

2 m11.3163.7

**HEC MONTREAL  
AFFILIÉE À L'UNIVERSITÉ DE MONTRÉAL**

**LES DÉTERMINANTS FONDAMENTAUX  
DU TAUX DE CHANGE RÉEL À LONG TERME  
-UNE APPROCHE NATREX APPLIQUÉE AU DOLLAR CANADIEN-**

**Par**

**PASCAL CHICOINE**

**Sciences de la gestion**

**Mémoire présenté en vue de l'obtention  
du grade de maître ès sciences  
(M.Sc.)**



m 2004  
no 89

**Avril 2004  
© Pascal Chicoine, 2004**

**DÉCLARATION DE L'ÉTUDIANTE, DE L'ÉTUDIANT  
ÉTHIQUE EN RECHERCHE AUPRÈS DES ÊTRES HUMAINS**

**Recherche sans collecte directe d'informations**

Cette recherche n'impliquait pas une collecte directe d'informations auprès de personnes (exemples : entrevues, questionnaires, appels téléphoniques, groupes de discussion, tests, observations participantes, communications écrites ou électroniques, etc.).

Cette recherche n'impliquait pas une consultation de documents, de dossiers ou de banques de données existants qui ne font pas partie du domaine public et qui contiennent des informations sur des personnes.

Titre de la  
recherche : Les déterminants fondamentaux du taux de change réel à  
long terme -Une approche NATREX sur le dollar canadien-

Nom de l'étudiant : Pascal Chicoine

Signature : 

Date : 1er avril 2004

## RÉSUMÉ

Depuis quelques années, le taux de change canadien est qualifié comme étant sous-évalué par certains et sur-évalué par d'autres. Mais comment fait-on pour porter ces jugements, et comment peut-on savoir si un taux de change s'écarte de sa valeur d'équilibre ? Quels sont les principaux déterminants qui influencent l'évolution du taux de change réel ? Est-ce que l'on peut prévoir le taux de change ?

Le but de la présente recherche sera de répondre à ces questions à l'aide du modèle NATREX (Natural Real Exchange Rate) proposé par Jerome L. Stein (1994,1999).

Le modèle sera appliqué au taux de change Canada - États-Unis pour la période du premier trimestre de 1973 au troisième trimestre de 2003. Dans cette étude, le Canada est considéré comme une petite économie sur les marchés financiers et sur celui des biens échangeables, car on considère que le pays ne peut influencer les taux d'intérêts mondiaux et les prix des biens échangeables. Les variables fondamentales de long terme du modèle NATREX sont la productivité domestique et étrangère, le taux de préférence temporelle domestique et étranger, le prix des matières premières excluant l'énergie, le prix de l'énergie et le taux d'intérêt mondial. Nous utiliserons aussi le différentiel de taux d'intérêt de court terme entre les deux pays pour tenir compte de la politique monétaire et de la dynamique de court terme.

Des tests de stationnarité ont été faits à l'aide de la méthode de Dickey-Fuller (DF) et Dickey-Fuller augmenté (ADF). Les relations de long terme sont estimées par les principes de cointégration développés par Engle et Granger (1987) et ceux de Johansen et Juselius (1990). La qualité des prévisions du modèle NATREX est évaluée à l'aide de simulations dynamiques et sera comparée à celle d'une marche aléatoire.

Les résultats du modèle NATREX nous indiquent que le taux de change réel et l'ensemble des déterminants fondamentaux de long terme du modèle sont non stationnaires et intégrés d'ordre un. Nous trouvons qu'il y a présence d'une relation de cointégration entre ces variables. De plus, la majeure partie des déterminants fondamentaux identifiés sont significatifs et influencent le taux de change réel dans le même sens que prévu par le modèle théorique.

En terme de qualité des prévisions, le modèle NATREX semble relativement bien capter les mouvements du taux de change réel lorsque l'on effectue des simulations dynamiques sur l'ensemble de l'échantillon et hors échantillon. De plus, le modèle génère des erreurs quadratiques inférieures à celles d'un modèle aléatoire pour des horizons de prévision de 2 à 10 trimestres à l'avance. Par contre, en effectuant un test de Diebold-Mariano on se rend compte qu'on ne peut rejeter l'hypothèse nulle que les erreurs de prévision quadratiques moyennes du modèle NATREX et du modèle aléatoire sont égales. Néanmoins, le modèle NATREX reste un modèle de prévision acceptable.



## REMERCIEMENTS

À mon directeur de mémoire, Monsieur Simon van Norden, pour ses précieux conseils et pour m'avoir laissé une grande autonomie.

À Messieurs Jacques Raynauld et Maurice N. Marchon pour la qualité de leur enseignement et qui, sans le savoir, ont grandement influencé mes intérêts académiques.

À mes parents pour leur appui inconditionnel, autant financier que moral, tout au long de ces années d'études. C'est largement grâce à eux que je suis devenu ce que je suis.

À Hélène pour m'avoir soutenu dans les moments les plus critiques, pour ses encouragements, sa patience et son amour.

## TABLE DES MATIÈRES

	Page
I. INTRODUCTION .....	6
1.1 Le système de taux de change .....	6
1.2 Taille de l'économie canadienne et degré d'ouverture .....	7
1.3 Décomposition du taux de change réel.....	9
1.4 Le modèle NATREX appliqué aux données canadiennes.....	9
1.5 Contribution de la présente recherche .....	9
1.5 Plan du mémoire.....	11
II. REVUE DE LITTÉRATURE.....	12
2. Modèles de détermination des taux de change réels à long terme .....	12
2.1 Parité du pouvoir d'achat .....	13
2.1.1 Parité du pouvoir d'achat absolue .....	13
2.1.2 Parité du pouvoir d'achat relative .....	14
2.2 Modèles fondamentaux du taux de change réel d'équilibre.....	16
2.2.1 Modèle FEER de Williamson.....	16
2.2.3 Modèle BEERs de Clark et MacDonald.....	19
2.2.3 Modèle NATREX.....	23
2.2.4.1 Modèle NATREX de Stein.....	27
2.2.4.2 Modèle NATREX de Lim et Stein.....	28
2.2.4.3 Modèle NATREX de Crouhy-Veyrac et Saint-Marc .....	29
III. MODÈLE THÉORIQUE .....	31
3. Modèle NATREX.....	31
3.1 Déterminants fondamentaux de long terme.....	32
3.1.1 Décomposition du taux de change réel.....	32
3.1.1.1 Productivité .....	34
3.1.1.2 Prix des matières premières.....	35
3.1.2 L'approche de la balance des paiements .....	36
3.1.2.1 Taux de préférence temporelle .....	37
3.1.2.2 Taux d'intérêt mondial .....	38
3.2. Déterminants fondamentaux de court terme .....	39
3.2.1 Différentiel de taux d'intérêt de court terme .....	39
IV. MÉTHODOLOGIE.....	41
4. Introduction .....	41
4.1 Stationnarité ou non-stationnarité ?.....	42
4.1.1 Test de Dickey-Fuller (DF) .....	43
4.1.2 Test de Dickey-Fuller Augmenté (ADF).....	45
4.2 Estimation de modèles à correction d'erreur et tests de cointégration.....	46
4.2.1 Approche d'Engle et Granger (1987).....	46
4.2.2 Méthode du maximum de vraisemblance de Johansen et Juselius.....	49
4.3 Prévision du modèle .....	54
V. DONNÉES .....	58

VI. RÉSULTATS ÉCONOMÉTRIQUES .....	62
6. Résultats économétriques .....	62
6.1 Tests de stationnarité .....	62
6.2 Test de cointégration d'Engle & Granger (1987).....	64
6.3 Méthode du maximum de vraisemblance de Johansen & Juselius .....	65
6.4 Modèle à correction d'erreurs .....	66
6.5 Prévision du modèle .....	69
VII. CONCLUSION.....	74
BIBLIOGRAPHIE .....	76

### LISTES DES TABLEAUX

	Page
Tableau 1. PIB à PPA et Degré d'ouverture .....	8
Tableau 2. Symboles, sources et codes des variables du modèle.....	58
Tableau 3. Tests de Dickey-Fuller Augmenté (ADF) .....	62
Tableau 4. Tests de Dickey-Fuller Augmenté (ADF) sur COM .....	64
Tableau 5. Test de Dickey-Fuller sur les résidus de l'équation d'équilibre.....	64
Tableau 6. Test du maximum de vraisemblance. ....	65
Tableau 7. Estimations par MCO du modèle à correction d'erreurs (A) .....	66
Tableau 8. Estimations par MCO du modèle à correction d'erreurs (B) .....	67
Tableau 9. Estimations par MCNL du modèle à correction d'erreurs (C).....	67
Tableau 10. Évaluation des prévisions hors échantillon .....	72

### LISTES DES GRAPHIQUES

	Page
Graphique 1. Graphique du taux de change bilatéral : Canada - États-Unis.....	6
Graphique 2. Prix des produits de base énergétiques et non énergétiques.....	36
Graphique 3. Prix des produits de base non énergétiques .....	63
Graphique 4. Simulation dynamique.....	70

## CHAPITRE I

### I. INTRODUCTION

#### 1.1 Le système de taux de change

Le système de taux de change flexible, au Canada et aux États-Unis, a été mis en place à la suite de l'effondrement des Accords de Brettons Woods au début des années 1970 et 1973 respectivement. Depuis lors, comme on peut le voir sur le graphique 1, la devise canadienne s'est grandement dépréciée comparativement à la devise américaine et a enregistré d'importantes variations.

Graphique 1. Graphique du taux de change bilatéral : Canada - États-Unis



Suite à l'arrivée des changes flexibles, les larges fluctuations des monnaies ont conduit les économistes à douter de leur capacité à prévoir les taux de change à court terme. Nous n'avons qu'à penser aux travaux de Meese et Rogoff (1983) qui démontrent qu'une marche aléatoire prédit mieux les taux de change (sur des horizons de 1 mois à un an) que les modèles théoriques existants. «En fait, on se rend compte que les taux de change à court terme s'assimilent plus à des variables financières qu'économiques. Comme pour le prix des actifs financiers, les variations de court terme dans le marché des changes sont très difficiles à prévoir, voir même à



expliquer»<sup>1</sup>. Il est donc généralement accepté que les principaux modèles de détermination du taux de change à court terme ne réussissent pas à expliquer les fortes variations des 30 dernières années.

Les recherches les plus récentes semblent pourtant confirmer l'idée que les mouvements de change ne sont pas complètement aléatoires et qu'il existe bien des forces de rappel vers une valeur d'équilibre à long terme.

La parité des pouvoirs d'achat (PPA), théorie la plus ancienne mais aussi la plus controversée depuis l'avènement des changes flexibles, est la théorie de référence en terme de détermination du taux de change d'équilibre de long terme. Malgré tout, on s'entend généralement pour dire que celle-ci ne se vérifie qu'à très long terme et moyennant des déviations amples et persistantes.

Face aux limites théoriques et empiriques de la parité des pouvoirs d'achat, une approche alternative du taux de change réel d'équilibre a été développée : l'approche macroéconomique. «Celle-ci a pour objet de mettre en évidence une valeur de référence de long terme, fonction de variables fondamentales, vers laquelle doit converger le taux de change réel»<sup>2</sup>. Trois modèles macroéconomiques sont expliqués dans la revue de littérature : Le FEER (Fundamental Equilibrium Exchange Rate) de Williamson (1994), le BEER (Behavioural Equilibrium Exchange Rate) de Clark et MacDonald (1997) et le NATREX (Natural Real Exchange Rate) de Stein (1994,1999).

## 1.2 Taille de l'économie canadienne et degré d'ouverture

Le taux de change est un prix directeur essentiel pour une petite économie ouverte comme le Canada, car les importations et les exportations y occupent une large place par comparaison à d'autres pays.

---

<sup>1</sup> Dropsy, Vincent. (2002-2003)

<sup>2</sup> Dufrenot, G., Mathieu, L. et Mignon, V. (2000).

Dans cette étude, le Canada va être considéré comme une petite économie ouverte, car son degré d'ouverture est élevé et son PIB est relativement faible (voir tableau 1). En fait, le Canada va être considéré comme un «price taker» sur le marché financier et sur le marché des biens échangeables, car on considère que le pays ne peut influencer les taux d'intérêts mondiaux et le niveau général des prix des biens échangeables.

On mesure généralement le degré d'ouverture d'une économie en effectuant le ratio de la somme des exportations (X) et des importations (M) sur le produit intérieur brute (PIB). Le degré d'ouverture du Canada atteignait 78% en 2002, ce qui est beaucoup plus élevé que d'autres pays, comme les États-Unis et le Japon.

On peut mesurer la taille d'une économie par l'importance du PIB. Une mesure du PIB à la parité des pouvoirs d'achat est donné au tableau 1. La taille d'une économie peut être classé en terme de grande, moyenne et petite. Dans les études sur le taux de change NATREX, on classe généralement les États-Unis comme une grande économie, alors que des pays semblables à la France et l'Allemagne sont classés comme moyenne économie. Des pays similaires à l'Australie et au Canada sont quant à eux classés comme petite économie.

Tableau 1. PIB à PPA et Degré d'ouverture

Pays	PIB PPA (en million) *	Degré d'ouverture *
Allemagne	2 097 714.48	0.67
Australie	498 708.01	0.43
Canada	920 487.83	0.78
Etats-Unis	9 884 509.80	0.23
France	1 504 161.19	0.52
Italie	1 423 092.27	0.53
Japon	3 391 788.36	0.21
Royaume-Uni	1 489 207.58	0.55

\* Données de la Banque Mondiale (pour l'année 2002)

Il est à noter que le Canada est un pays partiellement influencé par le prix des produits de base, qui pèsent pour environ 30 % des exportations canadiennes et que près de 85% de notre commerce extérieur se fait avec les Etats-Unis.

### 1.3 Décomposition du taux de change réel

Dans cette étude, le taux de change réel ( $R$ ) est défini comme le produit du taux de change nominal ( $N$ ) par le ratio de l'indice des prix à la consommation domestique ( $P$ ) à celui étranger ( $P^*$ ). Nous avons la relation suivante :

$$R_t = \frac{N_t P_t}{P_t^*} \quad (1.1)$$

$N$  est le nombre d'unités de monnaie étrangère que l'on peut acheter avec une unité de monnaie domestique.  $R$  représente la quantité de biens qu'une unité de monnaie domestique permet d'acheter à l'étranger comparativement à ce qu'elle permet d'acheter au pays. Dans ce contexte, une augmentation (diminution) de  $R$  implique une appréciation (dépréciation) réelle de la devise domestique.

### 1.4 Le modèle NATREX appliqué aux données canadiennes

Le modèle NATREX est utilisé pour modéliser le taux de change réel canadien pour la période du premier trimestre de 1973 au troisième trimestre de 2003. Comme le Canada est une petite économie ouverte, les variables fondamentales du modèle sont la productivité domestique et étrangère, le taux de préférence temporelle domestique et étranger, les termes de l'échange et le taux d'intérêt mondial. Le différentiel de taux d'intérêt de long terme entre le Canada et les États-Unis est utilisé pour tenir compte de la politique monétaire et de l'impact des variables financières.

### 1.5 Contribution de la présente recherche

- 1) Le modèle NATREX est appliqué spécifiquement à une petite économie industrialisée comme le Canada. Cela implique l'ajout des variables «termes de l'échange» et «taux d'intérêt mondial» dans le modèle NATREX

comparativement au modèle de base de Jerome L. Stein (1994,1999) qui considère ces deux variables endogènes au modèle.

- 2) Les termes de l'échange appliqués dans certains modèles NATREX pour petite économie est donné par le ratio des exportations de biens et services par rapport aux importations de biens et services de l'indice implicite des prix du PIB. Dans cette étude, une approximation des termes de l'échange sera donné par deux variables : la variable du prix réel des produits de base non énergétiques et la variable du prix réel de l'énergie. Cette approximation des termes de l'échange vient des travaux d'Amano et Van Norden (1995). Cette approximation va nous permettre de tenir compte de l'importance du prix réel des produits de base dans les exportations canadiennes.
- 3) Nous allons démontrer que les variables fondamentales appliquées au modèle canadien sont non-stationnaires et qu'il existe une relation de long terme entre le taux de change réel et celles-ci.
- 4) Nous allons évaluer jusqu'à quel point certains facteurs fondamentaux comme la productivité, le taux de préférence temporelle, le taux d'intérêt mondial et les termes de l'échange (calculés par le prix réel de l'énergie et par le prix réel des produits de base non énergétiques) peuvent réussir à expliquer les variations du taux de change réel à long terme.
- 5) Nous allons comparer le modèle NATREX obtenu avec un modèle de marche aléatoire.
- 6) La présente recherche est la première à appliquer le modèle NATREX au cas du Canada sous cette forme.



### **1.5 Plan du mémoire**

Le chapitre II présente les diverses théories de détermination du taux de change réel d'équilibre. Le modèle NATREX est développé au chapitre III. La méthodologie est exposée au chapitre IV. Les résultats économétriques des tests sont reproduits au chapitre V. La conclusion est présentée au chapitre VI.

## CHAPITRE II

### II. REVUE DE LITTÉRATURE

#### 2. Modèles de détermination des taux de change réels à long terme

L'ensemble des écrits de référence dans le domaine de l'économie internationale consacrés à la détermination de la valeur d'équilibre d'une monnaie à long terme se fondent sur divers concepts théoriques et empiriques. La théorie de référence en terme de détermination du taux de change d'équilibre est celle de la parité des pouvoirs d'achat (PPA).<sup>3</sup> Suite à cette théorie, une approche alternative du taux de change réel d'équilibre a été développée : l'approche macroéconomique. « Cette approche a pour but d'obtenir une valeur de référence de long terme, fonction de variables fondamentales, vers laquelle doit converger le taux de change réel »<sup>4</sup>.

Après avoir exposé la théorie et les lacunes des PPA, nous présentons les principaux éléments des modèles macroéconomiques du taux de change réel d'équilibre. L'objet de cette section est de :

- 1) Positionner le NATREX par rapport à deux autres modèles macroéconomiques : le FEER (Fundamental Equilibrium Exchange Rate) de Williamson (1994) et le BEER (Behavioural Equilibrium Exchange Rate) de Clark et MacDonald (1997).
- 2) Connaître les déterminants fondamentaux du taux de change réel à long terme, pour les approches retenues.
- 3) Prendre conscience que les déterminants du modèle NATREX varient en fonction de l'économie à l'étude.

---

<sup>3</sup> Dufrenot, G., Mathieu, L. et Mignon, V. (2000).

<sup>4</sup> Ibid.

## 2.1 Parité des pouvoirs d'achat

De par sa simplicité, la parité des pouvoirs d'achat (PPA) constitue la théorie la plus fréquemment utilisée pour déterminer les taux de change d'équilibre. Depuis les travaux de Gustav Cassel (1916), qui a proposé de définir le niveau du taux de change nominal d'équilibre comme celui qui assure la parité des pouvoirs d'achat (PPA) entre deux monnaies, le concept de PPA se décline traditionnellement en deux approches : la version absolue et la version relative.

### 2.1.1 Parité du pouvoir d'achat absolue

La version absolue de la PPA n'est en fait qu'une généralisation de la loi du prix unique (LPU). Celle-ci stipule que le prix d'un bien échangeable doit être le même quelle que soit la monnaie dans lequel il s'exprime. On suppose ainsi que la condition d'arbitrage joue pleinement. Lorsqu'on étend cette LPU à l'ensemble des biens produits par deux économies et que le niveau des prix est calculé par la même méthode, on obtient la PPA absolue. Elle signifie qu'à l'équilibre, un dollar devrait permettre d'acquérir la même quantité de biens dans les deux pays.

La PPA absolue repose sur l'hypothèse que le taux de change nominal ( $N_t$ ) est une fonction du niveau relatif des prix étrangers ( $P_t^*$ ) et domestiques ( $P_t$ ).

$$N_t = \frac{P_t^*}{P_t} \quad (2.1)$$

Le taux de change calculé à partir de la PPA absolue est une mesure possible du taux de change d'équilibre à long terme. Selon Cassel, le taux de change d'équilibre à court terme ne doit pas dévier considérablement de son niveau de PPA absolue. Sa réalisation suppose le taux de change réel effectif ( $R_t = N_t P_t / P_t^*$ ) toujours égal à un.

La relation de la PPA absolue est rarement vérifiée empiriquement principalement pour trois raisons :

- 1) La LPU ne tient pas empiriquement, voir entre autres Rogoff (1996), car le prix des biens et services varient beaucoup tant à l'intérieur d'un pays qu'entre pays. Cela serait principalement dû à la concurrence imparfaite sur le marché des biens et services, aux coûts de transaction et de transport, aux biens et services non-commercialisables et aux barrières à l'échange international. L'arbitrage ne joue donc pas, car il devient trop coûteux.
- 2) La composition différente des paniers de consommation entre pays fait en sorte que le niveau relatif des prix étrangers et domestiques est non comparable. On se retrouve donc avec un taux de change biaisé.
- 3) L'indice des prix à la consommation est un indice dont le niveau ne reflète que le choix arbitraire d'une période de base.

### **2.1.2 Parité du pouvoir d'achat relative**

La version relative, qui stipule que le taux de change nominal évolue de façon à compenser l'écart d'inflation entre deux économies, est une condition moins exigeante que celle absolue.<sup>5</sup> Cet avantage de la PPA relative, par rapport à la version absolue, vient du fait qu'elle n'est pas influencée par les limites et les biais de la version absolue. Toutefois, cela est vrai à condition que les coûts de transport, les entraves au commerce et les conditions de demande pour les biens non-échangeables restent constants durant la période à l'étude. La moindre variation de ces facteurs engendreraient une augmentation des déviations de la parité relative calculée par rapport au taux de change d'équilibre à long terme.

---

<sup>5</sup> Direction de la prévision(2000), Note de Conjoncture Internationale.



La PPA relative est respectée lorsque le taux de change réel (R) reste constant. En désignant  $\Pi$  et  $\Pi^*$  le taux d'inflation domestique et étranger et N le taux de change nominal, nous avons la relation suivante :

$$R_t = R_{t+1} \quad \text{et donc} \quad N_t P_t / P_t^* = N_{t+1} P_{t+1} / P_{t+1}^* \quad (2.2)$$

$$\text{d'où} \quad \frac{N_{t+1}}{N_t} = \frac{(1+\Pi^*)}{(1+\Pi)}$$

Le concept de la PPA relative comporte malgré tout un certain nombre de lacunes :

- 1) Il est très sensible à la période de base retenue aux fins d'évaluation. Idéalement, le taux de change de l'année de base devrait être un taux d'équilibre à long terme.
- 2) La vitesse d'ajustement du taux de change par rapport à sa valeur d'équilibre définie par les différentiels d'inflation est très lent, de sorte que les écarts prolongés du taux de change par rapport à sa valeur d'équilibre ne peuvent être expliqués sur la base de la PPA.
- 3) Les conditions économiques doivent rester les mêmes entre la période de base et la période de calcul de la PPA. Pour que la PPA relative soit vérifiée, il faut donc que la période de base soit la plus proche possible de la période d'étude courante, et ce, afin de minimiser l'influence des changements économiques.
- 4) Le taux de change réel devrait être constant. Or, la volatilité des taux de change nominaux est souvent de l'ordre d'une amplitude plus grande que celle des écarts de taux d'inflation. Devant les fluctuations importantes observées des parités réelles, la PPA est une théorie valable uniquement sur une longue période. Sa vérification implique alors uniquement la stationnarité des taux de change réels. Cependant, même sous cet horizon, peu de travaux économétriques permettent de la valider.

Breuer (1994), dans une revue de la littérature sur la PPA, nous indique que cette théorie ne peut être confirmée que lorsque certaines conditions sont réunies :

- 1) Lorsque la période à l'étude est grande, généralement 70 ans et plus.
- 2) Lorsqu'un taux de change autre que celui des Etats-Unis est utilisé.
- 3) Lorsque le pays à l'étude a subi une rapide période d'inflation ou de déflation.

De plus, l'auteur nous indique que l'hypothèse de la PPA est généralement rejetée lorsque l'étude porte sur la période de taux de change flottant.

Ces inconvénients liés à la PPA ont conduit à retenir d'autres approches afin de définir le taux de change d'équilibre. L'approche macroéconomique en est une et celle-ci a principalement été amorcée à partir des travaux pionniers de John Williamson.

## **2.2 Modèles fondamentaux du taux de change réel d'équilibre**

### **2.2.1 Modèle FEER de Williamson**

Le modèle FEER (Fundamental Equilibrium Exchange Rate), proposé par Williamson (1994), est basé sur l'approche de Mundell (1962) & Flemming (1964) de la balance des paiements qui requiert, comme hypothèse, que le taux de change réel assure simultanément l'équilibre macroéconomique interne et externe de l'économie à l'étude. L'équilibre interne équivaut au niveau maximal d'activité compatible avec le plein emploi et la maîtrise de l'inflation. Cet équilibre est atteint lorsque l'activité économique est jugée égale à son potentiel. L'équilibre externe, pour sa part, équivaut aux flux de capitaux soutenables désirés entre deux pays lorsque l'équilibre interne est respecté.

La condition d'équilibre macroéconomie, est donc donnée par la somme de la balance courante (CA) et de la balance des capitaux (KA) qui est égale à zéro :

$$CA + KA = 0 \quad (2.3)$$

La balance courante (CA), qui représente l'équilibre interne, est principalement expliquée par une fonction de la production nationale (Y), de la production étrangère ( $Y^*$ ) et du taux de change réel ( $R = NP / P^*$ ), nous avons donc l'équation suivante :

$$CA = CA(R, Y, Y^*) \quad (2.4)$$

Où  $CA_R < 0$ ,  $CA_Y < 0$  et  $CA_{Y^*} > 0$

Toutes choses étant égales par ailleurs, une augmentation du taux de change réel diminue le solde courant ; une hausse de la production domestique accroît les importations et diminue le solde courant ; une augmentation de la production étrangère accroît les exportations et augmente le solde courant.

La balance des capitaux, qui représente l'équilibre externe, est principalement expliquée par :

- 1) Une fonction des besoins en investissement (I) qui est influencée par des considérations du cycle de la dette.
- 2) Des variations de l'épargne (S) qui sont déterminées par des considérations démographiques (life-cycle model of saving).

Nous avons donc l'équation suivante :

$$KA = KA(I, S) \quad (2.5)$$

Où  $KA_I > 0$ ,  $KA_S < 0$

Toutes choses étant égales par ailleurs, une augmentation de l'investissement va faire augmenter la balance des capitaux et une augmentation de l'épargne va la faire diminuer.

À l'aide de l'équation (2.3), (2.4) et (2.5), pour fin d'illustration, nous obtenons la fonction linéaire suivante lorsque le niveau de production est au potentiel (la barre indique que la variable est au potentielle) :

$$CA + KA = b_0 + b_1 R + b_2 \bar{Y} + b_3 \bar{Y}^* + b_4 \bar{S} + b_5 \bar{I} = 0 \quad (2.6)$$

$$\text{Où } b_1 < 0, b_2 < 0, b_3 > 0, b_4 < 0 \text{ et } b_5 > 0$$

On peut donc isoler le taux de change réel (R) de l'équation (2.6) ce qui nous donne le FEER suivant :

$$FEER = - (b_0 + b_2 \bar{Y} + b_3 \bar{Y}^* + b_4 \bar{S} + b_5 \bar{I}) / b_1 \quad (2.7)$$

L'équation générale FEER peut ainsi être écrite de la forme suivante :

$$FEER = f(\bar{Y}, \bar{Y}^*, \bar{KA}) \quad (2.8)$$

Le calcul du FEER par l'approche de la balance des paiements requière donc deux hypothèses :

- 1) Une estimation de la production nationale et étrangère, au potentiel, pour saisir la notion d'équilibre interne.
- 2) Une estimation ou un jugement de l'équilibre externe, i.e le niveau désiré de flux de capitaux (KA).

L'approche de Williamson est ainsi qualifiée de normative, car elle calcule le taux de change d'équilibre conditionnellement aux hypothèses économiques retenues.

Lorsqu'on calcule le FEER on pose comme hypothèse que le taux de change réel va être obtenu sous des conditions économiques idéales. Ces conditions, qui sont prescrites, ne sont pas nécessairement celles qui vont se réaliser dans le futur. Cet aspect normatif n'est pas une lacune en soi, mais représente plutôt l'objectif de calibrer le taux de change en fonction de variables économiques bien définies. Similairement, quelqu'un pourrait décider de calibrer le taux de change en fonction de variables économiques qui ont le plus de chance de se réaliser. C'est ce qu'on fait plusieurs auteurs tels que Barrell and Wren-Lewis (1989), Bayoumi and al (1994), Elbadawi (1994) et Driver and Wren-Lewis (1997).

D'autres approches, plus positives que normatives, calculent le taux de change d'équilibre à partir des niveaux observés des facteurs fondamentaux. On pense dès lors à des modèles comme le BEER et le NATREX. Ces deux approches cherchent à évaluer le taux de change d'équilibre au moyen d'équations de forme réduite et s'appuient sur des modèles économétriques.

### **2.2.3 Modèle BEERs de Clark et MacDonald**

Le modèle BEER (Behavioural Equilibrium Exchange Rate), proposé par MacDonald (1997) et Clark et MacDonald (1998), tend à expliquer le «comportement» du taux de change au moyen de variables économiques pertinentes. C'est une approche qualifiée de positive, car elle ne pousse pas à porter de jugement comme le faisait le modèle FEER. Au lieu d'estimer le taux de change d'équilibre en fonction de variables fondamentales à leur potentiel, l'estimation du BEER est basée sur la valeur actuelle réalisée des variables explicatives.

Le BEER s'appuie sur les relations de long terme existant entre le taux de change réel et diverses variables macroéconomiques. La mise en évidence de telles relations de long terme fait appel à la théorie de la cointégration et à l'estimation de modèles à correction d'erreur.



Le modèle a comme point de départ la condition de parité des taux d'intérêt ajustée pour le risque, en logarithme nous avons :

$$E_t[\Delta n_{t+k}] = -(\hat{i}_t - \hat{i}_t^*) + \Gamma_t \quad (2.9)$$

où  $n$  représente le taux de change nominal,  $\hat{i}_t$  et  $\hat{i}_t^*$ , les taux d'intérêt nominaux domestiques et étrangers (pour une obligation venant à échéance dans  $k$  périodes),  $E$  l'opérateur d'espérance conditionnelle à la période  $t$ ,  $\Delta$ , l'opérateur de première différence et  $\Gamma_t = \lambda_t + k$ , la prime de risque qui a une composante variable dans le temps ( $\lambda_t$ ).

Cette condition est un équilibre provenant d'une position ouverte entre le taux de change et le taux d'intérêt avec prise de risques de change (en supposant une concurrence parfaite dans des marchés financiers internationaux intégrés, donc sans contrôle ni taxe de change).

On peut réécrire l'équation (2.9) en terme réel en soustrayant le différentiel d'inflation  $E_t(\Delta p_{t+k} - \Delta p_{t+k}^*)$  de chaque côté de l'équation :

$$r_t = E_t(r_{t+k}) + (i_t - i_t^*) - \Gamma_t \quad (2.10)$$

L'équation (2.10) décrit le taux de change d'équilibre comme étant déterminé par trois composantes : l'espérance du taux de change réel au temps  $t+k$ , le différentiel de taux d'intérêt réel domestique par rapport à étranger, et la prime de risque.

Si l'on suppose que  $E_t(R_{t+k}) = E_t(\alpha Z_{1t}) = \alpha Z_{1t}$  et que l'on réécrit l'équation (2.10) de façon opérationnelle, le modèle BEER à la forme réduite suivante :

$$R_t = \alpha Z_{1t} + \beta Z_{2t} + \gamma T_t + \varepsilon_t \quad (2.11)$$

Où :  $Z_t$  est le vecteur des variables fondamentales de long terme

$Z_2$	est le vecteur des variables fondamentales de moyen terme
$T$	est le vecteur des variables de court terme
$\varepsilon$	est le terme d'erreur
$R$	est le taux de change réel courant

Les déterminants du taux de change réel effectif sont divisés en trois composantes :

La première composante rassemble les variables de long terme ( $Z_1$ ) et est composée des variables : termes de l'échange (tot), ratio des prix des biens non échangeables à ceux échangeables (tnt) qui représente l'effet Balassa-Samuelson, et investissements étrangers nets (nfa). Une augmentation d'un de ces facteurs fait augmenter le taux de change réel domestique à long terme.

La deuxième composante incorpore les variables de moyen terme ( $Z_2$ ) et est composée du différentiel de taux d'intérêt de long terme (int) et de la variable prime de risque ( $\lambda$ ). Cette prime de risque est donnée par le ratio de l'offre de dette domestique sur étrangère  $\lambda_t = (dette_t / dette^*_t)$ . Une augmentation du différentiel de taux d'intérêt fait augmenter le taux de change réel, alors qu'une augmentation de la prime de risque le dévalue.

La troisième composante rassemble les variables de court terme ( $T$ ). Il n'y a aucune variable dans ce vecteur pour le modèle de Clark et MacDonald (1998), car celui-ci est un modèle de moyen à long terme. Malgré tout, le modèle BEER a été conçu de manière à pouvoir modéliser les facteurs transitoires (variables de court terme) si bon le semble.

L'équation générale BEER peut ainsi être écrite de la forme suivante :

$$BEER = R_t( tot, tnt, nfa, int, \lambda ) \quad (2.12)$$

Un des grands avantages du BEER est qu'il permet de décomposer le désalignement du taux de change réel actuel par rapport à son équilibre. Pour cela, il est utile de distinguer le taux de change réel *actuel* ( $R$ ) de :

- 1) La valeur *courante d'équilibre* du taux de change réel ( $R^{DC}$ ) qui est donnée par les valeurs courantes des variables fondamentales, soient  $Z_1$  et  $Z_2$  :

$$R_t = R_t^{DC} + \gamma T_t + \varepsilon_t \quad \text{où } R_t^{DC} = \alpha Z_{1t} + \beta Z_{2t} \quad (2.13)$$

- 2) La valeur *de long terme d'équilibre* du taux de change réel ( $\overline{R^{DC}}$ ) qui est donnée par les valeurs de long terme des variables fondamentales, soient  $\overline{Z_1}$  et  $\overline{Z_2}$  :

$$\overline{R_t^{DC}} = \alpha \overline{Z_{1t}} + \beta \overline{Z_{2t}} \quad (2.14)$$

Les désalignements courants (DC) du taux de change réel sont donnés par :

$$DC_t = R_t - R_t^{DC} = R_t - \alpha Z_{1t} + \beta Z_{2t} = \gamma T_t + \varepsilon_t \quad (2.15)$$

Les désalignements de long terme (DLT) du taux de change réel sont donnés par :

$$DLT_t = R_t - \overline{R_t^{DC}} = R_t - \alpha \overline{Z_{1t}} + \beta \overline{Z_{2t}} \quad (2.16)$$

En ajoutant et soustrayant  $R^{DC}$  de l'équation (2.16) nous sommes capable de décomposer DLT en deux composantes :

$$DLT_t = (R_t - R_t^{DC}) + [\alpha (Z_{1t} - \overline{Z_{1t}}) + \beta (Z_{2t} - \overline{Z_{2t}})] \quad (2.17)$$

et comme  $R_t - R_t^{DC} = \gamma T_t + \varepsilon_t$  nous avons :

$$DLT_t = \gamma T_t + \varepsilon_t + [ \alpha (Z_{1t} - \overline{Z_{1t}}) + \beta (Z_{2t} - \overline{Z_{2t}}) ] \quad (2.18)$$

Le désalignement de long terme du taux de change réel, soit l'écart du taux de change réel par rapport à sa valeur d'équilibre, peut être expliqué en tout temps par des facteurs transitoires ( $\gamma T_t$ ), le terme d'erreur ( $\varepsilon_t$ ) et le désalignement des variables fondamentales par rapport à leurs valeurs de long terme ( $Z_{1t} - \overline{Z_{1t}}$  et  $Z_{2t} - \overline{Z_{2t}}$ ).

Clark et MacDonald (1998) ont utilisé le modèle BEER pour expliquer l'évolution du taux de change réel des États-Unis, du Japon et de l'Allemagne par rapport aux autres devises des pays du G-7. Ils ont utilisé des données annuelles pour la période de 1960 à 1996. Le modèle a été estimé suivant les méthodes économétriques de Johansen (1995).

Les résultats nous montrent que le taux de change réel et les variables fondamentales sont non-stationnaires, que les variables sont cointégrées et qu'il y a deux relations de long-terme. Les conclusions de l'étude nous montrent que les variables sont significatives et que la grande majorité des déviations du taux de change sont expliquées par les variables fondamentales du modèle.

### 2.2.3 Modèle NATREX

Le modèle NATREX (Natural Real Exchange Rate), proposé par Jerome L. Stein (1994,1999), cherche à expliquer les mouvements du taux de change réel de moyen et long terme à l'aide de variables fondamentales. C'est une approche qualifiée de positive, semblable au modèle BEER, car elle ne pousse pas à porter de jugement comme le faisait le modèle FEER. Néanmoins, le modèle NATREX est basé sur l'approche de la balance des paiements tout comme le modèle FEER. Il requiert donc, comme hypothèse, que le taux de change réel assure simultanément l'équilibre macroéconomique interne et externe de l'économie à l'étude.

$$CA + KA = 0 \quad (2.19)$$

La balance des capitaux (KA), qui représente l'équilibre externe, est principalement expliquée par une fonction des besoins en investissement (I) et par des variations de l'épargne (S) :

$$KA = I - S \quad (2.20)$$

Où I-S est déterminée par (K, F, R, i ; Z)

Selon Stein, la variable « investissement moins épargne » est déterminée par le niveau du stock de capital par travailleur (K), le niveau de la dette étrangère réel par travailleur (F), le taux de change réel (R), le taux d'intérêt réel (i) et les variables fondamentales exogènes (Z).

La balance courante (CA), qui représente l'équilibre interne, est la balance commerciale (B) moins les intérêts payés aux étrangers ( $rF$ ) :

$$CA = B - iF \quad (2.21)$$

Où B est déterminée par (K, R ; Z)

La condition d'équilibre de l'approche de la balance des paiements dépend donc des variables suivantes :

$$CA(K, F, R, i ; Z) + KA(K, F, R, i ; Z) = 0 \quad (2.22)$$

En respectant la condition d'équilibre de l'équation (2.22), Stein décompose le taux de change réel (R) en 3 termes :

$$R_t = R^* [Z_t] + \{R [K_t, F_t ; Z_t] - R^* [Z(t)]\} + \{R_t - R [K_t, F_t ; Z_t]\} \quad (2.23)$$



où  $Z_t$  est le vecteur de variables fondamentales.

$R^* [Z_t]$  est l'équilibre de long terme NATREX.

$R [K_t, F_t ; Z_t]$  est l'équilibre de moyen terme NATREX.

$R_t$  est le taux de change réel.

$K_t$  est le stock de capital par travailleur (intensité du capital).

$F_t$  est la dette étrangère réelle par travailleur (intensité de la dette étrangère).

Le premier terme est le taux de change d'équilibre de long terme généré par les variables fondamentales. Le deuxième terme décrit l'évolution de l'équilibre de moyen terme NATREX par rapport à l'équilibre de long terme NATREX. Le troisième terme représente l'effet des facteurs spéculatifs et cycliques de court terme. L'approximation de ce terme est donnée par le différentiel de taux d'intérêt de long terme.

Le modèle NATREX suppose que :

- 1) Le taux de change réel ( $R$ ) est une variable non stationnaire.
- 2) Les facteurs fondamentaux de long terme ( $Z$ ) ne sont pas stationnaires.
- 3) Les facteurs fondamentaux de court terme sont stationnaires et sont représentés par le troisième terme de l'équation 2.23.
- 4) Les chocs de ( $Z$ ) ont un impact permanent sur ( $R$ ).

Les déterminants fondamentaux sont divisés en deux catégories : les déterminants de long terme ( $Z$ ) et les déterminants de court terme.

Les variables fondamentales de long terme du modèle sont :

- 1) La productivité du capital domestique et étrangère
- 2) La préférence temporelle domestique et étrangère (qui est en fait un «proxy» inverse de l'épargne)

- 3) Les termes de l'échange
- 4) Le taux d'intérêt mondial

La variable fondamentale de court terme du modèle est :

- 1) Le différentiel de taux d'intérêt

Les variables de productivité et de préférence temporelle sont toujours exogènes dans le modèle. Par contre, pour ce qui est des termes de l'échange et du taux d'intérêt mondial, la spécification de  $Z(t)$  varie en fonction de la taille de l'économie des pays. Si nous sommes en présence d'une grande économie, les deux variables sont endogènes, car le pays a une influence sur les taux d'intérêt mondiaux et peut affecter le niveau général des prix. D'un autre côté, si nous sommes en présence d'une moyenne économie, le taux d'intérêt mondial est exogène et le terme de l'échange est endogène. Finalement, si nous sommes en présence d'une petite économie, les deux variables sont exogènes, car le pays n'a aucune influence sur les taux d'intérêt mondiaux et ne peut affecter le niveau général des prix.

Le NATREX peut donc s'adapter en fonction des caractéristiques de l'économie à l'étude. On peut ainsi classer les divers modèles NATREX en fonction de la taille de l'économie à l'étude :

- 1) Le modèle NATREX de Stein(1994, 1999) a été développé pour une grande économie.
- 2) Le modèle de Lim et Stein (1995) a été développé pour une petite économie.
- 3) Le modèle de Crouhy-Veyrac et Saint-Marc (1995) a été développé pour une moyenne économie.

#### 2.2.4.1 Modèle NATREX de Stein

Stein (1994) a utilisé le modèle NATREX pour expliquer l'évolution du taux de change réel des États-Unis par rapport aux pays du G-10 pour la période 1975:1 à 1989:4. La variable dépendante est le taux de change réel effectif ( $R=Np/p^*$ ). Les variables fondamentales sont la productivité domestique et étrangère et la préférence temporelle domestique. La productivité est mesurée par le taux de croissance du PIB réel, et la préférence temporelle par le ratio de la consommation privée et publique sur le PNB. Le différentiel de taux d'intérêt de long terme entre les États-Unis et les pays du G-10 est utilisé pour tenir compte de l'effet court terme.

Dans l'étude, les tests de stationnarité ont été faits à l'aide de la méthode de Dickey-Fuller (DF) et Dickey-Fuller augmentée (ADF). Ces tests ont indiqué que le taux de change réel et les variables fondamentales sont non-stationnaires. La méthode du maximum de vraisemblance de Johansen a été utilisée pour trouver le nombre de vecteurs de cointégration. Le système a été estimé à l'aide de deux méthodes économétriques dans le but de tester la robustesse des résultats : soit par moindres carré ordinaire (OLS) et par cointégration selon Phillips-Loretan (1991).

Pour ce qui est de la méthode de cointégration, les résultats nous montrent que les variables sont cointégrées et qu'il y a une relation de long-terme. Toutes les variables sont significatives exceptée celle de la productivité domestique. Toutes choses étant égales par ailleurs, une hausse de la productivité domestique accroît  $R$ , alors qu'une hausse de productivité étrangère et de la préférence temporelle domestique déprécie  $R$ . À court terme, une augmentation du différentiel de taux d'intérêt fait apprécier le dollar US.

Dans l'ensemble, l'article de Stein (1999) est très similaire à celui de Stein (1994). Par contre, dans cette nouvelle version, Stein a estimé le taux de change réel effectif par la méthode de cointégration d'Engle et Granger (1987) en plus des 2 autres méthodes d'estimations utilisées dans l'étude de 1994. Il est à noter que la méthode

MCO a été privilégiée pour expliquer les mouvements du taux de change et que cette régression excluait la variable de la productivité.

#### **2.2.4.2 Modèle NATREX de Lim et Stein**

Lim et Stein (1995) ont utilisé le modèle NATREX pour expliquer l'évolution du taux de change réel de l'Australie par rapport à celui des États-Unis pour la période 1974:1 à 1993:3. L'Australie est considérée comme une petite économie dans l'étude. Les variables fondamentales sont la productivité domestique, l'épargne domestique (qui est en fait une mesure inverse de la préférence temporelle), les termes de l'échange et le taux d'intérêt mondial. Les variables fondamentales ne sont pas estimées de la même façon que dans Stein (1994). Ainsi, la productivité a été estimée à l'aide du PIB par travailleur. L'épargne est mesurée par deux variables : Le ratio de l'épargne des consommateurs sur leurs revenus et le ratio du surplus du gouvernement sur le PIB réel. Les termes de l'échange sont le ratio des prix des exportations de biens et services par rapport aux prix des importations de biens et services. Le taux d'intérêt mondial est mesuré par le taux d'intérêt long terme des États-Unis (d'une obligation 10 ans) moins le taux de croissance du PNB US. Les auteurs utilisent ce taux parce que le dollars US domine sur les marchés financiers internationaux. Le différentiel de taux d'intérêt long terme entre l'Australie et les États-Unis est utilisé pour tenir compte de l'effet court terme.

Dans l'étude, les tests de stationnarité ont été faits à l'aide de la méthode de Dickey-Fuller (DF) et Dickey-Fuller augmenté (ADF). Les relations de long terme sont estimées par les principes de cointégration développé par Engle et Granger (1987). La méthode du maximum de vraisemblance de Johansen a été utilisée pour trouver le nombre de vecteurs de cointégration. Le système a été estimé par la méthode de cointégration de Phillips-Loretan (1991).

Les auteurs ont trouvé que le taux de change réel et les variables fondamentales sont non-stationnaires. Les résultats nous montrent que les variables sont cointégrées et qu'il y a une relation de long-terme.

Toutes les variables sont significatives exceptée celle du taux d'intérêt mondial. Toutes choses étant égales par ailleurs, une hausse de la productivité domestique décroît  $R$  (ce qui va à l'encontre de l'hypothèse de Balassa-Samuelson et du modèle NATREX où l'on devrait avoir une relation positive). Une hausse du différentiel de taux d'intérêt, du terme de l'échange ou de l'épargne apprécie  $R$ , alors qu'une hausse du taux d'intérêt mondiale déprécie  $R$ .

#### 2.2.4.3 Modèle NATREX de Crouhy-Veyrac et Saint-Marc

Crouhy-Veyrac et Saint-Marc (1995) ont utilisé le modèle NATREX pour expliquer l'évolution du taux de change réel de la France par rapport à celui de l'Allemagne pour la période 1971:1 à 1990:4. La France et l'Allemagne sont considérées comme des économies de taille moyenne dans l'étude. Les variables fondamentales sont la productivité relative et l'épargne relative. Le taux d'intérêt mondial est utilisé pour tenir compte de l'effet court terme.

La productivité relative est mesurée par le ratio de la productivité française sur la productivité allemande (où la productivité est estimée par le ratio de la valeur de l'investissement des entreprises sur le nombre de travailleurs). L'épargne relative est mesurée par le différentiel d'épargne français et allemand (où l'épargne est estimée par le ratio de la consommation privé et public sur le PIB). Une approximation du taux d'intérêt mondial est donnée par le taux d'intérêt long terme des États-Unis.

Dans l'étude, les tests de stationnarité ont été faits à l'aide de la méthode de Dickey-Fuller (DF) et Dickey-Fuller augmenté (ADF). Le système a été estimé à l'aide de deux méthodes économétriques dans le but de tester la robustesse des résultats : soit par la méthode de cointégration de Phillips-Loretan (1991) et celle d'Engle et



Granger (1987). Ils ont trouvé que le taux de change réel et les variables fondamentales sont non-stationnaires. Les résultats nous montrent que les variables sont cointégrées et qu'il y a une relation de long-terme. Les effets des variables sont fidèles au modèle NATREX, une augmentation de la productivité relative et de l'épargne relative fait augmenter le taux de change réel (France / Allemagne).

## CHAPITRE III

### III. MODÈLE THÉORIQUE

#### 3. Modèle NATREX

Comme nous venons de le voir dans la section précédente, les principaux déterminants du modèle NATREX (dans le cas d'une petite économie comme le Canada) sont divisés en deux catégories :

La première catégorie rassemble les déterminants fondamentaux de long terme et est composée de la productivité, de la préférence temporelle, du taux d'intérêt mondial et des termes de l'échange. Dans notre étude, les termes de l'échange vont être remplacés par un indice du prix des matières premières.

La deuxième catégorie tient compte des déterminants fondamentaux de court terme et est composée d'une seule variable : le différentiel de taux d'intérêt de court terme entre le Canada et les États-Unis.

L'objet de cette section est de fournir une explication théorique pour chacun des déterminants fondamentaux utilisés pour modéliser le taux de change réel naturel (NATREX). Dans le cas des déterminants fondamentaux de long terme, nous verrons que le modèle NATREX est dérivé de l'hypothèse de l'effet Balassa-Samuelson et de l'approche de la balance des paiements. Pour ce qui est du déterminant fondamental de court terme, nous verrons qu'il est dérivé de la parité des taux d'intérêt.

### 3.1 Déterminants fondamentaux de long terme

Le cadre d'analyse du modèle NATREX de long terme peut être défini par deux approches :

- 1) L'approche de la décomposition du taux de change réel en une composante échangeable et non échangeable.
- 2) L'approche de la balance des paiements

Comme nous le verrons dans cette section, les principaux déterminants de long terme découlent directement de ces deux approches.

#### 3.1.1 Décomposition du taux de change réel

Si nous débutons par la définition habituelle du taux de change réel, nous pouvons écrire en logarithme que :

$$r_t = n_t + p_t - p_t^* \quad (3.1)$$

où  $r_t$  est le taux de change réel,  $n_t$  est le taux de change nominal,  $p_t$  est un indice de prix domestique et  $p_t^*$  est un indice de prix à l'étranger.

Similairement, nous pouvons réécrire l'équation 3.1 pour ne tenir compte que des biens échangeables à l'échelle internationale :

$$r_t^E = n_t + p_t^E - p_t^{E*} \quad (3.2)$$

où  $r_t^E$  est le taux de change réel des biens échangeables,  $n_t$  est le taux de change nominal,  $p_t^E$  est un indice de prix des biens échangeables domestiques (ou prix des

exportations) et  $p_i^{E*}$  est un indice de prix des biens échangeables à l'étranger (ou prix des importations).

De plus, les indices de prix de l'équation 3.1 peuvent être définis de manière à tenir compte du prix des biens échangeables et non échangeables. Ce qui nous donne :

$$p_i = \alpha_i p_i^{NE} + (1-\alpha_i) p_i^E \quad (3.3)$$

$$p_i^* = \alpha_i^* p_i^{NE*} + (1-\alpha_i^*) p_i^{E*} \quad (3.3')$$

où  $\alpha_i$  et  $\alpha_i^*$  sont les poids respectifs des biens non échangeables domestiques et étrangers.

Nous pouvons introduire les équations 3.2, 3.3 et 3.3' dans l'équation 3.1, ce qui nous donne une équation générale du taux de change réel :

$$\bar{r}_i = r_i^E + \alpha_i (p_i^{NE} - p_i^E) - \alpha_i^* (p_i^{NE*} - p_i^{E*}) \quad (3.4)$$

Cette décomposition du taux de change réel nous vient des travaux de MacDonald (1997) et nous indique que le taux de change réel est influencé par deux facteurs :

- 1) Par le mouvement de prix des biens échangeables et non échangeables du pays domestique ( $p_i^{NE} - p_i^E$ ) et du pays étranger ( $p_i^{NE*} - p_i^{E*}$ ).
- 2) Par le changement du taux de change réel des biens échangeables ( $r_i^E$ ).

Comme nous le verrons dans la section 3.1.1 et 3.1.2, deux déterminants fondamentaux du modèle NATREX (la productivité et le prix des matières premières) résultent directement de cette décomposition du taux de change réel.

### 3.1.1.1 Productivité

L'un des principaux déterminants du modèle NATREX, la productivité, est influencé par le terme  $\alpha_i(p_i^{NE} - p_i^E) - \alpha_i^*(p_i^{NE*} - p_i^{E*})$  de l'équation 3.4.

Cette relation découle de l'effet Balassa-Samuelson qui montre qu'un accroissement plus rapide de la productivité dans le secteur des biens échangeables par rapport au secteur des biens non échangeables conduit à un accroissement plus rapide des prix des biens non échangeables ( $p_i^{NE}$ ) comparativement aux prix des biens échangeables ( $p_i^E$ ) et donc à une appréciation du taux de change réel. «Cette approche repose sur l'idée que la croissance de la productivité s'exprime de manière différente parmi les secteurs de l'économie. En fait, les gains de productivité tendent à affecter dans une plus large mesure le secteur des biens échangeables, tandis que le secteur des biens non échangeables se caractérise par une productivité relativement stable»<sup>6</sup>.

Selon Allen(1995), une augmentation de la productivité dans le secteur des biens échangeables augmente le prix des biens non échangeables pour deux principales raisons :

- 1) Parce que la hausse des salaires, amenée par la productivité, tend à se diffuser dans l'ensemble de l'économie. Or, dans le secteur des biens non échangeables, les gains de productivité sont généralement insuffisants pour compenser l'augmentation des salaires. Dès lors, contrairement aux prix des biens échangeables, ceux des biens non échangeables s'élèvent au fil du temps.
- 2) Parce que l'augmentation de l'offre de biens échangeables, amenée par la productivité, accroît les revenus et la demande pour l'ensemble des biens de l'économie. Or, les gains de productivité dans le secteur des biens non échangeables sont généralement insuffisants pour compenser l'augmentation

---

<sup>6</sup> Dupuis, D. et Tessier, D. (2000).



de la demande dans ce secteur. Le prix des biens non échangeables se trouve donc à augmenter.

De cette manière, lorsque la productivité augmente plus rapidement dans un pays par rapport à un autre, les gains de productivité réalisés se concentrent essentiellement dans le secteur des biens échangeables. Les prix des biens non échangeables augmentent et la devise en terme réel a tendance à s'apprécier dans le temps.

Comme nous l'avons vu dans la revue de littérature, l'effet Balassa-Samuelson du modèle NATREX est confirmé dans Stein(1994) et Crouhy-Veyrac et Saint-Marc(1995) mais pas dans Lim et Stein(1995).

Empiriquement, selon l'hypothèse de l'effet Balassa-Samuelson, nous devrions donc trouver une relation positive (négative) entre la productivité nationale (étrangère) et le taux de change réel du pays à l'étude.

### **3.1.1.2 Prix des matières premières**

Le prix des matières premières est capté par les termes de l'échange qui sont saisi dans l'équation 3.4 par le taux de change réel des biens échangeables ( $r_t^E$ ).

Dans cette étude, le prix des matières premières est divisé en deux composantes : le prix réel des produits de base non énergétiques et le prix réel de l'énergie. Cette division du prix des matières premières vient des travaux de Lafrance et Van Norden (1995) et a été amorcée par les travaux d'Amano et Van Norden (1995). Cette décomposition permet de tenir compte de l'importance du prix réel des produits de base dans les exportations canadiennes. Les auteurs considèrent que les variations des prix des produits de base constituent l'un des chocs extérieurs les plus importants que peut subir l'économie canadienne. La division en deux composantes des produits de base est justifiée par le fait que l'évolution des prix de l'énergie et ceux des produits

de base non énergétiques a été différente pendant la période de taux de change flottant (voir graphique 2).

Graphique 2. Prix des produits de base énergétiques et non énergétiques  
(En logarithme)



Les conclusions de l'étude d'Amano et Van Norden nous démontrent que :

- 1) Le dollar canadien tend à s'apprécier à la suite d'une augmentation des prix réels des matières premières excluant l'énergie.
- 2) Le dollar canadien tend à se déprécier à la suite d'une augmentation des prix réels de l'énergie. Cela serait dû au fait que les bénéfices récoltés par le secteur canadien de l'énergie ne compensent pas les effets négatifs ressentis dans les autres secteurs de l'économie canadienne. Ce résultat n'est pas très surprenant dans la mesure où près de 30% des exportations canadiennes sont constituées de matières premières. Or, l'industrie primaire est un grand consommateur d'énergie.

### 3.1.2 L'approche de la balance des paiements

Comme nous l'avons vu dans la revue de littérature, l'approche de la balance des paiements requiert, comme hypothèse, que le taux de change réel assure

simultanément l'équilibre macroéconomique interne et externe de l'économie à l'étude (voir équation 2.19). On se rend donc compte que le modèle NATREX est un modèle dynamique, car il y a présence d'une dynamique qui ne se termine que lorsque l'équilibre externe et interne se stabilisent (voir équation 2.23). On atteint alors l'équilibre de long terme déterminé par l'ensemble de nos déterminants fondamentaux.

Selon cette approche, nous pouvons donc introduire deux autres déterminants du taux de change réel de long terme : le taux de préférence temporelle et le taux d'intérêt mondial.

### **3.1.2.1 Taux de préférence temporelle**

Le taux de préférence temporelle (qui est un «proxy» inverse du taux d'épargne) désigne la propension des gouvernements et des ménages à consommer le revenu national. Selon l'approche de la balance des paiements, l'impact d'une hausse du taux de consommation sur le taux de change réel diffère que l'on se place dans un horizon de moyen ou de long terme.

A moyen terme, l'impact d'une hausse de la consommation est une entrée de capitaux, une appréciation du taux de change réel et une dégradation du solde de la balance courante. La logique est la suivante : une augmentation de la consommation du gouvernement et des ménages fait diminuer l'épargne. Cette baisse de l'épargne fait augmenter I-S (l'investissement moins l'épargne) et fait augmenter le taux d'intérêt national. Cette hausse des taux attire les capitaux étrangers et fait augmenter le taux de change réel, jusqu'à ce que le changement anticipé du taux de change réel compense l'écart. On se retrouve à financer la consommation par de l'argent étranger. Finalement, la hausse du taux de change réel détériore le solde de la balance courante, qui contrebalance par la suite le solde des flux de capitaux.

Le taux de change réel de moyen terme ne peut toutefois pas se maintenir à long terme car il entraînerait un accroissement continu de la dette à l'étranger. En fait, à mesure que la dette extérieure augmente, on constate que la richesse nette du gouvernement et des ménages diminue, ce qui les pousse à réduire leur consommation et à épargner. Les capitaux commencent donc à sortir, ce qui déprécie le taux de change réel et redresse progressivement le solde courant. Ce processus continue jusqu'à ce que les flux de capitaux et le solde courant deviennent nuls. La dépréciation du taux de change réel est donc plus importante que l'appréciation initiale, pour la simple et bonne raison qu'avec une dette extérieure plus importante qu'à l'origine, les paiements d'intérêts sont supérieurs à ce qu'ils étaient au départ, de sorte qu'un solde courant nul ne peut être obtenu que moyennant un redressement du solde commercial et donc une baisse du taux de change réel. À long terme, les effets d'une hausse de la consommation sont donc une hausse de la dette extérieure nette et une dépréciation du taux de change réel<sup>7</sup>.

Empiriquement, selon le modèle NATREX, nous devrions donc trouver une relation négative (positive) entre le taux de préférence temporel national (étranger) et le taux de change réel du pays à l'étude. Cette relation est confirmée dans Stein(1994), Crouhy-Veyrac et Saint-Marc(1995) et dans Lim et Stein(1995).

### **3.1.2.2 Taux d'intérêt mondial**

Dans cette étude, l'économie canadienne est considérée trop petite pour influencer le niveau général des taux d'intérêt mondiaux car son poids dans l'économie mondiale n'est pas suffisant pour que son comportement d'épargne et d'investissement influence le taux d'intérêt mondial. En fait, sur les marchés financiers, le pays fait face à un taux d'intérêt mondial exogène. Nous utilisons le taux d'intérêt de long terme des États-Unis pour faire une approximation du niveau général des taux

---

<sup>7</sup> Direction de la prévision (2000)

d'intérêts mondiaux. Ce choix est justifié par le fait que les États-Unis occupent une place importante sur les marchés financiers internationaux.

Selon la dynamique du modèle NATREX, l'impact d'une hausse du taux d'intérêt mondial sur le taux de change réel diffère que l'on se place dans un horizon de moyen ou de long terme. À moyen terme la mobilité du capital n'est pas parfaite, ce qui produit un retard dans l'ajustement du taux d'intérêt national par rapport au taux d'intérêt mondial. À long terme, le taux d'intérêt national finit par s'ajuster pour égaler le taux d'intérêt mondial.

Théoriquement, une augmentation (diminution) du taux d'intérêt mondial devrait déprécier (accroître) le taux de change réel. Cette relation est confirmée dans Lim et Stein (1995).

### 3.2. Déterminants fondamentaux de court terme

#### 3.2.1 Différentiel de taux d'intérêt de court terme

Le cadre d'analyse du modèle NATREX de long terme ajusté pour tenir compte des fluctuations de court terme peut être défini par la parité des taux d'intérêt ajustée pour le risque (équation 2.10). Si nous ignorons l'ajustement pour le risque nous avons :

$$r_t = E_t(r_{t+k}) + (i_t - i_t^*) \quad (3.5)$$

Selon le modèle NATREX, nous posons comme hypothèse que l'espérance du taux de change réel,  $E_t(r_{t+k})$ , est le taux de change réel défini par les déterminants fondamentaux de long terme présentés plus haut.

Le NATREX ( $r_t$ ) est donc défini par nos déterminants fondamentaux de long terme et le différentiel de taux d'intérêt de court terme ( $i_t - i_t^*$ ).



Théoriquement, on peut voir qu'une augmentation du taux d'intérêt national ( $i_t$ ) comparativement au taux d'intérêt étranger ( $i_t^*$ ) va augmenter la demande pour la monnaie domestique et donc contribuer à une augmentation du taux de change réel national.

Au niveau de l'approche de la balance des paiements, l'équilibre macroéconomique interne et externe est respecté (équation 2.19) de la façon suivante : d'un côté, la hausse de demande pour la monnaie domestique amène des surplus au niveau de la balance des capitaux. D'un autre côté, l'appréciation du taux de change réel entraîne un déficit au niveau de la balance commerciale (et donc de la balance courante), car l'augmentation du taux de change fait en sorte de diminuer la compétitivité des biens échangeables sur les marchés internationaux<sup>8</sup>.

La relation positive entre le différentiel de taux d'intérêt et le taux de change réel est confirmée dans Stein(1994) et dans Lim et Stein(1995).

---

<sup>8</sup> Direction de la prévision (2000), Note de Conjoncture Internationale.

## CHAPITRE IV

### IV. MÉTHODOLOGIE

Comme nous l'avons exposé dans les chapitres précédents, le modèle NATREX est basé sur la théorie de la cointégration et pose comme hypothèse que le taux de change réel et les facteurs fondamentaux de long terme ne sont pas stationnaires alors que ceux de court terme sont stationnaires.

Dans cette section, nous exposerons la méthodologie que nous avons utilisée pour :

- 1) tester si nos variables sont stationnaires ou non stationnaires.
- 2) tester si nous pouvons appliquer la théorie de la cointégration à nos données et estimer un modèle à correction d'erreurs.
- 3) Évaluer la qualité des prévisions de notre modèle à l'aide de simulations dynamiques.

#### 4. Introduction

En macroéconomie, la majeure partie des variables utilisées sont caractérisées par des racines unitaires. Or, la non stationnarité a des conséquences fondamentales sur le plan économétrique. En présence de racines unitaires, si on applique les méthodes habituelles de régression de variables stationnaires, les propriétés asymptotiques usuelles des estimateurs ne sont plus valables et le problème de régressions fallacieuses (spurious regressions) mis en avant par Granger et Newbold (1974) peut surgir.

Dans le cadre d'une régression linéaire, une façon simple de régler le problème de variables non stationnaires serait de prendre, dépendamment de l'ordre d'intégration, la ou les premières différences des variables pour les rendre stationnaires. Ainsi, par exemple, si nous sommes en présence des variables  $Y_t$  et  $X_t \sim I(1)$ , i.e. intégrées d'ordre un, nous pouvons très bien régresser le modèle suivant par moindres carrés ordinaires (MCO) :

$$\Delta Y_t = \beta \Delta X_t + e_t \quad (4.1)$$

où  $\Delta$  est l'opérateur de première différence ( $\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1}$ ).

De l'équation 4.1, on peut voir qu'un changement de  $Y$  d'une période à une autre est expliqué par un changement de  $X$  pour la même période. Par contre, cette relation est donnée sans faire référence à une possible relation d'équilibre ou de long terme entre les deux variables. Ainsi, s'il y a présence d'une relation de long terme entre les deux variables nous devrions plutôt avoir le modèle suivant :

$$\Delta Y_t = \beta \Delta X_t + \theta (Y_{t-1} - a_0 - X_{t-1}) + e_t \quad (4.2)$$

De l'équation 4.2, on peut voir qu'un changement de  $Y$  d'une période à une autre est expliqué par des facteurs de court terme, comme dans l'équation 4.1, mais aussi par des facteurs de long terme. Ce modèle correspond en fait à la théorie de la cointégration qui permet d'étudier des séries non stationnaires dont une combinaison linéaire est stationnaire.

#### 4.1 Stationnarité ou non-stationnarité ?

Avant de tester la présence de cointégration, nous devons vérifier si les variables sont non stationnaires ou pas. En fait, pour qu'une relation de cointégration puisse exister, il faut que les variables soient non-stationnaires et intégrées du même ordre.

Fondamentalement, des séries chronologiques sont dite stationnaire lorsqu'elle sont caractérisées par une moyenne, une variance et une covariance qui ne dépendent pas du temps. En général, si une de ces trois caractéristiques n'est pas respectée, nous sommes en présence de séries non-stationnaires.

Pour une question de notation, il est important de savoir qu'une série est dite intégrée d'ordre  $d$ ,  $I(d)$ , si elle est stationnaire après  $d$  différences. Ainsi, si nous avons une variable  $y_t$  qui est non stationnaire et que  $y_t - y_{t-1}$  est stationnaire, nous savons que que  $y_t$  est intégrée d'ordre 1,  $I(1)$ .

Dans cette étude, les tests de Dickey-Fuller (DF) et de Dickey-Fuller augmenté (ADF) vont donc être utilisés pour détecter l'ordre d'intégration du taux de change réel et de ses principaux déterminants.

#### 4.1.1 Test de Dickey-Fuller (DF)

Dickey (1976) et Fuller (1976) sont les premiers à avoir fourni un ensemble d'outils statistiques pour détecter la présence de racine unitaire.

De manière à dériver le test de Dickey-Fuller, nous pouvons considérer l'équation suivante :

$$y_t = b_1 y_{t-1} + e_t \quad (4.3)$$

où  $e_t$ , le terme d'erreur, est un processus bruit blanc.

Si  $b_1 < 1$ , on dira que  $y_t$  est stationnaire. Si  $b_1 = 1$ , on dira que  $y_t$  est non-stationnaire.

Dickey et Fuller ont développé une procédure pour tester la présence d'une racine unitaire qui consiste à soustraire  $y_{t-1}$  de chaque côté de l'équation 4.3. Nous obtenons l'équation suivante :

$$\Delta y_t = \pi y_{t-1} + e_t \quad (4.4)$$

où  $\pi = (b_1 - 1)$  et  $\Delta$  est l'opérateur de première différence.

Nous pouvons ainsi facilement tester que  $b_1 = 1$  en testant l'hypothèse nulle que  $\pi = 0$ . Si c'est significatif, on peut rejeter l'hypothèse nulle et on conclut que la variable est stationnaire ( $\pi \neq 0$ ).

On utilise généralement trois différents modèles pour tester la présence d'une racine unitaire : le modèle sans constante (équation 4.4), le modèle avec constante (équation 4.5) et le modèle avec constante et tendance (équation 4.6).

$$\Delta y_t = a_0 + \pi y_{t-1} + e_t \quad (4.5)$$

$$\Delta y_t = a_0 + a_1 t + \pi y_{t-1} + e_t \quad (4.6)$$

où  $\pi = (b_1 - 1)$

Pour déterminer quel modèle nous devons utiliser, il est nécessaire d'analyser le graphique de la série à l'étude. Si la série a une moyenne constante nulle, on utilise le modèle 4.4. Si la série a une moyenne constante non nulle, on utilise le modèle 4.5. Finalement, si la série a une tendance linéaire, on utilise le modèle 4.6.

Le paramètre d'intérêt des équations 4.4 à 4.6 est  $\pi$ . Si  $\pi = 0$ , la série est non stationnaire. Il est à noter que la statistique-t calculée par la régression de ces différents modèles ne suit pas une distribution statistique-t de Student. Des valeurs critiques pour chacun de ces trois modèles peuvent être trouvées, entre autres, dans Fuller (1976) et Mackinnon (1996).



#### 4.1.2 Test de Dickey-Fuller Augmenté (ADF)

Le test de Dickey-Fuller Augmenté (ADF) est une extension du test de Dickey-Fuller (DF). Dickey et Fuller (1981) y ont inclus le nombre de retards appropriés de manière à s'assurer que les résidus estimés soient bruit blanc. Les modèles 4.4 à 4.6 peuvent donc être modifiés pour tenir compte du nombre de retards appropriés. On obtient ainsi le modèle sans constante (équation 4.7), le modèle avec constante (équation 4.8) et le modèle avec constante et tendance (équation 4.9).

$$\Delta y_t = \pi y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \phi_i \Delta y_{t-i+1} + e_t \quad (4.7)$$

$$\Delta y_t = a_0 + \pi y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \phi_i \Delta y_{t-i+1} + e_t \quad (4.8)$$

$$\Delta y_t = a_0 + a_1 t + \pi y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \phi_i \Delta y_{t-i+1} + e_t \quad (4.9)$$

où  $\pi = (b_1 - 1)$

Dans cette étude, le choix du retard  $p$  sera déterminé par la méthode du retard maximal significatif. Cette méthode consiste à estimer par MCO le modèle sélectionné, où  $p$  est égal au nombre maximal de retards considérés. Lorsque l'on travaille avec des données trimestrielles, il est généralement accepté de commencer avec 6 retards et de diminuer jusqu'à ce que l'on obtienne le nombre de retards appropriés. Cette méthode consiste à vérifier si le coefficient du retard le plus éloigné estimé est significativement différent de zéro. Dans le cas où le coefficient n'est pas différent de zéro, on estime un modèle avec un retard de moins. On arrête au moment où le coefficient du retard le plus éloigné estimé est différent de zéro et  $p$  est égal au nombre de retards de ce dernier modèle.

Les valeurs critiques pour chacun de ces trois modèles restent les mêmes que ceux du test de Dickey-Fuller original.

#### **4.2 Estimation de modèles à correction d'erreur et tests de cointégration**

Une fois que nous avons détecté l'ordre d'intégration du taux de change réel et de ses principaux déterminants, nous pouvons tester la présence de relations de cointégration et estimer notre modèle à correction d'erreur.

La théorie de la cointégration permet d'explorer les relations d'équilibre de long terme et de court terme entre deux (ou plusieurs) variables non stationnaires et intégrées du même ordre. Formellement, si deux variables sont non stationnaires (ou intégrées d'ordre un) et une combinaison linéaire de ces variables est stationnaire (ou intégrée d'ordre zéro), on dira que ces deux variables sont cointégrées. De cette manière, si ces deux variables s'écartent l'une de l'autre à court terme, il va toujours y avoir une tendance pour qu'elles conservent une certaine proximité l'une de l'autre à long terme. En fait, on dira que cette distance entre les deux variables est stationnaire.

De manière à tester pour savoir s'il y a présence d'une ou plusieurs relations de cointégration, nous utilisons le modèle en deux étapes d'Engle & Granger (1987) et la technique de cointégration multivariée du maximum de vraisemblance de Johansen (1988) et Johansen & Juselius (1990).

##### **4.2.1 Approche d'Engle et Granger (1987)**

La méthode d'estimation d'Engle et Granger est l'un des tests les plus utilisés pour détecter la présence d'une relation de cointégration. Elle s'estime en deux étapes :

*Première étape : Estimation de la relation de long terme*

Si nous avons les variables  $Y_t$  et  $X_t = [Z_{t1}, Z_{t2}, \dots, Z_{tm}]$  et que l'on considère l'équation suivante :

$$Y_t = a_0 + \beta X_t + e_t \quad (4.10)$$

En général, si  $Y_t, X_t \sim I(1)$ , alors  $e_t \sim I(1)$ . Par contre, si nous sommes capables de prouver que  $e_t$  est  $I(0)$ , alors nous pouvons dire qu'il y a présence de cointégration entre les variables  $Y_t$  et  $X_t$ .

La première étape consiste donc à régresser par MCO l'équation 4.10 et à vérifier si les résidus obtenus sont stationnaires. On applique donc un test de Dickey-Fuller (DF) ou de Dickey-Fuller Augmenté (ADF) sur les résidus de l'équation.

$$e_t = \alpha e_{t-1} + \sum_{i=1}^k \gamma_i \Delta e_{t-i} + v_t \quad (4.11)$$

où  $e_t$  est le résidu de l'équation et  $v_t$  est un processus bruit blanc.

Le deuxième terme à droite de l'équation 4.11 a pour but de corriger le problème d'autocorrélation. Il est à noter que si  $\gamma_i = 0$  pour tout les  $i$ , le test de Dickey-Fuller Augmenté est identique au test de Dickey-Fuller.

Si on soustrait  $e_{t-1}$  de chaque côté de l'équation, nous pouvons facilement tester  $\alpha = 1$  en testant l'hypothèse que  $\pi = 0$ . On peut donc réécrire l'équation de la manière suivante :

$$\Delta e_t = \pi e_{t-1} + \sum_{i=1}^k \gamma_i \Delta e_{t-i} + v_t \quad (4.12)$$

Où  $\pi = (\alpha - 1)$

Si  $\pi = 0$ , on dira que  $e_t$  est non stationnaire et par conséquent que les variables de l'équation d'équilibre ne sont pas cointégrées. Si  $\pi \neq 0$ , on dira que  $e_t$  est stationnaire et par conséquent que les variables sont cointégrées.

Dans cette recherche, nous utiliserons la table de valeur critique de Mackinnon (1996). Cette table de valeur critique est basée sur le nombre de variables et sur la taille de l'échantillon. En fait, la statistique de ce test est la statistique t usuelle avec des valeurs critiques corrigées, différentes de celles du test de racines unitaires. Nous ne pouvons donc pas utiliser les valeurs critiques de Fuller (1976).

*Deuxième étape : Estimation du modèle à correction d'erreur*

Une fois que nous avons établi que les variables  $Y_t$  et  $X_t$  sont cointégrées, la deuxième étape consiste à utiliser les résidus de l'équation 4.10 pour estimer le modèle à correction d'erreur. De façon simplifiée, la représentation à correction d'erreur peut être écrite sous la forme suivante :

$$\Delta Y_t = B\Delta Y_{t-1} + \beta\Delta X_{t-1} + \theta (Y_{t-1} - a_0 - X_{t-1}) + v_t \quad (4.13)$$

On constate que ce modèle combine des variables en première différence (stationnaire) qui représentent les fluctuations de court terme et des variables en niveau (une combinaison stationnaire de variables non stationnaires) qui assure la prise en compte du long terme. En conséquence, tous les termes intervenant dans l'équation 4.13 sont stationnaires.

La méthode d'Engle et Granger (1987) nous permet donc d'estimer aisément un modèle à correction d'erreurs en deux étapes. Par contre, l'inconvénient de cette approche est qu'elle ne permet pas de distinguer entre un ou plusieurs vecteurs de cointégration. Dépendamment du nombre de variables  $N$ , il peut ainsi y avoir jusqu'à  $N-1$  vecteurs de cointégration. Afin de pallier à cette difficulté, Johansen (1988) a

proposé une approche multivariée de la cointégration fondée sur la méthode du maximum de vraisemblance. Cette approche a par la suite été développée par Johansen et Juselius (1990) et Johansen (1991).

Nous utiliserons donc l'approche de Johansen pour vérifier le nombre de relations de cointégration. S'il y a présence d'une seule relation de cointégration, nous allons pouvoir utiliser la représentation à correction d'erreur de l'équation 4.13 pour prévoir l'évolution du taux de change réel.

#### 4.2.2 Méthode du maximum de vraisemblance de Johansen et Juselius

La méthode du maximum de vraisemblance est la suivante :

*Première étape : Estimer un VAR(p) en niveau*

Cette méthode consiste premièrement à estimer un modèle VAR en niveau en choisissant le nombre de retards appropriés (p). On doit donc vérifier si les résidus du VAR suivent un bruit blanc, i.e. un comportement aléatoire avec absence de corrélation entre les périodes adjacentes. Si ce n'est pas le cas, on augmente le nombre de retards dans le VAR jusqu'à ce qu'il y ait bruit blanc.

Si on considère un vecteur  $Z_t = [Z_{t1}, Z_{t2}, \dots, Z_{tm}]$  de M variables toutes I(1), i.e. intégrées d'ordre un. La représentation VAR(p) de  $Z_t$  est donnée par :

$$Z_t = \Gamma_0 + \Pi_1 Z_{t-1} + \Pi_2 Z_{t-2} + \dots + \Pi_p Z_{t-p} + e_t \quad (4.14)$$

où  $\Pi_j, j=1,2,\dots,M$ , sont des matrices de paramètre  $M \times M$

$\Gamma_0$  est un vecteur  $M \times 1$  de constantes ou de constantes et de tendances

$e_t \sim \text{normal}(0, \Sigma)$  et de matrice variance-covariance  $\Sigma = \text{Var}(e_t) = E(e_t e_t')$ .



Pour calculer le nombre de retards appropriés, nous utiliserons les tests de rapport de vraisemblance et du critère d'Akaike

A) Le test de rapport de vraisemblance multivarié est donné par :

$$RV = (T-c) [ \log | \Omega_c | - \log | \Omega_{nc} | ] \sim X^2(q)$$

où  $|\cdot|$  correspond à l'opérateur déterminant (qui transforme une matrice en scalaire).

$\Omega_c$  correspond à la matrice de variance-covariance du système contraint

$\Omega_{nc}$  correspond à la matrice de variance-covariance du système non contraint

« T » est le nombre d'observations

« c » est le nombre de paramètres d'une équation du système non contraint

(n retards \* n variables) + 1

« q » est le nombre de restrictions imposées

(n retards \* n variables \* n équations)

Ce test consiste à formuler un série d'hypothèses à tester. Par exemple, nous pouvons tester un VAR(6) par rapport à un VAR(5), un VAR(5) par rapport à un VAR(4) et ainsi de suite. Il est à noter que lorsque l'on travaille avec des données trimestrielles, il est généralement accepté de commencer avec 6 retards et de diminuer jusqu'à ce que l'on obtienne le nombre de retards appropriés. Dans le cas du premier test, nous aurions ainsi :

H0 : VAR(5)

H1 : VAR(6)

La procédure du test consiste à estimer le VAR(6) à l'aide des moindres carrés ordinaires (MCO) et à calculer la matrice de variance-covariance  $\Omega_{nc}$ . On estime ensuite le VAR(5) de la même façon et on calcule la matrice de variance-covariance  $\Omega_c$ . Le nombre de restrictions (q) correspond au nombre de variables enlevées

lorsque l'on passe d'un VAR(6) à un VAR(5). L'hypothèse nulle de ce test est que le retard 6 est égal à zéro. Ainsi, si nous obtenons une statistique RV plus petite que la valeur critique  $X^2(q)$  on ne peut rejeter l'hypothèse nulle. On doit donc poursuivre l'analyse, en examinant le VAR(5) par rapport au VAR(4), et ainsi de suite jusqu'à ce que l'on rejette l'hypothèse nulle.

B) Le test multivarié du critère d'Akaike est donné par :

$$AIC = T \log |\Omega| + 2(k^2p)$$

où  $|\cdot|$  correspond à l'opérateur déterminant (qui transforme une matrice en scalaire).

$\Omega$  correspond à la matrice de variance-covariance du modèle estimé

« T » est le nombre d'observations

«  $k^2p$  » est le nombre de paramètres de notre VAR(p) de dimension k

Ce test consiste à sélectionner le nombre de retards (p) qui minimisent le critère d'Akaike.

*2<sup>e</sup> étape : Déterminer le nombre de vecteurs de cointégration*

L'équation 4.14 peut être réécrite sous la forme d'un modèle à correction d'erreur, en prenant la première différence des variables, de la manière suivante :

$$\Delta Z_t = \Gamma_0 + \Gamma_1 \Delta Z_{t-1} + \Gamma_2 \Delta Z_{t-2} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta Z_{t-(p-1)} + \Pi Z_{t-1} + e_t \quad (4.15)$$

où  $Z_t$  est un vecteur  $M \times 1$

$\Gamma_i$  ( $i=1,2,\dots,p$ ) est un vecteur  $M \times M$

$\Pi$  est un vecteur  $M \times M$  dont le rang détermine le nombre de vecteurs de cointégration indépendants.

et  $\Gamma_0$  permet d'inclure l'un des quatre modèles suivant :

Modèle 1 : Absence de constante dans le modèle à correction d'erreur (pas de tendance déterministe pour les séries en niveau) et dans les relations de cointégration.

Modèle 2 : Constante dans le modèle à correction d'erreur (présence d'une tendance déterministe pour les séries en niveau) et dans les relations de cointégration.

Modèle 3 : Absence de constante dans le modèle à correction d'erreur (il n'y a pas de tendance déterministe pour les séries en niveau) et constante dans les relations de cointégration.

Modèle 4 : Constante dans le modèle à correction d'erreur (présence d'une tendance déterministe pour les séries en niveau) et constante et tendance dans les relations de cointégration.

Tous les termes de l'équation 4.15 sont  $I(0)$  sauf  $Z_{t-1}$  qui est  $I(1)$ . Il y a donc un déséquilibre entre le terme de droite et le terme de gauche au niveau de l'ordre d'intégration. Nous devons donc démontrer que  $\Pi Z_{t-1}$  est  $I(0)$  pour qu'il y ait présence de cointégration. Sous l'hypothèse de cointégration, le paramètre  $\Pi$  doit contenir  $0 < r < M$  vecteurs de cointégration linéairement indépendants tel que  $\Pi Z_{t-1} \sim I(0)$ . S'il y a  $r$  relations de cointégration alors le rang de  $\Pi$  est égale à  $r$  et nous pouvons imposer la restriction que :

$$\Pi = -\beta\alpha'$$

où  $\beta$  et  $\alpha$  sont des matrices de dimension  $(M \times r)$ .  $\beta$  contient les poids associés à chaque vecteur de cointégration alors que  $\alpha$  contient les  $r$  vecteurs de cointégration.

Pour déterminer le nombre de vecteurs de cointégration  $r$ , nous utiliserons les tests de la valeur propre maximale ( $\lambda_{\max}$ ) et de la trace ( $\lambda_{\text{trace}}$ ).

La statistique du test de la valeur propre maximale est donnée par :

$$\lambda_{\max}(r, r+1) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}) \quad (4.16)$$

La statistique du test trace est donnée par :

$$\lambda_{\text{trace}}(r) = -T \sum_{i=r+1}^k \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (4.17)$$

Pour les deux tests, nous avons que :

« T » est le nombre d'observations

« r » est le nombre de vecteurs de cointégration sous l'hypothèse nulle.

$\hat{\lambda}_{r+1}$  est le nombre estimé de racines caractéristiques obtenu par la matrice  $\Pi$  estimée.

Pour calculer la statistique de ces deux tests, nous devons donc estimer la matrice  $\Pi$  et calculer les racines caractéristiques. Les valeurs critiques de MacKinnon, Haug & Michelis (1999) sont utilisées pour nous guider dans le choix du nombre de racines caractéristiques de la matrice  $\Pi$  statistiquement différentes de zéro.

Il est important de noter que le test de la trace et de la valeur propre maximale permet de déterminer le nombre de relations de cointégration, mais n'indique pas les variables qui sont cointégrées. Dans le but de savoir quelles variables sont cointégrées avec quelles autres variables nous ferons donc des tests d'exclusion. De cette manière, si nous obtenons une relation de cointégration dans un système initial à plusieurs variables ( $M \geq 3$ ), nous allons faire des tests à savoir si la relation de cointégration disparaît lorsque l'on exclut une variable ou une autre du modèle. Dans

l'optique où notre modèle est bien spécifié, nous ne devrions obtenir la présence de cointégration que dans le modèle initial.

Une fois que nous avons déterminé le nombre de relations de cointégration et que nous avons créé notre modèle à correction d'erreur, nous pouvons évaluer la qualité des prévisions de notre modèle. La prochaine section traite de ce sujet.

### 4.3 Prévision du modèle

Dans la littérature, pour évaluer la qualité des prévisions d'un modèle donné, on utilise généralement des simulations dynamiques. Par dynamique, on entend le fait d'utiliser les valeurs estimées de la variable dépendante plutôt que celles réalisées. Ainsi, au temps  $t$  nous utilisons la valeur réalisée du taux de change réel pour prévoir le taux de change réel au temps  $t+1$ . Par contre, au temps  $t+1$  nous utilisons la valeur estimée par notre modèle au temps  $t$  pour prévoir le taux de change réel au temps  $t+2$ . Le reste des prévisions du taux de change réel se fait donc en utilisant les valeurs estimées à la période précédente. De plus, comme notre but n'est pas de prévoir l'évolution des déterminants du taux de change réel, nous utilisons les valeurs réalisées de ces variables dans notre modèle.

Dans cette étude, nous effectuons trois types d'analyses dynamiques pour évaluer la qualité des prévisions de notre modèle. Les deux premières analyses seront faites de façon graphique alors que la dernière sera réalisée de manière à pouvoir comparer les prévisions du modèle NATREX à celles obtenues à l'aide d'un modèle de marche aléatoire.

#### *Simulation dynamique sur l'ensemble de l'échantillon*

La première analyse consiste à estimer notre modèle sur l'ensemble de l'échantillon et à utiliser les coefficients obtenus pour prévoir le taux de change réel de façon dynamique.



Cette analyse consiste à vérifier la stabilité du modèle. Ainsi, dans le cas où les valeurs estimées ne s'écartent pas des valeurs réalisées, le modèle peut être considéré comme stable. Par contre, dans le cas où les valeurs estimées devaient s'écarter de manière croissante des valeurs réalisées, le modèle serait considéré comme instable.

#### *Simulation dynamique hors échantillon*

La deuxième analyse consiste à estimer notre modèle en excluant un certain nombre de données (par exemple les 16 derniers trimestres) et à utiliser les coefficients obtenus pour modéliser le taux de change réel de façon dynamique.

En comparant les résultats obtenus par cette analyse à ceux obtenus sur l'ensemble de l'échantillon, nous pouvons ainsi vérifier si notre équation est stable dans le temps.

#### *Simulation dynamique récursive hors échantillon*

La troisième analyse consiste à procéder par une simulation dynamique récursive hors échantillon. Cette procédure nous permet d'être dans une situation plus réaliste de prévision. De façon concrète, nous allons par exemple estimer notre modèle sur l'ensemble de l'échantillon excluant les 16 derniers trimestres et nous allons obtenir une prévision. Par la suite, un trimestre va être ajouté, nous allons estimer de nouveau notre modèle et une nouvelle prévision va être obtenue. Ce processus va être répété jusqu'à la fin de l'échantillon. Nous allons donc obtenir des prévisions pour les seize derniers trimestres de notre échantillon que nous allons comparer aux valeurs réalisées de manière à calculer les erreurs de prévisions. Ces erreurs de prévisions seront confrontées à celles générées par un modèle aléatoire pour des horizons de un, quatre, huit et douze mois à l'avance.

Pour comparer nos prévisions à celles d'un modèle aléatoire, nous allons utiliser le coefficient U de Theil qui est le ratio de l'erreur quadratique moyenne (EQM) des

prévisions de notre modèle sur l'erreur quadratique moyenne des prévisions du modèle aléatoire (EQMMA). Ce ratio est donné par :

$$\text{Coefficient U de Theil} = \frac{EQM_t}{EQMMA_t} \quad (4.18)$$

L'erreur quadratique moyenne de notre modèle est donnée par :

$$EQM_t = \sqrt{\frac{1}{N_t} \sum_{i=1}^{N_t} (\hat{y}_{it} - y_{it})^2} \quad (4.19)$$

où  $N_t$  correspond au nombre d'erreurs des prévisions analysées pour  $t$  période à l'avance (par exemple :  $t=1$  pour des prévisions de 1 trimestre à l'avance,  $t=2$  pour des prévisions de 2 trimestres à l'avance, etc.).  $\hat{y}_{it}$  est la  $i^{\text{e}}$  prévision et  $y_{it}$  est la  $i^{\text{e}}$  valeur réalisée, respectivement pour  $t$  période à l'avance. De cette manière, si nous faisons des prévisions d'un trimestre à l'avance pour les 16 prochains trimestres, nous allons avoir  $N_t = 16$ ,  $t=1$  et  $i = 1,2,3,\dots,16$ .

Il est à noter que dans le cas de l'erreur quadratique moyenne des erreurs de prévision d'un modèle aléatoire (EQMMA),  $\hat{y}_{it}$  correspond à  $y_{i0}$ . Nous avons donc que :

$$EQMMA_t = \sqrt{\frac{1}{N_t} \sum_{i=1}^{N_t} (y_{i0} - y_{it})^2} \quad (4.20)$$

où  $y_{i0}$  est la  $i^{\text{e}}$  prévision qui correspond à la valeur de la variable dépendante une période avant le début des prévisions. Cette valeur reste constante durant toute la période de prévision. Ainsi, les prévisions hors échantillon d'un modèle aléatoire sont virtuellement identiques aux prévisions d'un modèle sans changement.

Si le coefficient U de Theil est  $< 1$ , notre modèle fera en moyenne de moins mauvaises prévisions que le modèle aléatoire. Cette statistique, bien que très utile, ne

nous permet pas de juger du niveau de signification de l'écart des capacités prédictives. Diebold et Mariano (1995) ont suggéré une approche à même de pallier ce problème. Celle-ci consiste à tester l'hypothèse nulle selon laquelle les erreurs de prévisions quadratiques moyennes (EQM) du modèle NATREX et du modèle aléatoire sont équivalentes. Cette statistique suit une distribution t de Student sous l'hypothèse nulle.

La statistique la plus générale pour tester cette hypothèse est donnée par :

$$DM = \bar{d} [\mathcal{V}(\bar{d})]^{-1/2} \sim \text{Normal}(0,1) \quad (4.21)$$

Où  $\bar{d}$  correspond à la moyenne de la série de différence d'erreur au carré et  $\mathcal{V}(\bar{d})$  correspond à la variance de long terme de l'erreur de prévision.

$$\bar{d} = N^{-1} \sum_{i=1}^N (\hat{y}_{it} - y_{it})^2 - (y_{i0} - y_{it})^2 \quad \text{et} \quad \mathcal{V}(\bar{d}) = \sum_{k=-N+1}^{N-1} L\left(\frac{k}{S(N)}\right) \mathcal{G}_k$$

où  $\mathcal{G}_k$  correspond à l'auto covariance estimée de la série d'erreur au carré.

$N$  correspond au nombre d'erreur de prévision.

$L(k/S(N))$  correspond à la fenêtre de retard (lag window).

$S(N)$  correspond au retard tronqué (truncation lag).

$\hat{y}_{it}$  est la  $i^{\text{e}}$  prévision,  $t$  période à l'avance

$y_{it}$  est la  $i^{\text{e}}$  valeur réalisée,  $t$  période à l'avance

Dans cette étude, nous utiliserons une version modifiée du test DM amené par les auteurs Harvey, Leybourne et Newbold (1997). Cette version modifiée du test permet de corriger certaines lacunes du test initial. Cette statistique correspond à :

$$DM \text{ modifié} = \left[ \frac{N+1-2t+N^{-1}t(t-1)}{N} \right]^{1/2} DM$$

## CHAPITRE V

### V. DONNÉES

Nous avons utilisé des données trimestrielles couvrant la période du premier trimestre de 1973 au troisième trimestre de 2003. Celles-ci proviennent de trois banques de données, toutes disponibles sur Internet et sur CD-ROM :

- 1) International Financial Statistics (IFS) du Fonds Monétaire International
- 2) CANSIM2 de Statistiques Canada
- 3) OECD Quarterly Labour Force Statistics.

Les symboles, la source et les codes des variables utilisées pour construire le modèle NATREX sont donnés au tableau suivant :

Tableau 2. Symboles, sources et codes des variables du modèle

Variables	Symboles	Banques	
		de données	Codes
Taux de change nominal	N	IFS	156..AG.ZF...
Indice des prix à la consommation du Canada	P	IFS	15664...ZF...
Indice des prix à la consommation des États-Unis	P*	IFS	11164...ZF...
Nombre de travailleurs au Canada	TLF	OECD	-
Nombre de travailleurs aux États-Unis	TLF*	OECD	-
Dépenses personnelles de consommation du Canada	CP	IFS	15696F.CZF...
Dépenses personnelles de consommation des États-Unis	CP*	IFS	11196F.CZF...
Dépenses du gouvernement du Canada	CG	IFS	15691F.CZF...
Dépenses du gouvernement des États-Unis	CG*	IFS	11191FFCZF...
PIB du Canada	GDP	IFS	15699B.CZF...
PIB des États-Unis	GDP*	IFS	11199B.CZF...
Prix des produits de base non énergétiques	COMN	CANSIM2	V36383
Prix de l'énergie	ENEN	CANSIM2	V36384
Obligations du gouvernements des États-Unis (>10ans)	TILT*	IFS	11161...ZF...
Papier commercial à 3 mois du Canada	TICT	CANSIM2	V122491
Papier commercial à 3 mois des États-Unis	TICT*	CANSIM2	V122141

Dans cette étude, le Canada est considéré comme une petite économie sur les marchés financiers et sur les marchés des biens échangeables, car on considère que le pays ne peut influencer les taux d'intérêts mondiaux et les prix des biens échangeables.

Les déterminants du taux de change canadien sont la productivité canadienne et américaine, le taux de préférence temporelle canadien et américain, le prix des matières premières excluant l'énergie, le prix de l'énergie, le taux d'intérêt mondial et le différentiel de taux d'intérêt de court terme.

#### *Variables nominales v/s variables réelles*

Dans cette étude, pour transformer l'ensemble de nos variables nominales en variables réelles, nous utiliserons le même indice de prix. Pour sélectionner l'indice de prix approprié, trois alternatives sont souvent utilisées dans la littérature : l'indice des prix de gros (WPI), l'indice des prix à la consommation (P) et l'indice implicite des prix du PIB (IP). Il est généralement accepté que WPI soit une mesure du prix des biens échangeables, alors que P et IP soient des mesures du prix des biens échangeables et non échangeables. Comme notre modèle tient compte de l'ensemble des biens échangeables et non-échangeables, il est donc préférable d'utiliser l'indice des prix à la consommation ou l'indice implicite des prix du PIB. Nous utilisons l'indice des prix à la consommation dans cette étude. Il est à noter que des résultats similaires sont trouvés lorsqu'on sélectionne l'indice des prix à la consommation ou l'indice implicite des prix du PIB.

#### *Composition du taux de change réel (R)*

Le taux de change réel est défini comme le produit du taux de change nominal ( $N$ ) par le ratio de l'indice des prix à la consommation ( $P$ ) sur celui étranger ( $P^*$ ). Dans la présente recherche, le taux de change nominal désigne le montant de devises étrangères nécessaire à l'achat d'une unité de la monnaie nationale, soit le prix du dollar canadien en dollar américain ( $\$/\$CA$ ).



*Composition de la productivité du Canada (PROD) et des États-Unis (PROD\*)*

On calcule la productivité à partir du ratio du PIB réel par rapport au nombre de travailleurs du pays à l'étude (TLF). Le PIB réel est donné par le PIB nominal (GDP) divisé par l'indice des prix à la consommation (P). Cette variable est calculée pour le Canada et pour les États-Unis. Un astérisque (\*) indique que la variable est américaine. Il est à noter qu'il est souvent indiqué dans la littérature de diviser le PIB nominal par l'indice implicite des prix du PIB pour transformer cette variable en terme réel. Malgré tout, dans cette étude, des résultats similaires sont trouvés lorsqu'on sélectionne l'indice des prix à la consommation ou l'indice implicite des prix du PIB.

*Taux de préférence temporelle du Canada (TPT) et des États-Unis (TPT\*)*

Le taux de préférence est un «proxy» inverse de l'épargne. Cette variable est calculée par la somme de la consommation personnelle (CP) et de la consommation gouvernementale (CG) divisée par le produit intérieur brute (GDP). Cette variable est calculée pour le Canada et pour les États-Unis.

*Taux d'intérêt mondial (TILTR\*)*

Une approximation du taux d'intérêt réel mondial est donnée par le taux d'intérêt nominal de long terme des États-Unis (TILT\*) moins le taux de croissance trimestriel de l'indice des prix à la consommation (P\*) des États-Unis. On utilise le taux d'intérêt de long terme des États-Unis parce que les États-Unis dominent sur les marchés financiers internationaux et sont considérés comme une grande économie.

*Différentiel de taux d'intérêt de court terme (INTDIFFCT)*

Le différentiel de taux d'intérêt de court terme (INTDIFFCT) est le différentiel de taux d'intérêt réel de court terme entre le Canada et les États-Unis. Le taux d'intérêt réel de court terme est donné par le taux d'intérêt nominal de court terme (TICT) moins le taux de croissance trimestriel de l'indice des prix à la consommation.

*Prix des matières premières*

Le prix des matières premières est divisé en deux composantes : le prix réel des produits de base non énergétiques (COM) et le prix réel de l'énergie (ENE). Les deux variables sont calculées en divisant le prix des produits de base nominal non énergétiques (COMN) et le prix de l'énergie nominal (ENEN) par l'indice des prix à la consommation des États-Unis ( $P^*$ ).

## CHAPITRE VI

## VI. RÉSULTATS ÉCONOMÉTRIQUES

## 6. Résultats économétriques

## 6.1 Tests de stationnarité

Les résultats des tests de Dickey-Fuller Augmenté (ADF) sur les variables en niveau sont donnés à la table 3. Nous obtenons que le taux de change réel canadien, la productivité du Canada et des États-Unis, la préférence temporelle du Canada et des États-Unis, le prix de l'énergie et le taux d'intérêt mondial sont des variables non-stationnaires. De plus, les résultats des tests ADF sur la première différence de ces variables nous démontrent que nous sommes en présence de variables intégrées d'ordre un (Ces derniers résultats ne sont pas reproduits).

Tableau 3. Tests de Dickey-Fuller Augmenté (ADF)

Variabiles	Définitions	ADF
R	Taux de change réel (CT,3)	-2.22
PRODCA	Productivité du Canada (CT,1)	-1.68
PRODUS	Productivité des États-Unis (CT,1)	-2.11
TPTCA	Taux de préférence temporel du Canada (CT,1)	-2.42
TPTUS	Taux de préférence temporel des États-Unis (CT,3)	-3.30
TILTUS	Taux d'intérêt réel mondial (C,3)	-1.91
INTDIFFCT	Différentiel de taux d'intérêt Canada - États-Unis (C,0)	-4.12*
COM	Prix des produits de base non énergétique (CT,4)	-4.99*
ENE	Prix de l'énergie (C,3)	-2.12

\* Variable significative à 1% en utilisant les valeurs critiques de Mackinnon(1996).

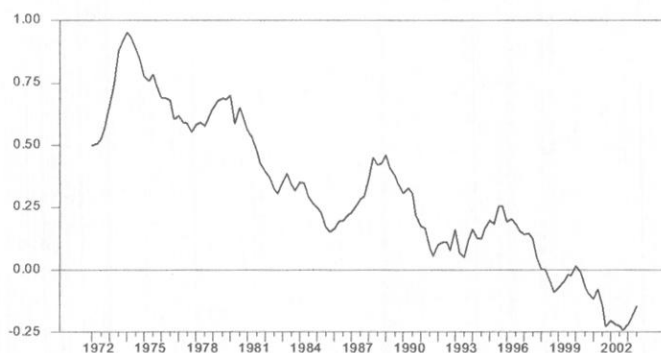
-Échantillon : 1973:1-2003:3 (123 observations)

-Entre parenthèse, les chiffres nous indiquent le choix du nombre de retards appropriés, nous avons utilisé la méthode du retard maximal significatif, et les valeurs C et CT indiquent respectivement le modèle avec constante et le modèle avec constante et tendance.

-Les valeurs critiques de Mackinnon, pour un échantillon de 123 observations, sont de -3.48, -2.88 et -2.58 à des niveaux de signification de 1%,5% et 10% respectivement pour un modèle avec constante. Ils sont de -4.03,-3.45 et -3.15 pour un modèle avec constante et tendance.

Le différentiel de taux d'intérêt est stationnaire et le prix des produits de base excluant l'énergie est stationnaire de type déterministe, i.e. stationnaire par rapport à une tendance. Selon le test ADF, ces deux variables sont donc intégrées d'ordre zéro.

Graphique 3 Prix des produits de base non énergétiques  
(En logarithme)



Dans cette étude, malgré les résultats du test ADF, nous allons considérer la variable du prix des produits de base excluant l'énergie (graphique 3) comme une variable non stationnaire et intégrée d'ordre un. Nous posons donc comme hypothèse que le prix des matières premières n'est pas stationnaire par rapport à une tendance. Nous verrons à la section 6.3 que cette hypothèse de non stationnarité du prix des produits de base non énergétique est justifiée par un test d'exclusion du taux de change réel. De plus, plusieurs auteurs ont trouvé que cette variable était intégrée d'ordre un et cela pour la période :

- 1) De 1973:1 à 1994:3 dans le cas Lafrance et van Norden (1995)
- 2) De 1965:1 à 1998:1 dans le cas de Djoudad et Tessier (2000)
- 3) De 1973:1 à 1999:4 dans le cas de Charron (2001)

En fait, on s'aperçoit que tout dépendant du nombre de retards sélectionnés (au tableau 3 nous avons choisi quatre retards par la méthode du retard maximal significatif) nous pouvons être amenés à rejeter l'hypothèse de stationnarité. Comme on peut voir au tableau 4, la variable du prix des matières premières excluant

l'énergie (COM) peut être considérée non stationnaire à un niveau de signification de 5% pour un nombre de retards de zéro.

Tableau 4. Tests de Dickey-Fuller Augmenté (ADF) sur COM

Nombre de retards	ADF
6	-3.28
5	-3.99
4	-4.99
3	-4.66
2	-3.68
1	-3.54
0	-3.15

\*Le nombre de retards correspond au nombre de retards supplémentaires ajoutés au test de Dickey-Fuller Augmenté (ADF).

En résumé, nous prenons comme hypothèse que l'ensemble de nos variables sont non-stationnaires et intégrées du même ordre, exception faite du différentiel de taux d'intérêt qui est stationnaire. Nous pouvons donc tester pour la présence de relations de cointégration entre nos variables non-stationnaires.

## 6.2 Test de cointégration d'Engle & Granger (1987)

Le résultat du test de Dickey-Fuller de l'approche d'Engle & Granger, sur l'ensemble de nos sept variables non stationnaires, est présenté au tableau suivant :

Tableau 5. Test de Dickey-Fuller sur les résidus de l'équation d'équilibre

Variables	DF
RES_R (NC,0)	-5.56**

\*\* Variable significative à 5% en utilisant les valeurs critiques de Mackinnon(1996).

-Les valeurs critiques de Mackinnon, pour un échantillon de 123 observations et un modèle sans constante, sont de -5.75, -5.13 et -4.82 à des niveaux de signification de 1%, 5% et 10% respectivement.

-Entre parenthèses, «NC» indique le choix d'un modèle sans constante et «zéro» indique qu'aucun retard n'a été ajouté selon la méthode du retard maximal significatif.

-RES\_R correspond au résidu obtenu par la régression MCO sur l'ensemble des variables non stationnaires de notre modèle.

Ce résultat nous démontre qu'il y a présence d'au moins une relation de cointégration entre nos variables non-stationnaires. Il est donc important d'utiliser la méthode du



maximum de vraisemblance pour déterminer le nombre exact de vecteurs de cointégration. Comme nous avons huit variables non-stationnaires, nous pouvons avoir jusqu'à 7 vecteurs de cointégration.

### 6.3 Méthode du maximum de vraisemblance de Johansen & Juselius

Les résultats de la méthode du maximum de vraisemblance sont présentés au tableau 6. Le nombre de retards sélectionnés est de deux sur la base d'un test multivarié du critère d'Akaike et d'un test de ratio de vraisemblance appliqué selon une approche allant d'un modèle général à un modèle plus petit.

Tableau 6. Test du maximum de vraisemblance.

H0	H1	Valeur test trace [valeur crit. à 99%]		Valeur test $\lambda_{\max}$ [valeur crit. à 90%]	
$r = 0$	$r > 0$	186.94*	[172.52]	52.29***	[49.34]
$r < \text{ou} = 1$	$r > 1$	134.66	[137.51]	37.5	[43.37]
$r < \text{ou} = 2$	$r > 3$	97.16	[106.54]	33.92	[37.39]
$r < \text{ou} = 3$	$r > 4$	63.24	[79.61]	21.91	[31.39]
$r < \text{ou} = 4$	$r > 5$	41.33	[56.69]	19.28	[25.34]
$r < \text{ou} = 5$	$r > 6$	22.05	[37.74]	16.26	[19.25]
$r < \text{ou} = 6$	$r > 7$	5.78	[22.84]	5.78	[13.05]
$r < \text{ou} = 7$	$r > 8$	0.01	[11.78]	0.01	[6.59]

Source : Valeurs critiques de MacKinnon, Haug & Michelis (1999).

- Nous avons utilisé le modèle 2 (voir équation 4.15 dans le chapitre sur la méthodologie), car il y a présence de tendances déterministes dans nos séries en niveau. Il y a donc insertion d'une constante dans le modèle à correction d'erreur et dans la relation de cointégration.

Ce résultat vient confirmer le résultat obtenu par le test de cointégration d'Engle & Granger (1987) et nous démontre clairement qu'il y a présence d'une seule relation de cointégration entre nos variables non-stationnaires. Ceci implique qu'une combinaison linéaire de nos variables non stationnaires produit un résidu stationnaire.

Pour s'assurer que la relation de cointégration ne tient plus dans le cas où l'on exclut le taux de change réel (R), nous avons refait les tests de cointégration sans la présence de cette variable et nous n'avons pas obtenu de relation de cointégration pour le même niveau de signification. La présence du taux de change réel est donc essentielle à l'existence d'une relation à long terme entre les variables. De plus, comme le

nombre de relations de cointégration augmentent chaque fois qu'une variable stationnaire est incluse dans l'espace de cointégration, nous pouvons confirmer que la variable du prix des produits de base non énergétique (COM) est non stationnaire. Dans l'optique où cette variable aurait été stationnaire, nous aurions trouvé qu'il y a présence d'une relation à long terme lorsque l'on exclut le taux de change réel (R). Or, ce n'est pas le cas.

Comme nous n'avons obtenus qu'un seul vecteur de cointégration et que la présence du taux de change réel (R) est essentielle dans notre relation de long terme, nous pouvons maintenant créer notre modèle à correction d'erreurs.

#### 6.4 Modèle à correction d'erreurs

Comme nous l'avons vu dans la méthodologie, la deuxième étape de l'approche d'Engle & Granger consiste à utiliser les résidus de l'équation d'équilibre (l'équation 4.10) pour estimer un modèle à correction d'erreurs. Ce résidu correspond en fait au terme de correction des erreurs (RES\_R) que nous avons testé au tableau 5 pour la stationnarité. Les résultats du modèle à correction d'erreur sont donné au tableau 7.

Tableau 7. Estimations par MCO du modèle à correction d'erreurs (A)

$$\Delta R_t = \beta_1 \Delta R_{t-1} + \beta_2 \Delta TPTCA_{t-1} + \beta_3 \Delta TPTUS_{t-1} + \beta_4 \Delta PRODCA_{t-1} + \beta_5 \Delta PRODUS_{t-1} + \beta_6 \Delta COM_{t-1} + \beta_7 \Delta ENE_{t-1} + \beta_8 \Delta TILTUS_{t-1} + \beta_0 + \alpha (RES\_R) + \gamma INTDIFFCT_{t-1} \quad (6.1)$$

Échantillon : 1973:1-2003:3 (123 observations) R au carré : 0.111

Coefficients	Valeurs estimées	Écart type	Stat-T
$\beta_1$	0.127	0.097	1.32
$\beta_2$	-0.210	0.386	-0.54
$\beta_3$	-0.279	0.507	-0.55
$\beta_4$	-0.136	0.319	-0.43
$\beta_5$	0.067	0.318	0.21
$\beta_6$	-0.013	0.061	-0.21
$\beta_7$	0.022	0.026	0.85
$\beta_8$	-0.002	0.004	-0.42
$\beta_0$	-0.006	0.003	-1.89
$\alpha$	-0.184	0.058	-3.19
$\gamma$	0.003	0.002	2.07

Comme nous pouvons le constater au tableau 7, il n'y a que le différentiel de taux d'intérêt et le terme de correction des erreurs qui sont significatifs dans l'équation. Le taux de change réel est donc influencé à court terme par le différentiel de taux d'intérêt et à long terme par le terme de correction des erreurs.

L'équation 6.1 peut être réécrite de manière à omettre les variables non significatives. Nous obtenons les résultats suivants :

Tableau 8. Estimations par MCO du modèle à correction d'erreurs (B)

$$\Delta R_t = \beta_0 + \alpha (\text{RES\_R}) + \gamma \text{INTDIFFCT}_{t-1} \quad (6.2)$$

Échantillon : 1973:1-2003:3 (123 observations) R au carré : 0.08

Coefficients	Valeurs estimées	Écart type	Stat-T
$\beta_0$	-0.006	0.003	-2.21
$\alpha$	-0.160	0.052	-3.06
$\gamma$	0.003	0.001	2.24

De l'équation 6.2, nous pouvons estimer directement le terme de correction des erreurs de manière à pouvoir juger du niveau de signification des principaux déterminants du taux de change réel à long terme. Pour ce faire, nous utilisons la méthode des moindres carrés non-linéaires (MCNL). Nous obtenons ainsi l'équation 6.3 et les résultats sont présentés au tableau 9.

Tableau 9. Estimations par MCNL du modèle à correction d'erreurs (C)

$$\Delta R_t = \alpha (R_{t-1} - B_0 - B_1 \text{TPTCA}_{t-1} - B_2 \text{TPTUS}_{t-1} - B_3 \text{PRODCA}_{t-1} - B_4 \text{PRODUS}_{t-1} - B_5 \text{COM}_{t-1} - B_6 \text{ENE}_{t-1} - B_7 \text{TILTUS}_{t-1}) + \gamma \text{INTDIFFCT}_{t-1} \quad (6.3)$$

Échantillon : 1973:1-2003:3 (123 observations) R au carré : 0.215

Coefficients	Valeurs estimées	Écart type	Stat-T
$\alpha$	-0.175	0.052	-3.36
$B_0$	-4.418	4.314	-1.02
$B_1$	-2.017	1.737	-1.16
$B_2$	5.497	1.515	3.63
$B_3$	-2.040	0.865	-2.36
$B_4$	1.942	0.916	2.12
$B_5$	0.622	0.145	4.29
$B_6$	0.020	0.072	0.28
$B_7$	0.011	0.011	1.02
$\gamma$	0.005	0.002	2.85

Selon les résultats, on peut dire que près de 17% de l'écart entre la valeur observée et la valeur d'équilibre du taux de change réel au cours de la période précédente sera éliminé à la fin de chaque trimestre.

#### *Taux de préférence temporel*

Comme prévu par le modèle NATREX, le taux de préférence temporel étranger influence positivement le taux de change réel alors que le taux de préférence domestique l'influence négativement. Dans notre équation, le taux de préférence des États-Unis (TPTUS) est significatif. En fait, à long terme, une augmentation de 1% du taux de préférence temporel des États-Unis entraînerait une appréciation réelle du dollar canadien d'environ 5.5%. Le taux de préférence temporel du Canada (TPTCA) est quant à lui non significatif dans le modèle. Il est à noter que dans les études de Stein (1994,1999), Lim et Stein (1995) et Crouhy-Veyrac et Saint-Marc (1995) cette dernière variable était significative.

#### *Productivité*

La productivité canadienne (PRODCA) et américaine (PRODUS) sont deux déterminants significatifs dans notre équation. Par contre, contrairement à l'hypothèse Balassa-Samuelson, nous trouvons que la productivité nationale (étrangère) influence négativement (positivement) le taux de change réel. Ces résultats sont similaires à ceux de Lim et Stein (1995), mais ne sont pas analogues à ceux de Stein (1994) et Croyhy-Veyrac et Saint-Marc (1995). En fait, une augmentation de 1% de la productivité canadienne entraînerait une diminution du taux de change réel d'environ 2% (2.04%), alors qu'une augmentation de 1% de la productivité américaine entraînerait une augmentation du taux de change réel d'environ 2% (1.94%).

### *Termes de l'échange*

À long terme, une augmentation de 1% des termes de l'échange relatif aux produits de base non énergétiques (COM) entraîne une appréciation réelle du dollar canadien de 0.62%. Ce résultat est similaire à celui obtenu par Amano et van Norden (1995). Par contre, contrairement à ces derniers, nous trouvons qu'une augmentation de 1% du terme de l'échange relatif aux prix de l'énergie (ENE) entraîne une augmentation de 0.02% du taux de change réel. Ce dernier résultat est toutefois non significatif dans l'équation.

### *Taux d'intérêt mondial et différentiel de taux d'intérêt*

Le taux d'intérêt mondial (TILTUS1) est non significatif dans l'équation. Ce résultat est similaire à celui obtenu par Lim et Stein (1995). Par contre, le différentiel de taux d'intérêt de court terme entre le Canada et les États-Unis est significatif. En fait, une augmentation de 1% du différentiel des taux d'intérêt entraîne une augmentation du taux de change réel de 0.005%. Ce dernier résultat est similaire à ceux obtenus par Stein (1994,1999) et Lim et Stein (1995).

## **6.5 Prévision du modèle**

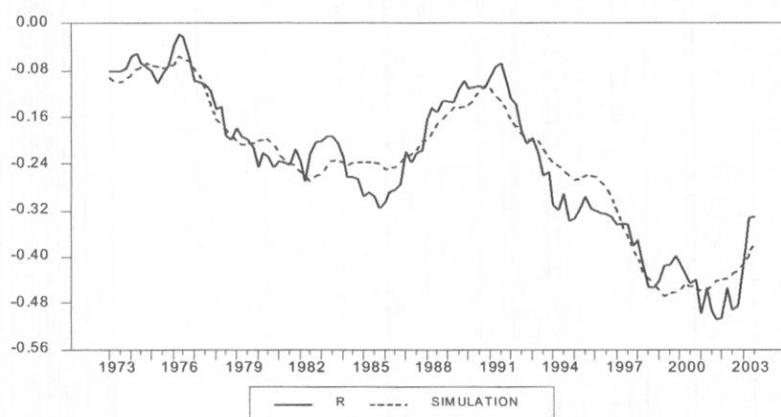
Pour tester la qualité des prévisions de notre modèle à correction d'erreurs, qui est présenté par l'équation 6.3, nous avons réalisé des simulations dynamiques sur l'ensemble de l'échantillon et sur un sous-ensemble (voir graphique 4). De plus, en effectuant des simulations dynamiques récursives hors échantillon et en utilisant le coefficient U de Theil, nous avons comparé nos prévisions à celles générées par un modèle aléatoire pour des horizons de un, trois, six, neuf et douze mois à l'avance. Ces résultats ont ensuite été examinés à l'aide du test de Diebold-Mariano (en fait le test DM modifié) de manière à connaître leur niveau de signification statistique (voir tableau 10).



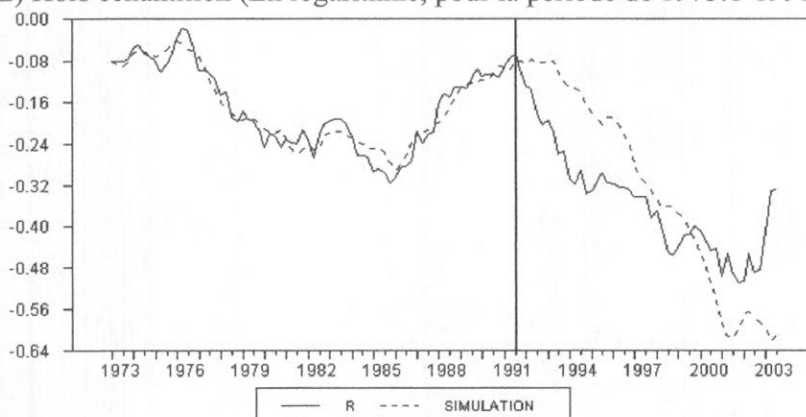
Comme on peut le voir au graphique 4, pour la simulation dynamique sur l'ensemble de l'échantillon, notre équation capte relativement bien le mouvement du taux de change réel. Les augmentations importantes du taux de change réel du deuxième et du troisième trimestres de 2003 ont ainsi été anticipées par le modèle. D'un autre côté, comme on peut le voir par la simulation dynamique du sous-échantillon 1973:1-1991:3, la baisse du taux de change réel depuis le troisième trimestres de 1991 a été relativement bien anticipée par le modèle. Dans l'ensemble, les deux graphiques montrent que nous obtenons sensiblement les mêmes résultats que l'on estime les paramètres sur l'ensemble de l'échantillon ou sur un sous-ensemble, ce qui semble démontrer que les paramètres sont stable à travers le temps.

Graphique 4 Simulation dynamique

1) Sur l'ensemble de l'échantillon (En logarithme, pour la période de 1973:1-2003:3)



2) Hors échantillon (En logarithme, pour la période de 1973:1-1991:3)



Comme on peut le voir dans le haut du tableau 10, selon la statistique U de Theil, notre modèle génère des erreurs quadratiques moyennes (RMSE) sensiblement égales à celles issues d'une marche aléatoire pour des prévisions de 1 trimestre à l'avance. Par contre, pour des prévisions de 11 à 12 trimestres à l'avance, le modèle aléatoire génère des erreurs quadratiques inférieures à notre modèle. Malgré tout, pour la majeure partie des prévisions de 2 à 10 trimestres à l'avance notre modèle génère des erreurs quadratiques moyennes légèrement inférieures à celles d'une marche aléatoire (seulement les horizons 1, 3, 6, 9 et 12 sont reproduits dans notre tableau).

L'échec de notre modèle à générer des erreurs quadratiques moyennes inférieures à celles d'un modèle aléatoire à court terme (1 trimestre à l'avance) peut être dû au fait que le modèle NATREX ne s'ajuste qu'à moyen et à long terme. Il est donc tout à fait normal que notre modèle génère des erreurs quadratiques moyennes similaires à celles d'une marche aléatoire à court terme.

Par contre, l'échec du modèle NATREX à très long terme (12 trimestres à l'avance) est quand même surprenant pour un modèle de long terme. Malgré tout, on peut expliquer ce revers du modèle NATREX par le fait que le taux de change réel a considérablement augmenté au début de 2003 (voir graphique 1). Ainsi, il y a eu relativement peu de changement entre le taux de change réel au temps  $t$  et le taux de change réel au temps  $t+12$  pour les prévisions réalisées de 1995 à 2000. De manière à pouvoir vérifier si la relativement bonne performance du modèle aléatoire à long terme n'est pas qu'un simple effet du hasard, nous avons réalisés des simulations dynamiques récursives hors échantillon en excluant les trois derniers trimestres de notre échantillon. Comme nous pouvons le voir dans le bas du tableau 10, selon le coefficient U de Theil, la performance du modèle NATREX est meilleure pour la majeure partie des prévisions de moyen et long terme. C'est donc dire que si on exclut la hausse marquée du taux de change réel canadien des trois premiers trimestres de 2003, on constate que la performance du modèle NATREX est beaucoup plus intéressante comparativement à celle d'un modèle aléatoire.

La bonne performance du modèle NATREX pour certains horizons de prévision n'est malgré tout pas significative selon le test de Diebold-Mariano. Selon ce test, nous ne pouvons rejeter l'hypothèse nulle d'équivalence de pouvoir prédictif entre le modèle NATREX et le modèle aléatoire pour des seuils de 10%, exception faite de quelques résultats significatifs. Statistiquement parlant, le modèle NATREX ne semble donc pas apporter de meilleures prévisions que la marche aléatoire quel que soit l'horizon considéré.

Tableau 10. Évaluation des prévisions hors échantillon

1) Sur l'ensemble de l'échantillon (soit de 1973:1-2003:3)

Horizon (trimestres à l'avance)	Theil U	Stat DM Modifiée	P-value	Nombre d'obs.	Horizon (trimestres à l'avance)	Theil U	Stat DM Modifiée	P-value	Nombre d'obs.
Prévisions réalisées en 1991:3					Prévisions réalisées en 1998:1				
1	1.023	0.508	0.614	48	1	0.999	-0.020	0.984	22
3	1.015	0.162	0.872	46	3	0.992	-0.076	0.940	20
6	0.952	-0.796	0.430	43	6	0.963	-0.247	0.808	17
9	0.926	-0.401	0.690	40	9	0.952	-0.339	0.740	14
12	0.930	-0.229	0.820	37	12	1.038	0.183	0.859	11
Prévisions réalisées en 1995:1					Prévisions réalisées en 1999:1				
1	1.043	0.645	0.524	32	1	1.029	0.585	0.566	18
3	1.022	0.156	0.877	30	3	0.965	-0.586	0.566	16
6	1.001	0.029	0.977	27	6	0.828	-2.554	0.025*	13
9	1.056	0.800	0.431	24	9	0.860	-1.123	0.290	10
12	1.158	1.018	0.291	21	12	1.090	0.343	0.743	7

2) En excluant les trois derniers trimestres de l'échantillon (soit de 1973:1-2002:4)

Horizon (trimestres à l'avance)	Theil U	Stat DM Modifiée	P-value	Nombre d'obs.	Horizon (trimestres à l'avance)	Theil U	Stat DM Modifiée	P-value	Nombre d'obs.
Prévisions réalisées en 1991:3					Prévisions réalisées en 1998:1				
1	1.030	0.484	0.631	45	1	0.995	-0.050	0.960	19
3	1.032	0.217	0.829	43	3	1.003	0.011	0.992	17
6	0.960	-0.521	0.605	40	6	1.039	0.112	0.913	14
9	0.913	-0.400	0.691	37	9	0.876	-0.419	0.684	11
12	0.896	-0.310	0.759	34	12	0.765	-0.960	0.369	8
Prévisions réalisées en 1995:1					Prévisions réalisées en 1999:1				
1	1.060	0.619	0.541	31	1	1.050	0.543	0.595	15
3	1.062	0.211	0.834	29	3	0.906	-0.390	0.703	13
6	1.061	0.230	0.820	26	6	0.529	-1.770	0.111	10
9	1.128	0.767	0.451	23	9	0.529	-1.511	0.182	7
12	1.156	0.766	0.453	20	12	0.477	-2.562	0.083**	4

-Stat DM modifié : Statistique Diebold-Mariano modifiée par Harvey, Leybourne et Newbold (1997)

-Theil U : Coefficient U de Theil (qui est le ratio de l'erreur quadratique moyenne des prévisions de deux modèles).

La statistique Diebold-Mariano vient donc jeter une douche d'eau froide sur le modèle NATREX dans le cadre de la prévision du taux de change réel canadien. Malgré tout, cela ne veut pas dire qu'il vaut mieux utiliser un simple modèle aléatoire pour prévoir l'évolution du dollar canadien. Le modèle NATREX reste quand même un modèle qui a identifié des déterminants significatifs ayant un impact réel sur le taux de change. En utilisant ce modèle, on ne tient pas compte de tous les déterminants possible du taux de change réel et cela pourrait expliquer les lacunes au niveau de la prévision. Néanmoins, même s'il reste encore beaucoup à faire afin de bien prévoir l'évolution du taux de change réel canadien, le modèle NATREX reste un modèle acceptable de prévision.



## CHAPITRE VII

### VII. CONCLUSION

Dans cette étude, nous avons modélisé le taux de change réel naturel (NATREX) à l'aide de l'approche d'Engle & Granger (1987) et nous avons testé la présence de cointégration à l'aide de la méthode du maximum de vraisemblance de Johansen & Juselius (1990).

Nous avons trouvé que le taux de change réel Canada-US est cointégré avec le taux de préférence temporel canadien et américain, la productivité canadienne et américaine, le prix des matières premières excluant l'énergie, le prix de l'énergie et le taux d'intérêt mondial. De plus, le taux de change réel est influencé à court terme par le différentiel de taux d'intérêt entre les deux pays.

À long terme, nous trouvons que :

- 1) Une augmentation du taux de préférence temporelle américain influence positivement et de façon significative le taux de change réel alors qu'une augmentation du taux de préférence canadien l'influence négativement. Cette dernière variable est faiblement significative dans l'équation.
- 2) Une augmentation de la productivité américaine influence positivement le taux de change réel alors qu'une augmentation de la productivité canadienne l'influence négativement. Ces deux variables sont significatives dans notre équation.
- 3) Une augmentation du prix des produits de base non énergétiques et des prix de l'énergie entraîne une appréciation du taux de change réel. Par contre, cette dernière variable est non significative dans l'équation.



- 4) Le taux d'intérêt mondial est non significatif dans notre équation.

À court terme, nous trouvons que :

- 1) Une augmentation du différentiel de taux d'intérêt de court terme entre le Canada et les États-Unis entraîne une augmentation du taux de change réel. À court terme, il n'y a que cette variable qui est significative dans notre équation.

En terme de qualité des prévisions, le modèle NATREX semble relativement bien capter les mouvements du taux de change réel lorsque l'on effectue des simulations dynamiques sur l'ensemble de l'échantillon et hors échantillon. De plus, le modèle génère des erreurs quadratiques légèrement inférieures à celles d'un modèle aléatoire pour des horizons de prévision de 2 à 10 trimestres à l'avance. Par contre, la relativement bonne performance du modèle NATREX par rapport à une marche aléatoire pour certains horizons de prévision n'est pas significative selon le test de Diebold-Mariano. Statistiquement parlant, le modèle NATREX ne semble donc pas apporter de meilleures prévisions que la marche aléatoire quel que soit l'horizon considéré.

La statistique Diebold-Mariano vient donc jeter une douche d'eau froide sur le modèle NATREX dans le cadre de la prévision du taux de change réel canadien. Malgré tout, cela ne veut pas dire qu'il vaut mieux utiliser un simple modèle aléatoire pour prévoir l'évolution du dollar canadien. Le modèle NATREX reste quand même un modèle qui a identifié des déterminants significatifs ayant un impact réel sur le taux de change. En utilisant ce modèle, on ne tient pas compte de tous les déterminants possibles du taux de change réel et cela pourrait expliquer les lacunes au niveau de la prévision. Néanmoins, même s'il reste encore beaucoup à faire afin de bien prévoir l'évolution du taux de change réel canadien, le modèle NATREX reste un modèle de prévision acceptable.

## BIBLIOGRAPHIE

Allen, Polly Reynolds, 1995, "The Economic and Policy Implications of The NATREX Approach, Chapter 1 in *Fundamental Determinants of the Exchange Rate* (edited by J.L. Stein and P.R. Allen), Oxford University Press, pp.1-37.

Amano, Robert A., and Simon van Norden, 1995, "Terms of Trade and Real Exchange Rates : The Canadian Evidence." *Journal of International Money and Finance*, 14, pp.83-104.

Balassa, B., 1964. "The Purchasing Power Parity Doctrine: A Reappraisal", *Journal of Political Economy* 72, p.584-596.

Barrel, Ray, and Simon Wren-Lewis, 1989, "Fundamental Equilibrium Exchange Rates for the G-7," CERP Discussion Paper No.323

Bayoumi, Tamin, Peter Clark, Steven Symansky, and Mark Taylor, 1994, "The Robustness of Equilibrium Exchange Rate Calculations to Alternative Assumptions and Methodologies," John Williamson, ed. *Estimating Equilibrium Exchange Rates*, Institute for International Economics.

Blundell-Wignall, Adrian, Jerome Fahrer and alexandra Heath, 1994. "Major influences on the Australian dollar exchange rate". *The Exchange Rate : International Trade and the Balance of Payments*, Reserve Bank of Australia.

Campbell, J.Y. et P.Perron, 1991. "Pitfalls and opportunities: what macroeconomists should know about unit roots." Paper presented at the NBER Macroeconomics Conference, March 1991.

Cassel, G., 1916. "The present situation of foreign exchanges.", *Economics Journal* 26, p.62-65

Charron, M. (2001). "A Medium-Term Forecasting Equation for the Canada-U.S. Real Exchange Rate". *Department of Finance Canada*. Working Paper n.2001-08.

Clark P. & MacDonald R., 1998, "Exchange Rates and Economic Fundamentals : A Methodological Comparison of BEERs and FEERs." IMF Working Paper n.98/67, may, International Monetary Fund.

Crouchy-Veyrac, Liliane L. et Michele Saint Marc (1995). "The Natural Real Exchange Rate between the French and the Deutschmark: Implication for Monetary Union." Chapter 4 in *Fundamental Determinants of the Exchange Rate*, (edited by J.L. Stein and P.R. Allen), Oxford University Press, pp.126-153.

Dickey, David A. and Robert J. Rossana, 1994. "Cointegrated Time Series: A guide to Estimation and Hypothesis Testing." *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 56, pp.325-353.

Dickey, David A. 1976, "Estimation and Hypothesis Testing for Non Stationary Time Series, Ph.D. Thesis, Iowa State University.

Dickey, David A. and W.A. Fuller. 1981, "Likelihood Ratio Statistic for Auto-regressive Time Series with a Unit Root", *Econometrica*, 49, pp. 1057-1072.

Direction de la prévision (2000), "Quels déterminants des taux de change à long terme", *Note de Conjoncture Internationale*, décembre, p.26-37.

Djoudad, R. et Tessier, D. (2000). "Quelques résultats empiriques relatifs à l'évolution du taux de change Canada/États-Unis". *Banque du Canada*. Document de travail 2000-4.

Dropsy, Vincent. « Reformulation des théories du change : de l'équilibre fondamental de long terme à la dynamique de court terme ». Plan de cours du séminaire DEA d'économie internationale et industrielle 2002-2003. Université de la Méditerranée.

Dufrenot, G., Mathieu, L. et Mignon, V. (2000). "La détermination des taux de change réels d'équilibre : une revue de la littérature théorique et empirique récente". *Université de Paris 12*. Document de travail N°00-06

Dupuis, D. et Tessier, D. (2000). "Une analyse empirique du lien entre la productivité et le taux de change réel Canada-États-Unis". *Banque du Canada*. Document de travail 2000-22.

Elbadawi, Ibrahim, 1994, "Estimating Long-Run Equilibrium Real Exchange Rates," in John Williamson, ed., 1994.

Engle Robert F., and Granger C.W.J., 1987. "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing" *Econometrica*, Vol. 55, pp.251-276.  
Fuller, W.A. 1976. "Introduction to Statistical Time Series. New York: John Wiley.

Fleming M. (1962), "Domestic financial policies under fixed and floating exchange rates". *I.M.F. Staff Papers* 9.

Granger C.W.J. and Newbold P. 1974. "Spurious Regressions in Econometrics", *Journal of Econometrics*, 26, 1045-1066.

Hu, Tsui-Fang. 2001. "Fundamental Determinants of the Real Exchange Rate : A Natrex Approach." *Oklahoma State University*

Johansen, S. 1988. "Statistical Analysis of Cointegrated Vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, pp. 231-254.

Johansen, S. and K. Juselius. 1990, "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration :With Applications to the Demand for Money", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52, pp. 169-210.

Johansen, S. 1991. "Estimation and hypothesis Testing of Cointegrated Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models", *Econometrica*, 59, pp. 1551-1580.

Lafrance Robert, and Simon van Norden. 1995. "Exchange Rate Fundamentals and the Canadian Dollar." *Bank of Canada Review*, pp.17-33.

Laidler, David and Shay Aba. 2001. "The Canadian Dollar: Still a Commodity Currency". *C.D. Howe Institute Background*, January 11.

Lim, G.C. and Stein, J.L. 1995. "The Dynamics of the Real Exchange Rate and Current Account in a Small Open Economy: Australia." Chapter 3 in *Fundamental Determinants of the Exchange Rate*, (edited by J.L. Stein and P.R. Allen), Oxford University Press, pp.85-125.

MacDonald, Ronald, 1997, "What Determines Real Exchange Rates : The Long and Short of It." IMF Working Paper 97/21, International Monetary Fund.

MacKinnon, J. G. 1996, "Numerical Distribution Functions for Unit Root and Cointegration Tests". *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 11, No.6, pp. 601-618.

MacKinnon, J. G., A. A. Haug and L. Michelis (1999). "Numerical distribution functions of likelihood ratio tests for cointegration". *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 14, pp. 563-577.

Mundell R.A. (1964). "Exchange rate margins and economic policy". *Money in the international order*, Southern Methodist University Press, Dallas, TX.

Rogoff, K. 1996. "The Purchasing Power Parity Puzzle", *Journal of Economic Literature*, vol. 34, n.2 (juin), p.647-668.

Samuelson, P. (1964). "Theoretical Notes on Trade Problems", *Reviews of Economics and Statistics*, vol. 46, p. 145-154.

Stein, Jerome L, 1990. "The Real Exchange Rate." *Journal of Banking and Finance*, 14 , pp. 1045-1078. North-Holland

Stein, Jerome L. 1994. "The Natural Real Exchange Rate of the US Dollar and Determinants of Capital Flows." Chapter 2 in *Fundamental Determinants of the Exchange Rate* (edited by J.L. Stein and P.R. Allen), Oxford University Press, pp.38-84.



Stein, Jerome L. 1999. "The Evolution of the Real Value of the US Dollar Relative to the G7 Currencies." Chapter 3 in *Equilibrium Exchange Rates* (edited by R. MacDonald and J.L. Stein), Kluwer Academic Publishers, pp. 67-101.

Williamson, John, 1994. "Estimates of FEERs." *Estimating Equilibrium Exchange Rates* John Williamson Editor (Institute for international economics). pp. 177-243.

Wren-Lewis, Simon and Rebecca Driver, 1997, "Real Exchange Rates for the Year 2000," Institute for International Economics.