UNIVERSITÉ DU QUÉBEC À MONTRÉAL

PERFORMANCE PRÉVISIONNELLE DE MODÈLES DE TAUX DE CHANGE FONDÉS SUR LA VALEUR ACTUALISÉE

MÉMOIRE
PRÉSENTÉ
COMME EXIGENCE PARTIELLE
DE LA MAÎTRISE EN ÉCONOMIQUE

PAR
OLOKPO YVES OSCAR KADJO

AOÛT 2016

REMERCIEMENTS

Je suis reconnaissant au Seigneur qui m’a permis de réaliser cette étude.

J’adresse ma gratitude à toute ma famille qui m’a soutenu.

Mes remerciements vont à l’endroit de mon directeur de mémoire, le professeur Alain Paquet qui s’est immensément investi dans cette recherche pour la rendre possible.

Mes remerciements vont également au professeur Yvon Fauvel pour son précieux appui technique.

Je remercie toute l'administration du département des cycles supérieurs en économique de l'UQAM pour la qualité de leurs services.

Merci à mes amis de classe pour leur encouragement et leur aide.

Merci à M. et Mme Guindo , Mme Dabiré Rose pour les lectures et soutien.

Merci à tous ceux qui ont contribué à cette étude.

TABLE DES MATIÈRES

LISTE DES FIGURES vii

LISTE DES TABLEAUX ix

LISTE DES ABRÉVIATIONS, SIGLES ET ACRONYMES x

RÉSUMÉ xii

INTRODUCTION 1

CHAPITRE I
MODÈLES DE TAUX DE CHANGE 3

1.1 Modèles basés sur la balance commerciale 3

1.1.1 Le taux de change et la balance des transactions courantes 3

1.1.2 Le taux de change et la parité absolue du pouvoir d'achat (PAPA) 4

1.1.3 Le taux de change réel et le taux de change nominal 6

1.2 Les modèles financiers du taux de change 8

1.2.1 Les modèles d'équilibre à prix flexibles et choix de portefeuilles 8

1.2.2 Le taux de change et l'arbitrage financier 11

CHAPITRE II
LES TRAVAUX EMPIRIQUES SUR LE TAUX DE CHANGE 13

2.1 La performance des modèles structurels 13

2.1.1 Prédictions des modèles monétaires de taux de change 13

2.1.2 Critiques de Meese et Rogoff (1983) 14

2.2 La performance des modèles de valeurs actualisées 17

2.2.1 Modélisations et performance du taux de change fondé sur la valeur actualisée 17

CHAPITRE III
LE MODÈLE ÉCONOMÉTRIQUE 21

3.1 Les données 21

3.1.1 Présentation des données 21

3.1.2 Transformation et caractérisation des données 23

3.2 Spécification des modèles 24

3.2.1 Modélisation de la variation du taux de change fondée sur la valeur actualisée 24

3.2.2 Modélisation VAR du taux de change 26

3.3 Méthodologie 27

3.3.1 Tests de racines unitaires et de stationnarité 27

3.3.2 Estimations MCO, estimation du VAR. 27

3.3.3 Prévision 29

CHAPITRE IV
PRÉSENTATION ET ANALYSE DES RÉSULTATS EMPIRIQUES À LA FRÉQUENCE MENSUELLE 35

4.1 Analyse graphique et statistiques descriptives en fréquence mensuelle 35

4.1.1 Variable expliquée $\Delta St + 1$: la variation du taux de change USD/CAD 35

4.1.2 Variables explicatives : 37

4.2 Tests de stationnarité et analyse des régressions à la fréquence mensuelle 39

4.2.1 Tests de stationnarité 39

4.2.2 Modifications des modèles initiaux 40

4.2.3 Analyse des estimations MCO des modèles 41
4.3 Analyse préliminaire de la précision des modèles..... 43
4.4 Performance prévisionnelle des modèles; analyse du critère U de Theil 45
4.4.1 Modèle POTI modifié 45
4.4.2 Modèle PPA modifié..... 46
4.4.3 Modèle MF modifié 48
4.4.4 Modèle PE modifié..... 50
4.4.5 Les meilleurs modèles selon le critète U de Theil 52
4.5 Performance prévisionnelle des modèles: analyse du critère ΔREQM 55
4.5.1 Le modèle POTI modifié..... 55
4.5.2 Le modèle PPA modifié 57
4.5.3 Le modèle MF modifié..... 58
4.5.4 Le modèle PE modifié..... 60
4.5.5 Les meilleurs modèles selon le critère ΔREQM 62
4.6 Performance prévisionnelle des modèles :analyse du critère RHE2 65
4.6.1 Le modèle POTI modifié..... 66
4.6.2 Le modèle PPA modifié 67
4.6.3 Le modèle MF modifié..... 68
4.6.4 Le modèle PE modifié..... 70
4.6.5 Les meilleurs modèles selon le critère RHE2..... 71
4.7 Performance prévisionnelle des modèles : analyse des critères IPA et IPM..... 74
4.7.1 Performance en fonction des approches prévisionnelles (critère IPA) 75

4.7.2 Comparaison des performances des modèles POTI, PPA, MF et PE (critère IPM) 76

4.8 Sommaire des principaux résultats de l'étude empirique à la fréquence mensuelle 77

CHAPITRE V
PRÉSENTATION ET ANALYSE DES RÉSULTATS EMPIRIQUES À LA FRÉQUENCE TRIMESTRIELLE 79

5.1 Analyse graphique et statistiques descriptives à la fréquence trimestrielle 79

5.2 Tests de stationnarité et analyse des régressions à la fréquence trimestrielle ... 80

5.3 Analyse préliminaire de la précision des modèles 80

5.4 Performance prévisionnelle des modèles : analyse du critère U de Theil 80

5.5 Performance prévisionnelle des modèles : analyse des critères IPA et IPM 81

CONCLUSION 82

APPENDICE A
RÉSULTATS DE L'ÉTUDE À LA FRÉQUENCE MENSUELLE. 84

APPENDICE B
RÉSULTATS DE L'ÉTUDE À LA FRÉQUENCE TRIMESTRIELLE 87

BIBLIOGRAPHIE 97

LISTE DES FIGURES

Figure		Page
4.1	Graphiques des variables de l'étude	35
4.2	Séries REQM des modèles et approches	44
4.3	Séries U de Theil du modèle POTI modifié par approche et horizon	45
4.4	Séries U de Theil du modèle PPA modifié par approche et horizon	47
4.5	Séries U de Theil du modèle MF modifié par approche et horizon	49
4.6	Séries U de Theil du modèle PE modifié par approche et horizon	51
4.7	Séries U de Theil de l'approche roulante 5 ans et récursive par modèle (1986-1991)	52
4.8	Séries U de Theil de l'approche récursive par modèle (1992-2014)	54
4.9	Séries ΔREQM du modèle POTI modifié par approche et horizon	56
4.10	Séries ΔREQM du modèle PPA modifié par approche et horizon	57
4.11	Séries ΔREQM du modèle MF modifié par approche et horizon	59
4.12	Séries ΔREQM du modèle PE modifié par approche et horizon	60
4.13	Séries ΔREQM : l'approche roulante 5 ans par modèle (1986-1991)	63
4.14	Séries ΔREQM de l'approche récursive par modèle (1992-2014)	64
4.15	Séries RHE2 du modèle POTI modifié par approche et horizon	66
4.16	Séries RHE2 du modèle PPA modifié par approche et horizon	67

4.17 Séries RHE2 du modèle MF modifié par approche et horizon 69

4.18 Séries RHE2 du modèle PE modifié par approche et horizon 70

4.19 Séries RHE2 de l'approche roulante 5 ans par modèle (1986-1991)..... 72

4.20 Séries RHE2 de l'approche récursive par modèle (1992-2014)..... 73

B.1 Graphiques des variables de l'étude (fréquence trimestrielle)..... 87

B.2 Séries REQM des modèles et approches(trimestrielles)..... 92

B.3 Séries U de Theil des modèles POTI, PPA, MF, PE modifiés par approche (1986-2014,trimestrielles)..... 93

B.4 Séries U de Theil de l'approche 5 ans par modèle (1986-1991, trimestrielles) 94

B.5 Séries U de Theil de l'approche récursive par modèle (1992-2014, trimestrielles) 95

LISTE DES TABLEAUX

Tableau		Page
2.1	Estimation des modèles de James, Marsh et Sarno (2012)	20
4.1	Statistiques descriptives(fréquence mensuelle)	36
4.2	Tableau des Tests ADF et KPSS à niveau (fréquence mensuelle)	39
4.3	Estimations MCO des modèles (fréquence mensuelle)	42
A.1	Coefficients de corrélation (fréquence mensuelle)	84
A.2	Tests de racine unitaire et stationnarité en différence première (fréquence mensuelle)	85
A.3	Indicateurs IPA et IPM (fréquence mensuelle)	86
B.1	Statistiques descriptives(fréquence trimestrielle)	88
B.2	Tableau des Tests ADF et KPSS à niveau (fréquence trimestrielle)	89
B.3	Tests de racine unitaire et stationnarité en différence première (fréquence trimestrielle)	90
B.4	Estimations MCO des modèles (fréquence trimestrielle)	91
B.5	Indicateurs IPA et IPM(fréquence trimestrielle)	96

LISTE DES ABRÉVIATIONS, SIGLES ET ACRONYMES

ADF	Augmented Dickey Fuller
CAD	Dollar canadien
IPA	Indicateur de Performance par Approche
IPM	Indicateur de Performance par Modèle
KPSS	Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin
Kurt	kurtosis
MCO	Moindre carré ordinaire
MF	Modèle financier
PE	Prix de l'énergie; soit le modèle PE
PIB	Produit intérieur brut
POTI	Parité ouverte des taux d'intérêt
PPA	Parité des pouvoirs d'achat
R^2_{HE}	Statistique R^2 hors échantillon
Skew	Skewness
Stati	Stationnaire

USD	Dollar américain
VAR	Vecteur auto régressif
ΔREQM	Variation de la racine de l'erreur quadratique moyenne

RÉSUMÉ

Ce travail étudie la performance prévisionnelle, hors échantillon, de plusieurs modèles[1] de taux de change fondés sur la valeur actualisée. La période d'étude est de 1976 à 2014. Étant donné l'évidence de racine unitaire, les modèles initiaux ont été modifiés en différenciant les variables explicatives. L'étude a été faite sur la base des fréquences mensuelle et trimestrielle. Les horizons de prévision sont de 1 à 12 mois et 1 à 4 trimestres selon les fréquences. Les approches de prévision appliquées sont l'approche récursive, les approches roulantes 5 ans et 10 ans. Les résultats empiriques montrent qu'avec la fréquence mensuelle, tous les modèles font mieux que la marche aléatoire sur les horizons 2 à 8 et 12. Il ressort aussi de l'étude que l'approche récursive appliquée au modèle financier obtient la meilleure performance prévisionnelle avec la fréquence mensuelle. Pour la fréquence trimestrielle, c'est l'approche récursive appliquée au modèle POTI qui détient la meilleure performance. En plus, pour chaque modèle, l'étude révèle que la justesse de prévision s'est détériorée pendant 2008, l'année de la crise financière.

Mots clés: Canada, prévision, approches, horizons.

[1] POTI modifié : Parité Ouverte des Taux d'Intérêt/ PPA modifié : Parité des Pouvoirs d'Achat / MF modifié : Modèle financier/ PE modifié : modèle avec le Prix de l'Énergie/ modèle VAR.

INTRODUCTION

La fin du système de Breton-Wood, depuis les années 70, a donné naissance au système de change flexible. Dans un tel régime, le taux de change entre deux devises est endogène et s'ajuste å différentes influences réelles et monétaires, financières et non financières, qui reflètent l'état de l'économie. Pour chercher å comprendre ces relations, plusieurs modèles de détermination et de prévision de l'évolution du taux de change ont été conçus.

Des analyses réelles et financières servent, généralement, de fondement à la détermination des taux de change. L'approche réelle établit une relation entre le taux de change et la balance commerciale et réfère aussi à l'approche d'équilibre. Quant à l'approche financière, elle tient compte des déterminants financiers du taux de change.

En plus des approches macroéconomiques, figure l'approche économétrique basée sur les modèles à valeur actualisée. Cette démarche consiste à considérer des variables fondamentales pour expliquer les fluctuations du taux de change. La performance en terme de capacité prévisionnelle d'une telle modélisation dépend, entre autres, de la nature (stationnaire ou non) des séries, de la formalisation de la vraie relation qui lie les variables, et particulièrement des évènements majeurs, dont par exemple la crise financière de 2008. Cette dernière constitue une perturbation majeure qui a profondément affecté les marchés financiers mondiaux. L'économie américaine a ainsi été affectée et cela, beaucoup plus comparativement à l'économie canadienne. Environ un quinquennat après une aussi importante crise, il est judicieux d'étudier son incidence sur la performance des modèles économiques en général et en

particulier sur la modélisation du taux de change USD/CAD. Plus spécifiquement, il est d'un grand intérêt de vérifier comment se comporte le modèle macroéconomique de taux de change USD/CAD fondé sur les valeurs actualisées. Ce modèle de taux de change présente-t-il une meilleure capacité prévisionnelle que la marche aléatoire? Quelles sont alors les variables fondamentales pertinentes dans la dynamique à court terme et à long terme de ce modèle de taux change? Le vecteur de cointégration (s'il existe) est-il unique? Les coefficients de ce vecteur sont-ils invariants?

En d'autres termes, l'objectif de ce travail est d'étudier la performance prévisionnelle des modèles de taux de change fondés sur les valeurs actualisées, spécifiquement pour le taux de change USD/CAD.

Dans un premier chapitre, nous présentons une revue de la littérature théorique et empirique du taux de change. Ensuite, les composantes des modèles théoriques considérés sont analysées. Enfin, nous procédons à l'analyse empirique et à la comparaison de la performance prévisionnelle des modèles avec celle de la marche aléatoire.

CHAPITRE I

MODÈLES DE TAUX DE CHANGE

La littérature sur les taux de change est abondante et diversifiée. Elle comporte des travaux théoriques et empiriques relatifs aux variables qui peuvent sous-tendre l'évolution du taux de change. Ces travaux qui visent à dégager les déterminants du taux de change et à en prévoir l'évolution peuvent être répartis en deux centres d'intérêt. Le premier concerne les modèles basés sur la balance commerciale. Le second met en exergue le rôle des facteurs financiers et monétaires.

1.1 Modèles basés sur la balance commerciale

1.1.1 Le taux de change et la balance des transactions courantes

Les travaux d'Alfred Marshall (1879) et Abba Lerner (1946) établissent une proposition importante qui lie le taux de change réel et la balance commerciale nominale. Cela est appelé condition de Marshall-Lerner (ML). Cette condition stipule que la dépréciation du taux de change améliore la balance commerciale nominale si la somme des valeurs absolues des élasticités-prix des demandes d'exportation et d'importation est supérieure à 1. Dans le cas contraire, elle détériore ou n'a aucun effet sur la balance commerciale nominale. De même, durant la période des taux de change fixes, l'état des balances courantes était retenu comme ce qui influençait le taux de change.

Mundell (1960) alors explique la dynamique du taux de change par l'état du solde des échanges extérieurs. Celui-ci est lui-même relié au niveau de la demande interne. Ce

point de vue est aussi soutenu par Fleming (1962). D'après cette théorie, les devises sont demandées essentiellement pour acheter des biens et services étrangers. L'offre de devises correspond alors aux revenus d'exportation. Cette théorie est donc basée sur les paiements courants avec l'étranger. Ainsi les pays à monnaie faible sont ceux qui ont une balance commerciale déficitaire. A l'opposé, les pays dont la devise est forte sont caractérisés par un solde extérieur positif. Ceci serait compatible avec ce qui a été observé au Japon. Ce pays a connu des excédents structurels à l'égard des États-Unis au cours des années 80 et 90. Il en a résulté une appréciation substantielle du yen comparativement au dollar.

1.1.2 Le taux de change et la parité absolue du pouvoir d'achat (PAPA)

La théorie de la parité des pouvoirs d'achat (PPA) explique les taux de change par les niveaux relatifs des prix entre pays. Soutenue par David Ricardo (1817), la théorie de la PAPA défend l'idée que « la valeur de la monnaie est partout la même ». Cela signifie que, à l'équilibre, le taux de change doit refléter l'égalité du pouvoir d'achat des deux devises considérées. En régime de taux de change fixe, si le prix réel des biens diffère d'un pays à l'autre, la demande supplémentaire de biens dans le pays où ils sont « le moins cher » va engendrer un accroissement des prix ; il y a ajustement du taux de change par les prix. Dans le cadre du flottement des cours de change, il y a ajustement au différentiel de prix par la variation des cours de change. Les variations du taux de change reflètent donc le différentiel d'inflation. Gustave Cassel (1922) définit le niveau du taux de change nominal d'équilibre comme celui qui assure la parité du pouvoir d'achat entre deux monnaies. Cela comporte deux versions qui sont la parité absolue du pouvoir d'achat (PAPA) et la parité relative du pouvoir d'achat (PRPA).

La version de la PAPA se formule comme suit :

$$P_t = S_t.P_t^*, \tag{1.1}$$

avec

P_t et P_t^* : respectivement les niveaux des prix domestique et étranger à la période t.

S_t : le taux de change à la période t qui exprime le nombre d'unités de la monnaie domestique requis pour une unité de devise étrangère.

L'équation (1.1) exprime une condition de non arbitrage ou d'équilibre. La PAPA prévaut si on considère des biens échangeables et parfaitement identiques. Cette version se réalise en l'absence de toute forme d'entrave au commerce international (taxes douanières, barrières non tarifaires…) et en négligeant les coûts de transport ainsi que les coûts d'information.

La PAPA implique la parité relative du pouvoir d'achat (PRPA). Ainsi à partir de l'équation 1.1 relative á la période t, on exprime sa forme anticipée pour la période t+1. Ensuite on fait le rapport des deux équations et on aboutit à ceci :

$$\frac{P_{t+1}^e}{P_t} = \frac{S_{t+1}^e}{S_t}.\frac{P_{t+1}^{*e}}{P_t^*}. \tag{1.2}$$

En appliquant la transformation logarithmique aux membres de l'équation (1.2), on obtient :

$$\log\left(\frac{P_{t+1}^e}{P_t}\right) = \log\left(\frac{S_{t+1}^e}{S_t}\right) + \log\left(\frac{P_{t+1}^{*e}}{P_t^*}\right).. \tag{1.3}$$

On peut définir les changements anticipés en % entre t et t+1 dans le niveau des prix domestiques, dans le niveau des prix étrangers (avec astérisques) et dans la valeur du taux de change comme suit:

$$\frac{P_{t+1}^{e}}{P_t} = (1+\pi_{t,t+1}^{e}), \tag{1.4}$$

$$\frac{P_{t+1}^{*e}}{p_t^{*}} = (1+\pi_{t,t+1}^{*e}), \tag{1.5}$$

$$\frac{S_{t+1}^{e}}{S_t} = (1+\%\Delta S_{t,t+1}^{e}), \tag{1.6}$$

alors l'équation (1.3) peut être reformulée comme suit :

$$\log(1+\pi_{t,t+1}^{e}) = \log(1+\%\Delta S_{t,t+1}^{e}) + \log(1+\pi_{t,t+1}^{*e}). \tag{1.7}$$

Pour des valeurs numériques suffisamment faibles, l'équation (1.7) peut être approximée comme suit:

$$\%\Delta S_{t,t+1}^{e} \approx \pi_{t,t+1}^{e} - \pi_{t,t+1}^{*e}. \tag{1.8}$$

L'équation (1.8) constitue la condition de parité relative des pouvoirs d'achat (PRPA). Ainsi si le taux d'inflation domestique anticipé est supérieur au taux d'inflation étranger anticipé, alors le marché va anticiper une dépréciation de la monnaie domestique entre t et t+1.

1.1.3 Le taux de change réel et le taux de change nominal

La PAPA implique la PRPA certes, mais il est bien possible que la PRPA soit valide sans que la PAPA le soit. Nous retenons deux cas de figure.

Dans un premier cas, supposons que deux pays produisent des biens identiques. Cependant, il existe des coûts de transport, des tarifs douaniers ou des différences dans les taxes à la consommation entre ces deux économies nationales. L'équation de

la PAPA (équation 1.1) ne tient plus. Il y a alors un écart au niveau des prix représenté par un facteur k_t. Ce contexte est formalisé par l'équation suivante :

$$P_t \; k_t = S_t \; . \; P_t^* \,, \tag{1.9}$$

par suite

$$\%\Delta S_{t,t+1}^e \approx \pi_{t,t+1}^e - \pi_{t,t+1}^{*e} + \%\Delta k_{t,t+1}^e \,. \tag{1.10}$$

Toutefois si le facteur est fixe, c'est-à-dire $k_t = k$, alors $\%\Delta k_{t,t+1}^e = 0$, l'équation (1.10) redevient identique à l'équation (1.8) et la parité relative des pouvoirs d'achat (PRPA) reste valide. :

Dans le second cas de figure, nous considérons qu'entre deux pays donnés, les biens échangés ne sont pas tous identiques. Ainsi, le prix relatif des biens domestiques par rapport aux biens étrangers serait défini par le taux de change réel Q_t :

$$Q_t \equiv \frac{S_t \; . \; P_t^*}{P_t} \,. \tag{1.11}$$

Si les biens domestiques et étrangers sont identiques et échangeables entre les pays sans aucune restriction, alors Q_t=1 et la PAPA tient. Dans le cas contraire, $Q_t \neq 1$ et la PAPA ne tient plus.

En supposant un taux de change réel variable cela implique que

$$\%\Delta S_{t,t+1}^e \approx \pi_{t,t+1}^e - \pi_{t,t+1}^{*e} + \%\Delta Q_{t,t+1}^e \,. \tag{1.12}$$

La PRPA ne tient que si $\%\Delta Q_{t,t+1}^e = 0$ Ainsi, toute dépréciation anticipée du taux de change est égale à l'écart entre les variations relatives des prix domestiques et

étrangers. En d'autres termes, la dépréciation anticipée du taux de change se déduit de l'écart d'inflation entre pays. (domestique et étranger).

Vu ainsi, on parle alors de l'approche d'équilibre de la détermination du taux de change.

1.2 Les modèles financiers du taux de change

Les théories relatives aux déterminants financiers du taux de change peuvent être scindées en deux grands axes. Le premier montre l'influence des variables monétaires et financières. Il est constitué du modèle monétaire à prix flexible, des modèles de choix de portefeuilles et de la théorie de l'efficience des marchés. Le second axe est relatif à l'instabilité des taux de change.

1.2.1 Les modèles d'équilibre à prix flexibles et choix de portefeuilles

1.2.1.1 Le modèle d'équilibre à prix flexible

La théorie d'équilibre du taux de change fut développée par Frenkel (1976). La fonction de demande de monnaie de chaque pays jumelée avec la définition de taux de change réel en sont la base.. A l'équilibre sur les marchés domestique et étranger de la monnaie, on a les équations suivantes :

$$M_t = P_t.L(Y_t, i_t, CI_t) \tag{1.13}$$

$$M_t^* = P_t^*.L^*(Y_t*, i_t*, CI_t^*) \tag{1.14}$$

où M_t et M_t^* sont les stocks de monnaie domestique et étrangère, P_t et P_t^* sont les niveaux des prix domestique et étranger, Y_t et Y_t* sont les niveaux des revenus réels domestique et étranger, i_t et i_t* sont les taux d'intérêt nominaux domestique et

étranger, CI_t et CI_t^* sont les coûts de l'intermédiation financière domestique et étranger.

On suppose dans ce modèle que la quantité réelle de monnaie demandée est théoriquement une fonction négative du taux d'intérêt nominal et une fonction positive des revenus réels bruts des ménages et du coût de l'intermédiation financière.

A partir de l'équation (1.11) qui définit le taux de change réel et des équations (1.13) et (1.14), on obtient la formule suivante du taux de change nominal en fonction du taux de change réel :

$$S_t = \frac{M_t}{M_t^*} . \frac{L^*(Y_t^*, i_{t,t+1}^*, CI_t^*)}{L(Y_t, i_{t,t+1}, CI_t)} . Q_t . \tag{1.15}$$

Le taux de change S_t augmente si la masse monétaire domestique augmente, ou si la demande réelle de monnaie domestique diminue par rapport à leurs contreparties étrangères. De même le taux de change S_t augmente si le prix des biens étrangers augmente relativement au prix des biens locaux. Ce prix relatif est tributaire de l'offre et de la demande des deux types de biens.

1.2.1.2 Les modèles de choix de portefeuilles

McKinnon (1969), Branson (1975) ainsi que Kouri (1976) ont conçu les premiers modèles relatifs à l'équilibre de portefeuille. Soit

$$M = a(i, i^*, \sigma, \sigma^*) W , \tag{1.16}$$

$$B = b(i, i^*, \sigma, \sigma^*) W , \tag{1.17}$$

$$SF = c(i, i^*, \sigma, \sigma^*) W , \tag{1.18}$$

$$W = M + B + SF , \tag{1.19}$$

avec

- M : le stock de monnaie nationale;
- B : les obligations;
- F : les détentions nettes d'actifs en devises étrangères;
- W : la richesse totale;
- S : le cours des devises étrangères exprimé en monnaie nationale;
- i et i* : les taux d'intérêt sur les titres domestiques et étrangers respectivement;
- σ et σ^* : les risques sur les titres domestiques et étrangers respectivement;
- a, b, c : des paramètres dont les valeurs expriment des fractions de la richesse totale W.

La relation comptable (1.19) est la contrainte budgétaire des investisseurs, mesurée par leur richesse globale. Il faut en effet satisfaire la relation suivante :

$$a+b+c=1. \tag{1.20}$$

Ainsi les équations de comportement (1.18) et (1.20) ne sont pas indépendantes. En fonction de la position créditrice ou débitrice du pays par rapport à l'étranger, F peut être positif ou négatif. La forme réduite suivante du modèle :

$$SF=(1-a-b)W=f\,(i,i^*,\sigma,\sigma^*)W\,. \tag{1.21}$$

L'équation (1.21) est équivalente à :

$$S = f\,(i, i^*, \sigma, \sigma^*)\frac{W}{F}\ . \qquad (1.22)$$

Selon l'équation (1.22), le taux de change est déterminé par le processus des choix de portefeuille. Ce qui permet une répartition de la richesse entre monnaie nationale, titres nationaux et étrangers, conformément aux désirs des investisseurs. On peut dire que le taux de change est le prix qui assure l'équilibre sur les différents marchés d'actifs nationaux et étrangers.

1.2.2 Le taux de change et l'arbitrage financier

Les hypothèses de base retenues sont le non-contrôle des capitaux entre pays, l'absence de barrière fiscale, l'absence des coûts de transaction, et les anticipations rationnelles des investisseurs pendant les arbitrages. En plus l'arbitrage financier peut être posé comme le choix entre un placement obligataire domestique et un placement obligataire étranger. Ainsi un investisseur doté d'un capital financier dont le montant en monnaie domestique est A, peut le placer sur son territoire de résidence. À la fin de la période, cela lui rapporte $A(1+i_{t,t+1})$. En optant pour l'étranger, son investissement initial converti en devise étrangère est A/S_t et son rendement en fin de période est $\frac{A}{S_t}(1+i^*_{t,t+1})$. En égalisant ces deux rendements sur la base du taux de change anticipé par l'investisseur, on obtient :

$$A(1+i_{t,t+1}) = \frac{A}{S_t}.(1+i^*_{t,t+1}).S^e_{t+1}.. \qquad (1.23)$$

La transformation logarithmique appliquée de part et d'autre de l'équation (1.23) permet d'obtenir ceci :

$$\log(1+i_{t,t+1}) = \log\left(\frac{S^e_{t+1}}{S_t}\right) + \log(1+i^*_{t,t+1})\text{,} \tag{1.24}$$

ou approximativement,

$$\%\Delta s^e_{t,t+1} \approx i_{t,t+1} - i^*_{t,t+1}. \tag{1.25}$$

Cette dernière équation est la condition de parité ouverte des taux d'intérêt nominaux (POTI). Ainsi un écart positif entre les taux d'intérêt nominaux domestique et étranger est égal à une dépréciation anticipée de la monnaie domestique.

L'investisseur peut par contre préférer transiger sur le marché des changes à terme. Il opte ainsi pour un taux de change à terme ($F_{t+1/t}$) pour la conversion de ses futurs revenus liés à ses investissements à l'étranger. Dans ce cas, on obtient :

$$A(1+i_{t,t+1}) = \frac{A}{S_t}.(1+i^*_{t,t+1}).F_{t+1/t}\text{,} \tag{1.26}$$

d'où on a approximativement,

$$f_{t+1/t} - s_t \approx i_{t,t+1} - i^*_{t,t+1}\text{,} \tag{1.27}$$

avec $f_{t+1/t} = \log F_{t+1/t}$ et $s_t = \log S_t$. L'équation (1.27) représente la condition de parité couverte des taux d'intérêt nominaux (PCTI).

CHAPITRE II

LES TRAVAUX EMPIRIQUES SUR LE TAUX DE CHANGE

Le taux de change est une variable macroéconomique importante. Cependant, sa modélisation et sa prévision comportent bien des difficultés. Plusieurs modèles empiriques ont donc été considérés. Ces modèles pourraient être répartis en modèles structurels et en modèles non structurels dont la modélisation fondée sur la valeur actualisée. De nombreux auteurs se sont alors penchés sur la performance empirique de ces modèles. Ainsi, dans ce chapitre, nous étudierons d'abord la performance des modèles structurels de taux de change. Ensuite, nous nous intéresserons à la performance des modèles de taux de change fondés sur les valeurs actualisées.

2.1 La performance des modèles structurels

La classe des modèles structurels est diversifiée. Cette section analysera certaines approches macroéconomiques de détermination du taux de change qui sont souvent employées.

2.1.1 Prédictions des modèles monétaires de taux de change

Les modèles monétaires de taux de change comportent deux grandes variantes, dont celle à prix flexible qui fut étudiée par Frenkel (1976) et Bilson (1981). Ces modèles peuvent être représentés d'une manière générale comme suit :

$$s_t = (m_t - m_t^*) - \varphi(y_t - y_t^*) + \lambda(i_t - i_t^*). \qquad (2.1)$$

Cette formalisation empirique découle de la log-linéarisation du modèle théorique de l'équation (1.15):

$$\log(S_t) = [\log(M_t) - \log(M_t^*)] + \log[L^*(Y_t^*, i_{t,t+1}^*)] - \log[L(Y_t, i_t)] + \log Q_t. \qquad (2.2)$$

En posant $\log(S_t) = s_t$, $\log(M_t) = m_t$, $\log(M_t^*) = m_t^*$, $\log Q = 0$, on obtient approximativement l'équation (2.1).

Les auteurs ont donc contraint à l'unité le coefficient du terme $(m_t - m_t^*)$. Dans leur spécification, ils ont aussi contraint le taux de change réel $Q_t = 1$ en imposant la parité absolue des pouvoirs d'achat. En plus, les auteurs ont fait abstraction des coûts de transport ou des différentiels de taxation entre les pays.

L'équation (2.1) prédit premièrement qu'un revenu relatif plus élevé induit une monnaie plus forte. Le mécanisme explicatif est qu'un revenu relatif plus élevé induit une demande de monnaie relative plus importante citeris paribus. La seconde prédiction est qu'un taux d'intérêt élevé induit une monnaie plus faible. Cela s'explique par le fait qu'un taux d'intérêt plus élevé implique une demande de monnaie relativement plus faible. Dans le modèle de Mundell-Fleming, des revenus plus élevés impliquent des importations plus élevées, toutes choses égales par ailleurs, et par conséquent une monnaie plus faible.

2.1.2 Critiques de Meese et Rogoff (1983)

L'étude de Meese et Rogoff (1983) portant sur la performance des modèles structuraux de taux de change demeure une référence. Dans cette étude, les auteurs ont comparé les prévisions hors échantillon de plusieurs modèles structuraux de taux de change à celui de la marche aléatoire. Les modèles structuraux étudiés sont un modèle monétaire à prix flexibles (Frenkel-Bilson), un modèle monétaire à prix

rigides (Dornbusch-Frankel) et un modèle à prix rigides des actifs et qui tient compte de la balance des paiements (Hooper-Morton). Tous ces trois modèles structuraux considérés sont basés sur une fonction de demande de monnaie commune. La forme générale de l'équation du taux de change utilisée est :

$$s = a_0 + a_1(m - m^*) + a_2(y - y^*) + a_3(i - i^*) + a_4(\pi^e - \pi^{*e}) + a_5\overline{TB} + a_6\overline{TB^*} + u, \quad (2.3)$$

où

- s : logarithme du taux de change;
- $(m - m^*)$: différentiel dans la quantité détenue de monnaie domestique et étrangère;
- $(y - y^*)$: différentiel entre les PIB domestique et étranger respectivement;
- $(i - i^*)$: différentiel des taux d'intérêt domestique et étranger respectivement;
- $(\pi^e - \pi^{*e})$: différentiel entre les taux d'inflation domestique et étranger respectivement;
- $\overline{TB}\ et \overline{TB^*}$: soldes (excédentaires ou déficitaires) des balances commerciales domestique et étrangère respectivement;
- u : terme d'erreur.

L'équation (2.3) est obtenue à partir de la log-linéarisation du modèle théorique représenté par l'équation (1.15). Les auteurs ont contraint le taux de change réel $Q_t = 1$ en imposant la parité absolue des pouvoirs d'achat. Ils ont aussi posé $a_1 = 1.$ En plus ils ont retenu plus de variables explicatives pour le taux de change nominal mais ont omis les coûts de l'intermédiation financière.

En fonction des contraintes imposées aux coefficients de l'équation (2.3), on détermine chacun des trois modèles étudiés par les auteurs. Trois cas de figure se présentent :

- Cas 1 : $a_4 = a_5 = a_6 = 0$, soit le modèle de Frenkel-Bilson.

- Cas 2 : $a_5 = a_6 = 0$, soit le modèle de Dornbusch-Frenkel avec rigidité nominale.

- Cas 3 : $a_0 \neq 0$, $a_1 \neq 0$, $a_2 \neq 0$, $a_3 \neq 0$, $a_4 \neq 0$, $a_5 \neq 0$, $a_6 \neq 0$, soit le modèle de Hooper-Morton avec rigidité nominale possible.

Dans leur étude, Meese et Rogoff (1983) ont conclu que la marche aléatoire faisait mieux que les modèles structuraux sur un horizon de un à douze mois pour les taux de change dollar/mark, dollar/pound, dollar/yen courant 1970. Leur méthodologie d'estimation a consisté à considérer d'une part des équations avec des coefficients contraints et d'autre part une approche VAR. Les critères pour mesurer la performance des différents modèles sont l'erreur quadratique moyenne et l'erreur absolue moyenne. Pour ces auteurs, la faible performance des modèles structuraux de taux de change a plusieurs causes. Ce sont, entre autres, une prime de risque variable et volatile dans le temps, un taux de change réel volatil à long terme, des manquements dans la formulation de l'inflation anticipée et de la demande de monnaie.

Suite aux conclusions de Meese et Rogoff (1983), plusieurs travaux ont été réalisés pour améliorer la spécification et la performance prédictive des modèles de taux de change. Parmi ceux-ci il y a les modèles de taux de change fondés sur la valeur actualisée.

2.2 La performance des modèles de valeurs actualisées

Les modèles standards de valeurs actualisées considèrent que le taux de change est déterminé par la combinaison de variables macroéconomiques futures anticipées. Ces variables sont appelées variables fondamentales. Selon ces modèles le taux de change est déterminé par l'équilibre sur les marchés des actifs. Pour Obstfeld et Rogoff (1996), le taux de change est alors assimilable au prix d'un actif. Dans cette optique, cette section abordera dans un premier temps la modélisation du taux de change spot fondée sur la valeur actualisée. En second moment, l'implication de cette modélisation sur la formulation de la variation du taux de change sera étudiée.

2.2.1 Modélisations et performance du taux de change fondé sur la valeur actualisée

Notre travail adopte la modélisation de Engel et West (2005). Cette modélisation du taux de change fondée sur la valeur actualisée a des fondements théoriques. Ces fondements sont représentés par les équations (1.11), (1.13) et (1.25).

Ainsi la log-linéarisation de l'équation (1.11) est :

$$s_t = p_t - p_t^* + q_t . \tag{2.4}$$

On en déduit :

$$s_t - q_t = p_t - p_t^* , \tag{2.5}$$

où s_t est le logarithme du taux de change nominal, $p_t \, et \, p_t^*$ sont les logarithmes des prix domestiques et étrangers respectivement, q_t est le logarithme du taux de change réel.

La formalisation empirique de l'équation (1.13) suivant l'approche monétaire du taux de change de la décennie 1970, est :

$$m_t = p_t + \gamma y_t - \alpha i_t + \upsilon_{m,t}, \tag{2.6}$$

où m_t est le logarithme de l'offre de monnaie domestique, p_t est le logarithme du niveau des prix domestiques, y_t est le logarithme du revenu national domestique, i_t est le logarithme du taux d'intérêt nominal domestique, $\upsilon_{m,t}$ est un choc à la demande de monnaie domestique. Pour l'économie du pays étranger, les variables équivalentes sont : $m_t^*, p_t^*, y_t^*, i_t^*, \upsilon_{m,t}^*$. Les paramètres $\gamma > 0$, $\alpha > 0$ sont identiques pour les deux économies.

Enfin, l'équation (1.25) est modifiée dans le cas d'une déviation de la condition de la parité non couverte des taux d'intérêt. Sa reformulation est :

$$s_t = -(i_t - i_t^*) - \rho_t + E_t s_{t+1}, \tag{2.7}$$

où ρ_t capte la déviation.

Dans une approche monétaire et sur la base de l'équation (2.6), on déduit le taux d'intérêt domestique:

$$i_t = \frac{1}{\alpha}\left[-m_t + p_t + \gamma y_t + \upsilon_{m,t}\right]. \tag{2.8}$$

En remplaçant les taux d'intérêt i_t et i_t^* de l'équation (2.7) par leurs formulations déduites de l'équation (2.8), on obtient une expression actualisée du taux de change nominal:

$$s_t = \frac{1}{\alpha}\left[(m_t - m_t^*) - \gamma(y_t - y_t^*) - (p_t - p_t^*) - (v_{m,t} - v_{m,t}^*) - \alpha\rho_t\right] + \mathrm{E}_t\left[s_{t+1}\right]. \quad (2.9)$$

Cette équation (2.9) peut être reformulée en substituant $(p_t - p_t^*)$ par l'expression équivalente de l'équation (2.5). En réaménageant, on aboutit à :

$$s_t = \frac{1}{1+\alpha}\left[(m_t - m_t^*) - \gamma(y_t - y_t^*) + q_t - (v_{m,t} - v_{m,t}^*) - \alpha\rho_t\right] + \frac{\alpha}{1+\alpha}\mathrm{E}_t\left[s_{t+1}\right]. \quad (2.10)$$

Cette expression est une formulation du taux de change nominal fondée sur la valeur actualisée avec une approche monétaire (pour la détermination des taux d'intérêt). Le facteur d'actualisation est $b = \alpha/1+\alpha$. Les variables fondamentales observables (mesurables) sont : $g_{1,t} = (m_t - m_t^*) - \gamma(y_t - y_t^*)$. Les variables fondamentales non mesurables sont $h_{1,t} = q_t - (v_{m,t} - v_{m,t}^*)$ et $h_{2,t} = -\rho_t$.

Engel et West (2005) montrent analytiquement que dans un modèle de valeur actualisée avec des anticipations rationnelles, le taux de change suit une marche aléatoire. Cela est le cas lorsque le facteur d'actualisation est proche de la valeur unitaire et les variables fondamentales sont intégrées d'ordre un soit I(1).

Pour l'étude de la variation du taux de change, James, Marsh et Sarno (2012) considèrent que la variation du taux de change est déterminée par la combinaison linéaire de variables macroéconomiques (dites fondamentales). Ainsi ces auteurs ont étudié le taux de change entre le dollar américain et le dollar canadien. Ils ont adopté plusieurs modèles de variation de taux de change. Ces modèles ont été alors estimés par la méthode des moindres carrés ordinaires. Les résultats partiels de leur étude sont compilés dans le tableau suivant[2] :

[2] Voir page 18 pour la définition des variables des modèles du tableau.

Tableau 2.1 Estimation des modèles de James, Marsh et Sarno (2012)

Modèles Paramatres	α	β	R^2 (%)
$\Delta s_{t+1} = \alpha + \beta(i_t - i_t^*) + \varepsilon_{t+1}$	-0.070	-0.974[a]	0.512
	(0.116)	(0.586)	
$\Delta s_{t+1} = \alpha + \beta(p_t - p_t^* - s_t) + \varepsilon_{t+1}$	-0.288	0.015[a]	0.828
	(0.185)	(0.008)	
$\Delta s_{t+1} = \alpha + \beta[(m_t - m_t^*) - (y_t - y_t^*) - s_t] + \varepsilon_{t+1}$	0.640	-0.003	0.328
	(0.929)	(0.004)	

Notes : Les écarts-types sont entre les parenthèses. L'échantillon est de janvier 1976 à juin 2010 et comporte des observations mensuelles. Les équations des modèles sont estimées par la méthode des moindres carrés ordinaires./ [a] : significativité statistique à 10%.

Pour ces différents modèles estimés, les auteurs obtiennent des valeurs faibles pour la statistique R^2. En plus, selon Cuthbertson et Nitzsche (2004), le R^2 est faible (de l'ordre de 0.035) dans les régressions avec les variables mensuelles.

CHAPITRE III

LE MODÈLE ÉCONOMÉTRIQUE

Le travail économétrique de ce chapitre porte d'abord sur quatre modèles de variation du taux de change (POTI, PPA, MF et PE) et un modèle VAR. Les modèles POTI, PPA, MF modèles sont ceux étudiés par James, Marsh et Sarno (2012). Pour méthode d'estimation, nous adoptons, comme ces auteurs, la méthode des moindres carrés ordinaires. Ensuite, nous étudions la performance prévisionnelle de tous ces modèles suivant les approches récursive, roulante 5 ans et roulante 10 ans. Le modèle de référence est la marche aléatoire.

3.1 Les données

3.1.1 Présentation des données

Cette section présente la banque de données de base pour les variables de l'économie canadienne et américaine. Notre étude considère séparément les modèles à la fréquence mensuelle, puis à la fréquence trimestrielle. Ceci a pour objectif d'évaluer la robustesse des résultats obtenus. Nous utilisons des variables désaisonnalisées. Les données mensuelles vont de janvier 1976 à décembre 2014, ce qui correspond à 468 observations. Quant aux données trimestrielles, c'est un total de 156 observations de mars 1976 à décembre 2014.

La variable de taux de change USD/CAD utilisée est le taux de change comptant en fin de période (s_t). Cette cotation définit le prix d'une unité de dollar américain en

dollar canadien. Cette variable provient des statistiques financières internationales diffusées par le Fonds Monétaire Intenational (FMI).

Les taux d'intérêt utilisés sont les taux d'intérêt des marchés monétaires canadiens et américains. Ces taux d'intérêt sont à échéance de trois mois. Ils proviennent du « Main Economic Indicators » de l'OCDE.

L'agrégat monétaire utilisé est M2 pour le Canada et les États-Unis. Celui ci provient des statistiques financières internationales diffusées par le Fonds Monétaire Intenational (FMI).

Les niveaux des prix du Canada et des États-Unis sont mésurés avec l'indice des prix à la consommation de tous les biens avec 2010=100. Les statistiques financières internationales diffusées par le Fonds Monétaire Intenational (FMI) en sont la source.

Les niveaux de production nationale sont approximés par l'indice de la production industrielle (2010=100). Ils sont publiés dans les statistiques financières internationales diffusées par le Fonds Monétaire International (FMI) . Cette approximation des niveaux de production nationales par l'indice de la production industrielle a été également retenue par James, Marsh et Sarno (2012). Ces auteurs justifient cela par le fait que les données statistiques des niveaux de production nationales ont généralement une fréquence trimestrielle alors que l'étude vise une analyse suivant les fréquences mensuelle et trimestrielle à la fois. Il semble alors intéressant de retenir l'indice de la production industrielle dont des données statistiques mensuelles et trimestrielles sont disponibles.

L'énergie est mésurée par l'indice des prix de l'énergie avec 1972=100. La source des données est le tableau 176-0076 de statistique Canada (CANSIM).

La variable *ne* mesure l'indice total des prix sans les prix de l'énergie. Avec 1972=100. La source des données est aussi le tableau 176-0076 de statistique Canada (CANSIM).

3.1.2 Transformation et caractérisation des données

Les transformations et caractérisations des variables sont faites suivant l'approche de James, Marsh et Sarno (2012).

3.1.2.1 Les logarithmes des variables

A l'exception des taux d'intérêt, toutes les autres variables macroéconomiques du Canada et des ÉtatsUnis sont transformées en leur appliquant le logarithme naturel. Ensuite les logarithmes de ces variables sont multipliés par cent. Nous utilisons l'astérisque pour désigner les logarithmes des variables macroéconomiques des États-Unis ($(i_t^*, m_t^*, p_t^*, y_t^*)$).

3.1.2.2 Les écarts de variables

Plusieurs écarts macroéconomiques entre le Canada et les États-Unis sont construits. Ce sont :

$i_t - i_t^*$: différentiel des taux d'intérêt du Canada et des États-Unis respectivement.

$m_t - m_t^*$: différentiel des agrégats monétaires du Canada et des États-Unis respectivement.

$p_t - p_t^*$: différentiel entre les niveaux de prix du Canada et les États-Unis respectivement.

$y_t - y_t^*$: différentiel des indices de la production industrielle du Canada et des États-Unis respectivement.

Ces écarts permettent de construire les variables explicatives (dites fondamentales) des modèles du paragraphe suivant.

3.2 Spécification des modèles

Les modèles de variation du taux de change fondés sur la valeur actualisée qui sont étudiés sont ceux formalisés par James, Marsh et Sarno (2012). Nous incluerons dans notre recherche un modèle de variation de taux de change qui inclue le prix de l'énergie. Cela vise à vérifier la contribution du prix de l'énergie dans la variation du taux de change.

3.2.1 Modélisation de la variation du taux de change fondée sur la valeur actualisée

Pour l'analyse empirique, la marche aléatoire sert de référence. Trois modèles de variation du taux de change fondés sur la valeur actualisée sont retenus. Ceux-ci sont formalisés selon les travaux de James, Marsh et Sarno (2012) . De façon générale, la variation du taux de change fondée sur la valeur actualisée est alors représentée par une combinaison linéaire de variables macroéconomiques dites fondamentales. Cette représentation générale est la suivante:

$$\Delta s_{t+1} = \omega + \beta x_t + \varepsilon_{t+1}, \tag{3.1}$$

où $\Delta s_{t+1} = s_{t+1} - s_t$. La composante x_t représente les variables macroéconomiques (dites fondamentales), ω et β sont des constantes à estimer, ε_{t+1} est un terme d'erreur stochastique.

La représentation spécifique de chacun des trois modèles empiriques depend de l'expression des variables macroéconomiques fondamentales représentées par x_t.

Précisons que pour certains modèles, la composante x_t peut contenir dans son expression le taux de change s_t.

3.2.1.1Modèle de la marche aléatoire

Dans ce cas β = 0 et la variation du taux de change est ceci :

$$\Delta s_{t+1} = \omega + \varepsilon_{t+1}. \tag{3.2}$$

Le modèle formulé équivaut à la non prise en compte des variables fondamentales dans la dynamique de la variation du taux de change.

3.2.1.2 Modèle basé sur la parité ouverte des taux d'intérêt (POTI)

L'équation de la variable macroéconomique fondamentale est :

$$x_t = i_t - i_t^*. \tag{3.3}$$

On en déduit la modélisation suivante :

$$\Delta s_{t+1} = \omega + \beta(i_t - i_t^*) + \varepsilon_{t+1}. \tag{3.4}$$

La POTI tient lorsque $\omega = 0$ et β =1. Selon Cuthbertson et Nitzsche (2004), en général le signe de β est négatif ($\beta < 0$). Ainsi si $i_t - i_t^* > 0$ alors $\Delta s_{t+1} < 0$ et la monnaie domestique s'apprécie.

3.2.1.3 Modèle basé sur la parité du pouvoir d'achat (PPA)

Sur la base de la parité du pouvoir d'achat, l'équation de la variable fondamentale est :

$$x_t = p_t - p_t^* - s_t. \tag{3.5}$$

On en déduit la modélisation suivante :

$$\Delta s_{t+1} = \omega + \beta(p_t - p_t^* - s_t) + \varepsilon_{t+1}. \quad (3.6)$$

La PPA tient lorsque $\omega = 0$ et $\beta = 1$. Par ailleurs lorsque $\beta > 0$ et $p_t - p_t^* - s_t > 0$ alors $\Delta s_{t+1} > 0$. Par conséquent, la monnaie domestique tend à se déprécier.

3.2.1.4 Modèle basé sur les fondamentaux financiers (MF)

Dans ce cas, l'équation de la variable fondamentale est :

$$x_t = (m_t - m_t^*) - (y_t - y_t^*) - s_t. \quad (3.7)$$

On en déduit la modélisation suivante :

$$\Delta s_{t+1} = \omega + \beta\left[(m_t - m_t^*) - (y_t - y_t^*) - s_t\right] + \varepsilon_{t+1}. \quad (3.8)$$

Pour $\omega = 0$, $\beta < 0$ et $(m_t - m_t^*) - (y_t - y_t^*) - s_t < 0$ alors $\Delta s_{t+1} > 0$. Par conséquent, la monnaie domestique tend à se déprécier.

3.2.1.5 Modèle basé sur le prix de l'énergie (PE)

Ce modèle prend en compte l'influence du prix de l'énergie dans les variations du taux de change.

$$\Delta s_{t+1} = \omega + \beta_1 e_t + \beta_2 ne_t + \varepsilon_{t+1} \quad (3.9)$$

où la variable e_t mesure l'indice des prix de l'énergie. La variable ne_t mesure l'indice total des prix sans les prix de l'énergie.

3.2.2 Modélisation VAR du taux de change

Pour cette étude, le modèle VAR de variation du taux de change est défini ainsi :

$$X_p(t) = \varphi_0 + \varphi_1 X(T-1) + ... + \varphi_p X(t-p) + u(t), \qquad (3.10)$$

où le vecteur $X(t)$ est le suivant :

$$(\Delta s_t, \mathrm{e}_{t,}\,(i_t - i_t^*), (m - m_t^*), (p_t - p_t^*), (y_t - y_t^*))' \qquad (3.10)$$

La sélection du nombre approprié de retards dans le VAR se fait à partir du critère d'information Akaike. On retient l'ordre qui minimise ce critère.

3.3 Méthodologie

Nous faisons d'abord une investigation des variables des modèles au moyen de l'analyse des graphiques, des statistiques descriptives et des tests statistiques de non-stationnarité et de stationnarité. Ensuite nous estimons les modèles par la méthode des moindres carrés ordinaires. Enfin nous procédons à l'étude de la prévision.

3.3.1 Tests de racines unitaires et de stationnarité

Le test de racine unitaire (ADF) et le test de stationnarité KPSS sont appliqués sur la variation du taux de change, les variables fondamentales et les variables d'écart[3] des différents modèles. Le critère d'information d'Akaike modifié détermine le nombre optimal de retards pour les différences premières dans les équations de spécification du test ADF.

3.3.2 Estimations MCO, estimation du VAR.

Dans l'objectif de comparer notre travail à celui de James, Marsh et Sarno (2012), notre étude adopte d'abord la même méthode d'estimation que ces auteurs. Ainsi les quatre modèles de variation de taux de change sont estimés par la méthode des

[3] Les variables fondamentales sont définies par les équations (3.5) et (3.7), page 25. Les variables d'écart sont : $(i_t - i_t^*)$, $(p_t - p_t^*)$, $(m_t - m_t^*)$, $(y_t - y_t^*)$.

moindres carrés ordinaires. Les coefficients estimés sont ceux de la matrice de Newey et West. Cette matrice de variance-covariance des coefficients est asymptotiquement convergente en cas d'hétéroscédasticité et d'auto-corrélation des résidus.

Les modèles estimés sont respectivement:

$$\Delta s_{t+1} = \omega + \beta (i_t - i_t^*) + \varepsilon_{t+1}, \tag{3.4}$$

$$\Delta s_{t+1} = \omega + \beta (p_t - p_t^* - s_t) + \varepsilon_{t+1}, \tag{3.6}$$

$$\Delta s_{t+1} = \omega + \beta \left[(m_t - m_t^*) - (y_t - y_t^*) - s_t \right] + \varepsilon_{t+1}, \tag{3.8}$$

$$\Delta s_{t+1} = \omega + \beta_1 e_1 + \beta_2 ne_2 + \varepsilon_{t+1}, \tag{3.9}$$

$$X_p(t) = \varphi_0 + \varphi_1 X(t-1) + ... + \varphi_p X(t-p) + u(t), \tag{3.10}$$

où le vecteur $X(t)$ est le suivant :

$$(\Delta s_t, \mathrm{e}_{\mathrm{t},} (i_t - i_t^*), (m - m_t^*), (p_t - p_t^*), (y_t - y_t^*))'. \tag{3.11}$$

La sélection du nombre approprié de retards dans le VAR se fait au moyen du critère d'information Akaike. On retient l'ordre du VAR qui minimise ce critère.

Notons que ces modèles sont d'abord estimés sur la base d'une fréquence mensuelle des variables et l'échantillon initial d'estimation est alors de janvier 1976 à décembre 1985. Ensuite l'étude est faite en estimant à nouveau les modèles mais sur la base d'une fréquence trimestrielle. Pour cette fréquence, l'échantillon initial d'estimation est du premier trimestre 1976 au dernier trimestre 1985. Finalement, la période de 1986 à 2014 sert à comparer la performance prévisionnelle des modèles.

3.3.3 Prévision

Cette section traite des approches prévisionnelles des modèles de la section précédente et de l'évaluation de la performance prévisionnelle de ceux-ci. Ces modèles sont le modèle de variation du taux de change avec parité ouverte des taux d'intérêt (POTI), le modèle de variation du taux de change avec parité du pouvoir d'achat (PPA), le modèle de variation du taux de change avec les fondamentaux financiers (MF). Enfin, nous avons un modèle qui prend en compte le prix de l'énergie (PE).

3.3.3.1 Approches prévisionnelles

Les approches prévisionnelles appliquées aux modèles de variation de taux de change (POTI, PPA, MF, PE) sont l'approche récursive, l'approche roulante 5 ans et l'approche roulante 10 ans .

- Approche récursive

Pour la fréquence mensuelle, on estime initialement les modèles sur la période 1976m01 à 1985m12. Puis à partir de 1985m12, on fait les prévisions 1 à 12 périodes à l'avance. Ensuite on réestime les modèles sur la période 1976m01 à 1986m01. Puis à partir de 1986m01, on fait les prévisions 1 à 12 périodes à l'avance. La même procédure est répétée jusqu'à ce qu'on parcourt tout l'échantillon de prévision (1986m01–2014m12). Pour la fréquence trimestrielle, on estime initialement les modèles sur la période 1976q1 à 1985q4. Puis à partir de 1985q4, on fait les prévisions 1 à 4 périodes à l'avance. Ensuite on réestime les modèles sur la période 1976q1 à 1986q1. Puis à partir de 1986q1, on fait les prévisions 1 à 4 périodes à l'avance. La même procédure est répétée jusqu'à ce qu'on parcourt tout l'échantillon de prévision (1986q1–2014q4).

- Approche roulante 10 ans :

Pour les fréquences mensuelles, on estime, d'abord les modèles sur la période de 10 ans, c'est-à-dire 1976m01 à 1985m12. Puis à partir de 1985m12, on fait les prévisions 1 à 12 périodes à l'avance. Ensuite on réestime les modèles sur une autre période de 10 ans c'est-à-dire 1976m2 à 1986m1. Puis à partir de 1986m1, on fait les prévisions 1 à 12 périodes à l'avance. La même procédure est répétée jusqu'à ce qu'on parcourt tout l'échantillon de prévision (1986m01–2014m12). Pour la fréquence trimestrielle, on estime initialement les modèles sur la période 1976q1 à 1985q4. Puis à partir de 1985q4, on fait les prévisions 1 à 4 périodes à l'avance. Ensuite on réestime les modèles sur la période 1976q2 à 1986q1. Puis à partir de 1986q1, on fait les prévisions 1 à 4 périodes à l'avance. La même procédure est répétée jusqu'à ce qu'on parcourt tout l'échantillon de prévision (1986q1–2014q4). Notons que pour l'approche roulante 5ans, les modèles sont estimés initialement sur la période 1981m1-1985m12 pour la fréquence mensuelle. Concernant la fréquence trimestrielle, on fait l'estimation initiale sur la période 1981q1-1985q4.

3.3.3.2 Évaluation de la performance prévisionnelle

La particularité de cette étude est qu'elle évalue les modèles sur chacune des 29 années de l'échantillon de prévision, de l'horizon 1 à 12 pour la fréquence mensuelle (horizon 1 à 4 pour la fréquence trimestrielle). L'échantillon de prévision est de 1986 à 2014. L'évaluation de la performance de prévision se fait hors échantillon d'estimation.

Nous évaluons la performance prévisionnelle des modèles empiriques de variation de taux de change (POTI, PPA, MF, PE) par rapport au modèle de référence qui est la marche aléatoire. Trois critères statistiques d'évaluation sont utilisés pour comparer la performance prévisionnelle des modèles à la celle de la marche aléatoire. Le premier

critère est le U de Theil. Le second est la variation de la racine de l'erreur quadratique moyenne (ΔREQM) suivant l'approche de Welch et Goyal (2008). Le troisième est la statistique R^2_{HE} de Campbell et Thompson (2008). Ensuite les modèles sont comparés entre eux pour en déterminer le plus performant. Les statistiques utilisées pour cela sont deux scores que nous nommons « Indicateur de Performance par Approche» (IPA) et « Indicateur de Performance par Modèle» (IPM).

Pour évaluer la précision des modèles pendant la crise financière, la principale statistique que nous analysons est la racine de l'erreur quadratique moyenne (REQM)

Les statistiques utilisées sont définies comme suit:

U de Theil = $[(\frac{1}{N})[\sum_{t=M+1}^{T-1}(\Delta s_{t+1} - \Delta\hat{s}_{t+h,t})]^2/(\frac{1}{N})[\sum_{t=M+1}^{T-1}(\Delta s_{t+1} - \Delta\bar{s}_{t+h,t})]^2]^{1/2}$

Δs_{t+1} : variation du taux de change réalisée, $\Delta\hat{s}_{t+h,t}$: prévision de la variation du taux de change par les modèles empiriques (POTI, PPA, MF, PE), $\Delta\bar{s}_{t+h,t}$: prévision de la variation du taux de change par le modèle de marche aléatoire, h : horizons de prévision, 1,2,….,12. M est le nombre d'obervations utilisées pour l'estimation des modèles. N est le nombre d'observations pour les prévisions hors échantillon.

Une valeur de U de Theil inférieure à 1 signifie que le modèle empirique de prévision performe mieux que la marche aléatoire.

$$REQM = \sqrt{\frac{\sum_{t=M+1}^{T-1}(\Delta s_{t+1} - \Delta\hat{s}_{t+h,t})^2}{N}}.$$

Plus un modèle est performant, plus les valeurs de la statistique $REQM$ calculées lors des prévisions sont faibles. Ainsi après un choc, les performances prévisionnelles d'un modèle baissent lorsque les valeurs de la statistique $REQM$ augmentent.

$$\Delta REQM = \sqrt{\frac{\sum_{t=M+1}^{T-1}(\Delta s_{t+1} - \Delta \bar{s}_{t+h,t})^2}{N}} - \sqrt{\frac{\sum_{t=M+1}^{T-1}(\Delta s_{t+1} - \Delta \hat{s}_{t+h,t})^2}{N}}$$

Une valeur positive de la variation de la racine de l'erreur quadratique moyenne (ΔREQM) signifie que le modèle empirique étudié performe mieux que la marche aléatoire. Cela est dû au fait que la racine de l'erreur quadratique moyenne du modèle empirique étudié est plus faible que celle de la marche aléatoire.

$$R^2_{HE} = 1 - \frac{\sum_{t=M+1}^{T-1}(\Delta s_{t+1} - \Delta \hat{s}_{t+h,t})^2}{\sum_{t=M+1}^{T-1}(\Delta s_{t+1} - \Delta \bar{s}_{t+h,t})^2}$$

Une valeur positive de la statistique R^2_{HE} de Campbell et Thompson (2008) signifie que le modèle empirique étudié, qui a une plus faible erreur quadratique moyenne, performe mieux que la marche aléatoire. Plus le modèle empirique est performant plus la statistique tend vers 1.

IPA : c'est l'Indicateur de Performance par Approche, pour un modèle donné. Il permet de déterminer la meilleure approche de prévision pour chaque modèle. Précisons que pour chaque modèle, il y a trois approches de prévision (récursive, roulante 5 ans, roulante 10 ans). Cet indicateur est obtenu à partir des valeurs de U de Theil, dans notre étude. Pour déterminer cet indicateur, on considère uniquement chaque modèle (soit POTI, soit PPA, soit MF, soit PE), ses trois approches de prévision et tous les douze horizons à la fois. Ainsi prenons comme exemple uniquement le modèle POTI. On applique au modèle POTI les trois approches de prévision (récursive, roulante 5 ans et roulante 10 ans). On a alors trois binômes (modèle-approche) à comparer. Ce sont les binômes (modèle-approche) POTI-recursive, POTI-roulante 5ans, POTI-roulante 10ans. Par la suite, pour chaque année,

on évalue avec chaque binôme (modèle-approche), les prévisions de 12 horizons (4 horizons pour les fréquences trimestrielles). On obtient 12 valeurs de U de Theil par année, pour chaque binôme (modèle-approche). On calcule alors la moyenne annuelle de ces 12 valeurs de U de Theil (moyenne de 4 valeurs pour les fréquences trimestrielles). Puisque l'échantillon de prévision total comporte 29 années, on doit alors calculer 29 moyennes annuelles de U de Theil[4], pour chacun des trois binômes c'est-à-dire pour chacune des trois approches de prévision du modèle POTI. Par la suite, on compare, année par année, les moyennes annuelles de U de theil des trois approches du modèle POTI. On dénombre enfin sur les 29 années, le nombre d'années durant lesquelles chaque approche du modèle POTI obtient la moyenne annuelle de U de Theil la plus petite. Chaque approche du modèle POTI obtient ainsi son score pour l'Indicateur de Performance par Approche (IPA). Puisqu'il y a trois approches de prévision pour le modèle POTI, alors on obtient trois scores IPA. On compare alors ces trois scores IPA. La meilleure approche de prévision pour le modèle POTI est celle qui obtient la plus grande valeur de IPA. Cette plus grande valeur de IPA est donc de fait le meilleur score IPA du modele POTI.

On reprend la même démarche pour les trois autres modèles (PPA, MF et PE). Pour chaque modèle on déterminera la meilleure approche de prévision. On déterminera donc trois autres meilleurs score IPA.

IPM : c'est l'Indicateur de Performance de Modèle. Il permet de déterminer le meilleur modèle. Il est aussi obtenu à partir des valeurs de U de Theil, dans notre étude. Cet indicateur est plus général car il compare à la fois tous les quatre modèles empiriques (POTI, PPA, MF et PE) auxquels sont appliqués les trois approches de prévision (récursive, roulante 5 ans, roulante 10ans). On a donc douze éléments ou binômes à comparer à la fois. Chaque binôme est constitué d'un modèle auquel est

[4] Ces 29 moyennes annuelles de U de Theil serviront aussi pour le calcul du score IPM du paragraphe suivant.

appliqué une approche de prévision. On calcule les moyennes annuelles de U de Theil[5] des douze binômes (modèles-approche de prévision). Ensuite on les compare entre elles. On dénombre ainsi pour chaque modèle et l'approche qui lui est appliquée, le nombre d'années durant lesquelles ce modèle et cette approche ont la plus petite moyenne annuelle de U de Theil. C'est leur score IPM. On aura au total douze scores IPM à déterminer. Le modèle-approche le plus performant de manière générale est celui qui détient la plus grande valeur IPM. C'est aussi de fait le meilleur modèle.

[5] Pour le calcul des moyennes, on procède comme avec l'indicateur IPA de la section précédente. Ces moyennes annuelles de U de Theil sont en fait identiques à celles calculées dans le cas du score IPA.

CHAPITRE IV

PRÉSENTATION ET ANALYSE DES RÉSULTATS EMPIRIQUES À LA FRÉQUENCE MENSUELLE

Ce chapitre présente les principaux résultats empiriques obtenus avec les variables à la fréquence mensuelle.

4.1 Analyse graphique et statistiques descriptives en fréquence mensuelle

4.1.1 Variable expliquée ΔS_{t+1} : la variation du taux de change USD/CAD

La figure 4.1 montre les graphiques des variables de l'étude. Le tableau 4.1 renferme les statistiques descriptives associées à ces variables.

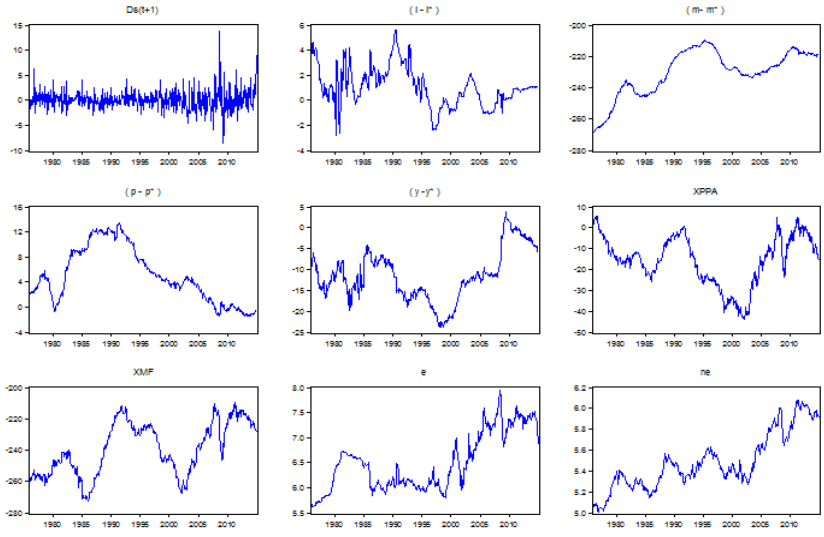


Figure 4.1 Graphiques des variables de l'étude

Tableau 4.1 Statistiques descriptives(fréquences mensuelles)

Variables	Moy	Ecar-T	skew	Kurt	ρ_1	ρ_4
ΔS_{t+1}	0.051	1.970	0.797	9.69	-0.05	0.114
$i - i^*$	1.039	1.565	0.406	3.121	0.848	0.393
$p - p^*$	5.065	4.392	0.298	1.886	0.982	0.918
$m - m^*$	-230.07	14.405	-0.83	3.061	0.980	0.910
$y - y^*$	-11.548	6.172	0.286	2.611	0.868	0.612
$p - p^* - s$	-15.584	11.992	-0.474	2.456	0.954	0.835
$(m - m^*) - (y - y^*) - s$	-239.17	16.804	-0.071	1.756	0.931	0.793
e	6.506	0.571	0.488	2.006	0.987	0.932
ne	5.486	0.268	0.575	2.493	0.974	0.879

Notes : le nombre d'observations est 468. ρ *représente les coefficients d'autocorrélation.*

La variable ΔS_{t+1}. Oscille autour de zéro, mais avec une volatilité variable. Les variations du taux de change se font avec une fréquence importante mais ont une amplitude relativement réduite sur la période de janvier 1976 à janvier 2000. La moyenne de la série entière est 0.05 avec un écart-type de 1.97 qui traduit une dispersion peu importante. Cette série n'a pas une distribution normale.

Sur les périodes 1976m01-1986m02, 1991m10-2002m01 et 2007m10-2009m03, les variations moyennes du taux de change sont respectivement 0.27, 0.29, 1.27. Ces

moyennes positives traduisent une hausse du taux de change USD/CAD. Par conséquent, il s'est produit une dépréciation du dollar canadien par rapport à la devise américaine. Sur les périodes 1986m02-1991m10, 2002m3-2007m10, 2009m3-2011m04, les variations moyennes du taux de change sont respectivement -0.32, -0.68, -0.98. Ces moyennes négatives traduisent une baisse du taux de change USD/CAD, soit une appréciation relative du dollar canadien.

4.1.2 Variables explicatives :

Toutes les variables explicatives sont caractérisées par des mouvements importants à la hausse comme à la baisse.

La variable $i - i^*$ mesure le différentiel des taux d'intérêt entre le Canada et les États-Unis. Sur la figure 4.1, ce différentiel affiche des valeurs positives mais qui décroissent de janvier 1976 à octobre 1978. Cela s'explique par le fait que les taux d'intérêts canadiens sont supérieurs aux taux américains au début. Mais par la suite les taux d'intérêt américains augmentent plus vite, réduisant ainsi le différentiel. Après cette période, c'est une brusque tendance à la baisse. En septembre et octobre 2008, une hausse brusque des taux d'intérêts américains explique les valeurs négatives du différentiel. La moyenne de la variable est 1.04 et son écart-type est 1.56. Le différentiel des taux d'intérêt est donc moins volatil que la variation de taux de change (Δs_{t+1}).

La variable $p - p^*$ de la figure 4.1 représente la différence logarithmique de niveau de prix entre le Canada et les États-Unis (2010=100). Ce différentiel des niveaux de prix affiche, en grande partie, des valeurs positives de 1976 à octobre 2007. Cela est dû au fait que le niveau des prix est en général plus élevé au Canada. Dans la période de l'année 2008, il y a une importante hausse des prix aux États-Unis. Cela explique les valeurs négatives du différentiel à cette période. La moyenne est 5.065 et l'écart-

type est 4.392. Le différentiel des prix est donc plus volatil que la variation de taux de change.

La variable $m - m^*$ est la différence logarithmique d'agrégats monétaires (M2) entre le Canada et les États-Unis. Sur la figure 4.1, toutes les valeurs de cette variable sont négatives. Cela s'explique par le fait que la masse monétaire des États-Unis est plus importante que celle du Canada. Mais l'accroissement de la masse monétaire au Canada réduit le différentiel. Avec un écart-type de 14.405, le différentiel d'agrégats monétaires est plus volatil que la variation du taux de change.

La variable $y - y^*$ représente la différence logarithmique des indices de la production industrielle entre le Canada et les États-Unis (2010=100). Les valeurs de cette variable sont en grande partie négatives. Cela est dû à l'indice de la production industrielle des États-Unis qui est plus élevé que celui du Canada. Cette variable est plus volatile que la variation du taux de change avec un écart-type de 6.172.

La variable $p - p^* - s$ représente la variable fondamentale pour le modèle de la parité des pouvoirs d'achat (PPA). Elle est en grande partie négative. Cette variable est plus volatile que la variation du taux de change avec un écart-type de 11.992.

La variable $(m - m^*) - (y - y^*) - s$ représente la variable fondamentale pour le modèle financier (MF). Elle est négative. Cette variable est plus volatile que la variation du taux de change avec un écart-type de 16.804.

Les variables e et ne représentent respectivement l'indice des prix (1972=100) de l'énergie et l'indice des prix des produits de base sauf l'énergie. Ces deux variables ont des allures proches. Elles ont une tendance à la hausse.

4.2 Tests de stationnarité et analyse des régressions à la fréquence mensuelle

4.2.1 Tests de stationnarité

Les tests de Dickey Fuller Augmenté ont été appliqués aux variables pour vérifier la la présence de racines unitaires. Le test de KPSS a été appliqué pour tester la stationnarité.

Tableau 4.2 Tableau des Tests ADF et KPSS à niveau (fréquence mensuelle)

Variables	Nombre de retards	Adf-t	Kpss-	résultat
ΔS_{t+1}	11	-5.148	0.165	stationnaire
$i - i^*$	6	-2.607	0.76	Non stationnaire
$p - p^*$	16	-1.233	0.682	Non stationnaire
$m - m^*$	14	-2.514	1.446	Non stationnaire
$y - y^*$	12	-1.900	0.622	Non stationnaire
$p - p^* - s$	1	-1.886	0.365	Non stationnaire
$(m - m^*) - (y - y^*) - s$	3	-1.695	0.925	Non stationnaire
e	16	-1.631	1.679	Non stationnaire
ne	10	-1.520	2.064	Non stationnaire

La valeur critique du test ADF à 5% est -2.867/ La valeur asymptotique critique du test KPSS est 0.463/ La deuxième colonne indique le nombre de retards dans l'équation empirique pour le test ADF.

Le test ADF et le test KPSS permettent de conclure que la variable expliquée Δs_{t+1} est stationnaire alors que les variables explicatives ne sont pas stationnaires. Cependant, les différences premières des variables explicatives sont stationnaires (voir Appendice A, Tableau A.2,).

4.2.2 Modifications des modèles initiaux

Rappelons que la représentation générale initiale des trois modèles (POTI, PPA, MF) est :

$$\Delta s_{t+1} = \omega + \beta x_t + \varepsilon_{t+1}. \tag{3.1}$$

La variable dépendante (Δs_{t+1}) est stationnaire I(0). La variable explicative (x_t) est I(1) alors que sa différence première Δx_t est I(0). Δx_t est donc stationnaire. Le modèle général initial sera alors modifié en utilisant la différence première (Δx_t) des variables explicatives. De même on utilisera la différence première des variables qui mesurent l'énergie ($\Delta \mathrm{e}_t, \Delta \mathrm{ne}_t$).

4.2.2.1 Modèle construit autour de la parité ouverte des taux d'intérêt (POTI modifié)

$$\Delta s_{t+1} = \omega + \beta_t \Delta (i - i^*)_t + \varepsilon_{t+1}. \tag{4.1}$$

4.2.2.2 Modèle construit autour de la parité du pouvoir d'achat (PPA modifié)

$$\Delta s_{t+1} = \omega + \beta_t \Delta (p - p^* - \mathrm{s})_t + \varepsilon_{t+1}\ . \tag{4.2}$$

4.2.2.3 Modèle construit autour des fondamentaux financiers (MF modifié)

$$\Delta s_{t+1} = \omega + \beta_t \Delta [(m - m^*)_t - (y - y^*)_t - s_t] + \varepsilon_{t+1}\ . \tag{4.3}$$

4.2.2.4 Modèle construit autour du prix de l'énergie (PE modifié)

$$\Delta s_{t+1} = \omega + \beta_1 \Delta \mathrm{e}_t + \beta_2 \Delta \mathrm{ne}_t + \varepsilon_{t+1}\ . \tag{4.4}$$

4.2.3 Analyse des estimations MCO des modèles

Rappelons que Engel et West (2005) montrent analytiquement que dans un modèle de valeur actualisée avec des anticipations rationnelles, le taux de change suit une marche aléatoire. Ainsi, étant donné que le taux de change a un comportment bien approximé par une marche aléatoire, il n'est pas étonnant en soi qu'il reste relativement peu de variations à expliquer. Par conséquent dans cette section, nous vérifions s'il existe un contenu informationnel révélé par des variations dans les variables explicatives des modèles de l'étude.

Les résultats des estimations des quatre modèles[6] de taux de change sont compilés dans le tableau 4.3 à la section suivante. Il ressort de ce tableau que chaque modèle (POTI, PPA et MF modifiés) a sa constante estimée (ω) qui est différente de zéro et positive. En plus, le signe de la pente (β) estimée n'est pas identique pour tous les modèles. Enfin, les modèles étudiés ont tous des pouvoirs explicatifs faibles comme ce fut le cas de l'étude des auteurs James, Marsh et Sarno (2012)[7].

4.2.3.1 Analyse des estimations MCO du modèle POTI modifié

Le modèle POTI modifié a un coefficient ω positif et égale à 0.29. Ce coefficient est statistiquement significatif à 1%. Conformément aux prédictions du modèle POTI, le second coefficient (β) est négatif et égale à -0.35. Il en découle qu'une variation positive du différentiel de taux d'intérêt tend à induire une appréciation de la monnaie canadienne par rapport au dollar américain (soit une baisse du taux de change défini comme le nombre de dollar canadien pour un dollar américain).

---

[6] POTI: Parité ouverte des taux d'intérêt. PPA : Parité des pouvoirs d'achats. MF : modèle financier. PE : modèle avec prix de l'énergie.

[7] Précisons que ces auteurs n'ont pas fait les tests de stationnarité. La présence de racine unitaire dans les variables nous a amené à exprimer les régresseurs en première différence.

Tableau 4.3 Estimations MCO des modèles (fréquence mensuelle)

Modèles / Coef[8].	POTI	PPA	MF	PE
ω	0.29* (0.096)	0.32* (0.117)	0.29* (0.10)	0.31* (0.134)
β	-0.35** (0.158)	0.15*** (0.082)	0.016 (0.06)	$\beta_1 = -0.23$ (4.821) $\beta_2 = -0.959$ (6.273)
R^2	0.037	0.024	0.0007	0.0002

significatif à 1%, ** : significatif à 5%; * : significatif à 10%;*

Période d'estimation : janvier 1976- décembre 1985; Nombre d'observations : 120

4.2.3.1 Analyse des estimations MCO du modèle PPA modifié

Pour le modèle PPA, le coefficient ω égale 0.32. Celui-ci est positif et significatif à 1%. Le second coefficient β est de 0.15.et significatif. à 10%. Une variation positive de la variable explicative du modèle $(p_t - p_t^* - s_t)$ tend à une dépréciation de la monnaie canadienne par rapport au dollar américain. Ce résultat est aussi conforme aux prédictions du modèle PPA.

[8] Les chiffres entre parenthèses sont les écarts-types estimés. Un, deux et trois astérisques correspondent respectivement à des seuils de significativité de 1%, 5% et 10%.

4.2.3.2 Analyse des estimations MCO du modèle MF modifié

Pour le modèle MF, le coefficient ω est de 0.29. Il est positif et significatif à 1%. Le second coefficient β est de 0.016. Une variation positive de la variable explicative du modèle , $(m_t - m_t^*) - (y_t - y_t^*) - s_t$ tend à une dépréciation de la monnaie canadienne par rapport au dollar américain. Cela est conforme aux prédictions du modèle MF. Notons toutefois que le coefficient β n'est pas statistiquement significatif.

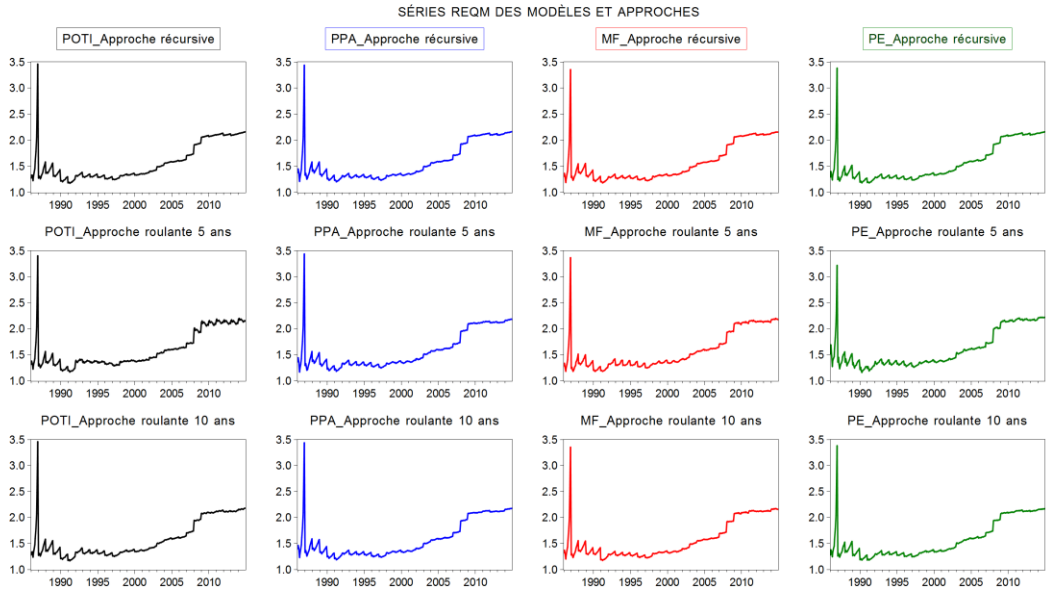
4.2.3.3 Analyse des estimations MCO du modèle PE modifié

Pour le modèle PE modifié, le coefficient ω est de 0.31. Ce coefficient est positif et significatif à 1%. Le coefficient β_1 est égale à -0.23 et β_2.est égale à -0.959. Une variation positive de ces deux variables explicatives du modèle tend à une appréciation de la monnaie canadienne par rapport au dollar américain. Cependant les coefficients β_1 et β_2 ne sont pas statistiquement significatifs.

4.3 Analyse préliminaire de la précision des modèles

Ce paragraphe préliminaire étudie la précision des modèles POTI, PPA, MF et PE auxquels sont appliquées chacune des trois approches de prévision (récursive, roulante 5 ans, roulante 10 ans). Nous analysons alors les erreurs de prévision de ces modèles et approches. Une attention est portée sur l'ampleur des erreurs de prévision autour de l'année de la crise financière (2008). Pour cela, nous utilisons comme critère la racine carrée de l'erreur quadratique moyenne (REQM). L'échantillon de prévision de l'étude est 1986-2014., soit 29 années. Pour chaque année (sur la figure 4.2), les prévisions sont évaluées sur douze horizons (h=1,2,…,12). Or, pour chaque horizon, nous calculons une valeur de REQM. Par conséquent, chaque année comporte douze valeurs de REQM. Pour tout l'échantillon de prévision (29 années), nous obtenons une serie de REQM avec 348 observations (12*29). Ainsi en effectuant des prévisions à l'aide d'un modèle et une approche donnés, nous

construisons une série de REQM comportant 348 observations sur la période 1986-2014. Puisqu'à chaque modèle sont appliquées trois approches de prévision, nous construisons alors trois séries de REQM à partir d'un modèle et des trois approches. (voir figure 4.2).



Notes: Chaque année comporte 12 horizons. Pour chaque horizon est calculée une valeur de REQM. Ainsi chaque année comporte 12 valeurs de REQM. Pour tout l'échantillon de prévision (1986-2014), chaque série de REQM comporte 348 observations.

Figure 4.2 Séries REQM des modèles et approches

Pour tous les quatre modèles (POTI, PPA, MF, PE modifiés) et pour toutes les trois approches (récursive, roulante 5 ans, roulante 10 ans), les graphiques sont presqu'identiques. Les trois premières années (1986-1988) enregistrent des valeurs élevées de REQM. Ensuite ces valeurs baissent de façon importante. Cependant, en 2008, les valeurs sont élevées. Cette hausse débute déjà quelques années avant 2008 et continue encore pendant les années après.

Nous pouvons alors affirmer que pendant la crise financière, les performances prévisionnelles des modèles et approches ont baissé avec une augmentation des erreurs de prévision.

4.4 Performance prévisionnelle des modèles; analyse du critère U de Theil

Cette section analyse les performances des modèles et approches de prévision en considérant chacun des douze horizons de prévision. Le modèle de référence est la marche aléatoire. Le critère de comparaison est le U de Theil. Ainsi les modèles et approches sont plus performants que la marche aléatoire lorsque les valeurs de U de Theil sont inférieures à l'unité. L'échantillon de prévision est de janvier 1986 à décembre 2014. Il sera subdivisé en deux ou trois parties selon les modèles. Sur chaque partie, on déterminera, pour un modèle donné, l'approche qui performe le mieux. Précisons que l'approche la plus performante est celle dont la série de U de Theil a les valeurs les plus faibles.

4.4.1 Modèle POTI modifié

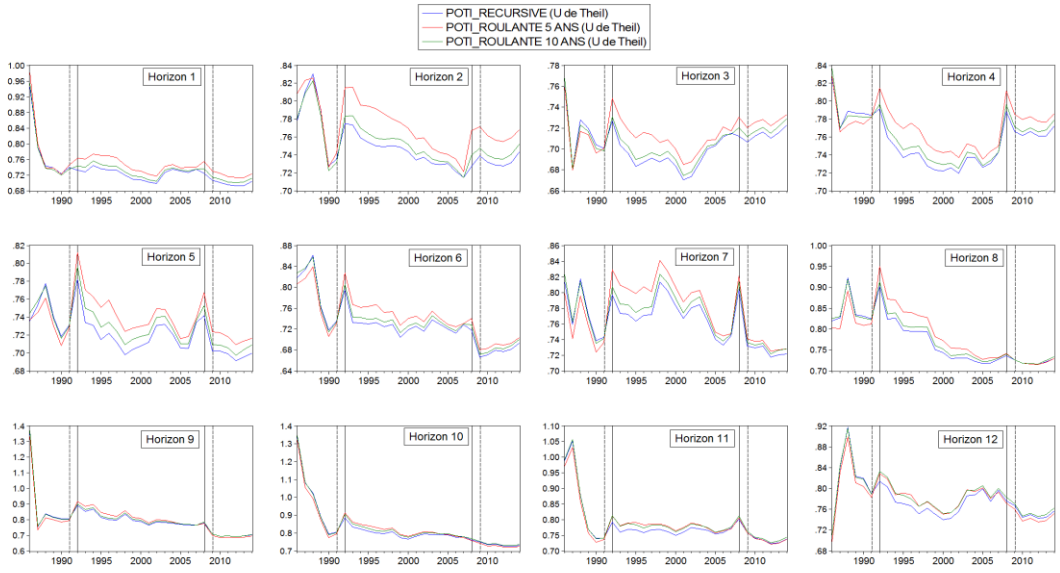


Figure 4.3 Séries U de Theil du modèle POTI modifié par approche et horizon

Les trois séries (récursive, roulante 5 ans, roulante 10 ans) du modèle POTI modifié font mieux que la marche aléatoire sur les horizons h = 1, 2, 3, 4, 5, 6, 7, 8 et 12. À ces horizons, on observe des valeurs de U de Theil inférieures à l'unité sur tout l'échantillon de pévision (1986-2014). Ces valeurs de U de Theil sont comprises entre 0.67 et 0.94. Cela signifie que de 1986 à 2014, le modèle POTI modifié bat la marche aléatoire avec un score compris entre 33% et 6%. Par contre sur les horizons h= 9, 10, 11, le modèle POTI modifié ne bat pas toujours la marche aléaoire. En effet pendant la période de 1986 à 1988, les trois séries affichent des valeurs de U de Theil supérieures à l'unité. Ainsi pour h = 9 et en 1986, les trois séries ont des valeurs avoisinant 1.33, soit le modèle POTI modifié fait 33% pire que la marche aléatoire. Pour h=10 et pendant les années 1986, 1987 et 1988, les trois séries ont les valeurs oscillant entre 1.02 et 1.34. Cela équivaut à une pire performance du modèle POTI modifié de l'ordre de 2% à 34%. Enfin pour h=11 de l'année 1987, les trois séries prennent des valeurs comprises entre 1.03 et 1.056 soit une pire performance comprise entre 3% et 5.6 par rapport à la marche aléatoire

La comparaison des trois approches du modèle POTI modifié permet de constater que leurs performances relatives sont proches mais varient suivant des périodes de l'échantillon de prévision. De janvier 1986 à décembre 1991, l'approche roulante 5 ans est plus performante que les deux autres approches, au niveau des horizons 5 à 12. Pour la période 1992-2008, c'est l'approche récursive qui performe mieux sur tous les douze horizons. De 2009 à 2014, l'approche récursive se montre la plus performante, dans la plupart des horizons c'est-à-dire dans les horizons 1 à 8.

4.4.2 Modèle PPA modifié

Les trois séries (récursive, roulante 5 ans, roulante 10 ans) du modèle PPA modifié font mieux que la marche aléatoire sur les horizons h = 2, 3, 4, 5, 6, 7, 8 et 12 (Figure 4.4). À ces horizons, on observe des valeurs de U de Theil inférieures à l'unité sur

tout l'échantillon de pévision (1986-2014). Ces valeurs de U de Theil sont comprises entre 0.67 et 0.93. Cela signifie que de 1986 à 2014 et pour les horizons 2 à 8 et 12, le modèle PPA modifié bat la marche aléatoire avec un score compris entre 33% et 7%. Toutefois sur les horizons h= 1, 9, 10 et 11, il y a des années où le modèle PPA modifié ne bat pas la marche aléaoire . Ainsi pour h= 1 et en 1986, les trois séries de PPA modifié ont des valeurs autour de 1.02, soit un pire score d'environ 2% par rapport à la marche aléatoire. Pour h=9 et en 1986, les trois séries ont des valeurs avoisinant 1.35. Cela équivaut à une mauvaise performance avoisinant 35%, par rapport à la marche aléatoire. Pour h=10, les trois séries ont des valeurs oscillant entre 1.007 et 1.36 pendant la période 1986-1989 soit un mauvais score de 0.7% à 36%. Enfin pour h = 11, les trois séries ont des valeurs comprises entre 1.03 et 1.06, en 1987. Cela signifie que le modèle PPA modifié fait pire à hauteur de 3% et 6% par rapport à la marche aléatoire

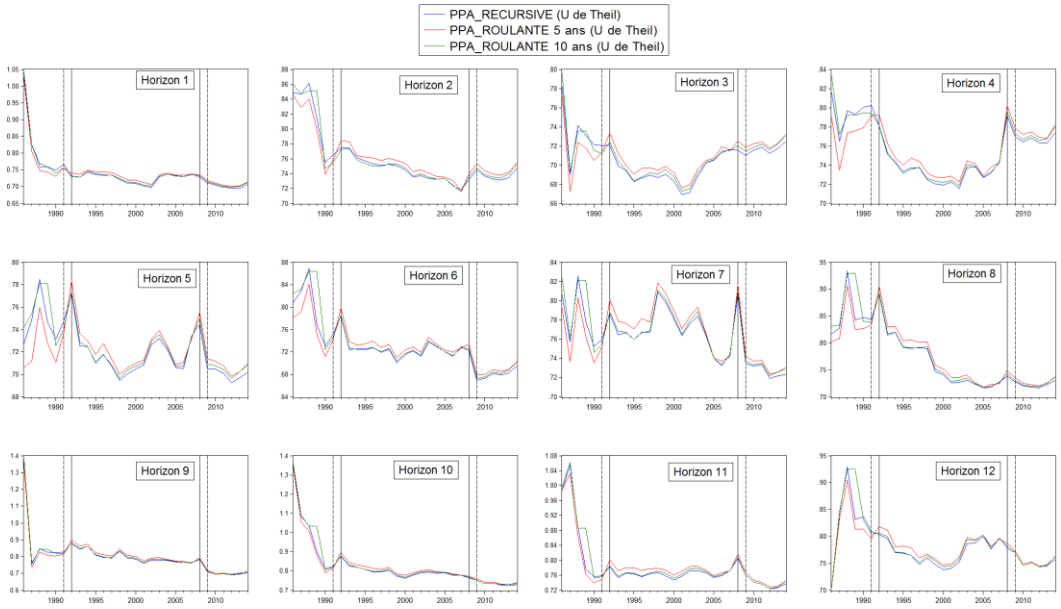


Figure 4.4 Séries U de Theil du modèle PPA modifié par approche et horizon

Les performances relatives des trois approches du modèle PPA modifié sont proches et varient suivant des périodes de l'échantillon de prévision. Ainsi de janvier 1986 à décembre 1991, l'approche roulante 5 ans est plus performante que les deux autres approches, au niveau de tous les douze horizons. Pour la période 1992-2008, les approches récursive et roulante 10 ont des performances proches. Toutefois, de l'horizon 5 à 12, l'approche récursive est légèrement la meilleure. Concernant la période 2009-2014, c'est l'approche récursive qui se montre la plus performante, pour la plupart des horizons.

4.4.3 Modèle MF modifié

Les trois séries (récursive, roulante 5 ans, roulante 10 ans) du modèle MF modifié font mieux que la marche aléatoire sur les horizons h = 1, 2, 3, 4, 5, 6, 7, 8 et 12. À ces horizons, on observe des valeurs de U de Theil inférieures à l'unité sur tout l'échantillon de pévision (1986-2014). Ces valeurs de U de Theil sont comprises entre 0.63 et 0.99. Cela signifie que de 1986 à 2014 et pour les horizons 1, 2 à 8 et 12, le modèle MF modifié bat la marche aléatoire avec un score compris entre 37% et 1%.

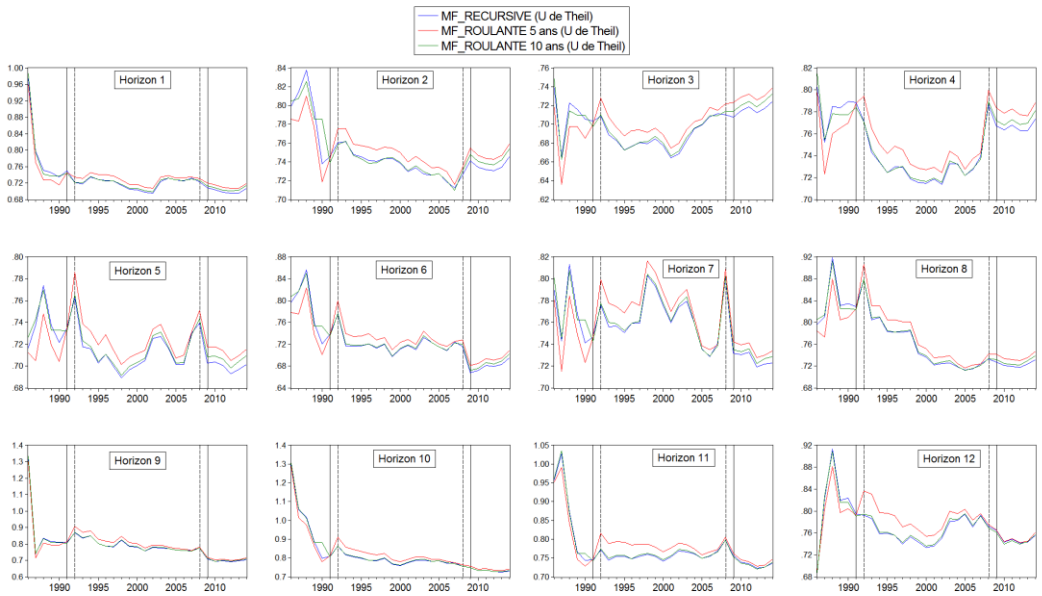


Figure 4.5 Séries U de Theil du modèle MF modifié par approche et horizon

À l'opposé, sur les horizons h= 9, 10, 11, il y a des années durant lesquelles le modèle MF modifié performe moins bien que la marche aléaoire. C'est ainsi que pour h = 9, les trois séries ont des valeurs avoisinant 1.30 en 1986. Pour h=10, les trois séries ont des valeurs oscillant entre 1.012 et 1.30 durant les années 1986, 19987 et 1988. Enfin pour h=11, les deux séries relatives aux approches récursive et roulante 10 ans affichent respectivement 1.027 et 1.03. Ainsi, pour les horizons h= 9, 10, 11 et sur la période 1986-1988, le modèle MF modifié fait pire que la marche aléatoire à hauteur de 3% à 30%.

Au niveau de la comparaison, on note que les performances relatives des trois approches sont proches. Cependant, on remarque que pour la période 1986-1991, l'approche roulante 5 ans a la meilleure performance sur les douze horizons. Pour les périodes 1992-2008 et 2009-2014, on note que l'approche récursive du modèle MF modifié fait mieux que les deux autres approches dans la majorité des horizons.

4.4.4 Modèle PE modifié

Sur la figure 4.6, les trois séries (récursive, roulante 5 ans, roulante 10 ans) du modèle PE modifié font mieux que la marche aléatoire sur les horizons h = 2, 3, 4, 5, 6, 7, 8 et 12. À ces horizons, on observe des valeurs de U de Theil comprises entre 0.65 et 0.99 sur tout l'échantillon de pévision (1986-2014). Le modèle PE modifié bat alors la marche aléatoire entre 1% et35%. Par contre sur les horizons h= 1, 9, 10 et 11, le modèle PE modifié ne bat pas toujours la marche aléaoire. Ainsi pour h = 1, la série concernant l'approche roulante 5 ans a une valeur de U de Theil égale à 1.13 en 1986. Pour h = 9, les trois séries ont des valeurs avoisinant 1.35 en 1986. Pour h=10, les trois séries ont des valeurs qui oscillent entre 1.002 et 1.36, dans la période 1986-1988. Enfin pour h=11, les trois séries ont des valeurs comprises entre 1.004 et 1.047. Ainsi le modèle PE modifié fait pire que la marche aléatoire à 0.2%-35%.

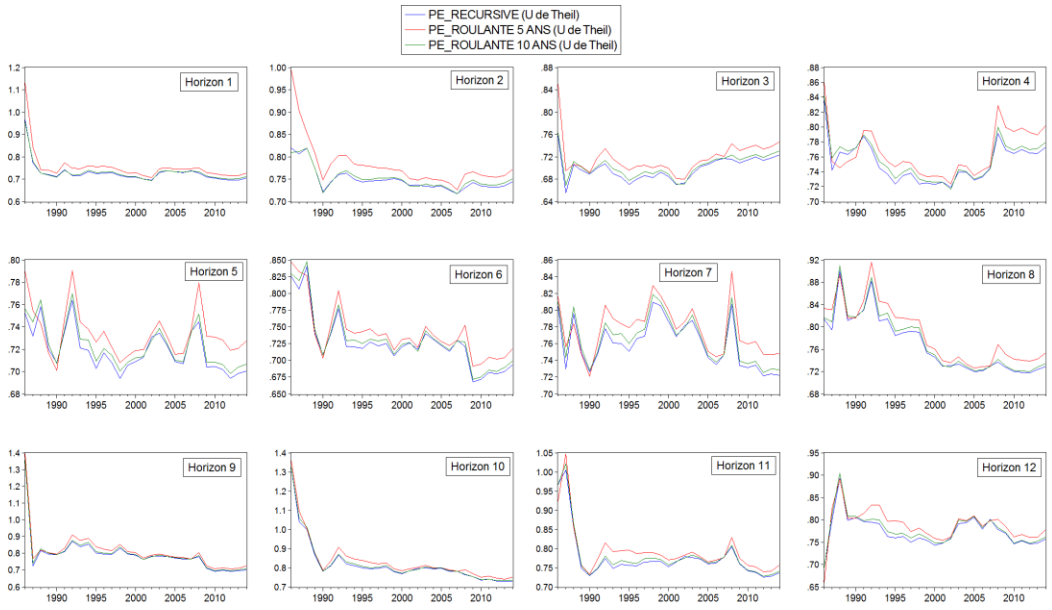


Figure 4.6 Séries U de Theil du modèle PE modifié par approche et horizon

La comparaison des trois approches sur les périodes de l'échantillon de prévision nous révèle que leurs performances relatives sont proches. Toutefois, l'approche récursive s'avère la plus performante sur les douze horizons durant toute la durée de l'échantillon de prévision (1986-2014).

Au terme de ces sous-sections, l'étude par horizon des modèles POTI, PPA, MF et PE modifiés, selon le critère U de Theil, permet de remarquer que les performances relatives des modèles étudiés sont proches. Cependant, on note les différences suivantes :

- pour les horizons de 1 à 8 et l'horizon 12 les modèles POTI et MF modifiés font mieux que la marche aléatoire. Cependant pour les horizons 9, 10, 11, ces modèles font pire que la marche aléatoire.

- Les modèles PPA et PE modifiés font pire que la marche aléatoire pour les horizons 1, 9, 10 et 11.

-Pour les modèles POTI, PPA et MF modifiés, l'approche de prévision roulante 5 ans est la plus performante durant la période 1989-1991. Quant au modèle PE modifié, sur cette période (1986-1991), c'est l'approche récursive qui est la plus performante.

Pour tous les modèles, l'approche récursive est plus performante que les approches roulante 5 ans et roulante 10 ans pendant la majeur partie de la période 1992-2014.

Dans la sous-section qui suit, nous recherchons le meilleur modèle pour la période 1986-1991. Ensuite nous déterminons le meilleur modèle pour la période 1992-2014.

4.4.5 Les meilleurs modèles selon le critète U de Theil

4.4.5.1 Le meilleur modèle pour la période 1986-1991

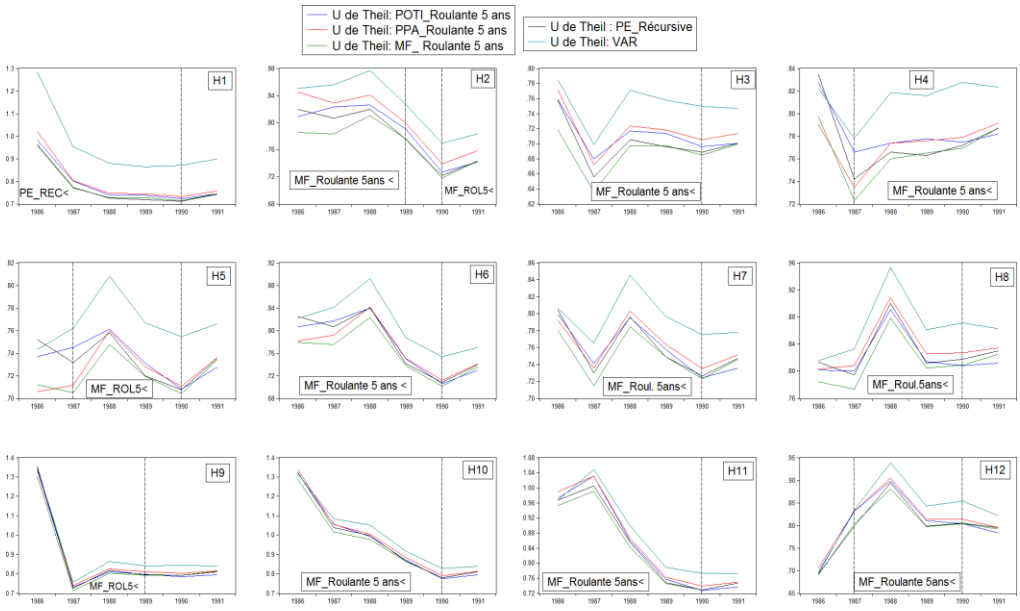


Figure 4.7 Séries U de Theil de l'approche roulante 5 ans et récursive par modèle (1986-1991)

La figure 4.7 affiche les séries de la statistique U de Theil obtenues avec l'approche roulante 5 ans appliquée aux trois modèles que sont MF, POTI, PPA modifiés. Pour le modèle PE modifié, c'est l'approche récursive qui lui est appliquée. Le VAR a fait l'objet d'une prévision statique. La période de comparaison est de janvier 1986 à décembre 1991, pour les douze horizons de prévision. Le modèle MF modifié se distingue par ses meilleures performances prévisionnelles. En effet sur les horizons h = 2, 3, 4, 5, 6, 7, 8, 9, 10, 11 et 12 le modèle MF modifié (avec l'approche roulante 5 ans) est le plus performant. Le modèle MF modifié auquel est appliquée l'approche roulante 5 ans permet d'avoir les séries U de Theil les plus basses. Les valeurs de ces séries sont les plus proches de la valeur nulle. Cela signifie que le modèle MF modifié auquel on applique l'approche roulante 5 ans permet d'avoir les plus faibles erreurs lors des prévisions.

Au total, selon la statistique U de Theil, pour la période initiale (1986-1991) de l'échantillon de prévision, le meilleur modèle est le modèle MFmodifié auquel est appliquée l'approche roulante 5 ans.

4.4.5.2 Le meilleur modèle pour la période 1992-2014

La figure 4.8 présente les séries de la statistique U de Theil obtenues avec le VAR et avec l'approche récursive appliquée aux quatre modèles que sont MF, POTI, PPA, PE modifiés. La période de comparaison est de janvier 1992 à décembre 2014, pour les douze horizons de prévision.

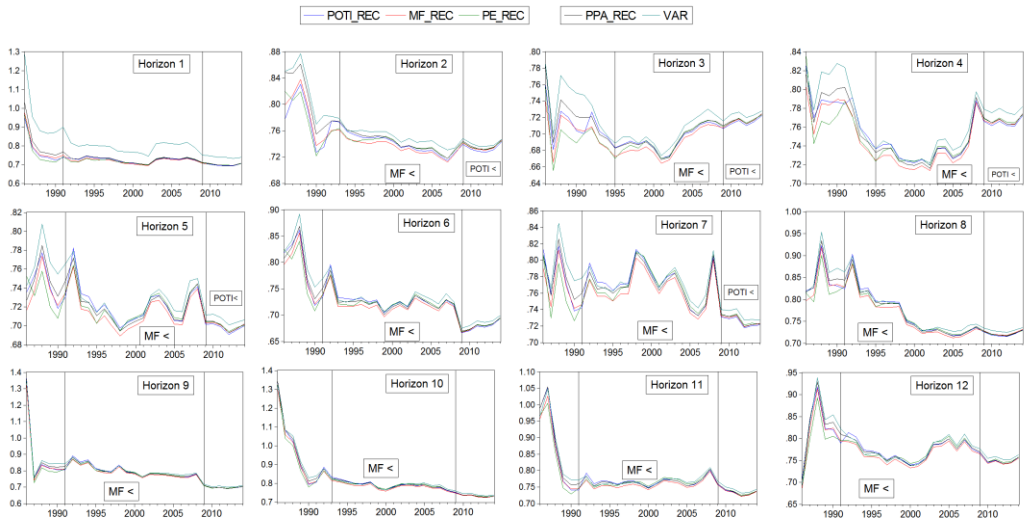


Figure 4.8 Séries U de Theil de l'approche récursive par modèle (1992-2014)

La figure 4.8 montre que les différences de performances prévisionnelles ne sont pas très grandes. Cependant, l'analyse graphique des douze horizons nous permet de constater que pour la période 1992-2010 et sur l'ensemble des douze horizons, c'est l'approche récursive appliquée au modèle MF modifié qui est meilleure. Enfin pour la période 2010-2014, l'approche récursive appliquée au modèle POTI performe particulièrement sur 5 horizons.

À la fin de la section 4.4 consacrée à l'analyse de la performance prévisionnelle des modèles POTI, PPA, MF et PE modifiés, sur la base du critère U de Theil, nous remarquons que les modèles étudiés ont des performances relatives proches. Cependant, nous notons que:

- pour la période 1986-1991, le meilleur modèle est le modèle MF modifié auquel est appliquée l'approche roualnte 5 ans.

-pour la période 1992-2014, le meilleur modèle est le modèle MF modifié auquel est appliquée l'approche récursive.

-pour les horizons h=1, 2, 3, 4, 5, 6, 7, 8 et 12, les performances prévisionnelles des modèles MF et POTI modifiés sont meilleures à celle de la marche aléatoire. Ces modèles font pire sur les horizons 9, 10 et 11.

- Les modèles PPA et PE modifiés battent la marche aléatoire sur les horizons h= 2, 3, 4, 5, 6, 7, 8 et 12 mais ils font pire sur horizons 1, 9, 10 et 11.

4.5 Performance prévisionnelle des modèles: analyse du critère ΔREQM

La variation de la racine carrée de l'erreur quadratique moyenne (ΔREQM) est le critère utilisé pour l'étude des performances des modèles et leurs trois approches de prévision. La marche aléatoire demeure la référence. Ainsi une valeur positive de la statistique ΔREQM indique que le modèle (auquel est appliquée une approche de prévision) fait mieux que la marche aléatoire. Nous disposons de douze horizons pour l'analyse. L'échantillon de prévision est de janvier 1986 à décembre 2014. Il sera subdivisé en deux ou trois parties selon les modèles. Sur chaque partie, on déterminera, pour un modèle donné, l'approche qui performe le mieux. Notons que l'approche la plus performante est celle dont les valeurs de ΔREQM sont les plus élevées.

4.5.1 Le modèle POTI modifié

Au niveau des horizons h = 1, 2, 3, 4, 5, 6, 7, 8 et 12 de la figure 4.9, les trois approches (récursive, roulante 5 ans, roulante 10 ans) appliquées au modèle POTI modifié font mieux que la marche aléatoire. En effet, pour ces horizons, toutes les trois séries de ΔREQM sont positives.

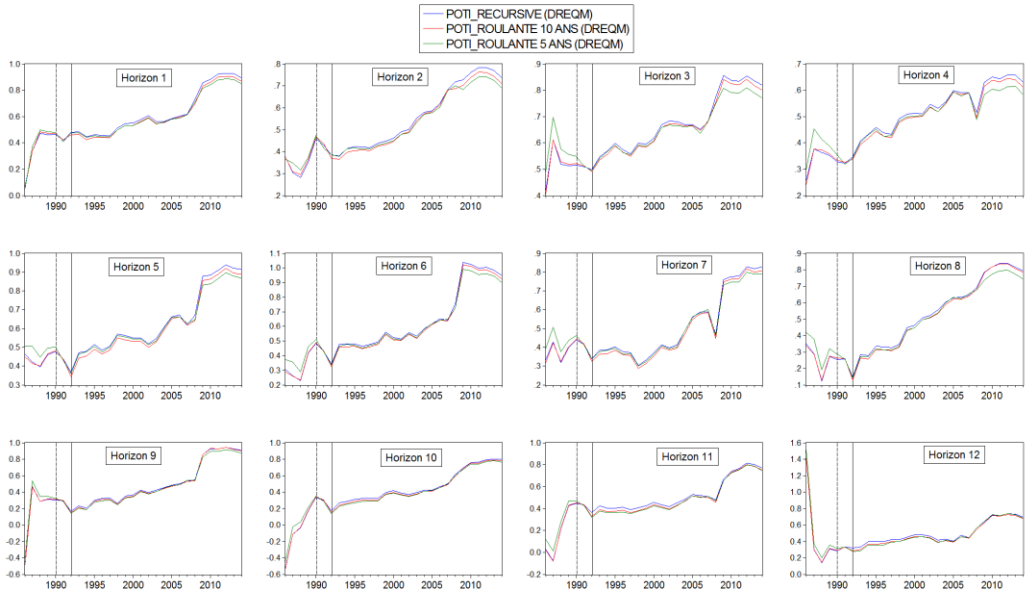


Figure 4.9 Séries ΔREQM du modèle POTI modifié par approche et horizon

Cependant, sur les horizons h= 9, 10, 11, le modèle POTI modifié ne fait pas toujours mieux que la marche aléaoire. Cela s'observe pendant la période 1986-1988. Ainsi pour h = 9, les trois séries ont des valeurs négatives en 1986. Pour h=10, les trois séries ont des valeurs négatives en 1986,1987 et 1988. Enfin pour h=11, les trois séries ont des valeurs négatives en 1987.

En comparant les trois approches du modèle POTI modifié entre elles, on constate que leurs performances relatives sont aussi proches. Cependant, quelques différences existent suivant des périodes de l'échantillon de prévision. Ainsi de janvier 1986 à décembre 1990, l'approche roulante 5 ans est plus performante que les deux autres approches, au niveau de tous les douze horizons. Ensuite c'est l'approche récursive qui se révèle la plus performante de 1992 à 2014, dans la plupart des horizons.

Durant tout l'échantillon de prévision, les courbes présentent une tendance générale à la hausse, quelque soit l'horizon. Cela décrit le fait que les modèles sont moins performants à court terme. Cependant à moyen et long terme , les performances des modèles s'améliorent.

4.5.2 Le modèle PPA modifié

Les horizons h = 2, 3, 4, 5, 6, 7, 8 et 12 de la figure 4.10 montrent que les trois approches appliquées au modèle PPA modifié font mieux que la marche aléatoire. Toutes les trois séries de ΔREQM sont en effet positives pour ces horizons. Par contre, sur les horizons h= 1, 9, 10 et 11, de la période 1986-1988, le modèle PPA modifié ne fait pas toujours mieux que la marche aléaoire. Ainsi en 1986, sur h = 1 et 9, les trois séries ont des valeurs négatives, comprises entre -0.49 et -0.02. Pour h=10, de 1986 à 1988, les trois séries ont les valeurs négatives oscillant entre -0.12 et -0.01. Enfin pour h=11 de l'année 1987, les trois séries prennent des valeurs négatives comprises entre -0.09 et -0.045.

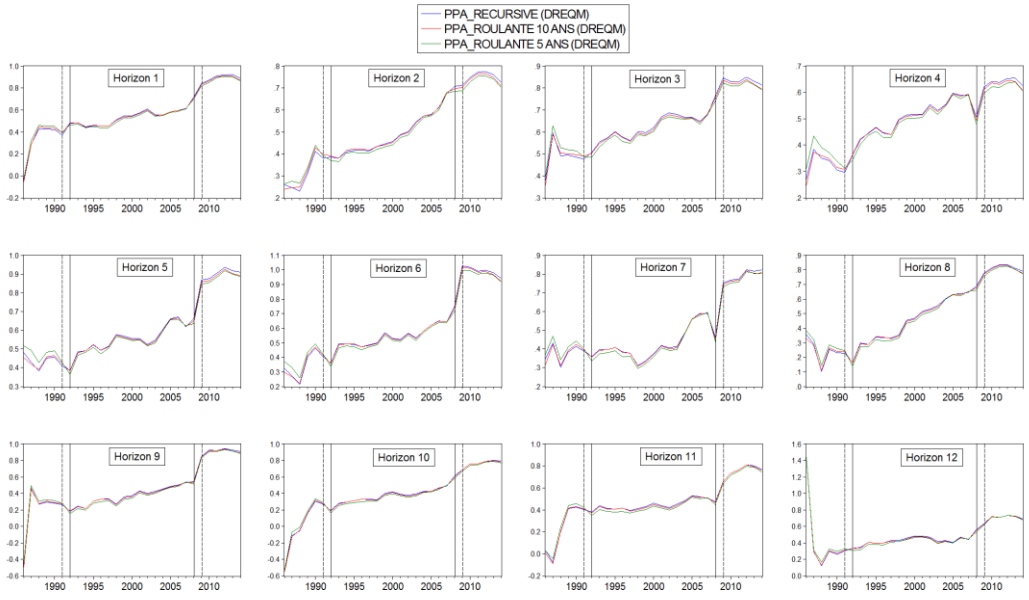


Figure 4.10 Séries ΔREQM du modèle PPA modifié par approche et horizon

En comparant les trois approches du modèle PPA modifié, on constate que leurs performances relatives sont proches. Cependant, quelques nuances existent en fonction des périodes de l'échantillon de prévision. Ainsi, de janvier 1986 à décembre 1991, l'approche roulante 5 ans est plus performante que les deux autres approches, au niveau de tous les douze horizons. Pour la période 1992-2008 aucun modèle ne domine clairement. Cependant à partir de 2009, l'approche récursive se montre la plus performante, dans la plupart des horizons.

Durant tout l'échantillon de prévision, les modèles sont moins performants à court terme. Cependant à moyen et à long terme, les performances des modèles s'améliorent avec des courbes qui ont une tendance à la hausse.

4.5.3 Le modèle MF modifié

L'oservation des horizons h = 1, 2, 3, 4, 5, 6, 7, 8 et 12 de la figure 4.11 permet de constater que les trois approches appliquées au modèle MF modifié battent la marche aléatoire. Toutes les trois séries de ΔREQM affichent des valeurs positives pour ces horizons. À l'opposé, sur les horizons h= 9, 10, 11, de la période 1986-1988, le modèle MF modifié fait pire que la marche aléaoire. Ainsi pour h = 9, les trois séries ont des valeurs négatives en 1986, environ -0.40. Pour h=10, de 1986 à 1988, les trois séries prennent les valeurs négatives qui varient entre -0.47 et -0.019. Enfin pour h=11 de l'année 1987, l'approche récursive et l'approche roulante 10 ans affichent les valeurs négatives qui sont respectivement -0.039 et -0.05.

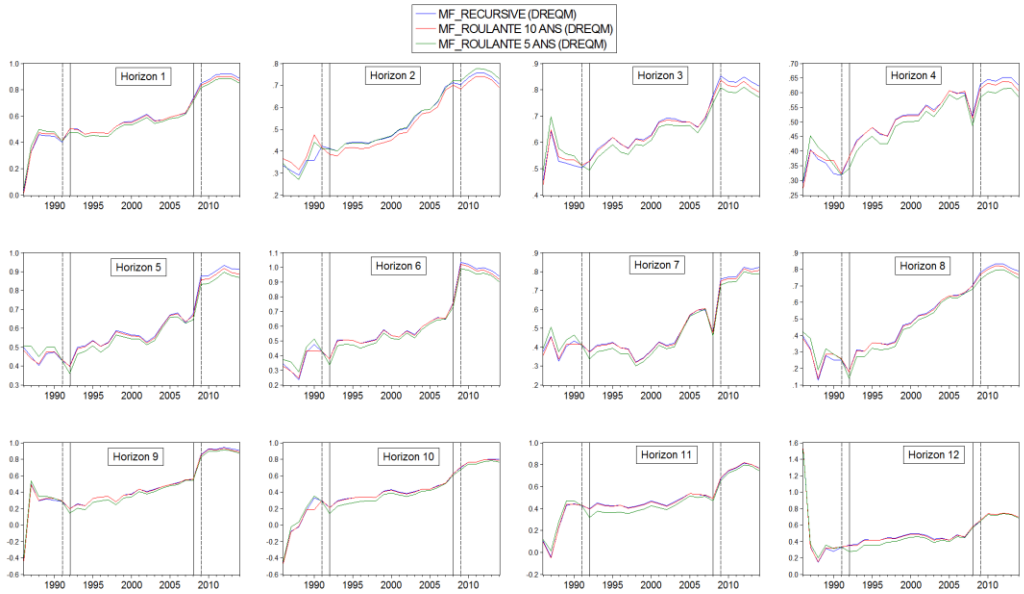


Figure 4.11 Séries ΔREQM du modèle MF modifié par approche et horizon

En considérant les trois approches du modèle MF modifié, on peut constater que leurs performances relatives sont similaires, en général. Néanmoins, suivant des périodes de l'échantillon de prévision, certaines différences peuvent être notées. Ainsi de janvier 1986 à décembre 1991, l'approche roulante 5 ans est plus performante que les deux autres approches, au niveau de tous les douze horizons. Pour la période 1992-2008 aucun modèle ne domine clairement. Cependant à partir de 2009, l'approche récursive se montre la plus performante dans la plupart des horizons sauf les horizons h=10, 11, 12.

Les modèles sont moins performants à court terme. Cependant à moyen et à long terme, les performances des modèles s'améliorent avec des courbes qui ont une tendance générale à la hausse.

4.5.4 Le modèle PE modifié

Les trois approches appliquées au modèle PE modifié battent la marche aléatoire pour les horizons h = 2, 3, 4, 5, 6, 7, 8 et 12 (voir figure 4.12). À ces horizons, toutes les trois séries de ΔREQM sont positives.

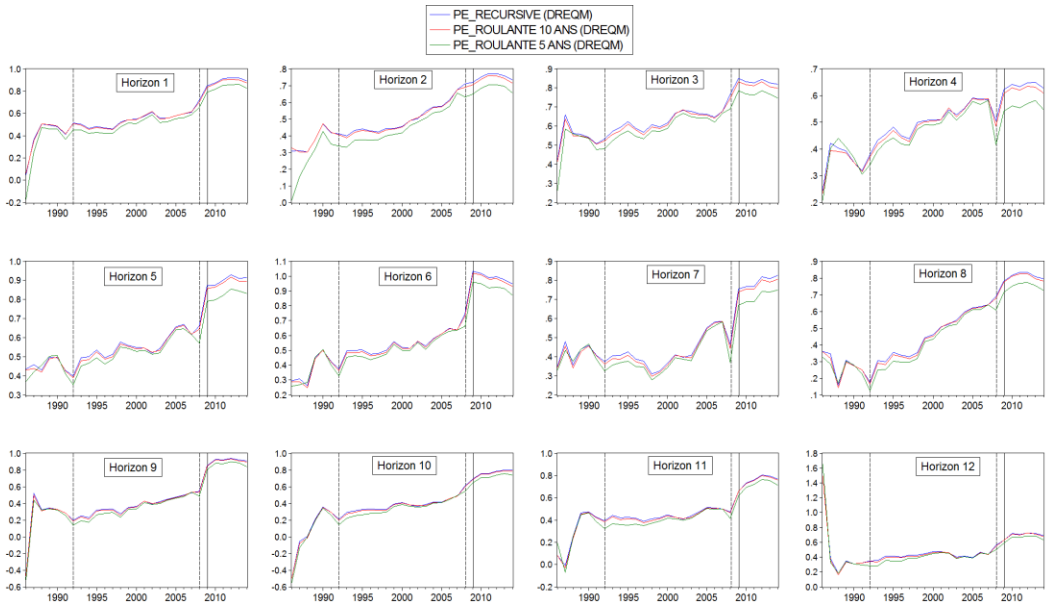


Figure 4.12 Séries ΔREQM du modèle PE modifié par approche et horizon

Par contre, sur les horizons h= 1, 9, 10, 11, de la période 1986-1988, le modèle PE modifié ne fait pas mieux que la marche aléaoire. Ainsi pour h=1, l'approche roulante 5 ans a une valeur négative de -0.17. Pour h = 9, les trois séries ont des valeurs négatives en 1986, environ -0.5. Pour h=10, de 1986 à 1988, les trois séries prennent les valeurs négatives qui varient entre -0.55 et -0.0036. Enfin pour h=11 de l'année 1987, les trois approches affichent les valeurs négatives qui oscillent entre -0.068 et -0.0064.

Les trois approches du modèle PE ont leurs performances relatives qui sont proches mais avec quelques nuances, suivant des périodes de l'échantillon de prévision. Ainsi, aucune approche ne s'impose clairement sur la totalité des douze horizons. Cependant de 1992 à 2008, on note que l'approche récursive fait légèrement mieux que les deux autres approche. De 2009 à 2014, l'approche récursive performe nettement mieux sur les horizons 1 à 8, mais légèrement mieux sur les horizons 9 à 12.

Les modèles sont moins performants à court terme. Cependant à moyen et à long terme, les performances des modèles s'améliorent avec des courbes qui ont une tendance générale à la hausse. On note toutefois une exception au niveau de l'horizon h=12 où la période 1986-1988 est marquée par une forte décroissance des valeurs des séries.

Au terme des sous- sections précédentes consacrées à l'étude par horizon des modèles POTI, PPA, MF, PE modifiés, sur la base du critère ΔREQM, nous remarquons que les allures des séries issues des modèles sont similaires, en général. Cependant, on note quelques différences qui sont les suivantes :

- pour les horizons de 1 à 8 et l'horizon 12, les modèles POTI et MF modifiés font mieux que la marche aléatoire. Cependant pour les horizons 9, 10, 11, ces modèles font pire que la marche aléatoire.

- les modèles PPA et PE modifiés font pire que la marche aléatoire pour les horizons 1, 9, 10 et 11.

- sur la période 1986-1991, la meilleure approche est l'approche roulante 5 ans appliquée aux modèles POTI, PPA, MF modifiés. Cette approche fait mieux que les approches roulante 5 ans et roulante 10 ans, pour les douze horizons.

- sur la période 1992-2014, c'est l'approche récursive qui performe plus que les approches roulante 5 ans et roulante 10 ans.

Dans la sous-section qui suit, nous rechercherons selon le critère ΔREQM, sur la période 1986-1991, le meilleur modèle pour l'approche roulante 5 ans. Ensuite pour la période 1992-2014, nous rechercherons cette fois-là, le meilleur modèle pour l'approche récursive.

4.5.5 Les meilleurs modèles selon le critère ΔREQM

4.5.5.1 Le meilleur modèle pour la période 1986-1991

La figure 4.13 affiche les séries de la statistique ΔREQM obtenues avec le VAR et l'approche roulante 5 ans appliquée aux modèles que sont MF, POTI, PPA, PE modifiés. La période de comparaison est de janvier 1986 à décembre 1991, pour les douze horizons de prévision. Il y a premièrement le modèle MF modifié qui se distingue par ses meilleures performances prévisionnelles. Il est suivi par le modèle POTI modifié.

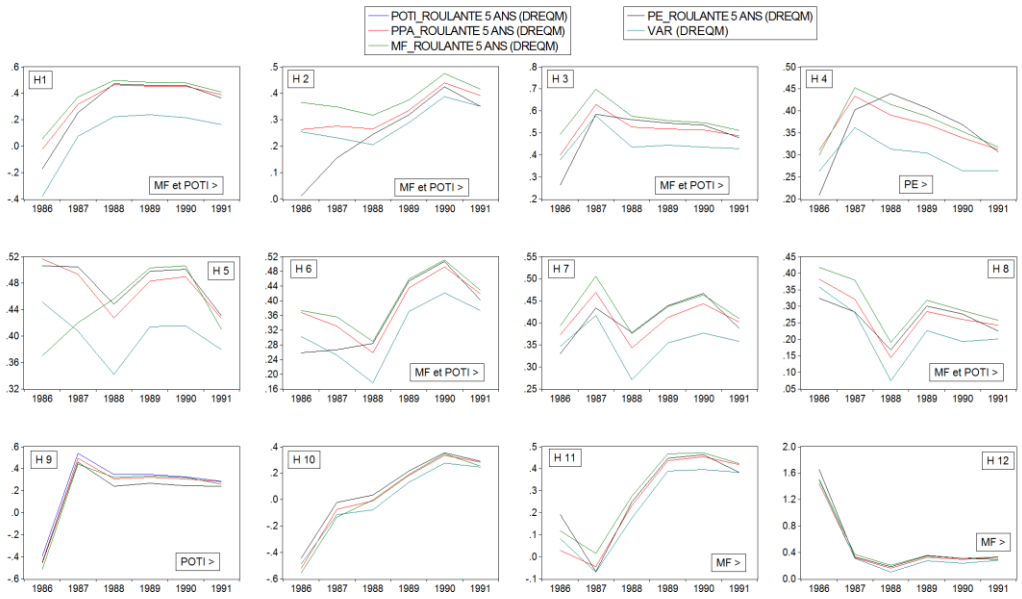


Figure 4.13 Séries ΔREQM : l'approche roulante 5 ans par modèle (1986-1991)

En effet sur les horizons h = 1, 2, 3, 6 et 8, les modèles MF et POTI modifiés ont les mêmes performances et y sont simultanément les plus performants. En plus le modèle MF domine seul sur les horizons 11 et 12 tandis que le modèle POTI modifié domine seul l'horizon 9.

Au total, pour la période initiale (1986-1991) de l'échantillon de prévision, le meilleur modèle est le modèle MF modifié auquel est aplliquée l'approche roulante 5 ans. Il est plus performant que tous les autres modèles car il les domine sur 7 horizons, h= 1, 2, 3, 6, 8, 11, et 12. Sur ces horizons, le modèle MF modifié obtient les plus grandes valeurs de ΔREQM.

4.5.5.2 Le meilleur modèle pour la période 1992-2014

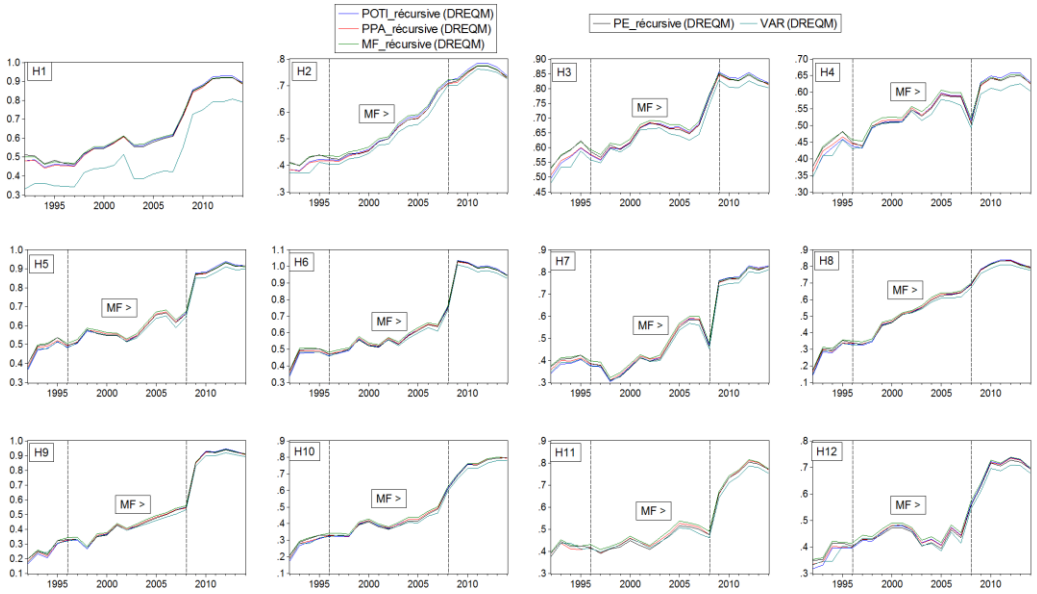


Figure 4.14 Séries ΔREQM de l'approche récursive par modèle (1992-2014)

La figure 4.14 présente les séries de la statistique ΔREQM obtenues avec le VAR et l'approche récursive appliquée aux modèles que sont MF, POTI, PPA, PE modifiés. La période de comparaison est de janvier 1992 à décembre 2014, pour les douze horizons de prévision. On remarque que dans l'ensemble, les courbes se ressemblent. Cependant, le modèle MF modifié affiche des performances prévisionnelles un peu meilleures.

En effet sur onze horizons de la période 1996-2008, le modèle MF modifié domine seul tous les autres modèles en obtenant les plus grandes valeurs de la statistique ΔREQM. Sa courbe est donc la plus haute.

Au total, sur l'ensemble de la période 1992-2014, le meilleur modèle est le modèle MF modifié auquel est appliquéel'approche récursive.

Au terme de la section 4.5 consacrée à l'analyse de la performance prévisionnelle des modèles POTI, PPA, MF, PE modifiés, sur la base du critère ΔREQM, nous faisons le constat que les séries ont des courbes qui se ressemblent, en général. Néanmoins, certaines différences peuvent être notées. Ce sont:

- pour la période 1986-1991, le meilleur modèle est le modèle MF modifié avec l'approche roualnte 5 ans.

-pour la période 1992-2014, le meilleur modèle est le modèle MF modifié avec l'approche récursive.

-pour les horizons h=1, 2, 3, 4, 5, 6, 7, 8 et 12, les performances prévisionnelles des modèles MF et POTI modifiés sont meilleures à celle de la marche aléatoire. Ces modèles font pire sur les horizons 9, 10 et 11.

- Les modèles PPA et PE modifié battent la marche aléatoire sur les horizons h= 2, 3, 4, 5, 6, 7, 8 et 12 mais il fait pire sur horizons 1, 9, 10 et 11.

4.6 Performance prévisionnelle des modèles :analyse du critère R^2_{HE}

La statistique R^2_{HE} est le critère utilisé pour l'étude des performances des modèles et leurs trois approches de prévision. Le modèle de référence demeure la marche aléatoire. Une valeur de la statistique R^2_{HE} qui est positive et proche de un est l'indication que le modèle (auquel est appliquée une approche) est plus performant que la marche aléatoire. L'analyse se fait suivant douze horizons, d'une part. D'autre part, l'échantillon de prévision est subdivisé en deux ou trois parties selon les modèles. Sur chacune des parties, on déterminera, pour un modèle donné, l'approche

qui est la plus performante. Soulignons que l'approche la plus performante est celle dont la série affiche des valeurs de R^2_{HE} plus proches de l'unité.

4.6.1 Le modèle POTI modifié

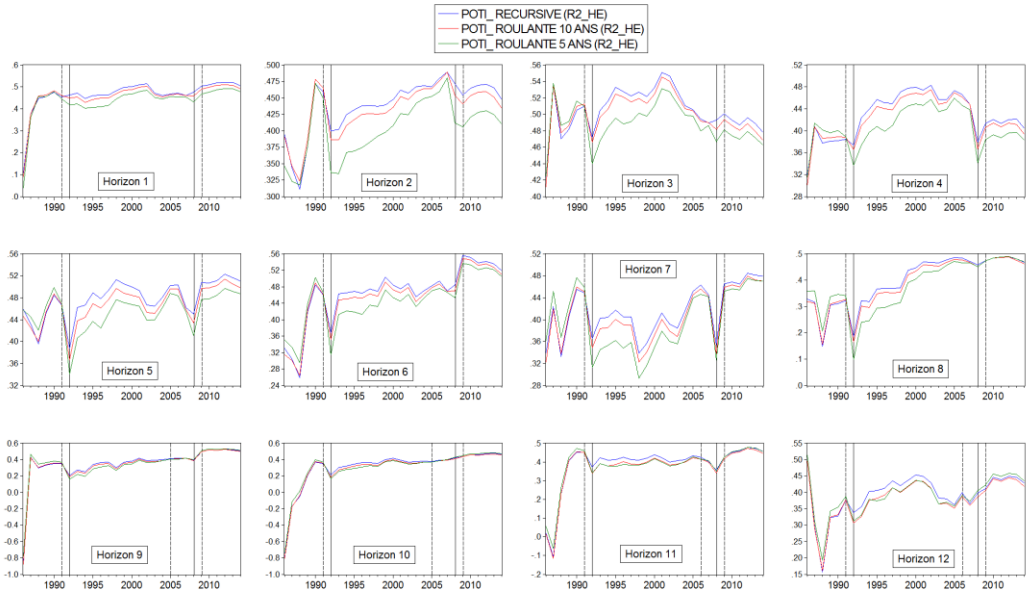


Figure 4.15 Séries $\mathbf{R^2_{HE}}$ du modèle POTI modifié par approche et horizon

Les horizons h = 1, 2, 3, 4, 5, 6, 7, 8 et 12 de la figure 4.15 montrent que les trois approches appliquées au modèle POTI modifié battent la marche aléatoire. Toutes les trois séries de R^2_{HE} sont en effet positives pour ces horizons et leurs valeurs tendent vers 0.5, en général. Par contre, sur les horizons h= 9, 10, 11, de la période 1986-1988, la marche aléatoire fait mieux. Ainsi pour h = 9, les trois séries ont des valeurs négatives en 1986, environ -0.85. Pour h=10, de 1986 à 1988, les trois séries ont les valeurs négatives oscillant entre -0.80 et -0.04. Enfin pour h=11 de l'année 1987, les trois séries prennent des valeurs négatives comprises entre -0.11 et -0.06.

La comparaison des trois approches du modèle POTI modifié permet de constater que de janvier 1986 à décembre 1991, l'approche roulante 5 ans performe plus que les deux autres approches pour les horizons 3 à 12. Pour la période de janvier 1992 à décembre 2008, l'approche récursive performe plus que les deux autres approches. au niveau de tous les douze horizons. Pour la période 2009-2014, c'est encore l'approche récursive qui domine sur tous les horizons sauf sur les horizons 9 et 10.

4.6.2 Le modèle PPA modifié

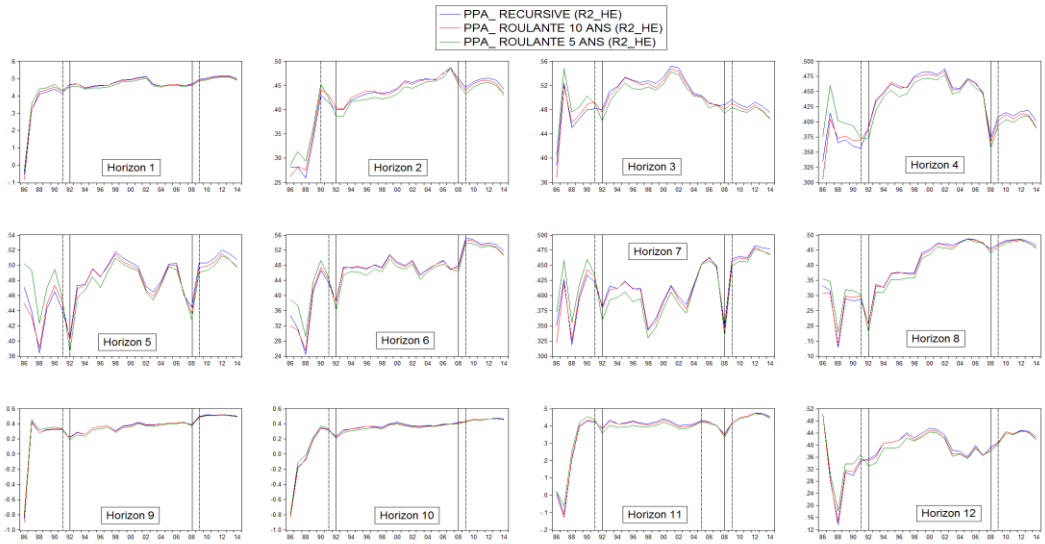


Figure 4.16 Séries $\mathbf{R^2_{HE}}$ du modèle PPA modifié par approche et horizon

Les horizons h = 2, 3, 4, 5, 6, 7, 8 et 12 de la figure 4.16 permettent de constater que les trois approches appliquées au modèle PPA modifié font mieux que la marche aléatoire. Pour ces horizons, toutes les trois séries de R^2_{HE} ont des valeurs positives. Celles-ci avoisinent 0.4 en moyenne, pendant le dernier quinquenat de l'échantillon de prévision. Par contre, sur les horizons h= 1, 9, 10, 11, de la période 1986-1988, le modèle PPA modifié ne fait pas toujours mieux que la marche aléaoire. En effet, durant 1986, pour h = 1, 9, les trois séries ont des valeurs négatives comprises entre -0.9 et -0.37. Pour h=10, de 1986 à 1988, les trois séries ont les valeurs négatives

oscillant entre -0.84 et -0.014. Enfin pour h=11 de l'année 1987, les trois séries prennent des valeurs négatives comprises entre -0.13 et -0.06.

Sur la période janvier 1986-décembre 1991, la comparaison des trois approches du modèle PPA modifié permet de constater que l'approche roulante 5 ans performe mieux que les deux autres approches, au niveau de tous les douze horizons. Concernant la période 1992-2008, l'approche récursive et l'appoche roulante 10 ans ont des performances proches. On remarque toutefois une légère prééminence de l'approche récursive sur les horizons h = 2, 3, 4, 5, 6,, 11, 12. Pour la période 2009-2014, sur les huit premiers horizons, l'approche récursive a une légere supériorité de prévision.

4.6.3 Le modèle MF modifié

En observant les horizons h = 1, 2, 3, 4, 5, 6, 7, 8 et 12 de la figure 4.17, cela permet de constater que les trois approches appliquées au modèle MF modifié battent la marche aléatoire. Toutes les trois séries de R^2_{HE} affichent des valeurs positives pour ces horizons.

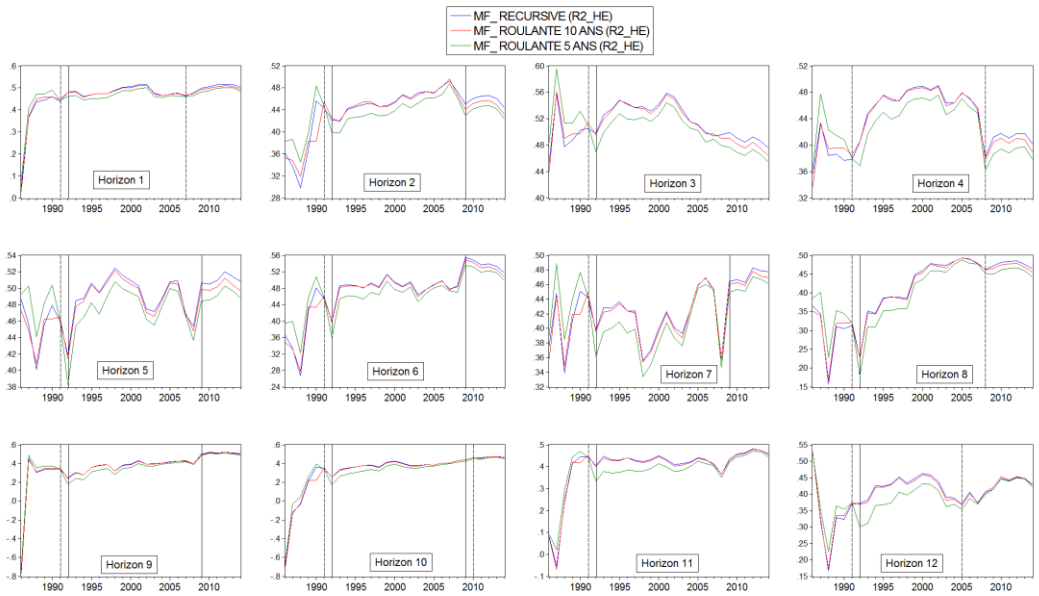


Figure 4.17 Séries $\mathbf{R^2_{HE}}$ du modèle MF modifié par approche et horizon

À l'opposé, sur les horizons h= 9, 10, 11, de la période 1986-1988, le modèle MF modifié fait pire que la marche aléaoire. Ainsi pour h = 9, les trois séries ont des valeurs négatives en 1986, environ -0.74. Pour h=10, de 1986 à 1988, les trois séries prennent les valeurs négatives qui varient entre -0.70 et -0.026. Enfin pour h=11 de l'année 1987, l'approche récursive et l'approche roulante 10 ans affichent les valeurs négatives qui sont respectivement -0.07 et -0.05.

En considérant les trois approches du modèle MF modifié, on peut constater que leurs performances relatives varient suivant des périodes de l'échantillon de prévision. De janvier 1986 à décembre 1991, C'est l'approche roulante 5 ans qui est plus performante que les deux autres approches, au niveau de tous les douze horizons. Pour la période 1992-2009, les approches récursives et roulantes 10 ans ont des performances proches. On peut toutefois remarquer que l'approche récursive a un léger avantage aux horizons h= 3, 5, 6, 8, 11, 12. De 2010 à 2014, l'approche

récursive se montre la plus performante dans la plupart des horizons sauf les horizons h=9, 10, 11 et 12.

4.6.4 Le modèle PE modifié

Les trois approches appliquées au modèle PE modifié battent la marche aléatoire pour les horizons h = 1, 2, 3, 4, 5, 6, 7, 8 et 12 (voir figure 4.18). À ces horizons, toutes les trois séries de R^2_{HE} sont positives. Par contre, sur les horizons h= 9, 10, 11, de la période 1986-1988, le modèle PE modifié ne fait pas mieux que la marche aléaoire. Ainsi pour h = 9, les trois séries ont des valeurs négatives en 1986, environ -0.83. Pour h=10, de 1986 à 1988, les trois séries prennent les valeurs négatives qui varient entre -0.84 et -0.005. Enfin pour h=11 de l'année 1987, les trois approches affichent les valeurs négatives qui oscillent entre -0.096 et -0.009.

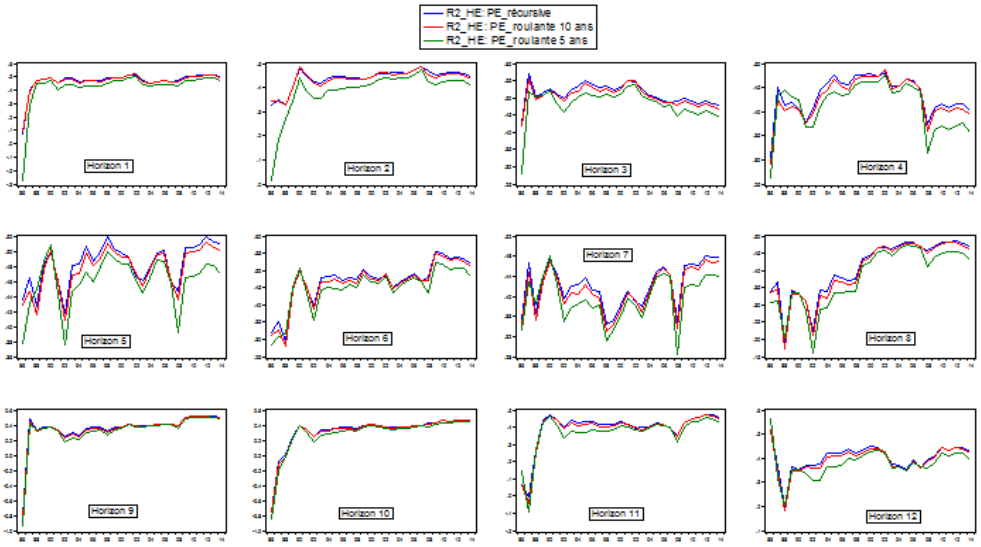


Figure 4.18 Séries $\mathbf{R^2_{HE}}$ du modèle PE modifié par approche et horizon

Sur la période janvier 1986-décembre 1991, aucune approche ne domine nettement. Concernant la période 1992-2008, l'approche récursive fait mieux que les autres

approches aux horizons h = 1, 2, 3, 4, 5, 6, 7, 8, 11, 12. Pour la période 2009-2014, sur les huit premiers horizons, l'approche récursive est encore meilleure.

Au terme des sous sections précédentes consacrées à l'étude par horizon des modèles POTI, PPA, MF, PE modifiés, sur la base du critèreR^2_{HE}, nous avons constaté ceci :

- pour les horizons de 1 à 8 et l'horizon 12 les modèles POTI et MF modifiés font mieux que la marche aléatoire. Cependant pour les horizons 9, 10, 11, ces modèles font pire que la marche aléatoire.

- Les modèles PPA et PE modifiés font pire que la marche aléatoire pour les horizons 1, 9, 10 et 11.

- Sur la période 1986-1991, l'approche roulante 5 ans appliquée aux modèles POTI, PPA, MFmodifiés, fait mieux que toutes les autres approches pour les douze horizons.

- Sur la période 1992-2014, c'est l'approche récursive qui performe plus que les approches roulante 5 ans et roulante 10 ans dans l'ensemble.

Dans la sous-section suivante, nous déterminerons, sur la période 1986-1991, le meilleur modèle pour l'approche roulante 5 ans. Ensuite pour la période 1992-2014, nous rechercherons aussi le meilleur modèle mais pour l'approche récursive.

4.6.5 Les meilleurs modèles selon le critère R^2_{HE}

4.6.5.1 Le meilleur modèle pour la période 1986-1991

La figure 4.19 affiche les séries de la statistique R^2_{HE} obtenues avec le VAR et avec l'approche roulante 5 ans appliquée aux modèles MF, POTI, PPA, PE modifiés.

La période de comparaison est de janvier 1986 à décembre 1991, pour les douze horizons de prévision.

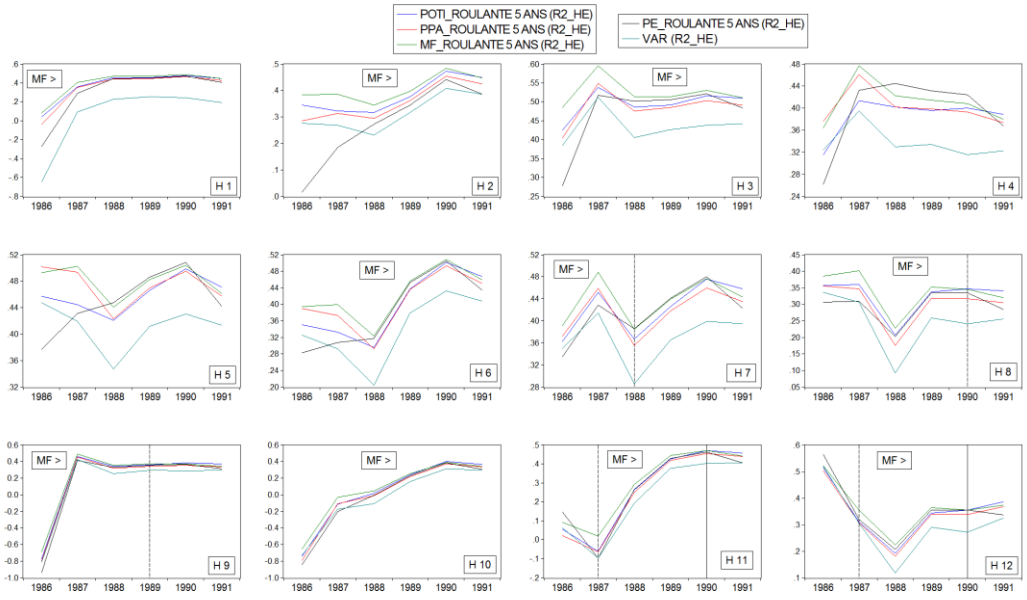


Figure 4.19 Séries $\mathbf{R^2_{HE}}$ de l'approche roulante 5 ans par modèle (1986-1991)

Le modèle MF se distingue par ses meilleures performances prévisionnelles. En effet sur les horizons h = 1, 2, 3, 6, 8, 9, 10, 11 et 12 le modèle MF est le plus performant. Le modèle MF auquel est appliquée l'approche roulante 5 ans permet d'avoir les séries R^2_{HE} les plus élevées. Les valeurs de ces séries sont les plus proches de l'unité. Cela signifie que le modèle MF auquel on applique l'approche roulante 5 ans permet d'avoir les plus faibles erreures lors des prévisions. Au total, selon la statistique R^2_{HE}, pour la période initiale (1986-1991) de l'échantillon de prévision, le meilleur modèle est le modèle MF auquel est aplliquée l'approche roulante 5 ans.

4.6.5.2 Le meilleur modèle pour la période 1992-2014

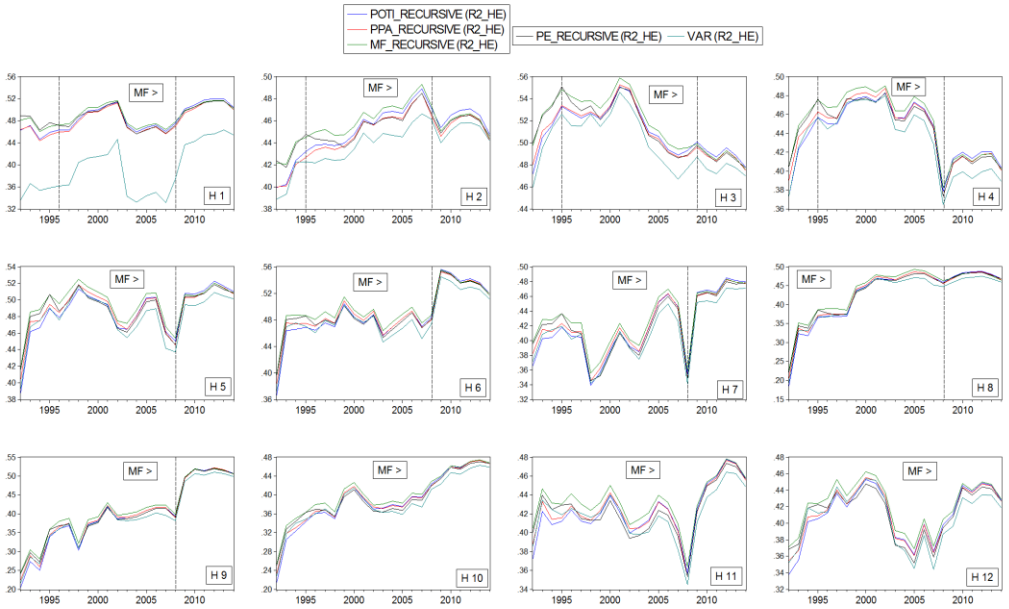


Figure 4.20 Séries $\mathbf{R^2_{HE}}$ de l'approche récursive par modèle (1992-2014)

La figure 4.20 présente les séries de la statistique R^2_{HE} obtenues avec le VAR et avec l'approche récursive appliquée aux modèles que sont MF, POTI, PPA, PE. La période de comparaison est de janvier 1992 à décembre 2014, pour les douze horizons de prévision. Le modèle MF se distingue par ses meilleures performances prévisionnelles. En effet sur les douzes horizons de la période 1992-2014, le modèle MF domine seul tous les autres modèles en obtenant les plus grandes valeurs de la statistique R^2_{HE}. Sa courbe est donc la plus haute.

Au total, sur l'ensemble de la période 1992-2014, le meilleur modèle est le modèle MF auquel est appliquée l'approche récursive.

Au terme de la section 4.6 consacrée à l'analyse de la performance prévisionnelle des modèles POTI, PPA, MF, PE modifiés, sur la base du critère R^2_{HE}, nous observons que :

- pour la période 1986-1991, le meilleur modèle est le modèle MF modifié avec l'approche roualnte 5 ans.

-pour la période 1992-2014, le meilleur modèle est le modèle MF modifié avec l'approche récursive.

-pour les horizons h=1, 2, 3, 4, 5, 6, 7, 8 et 12, les performances prévisionnelles des modèles MF et POTI modifiés sont meilleures à celle de la marche aléatoire. Ces modèles font pire sur les horizons 9, 10 et 11.

- Les modèles PPA et PE modifiés battent la marche aléatoire sur les horizons h= 2, 3, 4, 5, 6, 7, 8 et 12 mais ils font pire sur horizons 1, 9, 10 et 11.

4.7 Performance prévisionnelle des modèles : analyse des critères IPA et IPM

La description de ces deux critères est faite à la section 3.3.3.2 du chapitre III. Nous rappelons que le critère IPA permet de déterminer la meilleure approche de prévision pour un modèle donné. Le critère IPM, permet de déterminer le meilleur modèle de prévision.

4.7.1 Performance en fonction des approches prévisionnelles (critère IPA)

4.7.1.1 Le modèle POTI modifié

À ce stade, on considère uniquement le modèle POTI modifié auquel sont appliqués les trois approches de prévision (récursive, roulante 5 ans, roulante 10 ans). À partir du Tableau A 3 (Appendice A), on constate que sur un total de 29 années, il y en a 22 au cours desquelles c'est l'approche récursive qui détient la moyenne annuelle de U de Theil la plus petite (IPA: 22/29). L'approche roulante 5ans détient le minimum au cours de 6 années (score IPA : 6/29) et l'approche roulante 10ans obtient le minimum au cours d'une année (IPA: 1/29). Pour le modèle POTI modifié, l'approche récursive fait donc mieux que les deux autres approches, sur la base du critère IPA.

4.7.1.2 Le modèle PPA modifié

On considère uniquement le modèle PPA modifié auquel on applique les trois approches de prévision (récursive, roulante 5 ans, roulante 10 ans). À partir du tableau A3 (Appendice A), on note que sur un total de 29 années, il y en a 19 au cours desquelles c'est l'approche récursive qui détient la moyenne annuelle de U de Theil la plus petite (IPA:19/29). L'approche roulante 5 ans détient le minimum au cours de 7 années (IPA: 7/29) et l'approche roulante 10 ans obtient le minimum au cours de 3 années (IPA: 3/29). Pour le modèle PPA modifié, l'approche récursive fait donc mieux que les deux autres approches, sur la base du critère IPA.

4.7.1.3 Le modèle MF modifié

À ce stade, on considère uniquement le modèle MF modifié auquel sont appliquées les trois approches de prévision (récursive, roulante 5 ans, roulante 10 ans). À partir du tableau A3 (Appendice A), on note que sur un total de 29 années, l'approche récursive détient la moyenne annuelle de U de Theil la plus petite au cours de 21 années (IPA: 21/29). Il y a 6 années au cours desquelles c'est l'approche roulante 5 ans qui détient la moyenne annuelle de U de Theil la plus petite (IPA:6/29).

L'approche roulante 10 ans obtient le minimum au cours de 3 années (IPA: 5/29). Pour le modèle MF modifié, c'est donc l'approche récursive qui fait mieux que les deux autres approches, sur la base du critère IPA.

4.7.1.4 Le modèle PE modifié

À ce stade, on considère uniquement le modèle PE modifié auquel sont appliquées les trois approches de prévision (récursive, roulante 5 ans, roulante 10 ans). À partir du tableau A3 (Appendice A), on note que sur un total de 29 années, l'approche récursive détient la moyenne annuelle de U de Theil la plus petite au cours de 25 années (IPA: 25/29). Il y a 3 années au cours desquelles c'est l'approche roulante 10 ans qui détient la moyenne annuelle de U de Theil la plus petite (IPA:3/29). L'approche roulante 5 ans obtient le minimum au cours d'une année (IPA: 1/29). Pour le modèle PE modifié, c'est donc l'approche récursive qui fait mieux que les deux autres approches, sur la base du critère IPA.

4.7.2 Comparaison des performances des modèles POTI, PPA, MF et PE (critère IPM)

À ce stade, on compare à la fois tous les quatre modèles (POTI, PPA, MFet PE modifiés) auxquels sont appliquées toutes les trois approches de prévision. On utilise l'Indicateur de Performance de Modèle (IPM). Le tableau A 3 (Appendice A) donne les différentes valeurs IPM. Il ressort de ce tableau que le modèle MF modifié auquel est appliquée l'approche de prévision récursive a la meilleure performance prévisionnelle annuelle générale avec IPM égale 14/29

Au terme de cette section, nous notons, selon le critère IPA, que l'approche de prévision récursive est la meilleure pour chaque modèle. En plus, selon le critère

IPM, le modèle MF auquel est appliquée l'approche récursive est le meilleur sur l'ensemble de l'échantillon de prévision.

4.8 Sommaire des principaux résultats de l'étude empirique à la fréquence mensuelle

Le chapitre IV de cette recherche a été consacré à l'étude de la performance prévisionnelle des modèles POTI, PPA, MF, PE modifiés. La fréquence des observations était mensuelle.

La non-stationnarité des régresseurs détectée par les tests ADF et KPSS, nous a amenés à modifier les modèles initiaux. Les régresseurs des modèles de l'étude ont donc été exprimés en différence première. Par la suite, l'étude préliminaire de la précision des modèles a révélé une hausse des erreurs de prévision autour de 2008, année de la crise financière.

Les approches de prévision récursive, roulante 5 ans et roulante 10 ans ont été appliquées aux modèles pour étudier leurs performances prévisionnelles. L'échantillon de prévision est janvier 1986 – décembre 2014. Les horizons de prévision vont de 1 à 12. Le modèle de référence est la marche aléatoire. Les critères d'analyse sont les statistiques U de Theil, ΔREQM, R^2_{HE}, IPA et IPM.

Concernant l'analyse des performances prévisionnelles des modèles POTI, PPA, MF et PE modifiés par rapport à la marche aléatoire, les critères U de Theil, ΔREQM et R^2_{HE}, conduisent aux résultats suivants :

-pour les horizons h=1, 2, 3, 4, 5, 6, 7, 8 et 12, les modèles MF et POTI modifiés font mieux que la marche aléatoire. Ces modèles font pire sur les horizons 9, 10 et 11. Quant aux modèles PPA et PE modifiés, ils battent la marche aléatoire sur les horizons h= 2, 3, 4, 5, 6, 7, 8 et 12 mais ils font pire sur les horizons 1, 9, 10 et 11.

-Le modèle MF modifié auquel est appliquée l'approche roulante 5 ans a les meilleures performances sur la période 1986-1991. le modèle MF mais avec l'approche récursive présente les meilleures performances sur la période 1992-2014.

Par ailleurs, le critère IPA montre que sur tout l'échantillon de prévision, l'approche de prévision récursive est la meilleure pour chaque modèle. En plus, selon le critère IPM, le modèle MF auquel est appliquée l'approche récursive est le meilleur sur l'ensemble de l'échantillon de prévision

Dans le prochain chapitre, nous présentons le sommaire des résultats de l'étude des modèles mais avec des données à fréquence trimestrielle. Cela permet ainsi de comparer le contenu informationnel des alternatives des variables fondamentales considérées à une plus faible fréquence.

CHAPITRE V

PRÉSENTATION ET ANALYSE DES RÉSULTATS EMPIRIQUES À LA FRÉQUENCE TRIMESTRIELLE

Ce chapitre reprend l'analyse économétrique faite au chapitre précédent mais à la fréquence trimestrielle. L'objectif est de verifier si les conclusions du chapitre précédent demeurent robustes avec des observations trimestrielles. Nous rappelons que les modèles étudiés sont POTI, PPA, MF et PE modifiés. Les approches de prévision sont les approches récursive, roulante 5 ans et roulante 10 ans. L'échantillon de prévision s'étend du premier trimestre 1986 au dernier trimestre 2014. Les critères d'étude retenus sont les statistiques U de Theil, IPA et IPM.

Nous présentons sommairement les principaux résultats de cette étude alors que tous les graphiques et tableaux sont disposés dans l'Appendice B.

5.1 Analyse graphique et statistiques descriptives à la fréquence trimestrielle

Les variables étudiées sont identiques à celles du chapitre précédent mais avec des observations trimestrielles L'analyse graphique et les statistiques descriptives révèlent que ces variables présentent des allures générales similaires aux observations mensuelles. (voir Appendice B, figure B.1 et tableau B.1).

5.2 Tests de stationnarité et analyse des régressions à la fréquence trimestrielle

Les tests ADF et KPSS permettent de conclure que la variable expliquée Δs_{t+1} est stationnaire alors que les variables explicatives ne le sont pas. Cependant, les différences premières des variables explicatives sont stationnaires (voir Appendice B tableau B.2 et Tableau B.3). Ces résultats sont identiques à ceux obtenus avec la fréquence mensuelle. Nous procédons alors aux modifications des modèles initiaux comme au chapitre IV (voir le paragraphe 4.2.2 Modifications des modèles initiaux, chapitre IV).

L'analyse des estimations (MCO) montre que les modèles POTI, PPA, MF et PE modifiés ont des constantes estimées (ω) différentes de zéro et positives. De plus, le signe des pentes estimées (β) n'est pas identique pour tous les modèles. Enfin Les modèles étudiés ont tous des pouvoirs explicatifs faibles. (Appendice B, tableau B.4).

5.3 Analyse préliminaire de la précision des modèles

La figure B.2 de l'Appendice B permet de constater autour de 2008, une hausse des valeurs de REQM de tous les modèles avec leurs approches de prévision. Comme au chapitre IV, les précisions des modèles se déteriorent pendant la période de la crise financière.

5.4 Performance prévisionnelle des modèles : analyse du critère U de Theil

De 1986 à 1997, et sur les quatre horizons de prévision, tous les modèles ont au moins une valeur de U de Theil supérieure à l'unité. De 1998 à 2014, tous les modèles battent la marche aléatoire, sur les quatre horizons (figure B.3, Appendice B).

Sur la période 1986-1991, le meilleur modèle est le modèle POTI modifié auquel est appliquée l'approche roulante 5 ans. (figure B.4, Appendice B). Le meilleur modèle

pour la période 1992-2014 est le modèle POTI modifié auquel est appliquée l'approche récursive (figure B.5, Appendice B).

5.5 Performance prévisionnelle des modèles : analyse des critères IPA et IPM

Pour les modèles POTI, PPA, MF et PE modifiés, l'approche récursive fait donc mieux que les deux autres approches. le modèle POTI modifié auquel est appliquée l'approche de prévision récursive a la meilleure performance prévisionnelle (Tableau B.5, Appendice B)

Au terme du chapitre V, nous retenons qu'avec la fréquence trimestrielle, tous les modèles et approches ont à court terme au moins une observation où ils font pire que la marche aléatoire. Ce constat est observé pour tous les quatre horizons.

Selon le critère U de Theil, le meilleur modèle, sur la période 1986-1991, est le modèle POTI modifié auquel est appliquée l'approche roulante 5 ans. Pour la période 1992-2014, le meilleur modèle est le modèle POTI modifié auquel est appliquée l'approche récursive.

Sur la base du critère IPA, l'approche récursive est la meilleure pour chaque modèle tandis que le critère IPM montre que le modèle POTI est le meilleur.

CONCLUSION

L'objectif de ce travail était d'étudier la performance prévisionnelle, hors échantillon, de plusieurs modèles de taux de change fondés sur la valeur actualisée, spécifiquement pour le taux de change USD/CAD. Les modèles initiaux sont le modèle de Parité Ouvert des Taux d'Intérêt (POTI), le modèle de Parité du Pouvoir d'Achat (PPA), le Modèle financier (MF), le modèle avec Prix de l'Énergie (PE) et un VAR. L'étude a été faite avec des observations mensuelles, puis reprise avec des observations trimestrielles.

Les modèles initiaux ont été modifiés[9] en différenciant les régresseurs pour obtenir des variables stationnaires. La période d'étude est de 1976 à 2014. L'échantillon de de prévision est de 1986 à 2014. Les horizons de prévision sont de 1 à 12 mois (fréquence mensuelle) et 1 à 4 trimestres (fréquence trimestrielle). Les approches de prévision appliquées sont l'approche récursive, les approches roulantes 5 ans et 10 ans.

Concernant la performance prévisionnelle des modèles POTI, PPA, MF et PE modifiés par rapport à la marche aléatoire, l'analyse des critères U de Theil, ΔREQM et R^2_{HE}, conduit aux résultats communs suivants :

-avec la fréquence mensuelle et pour les horizons h=1, 2, 3, 4, 5, 6, 7, 8 et 12, les modèles MF et POTI modifiés font mieux que la marche aléatoire. Ces modèles font pire sur les horizons 9, 10 et 11. Quant aux modèles PPA et PE modifiés, il battent la marche aléatoire sur les horizons h= 2, 3, 4, 5, 6, 7, 8 et 12, mais ils font pire sur

[9] POTI modifié : Parité Ouvert des Taux d'Intérêt/ PPA modifié : Parité du Pouvoir d'Achat / MF modifié : Modèle financier/ PE modifié : modèle avec le Prix de l'Énergie/ modèle VAR.

horizons 1, 9, 10 et 11. Cependant avec la fréquence trimestrielle, les modèles font pire que la marche aléatoire durant quelques années au début de tous les quatre horizons.

-Au début de l'échantillon de prévision (1986-1991), l'approche roulante 5 ans est la meilleure pour les fré quences mensuelle et trimestrielle. Pendant la seconde période (1992-2014), c'est l'approche récursive qui est la meilleure pour les deux fréquences. Quelque soit la période de l'échantillon, le meilleur modèle pour la fréquence mensuelle est le modèle MF. Pour la fréquence trimestrielle, le meilleur modèle est le modèle POTI.

Quant à l'analyse des critères IPA et IPM, elle indique que, pour tout l'échantillon de prévision (1986-2014), l'approche récursive est la meilleure pour les deux fréquences à la fois. De même durant cette période, le meilleur modèle pour la fréquence mensuelle reste le modèle MF. Tandis que c'est le modèle POTI qui s'impose toujours en fréquence trimestrielle.

Dans l'ensemble de l'étude, la fréquence mensuelle est celle qui permet d'obtenir les meilleures performances prévisionnelles par rapport à la marche aléatoire. Avec cette fréquence, les modèles POTI et MF battent la marche aléatoire sur les horizons 1 à 8 et 12. En ce qui concerne les modèles PPA et PE , ils performent le mieux sur les horizons 2 à 8 et 12.

APPENDICE A

RÉSULTATS DE L'ÉTUDE À LA FRÉQUENCE MENSUELLE.

Tableau A.1 Coefficients de corrélation (fréquence mensuelle**)**

Variables	ρ_1	ρ_4	ρ_6	ρ_{12}
Δs	-0.051	0.114	-0.075	0.052
$(i - i^*)$	0.848	0.393	0.310	0.041
$(m - m^*)$	0.982	0.918	0.875	0.724
$(p - p^*)$	0.980	0.910	0.848	0.612
$(y - y^*)$	0.868	0.612	0.466	-0.045
$(p - p^* - s)$	0.954	0.835	0.750	0.489
$(m - m^*) - (y - y^*) - s$	0.931	0.793	0.713	0.423
e	0.987	0.932	0.891	0.753
ne	0.974	0.879	0.822	0.599

Tableau.A.2 Tests de racine unitaire et stationnarité en différence première (fréquence mensuelle)

Variables	Nombre de retards	Adf-t	Kpss-	résultat
$\Delta(i - i^*)$	0	-18.421	0.072	Stationnaire
$\Delta(p - p^*)$	11	-4.123	0.441	Stationnaire
$\Delta(m - m^*)$	16	-2.567	0.436	Stationnaire
$\Delta(y - y^*)$	9	-4.861	0.18	Stationnaire
$\Delta(p - p^* - s)$	11	-5.392	0.128	Stationnaire
$\Delta[(m - m^*) - (y - y^*) - s]$	11	-5.042	0.078	Stationnaire
Δe	0	-21.063	0.064	Stationnaire
Δne	0	-18.853	0.040	Stationnaire

La valeur critique du test ADF à 5% est -2.867/ La valeur assymptotique critique du test KPSS est 0.463/ La deuxième colonne indique le nombre de retards dans l'équation empirique pour le test ADF

Tableau A.3 Indicateurs IPA et IPM (fréquence mensuelle)

*= Indicateur de Performance d'approche (par Modèle) IPA
#= Indicateur de Performance de Modèle : IPM

COMPARAISON DES MOYENNES ANNUELLES DES U de Theil

	Modèle PE				Modèle MF				Modèle POTI				Modèle PPA				
	UTHEIL_REC	UTHEIL_RO10	UTHEIL_RO5	UTHEIL_REC	UTHEIL_RO10	UTHEIL_RO5	UTHEIL_REC	UTHEIL_POTI...	UTHEIL_RO5	UTHEIL_REC	UTHEIL_RO10	UTHEIL_RO5	VAR
1986.000	0.908881*	0.909001	0.954054	0.889644	0.889145	0.878719*#	0.907853	0.914599	0.903223*	0.918647	0.932358	0.906701*	0.937472
1987.000	0.800582*	0.813544	0.841980	0.815019	0.816714	0.783801*#	0.829530	0.831424	0.818554*	0.835353	0.839579	0.811891*	0.850905
1988.000	0.822934	0.830308	0.821812*	0.841299	0.835047	0.810991*#	0.843803	0.839915	0.825184*	0.856961	0.851832	0.83343*	0.882959
1989.000	0.765178*	0.770598	0.772214	0.765070	0.779140	0.764611*#	0.786881	0.783748	0.775899*	0.797406	0.792669	0.78105*	0.822254
1990.000	0.746786	0.746718*	0.746803	0.763257	0.779140	0.744154*#	0.758927	0.755410	0.746338*	0.776123	0.769769	0.757031*	0.805854
1991.000	0.766653*	0.766689	0.786422	0.766106	0.761785	0.764927*	0.760845	0.758929	0.756916*#	0.781203	0.774377	0.771461*	0.808482
1992.000	0.788126*	0.793545	0.821885	0.787529*#	0.788300	0.815964	0.807162*	0.819891	0.835886	0.798594*	0.800328	0.812636	0.811289
1993.000	0.760307*	0.768556	0.793722	0.757042*#	0.760757	0.784354	0.77326*	0.786781	0.805012	0.766584*	0.769721	0.780852	0.775609
1994.000	0.758194*	0.767926	0.786721	0.756214*#	0.756760	0.777881	0.769937*	0.782755	0.798623	0.766364	0.765825*	0.774462	0.769070
1995.000	0.744143*#	0.751521	0.776025	0.744587*	0.745452	0.767010	0.759225*	0.767894	0.788715	0.754308	0.753529*	0.764460	0.761116
1996.000	0.74948*	0.754413	0.775855	0.743633	0.743181*#	0.767084	0.754823*	0.764561	0.787916	0.752423	0.751801*	0.765193	0.762709
1997.000	0.749321*	0.756331	0.770147	0.740834*#	0.742286	0.760667	0.752318*	0.762697	0.779079	0.749438*	0.751028	0.759139	0.756363
1998.000	0.753902*	0.761087	0.774126	0.748683*#	0.750631	0.766973	0.757429*	0.767517	0.781138	0.755491*	0.758306	0.765156	0.760515
1999.000	0.745087*	0.748351	0.768655	0.735355*#	0.738060	0.751658	0.742592*	0.752705	0.764183	0.740663*	0.744950	0.750808	0.749230
2000.000	0.739792*	0.743655	0.754593	0.730784*#	0.733242	0.746246	0.737461*	0.746859	0.757868	0.735928*	0.739607	0.746048	0.743794
2001.000	0.73576*	0.736079	0.745182	0.727823*#	0.729886	0.741799	0.734120	0.741484*	0.752596	0.732115*	0.734972	0.740899	0.739372
2002.000	0.741862	0.738811*	0.747288	0.735763*#	0.738551	0.748619	0.740956*	0.748695	0.759406	0.738294*	0.742071	0.746924	0.747386
2003.000	0.752816*	0.758162	0.766079	0.748334*#	0.749751	0.758746	0.749496*	0.757756	0.764754	0.750275*	0.754657	0.759924	0.762725
2004.000	0.749763*	0.751819	0.758232	0.741593*#	0.742065	0.749586	0.746253*	0.752038	0.756489	0.747307*	0.749097	0.751444	0.761791
2005.000	0.744203*	0.746057	0.751164	0.736109	0.736108*#	0.742219	0.740195*	0.744303	0.747153	0.741005*	0.741867	0.743584	0.757002
2006.000	0.738645*	0.740749	0.748418	0.732215*#	0.733403	0.741852	0.738013*	0.740623	0.746346	0.736748*	0.738578	0.742097	0.751713
2007.000	0.748600	0.747394*	0.750337	0.742294	0.738659*#	0.744141	0.746028*	0.747455	0.747889	0.747061	0.745686	0.745479*	0.765442
2008.000	0.758037*	0.764316	0.787740	0.752823*#	0.754514	0.761725	0.755517*	0.764326	0.770180	0.758633*	0.763188	0.768951	0.768478
2009.000	0.729337*	0.732839	0.751450	0.727565*#	0.730388	0.738957	0.72727*	0.731971	0.736453	0.730358*	0.732921	0.737857	0.739688
2010.000	0.721871*	0.724841	0.742878	0.720822*	0.723502	0.731930	0.719775*#	0.723729	0.728243	0.722399*	0.724065	0.728310	0.732963
2011.000	0.72354*	0.726877	0.744559	0.722054*	0.725114	0.732156	0.720798*#	0.724763	0.728535	0.72271*	0.724669	0.727814	0.733444
2012.000	0.717638*	0.721182	0.737996	0.716045*	0.719363	0.725845	0.714669*#	0.718928	0.722248	0.716314*	0.718449	0.721122	0.727458
2013.000	0.720141*	0.725248	0.738637	0.71674*	0.723786	0.728437	0.717387*#	0.723529	0.724831	0.716878*	0.722854	0.723311	0.728203
2014.000	0.726448*	0.731965	0.750499	0.727219*	0.733123	0.739548	0.726091*#	0.732776	0.733256	0.72786*	0.733451	0.735508	0.734485
IPA	25/29	3/29	1/29	21/29	3/29	6/29	22/29	1/29	6/29	19/29	3/29	7/29	sans objet
IPM	1/29	0/29	0/29	14/29	3/29	5/29	5/29	0/29	1/29	0/29	0/29	0/29	0/29

**POTI : Parité ouverte de taux de chage/ PPA : Parité du pouvoir d'achat,/ MF : modèle financier; PE : modèle avec prix de l'énergie/IPA : Indicateur de Performance par Approche /IPM : Indicateur de Performance de Modèle*

APPENDICE B

RÉSULTATS DE L'ÉTUDE À LA FRÉQUENCE TRIMESTRIELLE

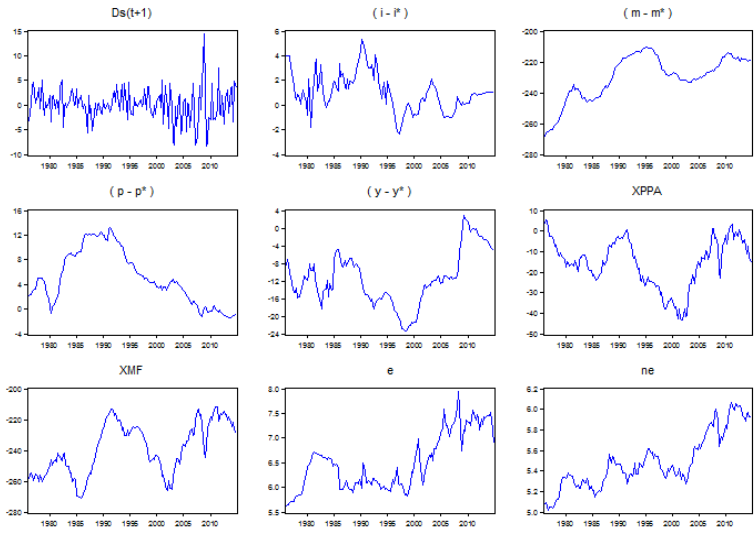


Figure B.1Graphiques des variables de l'étude (fréquence trimestrielle)

Tableau B.1 Statistiques descriptives(fréquence trimestrielle)

Variables	Moy	Ecar-T	skew	Kurt	ρ_1	ρ_4
ΔS_{t+1}	0.16	3.25	0.18	5.19	0.148	0.047
$i - i^*$	1.04	1.53	0.41	3.1	0.869	0.598
$p - p^*$	5.06	4.4	0.3	1.88	0.971	0.870
$m - m^*$	-222.94	14.32	-0.83	3.05	0.986	0.914
$y - y^*$	-11.55	6.15	0.29	2.62	0.973	0.832
$p - p^* - s$	-15.59	11.95	-0.49	2.51	0.957	0.809
$(m - m^*) - (y - y^*) - s$	-239.05	16.7	-0.09	1.78	0.969	0.834
e	6.51	0.57	0.49	2.03	0.953	0.817
ne	5.49	0.27	0.57	2.47	0.966	0.851

Note : le nombre d'observations est : 156.

Tableau B.2 Tableau des Tests ADF et KPSS à niveau (fréquence trimestrielle)

Variables	Lag	Adf-t	V.Addf	résul	Kpss-	V.	résultat
ΔS_{t+1}	0	-10.35	0.00	St[a]	0.18	0.46	St
$i - i^*$	4	-2.79	0.06	N.st[b]	0.51	0.46	N st
$p - p^*$	1	-0.96	0.77	N.st	0.697	0.46	N.st
$m - m^*$	3	-2.497	0.12	N.st	0.84	0.46	N.st
$y - y^*$	4	-1.65	0.45	N.st	0.37	0.34[c]	N.st
$p - p^* - s$	2	-1.93	0.31	N.st	0.21	0.46	st
$(m - m^*) - (y - y^*) - s$	1	-1.95	0.31	N.st	0.56	0.46	N.st
e	2	-1.77	-2.88	N. st	0.98	0.46	N.st
ne	13	-0.58	-2.88	N.st	1.22	0.46	N.st

Note : le niveau de significativité est à 5%.

Tableau B.3 Tests de racine unitaire et stationnarité en différence première (fréquence trimestrielle)

Variables	Lag	Adf-t	V.adf	résul	Kpss-	V crit	résultat
$\Delta(i - i^*)$	4	-5.313	-2.88	stati	0.05	0.46	stati
$\Delta(p - p^*)$	5	-3.764	-2.88	Stati	0.333	0.46	stati
$\Delta(\ m - m^*)$	4	-2.987[a]	-3.439	stat	0.278	0.46	stati
$\Delta(y - y^*)$	2	-5.01	-2.88	stati	0.142	0.46	Stati
$\Delta(p - p^* - s)$	13	-2.71[b]	-1.94	stati	0.12	0.46	Stati
$\Delta[(m - m^*) - (y - y^*) - s]$	10	-3.127	-2.88	stati	0.06	0.46	stati
Δe	0	-11.74	-2.88	stati	0.09	0.46	stati
Δne	3	-5.20	-2.88	stati	0.04	0.46	stati

Note : les variables sont stationnaires à 5%.

Tableau B.4 Estimations MCO des modèles (fréquence trimestrielle)

Modèles / Coef[10].	POTI	PPA	MF	PE
ω	0.87* (0.281)	0.94* (0.303)	0.88* (0.292)	0.93* (0.281)
β	-0.142 (0.365)	0.11 (0.158)	0.03 (0.073)	$\beta_1 = -2.52$ (4.675) $\beta_2 = -3.07$ (9.091)
R^2	0.0058	0.0128	0.0028	0.0083

Légende : significativité à 1% (*); 5% (**); et 10% (**).*

Note : période d'estimation : mars 1976- décembre 1985. Nombre d'observations : 40

[10] Les chiffres entre parenthèses sont les écarts-types estimés. Un, deux et trois astérisques correspondent respectivement à des seuils de significativité de 1%, 5%, 10%.

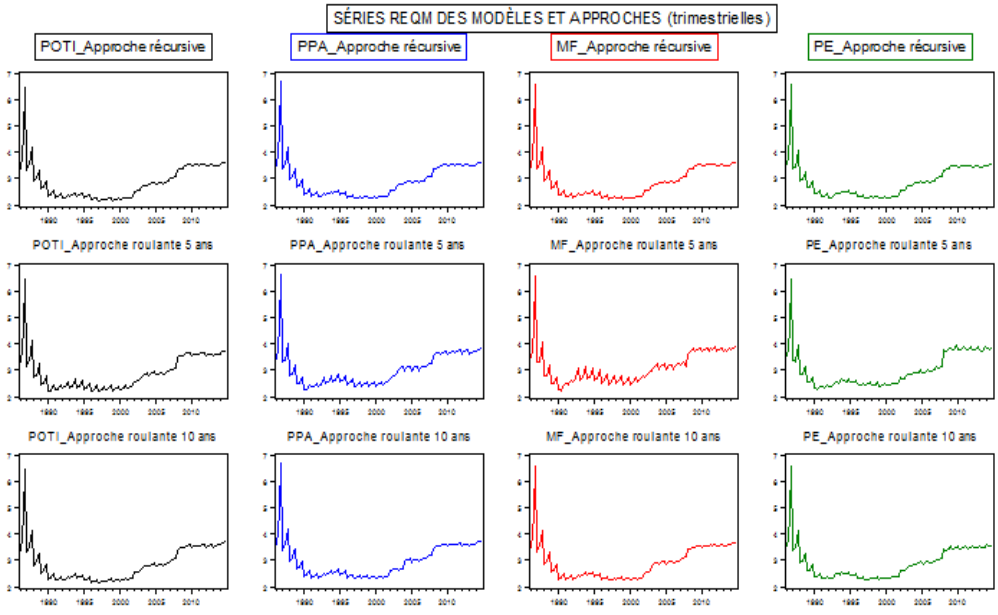


Figure B.2 Séries REQM des modèles et approches(trimestrielles)

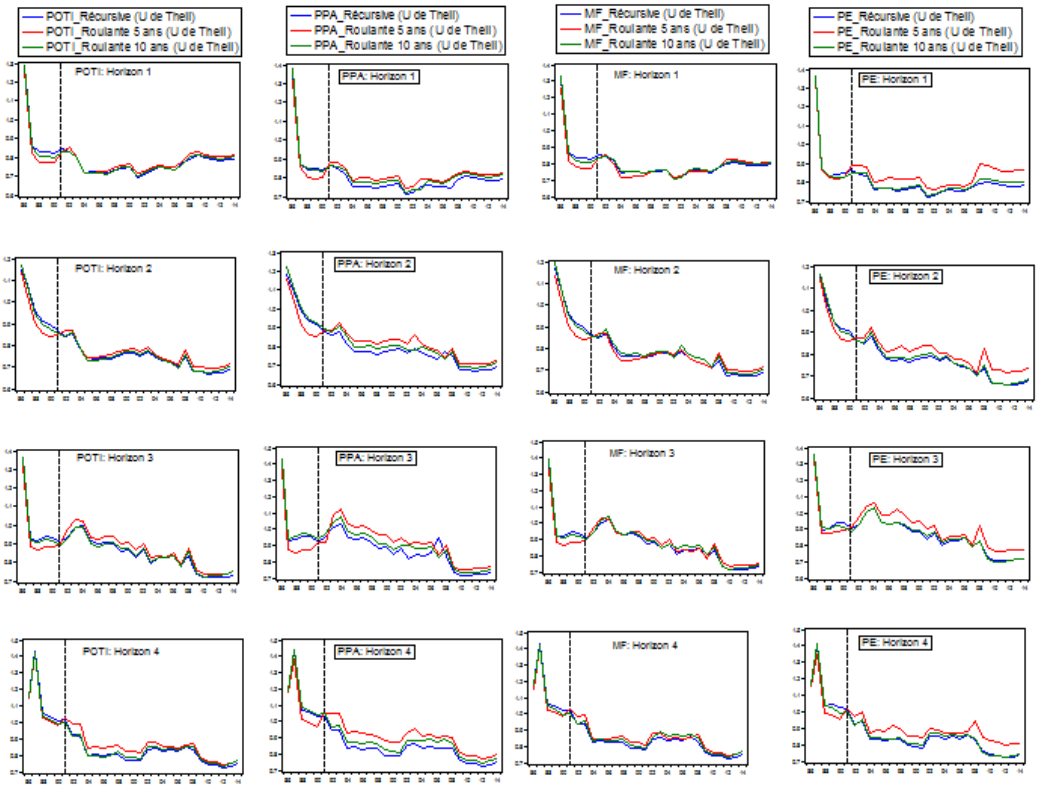


Figure B.3 Séries U de Theil des modèles POTI, PPA, MF, PE modifiés par approche (1986-2014,trimestrielles)

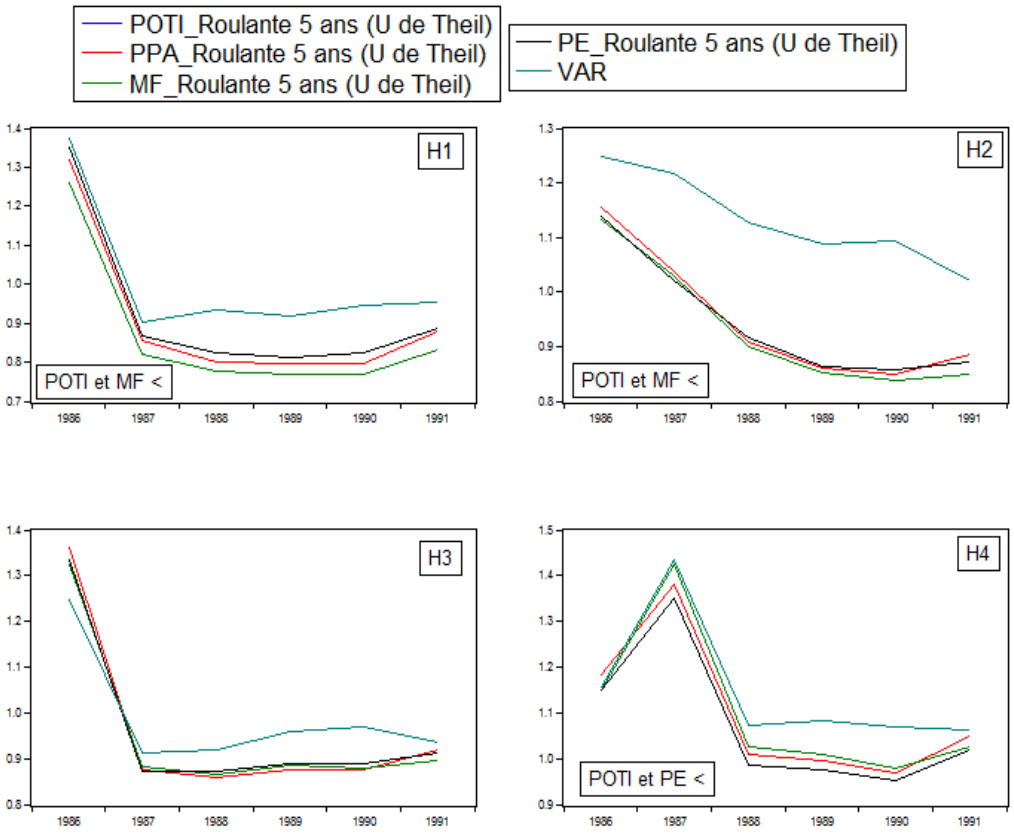


Figure B.4 Séries U de Theil de l'approche 5 ans par modèle (1986-1991, trimestrielles)

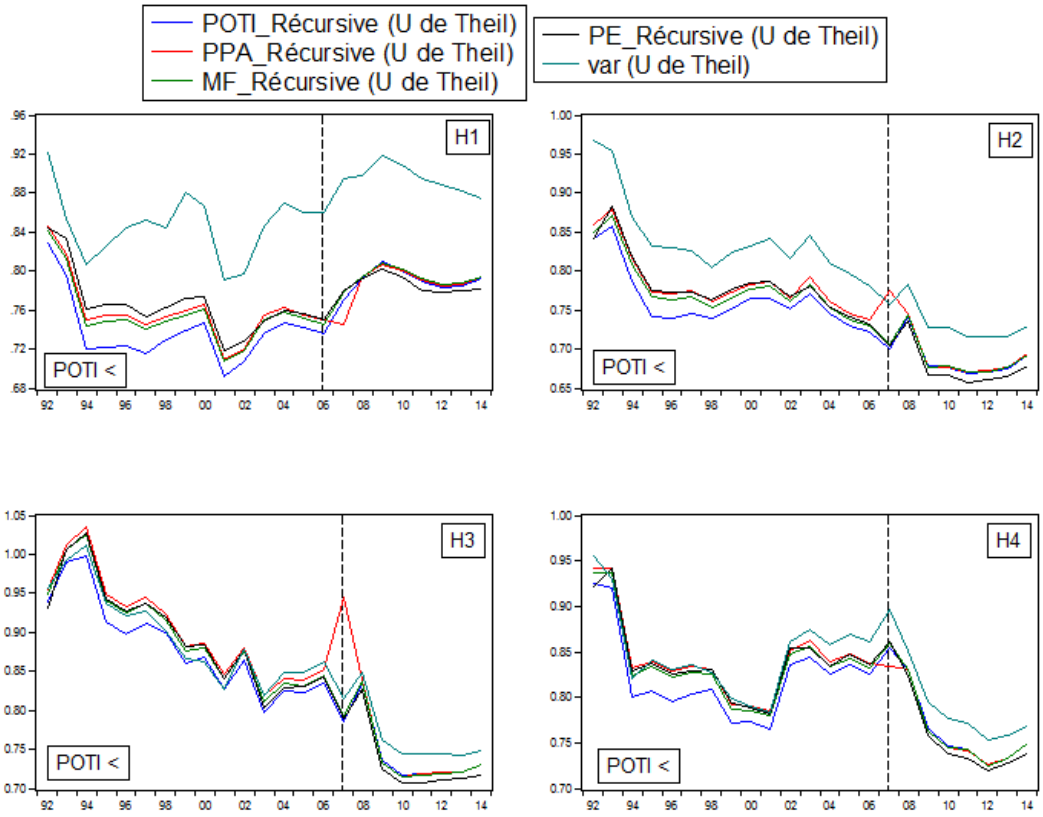


Figure B.5 Séries U de Theil de l'approche récursive par modèle (1992-2014, trimestrielles)

Tableau B.5 Indicateurs IPA et IPM(fréquence trimestrielle)

	Modèle PE				Modèle MF				Modèle POTI				Modèle PPA				VAR	
	UTHEIL_REC	UTHEIL_RO10	UTHEIL_RO5		UTHEIL_REC	UTHEIL_RO10	UTHEIL_RO5		UTHEIL_REC	UTHEIL_POTI...	UTHEIL_RO5		UTHEIL_REC	UTHEIL_RO10	UTHEIL_RO5			
1986.000	1.254685	1.262944	1.244244*		1.257576	1.273135	1.245236*		1.234014	1.242356	1.216913*#		1.275731	1.304946	1.254702*		1.256682	
1987.000	1.050760	1.064155	1.028147*#		1.075554	1.070466	1.03662*		1.073730	1.064700	1.038181*		1.082303	1.089661	1.038078*		1.116046	
1988.000	0.930057	0.929380	0.89945*		0.942580	0.930937	0.892375*		0.939206	0.923408	0.891245*#		0.956599	0.971505	0.89475*		1.012574	
1989.000	0.932921	0.918309	0.88658*		0.935286	0.916502	0.878901*#		0.929588	0.908958	0.879675*		0.949324	0.956996	0.881371*		1.012288	
1990.000	0.931031	0.906247	0.880214*		0.922387	0.900777	0.866528*#		0.916579	0.892923	0.868914*		0.937140	0.940137	0.872488*		1.019203	
1991.000	0.913580	0.888926*	0.922802		0.912275	0.889817*	0.974214		0.909885	0.8951*#	0.900870		0.923568	0.934213	0.932344*		0.993345	
1992.000	0.884549*	0.885480	0.926867		0.894036*	0.894774	1.067064		0.883826	0.877132*#	0.920533		0.900695*	0.919662	0.958650		0.950556	
1993.000	0.916834*	0.926226	0.961207		0.906878*	0.920544	1.062016		0.898036*#	0.894203	0.923197		0.912639*	0.941472	0.976659		0.932232	
1994.000	0.859408*	0.868488	0.896222		0.850564*	0.862618	0.980524		0.882696	0.821994*#	0.839820		0.858086*	0.892783	0.926315		0.877348	
1995.000	0.833288*	0.834779	0.872387		0.822506*	0.828829	0.949825		0.795535	0.785319*#	0.810496		0.829112*	0.865834	0.898829		0.858380	
1996.000	0.822608*	0.826633	0.876993		0.815185*	0.823065	0.943609		0.788742	0.77778*#	0.810258		0.821738*	0.849196	0.892077		0.856398	
1997.000	0.822764*	0.829508	0.899260		0.817758*	0.827196	0.940952		0.793574	0.788241*#	0.817370		0.824263*	0.863127	0.889048		0.860032	
1998.000	0.818839*	0.828993	0.878302		0.81048*	0.822740	0.931754		0.794251*#	0.803586	0.828410		0.816887*	0.845702	0.877994		0.844453	
1999.000	0.806548*	0.814711	0.856295		0.795531*	0.808273	0.911049		0.784482*#	0.791103	0.813076		0.801043*	0.829697	0.867268		0.842435	
2000.000	0.807567*	0.818940	0.864068		0.80083*	0.809808	0.911761		0.787695*#	0.796480	0.817941		0.806327*	0.830216	0.869804		0.837759	
2001.000	0.782032*	0.795738	0.839446		0.777003*	0.778914	0.892650		0.762196*#	0.769790	0.793541		0.781623*	0.800953	0.843529		0.810772	
2002.000	0.80722*	0.815371	0.846811		0.800647*	0.799443	0.893960		0.789973*#	0.799588	0.817625		0.804236*	0.824629	0.857231		0.837844	
2003.000	0.796584*	0.807540	0.824518		0.799815*	0.828750	0.903131		0.786596*#	0.793824	0.813280		0.807237*	0.824629	0.880880		0.846255	
2004.000	0.794415*	0.802696	0.820437		0.79496*	0.818875	0.879145		0.785334*#	0.789203	0.798973		0.800858*	0.838802	0.859892		0.846727	
2005.000	0.79365*	0.804336	0.820437		0.790753*	0.809387	0.867729		0.782428*#	0.782868	0.791616		0.79674*	0.831008	0.849801		0.844104	
2006.000	0.78987*	0.799205	0.817957		0.788142*	0.808579	0.863388		0.778036*#	0.781414	0.793295		0.793787*	0.826765	0.849242		0.841309	
2007.000	0.783638	0.783537*	0.798929		0.783927*	0.792711	0.808718		0.777542	0.772425*#	0.781101		0.786604*	0.809141	0.821765		0.840665	
2008.000	0.795213*#	0.806712	0.805780		0.800846*	0.819526	0.880759		0.799759*	0.819314	0.837553		0.802644*	0.832813	0.855262		0.844937	
2009.000	0.737842	0.737303*#	0.812438		0.745068*	0.750492	0.801635		0.747287*	0.753530	0.768401		0.744479*	0.760410	0.776920		0.800287	
2010.000	0.725875*#	0.726469	0.797128		0.734784*	0.739947	0.790756		0.73509*	0.739137	0.752382		0.734192*	0.748961	0.767026		0.789359	
2011.000	0.719202*#	0.721382	0.787066		0.73086*	0.738430	0.787239		0.730023*	0.736868	0.750204		0.73057*	0.747069	0.765875		0.781665	
2012.000	0.717124*#	0.723095	0.786359		0.725026*	0.734949	0.781534		0.723964*	0.733351	0.744201		0.725877*	0.744555	0.762504		0.775111	
2013.000	0.721185*#	0.730997	0.791616		0.729216*	0.742510	0.785966		0.728149*	0.742510	0.748622		0.72938*	0.750310	0.765808		0.774539	
2014.000	0.728724*#	0.736448	0.795371		0.74193*	0.756368	0.789425		0.741588*	0.758358	0.761968		0.74231*	0.764016	0.780945		0.779928	
IPA	21/29	3/29	5/29		23/29	1/29	2/29		17/29	7/29	5/29		23/29	0/29	6/29		sans objet	
IPM	6/29	1/29	1/29		0/29	0/29	0/29		10/29	7/29	2/29		0/29	0/29	0/29		0/29	

**POTI : Parité ouverte de taux de chage/ PPA : Parité du pouvoir d'achat,/ MF : modèle financier; PE : modèle avec prix de l'énergie/IPA : Indicateur de Performance par Approche /IPM : Indicateur de Performance de Modèle*

BIBLIOGRAPHIE

Abba, P.L. (1946). *The economics of control: principles of welfare economics*. New-York: The Macmillan company.

Abhyankar, A., L. Sarno and G. Valente (2005). Exchange Rates and Fundamentals: Evidence on the Economic Value of Predictability. *Journal of International Economics 66(2)325-348.*

Amano, R.A. and S. van Norden (1993). A Forecasting Equation for the Canada-US Dollar Exchange Rate, in The Exchange Rate and the Economy. *Proceedings of a conference* held at the Bank of Canada.

Amano, R.A. and S. van Norden (1998b). Exchange Rates and Oil Prices. *Review of International Economics* 6(4), 683-94.

Bailliu, J. and M.R. King (2005). What Drives Movements in Exchange Rates?. *Bank of Canada Review*, Autumn.

Berkowitz, J. and L. Giorgianni (2001). Long-Horizon Exchange Rate Predictability?. *Review of Economics and Statistics* 83(1), 81-91.

Bilson, F. O. (1978). The monetary approach to exchange rate: some empirical evidence. *International Monetary Fund Staff Paper*. Palgrave Macmillan, vol. 25(1), 48-75, March.

Branson W. (1975). Stocks and flows in international monetary analysis, dans Ando et al. (dir). *International Aspects of Stabilization Policies,* Federal Bank of Boston.

Cassel, G. (1922). *Money and foreign exchange after 1914.* New York: Constable and Co.

Cheung, Y.W, M.D. Chinn and A.G. Pascual (2005). Empirical Exchange Rate Modelsof the Nineties: Are Any Fit to Survive?. *Journal of International Money and Finance* 24,1150-1175.

Chinn, M. (2011). Macro Approaches to Foreign Exchange Determination. *La Follette School Working Paper* 2011-013.

Chinn, M.D. and G. Meredith (2004). Monetary Policy and Long-Horizon Uncovered Interest Parity. *IMF Sta¤ Papers* 51(3).

Cuthbertson, K. et Nitzsche, D. (2008). *Quantitative financial economics. Stocks, bonds and foreign exchange* (2e éd.). England : John Wiley & Sons, Ltd.

Diebold, F.X. and R.S. Mariano (1995). Comparing Predictive Accuracy. *Journal of Business and Economic Statistics* 13, 253-263.

Diez, A. (2009). Can affine term structure models helps us predict exchange rates ?. *Journal of Money, Credit and Banking*

Dornbusch R. (1976). Expectations and exchange rate dynamics. *Journal of Political Economy* 84.

Edge, R.M., M.T. Kiley and J.P. Laforte (2010). A Comparison of Forecast Performance between Federal Reserve Sta¤Forecasts, Simple Reduced Form Models and a DSGE Model. *Journal of Applied Econometrics* 25(4), 720.754.

Ehrmann, M. and M. Fratzscher (2005). Exchange Rates and Fundamentals: New Evidence from Real-time Data. *Journal of International Money and Finance* 24, 317-341.

Elliott, G. and A. Timmermann (2008). Economic Forecasting. *Journal of EconomicLiterature* 46(1): 3.56.

Engel, C. and K.D. West (2004). Accounting for Exchange-Rate Variability in Present-Value Models When the Discount Factor is Near 1. *American Economic Review* 94(2), 119-125.

Engel, C. and K.D.West (2005). Exchange Rate and Fundamentals. *Journal of Political Economy* 113, 485-517.

Evans, M.D.D. et Lyons, R. K.(Janvier 2005). Meese-Rogoff redux : micro-based exchange rate forcasting. *National Bureau of Economic Research.* http:/www.nber.org/papers/w11042.

Ferraro, D., K.S. Rogo¤and B. Rossi (2011). Can Oil Prices Forecast Exchange Rates?. *ERID Working Paper* No. 95, Duke University

Fleming, J. M. (1962). Domestic financial policies under fixed and floating exchange rates. *International Monetary Fund Staff Papers* 9, 369-379.

Fratzscher, M. (2009). What Explains Global Exchange Rate Movements During the Financial Crisis. *Journal of International Money and Finance* 28, 1390-1407.

Frenkel, J. A. (1976). A Monetary Approach to the Exchange Rate: Doctrinal Aspects and Empirical Evidence. *Scandinavian Journal of Economics* 78, 200-224.

Fonds monétaire international. [s.d]. *IMF elibrary Data.* Récupéré de http://elibraryata.imf.org.proxy.bibliotheques.uqam.ca:2048/DataExplorer.aspx

Granger and A. Timmermann (eds.). Handbook of Economic Forecasting Vol. 1. Elsevier-North Holland, 100-134.

Groen, J.J. (1999). Long Horizon Predictability of Exchange Rates: is it for Real?, *Empirical Economics* 24, 451.469.

Hooper, P. and Morton, J. (1982). Fluctuations in the dollar: A model of nominal and real exchange rate determination. *Journal of international Money and Finance* 1(1), 39-56.

James, J., Marsh, I. W. et Sarno, L. (2012). *Handbook of exchange rates*. Hoboken, New Jersey: John Wiley & Sons, Inc.

Kilian, L. (1999). Exchange Rates and Monetary Fundamentals: What Do We Learn From Long-Horizon Regressions?. *Journal of Applied Econometrics* 14(5).

Kilian, L. and M.P. Taylor (2003). Why Is It so Difficult to Beat the Random Walk Forecast of Exchange Rates?. *Journal of International Economics* 60(1), 85-107.

Kilian, L. (1999). Exchange Rates and Monetary Fundamentals: What Do We Learn From Long-Horizon Regressions?. *Journal of Applied Econometrics* 14(5).

Kouri P. (1976). Balance of payments and the foreign exchange market: a dynamic equilibrium model. *Cowles Foundation Discussion Paper* 510.

Marshall, A. (1879). *The economics of industry.* London: Acmillan and Co.

Messe, R. A. et Rogoff, K. (1983). Empirical exchange rate models of the seventies. Do they fit out of sample?. *Journal of International Economics* 14, 3-24.

McKinnon R. (1969). Portfolio balance and international payments adjustments, in Mudell R. et Swoboda A. (dir), Monetary Problems of the International Economy, *University of Chicago Press,* Chicago.

Mundell, R. A. (1960). The monetary dynamics of international adjustement under fixed and flexible exchange rates. *Quarterly Journal of Economics* 74.

Ricardo, D. (1817). On the principles of political economy and taxation. London.

Rossi, B. (2013). Exchange Rate Predictability. *Journal of Economics Literature* 51(4).

Schinasi, G.J. and P.A.V.B. Swamy (1987). The Out-of-Sample Forecasting Performance of Exchange RateModels when Coefficients are Allowed to Change. *Journal of International Money and Finance* 8(3), 375-390.

Statistique Canada. [s.d]. *CANSIM-176-0064- taux de change étranger en dollars canadiens.* Récupéré de http://www5.statcan.gc.ca/cansim