



Munich Personal RePEc Archive

Empirical determination of exchange rate USA/Canada

Douch, Mohamed
UQAM

August 2001

Online at <http://mpa.ub.uni-muenchen.de/6172/>
MPRA Paper No. 6172, posted 07. December 2007 / 17:57

Déterminants empiriques du taux de change Canada/États-Unis dans une perspective de court et de long terme *

Mohamed Douch †
Département des sciences économiques
Université du Québec à Montréal

Aout 2001

*Je tiens à remercier Alain Paquet pour ses suggestions et soutiens durant la rédactions de ce travail, ainsi que les participants aux présentations d'été 2001 du Département des sciences économiques de l'UQAM.

†Correspondance : Département des sciences économiques, Université du Québec à Montréal. C.P. 8888, succursale centre-ville, Montréal, Québec, H3C 3P8, Canada. E-mail : Douch.mohamed@uqam.ca

Résumé

Ce texte fait ressortir les variables macroéconomiques fondamentales affectant le taux de change canadien. Tout au long de ce travail, nous examinons les déterminants du taux de change à court et long termes et vérifions si la théorie monétaire du taux de change est validée dans le cas canado-américain, en utilisant comme démarche principale celle utilisée par l'étude de Chinn (2000). On propose par la suite une extension à ce modèle, tout en essayant de définir un cadre d'analyse qui ne repose pas directement sur la parité des pouvoirs d'achat mais plutôt sur les notions d'équilibre sur les marchés monétaires et financiers. Les résultats obtenus montrent que le modèle monétaire estimé arrive à reproduire la dynamique générale du taux de change et même à surpasser le modèle naïf dans un cadre prévisionnel.

Abstract

This paper emphasizes on the fundamental macroeconomic variables affecting the Canadian exchange rate. Throughout this work, we use the classical monetary theory and try to validate it in the case of the bilateral exchange rate between Canada and USA. Using an extended version of the model of Chinn (2000) and the equilibrium of both the monetary and financial markets we determine the macroeconomic variables to introduce in such a model. Our results show that the estimated monetary model manages to reproduce general dynamics of the exchange rate and even has to exceed the moving average model within the forecast framework.

Introduction

Le taux de change est un outil essentiel de la conduite de la politique monétaire surtout dans le cas d'une petite économie ouverte comme au Canada. Dans un tel contexte, un bon modèle de détermination du taux de change s'avère intéressant. En effet un grand nombre de travaux a été consacré à ce sujet surtout depuis l'effondrement des accords de Breton Woods (fin 1972) et de son système de taux de change fixe. Cette situation a fait naître tout un courant de recherches visant à étudier la dynamique des taux de change à travers plusieurs modèles. Mais les résultats empiriques obtenus ne semblent pas être très concluants surtout en ce qui concerne les prévisions.

Empiriquement, ces modèles affichent généralement une performance prévisionnelle inférieure à celle du modèle de marche aléatoire (voir l'importante publication de Meese et Rogoff, 1983 sur le sujet). Sur la base de cette évidence, la possibilité de construire un modèle économétrique qui capte mieux les mouvements du taux de change canadien et d'identifier empiriquement les variables macroéconomiques fondamentales qui le déterminent à court comme à long terme s'avère un défi intéressant. L'idée est de faire ressortir les variables macroéconomiques fondamentales affectant le taux de change canadien. L'ensemble des variables considérées comprend le stock monétaire nominal, le niveau des prix, le PIB, le taux d'intérêt, le taux d'inflation et les prix relatifs inter-pays des biens non-échangeables, pour ensuite définir une extension du modèle qui consiste en l'ajout du taux de change réel comme une nouvelle variable explicative dans la construction d'un modèle monétaire de détermination du taux de change nominal. L'objectif principal, ici, est de définir une liste exhaustive des variables macroéconomiques qui affectent le taux de change nominal, dans le cas canado-américain, ainsi que de développer une méthode économétrique fiable qui permet de construire et d'estimer un modèle capable de surpasser le modèle naïf dans un cadre prévisionnel. Peut-on donc définir un modèle qui explique les variations de long terme du taux de change canadien ? Le modèle monétaire arrive-t-il à bien saisir toutes les relations de court et de long termes entre le taux de change canadien et les variables macroéconomiques fondamentales ?

La littérature économique est très riche en articles traitant de ce sujet, mais peu d'études analysent le cas canado-américain. Comme le révèle un survol de leurs travaux, des économistes comme Backus (1984), Amano et Van Norden (1995) et Chinn (2000), entre autres, s'appuient sur le concept de la parité des pouvoirs d'achats (PPA) pour construire des modèles de

détermination du taux de change, qui peuvent donner des résultats satisfaisants quant aux prévisions (en comparaison avec le modèle naïf).

Cependant, le succès relatif des modèles de marche aléatoire semble compatible avec la parité ouverte des taux d'intérêts nominaux et les anticipations rationnelles. C'est du moins ce que Backus (1984) trouve comme résultats après avoir estimé, à l'aide des données canadiennes et américaines des années 1970, différents modèles de taux de change, à savoir : un modèle monétaire standard, un modèle avec prix rigides et un modèle d'ajustement des portefeuilles. Backus cherche à savoir laquelle de ces théories a des caractéristiques qui peuvent expliquer le mieux les mouvements du taux de change tout en supposant la parité ouverte des taux d'intérêts et les anticipations rationnelles. Il trouve que tous ces modèles ont été rejetés par des tests sur des équations séparées ou emboîtées contre un succès relatif de la marche aléatoire. Ainsi, le support empirique pour toutes ces théories était faible relativement à une bonne performance du modèle naïf.

Mais les récents développements dans le domaine de l'économétrie peuvent maintenant contribuer à élucider cette question et donner une explication tangible et toutefois acceptable aux résultats obtenus. Tout d'abord l'auteur lui-même dit avoir utilisé des variables qui suivent une marche aléatoire donc en principe non stationnaire. Il faut alors s'assurer de l'existence d'une ou plusieurs relations de long terme (cointégration) entre les différentes variables, vu que dans le cas où cette relation n'existe pas, la régression ainsi estimée serait fallacieuse (spurious régression).

Toutefois, la première étude¹ à avoir établi un modèle économétrique du taux de change réel canado-américain, qui donne des prédictions qui surpassent ceux de la marche aléatoire est celle d'Amano et Van Norden (1995). Les auteurs essayent dans ce travail d'explorer les sources des chocs qui affectent le taux de change réel de long terme, en particulier les changements exogènes dans les termes des échanges. Ils considèrent la possibilité que les chocs affectant ces termes des échanges peuvent expliquer en grande partie la variation historique du taux de change réel bilatéral entre le Canada et les États-Unis. En effet, l'expérience de ces deux pays est particulièrement intéressante du fait que c'est la plus grande économie bilatérale aussi fortement intégrée dans le monde. Le modèle économétrique utilisé par les auteurs est un modèle avec une composante de long terme sous forme d'un terme

¹Selon l'article de Djoudad et Tessier (2000) cette étude est la première à avoir trouvé une relation de long terme entre le taux de change et les variables macroéconomiques considérées.

de correction des erreurs résultant d'une relation de cointégration entre le taux de change réel, le prix des produits de base (hors énergie) et le prix de l'énergie. La dynamique de court terme est essentiellement captée par l'écart entre les taux d'intérêt pratiqués au Canada et aux États-Unis. D'un point de vue prévisionnel les résultats obtenus montrent que le modèle tend en moyenne à surpasser la marche aléatoire, conformément à la méthodologie utilisée par Meese et Rogoff (1983).

Le dernier travail sur lequel nous nous basons est celui de Chinn (2000). L'auteur étudie le comportement du taux de change européen (en EURO/DOLLAR) sous différents angles, en examinant un modèle monétaire qui capte la dynamique de court et de long termes entre le taux de change, l'offre de monnaie, les taux d'intérêt et d'inflation ainsi que les prix relatifs inter-pays. Il veut donc étudier la capacité explicative du modèle monétaire sous sa forme structurelle en se reposant sur les études précédentes dans le domaine (voir Mac Donald et Marsh, 1997 et Chinn et Meese, 1995). Les résultats ainsi obtenus montrent qu'il existe au moins un vecteur de cointégration entre le taux de change et les variables énumérées ci-dessus. Ceci est compatible avec le modèle monétaire de taux de change en tant que relation de long terme. Dans ce sens Chinn (2000) introduit dans son analyse le prix relatif des biens non-échangeables selon l'approche de Balassa-Samuleson. Une approche qui attribue la fragilité de l'Euro à la déficience de la compétitivité du secteur manufacturier et aux rigidités sur le marché du travail en Europe (voir aussi Rosenberg, 2000). D'après cette étude le comportement du taux de change Euro/Dollar est attribué aux conditions macroéconomiques aux États-Unis, particulièrement avec la performance de la croissance de son économie enregistrée durant les dernières années.

C'est dans cette optique que nous allons examiner les déterminants du taux de change à court et long termes et vérifier si la théorie monétaire du taux de change est validée dans le cas canado-américain, en utilisant comme démarche principale celle utilisée par l'étude de Chinn (2000). On propose par la suite une extension à ce modèle, tout en essayant de définir un cadre d'analyse qui ne repose pas directement sur la parité des pouvoirs d'achat (car on laisse tomber la substituabilité parfaite des biens échangeables) mais plutôt sur les notions d'équilibre sur les marchés monétaires et financiers. La méthodologie économétrique utilisée consiste à construire un vecteur à correction d'erreur (VECM) et à l'estimer par la méthode de maximum de vraisemblance à information complète (FIML). En utilisant des données mensuelles canadiennes et américaines pour la période 1973M01-2000M12, les résultats

obtenus montrent que le modèle monétaire estimé arrive à reproduire la dynamique générale du taux de change, ainsi qu'à surpasser la marche aléatoire dans un cadre prévisionnel.

Après avoir développé les fondements théoriques et recensé une partie de la littérature, nous allons, premièrement, vérifier si la PPA tient pour les indices des prix considérés. Les résultats sont présentés à la fin du chapitre III et montrent que la PPA ne tient pas pour l'indice large des prix mais plutôt pour l'indice restreint. La méthodologie économétrique sur le modèle monétaire est développée par la suite au chapitre IV. Les résultats des différentes estimations du modèle étudié sont présentés dans les chapitres V et VI. La conclusion suit au chapitre VII.

CHAPITRE I

FONDEMENTS THEORIQUES

1-1- La théorie de la parité des pouvoirs d'achat

La théorie de la parité des pouvoirs d'achat (PPA) repose directement sur la loi du prix unique, selon laquelle le prix d'un bien échangeable demeure le même partout sur la base d'une monnaie commune (Joly et al. , 1996). Cette théorie fait l'objet d'un débat empirique dans la littérature. Empiriquement la PPA n'a pas reçu de validation définitive même dans sa version relative. Une approche fréquemment utilisée (voir par exemple Froot et Rogoff, 1994) consiste à tester la stationnarité du taux de change réel ou, de façon similaire, à vérifier l'existence d'une relation de cointégration entre le taux de change nominal, les prix domestiques et les prix étrangers. C'est cette approche que nous reprendrons dans notre analyse.

D'un point de vue macroéconomique, le taux de change réel constitue un indicateur de la compétitivité d'un pays puisqu'une hausse du taux de change réel (tout choses égales par ailleurs) représente une augmentation des prix des exportations relativement aux prix des importations, ce qui peut signaler la rareté relative des biens exportés par rapport aux biens importés. C'est donc un rapport d'un indice de prix étranger à un indice de prix domestique comparable, exprimés tous les deux dans une monnaie commune. Dans ce cas, le taux de change réel est défini par :

$$Q_t = \frac{S_t \times P_t^*}{P_t}, \quad (1)$$

où Q_t est le taux de change réel, S_t le taux de change nominal exprimé en unité de monnaie domestique en terme de devise étrangère, P_t et P_t^* représentent respectivement le niveau des prix domestique et étranger. Ce qui donne² :

$$q_t = p_t^* - p_t + s_t, \quad (2)$$

ce qui implique aussi que :

$$s_t = p_t - p_t^* + q_t. \quad (3)$$

Or la théorie de la parité des pouvoirs d'achat reflète la concurrence parfaite sur le marché des biens échangeables. Ce qui mène donc à l'absence de toute opportunité d'arbitrage sur ce marché. Alors si cette théorie tient et si le taux de change réel est constant, on aura donc l'équation suivante :

$$s_t = p_t - p_t^* + q_t. \quad (4)$$

D'un autre côté le niveau des prix domestique est déterminé à partir de l'équilibre sur le marché monétaire domestique. À l'équilibre sur ce marché on a :

$$M_t = P_t \cdot L \left(Y_t^+, i_t^-, \dots \right).$$

où $L(\cdot)$ est la demande réelle de monnaie, Y est le revenu réel et i le taux d'intérêt nominal.

Cette relation montre que la quantité de monnaie demandée est théoriquement fonction croissante du revenu, mais fonction décroissante du taux d'intérêt nominal.

Dans ce modèle on suppose que le log de la quantité demandée de monnaie est une fonction linéaire du log des prix, du log du revenu et du taux d'intérêt nominal d'où :

$$m_t = p_t + \log L \left(Y_t^+, i_t^- \right) = p_t + \eta_y y_t + \eta_i i_t.$$

² Les lettres minuscules représentent les variables exprimées en logarithme.

où $\eta_y > 0$ et $\eta_i < 0$.

Cela nous permet d'écrire :

$$p_t = m_t - \eta_y y_t - \eta_i i_t. \quad (5)$$

L'équation de Fisher relie le taux d'intérêt nominal au taux d'intérêt réel et au taux d'inflation entre la période t et t+k de la façon suivante:

$$(1 + i_{t,t+k}) = (1 + r_{t,t+k}) (1 + \pi_{t,t+k}),$$

ou, approximativement :

$$i_{t,t+k} \cong r_{t,t+k} + \pi_{t,t+k}.$$

Donc l'équation (5) devient :

$$p_t = m_t - \eta_y y_t - \eta_i (r_t + \pi_t).$$

Si on relâche l'hypothèse de l'équation de Fisher on aura possiblement que $\eta_i \neq \eta_\pi$, ce qui donne :

$$p_t = m_t - \eta_y y_t - \eta_i r_t - \eta_\pi \pi_t. \quad (6a)$$

De la même façon, l'équilibre sur le marché monétaire du pays étranger permet de déterminer le niveau des prix étrangers³ :

$$M_t^* = P_t^* \cdot L \left(Y_t^+, i_t^-, \dots \right).$$

Les mêmes hypothèses et développements sur la forme fonctionnelle considérée dans le cas du pays domestique nous donnent :

$$p_t^* = m_t^* - \eta_y^* y_t^* - \eta_i^* r_t^* - \eta_\pi^* \pi_t^*. \quad (6b)$$

Ce qui nous permet de construire le modèle monétaire de base en substituant (6a) et (6b) dans (4), on obtient alors :

³. Les variables avec une étoile (*) représentent celles du pays étranger.

$$s_t = m_t - m_t^* + \eta_y^* y_t^* - \eta_y y_t + \eta_r^* r_t^* - \eta_r r_t + \eta_\pi^* \pi_t^* - \eta_\pi \pi_t + q, \quad (7)$$

où on a laissé tomber la restriction (1,-1) pour les coefficients du log des masses monétaires domestique et étrangère et on a imposé que les coefficients des variables domestiques et étrangères sont identiques.⁴ pour construire l'équation du modèle monétaire standard :

$$s_t = \beta_1 + \beta_2(m_t^* - m_t) + \beta_3(y_t^* - y_t) + \beta_4(r_t^* - r_t) + \beta_5(\pi_t^* - \pi_t) + \varepsilon_t, \quad (8)$$

où s_t est le taux de change nominal, m_t le log du stock monétaire, y_t le log du revenu, r_t et π_t sont respectivement les taux d'intérêt et d'inflation.

1-2- Le ratio des prix des biens échangeables - non échangeables

L'une des questions les plus controversées dans la littérature demeure la PPA. En effet l'existence des biens non échangeables conduit à une remise en cause de cette théorie. Balassa (1964) essaye de valider cette théorie, dans sa version simple, en faisant la distinction entre les prix des biens échangeables et les prix des biens non-échangeables. On suppose donc que le niveau des prix agrégés (en log) peut être représenté en fonction de ces deux prix. Le niveau des prix (en log) du pays domestique sera alors défini comme suit :

$$p_t = (1 - \alpha) p_t^T + \alpha p_t^N, \quad (9a)$$

tandis que le niveau des prix étrangers sera défini :

$$p_t^* = (1 - \alpha^*) p_t^{T*} + \alpha^* p_t^{N*}, \quad (9b)$$

où α est la part des prix des biens non-échangeables dans l'indice agrégé pour le pays domestique et α^* celle du pays étranger. On suppose que cette part est identique entre

⁴. Voir Dornbusch (1976) pour plus de détails sur le modèle.

les deux pays et on impose aussi pour des fins analytiques que α est constant dans le temps.

D'un autre côté, la définition du taux de change réel peut être appliquée dans le cas des biens échangeables :

$$q_t^T = p_t^{T*} - p_t^T + s_t, \quad (10)$$

d'où :

$$s_t = p_t^T - p_t^{T*} + q_t^T, \quad (11)$$

Cette relation capte la loi du prix unique. Ce qui suppose donc des poids similaires pour tous les biens dans la construction de l'indice agrégé des prix.

Si nous remplaçons **(9a)**, **(9b)** et **(11)** dans l'équation **(2)** tout en imposant la restriction que $\alpha = \alpha^*$, on aura alors :

$$q_t = (1-\alpha) p_t^{T*} + \alpha p_t^{N*} - (1-\alpha) p_t^T - \alpha p_t^N + p_t^T - p_t^{T*} + q_t^T. \quad (12)$$

En arrangeant les termes on obtient :

$$q_t = -\alpha[(p_t^N - p_t^T) - (p_t^{N*} - p_t^{T*})] + q_t^T.$$

Or selon l'approche de Balassa (1964) la PPA tient pour les biens échangeables ce qui suppose donc que ces derniers sont des substituts parfaits et on aura donc :

$$q_t^T = \log(Q_t^T) = \log(1) = 0,$$

ce qui implique alors :

$$q_t = -\alpha[(p_t^N - p_t^T) - (p_t^{N*} - p_t^{T*})]. \quad (13)$$

Cette relation permet donc de déterminer les sources de variabilités des taux de change réel dues, en principe ici, aux mouvements des prix relatifs des biens échangeables par rapport aux non échangeables entre le pays domestique et étranger.

On peut interpréter le terme :

$$(p_t^N - p_t^T) - (p_t^{N*} - p_t^{T*}),$$

comme captant les facteurs qui affectent le prix relatif des biens non échangeables, sans nécessairement toucher le prix relatif des biens échangeables (MacDonald et Clark, 1997).

Le changement relatifs de l'indice des prix à la consommation (IPC) et l'indice des prix à la production (IPP)⁵ va capter le changement relatif des prix des biens non-échangeables et échangeables respectivement. Ce qui nous donne :

$$\alpha[(p_t^N - p_t^T) - (p_t^{*N} - p_t^{*T})] \cong \log\left[\frac{(CPI/PPI)}{(CPI^*/PPI^*)}\right]. \quad (14)$$

Dans ce cas le taux de change va bouger approximativement un pour un (et inversement) avec le ratio des indices des prix inter-pays (CPI/PPI).

Selon l'étude de Chinn (2000) la PPA ne tient pas pour un indice large des prix (représenté dans ce cas par l'IPC). Les mouvements de long terme du taux de change viennent donc des prix relatifs inter-pays des biens non-échangeables ; d'où le fait que le modèle monétaire à estimer doit prendre en considération cette variable.

1-3- le taux de change réel de long terme

L'analyse de long terme prend comme point de départ la détection du rôle des prix des biens échangeables et non échangeables dans les fluctuations de long terme du taux de change réel. Donc le taux de change est modélisé comme une fonction des prix relatifs des échangeables versus les non échangeables ; ce qui est connu dans la littérature économique comme étant l'approche de Balassa-Samuelson. Selon cette approche et dans une perspective de long terme la PPA simple ne tient plus. On cherche alors à déterminer les sources potentielles des mouvements du taux de change

⁵. Les approximations généralement utilisées dans la littérature économiques sont parfois distinctes et diffèrent d'un auteur à un autre. Clements et Frenkel (1980) utilisent les salaires dans le secteur manufacturier pour les biens non-échangeables et l'indice des prix des ventes en gros pour les biens échangeables. Wolff (1987), Chinn et Meese (1995), Engel (1995) et Chinn (2000) utilisent plutôt IPC et IPP comme approximations des prix des deux sortes de biens (et c'est cette approche que nous adoptons dans notre travail).

réel de long terme. Dans ce cas ce dernier taux n'est plus considéré comme une constante.

Donc si on reprend la relation (10) on obtient :

$$q_t^T = p_t^{T*} - p_t^T + s_t.$$

En remplaçant (9a), (9b) et (10) dans (2) on aura :

$$\bar{q}_t = q_t^T - \alpha[(p_t^N - p_t^T) - (p_t^{N*} - p_t^{T*})], \quad (15)$$

où \bar{q} est le taux de change réel de long terme et q^T est le taux de change réel pour les biens échangeables (connu aussi dans la littérature comme étant le prix des biens échangeables, voir MacDonald et Clark, 1997).

Donc sous la théorie de la PPA le seul facteur affectant le taux de change réel de long terme demeure le prix des non échangeables. Cela suppose que les biens échangeables sont considérés comme substituts parfaits entre pays ou d'une autre manière que q^T est constant. Donc, quand on laisse tomber l'hypothèse de PPA un autre facteur s'ajoute dans la fonction de détermination du taux de change (i.e. q^T). C'est pourquoi nous voudrions prendre compte de l'influence de q^T dans une extension du modèle monétaire de base considéré par Chinn (2000).

CHAPITRE II

REVUE DE LITTERATURE

Depuis l'introduction du taux de change flottant en 1973, deux approches sont souvent rencontrées dans la littérature comme modèles théoriques dominants pour la détermination du taux de change. Le modèle monétaire (standard ou à prix rigide) où les actifs non-monétaires sont perçus comme des substituts parfaits. À ce titre, le taux de change est déterminé à partir d'un excès relatif des quantités offertes de monnaie domestique et étrangère par rapport aux quantités réelles de monnaie demandées.

Le deuxième modèle est celui d'ajustement des portefeuilles. Dans ce cas les actifs non-monétaires sont considérés comme substituts imparfaits. Ces variables jouent alors un rôle important (surtout à travers la prime de risque) dans la détermination du taux de change (voir Backus 1984).

Le support empirique à tous ces modèles est toutefois faible, que ce soit en ce qui concerne leurs performances échantillonales⁶ (in-sample) ou leurs habiletés à donner de bonnes prévisions hors-échantillons (out-of-sample) (Voir MacDonald et Taylor, 1992).

⁶. On utilise les signes des coefficients estimés en comparaison avec ceux prédits par la théorie monétaire.

Récemment, les travaux de MacDonald et Taylor (1994), Mark (1995), Chinn et Meese (1995) et Chinn (2000) suggèrent l'existence d'un contenu empirique dans les prédictions de long terme du modèle monétaire.

Ces auteurs concluent que ce modèle structurel peut surpasser la marche aléatoire si la relation de long terme est incorporée dans la spécification économétrique.

Pour le cas canadien, l'étude d'Amano et Van Norden (1995) est la première à avoir établi empiriquement une relation de long terme entre les variables économiques et le taux de change réel. Ceci a été fait à l'aide d'un VECM qui incorpore la relation de cointégration entre le taux de change, le prix des matières premières (hors énergie) et le prix de l'énergie.

Une extension, à la fois structurelle et temporelle, de ce modèle est établie par Djoudad et Tessier (2000). L'extension est faite par l'ajout d'une nouvelle variable (au modèle de base d'Amano et Van Norden) qui semble être pertinente, en l'occurrence l'écart entre les ratios de l'endettement au PIB entre le Canada et les États-Unis. De plus, Djoudad et Tessier (2000) utilisent un échantillon étalé sur des périodes plus longues⁷. D'après les résultats obtenus avec une simulation dynamique du nouveau modèle, on constate que celui-ci arrive à bien reproduire la dynamique générale de l'évolution du taux de change réel indépendamment du régime des changes⁸. D'un point de vue prévisionnel le modèle arrive à surpasser la marche aléatoire.

Dans le cadre du modèle monétaire qui nous intéresse ici, l'équation de base (établie par Frenkel, 1976, Bilson, 1978 et Hodrick, 1978) sous une approche monétaire à prix flexible (AMPF) a la forme réduite suivante :

$$s_t = \beta_1 m_t + \beta_2 m_t^* + \beta_3 y_t + \beta_4 y_t^* + \beta_5 i_t^l + \beta_6 i_t^{*l} + v_t \quad (16)$$

où s_t est le taux de change nominal (prix domestique de la devise étrangère), m_t est l'offre de monnaie ; y_t le revenu ; i_t^l est le taux d'intérêt domestique de long terme et

⁷. Pour les données trimestrielles l'échantillon s'étale entre 1965 et 1998 tandis que les données annuelles couvrent la période entre 1948 à 1998.

⁸. Que ce soit avec le taux de change fixe (avant 1972) ou flottant.

v_t est un terme d'erreur. Les variables avec une étoile (*) représentent celles du pays étranger. Toutes les variables (sauf les taux d'intérêt) sont en log.

Si l'approche monétaire à prix flexible (AMPF) est correcte, chaque paramètre de l'équation a une interprétation théorique. Donc on s'attend à ce que : $\beta_1 = -\beta_2 = 1$, β_3 et β_4 sont respectivement négatif et positif avec des valeurs numériques égales aux élasticités du revenu calculées à partir des équations de demande de monnaie domestique et étrangère. β_5 et β_6 sont respectivement positif et négatif avec des valeurs numériques égales aux semi-élasticités du taux d'intérêt calculées à partir des fonctions de demande de monnaie.

Dans ce modèle les taux d'intérêt reflètent la prime d'inflation. En effet une augmentation de l'inflation anticipée mène à un détournement des agents de la monnaie domestique vers les actifs domestiques et étrangers, ce qui génère une dépréciation de celle-ci. Donc le taux d'intérêt domestique (étranger) a une influence positive (négative) sur le taux de change.

L'hypothèse de PPA sur laquelle repose la construction du modèle monétaire ne tient, dans le meilleur des cas, que pour un indice restreint des prix (IPP). Dornbush (1976) propose un autre modèle qui utilise les hypothèses de base du modèle AMPF (comme par exemple la substituabilité parfaite des actifs), mais qui fait la distinction entre les équilibres de long et de court termes. C'est l'approche monétaire à prix rigide (AMPR).

En effet dans le cadre d'un AMPR, les prix de court terme sont supposés rigides et prennent un certain temps avant d'atteindre leur niveau d'équilibre. En outre, les prix des actifs (à savoir les prix des titres et le taux de change) sont considérés comme étant flexible dans le temps.

L'équation de forme réduite de ce modèle est la suivante :

$$s_t = \beta_1 m_t + \beta_2 m_t^* + \beta_3 y_t + \beta_4 y_t^* + \beta_5 i_t^s + \beta_6 i_t^{*s} + v_t, \quad (17)$$

où i_t^s dénote le taux d'intérêt de court terme. Tous les termes entrant dans le modèle AMPF ont la même interprétation. La seule différence est le taux d'intérêt de court

terme. On s'attend à ce que le coefficient relatif à celui-ci soit négatif pour le taux domestique et positif pour le taux étranger.

Frankel (1979) suggère que la relation entre le taux d'intérêt et le taux de change, telle qu'exprimée dans le cadre d'un modèle AMPF simple, est irréaliste (surtout à court terme). Donc pour la rendre plus adéquate l'auteur introduit le différentiel des taux d'intérêt pour capter les effets des politiques monétaires.

Le modèle hybridé ainsi défini, combine les éléments des deux modèles AMPF et AMPR, pour obtenir la forme réduite connue sous le nom de différentiel des taux d'intérêt réel (RID)⁹ ; dont l'équation est la suivante :

$$s_t = \beta_1 m_t + \beta_2 m_t^* + \beta_3 y_t + \beta_4 y_t^* + \beta_5 i_t + \beta_6 i_t^* + \beta_7 i_t^s + \beta_8 i_t^{*s} + v_t, \quad (18)$$

où les termes entrant dans l'AMPF et l'AMPR ont la même interprétation.

Les équations (16), (17) et (18) ont été estimées par plusieurs auteurs à savoir Hodrick (1978), Bilson (1978) et Frankel (1979) avec des données empiriques allant jusqu'à 1978. Les modèles AMPF, AMPR et RID donnent de bonnes performances échantillonales¹⁰ (*in-sample*). Mais les équations sont statiques et ne tiennent pas compte de la dynamique du modèle.

D'autres travaux utilisent des échantillons étalés sur des périodes plus longues à savoir Boothe et Glassman (1987), McNown et Wallace (1989) et MacDonald et Taylor (1992). Ces auteurs testent la validité des modèles monétaires (RID et AMPF) dans un contexte de long terme en utilisant la méthode de cointégration à deux étapes proposées par Engle et Granger (1987). Cette méthode teste surtout si les résidus de l'équation (16) (considéré comme la relation de long terme) sont stationnaires. Les résultats obtenus montrent que le taux de change n'est pas cointégré avec le vecteur des variables du modèle monétaire.

⁹. Ici l'auteur émet l'hypothèse que les taux d'intérêt de court terme captent les taux d'intérêt réel et ceux de long terme captent l'inflation anticipée.

¹⁰. On utilise ici un diagnostic basé sur le R² et la statistique de Durbin-Watson, comme test d'autocorrélation d'ordre 1.

MacDonald et Taylor (1994) démontrent que l'utilisation de la technique de Johansen (1988) et Johansen et Juselius (1990) donne des résultats satisfaisants quant à la présence d'une relation de cointégration entre le taux de change et les variables macroéconomiques considérées. Divers facteurs peuvent expliquer de tels résultats. D'une part, on constate que la prise en compte de relations de long terme accroît le pouvoir prévisionnel, même dans une perspective de court terme (Christoffersen et Diebold, 1998). D'autre part, comme il est difficile de rejeter la non-stationnarité du taux de change (tant réel que nominal), cela implique que le taux de change est sujet à divers chocs ayant des effets sinon permanents, du moins très persistants. Il est donc possible de trouver des relations significatives de cointégration entre le taux de change et un ensemble d'autres variables non stationnaires (Djoudad et Tessier, 2000).

En effet, avec la prise en compte de la relation de cointégration calculée par la méthode de Johansen (1988) (en un terme de correction d'erreur), le modèle monétaire arrive à surpasser la marche aléatoire dans un cadre prévisionnel.

Cette performance prévisionnelle du modèle monétaire est attribuée essentiellement à la méthode économétrique utilisée. Mais le problème est qu'on n'utilise que le premier vecteur de cointégration, les autres vecteurs sont tout simplement ignorés à cause du fait qu'on ne vérifie pas si l'espace de cointégration à un rang supérieur à un. Ce genre d'interprétation, très répandu dans la littérature économique, est toutefois inapproprié car il ignore l'information qui peut être utile dans la définition de long terme du taux de change (voir Sarantis, 1994).

CHAPITRE III

LA PARITÉ DES POUVOIRS D'ACHAT

3-1- Test de la PPA

L'approche monétaire repose sur la théorie de la parité relative des pouvoirs d'achat (PPA). Il est donc crucial de vérifier si cette théorie tient pour les indices des prix considérés.

Cassel (1928), en formulant la version moderne de la PPA, tient compte dans son travail d'un certain nombre de facteurs (comme par exemple le différentiel des taux d'intérêt, les coûts de transport et les interventions sur le marché de change par les banques centrales) pour construire ce qui est connu par la suite comme étant la PPA relative. Selon l'analyse casselienne¹¹, l'arbitrage international sur les biens échangeables conduit à la relation d'équilibre décrite par l'égalité de la PPA. Dans ce cas le taux de change réel suit un processus stationnaire autorégressif d'ordre 1 [AR(1)]¹² :

$$q_t = \rho q_{t-1} + \alpha + \varepsilon_t \quad \text{avec} \quad 0 < \rho < 1$$

Roll (1979) et Darby (1980) développent quant à eux un concept diamétralement opposé au précédent. On introduit ici le concept de PPA des marchés

¹¹ Voir Officer (1976) pour une discussion détaillée de l'analyse casselienne sur la PPA.

¹² Ici l'information joue un rôle clé dans le processus qui permet d'atteindre l'égalité de PPA ainsi la valeur d'équilibre à long terme du taux de change réel est donnée par : $q_t = \alpha / (1 - \rho)$. L'étude de Dornbusch (1976) développe le sujet dans ce sens.

efficacités (PPAME) qui relie l'arbitrage sur le marché des titres obligataires aux prédictions de ces titres. C'est dans ce sens que le taux de change peut être intégré d'ordre 1 (I[1]) ou d'ordre 0 (I[0]). Le taux de change va donc suivre plutôt un processus de marche aléatoire (avec ou sans dérive) :

$$q_t = q_{t-1} + \alpha + \varphi_t$$

Cette dernière alternative est testée suivant deux méthodes, soit en vérifiant les propriétés des séries temporelles du taux de change réel, soit plutôt en examinant la relation du taux de change nominal aux prix relatifs.

La deuxième méthode est la plus prisee dans la littérature, celle-ci consiste à appliquer des tests de cointégration à l'équation statique suivante :

$$s_t = \beta_0 + \beta_1 p_t + \beta_2 p_t^* + \varepsilon_t \quad (19)$$

McDonnald (1993) montre que dans le cas où les variables s_t , p_t et p_t^* sont I(1), une forme faible de PPA (*weak form*) existe si les résidus de l'équation (19) sont stationnaires. La forme forte de PPA (*strong form*) quant à elle existe, si en plus de la forme faible, les coefficients estimés satisfont l'homogénéité : $\beta_1 = 1$ et $\beta_2 = -1$ ainsi que la symétrie : $\beta_1 = -\beta_2$.

La distinction entre les deux formes de PPA est due au fait qu'il existe des coûts de transport, ainsi que les poids différents des prix dans la construction de l'indice agrégé à travers les pays. Cela implique qu'il n'y a pas d'hypothèses quant aux valeurs spécifiques de β_1 et β_2 , à l'exception du fait que l'un est positif et l'autre négatif (voir Patel, 1990).

En outre, l'évidence de cointégration est vérifiée par plusieurs auteurs suivant la méthode à deux étapes d'Engle et Granger (1987). Ainsi Baillie et Selover (1987), Enders (1988), Mark (1990) et Patel (1990) trouvent que les résidus de l'équation (19) ne sont pas stationnaires. Mais on sait maintenant que la méthode utilisée par ces études souffre de plusieurs anomalies, surtout en petit échantillon. Premièrement la distribution asymptotique des estimateurs ne suit pas une loi standard; en plus, elle est affectée par les paramètres de nuisance. De même, en petit échantillon, en présence

d'endogénéité et de corrélation des résidus, des biais importants peuvent affecter les valeurs des coefficients (tel qu'illustré par Benerjee et al., 1986).

Or l'utilisation de la méthode de Johansen¹³ (1988) permet d'obtenir des résultats convaincants quant à la présence de cointégration en testant l'équation (19) (voir Cheung et Lai, 1993, Kugler et Lenz, 1993 et McDonald et Marsh, 1997).

On va, dans ce qui suit, adopter l'approche utilisée par Froot et Rogoff (1994) discutée précédemment. Celle-ci consiste à vérifier l'existence d'une relation de cointégration entre le taux de change nominal, les prix domestiques et les prix étrangers. Pour ce faire, nous nous inspirerons du modèle de Balassa (1964) et Samuelson (1964). Pour tester la validité de cette théorie on utilise la méthode des moindres carrés dynamiques (DOLS) selon la méthodologie de Stock et Watson (1993). Cette méthode est similaire à une régression d'Engle et Granger (1987) augmentée par les avances et les retards des variables explicatives en première différence. Souvent les résultats obtenus en utilisant la procédure de Johansen(1988) sont différents de ceux obtenus par DOLS. Stock et Watson (1993) présentent des évidences à partir de simulations de Monte Carlo, que les estimations par la méthode de Johansen sont typiquement plus dispersées que leurs contreparties obtenues par DOLS.

La première étape dans notre analyse consiste donc à vérifier la stationnarité des variables considérées dans ce modèle à savoir les différents indices des prix ainsi que le taux de change nominal. Les graphiques de la figure 1 montrent l'évolution de ces séries dans le temps. Le tableau 1 présente les résultats des tests de Dickey-Fuller augmentés (ADF-test) qu'on a obtenu pour un modèle doté d'une constante et pour un modèle avec constante et tendance. On estime les différents modèles avec 15 retards et on choisit comme retard optimal le premier retard significatif à un niveau de

¹³. Cette méthode donne des estimateurs asymptotiques optimaux vu qu'elle incorpore une correction paramétrique pour la correction de l'endogénéité et de la corrélation des erreurs dans les séries étudiées.

signification de 5% (selon la p-value).¹⁴ Dans tous les cas, on ne peut pas rejeter l'hypothèse de racine unitaire dans les séries en niveau, ce qui signifie qu'on va traiter celles-ci comme intégrées.¹⁵ d'ordre 1 [i.e I(1)].

La seconde étape consiste à estimer le modèle par la méthode DOLS. On considère donc l'équation suivante (voir Chinn 2000):

$$s_t = \delta_0 + \delta_1 p_t + \delta_2 p_t^* + \sum_{i=-k}^k \theta_i \Delta p_{t+i}^* + \sum_{i=-k}^k \phi_i \Delta p_{t+i}^* + u_t \quad (20)$$

On estime l'équation (20) pour les indices de prix à la consommation ICP et l'indice des prix à la production IPP dans des modèles avec et sans tendance temporelle. On impose aussi la restriction que les coefficients des indices de prix domestique et étranger sont égaux et de signes opposés. Le choix du retard optimal.¹⁶ s'effectue selon le critère d'information BIC. On prend le 15^{ème} retard comme retard maximal et on retient le premier retard significatif. En plus on effectue une batterie de tests d'adéquation statique sur les équations considérées pour éviter que les spécifications retenues ne souffrent de problèmes de dynamique manquante ou d'hétéroscédasticité, par exemple.

3-2- Les résultats des tests sur la PPA

Les données utilisées pour effectuer les différents tests sur la PPA sont tirés des bases de données CANSIM et FRED (voir les détails à l'annexe sur les données).

Ainsi le taux de change nominal est exprimé en dollar US par dollar canadien (US\$/CAD\$). L'indice des prix à la consommation est l'ICP pour tous les

¹⁴ Le choix du retard optimal selon le critère d'information MAIC développé par Ng et Perron (1998) ne change pas les résultats de manière significative.

¹⁵ À noter ici que les indices des prix à la consommation pour les deux pays sont intégrés d'ordre supérieur à un vu que les séries en première différence ne sont pas stationnaires.

¹⁶ Le nombre d'avances considéré est le même que le nombre de retards dans tous les cas.

consommateurs urbains et pour tous les biens pour les deux pays. L'indice des prix à la production est le IPP pour tous les biens dans le cas américain et on prend l'IPPI pour les industries manufacturières dans le cas canadien.

L'estimation de l'équation (20) par la méthode DOLS pour les indices des prix considérés donne les résultats présentés au Tableau 2.

Dans le cas de l'indice des prix à la consommation, on prend le deuxième retard comme retard optimal (comme suggéré par le critère d'information BIC). La tendance dans les données est significative à un niveau de signification de 5%.

On impose aussi la restriction que les coefficients relatifs aux indices des prix américain et canadien soient égaux et de signes opposés. Le test de Wald sur cette restriction est non significatif à un seuil de 5%. Donc on ne rejette pas cette restriction.

En général on a une bonne mesure de R^2 . Le test de Phillips-Perron sur les résidus de l'équation (20) montre (tel qu'illustré au tableau 2) qu'on ne rejette pas l'hypothèse de non cointégration. Donc on rejette l'hypothèse de PPA dans le cas de l'IPC.

La colonne [1] du Tableau 2 présente les résultats de l'estimation de l'équation (20) pour l'IPC sans tendance dans les données. Selon ces résultats une augmentation de 1% de l'indice des prix induit une appréciation de 0.1% du dollar US vis à vis du dollar CAN.

L'introduction d'une tendance¹⁷ dans les données (colonne [2]) accentue l'ampleur de l'appréciation du dollar US qui passe à 2.2% quand l'indice américain augmente de 1%. Le signe de l'indice domestique change dans le sens anticipé par la théorie et on enregistre une appréciation du dollar CAN de 1.43% avec toute augmentation de l'indice canadien de 1%. Quand on impose la restriction que les coefficients soient égaux et de signes opposés (colonne [3]), les coefficients deviennent

¹⁷. On teste ici pour la signification de la tendance, les résultats sont donc présentés pour des modèles avec ou sans tendance pour fin de comparaison (même chose pour la restriction imposée).

du bon signe. L'inclusion d'une tendance ne change pas les résultats de manière significative (colonne [4]).

Donc, selon toute évidence, l'hypothèse de PPA est rejetée dans le cas de cet indice des prix (IPC). On rejoint ici les résultats obtenus par Chinn (2000) qui affirme aussi que la PPA ne tient pas pour l'indice large des prix (IPC).

La deuxième moitié du Tableau 2 donne les résultats de l'estimation de l'équation (20) pour l'indice des prix à la production (IPP). Le retard optimal pour cette équation est le 4^{ème} retard (choisi par le critère BIC). La tendance dans ce cas demeure non significative à un seuil de 5%. Le test de Wald sur la restriction que les coefficients sont égaux et de signes opposés est non significatif à un seuil de 5%.

Le test de Phillips-Perron sur les résidus de l'équation (20), dans ce cas, montrent qu'on rejette l'hypothèse de non cointégration¹⁸. Dans ce sens les tests menés par Horvath-Watson (1995) indiquent aussi que l'IPP est cointégré avec le taux de change nominal. Dans ce cas on ne peut pas rejeter l'hypothèse de PPA.

Les résultats de l'estimation de l'équation (20) dans le cas de l'IPP montrent que les coefficients estimés ont des signes différents de ceux anticipés par la théorie, avec des modèles avec ou sans tendance (colonnes [5] et [6]). Même quand on impose des coefficients égaux et de signes opposés (colonnes [7] et [8]), les résultats ne changent pas de manière significative.

Avec l'évidence de cointégration suggéré par les tests de Phillips-Perron sur les résidus de l'équation estimée, la PPA, comme stipulé aussi dans le travail précité de Chinn, tient pour l'indice restreint des prix (IPP).

En conclusion on peut dire que la PPA tient pour l'indice des prix à la production mais ne tient pas pour l'indice des prix à la consommation.

¹⁸. Les résultats de ce test sont illustrés au tableau #2.

CHAPITRE IV

METHODOLOGIE ÉCONOMETRIQUE

4-1- Le modèle monétaire de base

Le modèle monétaire de base considéré ici a la forme suivante:

$$s_t = \beta_1 + \beta_2(m_t^* - m_t) + \beta_3(y_t^* - y_t) + \beta_4(r_t^* - r_t) + \beta_5(\pi_t^* - \pi_t) + \beta_6\omega_t + \varepsilon_t \quad (21)$$

où s_t est le taux de change nominal, m_t le log du stock monétaire, y_t log du revenu, r_t et π_t sont respectivement le taux d'intérêt et le taux d'inflation et ω_t est le prix relatif inter-pays des biens non-échangeables. Les variables avec une étoile (*) représentent celles du pays étranger.

Comme on a vu précédemment le modèle monétaire standard donne une interprétation structurelle des coefficients (voir Frankel, 1979 pour une discussion plus détaillée du modèle). Donc on s'attend à ce que $\beta_2 = -1$, $\beta_3 < 0$. Si on suppose que les prix sont flexibles et que les différentiels des taux d'intérêt et d'inflation sont les mêmes, alors la condition $\beta_4 > 0$ et $\beta_5 = 0$ tient (ce qui suppose qu'on tient compte de l'hypothèse de l'équation de Fisher). Si au contraire les prix sont rigides, il y a un effet de l'inflation sur le taux de change au-delà de l'effet Fisher, ce qui fait que $\beta_4 < 0$ et le changement de ce paramètre est positivement lié à la rigidité des prix. Dans ce cas, $\beta_5 > 0$ ce coefficient augmente avec la semi-élasticité des taux d'intérêt par rapport à

la demande de monnaie et diminue avec le degré de rigidité des prix. $\beta_6 < 0$ signifie que, si le prix des biens non-échangeables augmente aux États-Unis le dollar américain s'apprécie vis à vis du dollar canadien et vice versa.

L'estimation du modèle ainsi défini passe par la vérification de la stationnarité des variables macroéconomiques. Or d'après l'examen des graphiques des figures 2, 3 et les résultats du test ADF en niveau et en première différence (Tableau 3), les séries sont intégrées d'ordre un I(1).

Par la suite, on teste la présence d'une relation de long terme entre ces variables (relation de cointégration). Selon Phillips et Loretan (1991) on a le choix entre deux possibilités pour effectuer les tests de cointégration, soit en adoptant la méthode à équation unique, soit plutôt en considérant le système au complet (donc plusieurs équations à la fois).

L'utilisation de l'une ou de l'autre approche peut conduire à une faiblesse des estimations. En effet l'utilisation de la première méthode ne nous permet pas d'utiliser toute l'information dont on dispose pour calculer les estimations. La deuxième approche nous permet de voir comment le taux de change s'ajuste ainsi que la façon dont les autres variables du système s'ajustent. Mais le système ainsi défini peut présenter un biais si au moins l'une des équations est mal spécifiée. Dans ce qui suit, nous allons considérer deux approches qui s'inspirent de ce qui précède. Dans un premier temps, nous considérons une approche à deux équations, pour ensuite étudier le cas d'une approche à équations multiples.

4-2 L'approche à deux équations

La construction du modèle monétaire suivant l'approche à deux équations repose sur le fait que le taux de change réel est fonction d'autres variables

macroéconomiques. L'étude d'Amano et Van Norden¹⁹ (1995) nous permet de construire une liste exhaustive de ces variables, à savoir le prix des produits de base (hors énergie), le prix de l'énergie et le différentiel des taux d'intérêt. L'extension de ce modèle faite par Djoudad et Tessier (2000) permet de prendre aussi en considération l'écart entre les ratios de la dette publique au PIB. Toutefois l'impact de cette dernière variable sur le taux de change n'est pas aisément identifiable. Un lien potentiel entre les deux passe par la prime de risque. Par exemple, un accroissement du déficit budgétaire peut entraîner une appréciation du taux de change à court terme, après une hausse des taux d'intérêt résultant de l'accroissement de la demande de fonds prêtables (si le théorème d'opérateur ricardien ne tient pas ou s'il y a un lien entre la prime de risque et le taux d'endettement tel que suggéré par Fenton et Paquet, 1998).

Parallèlement, cette même hausse du déficit peut faire baisser le taux de change par le biais d'une hausse probable de la prime de risque (voir Djoudad et Tessier, 2000). Devant l'ambiguïté de l'apport de cette variable sur le taux de change réel on va se contenter du modèle défini par Amano et van Norden (1995).

Le modèle de détermination du taux de change réel considéré alors est le suivant :

$$\Delta q_t = \nu_0(q_{t-1} - \gamma_0 - \gamma_1 Totcom_{t-1} - \gamma_2 Totener_{t-1}) + \lambda_1 Rdif_{t-1} + u_t,$$

où q_t : Logarithme du taux de change réel,

Totcom : Indice des prix des matières premières hors énergie en termes réels,

Totener : Indice de prix de l'énergie en termes réels,

Rdif : Le différentiel des pentes des courbes de rendements entre le Canada et les États-Unis.

¹⁹. On adopte dans ce qui suit la démarche utilisée par cette étude pour construire le modèle du taux de change réel.

Donc suivant l'approche à deux équations²⁰, les taux de change nominal et réel se déterminent de façon simultanée.

Le modèle considéré est le suivant :

$$\begin{aligned} \Delta s_t = & \delta_{10} + \Phi_1 ECT_{t-k} + \sum_{i=1}^k \delta_{1i} \Delta s_{t-i} + \sum_{i=1}^k \zeta_{1i} \Delta \hat{m}_{t-i} + \sum_{i=1}^k \nu_{1i} \Delta \hat{y}_{t-i} + \sum_{i=1}^k \mu_{1i} \Delta \hat{r}_{t-i} \\ & + \sum_{i=1}^k \xi_{1i} \Delta \hat{\pi}_{t-i} + \sum_{i=1}^k \chi_{1i} \Delta \omega_{t-i} + \sum_{i=1}^k \tau_{1i} \Delta q_{t-i} + \varepsilon_{1t} \end{aligned} \quad (24)$$

$$\Delta q_t = \nu_{10} (q_{t-1} - \gamma_{10} - \gamma_{11} Totcom_{t-1} - \gamma_{12} Totener_{t-1}) + \lambda_{11} Rdif_{t-1} + \varepsilon_{2t},$$

où

$$ECT_{t-k} = (\beta_1 s_{t-k} + \beta_2 \hat{m}_{t-k} + \beta_3 \hat{y}_{t-k} + \beta_4 \hat{r}_{t-k} + \beta_5 \hat{\pi}_{t-k} + \beta_6 \omega_{t-k} + \beta_7 q_{t-k})$$

Le système à deux équations ainsi défini est estimé par FIML. Le nombre de retard dans ce cas est déterminé par les critères d'information PIC et BIC.

Cette procédure consiste à appliquer le critère PIC (Posterior Information Critirion). Cette méthode présente l'avantage de déterminer en même temps l'ordre et le rang du VAR nécessaires aux tests de cointégration (voir Phillips & Ploberger, 1994 et Chao & Phillips, 1999 pour plus de détails). Ce critère est comparé avec les critères AIC et BIC.

Les trois critères sont définis ainsi :

$$AIC(p,r) = \text{Log} \left| \hat{\Sigma} \right| + (n^2 p + r(n-r) + nr) \frac{2}{T}$$

$$PIC(p,r) = \text{Log} \left| \hat{\Sigma} \right| + (n^2 p + 2r(n-r) + nr) \frac{\log T}{T}$$

²⁰. On s'intéresse ici à la détermination de la variable endogène sans se préoccuper des autres variables du système contrairement à l'approche qu'on va développer dans la section suivante.

$$\text{BIC}(p,r) = \text{Log} \left| \hat{\Sigma} \right| + (n^2 p + r(n-r) + nr) \frac{\log T}{T}$$

où T est le nombre d'observations, $\hat{\Sigma}$ la matrice de variance-covariance, n le rang maximal de la matrice de cointégration (égale en général au nombre de variables du système), r est le rang considéré et p est le nombre de retards.

Après le calcul de ces critères pour différentes combinaisons du couple (p,r), on retient le couple qui donne la plus petite valeur numérique du critère d'information.

Sur la base de simulations effectuées par Chao & Phillips (1999), on s'attend à ce que PIC et BIC donnent de meilleurs résultats que AIC.

4-3- L'approche à équations multiples

4-3-1- Construction du VECM

La construction du modèle à équations multiples prend une forme vectorielle à correction d'erreur (VECM). Cette construction se fait à partir du modèle autorégressif multivarié VAR(p).

Soit

$$\mathbf{X}_t = (x_{1t}, x_{2t}, \dots, x_{nt})'$$

un vecteur de variables ; le VAR(p) correspondant est le suivant :

$$\mathbf{X}_t = \lambda + \sum_{k=1}^p \Phi_k \mathbf{X}_{t-k} + \mathbf{u}_t,$$

où \mathbf{u}_t est un bruit blanc, p est le nombre de retards. Dans notre cas, le vecteur \mathbf{X}_t est défini de la façon suivante:

$$\mathbf{X}_t = (s_t, \hat{m}_t, \hat{y}_t, \hat{r}_t, \hat{\pi}_t, \omega_t)'$$

où s_t est le taux de change nominal, \hat{m}_t est la différence relative de la masse monétaire (en log) entre la variable canadienne et américaine, \hat{y}_t est la différence relative des revenus, \hat{r}_t est la différence relative des taux d'intérêt, $\hat{\pi}_t$ est la différence relative des taux d'inflation et ω_t est le prix relatif des biens non-échangeables.

On suppose que

$$\Phi_0 = I,$$

une reparamétrisation de cette équation consiste à ajouter et à soustraire le terme :

$$\sum_{j=1}^p [(\sum_{i=1}^j \Phi_{i-j}) x_{t-j}],$$

au terme de droit du VAR, on aura alors :

$$\Delta X_t = \lambda + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta X_{t-i} + \Pi X_{t-p} + u_t. \quad (22)$$

Les matrices (N×N) des coefficients sont définies comme suit :

$$\Gamma_i = -(I_N - \Phi_1 - \dots - \Phi_i) \quad \text{pour } i = 1, \dots, p-1$$

et

$$\Pi = -(I_N - \Phi_1 - \dots - \Phi_p),$$

où p est le nombre de retards dans le VAR ; cette dernière matrice capte la relation de long terme entre les éléments de X_t . Si une telle relation existe, on peut écrire la matrice Π sous la forme d'un produit de deux matrices α et β de rang plein :

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

(N×N) (N×r) (r×N)

donc

$$\Pi = \begin{bmatrix} \Pi_{11} & \cdot & \cdot & \Pi_{1N} \\ \cdot & & & \cdot \\ \cdot & & & \cdot \\ \Pi_{N1} & \cdot & \cdot & \Pi_{NN} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_{11} & \cdot & \cdot & \alpha_{r1} \\ \cdot & & & \cdot \\ \cdot & & & \cdot \\ \alpha_{N1} & \cdot & \cdot & \alpha_{rN} \end{bmatrix} \times \begin{bmatrix} \beta_{11} & \cdot & \cdot & \beta_{N1} \\ \cdot & & & \cdot \\ \cdot & & & \cdot \\ \beta_{1r} & \cdot & \cdot & \beta_{Nr} \end{bmatrix}$$

Les rangées de la matrice β' correspondent à r vecteurs de cointégration. Les éléments de la matrice $\beta' X_t$ constituent le terme de correction d'erreur (ECT).

4-3-2- Extension du modèle de base

L'extension proposée ici consiste en l'ajout du taux de change réel, q_t , au modèle monétaire de base considéré par Chinn (2000).

Dans ce cas on teste pour la cointégration suivant la méthode du maximum de vraisemblance à information complète (FIML) technique de Johansen (1988) et Johansen et Juselius (1990). La spécification retenue est sujette aux tests d'adéquation statistiques usuels. Ces tests sont d'une importance cruciale, puisqu'ils permettent de savoir si le choix du modèle retenu est adéquat (pour éviter les symptômes de dynamique manquante, par exemple). Nous allons par la suite comparer le modèle ainsi défini au modèle de base pour voir si la variable ajoutée apporte de l'information supplémentaire au modèle monétaire.

4-3-3- Spécification du modèle monétaire

L'estimation du modèle monétaire sous la deuxième approche se caractérise par la prise en compte du système au complet. Pour fin de simplification, on ne considère, dans cette notation, qu'un seul vecteur de cointégration, mais rien

n'empêche en réalité la présence de plusieurs vecteurs de cointégration. Le système considéré est le suivant :

$$\begin{aligned}
\Delta s_t &= \delta_{10} + \Phi_1 ECT_{t-k} + \sum_{i=1}^k \delta_{1i} \Delta s_{t-i} + \sum_{i=1}^k \zeta_{1i} \Delta \hat{m}_{t-i} + \sum_{i=1}^k \nu_{1i} \Delta \hat{y}_{t-i} + \sum_{i=1}^k \mu_{1i} \Delta \hat{r}_{t-i} \\
&\quad + \sum_{i=1}^k \xi_{1i} \Delta \hat{\pi}_{t-i} + \sum_{i=1}^k \chi_{1i} \Delta \omega_{t-i} + \sum_{i=1}^k \tau_{1i} \Delta q_{t-i} + \varepsilon_{1t} \\
\Delta \hat{m}_t &= \delta_{20} + \Phi_2 ECT_{t-k} + \sum_{i=1}^k \delta_{2i} \Delta s_{t-i} + \sum_{i=1}^k \zeta_{2i} \Delta \hat{m}_{t-i} + \sum_{i=1}^k \nu_{2i} \Delta \hat{y}_{t-i} + \sum_{i=1}^k \mu_{2i} \Delta \hat{r}_{t-i} \\
&\quad + \sum_{i=1}^k \xi_{2i} \Delta \hat{\pi}_{t-i} + \sum_{i=1}^k \chi_{2i} \Delta \omega_{t-i} + \sum_{i=1}^k \tau_{2i} \Delta q_{t-i} + \varepsilon_{2t} \\
\Delta \hat{y}_t &= \delta_{30} + \Phi_3 ECT_{t-k} + \sum_{i=1}^k \delta_{3i} \Delta s_{t-i} + \sum_{i=1}^k \zeta_{3i} \Delta \hat{m}_{t-i} + \sum_{i=1}^k \nu_{3i} \Delta \hat{y}_{t-i} + \sum_{i=1}^k \mu_{3i} \Delta \hat{r}_{t-i} \\
&\quad + \sum_{i=1}^k \xi_{3i} \Delta \hat{\pi}_{t-i} + \sum_{i=1}^k \chi_{3i} \Delta \omega_{t-i} + \sum_{i=1}^k \tau_{3i} \Delta q_{t-i} + \varepsilon_{3t} \\
\Delta \hat{\pi}_t &= \delta_{50} + \Phi_5 ECT_{t-k} + \sum_{i=1}^k \delta_{5i} \Delta s_{t-i} + \sum_{i=1}^k \zeta_{5i} \Delta \hat{m}_{t-i} + \sum_{i=1}^k \nu_{5i} \Delta \hat{y}_{t-i} + \sum_{i=1}^k \mu_{5i} \Delta \hat{r}_{t-i} \\
&\quad + \sum_{i=1}^k \xi_{5i} \Delta \hat{\pi}_{t-i} + \sum_{i=1}^k \chi_{5i} \Delta \omega_{t-i} + \sum_{i=1}^k \tau_{5i} \Delta q_{t-i} + \varepsilon_{5t} \\
\Delta \omega_t &= \delta_{60} + \Phi_6 ECT_{t-k} + \sum_{i=1}^k \delta_{6i} \Delta s_{t-i} + \sum_{i=1}^k \zeta_{6i} \Delta \hat{m}_{t-i} + \sum_{i=1}^k \nu_{6i} \Delta \hat{y}_{t-i} + \sum_{i=1}^k \mu_{6i} \Delta \hat{r}_{t-i} \\
&\quad + \sum_{i=1}^k \xi_{6i} \Delta \hat{\pi}_{t-i} + \sum_{i=1}^k \chi_{6i} \Delta \omega_{t-i} + \sum_{i=1}^k \tau_{6i} \Delta q_{t-i} + \varepsilon_{6t}
\end{aligned} \tag{23}$$

$$\begin{aligned}
\Delta q_t &= \delta_{70} + \Phi_7 ECT_{t-k} + \sum_{i=1}^k \delta_{7i} \Delta s_{t-i} + \sum_{i=1}^k \zeta_{7i} \Delta \hat{m}_{t-i} + \sum_{i=1}^k \nu_{7i} \Delta \hat{y}_{t-i} + \sum_{i=1}^k \mu_{7i} \Delta \hat{r}_{t-i} \\
&\quad + \sum_{i=1}^k \xi_{7i} \Delta \hat{\pi}_{t-i} + \sum_{i=1}^k \chi_{7i} \Delta \omega_{t-i} + \sum_{i=1}^k \tau_{7i} \Delta q_{t-i} + \varepsilon_{7t}
\end{aligned}$$

où le terme correcteur d'erreur a la forme suivante :

$$ECT_{t-k} = (\beta_1 s_{t-k} + \beta_2 \hat{m}_{t-k} + \beta_3 \hat{y}_{t-k} + \beta_4 \hat{r}_{t-k} + \beta_5 \hat{\pi}_{t-k} + \beta_6 \omega_{t-k} + \beta_7 q_{t-k})$$

Les variables avec chapeau (^) dénotent les différences relatives.

4-3-4- Estimation du VECM

En pratique, nous procédons à l'estimation du VECM avec T observations par la méthode de maximum de vraisemblance à information complète (FIML) avec les restrictions sur la matrice Π , donc un rang de celle-ci égal à r :

$$H_2(r) : \quad \Pi = \alpha \beta' \text{ et } \text{rang}(\Pi) = r$$

Johansen (1988) suppose que les erreurs sont normalement distribuées et pour un nombre donné de retards (p), on peut avoir l'estimation avec maximum de vraisemblance de :

$$\mathcal{D}_0, \Gamma_i, (\text{pour tout } i = 1, \dots, p-1), \alpha, \beta \text{ et } \Sigma_\varepsilon.$$

La détermination du rang du VECM se fait à l'aide de la statistique trace. Alors on teste :

$$H_{0,2}(r) : \text{rang}(\Pi) = r = r_1 \in [0, N],$$

contre :

$$H_{1,2}(r) : \text{rang}(\Pi) = r \geq r_1 + 1 \quad \text{càd} \quad r \in [r_1, N]$$

où N est le nombre maximum de vecteurs de cointégration considéré. Ensuite on calcule la statistique trace :

$$TR(r_1) = -T \sum_{i=r_1+1}^N \log(1 - \hat{\lambda}_i)$$

où $\hat{\lambda}_i$ sont les N-r₁-1 plus petites valeurs propres calculées de la matrice Π . Cette statistique ne suit pas une distribution standard, même asymptotiquement. Les valeurs critiques sont tirées du tableau d'Osterwald-Lenum (1992) avec N-r₁ degré de liberté.

Une autre possibilité est l'utilisation des critères d'information. Dans ce sens nous allons utiliser les critères d'informations PIC et BIC, définis précédemment, pour déterminer en même temps le rang de l'espace de cointégration ainsi que le nombre de retard dans le VAR en niveau.

Avant de passer à la présentation des résultats des différentes estimations, il reste à noter que nous nous intéressons dans un premier temps, à l'apport de la variable ajoutée (q_t) dans la construction du modèle monétaire. Donc, on va vérifier si cette variable ajoute de l'information supplémentaire au modèle (ce qui constitue la première étape de l'évaluation de celui-ci). Dans un deuxième temps, nous allons discriminer entre les deux approches économétriques utilisées, dans ce travail, pour choisir celle qui donne les meilleurs résultats dans un cadre prévisionnel.

CHAPITRE V

RESULTATS EMPIRIQUES

5-1 Les données

Les Données mensuelles utilisées dans ce texte s'étalent sur la période de janvier 1973 à décembre 2000. Les données canadiennes sont tirées de la base de données CANSIM, tandis que les données américaines sont tirées de la base de données FRED du Système de la Réserve Fédérale américaine de Saint Louis. Le taux de change nominal est exprimé en dollar US par dollar canadien (US\$/CAD\$). Le taux de change réel quant à lui est défini comme le produit entre le taux nominal et le ratio des déflateurs de PIB canadien et américain. Pour l'agrégat monétaire on choisit M2 désaisonnalisée (définition nationale pour les deux pays). Le revenu est défini par le produit intérieur brut (PIB) des deux pays, obtenu à partir des données trimestrielles par interpolation avec la méthode de l'appariement quadratique à la moyenne (*quadratic matching to average*). Les rendements sur les bons du trésor à trois mois

sont utilisés pour les taux d'intérêt canadiens. On prend dans le cas américain les rendements des bons du trésor à trois mois (*3-Month Treasury Bill Rate*). L'indice des prix à la consommation est le IPC pour tous les consommateurs urbains et pour tous les biens pour les deux pays. L'indice des prix à la production est le PPI pour tous les biens dans le cas américain et on prend l'IPPI pour les industries manufacturières dans le cas canadien.

Le déflateur du PIB est l'indice implicite des prix pour les deux pays.

L'inflation est la première différence du log De l'IPC. Le changement dans le prix relatif des biens non-échangeables est défini ainsi :

$$\omega = \log \left(\frac{CPI}{PPI} \right) - \log \left(\frac{CPI^*}{PPI^*} \right) .$$

Le différentiel des taux d'intérêt est défini comme suit :

$$Rdif = (i_{ca}^s - i_{ca}^l) - (i_{us}^s - i_{us}^l)$$

L'indice des prix des matières premières (hors énergie) (Totcom) et l'indice des prix de l'énergie (Totener), sont deux indices composites dont on propose la formule dans l'annexe sur les données.

Les données ont été désaisonnalisées, lorsque nécessaire, par la procédure X11 on utilise la méthode de la multiplicative du ratio de moyenne mobile (*Ratio to Moving Average Multiplicative*).²¹.

5-2 Résultats de l'estimation du modèle monétaire

5-2-1 Résultats de l'estimation du modèle à deux équations

Les résultats de l'estimation du modèle monétaire à deux équations sont présentés au tableau 5 (colonne 1). Les tests sur la cointégration par les critères d'information PIC et BIC montrent qu'on a un seul vecteur de cointégration et que le nombre de retards

²¹. Voir l'annexe sur les données pour plus de détails.

optimal est égal à un. On rejette donc l'hypothèse nulle de non cointégration contre au moins un vecteur de cointégration.

Les résultats montrent que les coefficients (pour la masse monétaire, le revenu, le taux d'intérêt et le prix relatif) figurent dans le système avec les mauvais signes. Les taux de change réel et d'inflation entrent avec les bons signes. On peut souligner ici que le différentiel des taux d'intérêt au niveau des coefficients des variables en différences dans le VECM n'arrive pas à expliquer les changements du taux de change prédit par la théorie.

5-2-2 Résultats de l'estimation avec l'approche à équations multiples

Nous procédons à l'estimation du modèle monétaire, ce qui nécessite d'abord la détermination du nombre de retards ainsi que du rang de l'espace de cointégration.

Les résultats de la statistique de la trace, dans le cas du système au complet sont présentés au tableau 4 et montrent qu'on a au moins un vecteur de cointégration entre les variables du système.²²

L'utilisation des critères d'information PIC et BIC, dans ce cas, arrive à des résultats similaires. Ainsi les valeurs optimales retenues sont $p=1$ (pour le nombre de retard) et $r=1$ (quant au rang de cointégration), selon les deux critères.

Les résultats de l'estimation du modèle de base (sans la variable taux de change réel) sont illustrés à la colonne [2] du tableau 5. Dans ce cas les résultats sont en concordance avec la théorie. Mais le coefficient relatif à la masse monétaire est un peu élevé (la théorie prévoit un coefficient égal à un), ainsi que le coefficient relatif au taux d'inflation qui égale 240 (avec un écart type très élevé). Donc, si l'on compare les résultats de cette estimation avec ceux du modèle augmenté de la variable du taux de

²² L'utilisation de la statistique PG, développée par Pitarakis (1993) et Gonzalo (1994), donne les mêmes résultats.

change réel l'ajout de cette variable (i.e q_t) permet d'avoir des coefficients plus proches de ceux prédits par la théorie.

Les résultats de l'estimation du VECM spécifié en (23) avec la méthode de Johansen (1988), pour la période 1973M01-2000M12, sont présentés au tableau 5 (colonne 3). Les tests de cointégration rejettent, dans tous les cas, l'hypothèse nulle de non cointégration contre au moins un vecteur de cointégration.

Une tendance linéaire (dans le terme de correction d'erreur, mais pas en différence) est significative à un seuil de 5%. Donc, une constante ainsi qu'une tendance sont incluses dans le terme de correction d'erreur.

Les estimations obtenues sont en concordance avec le modèle théorique. En effet une augmentation de l'offre de monnaie déprécie la monnaie nationale tandis qu'une hausse du revenu l'apprécie. Le coefficient relatif au taux d'inflation entre dans le VECM avec le bon signe et une augmentation de 1% de l'inflation implique une dépréciation de 38% de la monnaie nationale (mais l'écart type étant un peu élevé, on considère ces résultats avec prudence). Le taux d'intérêt quant à lui a un coefficient avec le signe anticipé par la théorie. Le taux de change réel et le prix relatif n'entrent pas dans le système avec les bons signes.

Au niveau des variables en première différence dans le VECM on relève que l'effet du différentiel des taux d'intérêt est en concordance avec la théorie. En effet on s'attend à ce qu'une hausse du différentiel des taux d'intérêt dans le cadre du modèle monétaire à prix rigides mène à une appréciation de la monnaie nationale. Ce qui est confirmé dans ce cas.

5-2-3 Évaluation du modèle

L'existence d'un vecteur de cointégration confirme le modèle monétaire comme étant une relation de long terme, mais ce modèle ne nous informe pas sur la façon dont l'équilibre est atteint. La procédure de l'évaluation de ce modèle se déroule en deux étapes distinctes. Dans un premier temps, nous nous intéressons aux propriétés dynamiques du modèle augmenté du taux change réel considéré plus haut (23). Dans un deuxième temps, l'attention sera portée sur les performances des prévisions post-échantionnales.

On considère les résultats des simulations dynamiques (à n périodes à l'avance) du modèle précédemment défini en comparaison avec celles qui ressortent du modèle de base²³ développé par Chinn (2000) (Graphique 4). Nous constatons que les simulations dynamiques du modèle augmenté du taux de change réel suivent plus fidèlement l'évolution du taux de change nominal, sauf peut être dans le cas des grandes fluctuations du taux de change, (ce qui correspond à la période de 1988M01 à 1994M10 dans le cas étudié) en comparaison avec les simulations obtenues par le modèle de base. Il ressort aussi des simulations statiques sur tout l'échantillon (à une période à l'avance) que le modèle monétaire capte bien les données et qu'on n'a pas de dynamique manquante dans la spécification retenue (graphique 6). Il faut noter cependant que bien que ceci soit réconfortant, ce n'est pas garant de la capacité prévisionnelle du modèle hors-échantillon, spécialement sur plusieurs périodes à l'avance.

Les tests menés sur le modèle monétaire sont établis avec des échantillons finis. Reste donc à savoir si ce modèle arrive à des résultats convaincants quant aux prévisions (hors-échantillon) sur un horizon de plusieurs périodes à l'avance. C'est la seconde étape de notre diagnostic du modèle monétaire, ce que nous allons essayer de voir dans le prochain chapitre.

²³ L'étude de Chinn (2000) ne tient pas compte d'une contribution directe du taux de change réel mais considère toutes les autres variables macroéconomiques dans la construction du modèle monétaire de détermination du taux de change nominal.

CHAPITRE VI

LES PREVISIONS

6-1 Méthodologie

Même avec des coefficients significatifs et une bonne spécification du modèle, se pose le problème de la qualité des prévisions ex-post. Pour évaluer un modèle on teste sa performance par rapport à la marche aléatoire. Comme on ne connaît pas la valeur des variables exogènes futures, les prévisions restent conditionnelles aux réalisations *a posteriori*. À noter ici que la validité des prévisions post-échantionnales requiert l'exogénéité forte des variables indépendantes.

La procédure de comparaison des prévisions entre le modèle monétaire étudié et la marche aléatoire peut s'effectuer de deux manières. Premièrement, on adopte l'approche²⁴ de Meese et Rogoff (1983), pour ensuite passer aux calculs des statistiques des erreurs de prévisions.

6-1-1 Méthode de Meese et Rogoff

²⁴ Voir Djoudad et Tessier (2000) pour plus de détails sur cette méthode.

Cette méthode s'effectue de la manière suivante :

- Supposant qu'on a un échantillon de T observations, on estime les deux modèles sur une période N (avec $N < T$).

- Ensuite, on prévoit hors-échantillon la variable endogène du système sur un horizon de t périodes (en général $1 \leq t \leq 8$).

- On ajoute une observation à l'échantillon (N+1), on réestime les deux équations et on prévoit pour la période suivante. On répète cette opération jusqu'à la fin de l'échantillon. Une fois ces estimations terminées, on calcule pour chaque modèle le carré des erreurs par rapport à la valeur observée.

- Par la suite on calcule la somme de ces écarts sur toutes les périodes pour chacun des deux modèles et on calcule le ratio U de Theil qui est égal au rapport entre la racine carrée de la somme des carrés des erreurs du modèle monétaire à la racine carrée de la somme des carrés des erreurs du modèle naïf (on propose les formules des différentes statistiques dans la sous-section suivante).

- Si le ratio est égal à l'unité, les deux modèles donnent des résultats équivalents. Si le ratio est supérieur à l'unité, la marche aléatoire donne de meilleurs résultats que le modèle monétaire.

- Si au contraire le ratio est inférieur un, le modèle monétaire prévoit mieux.

6-1-2 Méthode de calcul des statistiques des erreurs de prévisions

Cette méthode repose sur le calcul des statistiques RMSE (*Root Mean Squared Error*), MAE (*Mean Absolute Error*), MAPE (*Mean Absolute Percentage Error*) ainsi que la statistique de Theil. On suppose dans ce qui suit que l'échantillon de prévision est de $t = s, s+1, \dots, s+H$, \hat{x}_t et x_t sont respectivement la valeur prévue et actuelle de la série étudiée. Les statistiques sont définies comme suit :

$$\begin{aligned}
- \quad RMSE &= \sqrt{\frac{1}{H} \sum_{t=s}^{s+H} (\hat{x}_t - x_t)^2}, \\
- \quad MAE &= \frac{1}{H} \sum_{t=s}^{s+H} |\hat{x}_t - x_t|, \\
- \quad MAPE &= \frac{1}{H} \sum_{t=s}^{s+H} \left| \frac{\hat{x}_t - x_t}{x_t} \right|, \\
- \quad \text{Ratio U de Theil} &= \frac{RMSE \text{ du modèle de prévision}}{RMSE \text{ du modèle naïf de prévision}},
\end{aligned}$$

Les deux premières statistiques dépendent de l'unité de mesure de la variable dépendante. C'est dans ce sens qu'on utilise ces statistiques pour comparer les prévisions d'une même série avec des modèles différents; le modèle qui donne des petites valeurs des statistiques est le meilleur.

Les deux autres statistiques sont indépendantes de l'unité de mesure. La statistique de Theil est généralement comprise entre zéro et un, où un indice supérieur à l'unité signifie que le modèle est dominé par le modèle de marche aléatoire. À noter ici qu'on peut décomposer la statistique MSE (le carré de RMSE) de la façon suivante :

$$\frac{1}{H} \sum_{t=s}^{s+H} (\hat{x}_t - x_t)^2 = (\bar{\hat{x}}_t - \bar{x}_t)^2 + (std_t^p - r \cdot std_t^a)^2 + (1 - r^2) std_t^a{}^2,$$

où std^p est l'écart type de la série prévue, std^a étant celui de la série observée, r le coefficient de corrélation entre les deux séries et la barre au-dessus de la variable signifie la moyenne de l'échantillon.

On peut alors décomposer le MSE en trois proportions : la proportion de la moyenne (PM), la proportion de la variance (PV) et la proportion de covariance (PC). Les trois proportions sont définies ainsi :

$$- \quad PM = \frac{(\bar{\hat{x}}_t - \bar{x}_t)^2}{\frac{1}{H} \sum_{t=s}^{s+H} (\hat{x}_t - x_t)^2},$$

$$\begin{aligned}
- \quad PV &= \frac{(std_t^p - r \, std_t^a)^2}{\frac{1}{H} \sum_{t=s}^{s+H} (\hat{x}_t - x_t)^2}, \\
- \quad PC &= \frac{(1 - r^2) \, std_t^{a^2}}{\frac{1}{H} \sum_{t=s}^{s+H} (\hat{x}_t - x_t)^2},
\end{aligned}$$

La proportion de la moyenne nous informe sur la façon dont la moyenne des prévisions s'éloigne de la moyenne de la série actuelle. La proportion de la variance indique la variation de la série prévue par rapport aux variations de la série actuelle. Tandis que la proportion de covariance capte les erreurs non systématiques des prévisions. Enfin reste à noter que la somme des trois proportions est égale à un.

La règle de comparaison est que si les prévisions sont de bonne qualité, on s'attend à ce que les proportions de moyenne et de variance soient toutes les deux petites et que la plus grande partie du biais de prévisions soit concentré dans la proportion de covariance²⁵. En effet, la proportion de covariance peut être interprétée comme l'erreur non-systématique de prévision. Dans notre travail nous allons procéder au calcul de ces différentes statistiques une fois que les prévisions sont obtenues.

6-3 Prévisions ex-post et robustesse du modèle monétaire

6-3-1 Prévisions sur différents horizons

Le graphique 6 présente l'évolution du taux de change sur la période 1998M01-2000M12 en comparaison avec le taux de change prédit par le modèle monétaire estimé avec l'approche à équations multiples (prévision à un horizon²⁶ d'une période à l'avance) ainsi que le taux prédit par le modèle naïf. Tel que rapporté au Tableau 6, on observe aussi que sur un horizon d'un mois à l'avance, le ratio U de Theil dénote la

²⁵ Pour une discussion plus détaillée voir Pindyck et Rubinfeld (1998).

²⁶ L'horizon de prévision d'une période est égal dans notre cas à un mois.

prédominance au modèle VECM monétaire augmenté de la dynamique du taux de change réel (0.6707) sur le modèle à deux équations (0.7237) comparativement au modèle de marche aléatoire. Par contre, le modèle VECM (excluant le taux de change réel) est surpassé par la marche aléatoire (Ratio U de Theil = 1.0183).

Dans le cas de prévisions 3 mois à l'avance, le modèle VECM augmenté fait bien en termes de RMSE de la prévision et domine le modèle de marche aléatoire. Le modèle VECM, qui fait abstraction de la dynamique du taux de change réel et le modèle à deux équations, font moins bonne figure que les deux autres modèles.

De même, pour un horizon de 8 mois à l'avance, le modèle VECM augmenté est le meilleur des trois modèles et est le seul à battre le modèle de prévision de la marche aléatoire. Dans ce cas, le modèle à deux équations est même clairement dominé par tous les autres modèles considérés. Ceci suggère l'importance de pouvoir capter une dynamique plus riche lorsqu'on envisage prévoir plusieurs périodes à l'avance.

Les figures 6 à 11 illustrent graphiquement les prévisions des différents modèles et permettent un examen visuel de leur performance relative.

6-3-2 Statistiques des erreurs de prévisions

D'autres statistiques sont présentées au tableau 6. On constate que les proportions de la moyenne sont très faibles dans le cas du modèle estimé avec l'approche VECM augmenté contre de très grandes proportions pour la covariance à des horizons d'un et trois mois à l'avance. Les proportions de la variance diffèrent d'un horizon de prévision à un autre et augmentent lorsqu'on passe à des horizons de prévision plus élevés, ce qui confirme que la variance future du taux de change nominal est difficile à capter par les modèles sur une longue période de prévision. Peut-être est-ce relié à la dynamique de primes de risques de change ?

Dans le cas de l'approche à deux équations, la proportion de la moyenne augmente de façon significative lorsqu'on change l'horizon de prévision. La proportion de la covariance, qui peut être interprétée comme du risque systématique de la prévision, demeure quant à elle faible dans ce cas (horizon de trois et huit périodes à l'avance). Ceci indique bien la faiblesse de l'approche à deux équations. Dans ce sens aussi, on note que la proportion de biais de moyenne dans le cas de l'approche à deux équations (sur un horizon de prévision de trois périodes à l'avance) demeure significativement grand comparée à la proportion de biais de variance dans ce même cas de figure. En effet la $PM = 0.815061$ dans ce cas, alors que pour la marche aléatoire $PM = 0.053534$ (sur un horizon de trois périodes à l'avance). Le ratio de Theil, quant à lui nous montre que l'approche à deux équations échoue de loin devant le modèle naïf sur l'horizon de trois périodes ($U = 6.265182$) ; même chose quand on passe à un horizon de huit périodes à l'avance ($U = 5.967494$).

On arrive à la conclusion que le modèle monétaire du taux de change arrive à donner des résultats qui surmontent dans une certaine mesure les critiques de Meese et Rogoff (1983). Donc à surpasser le modèle naïf dans un cadre prévisionnel ce qui conforte le modèle monétaire du taux de change comme étant une relation de long terme entre le taux de change et les différentes variables macroéconomiques considérées. Toutefois, ce succès demeure somme toute mitigé en regard de la difficulté à garder cet avantage sur des horizons même un peu plus longs.

CONCLUSION

Le modèle monétaire du taux de change stipule que les variables macroéconomiques fondamentales de la demande et de l'offre de monnaie déterminent le taux de change dans le cadre d'une relation de parité des pouvoirs d'achat.

Tout au long de ce mémoire, on a exposé le modèle monétaire du taux de change pour savoir s'il est validé par l'expérience canado-américaine. Peut-on donc dire que le modèle monétaire arrive à bien saisir les relations de court et de long termes entre le taux de change et les variables macroéconomiques ? Le modèle étudié arrive-t-il à surpasser la marche aléatoire ?

Certes, le célèbre travail de Meese et Rogoff (1983), repris récemment par Rogoff (1999), démontre que les prédictions du taux de change nominal basées sur un modèle théorique donnent un écart quadratique moyen de l'erreur de prévision (MSE) très élevé comparé à celui obtenu à partir d'un modèle non-structurel (marche aléatoire). Mais cette limite du modèle structurel ne peut pas être attribuée à une faiblesse de l'habileté de ce dernier à prédire des variables autres que le taux de change, mais plutôt à une faible capacité des variables économiques considérées à prédire le taux de change.

À ce stade de notre travail nous pouvons répondre par l'affirmative aux questions posées. En effet, les résultats obtenus montrent que le modèle monétaire est une relation de long terme et que celui-ci arrive à produire de meilleures prévisions que celles obtenues par la marche aléatoire, au moins sur des horizons courts.

Nous avons analysé, dans le cadre de ce mémoire, l'apport du taux de change réel dans un modèle de détermination du taux de change nominal en laissant de côté l'hypothèse de PPA qui stipule que les biens échangeables sont parfaitement substituables (ce qui nous semble un peu restrictif). Il s'est avéré que cette variable a un contenu informationnel significatif, ce qui aide à mieux prévoir le taux de change nominal.

Cette relation entre les deux taux de change (nominal et réel) passe à travers un modèle de détermination du taux nominal qui incorpore d'autres variables macroéconomiques. L'utilisation de la méthode de Johansen (1988) et Johansen et Juselius (1990) sous forme d'un VECM donne de meilleurs résultats et arrive à capter les relations de long terme entre le taux de change nominal et les variables considérées.

Références bibliographiques

- Amano, R. et S. Van Norden, 1995, «Terms of Trade and Real Exchange Rate: the Canadian Evidence» *Journal of International Money and Finance*, 14: 83-104.
- Backus, D., 1984, «Empirical Models of the Exchange Rate: Separating the Wheat from the Chaff» *Canadian Journal of Economics*, November, 17: 824-846.
- Baillie, R.T. et D.D., Selover, 1987, «Cointegration Models of Exchange Rate Determination» *International Journal of Forecasting*, 3: 43-51.
- Balassa, B., 1964, «The Purchasing Power Parity Doctrine: A Reappraisal » *Journal of Political Economy*, 72: 584-596.
- Benerjee, A., J.J. Dolado, D.F. Hendry et G.W. Smith, 1986, «Exploring Equilibrium Relationships in Economics Through Static Models: Some Monte Carlo Evidence» *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 98: 253-277.
- Bilson, J. F.O, 1978, « Rational Expectations and the Exchange Rate » In Jacob A. Frenkel and Harry G. Johnson, *Eds, the Economics of Exchange Rates*, Reading, MS: Addison-Wesley.
- Boothe, P. et D. Glassman, 1987, «Off the Mark: Lessons for Exchange Rate Modeling» *Oxford Economic Papers*, September, 39: 443-457.
- Cassel, G., 1928, «Foreign investments» Lecture of the Harris Foundation, *University of Chicago Press: Chicago*.

- Chao, J.C et P.C.B Phillips, 1999, «Model Selection in Partially Non-Stationary Vector Autoregressive Processes with Reduced Rank Structure » *Journal of Economics*, 91: 227-271.
- Cheung, Y-W., et K. S., Lai, 1993, «Long-Run Purchasing Power Parity During the Recent Float» *Journal of International Economics*, 34: 181-192.
- Chinn, M. 2000, «The Empirical Determinants of the Euro: Short and Long Run Perspectives » *Santa Cruz: Dept. of Economics, University of California and National Bureau of Economics Research, Working Paper*, April.
- Chinn, M. et R. Meese, 1995, «The Impact of Productivity Differentials on Real Exchange Rates: Beyond the Balassa-Samuelson Framework» *WP #442 (Santa Cruz: dept. of Economics, University of California, June)*.
- Christoffersen, P. F. et F., Diebold, 1998, «Cointegration and Long-Horizon Forecasting» *Journal of Business and Economic Statistics* 16:450-458.
- Clements, K., et J. A., Frenkel, 1980, «Exchange Rates, Money and Relative Prices: The Dollar-Pound in the 1920s» *Journal of International Economics*, 10: 249-262.
- Darby, M. R., 1980, « Does Purchasing Power Parity Work?» *NBER Working Paper n° 607*.
- Davidson, R. and J.G. Mackinnon, 1993, «Estimation and Inference in Econometrics» *Oxford, Oxford University Press*.
- Dornbush, R., 1976, «Expectations and Exchange Rate Dynamics» *Journal of Political Economy*, 84: 1161-1176.
- Djoudad, R et D., Tessier, 2000, «Quelques Résultats Empiriques Relatifs à l'Évolution du Taux de Change Canada/États-Unis » *Document de Travail #2000-4, la Banque du Canada*.
- Enders, W., 1988, «ARIMA and Cointegration Tests of PPP Under Fixed and Flexible Exchange Rate Regimes» *Review of Economics and Statistics*, 70: 504-508.
- Engel, C., 1995, «Accounting for US Real Exchange Rate Changes» *NBER Working Paper n° 5394*.

- Engle, R. F. et C. W.J. Granger, 1987, « Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing » *Econometrica*, March, 55: 251-276.
- Fenton, P. et A., Paquet, 1998, «International Interest Rate Differentials, the Interaction with Fiscal and Monetary Variables and the Business Cycle» Working Paper n^o 56, *Centre for Research on Economic Fluctuation and Employment, (CREFÉ), Université du Québec à Montreal.*
- Frankel, J. A., 1979, «On the Mark: A Theory of Floating Exchange Rates Based on Real Interest Differentials » *American Economic Review*, May, 64: 610-622.
- Frenkel, J. A., 1976, «A Monetary Approach to the Exchange Rate: Doctrinal Aspects and Empirical Evidence» *Scandinavian Journal of Economics*, May, 78:200-224.
- Froot, K. A., et M., Rogoff, 1994 «Perspectives on PPP and Long-Run Real Exchange Rate» *NBER Working paper n^o 4952.*
- Gonzalo, J., 1994, «Five Alternative Methods of Estimating Long-run Equilibrium Relationships» *Journal of Econometrics* 60: 203-233.
- Hodrick, R. J., 1978, « An Empirical Analysis of the Monetary Approach to the Determination of the Exchange Rate » *In Jacob A. Frenkel and Harry G. Johnson, Eds, the Economics of Exchange Rates, Reading, MS: Addison-Wesley.*
- Horvath, M., et M., Watson, 1995, «Testing for cointegration when Some of the Cointegrating Vectors Are Prespecified» *Econometric Theory* 11: 984-1014.
- Johansen, S., 1988, «Statistical Analysis of Cointegrating Vectors » *Journal of Economic Dynamics and Control* 1 2: 231-54.
- Johansen, S., et K. Juselius, 1990, «Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration - with Applications to the Demand for Money» *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 52: 169-210.
- Joly, H., Prigent, C. et N., Sobezak, 1996, « Le Taux de Change Réel d'Équilibre : Une Introduction» *Économie et Prévision n^o 123-124 : 1-20.*
- Kugler, P. et C., Lenz, 1993, « Multivariate Cointegration Analysis and the Long-Run validity of PPP» *Review of Economics and Statistics*, 75: 180-184.

- MacDonald, R., 1993, « Long-Run PPP: Is it for Real?» *Review of Economics and Statistics*, 75: 690-695.
- MacDonald, R., et P., Clark, 1997, «What Determine Real Exchange Rate? The Long and Short of it» *International Monetary Fund, Working Paper Staff*, January.
- MacDonald, R. et I. Marsh, 1997, « On Fundamentals and Exchange Rates: A Casselian Perspective », *Review of Economics and Statistics*, 79: 655-664.
- MacDonald, R., et M. Taylor, 1992, «Exchange Rate Economics: A Survey » *International Monetary Fund Staff Papers*, March, 39:1-57.
- MacDonald, R., et M. Taylor, 1994, «The Monetary Model of the Exchange Rate: Long-Run Relationships, Short-Run Dynamics and how to Beat a Random Walk» *Journal of International Money and Finance* 13(3): 276-290.
- Mark, N. C., 1990, «Real and Nominal Exchange Rates in the Long Run: An Empirical Investigation» *Journal of International Economics*, 28: 115-136.
- Mark, N. C., 1995, «Exchange Rate and Fundamentals: Evidence on Long-Horizon Predictability» *American Economic Review*, 85: 201-218
- McNown, R. et M. Wallace, 1989, «Co-integration Tests for Long Run Equilibrium in the Monetary Exchange Rate Model » *Economics Letters*, December, 31: 263-267.
- Meese, R. et K. Rogoff, 1983, «Empirical Models of the Exchange Rate: Do They Fit out of Sample? » *Journal of International Economics*, 14: 3-24.
- Ng, S. et P. Perron, 1998, «Lag Length Selection and the Construction of Unit Root Tests with Good Size and Power» *Boston College, mimeograph*, February.
- Officer, L., 1976, «The Purchasing Power Parity Theory of Exchange Rate: A Review Article» *International Monetary Fund Staff Papers*, 23: 1-60.
- Osterwald-Lenum, M., 1992, «A Note with Quintiles of the Asymptotic Distribution of the Maximum Likelihood Cointegration Rank Test Statistics » *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 54: 461-472.

- Paquet, A., 2001, «A Guide to Applied Modern Macroeconometrics» 2^{ème} édition, document technique, Centre de recherche sur l'emploi et les fluctuations économiques, UQAM.
- Patel, J., 1990, «Purchasing Power Parity as a Long-Run Relation» *Journal of Applied Economics*, 5: 367-379.
- Phillips, P.C.B. et M. Loretan, 1991, «Estimating Long-Run Equilibria » *Review of Economic Studies* 58: 407-436.
- Phillips, P.C.B et W. Ploberger, 1994, «Posterior Odds Testing for a Unit Root with Data-Based Model Selection » *Econometric Theory*, 10: 774-808.
- Pindyck, R. S. and D. L. Rubinfeld, 1998, «Econometric Models and Economic Forecasts», 4th edition, McGraw-Hill.
- Pitarakis, J.Y., 1993, «Cointegration Analysis in Large Systems: New Test Criteria and a Model Selection Procedure» *mimeo.*, Department of Economics, Boston University.
- Rogoff, K., 1999, « Monetary Models of Dollar/Yen/Euro Nominal Exchange Rates: Dead or Undead? » *Economic Journal* 109(F) November, 655-659.
- Roll, R., 1979, «Violation of Purchasing Power Parity and their Implications for Efficient International Commodity Market» *International Finance and Trade*, M. Sarnat and G. P. Szego (Eds.), Ballinger: Cambridge.
- Rosenberg, M., 2000, «The Euro's long-term Struggle » *FX research Special report series No.2* (London: Deutsches Bank, February) .
- Samuelson, P., 1964, «Theoretical Notes on Trade Problems » *Review of Economics and Statistics*, 46: 145-154.
- Sarantis, N., 1994, «The Monetary Exchange Rate Model in the Long Run: An Empirical Investigation» *Weltwirtschaftliches Archiv*, 130: 698-711.
- Stock, J. H. et M. W. Watson, 1993, «A Simple Estimator of Cointegrating Vectors in Higher Order Integrated Systems » *Econometrica* 6 (4): 783-820.
- Wolff, C. C. P., 1987, «Time-Varying Parameters and the Out-of-Sample Forecasting Performance of Structural Exchange Rate Models», *Journal of Business and Economic Statistics*, 5: 87-97.

ANNEXE I

LES DONNÉES

Les données pour ce texte sont tirées des bases de données suivantes : La base de données CANSIM pour toutes les données canadiennes et la base de données FRED du système de la réserve fédérale américaine de Saint Louis pour les données américaines.

Les données utilisées pour construire les différents modèles étudiés dans ce mémoire sont définies de la façon suivante :

Le taux de change est le cours du comptant à midi exprimé en dollar US par rapport au dollar canadien ($\$/\text{\$CAD}$), pour des données mensuelles non désaisonnalisées (CANSIM : étiquette B3400). La monnaie est le concept national M2 pour les deux pays. Le cas canadien on prend le stock monétaire M2 (CANSIM : étiquette B1630). Pour les États-Unis on prend le stock monétaire M2 en milliards de dollars.

Le revenu est représenté par le PIB. Dans le cas du Canada le PIB est basé sur les dépenses par trimestre, en millions de dollars, données désaisonnalisées sur des

taux annuels (CANSIM : étiquette D14872). Dans le cas américain le PIB réel est en milliards de dollars pour des données désaisonnalisées aux taux annuels.

Le taux d'intérêt dans le cas du Canada est le rendement sur les bons du trésor à 91 jours du gouvernement du Canada (moyenne mensuelle) (CANSIM : étiquette B14001). Dans le cas US, on prend les rendements des bons de trésor à 3 mois (*3-Month Treasury Bill Rate, secondary Market- Average of Business Days*).

Le CPI canadien est l'indice des prix à la consommation du Canada classe 1996, CDA, (1996=100) on prend la fréquence mensuelle (CANSIM : étiquette P100000) ; pour le cas US on prend l'indice des prix à la consommation pour tous les consommateurs urbains et tous les biens (1996=100). Données mensuelles désaisonnalisées.

Le PPI canadien est l'indice des prix des produits industriels, on prend la fréquence mensuelle (CANSIM : étiquette P1600). Dans le cas US on prend l'indice des prix à la production pour tous les biens. Données non désaisonnalisées.

L'inflation est la différence première du $\log(\text{CPI})$, tandis que le changement dans le prix relatif des biens non-échangeables est défini ainsi :

$$\omega = \log \left(\frac{\text{CPI}}{\text{PPI}} \right) - \log \left(\frac{\text{CPI}^*}{\text{PPI}^*} \right)$$

Le taux de change réel (q) est obtenu de la façon suivante :

$q = [\text{taux de change nominal}] * (\text{déflateur PIB Canada} / \text{déflateur PIB US})$.

Alors que le déflateur PIB est l'indice implicite des prix, PIB au prix du marché dans le cas du Canada (1996=100) données désaisonnalisées (CANSIM : étiquette D15612). Dans le cas US c'est l'indice implicite des prix, GDP, (1996=100) données désaisonnalisées.

Les indices²⁵ des prix des matières premières et de l'énergie sont définis comme suit :

$$\text{Totener} = (0.06138 * B1203 + 0.04104 * B1204 + 0.07613 * B1205)/PM$$

,

$$\text{Totcom} = (\text{PX}/\text{PM}) - \text{Totener}$$

où

$$\begin{aligned} \text{PX} = & 0.4664 * B1201 + 0.06138 * B1203 + 0.04104 * B1204 + 0.076613 * B1205 \\ & + 0.77484 * (B1202 + B1206 + B1207 + B1208 + B1209) \end{aligned}$$

$$\text{PM} = 0.2986 * B1234 + 0.7014 * (B1230 + B1231 + B1227 + B1233 + B1248)$$

Les poids sont obtenus en fonction de la part dans le volume des échanges commerciaux avec les États-Unis en 1986 (voir Amano et Van Norden, 1995). La répartition des exportations par catégories de produits – indice des prix PAASCHE, 1996=100 – s'étale comme suit : B1201 le Blé ; B1202 Autres produits de l'agriculture et la pêche ; B1203 Pétrole Brut ; B1204 Gaz Naturel ; B1202 Autres produits Énergétiques ; B1206 Bois d'œuvre et Sciages ; B1207 Pâtes et Papier ; B1208 Autres Métaux et Minéraux ; B1209 Produits Chimiques et Engrais.

La répartition des importations par catégories de produits – indice des prix PAASCHE, 1996=100 – se présente comme suit : B1234 Machines et Équipement ; B1230 Matériaux de Construction ; B1231 Matériaux industrielles ; B1227 Produits Alimentaires ; B1233 Véhicules, Automobiles et Pièces Détachées ; B1248 Autres Biens de Consommations.

Enfin le différentiel des pentes des courbes de rendements entre les deux pays est défini comme suit :

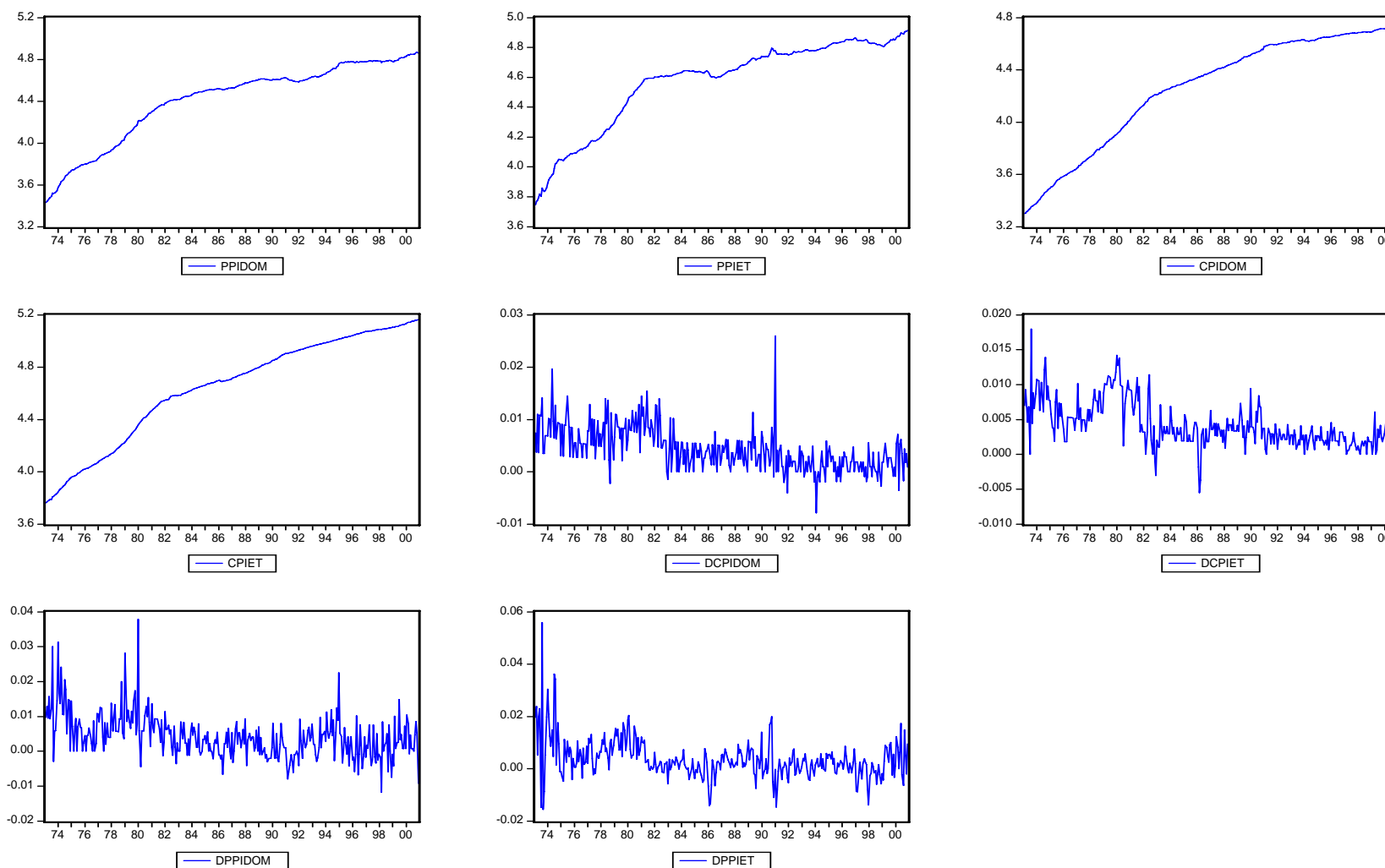
$$Rdif = (i_{ca}^s - i_{ca}^l) - (i_{us}^s - i_{us}^l)$$

²⁵. La construction de ces indices se base sur le travail d'Amano et Van Norden, 1995.

où R_{dif} est le différentiel des pentes des courbes de rendements, i_{ca}^s et i_{ca}^l sont respectivement le taux d'intérêt de court terme (CANSIM : étiquette B14039) et de long terme (CANSIM : étiquette B14013), i_{us}^s est le taux d'intérêt de court terme des États-Unis (CANSIM : étiquette B54416) et i_{us}^l celui du long terme (*Moody's Seasoned AAA Corporate Bond Yield*).

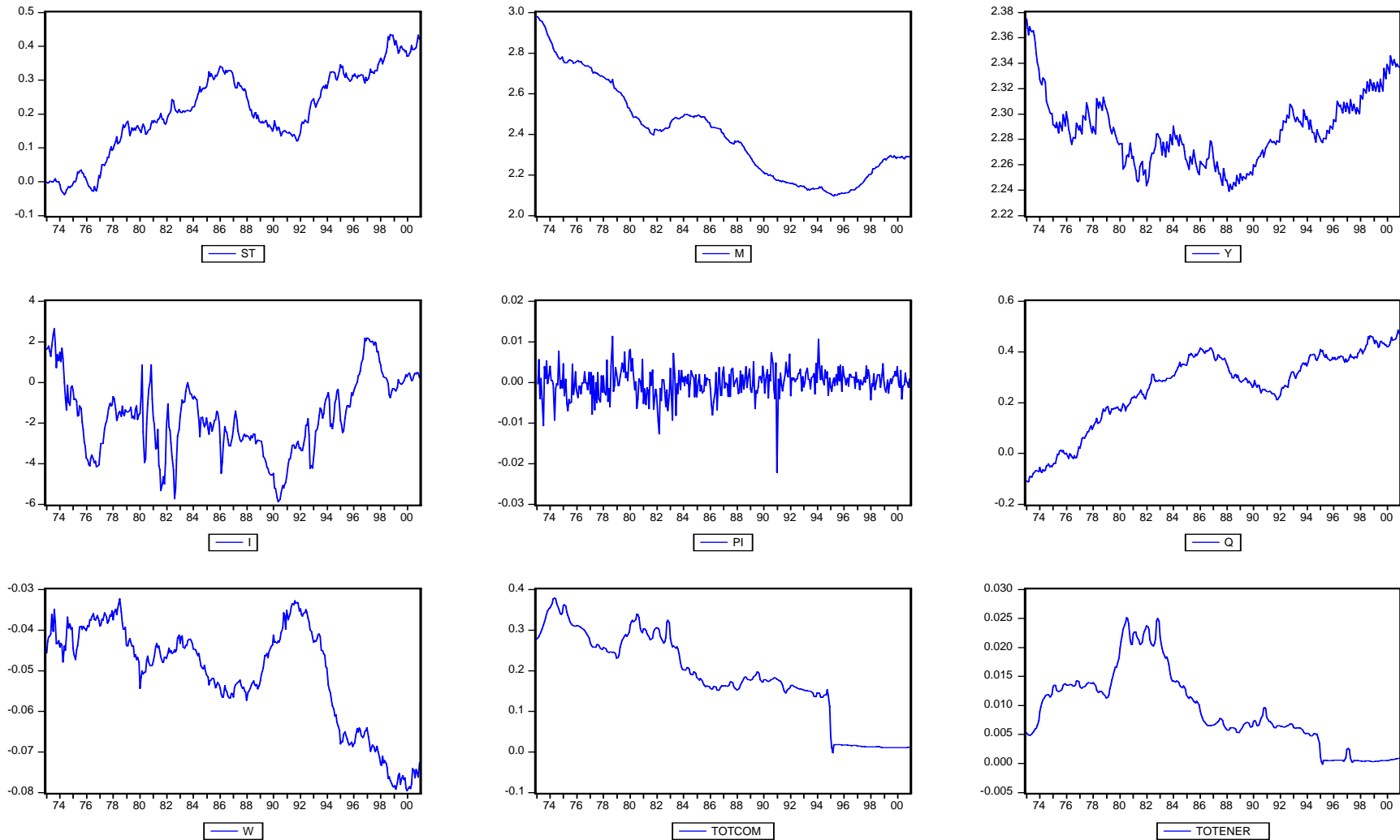
Tableaux et Graphique

Figure #1 : L'évolution des indices des prix considérés dans l'étude sur la PPA (en niveau et en différence)



Légende: **PPIDOM** est le log de l'indice de prix de production canadien, **PPIET** est le log de l'indice de prix de production américain, **CPIDOM** est le log de l'indice de prix de consommation canadien et **CPIET** est le log de l'indice de prix de production américain.

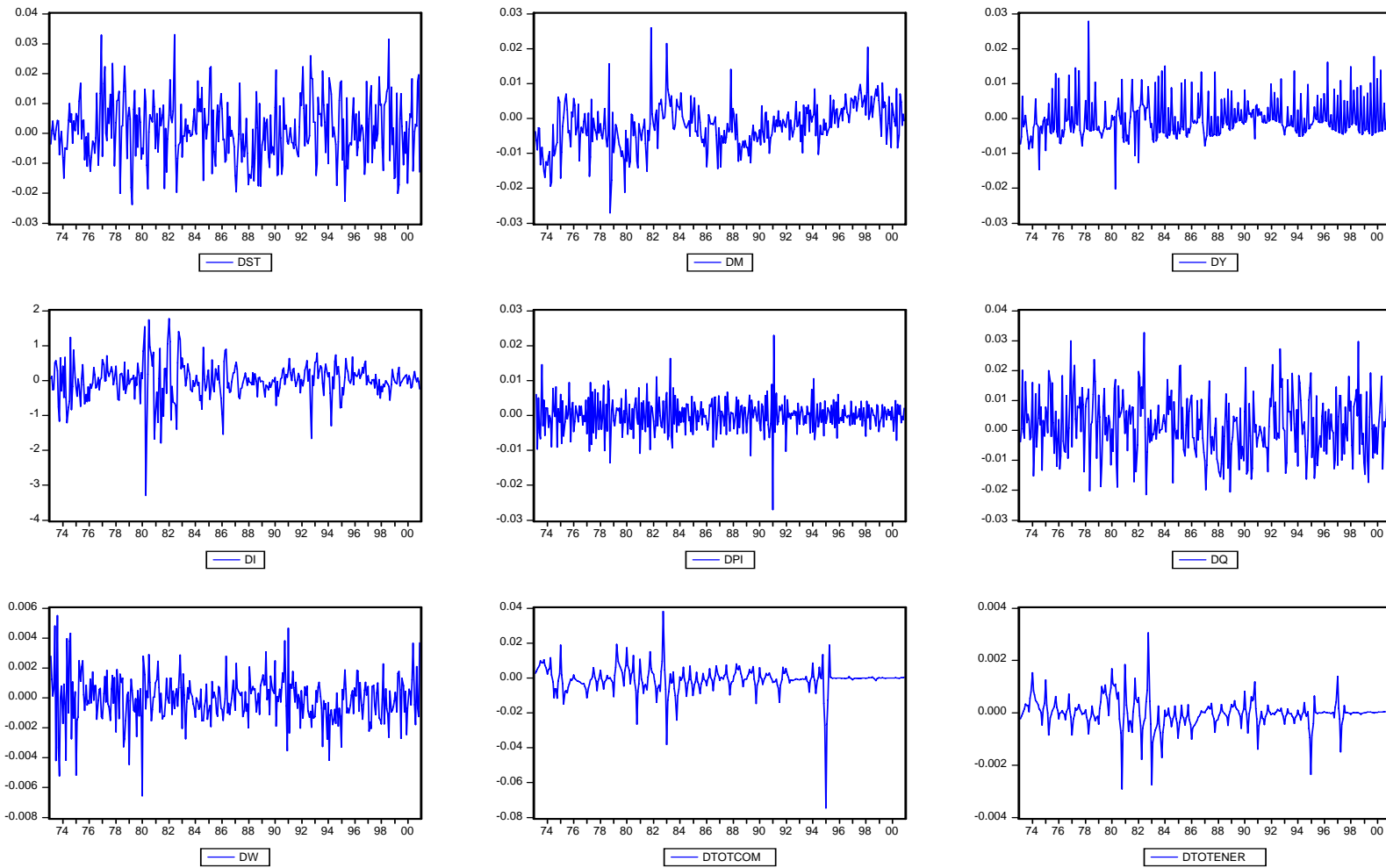
Figure #2 : L'évolution des variables du modèle monétaire (en niveau)



Légende: **st** est le log du taux de change nominal, **m** log du stock monétaire, **y** log du revenu, **i** et **π** sont respectivement le taux d'intérêt et d'inflation, **ω** est le prix relatif inter-pays des biens non-échangeables, **q** le log du taux de change réel, **totcom** est l'indice des prix des matières premières et **totener** est l'indice du prix de l'énergie.

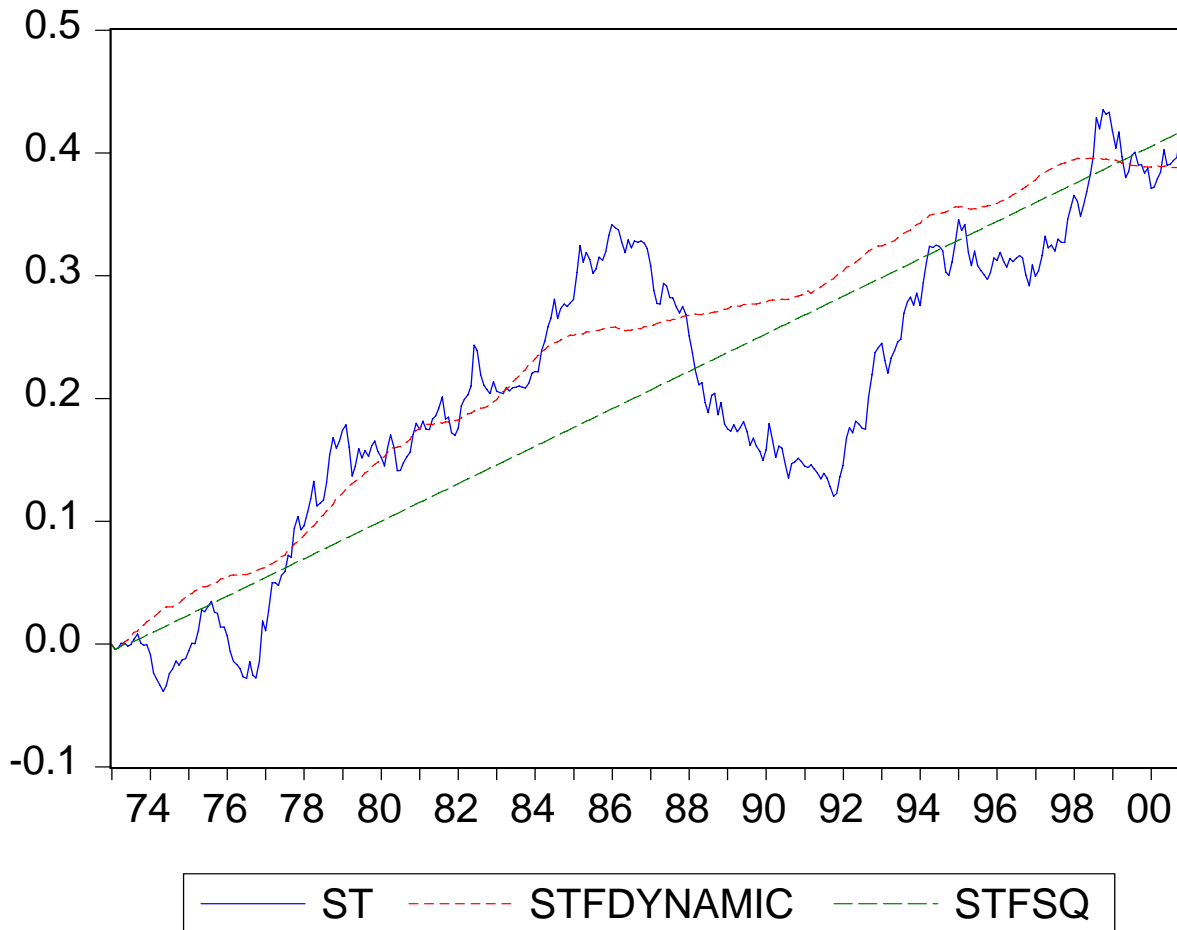
N.B : Certaines variables présentées ici (celles avec chapeau dans le modèle) représentent les différences relatives entre la variable canadienne et américaine.

Figure #3 : L'évolution des variables du modèle monétaire (en première différence)



- Les variables présentées ici sont les différences premières des variables correspondants de la

Figure #4 : Résultat des simulations dynamiques sur le modèle monétaire
(Période : 1973M01-2000M12)

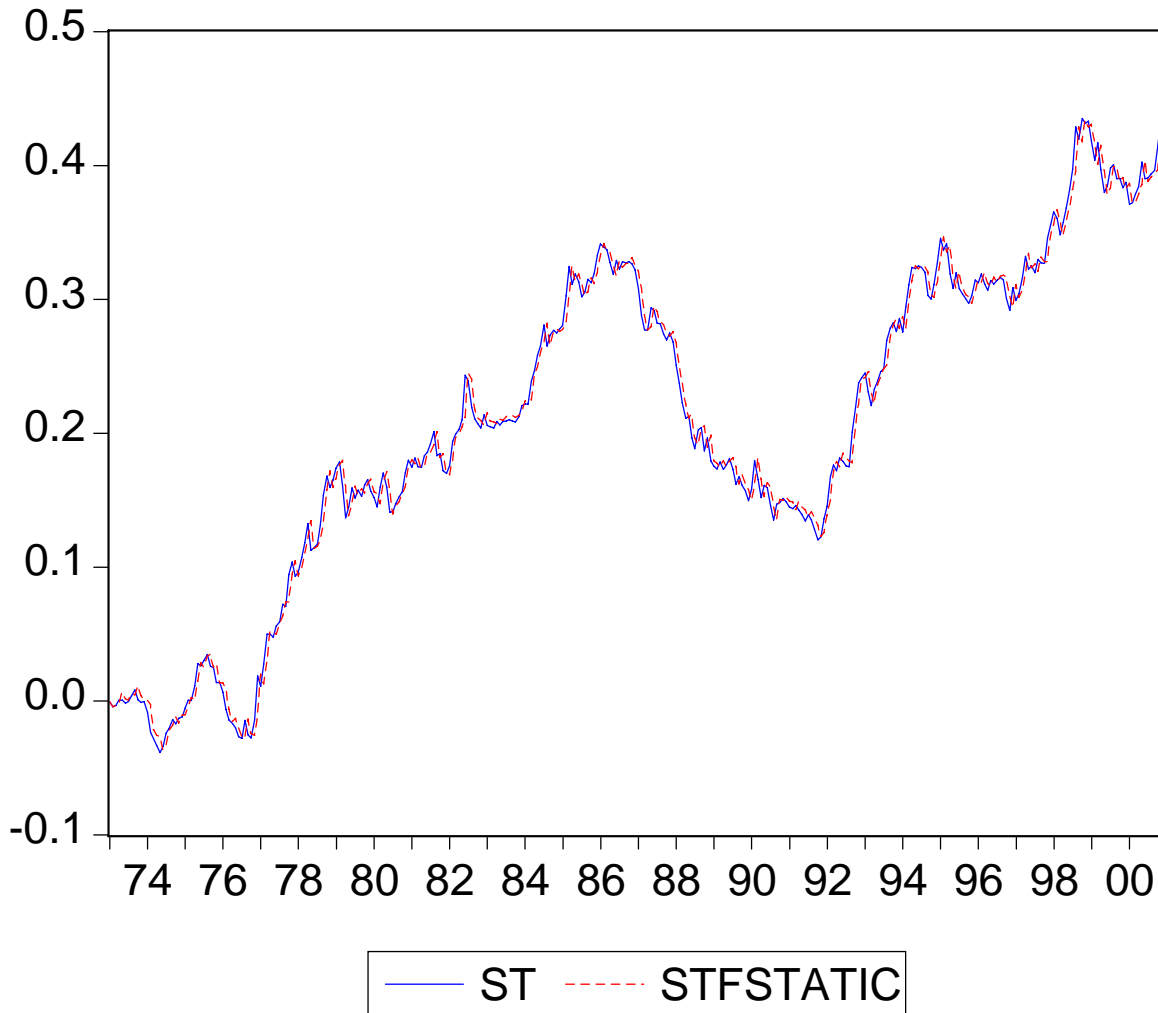


ST : série du taux de change observé,

STFDYNAMIC: le taux de change obtenu à partir de simulation dynamique sur plusieurs périodes à l'avance du modèle monétaire augmenté de la variable taux de change réel (*Dynamic Forecast*),

STFSQ: le taux de change obtenu à partir de simulation dynamique du modèle monétaire sans la variable taux de change réel.

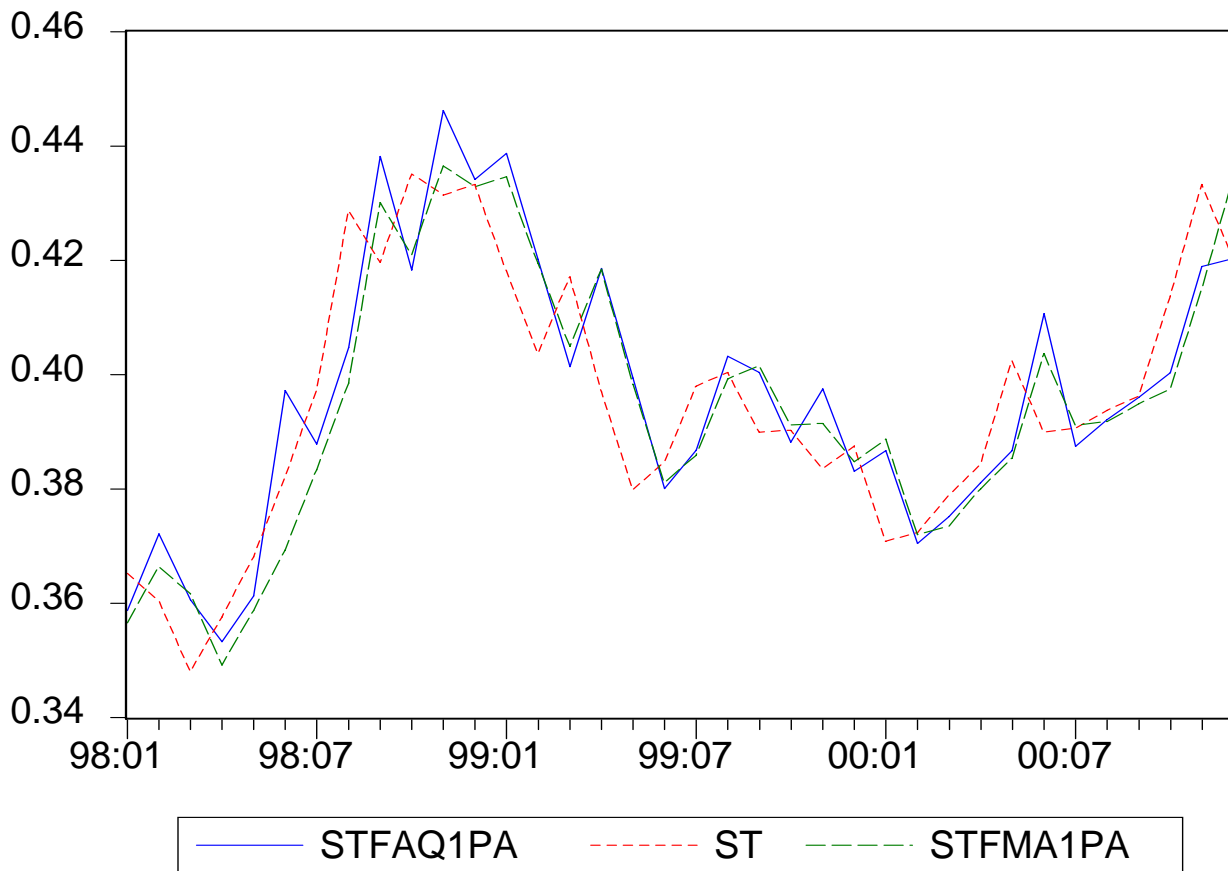
Figure #5 : Résultat des simulations statiques sur le modèle monétaire



ST : série du taux de change observé,

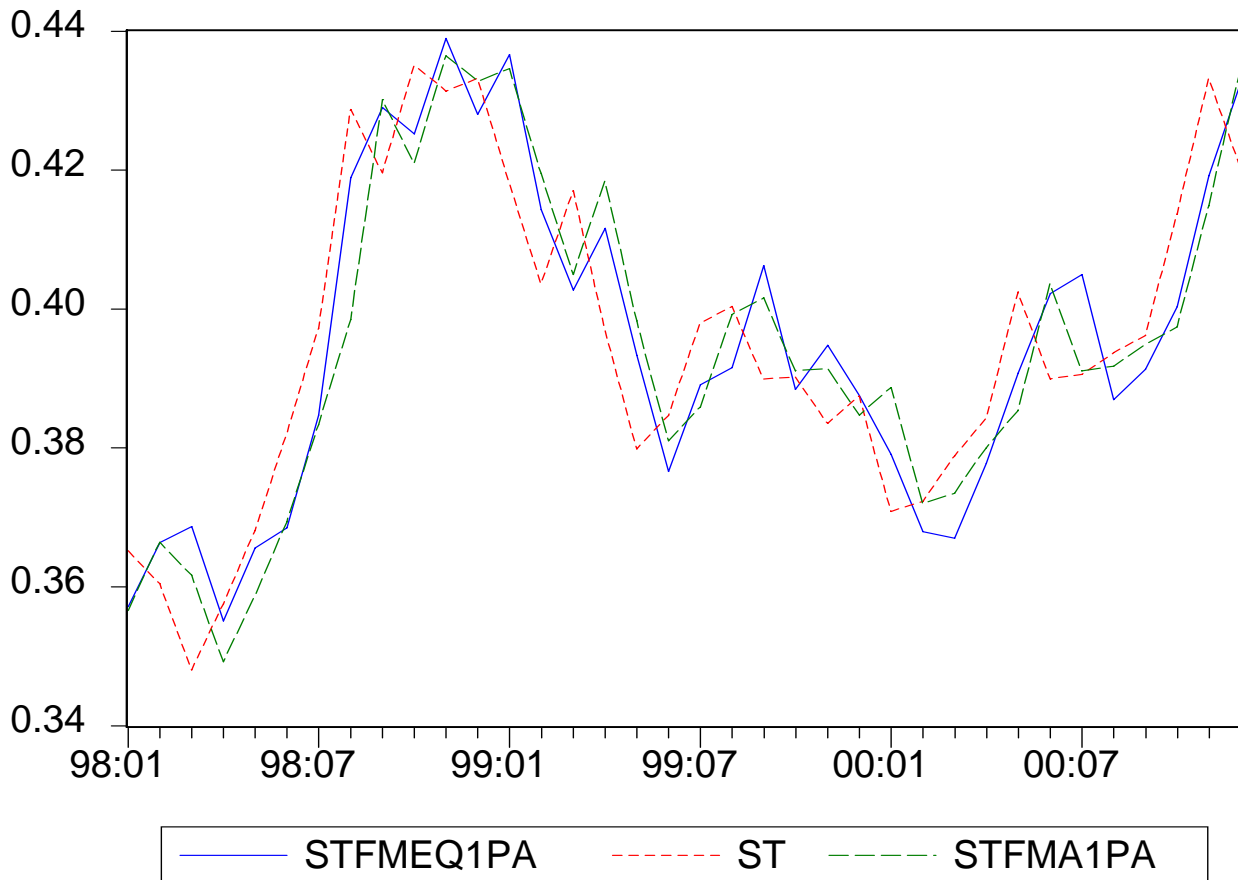
STFSTATIC: le taux de change obtenu à partir de simulation statique du modèle monétaire augmenté de la variable taux de change réel (*Static Forecast*),

Figure #6 : Comparaison entre les estimations du modèle monétaire estimé avec l'approche à équations multiples et ceux de la marche aléatoire



ST : Le taux de change nominal,
 STFAQ1PA : Le taux de change prévu hors-échantillon par le modèle monétaire avec l'approche à équations multiples à une période à l'avance,
 STFMA1PA : Le taux de change prévu hors-échantillon par le modèle naïf à une période à l'avance.

Figure #7 : Comparaison entre les estimations du modèle monétaire (l'approche à deux équations) et ceux de la marche aléatoire

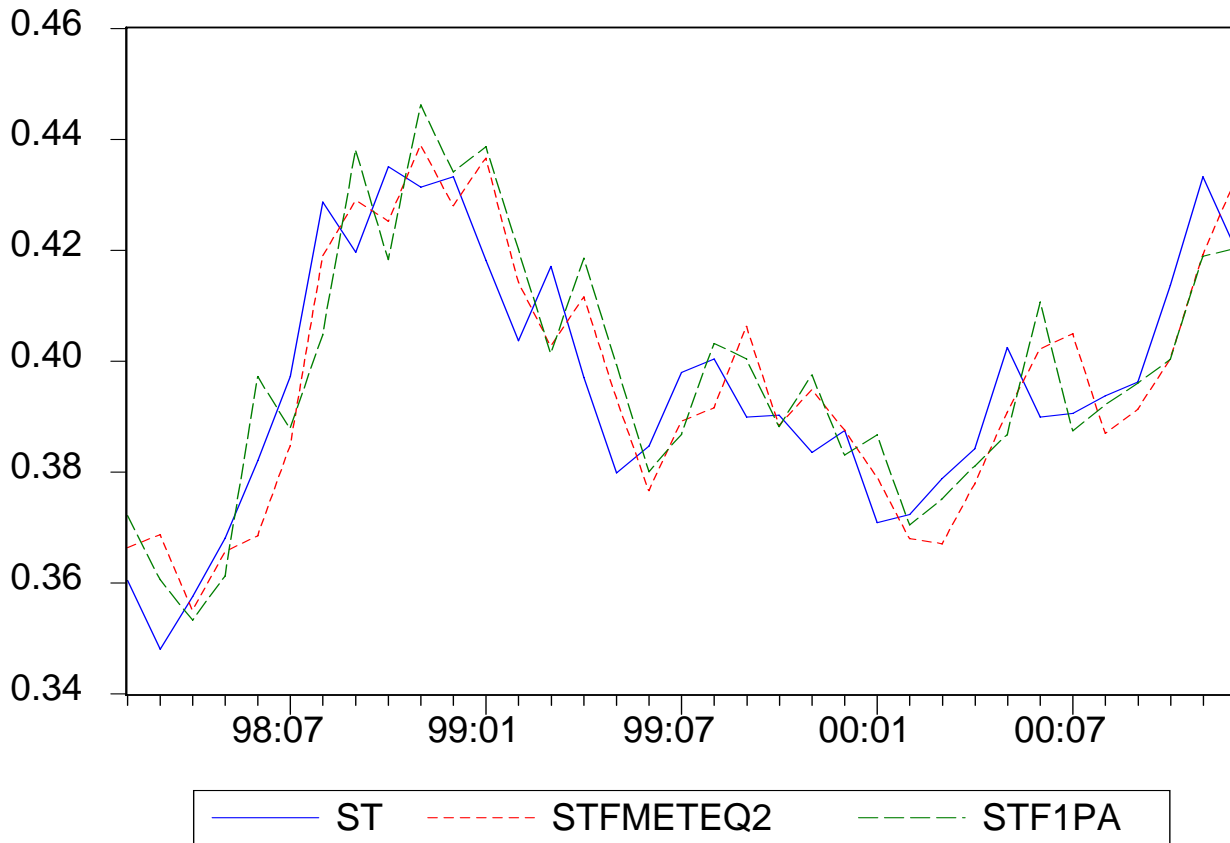


ST : Le taux de change nominal,

STFMEQ1PA : Le taux de change prévu hors-échantillon par le modèle monétaire avec l'approche à deux équations à une période à l'avance,

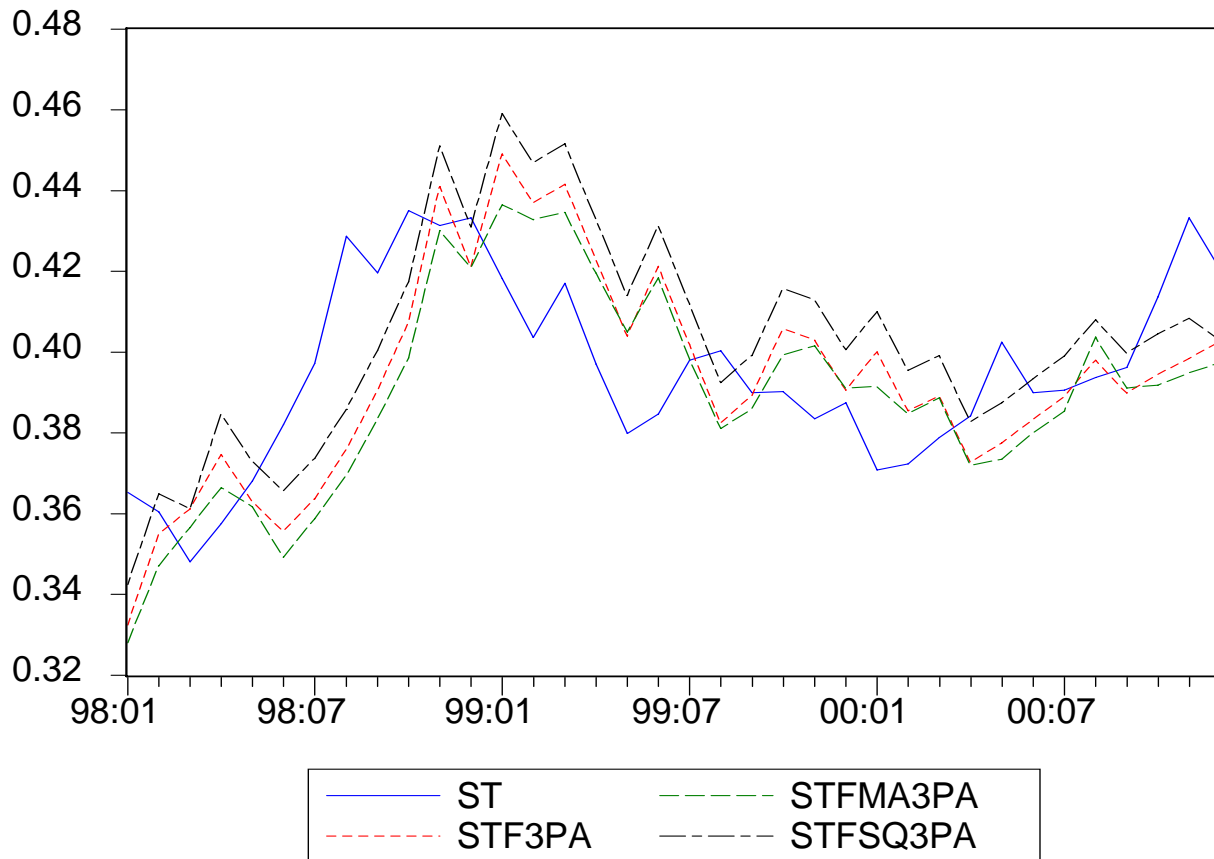
STFMA1PA : Le taux de change prévu hors-échantillon par le modèle naïf à une période à l'avance.

Figure #8 : Comparaison entre les prévisions du modèle monétaire par l'approche[†] à équations multiples et l'approche à deux équations



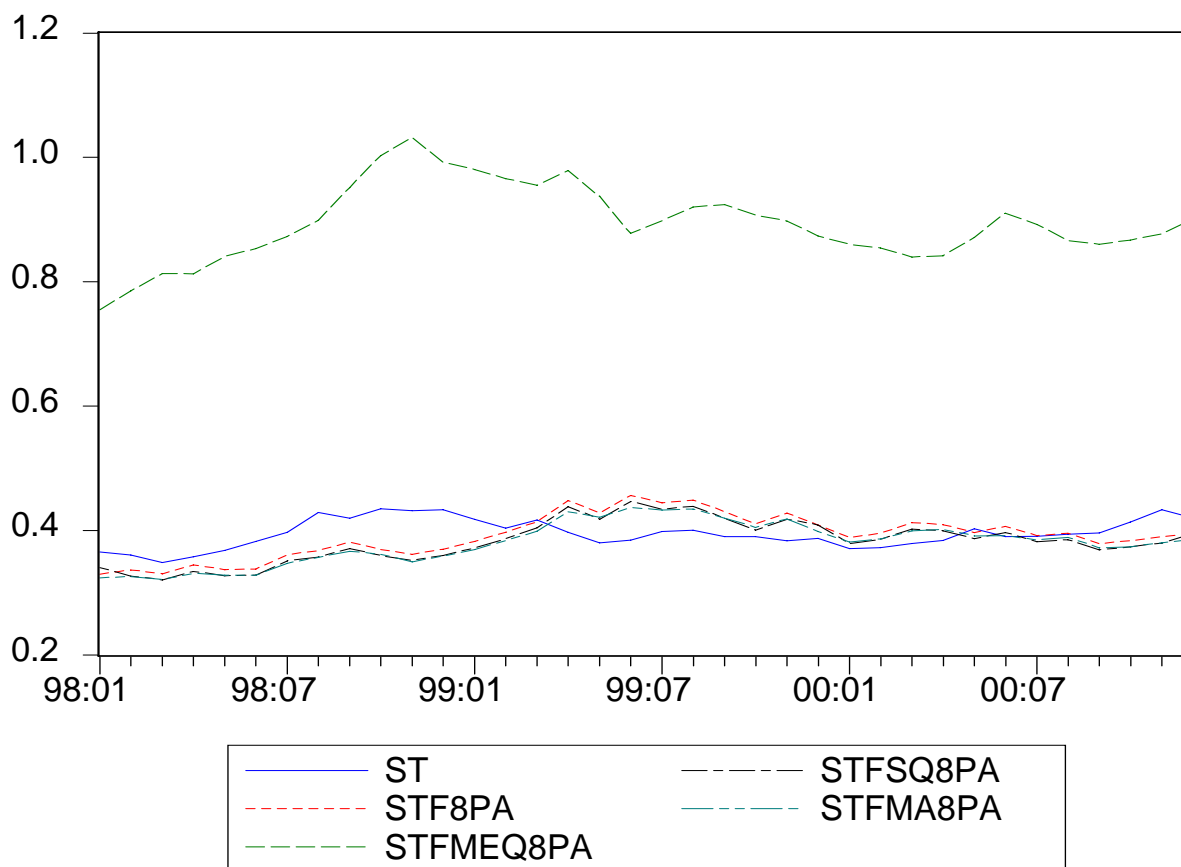
†. Estimation hors-échantillon à une période à l'avance.

**Figure #9 : Prédiction sur trois périodes à l'avance
(l'approche à équations multiples)**



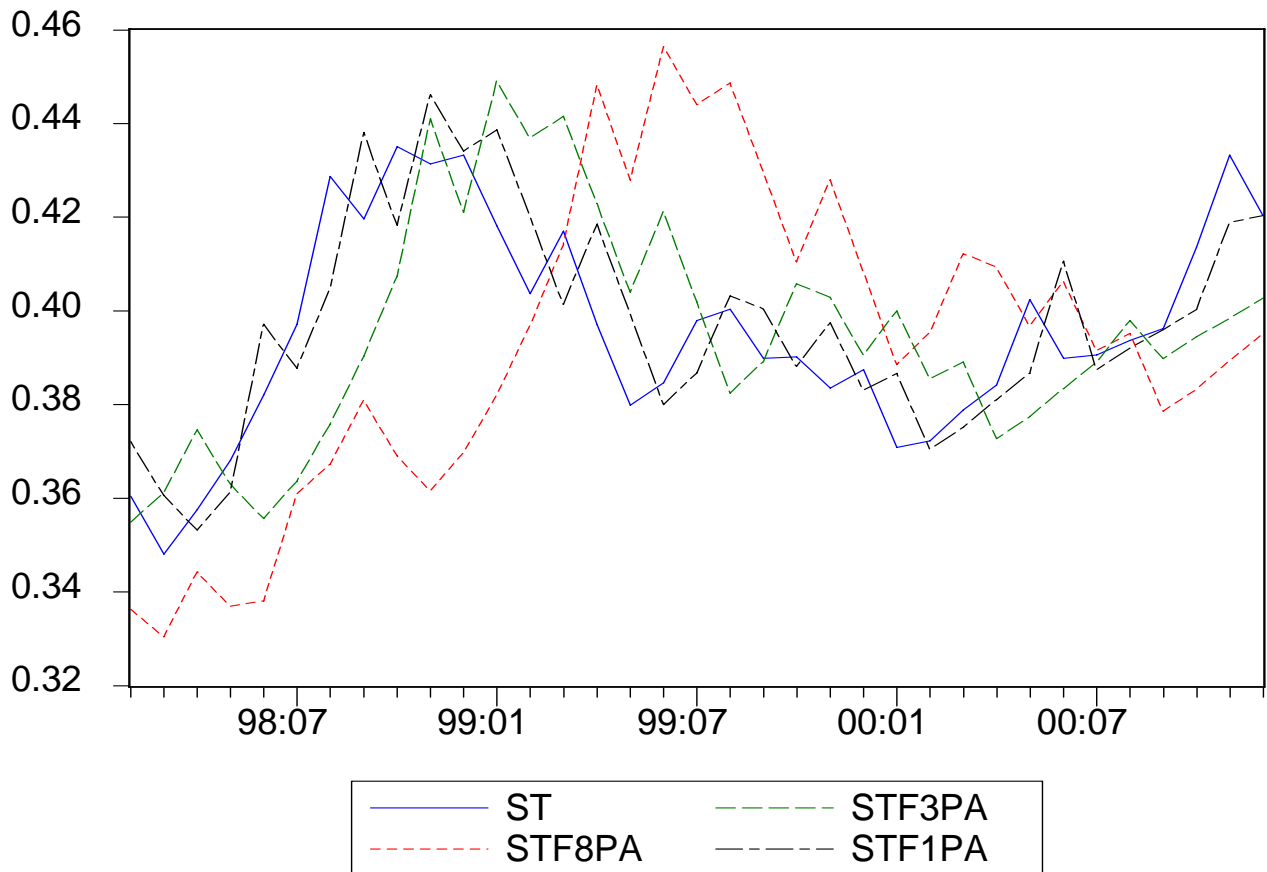
- STF3PA : Le taux de change prévu hors-échantillon par le modèle monétaire avec l'approche à équations multiples à trois périodes à l'avance,
- STFSQ3PA : Le taux de change prévu hors-échantillon par le modèle monétaire avec l'approche à équations multiples (sans la variable q) à trois périodes à l'avance,
- STFMA3PA : Le taux de change prévu hors-échantillon par le modèle naïf (trois périodes à l'avance).

**Figure #10 : Prédiction sur huit périodes à l'avance
(Avec l'approche à équations multiples et l'approche à deux équations)**



- STF8PA : Le taux de change prévu hors-échantillon par le modèle monétaire avec l'approche à équations multiples à huit périodes à l'avance,
- STFMEQ8PA : Le taux de change prévu hors-échantillon par le modèle monétaire avec l'approche à deux équations à huit périodes à l'avance,
- STFSQ8PA : Le taux de change prévu hors-échantillon par le modèle monétaire avec l'approche à équations multiples (sans la variable q) à huit périodes à l'avance,
- STFMA8PA : Le taux de change prévu hors-échantillon par le modèle naïf (huit périodes à l'avance).

**Figure #11 : Comparaison des prévisions sur les différentes périodes à l'avance
(Approche à équations multiples)**



- ST : Le taux de change nominal,
- STF1PA : Le taux de change estimé hors-échantillon par le modèle monétaire avec l'approche à équations multiples à une période à l'avance,
- STF3PA : Le taux de change estimé hors-échantillon par le modèle monétaire avec l'approche à équations multiples à trois périodes à l'avance,
- STF8PA : Le taux de change estimé hors-échantillon par le modèle monétaire avec l'approche à équations multiples à huit périodes à l'avance.

**Tableau # 1 : Test de stationnarité sur les variables
de l'équation sur la PPA**

++++ Période : 1973M01-2000M12++++

Variables		ADF- test de racine unitaire			
		Variables en niveau		Variables en différence	
		Retards	ADF-stat.	Retards	ADF-stat.
s _t	avec c	12	-1.3160	12	-4.4961**
ppiet	avec c	13	-2.1378	12	-3.2855**
ppidom	avec c	14	-2.6387	13	-3.3682**
Cpiet	avec c	15	-2.0722	14	-2.0845
cpidom	avec c	12	-2.8634	15	-1.8331

** (*) Niveau de signification à 5% (10%).

Note : c = constante.

Tableau #2 : Tests sur la PPA

*** Période 1973M01-2000M12 ***

Variables	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]	[7]	[8]
Indice des prix	IPC	IPC	IPC	IPC	IPP	IPP	IPP	IPP
P^{US}	-0.0903925 (0.263478)	-2.2403 (0.436338)	0.171546 (0.394297)	0.156576 (0.285352)	-1.02943 (0.179192)	-1.128275 (0.192949)	-1.333739 (0.078489)	-1.364466 (0.170730)
P^{CAN}	-0.622074 (0.261034)	1.438081 (0.366733)	-0.171546 (0.394297)	-0.156576 (0.285352)	1.120705 (0.139466)	1.264617 (0.176721)	1.333739 (0.078489)	1.364466 (0.170730)
TENDANCE	sans	avec	sans	avec	sans	avec	sans	avec
Observations	320	320	320	320	317	317	317	317
R-carrée	0.732716	0.746599	0.375167	0.672125	0.878205	0.882907	0.870335	0.870436
R-carrée ajustée	0.727592	0.740913	0.365217	0.665840	0.870848	0.875417	0.862963	0.862610
Log vraisemblance	446.9870	455.5220	311.1200	414.2960	570.3079	576.5490	560.3836	560.5068
crit. d'info Akaike	-2.749922	-2.747010	-1.907000	-2.545603	-3.478283	-3.511350	-3.421978	-3.416446
Test de non cointégration^{††} (stat. PP)	-2.352826	2.030260	-1.459474	-0.507015	-14.34953**	-14.3103**	-13.8127**	-13.7725**
Restriction: $\delta_1 = -\delta_2$	sans	sans	avec	avec	sans	sans	avec	avec

Les valeurs entre parenthèses () représentent les écarts types. ^{††} Les valeurs critiques asymptotiques sont tirés du tableau établi par Davidson et Mckinnon (1993). ****(*)** Rejet de l'hypothèse nulle de non cointégration à un niveau de signification de 5% (10%). Le test de Phillips Perron est utilisé pour tester l'hypothèse de non cointégration.

**Tableau # 3 : Test de stationnarité sur les variables
du modèle monétaire**

++++ Période : 1973M01-2000M12++++

Variables		ADF- test de racine unitaire			
		Variables en niveau		Variables en différence	
		Retards	ADF-stat.	Retards	ADF-stat.
s _t	avec c	12	-1.3160	12	-4.4961**
m	avec c	--	--	6	-11.4582**
	avec c t	4	-4.3760	--	--
y	avec c	9	-2.0241	8	-5.3737**
i	avec c	14	-2.9273	13	-4.7230**
pi	avec c	15	-3.0929	14	-7.5911**
w	avec c	12	-1.7269	15	-2.7403*
q	avec c	12	-1.3225	11	-4.1978 **
totcom	avec c	15	-1.0329	15	-4.4486**
totener	avec c	12	-0.9072	11	-4.7631**
Rdif	avec c	9	-3.3811**	8	.0062**

** (*) Niveau de signification à 5% (10%). Les variables représentent les différences relatives (variables avec chapeau dans le modèle).
Note : c = constante et ct = constante et tendance.

Tableau #4 : Test de cointégration entre les différentes variables du modèle monétaire

H₀ : q=	Trace	V.C à 5%	V.C à 1%	Ratio de vraisemblance	Valeurs Propres
0	67.61182**	136.61	146.99	297.4664**	0.376099
1	91.03296**	104.94	114.36	140.3692**	0.150767
2	106.4981	77.74	85.78	85.94975**	0.102290
3	116.6393	54.64	61.24	50.01631	0.068315
4	125.2525	34.55	40.49	26.45306	0.058329

** (*) seuil de signification à 5 % (10%). V.C = valeurs critiques.

- **L.R** indique la présence de 2 vecteurs de cointégration à un niveau de signification de 5%.
- **La statistique de la Trace** indique la présence d'un seul vecteur de cointégration à un niveau de signification de 5%.
- Le nombre d'observations pour ces tests est de : T = 330

Tableau # 5 : Modèle monétaire du taux de change
Résultats des tests sur la cointégration avec la méthode de Johansen

Période : 1973M01-2000M12

	[1]	[2]	[3]
m(-1)	-0.066642 (0.037620)	0.184413 (0.80103)	0.120111 (0.12957)
y(-1)	0.606888 (0.140130)	-1.267459 (3.52825)	-1.398279 (0.60672)
i(-1)	0.011963 (0.002806)	-0.016037 (0.03828)	-0.000759 (0.00581)
pi(-1)	2.313279 (0.821274)	240.2703 (198.995)	38.78625 (28.9093)
w(-1)	0.611095 (0.561499)	-3.135549 (9.54353)	2.126933 (1.20257)
q(-1)	0.823473 (0.048422)	---	-0.753773 0.12745
c	-1.108946 (0.303445)	2.678973	2.981280
Tendance	Avec	Avec	Avec

D(st)	-0.104267 (0.031751)	0.000974 (0.00097)	0.006486 (0.00605)
D(m)	0.026976 (0.013570)	-0.002692 (0.00056)	-0.015829 (0.00351)
D(y)	0.031445 (0.021495)	-0.000833 (0.00054)	0.181111 (0.08385)
D(i)	0.000200 (0.000171)	-0.066114 (0.04766)	-0.474981 (0.29767)
D(pi)	-0.159433 (0.026893)	-0.003544 (0.00033)	-0.022358 (0.00204)
D(w)	-0.0816224 (0.057229)	-0.000210 (0.00015)	-0.001591 (0.00091)
D(q)	0.153750 (0.031949)	---	0.004634 (0.00606)
c	Sans	0.001322 (0.00058)	0.001347 (0.00058)
Tendance	Sans	Sans	Sans

Déterminant de Covariance Résiduel	1.35E-09	4.63E-25	5.62E-30
Log vraisemblance	2455.881	6494.398	7906.402
Akaike AIC	-8.148454	-38.67506	-47.05947
Schwarz SC	-7.961474	-38.04609	-46.24752

- Les valeurs entre parenthèses () représentent les écarts types,
- **Les variables présentées dans ce tableau représentent les différences relatives entre les variables canadiennes et américaines (pour les variables avec chapeau dans le modèle).**

Tableau # 6 : Évaluation des performances du modèle monétaire en comparaison avec le modèle de marche aléatoire

Période hors-échantillon : 1998M01- 2000M12

VARIABLE	HORIZON DE PRÉVISION	RMSE	MAE	MAPE	U deTHEIL	PM	PV	PC
STFAQ1PA	1	0.000110	0.010519	0.024453	0.6707	0.013302	0.092157	0.894541
STFAQ3PA	3	0.000505	0.018903	0.047456	0.9266	0.004150	0.320088	0.675762
STFAQ8PA	8	0.001447	0.032753	0.082122	0.8982	0.013784	0.641771	0.344445
STFMEQ1PA	1	0.000119	0.009851	0.024912	0.7237	8.85E-05	0.078245	0.921666
STFMEQ3PA	3	0.003415	0.053120	0.131507	6.265182	0.815061	0.038241	0.146698
STFMEQ8PA	8	0.009614	0.089881	0.224004	5.967494	0.840324	0.108516	0.051160
STFSQ1PA	1	0.000167	0.028107	0.072435	1.01829	0.406253	0.088368	0.505379
STFSQ3PA	3	0.000572	0.020249	0.051234	1.04954	0.111615	0.295354	0.593032
STFSQ8PA	8	0.001689	0.034285	0.085563	1.04841	0.112241	0.572806	0.314953
STMA1PA	1	0.000164	0.010235	0.025746	--	0.002022	0.097161	0.900817
STMA3PA	3	0.000545	0.019156	0.048000	--	0.053534	0.298392	0.648075
STMA8PA	8	0.001611	0.034449	0.085979	--	0.141534	0.548115	0.310351

Note :

STFAQ1PA, STFAQ3PA et STFAQ8PA sont respectivement les taux de change estimés hors-échantillon par le modèle monétaire avec l'approche à équations multiples à une, trois et huit période(s) à l'avance,

STFMEQ1PA, STFMEQ3PA et STFMEQ8PA sont respectivement les taux de change prévu hors-échantillon par le modèle monétaire avec l'approche à deux équations à une, trois et huit période(s) à l'avance,

STFSQ1PA STFSQ3PA STFSQ8PA sont les taux de change estimé hors-échantillon par le modèle monétaire avec l'approche à équations multiples sans la variable q_t à une, trois et huit période(s) à l'avance,

STMA1PA, STMA3PA et STMA8PA sont respectivement les taux de change prévu hors-échantillon par le modèle naïf à une, trois et huit période(s) à l'avance.