

*Département des Sciences économiques  
Maîtrise en Sciences économiques*

*Économie internationale*

*Rapport de recherche*

*Effets de la politique fiscale sur le cours du dollar canadien*

*Dominique Ratté*

*Directrice de recherche : Emanuela Cardia,*  
*Université de Montréal, CRDE*

*Mai 2002  
Université de Montréal*

*Université de Montréal  
Département des Sciences économiques  
Maîtrise en Sciences économiques  
Économie internationale  
Rapport de recherche  
Effets de la politique fiscale sur le cours du dollar canadien  
Dominique Ratté  
Mai 2002*

## **Préface**

Ce rapport de recherche se penche sur la contribution de la fiscalité canadienne à la dépréciation du dollar canadien observée depuis le début des années soixante-dix. Des travaux précédents ont déjà suggéré le concours de certaines variables comme le prix des produits de base, le prix de l'énergie et l'écart d'endettement par rapport à cette dépréciation.

Pour étudier le rôle de la fiscalité sur la dépréciation du dollar canadien, nous avons adopté le modèle de Amano et Van Norden (1995). Du premier trimestre 1973 au quatrième trimestre 2000, les résultats de nos estimations montrent que la contribution marginale de l'écart des dépenses budgétaires Canada/États-Unis, une fois introduite à la suite des autres variables explicatives, est non significative, mais que la contribution marginale de l'écart des taux d'imposition seule ou de façon simultanée avec l'écart d'endettement et/ou l'écart des dépenses gouvernementales est significative.

## Table des matières

1. Introduction	4
2. Bref aperçu du cours du dollar canadien depuis 1973 (quelques exemples de politiques économiques)	5
3. Revue des études antérieures	8
4. Estimations	13
4.1. Estimation du modèle d'Amano et Van Norden (1995)	15
4.2. Extension du modèle d'Amano et Van Norden	17
5. Le modèle stochastique à anticipation rationnelle d'une économie ouverte pour deux pays	22
6. Interprétation des résultats	24
7. Conclusion	26
8. Bibliographie	27
9. Annexes	29
10. Sources des données	44

## 1. INTRODUCTION

L'étude analyse les effets à court terme de la variation du taux de change par rapport aux chocs fiscaux. Nous avons abordé la question avec deux variables; la première est l'écart des dépenses gouvernementales Canada/États-Unis et, la seconde, l'écart des taux d'imposition sur le revenu Canada/États-Unis. Notre rapport a ainsi pour but d'ajuster davantage l'équation du taux de change réel de la Banque du Canada afin de réduire l'écart entre les valeurs observées et les valeurs prédites par ce modèle. L'analyse empirique se fait pour la période de 1973-2000 en utilisant des données trimestrielles. Le cadre théorique de notre étude est basé sur le modèle stochastique d'une économie ouverte pour deux pays provenant du rapport de Clarida et Gali (1994). D'après leur théorie, la relation entre les dépenses gouvernementales et le taux de change réel est négative, alors que la relation entre le taux de change et les taux d'imposition est positive. L'hypothèse de l'équivalence ricardienne n'est pas vérifiée, car il est difficile de tester l'effet de la variation du taux d'imposition sur la consommation. D'autres théories très importantes auraient pu être utilisées pour ce rapport, mais nous avons fait cette analyse en combinant les travaux de Clarida et Gali (1994) et d'Amano et Van Norden.

L'étude de base utilisée est celle d'Amano et Van Norden (1995). Elle définit une relation entre le prix des matières premières et le taux d'intérêt sur le taux de change réel, ce modèle comprend des composantes de long terme et de court terme. La composante de long terme prend la forme d'un terme de correction d'erreurs provenant d'une relation linéaire entre le taux de change réel, le prix des produits de base (hors énergie) et le prix de l'énergie, la relation de court terme comprend l'écart des taux d'intérêt entre le Canada et les États-Unis. Mais le modèle n'arrive pas à expliquer toute la différence entre les valeurs prédites par ce dernier et les valeurs observées du taux de change réel. Par contre, une étude faite par Djoudad, Gauthier et St-Amant (2000) utilisant un système vecteur autorégressif conclut que des chocs de demande réelle rendent compte d'une part importante de la variance du taux de change Canada/États-Unis. Pour notre étude nous avons utilisé l'équation d'Amano et Van Norden (1995) augmentée de la dette, soit l'étude de Djoudad et Tessier (2000). D'une part, nous avons ensuite ré-estimé cette équation de base en l'augmentant de l'écart d'endettement et de l'écart des dépenses gouvernementales Canada/États-Unis, et ce, de façon simultanée ou isolée et, d'autre part, de l'écart des taux d'imposition sur le revenu Canada/États-Unis, encore là de façon simultanée avec les autres variables explicatives ou isolée. Dans notre modèle nous retrouvons la même dynamique de long terme que celle de l'équation de base, par contre, l'analyse de la dynamique de court terme, entre le Canada et les États-Unis, est essentiellement induite par différents écarts : taux d'intérêt, dépenses gouvernementales, dette et taux d'imposition.

L'importance de cette étude est de comprendre la ou les raisons de la dépréciation de notre dollar par rapport au dollar américain, étant donné des conjonctures économiques semblables pour les deux pays. Cela est d'une grande importance, car la mesure de notre dollar définit aussi le niveau de compétitivité du Canada sur le plan international. Les macroéconomistes s'intéressent au taux de change réel, qu'il constitue un indicateur de la compétitivité d'un pays, qui conditionne l'orientation de la demande vers la production domestique ou étrangère. Par exemple, un changement positif du taux de change réel diminue la compétitivité des exportations du Canada et augmente les importations de l'étranger. Mais quelle variable ou quel groupe de variables peuvent provoquer ces changements du taux de change réel ?

En nous basant sur les résultats des études mentionnées plus haut, nous faisons l'hypothèse d'une relation positive entre la politique fiscale et le taux de change réel dans le modèle utilisé et nous retenons le fait que les autorités canadiennes utilisent deux instruments : la politique budgétaire et la politique monétaire, ayant comme objectif le plein emploi, la réduction de l'inflation et un niveau de taux de change réel et ce, afin que la balance commerciale soit équilibrée. Nous retenons l'analyse de la politique budgétaire.

Nous savons que la Banque du Canada a la responsabilité de la conduite de la politique monétaire. Celle-ci concerne la maîtrise de la quantité de monnaie en circulation et son rythme d'expansion. Le rythme auquel la masse monétaire augmente influe sur le niveau des taux d'intérêt et sur le cours du dollar canadien. Ces deux variables ont à leur tour une incidence sur l'épargne, l'investissement, la demande et la production. Mais à long terme, c'est principalement sur les prix et non sur les variables réelles que la politique monétaire exerce ses effets (voir Thiessen (1994)). Nous sommes conscient de l'importance de la politique monétaire sur le comportement du taux de change, dans un régime de change flexible, mais étant donné que notre rapport est concentré sur l'étude de court terme du taux de change réel, nous allons aborder cette recherche dans ce sens.

Notre rapport est présenté de la façon suivante : la section 2 donne un aperçu du cours du dollar canadien depuis 1973; la section 3 présente une revue des études antérieures; la section 4 comporte l'analyse empirique; la section 5 illustre le modèle théorique; la section 6 dévoile l'analyse des résultats de l'étude empirique par rapport au modèle théorique; et la section 7 présente la conclusion du rapport.

## **2. BREF APERÇU DU COURS DU DOLLAR CANADIEN DEPUIS 1973 (QUELQUES EXEMPLES DE POLITIQUES ÉCONOMIQUES)**

Par la revue de l'histoire du cours du dollar canadien, cette section essaie de faire ressortir les différentes interventions des politiques économiques par rapport à la position observée du dollar canadien, elle résume l'information pertinente de l'évolution du dollar canadien pour différentes périodes. Nous essayons de faire ressortir le comportement des variables prises en compte dans le modèle que nous voulons étudier, par exemple, le prix du pétrole, les taxes et les dépenses fiscales. Le lecteur pourra se reporter au graphique 1 pour voir l'évolution du dollar canadien. Les différents faits que nous citons proviennent pour la de rapports de la Banque du Canada.

L'insatisfaction suscitée par le régime de taux de change fixe dans un climat de pressions inflationnistes et la mobilité croissante des capitaux à l'échelle mondiale s'est traduite par la mise en flottement des grandes monnaies en 1973. Selon Powell (1995), trois facteurs expliquent ces faits : le rôle de grand producteur et exportateur de produits de base que joue le Canada, la grande mobilité des capitaux, particulièrement entre le Canada, et les États-Unis et, finalement, le désir des autorités canadiennes d'orienter leurs politiques macroéconomiques vers l'atteinte d'objectifs nationaux.

La vigueur du dollar canadien durant la période 1973 tenait à la fermeté continue des prix des matières premières, à un afflux de capitaux étrangers causé en partie par le fait que l'on

s'attendait à ce que la balance canadienne des paiements soit moins touchée que celle des autres grands pays industriels par la montée soudaine des prix du pétrole survenue au cours de 1973. Pour la période allant de 1975 à 1980, on note sur le graphique 1 un glissement de la valeur du dollar et une volatilité assez grande entre 1975-1976. Par la suite, selon Powell, le dollar continue à perdre de la valeur, et cette perte est attribuable à plusieurs facteurs; par exemple, l'incertitude politique et un déficit de la balance courante. Toujours selon le même auteur, le recul observé au début des années 1980, période de récession, peut être attribuable en partie à la faiblesse des prix des produits de base.

Le budget canadien de 1980 introduit trois taxes sur les produits d'énergie :

CCP (charge compensatoire du pétrole) : sa fonction est de financer le coût du programme d'importation.

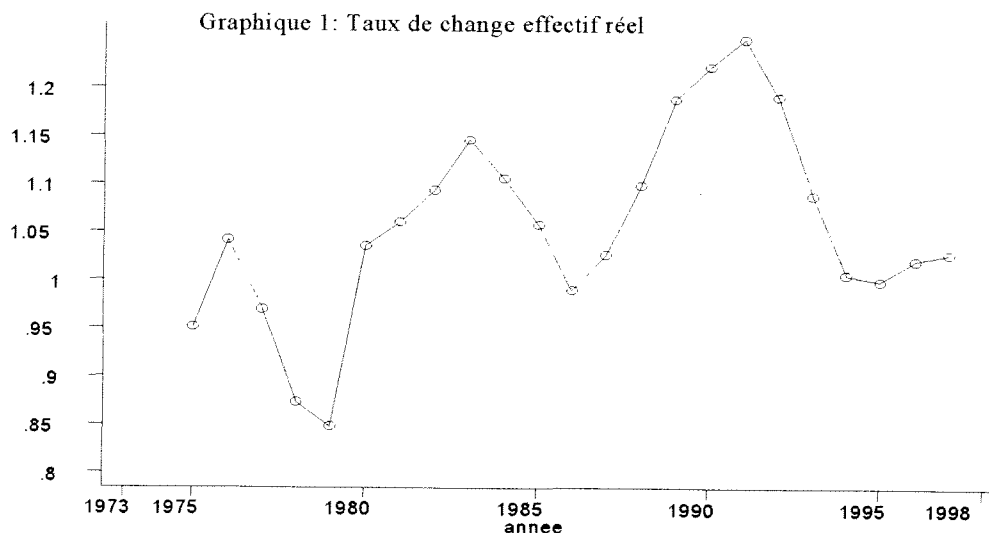
Une taxe sur le gaz naturel et le gaz liquide.

TRP (taxe sur le revenu du pétrole).

L'effet de ces trois taxes est d'augmenter le revenu du gouvernement provenant de ces secteurs ainsi que l'indice des prix à la consommation. L'analyse de cette politique fiscale porte à croire qu'elle serait la cause du renforcement de la récession pour cette période, selon le même auteur. En somme, les politiques restrictives fiscales et monétaires de 1979-1981 sont responsables de la récession de 1981-1982. Durant la période 1983-1984, le taux de change a fait un bond en réponse au budget de la même période. Le dollar canadien se déprécie de 2,8 %. Il semble que si les flux de capitaux avaient été stabilisés, les fluctuations du taux de change ou la dépréciation du dollar auraient été réduits voir *Fiscal Policy in Canada* (1993). Le dollar se raffermi durant l'année 1986 jusqu'à la fin de la décennie, cette ascension, selon Powell, est provoquée par l'essor économique engendré par la remontée des prix des produits de base, la politique budgétaire expansionniste des gouvernements et un durcissement de la politique monétaire.

La réforme fiscale de la taxe de vente fait varier la composition de la demande, l'investissement, l'exportation et la consommation d'une façon telle que l'impact minime sur la demande agrégée a été observé. Le budget d'avril 1989 propose une taxe de vente sur les produits et les services (TPS). Devenue une réalité depuis le 1<sup>er</sup> janvier 1991, elle se définit comme une taxe indirecte appliquée à toutes les transactions économiques, sauf à l'épicerie, à la location d'un logement et à quelques produits ou services de nécessité. Les gouvernements accorderont un crédit sur intrants pour les entreprises et celles qui sont performantes y gagneront en compétitivité. La TPS étend l'assiette fiscale et cette taxation forme environ 35 % du PIB, ce qui se traduit pour l'agent par une hausse des prix, donc une hausse du niveau des prix à la consommation en général. La politique monétaire pour 1989-1990 s'est principalement distinguée comme étant restrictive, afin de combattre l'inflation supposément provoquée par la politique fiscale. Une dégringolade du dollar commence au début des années 1990, provoquée par plusieurs raisons : problèmes budgétaires, affaiblissement des prix des produits de base et déficits de la balance courante. En 1997, les signes de faiblesse persistent, et ce, en dépit de la vigueur des facteurs fondamentaux de l'économie, d'un très bas taux d'inflation, d'une croissance économique modérée et de finances publiques saines. Il semble que la part la plus importante de la dépréciation était causée par une chute des prix des produits de base et de larges écarts entre les taux d'intérêt. Durant les années 1990, tous les

paliers de gouvernement au Canada ont procédé à d'importantes compressions budgétaires qui se sont traduites par des hausses des impôts et par une diminution des dépenses publiques en pourcentage du PIB. La demande globale et la croissance de la productivité étant demeurées relativement faibles jusqu'à tout récemment, il n'est pas étonnant que le taux de change réel se soit déprécié durant la plus grande partie de la période (*Revue de la Banque du Canada*, hiver 1999-2000). Le graphique 1 donne un aperçu de l'évolution du taux de change effectif annuel. Afin de mieux comprendre ce graphique, une définition s'impose : le taux de change d'équilibre est le taux de change effectif réel qui assure simultanément l'équilibre macroéconomique interne et externe d'une économie. L'équilibre macroéconomique interne est atteint lorsque l'économie est placée sur son sentier de croissance potentielle non inflationniste. L'équilibre macroéconomique externe, pour sa part, se définit comme le niveau « soutenable » du solde de la balance courante. Ce dernier dépend, d'une part, du niveau structurel de l'équilibre épargne-investissement structurel. Ainsi, un déséquilibre entre épargne et investissement est autorisé tant que le « stock » d'actifs ou de passifs extérieurs est stable en part du PIB et permet de garantir la solvabilité de l'économie. D'autre part, il dépend de l'écart entre croissance économique et taux d'intérêt réel, qui conditionne la dynamique de la dette extérieure.



Cette revue du cours du dollar nous aide à comprendre les causes des variations du taux de change lors de notre analyse empirique. Nous essayerons de faire le lien entre les résultats de nos estimations à venir et des événements économiques dont il a été question dans cette section.

Mais pour l'instant, la prochaine section sera consacrée à une revue des études antérieures.

### 3. REVUE DES ÉTUDES ANTÉRIEURES

Cette section présente les auteurs du modèle que nous allons utiliser ainsi que des études portant sur le taux de change.

#### Amano et Van Norden (1995)

Les études sur les conséquences de la politique fiscale sur le cours du dollar canadien sont assez rares; c'est pourquoi nous avons étudié les recherches portant sur l'estimation de la variation des taux de change. Amano et Van Norden (1995) ont élaboré un modèle de détermination du taux de change réel Canada/États-Unis. Ce modèle est construit pour la période 1973-1994. Il s'est révélé particulièrement robuste dans le temps. Les auteurs utilisent cette équation (qui sera présentée ultérieurement dans ce rapport) de détermination du taux de change réel afin d'interpréter l'évolution de ce dernier au cours des deux dernières décennies. Ils ont permis d'estimer la part des chocs monétaires dans l'explication de la variance du taux de change réel, mais ce taux s'écarte parfois des valeurs prévues par l'équation. Ils ont conclu que l'écart serait causé par l'omission de certaines variables pouvant influencer le taux de change. Parmi ces facteurs, nous citons en particulier la politique budgétaire, l'endettement extérieur, l'incertitude politique et les attentes des investisseurs.

#### 3.1 Modèle d'Amano et Van Norden

La version de base du modèle d'Amano et Van Norden est définie comme suit:

$$\Delta e_t = \beta [e_{t-1} - \gamma_0 - \gamma_1 Pn e_{t-1} - \gamma_2 P e_{t-1}] + \lambda_1 r_{t-1} + \lambda_2 (e_{t-1} - e_{t-2}) + \varepsilon_t \quad (3.1)$$

Les variables se définissent comme étant :

$e$  : logarithme du taux de change réel Canada/États-Unis.

$Pn e$  : indice des prix des matières premières hors énergie en termes réels.

$P e$  : indice de prix de l'énergie en termes réels.

$r$  : différentiel des taux d'intérêt de court terme Canada/États-Unis. Pour le Canada : taux du papier de premier choix des sociétés non financières à 3 mois. Pour les États-Unis : Papier commercial, taux corrigés : à 3 mois. Il est censé définir ou refléter la conjoncture des marchés financiers.

$(e_{t-1} - e_{t-2})$  représente la variation du taux de change réel au cours de la période précédente. Il est utilisé pour incorporer à l'équation la dynamique de court terme. Toutes les variables sont exprimées en logarithme, à l'exception de l'écart des taux d'intérêt.

Le premier terme entre parenthèses forme une relation de cointégration. On part du fait que les taux de change se comportent comme des séries non stationnaires ou des séries intégrées d'ordre un. Par définition, la cointégration<sup>2</sup> capte l'idée que deux ou plusieurs séries évoluent

<sup>2</sup> Les tests de cointégration ont été tenus pour acquis lors de la lecture des études de Djoudad et Tessier (2000), puisque nous avons utilisé leur base de données.



ensemble dans le temps et génèrent un équilibre de long terme. À court terme, de telles variables peuvent évoluer dans des directions différentes. Mais si elles continuent d'évoluer dans des directions différentes à long terme, des forces économiques comme un mécanisme de marché ou une intervention publique commenceront à les rapprocher. Selon Engle et Granger (1987), une combinaison linéaire de deux ou plusieurs variables peut être stationnaire. Si une telle combinaison stationnaire existe, alors les variables non stationnaires sont dites cointégrées. La combinaison linéaire stationnaire est appelée équation de cointégration et peut être interprétée comme une relation de long terme entre les variables. Le modèle de cointégration permet d'estimer à la fois l'influence à long terme des variables exogènes et, comme l'ajustement requiert un certain temps, les déviations du taux de change courant par rapport à son équilibre de long terme (Brana et Chenaf (2001)).

On définit le terme de correction d'erreurs à partir des séries non stationnaires qui sont cointégrées. Le terme de cointégration est connu sous l'appellation de « *Terme à correction d'erreurs* » dans la mesure où la déviation par rapport à l'équilibre de long terme est graduellement corrigée à travers une série d'ajustements partiels à court terme. Cette spécification restreint le comportement à long terme des variables endogènes à converger vers leurs relations de cointégration, tout en permettant des dynamiques de court terme. Voir à ce sujet l'article de Engle et Granger (1987).

### 3.2 Le modèle à correction d'erreur

Le modèle à correction d'erreur s'écrit sous la forme suivante :

$$\Delta Y_t = \alpha(Y_{t-1} - \beta X_{t-1}) + \sum_{i=0}^k Z_{t-i} \gamma_i + \varepsilon_t, \quad (3.2)$$

On définit  $Y_{t-1} - \beta X_{t-1}$  comme étant la correction d'erreurs et  $\alpha$  la vitesse d'ajustement du système à se rendre à l'équilibre de long terme;  $Z_{t-1}$  représente la matrice des variables stationnaires. Ces dernières sont mises en différence première afin de capturer la dynamique de court terme de la variable dépendante;  $\beta, \alpha$  sont les vecteurs de coefficients et  $\varepsilon_t$  le terme d'erreur (voir Engle et Granger (1987)).

Pour revenir au modèle de base, voici l'estimation de l'équation 3.1 estimée au moyen des moindres carrés ordinaires, par les auteurs, pour les données trimestrielles de 1973-1994 par les auteurs du modèle de base :

$$\begin{aligned} \Delta e_t = & -0.151(e_{t-1} - 0.030 - 0.474Pne_{t-1} + 0.08Pe_{t-1}) + 0.533r_{t-1} + 0.328 \\ & (0.031) \quad (0.070) \quad (0.075) \quad (0.023) \quad (0.112) \\ & (e_{t-1} - e_{t-2}) \\ & (0.091) \end{aligned}$$

$$R^2 = 0.35 \text{ et } DW = 1.99$$

Les valeurs entre parenthèses représentent les écarts-types. La faible valeur des écarts-types indique que les coefficients sont significativement différents de zéro. C'est donc que 35 % des variations du taux de change sont expliqués. Il semble que les prix des produits de base non

énergétiques contribuent en grande partie à expliquer les variations. On peut lire que 15 % de l'écart entre la valeur observée et la valeur d'équilibre du taux de change réel au cours de la période précédente sera éliminé à la fin de chaque trimestre; l'écart sera donc réduit de moitié après un an. Un fait perçu durant cette étude et pouvant faire le lien avec les prochains auteurs est qu'un écart observé de 7 % entre la valeur prédite par l'équation 3.1 et la valeur observée serait imputable au sentiment négatif développé envers le dollar canadien. Ce sentiment est en grande partie causé par la dette du secteur public et le climat d'incertitude politique qui prévalait durant le troisième trimestre de 1994. Cela peut être à l'origine de la grande faiblesse du dollar canadien, l'équation 3.1 n'arrive pas à saisir cet écart (voir *Revue Banque du Canada Printemps*, 1995).

### Djoudad et Tessier (2000)

Djoudad et Tessier (2000) de la Banque du Canada ont repris le même modèle et l'ont augmenté afin d'analyser avec la méthode des moindres carrés ordinaires dans quelle mesure des facteurs, autres que les prix des produits de base et de l'énergie, contribuent à la dépréciation du dollar canadien par rapport au dollar américain. Ce modèle, comme dans le modèle de base cité plus haut, comprend des composantes de long terme et de court terme. La composante de long terme prend la forme d'un terme de correction d'erreurs résultant d'une relation linéaire entre le taux de change réel ( $e$ ), le prix des produits de base (hors énergie ( $Pne$ )) et le prix de l'énergie ( $Pe$ ). La dynamique de court terme est induite par l'écart de taux d'intérêt entre le Canada et les États-Unis ( $r$ ) ainsi que l'écart d'endettement ( $D$ ) entre les deux pays.

#### 3.3 Le modèle augmenté de Djoudad et Tessier (2000)

Le modèle augmenté se présente de la façon suivante :

$$\Delta e_t = \theta [e_{t-1} - \gamma_0 - \gamma_1 Pn e_{t-1} - \gamma_2 P e_{t-1}] + \lambda_1 r_{t-1} + \lambda_2 \Delta D_{t-1} + \xi_t \quad (3.3)$$

Pour leurs estimations, ils ont utilisé les mêmes séries que Amano et Van Norden (1995) pour les trimestres de 1973-1998, mais sans le terme qui représente la variation du taux de change réel au cours de la période précédente. L'écart d'endettement ( $\Delta D_{t-1}$ ) est ici défini par l'évolution de la dette publique en proportion du PIB entre le Canada et les États-Unis en logarithme  $(\frac{DETTE (Canada)}{PIB (Canada)} - \frac{DETTE (US)}{PIB (US)})$  et en différence première. La dette publique se

distingue du déficit budgétaire au sens où elle résulte de la variation trimestrielle de cette dernière. Elle correspond à la dette de l'ensemble des administrations publiques entendues au sens de la comptabilité nationale. Ainsi, on définit le taux d'endettement comme étant le ratio dette/PIB. Elle donne une idée de l'ampleur de la dette par rapport à l'économie et de notre capacité d'endettement et de remboursement.

**Tableau 1 :** Coefficients estimés par les auteurs de l'équation 3.3 du modèle à correction d'erreurs de Djoudad et Tessier pour les données trimestrielles 1973-1998

Variables	Coefficients estimés	p-value
$e_{t-1}$	-0.12	0.00
$Pne_{t-1}$	-0.48	0.04
$Pe_{t-1}$	0.05	0.19
$r_{t-1}$	-0.67	0.00
$\Delta D_{t-1}$	0.01	0.00

D'après ce tableau, nous pouvons constater que, toutes choses étant égales par ailleurs, 12 % de l'écart entre la valeur observée et la valeur d'équilibre de la période précédente sera éliminé à la fin du premier trimestre équivalent à 15 % pour l'estimation du modèle de base. À long terme, une augmentation de 1 % des prix des matières premières non énergétiques entraînerait une appréciation réelle du dollar canadien de 48 %, ce qui est identique à l'estimation du modèle de base, soit l'équation 3.1. On note qu'une baisse de 1 % des prix de l'énergie amène une variation de 5 % comparable au 8 % obtenu dans la première estimation de l'équation 3.1. La différence se situe ici; une augmentation de 100 points de l'écart entre les taux d'intérêt, qui représente un choc monétaire endogène, amène dans l'équation 3.3 une dépréciation de 67 % du dollar canadien; alors que pour l'équation 3.1, on estime plutôt une appréciation de 53 %. On peut expliquer cette différence par le fait qu'un déficit budgétaire peut conduire à une augmentation des taux d'intérêt et attirer les capitaux ou que si ce déficit est mal perçu, compte tenu du niveau d'endettement existant, cela fasse fuir les capitaux voir (Brana et Chenaf (2001)). Le coefficient relatif aux conditions d'endettement est très significatif; une variation d'une unité provoque une appréciation de 1 % du dollar canadien. Pas étonnant, puisque nous savons, selon la théorie, qu'une augmentation de l'endettement aura des répercussions sur les variables économiques internes, par la croissance des charges d'intérêt qu'elle engendrent. Les auteurs comparent leurs résultats des simulations dynamiques du modèle d'Amano et Van Norden et constatent que : « Les simulations du modèle augmenté de l'écart d'endettement, en différence première, suivent plus fidèlement l'évolution du taux de change réel que celles du modèle de base. » Un fait intéressant pour la partie empirique est que les auteurs mentionnent que, sans l'hypothèse, « le taux de change réel permet de maintenir l'équilibre sur le plan intérieur entre la demande et l'offre globales, il est fort probable qu'une dépréciation du taux de change soit une réponse aux chocs fiscaux négatifs ».

En conclusion, les auteurs démontrent que le rythme d'accroissement de l'endettement au Canada explique 20 % de la dépréciation du dollar canadien par rapport au dollar américain, durant les années 1990. Même que l'indice de prix des matières premières et l'écart d'endettement entre le Canada et les États-Unis arrivent à eux seuls à expliquer la quasi-totalité de l'évolution du taux de change réel sur la période de 1974-1998. Dans la section empirique, nous tenterons de diminuer lors des estimations l'écart entre le taux de change réel observé et prédit par l'ajout de la variable déterminant la fiscalité.

### **Djoudad, Gauthier et St-Amant (2000)**

Djoudad et coll. (2000) dans une version préliminaire reprennent les travaux de Amano et Van Norden au modèle de Clarida et Gali (1994); mais ils considèrent un modèle avec et sans cointégration. Le modèle sans cointégration est retenu dans leur analyse. Ce modèle permet de ré-évaluer la contribution de différents chocs à l'explication de la variance du taux de change réel Canada/États-Unis comme des chocs nominaux, puisque leur modèle inclut le différentiel de PIB. Ils concluent que des chocs de demande réels rendent compte d'une part importante de la variance du taux de change Canada/États-Unis. Ces derniers affirment qu'il serait important, lors des recherches ultérieures, de mieux identifier ces chocs et de chercher à déterminer dans quelle mesure ils reflètent des chocs fiscaux.

### **Chinn (1997)**

Dans une autre étude qui analyse les déterminants du taux de change réel avec des données de panel pour quatorze pays de l'OCDE, Chinn (1997), on retrouve une estimation non linéaire d'un modèle de vecteur à correction d'erreurs incluant le niveau de production pour les biens échangeables et non échangeables, les dépenses gouvernementales et le revenu per capita, couvrant les périodes 1970-1991. Cet auteur note qu'à court terme, le coefficient des dépenses gouvernementales a une valeur significativement positive, ce qui veut dire que les dépenses gouvernementales font augmenter le taux de change, soit une dépréciation de la monnaie.

De nombreux travaux ont démontré qu'il était difficile d'obtenir une fonction de demande de monnaie stable et bien spécifiée. Dans la plupart des travaux effectués sur le taux de change, on utilise des fonctions simples afin de ne pas compliquer le modèle. C'est là la principale faiblesse des modèles de prévision. Krugman et Obstfeld (1991) mentionnent que les fluctuations du taux de change des années 1970 et 1980 reflètent fondamentalement les politiques monétaires et fiscales.

En somme, nous trouvons dans ces études que le taux de change est affecté par des mouvements de la demande pouvant être générés, entre autres, par des chocs de la politique budgétaire.

Dans la prochaine section, nous tenterons en premier lieu de retrouver les résultats des travaux effectués par Djoudad et Tessier (2000) de la Banque du Canada. Par la suite, nous allons augmenter ce modèle afin de percevoir l'impact de certains chocs fiscaux sur le taux de change réel.

## **4. ESTIMATIONS**

L'objectif de cette section est de vérifier empiriquement que les chocs fiscaux sont significativement positifs.

Nous rappelons que ce rapport a pour but d'ajuster davantage l'équation précitée par rapport aux données en réduisant les écarts entre les valeurs prédites par le modèle et les valeurs observées, et ce, par l'ajout de nouvelles variables représentant la politique fiscale Canada/États-Unis. Cette partie refait dans un premier temps l'estimation du modèle augmenté de Djoudad et Tessier (2000), on retrouve en :

4.1. La régression par la méthode des moindres carrés ordinaires de l'équation 3.3. À cette étape, on s'assure d'obtenir les mêmes coefficients et de faire les tests de stationnarité sur les variables cointégrées. Les tests de cointégration sont tenus pour acquis — ils peuvent être consultés dans le rapport de Djoudad et Tessier (2000) —, puisque nous avons utilisé les mêmes données, sauf pour l'écart des dépenses gouvernementales et l'écart des taux d'imposition. Le tableau 3 présente les résultats relatifs aux test de stationnarité. Les résultats de notre régression sont présentés au tableau 4.

4.2. Nous allons augmenter le modèle par l'écart des dépenses gouvernementales et par l'écart du taux d'imposition sur le revenu et refaire la même régression, puis comparer nos résultats à ceux obtenus dans les études antérieures.

Puisque notre travail se situe dans une perspective d'analyse de l'équation de base d'Amano et Van Norden ainsi que la re-spécification de Djoudad et Tessier, nous conservons le même modèle à correction d'erreurs ainsi que les variables (matières premières, énergie, écart des taux d'intérêts et écart d'endettement). Pour l'estimation, nous utilisons seulement les données de 1973 à 2000. Il est plus prudent de commencer les estimations à partir de 1973, en raison du changement structurel d'avant 1973, car des tests de stabilité, de signification et de changement structurel sont nécessaires pour comparer les valeurs observées en régime de taux de change fixe et flexible. La rareté des observations disponibles avant 1973 affaiblit la puissance de ces tests. Nous avons tenu pour acquis la plupart des résultats des tests faits lors des études antérieures.

Les données proviennent de la Banque du Canada. Un résumé statistique est présenté au tableau 2. Les estimations ainsi que les sources de données se trouvent en annexe.

Tableau 2. Description de la variable pour les données trimestrielles 1973:1 à 2000:4

<i>Variables</i>	<i>Obs</i>	<i>Moyenne</i>	<i>Écart-type</i>	<i>Min</i>	<i>Max</i>
e	111	.21304	.104774	.0207	.4603
Pne	111	4.9385	.211867	4.5738	5.4454
Pe	111	4.6814	.391235	4.0412	5.5204
$\Delta D$	111	.35005	.664997	-1.1102	1.8549
r	111	.01089	.016470	-.0252	.0528

*Les séries sont représentées graphiquement à l'annexe 1.*

Puisque l'estimation des paramètres de ce modèle exige la stationnarité des variables, nous étudions par conséquent celles-ci en procédant à des tests de Dickey-Fuller. Les résultats sont présentés au tableau 3. Les résultats relatifs aux tests de Dickey et Fuller portent sur les données trimestrielles de 1973-2000 d'un modèle sans constante ni tendance (SCT), d'un modèle avec constante (AC) et d'un modèle avec constante et tendance (ACT). Dans ce tableau, il s'agit de vérifier au moyen d'un test approprié (ADF) si les résidus de la relation statique sont stationnaires. Dans le cas où ils le sont, les variables sont cointégrées. Dans le

cas où les résidus ne sont pas stationnaires, les variables ne sont pas cointégrées. Nous avons considéré le logarithme des variables.

**Tableau 3.** Test de stationnarité pour le taux de change réel, l'indice du prix des matières premières et le prix de l'énergie.

Variable	méthode	En différence	Valeur critique 10 %	En niveau	Valeur critique 1 %
Taux de change réel (e)	AC	-3.977*	-2.580	-1.245	-3.468
	ACT	-3.997	-3.149	-2.050	-4.038
	SCT	-3.776*	-1.610	0.733	-2.599
Indice des prix des matières premières (Pne)	AC	-6.014*	-2.579	-1.375	-3.440
	ACT	-5.917*	-3.149	-3.661	-4.037
	SCT	-5.730*	-1.611	-1.277	-2.599
Indice des prix de l'énergie (Pe)	AC	-2.940	-2.579	-2.110	-3.440
	ACT	-2.848	-3.149	-2.713	-4.037
	SCT	-2.904*	-1.611	0.509	-2.599

La valeur critique à 1 % des tests ADF pour le cas AC est de -3.51, pour ACT de -4.04 et pour SCT de -2.60. L'astérisque note qu'on rejette la racine unitaire. On rejette la racine unitaire pour la plupart des séries en différence première, elles sont stationnaires. Comme le démontre ce tableau, on ne peut rejeter l'hypothèse de racine unitaire dans les séries en niveau, ce qui veut dire qu'elles sont non stationnaires en niveau. Elles seront donc traitées comme étant cointégrées d'ordre 1.

#### 4.1 Estimation du modèle augmenté d'Amano et Van Norden

Cette équation ré-estime l'équation 3.3

$$\Delta e_t = \vartheta [e_{t-1} - \beta_0 - \beta_1 Pn e_{t-1} - \beta_2 P e_{t-1}] + \lambda_1 r_{t-1} + \lambda_2 \Delta D_{t-1} + \zeta_t \quad (4.1)$$

**Tableau 4.** Estimation du modèle 4.1 en utilisant les données pour la période allant du premier trimestre 1973 au quatrième trimestre 2000

Variabes	Coefficients estimés (par la méthode des MCO robust)	Écart-type	t-Statistique	p-value
$e_{t-1}$	-0.13	.034	-3.841	0.00
$Pn e_{t-1}$	-0.06	.015	-4.354	0.00
$P e_{t-1}$	0.01	.005	2.070	0.041
$r_{t-1}$	-0.68	.114	-5.958	0.00
$\Delta D_{t-1}$	0.01	.003	2.372	0.020

Les résultats de cette régression, les graphiques ainsi que les tests appropriés se trouvent à l'annexe 2. Le test Vif (variance inflator factor) est utilisé pour détecter un éventuel problème de multicollinéarité. Le Vif est très bas, il n'y a donc pas de problème de ce genre.

L'estimation de l'équation 4.1 nous donne :

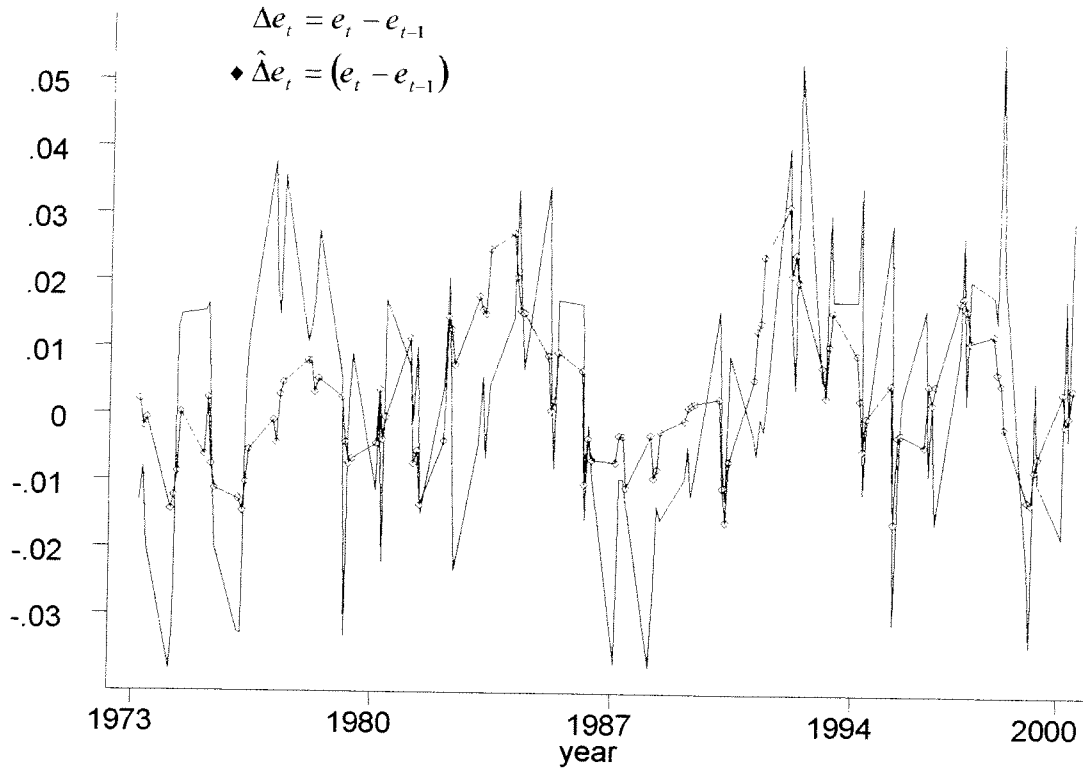
$$\Delta \hat{e}_t = -0.13(e_{t-1} + 0.30 - 0.06Pne_{t-1} + 0.01Pe_{t-1}) - 0.68r_{t-1} + 0.01\Delta D_{T-1}$$

Nous avons retrouvé les mêmes signes et grandeurs de coefficients que ceux de l'étude de Djoudad et Tessier (2000), sauf pour ceux relatifs aux prix des matières premières et énergétiques. Dans notre estimation, on remarque une perte de signification concernant ces deux variables. La raison de cette différence est inconnue, car nous avons utilisé les mêmes données que les auteurs que nous venons de citer, mais pour une période plus longue. Par contre, la régression est globalement significative, tous les coefficients des variables estimées sont statistiquement différents de zéro à 95 % pour l'intervalle de confiance. Le tableau 5 représente le comparatif des résultats et le graphique 2 expose les valeurs prédites par rapport aux valeurs perçues de nos résultats pour l'estimation 4.1.

Tableau 5. Comparatif des deux estimations

Variabes	Coefficients estimés Djoudad et Tessier (février 2000)	p-value	Nos coefficients estimés (par la méthode des MCO robust)	p-value de notre estimation
$e_{t-1}$	-0.12	0.00	-0.13	0.000
$Pne_{t-1}$	-0.48	0.04	-0.06	0.000
$Pe_{t-1}$	0.05	0.19	0.01	0.041
$r_{t-1}$	-0.67	0.00	-0.68	0.000
$\Delta D_{t-1}$	0.01	0.00	0.01	0.020

Graphique 2. Données observées et prédites de la régression 4.1



Puisque l'estimation est semblable, nous pouvons à présent augmenter le modèle 4.1. Pour ce faire, nous utilisons une série qui représente la politique fiscale. Par définition, une politique fiscale est constituée des choix du gouvernement en matière de fiscalité et de dépenses. Elle a pour but d'orienter la demande globale dans la direction désirée; la politique fiscale est soit expansionniste, soit restrictive.

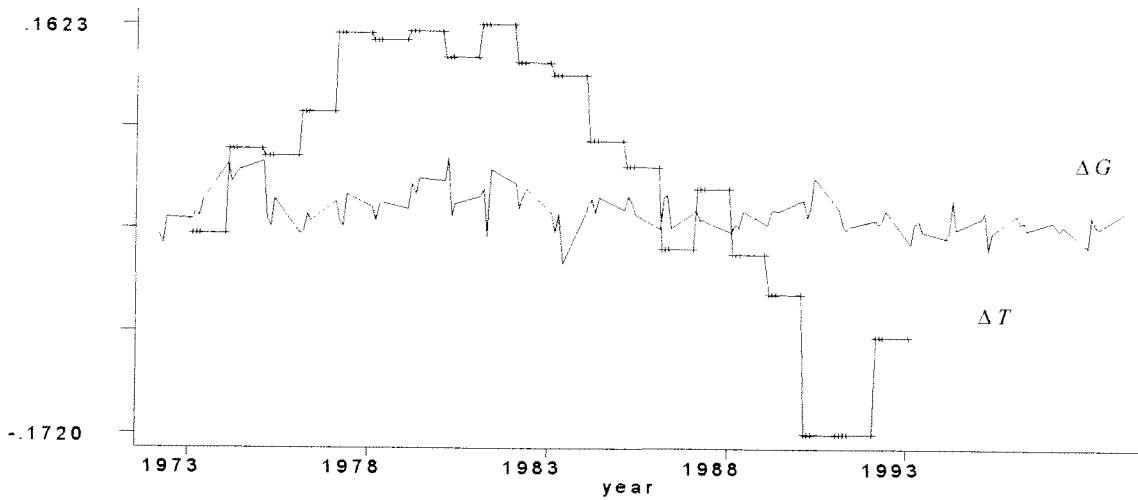
#### 4.2. Extension du modèle d'Amano et Van Norden

Une série de l'écart entre les dépenses gouvernementales Canada/États-Unis en proportion des PIB respectifs va générer la variable  $G$ , soit  $G/PIB$ . Elle est étudiée en différence première pour analyser le mouvement relatif de celles-ci sur le taux de change et retardée d'une période, soit le logarithme de  $\left( \frac{G(\text{Canada})}{PIB(\text{Canada})} - \frac{G(\text{US})}{PIB(\text{US})} \right)$  en différence première. Nous

pensons que cette variable est importante, puisqu'elle représente l'un des instruments de la politique budgétaire. En effet, les autorités budgétaires disposent de deux instruments : les dépenses publiques ( $G$ ) et la fiscalité ( $T$ ). Ces instruments sont utilisés pour agir sur la dette publique, la production et la richesse extérieure nette. Mais le plus important est que ces instruments peuvent avoir une influence sur la demande et le niveau de l'activité économique. Le graphique 3 représente l'évolution des deux variables étudiées.



Graphique 3. L'écart des dépenses gouvernementales et l'écart des taux d'imposition Canada/États-Unis en proportion des PIB respectifs



Voyons maintenant comment les variations entre les dépenses publiques canadiennes et américaines affectent l'évolution du taux de change réel.

#### 4.2.1. Estimation du modèle augmenté de l'écart des dépenses publiques

Le nouveau modèle est donné par l'équation 4.2.1 ci-dessous :

$$\Delta e_t = \rho [e_{t-1} - \beta_0 - \beta_1 P n e_{t-1} - \beta_2 P e_{t-1}] + \lambda_1 r_{t-1} + \lambda_2 \Delta D_{t-1} + \Delta G_{T-1} + \mu_T \quad (4.2.1)$$

On utilise le différentiel pour les deux dernières variables pour analyser le mouvement relatif sur le taux de change. Entre parenthèses, comme dans le modèle de base, on retrouve la composante de long terme. La dynamique de court terme est prise en compte par l'écart entre les taux d'intérêt pratiqués au Canada et aux États-Unis, l'écart d'endettement en proportion des PIB et l'écart des dépenses gouvernementales en proportion des PIB. Nous présentons dans le prochain tableau les résultats de l'estimation.

**Tableau 6.** Coefficients estimés de l'équation (4.2.1)

Variable	Estimation avec $\Delta G \neq 0, \Delta D \neq 0$ .			Estimation avec $\Delta G \neq 0, \Delta D = 0$ .		
	Coefficients	Statistique-t	p-value	Coefficients	Statistique-t	p-value
$e_{t-1}$	-0.13	-3.830	0.000	-0.15	-4.413	0.000
$Pne_{t-1}$	-0.06	-3.932	0.000	-0.08	-5.148	0.000
$Pe_{t-1}$	0.007	1.682	0.096	0.01	2.461	0.016
$r_{t-1}$	-0.68	-5.935	0.000	-0.65	-5.748	0.000
$\Delta D_{t-1}$	0.009	2.810	0.006	-----	-----	-----
$\Delta G_{t-1}$	0.03	0.265	0.791	0.05	0.415	0.679

*Les estimations et graphiques peuvent être consultés en annexe.*

La lecture de ce tableau nous montre que la contribution marginale de la variable G, une fois introduite à la suite des autres variables explicatives, est non significative. En d'autres mots, l'ajout de l'écart des dépenses gouvernementales Canada/États-Unis en différence première, ne réduit pas de façon appréciable la variation non expliquée dans les deux cas du taux de change réel. Pourquoi cette variable est-elle non significative dans un cas comme dans l'autre ? D'une part l'endettement ou la variation de la dette/PIB étudié plus haut inclut les dépenses fiscales. De plus, la théorie mentionne que le coefficient de G devrait être négatif, puisque pour toute augmentation de  $(G_{can} - G_{us})$ , les dépenses gouvernementales canadiennes sont supérieures à celles des États-Unis, ce qui fait augmenter la demande intérieure, les taux d'intérêt et la devise canadienne s'apprécie, ce qui veut dire que  $(e_t - e_{t-1})$  diminue. Voilà pourquoi nous aurions dû observer un signe négatif pour ce coefficient.

#### 4.2.2. Estimation du modèle augmenté de l'écart des taux d'imposition

Le modèle incluant l'écart des taux d'impositions Can-ÉU s'écrit :

$$\Delta e_t = \theta [e_{t-1} - \beta_0 - \beta_1 Pn e_{t-1} - \beta_2 P e_{t-1}] + \lambda_1 r_{t-1} + \lambda_2 \Delta D_{t-1} + \lambda_3 \Delta T_{t-1} + v_t \quad (4.2.2)$$

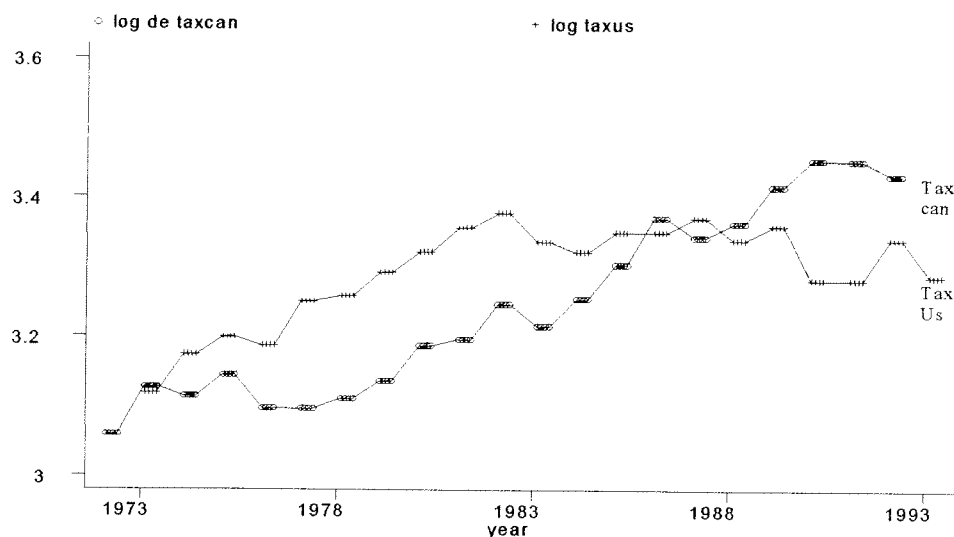
Nous voulons vérifier si l'écart entre le taux d'imposition entre les deux pays pourrait expliquer de façon significative la variation du taux de change.

L'importance de cette variable est qu'un changement dans le taux d'imposition peut entraîner des pressions du côté de la demande. Aux États-Unis par exemple, au premier trimestre 1980, les réductions des impôts ont provoqué des chocs du côté de la demande. Par la suite, cela a donné lieu à une appréciation réelle et nominale à court terme du dollar américain, en vue de réduire les pressions sur la demande. L'impôt sur le revenu constitue la principale source de revenu des gouvernements. Il comprend plus de la moitié des revenus de l'ensemble des gouvernements au Canada.

Les taux d'imposition ne varient pratiquement pas d'un trimestre à l'autre, les variations sont perçues annuellement de 1973 à 1993, et les données sur les taxes proviennent du rapport de Cardia, Kozhaya et Ruge-Murcia (1999).

Le graphique suivant donne l'aperçu de l'écart des taux d'imposition entre ces deux pays, l'échelle de ce graphique est en pourcentage, la différence en pourcentage entre le taux d'imposition d'une période à l'autre pour chaque pays.

Graphique 4. Écarts des taux d'imposition Canada/États-Unis.



On note qu'en moyenne le taux d'imposition canadien est inférieur à celui des États-Unis, sauf de 1988 à 1993. Nous avons estimé cette équation pour quatre cas différents, nous voulions voir la différence en termes de signification de l'ajout de cette variable au modèle, cas par cas. Les estimations sont faites au moyen des moindres carrés ordinaires, pour la même période que les autres estimations, sauf que le nombre d'observations est inférieur, puisque nous avons une série sur les taxes s'arrêtant en 1993.

Tableau 7. Coefficients des régressions de l'équation 4.2.2

Coefficients des MCO de 4.2.2 pour quatre situations, les écarts-types sont entre parenthèses				
variable	$\Delta T \neq 0, \Delta D \neq 0,$ $\Delta G = 0$ cas 1	$\Delta T \neq 0, \Delta D = 0,$ $\Delta G = 0$ cas 2	$\Delta D \neq 0, \Delta T \neq 0,$ $\Delta G \neq 0$ cas 3	$\Delta D = 0, \Delta T \neq 0,$ $\Delta G \neq 0$ cas 4
$e_{t-1}$	-0.20 (-4.958)	-0.22 (-5.585)	-0.22 (-5.369)	-0.24 (-6.009)
$Pne_{t-1}$	-0.08 (-3.642)	-0.10 (-4.810)	-0.10 (-4.032)	-0.11 (-5.089)
$Pe_{t-1}$	0.003 (0.455)	0.005 (0.664)	-0.001 (-0.190)	-0.001 (-0.071)
$r_{t-1}$	-0.50 (-3.117)	-0.55 (-3.465)	-0.50 (-3.321)	-0.54 (-3.721)
$\Delta D_{t-1}$	0.01 (1.911)	-----	0.01 (1.735)	-----
$\Delta G_{t-1}$	-----	-----	0.22 (2.000)	0.25 (2.227)
$\Delta T_{t-1}$	0.10 (2.417)	0.10 (2.448)	0.10 (2.740)	0.10 (2.822)

*Voir résultats en annexe.*

Les résultats de la régression du modèle 4.2.2 augmenté de l'écart entre les taux d'imposition sur le revenu Canada/États-Unis pour quatre cas différents donnent des estimations globalement significatives, sauf pour le coefficient du prix des matières premières énergétiques, en fait son apport diminue en termes de signification. Pour le reste, l'équation 4.2.2 estimée donne un  $R^2$  entre 0.35 et 0.40 selon le cas, ce qui signifie que comme dans le cas du modèle de base de l'équation 3.1, les fondamentaux de court terme et de long terme du taux de change réel expliqueraient environ le tiers de sa variance trimestrielle. Toutes choses étant égales par ailleurs, pour le cas 2, 22 % de l'écart entre la valeur observée et la valeur d'équilibre sera éliminé à la fin du premier trimestre, dans les quatre cas, une augmentation de 1 % de l'écart des taux d'imposition provoque une diminution de 10 % de la valeur du dollar canadien.

Encore ici, d'après la théorie, on aurait dû observer des signes opposés entre les coefficients des dépenses et des taxes.

Le coefficient des taxes respecte nos attentes, il est positif.

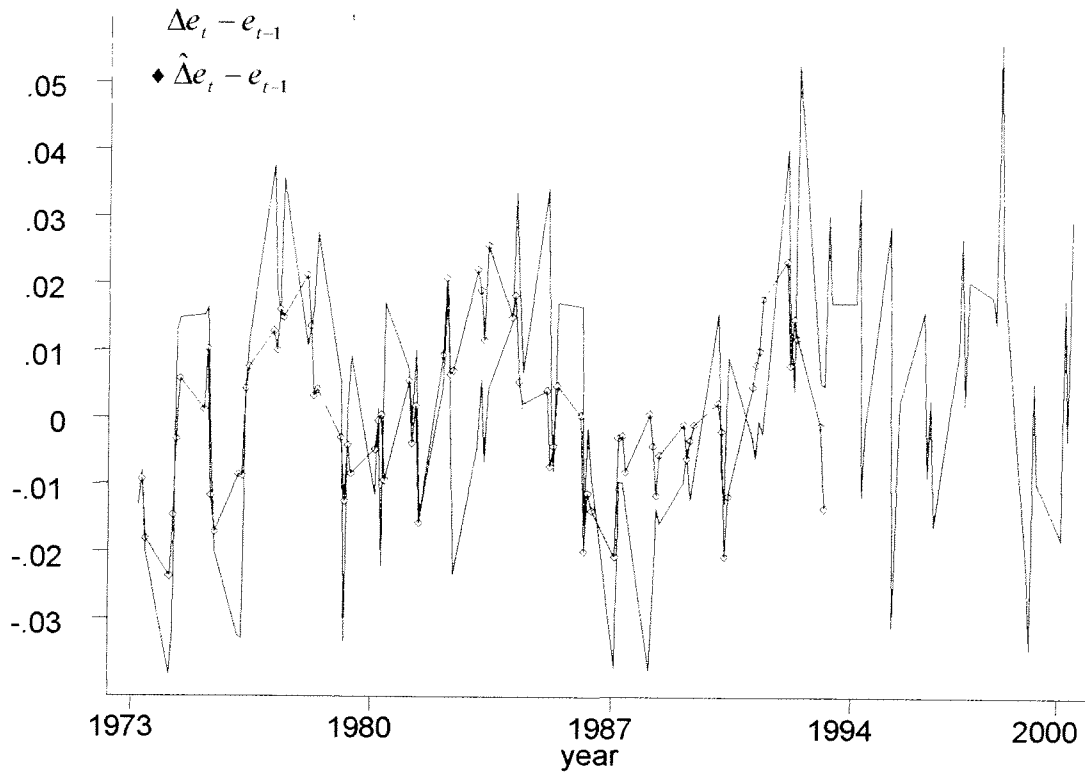
Les résultats portent à croire que nous avons faiblement diminué l'écart par rapport à l'estimation d'Amano et Van Norden (1995) et que nous l'avons diminué d'environ 12 % par rapport aux travaux de Djoudad et Tessier (2000). La comparaison des  $R^2$  de chaque estimation donne en moyenne une augmentation de 12 % de cette valeur. Comme nous l'avions mentionné, **sans l'hypothèse de l'équivalence ricardienne taxes distortionnaires fait augmenter** la consommation, l'épargne diminue et les taux d'intérêt augmentent. Il en résulte que la monnaie domestique s'apprécie.

Si le contraire se produit, que le taux d'impôt augmente pour le Canada, donc que l'écart des taux augmente aussi, on peut penser que cette hausse de taxe distortionnaire peut encourager certains contribuables à aller vivre aux États-Unis afin de bénéficier d'une taxation plus faible. Sans faire d'analyse de cette situation, on peut voir que l'effet est négatif sur la demande intérieure et qu'il y a fuite de capitaux.

Alors que pour G, le coefficient des dépenses ne respecte pas nos attentes, il devrait être négativement relié à l'évolution du taux de change.

Le prochain graphique représente les données observées et prédites de l'évolution du taux de change réel de l'équation 4.2.2, les données prédites s'arrêtent en 1993, puisque les données sur les taux d'imposition ne sont disponibles que jusqu'à cette date.

Graphique 5. Données observées et prédites de l'évolution du taux de change réel du cas 4



Pour conclure la section empirique, il convient de dire que même si nous avons faiblement amélioré le modèle, nous avons confirmé l'hypothèse quant à la relation positive de la politique fiscale sur l'évolution du taux de change. Les coefficients des dépenses et des impôts sont positifs et le modèle ne semble pas être justifié par la théorie, puisque le coefficient des dépenses devrait normalement être négatif. Nous pouvons expliquer cela par la mauvaise mesure des dépenses gouvernementales entre les deux pays, l'une impliquait les investissements, alors que pour le Canada ce n'était pas le cas.

### 5. Le modèle stochastique à anticipation rationnelle d'une économie ouverte pour deux pays

Pour comprendre les effets de la politique fiscale sur le taux de change réel, nous utilisons un modèle macro-économique à économie ouverte pour deux pays (voir Clarida et Gali (1994)<sup>1</sup> et Obstfeld Rogoff (1998)). Il s'agit du modèle de Mundell-Fleming-Dornbush, qui représente les ajustements de court terme des prix par rapport à la demande, mais qui, aussi, possède des propriétés de long terme. Les variables de ce modèle sont prises en logarithme, sauf en ce qui concerne le taux d'intérêt. On note l'indice (h) pour les variables nationales et (F) pour celles de l'étranger.

Le modèle stochastique à anticipation rationnelle d'une économie ouverte pour deux pays se définit par les équations suivantes :

<sup>1</sup> Nous avons utilisé une partie du modèle stochastique de cet article de Clarida et Gali (1994), puisque pour nous, l'essentiel était d'obtenir l'équation du taux de change réel incluant les chocs de demande afin d'analyser les chocs fiscaux. J'invite le lecteur à faire une lecture de cet article.

$$y_t = y_t^h - y_t^F \quad (5.1)$$

Avec  $y_t$  représentant le différentiel de logarithmes de PIB réel Canada/États-Unis.

$$i_t = i_t^h - i_t^F \quad (5.2)$$

Avec  $i_t$  représentant le différentiel des taux d'intérêt de court terme.

Équation IS, la demande :

$$y_t^d = d_t + \eta(s_t - p_t) - \sigma(i_t - E_t(p_{t+1} - p_t)) \quad (5.3)$$

$s_t$  : le taux de change nominal.

$E_t$  : opérateur d'espérance.

L'équation IS pour une économie ouverte est la demande d'output domestique relative à l'étranger. Cette équation est croissante par rapport aux taux de change réels  $\eta(s_t - p_t)$  et aussi croissante par rapport aux chocs de demande relative  $d_t$ . Cependant, elle est décroissante par rapport au différentiel de taux d'intérêt réels, soit  $\sigma(i_t - E_t(p_{t+1} - p_t))$ . Clarida et Gali (1994) mentionnent que  $d_t$  pourrait capturer l'absorption des chocs domestiques fiscaux relativement aux étrangers. L'évaluation des prix est représentée par :

$$p_t = (1 - \theta)E_{t-1}p_t^e + \theta p_t^e \quad (5.4)$$

L'indice (E) est placé pour dénoter une variable anticipée. Le niveau des prix à la période t est une moyenne des prix anticipés. Lorsque  $\theta = 1$ , cela signifie que les prix sont très flexibles et que l'output détermine l'offre, si  $\theta = 0$ , les prix sont fixes et prédéterminés une période à l'avance.

Équation de LM, l'offre :

$$m_t^s - p_t = y_t - \lambda i_t \quad (5.5)$$

L'indice (s) pour désigner l'offre

Parité des taux d'intérêt :

$$i_t = E_t(s_{t+1} - s_t) \quad (5.6)$$

Clarida et Gali (1994) proposent de spécifier le processus stochastique qui conduit l'offre relative d'output ( $y_t^s$ ), le choc de la demande relative ( $d_t$ ) et la monnaie relative ( $m_t$ ). Les auteurs pensent que  $m_t$  pourrait capturer l'influence des chocs de l'offre de monnaie nationale relativement aux chocs de demande de monnaie nationale. Nous conservons les

hypothèses du modèle proposé par ces auteurs, soit : que les chocs sont permanents, que  $y_t^s, m_t$  sont des marches aléatoires. Ils supposent aussi qu'une fraction de la demande relative à la période  $t$  sera renversée au temps  $t + 1$ . Ce qui donne :

$$y_t^s = y_{t-1}^s + z_t, \quad (5.7)$$

$$d_t = d_{t-1} + \delta_t - \gamma\delta_{t-1}, \quad (5.8)$$

$$m_t = m_{t-1} + v_t. \quad (5.9)$$

Il existe trois chocs, offre ( $z_t$ ), demande ( $\delta_t$ ) et monnaie ( $v_t$ ). Les chocs de l'offre et de la demande influencent le niveau des taux de change. Pour résoudre le modèle, il faut dériver une expression du taux de change réel qui prévaut en régime flexible, on remplace alors  $y_t^s$  et  $d_t$  dans 5.3, puis on résout pour obtenir le taux de change. Équation du taux de change réel flexible :

$$q_t^e = \frac{(y_t^s - d_t)}{\eta} + (\eta(\eta + \sigma))^{-1} \sigma \gamma \delta_t, \quad (5.10)$$

Le taux de change réel augmente (se déprécie en terme de valeur) par rapport à une variation positive de l'offre et diminue (s'apprécie en terme de valeur) par rapport à un choc positif de la demande.

L'équilibre à prix flexible :

$$\begin{aligned} y_t^e &= y_t^s; \text{ niveau relatif de l'output} \\ q_t^e &= (y_t^s - d_t) / \eta + (\eta(\eta + \sigma))^{-1} \sigma \gamma \delta_t; \text{ taux de change réel} \\ p_t^e &= m_t - y_t^s + \lambda(1 + \lambda)^{-1} (\eta + \sigma)^{-1} \gamma \delta_t; \text{ niveau relatif des prix domestiques} \end{aligned} \quad (5.11)$$

Nous allons dans la prochaine partie analyser nos résultats empiriques à l'aide des outils cités plus haut. Par là, nous voulons faire ressortir les différences entre la théorie et l'analyse empirique.

## 6. Interprétation des résultats

Pour faciliter notre analyse, nous faisons l'hypothèse qu'une modification de l'écart des taux d'imposition n'a pas d'effet sur l'offre, par le biais de l'effort au travail. Seul un changement du revenu disponible sera étudié pour une modification de  $T$ .

De nos quatre cas estimés de l'équation 4.2.2, celui que l'on retient pour l'analyse est le cas 4, car il semble équivalent au cas étudié par Djoudad et Tessier (2000). Notre équation du cas 4 est estimée de façon simultanée avec l'écart des dépenses gouvernementales et l'écart des taux d'imposition, mais sans l'écart de l'endettement.

Pour mieux nous représenter la situation, voici l'estimation de l'équation du cas 4 :

$$\Delta \hat{e}_t = -0.24(e_{t-1} + 0.59 - 0.11Pne_{t-1} - 0.001Pe_{t-1}) - 0.54r_{t-1} + 0.25\Delta G_{t-1} + 0.10\Delta T_{t-1}$$

On analyse en termes d'écart entre le Canada et les États-Unis. Une augmentation de l'écart du taux d'imposition réduit le revenu disponible domestique relativement aux États-Unis, ce qui amène une diminution de la demande domestique relative. D'après le modèle stochastique, on peut voir l'effet d'une variation de T sur la demande par  $d_t$ . La réduction de la demande intérieure fait diminuer les taux d'intérêt nominaux et fait augmenter le taux de change réel, soit une augmentation de  $(e_t - e_{t-1})$ , donc le dollar canadien se déprécie relativement au dollar américain. D'après le modèle stochastique,  $d_t$  peut représenter les chocs de demande. Dans le cas 4, pour une augmentation de l'écart des taux d'imposition, la demande diminue et le taux de change augmente, donc la monnaie se déprécie. De l'équation 5.10, en prenant la dérivée du taux de change réel par rapport aux chocs de la demande, on obtient que :  $\partial q_t^e / \partial d_t = \frac{-1}{\eta} * \Delta d_t$ .

Si la politique fiscale est expansionniste, elle affecte la demande de façon positive, alors il y aura une diminution du taux de change, soit une appréciation de la devise canadienne.

Si la politique fiscale est restrictive, elle provoque l'effet inverse, la devise se déprécie pour une diminution de la demande, de 5.10 on retrouve  $(y_t^s - (-d_t))$  cette valeur augmente, ce qui confirme une variation positive du taux de change. Concernant la politique fiscale, on peut dire que la théorie confirme les résultats de notre étude. De plus, si on regarde le revenu du consommateur d'une façon simple, on détermine que la répartition du revenu disponible se fait entre la consommation et l'épargne. La consommation est la composante la plus importante de la demande. La modification de la consommation pour chaque dollar de revenu disponible est définie par la propension marginale à consommer et la modification de l'épargne est définie par la propension marginale à épargner. Quand le revenu disponible diminue, à la suite d'une hausse du taux d'imposition, la consommation et l'épargne sont modifiés, sans parler des effets d'un choc permanent ou des anticipations rationnelles, cette modification affecte la demande. Sur le plan commercial, la demande pour les exportations dépend du revenu disponible des étrangers (États-Unis) et non de celui du Canada. La demande pour les importations dépend du revenu disponible des résidents canadiens; là aussi une variation dans l'écart des taux d'imposition affecte le niveau des transactions commerciales. Le même raisonnement s'applique à une variation positive de l'écart des dépenses fiscales, puisqu'elle affecte la demande domestique. Lorsqu'on examine l'évolution du taux de change lors d'une augmentation des dépenses publiques, dans un contexte de mobilité parfaite des capitaux, on s'aperçoit qu'il y a une hausse des taux d'intérêt, donc les entrées de capitaux seront stimulées, ce qui amène une baisse du taux de change réel, donc, une appréciation du dollar canadien. Nos résultats empiriques donnent des résultats opposés concernant le coefficient des dépenses.

Pour conclure cette section, nous pouvons dire que les chocs de la demande provoqués par l'application d'une politique fiscale provoquent des effets significatifs sur l'évolution du taux de change. De 5.11, on retrouve que  $\delta_t$  représente les chocs de demande. On observe que ces chocs affectent le niveau du taux de change réel et le niveau des prix. En comparant nos résultats des estimations du modèle augmenté d'Amano et Van Norden (1995) et les équations de 5.11, nous pouvons penser que les conclusions sont cohérentes pour les deux



modèles concernant le coefficient des impôts, mais pas pour celui des dépenses.

## 7. CONCLUSION

Dans ce rapport de recherche, nous avons vérifié notre hypothèse, à savoir s'il existe une relation significative entre le taux de change et la politique fiscale et si la politique fiscale contribue à la dépréciation du dollar canadien. Pour ce faire, nous avons donné un bref aperçu du dollar canadien depuis 1973 et fait un survol de la documentation. Les études sur l'explication de la valeur du dollar canadien et son évolution ne sont pas très volumineuses. Nous avons apporté une modeste contribution à cette documentation en examinant plus en profondeur les effets de la politique budgétaire du Canada par rapport à celle des États-Unis. Nous avons augmenté le modèle de plusieurs façons. Par l'écart des dépenses gouvernementales Can-ÉU. Les résultats étaient non significatifs et finalement nous avons augmenté le modèle de l'écart des taux d'imposition Can-ÉU; les résultats étaient significatifs pour les quatre cas.

En somme, nous avons conclu que nos estimations se rapprochaient davantage — en termes d'explication de l'évolution du taux de change — des estimations de Amano et Van Norden (1995) que de celles de Djoudad et Tessier (2000).

Enfin, ce rapport de recherche laisse certaines interrogations qui pourraient servir de point de départ à d'autres recherches. Par exemple, utiliser l'écart des taux d'imposition des sociétés, ou des taux sur l'utilisation de leurs capitaux, entre le Canada et les États-Unis, en plus des taux d'imposition sur le revenu. Chercher à spécifier l'écart des avantages fiscaux, pour les contribuables et pour les entreprises, entre les deux pays.



## Bibliographie

- Adam C. « Macroeconomic management : New methods and policy issues : Time series econometrics for developing countries », 1998.
- Amano R. et Van Norden S. « A forecasting equation for the Canada-US, dollar exchange rate » dans *The Exchange Rate and the Economy*. Actes d'un colloque tenu à la Banque du Canada, 1993.
- Amano R. et Van Norden S. « Exchangerates and oil prices ». Working paper 95-8. Banque du Canada, 1995.
- Amano R., Fenton P., Tessier D. et Van Norden S. « The credibility of monetary policy : A survey of literature with some simple applications to Canada ».
- Blanchard O. et Perotti R. « An empirical characterization of the dynamic effects of changes in government spending and taxes on output », 1999.
- Boughton J. M. « The monetary approach to exchange rate : What now remains, essays in international finance », no 171, International finance section, Princeton University, 1988.
- Brana, S. et Chenaf, D. « Indicateurs avancés de crise de change : un examen critique », 2001.
- Campbell Lo et MacKinlay. *The Econometrics of Financial Markets*, Princeton University, 1997.
- Cardia, E., Kozhaya, N. et Ruge-Murcia, J. F. « Distortionary taxation and labor supply: Evidence from Canada ». Cahier 1099, 1999.
- Clarida, R. et Gali, J. « Sources of real exchange rate : How important are nominal shocks ? », NBER working paper series, no : 4658, 1994.
- Djoudad R. et Tessier D. Document de travail 2000-4 de la Banque du Canada, 2000.
- Djoudad R., Gauthier C. et St-Amant P. « Chocs affectant le Canada et les États-Unis et la contribution du taux de change flexible à l'ajustement macroéconomique », 2000.
- Dungan, P., Murphy, S. et Wilson, T. « La sensibilité des recettes fiscales au taux nominal d'imposition des sociétés », 1997.
- Dupuy, M. « Déficit budgétaire américain et cours du dollar », *Economica*, 1989.
- Élie, B. *Le régime monétaire canadien, institution, théories et politiques*, Presses de l'Université de Montréal, 1998.
- Franc, P. Z. « Approche monétaire de la détermination du taux de change. Une application aux taux SFR/DM et SFR/US », Université de Lausanne, HEC no 20, 1989.

Hjelm, G. « Is private consumption growth higher (lower) during periods of fiscal contraction (expansions) ? », 2001.

Lafrance, R. et Van Norden, S. « Exchange rate fundamentals and the Canadian dollar », 1995.

Maddala, G. S. *Introduction to Econometrics*, deuxième édition, 1998.

McCallum, J. « Government debt and the Canadian dollar », *Bulletin de la Banque Royale du Canada*, 1998.

Mendoza, E., Razin, A. et Tesar, L. L. (1994), « Effective Tax Rates in Macroeconomics : Cross-Country Estimates of Tax Rates on Factor Incomes and Consumption », *Journal of Monetary Economics*, 34 : 297-324.

Mishkin, F. S. *Fonds monétaire international*, volume 29, no 21, 2000.

Nyahoho, E. *Finances internationales, théorie, politique et pratique*, Presses de l'Université du Québec, 1995.

Obstfeld, R. *Foundations international macroeconomics*, Mit Press, 1998.

Paquet, A. « Prudence fiscale, indicateurs d'endettement et évolution de l'état des finances des administrations publiques au Canada », 1998.

Powell, J. « Le dollar canadien : Une perspective historique », *Banque du Canada*, 1995.

*Revue de la Banque du Canada*, été 1993.

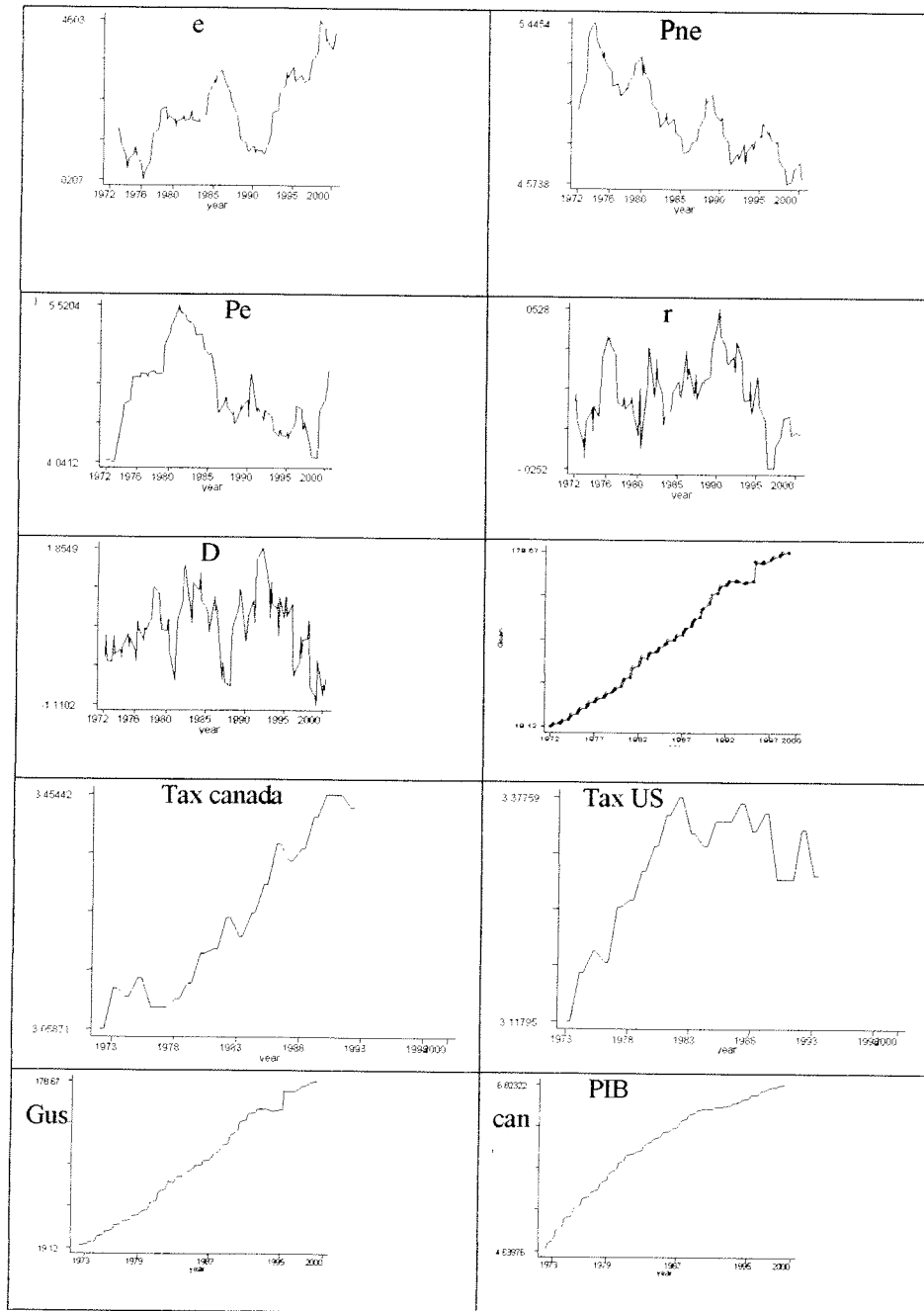
*Revue de la Banque du Canada*, hiver 1999-2000.

Wilson, Dungan. « Fiscal policy Canada: An appraisal », Canada tax paper no. 94, 1993.

Yong, Z. « Does devaluation promote foreign in East Asia? An error correction and co-integration analysis », 2001.

## Annexes

**ANNEXE 1: GRAPHIQUES DES SÉRIES UTILISÉES  
VARIABLES DU MODÈLE**



## ANNEXE 2 :RÉSULTATS DES REGRESSIONS ET GRAPHIQUES

Les estimations ont été produites à l'aide du logiciel STATA.6.

### Équation (4.1)

#### Ré-estimation de Djoudad et tessier(2000)

```
. reg de lage lagPne lagPe lagr lagD if year>1972.4,robust
```

Regression with robust standard errors

```
Number of obs =    111
F( 5, 105) =    9.79
Prob > F      =    0.0000
R-squared     =    0.2853
Root MSE     =    .01701
```

de	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
lage	-.1297063	.0337684	-3.841	0.000	-.1966628 -.0627498
lagPne	-.0636724	.0146234	-4.354	0.000	-.0926678 -.0346769
lagPe	.0093941	.004539	2.070	0.041	.000394 .0183941
lagr	-.6810783	.1143178	-5.958	0.000	-.9077493 -.4544072
lagD	.0069717	.0029395	2.372	0.020	.0011433 .0128001
_cons	.3052454	.0748819	4.076	0.000	.1567685 .4537223

### Équation (4.2.1)

#### Régression avec $\Delta D \neq 0 \Delta G \neq 0$

```
. reg de lage lagPne lagPe lagr lagD lagVarG if year >1972.4,robust
```

Regression with robust standard errors

```
Number of obs =    105
F( 6, 98) =    8.47
Prob > F      =    0.0000
R-squared     =    0.3024
Root MSE     =    .01706
```

de	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
lage	-.1296282	.0338461	-3.830	0.000	-.1967947 -.0624616
lagPne	-.0604225	.0153679	-3.932	0.000	-.0909195 -.0299254
lagPe	.0079835	.0047475	1.682	0.096	-.0014378 .0174048
lagr	-.6776536	.1141734	-5.935	0.000	-.904227 -.4510803
lagD	.0087702	.0051211	2.810	0.006	.0025764 .014964
lagVarG	.0302061	.1139365	0.265	0.791	-.1958972 .2563093
_cons	.2943901	.079967	3.681	0.000	.1356982 .453082



**Régression avec  $\Delta D=0$   $\Delta G \neq 0$**

. reg de lage lagPne lagPe lagr lagVarG if year >1972.4,robust

Regression with robust standard errors

Number of obs = 105  
 F( 5, 99) = 8.16  
 Prob > F = 0.0000  
 R-squared = 0.2462  
 Root MSE = .01765

de	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
lage	-.1490833	.0337831	-4.413	0.000	-.2161164	-.0820503
lagPne	-.0754735	.0146601	-5.148	0.000	-.1045623	-.0463846
lagPe	.0110447	.0044888	2.461	0.016	.0021381	.0199514
lagr	-.6501413	.1131172	-5.748	0.000	-.8745904	-.4256922
lagVarG	.0483415	.1164056	0.415	0.679	-.1826323	.2793154
_cons	.3617991	.0779945	4.639	0.000	.207041	.5165571

**Équation (4.2.2)**

**Régression avec  $\Delta D \neq 0$   $\Delta T \neq 0$  cas #1**

reg de lage lagPne lagPe lagr lagD Vtaxdiff if year >1972.4,robust

Regression with robust standard errors

Number of obs = 80  
 F( 6, 73) = 7.23  
 Prob > F = 0.0000  
 R-squared = 0.3810  
 Root MSE = .01558

de	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
lage	-.200499	.04044	-4.958	0.000	-.2810958	-.1199021
lagPne	-.0760271	.0208753	-3.642	0.001	-.1176315	-.0344226
lagPe	.0033018	.0072638	0.455	0.651	-.011175	.0177785
lagr	-.4972969	.1595182	-3.117	0.003	-.8152162	-.1793776
lagD	.007316	.0038292	1.911	0.060	-.0003157	.0149477
Vtaxdiff	.0801762	.0331715	2.417	0.018	.0140654	.146287
_cons	.4003743	.1268323	3.157	0.002	.1475979	.6531506

Variable	VIF	1/VIF
lagPne	4.76	0.209992
Vtaxdiff	4.74	0.210959
lagPe	2.86	0.349491
lage	2.77	0.360467
lagr	1.95	0.512618
lagD	1.42	0.703184

Mean VIF | 3.09

**. ovtest**

Ramsey RESET test using powers of the fitted values of de

H0: model has no omitted variables

F(3, 70) = 1.36  
 Prob > F = 0.2624

**Régression avec  $\Delta T \neq 0$   $\Delta D = 0$  cas # 2**

. reg de lage lagPne lagPe lagr Vtaxdiff if year >1972.4,robust

Regression with robust standard errors

Number of obs =	80
F( 5, 74) =	8.15
Prob > F =	0.0000
R-squared =	0.3417
Root MSE =	.01596

	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
lage	-.2182698	.0390803	-5.585	0.000	-.296139	-.1404006
lagPne	-.0926045	.0192508	-4.810	0.000	-.1309624	-.0542465
lagPe	.0050841	.0076546	0.664	0.509	-.010168	.0203363
lagr	-.5469205	.1578506	-3.465	0.001	-.8614447	-.2323962
Vtaxdiff	.0818646	.0334421	2.448	0.017	.0152299	.1484994
_cons	.4821449	.1210125	3.984	0.000	.2410223	.7232676

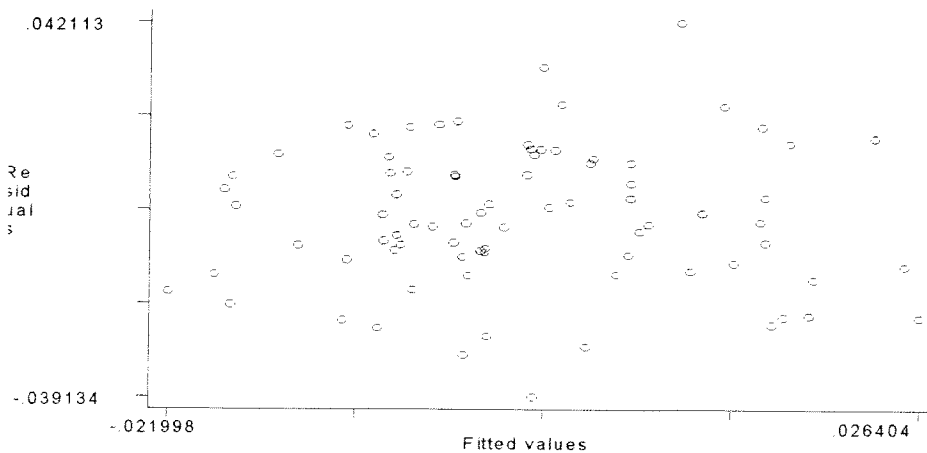
. vif

Variable	VIF	1/VIF
Vtaxdiff	4.74	0.211054
lagPne	4.00	0.249785
lagPe	2.83	0.353009
lage	2.66	0.376047
lagr	1.91	0.522752
Mean VIF	3.23	

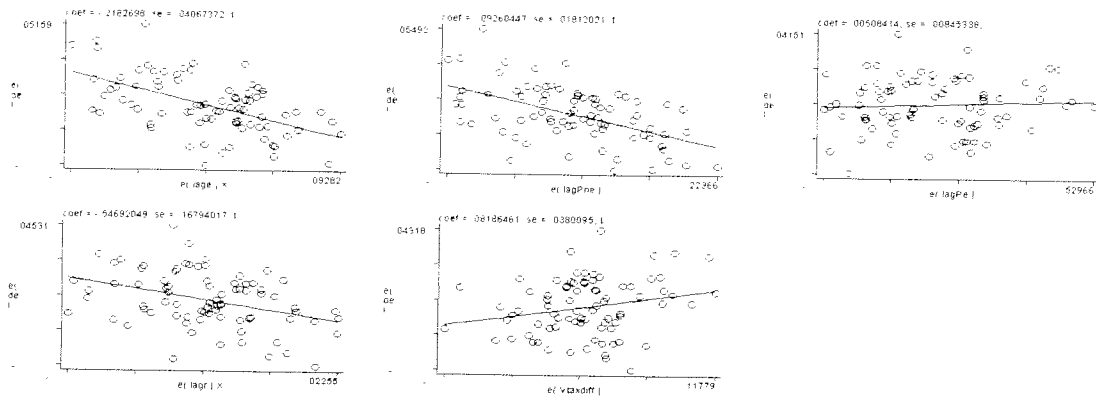
. ovtest

Ramsey RESET test using powers of the fitted values of de  
 Ho: model has no omitted variables  
 F(3, 71) = 1.20  
 Prob > F = 0.3157

**Graphique des résidus versus les valeurs prédites de cette régression du cas #2**



### Diagnostic de cette régression. Cas #2



### Régression avec $\Delta D \neq 0$ $\Delta G \neq 0$ $\Delta T \neq 0$ cas # 3

```
. reg de lage lagPne lagPe lagr lagD lagVarG Vtaxdiff if year >1972.4,robust
```

Regression with robust standard errors

Number of obs = 80  
 F( 7, 72) = 6.76  
 Prob > F = 0.0000  
 R-squared = 0.4053  
 Root MSE = .01538

	de	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
	lage	-.220043	.0409873	-5.369	0.000	-.3017497 - .1383364
	lagPne	-.0922153	.0228731	-4.032	0.000	-.1378121 - .0466186
	lagPe	-.0014767	.007787	-0.190	0.850	-.0169998 .0140465
	lagr	-.4988691	.1502251	-3.321	0.001	-.7983374 - .1994009
	lagD	.0065887	.0037974	1.735	0.087	-.0009812 .0141587
	lagVarG	.2193216	.1096379	2.000	0.049	.0007625 .4378807
	Vtaxdiff	.1098614	.0369087	2.740	0.008	.0274846 .1742382
	_cons	.5046556	.1422172	3.548	0.001	.2211507 .7881604

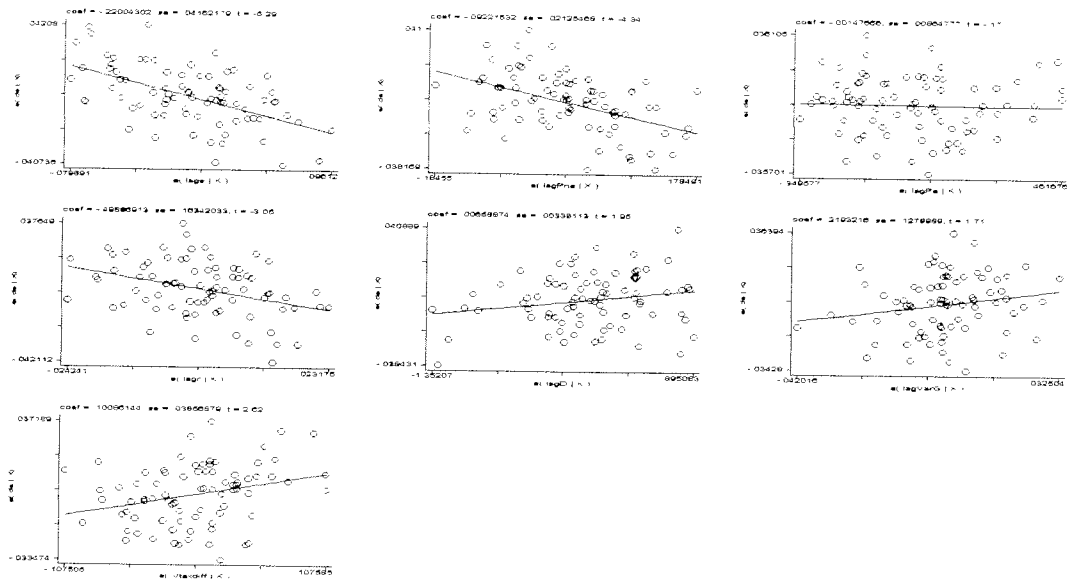
```
. vif
```

Variable	VIF	1/VIF
lagPne	5.93	0.168567
Vtaxdiff	5.25	0.190324
lagPe	3.19	0.313203
lage	3.00	0.333439
lagr	1.95	0.512602
lagD	1.44	0.692120
lagVarG	1.38	0.722740
Mean VIF	3.17	

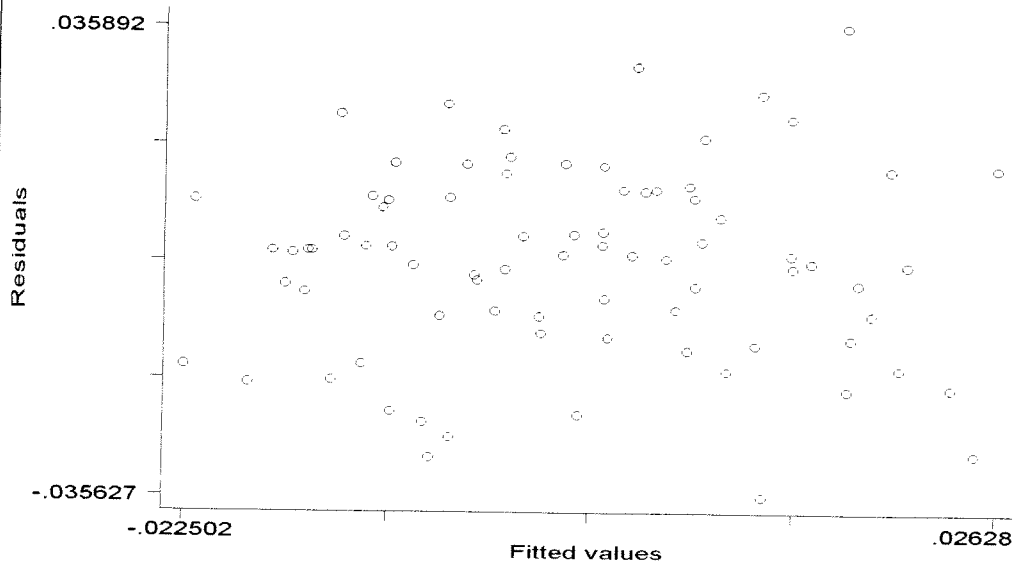
. ovtest

Ramsey RESET test using powers of the fitted values of de  
Ho: model has no omitted variables  
F(3, 69) = 0.93  
Prob > F = 0.4301

### Graphiques concernant le diagnostic de cette régression. Cas #3



### Graphique des résidus du cas #3



**Régression avec  $\Delta T \neq 0, \Delta G \neq 0, \Delta D = 0$ . Cas#4**

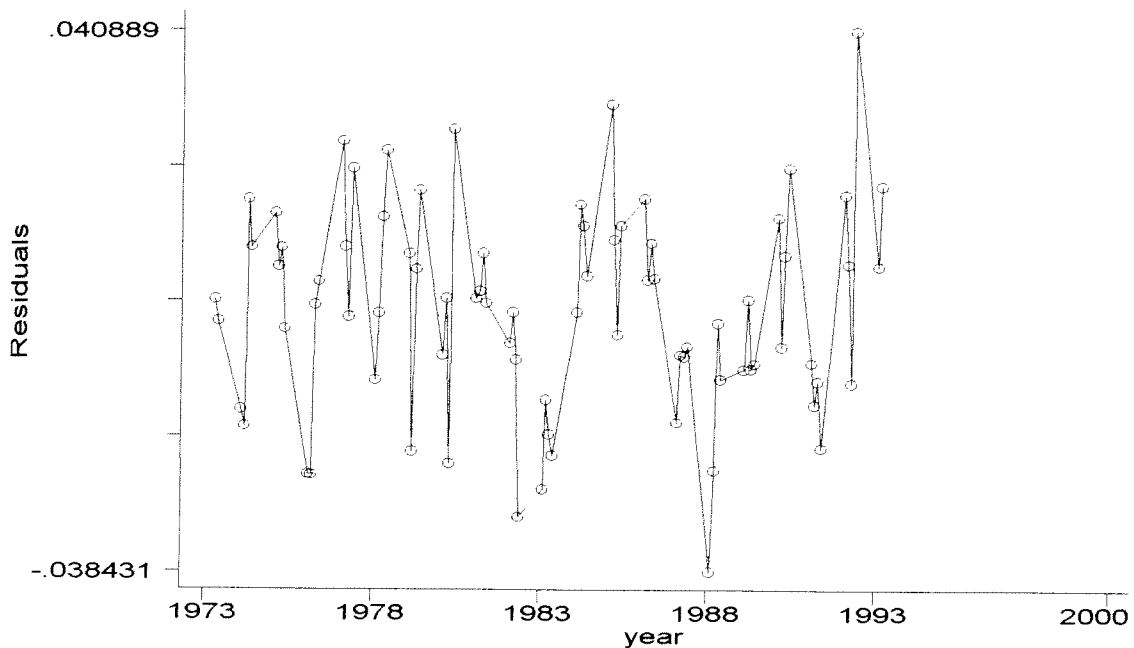
```
. reg de lage lagPne lagPe lagr lagVarG Vtaxdiff if year>1972.4, robust
```

Regression with robust standard errors

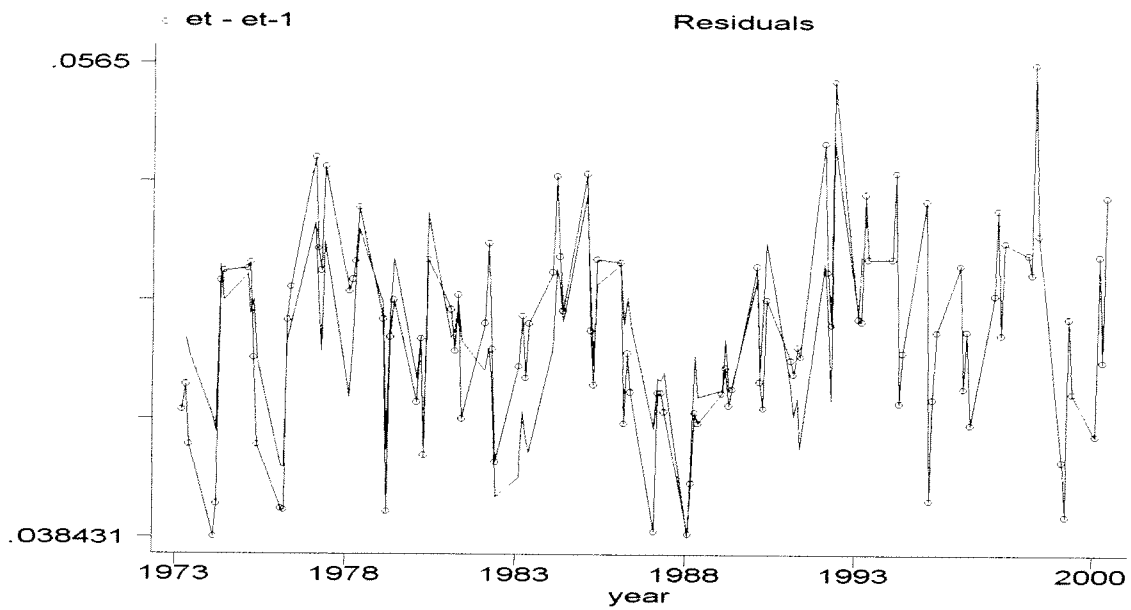
Number of obs = 80  
 F( 6, 73) = 7.61  
 Prob > F = 0.0000  
 R-squared = 0.3739  
 Root MSE = .01567

de	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
lage	-.2385814	.039706	-6.009	0.000	-.3177154	-.1594473
lagPne	-.1092174	.0214616	-5.089	0.000	-.1519904	-.0664445
lagPe	-.0005779	.0081907	-0.071	0.944	-.0169019	.0157460
lagr	-.5430806	.1458346	-3.721	0.000	-.8339278	-.2522335
lagVarG	.2505846	.112531	2.227	0.029	.0263106	.4748587
Vtaxdiff	.1053066	.0373185	2.822	0.006	.030931	.1796823
_cons	.5920035	.1373194	4.311	0.000	.3183263	.8656807

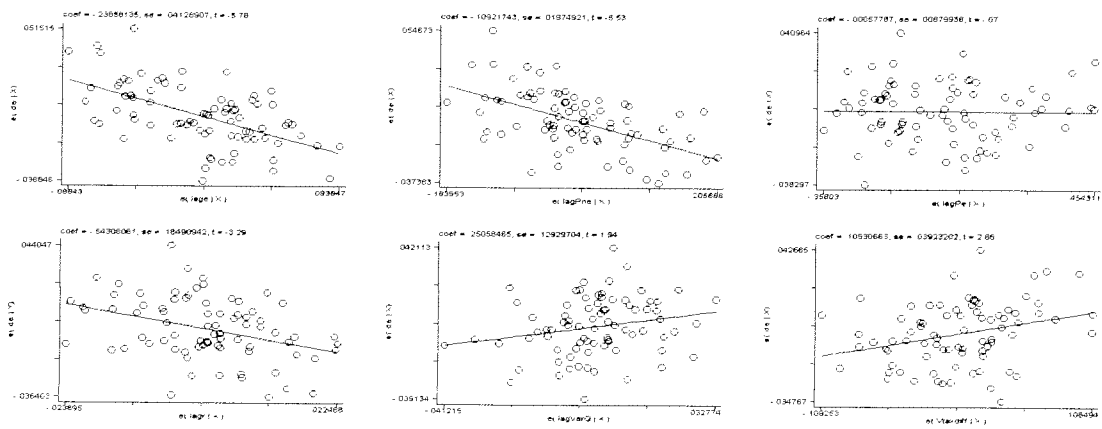
**Graphique des résidus du cas #4**



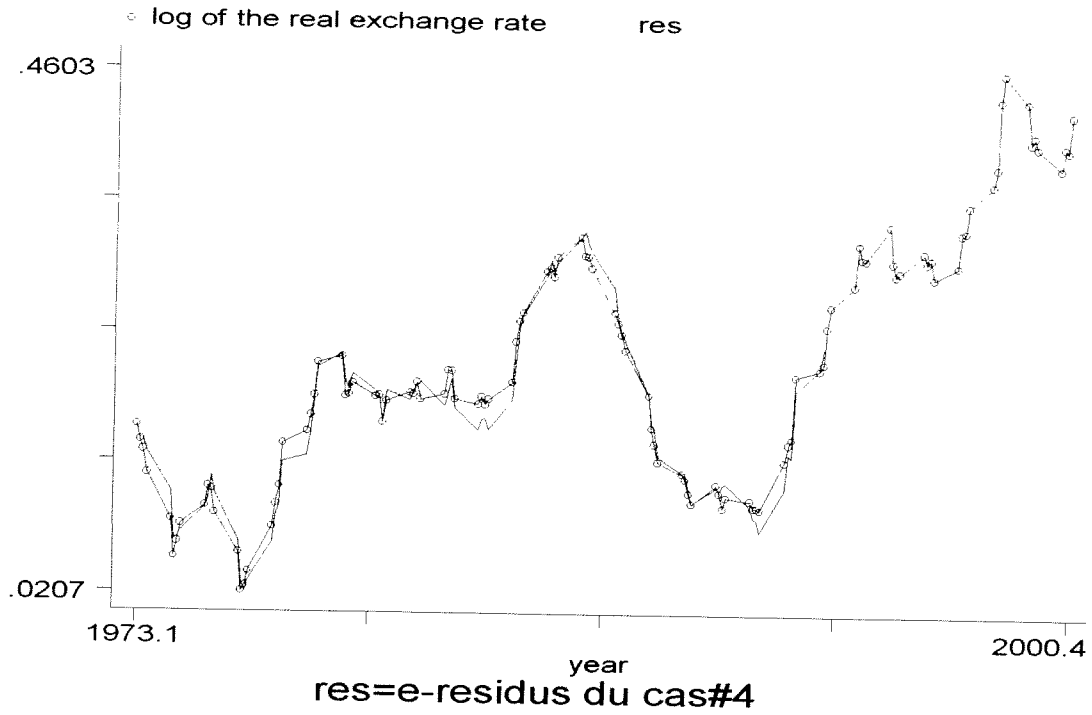
**graphique des résidus versus variation du taux de change observé**



**Graphiques concernant le diagnostic de cette régression du cas #4**



**Graphique de e - res cas#4**



**. vif**

Variable	VIF	1/VIF
Vtaxdiff	5.24	0.190992
lagPne	4.93	0.202728
lagPe	3.18	0.314096
lage	2.84	0.351818
lagr	1.91	0.522676
lagVarG	1.36	0.734293
Mean VIF	3.24	

**. ovtest**

Ramsey RESET test using powers of the fitted values of de  
 Ho: model has no omitted variables  
 F(3, 70) = 1.21  
 Prob > F = 0.3135

**Régression du cas sans r avec G ET T. (cas #5) ( non-utilisé, seulement pour comparer)**

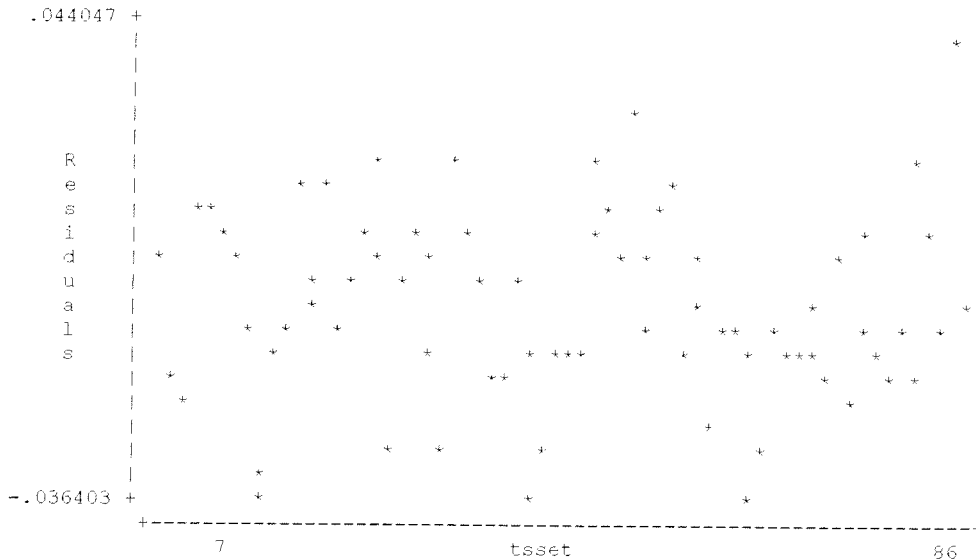
reg de lage lagPne lagPe lagVarG Vtaxdiff,robust

Regression with robust standard errors

Number of obs = 80  
 F( 5, 74) = 6.90  
 Prob > F = 0.0000  
 R-squared = 0.2809  
 Root MSE = .01668

de	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
lage	-.1781815	.0361428	-4.930	0.000	-.2501975	-.1061654
lagPne	-.0850391	.019395	-4.385	0.000	-.1236845	-.0463937
lagPe	-.0045923	.0085781	-0.535	0.594	-.0216845	.0124999
lagVarG	.2557004	.1342069	1.905	0.061	-.0117127	.5231136
Vtaxdiff	.1228852	.0355204	3.460	0.001	.0521093	.193661
_cons	.4704166	.12837	3.665	0.000	.2146337	.7261994

. plot resr t



**Informations concernant les variances co-variances**

vce,corr

	et-1	Pnet-1	Pet-1	rt-1	Dt-1	Gt-1	Tt-1
et-1	1.0000						
Pnet-1	0.8139	1.0000					
Pet-1	0.3042	0.4736	1.0000				
rt-1	0.5072	0.5981	0.0616	1.0000			
Dt-1	0.2327	0.3831	-0.0006	0.3175	1.0000		
Gt-1	-0.2448	-0.3505	-0.2139	-0.1103	0.0243	1.0000	
Tt-1	-0.5186	-0.6411	-0.7869	-0.0362	-0.0170	0.2524	1.0000
_cons	-0.7891	-0.9761	-0.6513	-0.5419	-0.3363	0.3409	0.7386
_cons							
_cons	1.0000						



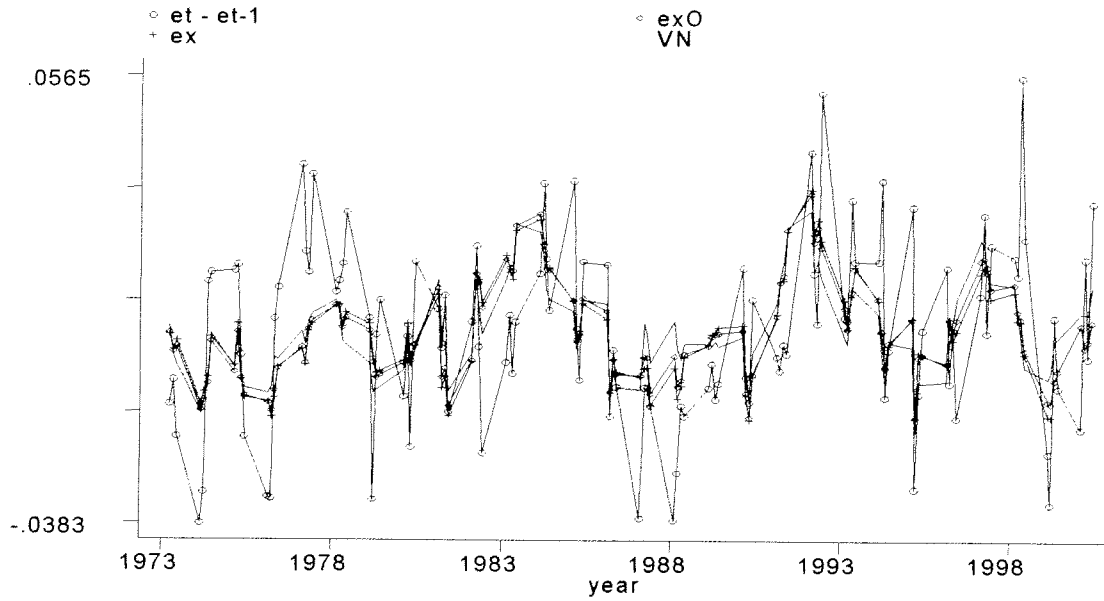
**Sommaire concernat les valeurs predites des différentes régressions par rapport à la valeur observée en différence première**

. summarize vare VN ex0 ex ex1 etax4 etax5 etax6,detail

vare(et - et-1 )OBSERVÉE

Percentiles		Smallest		
1%	-.0376	-.0383		
5%	-.033	-.0376		
10%	-.0331	-.0371	Obs	111
25%	-.0107	-.0341	Sum of Wgt.	111
50%	.003		Mean	.0024
75%	.0162	Largest	Std. Dev.	.019654
90%	.0276	.0377	Variance	.0003863
95%	.0347	.0406	Skewness	.0922222
99%	.0531	.0531	Kurtosis	2.911861

**Graphique de vare ex0 ex VN**



## Equation de base

## VN SANS G, sans D

	Percentiles	Smallest		
1%	-.0151603	-.0189986		
5%	-.0106635	-.0151603		
10%	-.0094637	-.0136663	Obs	111
25%	-.0048291	-.01266	Sum of Wgt.	111
50%	.0004994		Mean	.0024
		Largest	Std. Dev.	.0096901
75%	.0090966	.0236203		
90%	.0149952	.0246598	Variance	.0000939
95%	.0208899	.0252419	Skewness	.436228
99%	.0252419	.0282857	Kurtosis	2.766464

## Djoudad et Tessier

## ex0 avec D

	Percentiles	Smallest		
1%	-.0157115	-.0157447		
5%	-.0126615	-.0157115		
10%	-.0105237	-.0145258	Obs	111
25%	-.005428	-.0143399	Sum of Wgt.	111
50%	.0018225		Mean	.0024
		Largest	Std. Dev.	.0104983
75%	.0090457	.0245219		
90%	.0164358	.0249492	Variance	.0001102
95%	.0214734	.0273833	Skewness	.5035272
99%	.0273833	.0317308	Kurtosis	2.718635

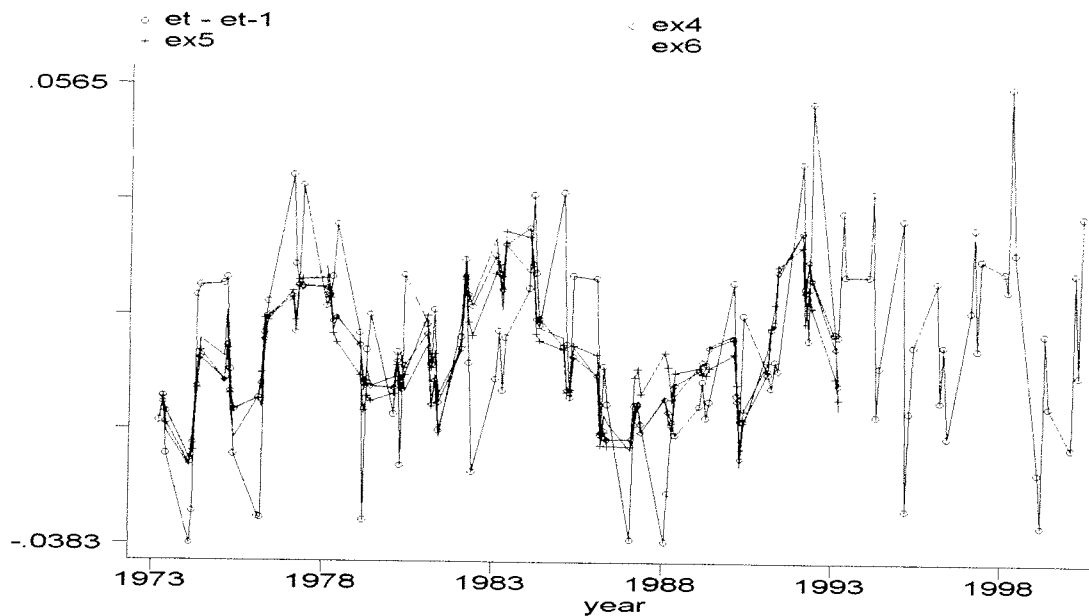
## ex avec G et avec D

	Percentiles	Smallest		
1%	-.0157213	-.0161729		
5%	-.0152918	-.0157213		
10%	-.011699	-.0156853	Obs	105
25%	-.0052908	-.0155422	Sum of Wgt.	105
50%	.0018299		Mean	.0023152
		Largest	Std. Dev.	.0109048
75%	.0092925	.0239456		
90%	.0161571	.0261209	Variance	.0001189
95%	.0232602	.026191	Skewness	.4247913
99%	.026191	.0326544	Kurtosis	2.689826

## ex1 sans D avec G

	Percentiles	Smallest		
1%	-.0149609	-.0184678		
5%	-.0112951	-.0149609		
10%	-.0098386	-.0139356	Obs	105
25%	-.0043761	-.0119979	Sum of Wgt.	105
50%	.00047		Mean	.0023152
		Largest	Std. Dev.	.0098402
75%	.009526	.0219792		
90%	.0152521	.0243384	Variance	.0000968
95%	.0212353	.0249362	Skewness	.4352202
99%	.0249362	.0281597	Kurtosis	2.638429

**Graphiques des valeurs observées versus prédites de vare ex4 ex5 ex6**



**ex4 avec D avec T**

Percentiles		Smallest		
1%	-.0209207	-.0209207		
5%	-.0163779	-.020296		
10%	-.0139823	-.0175462	Obs	80
25%	-.0080969	-.0164492	Sum of Wgt.	80
50%	-.0006064		Mean	.000855
		Largest	Std. Dev.	.0117491
75%	.0086843	.0214342	Variance	.000138
90%	.0174906	.0237777	Skewness	.3170158
95%	.0209979	.0263723	Kurtosis	2.268165
99%	.0272193	.0272193		

**ex5 sans D avec T**

Percentiles		Smallest		
1%	-.0219984	-.0219984		
5%	-.0179168	-.0190779		
10%	-.0121753	-.0183921	Obs	80
25%	-.007132	-.0179711	Sum of Wgt.	80
50%	-.0013763		Mean	.000855
		Largest	Std. Dev.	.0111267
75%	.007805	.0195906	Variance	.0001238
90%	.0167363	.0235294	Skewness	.2713569
95%	.0194681	.0254509	Kurtosis	2.550198
99%	.0264037	.0264037		

ex6 avec D avec G et T

Percentiles		Smallest		
1%	-.0225024	-.0225024		
5%	-.0168416	-.0218962		
10%	-.0149917	-.0196584	Obs	80
25%	-.0093768	-.0172183	Sum of Wgt.	80
50%	.0006017		Mean	.000855
		Largest	Std. Dev.	.0121178
75%	.0092043	.0209923		
90%	.0178005	.0235922	Variance	.0001468
95%	.0207507	.0250793	Skewness	.1549695
99%	.0262801	.0262801	Kurtosis	2.13776

avec T et G sans D

Percentiles		Smallest		
1%	-.0236832	-.0236832		
5%	-.0189887	-.0204692		
10%	-.0141018	-.0204366	Obs	80
25%	-.0080639	-.0198317	Sum of Wgt.	80
50%	.0004842		Mean	.000855
		Largest	Std. Dev.	.0116394
75%	.0088932	.0211715		
90%	.0171739	.0222733	Variance	.0001355
95%	.0210567	.0237469	Skewness	.0690042
99%	.0258935	.0258935	Kurtosis	2.372635

### **ANNEXE 3. SOURCES DE DONNÉES**

Pour plus d'information concernant les sources de données voir Djouda et Tessier (février 2000).

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

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

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

Indice des prix de Pétrole : Banque du Canada.

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

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

Taux d'intérêt : papier commercial à 90 jours, Canada ; Statistique Canada ( b14017), États-Unis; (b54412).

PIB nominal, Canada; Statistique Canada (d14816), États-Unis; Data Resources Incorporated.

Dépenses canadienneS(15691F.CZF...), dépenses américaines (11191FFCZF)et les PIB Canada-états –Unis proviennent du FMIPIB CANADIEN 1995=100 (15699BVRZF). PIB AMÉRICAIN (11199BVRZF).

Taux d'imposition sur le revenu , ces séries proviennent de l'article de Cardia, E. Kozhaya , N. Ruge-Murcia, J, F. " Distortionary taxation and labor supply: Evidence from Canada. Cahier 1099, 1999.