

Université de Montréal

Taux de Change, Termes de l'Échange et la Banque du Canada

par

Francis Généreux

Département de Sciences Économiques

Faculté des arts et des sciences

Rapport de recherche présenté à la Faculté des études supérieures

en vue de l'obtention du grade de

Maître ès sciences (M.Sc.)
en Sciences Économiques

Novembre, 1993

La situation actuelle a offert à l'ignorance et à la frivolité des gouvernants toute latitude pour provoquer la ruine dans le domaine économique. On éprouve le sentiment que le niveau général de l'éducation économique et financière des gouvernants et des banquiers est loin de permettre des innovations réalisables ou non dangereuses.

J.M. Keynes,
A tract on Monetary reform, ch. 1, 1923

Table des matières:

Table des matières	i
Listes des tableaux et des figures:	iii
Sommaire	iv
Remerciements	v
1. Introduction	1
1.1 Présentation	1
1.2 La politique monétaire de la Banque du Canada	2
1.3 La Banque du Canada et les termes de l'échange	4
2 Les liens théoriques entre les termes de l'échange et le taux de change	12
2.1 Définitions des termes de l'échange et des taux de change	12
2.2 Causalité et exogénéité	13
2.3 Modèles théoriques des liens entre le taux de change et les termes de l'échange: une brève revue.	18
2.3.1 Le modèle Hecksher-Ohlin à une seule période d'Edwards et VanWijnbergen (1987).	19
2.3.2 Un modèle d'optimisation intertemporelle (Ostry, 1988)	22
2.3.3 Un modèle à une seule période de détermination du taux de change réel (Neary,1988)	28
2.3.4 Modèles de détermination du taux de change avec économies à deux pays	32

	ii
3. Considérations théoriques sur les autres variables du modèles empiriques	34
3.1 Autres variables d'équilibre	34
4. Le modèle empirique de détermination du taux de change	39
5. Considérations économétriques	43
5.1 La stationnarité des séries	43
5.1.1 Test de racine-unitaire: le Dickey-Fuller augmenté	45
5.2 Cointégration et modèle correcteur d'erreur: la méthode en deux étapes . .	47
5.2.1 Test de cointégration	47
5.2.2 Le modèle correcteur d'erreur	53
5.3 Modèle correcteur d'erreur en une équation	57
6. Conclusions	61
Bibliographie	64
Annexe 1: Sources des données	vi
Annexe 2: Régressions de Cointégration complémentaires	vii
Annexe 3: Tests de corrélation sérielle (test LM)	ix

Listes des tableaux et des figures:

Tableaux:

Table 1:	Termes de l'échange et taux de change nominal (86-90)	8
Table 2:	Tests de causalité	17
Table 4.	Test de stationnarité	45
Table 5.	Test de stationnarité, séries une fois différenciées	46
Table 6.	Statistiques ADF: régression 1	49
Table 7.	Statistiques ADF: régression 2	50
Table 8.	Statistiques ADF: régression 3	50
Table 9.	Statistiques ADF: régression 4	51
Table 10.	Résultats du modèle correcteur d'erreur 1	54
Table 11.	Résultats ECM à une équation (ECM 2)	58
Table 12.	Statistiques ADF: variable dépendante T_e	vii
Table 13.	Statistiques ADF: variable dépendante u	vii
Table 14.	Statistiques ADF: variable dépendante g	vii
Table 15.	Statistiques ADF: variable dépendante r^*	viii
Table 16.	Statistiques ADF: variable dépendante $r-r^*$	viii
Table 17.	Test de corrélation sérielle sur l'ECM 1	ix
Table 18.	Test de corrélation sérielle sur l'ECM 2	ix

Figures:

Figure 1a:	Taux de change nominal 1970-1993	5
Figure 1b:	Taux de change nominal et taux des bons du trésor	6
Figure 2:	Taux de change nominal et termes de l'échange	9
Figure 3:	Taux de change nominal vs. Taux de change réel	11
Figure 4:	Taux de change réel et déficit gouvernemental	42
Figure 5:	Taux de change réel et simulation selon régression 2	52
Figure 6:	Variation du taux de change réel et variation selon l'ECM 1	56
Figure 7:	Variation du taux de change réel et variation selon l'ECM 2	59

Sommaire

Ce travail cherche à vérifier les arguments des dirigeants de la Banque du Canada voulant que les termes de l'échange soient un des déterminants principaux du taux de change bilatéral Canada - États-Unis. Après un survol du contexte où la Banque du Canada a fait valoir cet argument (fortes critiques à propos de la politique monétaire restrictive et de l'appréciation du dollar canadien qui l'accompagne), nous présenterons une revue de littérature proposant un lien théorique entre termes de l'échange et taux de change. Ensuite nous utiliserons un modèle empirique de détermination du taux de change réel qui tient compte, en plus des termes de l'échange, d'autres variables telles la productivité, les déficits gouvernementaux canadiens, les taux d'intérêts réels de long terme étrangers et le différentiel de ces taux d'intérêts entre le Canada et les États-Unis. Par des tests de racine-unitaire, nous pouvons trouver des évidences que les séries utilisées sont non-stationnaires, et il faut donc utiliser les techniques de cointégration. En utilisant la méthode en deux étapes d'Engle et Granger, nous obtenons qu'il y a cointégration, mais ce résultat est plus sensible à la variable du déficit public canadien qu'aux termes de l'échange. En second lieu, une analyse dynamique ne nous donne pas de résultats robustes. L'utilisation d'une méthode de cointégration en une seule étape est aussi effectuée et, dans ce cas, les termes de l'échange ne s'avèrent pas significatifs. Finalement, ce travail nous porte à croire que l'argument de la Banque du Canada voulant que les termes de l'échange soient un déterminant important du dollar canadien est loin d'être vérifié.

Remerciements

Je voudrais d'abord remercier mon directeur de recherche M. Rodrigue Tremblay pour son appui et ses commentaires utiles. J'aimerais également remercier M. Robert Kollmann pour ses conseils qui ont contribué à l'amélioration de ce rapport.

J'aimerais aussi remercier les professeurs, qui, m'ayant accordé un emploi, ont contribué au soutien financier de mes recherches, MM. F. Martin et R. Kollmann.

J'aimerais remercier mes parents pour leur appui, de même que mes amis V.G., B.D., F.L., S.L., P.S., M.D., F.B. et S.

Je voudrais aussi remercier Élizabeth.

1. Introduction

1.1 Présentation

Depuis l'arrivée de John Crow au poste de gouverneur de la Banque du Canada, cet organisme s'est attiré de nombreuses critiques. Ces critiques concernent explicitement la politique monétaire restrictive en vigueur et qui a pour but ultime et avoué la stabilité des prix; l'inflation-zéro. La poursuite de cet objectif ne se fait pas sans coût, et l'on est en droit de se demander si les bénéfices de l'inflation-zéro sont supérieurs aux coûts exigés pour y arriver. Le jeu en vaut-il la chandelle?

L'objectif de ce rapport n'est pas de répondre à cette question qui a suscité de nombreux débats parmi les économistes canadiens et les observateurs étrangers (deux ouvrages centrés sur ce débat sont Lipsey(1990) et York (1990)).

Ce rapport vise un point particulier où plutôt un détail de la polémique entourant la politique monétaire canadienne de la fin des années 80. Une des critiques les plus virulentes de cette politique est celle concernant la surévaluation du dollar canadien, surévaluation causée, selon plusieurs économistes (Mundell, 1991) par la hausse des taux d'intérêt, pierre angulaire de la politique restrictive de la Banque. Pour contrer cet argument, la Banque du Canada explique que la hausse du dollar canadien n'est pas seulement due à sa politique monétaire mais que de larges mouvements du taux de change s'expliqueraient par des mouvements dans les termes de l'échange. C'est ici que s'inscrit le but de ce rapport: *Le taux de change canadien est-il influencé par les termes de l'échange ?*

En faisant une revue des modèles théoriques qui proposent un lien direct entre taux de change et terme de l'échange et en utilisant d'autres variables réelles pouvant possiblement influencer le niveau d'équilibre du dollar canadien, nous chercherons empiriquement à l'aide de techniques de cointégration à savoir s'il est vrai que le taux de change est relié à la valeur des termes de l'échange. Nous chercherons aussi à déterminer si ce sont vraiment les termes de

l'échange qui sont responsables de l'appréciation que le dollar canadien a connu à la fin des années 80.

1.2 La politique monétaire de la Banque du Canada

Depuis, l'avènement de John Crow, la plupart des économistes ont qualifié la politique monétaire de la Banque du Canada comme étant restrictive. Là où il y a désaccord, c'est lorsqu'on se demande si cette politique était appropriée ou exagérée.

On observe une différence notable dans le discours de chacun des gouverneurs que la Banque du Canada a connu au cours des années 80. Jusqu'au cours de l'année 1986, la Banque s'intéressait davantage à la valeur du dollar canadien qu'à l'inflation. C'est, par exemple, ce qui explique la hausse soudaine du différentiel de taux d'intérêt en février de 1986 afin de contrer les pressions spéculatives sur le dollar. Le gouverneur Bouey, dont le mandat prenait fin après 14 ans, n'avait pas la même ardeur anti-inflationniste que son successeur John Crow.

En fait, dès sa première allocution prononcée en public en tant que gouverneur, M. Crow définit clairement l'idée maîtresse de son mandat:

"L'objectif auquel la politique monétaire doit se consacrer avant tout est de maintenir la confiance dans la valeur de la monnaie que nous utilisons au Canada, autrement dit assurer la stabilité des prix."¹

Et dès son premier rapport annuel relatant les faits et gestes de la Banque du Canada en l'année 1987, le gouverneur Crow écrit ouvertement que la Banque du Canada se doit d'agir à ce chapitre:

"Pour contribuer véritablement à prévenir l'inflation, la politique monétaire

¹Allocution de John W. Crow, gouverneur de la Banque du Canada devant le Canadian Club de Toronto, le 6 avril 1987.

doit réagir à point nommé aux pressions inflationnistes. Attendre que l'inflation s'accélère, c'est déjà trop attendre, car le prix qu'il faut payer pour la combattre est beaucoup plus élevé. C'est principalement pour cette raison que la Banque du Canada a commencé, au printemps de 87, à resserer les conditions monétaires."²

La stabilité des prix en soi, est un excellent objectif et les économistes voient de bon augure qu'une banque centrale en fasse sa priorité. Pour certains, un niveau d'accroissement du taux d'inflation de 0 à 2% est une bonne politique à moyen et à long terme (Lipsey, 1990). Mais, cela ne peut se faire sans coûts et ces coûts se font sentir à court terme. Les principaux coûts sont évidemment dûs à la hausse du taux d'intérêt, l'arme privilégiée de la Banque. Une hausse des taux est habituellement identifiée à une baisse de la consommation et de l'investissement. Lorsqu'il y a vraiment demande excédentaire, ces coûts sont acceptables, mais si l'économie est encore fragile, il peut s'ensuivre des effets importants sur l'économie entière et s'installe alors tous les éléments de ce qu'on appelle une récession.

C'est lors de la récession du tournant des années 90 que les critiques face à la politique monétaire ce sont faits plus sévères. Auparavant, on critiquait la Banque du Canada pour son manque de "compassion" envers les régions plus excentriques du Canada. À celà, le gouverneur Crow répondait:

"Ces signaux (en parlant des possibilités de hausse de l'inflation) auraient pu justifier des mesures encore plus vigoureuses n'eussent été les disparités des situations économiques entre les diverses régions du pays (...). La Banque est très bien renseignée sur l'évolution de la situation dans chaque région. Cependant, le fait que nous soyons bien informés des disparités régionales ne signifie pas pour autant que nous sommes en mesure d'y remédier (...). De par sa nature, la politique monétaire a une portée nationale, et, si nous prenons une mesure de politique monétaire, c'est parce que nous la jugeons appropriée, compte tenu des conditions économiques qui existent dans l'ensemble du pays et non pas seulement dans une partie du pays."³

²Rapport annuel du gouverneur, Banque du Canada, 1987, p. 9.

³ Loc. cit.

Mais lorsque la récession se fait sentir, alors une pléiade d'intervenants dénonceront haut et fort la politique de la Banque du Canada.

Plusieurs critiques sont centrés sur la hausse du dollar que beaucoup croient provoquée par les hauts taux d'intérêt que l'on connaît à la fin des années 80. La hausse rendant moins compétitives les exportations canadiennes et plus attrayantes les importations provenant de l'extérieur, a ainsi, selon les observateurs, contribué à l'enlisement du Canada dans la récession. On peut observer à la figure 1a (page suivante) que de 86 à 88, le dollar canadien s'est accru considérablement. Et la figure 1b nous permet de croire que cet accroissement est dû à la hausse des taux d'intérêts. Dans chacun de ces graphiques, la partie non-ombragée représente la période où John Crow est gouverneur de la Banque du Canada.

1.3 La Banque du Canada et les termes de l'échange

Comme nous venons de le voir, on accuse la Banque du Canada d'avoir provoqué une surévaluation du dollar canadien. Cela a été d'autant plus critiqué que cette surévaluation survenait lors de l'entrée en vigueur du traité de libre-échange Canada-États-Unis (ALE). Et autant les tenants de l'ALE que ses opposants sont d'accord à l'effet que cette appréciation du dollar canadien a atténué de beaucoup, sinon annulé les effets positifs à court terme du traité (Mundell, 1991, fait une critique virulente de la politique monétaire du gouverneur Crow et des implications de cette politique sur le dollar canadien).

En 1988, le gouverneur argumente que l'évaluation est dûe:

"(à) la perception selon laquelle la politique monétaire canadienne continuera de contrer les pressions inflationnistes et l'opinion que l'Accord de libre-échange avec les États-Unis profitera grandement à l'économie canadienne.

Il semble que les grandes tendances affichées par le dollar canadien soient en gros imputables aux facteurs relevés précédemment (l'ALE et la politique monétaire)."⁴

⁴Rapport annuel du gouverneur, Banque du Canada, 1988, p. 9.

FIGURE 1 A.

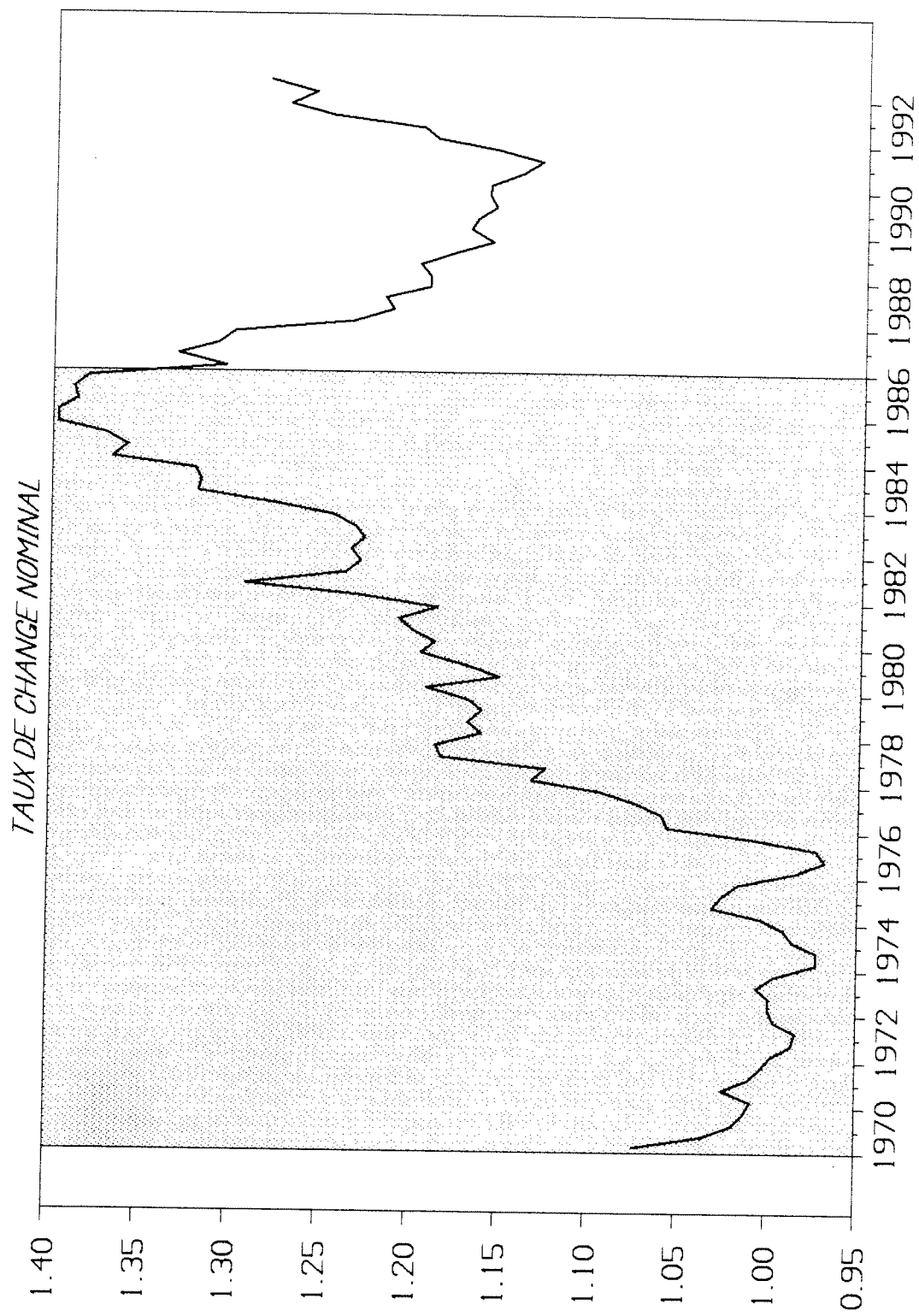
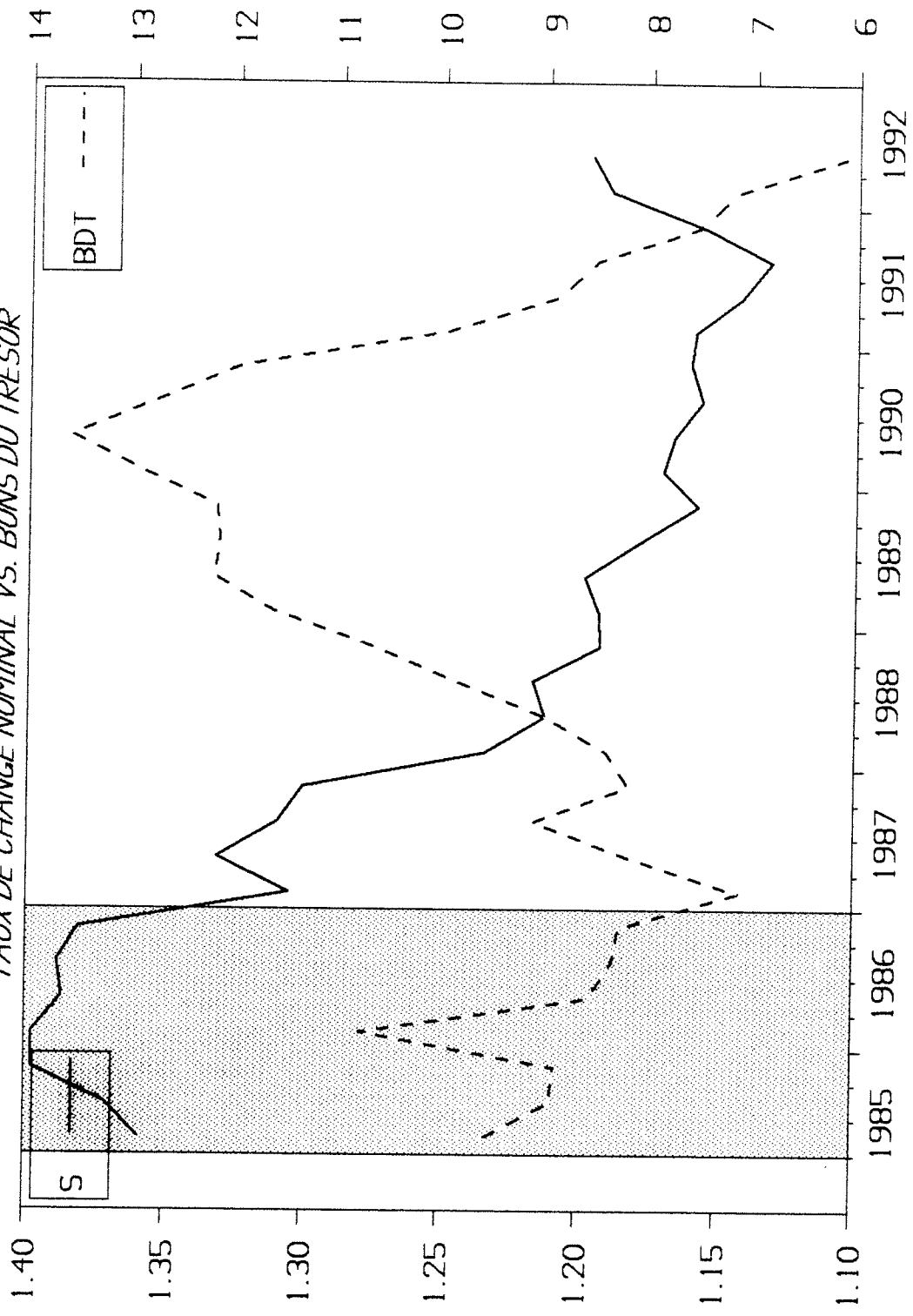


FIGURE 1B.
 TAUX DE CHANGE NOMINAL VS. BONS DU TRESOR



Donc en 1989⁵, on ne mentionne pas encore les termes de l'échange comme facteur déterminant du taux de change.

Ce n'est que lorsque les critiques se feront grandement sentir que la Banque du Canada sortira son argument des termes de l'échange. Le rapport de 1989 et tous les autres par la suite mentionnent l'importance qu'ont les termes de l'échange dans la détermination du taux de change, surtout pour la période 87-88. Comme exemple de cet argument, reprenons les propos du gouverneur de la Banque du Canada. Propos tirés d'une allocution récente intitulée *La politique monétaire dans un régime de taux de change flottants: l'expérience canadienne*.

«Il importe d'éviter d'attribuer à la politique de la banque centrale la responsabilité de toutes les fluctuations du taux de change. En plus, bien entendu, des mesures de politique monétaire adoptées à l'étranger, il existe de nombreux facteurs non monétaires qui influencent le taux de change.

Par exemple, il semble que l'appréciation du dollar canadien à la fin des années 80 était attribuable, en grande partie, à une amélioration sensible de nos termes de l'échange. À l'époque, le marché portait un jugement favorable sur le dollar canadien à la lumière de l'essor d'une vaste gamme de matières industrielles que le Canada exporte. »⁶

On peut tirer de cette allocution l'argument très simple qui peut se résumer par:

$$S = F \left(\frac{P_x}{P_m} \right) \quad (1)$$

L'équation (1) stipule que le taux de change nominal S (supposons S défini comme la valeur du dollar américain en dollar canadien, soit au dessus de l'unité pour la période récente) est une fonction F(.) négligable des termes de l'échange définis comme le ratio du prix des

⁵La date de sortie du rapport de 1988 est février 89.

⁶Conférence donnée par John W. Crow gouverneur de la Banque du Canada à l'École des sciences économiques de Stockholm, le 22 avril 1993. Revue de la Banque du Canada, été 93, p. 44.

exportations (P_x) et du prix des importations (P_M). Donc:

$$\begin{aligned} +\Delta P_x &\Rightarrow -\Delta S && \Rightarrow \text{évaluation du dollar canadien} \\ \text{et } +\Delta P_M &\Rightarrow +\Delta S && \Rightarrow \text{dévaluation du dollar canadien} \end{aligned}$$

La Banque du Canada explique que c'est une augmentation du prix des exportations qui a amené la poussée du dollar canadien. Voyons ce qui s'est passé pour la période mentionnée par le Gouverneur Crow. La table 1 représente la variation des variables contenues dans l'équation (1) pour les années 86 à 90. La figure 2 à la page suivante représente graphiquement le taux de change et les termes de l'échange pour la période 1970-1993.

Table 1: Termes de l'échange et taux de change nominal (86-90)

Année	Variations en pourcentage			
	ΔP_x	ΔP_M	Δ Termes de l'échange	ΔS
1986	-1.66%	-1.94%	0.29%	-1.22%
1987	3.42%	-0.37%	3.80%	-5.85%
1988	0.37%	-2.10%	2.53%	-8.24%
1989	-0.24%	-0.10%	-0.14%	-2.93%
1990	2.06%	3.95%	-1.82%	0.22%

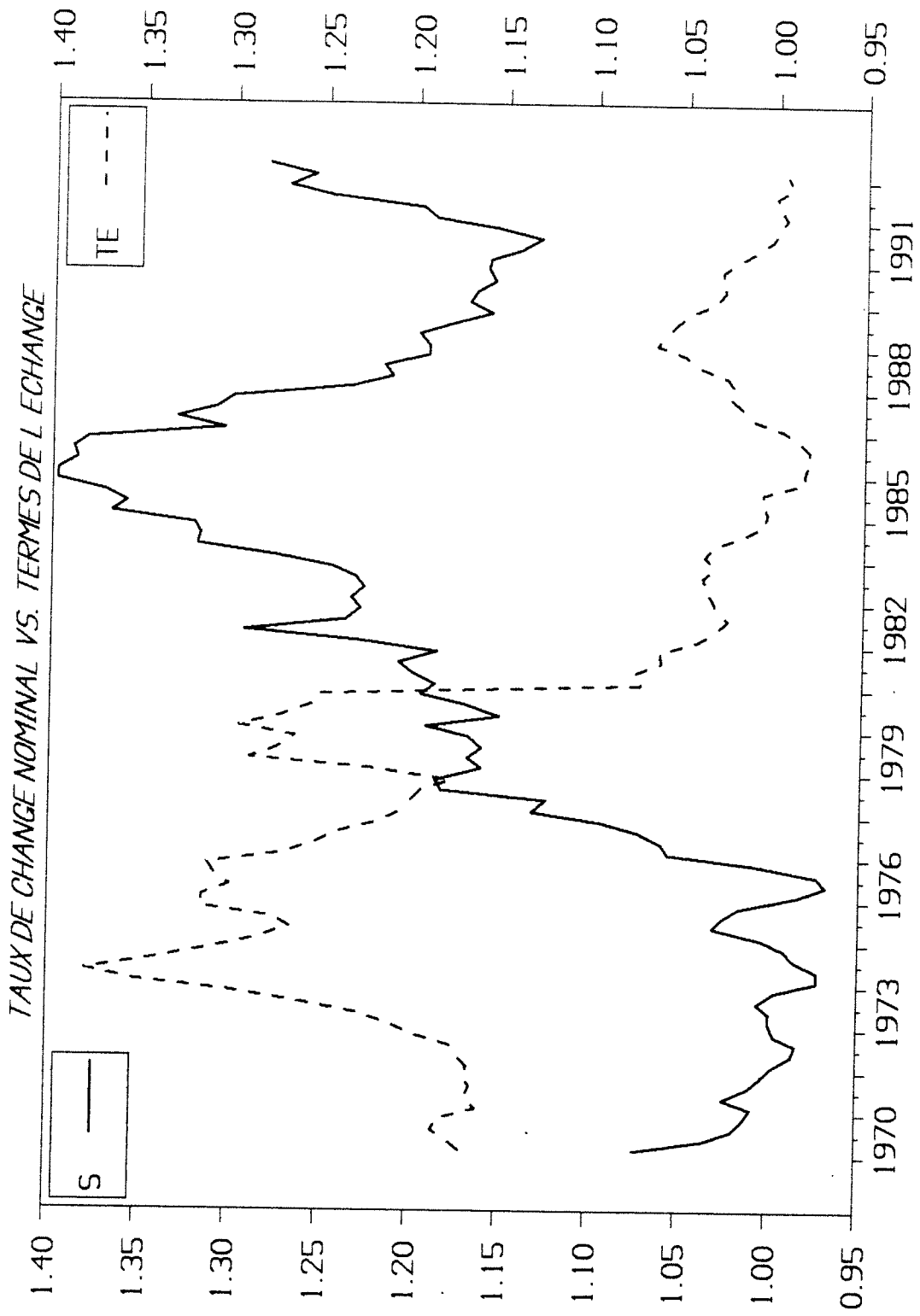
Variations par rapport à l'année précédente

Source: Statistiques financières internationales, Fond Monétaire International

Séries: 156.73, 156.74, 156..AE.

On observe une faible relation négative entre le prix des exportations et le taux de change. Seulement deux années sur trois, mais ce sont les deux années décrites par le Gouverneur de la Banque du Canada. Mais à l'inverse, la relation positive avec le prix des importations est vérifiée pour chaque année. Et dans le cas du ratio, i.e. les termes de l'échange, la relation inverse prédite semble se confirmer (sauf dans le cas de l'année 89). Il faut observer la relation entre ces variables économiques ne semble pas stable. L'année 88 en est un exemple, où les termes de l'échange se sont améliorés de 2.53% par rapport à l'année précédente et le dollar

FIGURE 2.



canadien s'est évalué de 8.24%. Le cas de l'année 90 est différent où les termes de l'échange se sont détériorés de 1.82% et le dollar ne s'est déprécié que de 0.22% et sauf pour cette année le dollar semble plus volatile que les termes de l'échange.

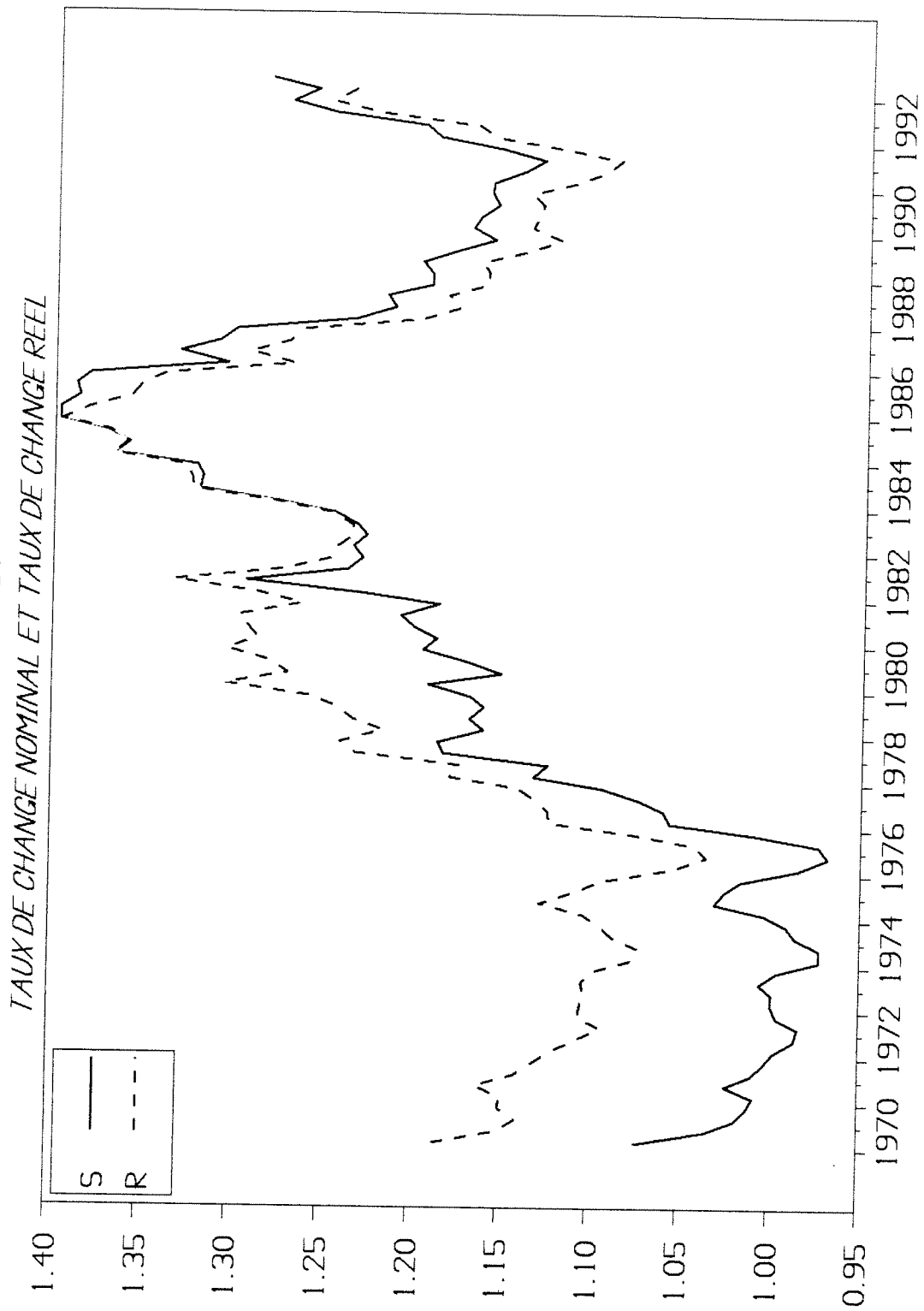
Tout nous porte donc à croire qu'il y a d'autres variables monétaires ou réelles qui ont une influence sur le taux de change canadien. La banque centrale ne cache pas que sa politique monétaire ait une influence comme son gouverneur le mentionne dans le rapport de 1988, mais nous pouvons tout de même discuter son empressement à présumer, depuis 1989, que les termes de l'échange aient une si grande part dans les fluctuations du taux de change. Bien des études ont démontré que des facteurs de toutes sortes influencent les taux de change et bien peu portent sur les termes de l'échange. Nous ferons tout de même une brève revue des principaux modèles expliquant la forme de l'équation (1). Ces modèles sont par contre des modèles traitant du taux de change nominal. Nous devons alors reformuler, en ayant en tête que le taux de change réel (R) et le taux de change nominal (S) sont, pour la période 1973-1993 corrélés à 89.09% (voir aussi la figure 3 de la page suivante). L'équation (1) peut alors se réécrire:

$$R = F \left(\frac{P_x}{P_m} \right)$$

Où F est toujours défini négativement.

Avant de faire une revue de modèle théorique, il est bon de revoir brièvement les différents concepts utilisés dans ces modèles et aussi de discuter de la causalité taux de change-termes de l'échange.

FIGURE 3.



2 Les liens théoriques entre les termes de l'échange et le taux de change

2.1 Définitions des termes de l'échange et des taux de change

Dans la littérature, on utilise plusieurs définitions des termes de l'échange et du taux de change réel. Ces définitions et les différences entre elles sont parfois déroutantes. Pour éclaircir les prochaines discussions, nous ferons ici une brève revue de ces différents concepts et de la notation que l'on utilisera tout au long de ce travail.

Titre	Définition	Notation
Taux de change nominal	C'est simplement ce que vaut le dollar américain en dollar canadien. Soit 1.2083 en moyenne pour 1992.	S
Taux de change réel (1):	C'est le taux de change nominal pondéré par un indice de prix pour les pays concernés. C'est cette définition des taux de change réels que nous emploierons dans notre analyse empirique.	$R = S \times \left(\frac{P^*}{P} \right)$
Taux de change réel (2):	On estime que le taux de change réel (comme défini en 1) peut être approximé par les prix relatifs des biens domestiques au pays et à l'étranger, et en considérant que l'équilibre à l'intérieur du pays, il peut aussi être approximé par le ratio des prix des biens échangés et des biens non-échangés (Mundell, 1991). Cette définition est très utilisée dans les analyses théoriques que nous passerons en revue dans ce travail.	$R' = \frac{P_T}{P_N}$
Termes de l'échange (1):	On distingue en tant que termes de l'échange les termes de l'échange bruts et les termes de l'échange nets. Ce sont ces derniers que nous emploierons comme termes de l'échange, soit le prix unitaire des exportations sur le prix unitaire des importations (Viner, 1937).	$Te = \frac{P_X}{P_M}$

2.2 Causalité et exogénéité

Les liens entre le taux de change et les termes de l'échange ne sont pas très clairs. On serait facilement prêt à penser que les liens allant du taux de change vers les termes de l'échange sont aussi forts que ceux allant des termes de l'échange vers le taux de change.

Tout dépend des hypothèses que l'on fait sur la grandeur de l'économie étudiée. Si cette économie est très importante sur le marché mondial, alors les prix mondiaux risquent d'être entraînés dans une baisse ou une hausse de la valeur de la monnaie de cette économie. Si, au contraire, le pays étudié est considéré petit, il a peu de chance qu'un mouvement dans son taux de change ait une influence sur les prix.

Nous pouvons modéliser simplement cette analyse⁷.

- Exportations: X ; Importations: M.
- Prix internationaux: P_X^* et P_M^*
- Prix en monnaie nationale: P_X et P_M
- Termes de l'échange: Te $\Rightarrow Te = P_X \div P_M \Rightarrow \Delta Te = \Delta P_X - \Delta P_M$
- Taux de change: S $\Rightarrow P_X = P_X^* \times S \Rightarrow \Delta P_X = \Delta P_X^* + \Delta S$
 $\Rightarrow P_M = P_M^* \times S \Rightarrow \Delta P_M = \Delta P_M^* + \Delta S$

Il existe quatre cas possibles d'économie ouverte:

- a) Petite économie (price-taker sur X et M)
- b) Price-maker sur X et price taker sur M
- c) Price-taker sur X et price-maker sur M
- d) Grande économie (price-maker sur X et M)

⁷Selon Nezeys(89).

Cas a) Petite économie

Si il y variation du taux de change: $\Delta S > 0$

$$\Rightarrow \Delta P^*_X = 0$$

$$\Rightarrow \Delta P^*_M = 0$$

$$\Rightarrow \Delta P_X = \Delta S = \Delta P_M$$

$$\Rightarrow \Delta Te = \Delta P_X - \Delta P_M \Rightarrow \Delta Te = \Delta S - \Delta S = 0$$

On peut donc prouver que dans ce cas, la variation du taux de change n'a pas d'effet sur les termes de l'échange.

Cas b) Price-taker sur M et price-maker sur X

Si $\Delta S > 0$

$$\Rightarrow \Delta P_X = 0$$

$$\Rightarrow \Delta P^*_M = 0$$

$$\Rightarrow \Delta Te = \Delta P_X - \Delta P_M \Rightarrow \Delta Te = 0 - \Delta P_M = 0 - (\Delta P^*_M + \Delta S) \Rightarrow \Delta Te = -\Delta S$$

Dans ce cas, une variation du taux de change va amener une variation inversement proportionnelle dans les termes de l'échange.

Cas c) Price-maker sur M et price-taker sur X

Si $\Delta S > 0$

$$\Rightarrow \Delta P^*_X = 0$$

$$\Rightarrow \Delta P_M = 0$$

$$\Rightarrow \Delta Te = \Delta P_X - \Delta P_M \Rightarrow \Delta Te = \Delta P_X - 0 = (\Delta P^*_X + \Delta S) \Rightarrow \Delta Te = \Delta S$$

Dans ce cas, une variation du taux de change va amener une variation proportionnelle dans les termes de l'échange.

Cas d) Grande économie

Si il y a variation du taux de change: $\Delta S > 0$

$$\Rightarrow \Delta P_X = 0$$

$$\Rightarrow \Delta P_M = 0$$

$$\Rightarrow \Delta Te = \Delta P_X - \Delta P_M \Rightarrow \Delta Te = 0 - 0 = 0$$

On peut donc prouver que dans ce cas, comme dans le cas d'une petite économie, la variation du taux de change n'a pas d'effet sur les termes de l'échange.

Il s'agit maintenant de savoir lequel de ces cas s'applique au Canada. On considère généralement le Canada comme un bon exemple d'une petite économie ouverte. Si c'est le cas, le taux de change canadien n'a pas d'influence sur les prix internationaux et pas d'influence non plus sur les termes de l'échange, comme nous l'avons vu au cas a) ci -dessus.

Il y a peu d'instruments statistiques nous permettant d'établir le lien de causalité entre ces variables. C'est ce lien qui nous permettra de dire formellement quel cas s'applique ici. Nous utiliserons donc la définition de la causalité de Granger.

Une variable x_t cause "à la Granger" la variable y_t si elle précède la variable y_t . En d'autres mots, x_t "cause à la Granger" la variable y_t si les prédictions de la valeur courante de y sont améliorées par l'utilisation des valeurs passées de x comme variables explicatives (Granger, 1969). Ce n'est pas une mesure exacte de la causalité entre ces deux variables, mais ce peut être une bonne estimation.

Plus précisément, on teste la causalité à la Granger de la façon suivante:

$$y_t = \sum_{i=1}^k \alpha_i y_{t-i} + \sum_{i=1}^k \beta_i x_{t-i} + u_t$$

À l'aide d'un simple test F, nous testons si les $\beta_i = 0$, si oui x_t ne cause pas y_t .

Plusieurs auteurs ont eu des doutes sur la validité de ce test. Une modification de ce test a été proposée par Sims (1972). Selon Sims, x_t ne parvient pas à causer y_t (toujours dans le sens de Granger) si dans une régression portant sur y_t et comportant des retards de x , sa valeur courante et des valeurs futures de x , ces derniers ont des coefficients significatifs et les variables retardées des coefficients non-significatifs, soit dans:

$$y_t = \sum_{j=-k_1}^{k_2} \beta_j x_{t+j} + u_t$$

On teste (toujours à l'aide d'une statistique F) si les β_j ($j = 1, 2, \dots, k_1$) = 0, si oui, x_t ne cause pas y_t .

Les tests ont été effectués à l'aide de ce dernier test en utilisant tour à tour comme variables dépendantes (y_t) et explicatives (x_t de l'exemple), les termes de l'échange et deux mesures de taux de change, soit le taux de change nominal et le taux de change réel. Comme nous allons voir plus tard dans ce rapport, ces séries ne semblent pas stationnaires et comportent une racine-unitaire. Pour pallier à ce problème, nous utiliserons la première différence de ces séries, qui, elle, est stationnaire (voir section 5 au sujet de la stationnarité des séries)⁸.

⁸Puisque comme nous allons le voir dans la section 5, les séries sont intégrés d'ordre 1, nous devons trouver s'il y a cointégration entre termes de l'échange et taux de change. Ce n'est pas le cas lorsqu'on n'utilise que les termes de l'échange (on verra qu'il y aura cointégration dans un modèle à plusieurs variables défini à la section 4). Ces tests de causalité ne sont donc qu'une première approximation, et ne sont pas complètement satisfaisants sur le plan de la méthodologie économétrique utilisée.

Table 2: Tests de causalité

Test de Sims avec S_t et Te_t		
Liens de causalité testés	Statistique-F	P-Value
Te_t cause S_t	1.25478	0.33254576
S_t cause Te_t	1.62611	0.17647820
Test de Sims avec R_t et Te_t		
Liens de causalité testés	Statistique-F	P-Value
Te_t cause R_t	1.17710	0.37838705
R_t cause Te_t	2.12856	0.07566378*

Les astérisques représentent les résultats auxquels on rejette l'hypothèse nulle que le lien de causalité ne fonctionne pas, autrement dit on teste:

$$H_0 : x_t \text{ ne cause pas "à la façon de Granger" } y_t$$

et $H_1 : x_t \text{ cause } y_t \text{ à la façon de Granger.}$

Un astérisque (*) représente que l'on rejette H_0 à un seuil de 10%, deux indique que l'on rejette H_0 à un seuil de 5% et trois astérisques (***) représente que l'on rejette H_0 à seuil de 1%.

Il apparaît donc, selon ces tests, que les liens de causalité entre les termes de l'échange et le taux de change ne sont pas définis comme le voudrait la Banque du Canada (ni comme on pourrait le penser en supposant que le Canada est une petite économie ouverte comme dans le cas a) de nos hypothèses sur la grandeur des économies)⁹. Il est d'autant plus difficile d'admettre, à ce moment que la variation du taux de change dépend des termes de l'échange.

Par contre nous ne devons pas accorder une trop grande signification au test de causalité

⁹ Amano et Van Norden (93), deux chercheurs de la Banque du Canada, obtiennent pour la même période et en utilisant des données mensuelles plutôt que trimestrielles, que les termes de l'échange causent "à la Granger" le taux de change réel, et non le contraire comme nous l'obtenons dans cette recherche-ci.

à la Granger. Justement parce que la causalité à la Granger n'est pas ce que l'on définit comme causalité habituellement. Rappelons que ces tests ne font que vérifier que x_t précède y_t et ne nous donnent pas une mesure exacte de tous les liens qui unissent les deux variables. Nous continuerons donc à regarder le Canada comme une petite économie ouverte, il faudra par contre toujours mettre un bémol à nos résultats en se rappelant les conclusions incertaines sur la causalité taux de change et termes de l'échange.

2.3 Modèles théoriques des liens entre le taux de change et les termes de l'échange: une brève revue.

Plusieurs modèles théoriques utilisant les termes de l'échange dans la détermination du taux de change ont vu le jour dans les années 80. Bien qu'auparavant, les termes de l'échange ait été considérés comme un déterminant de la balance courante, les modèles n'explicitaient pas vraiment l'effet que les termes de l'échange ont sur le taux de change.

Ces modèles font parti de la vaste littérature portant sur les déterminants réels des taux de change, et surtout du taux de change *d'équilibre*. Puisqu'il est maintenant établi que pour la période récente de flexibilité des taux de change, la parité des pouvoirs d'achat (PPA) ne s'applique pas au dollar canadien (Johnson, 1990). Le taux de change réel d'équilibre ne serait donc pas le taux de change réel tel que prévu par la PPA (la PPA absolue prédit même un taux de change réel fixe à 1).

Ce que nous cherchons dans cette revue, c'est comment différents auteurs ont trouvé et dérivé une spécification à l'équation (1) présentée plus haut. Cette spécification comme nous l'avons vu à la section 2.2 est sujette aux hypothèses que chacun des auteurs fait. Même si les tests de causalité ne semblent pas confirmer cette hypothèse, notre revue se penchera sur la littérature où l'on modélise une petite économie ouverte.

Nous verrons trois catégories de modèles à petite économie ouverte. Un modèle d'équilibre

général à la Hecksher-Ohlin (Edwards et Van Wijnbergen, 1987), un modèle de maximisation intertemporelle (Ostry, 1988) et un modèle multicommodité de détermination du taux de change réel d'équilibre (Neary, 1988). Aucun de ces modèles ne comporte de variables monétaires.

2.3.1 Le modèle Hecksher-Ohlin à une seule période d'Edwards et VanWijnbergen (1987).

Sweder Van Wijnbergen et Sebastian Edwards dans leur article paru dans l'Oxford Economic Papers présentent une discussion sur deux propositions établies en économie internationale. Ils cherchent à trouver le contexte analytique où ces deux propositions soient satisfaites. Voyons les deux propositions discutées:

- Proposition 1: Dans une petite économie, une augmentation de tarif sur les importations amène une appréciation du taux de change réel.
- Proposition 2: Dans une petite économie, une détérioration des termes de l'échange amène une dépréciation du taux de change réel.

On peut observer que la proposition deux nous renseigne directement sur notre équation (1), en quoi une détérioration des termes de l'échange apprécierait le dollar (dépréciation du taux de change). Cet effet est contraire à celui indiqué par la Banque du Canada. Mais la proposition 1 rejoint la pensée du gouverneur Crow. Cherchons donc, selon le modèle d'Edwards et VanWijnbergen, quelle proposition est plausible, car les deux semblent profondément contradictoires.

Hypothèse ex-ante du modèle:

- L'économie est une petite économie ouverte.
- Productions de trois biens: biens exportables: X,

biens importables: M,

biens non-échangeables: N.

- Il y a deux facteurs non-échangeables: capital K rémunéré à r ,
travail L rémunéré à w .
- Les rendements à l'échelle sont constants.
- Taux de change nominal fixé à 1.
- il y a un tarif initial ad-valorem t sur M.

Le modèle:

$$a_{LM}w + a_{KM}r = P_M \quad (2)$$

$$a_{LX}w + a_{KX}r = P_X \quad (3)$$

$$a_{LN}w + a_{KN}r = P_N \quad (4)$$

$$P_X = EP_X^* \quad (5)$$

$$P_M = P_M^*(1+t)E \quad (6)$$

$$P_T = P_M^\alpha P_X^{(1-\alpha)} \quad (8)$$

$$E = P_X^* = 1 \quad (9)$$

$$e = \frac{P_T}{P_N} \quad (7)$$

Ainsi le prix international des exportables P_X^* , des importables P_M^* et le tarif t déterminent les rémunérations r et w , et qui, à leur tour déterminent le prix des biens non-échangeables P_N .
Regardons l'effet d'une hausse du prix des biens importés (une détérioration des termes de

l'échange). Cet effet peut être attribué à une augmentation du tarif t ou. Selon l'équation (7) si $\Delta t > 0 \Rightarrow \Delta P_M > 0$

Les équations (2) et (3) peuvent être utilisées pour déterminer l'effet d'une hausse du prix des importations sur les rendements des facteurs:

$$\Delta w = \left(\frac{\theta_{KX}}{\theta_{KX} - \theta_{KM}} \right) \Delta P_M^* \quad \text{et} \quad \Delta r = - \left(\frac{\theta_{LX}}{\theta_{KX} - \theta_{KM}} \right) \Delta P_M^*$$

Où

$$\theta_{KX} = \frac{a_{KX} r}{P_X} \quad ; \quad \theta_{LX} = 1 - \theta_{KX} \quad ; \quad \theta_{KM} = \frac{a_{KM} r}{P_M} \quad ; \quad \theta_{LM} = 1 - \theta_{KM}$$

L'effet d'une hausse de prix des importations sur le prix des non-échangeables est donc:

$$\Delta P_N = \left[\frac{\theta_{KX} - \theta_{KN}}{\theta_{KX} - \theta_{KM}} \right] \Delta P_M^* \quad (10)$$

De l'équation (10) et de l'équation (7), on déduit que la variation du taux de change réel est:

$$\frac{\Delta e}{\Delta P_M^*} = \alpha - \left(\frac{\theta_{KX} - \theta_{KN}}{\theta_{KX} - \theta_{KM}} \right) \quad (11)$$

Donc pour que la proposition 1 soit réalisée, et qu'ainsi les termes de l'échange aient une influence positive sur le taux de change réel, il faut que le côté droit de l'équation soit positif¹⁰, soit:

¹⁰Il est à noter que la proposition 2 et la proposition 1 sont en effet irréconciliable dans ce modèle. Edward et VanWijnbergen, dans le même article propose d'utiliser un modèle à facteur spécifique à la Ricardo-Viner. Dans ce cas, la proposition 1 est facilement vérifiable et la proposition 2 peut l'être simultanément si les effets de revenu d'une augmentation de P_M^* dépassent largement les effets de substitution.

$$\alpha > \left(\frac{\theta_{KX} - \theta_{KN}}{\theta_{KX} - \theta_{KM}} \right)$$

Ainsi, une augmentation du prix des importations détériore les termes de l'échange, qui à leur tour font augmenter le taux de change réel, ce qui détériore la monnaie nationale. Le fait que cette condition soit satisfaite ou non dépend donc du ratio capital-travail de chaque secteur.

2.3.2 Un modèle d'optimisation intertemporelle (Ostry, 1988)

Ce modèle d'optimisation intertemporelle d'une petite économie ouverte sert à déterminer de quelle façon un choc des termes de l'échange affecte la balance commerciale. Pour y arriver, ce choc a des répercussions sur le taux de change réel.

Δ Termes de l'échange ⇒ Δ Taux de change réel ⇒ Δ Balance commerciale

Le premier lien est donc la formalisation théorique de notre équation (1) de la section 1.3. L'analyse qui est faite dans les pages suivantes est tirée de l'article de Jonathan D. Ostry intitulé *The Balance of trade, Terms of Trade, and Real Exchange Rate*. Le modèle de Sebastian Edwards (1988) est essentiellement le même et porte à des conclusions similaires.

Hypothèses ex-ante:

- Petite économie ouverte.
- Trois biens: Importables, exportables et non-échangés
- Il y a deux période (0 et 1).
- Il existe un agent représentatif qui maximise son utilité.

Modèle:

L'agent maximise son utilité sous les contraintes budgétaires suivantes:

$$C_{x0} + p_{m0}C_{m0} + p_{n0}C_{n0} + (1+r_{x,-1})B_{-1} = \bar{Y}_{x0} + p_{m0}\bar{Y}_{m0} + p_{n0}\bar{Y}_{n0} + B_0 \quad (12)$$

$$C_{x1} + p_{m1}C_{m1} + p_{n1}C_{n1} + (1+r_{x0})B_0 = \bar{Y}_{x1} + p_{m1}\bar{Y}_{m1} + p_{n1}\bar{Y}_{n1} \quad (13)$$

C_x , C_m et C_n représentent respectivement la consommation des exportables, des importables et des non-échangeables. Les Y représentent la dotation pour les trois mêmes catégories. Les p représentent les prix des biens importables ou non-échangeables ($p_x = 1$, i.e. les biens de consommation représentent le numéraire). B_{-1} est la dette initiale (positive ou négative) et B_0 est l'emprunt entre la période 0 et 1. $r_{x,t}$ représente le taux d'intérêt entre t et $t-1$.

Le taux de change réel est défini comme l'inverse du prix relatif des biens non-transigeables par rapport aux biens exportables. Comme auparavant une augmentation du taux de change réel implique une dépréciation réelle.

L'utilité de l'agent est faiblement séparable en temps, donc l'utilité intertemporelle peut se réécrire comme:

$$U(c_{x0}, c_{m0}, c_{n0}, c_{x1}, c_{m1}, c_{n1}) \equiv U[C_0(c_{x0}, c_{m0}, c_{n0}), C_1(c_{x1}, c_{m1}, c_{n1})]$$

Il faut alors résoudre un problème d'optimisation à deux étapes. Le problème de l'agent, dans un premier temps, est de minimiser les coûts d'atteindre le niveau \bar{C}_t . Il résout ce problème pour $t=0,1$.

$$\min_{[c_{xt}, c_{mt}, c_{nt}]} c_{xt} + p_{mt}c_{mt} + p_{nt}c_{nt} \quad s.c. \quad C_t(c_{xt}, c_{mt}, c_{nt}) \geq \bar{C}_t$$

En résolvant ce problème, on fournit une demande pour les trois biens, ces demandes sont fonction de leurs prix relatifs et de la dépense totale faite en chaque période, soit $P_t C_t$ où P_t est le prix (coût marginal) d'une unité de l'utilité C_t (dépense réelle).

Dans un deuxième temps, l'agent choisit ses niveaux de dépenses de chaque période C_0, C_1 afin de maximiser son utilité sous contrainte de richesse.

$$\max_{\{C_0, C_1\}} U(C_0, C_1) \quad s.c. \quad P_0 C_0 + \alpha_{x1} P_1 C_1 \leq W_0$$

Où W_0 représente la richesse qui est définie comme la valeur présente des dotations actuelles et futures de l'économie. De (12) et (13), on trouve:

$$W_0 = (\bar{Y}_{x0} + p_{m0} \bar{Y}_{m0} + p_{n0} \bar{Y}_{n0}) + \alpha_{x1} (\bar{Y}_{x1} + p_{m1} \bar{Y}_{m1} + p_{n1} \bar{Y}_{n1}) - (1 + r_{x,-1}) B_{-1} \quad (14)$$

où α_{x1} est le taux d'escompte mondial, qui est égal à $1/(1+r_{x0})$. En normalisant la contrainte budgétaire en la divisant par P_0 . Cette contrainte devient alors utilisable dans le deuxième problème du consommateur:

$$C_0 + \alpha_{c1} C_1 \leq W_{c0} \quad (15)$$

Où $\alpha_{c1} = (P_1 / P_0) \alpha_{x1}$ et $W_{c0} = W_0 / P_0$. Donc, maintenant, toutes les variables sont mesurées en termes de C_0 .

L'effet des termes de l'échange:

Ostry écrit qu'il y a trois canaux par où passe l'effet d'un choc des termes de l'échange pour se répercuter sur le taux de change réel:

1. Un choc des termes de l'échange affecte les prix domestiques et amène une substitution entre les différents biens dans la même période. C'est l'effet de substitution intratemporel.
2. Pour le même choc, le taux d'intérêt sera aussi affecté; l'effet du choc fera augmenter P_0 avec P_1 constant (si les termes de l'échange fluctuent à cause d'une augmentation de P_{m0}). Le ratio P_0/P_1 augmentera, ce qui implique une substitution entre la consommation à la période 0 et la période 1. Ce changement dans la consommation est l'effet de substitution intertemporel.

3. En plus des effets décrits ci-dessus, une augmentation de P_{m0} amène une réduction de bien être. Cet effet revenu dépend du niveau initial d'importation.

Pour dériver l'effet du choc des termes de l'échange, il faut d'abord imposer une condition sur le marché des biens non-transigeables. Soit:

$$c_{n0}(p_{n0}, p_{m0}, P_0 C_0(\alpha_{cl}, W_{c0})) = \bar{Y}_{n0} \quad (16)$$

$$c_{n1}(p_{n1}, p_{m1}, P_1 C_1(\alpha_{cl}, W_{c0})) = \bar{Y}_{n1} \quad (17)$$

Ces conditions stipulent que la demande pour ces biens est égale à la dotation initiale dans chaque période.

En faisant la dérivée totale des équations (16) et (17), on obtient les solutions pour les variables endogènes p_{n0} et p_{n1} , en fonction de variables exogènes telles que les termes de l'échange, le taux d'intérêt mondial, et les dotations. En ayant toujours à l'oeil le but de ce travail, nous nous concentrerons exclusivement sur les effets d'un choc des termes de l'échange.

Détérioration temporaire des termes de l'échange:

Une détérioration temporaire implique que: $\Delta p_{m0} > 0$ et $\Delta p_{m1} = 0$.

À partir d'une réponse de ce choc sur l'équilibre général du modèle, on peut trouver que:

$$\frac{\partial \log p_{n0}}{\partial \log p_{m0}} = [\sigma_{nm} - ((1-\gamma)(1-\mu_{m0}) + \gamma\sigma)]\Delta_1 + (\sigma_{nm} - (1-\mu_{m0}))\Delta_2 \quad (18)$$

Où $\Delta_1 > 0$ et $\Delta_2 > 0$, les σ sont les élasticités de substitution, γ est la propension moyenne à épargner et les μ sont les ratios de dotation des deux variables en indices.

Donc, la nature de la réponse du taux de change réel suite à un mouvement présent et temporaire des termes de l'échange va dépendre de l'ampleur relative des effets de substitutions

intratemporelles, intertemporelles et de revenu. Si les biens importables et les non-transigeables sont des substituts hicksiens, l'effet intra favorisera une appréciation réelle suite à une détérioration des termes de l'échange et les deux autres effets favoriseront une dépréciation.

$$\text{Si } \sigma_{nm} > \max [((1-\gamma)(1-\mu_{m0})+\gamma\sigma), (1-\mu_{m0})]$$

une détérioration des termes de l'échange amènera une appréciation réelle.

$$\text{Et si } \sigma_{nm} < \max [((1-\gamma)(1-\mu_{m0})+\gamma\sigma), (1-\mu_{m0})]$$

une détérioration des termes de l'échange amènera une dépréciation réelle.

Une détérioration future et anticipée des termes de l'échange:

Une détérioration future implique: $\Delta p_{m0} = 0$ et $\Delta p_{m1} > 0$.

On peut alors trouver que:

$$\frac{\partial \log p_{n0}}{\partial \log p_{m1}} = \Delta_3 [\sigma - (1 - \mu_{m1})] + \Delta_4 (\sigma_{nm} - (1 - \mu_{m1})) \quad (19)$$

Où $\Delta_3 > 0$ et $\Delta_4 > 0$.

Une détérioration future et anticipée des termes de l'échange va généralement modifier le taux de change réel dans le présent. Elle va entraîner une appréciation réelle si l'élasticité intratemporelle et l'élasticité intertemporelle sont supérieures à la valeur $(1-\mu_{m1})$. Sinon, une détérioration future, provoquera une dépréciation réelle dans le présent.

Une détérioration permanente des termes de l'échange:

Une détérioration permanente implique: $\Delta p_{m0} = \Delta p_{m1} = \Delta p_m > 0$.

De la même façon que pour les chocs précédents, on trouve:

$$\frac{\partial \log p_{n0}}{\partial \log p_m} = \Delta_5 [\sigma_{nm} - (1 - \mu_m)]$$

Où $\Delta_5 > 0$.

L'effet d'un choc permanent, devient dans ce contexte un problème statique. Si l'élasticité de substitution intratemporelle est supérieure à $(1 - \mu_m)$, on peut voir qu'une détérioration permanente des termes de l'échange provoquera une appréciation réelle dans les deux périodes. Sinon, une détérioration fera se dévaluer la monnaie.

Dans le modèle d'optimisation intertemporelle d'Ostry (1988), l'effet d'un choc des termes de l'échange sur le taux de change réel est ambigu. Il dépend de la valeur des élasticités de substitution (intratemporelles et intertemporelles). *En général, si ces élasticités sont petites, une détérioration des termes de l'échange (provoquée ici par une hausse du prix des importations) amène une dépréciation réelle.*

2.3.3 Un modèle à une seule période de détermination du taux de change réel (Neary, 1988)

Peter Neary, dans un article paru dans l'American Economic Review propose un modèle de détermination du taux de change réel d'équilibre. Son modèle est théorique et dans la deuxième partie de son article, il s'attarde à diverses questions sur les déterminants du Taux de change réel. Il analyse alors l'effet d'une variation des termes de l'échange sur le taux de change réel. Nous reprenons ici l'essentiel de son modèle et dériverons sa conclusion au sujet des termes de l'échange.

Hypothèses:

- Petite économie ouverte
- Produit deux catégories de biens: échangeables et non-échangeables.
- Un des biens échangeables est le numéraire
- Il y a n biens non-échangeables, qui ont pour prix le vecteur p .
(où Offre = Demande sur chacun des marchés).

Le modèle:

La détermination de l'équilibre peut être illustrée en utilisant ce que Neary appelle "*trade expenditure function*". C'est en fait l'excédent entre la consommation domestique $e(p,u,\alpha)$ et le revenu tiré de la production domestique $g(p,\beta)$ plus tout autre revenu supplémentaire reçu par le secteur privé γ .

$$E(p,u,\phi) = e(p,u,\alpha) - g(p,\beta) - \gamma \quad (21)$$

Où $\phi = (\alpha, \beta, \gamma)$ est un vecteur de paramètres dont l'interprétation varie selon le choc dont on veut tenir compte.

- α : peut contenir les paramètres de préférences (goûts) et le prix des biens échangeables non-numéraires.

- β : Peut contenir les paramètres de technologies.
- γ : Peut contenir les taxes distribuées, les revenus de tarifs et autres transferts.
- u : Mesure l'utilité domestique (interprétée comme le niveau de bien-être social obtenu après redistribution optimale).

Dérivée partielle de E par rapport à p:

$$E_p(p, u, \phi) = e_p(p, u, \alpha) - g_p(p, \beta) \quad (22)$$

Dérivée seconde de E par rapport à p:

$$S = -E_{pp}(p, u, \phi) \quad (23)$$

Condition que la balance des paiements soit équilibrée:

$$E(p, u, \phi) = 0 \quad (24)$$

Condition d'équilibre sur le marché des biens non-transigés:

$$E_p(p, u, \phi) = 0 \quad (25)$$

Résolution du modèle:

Différentielle totale de (24):

$$du = -E_{\phi}^{\lambda} d\phi \equiv d\Phi \quad (26)$$

Où Φ est l'effet agrégé de n'importe quelle combinaison de chocs exogènes. Donc $d\Phi$ est le changement d'utilité provenant du changement de variables exogènes.

Différentielle totale de (25):

$$-Sdp + E_{pu} du = -E_{p\Phi} d\Phi \equiv -E_{p\Phi} d\Phi \quad (27)$$

Les deux termes du côté gauche de l'équation (27) mesurent donc l'effet de substitution d'un changement de prix et l'effet revenu d'un changement d'utilité sur la demande excédentaire des biens non-transigés. Le côté droit mesure l'effet d'un changement dans les variables exogènes sur cette même demande.

En combinant (6) et (7), on a:

$$dp = S^{-1}(E_{pu} + E_{p\Phi})d\Phi \quad (28)$$

Si on définit le taux de change réel comme un index des prix relatifs des biens non-transigeables divisé par un index des prix des biens transigés.

$$\pi \equiv \frac{x \cdot p}{P_T} \quad (29)$$

$$d\pi = \frac{x \cdot S^{-1}(E_{pu} + E_{p\Phi})d\Phi}{P_T} \quad (30)$$

En différenciant, considérant p_T constant et en combinant avec (28), on a:

En introduisant une matrice diagonale P , où le $i^{\text{ème}}$ élément de la diagonale principale est le prix du $i^{\text{ème}}$ bien non-transigeable, on reformule (30) comme suit:

$$\frac{d\pi}{\pi} = \omega \cdot \bar{S}^{-1}(\mu - \sigma)d\Phi \quad (31)$$

Où $\omega = \frac{P \cdot x}{x \cdot P}$, $\bar{S} = PSP$, $\mu = PE_{pu}$ est le vecteur des propensions marginales à consommer des biens non-transigés et $\sigma = -PE_{p\Phi}$ est la propension marginale à produire des biens non-transigés.

Dans le cas de base, Neary interprète l'équation (31) comme une implication du fait qu'un choc

exogène va augmenter π et mener à une appréciation réelle dans le cas où l'effet de demande du choc va surpasser l'effet d'offre.

L'effet d'un changement dans les termes de l'échange:

Jusqu'à ce moment, le modèle présume que les prix des biens transigés était donnés: Mais $d\Phi$ peut être interprété comme un changement de revenu provoqué par un changement dans les termes de l'échange. Supposons une amélioration des termes de l'échange due à une augmentation des biens exportés¹¹. σ devient l'effet prix-croisé sur l'offre excédentaire des biens non-échangeables de l'amélioration des termes de l'échange. Cet effet doit être négatif si chaque bien transigé est un substitut pour chaque bien non-transigé. *Donc, sauf si la relation de complémentarité domine, une amélioration des termes de l'échange amène une appréciation réelle (c'est à dire une augmentation de (P_n / P_T) qui est l'inverse du taux de change réel, qui est donc la valeur réelle de la monnaie)*¹².

¹¹Le choc présumé par la Banque du Canada, qui a mené l'évaluation du taux de change à la fin des années 80.

¹²C'est sur cette argumentation et sur l'équation (31) que se basent Amano et Van Norden (1993) pour expliquer leur modèle empirique de détermination du taux de change canadien.

2.3.4 Modèles de détermination du taux de change avec économies à deux pays.

En plus des modèles à petite économie ouverte dont on vient de donner trois exemples représentatifs de la littérature, il existe plusieurs écrits sur des modèles de détermination du taux de change et employant les termes de l'échange dont l'économie modélisée est une économie à deux pays.

Svensson (1985)

Un exemple est le modèle cash-in advance utilisé par Svensson. Contrairement aux modèles purement réels passés en revue plus haut, le modèle de Svensson introduit la monnaie dans l'économie. L'expansion monétaire a alors un effet sur les termes de l'échange et par la suite un effet sur le taux de change entre les deux économies.

Δ Expansion monétaire \Rightarrow Δ Termes de l'échange \Rightarrow Δ Taux de change

Son modèle conclut qu'une augmentation temporaire du taux d'expansion monétaire détériore ses termes de l'échange et déprécie son taux de change (valeur de la monnaie donc, dans ce cas il s'agit d'une dépréciation). Une augmentation permanente du taux d'expansion monétaire détériore encore plus les termes de l'échange et ainsi amène une dépréciation plus grande de la monnaie. Dans notre cas, puisque c'est le lien entre les termes de l'échange et le taux de change qui nous occupe, on conclut qu'une amélioration des termes de l'échange contribue à une évaluation de la monnaie.

Mais le lien entre expansion monétaire, termes de l'échange et taux de change reste très intéressant, surtout dans la perspective de l'évaluation de la fin des années 80. Ainsi, d'après ce modèle, une réduction du taux d'expansion monétaire (politique monétaire restrictive telle qu'on a connu pour la période citée) amène une amélioration des termes de l'échange et une appréciation de la monnaie. Dans ces conditions, l'argument de John Crow ne tient plus, car plutôt qu'un choc exogène des termes de l'échange, ce choc serait provoqué par la politique de

la Banque du Canada. L'appréciation du dollar canadien serait donc vraiment dûe aux politiques monétaires intérieures. Il ne faut pas trop accorder d'importance à ce raisonnement , car il est conçu pour une grande économie et ainsi l'endogénéité ou l'exogénéité des variables du modèle ne sont pas les mêmes.

3. Considérations théoriques sur les autres variables du modèles empiriques:

3.1 Autres variables d'équilibre:

Il faut faire une distinction entre taux de change réel et taux de change réel d'équilibre. Ce dernier serait déterminé par des variables réelles qui ont une relation structurelle de long-terme avec le taux de change. Le premier, en plus de suivre le chemin suivi par le taux de change d'équilibre serait assujetti à une foule de variables nominales qui ont une influence de courte durée seulement (Edwards, 1989).

Le seul déterminant que nous avons étudié maintenant est la variable des termes de l'échange. Selon la revue des modèles théoriques de la dernière section, on peut facilement prétendre que les termes de l'échange ont une influence réelle et de long terme sur le taux de change réel. Mais quelles sont les autres variables pouvant déterminer ce qu'est le taux de change d'équilibre du Canada ?

Plusieurs modèles multivariés de détermination des taux de change d'équilibre existent. On n'a qu'à penser aux modèles de Mussa (1986), Hsieh (1982), Stockman (1987)¹³. Bien que ces modèles soient à la fois intéressants et importants, nous préférons utiliser un modèle comportant le secteur public comme déterminant du taux de change. Ainsi, nous pourrions définir le rôle de la politique fiscale des administrations publiques sur le dollar canadien. Cette condition n'élimine pas la plupart des bons modèles, et ainsi un choix a dû être fait. Par sa simplicité et ses assez bons résultats sur le dollar américain, le modèle de Stein(1990) tiré de Stein et Allen (1989) et modifié légèrement par Lim(1992) au niveau de l'application empirique est le modèle de détermination du taux de change réel d'équilibre choisi.

¹³Ce modèle théorique ne pourrait incorporer les termes de l'échange, car sa définition du taux de change réel peut aussi être considérée comme une définition des termes de l'échange. Ce qui, considérant le but de notre recherche, pourrait mener à confusion. (Stockman, 1987, ff 1.)

Modèle fondamental du taux de change réel d'équilibre (Stein, 1990; Stein et Allen, 1989; Lim, 1992)

Ce modèle est destiné à expliquer les mouvements de long terme du taux de change réel (R) à la suite d'échec de test sur les hypothèses de PPA absolue et relative et de la parité non-couverte des taux d'intérêts avec anticipations rationnelles. Ces auteurs se sont penchés sur des déterminants structurels des taux de change réel et ils identifient trois facteurs importants.

On peut résumer le modèle ainsi:

$$R = f(g, u, r^*) \quad (32)$$

Où r^* est le taux mondial d'intérêt réel de long terme,
 g est une mesure de l'apport du secteur public à l'économie,
 u est une mesure de productivité¹⁴

Le modèle se décrit plus précisément à partir des équations suivantes:

$$Y(K; u) = C(K-F; g) + I[Y'(K; u) - r] + B[R, C(k-F; g)] \quad (33)$$

$$\frac{dK}{dt} = I[Y'(K; u) - r] \quad (34)$$

$$\frac{dF}{dt} = r^*F - B[R, C(K-F; g)] \quad (35)$$

$$r = r^* \quad (36)$$

Où

$C =$ consommation sociale réelle

¹⁴Hsieh(82) propose un modèle de taux de change réel basé presque exclusivement sur des mesures de productivité.

- I= investissement social réel
 B= Balance commerciale réelle
 Y= PIB réel
 K= intensité en capital
 F= endettement (+)

g, u, r et r^* sont définis comme auparavant.

L'équation (33) décrit l'équilibre du marché des biens. L'offre dépend de l'intensité en capital et de la productivité; la consommation est fonction de la richesse (K-F) est du paramètre g. L'investissement est fonction de la différence entre la productivité marginale du capital et du coût réel du capital. La balance commerciale est une fonction positive du taux de change réel R et où les importations sont strictement une fonction de la consommation. L'équation (33) peut alors être écrite comme (37) pour démontrer l'endogénéité du taux de change réel:

$$R = R(K, F; g, u, r) \quad (37)$$

Les deux autres équations (34) et (35) sont des équations différentielles décrivant la croissance de l'intensité en capital et l'endettement. La dernière équation (36) impose que le taux de change réel de long terme étranger et domestique sont égaux.

Il y a donc sept variables K, F, R, g, u, r et r^* . u et g sont traitées de façon exogène et la substitution de r par r^* nous permet d'éliminer une équation et une variable. On peut donc, en résolvant le modèle, déterminer la dynamique entourant nos trois variables endogènes: R, K et F.

Lim (1992) met en garde contre certaines hypothèses de départ du modèle.

- 1^o L'économie fonctionne en pleine capacité.
- 2^o Il y a neutralité de la monnaie,
- 3^o Il n'y a pas lieu de distinguer entre biens transigeables et bien non-transigeables
- 4^o Les taux d'intérêts domestiques s'ajustent de façons exogènes aux taux mondiaux.

Ces hypothèses sont considérés pas Lim comme contraignante, on ne peut qu'être d'accord. L'hypothèse 1 permet de mettre de côté le marché du travail. La deuxième élimine les effets nominaux sur les variables endogènes considérées. La troisième élimine les effets de termes de l'échange. La quatrième permet de mettre de côté un modèle de comportement des marchés financiers. Nous nous permettrons de "relaxer" certaines de ces hypothèses par la suite.

Une fois qu'on accepte les bases du modèle, le taux de change réel peut être interprété comme la variable qui s'ajuste en fonction de l'équilibre du marché des biens. C'est une fonction de l'intensité en capital, de la dette et des facteurs exogènes influençant g , u et r^* .

La dérivé totale de (37) est:

$$dR = R_K dK + R_F dF + R_g dg + R_u du + R_r dr^* \quad (38)$$

Où R_z est la dérivée partielle du taux de change par rapport à la variable z .

Lim(1992) estime qu'à partir de ce niveau, le modèle de Stein (qui consiste à faire des approximations douteuses des éléments de l'équation (38) afin de rendre cette équation recevable pour ensuite l'estimer) s'affaiblit fortement. Il argumente que le modèle empirique devrait se résumer à estimer R par rapport aux trois variables exogènes u , g et r^* . Soit, sous forme de régression:

$$R_t = \beta_0 + \beta_1 g_t + \beta_2 u_t + \beta_3 r_t^* \quad (39)$$

Les coefficients représentent un changement de R en réponse à un changement de la variable exogène affiliée et en relation à la dérivée partielle de l'équation (38) de la façon suivante:

$$\beta_1 = \frac{dR}{dg} = R_K \frac{dK}{dg} + R_F \frac{dF}{dg} + R_g$$

$$\beta_2 = \frac{dR}{du} = R_K \frac{dK}{du} + R_F \frac{dF}{du} + R_u$$

$$\beta_3 = \frac{dR}{dr^*} = R_K \frac{dK}{dr^*} + R_F \frac{dF}{dr^*} + R_r$$

Ainsi chaque coefficient inclut l'effet direct de la variable exogène associée sur le taux de change réel, ainsi que l'effet indirect dû à l'accumulation du capital et de dette associée à cette variable exogène. Il faut alors noter que les effets dûs au capital K et à la dette F sont implicites. Le coefficient ne reflète que l'effet total de la variable exogène et on ne peut dériver les effets implicites de K et F.

4. Le modèle empirique de détermination du taux de change.

Notre hypothèse de départ, déterminée par l'équation (1) reliant taux de change et terme de l'échange peut maintenant être combinée par la forme testable du modèle de Stein. Nous formons ainsi un modèle de détermination du taux de change d'équilibre comprenant les termes de l'échange et d'autres variables réelles.

Les termes de l'échange (Te)

Comme dit auparavant, il serait dangereux de croire que seuls les termes de l'échange ont une influence de long terme sur le taux de change. Pourtant, Amano et Van Norden (1993) ne se concentrent que sur cette variable (tout en incorporant les taux d'intérêts comme variable ayant un effet de court terme). Dans leur étude empirique, seuls les termes de l'échange (divisés en termes de l'échange des commodités et termes de l'échange des biens énergétiques) ont une relation de long terme (il y a cointégration entre les deux variables) avec le taux de change réel.

Donc, en incorporant (1) à l'équation (39), nous obtenons:

$$R = f \left(\frac{P_X}{P_M}, g, u, r^* \right)$$

Et plus simplement, en substituant Te pour P_X / P_M :

$$R = f (Te, g, u, r^*) \quad (40)$$

Lim (1992) aussi propose d'ajouter au modèle de Stein une mesure des termes de l'échange sans toutefois en donner de fondement théorique. À la lumière des modèles théoriques discutant des liens termes de l'échange - taux de change qui ont été vus à la section 2.3, nous pouvons présumer qu'il y a des raisons évidentes d'incorporer les termes de l'échange dans un modèle de détermination du taux de change.

En se rappelant les déclarations du gouverneur de la Banque du Canada, on peut

considérer qu'une amélioration des termes de l'échange va amener une augmentation de la valeur du dollar canadien, donc une baisse du taux de change.

Hypothèse 1: $\uparrow T_e \Rightarrow \downarrow R$

La productivité (u)

Stein et Lim présume qu'une hausse de la productivité au pays ferait augmenter la valeur de la monnaie. Ce résultat est aussi confirmé par Froot et Rogoff (1991) où un choc de la productivité amène une baisse du taux de change. Donc:

Hypothèse 2: $\uparrow u \Rightarrow \downarrow R$

L'apport du secteur public (g)

Stein et par la suite Lim proposent initialement d'utiliser les dépenses gouvernementales comme valeur de g . Mais aucun des auteurs n'obtient de bons résultats. Pourtant plusieurs modèles théoriques et empiriques utilisent les dépenses gouvernementales totales comme déterminant du taux de change (Froot et Rogoff, 1991). La consommation gouvernementale est considérée comme un déterminant réel, l'alternative à cette variable, le déficit gouvernemental, est toutefois considéré, à cause de ses implications sur les taux d'intérêts (effet d'éviction) comme une variable nominale. Le déficit peut, par contre, avoir aussi un effet réel sur le taux de change et Stein et Sim préfèrent utiliser cette variable lors de leurs régressions.

Dans la plupart des études empiriques, on attribue à une hausse du déficit (ou de la dépense gouvernementale) une appréciation du taux de change. Par exemple, la vigueur du dollar, dans la première moitié des années 80 a souvent été perçue comme une cause des déficits des premières années Reagan (Dornbush, 1986). On peut alors considérer, pour le cas du Canada, l'hypothèse suivante:

Hypothèse 3: $\uparrow g \Rightarrow \downarrow R$

Mais, en regardant ce qui s'est passé au Canada dans la récente période de flottation du dollar (figure 4, page suivante), on peut observer qu'au long terme, le lien reliant taux de change et déficit gouvernemental semble positif. Soit, qu'une augmentation du déficit amène une dépréciation de la monnaie. On peut aussi croire, en regardant la figure 4, qu'il semble y avoir un retard dans le lien entre déficit et taux de change. Puisqu'on présume qu'à très court terme un effet d'éviction est identifiable (incidence positive sur le dollar), et qu'à long terme c'est un effet réel (incidence négative) qui se fait sentir, ce retard peut s'expliquer comme si le déficit gouvernemental n'aurait un effet clair qu'à long terme où l'effet d'éviction se serait estompé. Donc, dans la définition de la relation de long terme, nous essaierons de tester plusieurs spécifications. Quelle définition de g doit-on utiliser? Dépenses gouvernementales, déficit gouvernemental, déficit avec retards ou dépenses avec retards.

Taux d'intérêt réel étranger de long terme (r^*)

On présume que le taux d'intérêt, le coût du capital, a un effet négatif sur la valeur du dollar, et par conséquent:

$$\text{Hypothèse 4:} \quad \uparrow r^* \Rightarrow \uparrow R$$

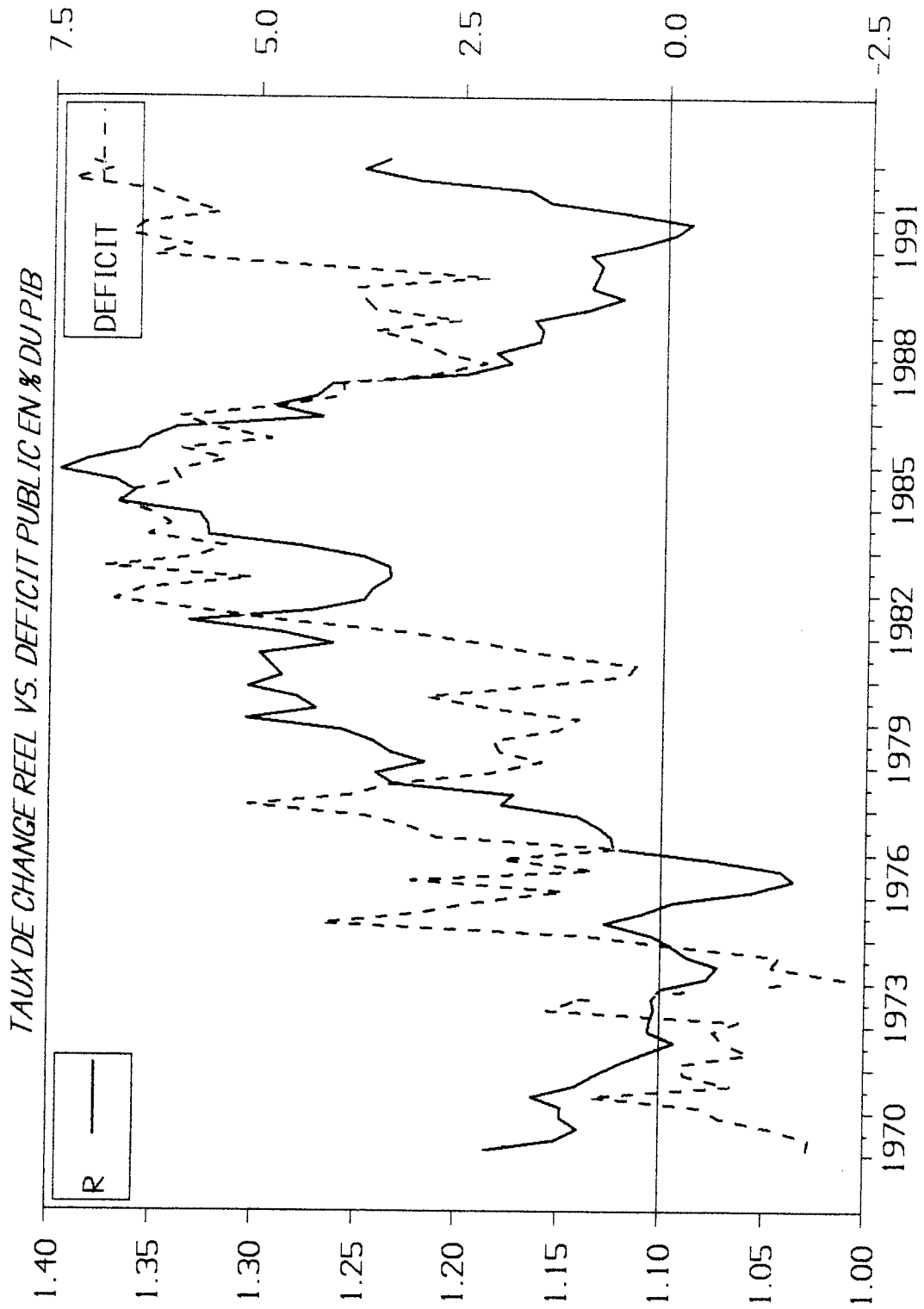
Lim (1992) propose d'assouplir l'hypothèse de Stein qui consiste en ($r=r^*$). Cette hypothèse étant trop contraignante. Il ajoute alors à la spécification du modèle la variable ($r-r^*$) qui tient compte de ce fait. Nous ferons de même.

$$\text{Hypothèse 5:} \quad \uparrow (r-r^*) \Rightarrow \downarrow R$$

Puisque nos hypothèses de départ sur l'effet présumé de chaque variable sur le taux de change réel sont établies, il ne nous reste plus qu'à utiliser les méthodes économétriques disponibles afin de vérifier s'il est possible de trouver efficacement si les termes de l'échange ont leur place dans un modèle de détermination du taux de change d'équilibre. À la lumière de la discussion contenue dans ce chapitre, la spécification économétrique, i.e. le modèle à tester est:

$$R = \beta_0 + \beta_1 Te + \beta_2 u + \beta_3 g + \beta_4 r^* + \beta_5 (r-r^*) \quad (41)$$

FIGURE 4.



5. Considérations économétriques

5.1 La stationnarité des séries

Avant d'estimer les coefficients de notre équation reliant taux de change et les variables explicatives dont les termes de l'échange, nous devons nous demander sérieusement si on peut appliquer sans problème les techniques de régression habituelles, notamment les moindres carrés ordinaires (MCO). On doit donc se questionner sur la nature des séries chronologiques que l'on utilisera pour l'estimation du modèle. Il faut vérifier si cette nature satisfait les conditions de base de l'application des MCO. Sans quoi, nos résultats, obtenus par l'utilisation aveugle de cette méthode de régression, seraient faussés, invalides et nous amèneraient à passer des conclusions erronées. Une des hypothèses, sur laquelle repose la théorie standard de l'inférence statistique est la stationnarité des séries.¹⁵

Une variable stationnaire a une moyenne constante et une variance constante à travers le temps. Il est maintenant admis que la plupart des séries chronologiques utilisées en macroéconomie ne sont pas stationnaires et ont une tendance à croître avec le temps. Cette tendance peut se diviser en deux tendances distinctes: une tendance déterministe reposant sur l'effet direct du temps sur la série, le "trend". En cernant l'effet de trend et en l'extirpant de la série, on résoud normalement le problème de non-stationnarité causé par le temps en tant que tel. Une série y_t avec tendance déterministe peut se représenter ainsi:

$$y_t = \alpha + \beta t + u_t$$

L'autre tendance est la tendance de nature stochastique qui dépend de la nature du facteur résiduel. La tendance "agrégée" est la somme des tendances stochastique et déterministe:

$$y_t = \alpha + \beta t + \gamma y_{t-1} + \epsilon_t$$

¹⁵Pour un texte d'introduction sur ce sujet, sur les tests de stationnarité en général et les conséquences de la non-stationnarité en économétrie voir Ambler(1989).

La série y_t est maintenant représentée avec ses deux formes tendancielle. Connaissant la nature du trend, on peut en éliminer l'effet facilement. Mais l'effet dû à γy_{t-1} est plus délicat à traiter et ne pas en tenir compte peut-être dangereux pour l'exactitude de conclusions tirées de résultats négligeant une étude approfondie de la tendance stochastique. Si on néglige l'effet de "trend"¹⁶, on peut réécrire y_t sous la forme:

$$y_t = \alpha + \gamma y_{t-1} + \epsilon_t$$

Supposons un choc exogène sur ϵ_t , si $\gamma = 1$ (cas de racine-unitaire), le choc aura un effet direct sur y_t qui se répercutera de la même façon sur y_{t+1}, y_{t+2}, \dots . C'est un choc permanent. On dit alors que cette série est intégrée d'ordre K ($y_t \sim I(k)$), soit qu'il faut la différencier K fois pour la rendre stationnaire, soit $\Delta^k y_t \sim I(0)$. Si $\gamma < 1$, alors le choc aura encore un effet sur y_t , mais il se répercutera de moindre façon sur y_{t+1} et encore moins sur y_{t+2} et ainsi de suite. Dans ce cas, la série reviendra à peu près à sa valeur de départ. Elle est donc stationnaire et intégrée d'ordre 0 ($y_t \sim I(0)$). Les tests de racine unitaire servent à déterminer si, dans l'exemple précédent, γ est significativement différent de l'unité.

La littérature sur ce sujet est considérable. Et une quantité imposante de tests vérifiant si il y a oui ou non racine unitaire dans les séries chronologiques existent, et, avec le temps, deviennent de plus en plus sophistiqués. Le but de ce travail n'est pas axé sur l'économétrie des séries non-stationnaires, mais on vise plutôt à vérifier l'argumentation simple du gouverneur de la Banque du Canada portant sur le taux de change et les termes de l'échange. Nous n'utiliserons alors qu'un des test de racine unitaire. Ce test est un des premiers tests proposés pour vérifier la stationnarité des séries, c'est le test paramétrique du Dickey-Fuller augmenté.

¹⁶ Comme les séries utilisées dans ce travail ne semblent pas afficher de trend, cette simplification ne porte pas à conséquence.

5.1.1 Test de racine-unitaire: le Dickey-Fuller augmenté

Le test Dickey-Fuller augmenté (ADF) est un test proposé par D.A. Dickey et W.F. Fuller en 1981. Il constitue une variante du test proposé par les deux mêmes auteurs en 1979. Ce test propose comme hypothèse nulle la présence d'une racine-unitaire i.e. la série n'est pas stationnaire. Le test ADF consiste à calculer la statistique t associée au coefficient γ_1 de l'équation suivante:

$$\Delta y_t = \gamma_0 + \gamma_1 y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \beta_i \Delta y_{t-i} + \mu_t$$

Et sous H_0 : Il y a racine unitaire \Rightarrow non-stationnarité $\Rightarrow y_t \sim I(k)$,
 sous H_1 : y_t est stationnaire $\Rightarrow y_t \sim I(0)$.

On retrouve la statistique-t en estimant l'équation par MCO. Pour accepter ou rejeter l'hypothèse nulle, on compare cette statistique-t avec les valeurs tabulées par Fuller (1976). Si la statistique-t est supérieure à la valeur tabulée, on rejette H_0 , ainsi notre série est stationnaire. Sinon, puisque la série est déclarée non-stationnaire, il faut connaître son ordre d'intégration. Pour ce faire, nous différencierons la série jusqu'à ce qu'elle atteigne, selon l'ADF, la stationnarité. Si il ne faut la différencier qu'une fois, la série sera déclarée intégrée d'ordre 1.

Table 4. Test de stationnarité

Séries	Statistiques ADFde la série (non-différenciée)					
	k = 0	k = 1	k =2	k=3	k=4	k=5
R	-1.41835	-1.47858	-1.49052	-1.86238	-1.69420	-1.65761
Te	-0.78704	-1.01439	-1.11847	-1.24756	-1.05249	-0.97300
u	-1.67724	-2.25532	-2.24625	-2.17029	-1.87095	-2.59682
g déficit	-2.69529	-2.31859	-2.42316	-2.05137	-1.85122	-0.97344
g dép tot	-1.10283	-1.35761	-1.45139	-1.45947	-1.77200	-1.93967
r_{it}^*	-1.79692	-1.83218	-1.63187	-2.35195	-1.87773	-1.98226
$(r_{it} - r_{it}^*)$	-2.78328	-3.08062*	-2.29762	-1.91029	-2.30512	-2.16372

Données Trimestrielles; Période 1973(1)-1993(1)

En comparant avec les valeurs critiques tabulées par Fuller(1976, p. 373, table 8.5.2), on constate qu'aucune de ces séries n'est stationnaire. Les valeurs critiques pour 100 observations sont -2.89 pour un seuil de signification de 5% et -3.51 pour un seuil de 1%. Pour ces mêmes seuils de signification et pour 50 observations, ces valeurs sont respectivement -2.93 et -3.58. On se rend compte que c'eut été une erreur d'appliquer les MCO à notre équation de détermination du taux de change en utilisant les séries telles quelles, sans approfondir la nature de celles-ci.

Puisqu'elles ne sont pas $I(0)$, il faut connaître le niveau d'intégration de chaque série. Commençons par différencier chaque série une fois et à réappliquer sur ces séries en différence première le test ADF.

Table 5. Test de stationnarité, séries une fois différenciées.

Séries	Statistiques ADF de la série en première différence					
	k = 0	k = 1	k =2	k=3	k=4	k=5
ΔR	-7.82589**	-5.84814**	-3.73741**	-3.74043**	-3.75143**	-3.71719**
ΔTe	-7.48768**	-5.38454**	-4.21391**	-4.23201**	-4.02438**	-3.92087**
Δu	-7.46214**	-5.76974**	-4.93187**	-4.88711**	-4.27424**	-3.73803**
Δg deficit	-10.14359**	-6.14466**	-5.49612**	-4.50452**	-5.13200**	-4.60796**
Δg deptot	-8.03253**	-5.84025**	-4.91664**	-3.86418**	-3.91197**	-3.89038**
Δr^*_{it}	-8.74953**	-6.97283**	-3.79542**	-4.38844**	-3.73107**	-3.64675**
$\Delta(r_{it}-r^*_{it})$	-8.51681**	-8.01655**	-6.82522**	-4.63975**	-4.54805**	-3.80800**

Données Trimestrielles; Période 1973(1)-1993(1)

Valeurs critiques: 100 obs.: 5%* -2.89, 1%** -3.51

50 obs.: 5%* -2.93, 1%** -3.58

En comparant avec les mêmes valeurs critiques que pour le tableau 4, on constate que toutes nos variables sont stationnaires lorsqu'on les différencie une fois. Elles sont donc intégrées d'ordre 1. Puisque toutes nos variables sont du même niveau d'intégration, c'est-à-dire qu'elles sont toutes $I(1)$. Il est possible qu'une combinaison linéaire de ces variables soit intégrées d'ordre zéro et donc stationnaire ou $I(0)$. Si une telle combinaison linéaire existe, on dit alors qu'il y a cointégration. Le concept de cointégration et la méthodologie l'entourant sont expliqués à la section suivante.

5.2 Cointégration et modèle correcteur d'erreur: la méthode en deux étapes

Deux variables intégrées d'ordre 1 (ou un ensemble de variables de même sorte) sont dites cointégrées s'il existe une combinaison reliant ces variables qui est stationnaire.

Supposons $y_t \sim I(1)$ et $x_t \sim I(1)$.

Si il existe une combinaison linéaire $z_t = m + a x_t + b y_t$ qui est $I(0)$, alors x_t et y_t sont cointégrées.

En macroéconomie, c'est un cas plutôt rare et la plupart du temps la combinaison de séries $I(1)$ est $I(1)$ aussi. Pour tester si il y a cointégration, on n'a qu'à tester la stationnarité de z_t en utilisant les mêmes méthodes qu'à la section 5.1.

Deux variables cointégrées supposent donc qu'il existe une relation stable entre elles; on présume donc que si il y a cointégration entre nos variables du modèle reliant taux de change et les autres variables, il y a une relation de long terme entre ces variables, donc qu'il y a effectivement un lien important entre taux de change et terme de l'échange. Et puisque ces variables sont non-stationnaires, il n'y a qu'une situation où l'on serait justifié d'effectuer une régression sur un tel modèle: c'est le cas où il y a cointégration. Et dans un tel cas, l'estimation par MCO ne parvient pas à capter les effets dynamiques du modèle. Il faut appliquer un modèle correcteur d'erreur (ECM). Pour tester si il y a cointégration et, si cette condition est satisfaite, pour appliquer l'ECM, nous utiliserons la méthode en deux étapes d'Engle et Granger.

5.2.1 Test de cointégration

Engle et Granger proposent tout d'abord de régresser la variable dépendante sur les variables indépendantes sans les différencier, bien que l'on sache qu'elles ne sont stationnaires que si elles sont différenciées. C'est la régression de cointégration. Le test de cointégration utilisé ici est un test de racine unitaire appliqué sur les résidus de la régression de cointégration. Nous emploierons donc le test ADF sur ces résidus.

Dans notre cas l'équation de cointégration est:

$$R_t = \alpha + \beta_1 Te_t + \beta_2 u_t + \beta_3 g_t + \beta_4 r_t^* + \beta_5 (r - r^*)_t + \epsilon_t \quad (43)$$

qui peut se réécrire sous forme de combinaison linéaire:

$$\epsilon_t = R_t - (\alpha + \beta_1 Te_t + \beta_2 u_t + \beta_3 g_t + \beta_4 r_t^* + \beta_5 (r - r^*)_t)$$

R_t et ses déterminants sont donc cointégrés si ϵ_t est stationnaire. La procédure MCO minimise la variance des résidus et va trouver, si elle existe, une combinaison linéaire à variance finie. Le test ADF est la comparaison de la statistique-t associée au coefficient γ dans l'équation suivante:

$$\Delta \epsilon_t = \gamma \epsilon_{t-1} + \sum_{j=1}^k \Gamma_j \Delta \epsilon_{t-j}$$

Un autre test paramétrique facile à utiliser est le "cointegrating-regression Durbin-Watson"(CRDW) qui est une comparaison du Durbin-Watson de la régression avec des valeurs tabulées dans Engle et Granger (1987) et Engle et Yoo (1987). Mais, cette méthode s'est avérée peu sûre et la plupart des auteurs croient qu'il ne faut tout simplement pas s'y fier (Engle and Yoo (1987) et Campbell et Perron (1991, rule 19)). Plusieurs autres tests existent, par exemple ceux proposé par Phillips et Ourialis(1987), stock et Watson (1988), etc... Nous nous concentrerons sur le test ADF.

Nous avons quatre équations de cointégration à tester pour la stationnarité des résidus. La différence entre ces quatre équations dépend de la définition qu'on donne à la variable g . La régression 1 utilise le déficit courant, la seconde le déficit avec un retard de 5 périodes¹⁷. La troisième utilise les dépenses gouvernementales courantes et la quatrième régression de cointégration définit g comme les dépenses gouvernementales avec un retard de 5 périodes.

¹⁷Le retard de cinq périodes est celui où la corrélation entre le taux de change réel et le déficit des administrations publiques (en pourcentage du PIB) est à son maximum. Le même retard a indépendamment été choisi pour les dépenses gouvernementales totales (en % du PIB).

Régression de cointégration 1:

$$R_t = 3.38 + -0.82 T e_t + -0.008 u + 0.41 g_t + -0.81 r_t^* + -6.07 (r_t - r_t^*) + \varepsilon_t$$

où g est le déficit public des administrations canadiennes en pourcentage du PIB

$$R^2 = 0.545$$

Table 6. Statistiques ADF: régression 1

Statistiques ADF						
K	K = 0	K = 1	K = 2	K = 3	K = 4	K = 5
ADF	-3.03	-2.71	-1.96	-2.81	-2.63	-3.02

En comparant la statistique ADF avec les valeurs critiques tabulées par Engle et Yoo (1987, p. 127, table 3) qui sont, pour 100 observations de -4.36 pour un seuil de 5% et de -4.98 pour un seuil de signification de 1% (pour 50 observations, ces valeurs sont de -4.15 pour 5% et 4.80 pour 1%). On s'aperçoit que nos résidus ne sont pas stationnaires et on ne satisfait donc pas la condition de cointégration. À ce niveau, on observe qu'il n'y a pas équilibre de long terme entre taux de change et les autres variables du modèle y compris les termes de l'échange. Si on utilise un retard sur le déficit pour définir g , on obtient:

Régression de cointégration 2:

$$R_t = 4.30 + -0.88 T e_t + -0.018 u + 2.75 g_{t-5} + -1.39 r_t^* + -4.01 (r_t - r_t^*) + \varepsilon_t$$

où g est le déficit public des administrations canadiennes en pourcentage du PIB

$$\text{Et } R^2 = 0.731$$

Table 7. Statistiques ADF: régression 2

Statistiques ADF						
K	K = 0	K = 1	K = 2	K = 3	K = 4	K = 5
ADF	-5.08	-4.39	-2.96	-3.17	-2.72	-2.80

On observe que selon le R^2 de la régression 2, l'utilisation d'un retard du déficit plutôt que le déficit courant améliore de beaucoup le modèle. Il en vient à expliquer 73% de sa variance. De plus, les statistiques ADF nous montrent que nos résidus sont maintenant stationnaires dans le cas de $k=0$ et $k=1$, selon les mêmes valeurs critiques que pour la régression de cointégration 1. Il y a donc cointégration et la relation de long terme entre R et Te , u , g , r^* , $r-r^*$ est acceptée¹⁸. Les termes de l'échange ont donc un effet de long terme sur le taux de change. Pour vérifier si les autres régressions de cointégrations proposées seraient préférables à la régression de cointégration 2, regardons leurs résultats:

Régression de cointégration 3:

$$R_t = 3.50 + -0.89 Te_t + -0.001 u - 0.66 g_t + -0.73 r^*_t + -5.88 (r_t - r^*_t) + \epsilon_t$$

où g est les dépenses publiques des administrations canadiennes en pourcentage du PIB

$$\text{Et } R^2 = 0.548$$

Table 8. Statistiques ADF: régression 3

Statistiques ADF						
K	K = 0	K = 1	K = 2	K = 3	K = 4	K = 5
ADF	-3.31	-3.00	-2.39	-2.87	-2.46	-2.47

¹⁸Pour que la cointégration soit vraiment acceptée, il faut que chaque variable soit cointégrée avec les autres. Nous devons donc reprendre la spécification de la régression 2, mais utiliser tour à tour chacune de nos variables comme variable dépendante. Ce calcul est présenté à l'annexe 2.

Régression de cointégration 4:

$$R_t = 3.28 + -0.91 T e_t + -0.013 u + 3.96 g_{t-5} + -1.23 r_t^* + -4.33 (r_t - r_t^*) + \varepsilon_t$$

où g est les dépenses publiques des administrations canadiennes en pourcentage du PIB

$$\text{Et } R^2 = 0.617$$

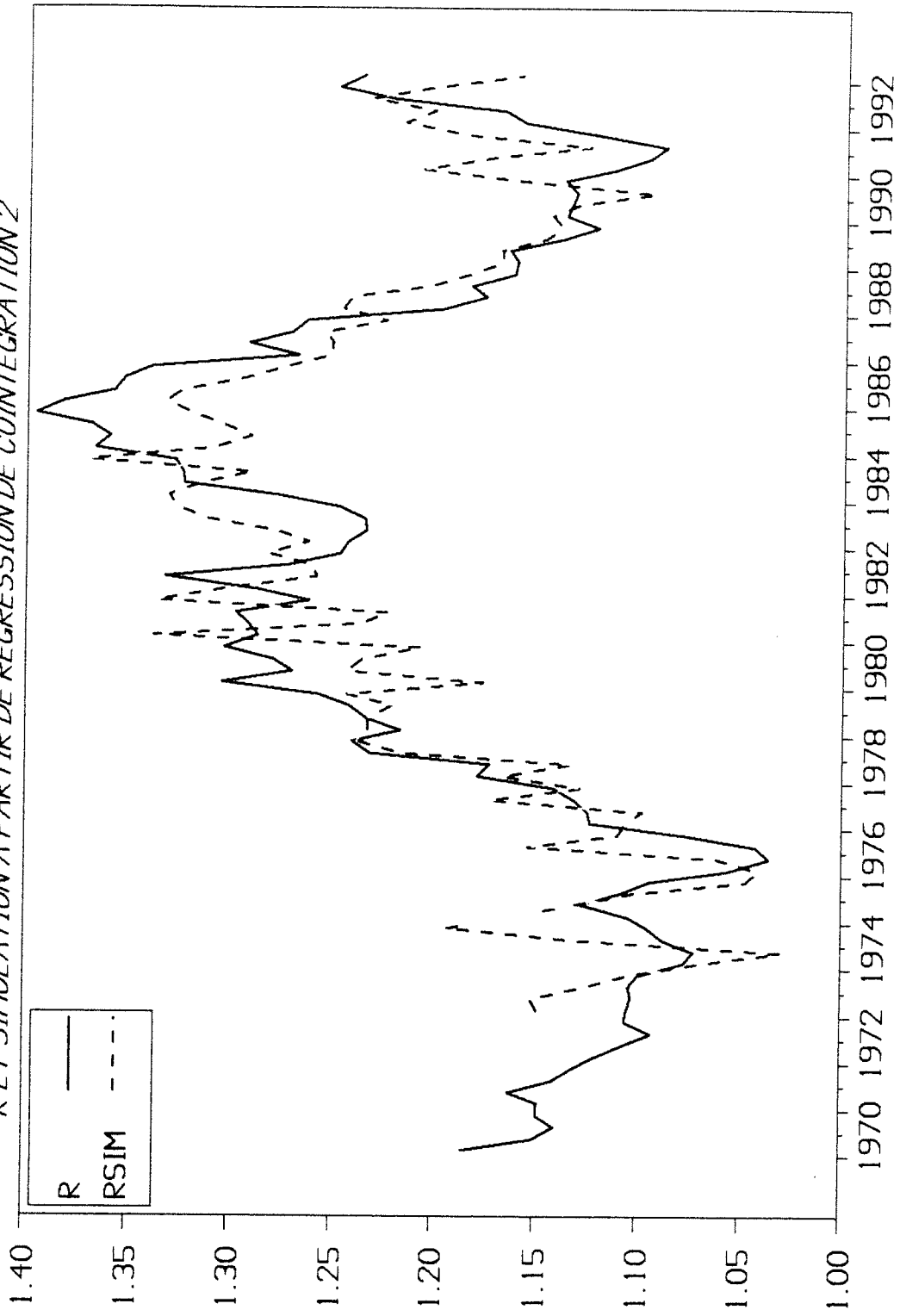
Table 9. Statistiques ADF: régression 4

Statistiques ADF						
K	K = 0	K = 1	K = 2	K = 3	K = 4	K = 5
ADF	-3.79	-3.26	-2.23	-3.12	-2.56	-2.91

Tout comme la régression 1, la régression de cointégration 3, utilisant les dépenses gouvernementales courantes ne nous donne ni une bonne explication du taux de change réel, ni des résidus stationnaires. La régression de cointégration 4 explique un peu mieux le taux de change réel avec un R^2 de 62%, mais n'arrive pas à nous donner des résidus stationnaires, il n'y a donc pas cointégration, ni pour la régression 3, ni pour la quatrième. On remarque par contre pour la régression 3, que la variable g réagit comme la théorie standard le prescrit (Dornbush, 1986), du fait qu'une hausse des dépenses gouvernementales amène une évaluation de la monnaie, et non une dépréciation comme pour les trois autres cas. Nous nous concentrerons, pour le reste du travail sur l'équation de cointégration 2 qui nous donne à la fois une assez bonne explication du taux de change réel de la récente période de flottaison et qui nous donne aussi des résidus stationnaires, donc une relation de cointégration.

Les coefficients de la régression de cointégration estimés par MCO sont consistants et convergent vers leur vraie valeur. Les coefficients de la Régression 2 peuvent donc nous donner une idée du comportement de notre modèle sur les déterminants de long terme du taux de change réel. La figure 5 représente ensemble le taux de change réel et la simulation faite à partir du modèle de long terme. Bien que leurs valeurs soient presque exactes, les estimateurs des

FIGURE 5.
RET SIMULATION A PARTIR DE REGRESSION DE COINTEGRATION 2



coefficients n'ont pas la même distribution qu'ordinairement; leur distribution dépend de paramètres de nuisance et on ne peut donc faire d'hypothèse sur les coefficients de la régression de cointégration 2 (Perron et Campbell, 1991). Il faut donc utiliser un modèle correcteur d'erreur. C'est ce que prévoit la deuxième étape de la méthode d'Engle et Granger. Le modèle correcteur d'erreur n'utilise que la différence première de nos séries, donc des variables stationnaires. Il utilise aussi le déséquilibre survenu à la période précédente, résidus de la régression de cointégration.

5.2.2 Le modèle correcteur d'erreur

Nous avons prouvé, selon les tests de stationnarité de la section 5.1.1 que lorsque l'on différencie chaque série une fois, elles respectaient les conditions de stationnarité (table 5). Elles sont alors intégrées d'ordre zéro. La régression de ΔR sur la différence première des variables indépendantes donnera donc des résidus stationnaires, car une combinaison linéaire de séries $I(0)$ devrait être $I(0)$ ¹⁹.

La deuxième étape de la méthode d'Engle et Granger est d'utiliser ces variables stationnaires pour vérifier la dynamique du modèle en imposant la contrainte que nos variables sont cointégrées. L'équation représentant cette dynamique est le modèle correcteur d'erreur, représenté dans notre cas comme:

$$\Delta R_t = \gamma_1 (R_{t-1} - \beta_0 + \beta_1 T e_{t-1} + \beta_2 u_{t-1} + \beta_3 g_{t-1} + \beta_4 r_{t-1}^* + \beta_5 (r-r^*)_{t-1}) + \sum_{j=1}^k [\alpha_{0j} \Delta R_{t-j} + \alpha_{1j} \Delta T e_{t-j} + \alpha_{2j} \Delta u_{t-j} + \alpha_{3j} \Delta g_{t-j} + \alpha_{4j} \Delta r_{t-j}^* + \alpha_{5j} \Delta (r-r^*)_{t-j}] + \mu_t \quad (45)$$

Où

$$(R_t - \alpha + \beta_1 T e_t + \beta_2 u_t + \beta_3 g_t + \beta_4 r_t^* + \beta_5 (r-r^*)_t)$$

est nommé le terme correcteur d'erreur.

¹⁹Tout comme une combinaison linéaire de série $i(1)$ devrait être $I(1)$. La cointégration ici est une exception où la combinaison linéaire est $I(0)$.

Puisqu'il y a cointégration entre R_t et les variables exogènes, le terme correcteur d'erreur est donc $I(0)$. Engle et Granger prouve que si l'estimation des β telle que faite dans la régression de cointégration est utilisée dans le modèle correcteur d'erreur, alors γ et les α peuvent être estimés efficacement de la même façon que si les vraies valeurs des β seraient connues a priori. On peut donc utiliser le terme d'erreur de la régression de cointégration comme terme de correction d'erreur. L'ECM devient donc:

$$\Delta R_t = \gamma \epsilon_{t-1} + \sum_{j=1}^k [\alpha_{0j} \Delta R_{t-j} + \alpha_{1j} \Delta Te_{t-j} + \alpha_{2j} \Delta u_{t-j} + \alpha_{3j} \Delta g_{t-j} + \alpha_{4j} \Delta r^*_{t-j} + \alpha_{5j} \Delta (r-r^*)_{t-j}] + \mu_t \quad (46)$$

Contrairement à la régression de cointégration, les statistiques-t obtenues à partir d'une régression sur l'équation (46) ont la distribution courante, on peut donc faire des tests d'hypothèses sur les coefficients de notre modèle. La table 10 montre les résultats obtenus en régressant l'équation (46) par les moindres carrés ordinaires, il faut noter que nous avons utilisé une valeur de $k=1$ (un seul retard), car selon les tests LM (table 12 à l'annexe 2) il n'y a pas évidence de corrélation sérielle.

Table 10. Résultats du modèle correcteur d'erreur 1

variables exogènes	ϵ_{t-1}	ΔR_{t-1}	ΔTe_{t-1}	Δu_{t-1}	Δg_{t-1}	Δr^*_{t-1}	$\Delta (r-r^*)_{t-1}$
coefficients	-0.2418	0.2142	- 0.0351	0.0010	- 0.1420	0.0292	0.0331
t-stat	-3.38***	1.93**	-0.34	0.26	-0.48	0.13	0.04
$R^2 = 0.20$			n= 78				

On remarque tout de suite que le modèle est incapable de capter la dynamique de court terme du taux de change réel. Il est vrai que le R^2 est faible mais c'est de mise dans les modèles correcteurs d'erreurs; le problème vient surtout de la signification des variables exogènes du modèle. Sauf le retard de la variable dépendante, ΔR_{t-1} et le terme de correction d'erreur, aucune des variables du modèle n'est significative. Puisque, dans cette régression, les statistiques-t

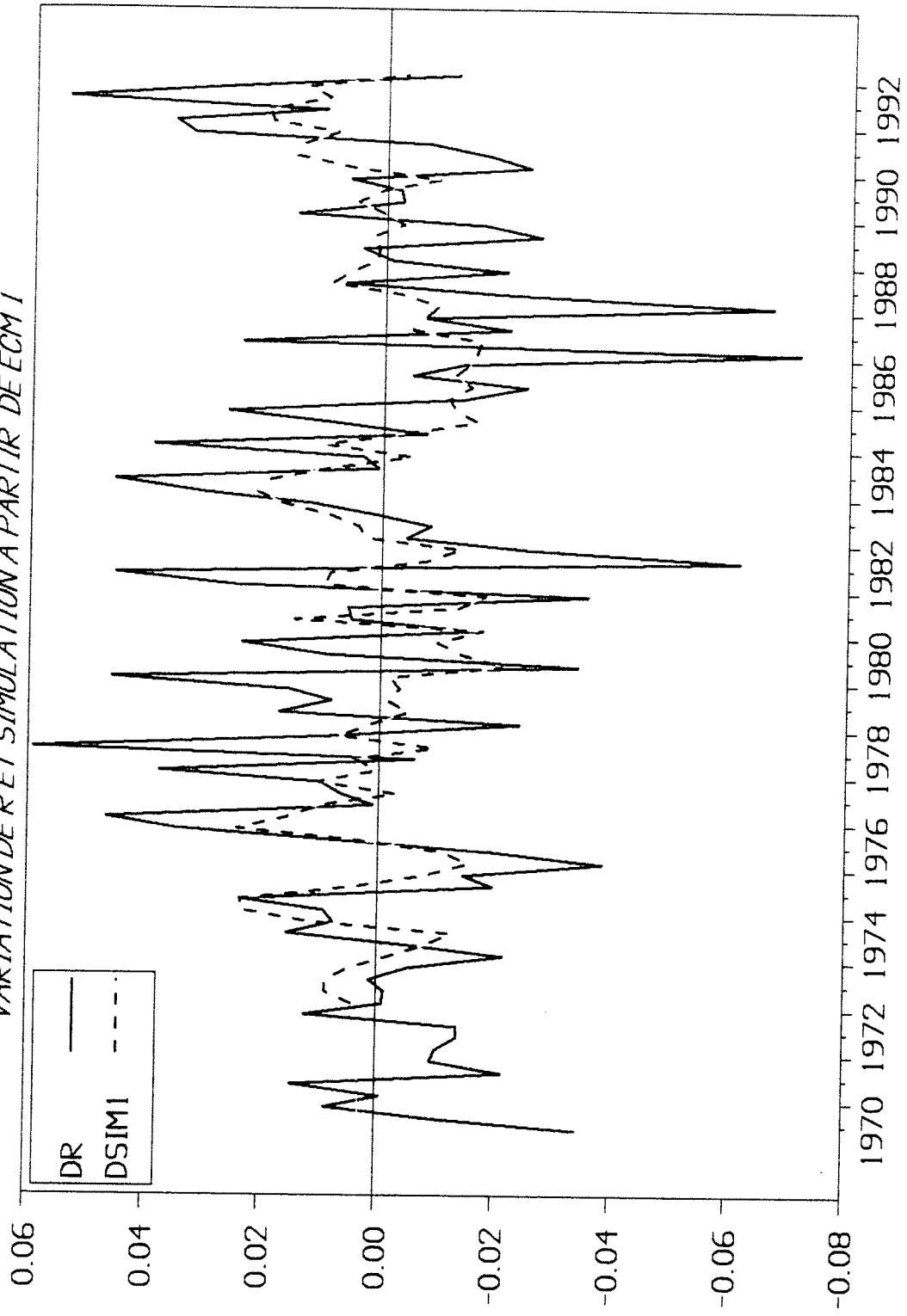
rattachées aux coefficients ont la même distribution que normalement, on peut les comparer avec les valeurs tabulées qui sont, pour 60 observations, 2.39 à un seuil de signification de 1% (***) , 1.671 à un seuil de 5% (**) et 1.296 à un seuil de 10%.

Il semble que notre modèle explique relativement bien le taux de change réel au niveau d'une relation stable de long terme, ceci étant vérifié par le fait qu'il y ait cointégration entre nos variables. Mais au niveau de la dynamique de court terme, notre modèle comportant les termes de l'échange parmi d'autres variables explicatives s'avère peu efficace à cerner les variations du taux de change réel pour la période post-Bretton-Woods. Le graphique 6, montre la variation du taux de change réel et la variation selon la simulation effectuée par le modèle correcteur d'erreur.

Il paraît donc que la méthode en deux étapes d'Engle et Granger, ne nous donne pas de bons résultats, et ce malgré le fait qu'on trouve des évidences de cointégration entre notre variable dépendante et nos variables exogènes déterminées par le modèle de Stein(1990) avec l'ajout des termes de l'échange. Il existe, par contre, d'autres méthodes d'estimation des séries non-stationnaires. Plusieurs de ces méthodes se font en une étape. Amano et Van Norden (1993), chercheurs de la Banque du Canada en utilisent une, celle de Phillips et Loretan (1991). Cette méthode a aussi l'avantage de permettre la combinaison de variables stationnaires et de variables non-stationnaires. Dans la prochaine section, et à la lumière des sections précédentes, nous chercherons à reprendre l'analyse d'Amano et Van Norden, mais cette fois dans un contexte où il y a plus d'un déterminant réel de long terme du taux de change réel²⁰.

²⁰L'étude empirique d'Amano et Van Norden ne cerne que les termes de l'échange comme déterminant de long terme du taux de change réel.

FIGURE 6.
VARIATION DE RET SIMULATION A PARTIR DE ECM 1



5.3 Modèle correcteur d'erreur en une équation

Amano et Van Norden (1993), pour cerner l'effet des termes de l'échange sur le taux de change réel par opposition aux taux d'intérêts utilisent un modèle à correction d'erreur en une seule équation, ils s'inspirent de la méthode non-linéaire de Phillips et Loretan (1991). Selon ces auteurs et telle que rapportée par Amano et Van Norden (AV), cette méthode permet de tester directement chaque coefficient avec les statistiques-t qui leurs sont associés, celles-ci ayant la même distribution standard. Le modèle est très semblable au modèle correcteur d'erreur de la section précédente. Mais il s'estime par moindres-carrés non-linéaires. Dans l'étude d'AV, le modèle qui est testé est:

$$\Delta R_t = \alpha (R_{t-1} - \beta_0 - \beta_T Te_{t-1}) + \gamma Rdiff_{t-1} \quad (47)$$

La véritable équation d'AV est plus complexe, car elle divise les termes de l'échange en deux composantes: les termes de l'échange rattachés aux marchandises et les termes de l'échange rattachés aux biens énergétiques. Selon AV, ces deux variables sont I(1) et cointégrées avec le taux de change réel (qui est I(1) aussi). La variables $Rdiff_t$ est une variable de différentiel de taux d'intérêts qui est I(0). Cette variable est définie comme le différentiel Canada-États-Unis de la structure à terme des taux d'intérêts nominaux²¹.

Dans notre cas, l'équation (47) tirée de l'étude d'AV va comprendre toutes les variables de long terme cointégrées avec le taux de change réel selon la section 5.2.1 de ce travail. La variable I(0) ne sera pas définie comme le $Rdiff$ de AV. Puisqu'on a déjà parmi nos variables I(1) les taux d'intérêts réels canadien et américains, on ne peut les reprendre dans la même régression. Nous concentrerons donc sur les taux d'intérêts à court terme exclusivement. L'équation dans notre cas sera donc²²:

²¹Plus précisément comme $(I_{ct} - I_{lt}) - (I_{ct}^* - I_{lt}^*)$, I est le taux d'intérêts nominal, ct représente le court terme, lt le long terme et * les États-Unis.

²²Tout comme pour l'ECM 1, ce modèle correcteur d'erreur ne contient qu'un retard, car il y a absence de corrélation sérielle. Voir la table 13 à l'annexe 2.

$$\Delta R_t = \alpha (R_{t-1} - \beta_0 - \beta_1 Te_t + \beta_2 u_t + \beta_3 g_t + \beta_4 r_t^* + \beta_5 (r - r^*)_t) + \gamma (i - i^*)_{t-1} \quad (48)$$

Les résultats de la régression sur l'équation (48) sont donnés dans la table 11.

Table 11. Résultats ECM à une équation (ECM 2)

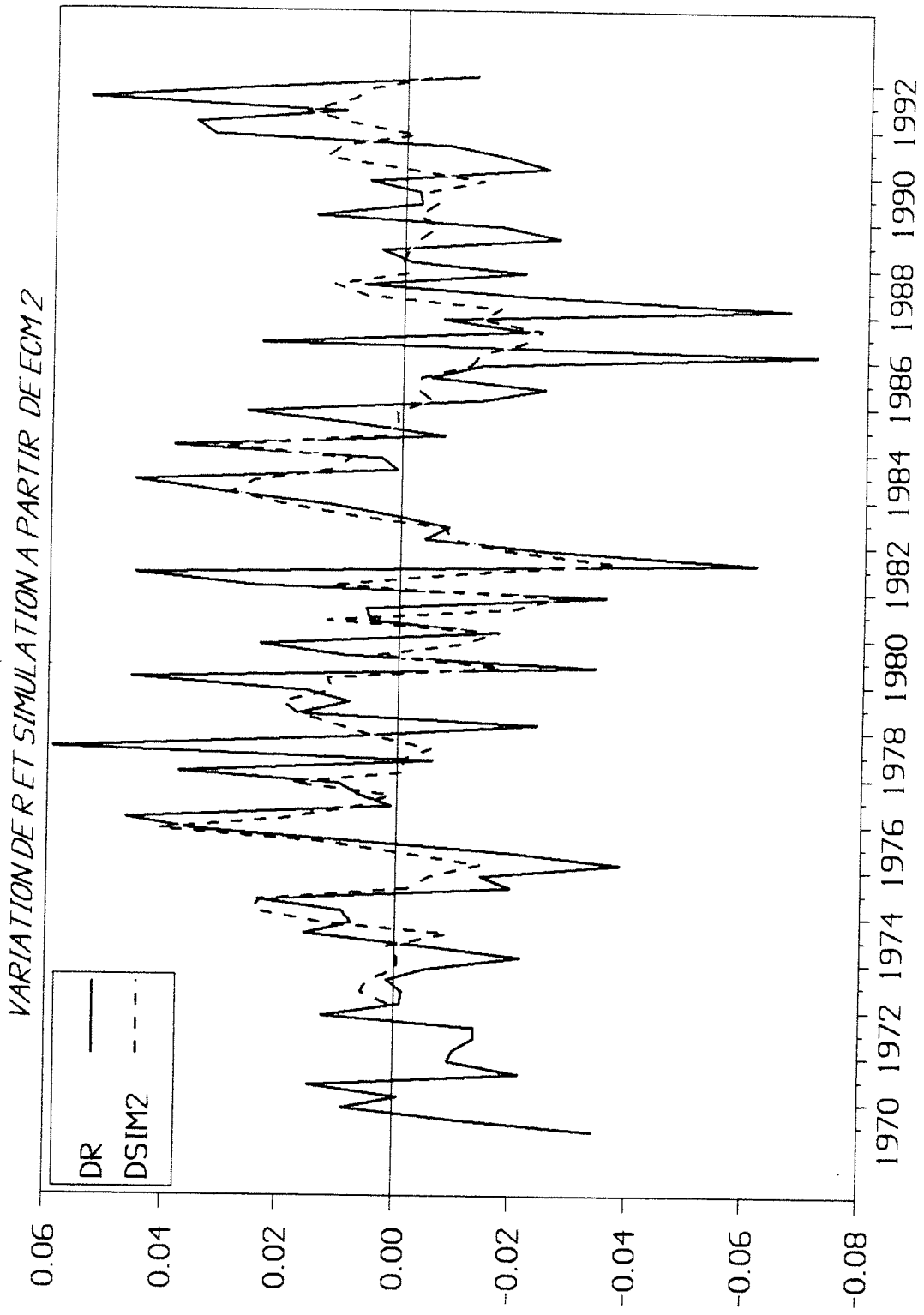
coeff.	α	β_0	β_1	β_2	β_3	β_4	β_5	γ
valeurs coeff.	-0.1729	1.7752	-0.9739	-0.0124	4.4511	0.5337	-7.2831	0.0003
stat-t	- - - -	4.20**	0.42	1.99*	3.77**	0.43	1.83*	0.11
$R^2 = 0.228$		n = 80						

Données trimestrielles; Période 1973(1)-1993(1)

Valeurs Critiques Statistiques-t: 1% **: 2.390, 5%*: 1.671.

On voit que de cette façon, le modèle à correction d'erreur ne se porte guère mieux. Avec un R^2 de 0.23 (la page suivante représente la variation du taux de change réel par rapport à la variation simulée par l'ECM 2), ce n'est pas une grande amélioration par rapport au premier modèle correcteur d'erreur utilisé dans la méthode en deux étapes d'Engle et Granger. Au moins, il y a certaines variables de plus qui sont significatives, soit: le déficit gouvernemental retardé, la productivité et le différentiel de taux d'intérêt réel de long terme. La variable du taux d'intérêt nominal s'est avérée non-significative. Les termes de l'échange ne sont pas parvenus à s'imposer dans ce modèle correcteur d'erreur et sont restés non-significatifs. Donc, dans ce modèle correcteur obtenu par une méthode à une seule étape et inspirée de l'utilisation qu'ont fait Amano et Van Norden (1993) de la méthode de Phillips et Loretan (1991), les termes de l'échange n'expliquent pas de façon significative, le taux de change réel. Cette méthode empirique utilisée à partir de l'étude de deux chercheurs de la Banque du Canada et améliorée par l'ajout d'autres variables réelles peut mettre un doute sur la validité de l'argumentation de M. John Crow, gouverneur de la Banque du Canada, argumentation voulant que les termes de l'échange soit réellement un déterminant majeur du taux de change. Dans un modèle dynamique, nous ne parvenons pas à trouver d'évidence qui vérifieraient l'argumentation de M. Crow.

FIGURE 7.



Il faut faire très attention aux résultats de la présente section. Ils ont été obtenus à partir d'une utilisation un peu myope de la méthodologie de Phillips et Loretan. Déjà que certains doutes existaient quand à l'analyse d'Amano et Van Norden et à la robustesse de leurs résultats (voir Kollmann, 1993), les évidences trouvées dans cette section souffrent sans doute des mêmes faiblesses, sinon de plus de faiblesses, car on n'a pas cherché ici à améliorer la qualité du modèle, si ce n'est qu'en ajoutant de nouvelles variables explicatives, ce qui n'est pas suffisant et peut possiblement être aussi une nouvelle source de problème. Mais puisque ces résultats ne se détachent pas trop de ceux obtenus à la section précédente, en quoi que notre modèle ne parvient pas à expliquer la dynamique du taux de change réel, il ne peuvent que leur servir de confirmation.

6. Conclusions

De la section précédente, on peut conclure que les termes de l'échange, lorsqu'ils sont compris dans un modèle à plusieurs variables de détermination du taux de change d'équilibre, ne peuvent expliquer correctement la dynamique du taux de change réel. Aucun de nos deux modèles à correction d'erreur, utilisés à cause de la non-stationnarité de séries contenues dans le modèle, n'est vraiment satisfaisant d'un point de vue statistique. Il est donc difficile de croire que les termes de l'échange sont une variable déterminante du taux de change réel. D'un autre point de vue, puisque ce travail fournit des évidences de cointégration entre le taux de change et les différentes variables du modèle, on peut croire qu'à long terme, il existe une certaine relation entre termes de l'échange et taux de change. Mais cette relation n'est acceptée que si toutes les variables du modèle sont présentes. La stabilité de la relation taux de change-termes de l'échange est donc dépendante de toutes les variables. Cette relation de cointégration est aussi très sensible à la variable du déficit public; sans un certain retard sur le déficit, on ne peut obtenir cointégration entre taux de change d'une part et termes de l'échange et les autres variables d'autre part.

Plusieurs recherches faites à la Banque du Canada apportent des arguments en faveur du gouverneur de l'organisme. Entre autres, Amano et Van Norden (1993) dans un modèle empirique utilisant les termes de l'échange comme seule variable réelle trouvent que les termes de l'échange étaient les facteurs les plus importants dans la détermination du taux de change réel. Utilisant la même méthode d'analyse, mais en introduisant plusieurs autres variables réelles, les évidences empiriques contenues dans ce travail contredisent cette conclusion. Il nous semble que le déficit public, la productivité et les taux d'intérêt réels de long terme semblent plus importants comme déterminant du taux de change réel que les termes de l'échange.

Ce travail porte surtout sur le taux de change réel et sur son niveau d'équilibre. Mais, on peut penser qu'à court terme, d'autres variables peuvent aussi entrer en jeu. Il y a bien sûr les taux d'intérêt nominaux et réels qui peuvent exercer une influence sur le taux de change nominal. Les réserves officielles, résidus de l'ère Bretton-Woods sont encore utilisées par les banques

centrales pour faire de la contre spéculation et ainsi influencer à très court terme le taux de change²³. L'actualité politique peut aussi amener spéculateurs et investisseurs à prendre différentes positions sur la monnaie, et le Canada n'est pas épargné à ce niveau.

La crédibilité des politiques économiques peut aussi avoir des effets à court et moyen terme sur le taux de change²⁴. C'est sans doute le cas de la politique monétaire au Canada depuis l'arrivée de John Crow à la tête de la Banque du Canada. Ayant fixé sa politique sur un objectif simple et unique: la stabilité des prix, et ayant pris des mesures vigoureuses pour arriver à cet objectif, les différents acteurs sur le marché des changes savent quel est, et quel sera le scénario interprété par la Banque du Canada et son gouverneur. L'exception qui confirme la règle dans ce cas est le comportement du dollar canadien au début de 1990. La Banque du Canada, cédant probablement à des pressions de l'extérieur de l'organisme l'incitant à exercer une politique monétaire plus expansionniste, a abaissé son taux directeur. Les marchés, croyant à un relâchement de l'acharnement de la Banque à poursuivre son objectif d'inflation-zéro, ont aussitôt réagi à la baisse sur le dollar. Ainsi, ils ont obligés le gouverneur de la Banque du Canada à hausser le taux à un niveau supérieur à celui d'avant la baisse, pour rétablir à la fois la valeur du dollar et la crédibilité de l'organisme qu'il dirige.

Tous ces facteurs non-réels ont été négligés dans notre modèle, et à trop vouloir expliquer le taux de change réel d'équilibre, on a perdu de vue les multiples facteurs entourant la dynamique des taux de changes. Le meilleur modèle de détermination du taux de change sera celui pouvant tenir compte de ces facteurs. Et c'est seulement à partir d'un tel modèle que l'on

²³Weymark(1993) trouve cependant que les politiques d'intervention par la Banque du Canada ont grandement contribuées aux mouvements du taux de change. Sans cette pression sur le marché des changes, le dollar canadien aurait une valeur de beaucoup différente à celle que l'on observe. Booth et Chowdhury(1992) trouvent aussi des évidences sur le fait que les différentes politiques d'interventions de la Banque du Canada ont un effet significatif de long terme sur le taux de change.

²⁴On peut expliquer ainsi les mouvements brusques du dollar à la suite de dépôts de budgets basés sur des prévisions plus que douteuses.

pourra vraiment s'assurer de la validité des arguments de la Banque du Canada voulant qu'elle ne soit pas responsable de hausse du dollar.

L'étude présentée ici n'est évidemment pas aussi complète. Mais elle nous porte à se questionner sur la pertinence des commentaires du gouverneur de la Banque du Canada, M. John Crow. À la lumière des techniques de cointégration utilisées, ses commentaires, stipulant que les termes de l'échange auraient une importance plus que significative sur le comportement du dollar canadien, peuvent donc être pris avec un bémol.

Bibliographie:

- ALLEN, P.R. et STEIN, Jerome L. (1989), *The dynamics of the real exchange rate, capital intensity and foreign debt*, Working Paper, Brown University.
- AMANO, Robert A. et VAN NORDEN, Simon (1993), "Terms of Trade and Real Exchange Rates: the Canadian Evidence", Mimeo, janvier, 31 p.
- AMBLER, Steve (1989), "La stationnarité en économétrie et en macroéconomie: un guide pour les non-initiés", *L'Actualité Économique*, vol. 65, décembre 89, p.590-609.
- BANQUE DU CANADA, *Rapport du Gouverneur de la Banque du Canada*, plusieurs éditions.
- BANQUE DU CANADA, *Revue de la Banque du Canada*, plusieurs éditions.
- BOOTH, G. et CHOWDHURY, M. (1992), "Canadian foreign exchange policies: Intervention, control, cointegration", *Weltwirtschaftliches-Archiv*, 128(1992), pp. 21-33.
- CAMPBELL, J.Y. et PERRON, P. (1991), "Pitfalls and opportunities: What macroeconomists should know about unit roots", *NBER Macroeconomics*, 6(1991), pp. 141-200.
- DESSERRES, A. et LALONDE, R., *Sources de fluctuations des taux de change en Europe: Implications concernant l'union monétaire*, Miméo, Département des relations internationales, Banque du Canada, février 1993, 41 p.
- DICKEY, D.A. et FULLER, W. A. (1979), "Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root", *Journal of the American Statistical Association*, 74(1979), pp. 427-431.
- DICKEY, D.A. et FULLER, W. A. (1981), "Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with unit root", *Econometrica*, 49(1981), pp. 1057-1072.
- DORNBUSH, Rudiger (1986), *Dollars, debts and deficits*, MIT Press, Cambridge (Mass.), 1986.
- EDWARDS, Sebastian (1987), "Tariffs, Terms of trade, and the Real Exchange Rate in an intertemporal optimizing model of the current account", *NBER Working Paper*, # 2175, mars 1987, 39 p.
- EDWARDS, Sebastian and VAN WIJNBURGEN, Sweder (1987), "Tariffs, the Real Exchange Rate and the Terms of Trade: on two popular propositions in international economics", *Oxford Economic Papers*, vol. 39, 1987, 458-464.
- EDWARDS, Sebastian , "The liberalization of the current capital accounts and the real exchange rate", *NBER Working Paper*, # 2162, février 87, 29 p.

- EDWARDS, Sebastian (1989), *Real Exchange Rates, Devaluation, and adjustment*, MIT press, Cambridge (Mass.), 371 p.
- EDWARDS, S. et AHAMED, L. (ed.) (1986), *Economic Adjustment and Exchange Rates in Developing Countries*, University of Chicago press, Chicago, 443 p.
- EDWARDS, Sebastian (1989), "Temporary Terms-of-trade Disturbances, the Real Exchange Rate and the Current account", *Economica*, vol. 56, août 89, 343-357.
- ENGLE, R.F. et GRANGER, C.W. (ed.) (1991), *Long-Run Economic Relationships, readings in cointegration*, Oxford University Press, New York, 1991, 301 p.
- ENGLE, R.F. et GRANGER, C.W., "Introduction", in *Long-Run Economic Relationships, readings in cointegration*, in Engle et Granger (ed.), 1991. pp. 1-16.
- ENGLE, R.F. et GRANGER, C.W. (1987), "Cointegration and error correction: Representation, estimation, and testing", réédité dans Engle et Granger (ed.) (1991), p. 81-112.
- ENGLE, R.F. et YOO, S. (1987), "Forecasting and testing in cointegration systems", réédité dans Engle et Granger (ed.) (1991), p. 113-130.
- FRENKEL, J.A. et RAZIN, A., *Fiscal policies and real exchange rates in the world economy*, NBER Working Paper no. 2065, NBER, Cambridge (Mass.), 1986.
- FROOT, K.A. et ROGOFF, K. (1991), "The EMS, the EMU, and the Transition to a Common Currency", *NBER Macroeconomics*, 6(1991), pp. 269-317.
- FULLER, W.A. (1976), *Introduction to statistical time series*, John Wiley & sons, New York.
- GANDOLFO, Giancarlo, *International Economics II*, Springer-Verlag, Berlin, 1987, 486 p.
- GRANGER, Clive W. J. (ed.), *Modelling economic series: Reading in Econometric methodology*, Clarendon Press, Oxford, 1990.
- GRANGER, C.W. (1969), "Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods", *Econometrica*, 37(janvier 69), pp. 24-36.
- GRANGER, C.W., "Developments in the study of cointegrated economic variables", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 48(august 1986), no. 3, pp. 213-228.
- HALL, S.G., "An application of the Granger and Engle two-step estimation procedure to United Kingdom aggregate wage data", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 48(august 1986), no. 3, pp. 229-239.

- HENDRY, David F. "Econometric modelling with cointegrating variables: an overview", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 48(august 1986), no. 3, pp. 201-212.
- HSIEH, David (1982), "The determination of the real exchange rate: the productivity approach", *Journal of International Economics*, 12(mai 1982), pp. 355-362.
- KEYNES, J.M. (1931), "A tract on monetary reform" in *Essais sur la monnaie et l'économie*, Payot, Paris, 1971, pp.85-108.
- KOCH, P.D. et ROSENSWEIG, J.A., "The dollar and the U.S. Terms of trade", *Journal of Macroeconomics*, 14(summer 1992), no. 3., pp. 467-486.
- KOLLMANN, Robert (1993), "Discussion", *The Exchange Rate and the Economy*, Bank of Canada, 1993, pp. 266-271.
- LIM, G. C. (1992), "Testing for the fundamental determinants of the long run real exchange rate", *Journal of Banking and Finance*, 16(1992), pp. 625-642.
- LYPSEY, Richard g. (ed.) (1990), *Zero inflation: the goal of price stability*, C.D. Howe institute, Toronto, 1990.
- MADDALA, G.S., *Introduction to Econometrics*, MacMillan, New York, 1992, 631 p.
- MUNDELL, R.A. (1991), "De la surévaluation du dollar canadien", *L'Actualité Économique*, 67(mars 1991), no. 1. pp. 5-36.
- NEARY, Peter (1987), "Determinants of the Equilibrium Real exchange Rate", *American Economic Review*, vol. 78, mars 87, 210-215.
- NEZEYS, Bertrand (1989), *Les Termes de l'échange*, Economica, Paris, 1989, 104 p.
- OSTRY, Jonathan D. (1988), "The Balance of Trade, Terms of Trade, and Real Exchange Rate; an intertemporal optimizing framework", *IMF Staff Papers*, vol. 35, 1988, 541-573.
- OSTRY, Jonathan D., "The Balance of Trade, the Terms of Trade, and the Real Exchange Rate; an intertemporal optimizing framework", *IMF working Paper*, # wp/88/2, janvier 1988, 41 p.
- PERMAN, Roger, "Cointegration: an introduction to the litterature", *Journal of Economic Studies*", vol. 18(1991), no. 3. pp. 3-30.
- PHILLIPS, P.C.B. et LORETAN, M. (1991), "Estimating long-run economic equilibria", *Review of Economic Studies*, 58(1991), pp. 407-436.
- PHILLIPS, P.C.B. et OURIALIS, S. (1988), "Testing for cointegration using principal

- componants methods", *Journal of Economic Dynamic and Control*, 12(1988), pp. 205-230.
- SIMS, C.A. (1972), "Money, Income and Causality", *American Economic Review*, 62(1972), pp.540-552.
- STEIN, Jerome L. (1990), "The real exchange rate", *Journal of Banking and Finance*, 14(1990), pp. 1045-1078.
- STOCK, J.H. et WATSON, M.W. (1988), "Testing for common trend", *Journal of American Statistical Association*, 83(1988), pp. 1097-107.
- STOCKMAN, A.C. (1987), "The equilibrium approach to exchange rates", *Federal Reserve Bank of Richmond Economic Review*, (mars/avril 1987), pp. 12-30.
- SVENSSON, L.E.O (1985), "Currency Price, Terms of Trade and Interest Rates", *Journal of International Economics*, vol. 18, 1985, pp. 17-41.
- TREMBLAY, Rodrigue, "Compétitivité canadienne et libre-échange nord-américain: les trois premières années de l'ALÉ", *L'Actualité Économique*, vol. 69, no. 2, juin 1993, pp. 71-91.
- VINER, Jacob (1937), *Studies in the theory of international trade*, 2^{ième} édition, Augustus M. Kelley publisher, New york, 1965, 650 p.
- WEYMARK, D.N. (1993), *Estimating exchange market pressure and the degree of exchange market intervention for Canada*, Conference notes, CEA Meeting, juin 1993, 10 p.
- YORK, Robert c. (ed.) (1990), *Taking aim: the debate on zero inflation*, C.D. Howe institute, Toronto, 1990.

ANNEXES

Annexe 1: Sources des données

Taux de change nominal S:	Statistiques Financières Internationales série 156..AE
Taux de change réel R:	Statistiques Financières Internationales Taux de change nominal: série 156..AE IPC Canada: série 156.64 IPC USA: série 111.64
Termes de l'échange Te:	Statistiques Financières Internationales Prix exportations: série 156.74 Prix importations: série 156.75
Taux bons du trésor i:	Statistiques Financières Internationales Canada: série 156.60C USA: série 111.60C
Indice de productivité u:	Statistique Canada (Cansim) série
Déficit budgétaires des administrations publiques g:	Statistique Canada (Cansim) série
Dépenses gouvernementales g:	Statistiques Financières Internationales série 156.91.f.c
Taux d'intérêt long terme réels r:	Statistiques Financières Internationales taux d'intérêt l.t. Canada: série 156.61... taux d'intérêt l.t. Canada: série 111.61... IPC Canada: série 156.64 IPC USA: série 111.64

Annexe 2: Régressions de Cointégration complémentaires

Dans cet annexe sont représentés les régressions de cointégrations définies selon la spécification de la régression de cointégration 2 (utilisant un retard de 5 périodes sur le déficit public canadien).

Variable Dépendante: Termes de l'échange (Te)

$$Te_t = 4.42 + -0.51 R_t + -0.015 u + 1.31 g_t + -2.02 r_t^* + -3.10 (r_t - r_t^*) + \varepsilon_t$$

$$R^2 = 0.912$$

Table 12. Statistiques ADF: variable dépendante Te

Statistiques ADF						
K	K = 0	K = 1	K = 2	K = 3	K = 4	K = 5
ADF	-6.15	-4.90	-2.67	-3.16	-2.51	-2.59

Variable Dépendante: Productivité (u)

$$u_t = 167.2 + -35.09 Te_t + -24.59 R_t + 119.27 g_t + -59.57 r_t^* + 11.25 (r_t - r_t^*) + \varepsilon_t$$

$$R^2 = 0.858$$

Table 13. Statistiques ADF: variable dépendante u

Statistiques ADF						
K	K = 0	K = 1	K = 2	K = 3	K = 4	K = 5
ADF	-5.03	-4.26	-3.01	-2.96	-2.34	-2.25

Variable Dépendante: Déficit public des administrations canadiennes (g)

$$g_t = -0.76 + 0.14 R_t + 0.11 Te_t + 0.004 u_t + 0.29 r_t^* + 0.04 (r_t - r_t^*) + \varepsilon_t$$

$$R^2 = 0.780$$

Table 14. Statistiques ADF: variable dépendante g

Statistiques ADF						
K	K = 0	K = 1	K = 2	K = 3	K = 4	K = 5
ADF	-5.78	-5.48	-5.19	-4.91	-4.89	-4.87

Variable Dépendante: taux d'intérêt réel étranger (r^*)

$$r_t^* = 1.71 + -0.13 R_t + -0.32 Te_t + -0.004 u_t + 0.52 g_t + -1.28 (r_t - r_t^*) + \varepsilon_t$$

$$R^2 = 0.798$$

Table 15. Statistiques ADF: variable dépendante r^*

Statistiques ADF						
K	K = 0	K = 1	K = 2	K = 3	K = 4	K = 5
ADF	-6.06	-4.73	-2.40	-2.83	-2.58	-2.33

Variable Dépendante: Différentiel de taux d'intérêt réel ($r-r^*$)

$$Te_t = 0.22 + -0.03 R_t + -0.04 Te_t + 0.0001 u_t + 0.006 g_t + -0.11 r_t^* + \varepsilon_t$$

$$R^2 = 0.436$$

Table 16. Statistiques ADF: variable dépendante $r-r^*$

Statistiques ADF						
K	K = 0	K = 1	K = 2	K = 3	K = 4	K = 5
ADF	-4.76	-4.57	-3.33	-3.65	-3.99	-3.89

Annexe 3: Tests de corrélation sérielle (test LM)

Table 17. Test de corrélation sérielle sur l'ECM 1

Nombres de retards	Statistique LM	niveau de signification
1	0.330057	0.56562568
2	0.365203	0.83309991
3	5.188626	0.15849478
4	5.456215	0.24360503
5	5.456215	0.34969985
6	8.633697	0.34969985
7	9.519520	0.21747533
8	9.327159	0.31545317
9	9.976561	0.35238595
10	12.010951	0.28432434
11	12.452721	0.33059258
12	11.237689	0.50866602

Table 18. Test de corrélation sérielle sur l'ECM 2

Nombres de retards	Statistique LM	niveau de signification
1	0.157289	0.69166474
2	1.097239	0.57774683
3	2.523219	0.47110950
4	3.599893	0.46285283
5	5.717460	0.33468904
6	8.273665	0.21873169
7	7.233632	0.40496641
8	7.802488	0.45299778
9	7.938625	0.5403429
10	8.522414	0.57794588
11	8.352999	0.68137702
12	8.346647	0.75748833