

Bank of Canada.

/// Zones monétaires optimales : cas
du Mexique et des Etats-Unis / par
René Lalonde et Pierre St-Amant.
Nov. 1993.

BANK OF CANADA BANQUE DU CANADA



A00001011

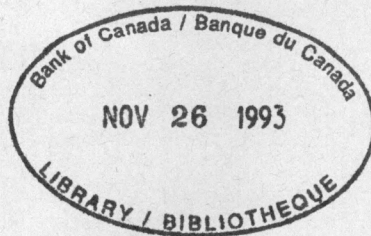
HC
2706
.A79
1993-12

Document de travail 93-12/Working Paper 93-12

LIBRARY FILE COPY
EXEMPLAIRE DE LA BIBLIOTHÈQUE

**Zones monétaires optimales : cas du
Mexique et des États-Unis**

par
René Lalonde et Pierre St-Amant



Banque du Canada



Bank of Canada

Novembre 1993

Zones monétaires optimales : cas du Mexique et des États-Unis

par

René Lalonde et Pierre St-Amant

Département des Relations internationales
Banque du Canada
Ottawa, Ontario, Canada
K1A 0G9

Tel. : (613) 782-7657

(613) 782-7386

Fax. : (613) 782-7658

Une version de cette étude a été présentée au congrès tenu en 1993 par la Société canadienne des sciences économiques (SCSE). Les points de vue qui y sont exposés sont ceux des auteurs et n'engagent en rien la Banque du Canada ni son personnel.

Remerciements

Nous remercions Nick Chamie pour l'aide qu'il nous a fournie dans l'estimation des modèles. Nous remercions également Simon van Norden, Alain DeSerres, Robert Amano et Robert Lafrance pour leurs suggestions. Nos remerciements vont également à John Murray, James Powell et Ianthi Vayid. Cette étude a aussi bénéficié des commentaires dont nous a fait part Michel Normandin, de l'Université du Québec à Montréal (UQAM), dans le cadre du congrès de la SCSE de 1993. Nous sommes cependant seuls responsables des erreurs que ce texte pourrait contenir.

ISSN: 1192-5434
ISBN: 0-662-98661-X

Imprimé au Canada sur du papier recyclé

Table des matières

Résumé/Abstract	v
1. Introduction	1
2. Historique de la politique de taux de change du Mexique	3
3. Zones monétaires optimales	6
4. Méthodologie	8
4.1 Identification des chocs structurels	8
4.2 Identification des chocs symétriques et asymétriques	11
5. Les données	14
6. Résultats	15
6.1 Importance relative des différents types de chocs	15
6.2 Analyse du degré de symétrie des chocs d'offre et de demande	17
6.3 Propagation dynamique des chocs structurels	19
6.4 Effet réel des chocs de demande	24
7. Conclusions	26
Bibliographie	29
Annexe 1 : Composition des neuf régions des États-Unis	31
Annexe 2 : Identification des paramètres du modèle	32
Annexe 3 : Tests de racine unitaire et de cointégration	34
Annexe 4 : Réaction des encaisses réelles et de la production aux chocs de demande monétaires et non monétaires	38
Annexe 5 : Pourcentage de la main-d'œuvre employée dans divers secteurs de l'économie mexicaine	39

Résumé

Cette étude traite du choix d'un régime de taux de change pour le Mexique en analysant l'optimalité d'une zone monétaire commune avec les États-Unis. Le critère utilisé est le niveau de symétrie des chocs d'offre et de demande touchant le Mexique, neuf sous-régions étasuniennes et le Canada, qui est considéré à titre de référence. Dans un premier temps, nous identifions les chocs d'offre et de demande (monétaires et non monétaires) à partir de restrictions imposées aux effets qu'ils ont à long terme sur l'indice de la production industrielle, l'indice des prix à la consommation et la masse monétaire. Ensuite, nous déterminons les composantes symétriques et asymétriques inobservables des chocs structurels à l'aide de modèles d'espace d'état («state-space»). Les résultats obtenus montrent que le Mexique est principalement touché par des chocs d'offre asymétriques au reste de l'Amérique du Nord, de sorte qu'il s'exposerait à des coûts d'ajustement importants s'il adoptait un taux de change fixe. Par contre, les coûts qu'il devrait supporter seraient limités par le fait que sa courbe d'offre agrégée de court terme a une pente relativement accentuée.

Abstract

In this study, we examine the choice of a exchange rate system for Mexico by analysing the optimality of a common currency area with the United States. The criterion used is the level of symmetry of supply and demand shocks affecting Mexico, nine subregions of the United States, and Canada (the latter for reference purposes). First, we identify supply shocks and monetary and non-monetary demand shocks by imposing restrictions on the long-run effects of these on the index of industrial production, the consumer price index and the money supply. Next, we identify the unobservable symmetric and asymmetric components of structural shocks using state-space models. The results show that Mexico is affected primarily by supply shocks that are asymmetric to those affecting the rest of North America. The country would therefore face significant adjustment costs by adopting a fixed exchange rate. However, the costs incurred would be limited by a short-term aggregated supply curve with a relatively steep slope.

1. Introduction

À la fin des années 70 et au cours des années 80, divers chocs et un manque de rigueur au niveau des politiques économiques ont conduit à de multiples dépréciations du peso mexicain. Cette devise, qui s'était échangée au taux fixe de 12,5 pesos par dollar É.-U. entre les années 50 et le milieu des années 1970, était tombée à un taux de 3 106 pesos par dollar à la fin de 1992. Les progrès récents du Mexique en matière de stabilisation macroéconomique lui permettent cependant d'envisager un retour à un régime de taux de change fixe avec les États-Unis. Cette option est défendue par plusieurs comme susceptible de donner une plus grande crédibilité à la politique monétaire du pays. Les accords récents de libéralisation commerciale, notamment avec les autres pays nord-américains, contribuent aussi à relancer le débat sur cette question. Un régime de taux de change fixe est en effet vu par certains comme un moyen, pour le Mexique, de tirer pleinement parti de la libéralisation de son commerce.

Pour déterminer si le Mexique devrait s'engager dans un régime de taux de change fixe vis-à-vis du dollar, il convient de se demander si les États-Unis et le Mexique forment une zone monétaire optimale. L'objectif de notre mémoire est de donner certains éléments de réponse à cette question à partir d'une analyse de la nature des chocs affectant l'économie du Mexique. Nous analysons ici le degré de symétrie des chocs de demande (monétaires et non monétaires) et des chocs d'offre affectant le Mexique, les États-Unis (décomposés en neuf régions)¹ et le Canada (considéré pour fins de comparaison)². Le fait de décomposer les chocs de demande en leurs composantes monétaires et non monétaires nous permet de déterminer le degré de symétrie des chocs de demande tout en excluant l'effet des chocs monétaires. Nous pouvons ainsi mieux mesurer le niveau de symétrie non seulement des chocs d'offre mais également des chocs de demande qui pourraient se produire à l'intérieur d'une union monétaire.

1. Pour une description des régions étasuniennes, voir l'Annexe 1.

2. Pour une analyse du cas canadien, plus détaillée mais faite à l'aide d'une méthodologie différente, voir Lalonde (1993).

Notre méthodologie comporte deux étapes. Dans un premier temps, pour chacun des pays (ou régions) pris séparément, nous estimons un VAR trimestriel formé des indices de la production industrielle, des prix à la consommation et d'un agrégat monétaire. Les chocs structurels de demande (monétaires et non monétaires) et d'offre sont identifiés à l'aide de la méthode de Blanchard et Quah (1989), qui repose sur l'imposition de restrictions sur leurs effets à long terme sur les variables dépendantes du modèle. L'estimation des VAR nous permet par ailleurs de reconstituer la dynamique de l'ajustement des économies considérées aux chocs qui les affectent.

Ensuite, nous avons estimé des modèles d'espace d'état («state space») pour décomposer les différents types de chocs affectant les économies du Mexique, des régions étasuniennes et du Canada en une composante commune et en composantes spécifiques qui sont toutes inobservables. Ces décompositions nous permettent d'évaluer le degré de symétrie des chocs affectant ces pays et régions.

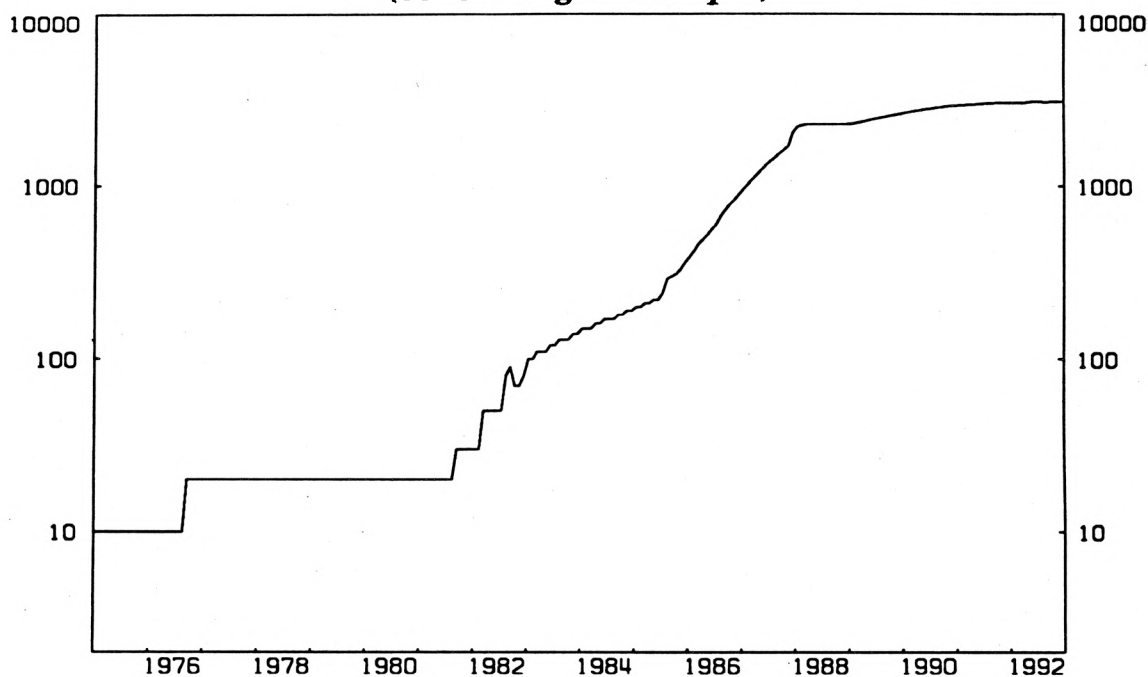
Nos résultats montrent que le Mexique est caractérisé par des chocs d'offre (principalement) et de demande distincts ou asymétriques par rapport à ceux qui affectent les États-Unis et le Canada. De ce point de vue, le Mexique pourrait faire face à des coûts élevés (en terme de chômage conjoncturel par exemple) s'il se privait d'une politique monétaire indépendante. La même conclusion s'impose en ce qui a trait au Canada. Cependant, l'ajustement économique aux chocs de demande et d'offre est généralement beaucoup plus rapide au Mexique qu'aux États-Unis ou au Canada. Cette apparente facilité d'ajustement de l'économie mexicaine pourrait contribuer à diminuer les coûts causés par la perte d'une politique monétaire indépendante en présence de chocs asymétriques importants.

La prochaine section consiste en un bref historique de la politique de taux de change du Mexique. La troisième section, quant à elle, est un survol rapide de la littérature relative aux zones monétaires optimales. La méthodologie est expliquée dans la quatrième section, alors que la cinquième section décrit les données utilisées. Les résultats sont présentés à la sixième section. Nous concluons ensuite.

2. Historique de la politique de taux de change du Mexique

Du milieu des années 50 au milieu des années 70, le taux de change du peso par dollar É.-U. est resté inchangé à 12,5. Au début des années 70, cependant, un relâchement des politiques financières des autorités mexicaines se traduisit par une hausse du taux d'inflation et une augmentation du déficit externe du Mexique. En 1976-1977, le peso dut être dévalué jusqu'à 22,6 pesos par dollar É.-U..

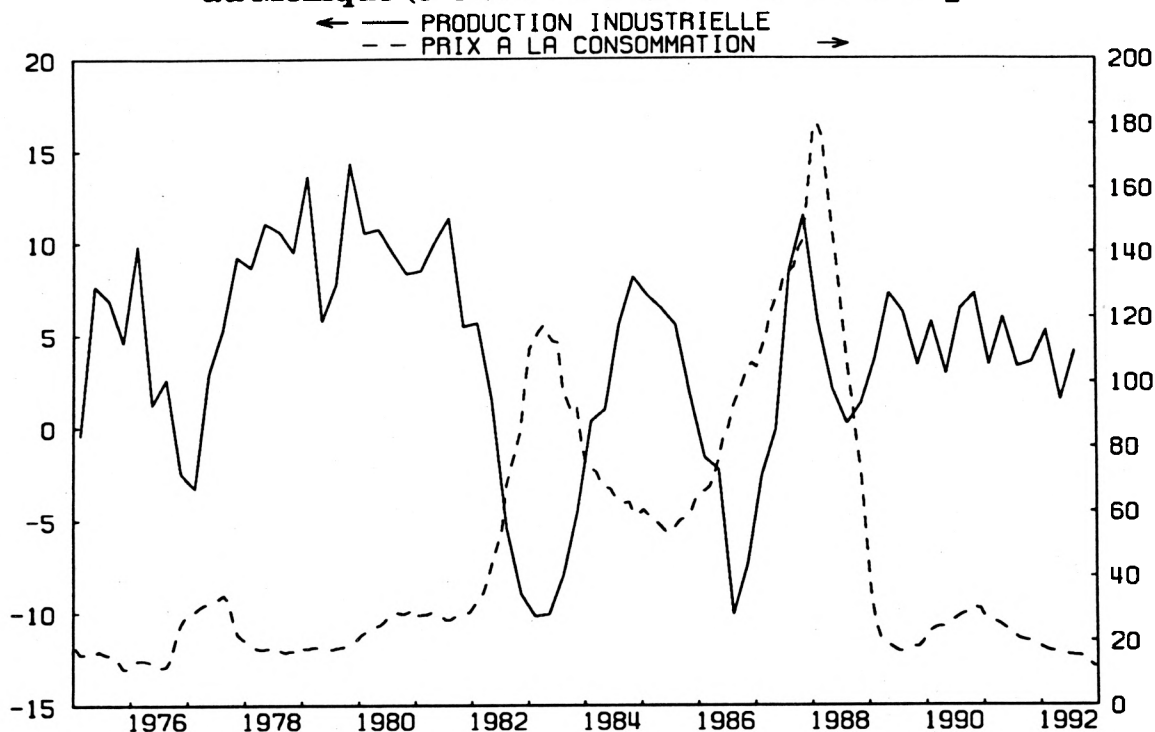
**Graphique 1 : Taux de change pesos/dollar É.-U.
(échelle logarithmique)**



En 1977, le gouvernement mexicain entreprenait un programme de stabilisation macroéconomique appuyé par le FMI. Cependant, les politiques financières du Mexique furent de nouveau assouplies, et le programme du FMI fut abandonné au tournant des années 80, au moment de la découverte d'importants gisements pétroliers au pays. L'accélération de l'inflation qui s'ensuivit conduisit à une appréciation réelle du peso et à une augmentation du déficit externe, financée par des emprunts à l'étranger. La

chute subséquente du prix du pétrole contribua à une détérioration de la confiance des créanciers du Mexique en sa capacité de financer sa dette. En août 1982, le Mexique se déclarait incapable d'honorer ses engagements financiers. La «crise de la dette» avait commencé.

Graphique 2 : Production industrielle et prix à la consommation au Mexique (croissance d'une année à l'autre)



La crise de la dette fut un tournant décisif pour l'économie mexicaine. Quatre décennies de croissance ininterrompue prirent alors fin, et le taux d'inflation monta en flèche. Le peso se déprécia fortement (jusqu'à 150 pesos par dollar en 1982) et le taux de change réel devint très instable. D'autre part, en réponse à cette crise, le gouvernement mexicain changea sa stratégie économique du tout au tout. Alors que l'économie du Mexique avait été fermée sur elle-même et marquée par un interventionnisme croissant de l'État, l'accent allait désormais être mis sur les forces du marché et l'ouverture au commerce international³.

3. Pour une analyse plus détaillée du développement de l'économie et des politiques économiques mexicaines, voir par exemple : OECD (1992), Banco de Mexico (1992) ou Cardoso et Levy (1988).

Entre 1982 et 1985, les efforts du gouvernement mexicain pour enrayer l'inflation consistèrent surtout en une réduction de la demande de crédit du secteur public. Cette politique favorisa une stabilisation graduelle du peso⁴. Cependant, la chute du prix du pétrole de 1985 à 1988 et le tremblement de terre de 1985 contribuèrent à un nouvel écroulement du peso. Vers la fin de 1987, le taux de change (non contrôlé) du peso par rapport au dollar était de 2 281.

De décembre 1987 à ce jour, en plus de continuer d'appliquer une politique budgétaire restrictive, le gouvernement mexicain a mis en œuvre une politique de revenus négociée avec les principaux partenaires sociaux mexicains et a utilisé le taux de change peso/dollar comme point d'ancrage de sa politique monétaire. Au cours de 1988, le taux peso/dollar a été plus ou moins constant. En 1989, le pays adoptait un système de dévaluations pré-annoncées («crawling peg»), en vertu duquel la Banque du Mexique permettait que le peso se déprécie de un peso/dollar chaque jour. Ce rythme de dépréciation fut réduit progressivement jusqu'à 0,2 peso/dollar en novembre 1989, puis augmenté à 0,4 peso/dollar en octobre 1992. Depuis novembre 1991, la politique de taux de change du gouvernement mexicain est cependant plus flexible. En effet, si la Banque du Mexique permet que le peso se déprécie chaque jour, elle lui permet aussi de s'apprécier jusqu'à son niveau de novembre 1991. Ce système implique un accroissement progressif de la marge de fluctuation vis-à-vis du dollar, laquelle atteindra environ 9% en décembre 1993.

Un des objectifs de l'adoption d'une marge de fluctuation du taux de change peso/dollar est de décourager la spéculation à court terme sur le peso. D'autre part, l'augmentation du taux de dépréciation permis du peso découle probablement des craintes des autorités que l'appréciation réelle du peso depuis 1987 (le taux d'inflation du Mexique est plus élevé que celui de ses principaux pays concurrents) affecte la compétitivité du Mexique.

4. Un système de taux de change double vis-à-vis du dollar É.-U. a été en vigueur de septembre 1982 à novembre 1991. Ce système comportait un taux contrôlé par l'État pour la plupart des transactions au compte courant et un taux déterminé librement par le marché. L'écart entre ces taux a diminué progressivement entre 1982 et le 11 novembre 1991, date à laquelle les contrôles de change ont été éliminés complètement.

Au-delà de ces considérations de court terme, la question de savoir si le Mexique devrait aller vers un régime de taux de change fixe ou un régime de taux de change flexible continue d'être l'objet de débats. La réponse à cette question est liée notamment à celle donnée à la question de savoir si le Mexique et les États-Unis constituent une zone monétaire optimale. La prochaine section discute brièvement de la théorie sur ce sujet.

3. Zones monétaires optimales

La littérature relative aux zones monétaires optimales vise à identifier et à quantifier les avantages et les désavantages liés à l'adoption d'un régime de taux de change fixe (ou d'une monnaie commune) par des pays (ou régions) donnés⁵. Au nombre des avantages d'un régime de taux de change fixe, on compte une réduction des coûts de transactions et une diminution de l'incertitude liée aux fluctuations du taux de change (on suppose ici que le régime est crédible). D'autre part, dans certaines circonstances, un régime de taux de change fixe permettrait à un pays de bénéficier dans une certaine mesure de la crédibilité de la politique monétaire d'un autre pays participant au système⁶.

Le désavantage d'un régime de taux de change fixe le plus souvent mentionné dans la littérature est la perte d'indépendance en matière de politique monétaire qui en découle. Cette perte d'indépendance implique qu'il est impossible d'utiliser la politique monétaire pour faciliter l'ajustement aux chocs spécifiques et peut notamment entraîner une plus grande volatilité de la production et de l'emploi⁷. Il faut cependant noter que les avantages liés à la capacité de conduire une politique monétaire indépendante sont

-
5. L'argumentation s'applique à l'union monétaire ou au régime de taux de change fixe. Les bénéfices (et les coûts) d'un régime de taux de change fixe (ou quasi-fixe comme le Système monétaire européen) sont probablement moins importants que ceux de l'union monétaire, puisque la possibilité d'un changement de parité ne peut être complètement éliminée dans le contexte d'un tel arrangement. Pour une discussion plus approfondie de la théorie des zones monétaires optimales, voir notamment Fenton et Murray (1993). Mundell (1961) reste un article de référence sur ce sujet.
 6. Par exemple, bien qu'il ne s'agisse pas là d'une union monétaire, certains pays européens deviennent membres du Système monétaire européen pour bénéficier dans une certaine mesure de la crédibilité de la politique monétaire allemande.
 7. Ceci suppose que la politique monétaire a un effet stabilisateur sur l'économie.

considérés comme moins importants lorsque les mécanismes d'ajustement internes aux chocs sont plus efficaces (flexibilité des prix et salaires, efficacité de la politique budgétaire, mobilité de la main-d'œuvre, etc.). Ces avantages sont aussi réduits lorsque les chocs affectant les participants éventuels au système de taux de change fixe sont de nature plus symétrique qu'asymétrique; il en est de même lorsque ces chocs sont de faible ampleur.

Dans ce mémoire, nous concentrons notre attention sur la nature des chocs affectant l'économie mexicaine et sur le degré de symétrie de ces chocs par rapport à ceux qui touchent neuf régions des États-Unis et le Canada. Nous décomposons les États-Unis en régions et nous incluons le Canada dans l'analyse afin de pouvoir faire des comparaisons avec le Mexique. Nous considérons aussi la dynamique de l'ajustement de l'économie mexicaine aux chocs qui l'affectent. Nous cherchons donc à mettre en évidence le coût potentiel qu'il y aurait pour le Mexique de se priver de sa politique monétaire comme instrument d'ajustement aux chocs.

Peu d'auteurs ont cherché à évaluer ce coût pour le Mexique. La principale contribution à l'étude de ce problème est celle de Bayoumi et Eichengreen (1993)⁸. Ces derniers utilisent la méthode de Blanchard et Quah (1989) pour décomposer les chocs affectant le Mexique et diverses autres régions nord-américaines en chocs de demande et d'offre. Ils observent notamment que le Mexique est caractérisé par d'importants chocs d'offre et que ces chocs ont une corrélation négative avec les chocs d'offre affectant les régions industrielles des États-Unis. Bayoumi et Eichengreen concluent que le Mexique aurait un fort prix à payer pour fixer son taux de change contre le dollar ou pour former une union monétaire avec les États-Unis. La prochaine section décrit notre méthodologie et oppose celle-ci à celle employée par Bayoumi et Eichengreen.

8. Ces chercheurs étudient l'ensemble des coûts et bénéfices d'une union monétaire nord-américaine incluant aussi le Canada. Sur ce sujet, voir aussi McLeod et Welch (1991).

4. Méthodologie

La section méthodologique se divise en deux parties. La première décrit la procédure d'identification des chocs structurels d'offre et de demande (monétaires et non monétaires) de chacun des pays (ou des régions). La deuxième présente les modèles d'espace d'état utilisés pour identifier les composantes symétriques et asymétriques des chocs préalablement identifiés.

4.1 Identification des chocs structurels

Afin d'identifier les sources de fluctuation de la production entre chocs d'offre et chocs de demande (monétaires et 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 les 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 (ε_s), les chocs de demande non monétaires (ε_d), et les chocs monétaires (ε_m)⁹. Ce modèle peut être écrit sous forme de moyenne mobile de la façon suivante :

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

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 fin de simplification, les variances des chocs structurels sont normalisées de sorte que :

9. L'approche de Blanchard et Quah associe aux chocs d'offre les chocs ayant un effet permanent sur la production.

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

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 retards¹⁰, e_t est 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 moyenne mobile¹¹ :

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

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

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

Étant donné cette relation, nous savons que :

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

$$\text{donc, } \Sigma = A_0 A_0' \quad (5)$$

Nous devons identifier les chocs structurels ε à partir de l'information obtenue lors de l'estimation du VAR (équation 2), c'est-à-dire à

10. Le test du ratio de vraisemblance ajusté pour les échantillons de petite taille a été utilisé pour choisir q .

11. 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.

partir des chocs de forme réduite e_t et de leur variance Σ . En vertu de l'équation 4, la solution passe par l'identification 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 Σ est une matrice symétrique. Nous avons donc besoin de $(n^2/2) - (n/2)$ restrictions. Par conséquent, nous devons imposer trois restrictions.

Une approche utilisée fréquemment consiste à appliquer la décomposition de Choleski à la matrice A_0 . Dans notre cas, cette décomposition revient à supposer que la structure de simultanéité entre les variables est réursive. Dans la plupart des cas, un tel choix est tout à fait arbitraire et peut affecter de façon importante l'interprétation que l'on fera des résultats.

L'approche de Blanchard et Quah (1989) consiste plutôt à imposer des restrictions sur la matrice des effets à long terme des chocs structurels. Des équations 1 et 4, il découle que la matrice des effets à long terme des chocs de forme réduite $(C(1))^{12}$ est reliée à la matrice équivalente des chocs structurels $(A(1))$ de la façon suivante :

$$A(1) = C(1)A_0 \quad (6)$$

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 trois restrictions aux effets à long terme des chocs d'offre et des chocs de demande (monétaires et non monétaires) sur les variables dépendantes du modèle. Deux de ces restrictions sont que les chocs de demande (monétaires et non monétaires) n'ont pas d'effet permanent sur le niveau de production. Ces restrictions sont compatibles avec l'opinion voulant que la production potentielle dépende uniquement de facteurs liés à l'offre comme, par exemple, les chocs de productivité ou encore les chocs démographiques.

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

Une troisième restriction permet de distinguer les chocs monétaires des autres chocs de demande. Cette restriction est que les chocs monétaires ont le même effet permanent sur la masse monétaire et sur les prix, de sorte que les encaisses réelles demeurent inchangées à long terme. Cette restriction suppose donc que la monnaie est neutre à long terme. L'Annexe 2 explique la façon de résoudre le système d'équations correspondant aux trois restrictions imposées au modèle structurel.

4.2 Identification des chocs symétriques et asymétriques

L'objectif principal de la démarche consiste à évaluer le niveau de symétrie des chocs touchant les pays étudiés. Pour ce faire, Bayoumi et Eichengreen (1992) emploient également la méthodologie développée par Blanchard et Quah dans le but d'identifier les chocs de demande et les chocs d'offre. Contrairement à notre approche, cette façon de faire ne permet pas de jauger le degré de symétrie des chocs de demande qui existerait à l'intérieur d'une union monétaire ou d'un régime de taux de change fixe, puisque ceux-ci ne sont pas purgés des chocs monétaires. De plus, les auteurs évaluent le degré de symétrie des chocs en observant la corrélation contemporaine des chocs de chacune des régions. Or, cette méthode comporte certaines faiblesses. Elle ne permet pas vraiment de décomposer les chocs de demande et les chocs d'offre en composantes structurelles symétriques et asymétriques. Il est donc difficile d'interpréter les résultats concernant la corrélation des chocs. En fait, cet outil ne donne pas d'information concernant l'importance relative des chocs de demande (d'offre) symétriques et des chocs de demande (d'offre) asymétriques de chacune des régions. De plus, implicitement on contraint certaines corrélations croisées à refléter la composante commune, notamment en choisissant une région d'ancrage. La méthode présentée dans cette section comble ces lacunes.

Dans le but d'évaluer le degré de symétrie des chocs d'offre et des chocs de demande (monétaires et non monétaires), nous estimons un modèle d'espace d'état pour chacun des types de chocs¹³. Ce modèle d'espace d'état a

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

pour but de décomposer les chocs structurels (variables dépendantes observables) de chacune des régions en deux composantes stochastiques inobservables : l'une commune et l'autre spécifique.

Pour les fins de la présentation de la méthodologie, l'exemple qui suit s'applique à un modèle décomposant les chocs de deux régions (A et B) en une composante commune et en des composantes spécifiques qui sont toutes inobservables. L'équation de mesure du modèle d'espace d'état relie les variables dépendantes du modèle aux différentes variables inobservables α_t (équation 7). Les variables dépendantes observables du modèle proviennent des décompositions de Blanchard et Quah appliquées à la production, aux prix et à la masse monétaire de chacune des régions. L'équation de transition décrit la spécification des variables inobservables. Il est important de mentionner que, dans les modèles que nous estimons, nous ne spécifions pas de dynamique dans l'équation de transition (équation 8), puisque les variables dépendantes du modèle n'ont par nature aucune persistance¹⁴.

Le modèle décompose donc les chocs de demande de la région A (ed_{at}) et de la région B (ed_{bt}) en une composante commune inobservable (α_{1t})¹⁵, en une composante spécifique à la région A (α_{2t}) et en une composante spécifique à la région B (α_{3t}). Il permet donc d'identifier les chocs de demande symétriques (n_{at}), les chocs de demande spécifiques à la région A (n_{adt}) et les chocs de demande spécifiques à la région B (n_{bdt}).

L'équation de mesure :

$$\begin{bmatrix} ed_{at} \\ ed_{bt} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} z_{11} & 1 & 0 \\ z_{21} & 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \alpha_{1t} \\ \alpha_{2t} \\ \alpha_{3t} \end{bmatrix} \quad (7)$$

14. La dynamique est prise en compte lors des décompositions de Blanchard et Quah. Pour d'autres applications, il est évidemment possible de spécifier une dynamique complexe.

15. Il est possible de spécifier plusieurs types de composantes communes simultanément.

L'équation de transition :

$$\begin{bmatrix} \alpha_{1t} \\ \alpha_{2t} \\ \alpha_{3t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} n_{dt} \\ n_{adt} \\ n_{bdt} \end{bmatrix} \quad (8)$$

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

Pour des fins d'identification, nous faisons l'hypothèse que les chocs communs et spécifiques sont non corrélés. Dans le but de normaliser les unités de mesure des variables inobservables, la variance des chocs symétriques est fixée à 1. Les variables inobservables sont générées par le filtre de Kalman¹⁶.

Pour mesurer l'importance relative des chocs de demande (monétaires et non monétaires) et d'offre communs par rapport aux chocs spécifiques, nous effectuons une décomposition de la variance des chocs structurels. Cette décomposition est calculée à partir de l'estimation de la variance des chocs de chaque région. À titre d'exemple, l'équation 9 présente la variance des chocs de demande de la région A telle que spécifiée aux équations 7 et 8 :

$$VAR(e_{da}) = z_{11}^2 + Q_{22} \quad (9)$$

Étant donné que les chocs spécifiques ne sont pas corrélés avec les chocs communs, la proportion de la variance des chocs expliquée par la composante commune est donnée par le terme suivant:

$$z_{11}^2 / (z_{11}^2 + Q_{22}) \quad (10)$$

16. Pour une explication du filtre de Kalman, voir Harvey (1981). Comme il a été suggéré par Engle et Watson (1983), l'estimation est effectuée à l'aide du maximum de vraisemblance, en utilisant les algorithmes E.M. et Scoring.

5. Les données

Nous utilisons des données trimestrielles des indices de la production industrielle totale et des prix à la consommation du Mexique, des États-Unis, que nous avons désagrégés en neuf régions, et du Canada¹⁷. Ces données nous sont fournies par *Data Resources Incorporated* (DRI). Le choix de la production industrielle plutôt que du PIB réel s'explique par le fait qu'on n'a pas de données trimestrielles appropriées du PIB pour le Mexique et pour les régions des États-Unis. Nous utilisons aussi les données trimestrielles de la base monétaire du Mexique (source : FMI) et de M1 pour le Canada et les États-Unis¹⁸. Les autorités nationales sont la source des données de M1. La période échantillonnale va du premier trimestre de 1973 au quatrième trimestre de 1991. Le choix de la période échantillonnale est déterminé par la disponibilité des données.

La procédure de Blanchard et Quah suppose la présence d'une composante permanente (stochastique) dans le niveau de la production. Afin de tester la validité de cette hypothèse, nous avons effectué des tests des hypothèses nulles de non-stationnarité et de stationnarité (voir l'Annexe 3). Ces tests ne permettent pas de tirer de conclusions sur la présence ou l'absence d'une racine unitaire dans la production des pays et régions considérés. Nous poursuivons néanmoins notre démarche sous l'hypothèse que le niveau de la production contient une tendance stochastique, cette hypothèse nous semblant vraisemblable. Les mêmes tests ont été appliqués à la première différence du logarithme des prix, de la monnaie et de la production. Ces tests indiquent généralement que la production et la monnaie sont stationnaires en première différence. Les résultats concernant les prix en première différence sont cependant ambigus. Nous supposons néanmoins ici que les prix sont intégrés d'ordre 1.

D'autre part, pour que le modèle soit identifiable, il est nécessaire que prix et monnaie ne soient pas cointégrés (le niveau des prix peut être affecté par des chocs permanents autres que monétaires) et que la

17. Voir l'Annexe 1 pour la composition des neuf régions.

18. Pour le Mexique, nous utilisons la base monétaire, puisque l'agrégat monétaire M1 a subi plusieurs changements structurels, ce qui rend son utilisation difficile.

vélocité de la monnaie soit non stationnaire. Nous avons donc aussi testé ces hypothèses (Annexe 4). Les résultats des tests concernant la cointégration entre les prix et la monnaie sont certes ambigus, mais nous supposons tout de même que prix et monnaie ne sont pas cointégrés. Nos tests indiquent par ailleurs que la vélocité de la monnaie est non stationnaire.

6. Résultats

Cette section se divise en quatre parties et présente les résultats de l'estimation des modèles décrits à la section 4¹⁹. La première traite de l'importance relative des chocs d'offre et de demande (monétaires et non monétaires)²⁰. La deuxième examine le degré de symétrie estimé des chocs structurels. La troisième traite de la propagation dynamique des chocs structurels. Enfin, la quatrième partie traite de l'effet réel des chocs de demande.

6.1 Importance relative des différents types de chocs

La décomposition de la variance nous permet d'évaluer, sur plusieurs horizons temporels, l'importance relative des chocs de demande (monétaires et non monétaires) et d'offre comme facteurs explicatifs des fluctuations de la production au Mexique, dans les neuf régions des États-Unis et au Canada (voir le Tableau 1 à la page suivante). Étant donné que nous imposons la restriction que les chocs, tant monétaires que non monétaires, de demande n'ont pas d'effet permanent sur la production, la proportion de la variance de la production expliquée par les chocs d'offre tend

19. Il est à noter que nous avons également estimé des modèles bivariés (production et prix). Les restrictions imposées pour identifier les chocs structurels sont les mêmes que celles utilisées par Bayoumi et Eichengreen (1992). Comme nous l'avons mentionné plus haut, contrairement aux modèles trivariés présentés dans cette étude, ces modèles n'identifient pas les composantes monétaires et non monétaires des chocs de demande. Ils ne permettent donc pas de comparer les résultats concernant les chocs de demande. Par contre, le degré de symétrie des chocs d'offre et leur importance relative ne changent généralement pas selon le modèle estimé (bivarié ou trivarié). Ce résultat était prévisible, car dans les deux cas les chocs d'offre doivent capter l'ensemble de la composante permanente de la production.

20. Les différents tableaux présentent le cas sans tendance linéaire dans l'équation de l'inflation. Le fait d'inclure une tendance déterministe dans la spécification des VAR ne change pas les résultats de façon significative. Le seul changement notable consiste en une réduction de la persistance et de l'importance relative des chocs de demande dans la décomposition de la variance de la production des différents pays.

TABLEAU 1 : Décomposition de la variance de la production industrielle (suite)

Contribution relative des chocs de demande non monétaires (en %)											
Horizon (trimestres)	Mexique	Nouvelle-Angleterre	Atlantique Centre	Centre Nord-Est	Centre Nord-Ouest	Atlantique Sud	Centre Sud-Est	Centre Sud-Ouest	Pacifique Nord-Ouest	Pacifique Sud-Ouest	Canada
1	19	64	86	89	88	96	89	52	70	99	68
2	14	56	77	79	83	86	78	44	67	93	62
4	8	41	60	68	76	70	65	35	59	83	45
8	5	20	34	47	56	47	43	27	43	57	27
12	3	12	21	30	39	32	27	22	30	38	19
24	1	5	8	11	15	13	10	12	12	16	9
Long terme	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0

Contribution relative des chocs monétaires (%)											
Horizon (trimestres)	Mexique	Nouvelle-Angleterre	Atlantique Centre	Centre Nord-Est	Centre Nord-Ouest	Atlantique Sud	Centre Sud-Est	Centre Sud-Ouest	Pacifique Nord-Ouest	Pacifique Sud-Ouest	Canada
1	14	0	8	10	8	4	8	1	30	0	0
2	17	0	12	16	7	7	13	3	29	0	4
4	10	1	18	23	9	11	17	4	31	3	14
8	5	3	20	20	12	16	20	4	21	9	17
12	3	2	15	13	9	13	15	3	14	9	14
24	1	1	6	5	4	6	6	2	5	4	7
Long terme	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0

6.2 Analyse du degré de symétrie des chocs d'offre et de demande

Cette section présente les résultats des modèles d'espace d'état décomposant les chocs structurels de demande (monétaires et non monétaires) et les chocs d'offre en composantes symétriques et asymétriques. Notons que, dans l'ensemble, les résultats concernant les régions des États-Unis ne sont pas sensibles au fait d'inclure ou de ne pas inclure le Mexique et/ou le Canada dans les modèles. Cet état de fait pourrait impliquer que la composante commune des chocs nord-américains est exogène pour le Mexique et le Canada²¹.

21. Rappelons ici que nous avons décomposé les États-Unis en neuf régions pour permettre de comparer le Mexique aux régions étasuniennes. Nous avons aussi considéré l'ensemble des États-Unis par rapport au Mexique. Ce cas ne change pas les conclusions concernant la symétrie des chocs affectant les États-Unis et le Mexique.

Les résultats des modèles d'espace d'état décomposant les chocs de demande (monétaires et non monétaires) et les chocs d'offre structurels en composantes symétriques et asymétriques sont présentés au Tableau 2. Seuls les chocs touchant le Mexique ne sont pas statistiquement reliés à la composante commune des chocs de demande autres que les chocs monétaires (niveau de signification de 5%). Le Canada est, quant à lui, moins fortement relié à cette composante commune que l'ensemble des régions des États-Unis. Cette symétrie plus forte des chocs de demande non monétaires aux États-Unis pourrait notamment être expliquée par la politique budgétaire commune (du gouvernement fédéral). Par contre, à l'intérieur des États-Unis, l'importance relative des chocs communs de demande non monétaires varie d'une région à l'autre. La Nouvelle-Angleterre, le Centre Sud-Ouest et, dans une moindre mesure, le Pacifique Nord-Ouest captent relativement moins la composante commune des chocs de demande non monétaires.

TABLEAU 2 : Symétrie des chocs
Décomposition de la variance des chocs structurels

Contribution relative de la composante commune (%)			
Régions et pays	Chocs de demande	Chocs d'offre	Chocs monétaires
Mexique	6 ^a	2 ^a	0 ^a
Canada	13	3 ^a	5 ^a
Nouvelle-Angleterre	56	0 ^a	71
Atlantique Centre	86	59	97
Centre Nord-Est	83	76	93
Centre Nord-Ouest	85	71	94
Atlantique Sud	85	89	99
Centre Sud-Est	95	89	96
Centre Sud-Ouest	50	64	95
Pacifique Nord-Ouest	66	62	80
Pacifique Sud-Ouest	76	67	92

a. Chocs qui ne sont pas statistiquement liés à la composante commune (seuil critique de 5%). Seul est négatif le coefficient des chocs d'offre du Mexique qui est associé à la composante commune.

Sauf dans les régions du Centre Sud-Ouest et de l'Atlantique Sud, les chocs d'offre sont moins reliés à la composante commune nord-américaine que les chocs de demande non monétaires. Notons aussi que les chocs d'offre du Mexique ne sont pas statistiquement liés à la composante commune. De plus, le coefficient mexicain des chocs d'offre associé à la composante commune est négatif. Ce résultat implique qu'un choc commun nord-américain entraîne un effet asymétrique entre le Mexique et l'ensemble des autres régions considérées, car celles-ci ont toutes un coefficient positif associé à la composante commune. La Nouvelle-Angleterre et le Canada sont les seules autres régions où les chocs d'offre ne sont pas significativement reliés à la composante commune. Pour les autres régions, plus de 50% de la variance des chocs d'offre est expliquée par la composante commune.

Les chocs monétaires affectant le Canada et le Mexique ne sont pas statistiquement liés à la composante commune. Au contraire, les chocs monétaires affectant les régions des États-Unis sont fortement liés à la composante commune. Ceci n'a rien d'étonnant, étant donné que ces régions partagent la même politique monétaire et que nous utilisons l'agrégat monétaire de l'ensemble des États-Unis pour chacune des régions. Des variations de la demande de monnaie dans les diverses régions des États-Unis pourraient expliquer le fait que la contribution de la composante commune ne soit pas encore plus importante dans le cas de certaines régions des États-Unis (par exemple la Nouvelle-Angleterre).

6.3 Propagation dynamique des chocs structurels

Les Graphiques 3, 4 et 5 présentent la réaction de la production aux chocs structurels d'écart-type respectivement, du Mexique, d'une région représentative des États-Unis (Atlantique Centre) et du Canada. Dans l'ensemble des régions ou des pays, les chocs de demande ont un effet maximal sur la production en moins de quatre trimestres. La production du Mexique s'ajuste beaucoup plus rapidement que celle du Canada ou des régions étasuniennes. Suite à un choc d'offre positif, la production de chacune des régions augmente de façon permanente. Encore une fois, le Mexique atteint le

nouvel équilibre plus rapidement que les autres régions. La persistance de l'effet dynamique des chocs est donc plus faible au Mexique qu'aux États-Unis et au Canada, ce qui pourrait indiquer une plus grande rapidité des mécanismes d'ajustement interne. Il est par ailleurs intéressant de constater que l'effet maximal des chocs monétaires est ressenti plus tardivement que celui des autres chocs de demande.

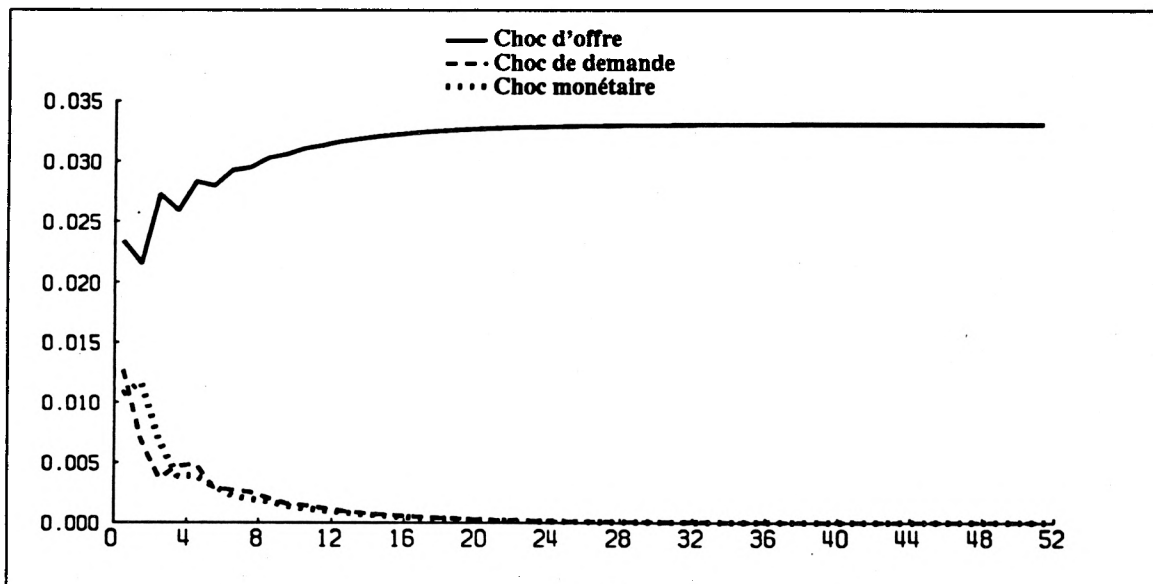
À part le fait que les chocs monétaires n'ont pas d'effet permanent sur les encaisses réelles, aucune restriction n'est imposée à la réaction des prix et de la monnaie. Il est intéressant de vérifier si les chocs se comportent comme le prévoit le cadre théorique du modèle IS-LM dans une économie ouverte avec ajustement graduel des prix, où la mobilité des capitaux est parfaite à l'intérieur des États-Unis et où les États-Unis affectent le taux d'intérêt nord-américain²².

Les Graphiques 6, 7 et 8 présentent la réaction des prix aux chocs structurels d'écart-type respectivement, du Mexique, de l'Atlantique Centre et du Canada. D'autre part, l'Annexe 4 présente l'ajustement aux différents types de chocs de demande de la production en relation avec celui des encaisses réelles. L'ajustement des prix est graduel et lisse. Comme prévu, les chocs d'offre de l'ensemble des régions ont un effet négatif sur les prix et positif sur les encaisses réelles. Pour l'ensemble des régions, un choc de demande autre que monétaire entraîne, à court et à long terme, une augmentation des prix et une diminution des encaisses réelles. Dans le cas des régions étasuniennes, ce résultat est attribuable à la présence de chocs de demande non monétaires communs ainsi que par la mesure utilisée pour les encaisses réelles. Dans le cas du Canada, la baisse des encaisses réelles peut s'expliquer par une certaine proportion de chocs communs et/ou par une mobilité imparfaite des capitaux entre le Canada et les États-Unis. Au Mexique, étant donné l'absence de chocs communs, la baisse des encaisses réelles indiquerait une mobilité partielle des capitaux entre ce pays et le reste de l'Amérique du Nord.

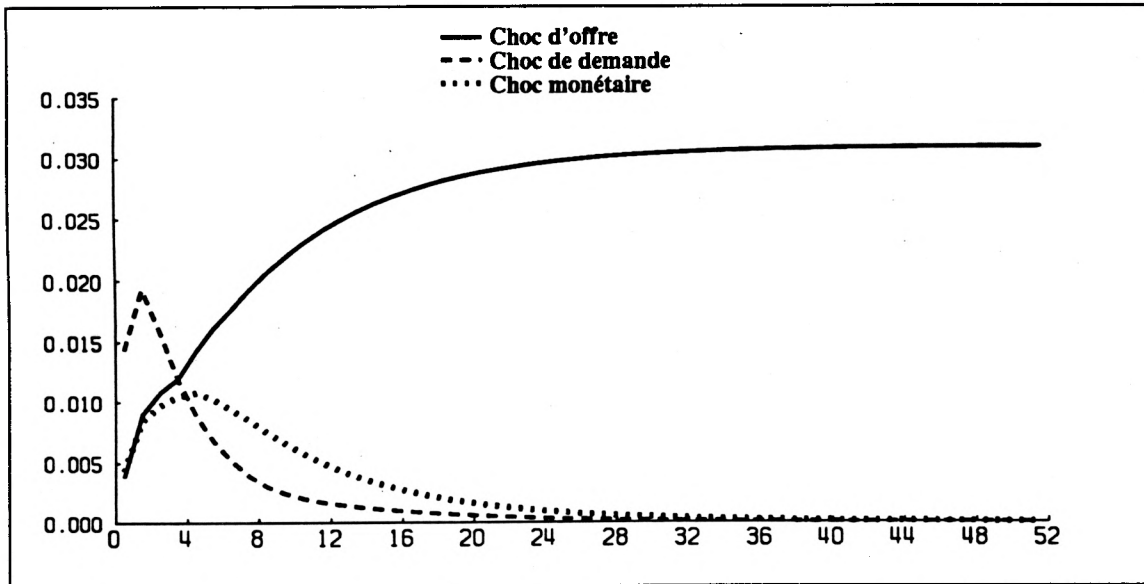
22. Pour les régions des États-Unis, nous utilisons les indices de prix régionaux combinés aux données de la masse monétaire agrégée, ce qui suppose qu'un choc monétaire entraîne une augmentation proportionnelle de la masse monétaire dans toutes les régions étasuniennes. Les chocs monétaires qui n'ont pas cet effet peuvent être captés comme des chocs de demande non monétaires.

Il est intéressant de constater que l'Annexe 4 donne à penser que l'ajustement de la production aux chocs de demande semble lié à celui des encaisses réelles. Par exemple, un choc de demande autre que monétaire entraîne un effet positif initial sur la production, et, au fur et à mesure que les prix s'ajustent à la hausse, les encaisses réelles diminuent et le niveau de la production revient peu à peu à son niveau initial. De plus, pour le Canada et les États-Unis, l'ajustement des encaisses réelles précède celui de la production. Il est à noter que, pour le Mexique, les chocs de demande entraînent, en termes relatifs, une plus grande fluctuation des encaisses réelles que de la production. Dans tous les cas, les effets dynamiques des différents chocs semblent indiquer que le mécanisme de propagation dynamique des chocs, notamment de demande, est l'ajustement graduel des prix. La prochaine section a pour objectif d'identifier les pays (ou régions) où l'ajustement de la production aux chocs de demande est le plus important.

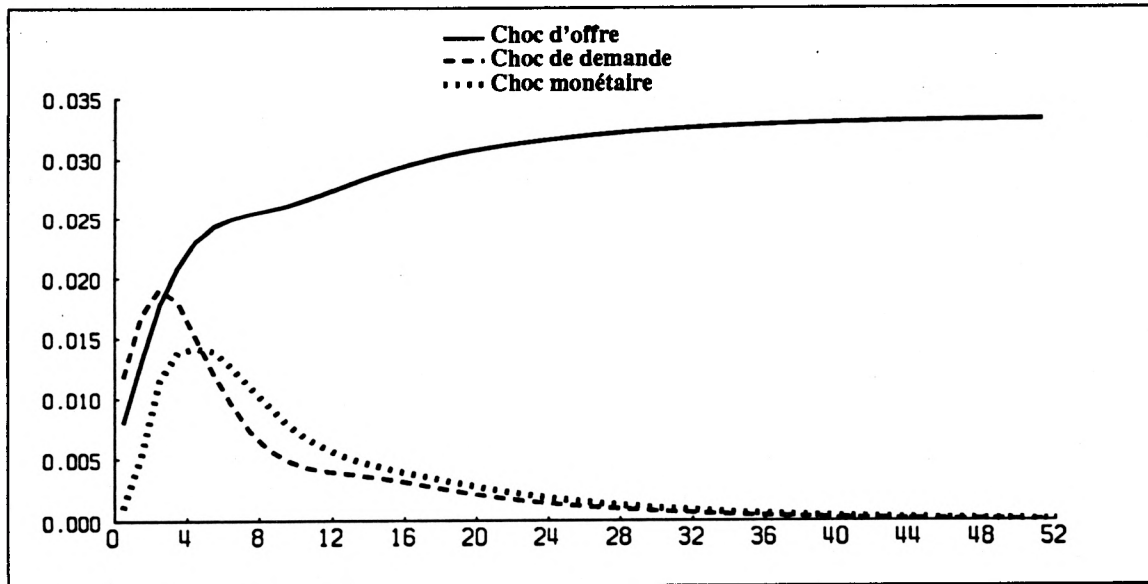
GRAPHIQUE 3 : Réaction de l'indice de la production industrielle du Mexique



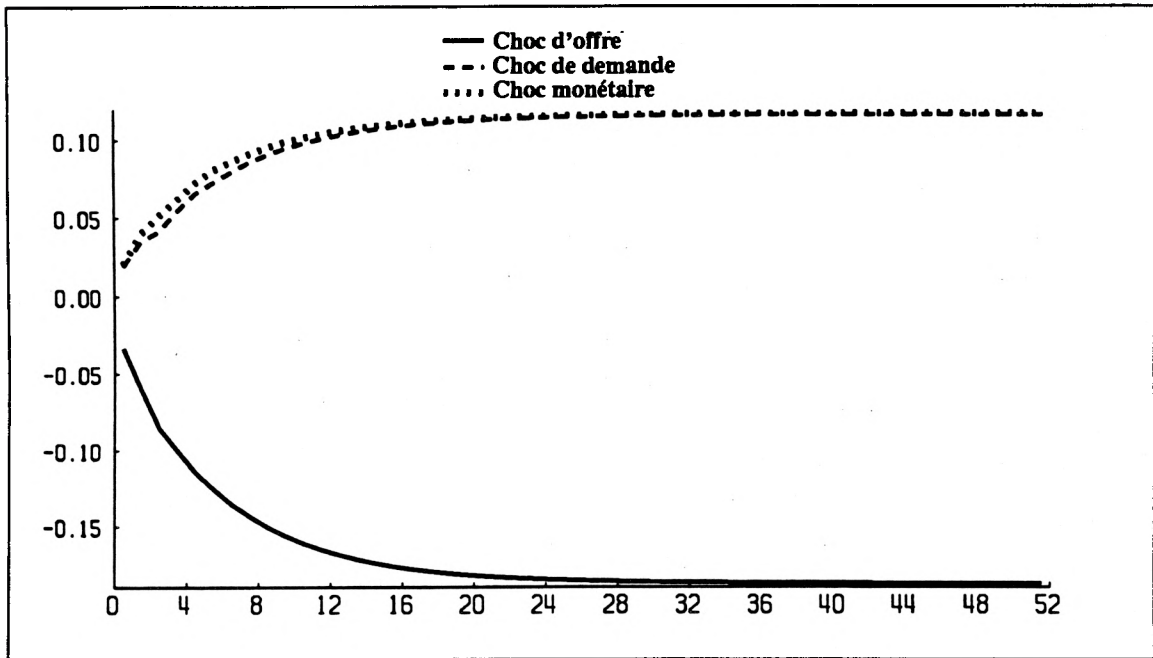
GRAPHIQUE 4 : Réaction de l'indice de la production industrielle de la région Atlantique Centre



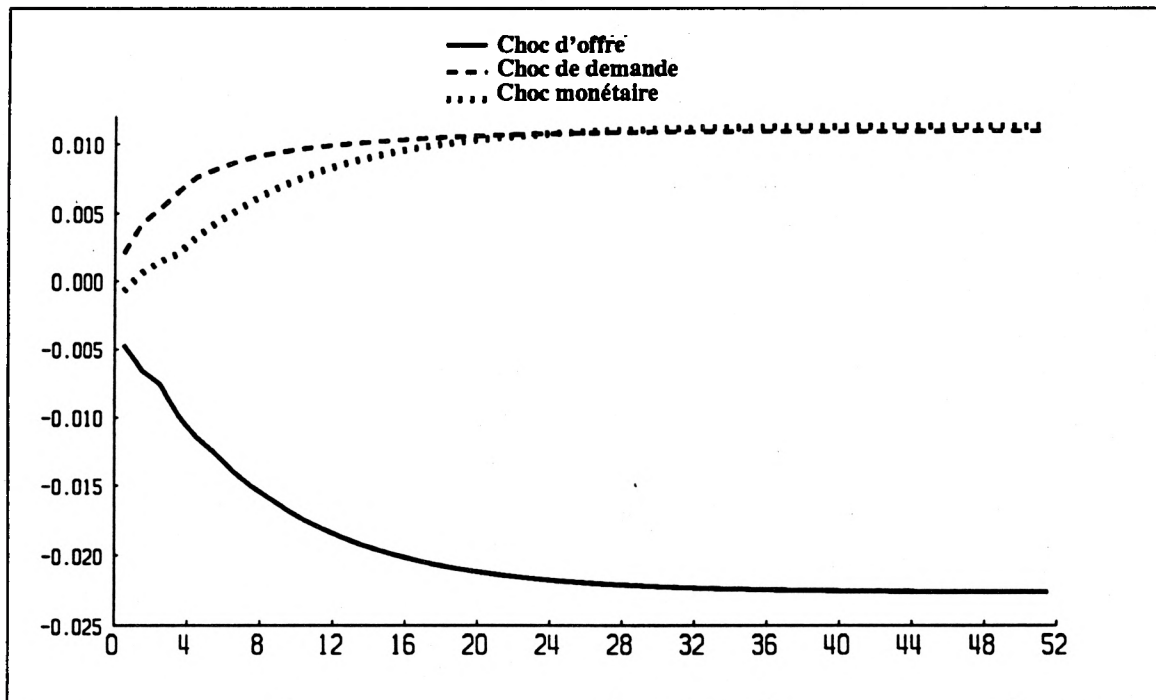
GRAPHIQUE 5 : Réaction de l'indice de la production industrielle du Canada



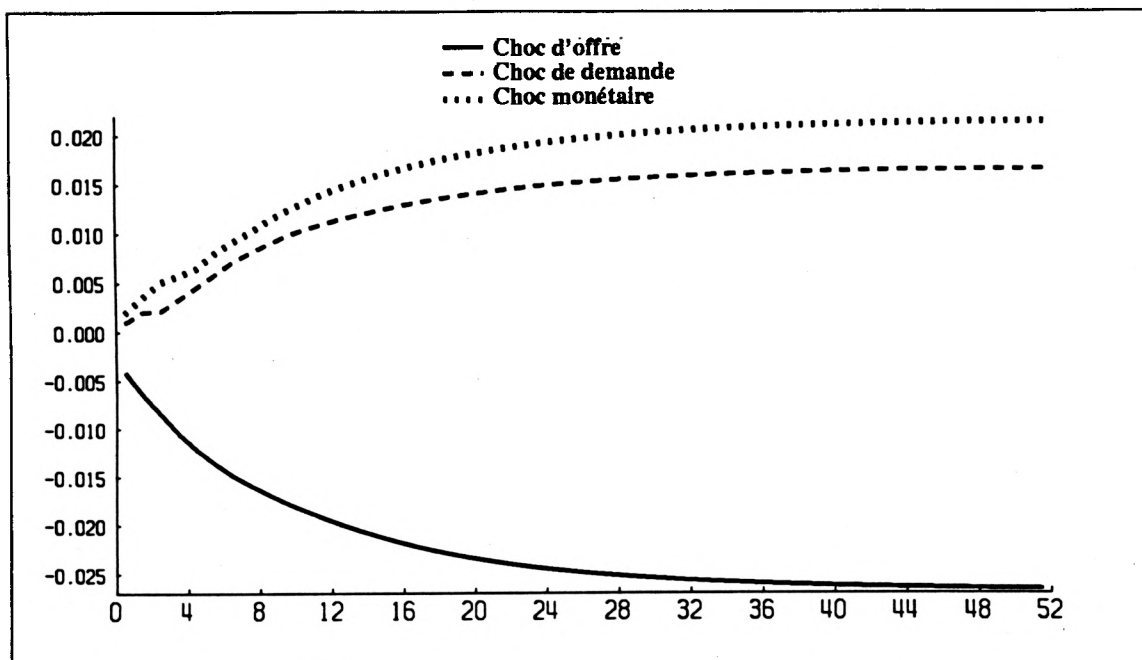
GRAPHIQUE 6 : Réaction de l'indice des prix à la consommation du Mexique



GRAPHIQUE 7 : Réaction de l'indice des prix à la consommation de l'Atlantique Centre



GRAPHIQUE 8 : Réaction de l'indice des prix à la consommation du Canada



6.4 Effet réel des chocs de demande

Afin de comparer l'effet réel des chocs de demande des diverses régions, nous présentons, au Tableau 3 (page suivante), l'écart-type des chocs structurels, la pente de la courbe d'offre agrégée et l'effet cumulé des chocs de demande d'écart-type sur la production. Cette façon de procéder découle du fait que, pour une économie donnée, l'effet cumulé des chocs de demande sur la production dépend à la fois de leur taille et de la rapidité de l'ajustement consécutif qui est reflétée par la pente de la courbe d'offre. Cette dernière est obtenue ici en divisant l'effet à l'impact d'un choc de demande non monétaire sur le niveau des prix par l'effet à l'impact de ce même choc sur la production. Nous utilisons les chocs de demande non monétaires parce que, contrairement aux chocs monétaires, ceux-ci ont leur effet maximum sur la production près de l'impact.

TABLEAU 3: Paramètres structurels

Pays et régions	Écart-type des chocs structurels			Pente de la courbe d'offre à l'impact	Effet cumulé sur la production des chocs de demande d'écart-type
	Chocs d'offre	Chocs de demande	Chocs monétaires		
Mexique	0.0435	0.0784	0.0979	1.5349	0.1084
Canada	0.0737	0.0081	0.0184	0.0819	0.3490
Nouvelle-Angleterre	0.0271	0.0192	0.0090	0.5051	0.2045
Atlantique Centre	0.0386	0.0196	0.0085	0.1482	0.2384
Centre Nord-Est	0.0707	0.0329	0.0089	0.0798	0.3959
Centre Nord-Ouest	0.0319	0.0185	0.0087	0.1586	0.3426
Atlantique Sud	0.0829	0.0508	0.0087	0.0556	0.3333
Centre Sud-Est	0.0527	0.0185	0.0092	0.1021	0.3496
Centre Sud-Ouest	0.0185	0.0071	0.0086	0.3746	0.2406
Pacifique Nord-Ouest	0.0976	0.1878	0.0101	0.0801	0.2916
Pacifique Sud-Ouest	0.0448	0.0496	0.0087	0.1128	0.2929

Le premier fait à noter est que la taille des chocs de demande (monétaires et non monétaires) est plus importante pour le Mexique que pour toutes les autres régions (les chocs d'offre affectant le Mexique sont, eux, d'ampleur comparable à ceux affectant les autres régions)²³. La seule exception est la région du Pacifique Nord-Ouest dans le cas des chocs de demande non monétaires. Cependant, la pente de la courbe d'offre du Mexique est beaucoup plus prononcée que celles des autres régions. C'est pourquoi l'effet cumulé sur la production des chocs de demande est moins important dans le cas du Mexique que celui de toutes les autres régions²⁴. De tout ceci, il ressort que, malgré des chocs de demande de plus grande taille, des mécanismes d'ajustement aux chocs plus efficaces semblent permettre au Mexique de s'éloigner relativement peu de l'équilibre macroéconomique de long terme.

7. Conclusions

Nos résultats indiquent que le Mexique est caractérisé essentiellement par des chocs d'offre (surtout) et de demande asymétriques par rapport à ceux affectant les États-Unis et le Canada. Au contraire, la composante commune des chocs d'offre et de demande dans les régions américaines explique l'essentiel de la variance des chocs. De ce point de vue, le Mexique pourrait donc faire face à des coûts élevés (en termes de volatilité accrue de la production et de l'emploi par exemple) s'il se privait d'une politique monétaire indépendante²⁵. La même conclusion s'impose en ce qui a trait au Canada.

23. Il est intéressant de noter que la taille des chocs monétaires est similaire dans le cas des régions étasuniennes. Ce résultat est compatible avec le fait que celles-ci partagent la même politique monétaire.

24. La pente relativement élevée de la courbe d'offre mesurée à l'impact explique également pourquoi l'importance relative des chocs de demande dans la décomposition de la variance de la production est relativement faible. Ce fait n'est pas causé par l'ampleur relative des chocs structurels.

25. Un des déterminants du degré de symétrie des chocs affectant diverses économies est la structure même de ces économies. On peut donc se demander si les réformes structurelles entreprises pendant les années 80 et au début des années 90 par le Mexique pourraient invalider nos conclusions concernant le degré de symétrie des chocs affectant les États-Unis et le Mexique. Nous n'avons pas étudié cette question en profondeur. Le tableau de l'Annexe 7 montre néanmoins que la part relative des différents secteurs de l'économie mexicaine n'a pas beaucoup changé pendant les années 80. Ce fait est compatible avec l'hypothèse que la nature des chocs susceptibles d'affecter cette économie n'a pas changé elle non plus.

Cependant, l'ajustement aux chocs est généralement beaucoup plus rapide au Mexique qu'aux États-Unis et au Canada. C'est tout particulièrement le cas pour ce qui concerne la réaction de la production aux chocs de demande et d'offre²⁶. Cette rapidité de l'ajustement de l'économie mexicaine pourrait contribuer à diminuer les coûts causés par la perte d'une politique monétaire indépendante combinée à des chocs asymétriques importants. Par ailleurs, il y a lieu de considérer d'autres critères pour déterminer si les pays considérés forment une zone monétaire optimale, notamment les bénéfices microéconomiques qui découleraient d'un régime de taux de change fixe ou même d'une union monétaire. De plus, les résultats dépendent des hypothèses concernant le processus stochastique de chacune des variables.

26. Plusieurs facteurs peuvent expliquer un tel état de fait, par exemple le caractère peu développé du système de sécurité du revenu incitant les travailleurs à éviter les périodes de chômage prolongées. L'inflation élevée et hautement variable du Mexique pourrait aussi avoir réduit la durée de la période de rigidité des salaires et des prix. [Sur ce sujet voir notamment Ball, Mankiw et Romer (1988).]



Bibliographie

- Amano, R. et S. van Norden (1992). *Unit Root Tests and the Burden of Proof*, document de travail n° 92-7, Banque du Canada.
- Ball, L., Mankiw N.G. et D. Romer (1988). *The New Keynesian Economics and the Output-Inflation Trade off*, Brookings Papers on Economic Activity, 1:1988.
- Banco de Mexico (1992). *The Mexican Economy 1992*, Mexico.
- Bayoumi, T. et B. Eichengreen (1993). *Monetary and Exchange Rate Arrangements for NAFTA*, International Monetary Fund Working Paper, WP/93/20.
- Blanchard O. et D. Quah (1989). «The Dynamic Effect of Aggregate Demand and Supply Disturbances», *American Economic Review*, vol. 79, p. 655-673.
- Cardoso, E.A. et H. Levy (1988). «Mexico», dans : *The Open Economy, Tools for Policy Makers in Developing Countries*, ed. Rudiger Dornbusch, F. Leslie et C.H. Helmes, EDI Series in Economic Development, Oxford University Press.
- Dickey, D. A. et W. A. Fuller (1979). «Distribution of the Estimator for Autoregressive Time Series with a Unit Root», *Journal of American Statistical Association*, vol. 74, p. 427-431.
- Engle, R. F. et C. W. J. Granger (1987). «Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing», *Econometrica*, vol. 55, mars, p. 251-276.
- Engle, R. F. et 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», *Taux de change et économie*, actes d'un colloque tenu à la Banque du Canada les 22 et 23 juin 1992.
- Harvey, A. C. (1981). *Times Series Models*, Philip Allen.
- Kwiatkowski, D., P. C. B. Phillips et P. Schmidt (1991). *Testing the Null Hypothesis of Stationnarity Against the Alternative of a Unit Root: How Sure are we that Economic Time Series have a Unit Root*, Discussion paper n° 979, Cowles Foundation of Research in Economics at Yale University, New Heaven, Connecticut.
- Lalonde R. C. (1993). *Zones monétaires optimales et symétrie des chocs : une analyse empirique*, travail dirigé de maîtrise, École des Hautes Études Commerciales de Montréal.
- McLeod, D. et J.H. Welch (1991). *Free Trade and the Peso*, Federal Reserve Bank of Dallas, Research Paper n° 9115.

- Mundell, R. (1961). «A Theory of Optimum Currency Areas», *American Economic Review*, vol. 51, p. 657-665.
- Organisation for Economic Co-operation and Development (1992). *OECD Economic Surveys: Mexico*, Paris.
- Phillips, P. C. B. et P. Perron (1988). «Testing for a Unit Root in Time Series Regressions», *Biometrika*, vol. 75, p. 335-346.
- Raynauld, J., Simonato, J.G. et Sigouin, C. (1992). *A program for the Estimation of General State-Space Models Using the Scoring and EM Algorithms*, polycopie, École des Hautes Études Commerciales de Montréal.
- Schmidt, P. et P. C. B. Phillips (1992). «Testing for a Unit Root in the Presence of Deterministic Trends», *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 54, p. 257-288.
- Shin, Y. (1992). *A residual-based test of the null of cointegration against the alternative of no cointegration*, manuscrit, Department of Economics, Michigan State University, East Lansing.

Annexe 1
Composition des neuf régions des États-Unis

Régions	États formant les régions
Nouvelle-Angleterre	Maine, New Hampshire, Vermont, Massachusetts, Rhode Island et Connecticut
Atlantique Centre	New York, New Jersey et Pennsylvanie
Centre Nord-Est	Ohio, Indiana, Illinois, Michigan et Wisconsin
Centre Nord-Ouest	Minnesota, Iowa, Missouri, Dakota du Nord, Dakota du Sud, Nebraska et Kansas
Atlantique Sud	Delaware, Maryland et District de Columbia, Virginie, Virginie de l'Ouest, Caroline du Nord, Caroline du Sud, Georgie et Floride
Centre Sud-Est	Kentucky, Tennessee, Alabama et Mississippi
Centre Sud-Ouest	Arkansas, Louisiane, Oklahoma et Texas
Pacifique Nord-Ouest	Alaska, Idaho, Montana, Oregon, Washington, Wyoming
Pacifique Sud-Ouest	Arizona, Californie, Colorado, Hawaii, Nouveau-Mexique, Nevada, Utah

Annexe 2

Identification des paramètres du modèle

Cette annexe expose la façon dont nous résolvons le 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 4. L'équation suivante montre la matrice des variables dépendantes du modèle :

$$\Delta x_t = \begin{bmatrix} \Delta y_t \\ \Delta p_t \\ \Delta m_t \end{bmatrix} \quad (11)$$

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

$$A(1) = \begin{bmatrix} A_{11} & 0 & 0 \\ A_{21} & A_{22} & A_{23} \\ A_{31} & A_{32} & A_{33} \end{bmatrix} \quad (12)$$

Les éléments A_{12} et A_{13} sont égaux à 0 en raison des restrictions 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 :

$$A_{23} = A_{33} \quad (13)$$

Dans le but de donner une forme triangulaire à la matrice des effets à long terme des chocs structurels, nous prémultiplions l'équation 12 par la matrice B :

$$B = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & -1 \\ 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \quad (14)$$

Nous obtenons donc la matrice A_2 :

$$A_2 = BA(1) \quad (15)$$

Nous avons également la relation suivante :

$$C(1)\Sigma C(1)' = A(1)A(1)' \quad (16)$$

Étant donné l'équation 15, nous savons que la relation suivante tient :

$$BC(1)\Sigma C(1)'B' = A_2A_2' \quad (17)$$

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 du membre gauche de l'équation 17, puisque celui-ci est connu. Dans un deuxième temps, nous prémultiplions A_2 par l'inverse de B pour obtenir la matrice des effets à long terme $A(1)$:

$$A(1) = B^{-1}A_2 \quad (18)$$

Par la suite, nous résolvons A_0 :

$$A_0 = C(1)^{-1}A(1) \quad (19)$$

Finalement, les chocs structurels sont identifiés à l'aide de la relation 19 :

$$\varepsilon_t = A_0^{-1}e_t \quad (20)$$

Annexe 3

Tests de racine unitaire et de cointégration

La procédure de Blanchard et Quah suppose la présence d'une composante permanente (stochastique) dans le niveau de la production. Afin de tester cette hypothèse, nous présentons les tests de l'hypothèse nulle de non-stationnarité [Dickey et Fuller (DF, 1979), Phillips et Perron (PP, 1988) et Schmidt et Phillips (SP, 1991)], en plus d'un test qui renverse cette hypothèse [Kwiatkowski, Phillips et Schmidt (KPS, 1991)]. Un non-rejet de la racine unitaire (DF, PP, SP) jumelé à un rejet de la stationnarité (KPS) constituerait un résultat manifestement favorable à notre démarche.

Tableau A1 : Tests de racines unitaires et de stationnarité

Régions et pays	Production industrielle en niveau ^a			
	ADF	PP	SP ^b	KPS
Mexique	2,04	6,82	4,21	0,027
Nouvelle-Angleterre	2,70	9,23	-0,21	0,004
Atlantique Centre	3,54	11,85	0,72	0,026
Centre Nord-Est	2,83	9,31	0,74	0,055
Centre Nord-Ouest	3,10	9,59	-0,06	0,006
Atlantique Sud	3,93	12,61	0,78	0,002
Centre Sud-Est	2,34	8,52	1,77	0,014
Centre Sud-Ouest	2,53	7,83	1,36	0,007
Pacifique Nord-Ouest	1,99	7,23	2,56	0,011
Pacifique Sud-Ouest	3,49	12,53	0,13	0,001
Canada	2,53	7,83	1,36	0,007

- a. Les résultats défavorables à l'hypothèse que le niveau de la production contient une racine unitaire sont en caractères gras. Les bornes critiques des tests ADF, PP, SP et KPS sont respectivement de 3,45, 20,7, 18,1 et 0,146 pour un seuil de signification de 5%. Le nombre de retards dans les tests ADF et SP a été déterminé à l'aide d'une procédure éliminant le dernier retard quand celui-ci n'était pas significatif (statistique t). Les autres tests utilisent 8 retards (choix relié à la taille de l'échantillon). Les tests supposent la présence d'une tendance déterministe.
- b. Bien que nous n'en présentions qu'une seule, l'ensemble (4) des statistiques reliées au test SP était favorable à notre approche.

Les résultats présentés au tableau 1 indiquent que, à l'exception des tests ADF réalisés pour trois régions des États-Unis, l'ensemble des tests de l'hypothèse nulle de non-stationnarité est favorable à notre démarche à un seuil de confiance de 5%. Cependant, le test de l'hypothèse contraire (KPS) a l'implication inverse pour toutes les régions. Les résultats contradictoires entre les tests de stationnarité et de non-stationnarité ne sont pas vraiment surprenants, étant donné les simulations présentées dans Amano et van Norden (1992). Ces auteurs montrent en effet que, pour des échantillons de taille similaire et des processus réalistes de génération des données, il faut s'attendre à ce qu'il y ait plusieurs cas de résultats contradictoires dans les tests des hypothèses de stationnarité et de racine unitaire.

Dans notre modèle, certains chocs peuvent avoir un effet permanent sur la vitesse de la monnaie. Nous testons donc aussi l'hypothèse que la vitesse est non stationnaire. Pour obtenir ici la vitesse de la monnaie nous avons soustrait de la somme du logarithme des indices de prix et de production industrielle le logarithme de l'agrégat monétaire ($v = p + y - m$). Les résultats sont présentés au Tableau 2.

Cette fois, les résultats sont plus nettement favorables à notre démarche. Nous ne pouvons jamais rejeter l'hypothèse de non-stationnarité de la vitesse. De plus, dans la plupart des cas, nous pouvons rejeter l'hypothèse de stationnarité de la vitesse (sauf pour deux régions des États-Unis).

Enfin, le Tableau 3 présente les résultats de tests de cointégration entre la monnaie et les prix. Deux approches ont été utilisées. Nous avons d'abord suivi la procédure de Engle et Granger (1987), qui nous permet de tester l'hypothèse nulle de non-cointégration contre celle de cointégration (en considérant les statistiques ADF et PP). Nous avons aussi suivi la procédure préconisée par Shin (1992) qui permet de tester l'hypothèse nulle de cointégration contre celle de non-cointégration. Les résultats de ces tests sont ambigus (les tests de l'hypothèse de non-cointégration et de cointégration conduisent à des conclusions différentes). Nous supposons ici que prix et monnaie ne sont pas cointégrés.

Tableau A2 : Tests de racine unitaire et de stationarité

Régions et pays	Vélocité déduite ^a			
	ADF	PP	SP ^b	KPS
Mexique	0,59	0,25	0,40	0,518
Nouvelle-Angleterre ^c	1,47	1,92	2,86	0,855
Atlantique Centre	1,85	5,58	1,72	0,258
Centre Nord-Est	2,49	8,89	1,53	0,144
Centre Nord-Ouest	1,87	3,36	0,51	0,772
Atlantique Sud	1,85	2,80	1,84	0,787
Centre Sud-Est	2,14	4,58	1,37	0,655
Centre Sud-Ouest	2,29	5,06	0,42	0,467
Pacifique Nord-Ouest	1,79	6,62	1,61	0,718
Pacifique Sud-Ouest	1,49	1,54	0,90	0,890
Canada	0,66	1,02	3,21	0,888

- a. Les résultats défavorables à l'hypothèse que la vélocité contient une racine unitaire sont en caractères gras. Les bornes critiques des tests ADF, PP, SP et KPS sont respectivement de 2,89, 13,7, 18,1 et 0,463 pour un seuil de 5%. Le nombre de retards dans les tests ADF et SP a été déterminé à l'aide d'une procédure éliminant le dernier retard quand celui-ci n'est pas significatif (statistique t). Les autres tests utilisent 8 retards. Les tests présentés n'incluent pas de tendance déterministe. Les tests incluant une telle tendance donnent des résultats similaires, l'hypothèse de stationarité (test KPS) étant cependant alors plus difficile à rejeter.
- b. Bien que nous fassions état d'une seule statistique, l'ensemble (4) des statistiques liées au test SP confirmait notre approche.
- c. La composition des neuf régions étasuniennes est présentée à l'Annexe 1.

Tableau A3 : Tests de cointégration entre monnaie et prix

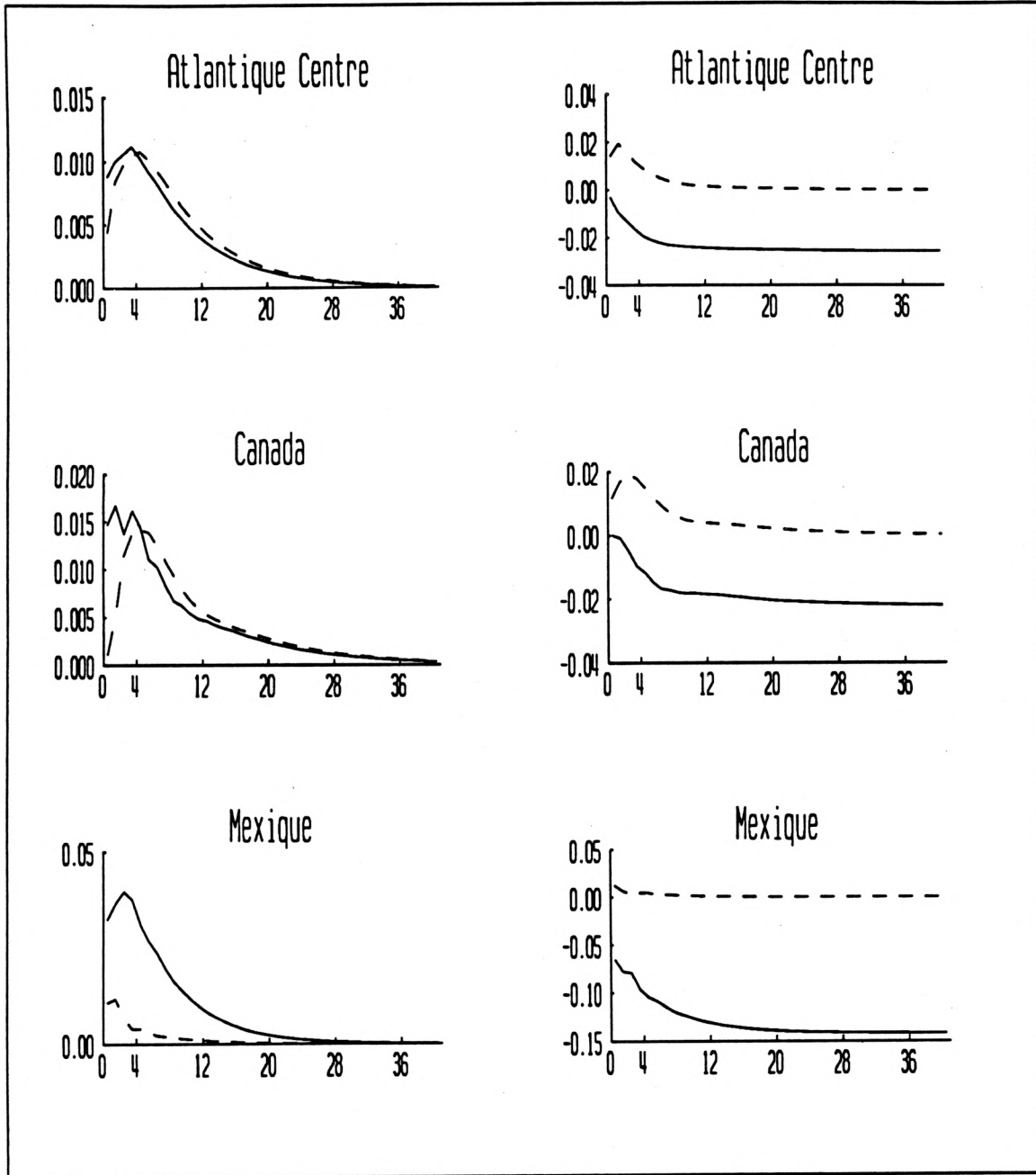
Régions et pays	H ₀ : non-cointégration ^a		H ₀ : cointégration ^a
	ADF	PP	
Mexique	2,46	3,31	0,066
Nouvelle-Angleterre	1,89	2,42	0,080
Atlantique Centre	1,30	2,05	0,106
Centre Nord-Est	1,61	2,06	0,085
Centre Nord-Ouest	1,41	1,99	0,083
Atlantique Sud	1,40	2,14	0,090
Centre Sud-Est	1,38	2,13	0,092
Centre Sud-Ouest	1,42	2,07	0,083
Pacifique Nord-Ouest	1,37	2,05	0,078
Pacifique Sud-Ouest	1,44	2,12	0,089
Canada	2,29	2,99	0,082

a. Les bornes critiques des tests de non-cointégration et de cointégration sont respectivement de 3,42 et 0,121 pour un seuil de signification de 5%. Le nombre de retards utilisé pour tester l'hypothèse de racine unitaire dans les résidus dans le cadre des test de non-cointégration a été déterminé à l'aide d'une procédure éliminant le dernier délais quand celui-ci n'est pas significatif (statistique t). Les tests de l'hypothèse de stationarité des résidus des régressions faites dans le cadre du test de Shin utilisent quatre retards. La régression nécessaire pour le test de Shin utilise l'inflation retardée et avancée quatre fois. Les résultats défavorables à l'hypothèse de non-cointégration sont en caractères gras. Les tests mentionnés ici supposent la présence d'une tendance déterministe.

Annexe 4

Réaction des encaisses réelles ———
Réaction de la production - - - - -

Choc monétaire Choc de demande non monétaire



Annexe 5

Pourcentage de la main d'œuvre employée dans divers secteurs de l'économie mexicaine

	1980	1985	1989
Agriculture, forêts et pêcheries	28,0	27,8	27,1
Mines	1,0	1,2	1,2
Fabrication	12,0	11,2	11,2
Construction	9,5	8,9	9,5
Électricité, gaz et eau	0,4	0,5	0,5
Commerce, restaurants, hôtels	14,5	14,3	14,7
Transports et communications	4,5	4,7	4,6
Services financiers, assurances, immobilier	1,7	2,1	2,2
Autres services	28,4	29,4	28,9

Source: OCDE (1992)

Documents de travail de la Banque du Canada

1992

- 92-1 Should the Change in the Gap Appear in the Phillips Curve? :
Some Consequences of Mismeasuring Potential Output D. Laxton, K. Shoom
et R. Tetlow
- 92-2 Determinants of the Prime Rate: 1975-1989 S. Hendry
- 92-3 Is Hysteresis a Characteristic of the Canadian Labour Market? :
A Tale of Two Studies S. Poloz
et G. Wilkinson
- 92-4 Les taux à terme administrés des banques J.-P. Caron
- 92-5 An Introduction to Multilateral Foreign Exchange Netting W. Engert
- 92-6 Inflation and Macroeconomic Performance: Some Cross-Country Evidence B. Cozier et J. Selody
- 92-7 Unit Root Tests and the Burden of Proof R. A. Amano et S. van Norden

1993

- 93-1 The Implications of Nonstationarity for the Stock-Adjustment Model R. A. Amano et T. S. Wirjanto
- 93-2 Speculative Behaviour, Regime Switching and Stock
Market Fundamentals S. van Norden
et H. Schaller
- 93-3 Terms of Trade and Real Exchange Rates: The Canadian Evidence R. A. Amano et S. van Norden
- 93-4 State Space and ARMA Models: An Overview of the Equivalence P. D. Gilbert
- 93-5 Regime Switching as a Test for Exchange Rate Bubbles S. van Norden
- 93-6 Problems in Identifying Non-linear Phillips Curves: Some Further
Consequences of Mismeasuring Potential Output D. Laxton,
D. Rose et R. Tetlow
- 93-7 Is the Canadian Phillips Curve Non-linear? D. Laxton, D. Rose et R. Tetlow
- 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

Pour se procurer les publications de la Banque, s'adresser à la :

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