canadiennes, une composante commune aux chocs américains et une composante

spécifique à chaque région. Des résultats obtenus, nous pouvons tirer certaines conclusions. Premièrement, les chocs touchant les six régions canadiennes sont statistiquement reliés aux composantes communes canadiennes des chocs d'offre et de demande. De plus, la proportion de la variance des chocs structurels de chacune des régions expliquée par la composante commune canadienne est systématiquement plus grande que celle expliquée par la composante américaine. Chacune des régions canadiennes semble donc affectée par des chocs qui ont davantage de caractéristiques communes avec le reste du Canada qu'avec les États-Unis. La politique monétaire du Canada apparaît donc mieux adaptée à leurs besoins que celle des États-Unis. Ce résultat indique que les coûts d'ajustement -- en termes notamment de volatilité accrue de l'emploi et de la production -- seraient plus élevés pour les régions canadiennes si elles évoluaient dans un environnement où le taux de change du dollar canadien était fixé en fonction du dollar américain.

Deuxièmement, bien que le degré de symétrie des chocs d'offre entre les régions canadiennes soit dans l'ensemble relativement élevé, il demeure systématiquement plus faible que ce que nous observons pour les régions américaines et il varie beaucoup d'une région à l'autre. Ainsi, le degré de symétrie des chocs touchant l'Ontario, le Québec et l'Atlantique est beaucoup plus élevé que celui des chocs d'offre touchant les régions de l'Ouest canadien.

Troisièmement, à l'exception des Prairies et de l'Alberta, le degré de symétrie des chocs de demande réels entre les régions canadiennes est beaucoup plus faible que celui des chocs d'offre. En fait, le degré de symétrie de ces chocs est également beaucoup plus faible que celui des chocs de demande dans les régions américaines et davantage comparable à celui que nous retrouvons entre les principaux pays membres de l'Union européenne. Ce résultat pourrait provenir de la présence de chocs importants découlant de politiques budgétaires spécifiques.

Par ailleurs, bien que le faible degré de symétrie observé entre les chocs d'offre subis par chacune des régions canadiennes et ceux touchant les États-Unis puisse paraître surprenant à première vue, étant donné les liens étroits entre les deux économies, des résultats similaires ont été obtenus dans diverses études antérieures, notamment Lalonde et St-Amant (1993) pour l'ensemble du Canada et les régions américaines, Bayoumi et Eichengreen (1993a) pour les régions canadiennes et américaines et Bayoumi et Eichengreen (1993b) pour le Canada et les États-Unis. Bien que, du côté des chocs de demande, les résultats varient un peu plus d'une étude à l'autre, ceux-ci vont également dans le sens d'un faible degré de symétrie, surtout lorsque la distinction est faite entre les chocs de demande monétaires et non monétaires.

L'ensemble de ces résultats semble indiquer que la forte corrélation observée sur le plan de la production entre le Canada et les États-Unis ne vient pas tellement d'une source commune de fluctuations, mais plutôt de la transmission des chocs américains au Canada. Dans un tel contexte, il peut être intéressant de tenter d'évaluer l'importance relative des chocs extérieurs comme cause des fluctuations de la production canadienne et d'examiner le rôle traditionnel des taux de change (réel et nominal) comme mécanismes de transmission de ces chocs. Pour ce faire, on pourrait orienter les recherches futures sur le sujet davantage vers la spécification d'un modèle VAR structurel applicable à deux pays (Canada et États-Unis) et dont le taux de change serait une des variables. Cela permettrait peut-être d'identifier non seulement les chocs permanents et transitoires de la production mais également de déterminer s'ils sont d'origine externe ou interne. Il serait peut-être même possible d'évaluer dans quelle mesure le mécanisme de transmission des chocs d'un pays à l'autre aurait pu être influencé par l'adoption d'un autre régime de taux de change.





## Annexe 1 : La procédure d'identification des chocs structurels

Cette annexe expose le mode de résolution du système d'équations correspondant aux restrictions de la décomposition de Blanchard et Quah à trois variables. La notation est similaire à celle de la section 2. L'équation suivante montre la matrice des variables dépendantes du modèle :

$$\Delta x_t = \begin{bmatrix} \Delta y_t \\ \Delta p_t \\ \Delta m_t \end{bmatrix} \quad (\text{A-1})$$

La matrice des effets à long terme des chocs structurels a la forme suivante :

$$A(1) = \begin{bmatrix} A_{11} & 0 & 0 \\ A_{21} & A_{22} & A_{23} \\ A_{31} & A_{32} & A_{33} \end{bmatrix} \quad (\text{A-2})$$

Les éléments  $A_{12}$  et  $A_{13}$  sont égaux à 0 en raison du fait que les chocs de demande n'ont pas d'effet à long terme sur la production. De plus, la restriction selon laquelle les chocs monétaires n'ont pas d'effet permanent sur les encaisses réelles implique l'équation suivante :

$$A_{23} = A_{33} \quad (\text{A-3})$$

Dans le but de transformer la matrice des effets à long terme des chocs structurels pour lui donner une forme triangulaire, nous prémultiplions l'équation A-2 par la matrice B :

$$B = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & -1 \\ 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \quad (\text{A-4})$$

Nous obtenons donc la matrice  $A_2$  :

$$A_2 = BA(1) \quad (\text{A-5})$$

Nous avons également la relation suivante :

$$C(1)\Sigma C(1)' = A(1)A(1)' \quad (\text{A-6})$$

Étant donné l'équation A-5, nous savons que la relation suivante tient :

$$BC(1)\Sigma C(1)'B' = A_2A_2' \quad (\text{A-7})$$

Or,  $A_2$  est une matrice triangulaire. Ainsi, pour résoudre les éléments de  $A_2$ , nous n'avons qu'à calculer la décomposition de Choleski pour le membre gauche de l'équation A-7, puisque celui-ci est composé d'éléments connus. Dans un deuxième temps, nous prémultiplions  $A_2$  par l'inverse de  $B$  pour obtenir la matrice des effets à long terme  $A(1)$  :

$$A(1) = B^{-1}A_2 \quad (\text{A-8})$$

Par la suite, nous résolvons  $A_0$  :

$$A_0 = C(1)^{-1}A(1) \quad (\text{A-9})$$

Finalement, les chocs structurels sont identifiés à l'aide de la relation suivante :

$$\varepsilon_t = A_0^{-1}e_t \quad (\text{A-10})$$

## Annexe 2 : Tests de racines unitaires et de cointégration

Cette annexe présente les résultats des tests de racines unitaires et de cointégration. Les restrictions inhérentes à la décomposition de Blanchard et Quah que nous utilisons supposent la présence d'une racine unitaire dans le niveau de la production ainsi que dans la vélocité de la monnaie dans chacune des régions. Aux fins de modélisation, nous devons également déterminer le niveau d'intégration de chacune des variables utilisées. Pour toutes ces raisons, les Tableaux A2-1 et A2-2 présentent, respectivement pour le Canada et les États-Unis, les résultats des tests de l'hypothèse nulle de la présence d'une racine unitaire dans les niveaux du PIB, de l'inflation, de la vélocité de la monnaie<sup>24</sup> et du taux de croissance de M1<sup>25</sup>. Nous reproduisons plus loin les résultats des tests de Dickey-Fuller augmentés (ADF) et de Phillips-Perron (PP) relatifs à l'hypothèse nulle d'une racine unitaire. Le seuil de confiance utilisé est 5 %.

Les résultats des tests ADF et PP montrent que nous ne pouvons pas rejeter l'hypothèse nulle de la présence d'une racine unitaire dans le niveau de production des États-Unis et de chacune des régions canadiennes. Par contre, les résultats concernant le niveau d'intégration de l'inflation sont ambigus en ce qui a trait aux régions canadiennes. Pour celles-ci, le test ADF ne conduit pas à un rejet de l'hypothèse nulle d'une racine unitaire dans le niveau de l'inflation, alors que le test PP conclut à un rejet de cette hypothèse. Devant ce résultat ambigu, nous supposons que l'inflation est stationnaire dans chacune des régions. Il est à noter qu'à la fois le test PP et le test ADF rejettent l'hypothèse nulle de racine unitaire dans l'inflation aux États-Unis. Pour le Canada et pour les États-Unis, les tests ADF et PP concluent à un rejet de l'hypothèse nulle d'une racine unitaire pour le taux de croissance de M1. Finalement, les tests ADF et PP conduisent à la conclusion que l'on ne peut pas rejeter l'hypothèse nulle d'une racine unitaire dans le calcul de la vélocité de la monnaie dans chacune des régions ou pays.

---

24. La vélocité ( $v$ ) est implicitement construite à partir de l'équation suivante :

$$\log(v) = \log(\text{PIB}) + \log(\text{IPC}) - \log(\text{M1}).$$

25. Il est à noter que, selon les différents tests, les prix et M1 ne sont pas  $I(0)$ .

Tableau A2-1 Canada : Tests de racine unitaire

<b>Niveau du PIB<sup>a</sup></b>		
<b>Régions et pays</b>	<b>ADF</b>	<b>PP</b>
<b>Atlantique</b>	0,78	1,84
<b>Québec</b>	1,41	3,53
<b>Ontario</b>	1,45	4,07
<b>Prairies</b>	0,71	14,63
<b>Alberta</b>	0,80	1,17
<b>Colombie-Britannique</b>	1,97	5,44
<b>Niveau de l'inflation</b>		
<b>Atlantique</b>	1,80	<b>26,88</b>
<b>Québec</b>	2,14	<b>32,21</b>
<b>Ontario</b>	1,83	<b>25,97</b>
<b>Prairies</b>	1,83	<b>24,87</b>
<b>Alberta</b>	2,13	<b>23,99</b>
<b>Colombie-Britannique</b>	2,09	<b>28,17</b>
<b>Vélocité construite de la monnaie</b>		
<b>Atlantique</b>	0,24	0,26
<b>Québec</b>	0,17	0,50
<b>Ontario</b>	0,52	1,97
<b>Prairies</b>	0,15	1,31
<b>Alberta</b>	0,95	0,55
<b>Colombie-Britannique</b>	0,21	0,04
<b>Taux de croissance de M1</b>		
<b>Canada</b>	<b>104,72</b>	<b>5,66</b>

a. Les résultats favorables au rejet de l'hypothèse nulle d'une racine unitaire sont en caractères gras. Les bornes critiques des tests ADF et PP sont respectivement (en valeur absolue) de 2,89 et 13,7 pour un seuil de 5 %. Le nombre de délais des tests ADF a été déterminé à l'aide d'une procédure éliminant le dernier délai si celui-ci n'est pas significatif (statistique t). Le test PP utilise 6 délais. Les tests dont il est fait état n'incluent pas de tendance déterministe, sauf pour le niveau de la production, où les bornes critiques des tests ADF et PP sont respectivement de 3,45 et 20,7.

**Tableau A2-2 : États-Unis : Tests de racine unitaire**

<b>Variables<sup>a</sup></b>	<b>ADF</b>	<b>PP</b>
<b>Niveau de production</b>	3,24	10,76
<b>Niveau de l'inflation</b>	<b>3,04</b>	<b>19,67</b>
<b>Vélocité construite</b>	1,97	2,37
<b>Taux de croissance de M1</b>	<b>3,24</b>	<b>56,79</b>

a. Pour les informations concernant les tests, voir la note du Tableau A1-1.

Les restrictions à la base de notre méthodologie supposent également que les prix et la masse monétaire ne sont pas cointégrés. En effet, les chocs autres que les chocs monétaires peuvent avoir un effet permanent sur les encaisses réelles. Le Tableau A2-3 présente les résultats des tests de cointégration en deux étapes du type Engle-Granger. Les tests ADF et PP conduisent à la conclusion que l'on ne peut pas rejeter l'hypothèse de non-cointégration des prix et de la monnaie, et ce, pour aucune région (ou pays).

**Tableau A2-3 : Test de cointégration entre l'IPC et M1**

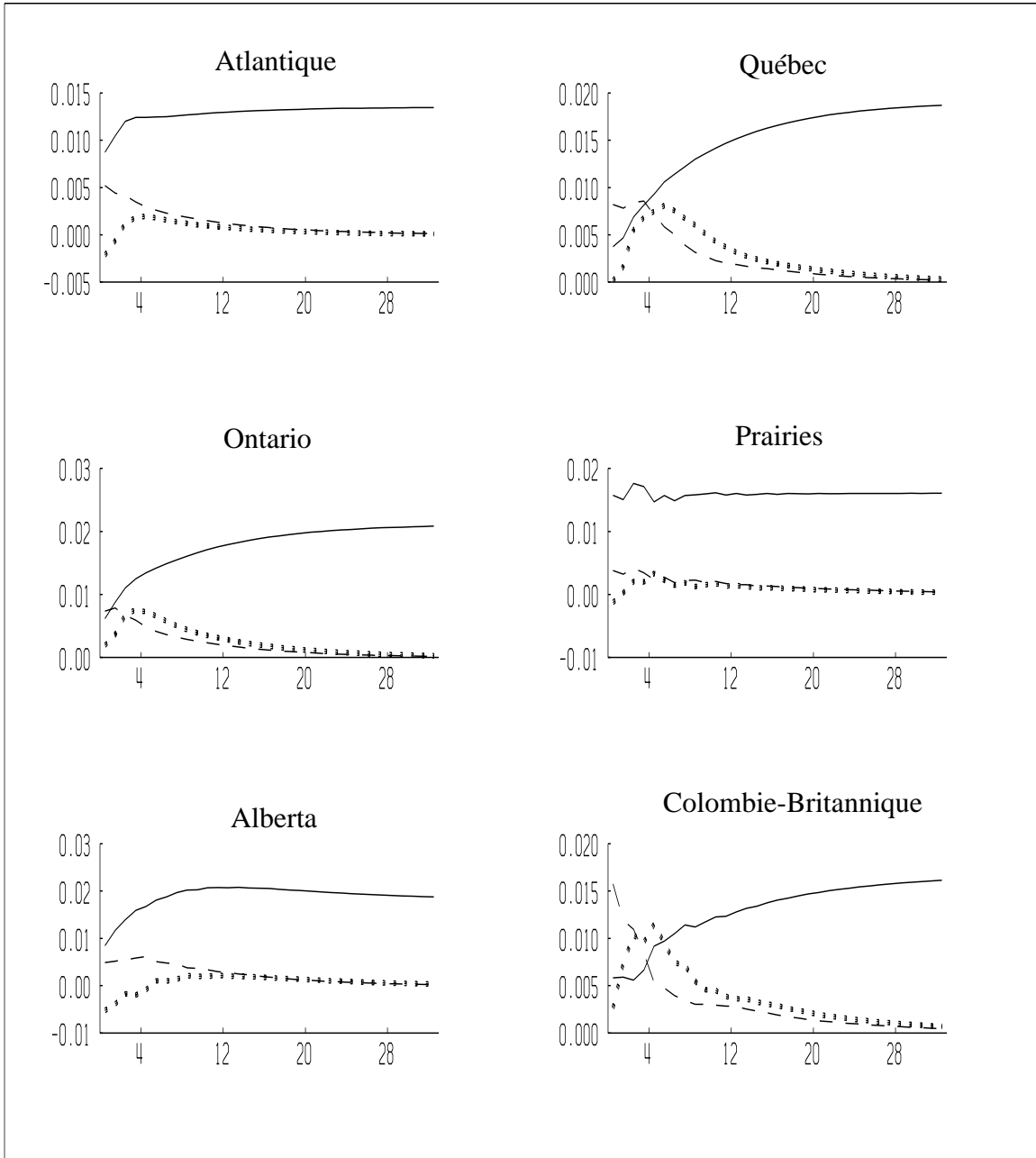
<b>Régions et pays<sup>a</sup></b>	<b>ADF</b>	<b>PP</b>
<b>Atlantique</b>	1,74	0,21
<b>Québec</b>	1,25	0,15
<b>Ontario</b>	1,67	0,21
<b>Prairies</b>	1,40	0,19
<b>Alberta</b>	1,45	0,23
<b>Colombie-Britannique</b>	1,08	0,18
<b>États-Unis</b>	1,70	2,11

a. Les résultats favorables au rejet de l'hypothèse nulle de non-cointégration sont en caractères gras. Les bornes critiques des tests ADF et PP sont respectivement et approximativement (en valeur absolue) de 3,37 et 20,5 pour un seuil de 5 %. Le nombre de délais des tests ADF a été déterminé à l'aide d'une procédure éliminant le dernier délai si celui-ci n'est pas significatif (statistique t). Le test PP utilise 6 délais. Les tests n'incluent pas de tendance déterministe.



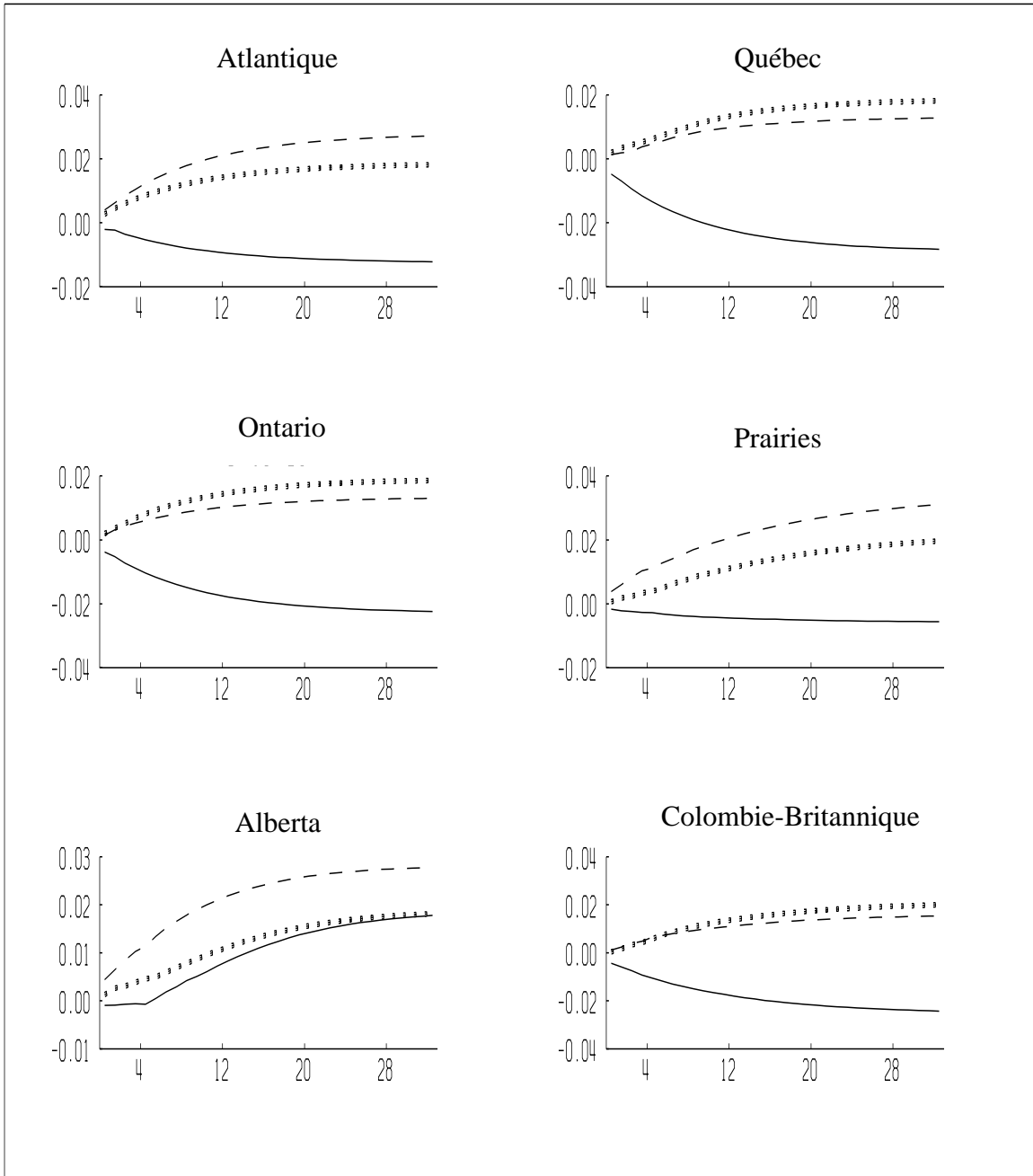
**Annexe 3 : Réaction du PIB aux chocs structurels d'écart type**

Chocs d'offre ———  
 Chocs de demande réels - - - - -  
 Chocs monétaires .....



**Annexe 4 : Réaction de l'IPC aux chocs structurels d'écart type**

Chocs d'offre ———  
 Chocs de demande réels -----  
 Chocs monétaires .....





## BIBLIOGRAPHIE

- Bayoumi, T. et B. Eichengreen (1993a). *One Money or Many? On Analyzing the Prospects for Monetary Unification in Various Parts of the World*, University of California at Berkely, Working Paper C93-030, novembre.
- Bayoumi, T. et B. Eichengreen (1993b). *Monetary and Exchange Rate Arrangements for NAFTA*, IMF Working Paper WP/93/20, mars.
- Blanchard, O.J. et D. Quah, (1989). «The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances», *American Economic Review* 79, p. 655-673.
- Chamie, N., A. DeSerres et R. Lalonde (1994). *Optimum Currency Areas and Shock Asymetry: A Comparison of Europe and the United States*, Banque du Canada, document de travail n<sup>o</sup> 94-1, janvier.
- Courchene, T. J. (1990). «One Flew Over the Crow's Nest», exposé fait devant l'Association des exportateurs canadiens, octobre.
- Eichengreen, B. (1993). «European Monetary Unification», *Journal of Economic Literature*, vol. 31, p. 1321-1357.
- Engle, R. F. and M. W. Watson (1983). «Alternative Algorithms for Estimation of Dynamic MIMIC, Factor and Time Varying Coefficient Regression Models», *Journal of Econometrics*, vol. 23, p. 385-400.
- Fenton, P. et J. Murray (1993). «Zones monétaires optimales : une invitation à la prudence», dans *Taux de change et économie*, publié sous la direction de John Murray, Banque du Canada, Ottawa.
- Grady, P. (1993). «Making Free-Trade Work by Fixing the Dollar», *Canadian Business Review*, 20/21, p. 29-32.
- Harvey, A. C. 1981. *The Econometric Analysis of Time Series*, Oxford, England, Philip Allen.

- Kenen, P. 1969. "The Theory of Optimum Currency Areas: an Eclectic View." Dans *Monetary Problems of the International Economy*. Conférence sur les problèmes monétaires internationaux, publié sous la direction de R. Mundell and A. K. Swoboda, p. 41-60, Chicago, University of Chicago Press.
- Lalonde, R. C. and P. St-Amant (1993). *Zones monétaires optimales : cas du Mexique et des États-Unis*, document de travail 93-12, Banque du Canada, Ottawa.
- Masson, P. R. et M. P. Taylor. (1992). *Common Currency Areas and Currency Unions: An Analysis of the Issues*, Discussion Paper 617, Centre for Economic Policy Research.
- McKinnon, R. I. (1963). «Optimum Currency Areas», *American Economic Review*, vol. 53, p. 717-724.
- Mundell, R. (1961). «A Theory of Optimum Currency Areas», *American Economic Review* vol. 51, p. 657-665.
- Poloz, S. (1990). *Real Exchange Rate Adjustment Between Regions in a Common Currency Area*, Banque du Canada, miméo, février.
- Wyplosz, C. (1991). *Monetary Union and Fiscal Policy Discipline*, Discussion Paper 488, Center for Economic Policy Research, janvier.

# Documents de travail de la Banque du Canada

## 1994

- 94-1 Optimum Currency Areas and Shock Asymmetry: A Comparison of Europe and the United States N. Chamie, A. DeSerres et R. Lalonde
- 94-2 A Further Analysis of Exchange Rate Targeting in Canada R. A. Amano et T. S. Wirjanto
- 94-3 The Term Structure and Real Activity in Canada B. Cozier et G. Tkacz
- 94-4 An Up-to-Date and Improved BVAR Model of the Canadian Economy D. Racette, J. Raynauld et C. Sigouin
- 94-5 Exchange Rate Volatility and Trade: A Survey A. Côté
- 94-6 The Dynamic Behaviour of Canadian Imports and the Linear-Quadratic Model: Evidence Based on the Euler Equation R. A. Amano et T. S. Wirjanto
- 94-7 L'endettement du secteur privé au Canada : un examen macroéconomique J.-F. Fillion
- 94-8 An Empirical Investigation into Government Spending and Private Sector Behaviour R. A. Amano et T. S. Wirjanto
- 94-9 Symétrie des chocs touchant les régions canadiennes et choix d'un régime de change A. DeSerres et R. Lalonde

## 1993

(On peut encore se procurer les études de 1993 non mentionnées ci-dessous.)

- 93-8 The Demand for M2+, Canada Savings Bonds and Treasury Bills K. McPhail
- 93-9 Stockout Avoidance Inventory Behaviour with Differentiated Durable Products P. H. Thurlow
- 93-10 The Dynamic Demand for Money in Germany, Japan and the United Kingdom R. A. Amano et T. S. Wirjanto
- 93-11 Modèles indicateurs du PIB réel pour quatre pays d'Europe et le Japon P. Gruhn et P. St-Amant
- 93-12 Zones monétaires optimales : cas du Mexique et des États-Unis R. Lalonde et P. St-Amant
- 93-13 Is Productivity Exogenous over the Cycle?: Some Canadian Evidence on the Solow Residual B. Cozier et R. Gupta
- 93-14 Certainty of Settlement and Loss Allocation with a Minimum of Collateral W. Engert
- 93-15 Oil Prices and the Rise and Fall of the U.S. Real Exchange Rate R. A. Amano et S. van Norden

Pour se procurer un exemplaire d'une étude publiée par la Banque du Canada, s'adresser à la :

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