

**Document de travail 2000-4 / Working Paper 2000-4**

**Quelques résultats empiriques relatifs à l'évolution  
du taux de change Canada/États-Unis**

**Ramdane Djoudad et David Tessier**

**Banque du Canada**



**Bank of Canada**

ISSN 1192-5434  
ISBN 0-662-84387-8

Imprimé au Canada sur du papier recyclé

**Document de travail 2000-4 de la Banque du Canada**

**Février 2000**

**Quelques résultats empiriques relatifs à l'évolution  
du taux de change Canada/États-Unis**

**Ramdane Djoudad et David Tessier**

Département des Relations internationales

Banque du Canada

Ottawa, Ontario, Canada K1A 0G9

Tel. : (613) 782-8234

Fax. : (613) 782-7658

Courrier électronique : [rdjoudad@bank-banque-canada.ca](mailto:rdjoudad@bank-banque-canada.ca)

Cette série a pour but de diffuser rapidement les résultats de recherches réalisés à la Banque du Canada. Elle vise à stimuler la discussion et à obtenir des suggestions. Les opinions qui y sont exprimées sont celles des auteurs et n'engagent pas la Banque du Canada.



---

## Table des matières

Remerciements .....	iv
Résumé et Abstact .....	v
Résumé non technique .....	vi
Non technical summary .....	vii
1. Introduction .....	1
2. Présélection et tests de causalité .....	3
2.1 Description des variables .....	3
2.2 Sélection des variables.....	6
3. Extension du modèle d’Amano et van Norden .....	7
3.1 Extension temporelle du modèle .....	8
3.2 Extension structurelle du modèle .....	12
3.2.1 Critères de sélection de modèles .....	12
3.2.2 Estimation et analyse du système défini .....	14
3.3 Diagnostic du modèle .....	15
3.4 Simulations <i>ex post</i> .....	16
3.5 Contribution historique et part de la dette de 1974 à 1998.....	17
4. Conclusion .....	22
Bibliographie .....	23
Annexe : Sources des données .....	26

## **REMERCIEMENTS**

Les auteurs tiennent à remercier John Murray, Robert Lafrance, Pierre St-Amant et Martin Charron pour leurs commentaires ainsi que Zahir Antia et Jason Daw pour leur soutien technique.

## **Résumé**

L'objectif des auteurs est ici de voir dans quelle mesure des facteurs autres que les prix des produits de base et de l'énergie ont contribué à la dépréciation du dollar canadien depuis le début des années 1970. Les variables prises en compte à cette fin incluent entre autres les conditions budgétaires et la productivité. La méthode utilisée consiste à déterminer les variables susceptibles de jouer un rôle important, à long terme, dans l'évolution du taux de change réel. Ils arrivent à la conclusion que même si le rythme d'accroissement de l'endettement au Canada a contribué à la dépréciation du dollar canadien vis-à-vis du dollar américain, il ne peut expliquer que 20 % de celle enregistrée durant les années 1990.

## **Abstract**

This paper explores the extent to which factors other than commodity and energy prices may have contributed to the Canadian dollar's depreciation since the early 1970s. The variables considered include among others budgetary conditions and productivity. The approach involves a long-term determination, using cointegration methodology, of variables that may have played a major role in the behaviour of the real exchange rate. The authors conclude that, while growing indebtedness in Canada has contributed to the Canadian currency's depreciation against the U.S. dollar, it explains only 20 per cent of that decline during the 1990s.

---

## Résumé non technique

Amano et van Norden (1995) ont élaboré un modèle de détermination du taux de change réel Canada/États-Unis qui s'est révélé particulièrement robuste dans le temps en termes de signification statistique et de stabilité. Ce modèle comprend des composantes de long terme et de court terme. La composante de long terme prend la forme d'un terme de correction d'erreurs résultant d'une relation linéaire entre le taux de change réel, le prix des produits de base (hors énergie) et le prix de l'énergie. La dynamique de court terme est essentiellement induite par l'écart de taux d'intérêt entre le Canada et les États-Unis. L'objectif des auteurs consiste à analyser dans quelle mesure des facteurs autres que les prix des produits de base et de l'énergie ont pu contribuer à la dépréciation du dollar canadien depuis le début des années 1970. Le choix de variables à considérer s'est fait sur la base de critères théoriques ou empiriques antérieurs et comprend l'écart de productivité entre le Canada et les États-Unis, l'écart entre les ratios des dépenses publiques au PIB, l'écart de revenus par habitant, les actifs nets étrangers et l'écart entre les ratios de la dette publique au PIB.

Parmi les différentes variables considérées, seul l'écart entre les ratios canadien et américain de la dette au PIB semble apporter une information supplémentaire. L'inclusion de cette variable améliore la spécification globale du modèle et son pouvoir prédictif, particulièrement pour la période correspondant au début des années 1990. Bien que la variable relative au prix des produits de base continue de dominer la dynamique du taux de change réel sur l'ensemble de l'échantillon, la dette a pris de plus en plus d'importance à partir du milieu des années 1980, lorsque l'écart d'endettement au Canada a commencé à se creuser. La part due à l'endettement tend à s'estomper à la fin des années 1980 pour redevenir importante au milieu des années 1990 lorsque l'écart d'endettement (en proportion du PIB) a atteint des niveaux records. L'écart d'endettement est alors parvenu à expliquer jusqu'à 20% de la dépréciation du taux de change réel au Canada, mais ce pourcentage a commencé à diminuer vers la fin de l'année 1997 avec l'assainissement des finances publiques. Il est à noter que le prix de l'énergie devient de moins en moins significatif à mesure que la période d'estimation s'allonge. Ainsi, l'indice de prix des matières premières et l'écart d'endettement entre le Canada et les États-Unis arrivent à eux seuls à expliquer la quasi-totalité de l'évolution du taux de change réel sur la période 1974-1998. Cette observation concorde avec divers résultats empiriques qui corroborent l'idée de la baisse continue du pouvoir explicatif associé au prix de l'énergie dans plusieurs relations macroéconomiques.



---

## Non technical summary

Amano and van Norden (1995) have developed a model for determining the real Can\$/US\$ exchange rate that has proven itself particularly robust over time, in terms of statistical significance and stability. This model consists of both short- and long-term components. The long-term component takes the form of a term of error correction arising from a linear relationship between the real exchange rate, commodity prices (excluding energy), and the price of energy. The short-term dynamic is essentially induced by the spread between interest rates in Canada and the United States. In this paper, the authors attempt to examine the extent to which factors other than commodity and energy prices may have contributed to the Canadian dollar's depreciation since the early 1970s. The variables considered are selected on the basis of theoretical or earlier empirical criteria, and include the productivity gap between Canada and the United States, the gap in the ratio of public spending to GDP, the gap in income per capita, net foreign assets, and the gap in the ratios of public debt to GDP.

Of these variables, only the gap between debt-to-GDP ratios in Canada and the United States would appear to provide any additional information. Including this variable improves the global specification of the model and its predictive power, especially for the period relating to the early 1990s. Although commodity price variable continue to dominate real exchange rate dynamics over the entire sample, debt assumes ever greater importance from the mid-1980s, when the Canada-U.S. indebtedness gap began to widen. The portion attributable to indebtedness tends to fade towards the end of the 1980s, but reasserts itself in the mid-1990s, when the indebtedness gap (as a proportion of GDP) reached record levels. The indebtedness gap at that time could explain as much as 20 per cent of the depreciation of Canada's real exchange rate, but this percentage starts to decline towards the end of 1997, as the country's public finances strengthened. It is noteworthy that the price of energy becomes steadily less significant as the estimation period is lengthened. Thus, the commodity price index and the Canada-U.S. indebtedness gap alone provide an almost complete explanation of real exchange rate behaviour over the period 1974-1998. This observation is consistent with various empirical tests that point to a continuous drop in the predictive power of energy prices in several macroeconomic relationships.



---

## 1. Introduction

Le taux de change est un élément essentiel de la conduite de la politique monétaire, en particulier dans une petite économie ouverte comme l'économie canadienne. Dans le cas particulier de la politique monétaire canadienne, cette importance se trouve accrue du fait que la Banque du Canada détermine sa cible opérationnelle en fonction d'un indice des conditions monétaires faisant appel explicitement au taux de change. Dans un tel contexte, un bon modèle de détermination du taux de change s'avère essentiel.

Après l'abandon du régime de changes fixes au début des années 1970, un grand nombre de travaux ont été consacrés à l'étude de la dynamique (des taux de change) inhérente au nouveau régime des changes flexibles, ce qui a fait naître tout un courant de recherche visant à élaborer et à valider empiriquement différents modèles. À première vue, les résultats empiriques issus des travaux ainsi réalisés ne semblent pas avoir été très concluants, du moins en ce qui concerne les prévisions. À cet égard, dans les années qui ont suivi l'importante publication de Meese et Rogoff (1983), les chercheurs ont fait montre d'un fort scepticisme quant à la capacité de ces modèles de produire de meilleurs résultats que la marche aléatoire<sup>1</sup>.

Toutefois, certains travaux récents ont montré que des modèles économétriques exploitant des relations de basse fréquence pouvaient donner de meilleurs résultats que ceux fournis par la marche aléatoire. Par exemple, Mark (1995) a proposé un modèle de régression du taux de change nominal et montré que l'inclusion de certaines variables monétaires améliore les prévisions relatives au taux de change nominal à des horizons relativement longs (plus d'un an). Une conclusion similaire ressort d'études où sont spécifiés des systèmes cointégrés dans lesquels les relations de long terme sont dérivées de modèles monétaires ou de la parité des pouvoirs d'achat [MacDonald et Taylor (1994), MacDonald et Marsh (1996)]<sup>2</sup>.

Divers facteurs peuvent expliquer de tels résultats. D'une part, on peut montrer que la prise en compte de relations de long terme accroît le pouvoir prédictif, même dans une perspective de court terme [Christoffersen et Diebold (1998)]. D'autre part, comme il est difficile de rejeter la non-stationnarité du taux de change (tant réel que nominal), cela implique que le taux de change est sujet à divers chocs ayant des effets sinon permanents, du moins très persistants. Il est donc possible de trouver des relations significatives de cointégration entre le taux de change et un ensemble d'autres variables non stationnaires. C'est dans cette optique qu'a été élaboré le modèle de détermination du

- 
1. Cela est particulièrement important dans le cas de données à haute et moyenne fréquence, auxquels cas le taux de change s'avère très volatile et difficilement prévisible [Frankel et Rose (1996)].
  2. Il va de soi que les modèles de ce genre basés sur des variables monétaires ou sur la parité de pouvoir d'achat s'appliquent au taux de change nominal.

---

taux de change réel Canada/États-Unis d'Amano et van Norden (1995). La composante de long terme prend dans ce modèle la forme d'un terme de correction d'erreurs résultant d'une relation de cointégration entre le taux de change réel, le prix des produits de base (hors énergie) et le prix de l'énergie. La dynamique de court terme est essentiellement prise en compte par l'écart entre les taux d'intérêt pratiqués au Canada et aux États-Unis<sup>3</sup>. Selon les critères de tests habituels, ce modèle possède des caractéristiques statistiques tout à fait appropriées. Les paramètres de l'équation sont significatifs et stables dans le temps, et des simulations dynamiques ont montré que son pouvoir explicatif est adéquat sur l'ensemble de l'échantillon. Enfin, d'un point de vue prévisionnel, le modèle tend en moyenne à surpasser la marche aléatoire sur différents horizons<sup>4</sup>.

En tenant compte de la conjoncture récente, certains auteurs ont cherché à améliorer la spécification du modèle par l'ajout de certaines variables qui pourraient s'avérer importantes, comme par exemple l'écart entre les ratios dette/PIB obtenus pour le Canada et les États-Unis [McCallum (1998)]. Malheureusement, ces ajouts n'ont pas semblé très concluants dans la mesure où les paramètres associés à ces variables se sont révélés très instables dans le temps.

Notre travail se situe précisément dans cette perspective d'analyse de nouvelles spécifications, mais de manière plus systématique. Avant d'étendre le modèle à d'autres variables, nous avons voulu nous assurer de la pertinence du choix initial des variables (produits de base et énergie) dans une perspective de plus long terme, afin de voir si la bonne performance observée sur la période correspondant au régime de taux de change flexibles n'était pas uniquement circonstancielle. Pour effectuer cet exercice, nous prolongeons tout d'abord l'échantillon, tout en conservant exactement la même spécification du modèle initial d'Amano et van Norden. Par la suite, nous tentons de spécifier une équation de remplacement en fonction de diverses variables possédant un pouvoir explicatif potentiel, sélectionnées à la lumière de résultats théoriques ou empiriques antérieurs. Compte tenu de la bonne performance relative du modèle initial, nous ne chercherons pas à spécifier une toute nouvelle équation, en ne faisant aucun cas des acquis des résultats précédents. À cet effet, nous en conserverons la spécification (modèle à correction d'erreurs multivarié) et le choix des variables (matières premières, énergie et l'écart des taux d'intérêt). La re-spécification s'effectuera par l'ajout de nouvelles variables explicatives, l'inclusion des retards des variables indépendantes en différence première et finalement l'utilisation d'un critère endogène de choix de retards.

- 
3. À la différence des modèles VECM standards, ce modèle n'inclut pas les retards de l'ensemble des variables du système, ce qui peut affecter la dynamique de court terme. Nous traiterons plus adéquatement de cette question dans une section ultérieure.
  4. Conformément à la méthodologie utilisée par Meese et Rogoff, les prévisions sont conditionnelles à l'ensemble d'information contenu dans les variables exogènes.

---

Le nouvel ensemble de variables considérées comprend l'écart de productivité entre le Canada et les États-Unis [Balassa (1964), Samuelson (1964)], l'écart entre les ratios des dépenses publiques au PIB [Rogoff (1992)], l'écart entre les revenus par habitant [Lucas (1982)], les actifs nets étrangers [Gagnon (1996)] et l'écart entre les ratios de la dette publique au PIB [McCallum (1998)]<sup>5</sup>. Quant à la méthode de spécification, nous adopterons le critère PIC (Posterior Information Criteria), élaboré par Phillips et Ploberger (1994). Ce critère présente l'avantage de déterminer simultanément l'ordre et le rang du modèle à estimer.

Dans la prochaine section, nous allons sélectionner une ou plusieurs variables en fonction du contenu informationnel de chacune d'elles par rapport au taux de change réel. Une fois fixé l'ensemble de variables à considérer, nous spécifierons un nouveau VECM auquel seront appliqués différents tests de robustesse et de pouvoir prédictif à la Meese et Rogoff (1983).

## **2. Présélection et tests de causalité**

Cette section vise à sélectionner une ou plusieurs variables susceptibles d'améliorer la spécification du modèle, en fonction d'un critère ayant trait au pouvoir prévisionnel de chacune des variables retenues par rapport au taux de change réel. Un tel critère nous semble tout à fait approprié pour juger de l'adéquation d'un bon modèle de détermination du taux de change. L'outil d'analyse retenu à cette fin consiste en des tests de causalité à la Granger, ce qui est naturel, car cette notion de causalité est définie explicitement en termes de prévisibilité. Bien que ce concept de causalité à la Granger puisse paraître restrictif du fait qu'il se rattache à la prévisibilité à un horizon d'une période, il peut être interprété parallèlement en fonction de relations de long terme dans la mesure où la causalité à la Granger est une condition nécessaire à l'existence d'une relation de cointégration.

### **2.1 Description des variables**

Le choix de variables à considérer s'est fait sur la base de modèles théoriques ou empiriques antérieurs, sans que notre intention soit pour autant de trancher parmi les différentes théories. En premier lieu, nous avons considéré l'écart de productivité entre le Canada et les États-Unis. Au niveau théorique, Balassa (1964) et Samuelson (1964) ont proposé un modèle dans lequel des variations du taux de croissance de la productivité entraînent un changement du prix relatif des biens échangeables et non échangeables et conséquemment du taux de change réel. Cette approche est essentiellement basée sur l'idée que la croissance de la productivité se manifeste de manière inégale entre les secteurs des biens échangeables et des biens non échangeables. En effet, les gains

---

5. Une discussion plus détaillée de ces différentes variables sera présentée dans la prochaine section.

de productivité proviennent essentiellement du secteur des biens échangeables, tandis que le secteur des biens non échangeables (principalement les services) se caractérise par une productivité relativement stable. On devrait ainsi observer que les pays affichant une hausse soutenue de la productivité (principalement dans le secteur de la fabrication) enregistrent une augmentation du prix relatif des biens non échangeables, et leur devise tend à s'apprécier dans le temps. Rogoff (1992) a généralisé le modèle de Balassa-Samuelson en y incluant des éléments de la demande globale. Par exemple, il montre que l'importance de la taille de l'État, mesurée par le ratio des dépenses publiques au PIB, est un facteur important dans la détermination du taux de change réel. Ce résultat provient du fait que les dépenses publiques tendent à être concentrées dans les biens non échangeables de sorte qu'un accroissement de la taille de l'État affecte le prix relatif des biens échangeables et des biens non échangeables, d'où l'effet sur le taux de change réel.

Une autre variable qui peut s'avérer importante dans la détermination du taux de change réel est l'écart de revenu par habitant. Lucas (1982), à l'intérieur d'un modèle composé d'agents représentatifs, montre que le taux de change réel est égal au taux marginal de substitution entre les biens intérieurs et étrangers, qui dépend à son tour de l'écart de revenu par habitant. Il est intéressant de noter que cette variable peut être aussi interprétée comme une mesure plus large de la productivité. En effet, le revenu par habitant représente la définition la plus large possible de la productivité, compte tenu de l'ensemble des ressources productives, qu'elles soient actives ou non.

Les deux prochaines variables que nous considérons sont liées plus spécifiquement aux actifs financiers. En premier lieu, nous nous intéressons aux avoirs nets étrangers, dans la mesure où l'ampleur relative de cette variable peut exercer une influence durable sur la composition du compte courant et par voie de conséquence sur le taux de change réel d'équilibre. Par exemple, pour un niveau soutenable du compte courant, on devrait s'attendre à ce qu'un pays qui enregistre une baisse de ses actifs nets étrangers puisse soutenir un déficit plus élevé de la balance commerciale du fait de la baisse des intérêts payés à l'étranger. Par contre, ce déséquilibre plus important de la balance commerciale permet de maintenir le taux de change réel à un niveau d'équilibre plus bas. L'importance empirique des avoirs nets étrangers pour le taux de change réel a été étudiée par Gagnon (1996), et cette relation s'est avérée robuste et significative.

La dernière variable utilisée est l'écart entre les ratios de la dette publique au PIB. Dans une étude récente, McCallum (1998) a estimé que l'ajout de cette variable à celles incluses dans le modèle d'Amano et van Norden était hautement significative. Sur un plan théorique, l'impact de la dette publique ou du déficit sur le taux de change n'est pas aisément identifiable, particulièrement à court terme. Ainsi, selon le modèle utilisé, l'impact d'un choc budgétaire peut aisément conduire à des effets contradictoires. Par exemple, un accroissement du déficit budgétaire peut entraîner à

---

court terme une appréciation du taux de change, après une hausse des taux d'intérêt résultant de l'accroissement de la demande de fonds prêtables. Parallèlement, cette même hausse du déficit peut faire baisser le taux de change par le biais d'une hausse probable de la prime de risque. Il est toutefois plus facile d'analyser l'impact d'un choc budgétaire si on se place dans une perspective de long terme, ce qui va de pair avec la technique économétrique retenue pour ce travail, à savoir l'analyse de systèmes cointégrés.

Le premier lien potentiel entre la dette publique et le taux de change réel passe par la prime de risque. Une conjonction de divers résultats théoriques et empiriques peut soutenir une telle conjecture. D'une part, certains modèles concluent à une relation entre le différentiel de taux d'intérêt réel et le taux de change réel<sup>6</sup>, appuyée empiriquement par plusieurs travaux concluant à l'existence de relations de long terme significatives (sous la forme de relations de cointégration) entre ces deux variables [Edison et Melick (1995), MacDonald (1997) et MacDonald et Nagayasu (1999)]. D'autre part, plusieurs travaux sont parvenus à des résultats empiriques reliant la dette publique aux écarts de taux d'intérêt, d'où l'hypothèse de la prime de risque. Parallèlement à son impact sur les taux d'intérêt réels, l'augmentation qu'enregistre le service de la dette par suite d'une hausse du niveau d'endettement affectera le compte courant, d'où le rééquilibrage du taux de change réel conformément à la nouvelle structure de flux financiers<sup>7</sup>.

On peut aussi analyser les liens entre la dette publique et le taux de change réel à la lumière des effets possibles du niveau de la dette sur l'équilibre macroéconomique. Par exemple, il est fort probable qu'une hausse soutenue du niveau de la dette se traduise à plus ou moins long terme par une hausse des impôts et une baisse du revenu réel. De même, l'effet d'éviction créé par la hausse de la dette publique risque d'entraîner un ralentissement de la croissance économique. Or, sans l'hypothèse que le taux de change réel permet de maintenir l'équilibre sur le plan intérieur entre la demande et l'offre globales, il est fort probable qu'une dépréciation du taux de change soit la réponse appropriée à de tels chocs fiscaux négatifs. Autrement dit, tout déséquilibre macroéconomique résultant d'effets directs ou indirects d'une hausse de la dette publique affectera le taux de change réel de manière à rétablir les conditions macroéconomiques dans le sens d'un équilibre de long terme.

---

6. Cette relation est le fruit de la parité non couverte des taux d'intérêt et de la parité des pouvoirs d'achat à long terme [voir Dornbush (1976) pour plus de détails].

7. Cet effet dépendra évidemment du degré de financement extérieur.

## 2.2 Sélection des variables

Dans le cadre de systèmes non stationnaires et potentiellement cointégrés, l'inférence reliée aux tests de causalité est régie par une théorie asymptotique très irrégulière, selon laquelle les valeurs critiques habituelles ne sont valides que sous certaines conditions très précises [Sims, Stock et Watson (1990), Toda et Phillips (1994)]<sup>8</sup>. Or, certains travaux récents ont montré qu'à l'intérieur de modèles VAR estimés en niveau, il y avait lieu de tester la causalité à l'aide des méthodes standards sans se préoccuper de la présence de relations de cointégration. À cet effet, Yamamoto et Toda (1995) proposent la procédure suivante : sous l'hypothèse d'un modèle VAR(p) d'ordre fini et possiblement cointégré, on peut tester la causalité selon les critères habituels à condition d'estimer un modèle VAR(p+1), ce qui fait disparaître le problème de singularité associé à la matrice de variance en présence de cointégration. Il est important de noter que le fait d'estimer un modèle comptant trop de paramètres est asymptotiquement invariant, mais conduit à une puissance plus faible en échantillon fini [voir Toda et Yamada (1998) pour des résultats de simulations].

Soit  $x_t = (x_{1t}, \dots, x_{Kt})'$ , le vecteur des variables pour lesquelles on estime un modèle autorégressif multivarié (VAR) d'ordre  $p$ :

$$x_t = \sum_{k=1}^p \Pi_k x_{t-k} + u_t \quad (1)$$

où  $u_t$  représente l'innovation du processus. L'hypothèse nulle à tester,  $H_0: x_{it} \not\rightarrow x_{jt}$ , se caractérise par les contraintes suivantes :

$$\pi_{ji,k} = 0, \quad k = 1, \dots, p. \quad (2)$$

La statistique utilisée pour calculer le niveau de signification est celle du rapport de vraisemblance, défini ainsi :

$$\lambda_{LR} = 2[L(\hat{\Pi}) - L(\hat{\Pi}^0)], \quad (3)$$

où  $L(\hat{\Pi})$  représente le logarithme de la vraisemblance du modèle sans contraintes et  $L(\hat{\Pi}^0)$ , le logarithme de la vraisemblance lorsque le modèle est estimé sous les contraintes de non-causalité. Dans l'hypothèse nulle, la statistique  $\lambda_{LR}$  a la distribution  $\chi^2(p)$ , où  $p$  correspond à l'ordre du VAR. La spécification des VAR s'effectue selon le critère d'Hannan et Quinn.

---

8. En l'absence de relations de cointégration, on peut effectuer les tests de causalité à l'intérieur de VAR avec des variables en différence première, auquel cas la théorie asymptotique usuelle est tout à fait appropriée.



Les résultats présentés au Tableau 1 indiquent la valeur du seuil marginal de signification (risque de première espèce ou *p-value*) associée à la statistique de non-causalité des diverses variables en direction du taux de change. De plus, nous avons effectué les tests sur deux échantillons afin de voir la robustesse des résultats. À la lumière des tests de causalité effectués pour chacune de ces variables, on observe que seul l'écart d'endettement est caractérisé par un lien de causalité significatif, même si ce dernier ne résiste pas à l'ajout des observations de l'année 1998<sup>9</sup>. Ainsi, en présence du prix des produits de base et de l'énergie, l'écart entre les ratios de l'endettement au PIB semble être la seule variable à ajouter de l'information relative à la dynamique du taux de change réel.

**Tableau 1 : Seuil marginal de signification des tests de causalité  
du 1<sup>er</sup> trim. 73 au 4<sup>e</sup> trim. 98**

Variables	1 <sup>er</sup> trim. 73– 4 <sup>e</sup> trim. 97	1 <sup>er</sup> trim. 98– 4 <sup>e</sup> trim. 98
Écart de productivité	11,9	52,4
Écart de dépenses publiques/PIB	26,1	37,6
Écart de revenu per capita	18,4	32,3
Actifs nets étrangers	85,3	66,1
Écart de dette/PIB	0,55	26,9

### 3. Extension du modèle d'Amano et van Norden

Comme ce modèle a été construit pour la période 1973-1992, nous allons dans un premier temps étendre l'échantillon afin de vérifier dans quelle mesure les relations obtenues par les auteurs tiennent sur un horizon plus long. Dans une seconde partie, nous allons voir comment l'inclusion de l'écart du ratio dette/PIB (résultant de la pré-sélection décrite précédemment) est susceptible d'améliorer la spécification et le pouvoir explicatif de l'équation du taux de change. Le modèle de base d'Amano et van Norden est défini comme suit :

$$\Delta rpx_t = \vartheta [rpx_{t-1} - \gamma_0 - \gamma_1 comtot_{t-1} - \gamma_2 entot_{t-1}] + \lambda_1 rdif_{t-1} \quad (4)$$

9. Ce peu de robustesse pour l'année 1998 risque d'avoir un effet sur les tests de cointégration et le degré de signification des variables associées à l'écart d'endettement; nous en verrons les implications précises dans la section sur l'extension structurelle du modèle.

où

-  $r_{pfx}$  : logarithme du taux de change réel Canada/US;

-  $comtot$  : indice des prix des matières premières hors énergie en termes réels;

-  $enetot$  : indice de prix de l'énergie en termes réels;

-  $rdiff$  : différentiel des taux d'intérêt de court terme Canada/États-Unis.

### 3.1 Extension temporelle du modèle

À l'instar de Mark et Choi (1998), nous tenterons de voir si les propriétés du modèle d'Amano et van Norden se retrouvent sur des périodes plus longues, à savoir 1965-1998 pour les données trimestrielles et 1948-1998 pour les données annuelles. Les séries des prix des matières premières ont été étendues à la période allant de 1965 à 1998. Cette dernière est une série composite constituée d'une moyenne pondérée des prix de divers produits. Les poids pris en considération représentent la proportion de chacun des produits dans la production totale des matières premières au Canada<sup>10</sup>. Pour la période 1965-1973, nous avons considéré le sous-ensemble de séries des matières premières pour lesquelles nous disposons d'information sur cette période. Sur la base des poids utilisés sur la période 1973-1998, nous avons construit un indice trimestriel sur la période 1965-1973. Enfin, avec le taux de croissance obtenu sur la période 1965-1973, nous avons projeté la série initiale sur cette période.

L'indice des prix des matières premières est illustré au Graphique 1. L'échelle de gauche montre l'évolution du taux de change réel, et l'échelle de droite, celle de l'indice des prix des matières premières. Au Graphique 2, nous montrons l'évolution du taux de change réel et de l'indice des prix des matières premières à un horizon plus long (1948-1998), mais à une fréquence annuelle. Dans les deux cas, on constate un sentier d'évolution similaire pour les deux séries. Il est, de plus, frappant de remarquer que, quelque soit le régime des changes, celui-ci semble avoir peu d'effet sur le comportement du taux de change réel<sup>11</sup>. Cette constatation corrobore les résultats obtenus par Grilli et Kaminsky (1991) sur la période 1885-1986 pour le taux de change États-Unis/Grande-Bretagne, résultats selon lesquels ce sont les conditions historiques et non les particularités du régime de taux de change qui caractérisent l'évolution du taux de change réel.

---

10. Comme il aurait été logique de prendre chacun des biens par rapport aux exportations et non à la production, nous avons recalculé cet indice sur la base des poids à l'exportation et les résultats demeurent qualitativement les mêmes.

11. Pour une excellente rétrospective sur l'évolution des régimes nominaux de change au Canada, le lecteur peut consulter Powell (1998).

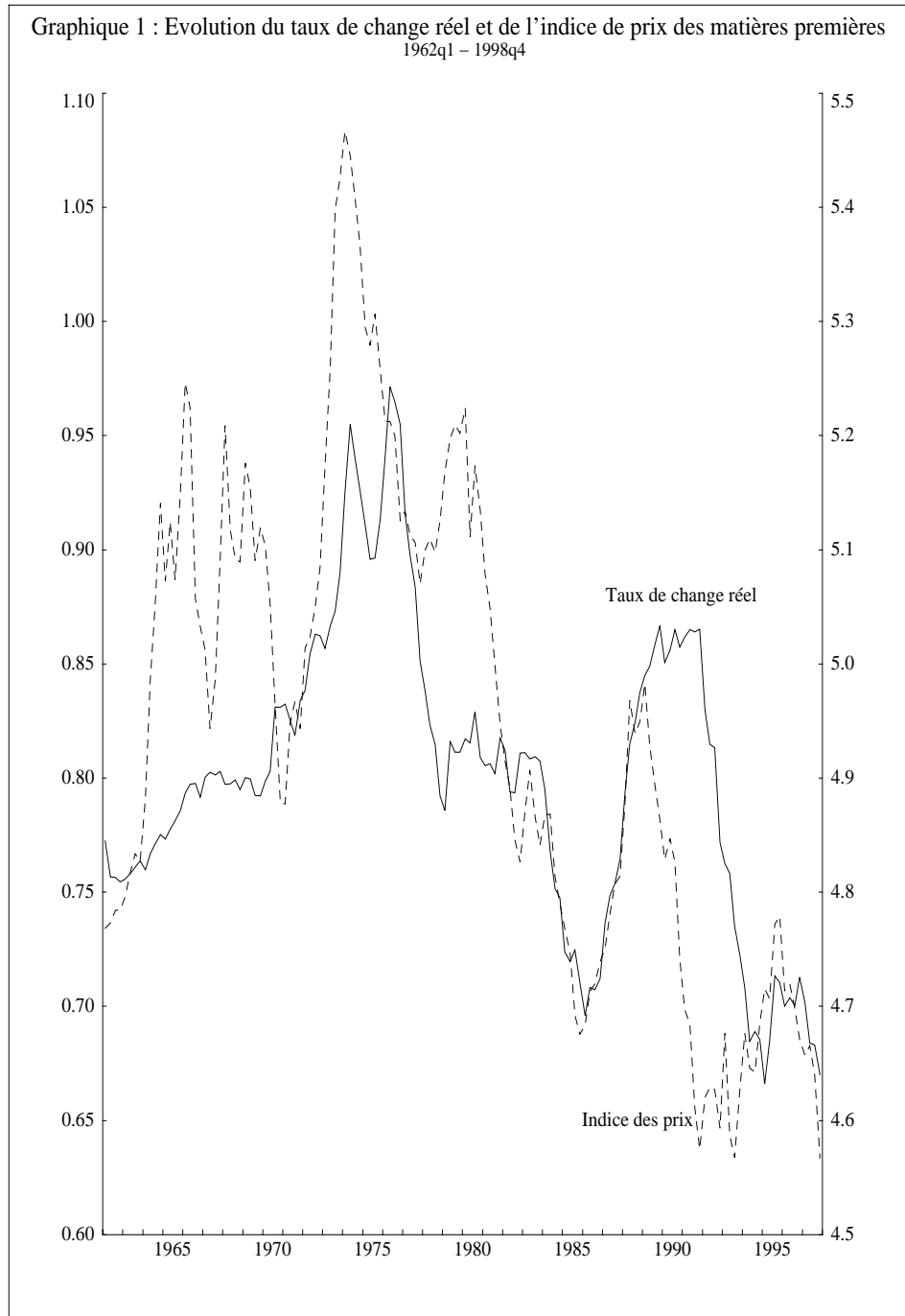
---

Nous avons inscrit au Tableau 2 les résultats relatifs aux tests de Dickey et Fuller augmentés que nous avons obtenus pour un modèle sans constante ni tendance (SCT), pour un modèle doté d'une constante (AC) et pour un modèle doté d'une constante et d'une tendance (ACT). Nous avons effectué les tests aussi bien sur les données annuelles que sur les données trimestrielles. Le retard optimal a été choisi conformément à la procédure de Campbell et Perron (1991). Nous avons estimé les différents modèles avec le maximum de retards possibles et nous avons choisi comme retard optimal le premier retard significatif. Dans tous les cas, on ne peut rejeter l'hypothèse de racine unité dans les séries en niveau, ce qui signifie qu'on traitera ultérieurement ces séries comme étant intégrées d'ordre 1. Nous avons aussi effectué des tests de cointégration à la Johansen (1988) afin de vérifier si on pouvait prouver l'existence de relations de long terme. Les résultats apparaissent au Tableau 3. Nous ne pouvons rejeter l'existence d'une relation unique de cointégration pour chacune des périodes considérées. De plus le coefficient d'ajustement de long terme est négatif et inférieur à un (en valeur absolue). Les coefficients relatifs aux prix des matières premières se caractérisent par la stabilité des signes et une forte signification statistique. Ceux relatifs au prix de l'énergie et à l'écart des taux d'intérêt perdent totalement leurs significations dans l'équation annuelle, ce qui semble au moins suggérer que les conditions monétaires sont neutres à long terme. Ces derniers demeurent cependant significatifs dans l'équation trimestrielle. Enfin, nous avons effectué des simulations dynamiques sur divers horizons (Graphique 3 et 4). On constate que, dans tous les cas, le modèle est capable de reproduire la dynamique générale de l'évolution du taux de change réel, et ce, indépendamment du régime des changes.

Il faut demeurer très prudent quand on interprète ces résultats comme un facteur de stabilité favorisant l'estimation de l'équation sur une période plus longue qui inclurait les années 60, où le Canada avait un régime de taux de change fixes. Si nous avons prolongé la période, c'est uniquement à des fins de comparaison qualitative (stabilité des signes, signification des relations). Or, pour justifier l'inclusion de la période précédant 1973, il faudrait à tout le moins s'assurer de la stabilité quantitative des paramètres, ce qui s'effectuerait par un test formel de changement structurel. Compte tenu de la faible puissance de ces tests, due entre autres au peu d'observations disponibles pour la sous-période précédant 1973, nous avons choisi de nous en tenir à la période correspondant au régime de taux de change flexibles<sup>12</sup>.

---

12. Des résultats préliminaires tendent à montrer des indices d'instabilité par rapport à l'inclusion ou non des années 1973-1974. Nous avons tout de même choisi de conserver l'année 1973 pour des raisons de cohérence par rapport aux précédents travaux, en reportant à plus tard une analyse plus approfondie de l'instabilité susceptible de prévaloir au cours de cette décennie, suite aux deux chocs pétroliers. Il est probable que l'inclusion ou non de cette période affecte la signification associée au prix de l'énergie.



**Tableau 2 : Tests de stationnarité ADF pour le taux de change réel, l'indice du prix des matières premières et le prix de l'énergie<sup>a</sup>**

Variable		Données annuelles 1948–1998		Données trimestrielles, 1965–1998	
		En niveau	En différence	En niveau	En différence
Taux de change réel	SC et Trend	-1,53	-4,52**	-0,9074	-3,78**
	A C	0,10	-4,86**	-1,72	-3,84**
	A C T	-2,2	-5,00**	-2,43	-3,26 <sup>+</sup>
Indice des prix des matières premières	SC et Trend	1,6	-1,75	-0,55	-5,27**
	A C	-0,49	-3,83*	-0,49	-5,3**
	A C T	-1,2	-2,45 <sup>+</sup>	-0,80	-4,81**
Indice des prix de l'énergie	SC et Trend	0,9	-2,20*	-0,18	-10,405**
	A C	-0,85	-2,87 <sup>++</sup>	-1,52	-10,36**
	A C T	-2,05	-2,92	-2,09	-8,34**

a. \*\* : seuil de signification de 1%; \* : seuil de signification de 5%; + :+ seuil de signification de 2.5%; + : seuil de signification de 10%

**Tableau 3 : Tests de cointégration entre le taux de change réel, l'indice du prix des matières premières et le prix de l'énergie<sup>a</sup>**

$H_0:q=$	Données annuelles 1948–1998		Données trimestrielles 1965–1998	
	$\lambda_{\max}$	Trace	$\lambda_{\max}$	Trace
0	21,70*	39,72*	21,13*	27,55*
1	11,98	18,02	4,53	6,42
2	6,04	6,04	1,89	1,89

a. \* : seuil de signification de 10%, \*\* : seuil de signification de 5%

**Tableau 4 : Coefficients estimés du modèle à correction d'erreurs**

Variable	Données annuelles 1948–1998		Données trimestrielles 1965–1998	
	Coefficient estimé	Risque de première espèce ( <i>p-value</i> )	Coefficients estimés	Risque de première espèce ( <i>p-value</i> )
$\vartheta$	-0,17	0,00	-0,86	0,00
$\gamma_0$	0,24	0,01	0,46	0,00
$\gamma_1$	-0,43	0,00	-0,37	0,04
$\gamma_2$	-0,47	0,93	0,07	0,00
$\lambda_1$	-0,48	0,18	-0,60	0,00

## 3.2 Extension structurelle du modèle

### 3.2.1 Critères de sélection de modèles

La méthode utilisée pour spécifier le VECM consiste à appliquer un nouveau critère PIC présentant l'avantage de déterminer simultanément l'ordre et le rang du VAR nécessaire aux tests de cointégration [Phillips-Ploberger (1994), Chao-Phillips (1999)]<sup>13</sup>. Cette démarche simultanée utilise les critères habituels de BIC et AIC adaptés à ce genre de problématique, en plus du critère PIC. Les trois critères d'informations sont définis par

$$AIC(p, r) = \ln|\widehat{\Omega}| + (m^2 p + r(m - r) + mr) \frac{2}{T}$$

$$PIC(p, r) = \ln|\widehat{\Omega}| + (m^2 p + 2r(m - r) + mr) \frac{\ln T}{T}$$

$$BIC(p, r) = \ln|\widehat{\Omega}| + (m^2 p + r(m - r) + mr) \frac{\ln T}{T}$$

où :

T désigne le nombre d'observations du modèle;

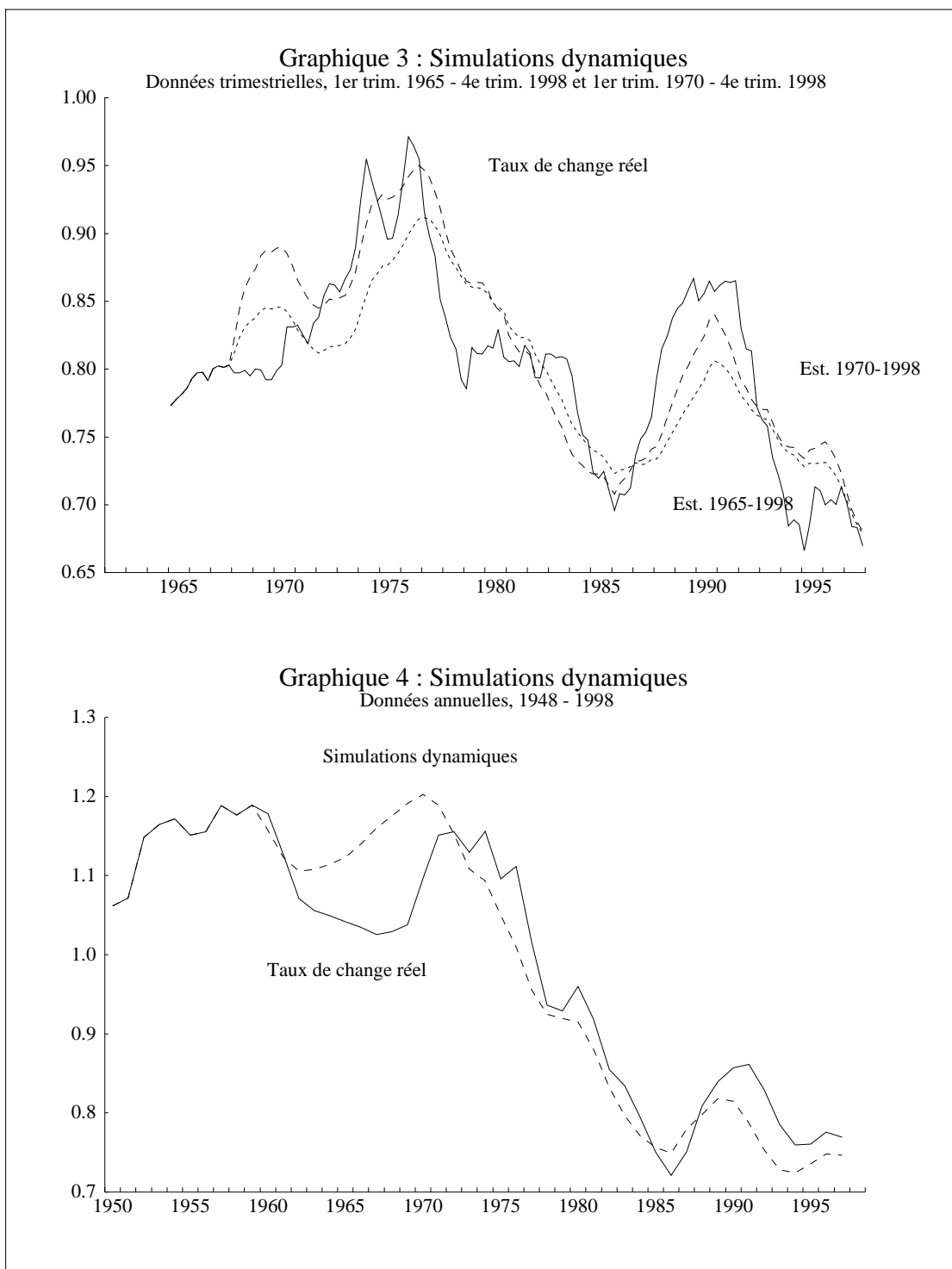
$\widehat{\Omega}$ , la matrice variance-covariance des résidus;

$m$ , le rang maximal de la matrice;

$r$ , le rang considéré;

$p$ , le nombre de retards considérés.

13. Nous tenons particulièrement à remercier P.C.B. Phillips pour ses conseils et remarques sur l'utilisation adéquate des critères PIC, BIS et AIC.



Selon Chao et Phillips (1999), et sur la base de simulations de Monte Carlo effectuées sur l'ensemble de critères d'information précédents, on s'attend à ce que les critères PIC et BIC donnent de meilleurs résultats que le critère AIC. Ce dernier a tendance à surestimer aussi bien le rang que l'ordre optimal du système. Dans l'ensemble, ces auteurs ont trouvé que la probabilité que le PIC choisisse correctement le rang de la matrice de cointégration et l'ordre du VECM dépasse celle du BIC de 4% en moyenne et celle du AIC de 39%.

L'application de ces critères se fait de la manière suivante. Soit un VECM doté d'un nombre maximal de vecteurs de cointégration ( $m$ ) généralement égal au nombre de variables du système. Pour chaque couple de valeurs de  $r$  (rang de la matrice de cointégration) et  $p$  (nombre de retards), on calcule la valeur relative du critère PIC, BIC et AIC. Une fois les calculs effectués pour l'ensemble des combinaisons de couples  $(p, r)$ , on retient le couple  $(p, r)$  qui nous donne la plus petite valeur du critère d'information. Nous avons effectué le calcul par rapport à ces trois critères. Pour la période 1973-1998, nous constatons que les valeurs optimales retenues sont  $p=1$  et  $r=1$  selon les critères PIC et BIC et  $p= 6$  et  $r= 5$  selon le critère de AIC, ce qui est conforme aux résultats de Chao et Phillips (1999).

### 3.2.2 Estimation et analyse du système défini

Conformément aux conclusions de la Section 2, nous redéfinissons un système incluant le taux de change réel calculé à l'aide du dégonfleur du PIB, le prix des matières premières (hors énergie), le prix de l'énergie, ainsi que l'écart d'endettement, en proportion du PIB, entre le Canada et les États-Unis. Les résultats de tests de cointégration relatifs à ces variables figurent au Tableau 5.

**Tableau 5 : Test de cointégration entre le taux de change réel, l'indice des prix des matières premières et le prix de l'énergie et l'écart d'endettement, période 1973 - 1998<sup>a</sup>.**

	1973–1998	
$H_0:q=$	$\lambda_{\max}$	Trace
0	40,51**	67,16**
1	16,07	26,64
2	8,93	10,57
3	1,64	1,64

a. \*: seuil de signification de 10%

Conformément aux tests de causalité, les résultats des tests de signification du coefficient relatif à la dette dans le vecteur de cointégration jusqu'au deuxième trimestre de 1998 présentent un degré de signification qui s'estompe au troisième et au quatrième trimestre. Bien que non



significatif en niveau dans le vecteur de cointégration, l'écart d'endettement, en différence première, demeure toujours significatif dans la dynamique de court terme de l'équation du VECM, ce qui nous a poussés à le conserver comme variable potentiellement capable d'améliorer le modèle de base du taux de change réel. Le modèle qui en résulte est donc le suivant :

$$\Delta rpfx = \vartheta [rpfx_{t-1} - \gamma_0 - \gamma_1 comtot_{t-1} - \gamma_2 entot_{t-1}] + \lambda_1 rdif_{t-1} + \lambda_2 \Delta difdette_{t-1} \quad (5)$$

Les coefficients estimés de l'équation définie en (5) sont donnés au Tableau 6 suivant :

**Tableau 6 : Coefficients estimés du modèle à correction d'erreurs**

Variable	Trimestriel 1973–1998	
	Coefficients estimés	Risque de première espèce ( <i>p-value</i> )
$\vartheta_0$	-0,12	0,00
$\gamma_1$	-0,48	0,04
$\gamma_2$	0,05	0,19
$\lambda_1$	-0,67	0,00
$\lambda_2$	0,01	0,00

Le coefficient relatif aux conditions d'endettement est très significatif.

### 3.3 Diagnostic du modèle.

La procédure de diagnostic de ce modèle se déroule sur trois étapes distinctes. Dans un premier temps, nous nous intéressons à la stabilité des coefficients et au comportement des résidus. Dans un second temps, nous considérons les propriétés dynamiques du modèle. Enfin, l'attention sera portée sur les performances post-échantillonales. Relativement à la stabilité des coefficients, le Graphique 5 montre l'évolution du coefficient relatif à la variation de l'écart d'endettement ainsi que son degré de signification (statistique t de Student) sur la période 1985-1998. On constate qu'à partir de 1988, le coefficient associé à la dette demeure stable et reste très significatif.

En plus du test de signification du coefficient relatif à la dynamique de court terme de la dette, nous avons comparé les résultats des simulations dynamiques du modèle précédemment défini avec celles qui ressortent du modèle d'Amano et van Norden (Graphique 6). Nous constatons que les simulations dynamiques du modèle augmenté de l'écart d'endettement suivent plus fidèlement l'évolution du taux de change réel que celles du modèle de base. Pour preuve, une

mesure de  $R^2$  dynamique dans laquelle le modèle de base affiche un  $R^2$  plus faible que le  $R^2$  dynamique associé au modèle augmenté de la dette<sup>14</sup>.

**Tableau 7 :  $R^2$  obtenu pour les simulations dynamiques**

Modèle	$R^2$
Modèle de base	0,70
Modèle avec dette	0,80

### 3.4 Simulations *ex post*

Au delà de la signification des coefficients et de la qualité des simulations dynamiques, se pose le problème de la qualité des prévisions hors échantillon. Depuis Meese et Rogoff (1983), le ratio de la qualité des prévisions par rapport à la marche aléatoire constitue une étape obligatoire de l'évaluation d'un modèle. Il doit cependant être clair qu'en aucun cas celui-ci ne peut être considéré comme un vrai test post-échantillonnel dans la mesure où on ne disposerait que de l'information fournie par l'échantillon. En effet, comme nous ne connaissons pas la valeur des variables exogènes futures, les prévisions sont conditionnelles aux réalisations a posteriori. Pour l'équation qui nous intéresse, la prévision post-échantillonale du taux de change réel est conditionnelle à la connaissance des valeurs futures de toutes les variables autres que le taux de change. C'est là l'approche adoptée depuis Meese et Rogoff. Cela n'est cependant pas limitatif, puisqu'on va comparer les prévisions post-échantillonales de notre modèle à celles du modèle d'Amano et van Norden. Étant donné que nous utilisons le même référentiel, les résultats sont alors comparables.

La validité des prévisions post-échantillonales requiert l'exogénéité forte des variables indépendantes de l'équation par rapport au taux de change réel<sup>15</sup>. On veut ainsi éviter que le taux de change réel ait un pouvoir prévisionnel sur les variables indépendantes de l'équation, ce qui pourrait biaiser les prévisions effectuées sur différents horizons. Dans le modèle d'Amano-van Norden cette condition était respectée, ce qui est tout à fait naturel si on ne s'attend pas à ce que le taux de change canadien ait une influence sur le cours mondial des matières premières. Si on applique le test d'exogénéité à l'écart d'endettement, on ne peut rejeter l'exogénéité forte. Cependant et contre toute attente, on rejette l'exogénéité forte, pour les produits de base (hors énergie), vis-à-vis du taux de change<sup>16</sup>. Cela prouve une fois de plus que les tests de causalité sont

14. Le  $R^2$  est construit ici dans le même esprit que dans les modèles habituels, les valeurs estimées étant celles qui ressortent de la simulation dynamique, et non les valeurs traditionnelles.

15. Le concept d'exogénéité forte est défini en terme de non-causalité à la Granger.

16. D'autres tests s'appliquant cette fois au concept d'exogénéité faible procurent exactement les mêmes résultats.

---

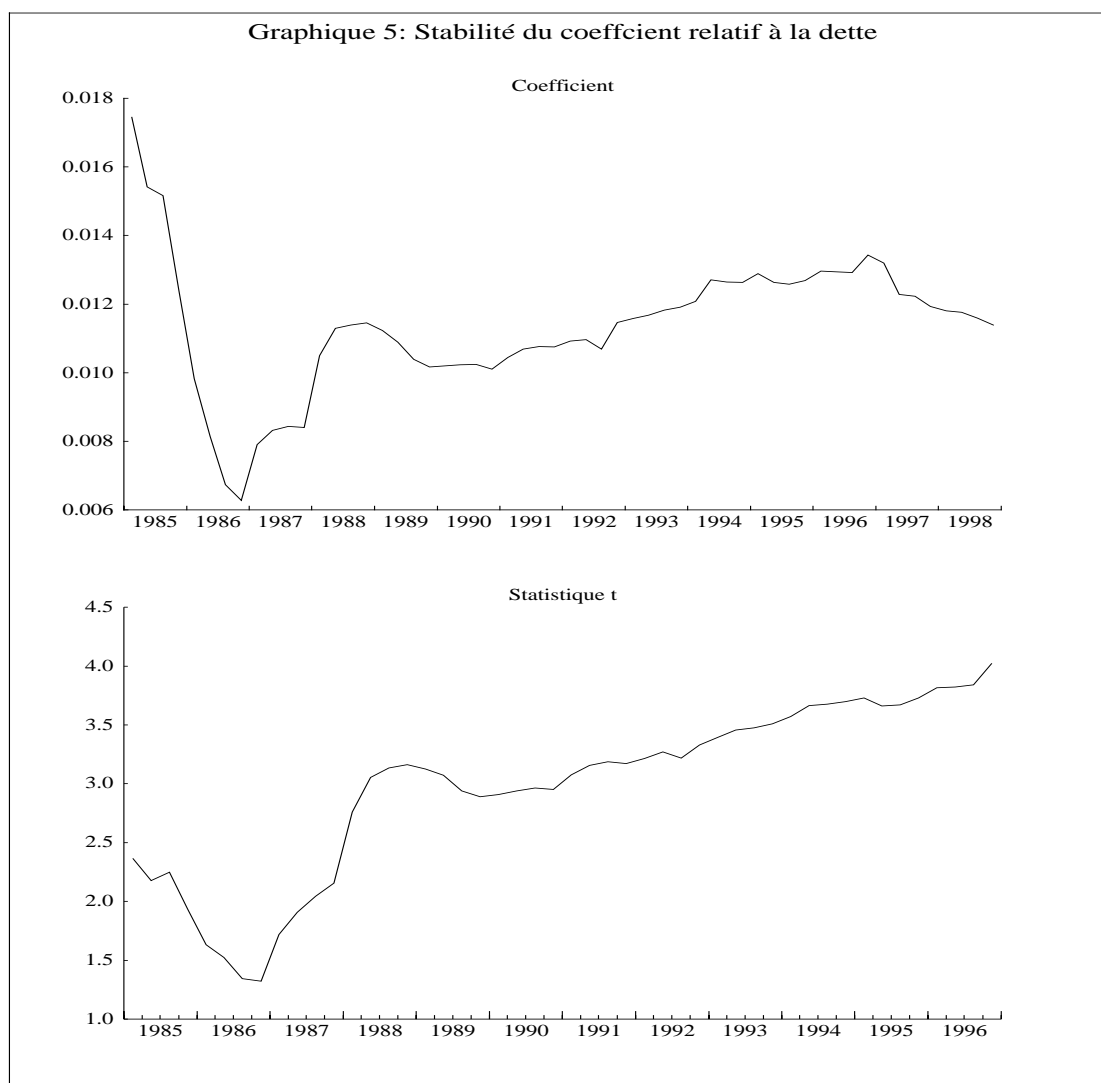
très sensibles à l'ensemble d'information [Lütkepohl (1982)]. Compte tenu du peu de robustesse et de la difficulté d'interprétation d'un tel résultat, nous n'insisterons pas davantage sur ce point.

La procédure de comparaison des prévisions post-échantillonales s'effectue comme suit. En premier lieu, nous estimons les équations sur la période 1<sup>er</sup> trim. 1973-1<sup>er</sup> trim. 1989 pour ensuite prévoir (*ex post*) la variable endogène à un horizon de huit périodes. Par la suite, nous ajoutons une observation à l'échantillon, réestimons le modèle (dans ce cas 1<sup>er</sup> trim. 1973- 2<sup>e</sup> trim. 1989) et effectuons de nouveau les prévisions dynamiques pour les huit trimestres suivants. Nous répétons cette procédure jusqu'à la fin de l'échantillon, soit le 4<sup>e</sup> trimestre 1996. Une fois ces estimations terminées, et pour chacune des dates comprises entre le 1<sup>er</sup> trim. de 1989 et le 4<sup>e</sup> trim. de 1996, nous calculons pour chacun des deux modèles le carré de l'écart des erreurs par rapport à la valeur observée. Nous sommes ces écarts sur toutes les périodes pour chacun des deux modèles et nous calculons le ratio entre, d'une part, la racine carrée de la somme du carré des erreurs du modèle comportant la variable de l'écart d'endettement et, d'autre part, la racine carrée de la somme du carré des erreurs du modèle de base. Cette méthodologie est la même que celle appliquée à des fins de comparaison à une marche aléatoire. Dans ce cas, cette dernière est remplacée par le modèle de base. Si le ratio est égal à l'unité, on dira que les deux modèles donnent des résultats équivalents. Si le ratio est supérieur à l'unité, on dira que le modèle de base donne de meilleurs résultats que le modèle augmenté de l'écart d'endettement. Si le ratio est inférieur à un, on dira que ce modèle prévoit mieux que le modèle de base. Le Graphique 9 illustre les résultats des ratios de qualité des prévisions à un horizon allant de une à huit périodes. On remarque qu'à tous les horizons temporels, et sur les périodes où l'écart d'endettement a varié significativement, le modèle augmenté du différentiel des ratios dette/PIB donne de meilleurs résultats que le modèle de base. De plus, cette performance relative est d'autant plus marquée que l'horizon est court. Ce résultat est attendu dans la mesure où l'écart d'endettement a un effet sur la dynamique de court terme du modèle, mais pas à long terme.

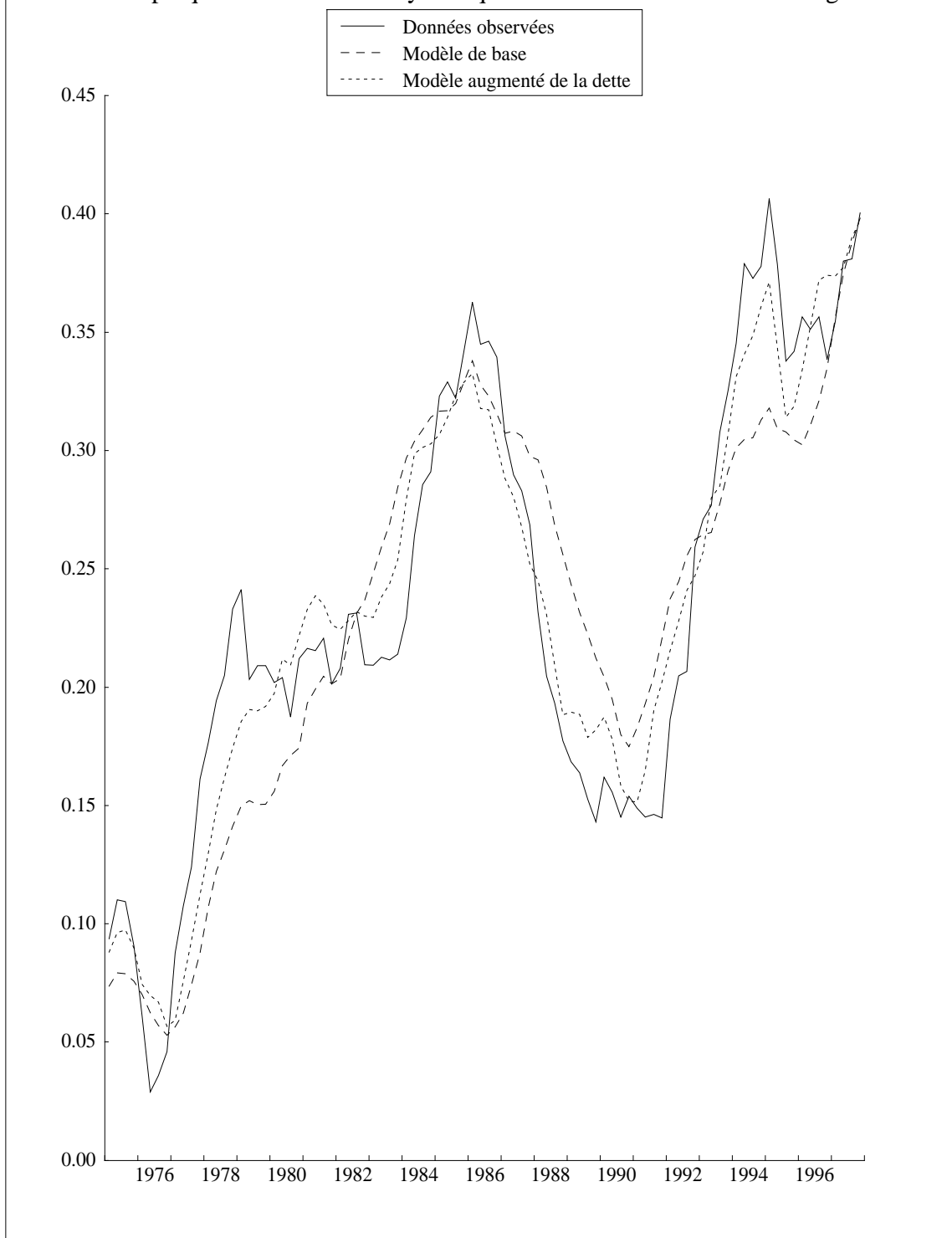
### **3.5 Contribution historique et part de la dette de 1974 à 1998**

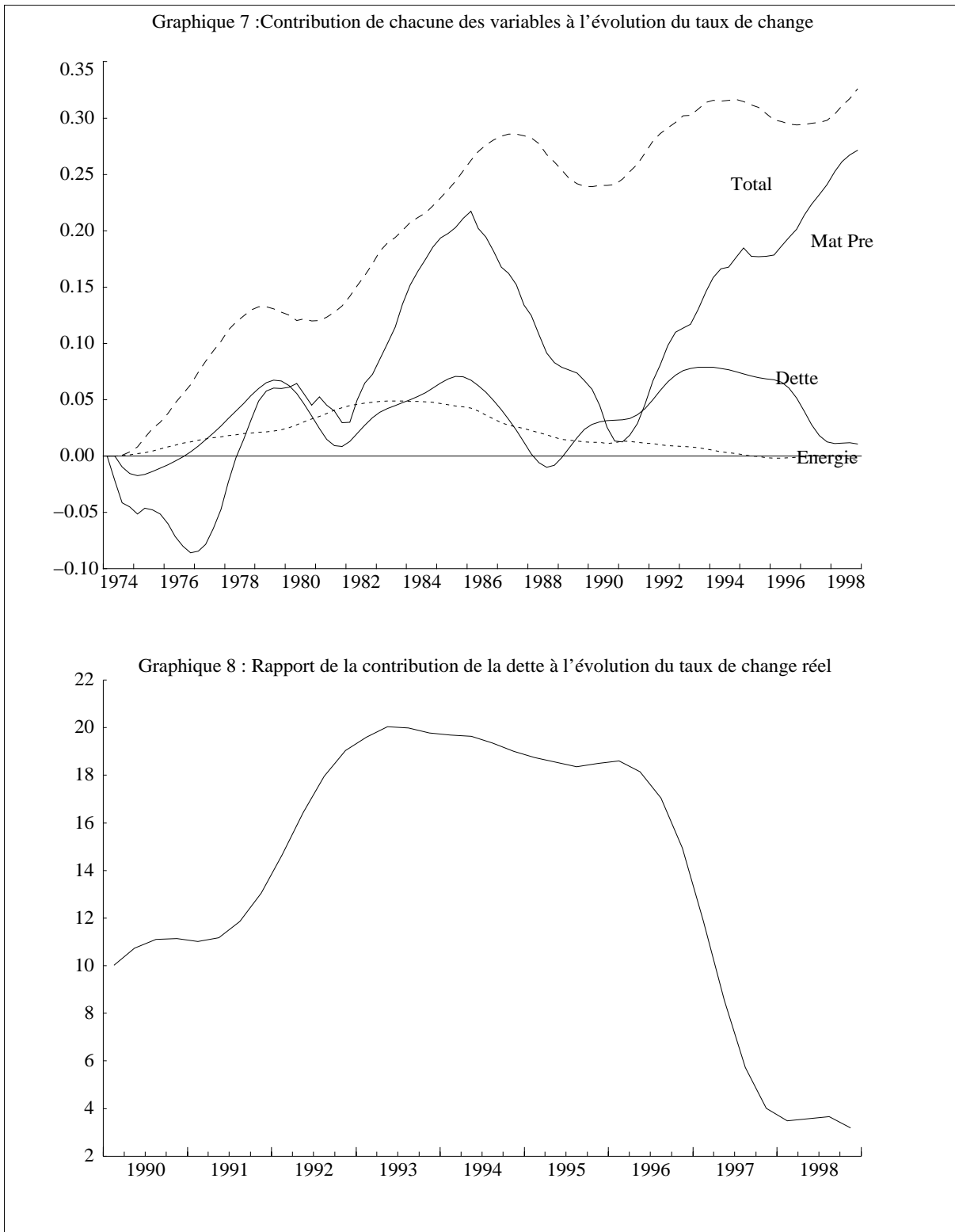
Nous avons décomposé l'évolution du taux de change réel en composantes liées respectivement aux produits de base (hors énergie), à l'énergie et la dette. Pour ce faire, nous avons d'abord calculé la part relative de chaque variable dans l'évolution du taux de change, puis nous avons calculé la proportion de l'évolution du taux de change réel due à la variation de l'écart d'endettement par rapport à celle imputable à l'ensemble des autres variables. Les résultats sont illustrés au Graphique 7. Au Graphique 8, nous avons indiqué la proportion dans laquelle l'écart d'endettement explique cette évolution. On constate que la dette a commencé à prendre de l'importance à partir du milieu des années 1980 avec le début d'un accroissement de l'écart d'endettement au Canada. Cette

proportion tend à s'estomper à la fin des années 1980 pour redevenir importante au milieu des années 1990 lorsque l'écart d'endettement, en proportion du PIB, atteint des niveaux records. L'écart d'endettement arrive alors à expliquer 20% de la dépréciation du taux de change réel au Canada. Parallèlement, nous constatons qu'à la fin de cette période, l'indice des prix de l'énergie a eu une incidence quasi nulle sur le taux de change réel. L'indice de prix des produits de base et l'écart d'endettement entre le Canada et les États-Unis arrivent à eux seuls à expliquer la quasi-totalité de l'évolution du taux de change réel sur la période 1974-1998.

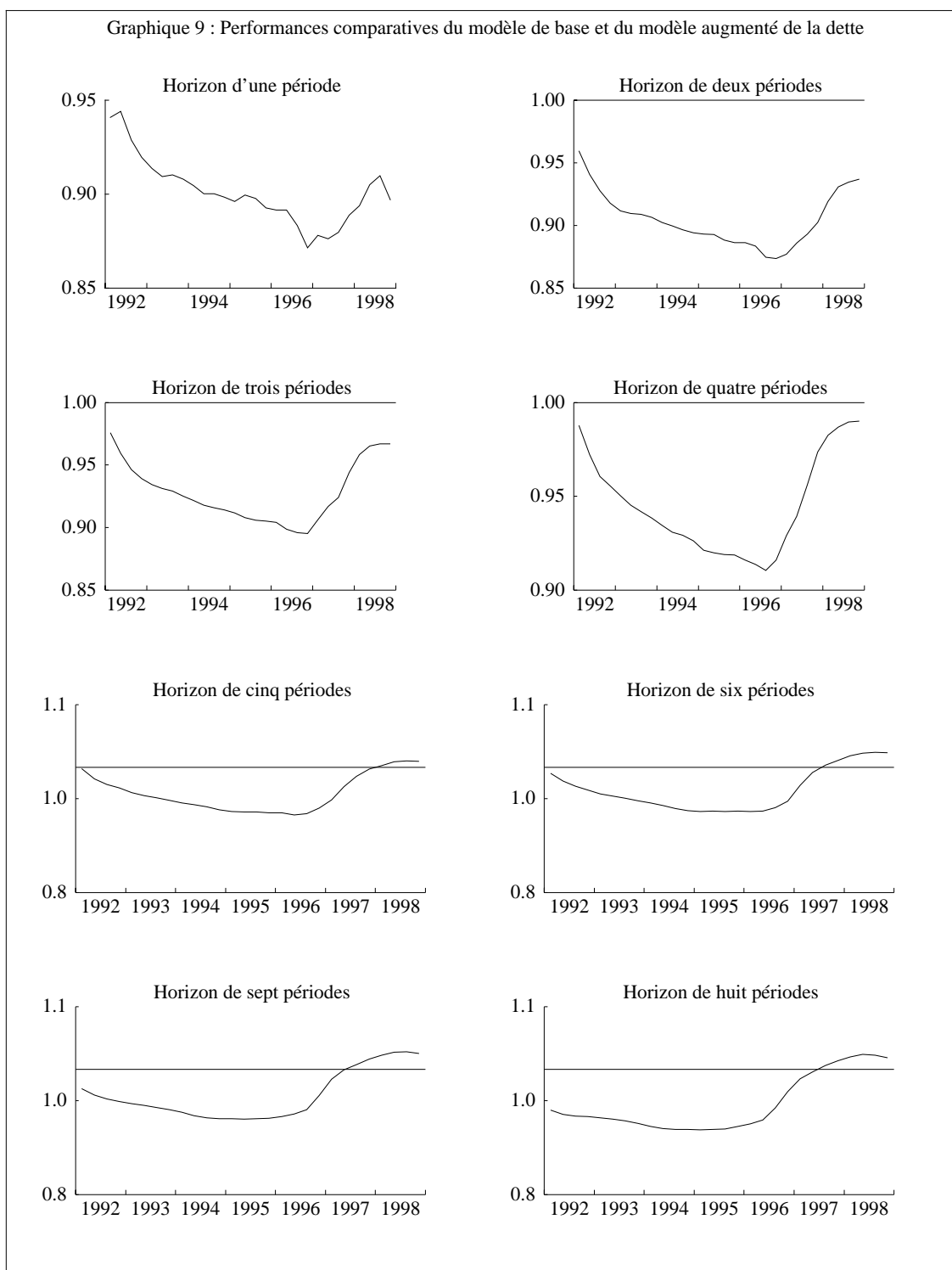


Graphique 6 : Simulations dynamiques des modèles de taux de change





Graphique 9 : Performances comparatives du modèle de base et du modèle augmenté de la dette



## 4. Conclusion

Dans ce travail, nous avons analysé dans quelle mesure des facteurs comme la productivité, les conditions budgétaires ou les avoirs nets étrangers ont pu avoir un effet sur l'évolution du taux de change réel. En choisissant comme cadre de travail l'équation de détermination du taux de change réel d'Amano et van Norden, nous avons cherché à voir comment certaines variables peuvent améliorer le pouvoir prédictif de cette équation. Parmi l'ensemble de variables considérées, seul l'apport de l'écart d'endettement entre le Canada et les États-Unis s'est avéré significatif. Plus précisément, la composante associée à cet écart dans le vecteur de cointégration s'est révélée non significative et seule la différence première demeure significative. En plus d'améliorer le pouvoir prédictif de l'équation, les résultats relatifs à l'écart d'endettement sont statistiquement stables.

Hormis l'indice de prix des produits de base (hors l'énergie) et l'indice du prix de l'énergie, la variation de l'écart d'endettement/PIB par rapport aux États-Unis semble donc constituer une variable significative de l'évolution du taux de change réel sur la période 1974-1998. La détérioration des conditions budgétaires au Canada au début des années 1990 a contribué dans une proportion de 20% à la dépréciation du dollar canadien. Cette proportion tend cependant à s'estomper vers la fin de l'année 1997 avec l'assainissement des finances publiques.



## Bibliographie

- Amano, R. et S. van Norden (1995). « Terms of Trade and Real Exchange Rate: the Canadian Evidence », *Journal of International Money and Finance*, vol. 14, p. 83-104.
- Balassa, B. (1964). « The Purchasing Power Parity Doctrine: A Reappraisal », *Journal of Political Economy*, vol. 72, p. 584-596.
- Campbell, J.Y. et Perron, P. (1991 ). « Pitfalls and Opportunitie : What Macroeconomists Should Know about Unit Roots », in S. Fisher ed., *NBER Macroeconomic Annual 1991*, Cambridge, MIT Press, p. 141-201.
- Chao, J. C. et Phillips, P. C. B. (1999). « Model Selection in Partially Nonstationary Vector Autoregressive Processes with Reduced Rank Structure », *Journal of Econometrics*, vol. 91, p. 227-271.
- Christoffersen, P. F. et F. Diebold (1998). « Cointegration and Long-Horizon Forecasting », *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 16, p. 450-458.
- Dornbush, R. (1976). « Expectations and Exchange Rate Dymamics », *Journal of Political Economy*, vol. 84, p. 1161-1176.
- Edison, et Melick (1995). « Alternative Approaches to Real Exchange Rates and Real Interest Rates », Board of Governors of the Federal Reserve System, International Finance Discussion Paper n° 518.
- Frankel, J. et A. Rose (1995). « Empirical Research on Nominal Exchange Rates », In: *Handbook of International Economics*, vol. 3, Amsterdam.
- Gagnon, J. E. (1996). « Net Foreign Assets and Equilibrium Exchange Rates: Panel Evidence », Board of Governors of the Federal Reserve System, International Finance Discussion Paper, n° 574.
- Grilli, V. et Kminsky, G. (1991), « Nominal Exchange Rate Regimes and the Real Exchange Rate: Evidence from the United States and Great Britain, 1885-1986 », *Journal-of-International-Money-and-Finance*, vol. 10(2), p. 170-192.
- Hsieh, D.A. (1982). « The Determination of the Real Exchange Rate: The Productivity Approach », *Journal of International Economics*, vol. 12, p. 355-362.
- Johansen, S. (1988). « Statistical Analysis of Cointegration Vectors », *Journal of Economic Dynamics and Control*, p. 231-254.
- Lothian, J.R. et M.P. Taylor (1996). « Real Exchange Behavior: the Recent Float from the Perspective of the Past Two Centuries », *Journal of Political Economy*, vol. 104, p. 488-509.

- Lothian, J.R. et M.P. Taylor (1996). « Real Exchange Behavior: the Recent Float from the Perspective of the Past Two Centuries », *Journal of Political Economy*, vol. 104, p. 488-509.
- Lucas, R.E. (1982). « Interest Rates and Currency Prices in a Two-country World », *Journal of Monetary Economics*, vol. 10, p. 335-359.
- Lütkepohl, H., (1982), « Non-causality Due to Omitted Variables », *Journal of Econometrics*, Vol. 19, pp. 367-378.
- MacDonald (1997), « What Determines Real Exchange Rates? The Long and Short of It », *International Monetary Fund Working Paper*, WP/97/21, p. 23.
- MacDonald. R. et I. Marsh (1997). « On Fundamentals and Exchange Rates: A Casselian Perspective », *Review of Economics and Statistics*, vol. 79, p. 655-664.
- MacDonald. R. et M.P. Taylor (1994). « The Monetary Model of Exchange Rate: Long-run Relationships, Short-run Dynamics and How to Beat a Random Walk », *Journal of International Money and Finance*, vol. 13, p. 276-290.
- MacDonald, R. et J. Nagayasu (1999). « On the Japanese Yen-U.S. Dollar Exchange Rate: A Structural Econometric Model Based on Real Interest Differentials », *Journal of the Japanese and International Economics*, vol. 12, p. 75-102.
- Mark, N. (1995). « Exchange Rates and Fundamentals: Evidence on Long-horizon Predictability », *American Economic Review*, vol. 85, p. 201-218.
- Mark, N. et D.-Y. Choi (1995). « Real Exchange Rate Prediction over Long Horizons », *Journal of International Economics*, vol. 43, p. 29-60.
- McCallum, J. (1998). « Government Debt and the Canadian Dollar », *Bulletin de la Banque Royale du Canada*.
- Meese, R. et K. Rogoff (1983). « Empirical Models of the Exchange Rate: Do They Fit Out of Sample? », *Journal of International Economics*, vol. 14, p. 3-24.
- Phillips, P. C. B. et W. Ploberger (1994). « Posterior Odds Testing for a Unit Root with Data-Based Model Selection », *Econometric Theory*, vol. 10, p. 774-808.
- Powell, J. (1999). « Le dollar canadien : UNE PERSPECTIVE HISTORIQUE », Banque du Canada.
- Rogoff, K. (1992). « Traded Goods Consumption Smoothing and the Random Walk Behavior of the Real Exchange Rate », *Bank of Japan Monetary and Economic Studies*, vol. 10, 1-29.
- Samuelson, P.A. (1964). « Theoretical Notes on Trade Problems », *Review of Economics and Statistics*, vol. 46, p. 145-154.

- Sims, C.A., Stock, J.H., Watson, M.W., (1990) « Interference in Linear Time Series Models With Some Unit Roots », *Econometrica*, vol. 58 (1), p. 13-144.
- Stockman, A. (1988). « The Equilibrium Approach to Exchange Rates », *Federal Reserve Bank of Richmond Quarterly Bulletin*.
- Toda, H.Y., Phillips, P.C.B., (1994). « Vector Autoregression and Causality: A Theoretical Overview and Simulation Study », *Econometric Reviews*, vol. 13, p. 259-285.
- Toda, H.Y., Yamada, T., (1998). « Inference in Possibly Integrated Vector Autoregressive Models: Some Finite Sample Evidence », *Journal of Econometrics*, vol. 86, p. 55-95.
- Toda, H.Y., Yamamoto, T., (1995). « Statistical Inference in Vector Autoregressions with Possibly Integrated Processes », *Journal of Econometrics*, vol. 66, p. 225-250.

## **Annexe : Sources de données**

PIB nominal, Canada : Statistique Canada (d14816), États-Unis : Data Ressources Incorporated.

Déflateur du PIB, Canada : Statistique Canada (d15612), États-Unis : Data Ressources Incorporated.

Balance commerciale : 1926–1945 : *Historical Statistics of Ccanada*  
1946–1996 : CANSIM d72003  
1997 : CANSIM d59834

Prix des importations : 1929–1964 : *Historical Statistics of Ccanada*  
1964–1997 : Banque du Canada

PIB canadien : CANSIM d110000

PIB américain : - 1929–1948 : *Historical Statistics of the United States*  
1949–1997 : Data Ressources Incorporated

1910–1928 : on a utilisé le taux de croisaance du PNB pour reconsruire la série du PIB.

Parité des pouvoirs d'achat : - 1970–1997 : OCDE;

Productivité (Production par heure dans le secteur de la fabrication), Canada : Statistique Canada, États-Unis : Data Ressources Incorporated

Dette, Canada : OCDE, États-Unis : OCDE

Taux d'intérêt : papier commercial à 90 jours, Canada; Statistique Canada (b14017), États-Unis: Data Ressources Incorporated (m.rmcm13ns) ou Statistique Canada (b54412)

Indice des prix de matières premières hors énergie : Statistique Canada (b3301)

Indice des prix de l'énergie : Statistique Canada (b3302)

Indice des prix de pétrole : Banque du Canada

Indice des prix à la consommation, Canada : p100000, États-Unis : Data Ressources Incorporated

Taux de change Canada/États-Unis : Banque du Canada

Dépenses publiques en proportion du PIB au Canada : Statistique Canada [(d15056–d15055) – (d15062)]/d14816, États-Unis : [(Dépenses – Ventes de biens et services) – (Paiements d'intérêts sur la dette)]/PIB

# ***Documents de travail de la Banque du Canada***

## **Bank of Canada Working Papers**

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

### **2000**

- 2000-3 Long-Term Determinants of the Personal Savings Rate: Literature Review and Some Empirical Results for Canada G. Bérubé et D. Côté
- 2000-2 GAUSS<sup>TM</sup> Programs for the Estimation of State-Space Models with ARCH Errors: A User's Guide M. Kichian
- 2000-1 The Employment Costs of Downward Nominal-Wage Rigidity J. Farès et S. Hogan

### **1999**

- 99-20 The Expectations Hypothesis for the Longer End of the Term Structure: Some Evidence for Canada R. Lange
- 99-19 Pricing Interest Rate Derivatives in a Non-Parametric Two-Factor Term-Structure Model J. Knight, F. Li, et M. Yuan
- 99-18 Estimating One-Factor Models of Short-Term Interest Rates D. Mc Manus et D. Watt
- 99-17 Canada's Exchange Rate Regime and North American Economic Integration: The Role of Risk-Sharing Mechanisms Z. Antia, R. Djoudad, et P. St-Amant
- 99-16 Optimum Currency Areas: A Review of the Recent Literature R. Lafrance et P. St-Amant
- 99-15 The Information Content of Interest Rate Futures Options D. Mc Manus
- 99-14 The U.S. Capacity Utilization Rate: A New Estimation Approach R. Lalonde
- 99-13 Indicator Models of Core Inflation for Canada R. Dion
- 99-12 Why Canada Needs a Flexible Exchange Rate J. Murray
- 99-11 Liquidity of the Government of Canada Securities Market: Stylized Facts and Some Market Microstructure Comparisons to the United States T. Gravelle
- 99-10 Real Effects of Collapsing Exchange Rate Regimes: An Application to Mexico P. Osakwe et L. Schembri
- 99-9 Measuring Potential Output within a State-Space Framework M. Kichian
- 99-8 Monetary Rules When Economic Behaviour Changes R. Amano, D. Coletti, et T. Macklem
- 99-7 The Exchange Rate Regime and Canada's Monetary Order D. Laidler
- 99-6 Uncovering Inflation Expectations and Risk Premiums from Internationally Integrated Financial Markets B.S.C. Fung, S. Mitnick, et E. Remolona
- 99-5 The Quantity of Money and Monetary Policy D. Laidler
- 99-4 An Intraday Analysis of the Effectiveness of Foreign Exchange Intervention N. Beattie et J-F. Fillion
- 99-3 Forecasting GDP Growth Using Artificial Neural Networks G. Tkacz et S. Hu

*Pour obtenir des exemplaires et une liste complète des documents de travail, prière de s'adresser à:*

Copies and a complete list of working papers are available from:

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

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

Adresse électronique / E-mail: [publications@bank-banque-canada.ca](mailto:publications@bank-banque-canada.ca)

WWW: [http://www.bank-banque-canada.ca/english/wp\(y\).htm](http://www.bank-banque-canada.ca/english/wp(y).htm)