

Séance 2
Rôle du taux de change
dans l'ajustement et
l'intégration économiques

Chocs affectant le Canada et les États-Unis et contribution du taux de change flottant à l'ajustement macroéconomique

*Ramdane Djoudad, Céline Gauthier et Pierre St-Amant**

Introduction

Quelques études récentes utilisent des modèles vectoriels autorégressifs (VAR) structurels pour analyser la détermination du taux de change du dollar canadien par rapport au dollar des États-Unis (É.-U.). C'est notamment le cas de Clarida et Galí (1994), qui se servent d'un modèle du type « Mundell-Fleming-Dornbusch » pour identifier des chocs d'offre et des chocs de demande réels et monétaires à partir d'un VAR tenant compte du différentiel de production réelle, du taux de change réel et du différentiel de prix à la consommation. Ces auteurs trouvent que les chocs de demande réels expliquent l'essentiel de la variance du taux de change Canada-États-Unis à tous les horizons temporels.

Dans une étude visant à déterminer si le Canada et les États-Unis forment une zone monétaire optimale¹, Dupasquier, Lalonde et St-Amant (1997) utilisent des modèles VAR incluant la production réelle, le taux d'inflation et des taux d'intérêt (plutôt que le différentiel de ces variables) pour identifier

1. Bayoumi et Eichengreen (1993), Racette, Raynauld et Lalonde (1993), DeSerres et Lalonde (1994) et Lalonde et St-Amant (1995) utilisent aussi des VAR structurels pour déterminer si l'Amérique du Nord est une zone monétaire optimale.

* Nous tenons à remercier Robert Lafrance, Kevin Clinton, Chantal Dupasquier et James Powell pour leurs suggestions et commentaires. Nous remercions aussi Eddy Cavé pour sa contribution au travail de rédaction. Tracy Chan et Jason Daw nous ont fourni un excellent soutien technique.

des chocs d'offre et de demande réels et monétaires. Tout comme Clarida et Galí, ces auteurs trouvent que les chocs de demande réels rendent compte de la plus grande partie de la variance du taux de change Canada–États-Unis. Ils concluent d'autre part que la flexibilité du taux de change favorise l'ajustement macroéconomique². Cette conclusion découle du fait que les fonctions de réponse qu'ils estiment impliquent que l'ajustement du taux de change réel aux divers chocs passe principalement par un ajustement du taux de change nominal, plutôt que des prix relatifs dans les deux pays. En régime de taux de change fixes, l'ajustement devrait passer par le différentiel de prix, ce qui, dans le cadre de modèles macroéconomiques typiques tenant compte de rigidités nominales, générerait des déséquilibres dans le marché de l'emploi et celui des biens et services³.

Un autre groupe de chercheurs met plutôt l'accent sur le prix des matières premières (énergétiques et non énergétiques) comme facteur permettant d'expliquer l'évolution du taux de change réel Canada–États-Unis. Notamment, Amano et van Norden (1993) concluent que l'on peut rendre compte de l'évolution du taux de change réel Canada–États-Unis à l'aide d'un modèle comportant une relation de cointégration entre le taux de change et le prix des matières premières. McCallum (1999) et Djoudad et Tessier (2000) concluent dans le même sens à partir de modèles quelque peu différents. Murray, Zelmer et Antia (2000) arguent que ces résultats sont favorables au taux de change flottant, puisque celui-ci reflète alors l'influence de facteurs fondamentaux plutôt que de bulles spéculatives.

Ces études soulèvent au moins deux questions : Quel type de choc domine quand on tient compte de chocs de prix de matières premières, en plus des chocs identifiés par Clarida et Galí? Peut-on toujours conclure, comme Dupasquier, Lalonde et St-Amant, que la réaction du taux de change nominal facilite l'ajustement macroéconomique aux chocs asymétriques affectant le Canada et les États-Unis lorsque le prix des matières premières est incorporé aux modèles estimés?

2. Rose (1995) évalue la contribution du taux de change à l'ajustement macroéconomique au moyen de modèles utilisant des données en panel pour plusieurs pays. Il conclut qu'il n'y a pas de résultats empiriques indiquant que le taux de change flottant facilite cet ajustement. Osakwe et Schembri (1999) comparent les estimations de la variance conditionnelle du PIB réel au Mexique sous le régime historique de flottement dirigé et sous un régime hypothétique de changes flottants approché par un taux ajusté du marché parallèle. Ils concluent que la variance du PIB réel aurait été moindre si le Mexique avait eu un régime de changes flottants depuis les années 1970.

3. Il est possible qu'en régime de changes fixes ou dans une union monétaire les agents ajusteraient leur comportement de sorte que les prix deviendraient moins rigides. Nous ne connaissons cependant pas d'étude concluant que l'adoption de régimes de changes fixes ou d'une union monétaire a effectivement entraîné des changements notables en ce sens.

Pour répondre à ces questions, nous intégrons les variables dont tiennent compte Amano et van Norden au modèle SVAR de Clarida et Galí. Contrairement à nos attentes, nos tests de cointégration révèlent qu'il y a peu de support empirique en faveur de la relation de cointégration identifiée par Amano et van Norden sur notre période échantillonnale. Nous considérons tout de même deux scénarios — avec et sans cointégration — pour les deux raisons suivantes. Premièrement, la capacité de ces tests de distinguer la cointégration et l'absence de cointégration est incertaine. Deuxièmement, quelques auteurs sont arrivés à la conclusion que cette relation de cointégration est valide. Notre scénario de référence, plus compatible avec nos tests de cointégration, suppose qu'il y a absence de cointégration entre les diverses variables. Dans l'autre scénario, nous utilisons l'approche mise de l'avant par King et coll. (1991) afin d'incorporer au modèle une relation de cointégration entre le prix des matières premières et le taux de change réel.

Nos modèles nous permettent de réévaluer la part de divers chocs dans l'explication de la variance du taux de change réel Canada–États-Unis. Nous pouvons par ailleurs évaluer la robustesse du résultat obtenu par Dupasquier, Lalonde et St-Amant, selon lequel le taux de change flottant favorise l'ajustement macroéconomique⁴.

Nos modèles nous permettent de plus d'aborder quelques autres questions. Ils permettent par exemple d'estimer la part relative des chocs nominaux dans l'explication de la variance du taux de change réel. Puisque les modèles incluent aussi l'écart entre les PIB réels du Canada et des États-Unis, ils permettent également d'identifier les déterminants de ce différentiel.

Dans la première section du présent document, nous présentons les approches préconisées par Clarida et Galí et Amano et van Norden. Dans la deuxième section, nous définissons et analysons les données considérées. Nous exposons notre approche méthodologique dans la troisième section et présentons nos résultats dans la section suivante. Nous concluons et proposons des pistes pour la recherche dans la dernière section.

4. Notre travail peut aussi être considéré comme une réponse aux commentaires de Raynauld (1997) sur le document de Dupasquier, Lalonde et St-Amant. Raynauld soulignait en effet qu'il serait intéressant de tenir compte explicitement du prix des matières premières dans l'estimation des modèles.

1 L'approche de Clarida et Galí et le modèle de détermination du taux de change de la Banque du Canada

1.1 Clarida et Galí

Clarida et Galí (1994) utilisent un modèle théorique de type « Mundell-Fleming-Dornbusch » à deux pays afin d'identifier divers types de chocs à partir de modèles VAR comprenant les variables suivantes : le différentiel de PIB réel, le taux de change réel calculé à l'aide d'indices de prix à la consommation (IPC) et le différentiel d'IPC. Ils montrent que le modèle théorique peut s'écrire sous une forme telle que, à l'équilibre de long terme, seuls les chocs d'offre influencent le niveau du PIB réel relatif des deux pays et que seuls les chocs d'offre et de demande réels affectent le niveau du taux de change réel. Ces prédictions du modèle théorique permettent d'identifier des modèles VAR estimés pour diverses paires de pays.

Pour chaque paire de pays considérée, les modèles ainsi construits présentent la différence première du différentiel de PIB réel, du taux de change réel et du différentiel d'IPC comme répondant à trois types de chocs structurels : des chocs d'offre (ε^s), des chocs de demande réels (ε^d) et des chocs monétaires (ε^m). Le théorème de Wold permet d'écrire le modèle structurel sous la forme suivante (la constante étant omise par souci de simplification) :

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

$$\text{où } \varepsilon_t = \begin{bmatrix} \varepsilon_t^s \\ \varepsilon_t^d \\ \varepsilon_t^m \end{bmatrix} \text{ et } x_t = \begin{bmatrix} \Delta y \\ \Delta rer \\ \Delta p \end{bmatrix},$$

y représente le différentiel de logarithmes de PIB réel, rer est le taux de change réel et p est le différentiel de logarithmes de niveau des prix. Pour simplifier, la variance des chocs structurels est normalisée, de sorte que $E(\varepsilon_t\varepsilon_t') = I$, la matrice identité.

Le vecteur autorégressif suivant est estimé pour chacune des paires de pays considérées :

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

où e_t est un vecteur de résidus estimés, q est le nombre de retards et $E(e_t e_t') = \Sigma$. Ce vecteur est ensuite inversé de manière à donner la représentation moyenne mobile suivante :

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

Les résidus du modèle de forme réduite sont reliés comme suit aux résidus structurels :

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

De (1), (3) et (4), on peut déduire que la matrice des effets de long terme des chocs de forme réduite, $C(1)$, est reliée à la matrice des effets de long terme des chocs structurels, $A(1)$, comme suit :

$$A(1) = C(1)A_0. \quad (5)$$

Pour compléter l'identification du système, Clarida et Galí imposent à la matrice $A(1)$ trois restrictions basées sur les prédictions de leur modèle théorique, qui prend alors la forme suivante :

$$A(1) = \begin{bmatrix} a_{11} & 0 & 0 \\ a_{21} & a_{22} & 0 \\ a_{31} & a_{32} & a_{33} \end{bmatrix}. \quad (6)$$

Les première, deuxième et troisième colonnes de la matrice $A(1)$ représentent, respectivement, l'impact des chocs d'offre, des chocs de demande réels et des chocs monétaires sur le différentiel de PIB réel (première ligne), le taux de change réel (deuxième ligne) et le différentiel de prix (troisième ligne). Les zéros de la première ligne indiquent que les chocs de demande réels et les chocs monétaires n'ont pas d'effet à long terme sur le différentiel de PIB. Le zéro de la deuxième ligne de la matrice $A(1)$ indique que les chocs monétaires n'ont pas non plus d'impact à long terme sur le taux de change réel.

Les prédictions suivantes découlent aussi du modèle théorique de Clarida et Galí lorsque les prix sont supposés rigides à court terme, mais flexibles à long terme :

- À court et à long terme, la devise du pays touché par un choc d'offre positif se déprécie en termes réels⁵. Elle se déprécie en termes réels à court terme suite à un choc monétaire. Elle s'apprécie à court et à long terme en réponse à un choc de demande réel positif.
- L'IPC du pays affecté par un choc de demande réel ou monétaire positif s'accroît progressivement relativement à celui de l'autre pays, mais connaît une diminution relative suite à un choc d'offre positif.
- Un choc d'offre, un choc de demande réel ou un choc monétaire dans un pays donné fait s'accroître la production à court terme par rapport à celle de l'autre pays.

Les résultats empiriques obtenus par Clarida et Galí sont conformes à leurs attentes théoriques. Dans le cas Canada–États-Unis, une de leurs conclusions est que la variance du taux de change est dominée par les chocs de demande réels⁶. Ils trouvent aussi que les chocs d'offre rendent compte de la plus grande part de la variance du différentiel de PIB réel des deux pays. Nous réévaluons ces conclusions à l'aide de modèles plus riches.

1.2 Un modèle de détermination du taux de change utilisé à la Banque du Canada

Des économistes de la Banque du Canada utilisent un modèle de détermination du taux de change découlant des travaux d'Amano et van Norden (1993). Ce modèle s'écrit comme suit :

$$\Delta \ln(rer)_t = \alpha(\ln(rer)_{t-1} - \beta_0 - \beta_c c_{t-1} - \beta_o o_{t-1}) + \Upsilon r_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (7)$$

où les variables o et c sont le prix de l'énergie et le prix des matières premières non énergétiques exprimés en dollars É.-U et dégonflés à l'aide de l'indice implicite du PIB des États-Unis. Les variables entre parenthèses forment une relation de cointégration⁷. Les mesures des autorités monétaires

5. Le modèle de Balassa (1964) et Samuelson (1964) prévoit plutôt que, sous certaines hypothèses, un choc d'offre positif entraîne une appréciation du taux de change.

6. Le Royaume-Uni et les États-Unis sont la seule autre paire de pays pour laquelle ils trouvent une prédominance des chocs de demande réels. Rogers (1999) réévalue cette conclusion pour le Royaume-Uni et les États-Unis à l'aide de modèles tenant compte de plus de variables. Son approche est très différente de celle que nous adoptons ici (ses modèles ne tiennent compte ni du prix des matières premières ni de relations de cointégration).

7. La relation de cointégration ne tient pas si on ne distingue pas le prix de l'énergie du prix des matières premières non énergétiques.

du Canada et des États-Unis sont prises en compte par l'entremise de r , le différentiel de taux d'intérêt à court terme Canada–États-Unis.

L'équation (7) est demeurée stable au cours des années 1990 et permet de rendre compte des principales fluctuations du taux de change Canada–États-Unis⁸. McCallum (1999) et Djoudad et Tessier (2000) tiennent compte de variables additionnelles dans les modèles de détermination du taux de change Canada–États-Unis qu'ils estiment. Au cœur de leurs modèles, on retrouve cependant aussi une relation de long terme entre le taux de change réel, le prix de l'énergie et le prix des matières premières non énergétiques.

2 Les données

2.1 Définitions et sources

Nous tenons compte à la fois des variables retenues par Clarida et Galí et de celles incluses dans le modèle de détermination du taux de change représenté par l'équation (7). Nous considérons donc les séries suivantes :

- le différentiel de logarithmes de PIB réel Canada–États-Unis, y_t ;
- le différentiel de logarithmes des indices de prix à la consommation (IPC) des deux pays, p_t ;
- le taux de change réel mesuré sur la base de l'IPC des deux pays, rer_t . Une hausse de cette série implique qu'il faut moins de dollars canadiens pour acheter un dollar É.-U.
- le différentiel de taux d'intérêt à court terme, que nous mesurons par l'écart entre le taux du financement à un jour canadien et le taux des fonds fédéraux, r_t ;
- les indices de prix des matières premières non énergétiques, c_t , et énergétiques, o_t . Ces séries sont exprimées en dollars É.-U. et mises sur une base réelle à l'aide de l'indice implicite du PIB des États-Unis.

Le PIB réel canadien, l'indice implicite du PIB canadien, le taux des fonds fédéraux et les indices de prix des matières premières ont été obtenus de Statistique Canada. Les IPC des deux pays proviennent des bases de données de l'OCDE. L'indice implicite du PIB et le PIB réel des États-Unis ont été obtenus de *Data Research Incorporated* (DRI). Les taux au jour le jour sont une série de la Banque du Canada. Le taux de change nominal a été tiré des bases de données du Fonds monétaire international.

8. On trouvera une évaluation récente dans Djoudad et Tessier (2000).

Les données sont trimestrielles et couvrent la période postérieure à l'effondrement du système de Bretton Woods, qui va du premier trimestre de 1973 au quatrième trimestre de 1999.

Les séries décrites ci-dessus sont reproduites en niveau à l'Annexe 1.

2.2 Tests de racine unité

L'Annexe 2 contient les résultats de quelques tests de racine unitaire appliqués aux diverses séries. Ces tests indiquent sans ambiguïté que le prix de l'énergie, le différentiel d'IPC et le taux de change réel sont non stationnaires⁹. La majorité des tests indiquent que le prix des matières premières non énergétiques et le différentiel de PIB réel sont non stationnaires, mais que le différentiel de taux d'intérêt est stationnaire. Nous posons les hypothèses correspondantes dans le scénario de notre modèle. Clarida et Galí et le modèle de détermination du taux de change de la Banque du Canada utilisent les mêmes hypothèses.

2.3 Tests de cointégration

Les tests de cointégration de Johansen (1991) appliqués au système $\{c, o, y, e, p, \Sigma r\}$ sont présentés au Tableau 1. Nous incluons l'accumulation des différentiels de taux d'intérêt (Σr) plutôt que le niveau du différentiel de taux d'intérêt, puisque cette variable est stationnaire en niveau. Il est à noter cependant que cette variable n'est pas significative dans le vecteur de cointégration identifié et ne figure donc qu'en niveau (plutôt que sous forme cumulative) dans les modèles estimés. De plus, son exclusion ne change pas les résultats des tests de cointégration sur un plan qualitatif.

Le nombre de retards, cinq, a été déterminé à l'aide d'un test du rapport des vraisemblances appliqué selon une approche allant d'un modèle général à un modèle plus petit. Les valeurs critiques des tests de cointégration sont tirées de Osterwald-Lenum (1992).

Nous ne pouvons rejeter la présence de deux vecteurs de cointégration sur la base du test λ -max non corrigé. Nous concluons cependant que toutes les variables sont stationnaires sur la base du test de la trace non corrigé. Nous rejetons ce scénario puisqu'il est incompatible avec nos tests de racine unité. Les tests corrigés pour tenir compte du biais de petit échantillon

9. Des auteurs ont conclu que le taux de change réel est stationnaire lorsqu'il est considéré sur une période très longue. Engel (1996) montre cependant que ce résultat tombe quand on prend en compte certains biais que contiennent les tests.

Tableau 1
Tests de cointégration

H0 :	Test λ -max			Test de la trace		
	Stat.	Stat. corrigée ^a	Valeur critique à 90%	Stat.	Stat. corrigée	Valeur critique à 90%
$p = 0$	45,90	29,04	37,45	141,34	89,42	97,18
$p \leq 1$	33,99	21,51	31,66	95,45	60,38	71,86
$p \leq 2$	25,07	15,86	25,56	61,45	38,88	49,65
$p \leq 3$	14,53	9,19	19,77	36,39	23,02	32,00
$p \leq 4$	12,12	7,67	13,75	21,86	13,83	17,85
$p \leq 5$	9,73	6,16	7,53	9,73	6,16	7,53

a. Nous appliquons ici une correction pour petit échantillon consistant à remplacer T par $T - nm$, où T est le nombre d'observations, n le nombre de variables, et m le nombre de retards. Voir à ce sujet Reinsel et Ahn (1988).

permettent au contraire de rejeter toute cointégration¹⁰. Ces tests étant conçus pour être plus fiables en petit échantillon, les résultats favorables à la cointégration sont faibles. La puissance de ces tests restant cependant incertaine, nous considérons aussi un scénario où il y a cointégration. Néanmoins, étant donné les résultats découlant de nos tests de cointégration, nous faisons du cas sans cointégration notre scénario de base.

Un test de stabilité du type des régressions effectuées sur des périodes mobiles (rolling regression) appliqué aux vecteurs de cointégration identifiés à l'aide du test λ -max non corrigé indique que l'un des vecteurs, le premier, est instable. On ne peut rejeter l'hypothèse de nullité des coefficients associés aux variables suivantes dans le vecteur de cointégration retenu : différentiel de prix, différentiel de PIB réels et accumulation des différentiels de taux d'intérêt (risque de première espèce = 0,1124). Le vecteur contraint peut alors s'exprimer comme suit quand on normalise la relation de cointégration sur le taux de change :

$$rer_t = 0,403 - 0,057o_t + 0,385c_t \quad (8)$$

10. Nous avons fait divers tests de robustesse. Par exemple, nous avons fait des tests de cointégration à partir de modèles contenant un ou deux retards de plus ou de moins ou de modèles estimés sur des périodes commençant un peu avant ou un peu après la période retenue pour le scénario de référence. Dans la grande majorité des cas, nous n'avons pu rejeter l'hypothèse de non-cointégration sur la base des tests corrigés. Nous avons effectué les mêmes tests en ne tenant compte que des variables comprises dans l'équation (7). Encore là, dans la grande majorité des scénarios, nous n'avons pu rejeter l'hypothèse de non-cointégration. Ce résultat ne semble donc pas dépendre du fait que notre modèle comprend plus de variables que celui d'Amano et van Norden (1993).

On retrouve donc, avec difficulté, le vecteur de cointégration pris en compte dans l'équation de taux de change utilisée à la Banque du Canada¹¹. C'est ce vecteur que nous intégrons au modèle dans le scénario avec cointégration¹².

3 Notre méthodologie

3.1 Modèle avec prix des matières premières mais sans relation de cointégration

Le modèle VAR tient compte du prix de l'énergie, du prix des matières premières non énergétiques, du différentiel de PIB réel, du taux de change réel, du différentiel d'IPC et du différentiel de taux d'intérêt. On suppose alors un modèle structurel répondant à six types de chocs : des chocs de prix de l'énergie, ε^o , des chocs de prix des matières premières non énergétiques, ε^c , des chocs d'offre, ε^s , des chocs de demande réels, ε^d , des chocs monétaires, ε^m , et des chocs transitoires, ε^t (chocs n'ayant d'effet permanent sur aucune des variables, sauf la somme cumulée des taux d'intérêt). Ces chocs, la différence première des variables considérées dans le VAR stationnaire estimé et la matrice $A(1)$ supposée peuvent s'écrire comme suit :

$$\varepsilon_t = \begin{bmatrix} \varepsilon_t^o \\ \varepsilon_t^c \\ \varepsilon_t^s \\ \varepsilon_t^d \\ \varepsilon_t^m \\ \varepsilon_t^t \end{bmatrix}, x_t = \begin{bmatrix} \Delta o \\ \Delta c \\ \Delta y \\ \Delta rer \\ \Delta p \\ \Delta r \end{bmatrix}, A(1) = \begin{bmatrix} a_{11} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ a_{21} & a_{22} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ a_{31} & a_{32} & a_{33} & 0 & 0 & 0 \\ a_{41} & a_{42} & a_{43} & a_{44} & 0 & 0 \\ a_{51} & a_{52} & a_{53} & a_{54} & a_{55} & 0 \\ a_{61} & a_{62} & a_{63} & a_{64} & a_{65} & a_{66} \end{bmatrix}.$$

Il convient de noter que, tout comme chez Clarida et Galí, les restrictions d'identification portent sur le niveau des diverses variables. Nous faisons donc l'hypothèse que tous les chocs, sauf le choc de prix de l'énergie, ne peuvent avoir d'impact sur le prix de l'énergie à long terme (les cinq zéros de la première ligne de $A(1)$). Nous supposons aussi que les chocs de prix de l'énergie sont les seuls, dans ce système, à avoir un impact à long terme sur le prix des matières premières non énergétiques. Nous justifions cet

11. Les coefficients qui ressortent de ce vecteur sont du même signe et du même ordre de grandeur que ceux obtenus dans le cadre de modèles comportant moins de variables.

12. Nous pensons cependant qu'il vaudrait la peine, dans des travaux futurs, d'étudier l'autre vecteur de cointégration de manière plus approfondie.

ordonnancement de o par rapport à c par le fait que l'énergie est un intrant important dans la production de diverses matières premières et peut ainsi en affecter le prix à long terme. Nous testons cependant la sensibilité de nos résultats (par rapport) à cette hypothèse. L'ordonnancement des autres variables correspond aux hypothèses de Clarida et Galí.

Nous identifions aussi un choc transitoire (sixième colonne) contraint à n'avoir d'effet à long terme sur aucune des variables, sauf sur la somme cumulée des taux d'intérêt (sixième ligne). Il pourrait s'agir là de chocs de demande différents des autres chocs de demande en ce qu'ils n'auraient d'impact à long terme ni sur le taux de change réel ni sur le différentiel de prix. Il pourrait aussi s'agir de chocs reflétant la volatilité intrinsèque (non reliée à des facteurs fondamentaux) des séries concernées.

3.2 Élargissement du modèle de Clarida et Galí pour y incorporer un vecteur de cointégration

Nous tenons compte ici des mêmes variables que dans le cas présenté à la section 3.1. Cependant, nous incorporons au modèle la relation de cointégration suivante :

$$e_t = \beta + \beta_c c_t + \beta_o o_t. \quad (9)$$

La méthodologie appliquée est celle élaborée par King et coll. (1991). Elle consiste à combiner des restrictions d'identification a priori et des restrictions de cointégration empirique pour l'identification de modèles de forme réduite. Cette méthodologie est présentée à l'Annexe 3.

Puisqu'il y a une relation de cointégration et cinq variables non stationnaires, quatre chocs permanents doivent être identifiés. Les composantes permanentes du modèle et les fonctions de réponse sont identifiées en imposant une structure à la matrice des multiplicateurs de long terme. La structure particulière de cette matrice est la suivante :

$$A = \tilde{A}\Pi = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 \\ \beta_c & \beta_o & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \pi_{11} & 0 & 0 & 0 \\ \pi_{21} & \pi_{22} & 0 & 0 \\ \pi_{31} & \pi_{32} & \pi_{33} & 0 \\ \pi_{41} & \pi_{42} & \pi_{43} & \pi_{44} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \pi_{11} & 0 & 0 & 0 \\ \pi_{21} & \pi_{22} & 0 & 0 \\ \pi_{31} & \pi_{32} & \pi_{33} & 0 \\ \omega_{41} & \omega_{42} & 0 & 0 \\ \pi_{41} & \pi_{42} & \pi_{43} & \pi_{44} \end{bmatrix}$$

Les première, deuxième, troisième, quatrième et cinquième lignes de la matrice A représentent l'effet de long terme des divers chocs sur,

respectivement, o , c , y , e et p . Aucun choc n'a d'effet à long terme sur le différentiel de taux d'intérêt, r , car celui-ci est stationnaire. Les divers chocs peuvent cependant avoir un effet de court terme sur cette variable.

Les première, deuxième, troisième et quatrième colonnes de A représentent, respectivement, l'effet de long terme des chocs de prix de l'énergie, des chocs de prix des matières premières non énergétiques, des chocs d'offre et des chocs de demande sur les diverses variables. Comme dans le cas des modèles ne tenant pas compte de la cointégration, mais du prix des matières premières, nous supposons que les autres chocs n'ont pas d'effet de long terme sur le prix de l'énergie (trois zéros de la première ligne de Π) et que seul le prix de l'énergie peut avoir un impact à long terme sur le prix des matières premières non énergétiques (deux zéros de la deuxième ligne).

Tout comme chez Clarida et Galí, les chocs d'offre se distinguent des chocs de demande par le fait qu'ils ont un impact à long terme sur la production (le zéro de la troisième ligne). Les chocs de demande sont des chocs n'ayant d'impact à long terme que sur le différentiel de prix (trois zéros de la quatrième colonne).

On constate par ailleurs que la relation de cointégration estimée (dont l'influence est reflétée dans la matrice \tilde{A}) implique que seuls les chocs de prix de l'énergie et de prix des matières premières non énergétiques peuvent avoir un effet de long terme sur le taux de change réel. On ne peut donc distinguer les chocs de demande réels des chocs nominaux, contrairement au scénario sans cointégration, puisque le vecteur de cointégration implique qu'on ne peut distinguer un choc de demande ayant un effet à long terme sur le taux de change réel. Ce que nous obtenons est donc une combinaison de ces deux types de chocs.

Nous obtenons, en plus des chocs ayant un effet permanent sur les diverses variables, deux chocs transitoires dont nous sommes l'impact, car on ne peut les distinguer d'un point de vue économique¹³. Comme dans le cas du choc transitoire dont il est question à la section 3.1, il pourrait s'agir là de chocs de demande ayant un effet purement transitoire sur toutes les variables ou de chocs reflétant la volatilité intrinsèque des séries concernées.

4 Résultats

Afin de faciliter la comparaison de nos résultats avec ceux de Clarida et Galí, nous faisons d'abord une mise à jour de leurs estimations. Dans un deuxième temps, nous présentons en détail les résultats découlant du

13. Les deux sont cependant identifiés d'un point de vue économétrique, car l'un a un impact de long terme sur la somme cumulée des taux d'intérêt et l'autre pas.

modèle, en tenant compte du prix des matières premières, mais sans intégrer une relation de cointégration. Il s'agit là de notre modèle de référence, car il est plus compatible avec les tests de cointégration. Nous présentons ensuite les résultats découlant du modèle de base, qui impose une relation de cointégration entre le prix des matières premières et le taux de change réel. Nous exposons enfin quelques tests de robustesse.

Nos résultats principaux sont accompagnés d'intervalles de confiance à 90 % que nous calculons à l'aide d'une méthode de rééchantillonnage « bootstrap » comportant 1 000 tirages. Toutes les figures montrent le changement en pourcentage des séries concernées (0,10 est 10 %). L'axe horizontal représente le nombre de trimestres.

4.1 Mise à jour de Clarida et Galí (1994)

L'échantillon de Clarida et Galí, qui utilisent aussi des données trimestrielles, est nettement plus court que le nôtre, puisqu'il se termine au premier trimestre de 1992 (la date de départ est la même). Néanmoins, nos résultats sont pratiquement identiques à ceux obtenus par ces auteurs. Les fonctions de réponse sont notamment en tous points conformes aux attentes théoriques décrites à la section 2.1. Nous ne présentons pas ces fonctions de réponse, mais elles sont disponibles sur demande.

Un résultat important obtenu par Clarida et Galí (et Dupasquier, Lalonde et St-Amant, 1997) est que la variance du taux de change Canada-États-Unis s'explique principalement par les chocs de demande réels. Ces auteurs trouvent par ailleurs que les chocs d'offre expliquent en très grande partie la variance du différentiel de PIB réels des deux pays. C'est aussi ce que nous obtenons de la mise à jour de leurs estimations (également disponible sur demande).

Les résultats présentés à la section 4.2 concernant les chocs d'offre, de demande réels et les chocs monétaires sont très similaires à ceux découlant du modèle de Clarida et Galí.

4.2 Modèle avec prix des matières premières, mais sans cointégration

Dans cette section, nous intégrons le prix des matières premières au modèle de Clarida et Galí. Quelle est la réponse attendue des diverses variables à des chocs positifs de prix des matières premières? Étant donné que de tels chocs impliquent une amélioration des termes de l'échange relatifs du Canada (pays exportateur net de matières premières), ils impliquent aussi une augmentation de la richesse relative des Canadiens. La consommation et la production devraient donc augmenter au Canada par rapport aux États-Unis

(importateur net de matières premières). Le taux de change réel devrait par ailleurs s'apprécier puisque le Canada peut alors atteindre une cible donnée d'endettement étranger en générant un volume d'exportations nettes moindre¹⁴.

4.2.1 Fonctions de réponse

Les figures de l'Annexe 4 montrent la réaction du différentiel de PIB réel et celle du différentiel de taux d'intérêt aux divers chocs. Les chocs de prix de l'énergie et de prix des matières premières entraînent des hausses respectives de ces prix d'environ 8% et 4%.

Comme prévu, les chocs de prix des matières premières non énergétiques et énergétiques ont un impact positif sur le PIB réel relatif du Canada. Cependant, cet effet est faible et non significatif. La réponse de la production réelle aux autres chocs est très semblable à celle qu'obtiennent Clarida et Galí. Ainsi, les chocs d'offre, les chocs de demande réels et les chocs monétaires poussent à la hausse la production relative du Canada. De ces trois types de chocs, cependant, seul le choc d'offre a un effet à long terme sur le différentiel de PIB réel (par construction).

La réaction du différentiel de taux d'intérêt aux divers chocs identifiés est faible et non significative. La seule exception est le cas du choc transitoire, qui pousse les taux d'intérêt à la hausse. Ce choc a aussi tendance à causer une légère hausse de la production et des prix à court terme. Cela donne à penser qu'il reflète en partie l'influence des chocs de demande positifs auxquels les autorités monétaires réagissent en resserrant les conditions monétaires pour en neutraliser l'impact sur le niveau des prix.

Nous nous intéressons ici tout particulièrement à la réaction aux divers chocs du taux de change réel, du taux de change nominal (que l'on calcule à partir des réactions du différentiel de prix et du taux de change réel aux divers chocs) et du différentiel de prix. Comme il a été mentionné précédemment, ces réactions permettent de déterminer si la flexibilité du taux de change entre le Canada et les États-Unis a facilité l'ajustement du taux de change réel aux chocs. Les figures de l'Annexe 5 illustrent ces fonctions de réponse. Les fonctions de réponse des trois variables aux divers chocs sont montrées sur une même page, tandis que celles du différentiel de prix et du taux de change le sont sur deux pages distinctes.

14. Macklem (1992 et 1993) obtient de tels résultats dans le cadre d'un modèle d'équilibre général dynamique à générations imbriquées d'une économie produisant trois types de biens. La réaction de long terme de la production et du taux de change est cependant ambiguë dans ce contexte en raison des déplacements de facteurs de production entre les divers secteurs.

À l'évidence, les fonctions de réponse du taux de change réel et des prix sont telles qu'on s'y attendait. Ainsi, suite à un choc d'offre positif, le taux de change réel se déprécie et les prix baissent au Canada par rapport aux États-Unis¹⁵. Le contraire se produit suite à un choc de demande réel et à un choc de prix des matières premières non énergétiques. Le choc monétaire produit une dépréciation réelle à court terme seulement, mais une dépréciation nominale à court et à long terme (ces réponses ne sont cependant pas statistiquement significatives).

Le choc de prix de l'énergie entraîne une dépréciation du taux de change réel. Ce résultat peut paraître surprenant, mais il est tout à fait conforme aux observations faites par Amano et van Norden et les autres auteurs. Nous trouvons cependant que cette réaction n'est pas statistiquement significative.

Nous observons par ailleurs que, dans tous les cas, l'ajustement du taux de change nominal facilite l'ajustement du taux de change réel. Par exemple, après un choc d'offre, le taux de change réel se déprécie (comme le prévoit le modèle théorique de Clarida et Galí). Cette dépréciation réelle s'explique presque entièrement par une dépréciation nominale. Dans le cas du choc de demande réel, le taux de change réel s'apprécie et l'essentiel de l'ajustement vient encore une fois du taux de change nominal. Dans la plupart des cas, la réaction du taux de change réel ne peut être distinguée sur un plan statistique de celle du taux de change nominal. Le plus souvent, sauf dans le cas du choc de demande réel et dans celui du choc monétaire, la réaction du différentiel d'IPC n'est, quant à elle, pas statistiquement différente de zéro.

Ces résultats indiquent que, dans la mesure où les prix demeureraient rigides à court terme, l'adoption d'un taux de change fixe générerait des déséquilibres sur les marchés de l'emploi et de la production, puisque l'ajustement du taux de change réel ne pourrait alors venir que des prix relatifs et non du taux de change nominal.

4.2.2 Décompositions de variance

Les Tableaux 2 et 3 présentent la contribution des divers chocs à la variance, respectivement, du taux de change réel et de la production. Par rapport au modèle de Clarida et Galí, la prise en compte du prix des matières premières change peu les résultats concernant la variance du taux de change, qui reste fortement influencée par les chocs de demande réels. Les chocs de prix des matières premières contribuent peu à l'explication de cette variance dans le modèle sans vecteur de cointégration.

15. Ce résultat va à l'encontre de la prédiction du modèle de Balassa (1964) et Samuelson (1964).

Tout comme dans l'approche de Clarida et Galí, ce sont essentiellement des chocs de demande réels qui rendent compte de la variance du taux de change réel. Ce résultat est un argument en faveur du taux de change flottant. En effet, un avantage d'un régime de changes fixes serait d'éliminer les chocs de politique monétaire comme source de chocs asymétriques. Le fait que les chocs monétaires expliquent une part modeste de la variance du taux de change réel implique qu'il y a peu de gains à réaliser en ce sens.

Tableau 2
Décomposition de la variance du taux de change réel
Modèle sans cointégration^a

Horizon	Chocs énergie	Chocs mat. prem.	Chocs offre	Chocs dem. réels	Chocs monét.	Chocs trans.
1 trim.	0 (12)	1 (9)	12 (9)	74 (19)	9 (12)	2 (11)
4 trim.	0 (14)	1 (10)	23 (13)	74 (19)	1 (5)	0 (8)
8 trim.	0 (17)	2 (13)	18 (13)	77 (22)	0 (3)	0 (6)
20 trim.	2 (20)	4 (14)	18 (14)	77 (23)	0 (1)	0 (1)
Long terme	2 (21)	3 (14)	18 (14)	77 (24)	0 (1)	0 (2)

a. Les écarts-types simulés sont présentés entre parenthèses.

Tableau 3
Décomposition de la variance du différentiel de PIB réel
Modèle sans cointégration^a

Horizon	Chocs énergie	Chocs mat. prem.	Chocs offre	Chocs dem. réels	Chocs monét.	Chocs trans.
1 trim.	2 (10)	1 (7)	53 (21)	24 (16)	0 (7)	19 (18)
4 trim.	18 (17)	1 (9)	57 (21)	20 (15)	0 (5)	4 (11)
8 trim.	13 (17)	8 (13)	77 (21)	2 (8)	0 (3)	0 (6)
20 trim.	8 (20)	6 (15)	86 (23)	0 (1)	0 (2)	0 (2)
Long terme	10 (22)	6 (15)	84 (24)	0 (1)	0 (2)	0 (2)

a. Les écarts-types simulés sont présentés entre parenthèses.

D'autre part, tout comme chez Clarida et Galí, les chocs d'offre rendent compte de l'essentiel de la variance du différentiel de PIB réel à moyen et à long terme. Ils sont aussi très importants à court terme, mais les chocs de demande réels jouent aussi un rôle significatif. Dans le cas de Clarida et Galí, la prépondérance des chocs d'offre à long terme découle des restrictions d'identification. Tel n'est pas le cas ici, car rien ne contraint le prix des matières premières non énergétiques ou le prix de l'énergie à ne pas jouer un rôle important dans la détermination de cette variable à long terme.

4.3 Intégration d'un vecteur de cointégration

Nous décrivons ici les différences qu'implique la prise en compte du vecteur de cointégration entre le prix des matières premières et le taux de change réel selon la méthodologie décrite à la section 3.2. Rappelons que les résultats de nos tests de cointégration nous incitent à accorder moins d'importance à ce cas.

La plupart des fonctions de réponse (disponibles sur demande) du différentiel de taux d'intérêt et de PIB réel aux divers chocs sont semblables à celles obtenues à partir du modèle sans cointégration. Les réactions aux chocs de demande diffèrent ici des réactions aux chocs de demande réels ou nominaux présentées à la section 4.2. Cependant, les chocs de demande des deux modèles sont difficilement comparables (voir la section 3.2).

L'Annexe 6 présente la réaction du taux de change réel, du taux de change nominal et du différentiel de prix aux divers chocs. La direction des fonctions de réponse est, encore là, similaire à celle observée dans le cas sans cointégration. Encore une fois, on trouve que l'ajustement du taux de change réel vient essentiellement de l'ajustement du taux de change nominal. Ce résultat n'est donc pas sensible à la présence ou à l'absence du vecteur de cointégration.

Les Tableaux A7.1 et A7.2 de l'Annexe 7 présentent la contribution des divers chocs à la variance, respectivement, du taux de change réel et de la production. Les résultats sont assez différents de ceux présentés dans le cas où la cointégration n'est pas prise en compte. Notamment, la contribution du prix des matières premières à la variance du taux de change réel augmente considérablement à long terme. Cela s'explique par le fait que nous imposons une relation de cointégration. Le vecteur de cointégration implique en effet que seul le prix des matières premières rend compte de l'évolution à long terme du taux de change réel. Plus précisément, c'est le prix des matières non énergétiques qui est alors la variable clé pour l'explication du taux de change à long terme. Cependant, il est important de remarquer que les chocs de demande et les chocs transitoires sont très persistants. À court et à moyen terme, les chocs de prix de l'énergie, les chocs d'offre, les chocs de demande et les chocs transitoires sont importants. De fait, après 20 trimestres, les chocs de prix des matières premières non énergétiques ne comptent toujours que pour 13 % de la variance du taux de change réel.

La décomposition de la variance du différentiel de PIB réels est, elle-aussi, modifiée par la prise en compte de la relation de cointégration. La part de la variance de ce différentiel expliquée par les chocs d'offre diminue, à long

terme, au profit des chocs de prix des matières premières et, à court et moyen terme, au profit des chocs transitoires.

La grande persistance de l'effet des chocs transitoires pourrait indiquer que la relation de cointégration que nous imposons est problématique. En effet, une fausse relation de cointégration impliquerait une composante « transitoire » non stationnaire ou très persistante.

4.4 Tests de sensibilité des résultats

Nous avons effectué les tests de sensibilité suivants :

- Nous avons vérifié que les principaux résultats sont peu sensibles à une légère augmentation ou à une légère diminution du nombre de retards.
- Nous avons vérifié que le fait d'inverser l'ordre du prix de l'énergie et du prix des matières premières non énergétiques dans les modèles a peu d'impact sur les résultats.
- Nous avons vérifié que les résultats du modèle de base ne sont pas sensibles à l'utilisation du différentiel de taux d'intérêt à trois mois plutôt que du différentiel de taux d'intérêt à un jour.
- Faust et Leeper (1997) montrent qu'il faut faire l'hypothèse que l'espace de paramètres considéré est fini dans le cadre de modèles utilisant des restrictions d'identification de long terme. Nous supposons ici que la représentation moyenne mobile des divers modèles est tronquée à un horizon fini. Nous avons de fait vérifié le fait que les résultats ne sont pas sensibles à un accroissement de l'horizon de troncature de la représentation moyenne mobile des modèles.

Conclusions

Nos conclusions principales sont les suivantes :

- La flexibilité du taux de change facilite l'ajustement macroéconomique en accélérant l'ajustement du taux de change réel. Les ajustements du niveau des prix relatifs contribuent très peu à l'ajustement du taux de change réel. Ce résultat est favorable au taux de change flottant, puisqu'en régime de changes fixes l'ajustement du taux de change réel devrait se faire entièrement par le biais de l'ajustement des prix. En présence de rigidités nominales de court terme, cela entraînerait des déséquilibres dans les marchés de l'emploi et de la production de biens et services. Ce résultat confirme ceux obtenus par Dupasquier, Lalonde et St-Amant (1997) dans le cadre de modèles ne tenant pas compte du prix

des matières premières. Il se révèle par ailleurs non sensible à l'ajout d'une relation de cointégration aux divers modèles.

- Contrairement à nos attentes, nos résultats ne sont pas favorables à l'existence d'une relation de cointégration entre le taux de change et le prix des matières premières. Pour cette raison, nous mettons l'accent sur les résultats ne tenant pas compte de cette relation.
- La prise en compte du prix des matières premières dans notre modèle de base change peu la conclusion de Clarida et Galí (1994) selon laquelle les chocs de demande réels rendent compte de l'essentiel de la variance du taux de change réel à tous les horizons temporels. En outre, elle ne change pas non plus le résultat de Clarida et Galí voulant que ce soient les chocs d'offre qui expliquent la part la plus importante de la variance du différentiel de PIB réels Canada–États-Unis à tous les horizons temporels. Le fait d'imposer une relation de cointégration entre le prix des matières premières et le taux de change réel implique cependant qu'à très long terme, c'est le prix des matières premières non énergétiques qui détermine la variance du taux de change réel.
- Le modèle de base permet d'estimer la part des chocs monétaires dans l'explication de la variance du taux de change réel. Cette part est très modeste (tout comme chez Clarida et Galí et chez d'autres auteurs), ce qui est un autre résultat favorable au change flottant. Un régime de changes fixes permettrait en effet d'éliminer les chocs monétaires comme source de chocs asymétriques. Nous estimons donc que ce gain potentiel est très modeste.

Évidemment, la portée de nos résultats en ce qui concerne le choix d'un régime de change pour le Canada est limitée, puisque nous ne considérons la question que du point de vue de l'ajustement macroéconomique. Pour tirer des conclusions plus générales, il faudrait aussi traiter de l'impact du choix d'un régime de change sur des facteurs tels que les coûts de transaction, l'investissement et le commerce. Des considérations politiques devraient aussi être invoquées¹⁶.

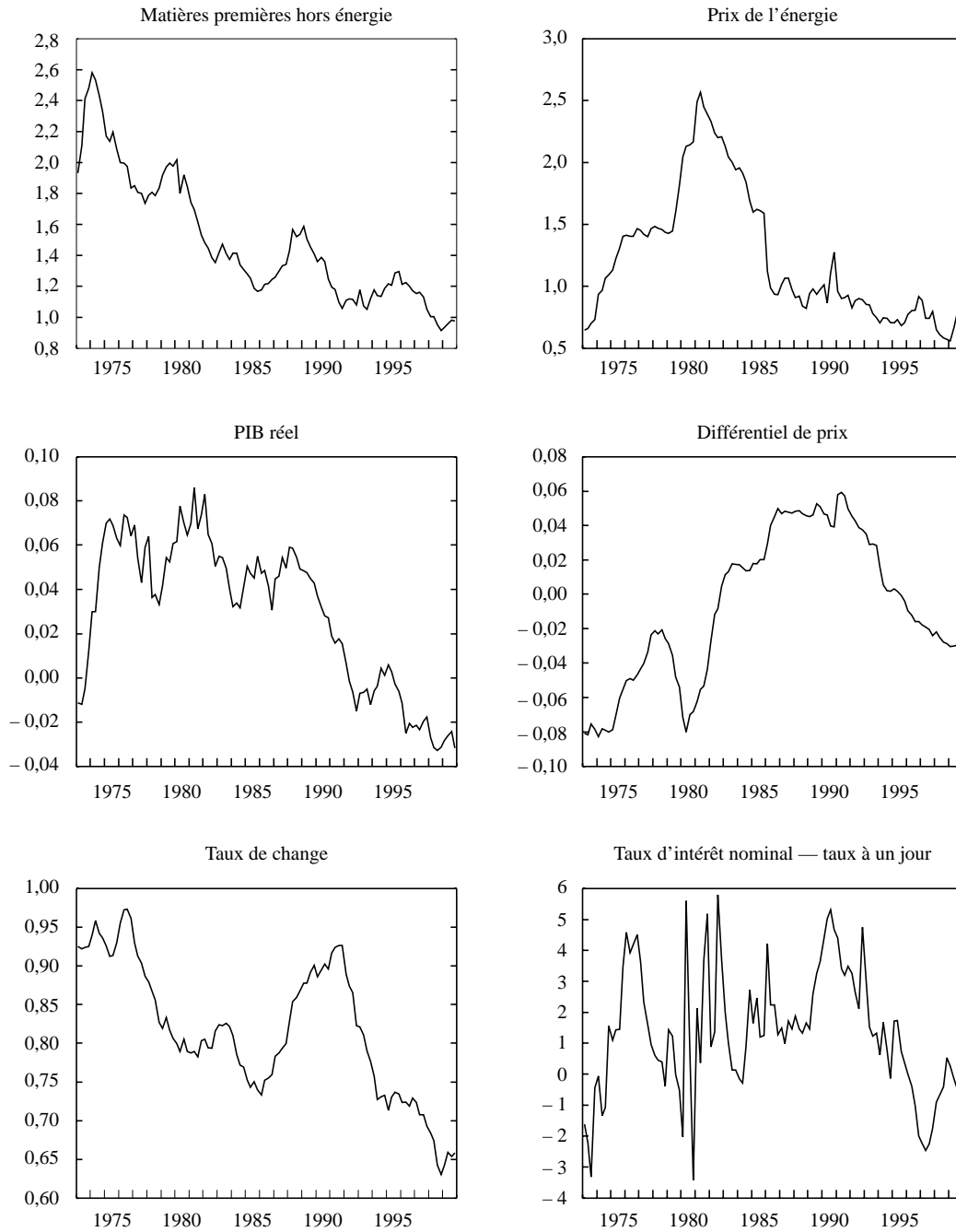
Voici quelques pistes pour la recherche future :

- Nos résultats indiquent que des chocs de demande réels rendent compte d'une part importante de la variance du taux de change Canada–États-Unis. Il serait intéressant de chercher à mieux identifier ces chocs de demande réels. On pourrait par exemple chercher à déterminer dans quelle mesure ils reflètent des chocs fiscaux.

16. Lafrance et St-Amant (1999) présentent un survol de la littérature récente sur les zones monétaires optimales.

- Plusieurs de nos conclusions dépendent de l'existence, ou non, d'une relation de cointégration entre le taux de change et le prix des matières premières. Nos tests indiquent que les résultats établissant l'existence d'une telle relation sont peu robustes. Il vaudrait la peine d'étudier cette question plus à fond.

Annexe 1 : Évolution des variables du modèle



Annexe 2

Tests de racine unité

Séries ^a	Dickey & Fuller augmenté (ADF)		Phillips & Perron (PP)		Schmidt & Phillips (SP)
	Sans tendance	Avec tendance	Sans tendance	Avec tendance	—
Différentiel d'IPC	-1,986	-0,877	-1,731	-1,550	-0,122
Différentiel de PIB réels	-1,088	-3,819*	-1,334	-3,781*	4,561
Taux de change réel	-1,706	-2,317	-0,716	-2,514	-0,067
Différentiel de taux d'intérêt	-2,168	-2,424	-4,699*	-4,854*	47,842*
Prix de l'énergie	-1,203	-3,317	-1,543	-3,174	1,494
Prix des mat. prem. non énergétiques	-1,941	-4,294*	-0,871	-4,205*	1,633

a. Le nombre de retards pour le test ADF est choisi selon la méthode proposée par Ng et Perron (1995). La valeur critique à 5 % des tests ADF et PP ne tenant pas compte de la tendance temporelle est de -2,89 et celle du test tenant compte de cette tendance est de -3,45. Les cas où l'on rejette la racine unité sont notés par un astérisque (*). La valeur critique du test SP est de 18,1. La racine unité est rejetée pour toutes les séries en différence première.

Annexe 3

La méthodologie de King et coll.

Après avoir estimé un modèle VAR cointégré, ou VECM, il est possible, tout comme dans le cas d'un VAR structurel, de représenter les variables économiques stationnaires comme une fonction des termes d'erreur passés :

$$x_t = e_t + C_1 e_{t-1} + \dots = \sum_{i=1}^{\infty} C_i e_{t-i} = C(L)e_t, \quad (\text{A3.1})$$

où e_t est un vecteur ($n \times 1$) des innovations de la forme réduite.

Nous voulons identifier le modèle structurel suivant :

$$x_t = \Gamma_0 \eta_t + \Gamma_1 \eta_{t-1} + \dots = \sum_{i=0}^{\infty} \Gamma_i \eta_{t-i} = \Gamma(L)\eta_t, \quad (\text{A3.2})$$

où les chocs structurels η_t sont inconnus et Γ_j est une matrice ($n \times n$) inconnue dont l'élément type τ_{kl} mesure l'impact du l ème choc structurel sur la k ème variable après i périodes.

La première contrainte d'identification stipule que la matrice $\text{Var}(\eta_t) = \Sigma_{\eta}$ est diagonale par blocs, les deux blocs correspondant à la partition $\eta_t = (\eta_t^p, \eta_t^t)'$ où η_t^p est le vecteur ($k \times 1$) des chocs permanents du modèle, et η_t^t est le vecteur [$n(n-k) \times 1$] des chocs ayant des effets transitoires sur toutes les variables du modèle.

Les autres restrictions d'identification sont :

$$\Gamma(1) = [\tilde{A}\Pi \ 0], \quad (\text{A3.3})$$

où \tilde{A} est une matrice ($n \times k$) de plein rang, connue et dont les colonnes sont orthogonales par rapport aux vecteurs de cointégration, ou $\beta' \tilde{A} = 0$. Π est une matrice ($k \times k$) triangulaire vers le bas ayant des 1 dans sa diagonale, et 0 est une matrice $n \times (n-k)$ de zéros. La matrice Π sert à effectuer un ordonnancement des variables à long terme. En cela, son rôle est similaire à celui de la matrice $A(1)$ représentée par les équations (5) et (6).

Les équations (A3.1) et (A3.2) sont reliées de la façon suivante :

$$\Gamma_0 \eta_t = e_t, \quad (\text{A3.4})$$

$$C(L) = \Gamma(L)\Gamma_0^{-1}, \quad (\text{A3.5})$$

$$\text{et } C(1) = \Gamma(1)\Gamma_0^{-1}. \quad (\text{A3.6})$$

Soit D , une matrice $(k \times n)$ solution de $C(1) = \tilde{A}D$. Puisque $C(1)e_t = \Gamma(1)\eta_t = \tilde{A}\Pi\eta_t^p$, on peut écrire

$$\tilde{A}De_t = \tilde{A}\Pi\eta_t^p \quad (\text{A3.7})$$

$$\text{et } D\Sigma_e D' = \Pi\Sigma_{\eta'}\Pi'. \quad (\text{A3.8})$$

Soit $\bar{\Pi} = chol(D\Sigma_e D') = \Pi\Sigma_{\eta'}^{1/2}$. Puisque Π est une matrice triangulaire et $\Sigma_{\eta'}$ est diagonale, nous obtenons une solution unique pour Π et $\Sigma_{\eta'}$. Par (A3.5), on peut donc identifier les chocs permanents comme suit :

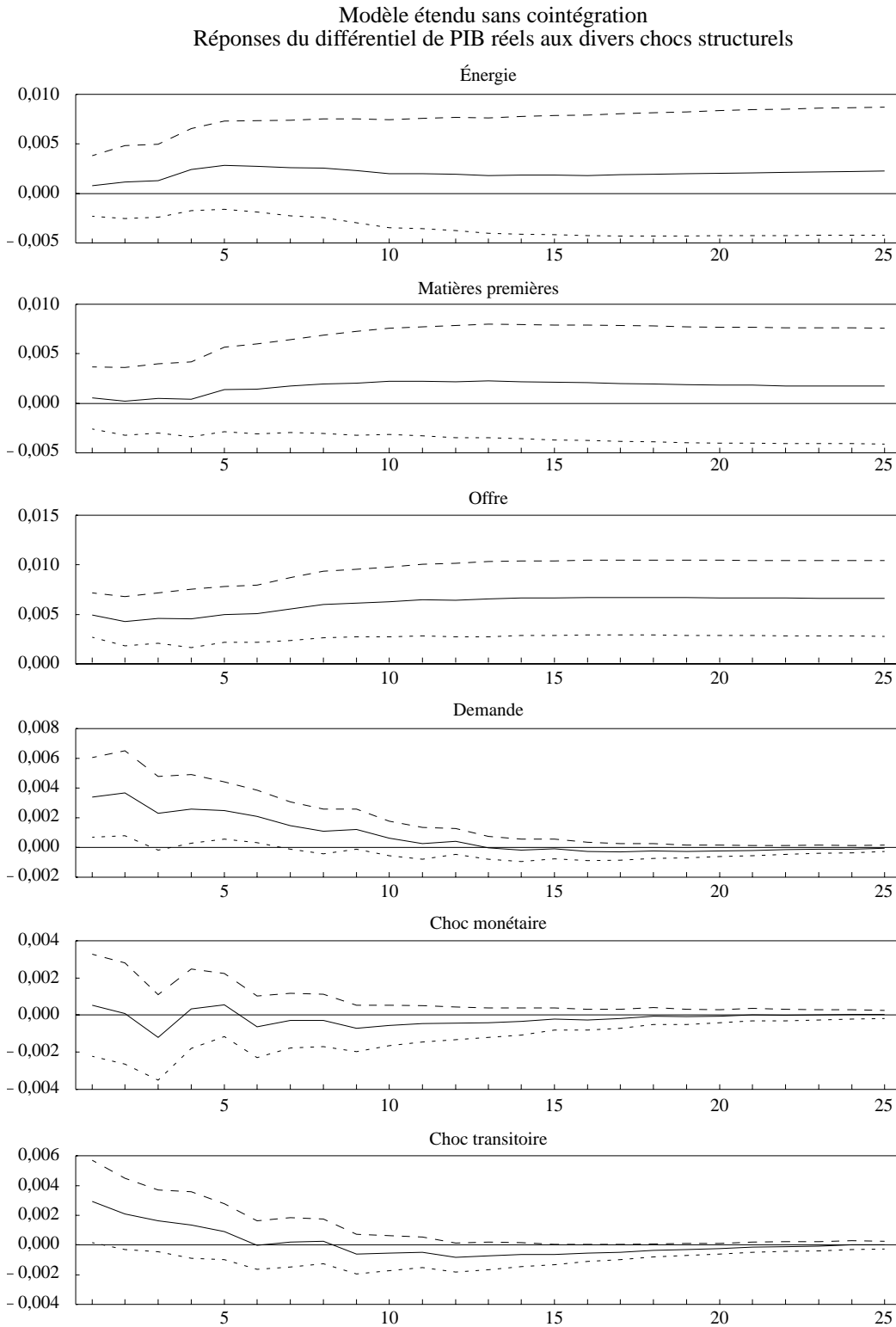
$$\eta_t^p = \Pi^{-1}De_t = Ge_t.$$

On peut facilement démontrer (voir King et coll.) que la matrice Π permet également d'identifier les multiplicateurs dynamiques de η_t^p à l'aide de la relation :

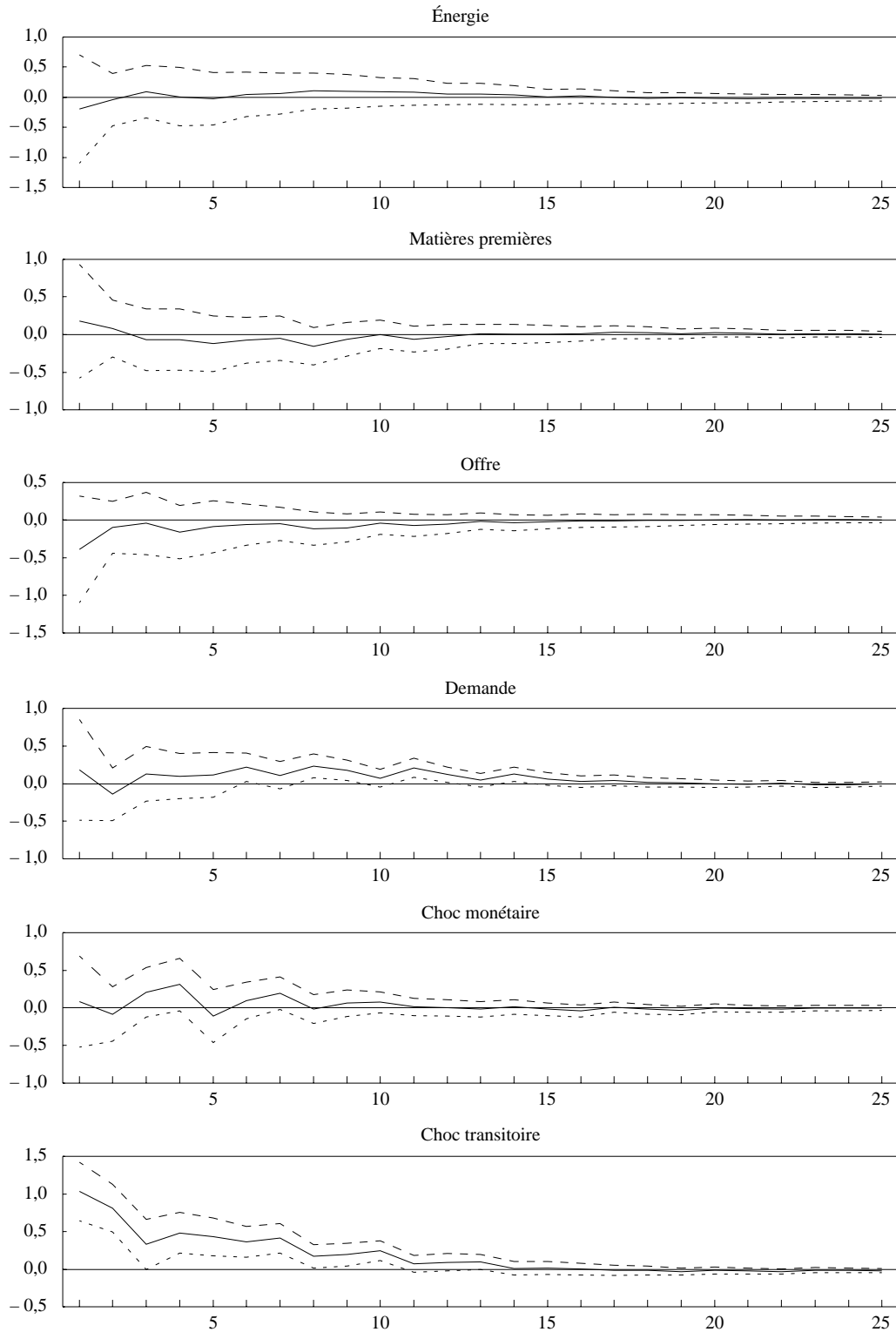
$$\Gamma(L) = C(L)\Sigma_e G' \Sigma_{\eta^p}^{-1}.$$

Annexe 4

Fonctions de réponse du différentiel de PIB réels et du différentiel de taux d'intérêt — Modèle étendu sans cointégration



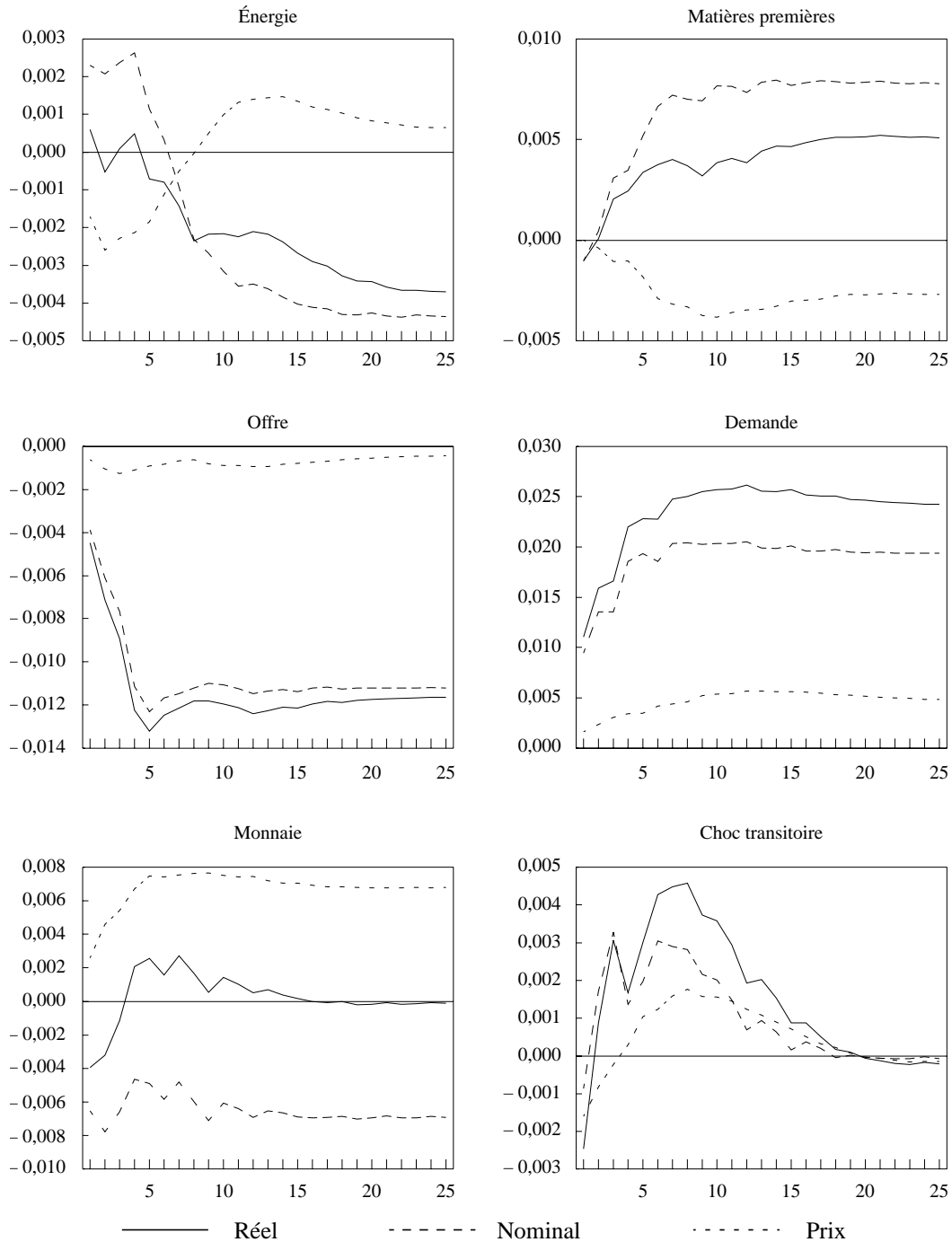
Modèle étendu sans cointégration
 Réponses du différentiel de taux d'intérêt aux divers chocs structurels



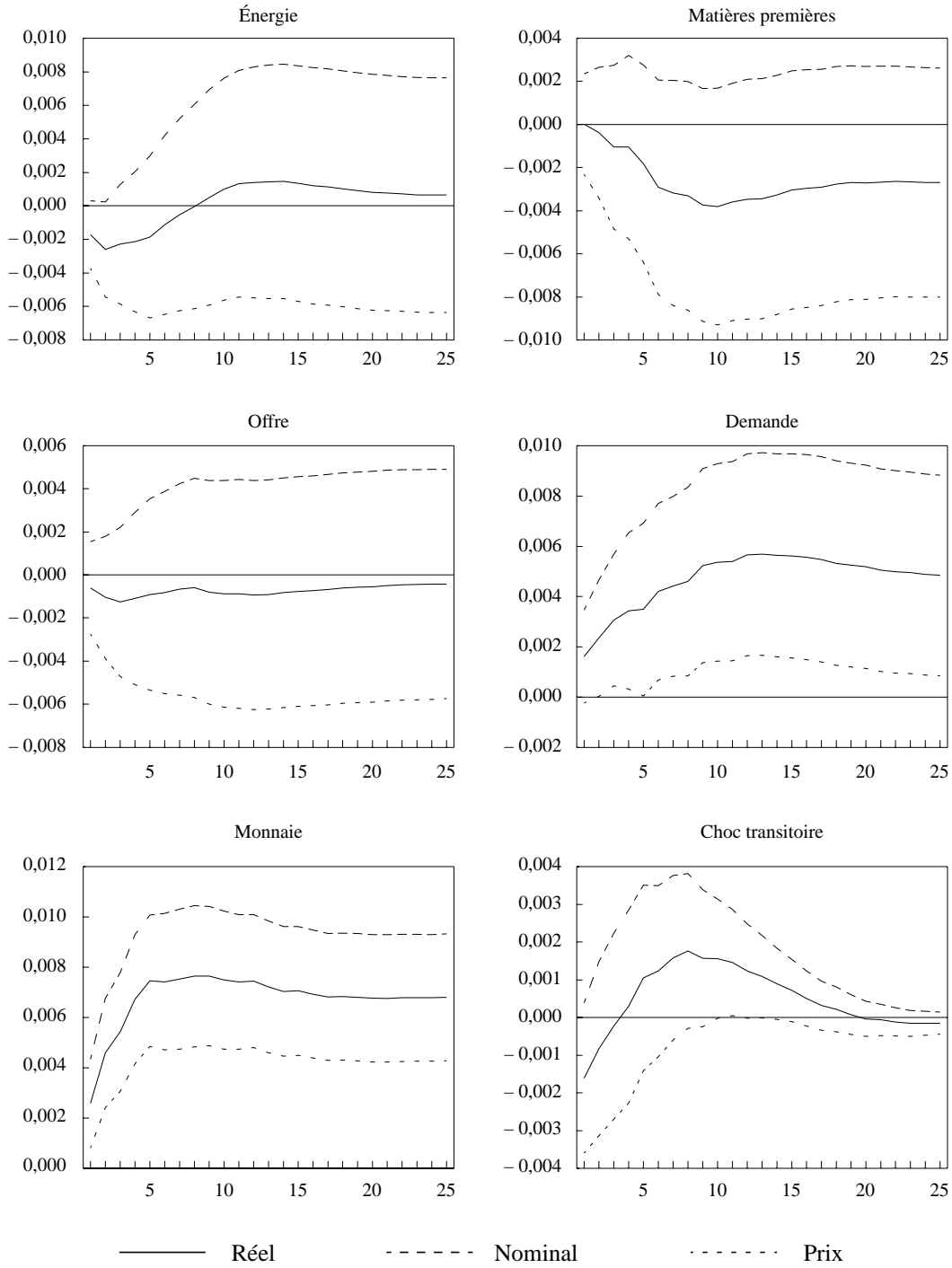
Annexe 5

Fonctions de réponse du taux de change et du différentiel de prix — Modèle sans cointégration

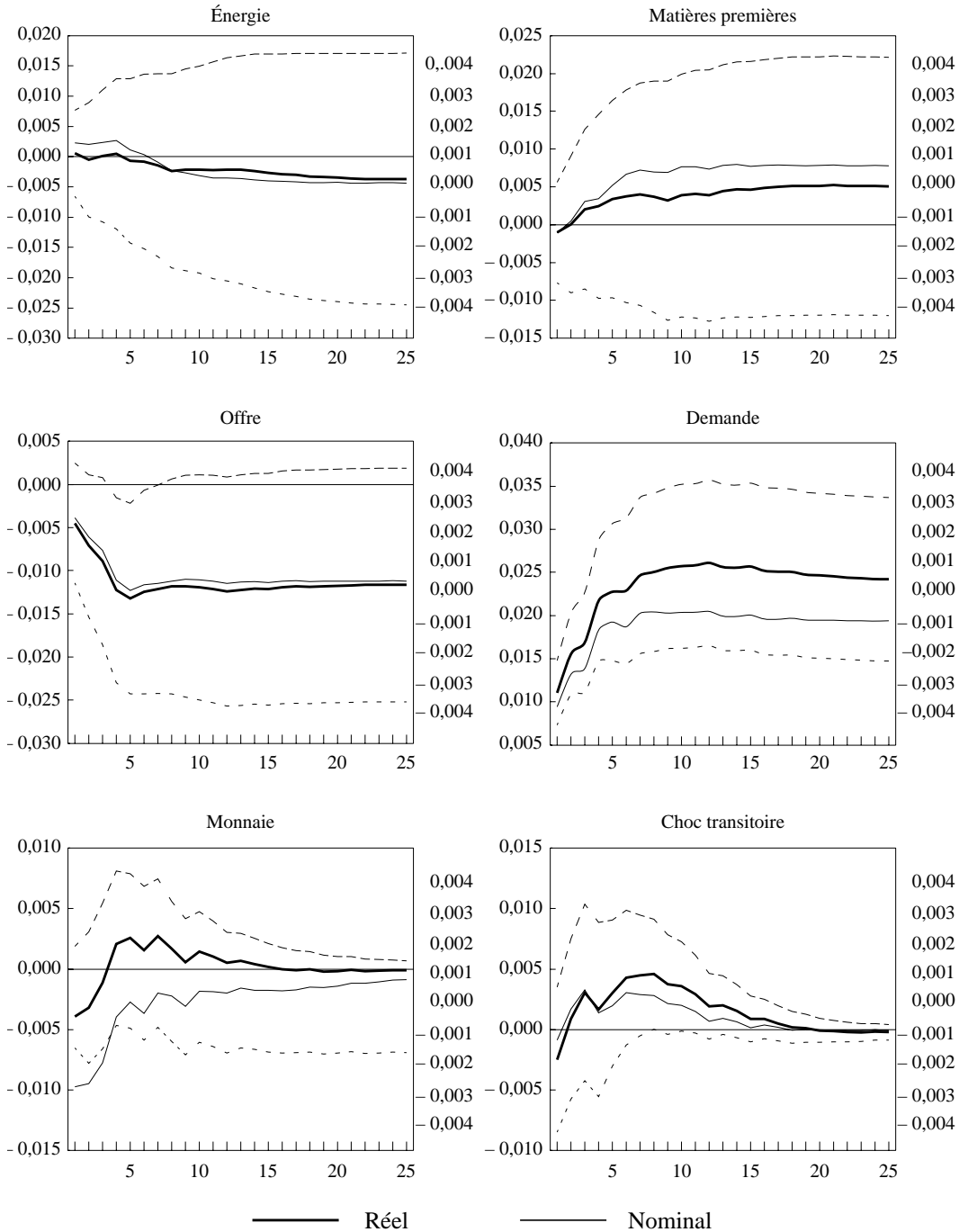
Modèle étendu sans cointégration
Réponses du taux de change réel, nominal et des prix aux divers chocs structurels



Modèle étendu sans cointégration
 Réponses des prix aux divers chocs structurels, avec les intervalles de confiance



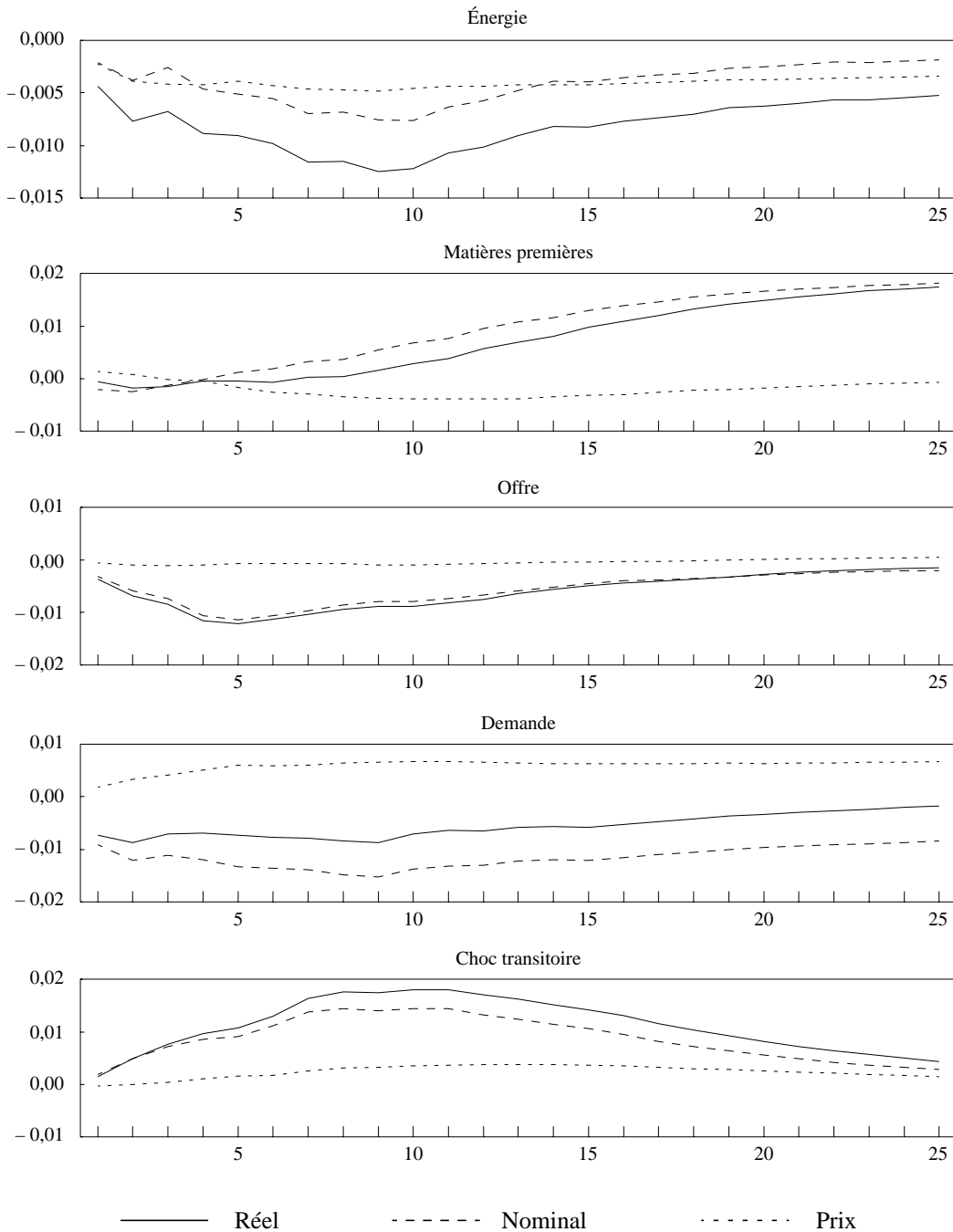
Modèle étendu sans cointégration
 Réponses du taux de change réel (avec intervalles de confiance)
 et nominal aux divers chocs structurels



Annexe 6

Fonctions de réaction du taux de change et du différentiel de prix — Modèle étendu avec cointégration

Modèle avec vecteur de cointégration
Réponses du taux de change réel, du taux de change nominal
et du différentiel de prix aux différents chocs structurels



Annexe 7

Décompositions de la variance

Tableau A7.1
Décomposition de la variance du taux de change réel
Modèle avec cointégration

Horizon	Chocs prix énergie	Chocs prix mat. prem.	Chocs d'offre	Chocs demande	Chocs transitoires
1 trimestre	14	0	10	38	39
4 trimestres	20	1	26	22	33
8 trimestres	21	0	24	15	40
20 trimestres	19	13	14	10	44
Long terme	5	95	0	0	0

Tableau A7.2
Décomposition de la variance du PIB réel
Modèle avec cointégration

Horizon	Chocs prix énergie	Chocs prix mat. prem.	Chocs d'offre	Chocs demande	Chocs transitoires
1 trimestre	5	0	17	2	77
4 trimestres	3	0	17	7	73
8 trimestres	6	8	19	6	61
20 trimestres	10	35	28	3	24
Long terme	14	51	35	0	0

Bibliographie

- Amano, R., et S. van Norden (1993). « Une équation de prévision du taux de change Canada–États-Unis ». In : *Taux de change et économie*, actes d'un colloque tenu à la Banque du Canada, juin 1992, Ottawa, Banque du Canada, p. 221-284.
- Balassa, B. (1964). « The Purchasing-Power Parity Doctrine: A Reappraisal », *Journal of Political Economy*, vol. 72, n° 6, p. 584-596.
- Bayoumi, T., et B. Eichengreen (1993). « Monetary and Exchange Rate Arrangements for NAFTA », document de travail n° WP/93/20, Fonds monétaire international.
- Clarida, R., et J. Galí (1994). « Sources of Real Exchange Rate Fluctuations: How Important Are Nominal Shocks? », document de travail n° 4658, National Bureau of Economic Research.
- DeSerres, A., et R. Lalonde (1994). *Les sources des fluctuations des taux de change en Europe et leurs implications pour l'union monétaire*, Rapport technique n° 66, Ottawa, Banque du Canada.
- Djoudad, R., et D. Tessier (2000). « Quelques résultats empiriques relatifs à l'évolution du taux de change Canada/États-Unis », document de travail n° 2000-4, Banque du Canada.
- Dupasquier, C., R. Lalonde et P. St-Amant (1997). « Zones monétaires optimales : application au Canada et aux États-Unis ». In : *Les taux de change et la politique monétaire*, actes d'un colloque tenu à la Banque du Canada, octobre 1996, Ottawa, Banque du Canada, p. 145-186.
- Engel, C. (1996). « Long-Run PPP May Not Hold After All », document de travail n° 5646, National Bureau of Economic Research.
- Faust, J., et E. Leeper (1997). « When Do Long-Run Identifying Restrictions Give Reliable Results? », *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 15, n° 3, p. 345-353.
- Johansen, S. (1991). « Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models », *Econometrica*, vol. 59, n° 6, p. 1551-1580.
- King, R. G., C. I. Plosser, J. H. Stock et M. W. Watson (1991). « Stochastic Trends and Economic Fluctuations », *The American Economic Review*, vol. 81, n° 4, p. 819-840.
- Lafrance, R., et P. St-Amant (1999). « Optimal Currency Areas: A Review of the Recent Litterature », document de travail n° 99-16, Banque du Canada.
- Lalonde, R., et P. St-Amant (1995). « Optimum Currency Areas: The Case of Mexico and the United States », Centre d'études monétaires latino-américaines, *Money Affairs*, vol. 7, p. 93-128.

- Macklem, R. T. (1992). « Terms-of-Trade Disturbances and Fiscal Policy in a Small Open Economy », *The Economic Journal*, vol. 103, n° 419, p. 916-936.
- _____ (1993). « Variations des termes de l'échange, ajustement du taux de change réel et dynamique sectorielle et globale ». In : *Taux de change et économie*, actes d'un colloque tenu à la Banque du Canada, juin 1992, Ottawa, Banque du Canada, p. 1-68.
- McCallum, J. (1999). « Sept considérations sur le choix d'un régime de change pour le Canada », *Conjonctures*, Banque Royale du Canada.
- Murray, J., M. Zelmer et Z. Antia (2000). *International Financial Crises and Flexible Exchange Rates: Some Policy Lessons from Canada*, Rapport technique n° 88, Ottawa, Banque du Canada.
- Ng, S., et P. Perron (1995). « Unit Root Tests in ARMA Models with Data-Dependent Methods for the Selection of the Truncation Lag », *Journal of the American Statistical Association*, vol. 90, n° 429, p. 268-281.
- Osakwe, P. N., et L. L. Schembri (1999). « Real Effects of Collapsing Exchange Rate Regimes: An Application to Mexico », document de travail n° 99-10, Banque du Canada.
- Osterwald-Lenum, M. (1992). « A Note with Quantiles of the Asymptotic Distribution of the Maximum Likelihood Cointegration Rank Test Statistics », *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 54, n° 3, p. 461-471.
- Racette, D., J. Raynauld et R. Lalonde (1993). Commentaires portant sur l'étude « Zones monétaires optimales : Une invitation à la prudence », de P. Fenton et J. Murray. In : *Taux de change et économie*, actes d'un colloque tenu à la Banque du Canada, juin 1992, Ottawa, Banque du Canada, p. 578-586.
- Raynauld, J. (1997). Commentaires portant sur l'étude « Zones monétaires optimales : application au Canada et aux États-Unis », de C. Dupasquier, R. Lalonde et P. St-Amant. In : *Les taux de change et la politique monétaire*, actes d'un colloque tenu à la Banque du Canada, octobre 1996, Ottawa, Banque du Canada, p. 187-192.
- Reinsel, G. C., et S. H. Ahn (1988). *Asymptotic Distribution of the Likelihood Ratio Test for Cointegration in the Non-Stationary Vector AR Case*. Inédit.
- Rogers, J. H. (1999). « Monetary Shocks and Real Exchange Rates », *Journal of International Economics*, vol. 49, n° 2, p. 269-288.
- Rose, A. K. (1995). « After the Deluge: Do Fixed Exchange Rates Allow Inter-Temporal Volatility Trade-Offs? », Discussion Paper n° 1240, Centre for Economic Policy Research, Londres.
- Samuelson, P. A. (1964). « Theoretical Notes on Trade Problems », *The Review of Economics and Statistics*, vol. 46, n° 2, p. 145-154.

Commentaires

Daniel Racette

Depuis maintenant un peu plus de dix ans, la Banque du Canada a décidé de marquer son ouverture et sa transparence par la tenue de colloques annuels qui donnent aux chercheurs universitaires, aux collègues des autres banques centrales et aux gens des marchés une occasion de découvrir les thèmes qui préoccupent les chercheurs et les dirigeants de la Banque dans la conduite de la politique monétaire. La compréhension des mécanismes de transmission de la politique, le rôle de la monnaie dans ce mécanisme, les coûts reliés à la diminution de l'inflation, une définition acceptable de la stabilité des prix, les déterminants des taux de change et le choix d'un régime de change ont tour à tour été choisis comme thèmes des divers colloques.

Tout en revêtant un caractère relativement technique, les thèmes choisis s'inscrivent toujours au cœur de la conduite de la politique monétaire, et les conférenciers traitent souvent de problèmes sur lesquels des gens raisonnables peuvent différer d'avis. Comme on peut le constater à la lecture des divers textes, le colloque de cette année ne fait nullement exception à cet égard.

La question à l'ordre du jour cette année, abordée de plein fouet par Djoudad, Gauthier et St-Amant, n'est pas nouvelle. Je me souviens l'avoir moi-même traitée avec deux co-auteurs (Racette, Raynauld et Lalonde, 1993) au cours du deuxième colloque de la Banque, en juin 1992, dans un commentaire sur un texte relatif aux zones monétaires optimales (Fenton et Murray, 1993). Dans ce commentaire, je confirmais l'importance du dollar canadien comme mécanisme d'ajustement en traitant la question sous l'angle de l'asymétrie des chocs régionaux à l'intérieur de l'Amérique du Nord. À l'aide des résultats d'un modèle semblable appliqué à l'Europe, nous remettions aussi en doute les mérites de l'Union monétaire européenne

qui en était alors à ses premiers balbutiements. Je dois d'ailleurs souligner au passage que j'avais évoqué ce même doute lors d'un colloque Banque de France-Université en 1989 (Banque de France, 1990), et mes commentaires avaient été accueillis de manière quelque peu hostile, puisque mon intervention avait été faite en pleine heure de gloire du Rapport Delors!

On se rend compte que, loin de disparaître au Canada, la question a pris une importance grandissante pour au moins deux raisons : d'une part, parce que le débat entre économistes s'est animé et s'est accentué à la faveur de l'expression d'opinions diamétralement opposées de la part d'économistes fort réputés, dont certains appartiennent à des écoles de pensée apparemment voisines. D'autre part, la discussion a débordé sur la scène politique, se teintant même au passage des couleurs de notre sempiternel débat constitutionnel, ce qui rend la question particulièrement délicate à débattre pour les gens de la banque centrale!

Je reste foncièrement un partisan du taux de change flottant (du moins pour le Canada) fort probablement à cause de mes vieilles souches « friedmaniennes ». Mais je dois avouer ici que mes convictions sont moins profondes qu'elles ne le furent (malgré mon passage à la Banque du Canada pendant un an!) à cause de la crédibilité des économistes des deux côtés du débat, mais aussi parce que le contexte a peut-être changé au Canada, rendant moins limpides les bienfaits d'un dollar flottant (devrais-je dire « coulant à pic » au moment du colloque!).

Inutile de dire qu'à cause de ce que je viens d'exprimer, le colloque de cette année me sera très utile pour raffermir (ou infirmer) mon opinion. Dans ce contexte, je ressens le besoin de résultats convaincants, plus convaincants du moins que les gains de bien-être associés au maintien d'un régime de changes flottants pour le Canada d'environ un milliard de dollars canadiens par année dont fait état le texte de Macklem et coll. présenté plus tôt à ce colloque. Malgré toutes les grandes qualités de l'exercice effectué par Djoudad, Gauthier et St-Amant, je ne suis plus certain non plus que cette approche arrive encore à me convaincre, si ce n'est à cause de son côté « partiel », du fait qu'il ne considère la question que du point de vue de l'ajustement macroéconomique par le taux de change, une critique qui, j'en suis conscient, s'applique aussi à certains de mes propres travaux.

Après cette longue introduction, venons-en aux commentaires spécifiques que l'étude suscite chez moi.

- Tout d'abord, comme toujours à la Banque du Canada, cette étude est conduite de manière experte, selon toutes les règles de l'art et je ne peux douter de sa valeur scientifique.

- L'étude pousse l'utilisation du modèle VAR à ses limites en reliant le différentiel de variables macroéconomiques importantes (PIB réels, taux d'inflation, taux d'intérêt les plus associés au processus de la politique monétaire) au taux de change réel et en ajoutant — comme le préconisait Jacques Raynauld (1997) dans son commentaire sur le texte présenté au colloque de 1996 par Dupasquier, Lalonde et St-Amant (1997) — les chocs des prix des matières premières. En fait, les auteurs vont tellement aux limites de cette approche qu'on se demande, d'autant que leurs résultats confirment généralement ceux d'études antérieures, si on n'est pas maintenant dans la phase des rendements décroissants de l'utilité de tels modèles.
- On doit souligner au passage que la confirmation du résultat de Clarida et Gali sur l'effet de dépréciation d'un choc d'offre positif obtenue par les auteurs laisse quelque peu songeur sur le processus d'identification des chocs. En ce sens d'ailleurs, il aurait été intéressant de constater de visu le comportement des chocs sur des graphiques illustrant clairement le résultat obtenu.
- Le grand mérite de l'étude est bien sûr d'inclure des chocs des prix des matières premières énergétiques et non énergétiques dans l'analyse. Les résultats semblent montrer que cette inclusion, sans cointégration, ne change pas la nature générale des résultats obtenus antérieurement quant au rôle prépondérant des chocs de demande réels dans la détermination du taux de change réel. En fait, les résultats obtenus sont tout à fait différents lorsque les auteurs imposent une relation de cointégration incluant le prix des matières premières et attribuent un rôle prépondérant aux chocs de prix des matières premières non énergétiques. Toutefois, ils ne mettent que très peu l'accent sur ces résultats, considérant que « les résultats favorables à la cointégration sont faibles » (p. 107). Étant donné la place privilégiée (d'ailleurs confirmée par les nombreuses allusions faites à ce modèle tout au long du colloque) accordée par les chercheurs de la Banque du Canada, dans l'analyse de la détermination du taux de change réel, au modèle d'Amano et van Norden basé sur un tel vecteur de cointégration, on aurait apprécié que Djoudad, Gauthier et Tessier tentent de manière plus convaincante de concilier ces résultats quelque peu contradictoires. Est-ce à dire que le résultat de cointégration dans le modèle d'Amano et van Norden provient de l'exclusion des autres variables du vecteur utilisé dans l'étude de Djoudad, Gauthier et St-Amant et est donc fortuit, ce qui revient à mettre en doute son utilisation comme modèle du taux de change réel du dollar canadien? Ou est-ce l'exercice de Djoudad, Gauthier et St-Amant qui doit être remis en cause pour ne pas avoir réussi à trouver un vecteur de cointégration convaincant incluant des variables aussi importantes que les prix des

matières premières? Si le modèle d'Amano et van Norden doit être remis en cause en raison de l'incapacité des auteurs à trouver un vecteur de cointégration, doit-on aussi mettre en doute l'argumentaire récent de la Banque du Canada justifiant le choix du régime de changes flottants sur la base du rôle bénéfique joué pour l'économie canadienne par l'ajustement qu'a subi le taux de change dans le contexte de la crise du Sud-Est asiatique et des effets que celle-ci a eus sur le prix des matières premières? À cet égard, on aurait aussi apprécié que les auteurs fassent état des résultats obtenus par Smets (1997), qui, en comparant le cas du Canada avec celui de l'Australie, a trouvé un rôle beaucoup plus faible que chez Amano et van Norden pour le prix des matières premières dans la détermination du taux de change du dollar canadien.

- Par ailleurs, les résultats de l'étude de Djoudad et ses coauteurs indiquent clairement qu'il y a rigidité des prix au Canada puisque les chocs réels ne provoquent pour ainsi dire aucune réaction significative des prix. Les auteurs affirment (p. 116) : « Les ajustements du niveau des prix relatifs contribuent très peu à l'ajustement du taux de change réel. » Sur cette base, on pourrait demander aux gens de la Banque de mesurer les conséquences d'une telle rigidité sur le choix de la cible de stabilité des prix (le sujet du dernier colloque organisé par la Banque en juin 2000) et sur les effets réels d'un taux effectif d'inflation systématiquement inférieur au milieu de la fourchette visée au cours des dix dernières années. Y a-t-il ici des munitions pour les partisans de l'analyse d'Akerlof, Dickens et Perry (1996)?
- Sur un autre plan, la période étudiée est celle du régime de changes flottants, mais peut-on vraiment dire qu'on est face à un régime « constant »? Les diverses phases de la période de 1970 à nos jours sont caractérisées par des chocs de nature très différente et, à l'observation d'un graphique comme celui du différentiel de PIB réel entre le Canada et les États-Unis, on peut même douter de la stationnarité de cette variable en différence première, du moins pour ce qui est de la période récente. À cet effet, l'observation du graphique du différentiel de PIB réel en regard de celui du taux de change réel montre, du moins pour la période récente, un parallélisme sidérant. C'est peut-être ce parallélisme qui empêche les auteurs de trouver un vecteur de cointégration avec les prix des matières premières. Le modèle qui résulte est ainsi dominé par une variable dont le caractère exogène est difficile à justifier.

En résumé, nous sommes en présence d'un exercice intéressant, très bien fait et qui confirme généralement les résultats d'études antérieures sur les mérites d'un taux de change flottant pour le dollar canadien. Cependant, étant donné le caractère partiel de la méthode utilisée pour dégager ce résultat, c'est après avoir vu l'ensemble des études présentées au cours de ce

colloque que nous pourrions vraiment renforcer (ou non!) nos convictions à cet effet. Ceci dit, il est fort possible que, nonobstant tous les résultats que nous, économistes, pourrions apporter dans le débat, ce seront d'abord et avant tout comme en Europe, des considérations politiques qui pèseront le plus dans le choix final d'un régime de change pour le Canada.

Bibliographie

- Akerlof, G. A., W. T. Dickens et G. L. Perry (1996). « The Macroeconomics of Low Inflation », *Brookings Papers on Economic Activity*, n° 1, p. 1-59.
- Banque de France (1990). *La politique monétaire dans son environnement international*, 1^{er} volume, actes du 11^e colloque Banque de France-Université, 29-30 novembre et 1^{er} décembre 1989, Paris, Banque de France, p. 157, 158 et 165.
- Dupasquier, C., R. Lalonde et P. St-Amant (1997). « Les zones monétaires optimales : une application au Canada et aux États-Unis ». *In : Les taux de change et la politique monétaire*, actes d'un colloque tenu à la Banque du Canada, octobre 1996, Ottawa, Banque du Canada, p. 145-186.
- Fenton, P., et J. Murray (1993). « Zones monétaires optimales : Une invitation à la prudence ». *In : Taux de change et économie*, actes d'un colloque tenu à la Banque du Canada, juin 1992, Ottawa, Banque du Canada, p. 525-577.
- Macklem, T., P. Osakwe, H. Piore et L. Schembri (2000). « Régimes de change et de politique monétaire au Canada : les conséquences économiques de différentes options envisageables », p. 3-39 du présent volume.
- Racette, D., J. Raynauld et R. Lalonde (1992). « Commentaires ». *In : Taux de change et économie*, actes d'un colloque tenu à la Banque du Canada, juin 1992, Ottawa, Banque du Canada, p. 578-586.
- Raynauld, J. (1997). « Commentaires ». *In : Les taux de change et la politique monétaire*, actes d'un colloque tenu à la Banque du Canada, octobre 1996, Ottawa, Banque du Canada, p. 187-192.
- Smets, F. (1997). « Financial asset prices and Monetary Policy: Theory and Evidence », document de travail n° 47, Banque des Règlements Internationaux.