

UNIVERSITÉ DE MONTRÉAL

FACULTÉ DES ARTS ET SCIENCES

DÉPARTEMENT DE SCIENCES ÉCONOMIQUES

RAPPORT DE RECHERCHE DU DIPLOME DE MAÎTRISE

"EFFICIENCE DES MARCHÉS DES CHANGES, PRIME DE RISQUE ET

MODELES DE DÉTERMINATION DES TAUX DE CHANGE.

UNE ÉTUDE EMPIRIQUE POUR LE \$ CANADIEN."

Présenté par:

André Chelhot

Directeur de Recherche:

M. Rodrigue Tremblay.

Année Académique 1992-1993

PLAN DU RAPPORT

1 Introduction

1.1 Tendances régulières

1.2 Modèles de prévision

2 Efficience des marchés des changes

2.1 Marche aléatoire ou forme forte d'efficience

2.2 Forme semi forte d'efficience et parité non

couverte des taux d'intérêts.

2.3 Prime de risque, taux à terme et prévision

2.3.1 Nature de la prime de risque

2.3.2 Mesure de la prime de liquidité par le

marché à terme

2.3.3 Vérification empirique

2.4 Volatilité de l'escompte à terme et du

différentiel des taux de change

3 L'approche monétaire

3.1 Historique

3.2 L'hypothèse monétariste

3.3 L'hypothèse keynésienne

3.4 Représentation graphique

3.5 Tests de Racine unitaire et de cointégration

3.6 Vérification empirique

4 Conclusion

5 Remerciements

Liste des tableaux et figures

- Tableau 1 : Test de la marche aléatoire, page 7.
- Tableau 2 : Test de la Parité non couverte des taux d'intérêts, page 10.
- Tableau 3 : Taux à terme meilleur prédicteur non biaisé du taux de change spot futur, page 19.
- Tableau 4 : Impact des informations passées sur le taux de change à terme sur la forme forte d'efficacité des marchés, page 20
- Tableau 5 : Historique de l'approche monétaire, page 27.
- Tableau 6 : Validité de l'approche monétaire, page 36.
- Tableau 7 : Test de Racine unitaire, page 38.
- Tableau 8 : Test de cointégration, page 39.
- Figure 1 : Différentiel du taux de change nominal vs l'escompte à terme, page 22.
- Figure 2 : Evolution du taux de change vs le différentiel des taux d'intérêts nominaux, page 33
- Figure 3 : Evolution du taux de change vs le différentiel des taux d'intérêts réels, page 34
- Figure 4 : Evolution du taux de change vs le différentiel des masses monétaires, page 34.
- Figure 5 : Evolution du taux de change vs le différentiel des revenus nationaux, page 35.

Liste des figures en annexe

- Figure 1 : Evolution du taux de change nominal, observations journalières, 1986-1992.
- Figure 2 : Evolution du taux de change nominal, observations mensuelles, 1976-1992.
- Figure 3 : Evolution du taux de change nominal vs le taux de change réel, observations trimestrielles, 1976-1992.

Liste des tableaux en annexe

- Tableau 1 : Calcul de la moyenne et de la variance du différentiel des taux de change suivant le décalage temporel
- Tableau 2 : Test de racine unitaire
- Tableau 3 : Test de cointégration
- Tableau 4 : Test de causalité
- Tableau 5 : Résultats des estimations

Sommaire

Ce travail essaie de tester l'efficacité des marchés des changes sous toutes ses formes, la forme faible (la marche aléatoire), la forme semi forte (la parité non couverte des taux d'intérêts) et la forme forte (le taux de change à terme meilleur prédicteur non biaisé du futur taux de change spot). Nous montrons donc que l'efficacité des marchés des changes pour le \$ Canadien est rejetée sous toutes ses formes et que l'équivalence entre la parité couverte et la parité non couverte des taux d'intérêts ne tient pas.

Le présent rapport montre aussi une analyse tant théorique qu'empirique que la prime de risque qui existe sur le marché à terme des taux de change est essentiellement une prime de liquidité qui augmente quand on prend des taux à terme avec un décalage plus grand dans le temps.

Dans la quatrième section du rapport, on teste la validité de l'approche monétaire de détermination des taux de change (appliquée au \$ Canadien) telle que formulée par Frenkel ou Dornbush; on trouve que cette approche est plus valide empiriquement quand on prend l'hypothèse des prix givants ou la parité des pouvoirs d'achat n'est pas respectée à court et à moyen terme.

1 Introduction

Dans son article "Efficient Capital Markets", Eugène Fama (1970) présuuma que les prix des titres financiers suivaient une certaine marche aléatoire. À ce moment le marché est dit efficient et le rendement anticipé sur ces actifs est toujours nul.¹

Le marché des changes est-il efficient? Si non quel modèle pourrait le mieux décrire le comportement des taux de change?

Le présent travail essaie de répondre à cette question. Il portera sur le \$ Canadien, utilisant des séries d'observations mensuelles et journalières du taux de change spot et d'autres séries des différents taux à terme.²

En ce qui concerne l'étude des différents modèles d'équilibre partiel de comportement des taux de change (l'approche monétaire), les observations seront trimestrielles puisqu'il s'avère impossible de trouver des données mensuelles sur les agrégats nationaux.³

¹ Nous pouvons aussi dire que les rendements de ces actifs suivent un modèle de Martingale.

² Nous avons pris 4 taux à terme, soient le taux de 30 jours, 60 jours, 90 jours et 180 jours. Toutes les observations sur les taux de change ont été extraites de la banque de données CanSim de Statistiques Canada.

³ En effet les seules observations trouvées sur des variables macroéconomiques des pays et provenant d'une même source, comme le niveau des masses monétaires, le revenu national, la balance des paiements, etc... ont été tirées de "Statistiques Financières Internationales" publiées par le FMI. Les observations récoltées couvrent une période de 15 ans allant de janvier 1976 jusqu'à juin 1992.

1.1 Tendances régulières

Avant qu'on commence toute étude empirique ou théorique, on aimerait présenter un bref aperçu sur l'évolution du \$ canadien face au \$ US. Si on regarde les figures 1 et 2 (en annexe) on remarque la présence de tendances assez régulières même dans la période où on a commencé à observer des taux de change flottants sur les marchés. Le \$ canadien s'est déprécié continuellement à partir d'un sommet égal à 0.96 en avril 1974 pour atteindre un creux de 1.42 en février 1986 et il s'est apprécié depuis, jusqu'en novembre 1991 où il a atteint un sommet de 1.12. Le \$ canadien n'est pas le seul à présenter ces tendances dans son évolution, les autres devises principales se sont comportées d'une façon similaire.

⁴ Bien avant la décision du gouvernement des États Unis en 1973 de lâcher le système de Bretton Woods, on avait commencé à assister à un système de taux de change flottants depuis le 15 août 1971 date de laquelle le trésor américain n'assurait plus la conversion entre l'or et le \$ US. De plus, le \$ canadien fut corrigé de sa parité fixée à 92.5 ¢ US depuis 1962, en juin 1970.

⁵ Voir Baillie et McMahon 1989 pp 29-38

Que la monnaie canadienne s'apprécie ou se déprécie, le problème ne se pose pas ici mais plutôt dans le fait qu'on assiste à des tendances régulières dans son évolution. Le taux de change canadien présente une variabilité beaucoup moins grande que celle observée dans d'autres actifs financiers.

Ces tendances assez régulières et ce degré faible de variabilité stipule-t-il la présence d'un modèle de prévision sous-jacent? Pour répondre à la question plusieurs modèles ont été présentés afin de pouvoir décrire ou plutôt prévoir l'évolution des taux de change, on peut citer entre autres:

La parité des pouvoirs d'achats, l'équivalence entre les parités couvertes et non couvertes des taux d'intérêts, le taux à terme étant le meilleur prédicteur non biaisé du taux spot futur. Dans ce travail on démontrera que l'hypothèse de l'efficacité des marchés des changes sous toutes ses formes est rejetée.

Il n'est pas surprenant de voir que cette hypothèse soit rejetée puisque les modèles cités ci-dessus n'incluent pas des variables macro-économiques qui ont certainement une influence sur l'évolution de la valeur de la monnaie d'un pays, telles le revenu national, le niveau des masses monétaires telles que décidées par

Ce résultat a été confirmé par Bergstrand (1983) pendant la période 1973-1983 dont l'étude a porté sur les taux de court et de long terme.

les banques centrales, etc

Un des modèles incluant toutes ces variables est l'approche monétaire que ce soit en prix flexibles ou en prix fixes. On arrivera à la conclusion que l'approche monétaire avec des prix fixes explique le mieux l'évolution des taux de change mais ne présente pas cependant une stabilité à long terme.

On a utilisé deux formes de régression, soient les moindres carrés ordinaires où on considère que l'erreur aléatoire est un bruit blanc et les moindres carrés généralisés où l'erreur aléatoire suit un processus d'autocorrélation d'ordre 1. P. Lauzon (1983) trouve que la marche aléatoire ou forme faible d'efficacité n'est pas rejetée en utilisant des observations mensuelles mais ne corrigeant pas pour l'autocorrélation des erreurs. Par contre, une fois l'hypothèse de l'autocorrélation des erreurs d'ordre 1 est prise en considération, l'efficacité du marché des changes est rejetée sous toutes ses formes.

Il faut donc estimer la régression suivante:

$$E^t S_{t+1} = S_t$$

2.1.1

aurons alors la relation suivante:

Si les taux de change suivent une marche aléatoire nous

2.1 Marche aléatoire ou forme faible d'efficacité

terme.

Dans les années 80 plusieurs économistes ont étudié l'hypothèse de l'efficacité des marchés des changes notamment: Fama, Frenkel, Hodrick, Baillie et Engel. Ils ont testé différentes formes d'efficacité, ils ont aussi testé la présence de profits potentiels résultant de la spéculation sur les marchés spot et à

2 Efficacité des marchés de change

8 C'est une période où on assiste à une appréciation continue du \$ Canadien (voir figure 1 en annexe).

On voit bien que alpha est significativement différent de 0, beta coefficients

sur les différentes hypothèses portées ci dessus sur les Les chiffres entre parenthèses sont les valeurs du test de Student

** Test de Student Significatifs à 1 %

	alpha	beta	D.H	rho	R ²
MCO	0.1617**	0.8702**	0.0997	n/a	0.8537
MCG	0.00183	0.9989	n/a	0.0024**	0.9984
	(13.9)	(13.8)		(415)	
	(1.45)	(1.59)			

Tableau 1: Test de la marche aléatoire

Pour que les taux de change suivent une marche aléatoire il faut tester la signification des coefficients alpha et beta et aussi tester la présence d'une autocorrélation des erreurs. La période étudiée s'étend de 1986 jusqu'à 1991 couvrant ainsi 1477 observations journalières.

est un terme aléatoire.

où S_t est le taux de change courant, e_{t+1} est un bruit blanc et U_{t+1}

$$S_{t+1} = \alpha + \beta S_t + U_{t+1}$$

$$U_{t+1} = \rho U_t + e_{t+1}$$

Même si le coefficient beta en utilisant les MCG n'est pas significativement différent de 1, le fait que rho est significativement différent de 1 viole l'hypothèse de la marche aléatoire.

D'où la parité non couverte des taux d'intérêts. Or une marche où i^* est le taux d'intérêt à l'étranger.

$$2.2.2 \quad (E^t S^{t+1} - S^t) / S^t = (i^t - i^{*t}) / (1 + i^{*t})$$

ainsi on aura:

$$2.2.1 \quad E^t(1 + i^t) = E^t[(1 + i^{*t}) * (S^{t+1} / S^t)]$$

monnaie locale, donc:

Or tout investisseur rationnel ne considérerait pas seulement l'intérêt gagné sur son placement en devise étrangère mais aussi le coût d'opportunité de son capital s'il était investi dans la monnaie locale, donc:

Il est évident que l'hypothèse de marche aléatoire soit rejetée quelque soit le test utilisé.

d'intérêts

2.2 Forme semi forte d'efficience et parité non couverte des taux

confirme la présence de l'autocorrélation dans les erreurs. présente un R^2 plus bas et un test de Durbin-h significatif ce qui de l'autocorrélation des erreurs. La régression avec les MCO est significativement différent de 1 ainsi que rho le coefficient

aléatoire pour les taux de change nous amène à un modèle de

martingale dans le quel il faut avoir un rendement anticipé nul.

Comme les taux d'intérêts sont souvent différents d'un pays à

l'autre on aura donc:

$$E^t S_{t+1} \neq S_t$$

La parité non couverte des taux d'intérêts est un modèle très simple puisque seulement trois variables le déterminent soient: S_t ,

i_t et i_t^* .

Si on teste ce modèle on serait entrain de voir d'une façon implicite, si le marché présente toutes les informations disponibles et possibles afin de produire un tel rendement (Levich

1980).

Au fait si le taux de change se comporte conformément à la parité non couverte des taux d'intérêts on peut alors attribuer une nouvelle forme d'efficience au marché qu'on appellera la forme semi forte, puisqu'il sera impossible ou presque impossible d'atteindre un rendement extra à part la différence qui existe entre les taux d'intérêts des deux pays. Dans ce cas on écarte toute possibilité de risque de change¹⁰.

Pour tester la parité non couverte des taux d'intérêts nous avons pris les rendements sur les bons de trésor 91 jours des EU et du Canada; la formulation économétrique s'écrit alors:

¹⁰Si c'est le cas alors il y a absence de mobilité de capitaux entre le Canada et les Etats Unis.

	alpha	bêta	rho	R ²
1951-1969	0.00004 (0.19)	0.167** (492)	0.7144** (6.12)	0.5159
1970-1992	0.00058 (0.54)	0.052** (7.54)	0.6426** (7.51)	0.4133
1951-1992	0.00025 (0.13)	0.0733** (10.1)	0.6619** (9.90)	0.4375

** Test de Student significatifs à 1 %

Tableau 2 : Test de la parité non couverte des taux d'intérêts.

Afin de vérifier que la parité non couverte des taux d'intérêts est respectée, il faut que alpha soit égale à 0, bêta à 1 et rho à 1. On a pris la période 1951-1992, on pourra la diviser en deux sous périodes soient 1951-1969 (période de taux de change fixes) et 1970-1992 (période de taux de change flottants), ce qui nous permettra de voir si les coefficients de la régression sont égaux entre les deux systèmes de taux de change.

La variable e_t est un bruit blanc, et rho est le coefficient d'autocorrélation des erreurs d'ordre 1.

$$v_t = \rho v_{t-1} + e_t$$

$$(S^{-1} - S^{-2}) / (S^{-1} - I^2) + \beta (I^2 - I^2) / (1 + I^2) + v_t$$

Les chiffres entre parenthèses indiquent la valeur du test de

Student suivant les hypothèses portées sur les différents

coefficients de la régression.

On remarque ainsi que le coefficient alpha est significativement
égal à 0, tandis que beta et rho sont significativement différents

de 1.

Un test de Chow sur l'égalité des coefficients nous indique que les
coefficients de la régression sont différents d'une période à
l'autre à un seuil de signification de 32.52%.

2.3 Prime de risque, taux à terme et prévision

Dans la littérature du taux de change, on entend par prime de
risque la différence qui existe entre le taux spot futur et le taux
à terme présent.

Avant d'étudier la nature de la prime de risque sur ce marché il
serait utile de définir le concept de l'aversion de risque chez les
agents économiques :

1) Dans le cas d'un seul bien de consommation un agent ayant des
préférences de type Von Neuman-Mongestern est considéré averse au
risque s'il possède une fonction d'utilité concave et neutre au
risque s'il possède une fonction d'utilité linéaire.

ii) Dans le cas de plusieurs biens, Stiglitz (1969) montre que si
un individu est doté d'une fonction homogène et linéaire alors il
est neutre au risque. Donc un individu averse au risque aurait une

"Engels, Charles, "Testing for the absence of expected real profits from forward market speculation", Journal of International Economics vol 17, 1984, pp 299-308.

On peut réécrire la même équation d'une autre façon:
consommateur.

de la monnaie nationale et U est la fonction d'utilité du
où C représente la consommation réelle, $1/P$ est le pouvoir d'achat

$$F^t = E^t[U'(C^{t+1}) * (S^t/S^t)] / E^t[U'(C^t)] * 1/P^{t+1} \quad 2.3.1$$

représentatif est":

Dans le modèle de Lucas (1982) la condition de premier ordre de la
maximisation de cette forme d'utilité d'un consommateur

plus intéressés par des profits réels que par des profits nominaux.
d'équilibre général (Lucas 1982) dans lequel les investisseurs sont
l'existence des marchés à terme nous conduit à un modèle
concave d'un agent ayant des anticipations rationnelles et
l'hypothèse de la maximisation de l'utilité non homothétique mais

quelque soit le niveau de son revenu.

fonction d'utilité qui est une transformation concave d'une
fonction linéaire. Son utilité devient alors homothétique c'est à
dire qu'il affecte des parts égales à chaque bien de consommation

$$F_t^c = E_t^c S_{t+1}^c + [\text{COV}(S_{t+1}^c, U^c(C_{t+1}^c))] / E_t^c [U^c(C_{t+1}^c)] / P_{t+1}^c$$

2.3.2

Si les investisseurs sont neutres au risque alors U' est une constante et ainsi $F_t = E_t S_{t+1}$ et la prime de risque sera nulle.

Si par contre les investisseurs sont averses au risque alors U' n'est plus une constante, la valeur du taux à terme dépend du signe de la covariance: si la covariance est négative, cela veut dire que la monnaie locale est portée à se déprécier quand le pouvoir d'achat diminue et s'apprecier quand le pouvoir d'achat augmente!¹² si par contre cette covariance est positive c'est l'inverse qui se produit. De plus, il ne serait pas correct de conclure que la valeur de cette covariance est une constante puisqu'elle contient des anticipations qui sont conditionnelles à l'ensemble des informations disponibles au temps t sur des variables au temps $t+1$.

D'un autre côté, pour qu'il n'existe aucune opportunité de profits en termes réels sur le marché à terme il faut que cette covariance soit nulle.

Charles Engel (1992 b) dans un récent article rejette l'hypothèse de la non homothéticité des utilités puisqu'on est en présence de

¹² En ce qui concerne la monnaie canadienne cette conclusion tient puisqu'on a toujours assisté à une appréciation du \$ canadien suite à une hausse dans le pouvoir d'achat anticipé.

Dans le modèle de Lucas discuté ci dessus les agents économiques peuvent équilibrer leur budget en même temps qu'ils peuvent observer le volume de production dans l'économie. Donc aucun agent n'aura en sa possession (tant que le taux d'intérêt nominal reste différent de 0) un excès ou un déficit de stock de monnaie. Ainsi tous les biens de consommation et les actifs

2.3.1 Nature de la prime de risque

1) Les agents sont neutres au risque, et il n'existe aucune autocorrélation entre les chocs réels et les chocs monétaires. Donc la prime de risque est nulle dans deux cas :

Mu étant l'aversion au risque de l'agent représentatif, alpha est la part de consommation sur les produits domestiques et sigma est la covariance entre la croissance réelle du produit national u et la croissance de la masse monétaire n. Les chiffres 1 et 0 désignent respectivement le pays local et le pays étranger.

$$p^t = E^t S^t - F^t$$

2.3.4

avec :

$$p^t = \eta [\alpha (\sigma^{non} - \sigma^{non}) - (1 - \alpha) (\sigma^{inn} - \sigma^{inn})]$$

2.3.3

Il trouve que :

cette prime de risque (Engels 1992 a).

plusieurs biens et de là il essaie de voir quelle est la cause de

financiers ont une valeur de liquidité nulle.

Par contre dans le modèle de Svensson (1985a, 1985b), les agents doivent équilibrer leur budget avant qu'ils puissent observer le volume de production. Il se peut alors que quelques agents aient des excédents ou bien des déficits dans les stocks de monnaie ce qui donne une valeur de liquidité à la monnaie que les autres biens et actifs financiers n'ont pas.

Alors, tout achat de bien et ou d'actif exige une prime pour la liquidité.

En conservant la même hypothèse des utilités homothétiques mais cette fois-ci en utilisant le modèle de Svensson, Engels démontre que la prime de risque sur le marché des changes est en partie une prime de liquidité¹³.

¹³ Engels, Charles, "The risk premium and the liquidity premium in foreign exchange markets", International Economic Review, vol 33, no 4, 1992, pp 871-879.

2.3.2 Mesure de la prime de liquidité par le marché à terme

Un investisseur serait indifférent quant au risque de son placement dans la monnaie nationale ou dans une monnaie étrangère

si :

$$2.3.2.1 \quad \text{var}(1+i^t) = \text{var}[(1+i^t_*) (S^{t_{**}}/S^t)]$$

Autrement une prime de risque doit être introduite dans la parité non couverte des taux d'intérêts et on aura ainsi :

$$2.3.2.2 \quad (1+i^t) = (1+i^t_*) E^t(S^{t_{**}}/S^t) - \phi^t \text{var}[(1+i^t_*) (S^{t_{**}}/S^t)]$$

Cette prime est composée de deux éléments : phi^t qui est le niveau de risque propre au marché des changes, et le terme de la variance qui est le risque de volatilité du \$ Canadien¹⁴.

Comme :

$$\text{var}[(1+i^t_*) (S^{t_{**}}/S^t)] = [(1+i^t_*)^2 \text{var}(S^{t_{**}})] / S^{2t}$$

alors :

$$2.3.2.3 \quad [(E^t S^{t_{**}} - S^t) / S^t] = [(i^t - i^t_*) / (1+i^t_*)] + [(1+i^t_*) \phi^t \text{var}(S^{t_{**}})] / S^{2t}$$

Ainsi le rendement perçu en investissant dans une monnaie étrangère est approximativement égal au différentiel des taux d'intérêts plus une certaine prime de risque.

¹⁴ On entend par volatilité d'un actif financier l'évolution du ratio S_{t+k}/S_t .

Or on sait que la parité couverte des taux d'intérêts écarte toute

possibilité de risque de change:

$$(F^t - S^t) / S^t = [(1 + i^t) / (1 + i^t)]$$

Si on fait la différence entre la parité couverte des taux d'intérêts et l'équation 2.3.2.3 on aura:

$$F^t = E^t S^{t+1} - [(1 + i^t) \phi^t \text{VAR}(S^{t+1} - S^t)] / S^t$$

et on aura donc:

$$F^t = E^t S^{t+1} + p^t$$

où rho est la même prime de risque qu'on avait trouvée dans la section 3 du présent travail.

$$p^t = -[(1 + i^t) \phi^t \text{VAR}(S^{t+1} - S^t)] / S^t$$

2.3.2.6

Plusieurs résultats intéressants découlent de cette analyse:
 1) Le taux de change à terme ne serait pas le meilleur prédicteur non biaisé du taux de change spot (forme forte d'efficience), à moins que le terme phi soit nul.
 ii) Une hausse de i^t fait fuir les capitaux vers l'étranger ce qui devra faire augmenter E^tS^{t+1} et ainsi on conclut que phi doit être positive non nulle; donc rho est négatif et le terme de la covariance dans l'équation 3.2 (entre la consommation et le taux de change, i.e les chocs réels et les chocs monétaires) par

¹⁶Puisqu'en prenant des horizons plus lointains un spéculateur se prive de son argent liquide pour une période plus longue.

¹⁵ Voir en annexe le calcul du terme de la variance avec $k = 1, 2, 3$ et 6.

Si nous trouvons que alpha est significativement différent de 0, beta et rho sont significativement différents de 1, l'hypothèse de l'efficacité des marchés sous sa forme forte est alors violée. avec e_{t+k} un bruit blanc avec $k = 1, 2, 3$ et 6 mois.

$$e_{t+k} = \rho e_t + e_{t+k}$$

$$S_{t+k} = \alpha + \beta F_{t+k} + e_{t+k}$$

2.3.3.1

Soit le modèle:

2.3.3 Vérification empirique

liquide.¹⁶ vérité que la prime de risque rho est en partie une prime de taux de change à terme à des horizons plus lointains, ce qui k, on conclut que la prime de risque rho augmente si on prend des régression présentée à l'équation 2.3.3.1 ci dessous augmente avec pour un k plus grand; ainsi si le coefficient alpha de la le taux d'intérêt à l'étranger devrait lui aussi être plus haut (i) Comme le terme de la variance augmente avec le décalage k¹⁵ et conséquent devient lui aussi négatif.

Tableau 3 : Taux à terme meilleur prédicteur non biaisé du taux

spot futur

	alpha	bêta	rho	R ²
1 mois	0.01205 (1.47)	0.98877 (1.589)	-0.0315** (-16.44)	0.9861
2 mois	0.05402** (2.71)	0.95184** (2.81)	0.4920** (-8.88)	0.9796
3 mois	1.183** (8.57)	0.02684** (16.12)	0.992 (-1.04)	0.9866
6 mois	1.2812** (9.46)	-0.052** (18.01)	0.9922 (-1.14)	0.9871

** Test de Student significatif à 1 %

Les chiffres entre parenthèses indiquent la valeur du test de Student suivant les différentes hypothèses sur les coefficients de

la regression.

On trouve que alpha est significativement différent de 0 et bêta est significativement différent de 1. Le coefficient de corrélation rho est significativement différent de 1 sauf dans le cas du taux de change à terme de 6 mois.

En plus l'hypothèse de la prime de liquidité qui augmente avec le décalage du taux à terme est vérifiée, puisque bêta diminue et

alpha augmente quand k augmente.

D'un autre côté si les marchés sont efficients alors F_t devra contenir toute information nécessaire afin de prédire le futur taux

** Test de Student significatif à 1%

* Test de Student significatif à 5%

k	alpha	beta	gamma	rho	R ²
1 mois	0.01388 (1.406)	0.7941 (1.406)	0.193** (3.09)	0.1425** (-4.77)	0.9862
2 mois	0.08229* (2.64)	0.455** (7.01)	0.4725** (8.57)	0.709** (-5.58)	0.9836
3 mois	1.261** (8.44)	0.0265** (16.27)	-0.0477 (-0.795)	0.992 (-1.14)	0.9869
6 mois	1.4492** (8.84)	-0.0678** (17.87)	-0.1055 (-1.78)	0.9926 (-1.16)	0.9869

Tableau 4 : Impact des informations passées sur le taux de change à terme sur la forme forte d'efficience des marchés.

avec i un multiple de k et e_{t+k} un bruit blanc.

$$S_{t+k} = \alpha + \beta F_{t+k} + \gamma F_{t+k-1} + v_{t+k}$$

$$v_{t+k} = \rho v_t + e_{t+k}$$

Un nouveau modèle peut être testé :

Informations :

des coefficients non significatifs en employant de telles réalisations passées du taux de change à terme on devrait obtenir de change spot. Donc en ajoutant des informations basées sur des

Les chiffres entre parenthèses indiquent la valeur des tests de

student suivant les différentes hypothèses portées sur les

coefficients de la régression.

On remarque bien que le coefficient gamma est significativement différent de 0 sauf pour les taux à terme de 3 et 6 mois.

Une nouvelle fois on vérifie l'hypothèse de la prime de liquidité qui augmente avec le décalage puisque les coefficients bêta et gamma diminuent mais le coefficient alpha augmente quand k augmente.

2.3.4 Volatilité de l'escompte à terme et du différentiel des

taux de change

Tous les tests présentés dans les sections 2 et 3 du présent travail nous indiquent le rejet de l'hypothèse de l'efficience des marchés sous toutes ses formes. Le marché des changes contient une certaine prime pour le risque qui ne peut être couverte par le taux de change à terme. Ceci peut être détecté simplement en analysant la figure ci dessous décrivant l'évolution du différentiel du taux de change v/s l'escompte à terme, ce différentiel paraît beaucoup plus volatile que l'équivalence entre la parité couverte et la parité non couverte des taux d'intérêts.

C'est pour ces raisons qu'on suspecte la présence d'un meilleur modèle qui explique le comportement des taux de change. Dans la

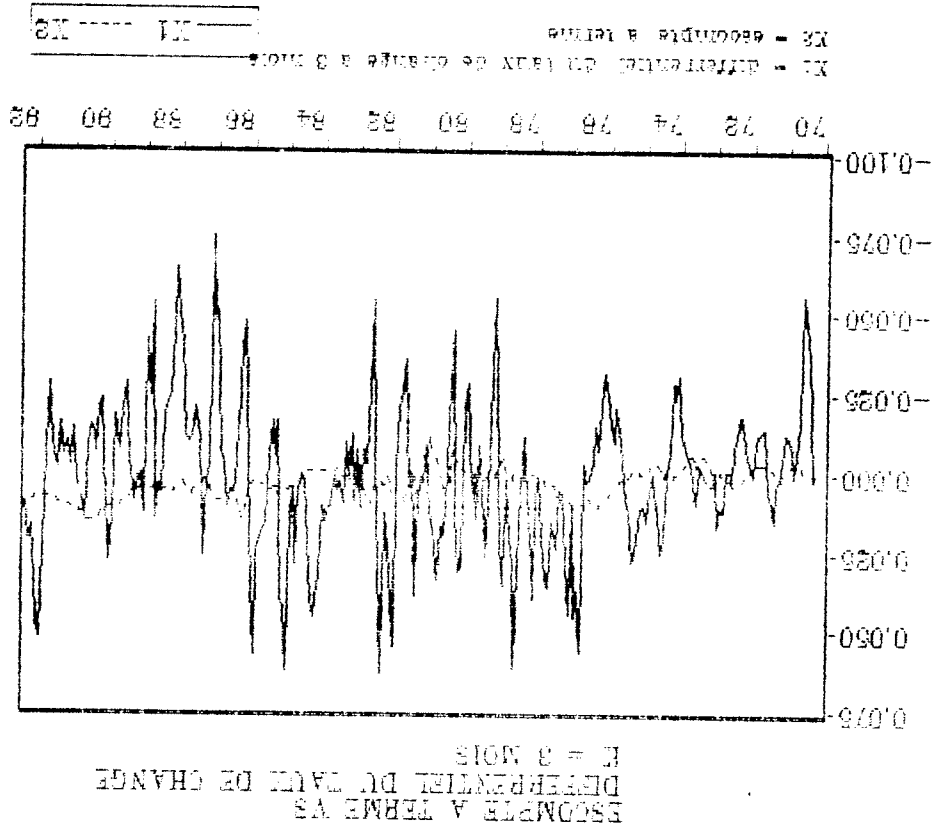


Figure 1

section 3 du présent travail on essaiera de tester l'approche monétaire suivant deux hypothèses:

1) L'hypothèse monétariste où l'on suppose que les prix sont flexibles à travers le temps, donc la PPA s'applique instantanément.

ii) L'hypothèse keynésienne où l'on est en présence d'une certaine rigidité dans les prix et la PPA n'est pas respectée.

3 L'approche monétaire

Un modèle complet de comportement de taux de change doit spécifier quels sont les indicateurs économiques qui affectent les taux de change.

Comme le taux de change est par définition la valeur d'une monnaie étrangère en termes de monnaie locale, il est naturel d'inclure dans un modèle de détermination des taux de change les stocks de monnaie du pays local et ceux du pays étranger. Ceci est une des particularités de l'approche monétaire qui est basée sur des stocks de demande et d'offre des monnaies plutôt que sur leurs flux.

Pour respecter aussi l'hypothèse des anticipations rationnelles il faut que le taux de change anticipé ait une forte influence sur le ratio des demandes de monnaie (M^d/M^e). Cette condition est automatiquement satisfaite puisque le taux de change anticipé mesure le rendement anticipé en spéculant sur une monnaie étrangère.

L'approche monétaire aussi requiert l'hypothèse suivante: La fonction de demande de monnaie d'un pays doit être stable à travers le temps et doit dépendre du revenu réel, du niveau des prix et du taux d'intérêt (voir équations 3.2.2 et 3.2.3 ci-dessous).

Cependant trois problèmes surgissent dans cette approche :

i - Puisque les taux de change sont influencés par les niveaux futurs et anticipés des masses monétaires locale et étrangère et aussi leurs niveaux actuels, il s'en suit que de petits changements dans les niveaux des masses monétaires causent des changements assez prononcés dans le niveau du taux de change actuel.

Ceci a pour raison que les changements observés dans les masses monétaires peuvent influencer les anticipations concernant les futurs niveaux des masses monétaires et par suite ceci influencera davantage le taux de change anticipé.

ii - Le second problème réside dans le choix des mesures des différentes variables économiques qu'inclut le modèle. Comme on le verra ci dessous, ce modèle fait appel aux niveaux des masses monétaires, revenus nationaux, taux d'intérêts et taux d'inflation anticipée.

Commentons par le choix du taux d'inflation anticipé. Si on applique le théorème de Fisher en économie ouverte à long terme (taux d'intérêts réels égaux entre les pays), on peut conclure que les rendements des obligations à long terme peuvent servir comme variable proxy des taux d'inflation anticipés.¹⁷

Par contre si on applique la théorie des courbes de rendements des taux d'intérêts, on pourrait prendre comme variable proxy pour le taux d'inflation anticipé pour chaque pays la différence qui existe entre le taux de rendements des obligations à long terme et celui des bons du trésor.

¹⁷ Voir Baillie et McMahon p. 84

iii - Le troisième problème est de nature économétrique. Dans ce genre de modèles on est tenté à estimer des formes réduites, or, il se peut que les coefficients estimés soient eux mêmes stochastiques et les modèles ainsi estimés ne fournissent pas nécessairement la bonne méthode pour étudier l'évolution des taux de change. Pour cette raison, il faut procéder avec des tests de racines unitaires sur toutes les variables qui définissent le modèle et des tests de cointégration afin de vérifier si les coefficients estimés présentent une stabilité de long terme.

dans un horizon de long terme.

partie de ces dernières définitions sont parfaitement substituables portefeuilles dans le quel les dépôts bancaires à terme faisant l'offre de monnaie on se retrouve alors dans un modèle de Si par contre on choisit M2 ou M3 comme définition appropriée de d'un pays à un autre.

travail à faire dans ce domaine et les résultats peuvent différer dans un modèle de détermination des taux de change. Il reste de cette mesure de masse monétaire soit la meilleure afin de l'inclure est toujours porté à choisir M1. Il n'est pas évident cependant que national et l'indice des prix" (Mussa 1980). Pour ces raisons on d'autres variables économiques comme les taux d'intérêts, le revenu présente la plus grande stabilité dans sa relation empirique avec faut-il prendre? "La mesure la plus appropriée serait celle qui En ce qui concerne la monnaie, quelle mesure de masse monétaire

3.1 Historique de l'approche monétaire

C'est Frenkel J.A (1976) le premier économiste à pouvoir développer un modèle monétaire afin d'expliquer l'évolution des taux de changes. Il a essayé de tester le modèle dans la période de l'hyperinflation en Allemagne entre les deux guerres mondiales puisque la dépréciation du mark dans les années vingt était principalement due à des phénomènes monétaires. Frenkel a supposé que les prix étaient complètement flexibles à travers le temps et donc la PPA s'appliquait instantanément et ainsi le taux de change devrait s'ajuster en accord avec la PPA.

Par contre Dornbush (1976) supposait que les prix étaient fixes néanmoins à court et moyen terme, ce qui veut dire que la PPA n'est pas respectée instantanément et le taux de change dans son évolution de court et moyen terme devrait se surajuster par rapport à sa valeur de la PPA ; ce surajustement provient de la différence qui existe dans les taux d'intérêts réels des deux pays. Le prochain tableau nous donnera un survol des essais entrepris par différents auteurs d'estimer l'approche monétaire, selon les deux hypothèses ci-dessus.

Tableau 5 : Historique de l'approche monétaire

Auteur	Monnaie	Hypothèse sur les prix	Résultat	Echantillon et nature des observations
Backus (83)	\$ CDN	Flexibles Rigides	0 1	71.1 - 80.4 Trimestrielles
Baillie (87)	\$ CDN	Rigides	1	73.1 - 83.12 Trimestrielles
Frankel (79)	\$ CDN	Flexibles Rigides	0 1	74.2 - 81.6 Trimestrielles
Frankel (76)	DM	Flexibles	1	20.2 - 23.11 Mensuelles

Le chiffre 1 signifie que le résultat empirique respecte l'hypothèse sur les prix, 0 signifie que le résultat empirique ne respecte pas l'hypothèse sur les prix.

3.2 L'hypothèse monétariste

L'approche monétaire requiert les équations suivantes:

$$s^t = d^t - d^{t-1} \quad 3.2.1$$

$$m^t - d^t = k + \phi Y^t - \lambda_1 i^t \quad 3.2.2$$

$$m^t - d^t = k + \phi Y^t - \lambda_2 i^t \quad 3.2.3$$

Toutes les données sont exprimées en forme logarithmique sauf pour les taux d'intérêts et les taux d'inflation.

m = masse monétaire

p = indice des prix

s = taux de change

Y = PIB en valeurs réelles (prix de base 1977)

i = rendement des bons du trésor

On suppose que les élasticités phi et lambda sont égales dans les deux pays. On pourrait alors écrire la forme réduite de l'approche monétaire selon l'hypothèse monétariste:

$$s^t = cte - \phi (Y^t - Y^{t-1}) + \lambda (i^t - i^{t-1}) + d(m^t - m^{t-1}) \quad 3.2.4$$

où d = 1 et cte = (k-k')

La formulation économétrique de cette équation serait alors:

$$s^t = cte + a(Y^t - Y^{t-1}) + b(i^t - i^{t-1}) + d(m^t - m^{t-1}) + u^t \quad 3.2.5$$

Le taux de change est exprimé en cents canadiennes pour un \$ US.

du revenu réel, les prix devront s'ajuster vers la baisse afin de respecter la théorie quantitative de la monnaie (en supposant que la vélocité de la monnaie reste constante à travers le temps). Comme la PPA est supposée respectée une baisse dans le niveau des prix entraîne automatiquement une appréciation de la valeur de la monnaie locale et ainsi s_t devrait baisser, on conclut alors que a doit être négatif, alors la valeur de ϕ_t est positive.¹⁹

En plus une hausse du taux d'intérêt national comparé à celui du pays étranger stipule une hausse du taux d'inflation anticipée national comparé à celui du pays étranger et ceci découle de la condition de Fisher en économie ouverte. Comme dans cette approche la PPA est supposée être respectée, on s'attend alors suite à une hausse de l'inflation, à une dévaluation de la monnaie nationale donc s_t devrait augmenter et b devrait être positif, alors la valeur de λ est positive.

Cependant une hausse du stock de la monnaie locale (la masse monétaire locale) relativement au stock de la monnaie du pays étranger aura un effet négatif sur la valeur de la monnaie locale, ainsi s_t devrait augmenter et on conclut que d doit être positif.

3.3 L'hypothèse keynésienne.

Le problème avec l'hypothèse monétariste est la non applicabilité empirique de la PPA à court et moyen terme. Au fait si la PPA est respectée à court terme, le taux de change réel des principales devises ne peut varier à travers le temps et restera toujours égal à 1. Mais l'expérience récente du système de taux de change flottants (voir figure 3 en annexe) nous indique un changement continu dans les taux de change réels des principales devises (Adler et Lehman 1983) qui sont causés essentiellement par les changements dans les compétitivités relatives des pays et par les forces spéculatives sur les deux monnaies nationale et étrangère²⁰.

Donc l'approche monétaire suivant l'hypothèse monétariste devrait seulement être vérifiée dans un horizon de long terme:

$$\bar{S}^t = cte - \phi (\bar{Y}^t - \bar{Y}^{t*}) + \lambda [E^t(\pi^{t+1}) - \pi^{t*}] + d(\bar{m}^t - \bar{m}^{t*}) \quad 3.3.1$$

où une barre au dessus des variables indique un équilibre de long terme.

²⁰ Les agents économiques ayant accès aux titres financiers nationaux et étrangers ils seront intéressés par leurs rendements réels que nominaux, donc ils doivent prendre en considération l'inflation anticipée, le taux d'intérêt nominal, et dans le cas des titres étrangers, le taux de change nominal anticipé. Sans ces forces spéculatives toute différence dans les inflations anticipées entre les deux pays sera absorbée par une différence de signe opposé dans les taux d'intérêts nominaux et un changement dans le taux de change nominal et ainsi, les taux d'intérêts réels seront égaux entre les pays.

Le calcul du niveau de taux de change de long terme et la valeur de la vitesse d'ajustement sont calculés ci dessous.

Par contre une hausse dans le différentiel des taux d'intérêts à court terme attire les capitaux étrangers et augmente la demande de ceux anticipés suivant l'hypothèse monétariste.

Dans cette nouvelle équation les coefficients du différentiel des masses monétaires, des revenus nationaux et celui des taux d'inflations anticipées devraient conserver les mêmes signes que

$$s_t^e = cte + a(Y_t^e - Y_t^*) + c[E_t(\pi_{t+1}^e - \pi_{t+1}^*)] + d(I_t^e - I_t^*) + d(\underline{m}_t - \underline{m}_t^*) + u_t$$

La formulation économétrique de cette équation sera alors :

$$\underline{s}_t^e = cte - \phi(Y_t^e - Y_t^*) + (\lambda + 1/\theta) [E_t(\pi_{t+1}^e - \pi_{t+1}^*)] - (1/\theta) (I_t^e - I_t^*) + d(\underline{m}_t - \underline{m}_t^*) \quad 3.3$$

En combinant les équations 3.3.1 et 3.3.2 on obtient alors Si theta tend vers l'infini alors l'ajustement est automatique.

$$s_t^e = \underline{s}_t^e - (1/\theta) [(I_t^e - E_t \pi_{t+1}^e) - (I_t^* - E_t \pi_{t+1}^*)] \quad 3.3.2$$

On aura alors :

"theta".

Dans le court terme, le taux de change nominal peut dévier de sa valeur d'équilibre (valeur de la PPA) à la quelle il devrait revenir dans un horizon de long terme avec une vitesse d'ajustement

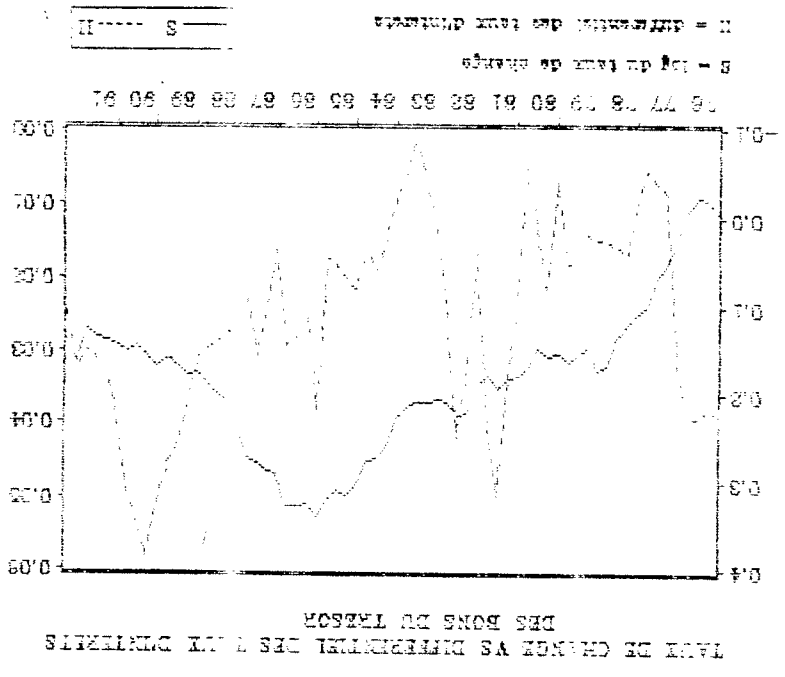
Les raisons présentées ci dessus nous amènent à analyser l'approche monétaire dans un horizon de court et moyen terme sous l'angle des prix fixes ou plutôt glissants (Dornbush 1976, Frankel 1979).

La monnaie locale ce qui fait diminuer s_t , donc b doit être négatif et la vitesse d'ajustement θ telle que c 'était prévue, devrait être positive

3.4 Représentation graphique

Dans les figures 2 et 3 on remarque que la tendance du taux de change va à l'encontre de celle du différentiel des taux d'intérêts nominaux et aussi celle du différentiel des taux d'intérêts réels; ce qui confirme encore une fois que la parité non couverte des taux d'intérêts n'est pas respectée. Par contre la figure 4 nous montre qu'il y a une relation positive entre l'évolution du taux de change et celle du différentiel des masses monétaires. Quant à la figure 5, qui représente l'évolution du taux de change et celle du différentiel des revenus nationaux, ne nous donne pas vraiment une idée précise si la relation entre les deux variables est positive ou négative.

Figure 2



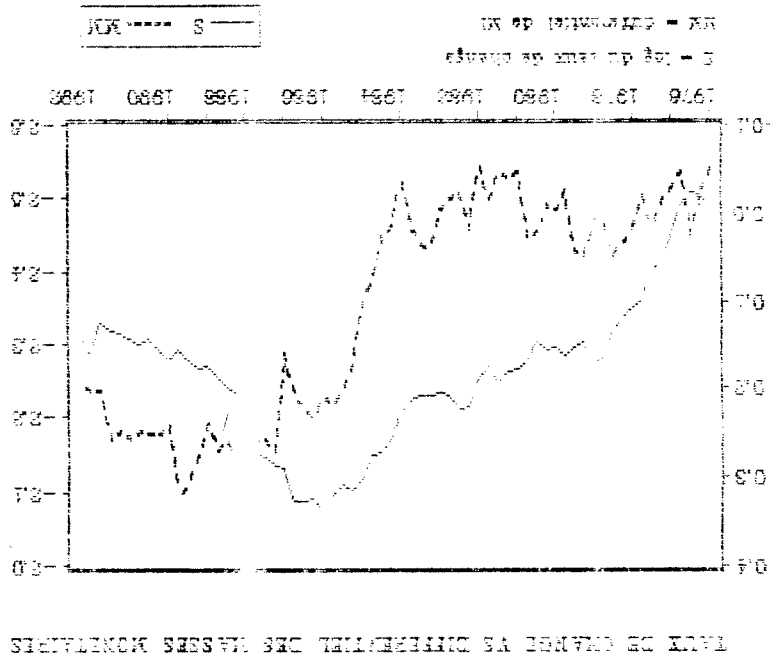


Figure 4

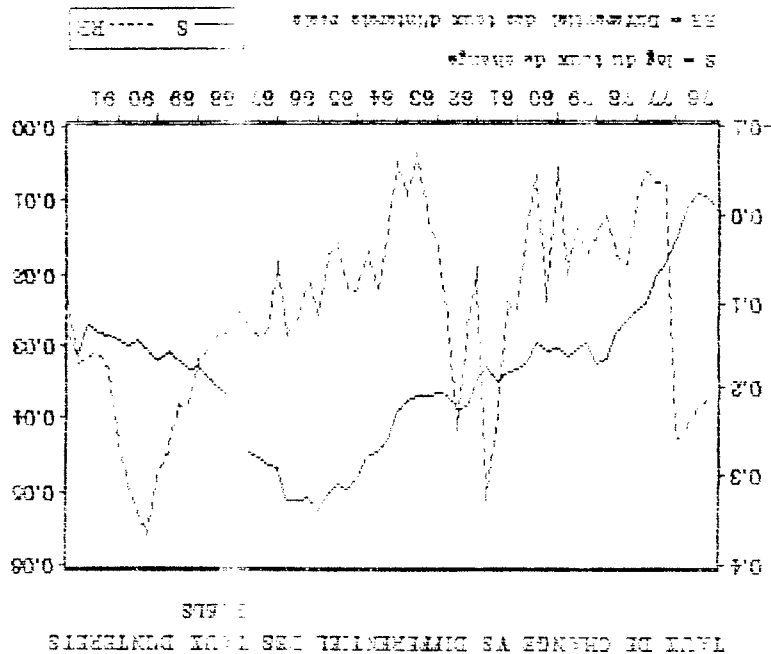


Figure 3

²³On a estimé aussi par la même méthode l'équation 3.3.1 afin de pouvoir dégager la valeur du taux de change de long terme (la constante dans l'équation 3.3.1) et celle de la vitesse d'ajustement θ (l'inverse de la pente de l'équation 3.3.1), on a obtenu les résultats suivants:

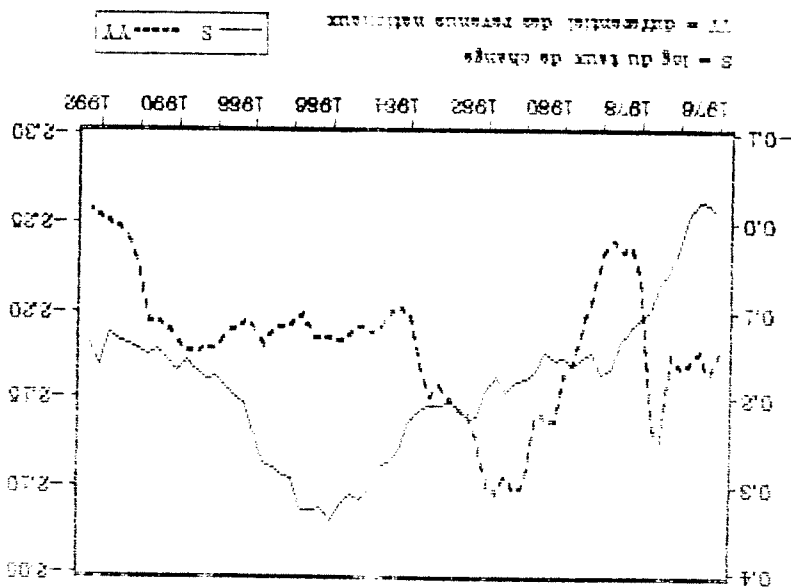
log du taux de change = 0.21059, donc la valeur du taux de change

²²Dans toutes nos estimations, on a utilisé comme méthode de régression les moindres carrés généralisés avec une moyenne mobile d'ordre 1 dans l'erreur stochastique et une autre d'ordre 4 pour contrôler le problème de saisonnalité puisque les observations sont trimestrielles.

Par contre, en utilisant une erreur aléatoire autorégressive d'ordre 1 a largement baissé le degré de signification des coefficients estimés.

Dans cette section on essaiera de voir quelle hypothèse est la plus respectée empiriquement. Avant tout, on estimera l'approche monétaire suivant l'hypothèse des prix flexibles selon les deux équations 3.2.4 et 3.2.7 et enfin on estimera l'approche monétaire suivant l'hypothèse des prix fixes selon l'équation 3.3.3.²²²³

3.5 Vérification empirique



TAUX DE CHANGE VS DIFFÉRENTIEL DES REVENUS NATIONAUX

Figure 5

²⁵ N'oublions pas que les Etats Unis représentent le principal partenaire commercial du Canada.

²⁴ On remarque aussi que ce coefficient n'est pas significatif.

Dans la prochaine section on essayera de voir si les coefficients estimés sont stables à travers le temps, et si les variables

et ainsi, on assistera à une dépréciation de notre monnaie.

hausser le niveau des importations provenant du pays étranger²²

qui inclut la balance commerciale, alors une hausse du revenu fait

- Si le revenu national comporte l'ensemble de la demande locale

absolue), il est normal alors de trouver un coefficient a positif.

élasticité phi est plus grande du côté des Etats Unis (en valeur

la monnaie est la même entre les deux pays, en effet si cette

- On est pas sûr si vraiment l'élasticité revenu de la demande de

coefficient négatif²⁴. Ceci peut être expliqué par deux raisons:

positif pourtant on avait prédit suivant les deux hypothèses un

retrouve un coefficient du différentiel des revenus nationaux

La seule déficience des résultats estimés est dans le fait qu'on

bien représenter la réalité.

monétaires et du différentiel des inflations anticipées, il paraît

Quant au signe des coefficients du différentiel des masses

des prix rigides.

canadien. Ce résultat confirme les effets prédits par l'hypothèse

différentiel attire les capitaux étrangers et fait apprécier le \$

prédit par la théorie monétariste, en effet une hausse de ce

des taux d'intérêts joue tout à fait l'effet contraire de celui

indépendantes dans les modèles expliquent bien le comportement des

taux de change.

3.6 Tests de Stabilité économétrique de l'approche monétaire.

Afin de voir si l'approche monétaire présente une stabilité à

long terme dans ses coefficients estimés, il est utile de procéder

aux tests de racine unitaire et de cointégration.

Tableau 7 : Test de Racine Unitaire

Variable	LAG	ADF	Variable	LAG	ADF
s	C,1	-2.65*	d(s)	N,2	-2.49**
m - m*	C,2	-0.92	d(m - m*)	C,2	-6.08***
y - y*	C,2	-1.86	d(y - y*)	N,2	-3.50***
i - i*	T,1	-3.57**	d(i - i*)	N,2	-4.86***
$\frac{1}{T} \ln \frac{1}{\pi^*}$	C,1	-3.0**	$d\left(\frac{1}{T} \ln \frac{1}{\pi^*}\right)$	N,2	-4.65***
r - r*	T,3	-3.98**	d(r - r*)	N,2	-4.7***

* Test d'ADF significatif à 10 %

** Test d'ADF significatif à 5 %

*** Test d'ADF significatif à 1 %

La lettre d signifie une différence première de la variable en

question, r est le taux d'intérêt réel, C indique la présence d'une

constante dans le calcul du test d'ADF, T indique un trend et N

26 Une des méthodes à utiliser pour résoudre ce problème serait d'utiliser le modèle de correction des erreurs.

Dans aucun cas des trois équations on ne peut rejeter la présence de racine unitaire dans l'erreur résiduelle. Ce résultat confirme encore une fois la non stabilité des équations estimées.

LAG	Equation	ADF
(T, 4)	3.2.5	-1.7415
(T, 4)	3.2.9	-2.0534
(T, 4)	3.3.3	-2.1435

Tableau 8 : Test de Cointégration

différentes équations estimées ci dessus.
 La prochaine étape est de voir si ces quelques variables (s, mm, yy) n'étant pas stationnaires sont au moins cointégrées dans les variables stationnaires.²⁶

Il faudrait donc corriger les modèles estimés en rendant toutes les

différentiel des masses monétaires et des revenus nationaux.
 précédente ne sont pas stables à travers le temps à moins, ceux du
 Ceci conclut que les coefficients estimés dans la section
 anticipées et des taux d'intérêts réels suivent un processus $I(0)$.
 $I(1)$, tandis que celui des taux d'intérêts nominaux, des inflations
 monétaires et celui des revenus nationaux suivent un processus
 Le tableau ci dessus nous indique que le différentiel des masses
 indique que le test s'est fait sans constante ni trend.

Quant au test de causalité entre le taux de change et les autres variables indépendantes (les détails de ces tests se trouvent en annexe) nous montre que le taux de change nominal est significativement causé par le différentiel des masses monétaires, le différentiel des taux d'intérêts nominaux et aussi réels mais pas nécessairement par le différentiel des revenus des deux pays.

On a démontré dans ce travail que l'efficacité des marchés des changes sous toutes ses formes est rejetée; qu'il existe des opportunités de profits sur le marché à terme puisque la prime de risque entre le taux à terme présent et le taux spot futur existe.

On a vu aussi que l'approche monétaire sous les hypothèses keynésiennes est plus ou moins acceptable afin de décrire l'évolution des taux de change mais le problème majeur de l'approche monétaire est dans la non stabilité de ses coefficients estimés. Malgré cela peut-on l'utiliser afin de prédire les futurs taux spot? La réponse est non puisque les informations sur les taux de change sont plus à jour que les informations sur les variables macro-économiques qui constituent l'approche monétaire; en d'autres termes on est capable d'observer le niveau du taux de change au temps t mais on ne l'est pas pour le niveau du PIB et de la masse monétaire au même temps t .

Pour ces différentes raisons plusieurs spéculateurs ont abandonné l'analyse fondamentale parce qu'elle repose beaucoup sur des concepts théoriques mais ne les avance en rien dans la pratique (la possibilité de réaliser des profits), et ont opté pour les analyses techniques qui, selon eux est un meilleur instrument afin de prédire l'évolution future des taux de change. Mais la majeure faiblesse de l'analyse technique est, qu'elle peut servir uniquement dans un horizon de court terme.

27 Selon plusieurs économistes le niveau du taux de change de la monnaie canadienne en accord avec la parité des pouvoirs d'achat est à peu près de 75 ¢ US, dans ce travail il a été estimé à 81 ¢ US. Donc selon ce rapport le \$ Canadien est présentement en période de surajustement vers la baisse et cela est peut être dû au fait que le marché a déjà anticipé une baisse dans le différentiel des taux d'intérêts réels à cause d'une hausse dans le différentiel des taux d'inflations anticipées.

Au fait la démarche optimale serait sans doute une combinaison des deux analyses en utilisant l'analyse technique pour un horizon de court terme et l'analyse fondamentale pour un horizon de moyen terme puisque cette dernière est capable nous donner les niveaux maximums et minimums de surajustement du taux de change par rapport à sa valeur de PPA, un exemple concret à cette hypothèse est que quelque soit le résultat d'une analyse technique on sait présentement que si le parti politique qui gagnera aux prochaines élections fédérales, voudrait relancer l'économie avec une politique monétaire expansionniste; le \$ Canadien et, ceci d'après le modèle monétaire avec des prix fixes, se dépréciera et tombera peut être en deça de sa valeur de PPA²⁷ (l'équilibre de long terme) avec les États-Unis.

6 Remerciements

Je tiens à remercier à la fin de ce travail, le département des Sciences Économiques de l'Université de Montréal qui m'a permis d'accéder à ce degré de connaissances, les professeurs qui m'ont enseigné et spécialement M. Fernand Martin pour son soutien financier et moral, le professeur Rodrigue Tremblay mon directeur de recherche pour ses conseils pédagogiques fructueux.

Je dois aussi ma reconnaissance à ma mère et à tous les membres de ma famille pour leurs sympathies et compassions pour tout ce que j'entreprends dans la vie.

Bibliographie

Adler, Michael and Bruce Lehmann: Deviations from the Power Parity in the Long Run. "The Journal of Finance, vol XXXVIII,

No 5, December 1983.

Amano, Robert and Simon Van Norden: "Terms of Trade and Real Exchange Rates: The Canadian Evidence." Bank of Canada, International Department, Ottawa, Canada.

Baillie, Richard and McMahon, Patrick: The Foreign Exchange Market,

Theory and Econometric Evidence. Cambridge University Press 1989.

Baillie, Richard et D.D. Selover: "Cointegration and Models of Exchange rate determination", International Journal of Forecasting, vol 3, pp 43-52, 1987.

Backus, David: Empirical models of the exchange rate: separating the wheat from the chaff. "Canadian Journal of Economics, vol XVII, No 4, November 1984.

Dornbush, R "Expectations and exchange rate dynamics", Journal of Political Economy, vol 84, 1976, pp 1161-1176

Engel, Charles, "Testing for the absence of expected real profits from forward market speculation", Journal of International Economics, vol 17, 1984, pp 299-308.

"On the foreign exchange risk premium in a general equilibrium model", Journal of International Economics, vol 32, 1992, pp 305-319.

-----"The risk premium and the liquidity premium in foreign exchange markets.", International Economic Review, vol 33, no 4, pp 871-879.

Fama Eugene, "Efficient Capital Markets, a review of theory and empirical work", Journal of Finance, vo 25, 1970, pp 383-417.

Fama, Eugene: Foundations of Finance, Portfolio decisions and securities prices. Basic Books, Inc, 1976.

Frankel, J.A, "A monetary approach to the exchange rate: doctrinal aspects and empirical evidence", Scandinavian Journal of Economics, 1976, vol 78, pp 200-224.

Frankel, J.A: "Tests of Monetary and Portfolio Balance Models of Exchange Rate Determination." in "Exchange rate theory and Practice."

Gandolfo, Giancarlo: International Economics II, International Monetary Theory and open-economy Macroeconomics. Spring Verlag, 1987.

Hansen, Lars Peter and Hodrick, Robert J, "Forward Exchange Rates as Optimal Predictors of Future Spot Rates: An Econometric Analysis", Journal of Political Economy, 1980, vol 88, no 51.

Halwood, Paul and McDonald, Ronald: International Money, Theory, Evidence and Institutions. Blackwell, 1986.

Thonston, J: Méthodes Econométriques. 3ème édition, Economica, 1985.

Mussa, M.L, "Empirical regularities in the behaviour of exchange rates and theories of the foreign markets", Journal of Monetary Economics, 1979, vol 57, no 9.

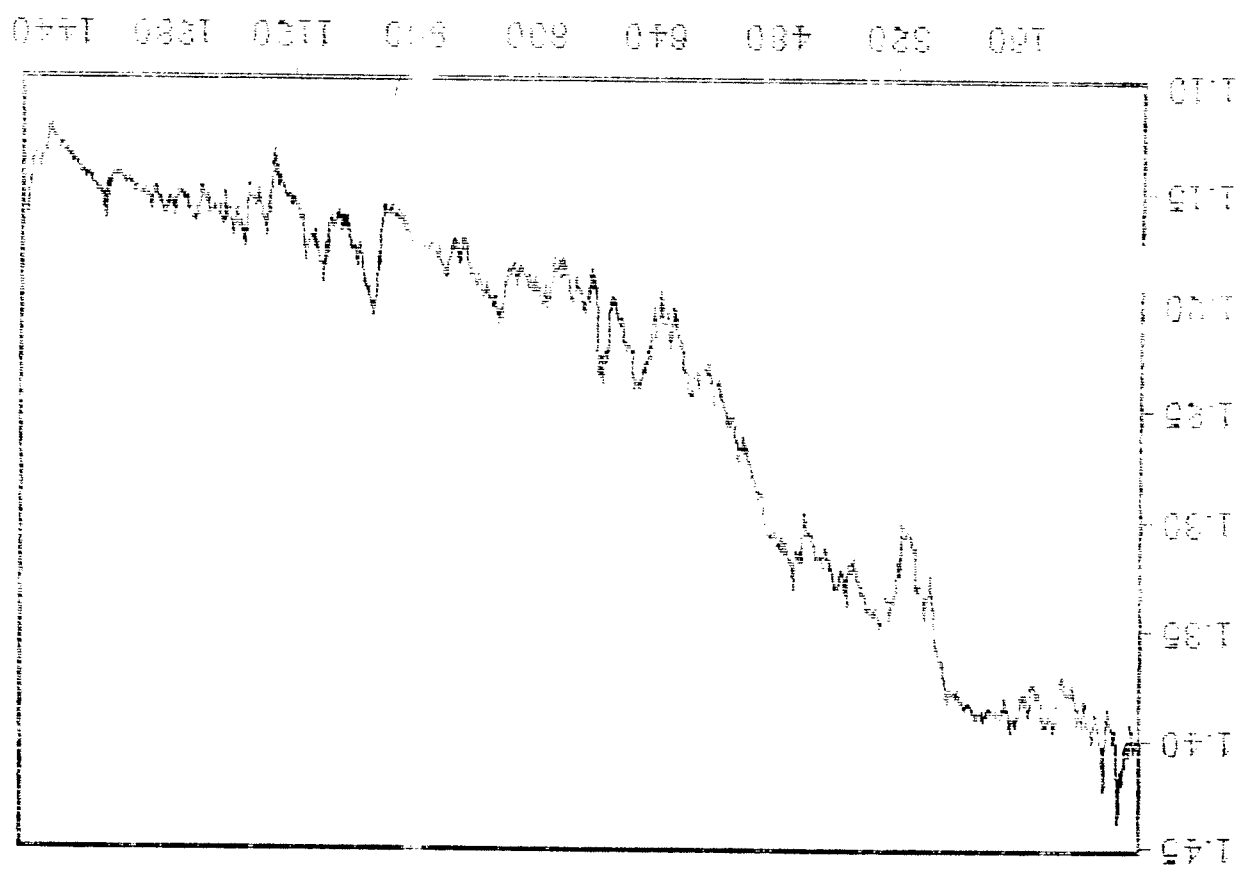
Levich, R, "Further results on the efficiency of markets for foreign exchange, in Managed Exchange Rate Flexibility: The Recent Experience", Federal Reserve Bank of Boston, 1978, vol 20

Lucas, R., "Interest rates and currency prices in two-country world, Journal of Monetary Economics, 1982, vol 10, pp 335-360.

Svensson, L., "Currency Prices, Terms of Trade, and Interest Rates: A general Equilibrium Asset-Pricing Cash in Advance Approach, " Journal of International Economics", 1985, vol 18, pp 18-41

"Money and Asset Prices in a Cash-Advance Economy," Journal of Political Economy, 1985, vol 93, pp 919-941

3



EVOLUTION DU TAUX DE CHANGE DU \$ CANADIEN
 OBSERVATIONS JOURNALIERES 1986-1992

Figure 1

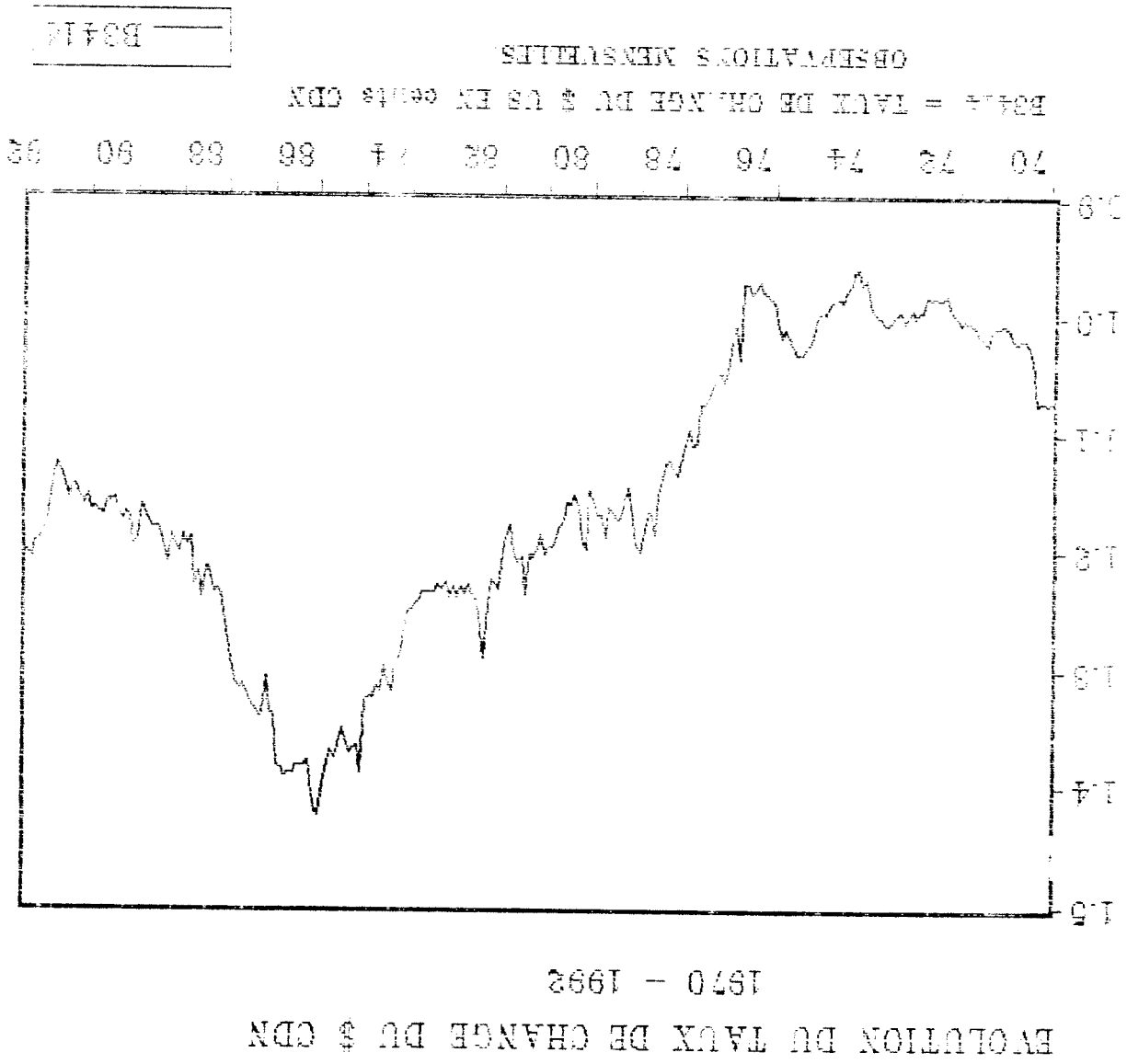
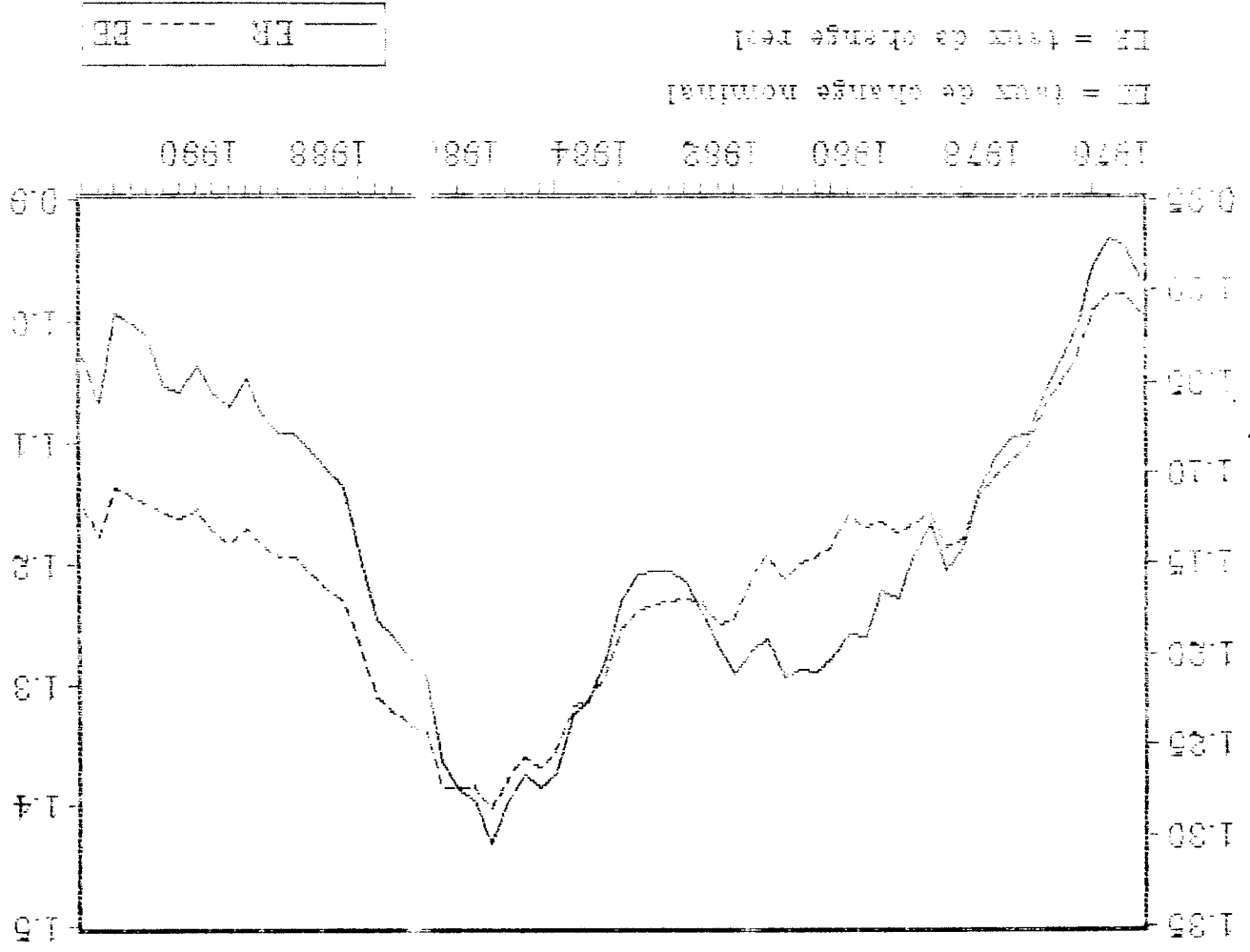


Figure 2



EVOLUTION DU TAUX DE CHANGE NOMINAL VS REEL

Calcul de la moyenne et de la Variance du différentiel des taux de

change

SMP1 range: 1967.02 - 1992.05

Number of observations: 304

Decalage Mean S.D.

1 0.0003026 0.0115736

2 0.0004268 0.0138921

3 0.0005979 0.0160179

6 0.0008815 0.0192321

Test de racine unitaire sur le taux de change et les variables explicatives de l'approche monétaire

Augmented Dickey-Fuller: UROOT(C,1) S

Dickey-Fuller t-statistic -2.6490

MacKinnon critical values: 1% -3.5345

5% -2.9069

10% -2.5907

Augmented Dickey-Fuller: UROOT(N,2) D(S)

Dickey-Fuller t-statistic -2.4960

MacKinnon critical values: 1% -2.6000

5% -1.9457

10% -1.6185

Augmented Dickey-Fuller: UROOT(C,2) MM

Dickey-Fuller t-statistic -0.9218

MacKinnon critical values: 1% -3.5362

5% -2.9077

10% -2.5911

Augmented Dickey-Fuller: UROOT(C,2) D(MM)

Dickey-Fuller t-statistic -6.0808

MacKinnon critical values: 1% -3.5380

5% -2.9084

10% -2.5915

Augmented Dickey-Fuller: UR00T(C,1) YX		
Dickey-Fuller t-statistic	1%	-1.8634
Mackinnon critical values:	1%	-3.5345
	5%	-2.9069
	10%	-2.5907
Augmented Dickey-Fuller: UR00T(N,2) D(YX)		
Dickey-Fuller t-statistic	1%	-3.5042
Mackinnon critical values:	1%	-2.6000
	5%	-1.9457
	10%	-1.6185
Augmented Dickey-Fuller: UR00T(T,1) II		
Dickey-Fuller t-statistic	1%	-3.5748
Mackinnon critical values:	1%	-4.1059
	5%	-3.4801
	10%	-3.1675
Augmented Dickey-Fuller: UR00T(N,2) D(II)		
Dickey-Fuller t-statistic	1%	-4.8591
Mackinnon critical values:	1%	-2.6000
	5%	-1.9457
	10%	-1.6185
Augmented Dickey-Fuller: UR00T(C,1) PP		
Dickey-Fuller t-statistic	1%	-3.0056
Mackinnon critical values:	1%	-3.5345
	5%	-2.9069
	10%	-2.5907
Augmented Dickey-Fuller: UR00T(N,2) D(PP)		
Dickey-Fuller t-statistic	1%	-4.6514
Mackinnon critical values:	1%	-2.6000
	5%	-1.9457
	10%	-1.6185

```

=====
Dickey-Fuller t-statistic      1%      -5.3585
                               5%      -4.6765
                               10%     -4.3362
Mackinnon critical values:
-----
--Cointegrating Vector--
S          1.000000
MM         -0.017500
YY         -0.389682
PP         -2.797770
TREND     -0.001985
=====

```

Engle-Granger Cointegration Test: UR00T(T,4)

```

=====
Dickey-Fuller t-statistic      1%      -5.3519
                               5%      -4.6724
                               10%     -4.3331
Mackinnon critical values:
-----
--Cointegrating Vector--
S          1.000000
MM         -0.123603
YY         -0.704778
II         3.095440
TREND     -0.002655
=====

```

Engle-Granger Cointegration Test: UR00T(T,4)

Tests de cointegration

```

=====
Dickey-Fuller t-statistic      1%      -4.7441
                               5%      -1.9457
                               10%     -1.6185
Mackinnon critical values:
=====

```

Augmented Dickey-Fuller: UR00T(N,2) D(RR)

```

=====
Dickey-Fuller t-statistic      1%      -4.1109
                               5%      -3.4824
                               10%     -3.1689
Mackinnon critical values:
=====

```

Augmented Dickey-Fuller: UR00T(T,3) RR

Engle-Granger Cointegration Test: UR00T(1,4)	
--Cointegrating Vector--	
S	1.000000
MM	-0.114399
YY	-0.685017
II	3.353659
PP	-4.723797
TREND	-0.002616
Dickey-Fuller t-statistic	-2.2090
Mackinnon critical values:	1% -5.7069
	5% -5.0105
	10% -4.6637

Engle-Granger Cointegration Test: UR00T(1,4)	
--Cointegrating Vector--	
S	1.000000
MM	-0.122169
YY	-0.701325
RR	3.436358
TREND	-0.002634
Dickey-Fuller t-statistic	-2.1435
Mackinnon critical values:	1% -5.3585
	5% -4.6765
	10% -4.3362

Engle-Granger Cointegration Test: UR00T(1,4)	
--Cointegrating Vector--	
S	1.000000
RR	2.924668
TREND	-0.002716
Dickey-Fuller t-statistic	-1.7782
Mackinnon critical values:	1% -4.5949
	5% -3.9421
	10% -3.6171

Test de causalité entre les variables

Null hypothesis:	F-statistic	Probability
S is not Granger Caused by MM	8.864672	0.0041
MM is not Granger Caused by S	2.466722	0.1214
S is not Granger Caused by YX	0.965239	0.3297
YX is not Granger Caused by S	9.31E-05	0.9923
Null hypothesis:	F-statistic	Probability
S is not Granger Caused by II	12.83261	0.0007
II is not Granger Caused by S	0.247639	0.6205
Null hypothesis:	F-statistic	Probability
S is not Granger Caused by PP	0.880720	0.3517
PP is not Granger Caused by S	2.575857	0.1137
Null hypothesis:	F-statistic	Probability
S is not Granger Caused by RR	10.56136	0.0019
RR is not Granger Caused by S	0.084384	0.7724

Resultats des equations estimees

1) equation 3.2.5

LS // Dependent Variable Is S
 Date: 5-12-1993 / Time: 12:47
 SMP.L range: 1976.1 - 1992.2
 Number of observations: 66
 Convergence achieved after 10 iterations

VARIABLE	COEFFICIENT	STD. ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG.
C	0.9876166	0.5846843	1.6891451	0.0964
MM	0.1458672	0.0642819	2.2691800	0.0269
YY	0.1936275	0.2219343	0.8724543	0.3864
II	-1.5447890	0.6071289	-2.5444169	0.0135
MA(1)	1.0118019	0.0209583	48.276796	0.0000
SMA(4)	-0.0695275	0.0947245	-0.7339967	0.4658
R-squared	0.585187			0.182802
Adjusted R-squared	0.550619			0.085695
S.E. of regression	0.057447			0.198007
Log likelihood	98.05063			16.92867
Durbin-Watson stat	1.912126			0.000000

1) Equation 3.2.9

LS // Dependent Variable Is S
 Date: 5-13-1993 / Time: 11:40
 SMP.L range: 1976.2 - 1992.2
 Number of observations: 65
 Convergence achieved after 5 iterations

VARIABLE	COEFFICIENT	STD. ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG.
C	0.6482983	0.3126981	2.0732406	0.0425
MM	0.1015298	0.0322649	3.1467579	0.0026
YY	0.1028104	0.1230392	0.8355906	0.4068
PP	0.9658158	0.9722159	0.9934170	0.3246
MA(1)	0.8903409	0.0672532	13.238635	0.0000
SMA(4)	0.4102648	0.0324807	12.631051	0.0000
R-squared	0.855891			0.185686
Adjusted R-squared	0.843679			0.083073
S.E. of regression	0.032845			0.063649
Log likelihood	132.9535			70.08274
Durbin-Watson stat	0.718684			0.000000

1) Taux de change de long terme et vitesse d'ajustement

LS // Dependent Variable Is S
 Date: 5-12-1993 / Time: 13:00
 SMP.L range: 1976.2 - 1992.2
 Number of observations: 65
 Convergence achieved after 7 iterations

VARIABLE	COEFFICIENT	STD. ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG.
----------	-------------	------------	---------	-------------

$$\begin{aligned}
 R^2 &= (R - R^*)^2 / (R - R^*)^2_{\text{ave}} \\
 P &= (P - P^*)^2 / (P - P^*)^2_{\text{ave}} \\
 II &= I - I^* \\
 Y &= Y - Y^* \\
 M &= m - m^*
 \end{aligned}$$

VARIABLE	COEFFICIENT	STD. ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG.
C	0.9095050	0.3864542	2.3534614	0.0220
MM	0.1130172	0.0429612	2.6306808	0.0109
YY	0.1961239	0.1457530	1.3455913	0.1837
II	-1.1835943	0.4202735	-2.8162478	0.0066
PP	2.3348254	1.1337883	2.0593135	0.0440
MA(1)	0.8927207	0.0446070	20.013025	0.0000
SMA(4)	0.4125293	0.0450530	9.1565345	0.0000
R-squared	0.816008		Mean of dependent var	0.185686
Adjusted R-squared	0.796974		S.D. of dependent var	0.083073
S.E. of regression	0.037431		Sum of squared resid	0.081265
Log Likelihood	125.0130		F-statistic	42.87189
Durbin-Watson stat	1.412670		Prob(F-statistic)	0.000000

TS // Dependent Variable is S
 Date: 5-12-1993 / Time: 13:02
 SMP1 range: 1976.2 - 1992.2
 Number of observations: 65
 Convergence achieved after 5 iterations

1v) Equation 3.3.3

VARIABLE	COEFFICIENT	STD. ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG.
C	0.2105905	0.0097787	21.535562	0.0000
RR	-0.9246817	0.3425458	-2.6994393	0.0090
MA(1)	0.8902023	0.0526192	16.917824	0.0000
SMA(4)	0.3955959	0.0360176	10.983417	0.0000
R-squared	0.825093		Mean of dependent var	0.185686
Adjusted R-squared	0.816491		S.D. of dependent var	0.083073
S.E. of regression	0.035587		Sum of squared resid	0.07252
Log Likelihood	126.6587		F-statistic	95.91910
Durbin-Watson stat	0.897332		Prob(F-statistic)	0.000000

