

DÉTERMINATION DU TAUX DE CHANGE DE LONG TERME
APPLICATION DU
MODELE GÉNÉRALISÉ DE LA PARITÉ NON-COUEVERTE DES TAUX D'INTÉRET:
CAS DU CANADA

Rapport de recherche présenté
à la Faculté des études supérieures,
en vue de l'obtention du diplôme de
M.sc.(ès) en sciences économiques.

Par Gissele Drpich
Décembre 1993

Faculté des arts et des sciences
Département de sciences économiques
Université de Montréal.

Tout d'abord je remercie le professeur Rodrigue Tremblay pour ses judicieux conseils lors de l'élaboration de ce rapport de recherche. Je remercie sincèrement et tout particulièrement mon époux pour sa très grande compréhension, dévouement, son soutien ainsi que pour ses encouragements infinis tout au long de mes études universitaires. Je remercie du fond de mon coeur mes parents qui se sont séparés de tous ceux qu'ils aimaient pour me donner une bonne éducation.

TABLE DES MATIERES

SECTION	PAGE
INTRODUCTION.....	1
Partie 1: REVUE DE LA LITTÉRATURE	
1.1 Modèle dynamique de la détermination du taux de change...	3
1.2 Évidence empirique des modèles monétaires de détermination du taux de change.....	5
1.3 Modèle de détermination du taux de change expliqué par les chocs dans les termes de l'échange: Expérience canadienne.....	12
1.4 Modèle généralisé de la Parité Non-Couverte des Taux d'Intérêts (MGPNCTI):.....	17
*Différentiel de la productivité;.....	19
*Balance budgétaire en pourcentage du produit intérieur brut;.....	21
*Prix réel du pétrole;.....	24
*Forme réduite du MGPNCTI.....	25
Partie 2: APPLICATION DU MGPNCTI: CAS DU CANADA	
2.1 Présentation graphique des variables du MGPNTI.....	27
2.2 Description des données.....	34
2.3 Estimation du MGPNCTI.....	36

TABLE DES MATIERES

SECTION	PAGE
2.4 Test de racine unitaire.....	38
2.5 Corrections pour stationnariser les séries.....	40
2.6 Test de cointégration.....	45
CONCLUSION.....	47
ANNEXES	
Annexe A: Exemple statique d'une expansion monétaire	
Graphique 7: Effets d'un choc monétaire.....	48
Annexe B: Tableau 3: Résultats de la section 3.5.....	50
BIBLIOGRAPHIE.....	51

INTRODUCTION

Suite à l'abolition du taux de change fixe au début des années 1970, on a vu l'apparition de plusieurs nouvelles approches de détermination du taux de change. Étant donné que le taux de change est désormais flexible il est primordial de trouver quels sont les facteurs qui déterminent sa valeur.

Une connaissance plus ample des déterminants du taux de change permettra aux gouvernements de maintenir un niveau judicieux pour leur devise évitant ainsi que leur monnaie soit sur-évaluée ou sous-évaluée. Rappelons que le taux de change est tout simplement le prix ou la valeur de la devise d'un pays en terme d'une devise étrangère.

Ce rapport de recherche examine les sources de fluctuation du taux de change réel entre le dollar canadien et le dollar américain. Les modèles monétaires à prix rigides du taux de change réel prédisent que les mouvements dans le taux de change réel peuvent être expliqués par des variations dans le différentiel entre les taux d'intérêt réels domestiques et étrangers. Toutefois la littérature récente sur ce sujet a questionné la validité empirique des modèles monétaires à prix rigides. Notamment les études de Meese & Rogoff (1983a, 1983b, 1988) procurent des résultats surprenants et que nous décrirons dans ce rapport.

Throop (1992) introduit le Modèle Généralisé de la Parité Non-

INTRODUCTION

Couverte des Taux d'Intérêt (MGPNTI) dans lequel il identifie, en plus du différentiel des taux d'intérêt, plusieurs facteurs importants réels qui peuvent affecter le taux de change réel: la productivité, le prix réel du pétrole et la balance budgétaire gouvernementale. Ce modèle fut testé empiriquement pour u\$/yen, u\$/mark et u\$/livre.

Le but de ce travail est d'essayer d'appliquer le MGPNTI de Throop (1992) pour l'expérience du taux de change entre le Canada et les États-unis.

Dans un premier temps nous ferons une revue de la littérature et parcourons les études de Dornbusch (1976), Meese & Rogoff (1983a, 1983b, 1988), Amano & van Norden (1993) ainsi que Throop (1992). Ensuite, dans la deuxième partie nous procéderons à l'étude empirique proprement dite où nous décrivons, tout d'abord, quelques faits stylisés canadiens concernant le taux de change et ses fluctuations avec certains agrégats majeurs pertinents.

PARTIE 1

1.1- Modèle dynamique de la détermination du taux de change.

Depuis l'avènement des taux de changes flexibles dans nos économies les modèles dynamiques de détermination du taux de change ont vu le jour pour tenter de modéliser le comportement de cette variable macro-économique qu'est le taux de change.

Dans cette foulée, Dornbusch 1976 a développé un modèle qui a marqué la littérature. Ce modèle aujourd'hui est une référence, et fût testé de plusieurs façons par les économètres.

Par rapport aux modèles monétaires antérieurs, le modèle dynamique contient bien sûr des hypothèses de mobilité parfaite des capitaux et d'anticipations rationnelles, mais incorpore aussi la rigidité, du sens Keynésien, des prix sur le marché des biens. On voit dès lors, que cette dernière hypothèse, contre vient de façon évidente avec l'hypothèse monétaire de flexibilité des prix et des salaires.

La littérature a surnommé ce modèle comme étant "Sticky-price" pour exprimer le fait que les prix sur le marché des biens s'ajustent plus lentement que le marché des titres.

L'approche monétaire traditionnelle suppose des ajustements

PARTIE 1

immédiats dans tous les marchés tandis que Dornbusch introduit l'idée de la vitesse d'ajustement des prix. La principale différence entre le nouveau modèle et le traditionnel est qu'à court terme le taux de change réel et le taux d'intérêt peuvent diverger de leur valeur d'équilibre de long terme, c'est ce qu'on nomme le sur-ajustement ou "overshooting". Ceci implique que la Parité du Pouvoir d'Achat (PPA) ne s'appliquera pas toujours. Rappelons, la PPA implique, que l'on soit dans un pays ou dans l'autre, l'existence de l'égalité des prix d'un même produit.

Dans le cas d'un choc monétaire au système, le modèle prévoit que le taux de change va s'ajuster dans un premier temps dans une proportion plus grande que son ajustement de long terme, de façon pour qu'en suite son cheminement vers sa valeur d'équilibre de long terme s'exécute dans le sens opposé de la direction du choc initial¹.

¹Voir l'annexe A pour consulter l'exemple statique d'une expansion monétaire.

PARTIE 1

1.2- Évidence empirique des modèles de détermination du taux de change.

Meese et Rogoff, deux économistes du Federal Reserve Board se sont mis à étudier, dans une série de trois articles, le pouvoir explicatif de quelques modèles structurels modernes et voir s'ils pouvaient adéquatement prédire les variations du taux de change.

En tout, trois modèles de détermination du taux de change furent choisis par les auteurs. Ces modèles furent sélectionnés, parce que très populaires dans les années 1970, il s'avérait intéressant de les considérer. Nous vous présentons, tout d'abord les modèles retenus², et exposerons ensuite les tests et conclusions de Meese et Rogoff:

* Modèle monétaire à prix flexibles de Frenkel et Bilson.

Ce modèle suppose que la condition de la PPA sera respectée.

* Modèle monétaire à prix rigides de Frankel et Dornbusch. Suppose qu'à long terme la condition de PPA sera respectée mais, dans le court terme il peut y avoir des déviations du taux de change de sa valeur de PPA de long terme. A court terme c'est la PNCTI qui

²Voir Bilson (1978-79), Frenkel (1976), Dornbusch (1976), Frankel (1976), Hooper et Morton (1982).

PARTIE 1

s'applique, cette parité suppose une parfaite mobilité des capitaux, la force de la PNCTI rend impossible l'application de la PPA à court terme parce que le marché des changes doit se surajuster par rapport à sa valeur de long terme.

* Modèle monétaire à prix rigides avec le compte courant de Hooper et Morton.

Cette extension du modèle de Frankel-Dornbusch permet des changements dans le taux de change de long terme qui seront corrélés avec des chocs non-anticipés dans la balance commerciale.

La spécification générale des modèles monétaires structurels de détermination du taux de change peut se représenter par la forme quasi-réduite suivante:

Équation 1

$$s = a_0 + a_1 (m - m^*) + a_2 (y - y^*) + a_3 (r_{ct} - r_{ct}^*) + a_4 (\Pi - \Pi^*) + a_5 (BC - BC^*) + \mu_t$$

où:

s , est le log du prix d'une devise étrangère en dollars;
 $m - m^*$, est le log du ratio de l'offre de monnaie américaine sur l'offre de monnaie étrangère;
 $y - y^*$, est le log du ratio du revenu réel américain sur l'étranger;

PARTIE 1

- $r_{\alpha} - r_{\alpha}^*$, est le différentiel des taux d'intérêt de court terme;
- $\pi - \pi^*$, c'est le différentiel anticipé de l'inflation de long terme;
- BC-BC*, représente la balance commerciale américaine et étrangère;
- μ_t , est le terme d'erreur

Les signes anticipés pour les modèles structurels sont résumés dans le tableau suivant:

Tableau 1: Signes anticipés des modèles structurels

Modèles monétaires	a_1 ³	a_2	a_3	a_4	a_5
Frenkel-Bilson	1	+	+	0	0
Dornbush-Frankel	1	-	-	+	0
Hooper-Morton	1	-	-	+	-

Ce que Meese et Rogoff se demandent dans cet article (1983a) c'est si ces modèles donnent des bonnes prédictions post-échantillon. Pour répondre à cette question, ils vont comparer l'exactitude des prédictions du taux de change hors-échantillon

³ Les trois modèles supposent l'homogénéité de degré 1 du taux de change par rapport à l'offre de monnaie.

PARTIE 1

obtenue avec des modèles étudiés sur les séries chronologiques du taux de change.

Ils débutent leur travail en estimant chaque modèle avec l'équation 1, présentée ci-haut, sur la période estimation. Les performances sont raisonnablement acceptables pour les modèles considérés. Par contre, lorsqu'ils ont voulu générer des prévisions, la performance des modèles structurels s'est révélée très pauvre pour des horizons de un à douze mois.

Fait marquant à souligner, les modèles complexes des auteurs ne sont pas plus performants qu'un simple modèle de marche aléatoire et ce malgré le fait que leurs prévisions furent basées sur des valeurs réalisées des variables explicatives.

Dans le deuxième article (1983b), les auteurs se questionnent sur la validité des modèles structurels. Plusieurs causes peuvent conduire à un tel effondrement, mais les plus plausibles sont les suivantes: un taux de change réel de long terme volatile, une piètre mesure de l'inflation anticipé, ou une prime pour le risque qui est volatile avec le temps. Ou encore, le problème principal peut se trouver dans leurs spécifications de la demande de monnaie. On exclut la possibilité que leur pauvre performance soit dû a des estimations inconsistantes ou inefficaces, car leur erreur

quadratique moyenne (\bar{R}^2) est mauvais pour des horizons prévisionnels de un à douze mois, et ce pour plusieurs techniques. Lorsque les modèles furent estimés avec la méthode des coefficients contraints, ils surpassent les modèles aléatoires pour des horizons de prévision plus longs.

Les auteurs soulignent que si des estimateurs efficaces sont obtenus dans une régression "in-sample", il est très important que les variables puissent, dans une procédure de prédiction "out of sample" procréer les valeurs attendues.

Dans un troisième article, les auteurs examinent le fait que les distorsions réelles, qui ne sont pas incorporées par les modèles, puissent être à la source de l'instabilité structurelle.

Ainsi donc, à cause de résultats insatisfaisants ils étudient les versions réelles des modèles structurels de détermination du taux de change avec des anticipations rationnelles en utilisant les modèles de Dornbusch-Frankel et Hooper-Morton. De plus il existe la possibilité qu'il y ait une forte corrélation entre le différentiel des taux d'intérêt réels et le taux de change réel étant donnée que les distorsions non-anticipées sur la demande de monnaie affectent les deux variables proportionnellement.

PARTIE 1

Les deux modèles étudiés par l'article de 1988 supposent que toute déviation temporaire du taux de change réel de la valeur d'équilibre, s'ajustera à un taux constant suite à des distorsions non-anticipées. Conséquemment, les distorsions monétaires non parfaitement anticipées peuvent causer des déviations temporaires dans le taux de change réel de sa valeur d'équilibre de long terme. A partir de ceci, les auteurs dérivent la forme quasi-réduite des modèles de détermination du taux de change réel. On se doit de préciser que le taux de change d'équilibre de long terme est une constante pour le modèle de Dornbush-Frankel et pour Hooper-Morton il varie comme une fonction de la balance commerciale nationale et étrangère.

Équation 2

$$q_t = \alpha (R_t - R_t^*) + \bar{q}_t$$

où:

q_t : log du taux de change réel;

α : vitesse d'ajustement, elle est fonction des paramètres structurels du modèle;

$(R_t - R_t^*)$: différentiel entre les taux d'intérêt américains et étrangers;

\bar{q}_t : log du taux de change de long terme (PPA).

A la suite des régressions qui tenaient compte de plusieurs horizons prévisionnels en aucun lieu les modèles structurels n'ont donné des meilleurs résultats que le modèle à marche aléatoire.

De plus, les auteurs n'appuient pas le point de vue qu'un modèle puisse expliquer les grandes variations du taux de change en ce basant uniquement sur des distorsions monétaires et des prix rigides. Meese et Rogoff n'obtiennent pas la grande conclusion des modèles structurels qui dit que le différentiel des taux d'intérêt est fortement corrélé avec le taux de change réel. Donc ils suggèrent de considérer sérieusement la possibilité de l'existence de chocs réels.

Pour confirmer si le modèle structurel relie le taux de change réel au différentiel des taux d'intérêt, ils ont utilisé des tests de cointégration. Mais les résultats sont pessimistes puisqu'ils ne donnent aucune preuve de cointégration à court terme ou à long terme. Comme ces deux variables sont reliées par des conditions de parité internationales, ceci veut donc dire qu'on ne trouve aucune preuve de cointégration parce qu'il y a eu une variable omise dans la relation.

PARTIE 1

En résumé on peut dire que la pauvre performance des modèles monétaires structurels est causée par des distorsions qui jouent sur le marché du taux de change réel. Donc, les modèles qui se concentrent sur les distorsions monétaires ne pourront pas bien expliquer les mouvements du taux de change. D'où l'hypothèse des chocs réels, mérite plus d'attention. Meese et Rogoff n'ont pu identifier les facteurs affectant le taux de change réel et sur quelle période. Pour cette raison ils encouragent que d'autres économistes se penchent sur cette question.

1.3- Modèle de détermination du taux de change expliqué par les chocs dans les termes de l'échange: Expérience canadienne.

Les récentes recherches portées sur les modèles du taux de change en arrivent à une seule grande conclusion: les modèles de détermination du taux de change contemporains font mauvaise figure au chapitre des prédictions. Le problème avec les modèles existants c'est qu'ils n'incluent pas une importante source de chocs qui altère le taux de change réel de long terme. Le double problème est l'identification des chocs réels

Dans cet esprit, Amano et van Norden (1993) explorent une source de chocs qui sont les mouvements exogènes dans les termes

PARTIE 1

d'échange sur une série chronologique du taux de change bilatéral réel entre le Canada et les États-unis. Ils utilisent, pour ce faire, des modèles économétriques récents qui ont été développés pour les données non-stationnaires.

Leur série du taux de change contient une racine unitaire, ce qui implique que l'hypothèse de prix unique ne tient pas à long terme et le taux de change est déterminé par d'autres variables que celles présentées dans les modèles antérieurement. Les variables étudiées sont le prix de l'énergie exportée et le prix des biens exportés où chacune d'elles est divisée par le prix des biens manufacturés importés. Ces séries sont appelées respectivement TOTENRGY et TOTCOMOD. La seule variable retenue des modèles majeurs est le différentiel des taux d'intérêt, RDIFF.

Les séries des deux premières variables suivent un processus non-stationnaire tandis que la série RDIFF, comme dans Meese & Rogoff, semble être stationnaire. Le rôle de cette dernière série sera d'avoir un effet transitoire sur le taux de change réel, tandis que les séries des termes de l'échange, non-stationnaires, auront des effets qui peuvent être permanents sur le taux de change.

Dans une seconde étape, les auteurs ont fait des tests pour

PARTIE 1

vérifier si les séries non-stationnaires étaient cointégrées. Ce test est important car si le taux de change est déterminé par d'autres facteurs que les termes de l'échange, les séries ne seront pas cointégrées. Ayant trouvé de la cointégration entre le taux de change et les termes de l'échange, l'implication est que les variables TOTENRGY et TOTCOMOD peuvent capturer de façon satisfaisante tous les mouvements permanents dans le taux de change réel sur la période analysée.

Pour être capables d'estimer le modèle, Amano et van Norden ont dû construire un modèle de correction des erreurs, E.C., (Error-Correction Model⁴) pour le taux de change. Le modèle E.C. est un instrument économétrique qui sert à saisir les effets de long terme des chocs réels persistants et des chocs monétaires transitoires.

La spécification est la suivante:

Équation 3

$$RPFX_t = \alpha (RPFX_{t-1} - \beta_0 - \beta_C TOTCOMOD_{t-1} - \beta_E TOTENRGY_{t-1}) + \gamma RDIFF_{t-1}$$

⁴ Granger et Engle 1987

PARTIE 1

où

α : vitesse d'ajustement;

RPFX: le prix réel de la devise étrangère

Les effets de long terme estimés suggèrent que 1% d'amélioration dans TOTCOMOD conduit à 81.1% d'appréciation dans le taux de change réel CDA-EU et qu'une amélioration dans TOTENRGY résultera en une dépréciation de 22.3% du taux de change. Et, comme le prédissent les modèles monétaires, entre autres Dornbusch (1976), une augmentation des taux d'intérêt canadien de court terme conduit à une appréciation du dollar canadien.

Le modèle erreur-correction, prédit beaucoup mieux le taux de change réel pendant la période d'analyse que le modèle de marche aléatoire. Toutefois le modèle E.C. contient des grandes erreurs de prévision, mais elles ont tendance à avoir lieu dans des périodes de changements rapides du taux de change et de très courte durée. L'avantage de cette nouvelle approche est que non seulement elle capte les fluctuations importantes du taux de change sur la période d'analyse, mais elle prédit les plus grands points tournants du taux de change avant qu'ils aient eu lieu.

Comme on l'a vu dans les articles traités ultérieurement, le pouvoir prévisionnel post-échantillon est devenu très important

PARTIE 1

pour démontrer la validité des modèles de détermination du taux de change. Donc, les auteurs utilisent la méthode de Meese & Rogoff (1983) et comparent leurs résultats prévisionnels post-échantillon avec ceux générés par le modèle à marche aléatoire et ils obtiennent que leur modèle du taux de change n'est pas plus performant que le modèle aléatoire.

Le modèle C.E., que Amano et van Norden (1993) ont construit, semble prédire significativement mieux post-échantillon que les modèles à marche aléatoires. D'où le résultat que Meese et Rogoff (1988) ont obtenus, qu'aucun modèle de détermination du taux de change est capable d'obtenir de meilleurs résultats post-échantillon que le modèle à marche aléatoire, est en contraste avec le résultat de cet article d'Amano et van Norden (1993).

Cette analyse nous a montré que le taux de change peut être prédit et d'une façon consistante. Les auteurs ont établi que les termes de l'échange et le différentiel des taux d'intérêt réels peuvent ensemble donner un modèle prévisionnel judicieux pour le taux de change CDA-EU.

1.4 Modèle généralisé de la Parité non-couverte des taux d'intérêt.

PARTIE 1

L'étude de Throop (1992) réexamine les sources de fluctuations du taux de change américain entre les principales devises: livre, yen et la mark. Il identifie plusieurs facteurs importants pour les États-Unis, en plus du différentiel des taux d'intérêt, qui semblent avoir altéré le taux de change entre les devises importantes. En fait, il reprend le modèle monétaire à prix rigides, auquel il ajoute quelques variables et, il le nomme le modèle généralisé de la Parité Non Couverte des Taux d'Intérêt (PNCTI). Les facteurs qu'il propose incluent la productivité, le prix réel du pétrole et le déficit budgétaire gouvernemental.

Throop(1992) recommence l'étude de Meese et Rogoff (1988) et lui trouve de la cointégration. Il affirme que ces derniers n'ont pas trouvé de cointégration entre le taux de change réel et le différentiel des taux d'intérêt parce que leur test de cointégration n'était assez puissant pour la détecter.

Throop (1992) utilise un test alternatif, plus puissant proposé par Kremers, Ericsson et Dolado (1992). Ce test consiste à vérifier si la cointégration, dans un contexte d'un modèle E.C., est significative. Comme ceci a été prouvé par Granger et Engle (1987), toutes variables cointégrées ont une représentation correction des erreurs. Ceci veut dire que si le taux de change réel est cointégré avec le différentiel des taux d'intérêt, alors

PARTIE 1

les erreurs de cette relation entrent dans le modèle C.E.. A partir de l'équation 2 il construit le modèle C.E. suivant:

Équation 4

$$\Delta q_t = -\rho_1 EC_{t-1} + \text{lagged}[\Delta q_t, \Delta(R_t - R_t^*)]$$

où: $EC_t = q_t - \beta_0 - \beta_1 (R_t - R_t^*)$

Les tests de cointégration que Throop (1992) a effectué ont accepté la cointégration entre le différentiel des taux d'intérêt de long terme et le taux de change bilatéral contre le yen et le mark, mais d'une façon marginale avec la livre pour la période étudiée, c'est à dire 1975-1990. Dans le cas du taux de change effectif la cointégration fut acceptée pour toutes les monnaies.

Ensuite l'auteur étudie l'importance relative des facteurs fondamentaux réels, qu'il propose plus haut, car ils peuvent être cointégrés avec le taux de change en combinaison avec les taux d'intérêt réels.

Productivité

PARTIE 1

L'existence de différentiels dans les taux de croissance de la productivité entre les biens et services échangés et tous les autres biens et services peut conduire à un insuccès de l'hypothèse de la PPA dans le sens qu'on aura un taux de change constant. Tout étant égal par ailleurs, le taux de change doit s'ajuster de façon à égaliser les prix des biens échangés au pays et à l'étranger dans la même devise. Ceci tend à garder le taux de change réel constant lorsque mesuré en termes des prix des biens échangés. Mais le taux de change réel pour des propos de la parité ouverte des taux d'intérêt est mesuré en termes de tous les prix se qui inclue les prix des biens non-échangés. Donc si la productivité des biens échangés relativement à tous les autres biens croît plus lentement aux Etats-Unis qu'à l'étranger, la valeur réelle du dollar mesurée en termes de tous les prix diminuera. La relation du taux de change réel mesuré en termes de tous les prix peut s'écrire de la façon qui suit:

Équation 5

$$q_t = qd_t + (pd_t^* - p_t^*) - (pd_t - p_t)$$

où

$(pd_t^* - p_t^*) - (pd_t - p_t)$ sera dénoté par PDIFF;

pd_t et pd_t^* sont le log de l'Indice des Prix de Gros américain et

PARTIE 1

étranger;

p_t et p_t^* sont le log de l'Indice des Prix à la Consommation américain et étranger.

Donc même si le taux de change réel en termes de tous les prix des biens échangés est constant, le taux de change réel en termes de tous les prix varie selon que le prix relatif des biens échangés fluctue plus ou moins à l'étranger que dans le pays. Rappelons que les biens échangés entre les pays sont des substituts imparfaits, ce qui implique que la condition de PPA ne se réalisera jamais. Les ajustements internationaux requièrent des changements relatifs dans leurs prix, et donc dans le taux de change mesuré en termes des prix des biens échangés.

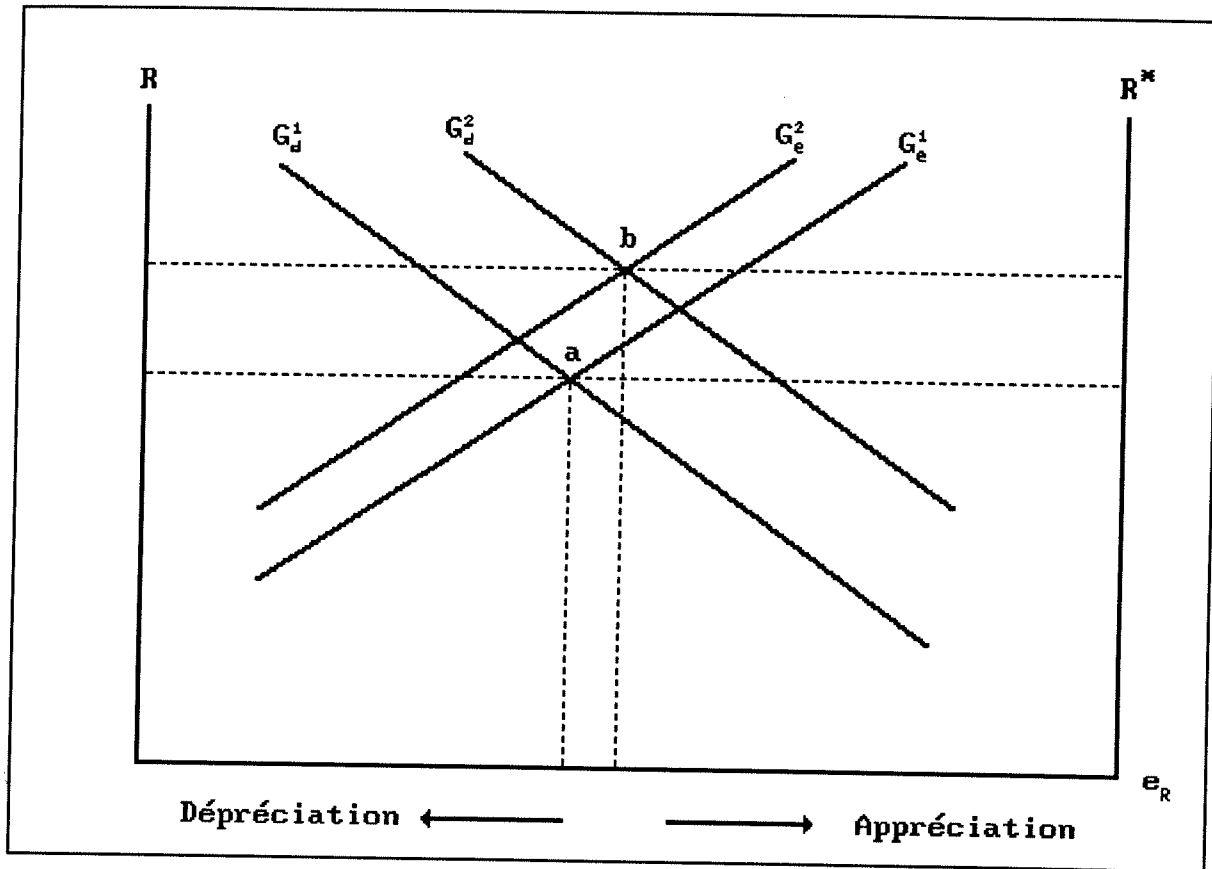
PARTIE 1

Balance Budgétaire

Ce facteur requiert un ajustement international entre l'épargne et l'investissement domestique relativement à l'étranger. Un pays qui a un taux d'investissement plus grand que l'épargne aura tendance à absorber plus d'output que ce qu'il produit, ce qui mettra de la pression vers le haut sur le prix des biens échangeables du pays relativement aux prix des biens échangeables étrangers. Throop (1992) met l'accent sur l'épargne gouvernementale qui a été très volatile comparativement à l'épargne privée.

Les effets de changement dans l'épargne gouvernementale peut être illustré avec un modèle simple. Ce simple modèle suppose que les biens produits dans des pays différents sont des substituts imparfaits et que leurs prix relatifs d'équilibre changent en réponse aux déplacements de l'offre et de la demande pour des produits domestiques versus la production étrangère de biens. La dépense réelle agrégée domestique et étrangère varie inversement avec le taux d'intérêt réel du pays; et la balance commerciale réelle varie inversement avec la valeur réelle de la devise du pays. Le graphique 1 ci-dessous représente ce système.

Graphique 1: Effets de changement dans l'épargne gouvernementale.



L'équilibre dans le marché des biens domestiques est représenté par G_d^1 , et G_e^1 pour l'équilibre dans le marché des biens étrangers. L'équilibre dans le cas de substitution parfaite entre les biens financiers aura lieu au point a, où les deux droites d'équilibre du marché des biens se coupent et les taux d'intérêt sont égaux.

Considérons la statique comparée d'une expansion fiscale dans

PARTIE 1

le pays domestique. Une expansion fiscale sous la forme d'un plus grand déficit ou d'un plus petit surplus domestique accroît la demande pour les biens domestiques, qui fait déplacer G_d^1 vers le haut (construction de routes, matériaux, m-d'o.). Pour garder le même niveau de dépense agrégé sur les biens domestiques il faudra, un taux d'intérêt réel plus élevé (R), et une appréciation de la devise domestique (e_R) ou une combinaison des deux. Notons que R^* , est le taux d'intérêt réel étranger.

Relativement de la façon que la dépense domestique affecte les biens étrangers est que la droite G_e^1 se déplacera aussi vers le haut. On s'attend à que l'augmentation des dépenses affecte plus les biens domestiques que les biens étrangers. D'où G_d^1 se déplace plus que G_e^1 , ce qui nous conduit à un nouvel équilibre au point b. A un tel point le niveau mondial des taux d'intérêt aura accru, et la valeur réelle du dollar s'aura apprécié en réponse à une expansion fiscale domestique.

Pour un ajustement à un plus grand déficit dans le pays domestique c'est plus complexe mais il peut être représenté par un modèle IS-LM. Ce qu'il faut retenir pour un ajustement plus grand c'est qu'on doit tenir compte des anticipations du taux de change en d'autres mots, si le marché n'ajuste pas ces anticipations, la valeur réelle réalisée de la devise excédera sa valeur pour aussi longtemps que l'expansion fiscale durera.

Prix réel du pétrole

Le prix réel du pétrole semble avoir affecté de façon importante l'équilibre du taux de change réel dans les récentes années.

Les pays industrialisés dépendent de façon différente des importations de pétrole. Par exemple, les E.-U. importent environ 40% de leurs besoins pétroliers tandis que le Japon est complètement dépendant des importations pour satisfaire ses besoins. Ce prix aura certainement des effets interactifs avec le taux de change réel.

Suite à une augmentation du prix du pétrole, les devises des pays qui sont moins dépendants du pétrole auront tendance à se déprécier moins que les devises des pays exportateurs de pétrole. Donc si les E.-U. sont moins dépendants que ces partenaires commerciaux sur le pétrole, une augmentation du prix du pétrole aura tendance à apprécier la valeur réelle du dollar américain.

PARTIE 1

Forme réduite de la PNCTI généralisée

Équation 6

$$q_t = \beta_0 + \beta_1 USBB_t + \beta_2 POIL_t + \beta_3 PDIFF_t + \beta_4 (R_t - R_t^*)$$

où

$USBB_t$: Déficit budgétaire américain en pourcentage du PIB;

$POIL_t$: Prix réel du pétrole;

$PDIFF_t$: Croissance de la productivité.

Notons que cette équation n'est pas nécessairement vérifiée instantanément. Tout simplement parce que le taux de change évolue graduellement en réponse aux changements des valeurs courantes des facteurs qui le déterminent.

Cet ajustement graduel est capturé grâce à un modèle de correction des erreurs qui incorpore l'équation 4 de longue période comme un terme retardé de ce modèle. Le différentiel des taux d'intérêt forment partie du modèle C.E. même si la réponse du marché aux taux d'intérêt est relativement rapide. Toutefois la plupart de l'ajustement aux changements dans les taux d'intérêt prennent place sur les effets des changements courants dans les taux d'intérêt plutôt que dans l'ajustement vers l'équilibre de

PARTIE 1

long terme.

Toutes les variables sont cointégrées avec le taux de change réel. Les estimations révèlent que la direction des effets de long terme de ces facteurs fondamentaux sur le taux de change réel sont tels qu'anticipés dans tous les cas. Toutefois on observe que lorsqu'on inclut des facteurs dans la relation avec le différentiel des taux d'intérêt ceci réduit substantiellement la réponse estimée du dollar par rapport aux taux d'intérêt.

La contribution totale de ces quatre variables aux variations de la valeur du taux de change réel est de 82.2% pour des estimations sur la période de 1975 à 1990. Ce résultat est très important car il dit que les trois paramètres structurels, la croissance de la productivité, le déficit budgétaire gouvernemental et le prix réel du pétrole, sont empiriquement importants et le MGNCTI explique plus que le trois quart des variations de long terme du taux de change réel bilatéral et effectif.

Ce modèle a des importantes implications pour les politiques monétaires. Throop (1992) conclut son article par l'affirmation suivante: -"*... influences of monetary policy on the international sector of the economy, operating via interest rates, probably is lower than previously thought.*"

PARTIE 2

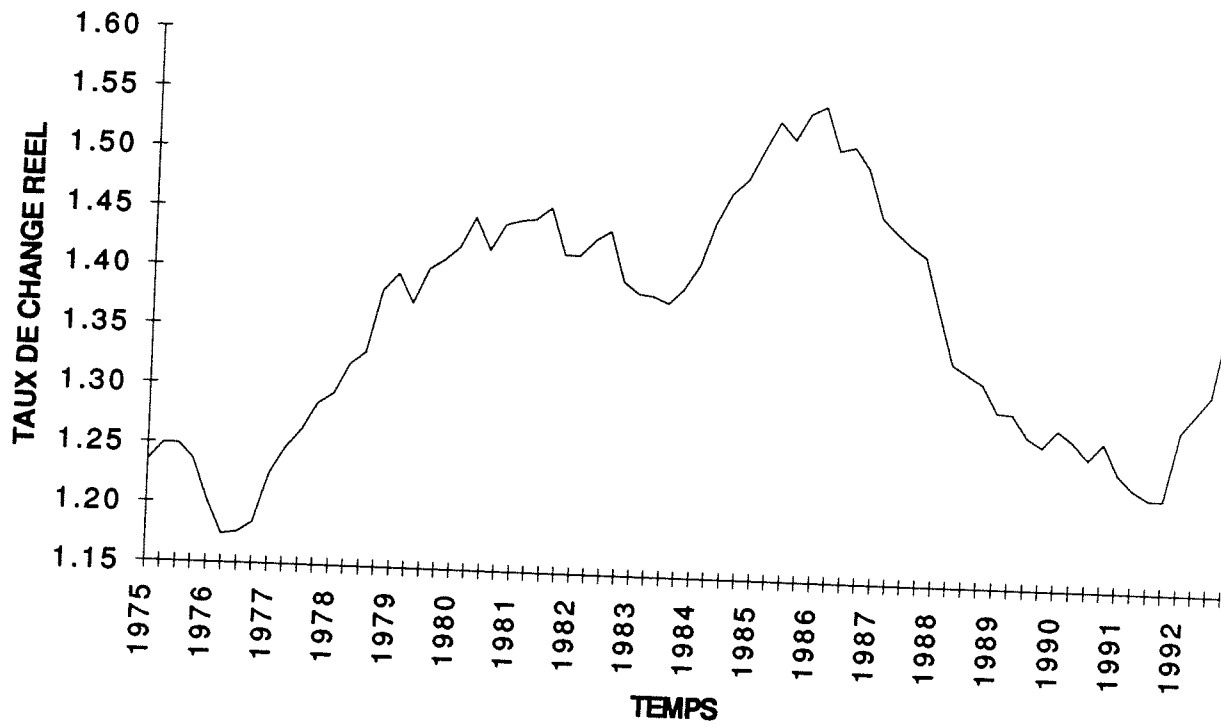
2.1- Présentation graphique des variables du MGPNCTI.

Dans cette première partie de l'application du modèle généralisé de la PNCTI on débutera par la présentation du cheminement chronologique du taux de change bilatéral. Ensuite, on illustrera la série chronologique de chaque paramètre fondamental, qui semblent influencer les variations intertemporelles du taux de change, avec la série du taux de change.

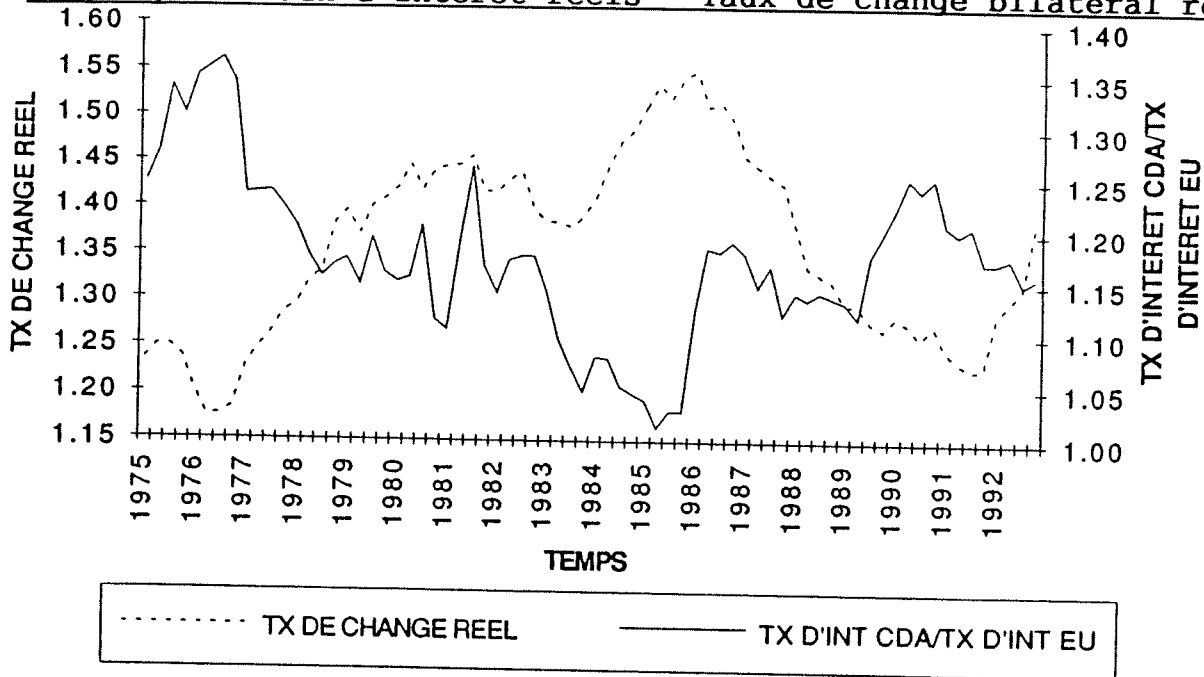
Le taux de change bilatéral est une variable macro-économique volatile. Comme tout prix, le taux de change dépend de l'offre et de la demande de monnaie, pour cette raison il ne suit pas une tendance continue.

Le graphique 2, ci-dessous, nous montre comment le cours du dollar canadien s'est comporté depuis le seize dernières années calculé vis-à-vis le dollar américain. Entre 1976-1986 le cours du dollar canadien s'est déprécié d'environ 30%, tandis qu'il s'est apprécié d'environ le trois quart de ce pourcentage entre 1986 et 1991. A cause de cette volatilité, imprévisible à première vue, plusieurs études se penchent sur les facteurs qui déterminent les taux de change.

Graphique 2: Taux de change bilatéral réel



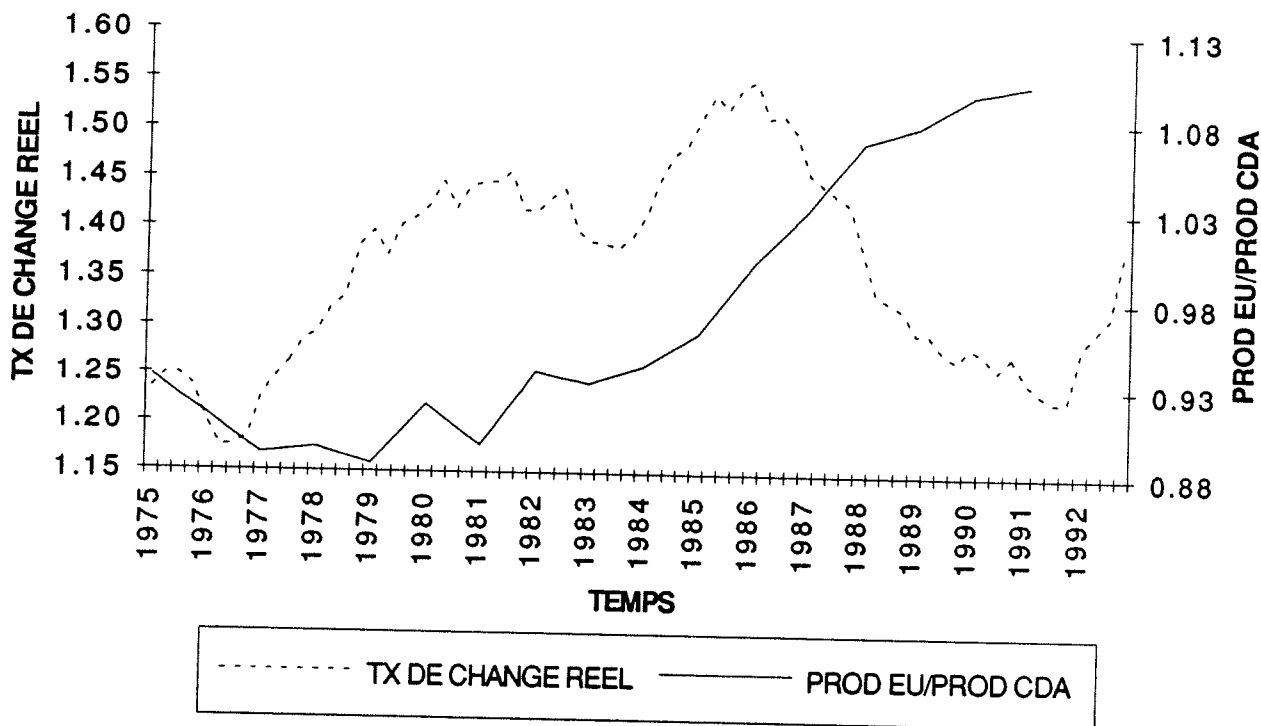
Graphique 3: Taux d'intérêt réels - Taux de change bilatéral réel.



Le différentiel des taux d'intérêt réels canadiens et américains est une série asymétrique et très volatile. On observe dans le graphique 3 que la série des taux d'intérêt est plus volatile que la série du taux de change bilatéral réel. En général, les deux séries suivent des mouvements dans des sens opposés et c'est l'effet auquel on s'attendait.

Prenons comme exemple le deuxième trimestre de 1976: on observe que le taux d'intérêt canadien est plus élevé que le taux d'intérêt américain. Intuitivement le différentiel des taux d'intérêt amènerait une entrée de capitaux au Canada, ce qui cause une appréciation du dollar canadien sur le marché des changes, tout en entraînant une augmentation de la monnaie canadienne

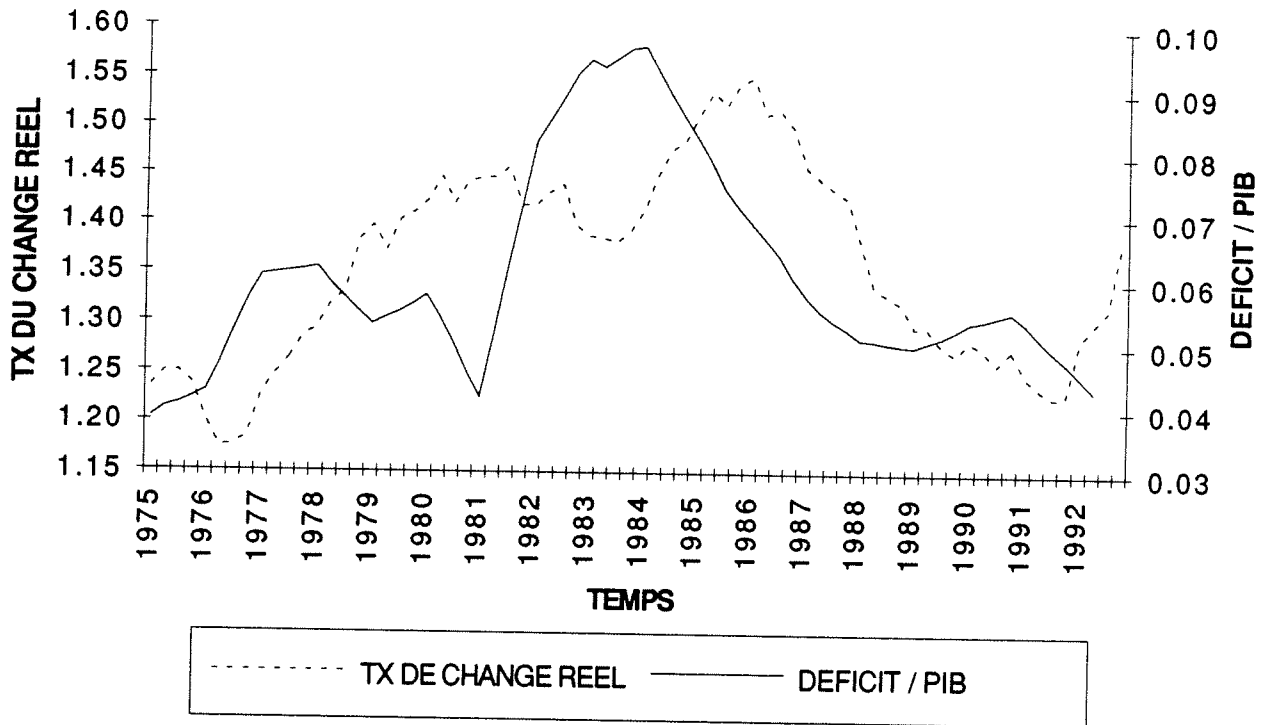
Graphique 3: Différentiel entre la productivité canadienne et américaine - Taux de change bilatéral réel.



La série du différentiel entre la productivité américaine et la productivité canadienne est particulière, car entre 1975 et 1983 elle est asymétrique sans aucune tendance tandis qu'après 1983 jusqu'à la fin de notre échantillon elle présente une ascendance continue très forte.

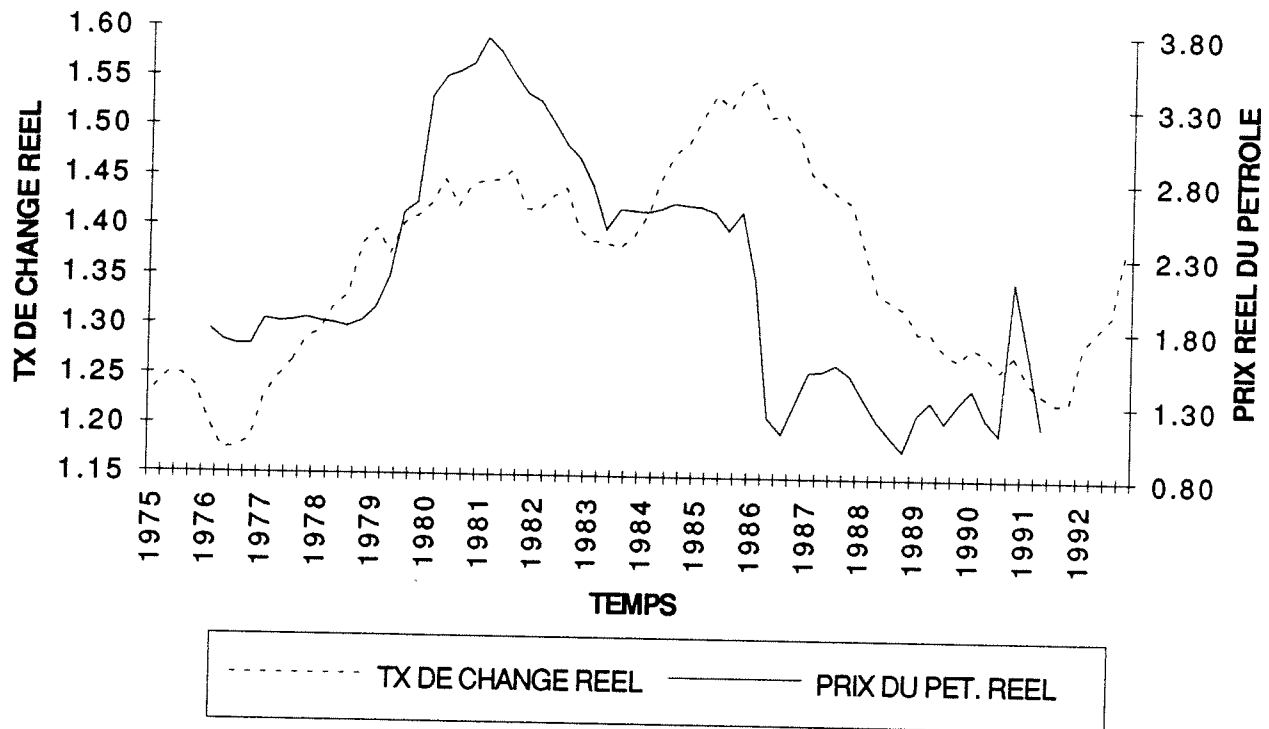
La théorie sur cette variable nous indique qu'une augmentation de la croissance relative de la productivité amènera une appréciation réelle du dollar canadien.

Graphique 5: Déficit gouvernemental réel - Taux de change bilatéral réel.



Le financement du déficit se fait par la vente d'obligations gouvernementaux, lorsque le gouvernement augmente son déficit il y a une augmentation des taux d'intérêt canadiens ce qui attire les investisseurs étrangers et apprécie le dollar canadien. Ce raisonnement théorique est celui qu'on observe, intuitivement, entre les séries du taux de change réel et le déficit budgétaire en pourcentage du PIB. Cette dernière série (Déf./PIB), est asymétrique et elle est moins volatile que la série du taux de change réel.

Graphique 6: Prix réel du pétrole - Taux de change bilatéral réel.



Le comportement du prix du pétrole est une des composantes fondamentales au roulement de l'économie. C'est une série volatile asymétrique, au cours de la période étudiée (1975-92) le prix de pétrole réel a suivi trois perturbations importantes:

- * 1979-80: invasion de l'Afghanistan, ce qui a eu comme effet d'accroître le prix réel du pétrole;
- * 1985: l'OPEP⁵ est devenue incapable de maintenir la logique des quotas pour les pays membres, de plus il y a eu l'arrivée sur les

⁵ Organisation des Pays Exportateurs de Pétrole.

PARTIE 2

marché des pays non-membres de l'OPEP puisque la production pétrolière a augmenté le prix du pétrole à diminué;

* 1990: invasion du Koweït par l'Irak d'où augmentation du prix du pétrole.

Puisque le Canada est moins dépendant sur les importations pétrolières que les États-unis, lorsqu'il y a une augmentation du prix du pétrole la monnaie canadienne s'apprécie. Nos données regardées sous un oeil intuitif elles semblent contrarier la théorie car le graphique ci-dessus nous présente un co-mouvement dans la même direction.

En résumé, les remarques suivantes sont de rigueur:

(1) La volatilité prévalente dans les courbes chronologiques observées n'est pas symétrique. En effet, la tendance ascendante présente visiblement moins de variabilité que la tendance descendante. Les études récentes des modèles de volatilité stochastique souligne cette particularité.

(2) Entre le début 1986 et fin 1991, le taux de change canada/E.U. suit une pente descendante, quelquesoit le mouvement des variables financières et macro-économiques observées.

PARTIE 2

2.2- Description des données.

Les effets potentiels que le ratio des taux d'intérêt, le déficit budgétaire, le prix réel du pétrole et le ratio des productivités auront sur la détermination du taux de change canadien seront mesurés par des données trimestrielles post-Bretton Woods (1975-1992). Les séries brutes proviennent de la banque de données de Statistique Canada, Cansim. Les données sont en base 1986=100.

La mesure utilisée pour le prix d'une devise étrangère est le taux de change bilatéral réel canadien. On mesure la valeur d'un dollar américain en dollars canadiens (B3400) au cours du comptant à midi. Cette série fut déflationnée avec l'Indice des Prix à la Consommation, (IPC), américains (D139105) et canadiens (P484000).

On a utilisé le taux de change bilatéral parce que le Canada et les Etats-Unis sont des partenaires commerciaux qui se partagent le plus grand volume d'échanges bilatéraux dans le monde⁶. L'autre raison fut que les américains étant dominants dans les relations commerciales internationales du Canada, le taux de change bilatéral réel (e_{Rt}) est une bonne approximation du taux de change effectif

⁶ Amano et van Norden (1992)

PARTIE 2

réel et cette approximation simplifie notre analyse.

Afin de capturer l'influence des politiques monétaires, on inclut le ratio entre les taux d'intérêt canadiens et américains (R_{it} / R_{it}^*). Les taux d'intérêt de long terme furent utilisés pour calculer le ratio. On a utilisé le taux de rendement des obligations, 10 ans et plus, du gouvernement canadien (B140130) et du gouvernement américain (B54403). Le court terme n'a pas été considéré: Trhoop (1992) a conduit des tests en tenant compte des à court terme ainsi qu'à long terme et il a retenu la relation des taux d'intérêt de long terme qui est plus proche du taux de change.

La série qui a demandé un travail plus particulier fût la relation entre la productivité américaine et canadienne, (PRO_t^* / PRO_t). Suite à plusieurs tentatives on a décidé de considérer les données du "Monthly Labour Review", dans le tableau 49 où on présente les données sur l'output par heure, et ce pour les deux pays étudiés.

Le prix réel du pétrole ($PPET_t / IPC_t$) provient de Cansim de la série du coût moyen des importations de pétrole par mètre cube (E13018). L'IPC canadien fût utilisé pour exprimer la série du prix du pétrole en termes réels.

PARTIE 2

Le déficit budgétaire gouvernemental est représenté en pourcentage du produit intérieur brut, (DEF_t/IPC_t) . L'opération effectuée pour obtenir ce résultat a été, en premier lieu, de déflationner la série du déficit (D464265) avec l'IPC et ensuite de diviser par le PIB (D20556).

Finalement, pour des raisons de stationnarité, on a considéré la transformation logarithmique pour chacune des variables retenues.

2.3- Estimation du MGNCTI.

Dans cette partie de notre exposé on essaiera d'appliquer l'extension du modèle monétaire à prix rigides, Throop (1992), au Canada. On étudiera le taux de change bilatéral réel entre le Canada et les Etats-Unis. Rappelons que lorsqu'on mesure le prix de la monnaie, par la valeur d'un dollar américain en dollars canadiens, dans le cas d'une diminution de ce ratio l'implication est que le dollar canadien s'apprécie et le dollar américain se déprécie.

Notre analyse empirique débute par une simple estimation du MGNCTI par la méthode des moindres carrés ordinaires. Le modèle

PARTIE 2

de détermination du taux de change de long terme peut s'écrire sous la forme qui suit:

Equation 7

$$e_{R_t} = \beta_0 + \beta_1 \frac{DEF_t}{PIB_t} + \beta_2 \frac{PRO_t^*}{PRO_t} + \beta_3 \frac{PPET_t}{IPC_t} + \beta_4 \frac{R_{1t}}{R_{1t}^*} + \mu_t$$

La valeur de la statistique Durbin-Watson est de 0.32 ce qui implique le non-rejet de de l'hypothèse de l'autocorrelation serielle des erreurs. La correction pour l'autocorrelation se fait avec une transformation Cochrane-Orcutt, le \bar{R}^2 passe de 55% à 95%.

Les seuls coefficients significatifs à 5% sont le prix du pétrole et le ratio des productivités. Pourtant il reste à vérifier la stationnarité des régresseurs. Messe & Rogoff (1988), Throop (1992) et, autres, ont rejeté la possibilité que ces séries soient stationnaires. De manière informelle, une série chronologique stationnaire est une série où la variance et la moyenne sont constantes au cours du temps. Lorsqu'une ou les deux conditions ne sont pas satisfaites, on fait face à une série chronologique intégrée, ce qui met en doute la validité la régression 7.

2.4- Test de racine unitaire.

PARTIE 2

Considérons le modèle autoregressif suivant:

Equation 8

$$A_t = \beta A_{t-1} + \varepsilon_t \quad t=1, 2, 3, \dots$$

où

β est un nombre réel

ε_t sont des variables aléatoires indépendantes avec moyenne 0 et variance σ^2 .

La série chronologique A_t converge (lorsque $t \rightarrow \infty$) vers une série chronologique stationnaire si la valeur absolue de β est inférieure à l'unité, lorsque cette inégalité est égale à l'unité la série n'est pas stationnaire et la variance croît de manière exponentielle à mesure que le t s'accroît.

Ce test est effectué pour chaque variable de notre modèle pour examiner la stationnarité de chaque série. On régresse la variable par rapport à elle même retardée d'un trimestre et ensuite on compare les t-statistique des coefficient de la variable retardée avec la table de Dickey-Fuller.

PARTIE 2

Le taux de change contient une racine unitaire. Amano et van Norden (1993) confirment l'hypothèse de racine unitaire pour le taux de change. Leur argument est le suivant: le taux de change étant une série intégrée est une évidence contre l'hypothèse de la PPA de longue période. Il en s'en suit que, le taux de change ayant une racine unitaire, il devra être déterminé seulement par d'autres variables intégrées. Les résultats sont affichés dans le tableau 2, ci-dessous. On observe que toutes les variables indépendantes ont une racine unitaire, conséquemment les effets des variations de ces variables peuvent être permanents sur le taux de change et c'est l'effet auquel on s'attendait.

Tableau 2: Résultats du test de racine unitaire

Variables	Coefficients	t-Student* ⁷
DEF/PIB	0.97	34.78
PRO* /PRO	0.95	22.65
PPET/IPC	1.02	113.09
R_{it}/R_{it}^*	0.84	14.86
e_R	0.95	32.63

2.5- Corrections pour stationnariser les séries non-stationnaires

⁷ Significativement différent de 1, d'après le test de Dickey-Fuller.

PARTIE 2

Dans la section précédente on a établi que le taux de change et les variables indépendantes ont tous une racine unitaire. La corrélation fortement significative peut être causée par des "spurious correlations".

Cette section présente différentes tentatives pour stationnariser les séries. Suivant Meese & Rogoff (1988) les estimations se feront en première différence l'hypothèse sous-jacente est la suivante: les variables sont stationnaires dans leur première différence ou "difference stationary".

Notre première tentative pour stationnariser les séries est de réestimer l'équation 7 en prenant les premières différences des variables. On estimera l'équation 9 ci-dessous:

Équation 9

$$e_{R_t} D = \beta_0 + \beta_1 \frac{DEF_t}{PIB_t} D + \beta_2 \frac{PRO_t^*}{PRO_t} D + \beta_3 \frac{PPET_t}{IPC_t} D + \beta_4 \frac{R_{1t_t}}{R_{1t_t}^*} D + \mu_t$$

On obtient de l'autocorrélation sérielle, ce qui impose une transformation Cochrane-Orcutt. Le \bar{R}^2 est de 15% et le seul

PARTIE 2

coefficient significatif ($\alpha=5\%$) c'est le prix du pétrole. Malgré la correction pour l'autocorrélation des erreurs le pouvoir explicatif du modèle laisse à désirer.

Les auteurs étudiés dans la revue de la littérature suggèrent qu'il y a une possibilité d'améliorer la performance du modèle en introduisant des variables retardées. On reprend l'équation 9, mais avec un retard pour chaque variable indépendante.

Équation 10

$$e_{R_t} D = \beta_0 + \beta_1 \frac{DEF_t}{PIB_t} D \frac{DEF_t}{PIB_t} D(1) + \beta_2 \frac{PRO_t^*}{PRO_t} D \frac{PRO_t^*}{PRO_t} D(1) + \beta_3 \frac{PPET_t}{IPC_t} D \frac{PPET_t}{IPC_t} D(1) \\ + \beta_4 \frac{R_{1t_t}}{R_{1t_t^*}} D \frac{R_{1t_t}}{R_{1t_t^*}} D(1) + \mu_t$$

Premièrement la statistique Durbin-Watson amène à rejeter l'hypothèse d'autocorrélation sérielle des erreurs. Le pouvoir explicatif de la régression 10 demeure de 11% et la variable significative ($\alpha=0.01$) est une autre fois le prix réel du pétrole.

L'estimation du modèle avec des horizons de retards plus longs

PARTIE 2

améliorent de façon appréciable le pouvoir explicatif du modèle. Le \bar{R}^2 passe de 11% pour le modèle avec un retard à 37% pour le modèle avec des retards de quatre trimestres⁸. Avec des retards échelonnées sur une période de deux ans le "in sample fit" s'améliore encore à 42%.

A cette étape on considère une variable endogène retardée comme régresseur, suivant Throop 1992. Trois régressions sont considérées les équations 11, 12 et 13.

Équation 11

$$e_{R_t} D = \beta_0 + \beta_1 \frac{DEF_t}{PIB_t} D \frac{DEF_t}{PIB_t} D(1) + \beta_2 \frac{PRO_t^*}{PRO_t} D \frac{PRO_t^*}{PRO_t} D(1) + \beta_3 \frac{PPET_t}{IPC_t} D \frac{PPET_t}{IPC_t} D(1) \\ + \beta_4 \frac{R_{1t_t}}{R_{1t_t}^*} D \frac{R_{1t_t}}{R_{1t_t}^*} D(1) + \beta_5 e_{R_t} D(1) + \mu_t$$

L'équation 11 inclut une variable endogène retardée d'un trimestre. Avec correction pour l'autocorrélation des erreurs

⁸ Référez à l'annexe B pour consulter le Tableau 3: Résultats de la section 3.5.

PARTIE 2

le \bar{R}^2 est de 0.13. Notons que le test durbin-h est utilisé pour tester l'autocorrélation sérielle de erreurs. Le coefficient de la variable endogène avec un trimestre de retard est significatif à 10% et celui du prix réel du pétrole est significatif à 5%

Équation 12

$$e_{R_t} D = \beta_0 + \beta_1 \frac{DEF_t}{PIB_t} D \frac{DEF_t}{PIB_t} D(1) + \beta_2 \frac{PRO_t^*}{PRO_t} D \frac{PRO_t^*}{PRO_t} D(1) \frac{PRO_t^*}{PRO_t} D(2) + \beta_3 \frac{PPET_t}{IPC_t} D \frac{PPET_t}{IPC_t} D(1) + \beta_4 \frac{R_{1t_t}}{R_{1t_t}^*} D \frac{R_{1t_t}}{R_{1t_t}^*} D(1) + \beta_5 e_{R_t} D(1) + \mu_t$$

L'équation 12 inclut un deuxième trimestre de retard pour la variable du ratio des productivités, d'après Throop (1992). Dans cette régression, le coefficient de la variable endogène retardée d'un trimestre est significative ($\alpha=0.01$) l'autre coefficient significatif ($\alpha=0.1$) est le prix réel du pétrole.

Équation 13

$$e_{R_t} D = \beta_0 + \beta_1 \frac{DEF_t}{PIB_t} D \frac{DEF_t}{PIB_t} D(1) + \beta_2 \frac{PRO_t^*}{PRO_t} D \frac{PRO_t^*}{PRO_t} D(1) \frac{PRO_t^*}{PRO_t} D(2) + \beta_3 \frac{PPET_t}{IPC_t} D \frac{PPET_t}{IPC_t} D(1) \\ + \beta_4 \frac{R_{1t_t}}{R_{1t_t}^*} D \frac{R_{1t_t}}{R_{1t_t}^*} D(1) + \beta_5 e_{R_t} D(1) e_{R_t} D(2) + \mu_t$$

Cette dernière régression inclut un deuxième retard à la variable endogène. On obtient trois variables significatives: le coefficient de la productivité avec deux trimestres de retards (sig. $\alpha=10\%$), le coefficient de la variable endogène retardée d'un trimestre est significative pour $\alpha=0.01$ et le coefficient du prix réel du pétrole est aussi significatif ($\alpha=0.1$).

Pour conclure, on remarque que toutes les alternatives visant à améliorer le pouvoir explicatif des modèles de régression ne sont pas satisfaisantes. Ce résultat n'est pas surprenant, puisque la littérature récente prévoit une approche de cointégration pour expliquer les variations du taux de change de long terme.

2.6- Tests de cointégration

Notre prochaine étape consiste à déterminer si les variables non-stationnaires identifiées antérieurement sont cointégrées.

Le test utilisé est brièvement décrit dans ce qui suit: considérez l'équation 9 régresser la série des résidus par rapport à eux-mêmes avec un retard. Sous l'hypothèse de cointégration le coefficient de la régression des résidus est égal à l'unité. La cointégration implique que toutes les variables de notre modèle peuvent adéquatement capter les changements permanents du taux de change réel sur la période analysée (in-sample). Tandis que si le taux de change de long terme est déterminé par des facteurs autres que ceux spécifiés leur omission ne nous permettra pas de trouver de la cointégration. En utilisant la table de Dickey-Fuller le test révèle de la cointégration.

La littérature récente sur les estimations des modèles cointégrés ou d'un modèle de correction des erreurs (Error-Correction Model) est large et variée, leur application est hors du contexte de ce travail. Il demeure intéressant de souligner l'évidence de cointégration pour les données canadiennes du modèle généralisé de la PNCTI, comme c'était le cas pour le taux de change américain par rapport aux devises de l'Allemagne, l'Angleterre et

PARTIE 2

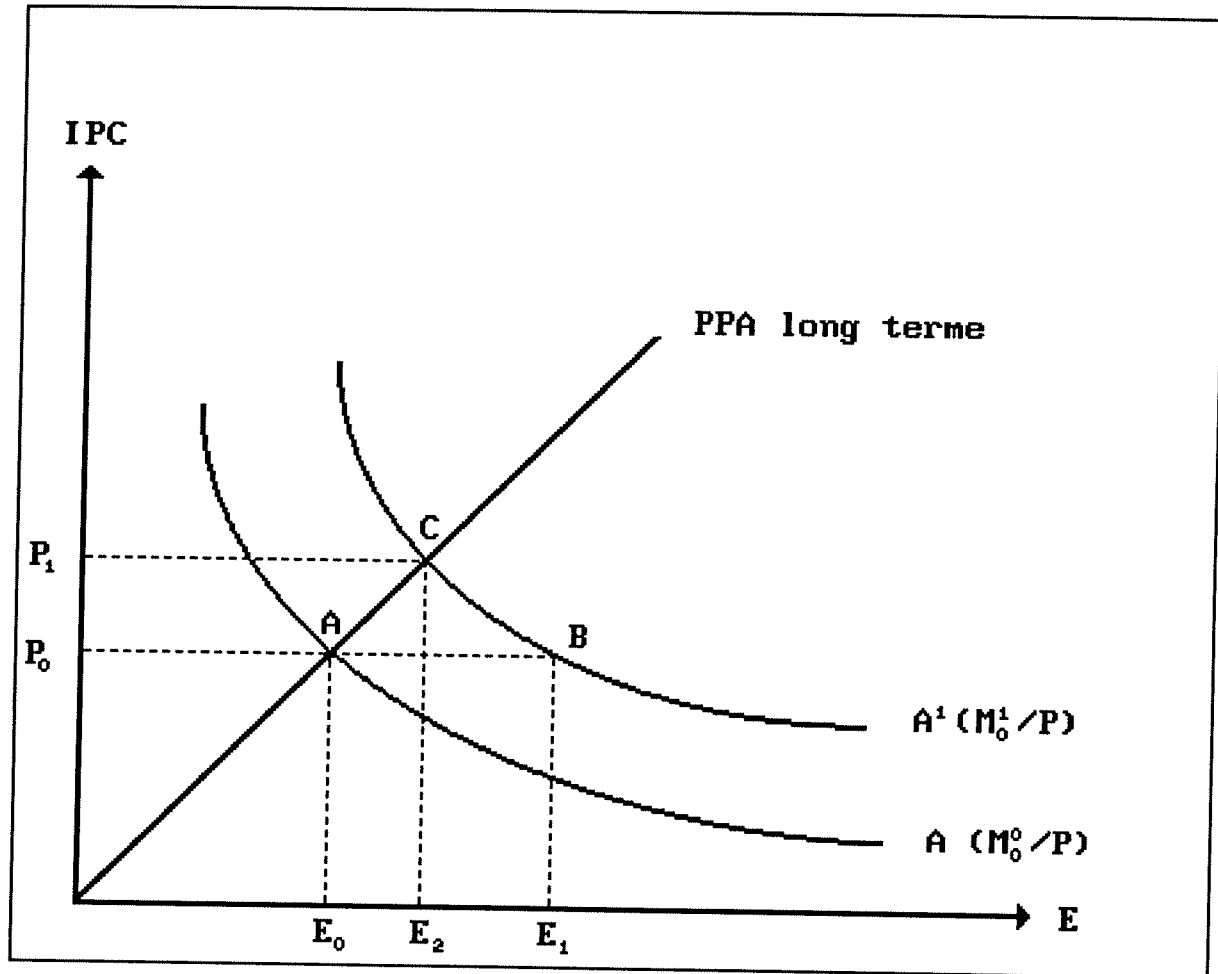
le Japon dans l'article de Throop (1992).

CONCLUSION

Ce papier étudie un modèle généralisé de la PNCTI pour l'expérience Canada/États-unis.

Les tentatives d'estimer le MGPNCTI par régressions avec retards échelonnés se sont avérées non-satisfaisantes: les propriétés économétriques et pouvoir explicatif des modèles de régression laissent à désirer. De plus, des tests Dicky-Fuller confirment la présence de racine unitaire et de cointégration pour les séries du MGPNCTI. L'approche récente recommande donc d'estimer un modèle qui tient compte de la cointégration par opposition avec une régression avec régresseurs stationnaires.

Il serait intéressant, dans un travail ultérieur de considérer un modèle à correction des erreurs (ECM) pour le Canada/États-unis, qui capterait l'effet des chocs permanents sur les déterminants du taux de change réel de long terme.

ANNEXE A: Exemple statique d'une expansion monétaire.Graphique 7: Effets d'un choc monétaire

La Banque Centrale augmente son offre de monnaie. A court terme les prix sont rigides c'est le taux de change qui s'ajuste instantanément à cause des anticipations d'inflation. On passe du point A au point B. En fait, le processus d'ajustement dans ce modèle d'expansion monétaire, est d'induire une dépréciation

ANNEXES

immédiate dans le taux de change spot qui excédera la dépréciation de long terme (point C) car c'est seulement sous ces circonstances que les agents anticiperont un taux de change apprécié et donc compensé pour la baisse des taux d'intérêt sur les actifs financiers domestiques. C'est ceci ce qu'on nomme le phénomène de sur-ajustement ou "d'overshooting".

La première observation du processus d'ajustement de l'équilibre de court terme (point B) vers l'équilibre de long terme (point C) est qu'il y a un excès de demande de biens. Cet excès, vient de la diminution des taux d'intérêt domestiques et de la dépréciation du taux de change qui font en sorte que les prix relatifs des biens domestiques diminuent. Suite à cela, la balance commerciale va s'améliorer parce que les exportations vont augmenter et les importations diminuent. Cette amélioration va nous faire revenir à l'équilibre de long terme (point C) parce que les prix vont s'ajuster à la hausse et le taux de change qui était sur-ajusté va faire marche arrière pour retourner à sa valeur de la parité du pouvoir d'achat de long terme.

Le modèle confirme le lien entre les taux d'intérêt et le taux de change parce qu'une augmentation du taux d'intérêt est accompagné par une anticipation d'appréciation du taux de change.

ANNEXES

ANNEXE B: Tableau 3: Résultats de la section 3.5

Estimations des équations: ⁹	Autorégression	\bar{R}^2 ¹⁰	Coefficients significatifs ¹¹
Équation 9	oui	0.15	bd**
Équation 10	oui	0.11	bd*
Équation 10 avec 4 retards	non	0.37	ad**, gd{4} [*] bd{2}**, bd{3}**
Équation 10: avec 8 retards	non	0.42	ad{6}**, bd{3}** ad{7}***, dd{4}***, dd{5}***
Équation 11	oui	0.13	ed{1}***, bd**
Équation 12	oui	0.18	ed{1} [*] , bd***
Équation 13	oui	0.17	ed{1}**, bd*** gd{2}***

⁹ On utilise les abréviations suivantes; a:déficit; b:prix du pétrole; d:ratio des taux d'intérêts; e:taux de change; g: productivité.

¹⁰ Corrigé pour l'autocorrélation d'ordre 1 lorsque nécessaire.

¹¹ Sign. à * ($\alpha=1\%$), sign. à ** ($\alpha=5\%$), sign. à *** ($\alpha=10\%$).

BIBLIOGRAPHIE

- Amano, R. et van Norden S. 1993. "Terms of Trade and Real Exchange Rates: The Canadian Evidence". International Department, Bank of Canada. Janvier
- Blanchard, O. et Fischer S. 1989. "Lectures on Macroeconomics". The MIT Press, London, England.
- Bovas, A et Ledolter, J. 1983. "Statistical Methods for Forecasting". Wiley, chapitre 5.
- Dickey, D. et Fuller, W. 1979. "Distributions of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root". Journal of the American Statistical Association. 74, 427-431
- Dornbusch, R. 1976. "Expectations and Exchange Rate Dynamics", Journal of Political Economy (Décembre).
- Fomby, T., Hill, C. et Johnston, S. 1984. "Advanced Econometric Methods". Springer-Verlag, New York.
- Mankiv, G. 1992. "Macroeconomics". Worth Publishers, New York.
- Maddala, G. 1977. "Econometrics". McGraw-Hill, New York.
- Meese, R. et Rogoff, K. 1983a. "Empirical Exchange Rate Models of the Seventies: Do They Fit Out of Sample?" Journal of International Economics.
- Meese, R. et Rogoff, K. 1983b. "The Out-Of-Sample Failure of Empirical Exchange Rate Models: Sampling Error or Misspecification?" in Jacob Frankel (ed.), Exchanges Rates and International Macroeconomics. Chicago: NBER and University of Chicago Press.
- Meese, R. et Rogoff, K. 1988. "Was It Real?" The Exchange Rate -Interest Differential Relation Over the Modern Floating-Rate Period." The Journal of Finance (Septembre)
- Mills, T. 1990. "Time Series Techniques for Economists". Cambridge. University Press. Cahpitres 4-5-6.
- Throop, A. 1992. " A Generalized Uncovered Interest Parity Model of Real Exchange Rates". Federal Reserve Bank of San Francisco. Working Papers in Applied Economic Theory. No92-04.