

AI-1

9

919

**Département des sciences économiques
Maîtrise en Sciences économiques**

Macroéconomie

Rapport de recherche

**Qu'en est-il de l'équivalence ricardienne
dans un modèle à taux de change empirique?**

Fait par

**Martin Darveau
DARM 19077700**

Directeur de recherche : Benoit Perron

**Université de Montréal
19 août 2003**

Préface

Ce travail regarde si l'idée d'équivalence ricardienne est une hypothèse raisonnable de la réalité empirique économique. C'est dans le contexte du modèle D'Amano et van Norden (1995), amélioré par Djoudad et Tessier (2000), de la détermination du taux de change dans un modèle à correction d'erreur qu'est examiné ce point. Selon la modélisation étendue aux revenus et dépenses, il s'avère qu'il est possible et impossible de rejeter l'hypothèse nulle sur le coefficient des revenus. Cette conclusion dépend de la modélisation retenue. En d'autres termes, les résultats démontrent que l'hypothèse d'équivalence ricardienne est soutenue, si on admet les revenus et les dépenses comme déterminant de court terme. Mais, en considérant ces deux variables comme déterminant le change à long terme, l'idée d'équivalence ricardienne est rejetée.

Table des matières

PRÉFACE	2
<u>1-INTRODUCTION</u>	4
<u>2- PARTIE THÉORIQUE</u>	6
<u>3- REVUE DES ÉTUDES ANTÉRIEURES</u>	9
<u>4- PRÉSENTATION ÉCONOMIQUE-HISTORIQUE</u>	15
<u>5- MODÈLE ÉCONOMÉTRIQUE ET MÉTHODE</u>	17
5A- MISE EN VALEUR AU MARCHÉ DE LA DETTE	17
5B- ESTIMATION AVEC LA DETTE EN VALEUR DE MARCHÉ	21
<i>Tableau 1</i>	23
<i>Tableau 2</i>	24
<i>Tableau 3</i>	25
<i>Tableau 4</i>	25
<i>Tableau 5</i>	26
<i>Tableau 6</i>	27
5C- ESTIMATION AVEC LES REVENUS ET LES DÉPENSES	28
<i>Tableau 7</i>	30
<i>Tableau 8</i>	31
<i>Tableau 9</i>	32
<i>Tableau 10</i>	33
<i>Tableau 11</i>	33
<i>Tableau 12</i>	33
6- CONCLUSION	35
<u>ANNEXE GRAPHIQUE</u>	37
<u>BIBLIOGRAPHIE</u>	40
<u>ANNEXE : SOURCES DES DONNÉES</u>	41

1-Introduction

Qu'en est-il de l'équivalence ricardienne dans un modèle à taux de change empirique ?

Le présent travail s'intéresse au lien entre la dette d'un pays et le taux de change de sa monnaie. Le pays retenu pour appréhender ce terrain est le Canada et le change visé est le dollar américain. Plus précisément, l'intérêt de l'étude porte sur l'équivalence ricardienne comme hypothèse raisonnable de la réalité empirique économique. L'impact de cette idée est qu'un changement temporaire des revenus n'altère en rien le cours de l'économie. Donc, peut-on observer l'équivalence ricardienne dans un modèle à détermination de change Canada - États-Unis ?

Pour ce faire, c'est à l'intérieur du modèle empirique de long terme D'Amano et de van Norden (1995), dans ses spécifications apportées par Djoudad et Tessier (2000), que la question est traitée. À partir du modèle à correction d'erreurs entre le change réel, le prix des commodités hors énergie, le prix de l'énergie et la différence des taux d'intérêt entre le Canada et les États-unis, les deux derniers auteurs cités ont d'ailleurs démontré la pertinence d'ajouter le niveau d'endettement dans le modèle. Certes, selon leur étude, cette nouvelle variable est significative à l'intérieur du modèle; elle contribue donc à expliquer les fluctuations de la devise. Désormais, ce travail consiste à redéfinir cette dernière selon les revenus et dépenses totales afin d'y observer l'effet sur le cours du change réel entre la monnaie des deux pays. La raison de cette modification de la modélisation est que, au niveau théorique, les dépenses ont un effet sur le cours de la devise tandis que l'impact des revenus sur cette dernière dépend de la validité de l'équivalence ricardienne. Tout l'enjeu de la question repose sur la signification, au sens statistique du terme, des revenus dans l'équation modifiée. Comme il sera démontré dans la partie théorique, c'est par le biais des revenus que l'idée prend forme.

La première section se penche sur le cadre théorique de l'équivalence ricardienne et de ses implications à la modélisation empirique. Le modèle de maximisation de l'utilité de l'agent représentatif, permettra de présenter plus aisément les avenues possibles à la recherche économétrique et les arguments justifiant le choix de modélisation retenu pour ce travail. Quant à elle, la deuxième section expose un résumé des conclusions apportées sur le sujet par quelques auteurs et les problèmes majeurs qu'elles soulèvent. Étant donné la quantité considérable d'études exécutées, dont plusieurs l'ont été selon des méthodes hétérogènes, l'essai de John J. Seater servira à présenter dix années de recherches à l'égard de la question. Cette démarche permettra de dresser un bilan appréciable de l'état de la question et des critiques apportées aux textes antécédents. Quant au fond empirique de la méthode, il sera développé à partir du texte d'Amano et van Norden et celui de Djoudad et Tessier.

La troisième section présente le contexte économique-historique de la base de données et l'évolution dans le temps des variables d'intérêts du modèle. Par ailleurs, le cœur de la recherche se retrouve dans la quatrième section, dont le contenu évoque les caractéristiques de la base de données et ses sources, les modifications apportées à cette dernière, les résultats de la recherche, le choix des critères du modèle ainsi que les méthodes économétriques utilisées pour y parvenir. De plus, elle contient les différences entre les résultats de cette recherche et la recherche initiale, soit le texte de Djoudad et Tessier. En effet, ce point sera présenté selon la ré-estimation de leur modèle en utilisant une nouvelle série des ratios «dette-PIB», basée sur la dette en prix du marché, des deux pays cibles.

Finalement, la cinquième section présente une récapitulation de l'ensemble du travail et présente les résultats qui se dégagent de cette recherche. Une présentation de divers points pouvant être explorés dans le cadre d'études ultérieures sur le sujet complétera cette section.

2- Partie théorique

Le point de départ de la théorie économique à propos de l'équivalence ricardienne est le problème de maximisation de l'utilité de l'agent représentatif. Toutefois, il faut introduire à cela les concepts de la théorie du revenu permanent et certaines hypothèses sur l'environnement économique et sur l'individu pour faire la démonstration. La théorie du revenu permanent stipule que l'individu cherche à lisser sa consommation dans son temps de vie (considéré théoriquement comme infini). De plus, l'individu choisi pour aujourd'hui et pour tout temps t suivant ce qui lui est optimal. En d'autres termes, l'individu détermine sa consommation, son loisir et son épargne pour chaque période à venir de la meilleure façon qu'il lui soit possible de le faire à partir des informations qu'il a lors de sa prise de décisions. Cela est l'hypothèse d'attente rationnelle. Toutefois, cette hypothèse n'implique pas qu'il puisse prédire les erreurs de ses propres jugements ou qu'il prédise l'avenir parfaitement. Si on introduit ces points à l'intérieur d'une économie fermée à circulation parfaite des capitaux et avec un gouvernement, alors le problème est de maximiser la valeur actualisée de son utilité :

$$\text{MAX } U(t) = E_t \sum_{i=0}^{\infty} U(C_{t+i}) \beta^i$$

Sous la contrainte :

$$E_t \sum_{i=0}^{\infty} (Y_{t+i} - T_{t+i}) \left(\frac{1}{1+R} \right)^i = E_t \sum_{i=0}^{\infty} (C_{t+i} + G_{t+i}) \left(\frac{1}{1+R} \right)^i$$

Où

C = consommation

G = dépenses gouvernementales

Y = revenu

β = facteur de préférence intertemporel

R = taux d'intérêt (supposé comme constant)

T = taxes

Le Lagrangien du problème de maximisation est dès lors :

$$L = U(t) + \lambda \left(\sum_{i=0}^{\infty} (Y_{t+i} - T_{t+i}) \left(\frac{1}{1+R} \right)^i - \sum_{i=0}^{\infty} (C_{t+i} + G_{t+i}) \left(\frac{1}{1+R} \right)^i \right)$$

La condition de première provenant de la résolution de ce problème est :

$$U'(C_{t+i}) = (\beta(1+R))^i \lambda \quad (1)$$

Où on peut écrire par la substitution de ? selon le temps T et T+i :

$$\frac{U'(C_{t+i})}{U'(C_t)} = (\beta(1+R))^i$$

Cela signifie que le chemin de la consommation dépend strictement du taux d'intérêt et du paramètre de substitution inter temporelle, en considérant que la préférence temporelle de l'agent change dans le temps. L'introduction d'une taxe forfaitaire de la part du gouvernement n'altère pas le chemin de consommation choisi par l'agent représentatif. Par contre, un changement de G, soit des dépenses gouvernementales, altère la contrainte, donc le choix optimal de C.

Pour démontrer l'implication du résultat et des concepts, prenons un changement de taxe en la période t seulement (soit une baisse et ensuite tout revient à l'état initial) en maintenant le chemin des dépenses gouvernementales. Étant donné la conclusion mathématique obtenue, ce choc n'altère en rien le chemin de la consommation de l'individu représentatif. En effet, la variable changée ne se retrouve point dans la condition de premier ordre. Mais, l'individu dispose désormais d'un surplus monétaire en t. N'ayant pas alloué cette marge à la consommation, l'individu prévoit que le déficit fait par son gouvernement aujourd'hui entraînera une hausse des taxes futures, ce qui provient de la contrainte gouvernementale. La personne représentative cherchera à épargner ce surplus afin de lisser parfaitement sa consommation. De plus, la condition de

premier ordre stipule que le taux d'intérêt influence la dépense en consommation. Pour affirmer, à travers notre choc, que rien n'est modifié au sujet de cette variable, il est nécessaire que le désir d'épargner de l'individu soit compensé par l'introduction des moyens de le faire, et ce, sans modifier le taux d'intérêt. Cela devient alors possible par la mise en marché d'obligations par le gouvernement. En émettant un montant d'obligations égal au montant d'épargne désirée, le marché se trouve inchangé en ce qui concerne la variable consommation et celle du taux d'intérêt. Certes, lorsque le gouvernement décidera de rembourser sa dette et l'intérêt de cette dernière, soit par une hausse des taxes dans un temps $t+i$, alors les individus bénéficieront de leurs obligations, à rendement égal de l'intérêt conféré sur la dette, pour payer cette hausse de taxe.

Enfin, la théorie économique dans le cadre évoqué précédemment prédit que l'action du gouvernement de baisser la taxe en t pour ensuite la remettre à son niveau initial en $t+1$ est sans effet sur le taux d'intérêt et le niveau de la consommation de l'individu représentatif. La condition de premier ordre n'étant pas touchée par le changement de la variable taxe, le comportement s'explique en admettant que l'individu est rationnel et qu'il anticipe une hausse future des taxes afin de payer cet endettement.

3- Revue des études antérieures

La théorie présentée dans les pages précédentes fut développée par Robert Barro en 1974. Par ailleurs, les études empiriques sur ce cadre ont commencé à se réaliser au milieu des années 80, alors que le contexte économique de l'époque est devenu un laboratoire adéquat pour étudier les implications du modèle. Évidemment, la littérature économique est très vaste et diversifiée sur les façons d'aborder le sujet. Toutefois, pour rendre compte de ces travaux, l'essai de John J. Seater en dresse la ligne conductrice et les problèmes inhérents aux méthodes utilisées.

Dans son écrit *Ricardian Equivalence*¹, l'auteur présente deux grandes avenues d'études réalisées : celles dites directes et les autres dites indirectes. Pour bien comprendre l'emploi de ces termes, il importe de se remémorer la condition de premier ordre venant du problème de maximisation de l'individu représentatif dans le cadre de l'hypothèse du revenu permanent, notion qui est développée à la première section du présent document. Brièvement, l'équation d'Euler stipule que l'utilité marginale de consommer en $t + 1$ ne dépend que d'un taux de substitution temporel, de la constante provenant du lagrangien et du taux d'intérêt réel. La manière directe se base donc sur les effets qu'engendrent un changement de la dette sur la consommation et le taux d'intérêt. Selon la théorie, si le chemin des dépenses demeure le même et que le gouvernement contracte les taxes, alors le choix optimal de l'agent n'est point altéré. Cela s'explique par le fait que les taxes, prises de façon forfaitaire, n'interviennent pas dans la condition de premier ordre. Donc, la manière directe tente d'observer les changements de consommation et du taux d'intérêt par modélisation économétrique.

¹ John J. Seater, *Ricardian Equivalence*, Journal of economic literature, 1993, vol XXXI, pp. 142-190.

Quant à elles, les études indirectes admettent en premier lieu l'équivalence ricardienne afin d'y voir si ses implications sont respectées par leurs modélisations. À titre d'exemple, le présent travail est de forme indirecte, car il emploie l'hypothèse sur le taux d'intérêt pour prédire l'effet sur le taux de change réel lors de changements dans le niveau de la dette. Cette forme est aussi la plus fréquemment utilisée dans le cadre des études indirectes réalisées. En revoyant la condition de premier ordre, si la consommation et le chemin des dépenses gouvernementales demeurent constant tout comme les autres variables à l'intérieur de la condition de premier ordre, alors le taux de change n'est pas affecté par un changement de taxes forfaitaires temporaires.

En ce qui concerne la critique de Seater, plus précisément sur le contexte du présent travail, l'auteur soulève trois problèmes fondamentaux. Il est important de souligner que ces critiques sont amenées dans la perspective où l'auteur admet l'équivalence ricardienne comme une approximation de la réalité économique. Malgré ce fait, les points de critique conservent tout de même leur importance!

Le premier problème soulevé vient de la mesure pour la variable «dette» dans les modèles indirects à prévision de change. En effet, cette dernière est souvent représentée comme faisant seulement partie de l'endettement du gouvernement central. L'auteur y souligne non seulement un manque d'informations sur la valeur de la dette réelle du pays considéré, mais aussi le problème qu'une telle méthode apporte à l'estimation économétrique. De fait, il est fort possible qu'il y ait une corrélation entre les différentes séries de dettes, qu'il s'agisse des provinces, des états ou des municipalités. Dans ce cas, en voulant expliquer les changements dans la valeur réelle de la devise par la variable dette, ne point agréger la totalité d'endettement d'un pays entraîne un biais sur le paramètre estimé.

Le second problème vient du traitement de la valeur de la dette d'un pays. La majorité des statistiques concernant cette variable sont rendues publiques en termes nominaux. Cependant, il ne suffit pas de mettre la dette en termes réels, il importe plutôt de convertir cette dernière à la valeur du marché, sans quoi il y aura une différence majeure entre la valeur du marché de la dette et la dette réelle. Or, cette notion est très importante si la période considérée contient un changement considérable dans le taux d'intérêt. Prenons un bref exemple pour illustrer ce point. Supposons qu'actuellement le taux d'intérêt sur le marché est de cinq pour cent. Si le gouvernement décide de rembourser sa dette dans cette période, il doit racheter les obligations à rendement de 5 pour cent pour attirer les sommes suffisantes. Toutefois, en modifiant le taux d'intérêt à dix pour cent, cela implique que le remboursement est moins coûteux, ce qui modifie la valeur même de sa dette. Certes, la relation entre le prix et le rendement est inversement proportionnel. Donc, ne pas tenir compte de ce phénomène provoque des erreurs au sein même du degré d'endettement utilisé comme dette dans le modèle.

Finalement, le dernier problème, qui est d'ordre méthodologique, est le traitement de la tendance dans le modèle. Est-elle déterministe ou aléatoire ? Il est évident que ces deux façons de formuler le problème apporteront des résultats différents. Il est aussi difficile de conclure sur ce point à partir de l'observation des données recueillies. En ce qui concerne les modèles utilisant des variables dites cointégrées, ce qui signifie qu'elles ont la même tendance de long terme, Seater affirme que la puissance des tests de cointégration est faible et que la méthode manque de rigueur dans la détermination de ceux-ci. Puisque, la méthode de Johansen fut publiée en 1988, quasiment aucune étude utilisant cette méthode, qui est fortement employée actuellement avec les systèmes cointégratifs, n'a été recensée par l'auteur.

Pour le cadre pratique de la recherche, le modèle d'Amano et de van Norden, qui fait l'objet de ce travail, a été publié en 1995. Contrairement à

plusieurs modèles théoriques précédents, il emploie des déterminants empiriques pour saisir les fluctuations du taux de change réel. Selon les auteurs, cette démarche est justifiée, par trois facteurs principaux. D'abord, puisque le commerce bilatéral entre le Canada et les États-Unis est le plus important au monde, les mouvements du change canadien sont dus en grande partie au commerce avec son pays voisin. Cela permet de simplifier la modélisation sans tenir compte des déterminants du change provenant du commerce avec tous les autres pays. Ensuite, le Canada est une petite économie ouverte qui ne peut influencer les prix des variables incluses, qui sont donc exogènes. Finalement, il est bien reconnu que l'intégration économique et politique des deux pays est très forte. Plus spécifiquement, tous deux ont un change flexible, des politiques similaires et un marché de crédit ouvert.

Le modèle des deux auteurs retenu relie le change canadien au prix des commodités sans énergie, le prix de l'énergie et la différence des taux d'intérêts entre le Canada et les États-Unis. Il emploie un modèle à correction d'erreur pour modéliser le change canadien à partir de ces variables, ceci étant attribuable à la cointégration entre les variables de prix avec le change. Les résultats de ces recherches comportent quelques avantages notables. Effectivement, Meese et Rogoff (1988), à partir de modèles monétaires, concluaient qu'il n'y avait pas de meilleure prédiction à long terme du taux de change que ce que produisait la marche aléatoire. Le modèle d'Amano et van Norden arrive à une meilleure prédiction, tout en permettant de simuler avec une bonne exactitude les mouvements généraux du change réel canadien (ex post).

Toutefois, malgré la grande simplicité du modèle et sa capacité de prévision, ce dernier subit la critique inhérente de sa caractéristique. En effet, il est fort probable qu'il y ait d'autres variables empiriques qui puissent être explicatives du change réel et qui ne sont pas incluses ou même examinées par les auteurs, afin d'analyser leur degré explicatif dans l'équation de base. Ceci laisse entrevoir qu'il est possible de faire mieux pour la prévision à long terme.

En outre, ce modèle s'intéresse seulement aux effets des termes de l'échange sur le cours du dollars canadien, ce qui laisse de côté le rôle de la politique fiscale des deux pays. Certes, afin d'obtenir le résultat de l'équivalence ricardienne, une hypothèse nécessaire était de maintenir le chemin des dépenses gouvernementales. La raison étant qu'un changement dans les dépenses entraîne une modification sur les variables du modèle. Donc, les dépenses influencent théoriquement le comportement de l'économie. Par conséquent, elles peuvent altérer le taux de change de la devise d'un pays à court ou à long terme, dépendamment de la nature du changement.

Le dernier texte qui retiendra notre attention est celui de Djoudad et Tessier (2000), qui reprend le travail d'Amano et van Norden. À partir du modèle de base, ils vérifient si les résultats demeurent concluants suite à l'ajout de cinq années et ils cherchent d'autres variables explicatives, susceptibles d'améliorer son rendement. Les facteurs qui ont été considérés sont l'écart de la productivité, l'écart des dépenses publiques, l'écart de revenu entre les habitants des deux pays, les actifs nets à l'étranger et finalement l'écart entre les dettes gouvernementales. Premièrement, ils observent que le modèle maintient sa robustesse pour la prévision, ce qui fut démontré en ré-estimant le modèle initial avec les cinq années supplémentaires. Donc, les variables initialement choisies par Amano et van Norden renferme véritablement un haut degré explicatif du change canadien, le hasard n'y étant pour rien. Finalement, une autre conclusion est que parmi les nouvelles variables, seule la variable concernant le niveau d'endettement est significative, au sens statistique, et ajoute au degré de prédiction.

Cependant, le travail effectué par Djoudad et Tessier contient deux problèmes majeurs. Effectivement, à travers la présentation du texte de Seater, il est possible de conclure que l'actualisation de la dette à la valeur du marché est d'une importance capitale, mais elle n'a pas été effectuée dans le cadre de l'étude de ces deux auteurs. Cela a évidemment des répercussions sur les tests

de cointégration de la variable «dette» et les conclusions qui en découlent. A priori, rien ne laisse croire que les résultats seraient les mêmes avec une nouvelle série en termes de marché. De plus, ce travail ne distingue aucunement les éléments de la dette qui contribuent à expliquer le taux de change. Dans le cadre d'équivalence ricardienne, seulement les dépenses devraient influencer les variations de change («ceteris paribus»). Malgré cette hypothèse, il n'y a aucune distinction des effets individuels des dépenses et des revenus gouvernementaux sur la devise. Par conséquent, il est possible de refaire exactement le même modèle, en ne modifiant que la variable dette afin de voir s'il aura un meilleur comportement.

En somme, cette section a couvert, de façon générale et explicative, les études qui ont été effectuées à l'égard de l'hypothèse d'équivalence ricardienne, tout en illustrant le cadre de travail de cette recherche. Le texte de Seater présente la forme et les problèmes que l'étude actuelle doit éviter. Ceux de Amano et van Norden et de Djoudad et Tessier précisent la façon d'y parvenir.

4- Présentation économique-historique

Avant d'explorer plus concrètement le sujet qui nous préoccupe, il est nécessaire d'analyser le comportement de l'économie sur la période étudiée et de présenter le comportement général des nouvelles variables d'intérêts du modèle durant ce laps de temps.

Les données couvrent la période de 1972 à 2001, selon une fréquence trimestrielle. Il est à noter qu'une présentation plus détaillée de la source des données se retrouve en annexe du présent document. Au cours de cette période les économies canadienne et américaine ont subi quelques chocs positifs et adverses sur la production avec des changements de politiques des deux gouvernements. À titre d'exemple notons les événements suivants : le choc pétrolier de 1973 et de 1979 ; la hausse des dépenses gouvernementales, principalement au début des années 1980, qui s'est produite simultanément dans les deux états; la crise financière de 1987 avec l'effondrement de l'indice boursier de New York et la récession de 1991; l'expansion économique importante des années 1990 et finalement par l'assainissement budgétaire canadien et américain vers la fin du vingtième siècle. Bref, l'énumération de ces quelques faits démontre de façon évidente les différents stades caractéristiques des cycles économiques. De plus l'échantillon contient à la fois les effets de l'endettement et du rétablissement des dépenses publiques sur le taux de change, cet espace temporel semble adéquat pour fournir des éléments explicatifs à l'égard de la question.

En ce qui concerne les variables choisies pour le modèle, le taux de change de la monnaie canadienne et américaine se caractérise principalement par une dépréciation réelle du dollar canadien en terme de dollar américain, tel que représenté au graphique 1 (annexe page 37) . Le change est défini de façon telle que une hausse de ce dernier est une dépréciation réel de la devise canadienne. À l'exception de légères appréciations réelles pour les périodes de

1972 à 1977 et de 1985 à 1992, il apparaît clairement que le huard soit en dépréciation réelle de long terme, en relation au billet utilisé par l'oncle Sam. Il est évident que plusieurs facteurs peuvent interagir sur ce dernier, toutefois, le but de ce travail consiste à déterminer si les revenus des pays contribuent à expliquer partiellement cette observation.

Quant à eux, les revenus et les dépenses au Canada et aux États-Unis, en fraction de leur produit intérieur brut réel respectif, ont augmentés. Ce phénomène s'explique, en grande partie, par la croissance économique de ces deux pays. Cependant, à partir des graphiques 2 et 3 (p.37 et p.38), les dépenses ont crû à un rythme plus élevé que les revenus. C'est au début des années 1980 que l'écart s'accroît, simultanément pour les deux pays, entre les deux variables. Par ailleurs, la choc boursier de 1987 semble aussi renforcer cette différence. C'est vers la fin de la décennie 1990, que les deux gouvernements enregistrent des surplus budgétaires. En plus, les deux séries présentent un mouvement plus important au niveau des dépenses qu'au niveau des revenus. Ceux-ci semblent croître à un taux quasi linéaire tandis que les dépenses fluctuent considérablement. En considérant les ratios entre les deux pays pour ces deux variables, le graphique 4 présente la même tendance (p.38), soit une diminution continue du ratio. Il y a donc une hausse plus importante des revenus et des dépenses en proportions de PIB aux États-Unis qu'au Canada.

Il faut donc retenir que la période choisie semble contenir divers éléments du cycle économique et des éléments opposés en ce qui concerne la balance budgétaire pour la période étudiée, ce qui contribue à la pertinence du sujet comme cadre d'étude pour l'hypothèse d'équivalence ricardienne. Toutefois, à cette étape, il serait prématuré de faire des liens explicatifs entre le fait observé de la dépréciation réelle de la devise canadienne en terme de devise américaine et ceux sur les revenus et les dépenses.

5- Modèle économétrique et méthode

5A- Mise en valeur au marché de la dette

Les faits présentés lors de la dernière section proviennent des données fournies par la banque du Canada. La source détaillée de ces dernières se retrouve à la fin de cet exposé. Toutefois, il est nécessaire de préciser que ce travail est fait avec deux bases de données. Certes, dans un premier lieu, les inférences statistiques seront faites à partir des données originalement employé par Djoudad et Tessier, mais en y substituant la dette qu'ils ont utilisée par celle mise en valeur de marché. En dernier lieu, afin de pouvoir juger de l'hypothèse d'équivalence, le travail remplacera la dette en marché par les revenus et les dépenses des deux pays. Ceci constitue la deuxième base de donnée de ce travail.

La méthode afin de transformer la valeur de la dette en par à celle de valeur de marché requiert l'examen de l'ensemble des obligations émises par le gouvernement en une année. La raison est que le gouvernement émet plusieurs séries distinctes de bonds avec des coupons et des rendements différents. La valeur au marché est comptabiliser en regardant le prix fois le nombre d'obligations d'une émission spécifique. Somme toute, en effectuant cette opération pour l'ensemble des obligations émises dans l'année, on obtient la valeur de la dette et l'intérêt versé à cette dernière. D'autant que le nombre d'émission est grande, d'autant que la mise en marché est complexe et longue. Comme il a été mentionné lors de l'introduction du travail de Seater, il est nécessaire d'appliquer cette transformation pour obtenir des résultats concluant sur le sujet. Toutefois, pour parvenir à cette fin, c'est une approximation de la valeur en marché qui est utilisée. La méthode a été développée par Butkiewicz (1983). La forme mathématique étant la suivante :

$$MV = \frac{1 + Nc}{1 + Nr} (PV)$$

Brièvement, cet auteur a démontré qu'il est possible d'obtenir une valeur approximative assez précise de la dette en valeur de marché en utilisant un terme de correction de la dette dite en «par value». Comme l'illustre la forme de l'équation, il faut utiliser le ratio entre le coupon et le rendement. Le «N» est la maturité moyenne à la fois pour le coupon et le rendement. Le coupon «c» s'obtient en utilisant le ratio de l'intérêt versé à la dette sur le montant de celle-ci. En ce qui concerne le « r », à partir de la maturité moyenne, il est possible de retrouver le rendement avec une série d'obligations. À titre d'exemple, si la maturité moyenne d'une obligation est de 5 ans en 1973, alors il suffit de prendre le rendement offert d'une obligation qui correspond à la maturité moyenne. Butkiewicz a démontré la précision de sa méthode en prenant la corrélation entre ses valeurs de dette obtenues et la valeur de la dette américaine mise en terme de marché de 1958 à 1975. Il a obtenu une valeur de 0.91, ce qui peut être qualifié de corrélation forte. Donc, cette méthode simple permet la transformation de la dette dans le cadre de ce travail.

À partir de cette méthode, il importe de souligner ici la source des données utilisées afin d'actualiser la dette en valeur de marché. En ce qui concerne la maturité moyenne des obligations, celle pour le Canada provient directement de Statistique Canada et celle des États-Unis provient de l'Office de la dette publique. Un problème réside dans l'obtention de la série de rendement. En effet, cette série n'étant pas disponible, il faut la créer à partir de journaux ou de revues spécialisées sur les actifs financiers selon la méthode expliquée précédemment. Cela a été fait, dans le cas canadien, à partir du Globe & Mail et, dans le cas américain, selon le journal The Wall Street Journal. Finalement, le coupon américain s'obtient directement à partir du site Internet de l'Office de la dette publique américaine. Toutefois, en ce qui concerne le coupon canadien, il faut utiliser le ratio de l'intérêt payé à la dette sur la dette correspondante à cet intérêt payé. Ici, le problème est que même si l'intérêt à la dette est une série assez courante, cette dernière intègre les intérêts versés par le gouvernement au

régime de retraite de ses fonctionnaires. Mais, la dette elle même ne comptabilise pas les sommes dues à ce régime pour l'ensemble de la période couverte par ce travail. Pour tenir compte de ce fait, il a été nécessaire d'utiliser deux séries sur la dette, soit celle qui incluait l'ensemble de la dette, mais d'une trop courte étendue pour être utilisé dans ce travail, et celle qui ne tenait pas pour compte des sommes au régime en soi. En appliquant le ratio entre les deux séries pour chacun des points, il a été possible de construire le ratio moyen et de transformer la dette afin qu'elle soit adéquate à l'intérêt versé par le gouvernement canadien.

Selon cette méthode et avec la dette canadienne mise en valeur de marché de l'étude de Boothe et Reid, la corrélation obtenue est de 0,80. Ce test de corrélation a été fait de la période de 1972 à 1983, car la série de Boothe et Reid n'a pas été étendue au delà de cette année. Ce résultat s'explique par le fait qu'il est très difficile d'obtenir avec précision l'échéance exacte des obligations par le biais des journaux canadiens, ce qui implique donc une difficulté à obtenir le r le plus précisément possible. D'autant plus, le coupon canadien est obtenu par une transformation de la série dette pour les raisons évoquées précédemment. En annexe, à la page 39, figurent les graphiques comparant la dette mise en marché avec celle originalement utilisée par Djoudad et Tessier, pour les deux pays en question. Ici, une hypothèse prise pour la dette totale canadienne en valeur de marché est que le mode de financement de l'administration fédéral a la même structure que celui des provinces. Donc, le ratio canadien est utilisé comme «proxy» pour la détermination de la dette en valeur de marché pour toutes les administrations. Pour ce qui touche directement l'analyse des deux graphiques, il apparaît clairement que les deux ont des fluctuations similaires. Certes, ceci est dû à l'intégration forte du marché des capitaux entre les deux pays, ce qui implique dès lors des fluctuations similaires dans leurs taux d'intérêt respectifs. De plus, lorsque le taux d'intérêt croît, la valeur au marché de la dette diminue et l'inverse se produit lorsque le taux d'intérêt décroît. Dans les deux cas, ceci semble confirmer. Certes, après la

récession du début des années 90, les taux d'intérêt ont chuté pour les deux pays, ce qui se traduit par une hausse de la valeur au marché de leurs dettes. Et vers la fin de l'expansion économique de cette même décennie, les taux ont crû, ce qui a diminué la valeur au marché des dettes. Ceci est corroboré par les deux graphiques.

La transformation de la dette à celle de valeur a été faite selon la méthode élaboré par Butkiewicz afin de pouvoir estimer de façon rigoureuse l'impact de la dette sur le cours de la devise canadienne. Il s'avère que la dette canadienne et américaine soit en adéquation aux attentes provenant de leur construction.

5B- Estimation avec la dette en valeur de marché

Toute la démarche présentée précédemment a pour but de revoir s'il y a cointégration entre la dette mise en valeur de marché et les variables considérées dans l'étude de Djoudad et Tessier. La modélisation choisie pour le travail est connu sous le nom de modèle à correction d'erreur. Brièvement, celui-ci inclus un paramètre d'ajustement temporel permettant le retour à l'équilibre du système. Cette condition est vérifiée lorsque le paramètre est plus petit que 0. En plus, la partie à laquelle il se multiplie est celle dite de long terme, car elle inclue seulement les variables I(1) cointégrées. Finalement, les autres termes de l'équation sont les variables qui peuvent expliquer la dynamique de court terme du modèle. Le modèle estimé par Djoudad et Tessier est :

$$\Delta r_{pfx} = \Omega (r_{pfx,t-1} - \beta - \delta_1 com_{tot,t-1} - \delta_2 ent_{tot,t-1}) + \lambda rdiff_{t-1} + \alpha diff_{dette}$$

Où

- r_{pfx} : log du taux de change Can/US
- com_{tot} : Prix des commodités sans énergie
- ent_{tot} : Prix de l'énergie
- $rdiff$: Différence des taux d'intérêt Can-US
- Ω : Paramètre d'ajustement temporel
- $Debt$: Différence de dette $(DCan/PIB_{can}) - (DUs/PIB_{us}), Market Value$

Il est à noter que la forme présentée ci haut est celle choisie par la Banque Centrale. Étant donnée que la première partie touche à la ré-estimation de ce système à partir de leur base de donnée avec leur dette en par value, cette forme a été considérée comme acquise. Mais, pour les parties propres de ce travail, des tests statistiques permettront de déterminer l'endroit où doit se positionner chaque variable pour expliquer la dynamique du taux de change réel.

La méthode d'estimation retenue pour évaluer les coefficients de l'équation de cointégrations est celle dite : « leads and lags estimator ». Ceci consiste à faire les deux régressions suivantes² :

$$y_t = \alpha_0 + \beta x_t + \phi_0 \Delta x_t + \phi_1 \Delta x_{t-1} + \phi_2 \Delta x_{t-2} + \dots + \phi_p \Delta x_{t-k} + \zeta_1 \Delta x_{t+1} + \zeta_2 \Delta x_{t+2} + \dots + \zeta_p \Delta x_{t+k} + e_t \quad (1)$$

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \gamma_0 \Delta x_t + \theta (y_{t-1} - \beta x_{t-1}) + u_t \quad (2)$$

Dans un premier temps, il faut estimer l'équation (1) qui inclut seulement les variables indépendantes déterminées comme I(1). Ceci est fait en régressant par les moindres carrés ordinaires avec écart-type robuste la variable dépendante sur les variables cointégrées, leurs différences premières et sur des retards et des avances de ces dernières. Par le biais de cette étape, il est possible d'obtenir les résidus de la régression et ce strictement pour les variables I(1) (les résidus n'incluent pas les retards et les avances pris pour estimer les coefficients d'intérêt). Finalement, ayant les résidus, il est possible d'estimer l'équation (2) par moindres carrés ordinaires. Il suffit de faire la régression de la différence première de la variable dépendante sur la différence première des variables indépendantes stationnaires et sur le premier retard des résidus. Tout ce cheminement permet d'estimer les coefficients du modèle à correction d'erreur présenté au début de cette section. Cette alternative permet d'utiliser la distribution de la loi normale afin de faire l'inférence statistique sur les paramètres estimés (Stock et Watson). Le choix des retards et des avances peut être fait selon le AIC ou BIC défini ainsi :

$$AIC(p) = LN\left(\frac{SSR(p)}{T}\right) + \left(\frac{2(p+1)}{T}\right)$$

$$BIC(p) = LN\left(\frac{SSR(p)}{T}\right) + \left(\frac{LN(T) \times (p+1)}{T}\right)$$

Où : SSR = Sum squares residuals;
T = nombre de donnée ;
P = nombre de retard considéré

² Ici, la forme présentée n'est que pour une variable indépendante. Toutefois, la généralisation à n variables indépendantes n'altère en rien la méthode.

Toutefois, le nombre de retards considéré a été choisi selon le critère d'information AIC. Certes, selon le travail de Ng et Perron, ces deux auteurs ont démontré que le AIC est préférable pour les test de racines unitaires. De plus, ce critère est plus libéral que le BIC, ce qui est plus conforme à la méthode qui suggère de travailler avec une infinité d'avance et de retard. À fin de comparaison, le tableau 1 présente les résultats de Djoudad et Tessier

Tableau 1
Comparaison entre les résultats de la Banque et ceux obtenus avec le
niveau d'endettement en par value, 1973-1998

Variables	Résultats de Djoudad & Tessier		Résultats actuels	
	Coefficients Estimés	P-Value	Coefficients estimés	P-Value
Constante D'ajustement	-0.12	0.00	-0.06	0.05
Prix des commodités	-0.48	0.04	-0.46	0.00
Prix de l'énergie	0.05	0.19	0.08	0.00
Différence des taux d'intérêt CAN-US	-0.67	0.00	0.002	0.32
Dettes	0.01	0.00	0.01	0.00

et ceux obtenus par cette façon de procéder en utilisant exactement la même base de donnée. Le nombre de retard et d'avance considéré ici a été de cinq. Les résultats diffèrent en ce qui concerne le risque de première espèce pour la majorité des variables, sauf pour la dette en par value. Certes, celui-ci est très sensible au nombre de retard considéré, contrairement aux grandeurs des coefficients qui changent que très peu sous cette considération. D'autant plus, la comparaison n'est pas d'une exactitude parfaite, étant donné que le nombre de retard qui sera utilisé modifie la période de comparaison en diminuant son étendue temporelle. En effet, en prenant 5 retards et avances, il y a une perte de 12 trimestres dans l'estimation du système. Certes, la différence première inflige une donnée en moins, les retards et avances 10 et finalement le retard considéré pour obtenir la constante d'ajustement temporel entraîne elle aussi la perte de

une donnée. Cela est une autre raison qui puisse expliquer les différences des p-values entre les deux méthodes. Toutefois, la logique de la modélisation semble maintenue pour les grandeurs et signes des coefficients estimés, à l'exception de la différence des taux d'intérêt. Somme toute, la méthode n'est pas en adéquation parfaite à celle employée par la Banque Centrale, mais elle semble plutôt être une approximation raisonnable de celle-ci.

Pour ce qui concerne l'estimation avec la dette en marché, il est nécessaire dans un premier lieu de déterminer les séries dites intégrées d'ordre un. À cette fin, il faut déterminer le nombre de retard optimal qu'elles doivent inclure. Les deux critères d'information retenues pour cette fin sont le AIC et le BIC qui ont été défini précédemment. À partir de cette opération, c'est le test de Dickey-Fuller augmenté qui a été retenu afin de déterminer la stationnarité ou non de chacune des variables du modèle. Les résultats figurent au tableau 2.

Tableau 2
Test ADF sur l'ensemble des variables du système avec la dette en
valeur de marché, période 1973-1998^A

Variable		En niveau	En différence	Retard retenu	
Taux de change réel	SC,ST	0.834	-3.682**	Niveau 4	Différence 3
	AC,ST	-0.957	-3.877**		
	AC,AT	-1.758	-3.913*		
Prix des commodités	SC,ST	-1.323	-3.740**	Niveau 6	Différence 5
	AC,ST	-1.406	-3.961**		
	AC,AT	-3.139	-3.922*		
Prix de l'énergie	SC,ST	-0.509	-4.362**	Niveau 4	Différence 3
	AC,ST	-0.963	-4.329**		
	AC,AT	-2.334	-4.582**		
Différence des taux d'intérêts	SC,ST	-1.998*	-11.334**	Niveau 1	Différence 0
	AC,ST	-2.701+	-11.279**		
	AC,AT	-2.757	-11.289**		
Dette en marché	SC,ST	1.828	-6.792**	Niveau 2	Différence 1
	AC,ST	0.778	-7.356**		
	AC,AT	-1.854	-7.539**		

A **: seuil de signification de 1%, * : seuil de signification 5%

En somme, le test a été fait selon trois formes : sans constante et sans tendance, sans constante et avec tendance et puis finalement avec tendance et constante. Les résultats sont que le change, le prix des commodités, le prix de l'énergie et la dette en valeur de marché sont $I(1)$ et ce pour les trois formes. Par la suite, afin de déterminer s'il y a cointégration entre les séries $I(1)$, il faut déterminer le nombre optimal de retard pour ces variables jointes et faire le test de Johansen. Le retard choisi a été de quatre. Le test de Johansen pour ce retard présente un résultat concluant de cointégration. Les résultats de ce test figurent au tableau 3. De plus, si on applique le test de Dickey-Fuller augmenté

Tableau 3
Tests de cointégration de Johansen entre le change, les matières premières, l'énergie et la dette en valeur de marché, période 1973-1998^a

$H_0 : q =$	Λ_{max}	Trace
0	33.474488 **	54.388282**
1	15.887359	20.913794
2	4.9011345	5.0264351
3	.12530062	.12530062

a. ** : seuil de signification à 5%

sur les résidus de la régression du change sur les autres variables $I(1)$, ce qui est une autre forme pour vérifier la présence de cointégration des séries $I(1)$, on rejette l'hypothèse nulle de cointégration. Toutefois, en regardant le tableau 4,

Tableau 4
Résultat de la régression sur les résidus

Variable	Coefficient estimé	Ecart-type	P-Value	Intervalle de confiance
résidu	0.58	0.28	0.04	0.03 – 1.1

le coefficient estimé est de 0.58. On peut conclure à de la cointégration entre les variables considérées, car le test de Dickey-Fuller manque de puissance. Les résultats de la régression du modèle à correction d'erreur se retrouvent au tableau 5. Le premier résultat à constater est que le coefficient d'ajustement est

Tableau 5
Coefficients estimés du VECM avec la dette en marché, période 1973-1998

Variable	Coefficient estimé	Risque de première espèce
Coefficient d'ajustement	0.321	0.00
Prix des commodités	0.361	0.00
Prix de l'énergie	0.150	0.00
Différence des taux d'intérêts CAN-US	-0.001	0.58
Différence de la dette en marché CAN-US	0.010	0.00
Constante	-2.460	0.00

positif et significativement différent de 0. Ceci implique que le système ne retournera à une position d'équilibre dans le temps, ce qui est contraire à la prédiction de la théorie économique au sujet du change. De plus, une autre différence dans les résultats comparativement à l'estimation avec la dette en par value est le changement de signe du coefficient associé au prix des commodités. Ceci va à l'encontre de la théorie, car une baisse des prix des commodités comparativement à l'autre pays devrait inciter les agents de l'autre pays à acheter là où les prix sont plus faible et donc se traduire, par cette action, à une appréciation réelle de long terme de la devise. Les autres variables du système demeure quasi identique, sauf pour le prix de l'énergie. Il n'y a que la magnitude qui soit changée. Quant la dette en valeur et selon le coefficient obtenu, une hausse de 1 point de la différence de dette entraîne une dépréciation réelle de long terme de 1 % de la devise canadienne.

Dû au résultat sur le coefficient d'ajustement, soit qu'il soit positif et significatif, le modèle a été ré-estimé en considérant la dette en valeur de marché dans la partie de court terme du système. Les résultats figurent au tableau 6. Malgré cette formulation, le coefficient d'ajustement garde les mêmes propriétés que lors de l'estimation précédente. Cette autre modélisation implique

donc que le change ne retournera pas à équilibre. De plus, le coefficient de la dette est non significativement différent de 0 dans la partie de court terme. Pour

Tableau 6
Coefficients estimés du VECM avec la dette en marché hors de la partie de long terme, période 1973-1998

Variable	Coefficient estimé	Risque de première espèce
Coefficient d'ajustement	0.570	0.00
Prix des commodités	-0.460	0.00
Prix de l'énergie	0.080	0.00
Différence des taux d'intérêts CAN-US	0.002	0.26
Différence de la dette en marché CAN-US	-.0002	0.75
Constante	1.664	0.00

les variables incluses dans la partie de long terme, ces dernières sont exactement de la même grandeur et détiennent le même risque de première espèce que lors de l'analyse avec la dette en par value. Ceci est dû à la manière d'estimer le système. Le coefficient pour la différence des taux d'intérêt demeurent non significatifs dans la partie de court terme.

5C- Estimation avec les revenus et les dépenses

Ayant refait les régressions de Djoudad et Tessier en considérant leur dette en par value et la dette en valeur de marché dans l'équation de base, cette section, qui est le propre de cette étude, s'attarde à la pertinence d'inclure les revenus et les dépenses à l'intérieur du modèle et de vérifier l'hypothèse d'équivalence ricardienne comme approximation de la réalité empirique.

Désormais, l'équation à laquelle l'intérêt est soumis pour effectuer les tests statistiques est la suivante :

$$\Delta r_{pfx} = \Omega (r_{pfx,t-1} - \delta_1 com_{tot,t-1} - \delta_2 ent_{ot,t-1}) + \beta + \lambda r_{diff,t-1} + A$$

$$\text{Où : } A = \theta_1 \Delta diff_{rev,t-1} + \theta_2 \Delta diff_{dep,t-1}$$

- r_{pfx} : log du taux de change Can/US
- com_{tot} : Prix des commodités sans énergie
- ent_{ot} : Prix de l'énergie
- r_{diff} : Différence des taux d'intérêt court terme Can-US
- Ω : Paramètre de correction
- Diff_{rev} : Log des ratios des revenus par PIB Can/US
- Diff_{dep} : Log des ratios des dépenses par PIB CAN/US

La présentation de cette modélisation suggère que les deux nouvelles variables soient à l'extérieur de la partie de long terme. Toutefois, ceci sera vérifié par les tests statistiques appropriés. Il est donc possible que le terme A soit à l'intérieur de la partie de long terme. La logique des tests statistiques et l'ordre dans lequel ils sont effectués demeurent les mêmes que dans la section précédente. Soulignons tout d'abord deux points avant de s'attarder plus longuement aux tests statistiques exécutés sur le modèle. En premier lieu, la variable revenus et la variable dépenses ont été construites en prenant le ratio de ces dernières au PIB respectif du pays. Par la suite, à partir de ces valeurs, la transformation effectuée a été d'utiliser le ratio (Can/PIB)/(US/PIB) et d'y appliquer une

transformation logarithmique, pour les deux séries en question. Les autres variables du modèle sont de la même forme que la présentation l'indique sous le modèle. Le deuxième point concerne l'équation en soi. Certes, il a été mentionné dans la partie théorique du travail qu'une hypothèse fondamentale de l'idée d'équivalence ricardienne est celle de l'attente rationnelle. Donc, pourquoi considérer dans le modèle les valeurs passées pour les revenus et les dépenses? Si on considère la contrainte budgétaire gouvernementale suivante :

$$D_t = \sum_{i=0}^{\infty} \frac{T_{t+i}^e - G_{t+i}^e}{(1+r)}$$

- Où
- D : dette
 - r : taux d'intérêt
 - T : Taxes
 - G : Dépenses

étant donné que les deux séries sont non stationnaires, donc celles-ci possèdent une racine unitaire, alors elles peuvent être dites Martingales. Ceci signifie que la meilleure prévision du processus en T+1 est faite à partir de toute l'information passée connues en T. Cette condition implique :

$$E_t(T_{t+i}^e - G_{t+i}^e) = T_t - G_t$$

où E est l'opérateur mathématique de l'espérance. En appliquant l'espérance sur la contrainte budgétaire du gouvernement et en supposant que le taux d'intérêt soit constant, hypothèse raisonnable se basant sur la stationnarité de cette série, on retrouve :

$$E_t(D_t) = (T_t - G_t) \times \frac{(1+R)}{R}$$

Dès lors, la dette attendue n'est qu'une proportion de la valeur en t du processus. Pour cette raison, l'estimation sera basée sur le passé des revenus et des dépenses, ce qui justifie la méthode d'estimation retenue pour le modèle en question.

En ce qui concerne les test ADF en tant que tel pour cette section, soit pour les revenus et les dépenses, les résultats figurent au tableau 7.

Tableau 7
Test ADF sur l'ensemble des variables du système, période 1973-2000^A

Variables		En niveau	En différence	Retard retenu	
				Niveau	Différence
Taux de change réel	SC,ST	0.667	-3.965**	4	4
	AC,ST	-1.111	-4.175**		
	AC,AT	-2.011	-4.139**		
Prix des commodités	SC,ST	-1.371	-4.282**	7	5
	AC,ST	-1.393	-4.542**		
	AC,AT	-3.439+	-4.500**		
Prix de l'énergie	SC,ST	0.168	-4.173**	4	3
	AC,ST	-1.757	-4.164**		
	AC,AT	-2.035	-4.013*		
Différence des taux d'intérêt	SC,ST	-2.056*	-11.756**	1	1
	AC,ST	-2.578 +	-11.702**		
	AC,AT	-2.806	-11.729**		
Log du ratio des revenus CAN/US	SC,ST	-2.938**	-5.386**	8	6
	AC,ST	-1.797	-5.987**		
	AC,AT	-2.627	-6.095**		
Log du ratio des dépenses CAN/US	SC,ST	-4.867**	-4.867**	5	4
	AC,ST	-1.637	-6.709**		
	AC,AT	-2.026	-6.832**		

A ** : seuil de signification de 1%, * : seuil de signification 5%, + : seuil de signification 10%

Ces tests ont été effectués selon les trois mêmes formes utilisées dans la partie précédente et selon la détermination du retard optimal pour chacune à l'aide des critères d'information. Une précision est à mentionner ici au sujet de la série sur les revenus et celle sur les dépenses. Comme le graphique l'indique (page 38), ces deux séries ont une tendance. C'est donc pour cette raison, que le test avec constante et tendance retient l'attention pour déterminer si ces deux séries ont une racine unitaire ou non. Face à cette considération, seul le taux d'intérêt peut être dit stationnaire. Cette variable sera incluse dans la partie dynamique de court terme. Dès lors, il peut y avoir une relation de cointégration entre le change, l'indice des prix des commodités hors énergie, l'indice des prix de l'énergie, les revenus et les dépenses. Afin de faire le test de Johansen sur la cointégration, l'ordre optimal obtenu à partir du critère d'information BIC et aussi du AIC est de 1 pour l'ensemble des variables dites $I(1)$. Le résultat du test de Johansen figure au tableau 8. Il se dégage une relation de long terme entre les variables considérées.

Tableau 8
Test de cointégration entre le change, les commodités, l'énergie, le
revenu et les dépenses, période 1973-2000^A.

$H_0 : q=$	Λ_{max}	Trace
0	218.77628**	231.61869**
1	5.9193135	12.842411
2	4.7158762	6.9230975
3	1.9876555	2.2072213
4	0.21956574	0.21956574

A. ** :seuil de signification de 1%

Les coefficients estimés du modèle à correction d'erreur figurent au tableau 9. L'ensemble des coefficients estimés de la partie de long terme de l'équation sont tous significatifs. L'effet d'accroître de un point l'indice des prix des commodités entraînera une appréciation réelle à long terme de la devise de près de 0.68%. Quant à l'indice des prix de l'énergie, la hausse de un point de ce dernier entraîne une dépréciation réelle de long terme de 0.06% du cours de la

Tableau 9
Coefficients estimés du VECM, période 1973-2000.

Variable	Coefficient estimé	Risque de première espèce
Coefficient d'ajustement	0.005	0.58
Prix des commodités	-0.68	0.00
Prix de l'énergie	0.06	0.00
Différence des Taux d'intérêt CAN-US	0.003	0.25
Log du ratio des revenus CAN/US	2.08	0.00
Log du ratio des dépenses CAN/US	-2.19	0.00
Constante	3.28	0.00

de devise. Pour ce qui touche directement la variable d'importance afin de vérifier l'équivalence ricardienne, soit les revenus, cette dernière est significativement différente de 0. Ceci implique donc que le modèle ne peut inférer que cette idée économique soit une approximation de la réalité empirique. En effet, le coefficient associé aux revenus étant différent de 0 au sens statistique, ce résultat implique qu'il sert à prédire les fluctuations du change réel. Ceci est donc le contraire de ce que prédit la théorie économique au sujet de l'équivalence ricardienne. Le coefficient des dépenses est lui aussi significatif et de signe négatif. Cela implique qu'une hausse des dépenses entraîne une appréciation réelle de long terme de la devise canadienne. C'est ce que prédit aussi la théorie au sujet des effets sur le change pour cette variable. Le taux d'intérêt est de signe positif, mais non significatif dans la partie de court terme. Finalement, pour ce qui concerne le coefficient d'ajustement, ce dernier est positif. L'implication de ce résultat est que le système ne retournera pas à l'équilibre. Toutefois, il est important de voir que ce coefficient estimé est non significatif.

Pour cette raison, le système a été ré-estimé en mettant les revenus et les dépenses dans la partie de court terme. Le test de Johansen figure au tableau 10. À partir de ce dernier, il n'est pas possible de conclure à de la cointégration entre le change, le prix des commodités et le prix de l'énergie. Ceci

Tableau 10
Tests de cointégration de Johansen entre le change, les matières
première, l'énergie 1973-2000^a

$H_0 : q =$	Λ_{max}	Trace
0	14.82771	18.022889
1	2.6640466	3.195179
2	.53113244	.53113244

a. ** : seuil de signification à 5%

est aussi confirmé par le test de Dickey-Fuller sur les résidus, ce qui implique le rejet de l'hypothèse nulle, soit que les trois variables soient cointégrées. Toutefois, comme dans le cas précédent avec ce test, en examinant le paramètre estimé des résidus au tableau 11, on peut dès lors conclure à de la

Tableau 11
Résultat de la régression sur les résidus

Variable	Coefficient estimé	Ecart-type	P-Value	Intervalle de confiance
résidu	0.58	0.33	0.08	-0.06 – 1.23

Tableau 12
Coefficients estimés du VECM avec les revenus et les dépenses
dans la partie de court terme, période 1973-2000

Variable	Coefficient estimé	Risque de première espèce
Coefficient d'ajustement	-0.063	0.00
Prix des commodités	-1.06	0.00
Prix de l'énergie	0.11	0.00
Différence des Taux d'intérêt CAN-US	0.003	0.13
Log du ratio des revenus CAN/US	0.022	0.20
Log du ratio des dépenses CAN/US	0.057	0.427
Constante	4.75	0.00

cointégration entre ces variables. Les résultats d'estimation de ce nouveau système figurent au tableau 12. Par le biais de cette opération, le coefficient d'ajustement est désormais négatif et significatif. Il apparaît donc que cette modélisation permet le retour à équilibre des variables du système. De plus, les variables incluses dans la partie de long terme, soit le prix des commodités et le prix de l'énergie, demeurent significatives. Il n'y a que les grandeurs des coefficients qui sont affectés par ce changement, l'effet sur la devise est le même. Une hausse des prix des commodités se répercute par une appréciation réelle de la devise canadienne à long terme et une hausse des prix de l'énergie produit une dépréciation réelle à long terme. Quant à lui, le taux d'intérêt demeure positif et non significatif par cette modélisation. Toutefois, le coefficient sur les revenus est désormais non significatif, ce qui présuppose que l'équivalence ricardienne prévaut comme approximation de la réalité. Enfin, les dépenses deviennent non significatives dans la partie de court terme de l'équation.

Il apparaît donc, à partir de ces résultats, dépendamment de la manière de modéliser le système, que l'idée d'équivalence ricardienne est et n'est pas une approximation de la réalité empirique canadienne. Certes, lorsque l'idée d'équivalence est rejetée, soit en traitant les revenus et les dépenses dans la partie de long terme du système, le coefficient d'ajustement est non significatif et positif. Mais, de l'autre point de vue, en mettant les revenus et les dépenses dans la dynamique de court terme, le système permet un retour à l'équilibre des variables et ne rejette pas l'idée d'équivalence.

6- Conclusion

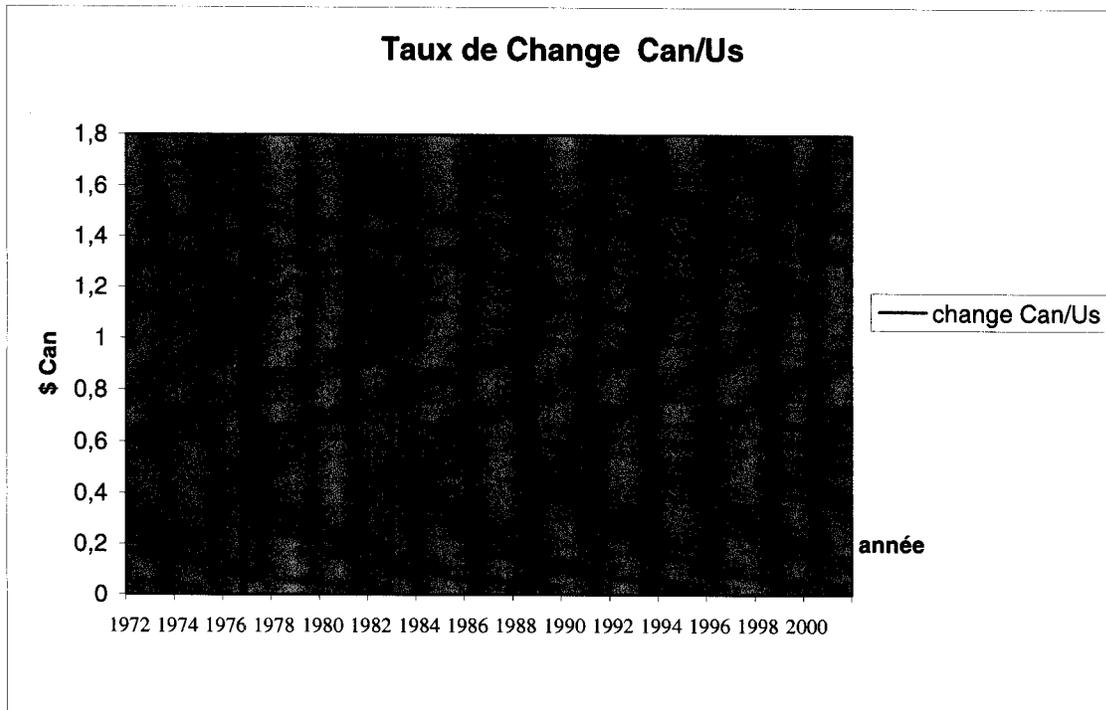
À partir du modèle à correction d'erreur amélioré par Djoudad et Tessier, ce travail concernait l'admission ou non de l'idée d'équivalence ricardienne comme hypothèse raisonnable de la réalité empirique. À partir du modèle à correction d'erreur que les auteurs de la Banque Centrale ont utilisé et selon la méthode d'estimation des « leads and lags estimator », la première partie de la recherche refait les estimations de la Banque et compare les résultats entre cette façon de procéder et celle qu'ils ont choisi pour estimer le modèle en question. La méthode retenue ici par ce travail semble être une approximation des résultats de la Banque Centrale. Par la suite, étant donné les conclusions de Seater au sujet de la dette et de l'importance de travailler avec sa valeur mise au terme du marché, la ré-estimation du modèle fut faite en tenant compte de ce point clef. En substituant la dette en par value pour la dette en valeur de marché, il s'avère que celle-ci soit incluse dans la partie de long terme du modèle et non dans la partie dynamique de court terme. De plus, il ressort des résultats que la différence des taux d'intérêts entre le Canada et les États-Unis n'est pas une variable expliquant les fluctuations de court terme du change entre les deux pays. Par la suite, à partir de la deuxième base de donnée qui substitue la dette pour les revenus et les dépenses, les tests statistiques suggèrent de traiter ces deux variables dans la partie de long terme du modèle. De plus, toutes deux ne sont significativement différentes de 0. En ce qui concerne directement la variable d'intérêt de ce modèle, soit les revenus, il est impossible de rejeter l'hypothèse nulle, ce qui implique dès lors que la modélisation retenue ne puisse pas confirmer l'idée d'équivalence comme une hypothèse raisonnable de la réalité empirique. Mais, le coefficient d'ajustement est non différent de 0 et positif. Pour cette raison, la modélisation a été étendue en mettant les deux variables d'intérêt dans la partie de court terme du modèle. Par cette formalisation, il s'avère que le coefficient d'ajustement soit négatif et significatif. Cela assure donc que le retour à l'équilibre de la modélisation, ce qui est de cohésion à la théorie sur le change réel. À l'intérieur de ce système, les revenus ne sont pas significativement

différents de 0. Donc, dans ce cas ci, l'idée d'équivalence ricardienne comme approximation de la réalité ne peut pas être rejetée.

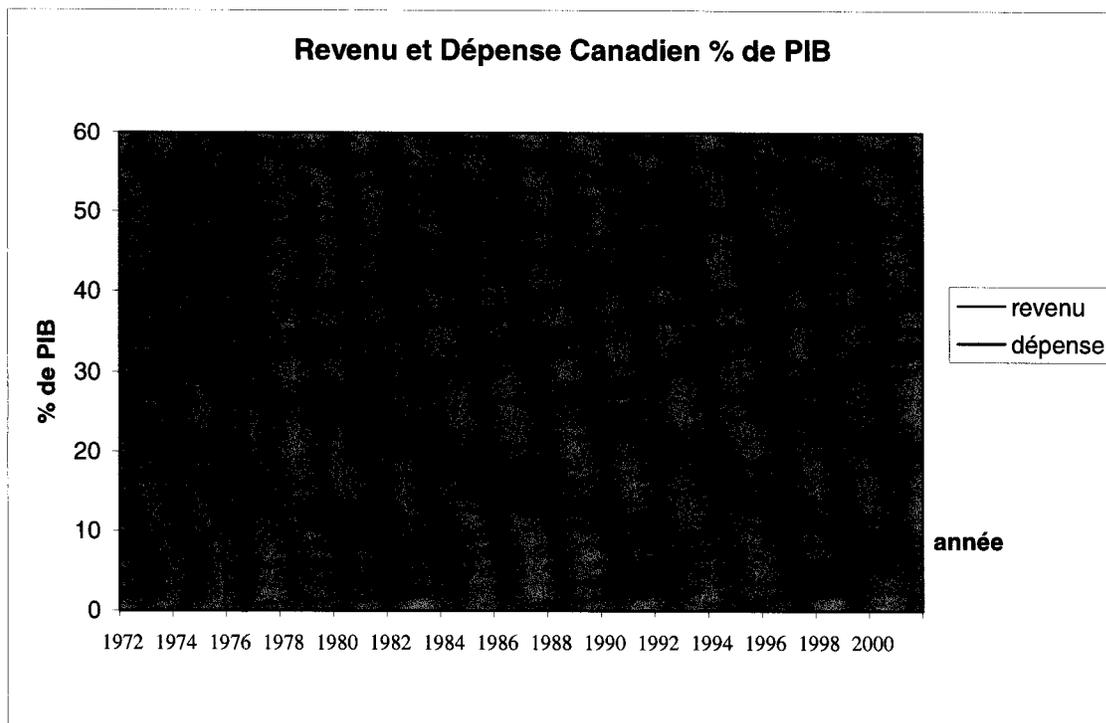
Pour palier aux problèmes de l'étude et aussi améliorer la performance du modèle, plusieurs méthodes pourraient être adoptées. Travailler avec une base de donnée qui permettent de tenir plus d'avance et de retard sur les variables indépendantes $I(1)$ du système, utiliser la méthode formelle pour mettre la dette en valeur de marché et toute autre modélisation permettant une flexibilité sur les hypothèses pourraient permettre une meilleure adéquation des résultats. Certes, ce travail ci implique l'altruisme pur, un temps de vie infini, des taxes forfaitaires... En somme, la redéfinition adéquate du modèle incluant ces points ne pourraient qu'améliorer sa performance.

Annexe Graphique

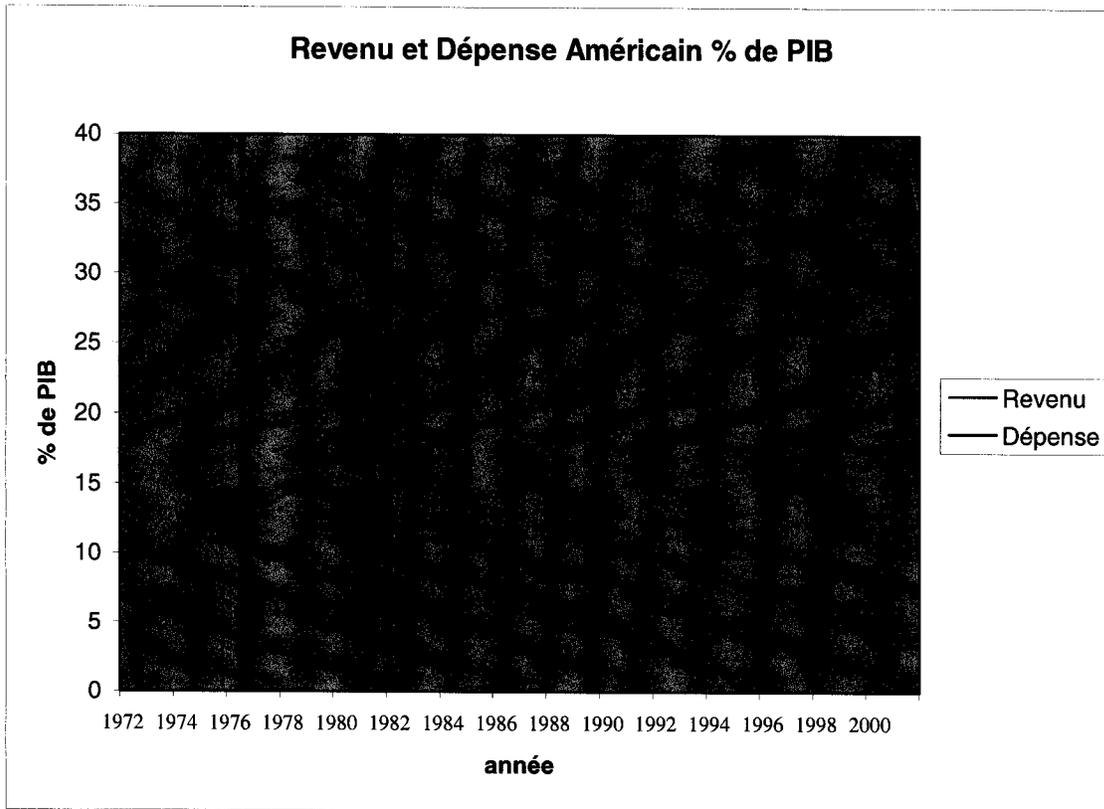
Graphique #1



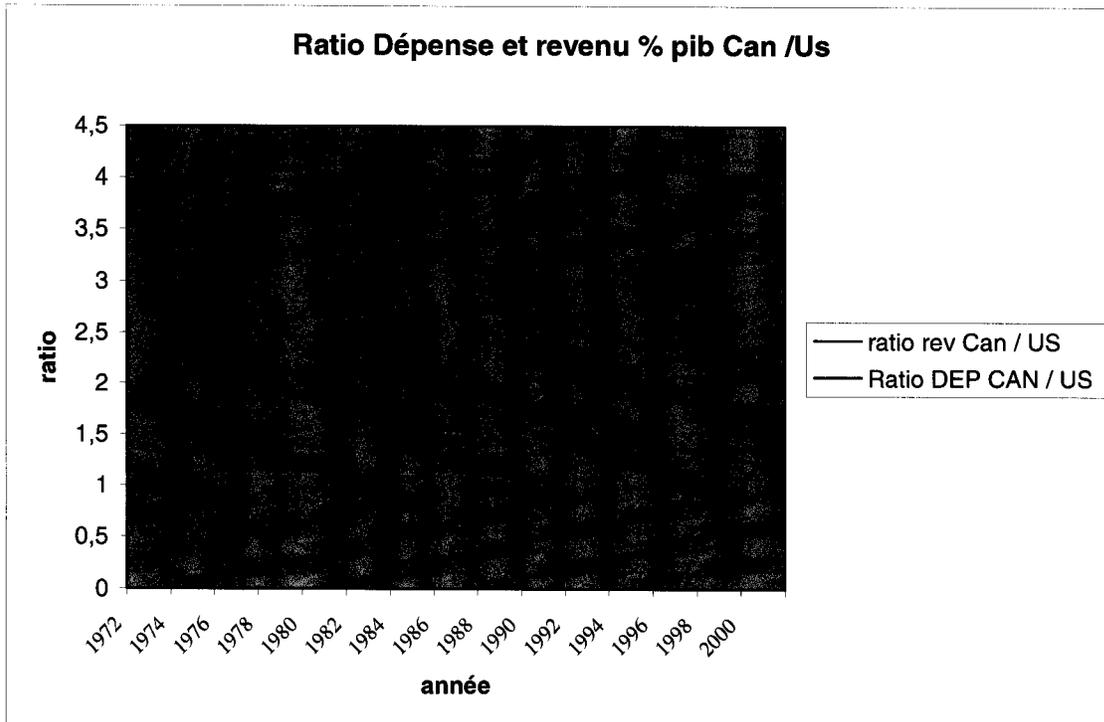
Graphique #2



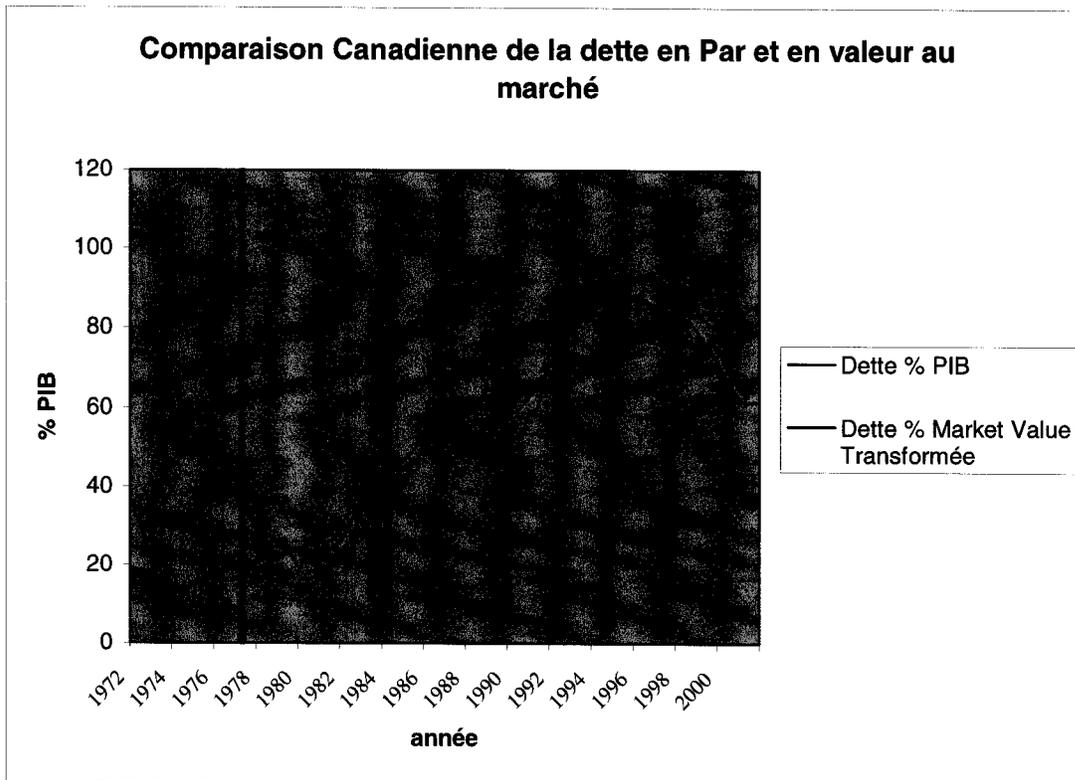
Graphique #3



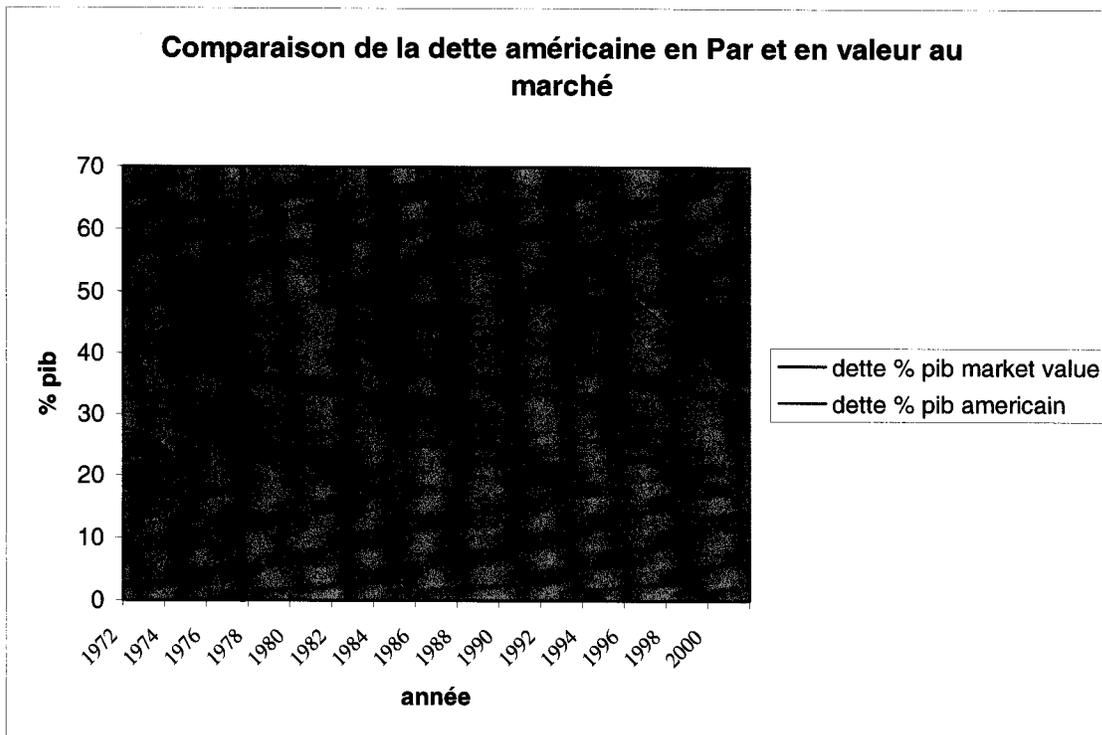
Graphique #4



Graphique #5



Graphique #6



Bibliographie

- Amano, R. et S. van Norden. « Terms of trade and Real exchange rate : the canadian evidence », *Journal of international Money and Finance*, vol. 14, 1995, p.83-104.
- Barro, R. « Are government bonds net wealth ? », *Journal of Political Economy*, vol. 82 (6), 1974, p.1095-1117.
- Boothe, Paul M. And Reid, Bradford G. “ Asset returns and government budgets in a small open economy: emperical evidence for Canada,” *Journal of Monetary Economics*, jan 1989,23(1) , p.65-77
- Butkiewicz, James L. « The Market Value of outstanding Government debt: comment », *Journal of Monetary Economics.*, Mai 1983, 11(3), p.373-379.
- Campbell, J.Y. et Perron, P. « Pitfalls and opportunities : What Macroeconomists should know about unit roots », in S.Fisher ed., *NBER Macroeconomic annual 1991*, Cambridge, MIT press, 1991, p.141-201.
- Cox, Micheal and Haslag, Joseph, « the Market Value of Government of Canada Debt. Monthly, 1937-1984 », *Canadian journal of Economics*, 19, 1986, p.469-497.
- Djoudad, R. Et Tessier, D. « Quelques résultats empiriques relatifs à l'évolution du taux de change Canada/État-Unis, *Banque du Canada*, document de travail 2000-4.
- Johansen, S. « Statistical analysis of cointegration vectors », *Journal of Economic Dynamics and Control*, 1988, p1998.231-254.
- McMillin, W.D. and Koray, F « Does government debt affect the exchange rate ? An empirical analysis of the Us-Canadian exchange rate », *Journal of Economics and Buisness*, vol. 42, p.279-288.
- Ng, Serena and Perron, Pierre « Lag length selection and the construction of unit root test with good size and power, *Econometrica*, Vol 69, no 6, 2001, p.1519-1555
- Seater, J.J « Ricardian equivalence », *Journal of Economic Literature*, Vol.XXXI, 1993, p.142-190.
- Stock, J et Watson, M. « Introduction to econometrics », *Pearson Education, inc.* 2003.
- Wooldridge, Jeffrey M. « Introductory Econometrics : A modern approach » *South-Western College Publishing*, 1999.

Annexe : Sources des données

PIB réel, valeur du marché, désaisonnalisé, Canada : Statistique Canada (V499686)

PIB réel, valeur du marché, désaisonnalisé, États-Unis : Federal reserve of Dallas

Dettes, Canada : Banque du Canada * , Dettes, États-Unis : Banque du Canada *

Indice des prix des matières premières hors énergie : Banque du Canada *

Indice des prix de l'énergie : Banque du Canada *

Taux de change réel : Banque du Canada *

Différence des taux d'intérêt Canada - États-Unis Banque du Canada *

Revenus et dépenses de l'administration consolidée, Canada : Statistique Canada (V498316, V498326)

Revenus et dépenses du gouvernement fédéral, états et administrations locales, États-Unis : Statistique Canada (V122154, V122167, V122188, V122200)

Coupon Américain : www.publicdebt.treas.gov

Maturité des obligations Américaines : Treasury Bulletin

Maturité des obligations Canadiennes : Statistique Canada (V37361)

Intérêt sur la dette Canadienne : Statistique Canada (V499798)

Dettes canadiennes : Statistiques Canada (V20683763)

Rendement sur les bonds : Cas américain (Wall street Journal) cas canadien (Globe & Mail)

* Les données de la banque du Canada proviennent de l'étude de Ramdane Djoudad et David Tessier, Document de travail 2000-4.

C

C