

Document de travail 96-14/Working Paper 96-14

**L'endettement du Canada et ses effets sur  
les taux d'intérêt réels de long terme**

Jean-François Fillion

Banque du Canada



Bank of Canada

Octobre 1996

# **L'endettement du Canada et ses effets sur les taux d'intérêt réels de long terme**

**Jean-François Fillion**

Département des Recherches

Banque du Canada

Ottawa, Ontario

Canada K1A 0G9

tél. : (613) 782-8532

adresse électronique : [jfillion@bank-banque-canada.ca](mailto:jfillion@bank-banque-canada.ca)

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

## **REMERCIEMENTS**

J'aimerais remercier, pour leurs commentaires, mes collègues, Gilles Bérubé, Agathe Côté, Irene Ip, David Longworth, Tiff Macklem et Brian O'Reilly, ainsi que Vincent Lépine du ministère des Finances du Canada. J'aimerais également remercier Gordon Boissonneault et Mark Kruger pour leur apport à des travaux préliminaires que nous avons réalisés sur le même sujet, ainsi qu'Eddy Cavé pour son excellent travail de correction.

ISSN 1192-5434  
ISBN 0-662-81566-1

Imprimé au Canada sur du papier recyclé

## Résumé

Cette étude examine les effets de l'endettement du Canada sur les taux d'intérêt réels de long terme au Canada à l'aide de la méthode des VECM (*Vector Error Correction Model*). Nos résultats montrent qu'il existe une forte relation de cointégration entre les taux d'intérêt réels pratiqués au Canada, les taux d'intérêt réels aux États-Unis, le ratio d'endettement public et le ratio d'endettement extérieur du Canada. Toutefois, il est difficile d'identifier précisément dans cette relation les effets de l'endettement sur les taux d'intérêt réels au Canada en raison d'un problème de colinéarité entre les deux variables d'endettement. Pour contourner cette difficulté, nous examinons la question des effets de l'endettement sur les taux d'intérêt réels à l'aide de simulations, en soumettant nos modèles à un choc du ratio d'endettement du secteur public. Ces simulations tiennent compte, d'une part, de l'effet de l'endettement du secteur public sur l'endettement extérieur et, d'autre part, de l'effet de long terme de chacun des ratios d'endettement sur les taux d'intérêt réels. Selon nos résultats, chaque hausse d'un point de pourcentage du ratio d'endettement du secteur public au PIB fait augmenter les taux d'intérêt réels de long terme au Canada de 3,1 points de base. Dans un autre modèle, où les taux d'intérêt aux États-Unis sont ajustés en fonction du risque, l'effet d'une hausse du ratio d'endettement sur les taux d'intérêt canadiens est de 5,0 points de base. Ces résultats impliquent que la montée du ratio d'endettement du secteur public entre 1990 et 1994 a fait augmenter les taux d'intérêt réels de 85 à 135 points de base, soit une bonne part de la hausse de 200 points qu'a affichée l'écart entre les taux d'intérêt réels canadiens et américains.

## Abstract

This paper examines the effects that Canada's indebtedness has on Canadian real long-term interest rates, using the vector error-correction model (VECM). Our results show that there is a strongly cointegrated relationship between real interest rates in Canada, U.S. real interest rates, and Canadian public and external debt ratios. Within that relationship, however, the problem of collinearity between the two debt variables makes it difficult to identify the precise effects on Canadian real interest rates. To circumvent this problem, we perform a number of simulations to examine the effects of indebtedness on real interest rates by applying a shock to the public sector debt ratio. In these simulations, we control, first, for the effect of public sector debt on external debt and, second, for the long-term effect of each of these debt ratios on real interest rates. According to our base-case results, each percentage point increase in the public sector debt-to-GDP ratio causes real long-term interest rates in Canada to rise by 3.1 basis points. In another model, where U.S. interest rates are adjusted for the risk function, an increase in indebtedness raises Canadian interest rates by 5.0 basis points for each percentage point of the debt ratio. These results suggest that the increase of the public sector debt ratio from 1990 to 1994 accounts for an increase of 85 to 135 basis points in real interest rates -- i.e., a sizeable portion of the 200-point increase in the differential between Canadian and U.S. real interest rates.

# Table des matières

1	Introduction .....	1
2	Une brève revue de la question.....	2
3	Un examen des données.....	5
	3.1 L'évolution des taux d'intérêt réels et de l'endettement.....	6
	3.2 Tests simples de stationnarité et de cointégration.....	8
4	Les résultats d'estimation par la méthode VECM.....	10
	4.1 Un aperçu de la méthode de Johansen et Juselius .....	10
	4.2 Les résultats de base .....	13
5	Résultats de quelques simulations .....	17
6	Conclusions.....	19
	Graphiques.....	21
	Tableaux .....	23
	Annexe A : Résultats obtenus avec différentes mesures des attentes d'inflation .....	27
	Annexe B : L'endettement des États-Unis et ses effets sur les taux d'intérêt réels américains .....	29
	Annexe C : Sources des données .....	31
	Bibliographie .....	32



## 1. Introduction

L'opinion selon laquelle une économie ouverte ayant un niveau d'endettement élevé -- qu'il s'agisse de l'endettement du secteur public ou de l'endettement extérieur -- est sensible à l'incertitude entourant l'évolution future de son taux de change semble assez répandue parmi les économistes et les commentateurs de questions économiques. Il n'est pas rare d'entendre dire que cette incertitude fait augmenter la prime de risque exigée par les investisseurs, ce qui se traduit par des taux d'intérêt réels plus élevés. Dans le contexte canadien, les effets de la hausse importante de l'endettement du secteur public sur les taux d'intérêt réels ont été mentionnés, entre autres, par le vérificateur général du Canada (1995) ainsi que par le gouverneur de la Banque du Canada (voir Thiessen, 1996).

La question des liens entre l'endettement et la prime de risque a été examinée dans plusieurs études qui ont évalué cette relation pour différents paliers de gouvernements et pour les entreprises de différents pays. Cependant, à notre connaissance, il n'y a pas beaucoup d'études qui ont examiné l'importance statistique que cette relation présente à l'échelle d'un pays. L'objectif de notre travail est de tester et de quantifier cette relation dans le cas canadien.

Notre travail étudie la relation entre les taux d'intérêt réels de long terme au Canada, les taux d'intérêt correspondants aux États-Unis et l'endettement du Canada. Nous y utilisons la méthodologie proposée par Johansen (1988) et par Johansen et Juselius (1990) et désignée par le sigle VECM (*Vector Error Correction Model*)<sup>1</sup>. Nous pensons que cette méthodologie est particulièrement bien choisie pour examiner la question qui nous intéresse ici puisqu'elle permet de vérifier l'existence d'une relation de cointégration, c'est-à-dire une relation stationnaire de long terme, entre le niveau de variables qui sont non stationnaires<sup>2</sup>. En outre, comme cette méthodologie repose sur l'estimation d'un système d'équations, elle a l'avantage de tenir compte des liens dynamiques entre l'offre de fonds et les taux d'intérêt réels.

Le texte qui suit est divisé en cinq sections. La prochaine section, la Section 2, constitue une brève revue de la question des liens entre l'endettement et les taux d'intérêt réels. Dans la Section 3, nous décrivons les données utilisées dans cette étude et nous

---

1. Cette méthodologie a été utilisée récemment à la Banque du Canada pour examiner la relation entre la monnaie, les prix, le revenu réel et les taux d'intérêt. Voir, entre autres, l'étude de Atta-Mensah (1995) et les références qui s'y trouvent.

2. L'application de cette méthodologie repose sur l'hypothèse que les taux d'intérêt réels et les variables d'endettement sont non stationnaires, hypothèse que nous vérifions dans le présent travail, mais qui demeure controversée, surtout en ce qui a trait aux taux d'intérêt réels.

présentons les résultats des tests de stationnarité des variables individuelles et des tests simples de cointégration. Dans la Section 4, nous présentons les résultats des estimations effectuées à l'aide de la méthode des VECM et dans la Section 5, un aperçu des résultats de quelques simulations. Nous calculons entre autres à la Section 5 l'effet de la hausse de l'endettement du secteur public sur les taux d'intérêt réels au Canada depuis le début de la présente décennie. La Section 6 contient nos principales conclusions.

## **2. Une brève revue de la question**

La question des liens entre l'endettement et la prime de risque a été abondamment examinée dans la littérature économique, surtout en ce qui a trait aux entreprises et à certains paliers de gouvernement, beaucoup moins en ce qui a trait aux pays. Par exemple, au Canada, Carter et Rousseau (1986) ont examiné les liens entre la dette des provinces et les taux d'intérêt de leur dette de long terme. Fillion (1992) a estimé la relation entre l'endettement des entreprises canadiennes et les primes exigées sur le rendement de la dette de long terme et celui des actions. Aux États-Unis, Zimmer (1990) et Bayoumi, Goldstein et Woglom (1994) ont fait le même genre d'analyse empirique pour les entreprises et pour différents États américains. En outre, Alesina et coll. (1992) ont examiné la relation entre l'endettement du gouvernement de différents pays et la prime de risque de la dette de ces gouvernements exprimée par rapport aux taux d'intérêt de la dette privée dans chacun de ces pays.

Toutes ces études se concentrent sur le risque de défaut (ou d'insolvabilité) de certains emprunteurs. Dans la présente étude, nous adoptons une perspective plus large en supposant que l'endettement des administrations fédérale, provinciales et municipales de même que l'endettement extérieur sont liés à diverses formes de risque. Dans le cas des gouvernements, qui possèdent le pouvoir de taxation et/ou celui d'émettre la monnaie, la probabilité de défaut est peut-être assez faible, mais le risque peut prendre d'autres formes. Par exemple, un niveau d'endettement élevé peut être associé à une plus grande incertitude quant au taux futur d'imposition (particulièrement le taux d'imposition des revenus de placements). Les investisseurs qui font face à cette incertitude peuvent exiger une prime de risque plus élevée sur les titres de dette des gouvernements. En outre, il peut y avoir un risque inflationniste -- et, conséquemment, un risque de change -- qui provient de l'incertitude entourant la probabilité de monétisation d'une partie de la dette du gouvernement central. Puisqu'en principe les investisseurs établissent un arbitrage entre les titres émis dans différentes devises, le risque de change dans un pays se traduit par une prime de risque plus



élevée pour les titres libellés dans la devise de ce pays<sup>3</sup>. Enfin, comme l'ont déjà fait remarquer certains analystes, il est possible que le risque politique soit accentué par un niveau d'endettement élevé<sup>4</sup>.

Dans cette étude, nous examinons le cas de l'arbitrage entre les titres des administrations canadiennes et des titres comparables émis aux États-Unis. Il devrait résulter de cet arbitrage une relation unitaire entre les taux d'intérêt des titres des gouvernements canadiens et américains, après ajustement en fonction du risque. Pour tester cet arbitrage, nous utilisons les taux d'intérêt réels de long terme des gouvernements fédéraux canadien et américain. Pour approximer le risque des titres canadiens, nous utilisons deux principales mesures de l'endettement du Canada exprimées en proportion du PIB nominal : le ratio d'endettement des administrations fédérale, provinciales et municipales, lequel représente selon notre hypothèse une des sources premières de risque-pays, et le ratio d'endettement extérieur, qui constitue une approximation de la mesure du risque auquel sont exposés les investisseurs étrangers qui achètent des titres canadiens.

Dans un premier temps, nous faisons l'hypothèse que les titres du gouvernement américain sont exempts de risque -- ou encore que le risque de ces titres est constant -- et nous estimons les effets de l'endettement du Canada sur les taux d'intérêt réels canadiens en tenant compte des taux d'intérêt effectifs des titres américains. Dans un deuxième temps, nous examinons le cas où la détention de titres américains comporte également une part de risque pour les investisseurs, risque qui a fluctué à la lumière des variations de l'endettement des États-Unis. Dans ce cas, nous estimons la relation entre les taux d'intérêt réels canadiens, les taux d'intérêt américains et l'endettement du Canada, mais après avoir ajusté les taux d'intérêt pratiqués aux États-Unis pour tenir compte de ce facteur de risque. Notre hypothèse est que les variations des taux d'intérêt américains qui sont

---

3. En pratique, l'endettement net extérieur du Canada comprend des engagements et des actifs libellés en dollars canadiens et en devises étrangères, de sorte que le risque peut prendre différentes formes. Dans un premier cas, il peut s'agir du risque de change auquel sont confrontés les investisseurs étrangers qui possèdent des titres libellés dans une monnaie autre que la leur; dans un second cas, il peut s'agir du risque de liquidité (de change) auquel font face les résidents canadiens qui empruntent (qui investissent) en devises étrangères, alors que leurs revenus (leurs dépenses) sont en dollars canadiens. Nous ne faisons pas toutefois cette distinction sur le plan statistique, puisque nous ne disposons pas d'une ventilation précise des engagements extérieurs du Canada par devises. Cependant, nos approximations indiquent qu'à la fin de 1994 les engagements en dollars canadiens équivalaient à peu près au montant total de l'endettement (net) extérieur et que les engagements et les actifs du Canada en devises étrangères étaient pratiquement égaux.

4. Comme le faisait remarquer Neufeld (1995), il est possible que les investisseurs exigent une prime de risque additionnelle sur les titres canadiens dans le contexte de la possibilité de la séparation du Québec, principalement en raison de l'incertitude entourant le partage de la dette fédérale et de la capacité du Québec à assumer cette portion de la dette.

induites par des modifications du risque spécifique des titres américains ne devraient pas affecter directement les taux d'intérêt canadiens. Nous excluons la composante de risque des taux d'intérêt américains en nous basant sur les résultats d'estimation d'un VECM. Ces résultats, qui relient les taux d'intérêt réels pratiqués aux États-Unis, aux taux d'intérêt au Japon et à l'endettement des États-Unis, sont présentés à l'Annexe B.

Notre étude présente certaines similitudes avec les travaux traitant des liens entre les déficits (public et extérieur) et les taux d'intérêt réels, comme ceux réalisés récemment par Orr, Edey et Kennedy (1995) et par Correia-Nunes et Stemitsiotis (1995). Nous avons à l'égard de ces études deux commentaires qui permettent peut-être de mieux justifier le présent travail. D'abord, ni l'une ni l'autre des études ne fait état de résultats de tests de stationnarité et de cointégration. Comme la majorité des variables utilisées sont probablement non stationnaires, il est difficile, en l'absence de tests statistiques formels, de faire quelque inférence que ce soit sur le niveau de signification de la relation de long terme entre les variables et sur l'importance statistique des variables individuelles qui forment cette relation. Dans le présent travail, nous portons une attention particulière aux propriétés statistiques des variables et des relations entre elles.

Les études de Orr, Edey et Kennedy et de Correia-Nunes et Stemitsiotis traitent des déficits public et extérieur, alors que nous supposons que c'est plutôt le niveau d'endettement public ou extérieur qui est lié, à long terme, au niveau des taux d'intérêt. Nous pensons que l'hypothèse qu'il existe, entre les déficits et les taux d'intérêt réels, un lien de long terme qui peut reposer sur la théorie des fonds prêtables est un peu difficile à justifier dans le cas d'un petit pays ouvert aux marchés financiers mondiaux, comme le Canada, et dont les besoins de financement sont faibles par rapport à l'offre mondiale de fonds. D'autre part, il est possible que les déficits aient une influence sur les primes de risque dans les modèles comprenant déjà les variables d'endettement, dans la mesure où ceux-ci incorporent de l'information utilisée par les participants aux marchés financiers pour évaluer l'évolution future de la dette. Nous examinons la relation entre les déficits et les taux d'intérêt réels à la Section 4.

La question des effets de l'endettement sur les taux d'intérêt a été examinée, dans un contexte un peu différent, dans deux études antérieures réalisées à la Banque du Canada. Il s'agit des études de Caramazza, Clinton, Côté et Longworth (1986) et de Murray et Khemani (1989). Ces études n'avaient pas identifié de liens significatifs. Par ailleurs, elles ne tenaient pas compte de la non-stationnarité des séries chronologiques utilisées, ce que nous faisons ici. En outre, nous avons l'avantage de bénéficier d'environ dix années

supplémentaires de données caractérisées par une montée importante de l'endettement du Canada, de sorte que nous sommes probablement plus en mesure d'observer, le cas échéant, une relation significative avec les taux d'intérêt réels.

Plusieurs des études mentionnées au début de cette section considèrent comme non linéaire la relation entre l'endettement et les taux d'intérêt réels. L'hypothèse qui est la plus souvent retenue est celle d'une relation convexe entre l'endettement et les taux d'intérêt réels, à savoir que la prime de risque **marginale** qui s'ajoute aux taux d'intérêt s'accroît au fur et à mesure qu'augmente le ratio d'endettement du pays. Dans la présente étude, nous estimons une relation non linéaire entre l'endettement et les taux d'intérêt réels, où le ratio d'endettement du secteur public ( $ngl$ ) est représenté par la formule  $b_1ngl^{b_2}$ , où  $b_1$  et  $b_2$  sont des paramètres à estimer. En principe, ces paramètres devraient être positifs. En outre, si la relation est convexe, le paramètre  $b_2$  devrait être supérieur à l'unité.

### 3. Un examen des données

Dans la présente section, nous décrivons brièvement la construction et l'évolution des données, tandis que l'Annexe C présente en détail les sources des données. Nous examinons en outre, dans cette section, les résultats des tests de stationnarité des variables individuelles et des tests simples de cointégration. Cependant, avant d'examiner les données, nous faisons deux commentaires qui vont nous permettre de bien centrer notre analyse.

Le premier commentaire a trait à la période d'estimation considérée dans l'étude. Bien que nous disposions de plusieurs séries de données couvrant les quatre ou cinq dernières décennies, nous limitons notre analyse statistique à une période plus récente débutant en 1972 et qui est caractérisée par un régime de taux de change flexible<sup>5</sup>. La plus grande variabilité du taux de change et des taux d'intérêt depuis le milieu des années 70, qui est attribuable en partie aux chocs plus importants qui ont touché l'économie, nous suggère de limiter notre analyse à cette période. Par ailleurs, il semble raisonnable de croire que l'évolution des attentes quant au taux de change futur et, par conséquent, celle des taux

---

5. Rappelons que le dollar canadien était flottant durant la période 1950-1962, qu'il a été ensuite lié au dollar américain entre 1962 et 1970 avant de revenir au régime flottant en juin 1970. Nous ne débutons toutefois notre analyse statistique qu'en 1972, puisque nous désirons conserver quelques trimestres d'information passée de façon à pouvoir tenir compte le plus adéquatement possible, en cas de besoin, d'une dynamique assez étendue dans le temps. Notons, par ailleurs, que c'est en mars 1973 que les taux de change flexibles sont devenus la norme dans le monde.

d'intérêt différent selon que le taux de change est flexible où fixe, même si l'incertitude entourant le taux de change futur existe dans les deux régimes.

Le deuxième commentaire concerne la mesure des attentes d'inflation qui est utilisée pour calculer les taux d'intérêt réels. Dans la présente étude, nous concentrons notre attention sur les mesures les plus simples des taux d'intérêt réels, où les attentes d'inflation sont approximées par le taux d'inflation de l'année précédente. Cependant, nous examinons, à l'Annexe A, des résultats complémentaires qui se différencient par l'approximation du taux d'inflation attendu. Dans le premier cas, il s'agit de nos résultats de base, où les anticipations sont approximées par le taux d'inflation de l'année précédente; dans le deuxième cas, nous employons la procédure de Hodrick-Prescott pour calculer des moyennes «filtrées» du taux d'inflation (avec  $\lambda=500$ ); dans le troisième cas, nous utilisons des moyennes mobiles centrées des taux d'inflation de 21 trimestres. L'analyse présentée à l'Annexe A montre bien que les principales conclusions de notre étude ne sont pas affectées par le choix de la mesure des anticipations. Ce constat n'est peut-être pas tellement surprenant puisque, dans chacun des systèmes de l'Annexe A, les taux d'intérêt réels canadiens et américains sont calculés de la même manière. Il y a donc dans chacun de ces systèmes une relation très étroite entre les taux d'intérêt réels des deux pays, peu importe la façon dont les anticipations sont approximées.

### **3.1 L'évolution des taux d'intérêt réels et de l'endettement**

Dans cette étude, nous nous concentrons sur la relation entre les taux d'intérêt réels de long terme au Canada et aux États-Unis, à laquelle nous ajoutons les variables d'endettement du Canada. Pour chacun des pays, nous construisons le taux d'intérêt réel *ex ante* en établissant la différence entre le taux d'intérêt nominal des titres de dette de long terme (10 ans et plus) du gouvernement fédéral et la mesure des attentes d'inflation, laquelle est approximée par le taux d'inflation de l'année précédente.

Nous utilisons deux mesures de l'endettement du Canada, toutes deux exprimées par rapport au PIB en dollars courants. Ces mesures sont disponibles sur une base annuelle. Aux fins d'estimation, nous avons créé des séries trimestrielles par extrapolation, en nous basant sur les données des déficits publics et celles du compte capital, mais en veillant toujours à reproduire les données officielles de l'encours des titres en fin d'année. La procédure consiste à cumuler les flux trimestriels au cours des quatre trimestres de l'année et, ensuite, à répartir également entre ces quatre trimestres la différence entre «la variation de l'encours d'une année à l'autre» et «la somme des flux au cours de l'année».

Pour la première mesure, soit le ratio d'endettement du secteur public (*ngl*), nous utilisons les engagements nets des administrations publiques fédérale, provinciales et municipales<sup>6</sup>. Comme il s'agit d'une mesure strictement financière, elle n'inclut pas les immobilisations des administrations. Cependant, elle tient compte des avoirs financiers du Régime de pensions du Canada et du Régime de rentes du Québec. Cette mesure des engagements des administrations publiques est extrapolée à l'aide des chiffres des déficits publics provenant de la comptabilité nationale. Pour obtenir le deuxième ratio, soit le ratio d'endettement extérieur du Canada (*nfl*), nous utilisons les engagements nets du Canada vis-à-vis de l'étranger. Cette série est extrapolée à partir du solde des mouvements de capitaux.

Nous présentons au Graphique 1 l'évolution du taux d'intérêt nominal de long terme et de deux mesures du taux d'inflation attendu au Canada. Au Graphique 2, nous retrouvons deux mesures des taux d'intérêt réels au Canada, et, au Graphique 3, les écarts entre les taux d'intérêt réels de long terme canadiens et américains. Le Graphique 1 permet de constater la corrélation positive assez élevée qui existe entre les taux d'intérêt nominaux et les taux d'inflation attendus, laquelle excède 0,50.

Les deux mesures du taux d'inflation attendu présentent une forte corrélation (supérieure à 0,90), bien que le taux d'inflation du type Hodrick-Prescott affiche une variabilité un peu moins élevée. Les deux mesures des taux d'intérêt réels du Graphique 2 ont également certaines propriétés communes : toutes deux sont caractérisées par une période de relative stabilité durant les années 50 et 60, suivie par une période de changements plus prononcés et d'une plus grande volatilité à partir du milieu des années 70. Il en est de même des écarts de taux d'intérêt que l'on retrouve au Graphique 3 et dont la variabilité semble plus élevée durant la deuxième partie de l'échantillon. Comme on le mentionnait plus tôt, cette plus grande variabilité reflète peut-être la nature des chocs macroéconomiques ainsi que le régime de change. En outre, le niveau moyen des écarts de taux d'intérêt est plus élevé d'environ 200 points de base depuis le début des années 90 qu'au cours des années 80, augmentation que l'on peut associer entre autres à la hausse de l'endettement du Canada.

On retrouve au Graphique 4 les deux mesures de l'endettement du Canada, soit le ratio d'endettement du secteur public *ngl* et le ratio d'endettement extérieur *nfl*. En général, les deux ratios ont tendance à évoluer en parallèle. La forte corrélation est compatible avec le phénomène des «déficits jumeaux» issu de comportements non ricardiens que l'on retrouve,

---

6. Il s'agit de la mesure de l'endettement du secteur public qui est utilisée dans le modèle de projection de la Banque du Canada. Pour plus de détails quant au rôle que joue l'endettement public dans ce modèle, voir Macklem, Rose et Tetlow (1995).

par exemple, dans un modèle à générations imbriquées qui ne comprendrait pas les motifs conduisant aux legs<sup>7</sup>. Bien qu'elle soit élevée, la corrélation entre les deux ratios n'est pas parfaite et elle s'explique par le fait que l'un et l'autre peuvent être influencés par des facteurs temporaires ou cycliques. Par exemple, en 1982 et 1983, le ratio d'endettement du secteur public a augmenté de 12 points de pourcentage, en partie à cause des effets de la récession sur les dépenses et les recettes fiscales, tandis que le ratio d'endettement extérieur a diminué de 3 points de pourcentage, puisque la faible demande au Canada ne nécessitait pas de recours important au financement extérieur. Depuis le début des années 90, la corrélation entre les deux ratios est positive, mais l'endettement du secteur public a augmenté de 27 points de pourcentage, alors que l'endettement extérieur n'a augmenté que d'environ 10 points. Nous reviendrons sur cette relation dans la Section 5 où nous tenterons de quantifier, par le biais de simulations, les effets de l'endettement du secteur public sur l'endettement extérieur.

### **3.2 Tests simples de stationnarité et de cointégration**

Il est important de tester la stationnarité des variables individuelles avant d'examiner les relations qui existent entre elles. En effet, l'économétrie nous enseigne que, si à l'intérieur d'un système d'équations, au moins deux des variables sont non stationnaires, il faut recourir aux techniques de cointégration pour identifier avec un certain degré de confiance la relation de long terme qui peut exister entre les niveaux de ces variables. Si l'on fait fi des techniques de cointégration lorsque les variables sont non stationnaires, les relations de long terme risquent d'être fausses.

Les résultats des tests de stationnarité des variables individuelles sont présentés au Tableau 1. Nous présentons trois tests : ADF est le test augmenté de Dickey et Fuller (1979), PP est le test de Phillips et Perron (1988) et KPSS est le test proposé par Kwiatkowski, Phillips, Schmidt et Shin (1992). ADF et PP ont la non-stationnarité comme hypothèse nulle, tandis que KPSS possède la stationnarité comme hypothèse nulle. Les trois tests sont décrits et comparés par Amano et van Norden (1992).

Tous les tests sont effectués avec des données trimestrielles sur la période de 1972 à 1994. Les résultats du Tableau 1 montrent que les taux d'intérêt réels au Canada, les taux d'intérêt réels aux États-Unis et les ratios d'endettement du Canada ne sont pas stationnaires par rapport à leur moyenne. En effet, dans tous ces cas, les tests ADF et PP ne permettent pas de rejeter l'hypothèse de non-stationnarité, tandis que le test KPSS permet de

---

7. Buitier (1987) examine ce type de modèle en économie ouverte.

rejeter la stationnarité. Par ailleurs, presque tous les tests indiquent que les variables sont stationnaires en première différence. Toutefois, les résultats conduisent à une certaine ambiguïté dans l'identification du processus statistique du ratio d'endettement du secteur public. Le ratio est stationnaire en première différence selon les tests ADF et KPSS, bien que le niveau de confiance soit ici plus faible que pour les autres variables. Cependant, selon le test KPSS, le ratio d'endettement du secteur public serait stationnaire après une double différence. Nous privilégions l'hypothèse que le ratio d'endettement du secteur public est non stationnaire en niveau et qu'il est stationnaire après une première différence, ce qui semble être également la meilleure représentation des données sur une plus longue période<sup>8</sup>.

L'hypothèse de non-stationnarité des taux d'intérêt réels demeure controversée tant d'un point de vue théorique que statistique, mais c'est celle que nous retenons dans la présente étude parce qu'elle semble bien appuyée par les tests standards<sup>9</sup>. Une autre hypothèse est que les taux d'intérêt réels sont stationnaires, mais qu'ils ont été sujets, occasionnellement, à des changements de régime<sup>10</sup>.

Pour conclure cette section, nous présentons les résultats de tests de cointégration effectués à partir de la procédure en deux étapes proposée par Engle et Granger (1987). Pour réaliser ce test, il suffit d'estimer une équation de long terme (sans dynamique) des taux d'intérêt réels au Canada en fonction des taux d'intérêt aux États-Unis et des ratios d'endettement du Canada, puis d'appliquer les tests ADF et PP au terme d'erreurs de cette équation, en tenant compte des valeurs critiques appropriées. Les résultats de ces tests sont exposés au Tableau 2. On constate rapidement qu'aucun des tests ne permet de rejeter l'absence de cointégration entre *rlcd* et *rlus*, avec ou sans les variables d'endettement du Canada<sup>11</sup>. Il est possible que ces tests ne soient pas favorables à la cointégration parce qu'ils sont fondés sur l'hypothèse qu'il n'y a qu'une seule variable endogène, les taux d'intérêt réels canadiens dans ce cas-çi. Les tests de cointégration élaborés dans le cadre des VECM tiennent compte explicitement de la possibilité qu'il y ait plus d'une variable endogène dans les systèmes d'équations. Ces tests sont aussi appliqués à des modèles qui incorporent une

---

8. Les tests ADF et PP permettent d'appuyer cette hypothèse à des niveaux de confiance supérieurs à 95% lorsqu'ils sont appliqués au ratio d'endettement du gouvernement fédéral pour lequel on dispose de données depuis le milieu des années 40. Le test KPSS rejete encore la stationnarité, en niveau et en première différence.

9. Nous obtenons des résultats similaires lorsque les tests sont réalisés sur une longue période, de 1955 à 1994.

10. Voir Garcia, Perron (1996) et Ricketts (1996) au sujet de l'hypothèse de changements de régime.

11. Les résultats de Boothe (1991) montrent que les taux d'intérêt nominaux au Canada et aux États-Unis pour différentes échéances sont cointégrés lorsque les tests ADF sont appliqués à la période 1972-89. Nos résultats indiquent également la présence de cointégration entre les taux nominaux de long terme sur la période 1972-94. Ces résultats sont toutefois un peu surprenants à la lumière de l'absence de cointégration entre les taux d'inflation des deux pays.

dynamique plus riche entre les variables. Les résultats de l'approche des VECM sont examinés dans la prochaine section.

## 4. Les résultats d'estimation par la méthode VECM

### 4.1 Un aperçu de la méthode de Johansen et Juselius

Nous présentons dans cette section les résultats détaillés de l'estimation de la relation entre l'endettement et les taux d'intérêt réels de long terme au Canada à l'aide de la méthode VECM proposée par Johansen (1988) et par Johansen et Juselius (1990). Les auteurs utilisent un système d'équations du type vecteurs autorégressifs (VAR) qu'ils réécrivent sous la forme d'un VECM où les variables dépendantes sont exprimées en première différence et qui comprend, en outre, le niveau retardé de chacune des variables. Le VECM s'écrit de la façon suivante<sup>12</sup> :

$$\Delta Y_t = \Gamma_1 \Delta Y_{t-1} + \Gamma_2 \Delta Y_{t-2} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta Y_{t-(p-1)} + \Pi Y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (\text{EQ 1})$$

où  $Y_t$  représente le vecteur des variables du système,  $\Delta$  est un opérateur de première différence et les  $\Gamma$  sont des paramètres à estimer. En principe, toutes les variables  $Y_t$  du système sont non stationnaires du type I(1) de sorte que les  $p-1$  premiers éléments de l'équation sont I(0). L'avant-dernier élément du système (celui apparaissant juste avant le terme d'erreurs  $\varepsilon_t$ ) comprend un certain nombre de combinaisons linéaires des variables  $Y$ . La matrice  $\Pi$  peut être exprimée comme une combinaison de paramètres d'ajustement  $\alpha$  et de paramètres de long terme  $\beta$  de la façon suivante :  $\Pi = \alpha\beta'$ . Johansen et Juselius ont démontré que la matrice  $\Pi$  comprend l'information nécessaire pour identifier les vecteurs de cointégration et pour tester le nombre de vecteurs. Les vecteurs de cointégration ont la propriété que  $\beta' Y_t$  est stationnaire. Lorsqu'un seul vecteur de cointégration peut être observé, il est possible de lui donner une interprétation économique et de tester certaines hypothèses applicables aux paramètres de long terme  $\beta$ .

Avant de procéder à l'estimation du VECM, il faut préciser le rôle du terme constant et de la tendance dans le système, ainsi que le nombre de retards du système. Dans la plupart des estimations qui vont suivre, une constante est incluse dans chacune des équations du système, mais le rôle de cette constante n'est pas prédéterminée. Il peut donc s'agir d'une

---

12. Nous laissons de côté plusieurs des aspects techniques de la procédure d'estimation du VECM. La procédure est bien décrite dans le document de Paquet (1994). Pour l'estimation, nous utilisons le programme CATS fourni avec le logiciel RATS (voir Hansen et Juselius, 1995).



constante qui se retrouve en partie à l'intérieur de l'espace de cointégration et en partie à l'extérieur de celui-ci, où elle servirait alors à identifier la tendance stochastique des données. En aucun cas, nous ne supposons que les systèmes comprennent une tendance déterministe.

Pour déterminer le nombre de retards, ou l'ordre  $p$  du système, il faut tenir compte d'un certain arbitrage qui existe entre l'avantage qu'il y a à inclure un nombre important de retards -- ce qui permet de limiter les risques rattachés à une spécification trop parcimonieuse -- et l'inconvénient, maintenant bien connu des VECM, qui consiste à conclure trop aisément à la cointégration ou encore à trouver un trop grand nombre de vecteurs lorsque la taille du système est importante par rapport à la taille de l'échantillon<sup>13</sup>. En pratique, nous avons adopté une méthodologie simple consistant à augmenter le nombre de retards jusqu'à ce que les tests de spécification ne laissent plus subsister de problèmes majeurs d'autocorrélation, d'hétéroscédasticité et de non-normalité des erreurs. Ce critère de sélection nous a amené à choisir un ordre de  $p=5$  dans la majorité des modèles considérés. Ce choix est également compatible avec les résultats obtenus de l'application de tests simples de sélection de retards aux variables individuelles, celui de Ng et Perron (1995) par exemple, qui montrent qu'un nombre limité de retards est suffisant pour capter la dynamique des variables que nous étudions<sup>14</sup>. Toutefois, comme on pourra le voir un peu plus loin, les statistiques multivariées s'appliquant aux erreurs d'estimation de toutes les équations indiquent un problème d'autocorrélation des erreurs d'ordre 4 dans certains des modèles que nous avons retenus<sup>15</sup>. Il est cependant difficile de détecter ce problème dans les équations individuelles, comme il n'est pas facile d'en évaluer avec précision les conséquences sur les tests d'hypothèses que nous effectuons plus loin<sup>16</sup>.

Les principaux résultats d'estimation sont présentés aux Tableaux 3a et 3b. La période d'estimation s'étend du premier trimestre de 1972 au quatrième trimestre de 1994.

---

13. Cette caractéristique des VECM a été identifiée par plusieurs économètres qui ont proposé de corriger les statistiques de base servant à tester la cointégration. Nous avons examiné certaines des corrections proposées par Pitarakis (1993), comme les statistiques RATR, PG et PGp. De façon générale, l'utilisation de la statistique corrigée PG ne changeait rien aux conclusions de notre étude, mais les niveaux de confiance des résultats en faveur de la cointégration étaient quelques fois légèrement inférieurs aux niveaux habituels lorsqu'on se référait aux statistiques RATR et PGp.

14. La méthodologie de Ng et Perron (1995) est celle que nous utilisons pour sélectionner le nombre de retards dans les tests de stationnarité ADF appliqués aux variables individuelles.

15. Ce problème ne peut pas être corrigé simplement en augmentant l'ordre des modèles jusqu'à  $p=9$ .

16. Des résultats préliminaires utilisant le ratio d'endettement du gouvernement fédéral, plutôt que le ratio d'endettement du secteur public, ne montraient pas ce problème d'autocorrélation. Or, les tests d'hypothèses appliqués à ces modèles présentaient des conclusions identiques à celles des tests effectués à l'aide des modèles que nous avons finalement retenus. Cela nous porte à croire que le problème d'autocorrélation des erreurs mentionné plus haut n'a probablement pas de conséquences importantes sur les conclusions de notre étude.

Chacune des lignes de ces tableaux présente un système d'équations distinct. Nous examinons d'abord avec le système (1) la relation entre les taux d'intérêt réels pratiqués au Canada et ceux pratiqués aux États-Unis, en l'absence des variables d'endettement. Ensuite, avec les systèmes (2) à (4), nous ajoutons, individuellement ou simultanément, les deux ratios d'endettement du Canada. Dans le système (5), nous présentons les résultats d'un modèle de base, mais après ajustement des taux d'intérêt réels aux États-Unis en fonction du risque lié à l'endettement de ce pays, soit la variable *rlusadj*. Dans le système (6), nous examinons la possibilité que les déficits publics, exprimés en proportion en PIB (soit la variable *gdef*), aient une influence sur les taux d'intérêt réels lorsque les variables d'endettement se trouvent également dans le modèle. Comme nous l'avons mentionné plus tôt, il est possible que les déficits comprennent de l'information sur l'évolution future de l'endettement.

Les premières colonnes du Tableau 3a contiennent les résultats des tests de cointégration. Il s'agit de tests basés sur le rang ( $r$ ) de la matrice  $\Pi$ . Le test L-max est un test basé sur la valeur maximale de la racine caractéristique et le test Trace est basé sur la statistique Trace. Il s'agit des tests préconisés par Johansen. En testant  $H_0: r=0$ , nous testons l'hypothèse que le nombre de vecteurs de cointégration est nul. Si l'on ne peut pas rejeter cette hypothèse, c'est qu'il y a absence de cointégration, et là s'arrête l'analyse. Si l'on rejette cette hypothèse, c'est qu'il y a au moins un vecteur de cointégration, et on doit alors poursuivre la procédure pour vérifier s'il y a plus d'un vecteur. Dans l'étape suivante, nous testons l'hypothèse  $H_0: r \leq 1$ . Si l'on ne rejette pas cette hypothèse (et que l'on a déjà rejeté  $H_0: r=0$ ), c'est qu'il y a au maximum un vecteur de cointégration; si l'on rejette l'hypothèse, c'est qu'il y a plus d'un vecteur. On doit alors poursuivre la procédure pour tenter d'identifier le nombre exact de vecteurs de cointégration.

On trouve également au Tableau 3a les résultats de tests de spécification multivariés, c'est-à-dire des tests qui s'appliquent simultanément aux erreurs d'estimation de toutes les équations du système. Dans le dernier bloc du Tableau 3a, on trouve, pour chacune des équations dynamiques, les paramètres d'ajustement rattachés au terme de déséquilibre du premier vecteur de cointégration. Nous utilisons les statistiques  $t$  de chacun de ces paramètres pour tester l'hypothèse de faible exogénéité de chacune des variables du système. Une variable est endogène si elle réagit au terme de déséquilibre et elle est exogène, au sens faible, si elle est insensible à ce déséquilibre.

Le Tableau 3b présente une séquence de tests d'hypothèses appliqués aux six systèmes d'équations décrits plus haut ainsi que les vecteurs de cointégration résultant de l'imposition de chacune des contraintes. Notons, d'abord, que les hypothèses sont testées avec

des systèmes qui imposent l'exogénéité des taux d'intérêt réels américains, hypothèse qui ne peut pas être rejetée. Lorsque cette variable est contrainte à être exogène, elle est identifiée par un exposant  $x$ . La première hypothèse que nous testons est celle d'une relation unitaire entre les taux d'intérêt réels au Canada et les taux d'intérêt réels aux États-Unis. Cette hypothèse est représentée par l'ensemble  $(1, -1, d1, d2)^{17}$ . Le chiffre en caractères gras met l'emphase sur l'hypothèse qui est testée. Dans un deuxième temps, nous testons l'hypothèse que les variables d'endettement ont, individuellement ou simultanément, un effet significativement différent de zéro, soit des hypothèses représentées par les ensembles suivants:  $(1, -1, \mathbf{0}, d1)$ ,  $(1, -1, d2, \mathbf{0})$  et  $(1, -1, \mathbf{0}, \mathbf{0})$ .

## 4.2 Les résultats de base

Les résultats des tests L-max et Trace appliqués au système (1) ne permettent pas de rejeter l'absence de cointégration entre  $rlcd$  et  $rlus$ . Ces résultats corroborent ceux des tests simples ADF et PP présentés dans la section précédente. Il semble donc que les taux d'intérêt réels de long terme canadiens et américains ne sont pas cointégrés. Par ailleurs, à l'examen de la valeur et de la statistique  $t$  rattachées aux paramètres d'ajustement, on observe que  $rlcd$  est la variable endogène dans ce système, alors que  $rlus$  est exogène. Ce résultat est commun à tous les systèmes estimés. Enfin, il semble y avoir une relation assez étroite entre  $rlcd$  et  $rlus$ . En effet, la contrainte d'une relation unitaire entre les deux taux n'est pas rejetée (système 1a), bien que l'absence de cointégration oblige à interpréter avec prudence les conclusions de ce test.

Les résultats du système (2) montrent que l'on peut difficilement rejeter l'absence de cointégration entre  $rlcd$ ,  $rlus$  et le ratio d'endettement public  $ngl$ . En outre, il est possible de rejeter l'hypothèse d'une relation unitaire entre  $rlcd$  et  $rlus$  dans ce modèle (système 2a). De plus, dans le système où la relation unitaire entre  $rlcd$  et  $rlus$  est imposée, l'endettement du secteur public n'a pas d'effet significatif, comme le montrent les résultats du système (2b).

On note également dans le système (2) que le paramètre d'ajustement rattaché au terme de déséquilibre dans l'équation dynamique de  $\Delta ngl$  semble indiquer que l'endettement du secteur public est une variable exogène, au sens faible, dans ce système.

---

17. Soulignons que les relations de long terme sont identifiées de manière vectorielle et que les coefficients sont normalisés par rapport à  $rlcd$ . Prenons l'exemple d'un système reliant les quatre variables suivantes : ( $rlcd$ ,  $rlus$ ,  $ngl$ ,  $nfl$ ) et représenté par le vecteur suivant :  $(1, -1, -0.03, 0)$ . Le vecteur indiquerait une relation **positive** unitaire entre la première variable et la seconde, une relation **positive** de 0,03 entre la première variable et la troisième, et l'absence de relation entre la première et la quatrième variable.

Dans le contexte qui nous préoccupe ici, l'exogénéité au sens faible signifie simplement qu'au cours de notre période d'estimation, les gouvernements n'ont pas ajusté de manière très significative leur niveau d'endettement après les variations des écarts (ou des primes de risque) entre les taux d'intérêt pratiqués au Canada et aux États-Unis. Comme nous le verrons plus loin, cette caractéristique de l'endettement public se vérifie encore plus dans les systèmes (4) et (5). Bien que l'endettement du secteur public puisse être exogène au sens faible, il est un peu difficile de croire qu'il soit strictement exogène, si ce n'est qu'en raison de l'effet que peuvent avoir les variations des taux d'intérêt sur le fardeau de la dette du secteur public et, conséquemment, sur les déficits et l'endettement. Cette relation se retrouve dans nos systèmes d'équations, mais nous ne l'examinons pas en détail dans la présente étude. Pour évaluer l'effet des variations des taux d'intérêt sur l'endettement, il faudrait utiliser de l'information précise sur la composition de la dette selon l'échéance et sur la structure à terme des taux d'intérêt. Cela dépasse l'objet de notre étude. Toutefois, un calcul simple peut servir à illustrer une raison pour laquelle l'endettement du secteur public est exogène au sens faible dans nos systèmes d'équations. Essentiellement, nos calculs montrent que l'effet des variations des taux d'intérêt sur les variations du ratio d'endettement est relativement faible à l'égard de l'augmentation observée de l'endettement au cours de notre période d'estimation<sup>18</sup>.

Les résultats du système (3) sont particulièrement intéressants. Ils indiquent une forte relation de cointégration entre *rlcd*, *rlus* et le ratio d'endettement extérieur du Canada *nfl*. Comme on peut le constater à partir des paramètres d'ajustement, ce résultat en faveur de l'hypothèse de cointégration est obtenu parce que le système comprend deux variables endogènes, soit *rlcd* et *nfl*. Nous interprétons le caractère endogène de l'endettement extérieur de la façon suivante. Lorsque les investisseurs (résidents ou non-résidents) perçoivent une augmentation du risque des titres canadiens due à une hausse de l'endettement du secteur public par exemple, ils réagissent en réduisant l'importance de ces titres dans leur portefeuille et en transférant des fonds à l'étranger. Cela a pour conséquence de réduire l'offre

---

18. Une estimation simple de l'effet sur le ratio d'endettement d'une augmentation de 200 points de base des taux d'intérêt, soit une hausse équivalant à celle de l'écart entre les taux d'intérêt réels canadiens et américains au cours des années 90, peut être obtenue (i) en multipliant le montant des engagements nets par 0,02; (ii) en supposant que l'effet de long terme ainsi calculé est atteint de façon linéaire après quelques années (par exemple, après cinq ans) pour tenir compte du fait que l'échéance des dettes et leur renouvellement sont échelonnés sur une période assez longue ; (iii) en cumulant ces montants annuels pour obtenir l'effet sur le montant de la dette après quelques années et (iv) en exprimant ce dernier chiffre en proportion du PIB. Par exemple, étant donné le montant des engagements nets des administrations publiques à la fin de 1989, soit \$310 milliards de dollars, une hausse de 200 points de base des taux d'intérêt se serait traduite à long terme par une augmentation annuelle des paiements d'intérêts de \$6,2 milliards de dollars. En supposant qu'on atteigne cet effet de long terme de manière linéaire au cours de cinq années, on obtient un effet total sur le montant de la dette de 18,6 milliards de dollars, ce qui équivaut à 2,8 pour cent du PIB du quatrième trimestre de 1989. Cet effet est relativement petit à l'égard de l'augmentation de 27 pour cent du ratio d'endettement du secteur public entre la fin de 1989 et la fin de 1994.

de fonds au Canada et d'exercer des pressions à la hausse sur les taux d'intérêt<sup>19</sup>. Cette interprétation est compatible avec le signe positif du paramètre d'ajustement dans l'équation de  $\Delta nfl$  et elle concorde également avec les effets positifs qu'ont les changements de l'endettement extérieur sur les variations des taux d'intérêt. En outre, nous remarquons que l'effet de l'endettement extérieur sur les taux d'intérêt réels est significatif à un niveau de confiance de plus de 99% (système 3b).

Selon les résultats présentés plus haut, il semble donc crucial de tenir compte du caractère endogène de l'endettement extérieur pour pouvoir identifier une relation de cointégration entre les taux d'intérêt réels au Canada et les variables d'endettement servant à approximer le risque des titres canadiens. Il nous reste encore à savoir s'il est possible d'identifier parmi les deux ratios d'endettement la mesure la plus représentative du risque.

Le système (4) examine la relation entre  $rlcd$ ,  $rlus$  et les deux ratios d'endettement  $ngl$  et  $nfl$ . Encore une fois, les résultats montrent l'existence d'une relation de cointégration; les taux d'intérêt réels au Canada et l'endettement extérieur sont endogènes, alors que l'endettement du secteur public canadien et les taux d'intérêt américains sont exogènes. Cependant, les résultats du système (4) traduisent les conséquences de la collinéarité entre les deux variables d'endettement. En effet, les résultats indiquent que  $ngl$  et  $nfl$  n'ont pas d'effet individuel significatif sur les taux réels canadiens (systèmes 4b et 4c), alors que les deux variables d'endettement sont significatives, conjointement, à un niveau de confiance supérieur à 95% (système 4d). Il semble donc exister une relation de cointégration entre l'endettement du Canada et les taux d'intérêt réels canadiens. Toutefois, il est difficile d'identifier avec précision la nature de cette relation lorsque les deux ratios d'endettement  $ngl$  et  $nfl$  sont présents dans le modèle, ce, en raison d'un problème de colinéarité. Nous examinons cette relation un peu plus en détail à la section suivante à partir des résultats de simulations<sup>20</sup>.

Le système (5) fait état de résultats qui tiennent compte de l'ajustement apporté aux taux d'intérêt réels américains pour tenir compte du risque des titres américains. Plus spécifiquement, pour créer la variable  $rlusadj$ , nous retranchons des taux d'intérêt réels américains  $rlus$  un facteur équivalent à 0,037 fois le ratio d'endettement du gouvernement fédéral américain. Nous utilisons, en fait, une moyenne mobile sur huit trimestres du ratio d'endettement

---

19. Le même raisonnement s'applique suite à une hausse des taux d'intérêt américains, par exemple.

20. Des résultats additionnels, qui ne sont pas présentés en détail dans le présent texte, ont montré que les principales caractéristiques du système (4) sont peu affectées par l'ajout de variables exogènes stationnaires visant à mieux expliquer la dynamique des équations, comme les variations des taux d'intérêt réels de court terme, les variations du taux d'inflation et l'écart de production au Canada.

du gouvernement américain de manière à tenir compte des délais d'ajustement. Nous y ajoutons ensuite un terme constant d'environ 130 points de base de façon à normaliser *rlusadj* autour de la même valeur moyenne que *rlus*. La relation entre l'endettement fédéral et les taux d'intérêt réels aux États-Unis provient des résultats d'estimation d'un VECM reliant les taux d'intérêt américains, les taux japonais et l'endettement des États-Unis. Ces résultats sont exposés plus en détail à l'Annexe B.

Les résultats du système (5) sont semblables à ceux du système (4) à plusieurs égards, notamment à cause de la cointégration et de la relation unitaire entre les taux d'intérêt réels canadiens et américains. Cependant, comme on peut le constater au Tableau 3b en comparant les coefficients de la relation de long terme de chacun de ces modèles, il existe une différence notable entre eux. Le système utilisant *rlusadj* attribue une part plus grande de la variabilité à long terme des taux d'intérêt réels canadiens à la variabilité du ratio d'endettement des administrations publiques canadiennes, et une part plus petite aux taux d'intérêt américains dont la variabilité a été réduite par l'ajustement en fonction du risque. Par exemple, selon les résultats du système (5c, contraint), chaque hausse d'un point de pourcentage du ratio d'endettement du secteur public a pour effet d'augmenter les taux d'intérêt réels canadiens de 4,6 points de base, comparativement à 2,7 points de base dans le modèle précédent (système 4c, contraint).

Il existe une autre façon de tenir compte de l'hypothèse que les titres américains comprennent une part de risque. Il s'agit d'estimer un modèle qui traite de la relation entre les taux d'intérêt canadiens, les taux d'intérêt américains non ajustés et l'écart entre les ratios d'endettement des secteurs publics du Canada et des États-Unis. Nous préférons toutefois le modèle qui utilise les taux d'intérêt américains ajustés parce que nous n'imposons pas ainsi la contrainte que l'ajustement pour le risque est identique pour les titres des deux pays. En outre, le modèle retenu permet d'examiner l'hypothèse de non-linéarité entre l'endettement et les taux d'intérêt au Canada, alors que cette hypothèse aurait été plus difficile à considérer dans un modèle comprenant l'écart des ratios d'endettement<sup>21</sup>.

Dans le système (6), nous ajoutons au modèle précédent le ratio des déficits publics au PIB, soit la variable *gdef*, dans le but de vérifier si les déficits ont un effet sur les taux d'intérêt réels, en plus de l'influence que présentent déjà les variables d'endettement. Les résultats montrent la présence d'une relation de cointégration ainsi que d'un lien unitaire entre *rlcd* et

---

21. Par ailleurs, il est difficile d'obtenir des mesures de l'endettement des secteurs publics qui soient comparables d'un pays à l'autre.

*rlusadj*. Cependant, les déficits publics affichent un effet négatif, mais non significatif, sur les taux d'intérêt (systèmes 6a, non contraint et contraint). Un effet négatif est contraire à celui attendu. En outre, dans le système (6a, contraint), les variables d'endettement demeurent aussi importantes que dans le modèle (5). Nos résultats s'ajoutent donc à ceux des études de Orr, Edey, Kennedy (1995) et de Correia-Nunes et Stemitsiotis (1995) en montrant que les variables d'endettement ont plus d'importance à long terme que les variables de déficits dans l'explication des taux d'intérêt réels, du moins dans le cas canadien.

## 5. Résultats de quelques simulations

Dans cette section, nous présentons des résultats de simulations qui permettent de mieux évaluer l'effet de l'endettement du secteur public sur les taux d'intérêt réels au Canada, à l'aide de VECM comprenant une relation de cointégration entre les variables *rlcd*, *rlus* (ou *rlusadj*), *ngl* et *nfl*. Étant donné la colinéarité entre les deux ratios d'endettement, il nous semble que la meilleure façon d'évaluer les effets de l'endettement sur les taux d'intérêt réels au Canada est d'effectuer un choc de *ngl*, soit la plus exogène de nos deux variables d'endettement. Ces simulations tiennent compte, d'une part, de l'effet de l'endettement du secteur public sur l'endettement extérieur et, d'autre part, de l'effet individuel de long terme de *ngl* et *nfl* sur les taux d'intérêt réels. Nous examinons, entre autres, la possibilité que la relation entre l'endettement du secteur public et les taux d'intérêt soit non linéaire. Enfin, des calculs simples nous permettent de quantifier l'effet de l'accroissement de l'endettement du secteur public sur les taux d'intérêt réels depuis le début des années 90. Notons que les résultats des simulations sont présentés de manière très sommaire de façon à ne pas trop alourdir la présentation. Les résultats détaillés sont disponibles auprès de l'auteur.

Pour les fins de cette section, nous estimons différents systèmes d'équations dont la structure correspond à celle de VECM. À l'intérieur de ces systèmes, nous supposons que les variables *rlcd* et *nfl* sont endogènes, alors que le ratio d'endettement du secteur public *ngl* est exogène au sens faible et que *rlus* (ou *rlusadj*) est strictement exogène. Les systèmes comprennent donc trois équations, soit la première différence de *rlcd*, celle de *nfl* et celle de *ngl*. Les équations estimées comprennent les quatre premiers retards de chacune des quatre variables du système, ainsi que la variation contemporaine des deux variables exogènes<sup>22</sup>. En outre, les équations des deux variables endogènes comprennent le vecteur de long terme reliant les niveaux de *rlcd*, *rlus* (ou de *rlusadj*), *ngl* et *nfl*. Dans ce vecteur, la relation unitaire

---

22. Bien entendu, l'équation de  $\Delta ngl$  ne comprend pas la variation contemporaine de *ngl*.

entre *rlcd* et *rlus* est imposée lors de l'estimation. Comme nous le verrons dans les paragraphes qui suivent, les différents systèmes se distinguent principalement par la relation de long terme entre l'endettement du Canada et les taux d'intérêt réels au Canada. Les estimations de ces relations de long terme se trouvent au Tableau 4.

Le premier système comprend les variables *rlcd*, *rlus*, *ngl* et *nfl*, le second, les variables *rlcd*, *rlusadj*, *ngl* et *nfl*. Comme on peut le constater au Tableau 4, les paramètres des équations de long terme LT1 et LT2 obtenus de l'estimation de ces systèmes sont semblables à ceux obtenus dans la section précédente (Tableau 3b, systèmes 4a et 5a, avec contraintes) et, comme ceux-ci, ils traduisent la colinéarité entre les deux ratios d'endettement *ngl* et *nfl*. En effet, il semble que ni l'une ni l'autre des variables d'endettement n'est significative aux niveaux de confiance habituels, à l'exception de la variable *ngl* qui est significative dans la relation LT2.

Pour évaluer plus précisément l'effet de l'endettement du secteur public dans ces deux systèmes, nous les avons donc soumis à un choc permanent de 1 point de pourcentage de *ngl*. Dans les deux systèmes, chaque hausse d'un point de pourcentage de *ngl* a comme effet d'augmenter le ratio d'endettement extérieur de 0,22 point de pourcentage. Sur la base des relations de long terme LT1 et LT2, il est facile d'établir que le choc de *ngl*, étant donné son effet sur *nfl*, fait augmenter les taux d'intérêt réels au Canada de 3,1 points de base et de 5,0 points de base, respectivement, dans le premier et le deuxième système<sup>23</sup>. Ces effets sont réalisés après environ cinq ans.

Il est intéressant de constater que les résultats que nous obtenons des simulations de l'effet du choc de *ngl* sur les taux d'intérêt réels sont similaires aux coefficients estimés dans les relations de long terme où est imposée la contrainte que le ratio d'endettement extérieur *nfl* n'a pas d'effet indépendant de long terme sur les taux d'intérêt réels, comme on peut le voir avec les équations de long terme LT3 et LT4<sup>24</sup>. En outre, on constate dans les équations LT3 et LT4 que la variable *ngl* est fortement significative, ce qui constitue certainement une autre indication de l'importance des effets de l'endettement du secteur public sur les taux d'intérêt réels.

---

23. On obtient le premier résultat comme suit :  $0,009 \times 1 + 0,101 \times 0,22 = 0,031$  et le second, de la façon suivante :  $0,030 \times 1 + 0,091 \times 0,22 = 0,050$ .

24. Notons que les coefficients estimés des équations LT3 et LT4 sont probablement biaisés à la baisse en raison de l'exclusion d'une variable pertinente, *nfl*.



Nous utilisons maintenant les deux principaux résultats des simulations que nous avons effectuées pour quantifier l'effet de la hausse du ratio d'endettement du secteur public sur les taux d'intérêt réels canadiens depuis le début de la présente décennie. Comme nous l'avons mentionné précédemment, le ratio d'endettement du secteur public a augmenté de 27 points de pourcentage entre la fin de 1989 et la fin de 1994. Ainsi, la première relation obtenue de nos simulations (3,1 points de base par point d'endettement) implique que la hausse du ratio d'endettement du secteur public au cours de ces cinq années a fait augmenter les taux d'intérêt réels au Canada d'environ 85 points de base, et la deuxième relation (5,0 points de base par point d'endettement) implique une augmentation de 135 points de base. Cela représente donc une bonne partie de la hausse de l'écart entre les taux d'intérêt réels canadiens et américains, lequel est passé d'une moyenne de 75 points de base au cours des années 80 à une moyenne de plus de 275 points depuis le début des années 90.

Finale­ment, dans les cinquième et sixième systèmes, le ratio d'endettement du secteur public est représenté dans la relation de long terme par la formulation non linéaire suivante :  $b_1 ngl^{b_2}$ , où  $b_1$  et  $b_2$  sont des paramètres à estimer<sup>25</sup>. Nous nous intéressons plus spécialement aux valeurs estimées de  $b_2$ . Or, comme on peut le constater avec les équations LT5 et LT6, les valeurs estimées de  $b_2$  sont très proches de l'unité, ce qui indique que la non-linéarité n'est pas une caractéristique significative de la relation entre l'endettement du secteur public et les taux d'intérêt réels<sup>26</sup>. Ce résultat défavorable à l'hypothèse de non-linéarité traduit peut-être simplement le fait que le ratio d'endettement du secteur public a affiché un profil d'augmentation assez monotone au cours de notre période d'estimation. Il n'est pas impossible que l'ajout d'observations où le ratio d'endettement et la prime de risque sont en baisse nous aide à l'avenir à identifier une relation non linéaire.

## 6. Conclusions

L'objectif de ce travail était d'examiner les effets de l'endettement du Canada sur les taux d'intérêt réels de long terme au Canada à l'aide de la méthode VECM proposée par Johansen (1988) et par Johansen et Juselius (1990). Cette méthodologie est particulièrement bien choisie pour examiner cette question puisqu'elle permet d'identifier des relations de long terme de cointégration entre le niveau de variables non stationnaires, tout en tenant compte des liens dynamiques entre ces variables.

---

25. Nous avons été incapables d'obtenir la convergence des paramètres dans les modèles non linéaires comprenant la variable  $nfl$  dans la relation de long terme.

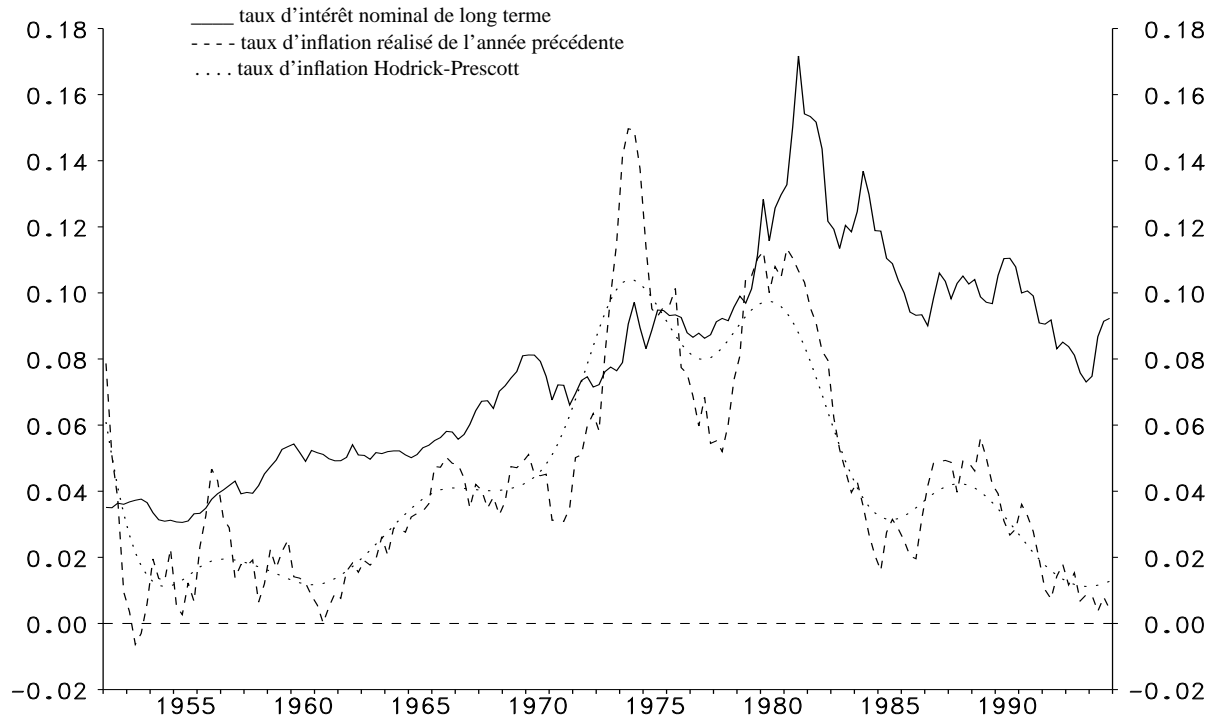
26. Il est peut-être utile de mentionner que les écart-types de ces coefficients sont respectivement de 1,4 et de 0,8 dans les équations LT5 et LT6.

Nos résultats ont montré qu'il existe une forte relation de cointégration entre les taux d'intérêt réels pratiqués au Canada, ceux pratiqués aux États-Unis, le ratio d'endettement public et le ratio d'endettement extérieur du Canada. On retrouve entre autres dans le vecteur de cointégration, une relation unitaire entre les taux d'intérêt réels canadiens et américains. Toutefois, il est difficile d'identifier précisément les effets de l'endettement sur les taux d'intérêt réels au Canada en raison d'un problème de colinéarité entre les deux ratios d'endettement. Nous avons donc examiné ces effets à l'aide de simulations, en soumettant nos modèles à un choc d'endettement du secteur public. Ces simulations tiennent compte, d'une part, de l'effet de l'endettement du secteur public sur l'endettement extérieur et, d'autre part, de l'effet de long terme de chacun des ratios d'endettement sur les taux d'intérêt réels.

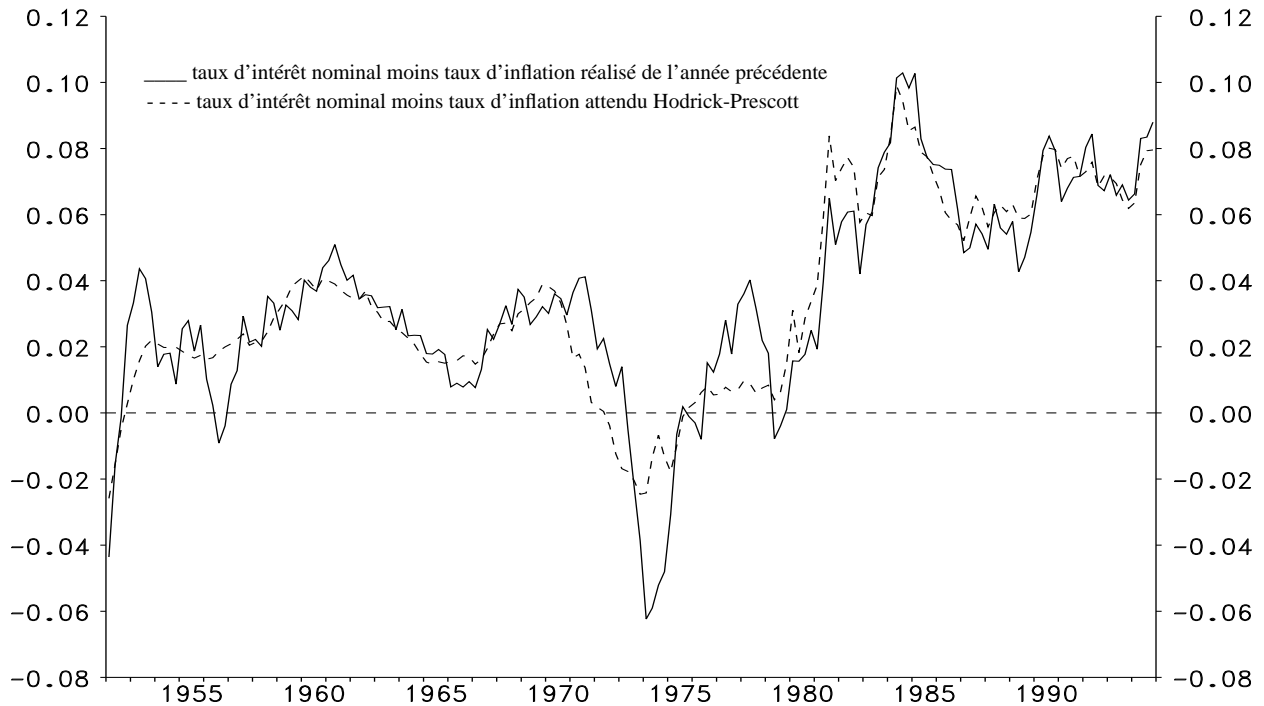
Selon nos simulations, chaque hausse d'un point de pourcentage du ratio d'endettement du secteur public fait augmenter les taux d'intérêt réels de long terme au Canada de 3,1 points de base. Dans l'autre modèle, où les taux d'intérêt américains sont ajustés en fonction du risque, l'effet estimé du ratio d'endettement du secteur public sur les taux d'intérêt canadiens est de 5,0 points de base par point d'endettement. Ainsi, ce modèle attribue une part plus grande de la variabilité à long terme des taux d'intérêt réels canadiens à la variabilité de l'endettement du secteur public canadien et une part plus petite aux taux d'intérêt américains, dont la variabilité a été réduite par l'ajustement en fonction du risque. Nos deux principaux résultats impliquent que la hausse du ratio d'endettement du secteur public depuis le début des années 90 aurait ajouté entre 85 et 135 points de base aux taux d'intérêt réels au Canada. Cela explique en bonne partie, mais pas entièrement, la hausse d'environ 200 points qu'a affichée l'écart entre les taux d'intérêt réels canadiens et américains.

Nos résultats montrent que c'est bien l'endettement, et non les déficits publics, qui influe le plus sur les taux d'intérêt réels au Canada. Par ailleurs, notre recherche n'a pas permis de confirmer l'hypothèse que la relation entre le ratio d'endettement du secteur public et les taux d'intérêt est non linéaire. Il serait intéressant d'examiner si l'ajout d'observations où le ratio d'endettement et la prime de risque sont en baisse peut aider à prouver l'existence d'une relation non linéaire.

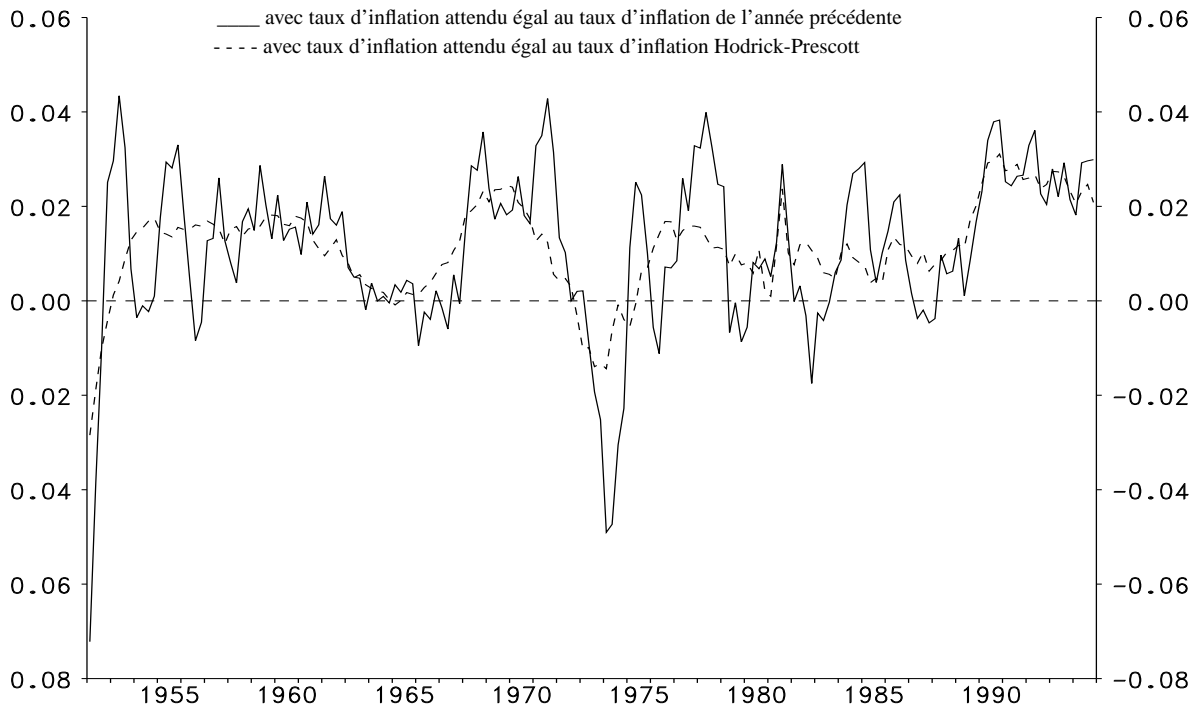
**Graphique 1**  
**Taux d'intérêt nominal de long terme et taux d'inflation au Canada**



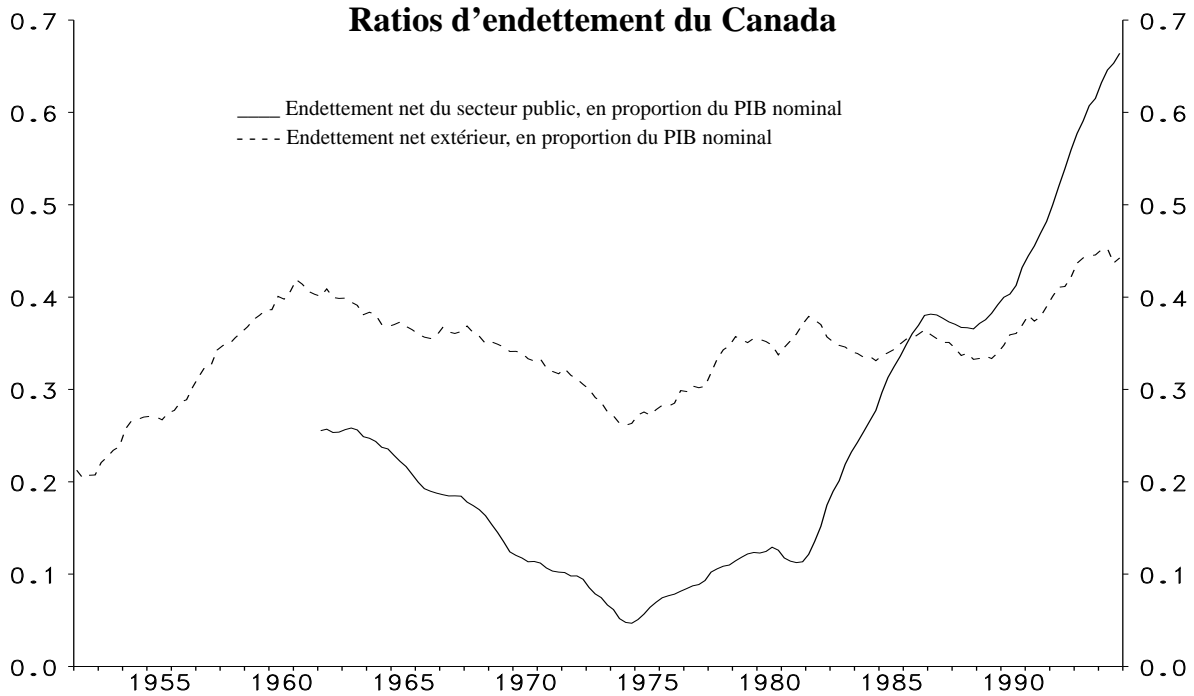
**Graphique 2**  
**Deux mesures des taux d'intérêt réels de long terme au Canada**



**Graphique 3**  
**Écarts entre les taux d'intérêt réels de long terme canadiens et américains**



**Graphique 4**  
**Ratios d'endettement du Canada**



**Tableau 1: Tests de stationnarité des variables individuelles**

	Niveaux			Premières différences		
	ADF	PP	KPSS	ADF	PP	KPSS
rlcd	-1.31	-1.31	0.82*	-4.53*	-8.12*	0.07
rlus	-1.14	-1.17	1.22*	-3.61*	-8.59*	0.10
ngl	0.81	2.29	1.07*	-2.66+	-2.62+	0.55#
nfl	-1.08	-0.21	0.81*	-3.36#	-6.09*	0.18

**Tableau 2 : Tests de cointégration en deux étapes entre les taux d'intérêt réels de long terme canadiens et américains et les variables d'endettement du Canada**

Équation estimée	Tests de stationnarité appliqués aux erreurs d'estimation	
	ADF	PP
$rlcd = 0.008 + 1.12 rlus$	-2.50	-2.85
$rlcd = 0.002 + 0.93 rlus + 0.046 ngl$	-3.06	-3.15
$rlcd = -0.06 + 0.92 rlus + 0.212 nfl$	-3.28	-3.17
$rlcd = -0.05 + 0.90 rlus + 0.013 ngl + 0.176 nfl$	-3.31	-3.19

Notes :

+ significatif à un niveau de confiance supérieur à 90%; # significatif à 95%; \* significatif à 99%.

Les tests sont effectués sur la période de 1972T1 à 1994T4.

ADF est le test augmenté de Dickey-Fuller et PP est le test de Phillips-Perron. Ces deux tests ont la non-stationnarité comme hypothèse nulle. Les valeurs critiques proviennent de MacKinnon (1991). KPSS est le test proposé par Kwiatkowski, Phillips, Schmidt et Shin (KPSS, 1992). Il possède la stationnarité comme hypothèse nulle. Les valeurs critiques proviennent de l'article de KPSS. Pour le test ADF, le nombre de retards a été choisi pour chacune des variables sur la base de la méthodologie proposée par Ng et Perron (1995). Pour les tests PP et KPSS, le paramètre de troncature a été fixé à 8.

Légende: rlcd Taux d'intérêt réel des obligations du gouvernement fédéral canadien (10 ans et plus)  
 rlus Taux d'intérêt réel des obligations du gouvernement fédéral américain (10 ans et plus)  
 ngl Engagements nets des administrations publiques du Canada, en proportion du PIB nominal  
 nfl Engagements nets du Canada vis-à-vis de l'étranger, en proportion du PIB nominal

**Tableau 3a: Tests de cointégration entre les taux d'intérêt réels de long terme canadiens et américains et les variables d'endettement du Canada**

Système	Tests de cointégration			Tests de spécification multivariés ( <i>p-value</i> )			Paramètres d'ajustement rattachés au premier vecteur de cointégration (valeurs absolues des statistiques <i>t</i> entre parenthèses)...						
	H0	<i>L-max</i>	<i>Trace</i>	LM(1)	LM(4)	Normalité	...dans l'équation de						
							$\Delta r_{lcd}$	$\Delta r_{lus}$	$\Delta r_{lusadj}$	$\Delta ngl$	$\Delta nfl$	$\Delta gdef$	
(1) $r_{lcd}, r_{lus}$ [ <i>p</i> = 5]	$r=0$ $r \leq 1$	6.68 1.53	8.22 1.53	0.61	0.26	0.09	-0.17 (2.01)	0.02 (0.39)	-	-	-	-	-
(2) $r_{lcd}, r_{lus}, ngl$ [ <i>p</i> = 5]	$r=0$ $r \leq 1$	18.98+ 3.36	22.65 3.66	0.32	0.26	0.39	-0.36 (3.81)	-0.03 (0.62)	-	0.06 (1.74)	-	-	-
(3) $r_{lcd}, r_{lus}, nfl$ [ <i>p</i> = 5]	$r=0$ $r \leq 1$	28.23* 6.26	34.98# 6.75	0.62	0.01	0.06	-0.37 (2.86)	-0.11 (1.39)	-	-	0.26 (3.56)	-	-
(4) $r_{lcd}, r_{lus}, ngl, nfl$ [ <i>p</i> = 5]	$r=0$ $r \leq 1$	31.20# 12.43	53.59# 22.39	0.37	0.03	0.69	-0.44 (3.44)	-0.12 (1.58)	-	0.02 (0.38)	0.26 (3.40)	-	-
(5) $r_{lcd}, r_{lusadj}, ngl, nfl$ [ <i>p</i> = 5]	$r=0$ $r \leq 1$	30.92# 12.72	53.48# 22.56	0.37	0.04	0.71	-0.43 (3.47)	-	-0.13 (1.72)	0.02 (0.49)	0.25 (3.38)	-	-
(6) $r_{lcd}, r_{lusadj}, ngl, nfl, gdef$ [ <i>p</i> = 4]	$r=0$ $r \leq 1$	33.95# 22.63	76.15* 42.20	0.09	0.07	0.06	-0.22 (2.38)	-	0.08 (1.36)	-0.06 (1.75)	0.12 (2.13)	-0.32 (3.17)	-

Notes :

Tous les systèmes sont estimés sur la période de 1972T1 à 1994T4.

+ significatif à un niveau de confiance supérieur à 90%; # significatif à 95%; \* significatif à 99%.

Les valeurs critiques des tests de cointégration proviennent d'Osterwald-Lenum (1992).

La légende se trouve au bas du Tableau 2. La variable *r<sub>lusadj</sub>* correspond au taux d'intérêt *r<sub>lus</sub>* ajusté pour refléter l'endettement des États-Unis. Cette variable est décrite plus en détail dans le texte.

**Tableau 3b : Tests d'hypothèses sur les coefficients de long terme des vecteurs de cointégration**

Système	Tests d'hypothèses			$\chi^2$
	Coefficients de long terme des vecteurs de cointégration non contraints / contraints	H0		
(1) r1cd, r1us <sup>x</sup>	1a. [1, -1.14] / [1, -1]	[1, -1]		0.60
(2) r1cd, r1us <sup>x</sup> , ngl	2a. [1, -0.75, -0.039] / [1, -1, -0.021]	[1, -1, d]		4.04#
	2b. [1, -1, -0.021] / [1, -1, 0]	[1, -1, 0]		0.88
(3) r1cd, r1us <sup>x</sup> , nfl	3a. [1, -1.06, -0.152] / [1, -1, -0.185]	[1, -1, d]		0.68
	3b. [1, -1, -0.185] / [1, -1, 0]	[1, -1, 0]		14.66*
(4) r1cd, r1us <sup>x</sup> , ngl, nfl	4a. [1, -1.04, -0.002, -0.119] / [1, -1, -0.006, -0.119]	[1, -1, d1, d2]		0.22
	4b. [1, -1, -0.006, -0.119] / [1, -1, 0, -0.139]	[1, -1, 0, d2]		0.12
	4c. [1, -1, -0.006, -0.119] / [1, -1, -0.027, 0]	[1, -1, d1, 0]		2.70
	4d. [1, -1, -0.006, -0.119] / [1, -1, 0, 0]	[1, -1, 0, 0]		8.38#
(5) r1cd, r1usadj <sup>x</sup> , ngl, nfl	5a. [1, -1.03, -0.025, -0.110] / [1, -1, -0.026, -0.110]	[1, -1, d1, d2]		0.09
	5b. [1, -1, -0.026, -0.110] / [1, -1, 0, -0.209]	[1, -1, 0, d2]		2.30
	5c. [1, -1, -0.026, -0.110] / [1, -1, -0.046, 0]	[1, -1, d1, 0]		2.22
	5d. [1, -1, -0.026, -0.110] / [1, -1, 0, 0]	[1, -1, 0, 0]		14.06*
(6) r1cd, r1usadj <sup>x</sup> , ngl, nfl, gdef	6a. [1, -1.16, -0.016, -0.155, 0.373] / [1, -1, -0.030, -0.112, 0.053]	[1, -1, d1, d2, d3]		0.90
	6b. [1, -1, -0.030, -0.112, 0.053] / [1, -1, 0, -0.215, 0.226]	[1, -1, 0, d2, d3]		2.00
	6c. [1, -1, -0.030, -0.112, 0.053] / [1, -1, -0.050, 0, -0.070]	[1, -1, d1, 0, d3]		2.01
	6d. [1, -1, -0.030, -0.112, 0.053] / [1, -1, -0.031, -0.104, 0]	[1, -1, d1, d2, 0]		0.05
	6e. [1, -1, -0.030, -0.112, 0.053] / [1, -1, 0, 0]	[1, -1, 0, 0]		12.60*

**Tableau 4 : Quelques relations de long terme estimées de VECM avec contraintes**

rlcd	-1.0 rlus	-0.009 ngl (0.60)	-0.101 nfl (1.58)	(éq. LT1)
rlcd	-1.0 rlusadj	-0.030 ngl (1.93)	-0.091 nfl (1.39)	(éq. LT2)
rlcd	-1.0 rlus	-0.027 ngl (2.70)		(éq. LT3)
rlcd	-1.0 rlusadj	-0.047 ngl (4.57)		(éq. LT4)
rlcd	-1.0 rlus	-0.030 ngl <sup>1.24</sup> (1.15)		(éq. LT5)
rlcd	-1.0 rlusadj	-0.048 ngl <sup>1.08</sup> (2.38)		(éq. LT6)

Les statistiques t sont entre parenthèses.



## Annexe A

### Résultats obtenus avec différentes mesures des attentes d'inflation

Nous examinons dans cette annexe les principaux résultats de notre étude avec trois mesures des taux d'intérêt réels qui se différencient par la mesure des attentes d'inflation. Les trois mesures des taux d'intérêt réels au Canada, soit *rlcd*, *rlcdhp* et *rlcd5*, sont données par la différence entre le taux d'intérêt nominal et trois mesures du taux d'inflation attendu, soit le taux d'inflation effectif de l'année précédente, le taux d'inflation Hodrick-Prescott ( $\lambda=500$ ) et la moyenne mobile centrée des taux d'inflation de 21 trimestres, respectivement. Les taux d'intérêt réels aux États-Unis, soit *rlus*, *rlushp* et *rlus5*, ont été calculés respectivement à partir du taux d'inflation de l'année précédente, à l'aide d'un filtre HP du taux d'inflation et d'une moyenne mobile centrée des taux d'inflation aux États-Unis de 21 trimestres. Dans tous les deux cas, nous calculons le taux d'inflation à partir de l'indice implicite du PIB.

Les résultats présentés au Tableau A de la page suivante montrent que dans les trois cas qui ont été examinés, on retrouve une relation de cointégration entre les taux d'intérêt réels pratiqués au Canada, ceux pratiqués aux États-Unis et les deux variables d'endettement du Canada *ngl* et *nfl*. En outre, il semble y avoir dans chacun des trois systèmes une relation unitaire entre les taux d'intérêt réels canadiens et américains. Par ailleurs, les ratios d'endettement ne sont pratiquement jamais significatifs individuellement, bien qu'ils le soient conjointement. Enfin, il est intéressant de constater que, lorsque le ratio d'endettement extérieur est exclu du vecteur de cointégration, le ratio d'endettement du secteur public présente un effet de 0,027 à 0,030 sur les taux d'intérêt réels canadiens.

**Tableau A : Tests de cointégration entre les taux d'intérêt réels canadiens et américains à partir de différentes formulations du taux d'inflation attendu**

Système	Tests de cointégration			Tests de spécification multivariés ( <i>p-value</i> )			Tests d'hypothèses		
	H0	<i>L-max</i>	<i>Trace</i>	LM(1)	LM(4)	Norma- lité	Coefficients de long terme des vecteurs de cointégration non contraints / contraints	H0	$\chi^2$
(1) r1cd, r1us <sup>x</sup> , ngl, nfl [ <i>p</i> = 5]	<i>r</i> =0 <i>r</i> ≤1	31.20# 12.43	53.59# 22.39	0.37	0.03	0.69	1a. [1, -1.04, -0.002, -0.119] / [1, -1, -0.006, -0.119] 1b. [1, -1, -0.006, -0.119] / [1, -1, 0, -0.139] 1c. [1, -1, -0.006, -0.119] / [1, -1, -0.027, 0] 1d. [1, -1, -0.006, -0.119] / [1, -1, 0, 0]	[1, -1, d1, d2] [1, -1, 0, d2] [1, -1, d1, 0] [1, -1, 0, 0]	0.22 0.12 2.70 8.38#
(2) r1cdhp, r1ushp <sup>x</sup> , ngl, nfl [ <i>p</i> = 4]	<i>r</i> =0 <i>r</i> ≤1	25.51+ 11.93	48.08# 22.56	0.08	0.01	0.55	2a. [1, -0.92, -0.056, 0.138] / [1, -1, -0.048, 0.125] 2b. [1, -1, -0.048, 0.125] / [1, -1, 0, -0.140] 2c. [1, -1, -0.048, 0.125] / [1, -1, -0.027, 0] 2d. [1, -1, -0.048, 0.125] / [1, -1, 0, 0]	[1, -1, d1, d2] [1, -1, 0, d2] [1, -1, d1, 0] [1, -1, 0, 0]	0.71 2.64 0.71 6.28#
(3) r1cd5, r1us5 <sup>x</sup> , ngl, nfl [ <i>p</i> = 5]	<i>r</i> =0 <i>r</i> ≤1	24.72 12.86	49.07# 24.35	0.08	0.00	0.45	3a. [1, -0.96, -0.037, 0.032] / [1, -1, -0.034, 0.028] 3b. [1, -1, -0.034, 0.028] / [1, -1, 0, -0.159] 3c. [1, -1, -0.034, 0.028] / [1, -1, -0.030, 0] 3d. [1, -1, -0.034, 0.028] / [1, -1, 0, 0]	[1, -1, d1, d2] [1, -1, 0, d2] [1, -1, d1, 0] [1, -1, 0, 0]	0.22 2.93+ 0.08 8.94#

Notes :

Tous les systèmes sont estimés sur la période de 1972T1 à 1994T4.

+ significatif à un niveau de confiance supérieur à 90%; # significatif à 95%; \* significatif à 99%.

Les valeurs critiques des tests de cointégration proviennent d'Osterwald-Lenum (1992).

## Annexe B

### L'endettement des États-Unis et ses effets sur les taux d'intérêt réels américains

Nous présentons au Tableau B de la page suivante les résultats d'estimation de modèles visant à établir la relation entre les taux d'intérêt réels pratiqués aux États-Unis, les variables d'endettement de ce pays (fédéral et extérieur) et les taux d'intérêt réels au Japon<sup>1</sup>. Dans l'ensemble, les résultats montrent certaines similitudes avec ceux obtenus avec les données canadiennes. Les résultats apparaissent favorables à l'hypothèse de cointégration lorsque les deux ratios d'endettement des États-Unis sont incorporés au modèle (système 4). Dans ce modèle, les taux d'intérêt réels et le ratio d'endettement extérieur des États-Unis sont endogènes, alors que les taux d'intérêt japonais et le ratio d'endettement du gouvernement américain sont exogènes. En outre, il semble que les variables d'endettement ont, ensemble, un effet significatif sur les taux d'intérêt aux États-Unis (système 4d), mais aucune ne possède un effet individuel significatif selon les niveaux de confiance habituels (systèmes 4b et 4c). Dans le système à quatre variables où l'hypothèse d'une relation unitaire entre  $rlus$  et  $rljp$  et celle de l'absence de lien de long terme entre  $nflus$  et  $rlus$  sont imposées, le ratio d'endettement du gouvernement a un effet de 0,037 (système 4c, contraint). C'est ce résultat que nous utilisons dans le texte pour construire la variable  $rlusadj$ . Selon notre hypothèse, les variations des taux d'intérêt réels aux États-Unis qui sont dues aux variations du ratio d'endettement du gouvernement américain ne devraient pas influencer directement les taux d'intérêt canadiens.

---

1. Une description détaillée des données est disponible auprès de l'auteur. Mentionnons simplement que les taux d'intérêt réels sont construits à partir des mesures de l'inflation attendue, qui sont approximées par le taux obtenu pour l'année précédente. Les tests de stationnarité indiquent que le ratio d'endettement du gouvernement fédéral et le ratio d'endettement extérieur des États-Unis sont non stationnaires (les valeurs calculées des tests ADF, PP et KPSS sont, respectivement, de -0,12, 0,20 et 0,93 pour la variable  $nflus$  et de 0,13, 0,63 et 0,89 pour la variable  $rlus$ ). Le test KPSS indique que le taux d'intérêt réel de long terme du Japon est stationnaire (valeur calculée de 0,24), tandis que les tests ADF et PP permettent de rejeter la non-stationnarité au niveau de confiance de 90%, mais non, au niveau de 95% (les valeurs calculées des statistiques ADF et PP sont, respectivement, de -2,69 et de -2,83). Il y a donc des indications que le taux d'intérêt réel est stationnaire au Japon. C'est peut-être pour cette raison que le système (4) comporte deux vecteurs de cointégration.

**Tableau B: Tests de cointégration entre les taux d'intérêt réels de long terme américains et japonais et les variables d'endettement des États-Unis**

Système	Tests de cointégration			Tests de spécification multivariés ( <i>p-value</i> )			Tests d'hypothèses		
	H0	<i>L-max</i>	<i>Trace</i>	LM(1)	LM(4)	Normalité	Coefficients de long terme des vecteurs de cointégration non contraints / contraints	H0	$\chi^2$
(1) <i>rlus, rljp</i> [ <i>p</i> = 5]	<i>r</i> = 0 <i>r</i> ≤ 1	11.80 4.41#	16.21# 4.41#	0.53	0.42	0.00	1a. [1, -3.134] / [1, -1]	[1, -1]	6.42#
(2) <i>rlus, rljp, nglus</i> [ <i>p</i> = 5]	<i>r</i> = 0 <i>r</i> ≤ 1	17.27 6.42	24.43 7.16	0.25	0.36	0.00	2a. [1, -3.408, -0.038] / [1, -1, -0.041] 2b. [1, -1.000, -0.041] / [1, -1, 0]	[1, -1, d1] [1, -1, 0]	8.65* 0.34
(3) <i>rlus, rljp, nflus</i> [ <i>p</i> = 5]	<i>r</i> = 0 <i>r</i> ≤ 1	19.92+ 11.88	32.42# 12.50	0.94	0.91	0.13	3a. [1, -0.722, -0.038] / [1, -1, -0.041] 3b. [1, -1.000, -0.041] / [1, -1, 0]	[1, -1, d1] [1, -1, 0]	2.43 2.55
(4) <i>rlus, rljp, nglus, nflus</i> [ <i>p</i> = 5]	<i>r</i> = 0 <i>r</i> ≤ 1	29.85# 23.12#	66.01* 36.17*	0.98	0.72	0.74	4a. [1, -0.682, -0.276, 0.258] / [1, -1, -0.170, 0.144] 4b. [1, -1.000, -0.170, 0.144] / [1, -1, 0, -0.037] 4c. [1, -1.000, -0.170, 0.144] / [1, -1, -0.037, 0] 4d. [1, -1.000, -0.170, -0.144] / [1, -1, 0, 0]	[1, -1, d1, d2] [1, -1, 0, d2] [1, -1, d1, 0] [1, -1, 0, 0]	2.71+ 2.64 1.75 5.94+

Notes :

Le système est estimé sur la période de 1975T1 à 1994T4.

+ significatif à un niveau de confiance supérieur à 90%; # significatif à 95%; \* significatif à 99%.

Les valeurs critiques des tests de cointégration proviennent d'Osterwald-Lenum (1992).

Légende : Les variables *rlus* et *rljp* sont les taux d'intérêt réels de long terme des obligations du gouvernement fédéral américain et du gouvernement fédéral japonais, respectivement. Les taux d'inflation de l'année précédente sont utilisés comme mesures des attentes d'inflation dans les deux pays. La variable *nglus* est le ratio d'endettement du gouvernement fédéral américain et *nflus* est le ratio d'endettement extérieur des États-Unis. Les deux ratios sont exprimés par rapport au PIB nominal aux États-Unis.

## Annexe C

### Sources des données

Pour le Canada et les États-Unis, nous avons construit trois mesures des taux d'intérêt réels en prenant la différence entre les taux d'intérêt nominaux des obligations de long terme du gouvernement fédéral (moyennes mensuelles de B14013 et de B54403, sur Cansim) et trois mesures des attentes d'inflation. Les trois mesures des attentes d'inflation sont décrites plus en détail à l'Annexe A. Dans tous les cas, nous calculons le taux d'inflation à partir de l'indice implicite du PIB. Nous utilisons deux mesures de l'endettement du Canada, toutes deux exprimées par rapport au PIB en dollars courants (D20000, sur Cansim). Pour calculer le ratio d'endettement du secteur public, nous utilisons la mesure des engagements nets des administrations publiques fédérale, provinciales et municipales, du Régime de pensions du Canada et du Régime de rentes du Québec (*Comptes du bilan national*, Statistique Canada n° 13-214 au catalogue). Il s'agit de la somme de trois séries d'encours de fin d'année, D162171, D162241, D162521. Cette mesure est extrapolée à l'aide des données des déficits du secteur public provenant des *Comptes nationaux des revenus et dépenses* (Statistique Canada n° 13-001 au catalogue). Pour obtenir le ratio d'endettement extérieur du Canada, nous utilisons les données des engagements nets du Canada vis-à-vis de l'étranger tirées du *Bilan des investissements internationaux du Canada* (Statistique Canada n° 67-202 au catalogue, D65219, au fichier Cansim). Cette série est extrapolée à partir du solde du compte capital de la balance des paiements (D71045, sur Cansim).

## Bibliographie

- Alesina, A., M. De Broeck, A. Prati et G. Tabellini (1992). «Default risk on government debt in OECD countries», *Economic Policy: A European Forum*, Octobre, p. 428-463.
- Amano, R. A. et S. van Norden (1992). «Unit Root Tests and the Burden of Proof», Banque du Canada, document de travail 92-7, novembre.
- Atta-Mensah, J. (1995), «The Empirical Performance of Alternative Monetary and Liquidity Aggregates», Banque du Canada, document de travail 95-12, décembre.
- Bayoumi, T., M. Goldstein et G. Woglom (1994). «Do Credit Markets Discipline Sovereign Borrowers? Evidence from U.S. States», Département des Recherches, Fonds monétaire international, mars.
- Boothe, P. (1991). «Interest parity, cointegration, and the term structure in Canada and the United States», *Revue canadienne d'Économique*, vol. xxiv, no. 3, p. 595-603.
- Buiter, W. (1987). «Fiscal policy in open interdependent economies», dans *The Economics of Public Debt*, sous la direction de A. Razin et E. Sadka, New York, St. Martin's Press.
- Caramazza, F., K. Clinton, A. Côté et D. Longworth (1986). *International Capital Mobility and Asset Substitutability: Some Theory and Evidence on Recent Structural Changes*, Rapport technique n° 44, Banque du Canada, octobre.
- Carter, R. et H.-P. Rousseau (1986). «L'influence de la dette sur le coût des obligations à long terme: le cas de quatre provinces canadiennes», Conseil Économique du Canada, document n° 298, mars.
- Correia-Nunes, J. et L. Stemitsiotis (1995). «Budget Deficit and Interest Rates: Is There a Link? International Evidence», *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 57, no. 4, p. 425-449.
- Dickey, D. A. et W. A. Fuller (1979). «Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series With Unit Root», *Journal of American Statistical Association*, vol. 74, p. 427-431.
- Engle, R. F. et C. W. J. Granger (1987). «Co-Integration and Error Correction : Representation, Estimation and Testing», *Econometrica*, vol. 55, p. 251-276.

- Fillion, J.-F. (1992). *Un modèle du coût du financement et du ratio d'endettement des entreprises non financières*, Rapport technique n° 61, Banque du Canada, octobre.
- Garcia, R. et P. Perron (1996). «An Analysis of the Real Interest Rate Under Regime Shifts». *The Review of Economics and Statistics*, vol. LXXVII, no. 1, p 111-125.
- Hansen, H. et K. Juselius (1995). *CATS in RATS: Cointegration Analysis of Time Series*, Institute of Economics, University of Copenhagen.
- Johansen, S. (1988). «Statistical Analysis of Cointegration Vectors», *Journal of Economic Dynamics and Control*, vol.12, p. 231-254.
- Johansen, S. et K. Juselius (1990). «Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration -- With Applications to the Demand for Money», *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 52, p. 169-210.
- Kwiatkowski, D., P. C. B. Phillips, P. Schmidt et Y. Shin (1992). «Testing the Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of a Unit Root : How Sure are we that Economic Time Series Have a Unit Root?», *Journal of Econometrics*, vol. 54, p. 159-178.
- MacKinnon, J. G. (1991). «Critical Values for Cointegration Tests», publié dans la série *Long-run Economic Relationships: Readings in Cointegration*, sous la direction de R. F. Engle et C. W. J. Granger, Oxford University Press.
- Macklem, T., D. Rose et R. Tetlow (1995). «Government Debt and Deficits in Canada: A Macro Simulation Analysis», document de travail 95-4, Banque du Canada, mai.
- Murray, J. et R. Khemani (1989). *International Interest Rate Linkages and Monetary Policy: A Canadian Perspective*, Rapport technique n° 52, Banque du Canada, décembre.
- Neufeld, E. P. (1995). «Quebec Separation and the Public Debt», *C. D. Howe Institute Commentary*, n° 71, juillet.
- Ng, S. et P. Perron (1995). «Unit root tests in ARMA models with data dependant methods for the selection of the truncation parameter», *Journal of the American Statistical Association*, vol. 90, p. 268-281.
- Orr, A., M. Edey et M. Kennedy (1995). «Real long-term interest rates: The evidence from pooled-time-series», *OECD Economic Studies*, No. 25, 1995/II, p. 75-107.

- 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. p. 461-472.
- Paquet, A. (1994). «A Guide to Applied Modern Macroeconometrics», document de travail 94-05, ministère des Finances, Canada.
- Pitarakis, J.Y. (1993). «Cointegration Analysis in Large Systems: New Test Criteria and a Model Selection Procedure», miméo., Department of Economics, Boston University.
- Phillips, P. C. B. et P. Perron (1988). «Testing for a Unit Root in Time Series Regression», *Biometrika*, vol. 75, p. 335-346.
- Ricketts, N. (1996). «La mesure et l'interprétation des taux d'intérêt réels à court terme et de l'inflation attendue», *Revue de la Banque du Canada*, été, p. 23-39.
- Thiessen, G. G. (1996). «Les orientations et interactions de la politique monétaire et de la politique fiscale», allocution prononcée lors du *World in 1996 Conference*, Toronto, janvier.
- Vérificateur général du Canada (1995). *Les déficits et la dette : Pour comprendre les choix*, Rapport du vérificateur général du Canada à la Chambre des communes, chapitre 9, octobre.
- Zimmer, S.A. (1990). «Event Risk Premia and Bond Market Incentives for Corporate Leverage», dans *Studies on Corporate Leverage*, publié sous la direction de E.J. Frydl, New York : Federal Reserve Bank of New York, p. 148-175.



# Documents de travail de la Banque du Canada

## 1996

96-1	Switching Between Chartists and Fundamentalists: A Markov Regime-Switching Approach	R. Vigfusson
96-2	Decomposing U.S. Nominal Interest Rates into Expected Inflation and Ex-Ante Real Interest Rates Using Structural VAR Methodology	P. St-Amant
96-3	Regime-Switching Models: A Guide to the Bank of Canada Gauss Procedures	S. van Norden and R. Vigfusson
96-4	Overnight Rate Innovations as a Measure of Monetary Policy Shocks in Vector Autoregressions	J. Armour, W. Engert and B. S. C. Fung
96-5	A Distant-Early-Warning Model of Inflation Based on M1 Disequilibria	J. Armour, J. Atta-Mensah, W. Engert and S. Hendry
96-6	Provincial Credit Ratings in Canada: An Ordered Probit Analysis	S. Cheung
96-7	An Econometric Examination of the Trend Unemployment Rate in Canada	D. Côté and D. Hostland
96-8	Interpreting Money-Supply and Interest-Rate Shocks as Monetary-Policy Shocks	M. Kasumovich
96-9	Does Inflation Uncertainty Vary with the Level of Inflation?	A. Crawford and M. Kasumovich
96-10	Unit-Root Tests and Excess Returns	M.-J. Godbout and S. van Norden
96-11	Avoiding the Pitfalls: Can Regime-Switching Tests Detect Bubbles?	S. van Norden and R. Vigfusson
96-12	The Commodity-Price Cycle and Regional Economic Performance in Canada	M. Lefebvre and S. Poloz
96-13	Speculative Behaviour, Regime-Switching and Stock Market Crashes	S. van Norden and H. Schaller
96-14	L'endettement du Canada et ses effets sur les taux d'intérêt réels de long terme	J.-F. Fillion

Les documents de travail des années précédentes ne sont pas énumérés ici mais sont encore disponibles.

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

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

Adresse électronique: [publications@bank-banque-canada.ca](mailto:publications@bank-banque-canada.ca)  
WWW: <http://www.bank-banque-canada.ca>  
FTP: <ftp.bank-banque-canada.ca> (login : anonymous;  
sous-répertoire : /pub/publications/working.papers)