

ÉCOLE DES HAUTES ÉTUDES COMMERCIALES
AFFILIÉE À L'UNIVERSITÉ DE MONTRÉAL

**LE TAUX DE CHANGE À TERME
ET
LA PRÉVISION DU TAUX AU COMPTANT FUTUR**

par
Mohamed Kortas

Sciences de la gestion

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

m/1996
No 110

décembre 96

© Mohamed Kortas, 1996

À mon père et ma mère

*en témoignage de mon affection
et en hommage à leur confiance*

À mes frères

À toute la famille

À tous ceux qui me sont chers

REMERCIEMENTS

Je désire exprimer ma reconnaissance à mon Directeur de recherche, Monsieur Azzedine Ammara, pour la confiance qu'il m'a témoignée et pour les conseils et encouragements qu'il m'a prodigués tout au long de ce travail. Ses commentaires et sa grande compétence ont permis d'en améliorer la qualité.

Je remercie également mes lecteurs Messieurs Denis Bélanger et Alain Lapointe pour leurs précieux conseils lors de la lecture de ce travail. Qu'ils trouvent ici l'expression de mon estime et mon respect.

Mes remerciements s'adressent également à Madame Louise Séguin-Dulude qui, de part ses commentaires à l'atelier de recherche, a permis d'améliorer la qualité de ce mémoire.

Je tiens aussi à remercier mes parents, mes frères, ainsi que tous mes amis de l'École des Hautes Études Commerciales de Montréal qui ont été à mes côtés aux moments opportuns.

Finalement, je ne pourrai pas oublier le Gouvernement Tunisien et l'Agence Canadienne de Développement International pour avoir financé mes études. Tout cela n'aurait pas été possible sans eux.

TABLE DES MATIÈRES

REMERCIEMENTS.....	ii
LISTE DES TABLEAUX.....	vi
LISTE DES GRAPHIQUES.....	viii
LISTE DES ABRÉVIATIONS ET DES SIGLES.....	x
 INTRODUCTION	 1
 I. REVUE DE LA LITTÉRATURE	 6
I.1. GÉNÉRALITÉS SUR LE MARCHÉ DES CHANGES.....	6
I.1.1. Le marché des changes au comptant	7
I.1.2. Le marché des changes à terme	7
I.2. LES PRINCIPAUX DÉTERMINANTS DU TAUX DE CHANGE	8
I.2.1. La parité des pouvoirs d'achat (PPA)	8
I.2.2. La parité des taux d'intérêt couverte (PTIC).....	11
I.2.3. La parité des taux d'intérêt non couverte (PTINC).....	12
I.3. EFFICIENCE DU MARCHÉ DES CHANGES À TERME.....	13
I.3.1. Définition de l'efficience	14
I.3.2. Efficience à terme	16
I.4. SURVOL DES PRINCIPALES ÉTUDES EMPIRIQUES.....	18
I.4.1. Les tests statistiques	18
I.4.2. Les tests d'analyse du biais.....	20
I.4.3. Les tests basés sur des stratégies spéculatives.....	29
I.4.4. Conclusion de la revue empirique	31
I.5. LES PRINCIPALES EXPLICATIONS DU BIAIS	33
I.5.1. L'existence d'une prime de risque	33
I.5.2. L'irrationalité des anticipations des investisseurs	36

I.5.3. L'asymétrie bilatérale	38
I.5.4. Les coûts de transaction et l'écart bid-ask	39
I.5.5. Les distorsions introduites par les interventions des banques centrales	40
I.5.6. Risques politiques	41
I.6 UNE EXPLICATION PLAUSIBLE	42
I.6.1. La parité des taux d'intérêt réels (PTIR).....	42
I.6.2. L'évidence de l'inégalité des taux d'intérêt réels.....	44
I.6.3. Explication du biais par le différentiel des taux d'intérêt réels.....	48
II. MÉTHODOLOGIE.....	55
II.1. TEST DE L'EXISTENCE DU BIAIS DANS LE TAUX DE CHANGE À TERME	55
II.1.1. Présentation du modèle	55
II.1.2. La méthode d'estimation.....	58
II.2. EXPLICATION DU BIAIS	62
II.2.1. Présentation du modèle	62
II.2.2. Stratégie de transaction simple	65
II.3. DESCRIPTION DES DONNÉES	66
II.4. TESTS PRÉLIMINAIRES SUR LES SÉRIES DE DONNÉES	68
II.4.1. Statistiques descriptives	68
II.4.2. Tests de racine unitaire.....	72
III. PRÉSENTATION ET ANALYSE DES RÉSULTATS.....	77
III.1. LE BIAIS DANS LE TAUX DE CHANGE À TERME.....	77
III.1.1. Les résultats de l'estimation par les moindres carrés ordinaires	77
III.1.2. Les résultats de l'estimation après correction pour l'autocorrélation ..	81
III.2. L'EXPLICATION DU BIAIS	88
III.2.1. Les résultats de l'estimation du modèle	88
III.2.2. Rentabilité d'une stratégie de transaction simple.....	93
III.3. BILAN DES RÉSULTATS EMPIRIQUES	97
CONCLUSION	99

ANNEXE A. Résumé des principales études portant sur l'évaluation empirique de l'efficience spéculative.....	103
ANNEXE B. Les résultats de l'estimation de la régression (2.3) pour la période (janvier 1978-décembre 1991).....	107
ANNEXE C. Graphiques de l'évolution du taux de change au comptant et de la prime à terme.....	110
BIBLIOGRAPHIE	117

LISTE DES TABLEAUX

Tableau 2.1a:	Statistiques descriptives des séries de taux de change (janvier 1978-novembre 1995).....	70
Tableau 2.1b:	Statistiques descriptives des séries de données utilisées dans la régression (2.3).....	71
Tableau 2.2a:	Résultats du test de racine unitaire (Dickey-Fuller augmenté) (variable: $s_{t+3}-s_t$).....	75
Tableau 2.2b:	Résultats du test de racine unitaire (Dickey-Fuller augmenté) (variable: $f_{t,t+3}-s_t$).....	76
Tableau 3.1:	Résultats de l'estimation de la régression (2.1) par la méthode des moindres carrées ordinaires (MCO).....	78
Tableau 3.2:	Résultats du test d'autocorrélation des résidus (test de Breush- Godefrey) (1).....	79
Tableau 3.3:	Résultats de l'estimation de la régression (2.1) après correction pour l'autocorrélation des résidus.....	81
Tableau 3.4:	Résultats de l'estimation de la régression (2.1) par la procédure de Cochrane-Orcutt.....	84
Tableau 3.5:	Résultats de l'estimation de la régression (2.3) par la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO) (janvier 1978-décembre 1994).....	89

Tableau 3.6:	Résultats du test d'autocorrélation des résidus (test de Breush-Godfrey) (2).....	90
Tableau 3.7:	Résultats de l'estimation de la régression (2.3) après correction pour l'autocorrélation des résidus (janvier 1978-décembre 1994).....	91
Tableau 3.8:	Rendements de la stratégie d'investissement basée sur la prévision de l'erreur du taux à terme à partir du modèle (régression 2.3).....	94
Tableau 3.9:	Tableau récapitulatif des résultats empiriques.....	98
Tableau B.1:	Résultats de l'estimation de la régression (2.3) par la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO) (janvier 1978-décembre 1991).....	108
Tableau B.2:	Résultats de l'estimation de la régression (2.3) après correction pour l'autocorrélation des résidus (janvier 1978-décembre 1991).....	109

LISTE DES GRAPHIQUES

Graphique C.1:	Évolution du taux de change au comptant du dollar canadien.....	111
Graphique C.2:	Évolution de la prime à terme du dollar canadien.....	111
Graphique C.3:	Évolution du taux de change au comptant et de la prime à terme du dollar canadien.....	111
Graphique C.4:	Évolution du taux de change au comptant de la livre sterling.....	112
Graphique C.5:	Évolution de la prime à terme de la livre sterling.....	112
Graphique C.6:	Évolution du taux de change au comptant et de la prime à terme de la livre sterling.....	112
Graphique C.7:	Évolution du taux de change au comptant du mark allemand.....	113
Graphique C.8:	Évolution de la prime à terme du mark allemand.....	113
Graphique C.9:	Évolution du taux de change au comptant et de la prime à terme du mark allemand.....	113
Graphique C.10:	Évolution du taux de change au comptant du yen japonais.....	114

Graphique C.11:	Évolution de la prime à terme du yen japonais	114
Graphique C.12:	Évolution du taux de change au comptant et de la prime à terme du yen japonais.....	114
Graphique C.13:	Évolution du taux de change au comptant du franc français.....	115
Graphique C.14:	Évolution de la prime à terme du franc français.....	115
Graphique C.15:	Évolution du taux de change au comptant et de la prime à terme du franc français.....	115
Graphique C.16:	Évolution du taux de change au comptant du franc suisse.....	116
Graphique C.17:	Évolution de la prime à terme du franc suisse	116
Graphique C.18:	Évolution du taux de change au comptant et de la prime à terme du franc suisse.....	116

LISTE DES ABRÉVIATIONS ET DES SIGLES

* ABRÉVIATIONS

DFA	Dickey-Fuller Augmenté
DW	Statistique de Durbin-Watson
GMM	<i>"General Methods of Moments"</i>
MCG	Moindres Carrés Généralisés
MCO	Moindres Carrées Ordinaires
PPA	Parité des Pouvoirs d'Achat
PTIC	Parité des Taux d'Intérêt Couverte
PTINC	Parité des Taux d'Intérêt Non Couverte
PTIR	Parité des Taux d'Intérêt Réels

* SIGLES DES DEVISES

BEC	Franc belge
CAD	Dollar canadien
CHF	Franc suisse
DEM	Mark allemand
FRF	Franc français
GBP	Livre sterling
ITL	Lire italienne
JPY	Yen japonais
NLG	Florin hollandais

INTRODUCTION

Mise en contexte

L'abandon du système de Bretton Woods et l'avènement du régime de change flexible ont soulevé un intérêt nouveau pour l'étude du marché des changes. Depuis le début des années 70, une littérature abondante s'est développée autour du sujet des déterminants du taux de change et de l'efficience du marché des changes. Les devises sont échangées sur des marchés très organisés, au comptant et à terme, où les intervenants sont nombreux et bien informés. Cela suggère que le taux de change reflète instantanément et pleinement l'information disponible.

Ainsi, si le marché des changes est efficient, le taux de change à terme doit intégrer toute l'information disponible affectant les anticipations et s'aligner vers le taux futur attendu par les opérateurs. Selon "l'hypothèse de l'efficience spéculative"¹, le taux de change à terme devrait fournir une prévision sans biais des variations futures du taux de change. Il est alors considéré comme un estimateur "optimal" ou non biaisé du cours au comptant futur anticipé. Le corollaire de l'efficience du marché est qu'aucune information tirée de l'analyse passée des cours ne peut conduire les spéculateurs à espérer réaliser des profits systématiques sur une base régulière. En effet, dans un marché efficient, les spéculateurs ne sauraient faire, sur une longue période, des prévisions du cours au comptant futur d'une

¹ Selon Bilson (1981).

monnaie qui seraient plus exactes que celles comprises dans le cours à terme de cette devise.

La question est naturellement de savoir si le marché des changes est bien un marché efficient. Il en présente, *a priori*, certaines caractéristiques: nombreux participants, grand volume de transactions effectuées, faiblesse des coûts de transaction et diffusion instantanée de l'information. Tous ces éléments constituent des présomptions d'efficience du marché des changes. La capacité prédictive du taux de change à terme devrait donner une preuve supplémentaire à l'hypothèse de l'efficience. Toutefois, en pratique, le taux à terme semble ne pas être un bon estimateur du taux au comptant futur. Plusieurs auteurs, dont Geweke et Feige (1979), Hansen et Hodrick (1980), Hodrick et Srivastava (1984), Hsieh (1984), pour ne citer que ceux-là, ont en effet montré l'existence d'un biais dans le taux à terme comme estimateur du taux au comptant futur. Cela signifie que le taux à terme établi à une date donnée pour une échéance bien déterminée ne fournit pas une bonne prévision du cours observé effectivement à l'échéance. Si la littérature empirique s'accorde sur l'existence du biais systématique du taux à terme, la nature et la justification théorique de ce dernier sont encore l'objet de controverses. Les tests empiriques effectués ne peuvent pas trancher clairement sur la cause du rejet de l'hypothèse de correspondance entre le taux à terme et le taux au comptant futur.

Dans la littérature, c'est l'efficience simple, où les intervenants sur le marché sont censés être neutres face au risque, qui a été testée. Cependant, le rejet de l'efficience simple mène à un problème d'interprétation. Le rejet peut être causé

soit par l'inefficience, soit par l'existence d'une prime de risque. En fait, le biais dans le taux à terme peut être expliqué par l'aversion au risque manifestée par les agents économiques et la prime qu'ils exigent pour l'assumer. Dans une telle situation, le taux à terme entre deux monnaies sera égal au taux au comptant anticipé ajusté de la prime de risque.

En définitive, l'existence de divergences systématiques entre le cours à terme et le cours au comptant futur ne prouve pas nécessairement un manque d'efficience, étant donné que le marché peut être amené par aversion au risque, à exiger des primes de risque sur certaines devises jugées plus risquées. Sans que l'hypothèse d'efficience du marché ne puisse être remise en cause, il semble que l'utilisation du taux à terme ne soit pas sans biais dans l'exercice de prévision du taux au comptant futur.

La problématique de la recherche

Les questions auxquelles nous tenterons de répondre dans le présent travail peuvent être formulées comme suit:

- Dans quelle mesure le taux de change à terme est-il un estimateur biaisé du taux au comptant futur?
- Quelle est l'explication plausible à l'existence d'un biais systématique dans le taux à terme comme estimateur des variations futures du taux de change au comptant?

Les objectifs

Ce mémoire de recherche a un double objectif:

- Dans un premier temps, nous allons vérifier empiriquement l'existence d'un biais dans la prévision du taux à terme pour les variations futures du taux de change. Cela revient à tester "l'hypothèse de l'efficience spéculative", selon laquelle le taux de change à terme est le meilleur estimateur du taux au comptant futur.
- Dans un deuxième temps, nous allons expliquer la nature et les causes de ce biais et ce en nous basant sur le différentiel des taux d'intérêt réels.

La pertinence de la recherche

L'apport de cette étude est surtout empirique: cela provient du fait que nous allons essayer d'expliquer le biais du taux de change à terme en nous basant sur l'hypothèse selon laquelle les taux d'intérêt en termes réels ne sont pas égaux à travers les pays. En fait, nous allons expliquer l'erreur de prévision du taux à terme par le différentiel des taux d'intérêt réels. Ce dernier indique la présence d'une prime de risque résultant de l'incertitude quant aux variations des cours des devises. En outre, nous allons essayer de corriger pour l'autocorrélation des résidus, problème très fréquent dans les séries chronologiques et notamment les séries de taux de change.

Résultats

L'étude a été effectuée sur la période allant de janvier 1978 à novembre 1995 et a porté sur les devises suivantes: dollar canadien, livre sterling, mark allemand, yen japonais, franc français et franc suisse. Les résultats du présent travail confirment une autre fois l'existence d'un biais dans le taux à terme. Ainsi, non seulement le taux à terme est un estimateur biaisé du taux au comptant futur,

mais il prédit la mauvaise direction des variations futures dans le taux de change. L'étude montre également que le différentiel des taux d'intérêt réels entre les pays permet d'expliquer une partie significative du biais du taux à terme. En effet, le modèle utilisé pour prévoir le différentiel des taux d'intérêt réels anticipés explique une proportion importante de l'erreur de prévision du taux à terme. De plus, l'application d'une stratégie de transaction simple, basée sur les prévisions générées par le modèle, a rendu possible la réalisation de rendements excédentaires pour toutes les devises considérées.

Organisation du travail

Ce travail de recherche sera organisé en quatre parties. Dans la première partie, nous présentons les principales études ayant testé l'efficiences spéculative du marché des changes ainsi que celles ayant expliqué les sources du biais dans le taux de change à terme.

Dans une deuxième partie, nous exposons la méthodologie qui sera adoptée pour vérifier, d'une part, l'hypothèse selon laquelle le taux à terme est un estimateur biaisé du taux au comptant futur et, d'autre part, pour essayer d'expliquer ce biais. En outre, une description des données utilisées sera présentée dans le cadre de cette partie.

La troisième partie est consacrée à la présentation et l'analyse des différents résultats empiriques obtenus.

Enfin, la quatrième et dernière partie sera consacrée à la conclusion de notre travail qui donne, d'une part, un résumé des principaux résultats obtenus et, d'autre part, des voies de recherche éventuelles.

I. REVUE DE LA LITTÉRATURE

Ce chapitre est subdivisé en six sections. La première présente des généralités sur le marché des changes. La deuxième offre un aperçu des principaux déterminants du taux de change. La troisième section porte sur l'efficience des marchés des changes, notamment le marché des changes à terme. La quatrième passe en revue les principales études empiriques portant sur le biais dans le taux de change à terme. La cinquième expose les différentes explications du biais qui ont été avancées dans la littérature. La dernière section est consacrée à la présentation d'une explication plausible à ce biais.

I.1. Généralités sur le marché des changes

Cette section présente des définitions et des concepts qui servent à introduire le sujet.

Nous allons commencer par fournir un aperçu du marché des changes, là où s'échangent les monnaies les unes contre les autres. Il s'agit du marché le plus vaste, dans lequel s'échangent environ 650 milliards de dollars chaque jour, soit 40 fois plus que la valeur du commerce international². Les transactions s'effectuent soit sur le marché au comptant "*spot*", soit sur le marché à terme "*forward*".

² Dominique Plihon, Les taux de change, 1991

I.1.1. Le marché des changes au comptant

L'opération élémentaire sur le marché des changes est l'achat et la vente d'une monnaie contre une autre. La plus grande partie des opérations de change (environ 60 %) est effectuée au comptant. La livraison des devises se fait dans les deux jours ouvrables qui suivent la date de négociation, au cours de change arrêté par les deux parties.

- *Le taux de change au comptant*: c'est le prix d'une unité de devise étrangère, exprimé en unités de monnaie nationale pour une livraison immédiate (généralement 48 heures, 24 heures en Amérique du Nord) et il est noté par S_t .
- *Le taux de change au comptant futur espéré*: c'est le taux de change au comptant anticipé en (t) pour une date future (t+n) et il est noté par $E_t(S_{t+n})$.

I.1.2. Le marché des changes à terme

Contrairement aux transactions au comptant, celles qui sont effectuées sur le marché à terme portent sur une livraison de devises à une date future pouvant aller jusqu'à 10 ans pour certaines devises (dollar US) et ce à un taux fixé au moment de l'entente.

- *Le taux de change à terme*: c'est le prix contractuel d'une devise étrangère, exprimé en unités de monnaie nationale, pour une livraison fixée à une date future et il est noté par $F_{t,t+n}$. Par exemple, un exportateur canadien compte recevoir le mois suivant un montant de 1

million de dollars US. Cet exportateur peut vendre à terme ces dollars US contre des dollars canadiens au prix fixé à la date de conclusion du contrat, pour une livraison dans un mois.

- Un écart positif entre le cours à terme et le cours au comptant ($F_{t,t+n} - S_t > 0$)³ indique une plus-value de la devise à terme et on parle de report, prime ou "*premium*" à terme.
- Un écart négatif entre le cours à terme et le cours au comptant ($F_{t,t+n} - S_t < 0$) indique une moins-value de la devise à terme et on parle de déport, escompte ou "*discount*" à terme.
- Un écart nul entre le cours à terme et le cours au comptant ($F_{t,t+n} - S_t = 0$) indique la parité des deux taux.

1.2. Les principaux déterminants du taux de change

Nous allons présenter dans cette section les principales théories qui expliquent l'évolution du taux de change, à partir des données économiques fondamentales (différentiel d'inflation et d'intérêt entre les pays).

1.2.1. La parité des pouvoirs d'achat (PPA)

La parité des pouvoirs d'achat est considérée par plusieurs économistes comme la théorie centrale de détermination des taux de change. Selon cette théorie, les variations de taux de change compensent exactement les différentiels

³ Toutes les cotations sont à l'incertain: le taux de change exprime le nombre d'unités de monnaie domestique pour acheter une unité de devise étrangère. Exemple: (1.35 \$ CAN/ \$ US), il faut 1.35 \$ CAN pour avoir un \$ US.

d'inflation entre pays. Cette parité, sous sa forme relative, est exprimée de la façon suivante:

$$\frac{1 + \pi_{t+1}^d}{1 + \pi_{t+1}^e} = \frac{S_{t+1}}{S_t} \quad (1.1)$$

où S_{t+1} = le taux de change au comptant à la date $t+1$

S_t = le taux de change au comptant à la date t ;

π_{t+1}^d = le taux d'inflation domestique entre la date t et $t+1$ ($\frac{P_{t+1}^d}{P_t^d} - 1$,

P_t^d est le niveau des prix domestiques à la date t).

π_{t+1}^e = le taux d'inflation étranger ($\frac{P_{t+1}^e}{P_t^e} - 1$, P_t^e est le niveau des prix

étrangers à la date t).

Cette parité est une forme relative de la loi du prix unique, selon laquelle dans un monde sans entraves aux échanges, sans coûts d'information ni de transport, les prix d'un bien échangeable s'égalisent une fois exprimés en une même monnaie. Si ce n'était pas le cas, des arbitrages sur ce bien se produiraient (acheter le bien là où il est bon marché pour le revendre là où il est plus cher) jusqu'au rétablissement de l'équilibre.

La forme relative de la PPA, reposant sur des hypothèses moins strictes, est généralement utilisée. Elle consiste à expliquer non pas le niveau même du taux de change mais son évolution entre deux périodes. Ainsi, si le niveau des prix d'un pays augmente relativement par rapport à un autre pays, la monnaie du premier

pays devra se déprécier pour maintenir le niveau des prix réels identiques entre les deux pays.

Sans entrer dans le détail d'une très importante littérature au sujet de la PPA. Cette dernière, en dépit de sa grande popularité, a fait l'objet de nombreuses critiques, à la fois sur le terrain empirique et sur celui de la théorie. Les études empiriques effectuées sur la PPA n'ont pas réussi à la valider du moins à court terme. En effet, McDonald et Taylor (1990) ont documenté des violations à la PPA. Ils ont expliqué ces déviations par l'existence d'imperfections sur le marché des biens:

- coûts de transaction;
- existence de barrières aux échanges internationaux;
- la structure de consommation et de production n'est pas identique dans tous les pays (les indices de prix perdent leur qualité de guide pour le calcul des pouvoirs d'achat des monnaies).

Tous ces éléments sont autant de difficultés pour mesurer la PPA et peuvent compliquer l'analyse statistique nécessaire à la validation empirique de cette théorie.

En définitive, la PPA constitue un repère très utile sur le moyen et le long terme pour déterminer si l'évolution observée du taux de change est cohérente avec la hausse des prix. En revanche, il semble évident qu'elle ne peut pas être valablement utilisée pour prédire, à court terme, les mouvements de taux de change.

I.2.2. La parité des taux d'intérêt couverte (PTIC)

La parité des taux d'intérêt constitue l'un des pivots de la théorie de l'équilibre des marchés financiers internationaux en général, et des marchés des changes en particulier. Cette parité établit une relation entre le taux d'escompte/prime à terme et le différentiel d'intérêt par le moyen des activités d'arbitrage couvert sur les actifs domestique et étranger. Supposons que l'acquisition d'actifs libellés en devises étrangères avec vente à terme soit plus avantageuse que la simple acquisition d'actifs en monnaie nationale. N'importe qui peut alors s'enrichir en empruntant en monnaie nationale pour acquérir au comptant des titres en devises et les revendre simultanément à terme. Si les agents sont efficaces au sens où ils saisissent toutes les occasions de gain, les arbitrages font varier le taux de change à terme de sorte que ce type d'opération ne rapporte rien à l'équilibre. On dit alors que la parité des taux d'intérêt couverte est réalisée. Ainsi, la relation d'équilibre entre les taux d'intérêt domestique et étranger et le taux de change au comptant et à terme s'écrit sous la forme suivante:

$$\frac{1 + i_{n,t}^d}{1 + i_{n,t}^e} = \frac{F_{t,t+n}}{S_t} \quad (1.2)$$

où $i_{n,t}^d$ et $i_{n,t}^e$ représentent respectivement les taux d'intérêt nominaux domestique et étranger pour un horizon de n périodes au temps t .

$F_{t,t+n}$ est le taux à terme en t pour une livraison à la date $t + n$.

- si le taux d'intérêt domestique excède celui de la devise, la monnaie étrangère se vendra à prime ($F_{t,t+n} > S_t$).

- si le taux d'intérêt domestique est inférieur à celui de la devise, la monnaie étrangère se vendra à escompte ($F_{t,t+n} < S_t$).

Les écarts par rapport à la PTIC révèlent soit la présence d'un risque de non remboursement (contrôle des changes), soit l'inefficacité de l'arbitrage couvert. Les études de Rhee et Chang (1992) et Thornton (1989) ont vérifié empiriquement la validité de la parité des taux d'intérêt couverte.

1.2.3. La parité des taux d'intérêt non couverte (PTINC)

La PTINC s'appuie sur deux hypothèses de base, à savoir la rationalité des anticipations des agents et leur neutralité face au risque (les détenteurs de portefeuilles n'ont pas d'aversion pour le risque). Contrairement à l'arbitrage couvert (PTIC), l'arbitrage non couvert (PTINC) comporte une sorte de pari sur l'évolution du taux de change à venir (le taux de change comptant futur). Au lieu de couvrir sa position sur le marché à terme, l'investisseur peut détenir une position ouverte sur le marché comptant qui dépendra de ses anticipations quant à l'évolution future du taux de change. Sous l'hypothèse de rationalité des anticipations et la neutralité des agents face au risque, les activités d'arbitrage font en sorte que la dépréciation ou l'appréciation du taux de change soit égale au différentiel des taux d'intérêt. On dit alors que la parité des taux d'intérêt non couverte est vérifiée. Cette relation d'équilibre s'écrit sous la forme suivante:

$$\frac{1 + i_{n,t}^d}{1 + i_{n,t}^e} = \frac{E_t(S_{t,t+n})}{S_t} \quad (1.3)$$

Par ailleurs, il est important de signaler que cette relation est basée sur l'hypothèse d'un marché efficient qui suppose un marché de capitaux parfait où il

n'existe ni coûts de transaction, ni taxes et ni contrôle sur la circulation des capitaux. Si la PTINC se vérifie, le taux de change à terme serait un estimateur non biaisé du taux au comptant futur: $F_{t,t+n} = E_t(S_{t+n})$. Cette condition est connue sous "*l'hypothèse d'efficience spéculative*" (Bilson, 1981) ou "*l'hypothèse d'efficience du marché des changes à terme*". Par efficience du marché des changes à terme, on entend que le taux à terme $F_{t,t+n}$ reflète pleinement toutes les informations disponibles à la date t . Cette notion d'efficience sera examinée en détail dans la section suivante. Notons que les écarts par rapport à la PTINC révèlent soit une aversion des agents pour le risque de change, soit une inefficacité de l'arbitrage découvert.

Les tests empiriques portant sur les années 1970 (Hansen et Hodrick, 1980) comme sur les années 1980 (Froot et Frankel, 1989) rejettent l'hypothèse de PTINC ou d'efficience spéculative. Beekaert et Hodrick (1993) rejettent encore cette hypothèse sur la période (1975-1989).

1.3. Efficience du marché des changes à terme

Après avoir présenté les principaux déterminants du taux de change, il est préférable, avant même de présenter les différentes études empiriques qui ont traité le sujet, de discuter la notion d'efficience des marchés des changes. Nous allons en premier lieu présenter la définition de l'efficience en général. Ensuite, nous allons parler de l'efficience dans le cadre du marché des changes à terme.

I.3.1. Définition de l'efficience

On définit de façon traditionnelle un marché efficient comme étant un marché dans lequel toute l'information disponible est utilisée. Un marché est qualifié d'efficient si le prix qui s'y établit reflète pleinement et instantanément toute l'information pertinente disponible. C'est-à-dire toute l'information susceptible d'affecter la formation du prix de l'actif. Un tel marché incorpore donc l'ensemble des événements connus et des anticipations formulées par les agents. Il est donc totalement impossible de battre le marché et de prévoir les évolutions futures du prix de l'actif.

Selon Fama (1970), un marché est efficient si les prix reflètent toute l'information disponible et fournissent, en conséquence, des signaux exacts pour l'allocation des ressources.

"In general terms, the ideal is a market in which prices provide accurate signals for resource allocation (...) A market in which prices always fully reflect available information is called efficient". (Fama, 1970, p. 383)

Cette définition s'applique au marché des actifs financiers ainsi qu'au marché des changes. Dans le cas du marché des changes, on dira qu'il est efficient si toute l'information disponible est incorporée dans la valeur du taux de change. Ainsi, il n'y a pas de possibilité de réaliser systématiquement des profits anormaux dans un tel marché. Le comportement qu'adoptent les participants pour maximiser leur profit fait qu'aucun agent ne peut utiliser systématiquement les informations disponibles pour réaliser des superprofits.

Dans le cas du marché des changes, le taux de change anticipé en t , pour la période suivante $t+1$, est égal à son espérance mathématique calculée en fonction des informations disponibles en t :

$$S_t^a = E(S_{t+1} / I_t) \quad (1.4)$$

où I_t représente l'ensemble des informations dont les agents disposent en t .

Cette hypothèse d'efficience est une hypothèse jointe puisqu'elle suppose à la fois:

- que les agents fassent des anticipations rationnelles, c'est-à-dire qu'ils ne commettent pas d'erreurs systématiques de prévision, qu'ils disposent de toutes les informations disponibles sur le marché et qu'ils forment des prévisions réfléchies des événements futurs;
- que le taux de change du marché se conforme à ces anticipations.

Tester empiriquement l'efficience peut s'avérer difficile. En effet, définir ce que représente "l'information disponible" est un problème assez complexe à résoudre. En fonction de la manière dont l'information est intégrée par le marché, Fama (1970) distingue trois formes différentes de tests d'efficience:

- *Test de forme faible*: par test faible d'efficience, on entend un test pour lequel l'information considérée se limite au passé de la variable à l'étude;
- *Test de forme semi-forte*: l'information considérée dans ce test intègre toute l'information disponible publiquement, y compris le passé de la variable;

- *Test de forme forte*: c'est un test qui porte sur la possibilité d'incorporer de l'information privilégiée ou privée, pertinente pour la détermination du niveau de la variable considérée.

En ce qui concerne le marché des changes, tous les tests effectués sont de forme faible et semi-forte, étant donné qu'il est difficile d'obtenir les rendements réalisés par des groupes particuliers sur ce marché et qui peuvent servir à tester l'efficience dans sa forme forte.

1.3.2. Efficience à terme

Dans le cadre du marché des changes à terme, l'efficience indique que le taux à terme doit inclure (résumer) toutes les informations courantes qui peuvent affecter la prévision du taux de change au comptant futur. Sous l'hypothèse de l'efficience, le taux de change à terme devrait fournir une prévision non biaisée (c'est-à-dire une meilleure estimation) du cours au comptant futur. Une telle hypothèse exclut la possibilité qu'un spéculateur réalise des profits anormaux simplement en effectuant des transactions sur les contrats de change à terme. Ce concept d'efficience est appelé "*efficience spéculative*" du marché des changes. Par efficience spéculative, on entend l'efficience entre le marché au comptant (*spot*) et le marché à terme (*forward*).

Par ailleurs, il faut distinguer entre l'efficience simple et l'efficience au sens large du marché. Dans le premier cas, l'efficience est conditionnée par un contexte où les spéculateurs sont neutres face au risque, alors que, dans le deuxième cas, on admet la possibilité d'un gain non nul servant de compensation

aux spéculateurs qui acceptent les risques et l'incertitude des mouvements futurs du taux de change, malgré le fait qu'ils soient averses au risque.

Les travaux théoriques de Hodrick (1987) et de Baillie et McMahon (1989) montrent que lorsque les agents économiques sont averses au risque, l'hypothèse d'efficience se justifie et ce malgré l'existence d'une prime de risque non nulle ou variable dans le temps. En effet, la prime n'est pas considérée comme un gain spéculatif mais comme une rémunération prévue en fonction des risques pris par les investisseurs.

Dans la littérature, on note que les tests effectués en général ne vérifient pas l'hypothèse d'efficience au sens large mais plutôt l'hypothèse d'efficience simple. Cela soulève un problème important au niveau de l'interprétation des résultats. En effet, un rejet empirique de l'hypothèse de l'efficience simple signifie une inefficience du marché ou bien l'existence d'une prime de risque. Il convient de souligner dès maintenant que le rejet de l'hypothèse d'efficience spéculative n'implique pas forcément le rejet de l'hypothèse de l'efficience du marché, puisque le cours au comptant futur peut différer du cours à terme en raison de l'existence des primes de risque.

I.4. Survol des principales études empiriques

Un nombre très important d'études a été publié sur l'évaluation empirique de l'efficience spéculative des marchés des changes depuis le début des années 1970. Tester l'efficience spéculative revient à examiner l'hypothèse selon laquelle le taux de change à terme est un estimateur non biaisé du taux au comptant futur. Chacune de ces études a présenté une méthodologie qui lui est spécifique. Les techniques statistiques, ainsi que les monnaies et les périodes choisies, sont très différentes d'une étude à l'autre.

Les différents tests de l'efficience à terme utilisés dans la littérature se regroupent en trois catégories, à savoir les tests statistiques, l'analyse à partir des régressions et les tests basés sur des stratégies spéculatives.

Ainsi, nous commençons par donner une revue sommaire des principales études qui ont porté sur l'évaluation empirique de l'efficience spéculative du marché des changes.

I.4.1. Les tests statistiques

Cette première catégorie de tests consiste à examiner les propriétés statistiques de l'erreur de prévision du taux de change à terme ($S_{t+n} - F_{t,t+n}$). Ces tests cherchent à calculer certaines statistiques de l'erreur telles que sa moyenne arithmétique, sa moyenne absolue, sa moyenne quadratique et son écart type. Plus l'erreur est faible, plus le taux à terme est un estimateur efficace et plus le marché est efficient. En revanche, une erreur moyenne élevée ne signifie pas

nécessairement une inefficience du marché à cause de la présence éventuelle de primes de risque.

Les premiers auteurs qui ont utilisé ce genre de test sont Aliber (1974), Kohlhagen (1974-1975), Giddy et Duffey (1975), Cornell (1977), Giddy (1977) et Levich (1977). Ces études ont porté soit sur la période du taux de change fixe, soit sur la période du début de flottement du taux de change. La majorité de ces études ont confirmé l'hypothèse d'efficience à terme. Ces tests visent à déterminer dans quelle mesure le taux à terme est un estimateur non biaisé du taux au comptant futur. D'après le recensement effectué par Levich (1979), on remarque que seulement deux études sur sept sont parvenues à rejeter l'hypothèse d'efficience à terme. Ces études sont celles de Giddy et Duffey (1975) et Giddy (1977). La première a examiné le taux à terme de trois monnaies (le dollar canadien, le franc français et la livre sterling) durant la période allant de 1973 à 1974. Dans cette étude, les erreurs quadratiques moyennes (*MSE*) se sont révélées statistiquement significatives pour la plupart des monnaies et pour la majeure partie de la période étudiée. Ces deux auteurs concluent que le taux à terme est un mauvais estimateur du taux au comptant futur puisqu'il présente une erreur quadratique moyenne très élevée comparée à d'autres modèles simples. La deuxième (Giddy, 1977) a étudié l'efficience à terme sur les marchés allemand et anglais pour la période s'étendant de 1967 à 1976 et en utilisant des taux à terme de 1, 2, 3, 6 et 12 mois. D'après cette étude, le taux à terme ne semble pas prédire de façon très précise le taux au comptant futur.

Les tests statistiques constituent une bonne introduction aux tests de l'efficience, mais ils demeurent des preuves très faibles pour évaluer empiriquement l'hypothèse d'efficience à terme. De ce fait, nous devons exprimer une certaine réserve face aux résultats de ces études. L'approche alternative pour tester l'efficience à terme est le recours aux tests basés sur les régressions et notamment les tests d'analyse du biais.

I.4.2. Les tests d'analyse du biais

Les tests d'analyse du biais s'appuient sur des régressions relativement simples, mais qui évaluent l'efficience d'une façon plus appropriée. En raison de l'importance de ce genre de test et de son impact sur la mesure de l'efficience, il serait intéressant de les présenter en détail.

Le test standard couramment utilisé dans la littérature pour analyser le biais dans le taux de change à terme prend la forme de la régression suivante:

$$s_{t+n} = a + bf_{t,t+n} + \varepsilon_{t+n} \quad (1.5)$$

où s_{t+n} est le logarithme du taux de change au comptant au temps $t+n$

$$(s_{t+n} = \ln S_{t+n})^4$$

$f_{t,t+n}$ est le logarithme du taux de change à terme au temps t pour un

horizon de n périodes ($f_{t,t+n} = \ln F_{t,t+n}$);

a et b sont les coefficients de la régression;

⁴ Dans l'équation (1.5) comme dans le reste du travail, nous employons la convention qu'une majuscule dénote le niveau de la variable et qu'une minuscule dénote le logarithme du niveau. $s_{t+n} = \ln S_{t+n}$ et $f_{t,t+n} = \ln F_{t,t+n}$.

ε_{t+n} est un terme d'erreur.

On cherche alors à tester l'hypothèse jointe d'efficience spéculative et d'absence de prime de risque $H_0: a = 0$ et $b = 1$. Le test porte sur deux hypothèses jointes: la rationalité des anticipations et l'absence d'aversion pour le risque. Si les agents sont neutres vis-à-vis du risque, le taux de change à terme traduit leurs anticipations; si, de plus, ces dernières sont rationnelles, le taux à terme prédit sans biais le taux au comptant futur. ($f_{t,t+n} = E_t(s_{t+n})$ où $f_{t,t+n}$ est un estimateur non biaisé de s_{t+n}).

Par ailleurs, Meese et Singleton (1982), Hansen et Hodrick (1984), Cumby et Obstfeld (1984), Fama (1984), Baillie et Bollerslev (1989) et Hakkio et Rush (1989), ont noté que les séries de taux de change aussi bien au comptant qu'à terme ne sont pas stationnaires⁵, mais contiennent des racines unitaires. Il y a donc des problèmes avec les régressions de la forme (équation (1.5)). La non stationnarité des taux de change rend suspects les tests effectués à partir de cette régression, puisque les écarts types des coefficients estimés ne sont pas convergents. Cette situation implique que les tests asymptotiques classiques ne sont pas applicables. Pour tenir compte des problèmes relatifs à la non stationnarité des variables de taux de change, plusieurs auteurs ont opté pour la formulation suivante:

$$s_{t+n} - s_t = a + b(f_{t,t+n} - s_t) + \varepsilon_{t+n} \quad (1.6)$$

⁵ Une série est stationnaire si sa moyenne, sa variance et ses autocovariances sont constantes dans le temps

Ce second test consiste à faire régresser la variation du taux au comptant sur une constante et sur la prime à terme. L'équation (1.6) présente un avantage par rapport à l'équation (1.5) puisqu'elle s'intéresse aux variations du taux de change, ce qui permet de contourner, *a priori*, le problème de non stationnarité des variables de taux de change.

La façon de procéder consiste encore à tester l'hypothèse nulle $H_0 : a=0$ et $b=1$. Notons que c'est la régression (1.6) qui sera utilisée dans l'analyse empirique de ce travail.

Une autre version de cette équation consiste à vérifier l'existence du biais en faisant la régression de la variation du taux de change sur le différentiel des taux d'intérêt, puisque les taux à terme sont le résultat d'un arbitrage sur ce différentiel.

$$s_{t+n} - s_t = a + b(i_{n,t}^d - i_{n,t}^e) + \varepsilon_{t+n} \quad (1.7)$$

Passons maintenant à la présentation et à l'analyse des résultats des études qui ont utilisé les régressions comme technique statistique.

D'après ces études, le taux à terme semble constituer en général une prévision biaisée du taux au comptant futur. Dans les paragraphes qui suivent, nous allons présenter les principales caractéristiques de ces études.

Geweke et Feige (1979) ont utilisé une méthode un peu différente de celles citées précédemment. En effet, ils ont testé l'efficience à terme en analysant les comportements de la série de profits réalisés sur les contrats à terme. Les auteurs infèrent que si les profits réalisés au cours d'une période sont reliés à ceux d'une période passée, le marché n'utilise pas toute l'information disponible de façon

efficace, car il est possible d'anticiper les profits susceptibles d'être réalisés à partir des seuls taux observés. Alors, plus les profits sont reliés dans le temps, plus le marché est inefficent. Les profits réalisés sur les contrats à terme d'une devise i , au temps (t) désignés par $q_{i,t}$, sont exprimés de la façon suivante:

$$q_{i,t} = \frac{(S_{i,t} - F'_{i,t-1})}{S_{i,t-1}} \quad (1.8)$$

Les auteurs ont effectué trois types de test. Le premier évalue l'efficience sur un seul marché (une seule devise). C'est le test à marché unique, qui utilise les profits passés pour expliquer les profits actuels et consiste à tester l'équation suivante:

$$q_{i,t} = a_0 + b_i q_{i,t-1} + \varepsilon_t \quad (1.9)$$

Le test cherche à vérifier l'hypothèse nulle H_0 : $a_0 = 0$ et $b_i = 0$. Le rejet de cette hypothèse signifie que les profits réalisés sont reliés: le marché n'utilise pas toute l'information de façon efficace et, par conséquent, il n'est pas efficace.

Le deuxième est un test multi-marchés, qui consiste à vérifier si le profit réalisé sur un marché donné est indépendant des profits passés pour un ensemble de devises, y compris la devise du pays considéré. Le fait d'incorporer d'autres devises augmente considérablement la force du test. Le test multi-marchés est représenté sous la forme suivante:

$$q_{i,t} = a_0 + \sum_{j=1}^n b_{ij} q_{j,t-1} + \eta_{i,t} \quad (1.10)$$

où j représente toutes les devises, y compris la devise i .

Le test consiste à vérifier encore l'hypothèse $H_0: a_0 = 0$ et $b_{ij} = 0$ et la conclusion sera la même que celle du test à marché unique.

Le troisième est un test joint de Fisher, qui cherche à vérifier l'efficiencia conjointe des tests multi-marchés.

Tous les tests ont porté sur le taux à terme de trois mois des sept devises les plus importantes (dollar canadien, mark allemand, livre sterling, franc suisse, franc français, florin hollandais et franc belge). Ils ont utilisé des données trimestrielles qui couvraient deux périodes différentes:

- la période des taux de change fixe (1962-1967);
- la période des taux de change flexibles (1972-1979).

Les méthodes d'estimation utilisées sont celles des moindres carrés ordinaires pour le test à marché unique et la méthode de Zellner-Aitken pour le test multi-marchés.

Pour la période des taux fixes, les résultats des tests à marché unique ont été favorables à l'hypothèse d'efficiencia pour toutes les devises, à l'exception de la livre et du franc belge. En ce qui concerne le test multi-marchés, les résultats ont été favorables à l'hypothèse d'efficiencia pour toutes les devises étudiées, à l'exception de la livre et du dollar canadien. Quant au test de l'efficiencia conjointe multi-marchés (test de Fisher), il est facilement rejeté.

Les résultats des tests portant sur la période de flottement des taux de change sont similaires aux précédents, mais ils sont plus déterminants pour le test d'efficiencia conjointe. Pour les tests à marché unique et multi-marchés, les résultats confirment l'efficiencia pour toutes les devises, exception faite du dollar

canadien. En revanche, l'hypothèse d'efficacité conjointe a été rejetée au seuil de signification statistique de 99 %. L'étude abouti à la conclusion suivante: le marché à terme est inefficace du fait qu'il est possible de faire des profits anormaux. Geweke et Feige attribuent ce résultat à la plus grande puissance de ce test. Enfin, ils expliquent l'inefficacité au niveau multi-marchés par l'existence de coûts de transaction. En d'autres termes, lorsque les coûts de transaction excèdent les profits qui peuvent être réalisés, ils empêchent toute activité de spéculation.

Hansen et Hodrick (1980) ont effectué des tests légèrement différents de ceux de Geweke et Feige. Ils ont utilisé des tests sur l'erreur de prévision mesurée par la différence entre le taux au comptant et à terme. À la différence de l'étude de Geweke et Feige, ils ont utilisé un modèle contenant deux retards au lieu d'un seul. Les vérifications ont porté sur des données hebdomadaires pour le taux à terme de trois mois (13 semaines) et couvrant la période allant de 1973 à 1979. Pour éviter les problèmes d'autocorrélation des résidus, ils ont eu recours à la méthode des moindres carrés généralisés (MCG). Cette étude a débouché sur des résultats qui confortent l'hypothèse de l'efficacité pour le test à marché unique dans 6 cas sur 7 (tous les marchés sont efficaces sauf le marché allemand). En ce qui concerne le test multi-marchés, l'hypothèse d'efficacité est rejetée dans 3 marchés sur 5. La spécification où interviennent comme variables explicatives les erreurs de prévision sur plusieurs monnaies (équation (1.10)) produit des résultats qui rejettent l'hypothèse nulle dans le cas du dollar canadien, du mark allemand et du franc suisse.

En 1983, les mêmes auteurs ont repris les tests effectués en 1980 en utilisant une période un peu plus tardive par rapport à celle de leur étude antérieure. Ainsi, ils ont évité la période de turbulence se situant immédiatement après le passage au régime du taux de change flottant. Les résultats montrent l'existence d'une inefficience pour la plupart des devises avec un risque d'erreur de 1.4%.

Hodrick et Srivastava (1984) ont repris les mêmes tests que Hansen et Hodrick (1983), mais en prolongeant la période étudiée jusqu'à 1982. Ils ont travaillé à partir de données mensuelles et ont retrouvé des résultats semblables à ceux de Hansen et Hodrick, c'est-à-dire un rejet de l'hypothèse de l'efficience.

Cumby et Obstfeld (1981) ont testé la parité des taux d'intérêt non couverte (PTINC) pour vérifier si le taux à terme est un estimateur non biaisé du taux comptant futur. Cette parité suppose la rationalité des anticipations des agents et leur neutralité vis-à-vis du risque. Ils ont utilisé deux types de tests d'autocorrélation des erreurs (le test Q de Box-Pierce (1970) et le test de maximum de vraisemblance) qui ont conduit aux mêmes résultats. Les résultats de cette étude rejettent la PTINC pour toutes les devises étudiées sauf pour la livre sterling, ce qui suggère l'existence d'un biais.

En 1984, les mêmes auteurs ont testé l'équation (1.6) en excluant l'hypothèse d'homoscédasticité (la variance constante des erreurs de prévision du taux de change futur dans le temps). Le problème est que l'hypothèse d'anticipation rationnelle n'implique pas l'existence d'une variance constante des erreurs de prévision. En effet, certaines périodes sont plus turbulentes que d'autres. Les

résultats auxquels ils ont abouti rejettent l'hypothèse selon laquelle le taux à terme est un estimateur non biaisé du taux au comptant futur.

Hsieh (1984) a vérifié l'hypothèse d'efficience simple qui suppose que les agents ont des anticipations rationnelles et qu'il n'existe pas de prime de risque sur le marché des changes. Pour ce faire, il a cherché à montrer que le terme d'erreur entre le taux de change au comptant et le taux à terme $(s_t - f_{t-1})$ a une moyenne nulle et qu'il n'est pas corrélé avec d'autres informations connues. De plus, ce terme d'erreur n'est ni corrélé avec le changement dans le taux au comptant $(s_t - s_{t-1})$ ni avec l'escompte à terme $(f_{t-1} - s_{t-1})$. L'étude de Hsieh se distingue aussi des études précédentes par le fait qu'elle utilise des taux à terme hebdomadaires qui sont calculés à partir de la parité des taux d'intérêt couverte. Hsieh a choisi de construire ses taux à terme, car il s'intéressait à un horizon de très court terme (la semaine), et aussi parce que les taux à terme hebdomadaires n'étaient pas disponibles. Son étude a porté sur huit devises pour la période allant du 9 juin au 24 avril 1981 et il a employé une méthode d'estimation tenant compte de l'hétéroscédasticité. Les résultats de son étude rejettent généralement l'hypothèse d'efficience. Ces résultats défavorables à l'efficience sont relativement fiables compte tenu du biais qui peut être engendré par la construction de la série de taux à terme à partir de la parité des taux d'intérêt couverte.

Contrairement aux études antérieures qui ont examiné seulement l'hypothèse nulle ($b=1$), Huang (1984) a examiné une alternative possible au rejet de l'hypothèse nulle ($b=0$), c'est-à-dire le cas où le taux de change suit une marche

aléatoire. En effet, le rejet de l'hypothèse nulle peut être dû soit à une inefficience du marché de change, soit à l'utilisation d'un modèle mal spécifié. L'étude de Huang a porté sur des taux de change à terme d'un mois, trois mois et six mois pour neuf devises. En utilisant une procédure bayésienne, il a montré que la marche aléatoire est plus performante que le taux à terme dans la prévision du taux au comptant futur.

Froot (1990), en faisant le recensement de 75 estimations différentes, a montré que b moyen était de l'ordre de -0.88, alors qu'il devrait être de 1. En effet, un $b < 1$ montre qu'un escompte de 1% sur le marché à terme implique une dépréciation de la devise de moins de 1%, voire une appréciation de celle-ci lorsque $b < 0$, ce qui est en contradiction avec la parité des taux d'intérêt couverte.

Enfin, To et Assoé (1995) ont montré l'existence d'un biais dans le taux de change à terme en utilisant la régression (équation (1.6)) et en se servant de données mensuelles de taux de change à terme d'un mois, trois mois, six mois et douze mois pour neuf devises cotées par rapport au dollar américain. La base de données utilisée dans cette étude couvre la période allant de mai 1977 à décembre 1992. Cette étude récente a confirmé une autre fois l'existence du biais, en soutenant l'hypothèse que le taux à terme est un estimateur biaisé du taux de change au comptant futur, et ce quels que soient le terme du contrat (1 à 12 mois) et la devise. Les deux auteurs ont cherché à expliquer le biais documenté en se servant d'un modèle bayésien simple fondé sur le comportement d'un arbitragiste sur le marché des changes.

I.4.3. Les tests basés sur des stratégies spéculatives

Ces techniques sont fondées sur la recherche de profits extraordinaires rendus possibles par la spéculation sur les marchés des changes à terme. En fait, si les marchés sont efficients, la possibilité de réaliser ce genre de profits systématiques sera inexistante. La méthode utilisée est alors une comparaison des profits obtenus à l'aide d'une stratégie simple avec un niveau de profit jugé normal, par exemple le taux de rendement sur les bons du Trésor.

Thomas (1985) élabore une stratégie qui consiste à acheter les contrats à terme des devises cotant un déport (ayant un taux d'intérêt élevé), à vendre les contrats à terme des devises cotant une prime (ayant un taux d'intérêt bas) et, enfin, à maintenir la position des contrats. La position dans chaque devise est revue à chaque fin de contrat. Cette stratégie a été testée sur la période allant de 1974 à 1983 et portant sur les cinq devises les plus importantes pour un horizon de 3 mois. Les résultats obtenus indiquent que 57 % des 216 transactions effectuées étaient profitables. De plus, le profit moyen est supérieur à la perte moyenne, et aucune devise n'a présenté de perte cumulative durant la période d'étude.

Green (1992) s'est appuyé sur la conclusion de certaines études qui rejetaient la parité des taux d'intérêts réels à travers les pays, pour élaborer une stratégie d'investissement. À l'aide d'un modèle économétrique tenant compte du différentiel du taux d'intérêt à court terme, celui du long terme et du différentiel d'inflation, il génère au début de chaque mois une prévision de l'erreur du taux à terme d'un mois. La stratégie élaborée par cet auteur consiste à acheter des contrats à terme si l'erreur de prévision estimée par le modèle est positive et de vendre des

devises à terme si l'erreur est négative. Cette stratégie a permis de réaliser des rendements mensuels excédentaires variant de 0.24 % pour le dollar canadien à 1.68 % pour le florin hollandais et 0.7 % pour un portefeuille équilibré. Par ailleurs, le ratio de Sharpe (rendement/risque) s'établit à 0.23, excédant ainsi celui de Standard & Poor 500 (0.14) et celui des obligations à long terme (0.12).

Kritzman (1993) a démontré que le rendement sur les contrats à terme sur les devises n'était pas nul. En considérant dix contrats à terme d'un mois portant sur les cinq devises les plus importantes, à savoir le dollar US, la livre sterling, le yen japonais, le mark allemand et le franc suisse, il a montré que, de juillet 1973 à décembre 1991, le taux de change à terme a surestimé le mouvement futur du taux de change au comptant. Cette surestimation varie dans une proportion allant de 51 % pour les contrats livre sterling-yen à 60 % pour les contrats mark-yen. Une stratégie d'investissement et de couverture sur le marché à terme qui exploite ce biais systématique des cours à terme par rapport au cours au comptant donnerait des profits. En effet, une stratégie qui consiste à acheter des contrats à escompte et à vendre des contrats à prime rapporterait un rendement annualisé de l'ordre de 0.44% à 8.96 %. Kritzman a expliqué l'existence de ce biais par ce qu'il appelle l'asymétrie bilatérale (cette notion sera explicitée davantage dans la section relative à l'explication du biais dans le taux à terme).

Choie (1993) élabore une stratégie similaire qui consiste à:

- acheter les titres libellés en devises à hauts taux d'intérêt sans les couvrir, en espérant que le pourcentage de dépréciation sera inférieur à l'escompte.

- acheter les titres libellés en devises à taux d'intérêt bas en les couvrant à terme pour profiter de la prime qui est généralement supérieure à l'appréciation effective.

La stratégie a été testée en utilisant les devises suivantes: le mark allemand, la livre et le yen sur une période de 60 mois (de décembre 1986 à décembre 1991). Cette stratégie a donné lieu à des profits annualisés de l'ordre de 0.6 % pour le yen à 13.2 % pour la livre. De plus, un portefeuille équi pondéré de contrats à terme des trois devises construit sur la base de cette stratégie aurait rapporté des gains dans une proportion de 65 % (39 mois sur 5 ans) avec un rendement moyen annualisé de 5.25 %. En somme, les rendements excédentaires réalisés à partir de ces stratégies prouvent à l'évidence l'existence d'un biais dans le taux à terme.

I.4.4. Conclusion de la revue empirique

Nombreuses sont les études qui se sont intéressées au sujet de l'efficience du marché des changes à terme. Ces études ont utilisé des techniques économétriques, des devises et des périodes fortes variées.

Les résultats des premières études menées par Kaserman (1973), Aliber (1974) et Kohlhagen (1974), portant sur la période de régime de taux de change fixe, ont soutenu l'hypothèse d'absence de biais dans le taux de change à terme (voir annexe A.1). Toutefois, les études récentes, en se fondant sur des techniques statistiques plus performantes et portant sur la période du système du taux de change flottant, ont réfuté l'hypothèse d'absence de biais. Parmi ces études, nous pouvons citer, entre autres, celles de Geweke et Feige (1979), Hansen et Hodrik

(1980), Hodrick et Srivastava (1984), Huang (1984), Hsieh (1984) (voir annexe A.2).

D'après ces études récentes, nous remarquons qu'il existe un consensus général selon lequel le taux de change à terme est un mauvais estimateur du taux au comptant futur. L'hypothèse d'efficience simple fait l'objet d'un rejet général. Néanmoins, la justification théorique de ce biais suscite encore des débats. Les tests empiriques ne peuvent pas trancher clairement sur les causes du rejet. Le rejet de l'hypothèse de l'efficience spéculative ne signifie pas nécessairement que le marché n'est pas efficient et qu'il ne tient pas compte de l'information pertinente. Le cours à terme peut s'écarter systématiquement du cours au comptant futur s'il existe des primes de risque variables dans le temps.

Les explications avancées dans la littérature pour justifier l'existence du biais sont nombreuses, allant de l'existence d'une prime de risque pour maintenir l'hypothèse d'efficience, jusqu'à l'irrationalité des investisseurs. D'autres justifications sont prise en compte, à savoir l'asymétrie bilatérale, les interventions des banques centrales et les coûts de transaction. En fait, la présence des coûts de transaction peut également fournir une raison du rejet, cependant ils seront vraisemblablement faibles et peu variables dans le temps.

Nous allons présenter les principales explications de l'existence du biais avancées dans la littérature dans la section qui suit.

1.5. Les principales explications du biais

Au moins six explications ont été avancées par les études antérieures. Nous allons dans ce qui suit passer en revue les principales raisons évoquées pour expliquer le biais documenté dans les cours à terme.

1.5.1. L'existence d'une prime de risque

Plusieurs études ont expliqué le biais dans le taux de change à terme par l'existence d'une prime de risque variable dans le temps. Les travaux empiriques qui ont présenté cette évidence sont ceux de Hansen et Hodrick (1983), Fama (1984), Hsieh (1984), Korajczyk (1985) et Hodrick et Srivastava (1984). Toutefois, d'autres auteurs, notamment Frankel (1982), Dommowitz et Hakkio (1983) et Pope et Peel (1991), ont obtenu des résultats différents et ont échoué dans leur tentative d'identification de cette prime de risque.

Fama (1984) a testé un modèle de mesure jointe des variations de la prime de risque P_t et de l'espérance du taux de change futur $E_t(s_{t+1})$ sous l'hypothèse d'attentes rationnelles et de marché à terme efficient. L'auteur commence par décomposer le taux de change à terme en deux composantes de la manière suivante:

$$f_{t,t+1} = E_t(s_{t+1}) + P_t \quad (1.11)$$

où $f_{t,t+1}$ est le logarithme du niveau du taux de change à terme = $\ln F_{t,t+1}$

et s_{t+1} est le logarithme du taux au comptant futur = $\ln S_{t+1}$.

Le taux de change à terme est déterminé comme étant l'équivalent certain d'un taux de change au comptant futur incertain.

De manière équivalente, l'équation (1.11) peut s'écrire sous la forme suivante:

$$f_{t,t+1} - s_t = E_t(s_{t+1} - s_t) + P_t \quad (1.12)$$

Fama établit un test reposant sur l'estimation des deux régressions suivantes:

$$f_{t,t+1} - s_{t+1} = \alpha_1 + \beta_1(f_{t,t+1} - s_t) + \varepsilon_{1,t+1} \quad (1.13)$$

$$s_{t+1} - s_t = \alpha_2 + \beta_2(f_{t,t+1} - s_t) + \varepsilon_{2,t+1} \quad (1.14)$$

- β_1 , représente la composante de la prime de risque dans la prime à terme.
- β_2 , mesure le pouvoir de la prime à terme à prévoir le changement observé dans le taux de change au comptant.

Étant donné la parfaite complémentarité des équations (1.13) et (1.14) (la somme de $(f_{t,t+1} - s_{t+1})$ et $(s_{t+1} - s_t)$ est égale à $(f_{t,t+1} - s_t)$), la somme des coefficients (α_1 et α_2) doit être égale à 0 et la somme des coefficients associés à la prime à terme (β_1 et β_2) donnera 1. En d'autres termes, ces deux régressions contiennent la même information sur chacune des deux composantes. Une analyse jointe permet de mesurer la variation de la prime de risque par la déviation de β_2 par rapport à 1. Un β_1 différent de 0 implique que la variation de la prime de risque compte pour une bonne part dans la variation de la prime à terme. Un β_2 différent de 1, implique que le taux à terme est un estimateur biaisé du taux au comptant futur. La différence entre les deux coefficients estimés ($\beta_1 - \beta_2$) nous permet de déterminer l'importance relative de la variation dans la prime de risque par rapport à la variation dans l'erreur de prévision du taux à terme. Si cette différence est significativement positive, alors une forte proportion de la variation dans la prime

à terme est due à la variation dans la prime de risque. Au contraire, si cette différence est significativement négative, alors la variation dans la prime à terme est attribuable à la variation dans le changement anticipé du taux de change au comptant.

Fama a utilisé des données mensuelles du taux de change pour la période allant du 31 août 1973 au 10 décembre 1982 pour tester neuf devises à savoir, dollar canadien, franc belge, franc français, lire italienne, yen japonais, florin hollandais, franc suisse, livre sterling et mark allemand.

En ce qui concerne les résultats, Fama obtient des valeurs supérieures à 1 pour β_1 et des valeurs négatives pour β_2 pour toutes les devises testées et ce, quelle que soit la méthode d'estimation utilisée (moindres carrés ordinaires ou *Seemingly Unrelated Regression* (SUR)). Les coefficients β_1 et β_2 sont significativement différents de 0 et 1 respectivement pour toutes les devises. Ceci implique que la prime de risque a une variation révélée dans la prime à terme, alors que le taux à terme est un estimateur biaisé du taux au comptant futur. Fama teste l'hypothèse nulle suivante: $H_0 : (\beta_1 - \beta_2) > 0$, les résultats obtenus montrent que les différences entre les deux coefficients estimés sont supérieures à 2 pour toutes les devises, exception faite du yen japonais, et que β_1 et β_2 sont négativement corrélés. À la lumière de ces résultats, on peut inférer que la variation dans la prime à terme est due essentiellement à la variation dans la prime de risque.

En somme, Fama montre que les variations observées dans le taux à terme s'expliquent surtout par les variations dans la prime de risque (la variation de la

prime de risque dans le temps est une source du biais dans le taux à terme). Ce résultat est important parce qu'il implique que la prime de risque joue un rôle fondamental dans la détermination du taux change à terme. Selon lui, l'échec des tests de l'efficience spéculative est attribuable à l'existence de cette prime de risque. De cette manière, il conserve l'hypothèse de l'efficience du marché des changes à terme, puisque l'existence d'une prime de risque est considérée comme une compensation pour le risque manifesté par les investisseurs détenant des positions dans des devises jugées plus risquées, et non pas comme un profit spéculatif.

Koedijk et Ott (1987) présentent une étude similaire à celle de Fama (1984) mais pour une période qui s'étale entre 1976 et 1985. Ils ont estimé le modèle de Fama (les équations (1.13) et (1.14)) sur trois sous-périodes: avant, pendant et après la période de politique monétaire restrictive aux États-Unis (la période s'étalant entre octobre 1979 et septembre 1982). Les résultats obtenus varient d'une sous-période à l'autre, mais ils sont, en général, similaires à ceux obtenus dans l'étude de Fama.

1.5.2. L'irrationalité des anticipations des investisseurs

Frankel et Froot (1987) ont attribué le biais du taux à terme à des erreurs systématiques dans les anticipations des investisseurs. Ils présentent la même décomposition que Fama, mais utilisent les réponses des investisseurs à un sondage portant sur leurs anticipations du taux de change futur provenant de trois sources d'informations (*Amex Bank Review*, *Economist's Financial Report* et *le Money Market Services*).

Les résultats de leur étude rejettent l'hypothèse selon laquelle la totalité du biais est attribuable à l'existence d'une prime de risque variable dans le temps. En revanche, ils ne rejettent pas celle qui affirme que tout le biais est attribuable à des erreurs systématiques dans les anticipations des investisseurs. Ils trouvent que les anticipations sont biaisées et que les activités de spéculation sont excessives.

Froot et Thaler (1990) font une étude semblable à celle de Frankel et Froot (1987) et ils débouchent sur des résultats similaires. Ils rejettent l'hypothèse selon laquelle tout le biais du taux à terme est dû à l'existence d'une prime de risque et que la variance de la prime de risque est supérieure à celle du changement anticipé dans le taux de change. Ils acceptent l'hypothèse selon laquelle ce biais est attribuable à la présence d'erreurs systématiques dans les anticipations.

D'autres études (Bilson (1981), par exemple) ont interprété le biais dans le taux de change à terme comme un rejet de l'hypothèse des anticipations rationnelles, et donc comme l'évidence d'une spéculation excessive sur le marché des changes.

D'autre part, les anticipations, en l'occurrence toutes celles qui ne correspondent pas aux variations des prix escomptés (effet de surprise), sont également avancées dans la littérature pour expliquer la détermination du taux de change, et justifier le biais du taux à terme.

Enfin, notons que le recours aux résultats des enquêtes (Frankel et Froot (1987), Froot et Thaler (1990)) plutôt qu'à des observations *ex post* peut poser des problèmes particuliers:

- les enquêtes ne reflètent pas fidèlement les anticipations des agents au moment où ils prennent des positions. En effet, les réponses peuvent être différentes des anticipations puisqu'on utilise la réponse médiane, alors qu'en réalité les actions prises reflètent une somme d'anticipations pondérées par les transactions réalisées.
- les enquêtes n'engagent à rien, les réponses données peuvent, dans une situation réelle, occasionner des risques pour lesquels on exigerait davantage de compensations.

I.5.3. L'asymétrie bilatérale

Kritzman (1993) explique l'existence du biais par ce qu'il appelle l'asymétrie bilatérale. Cette dernière désigne le fait que les investisseurs dans les pays à taux d'intérêt faible préfèrent investir dans les pays à taux élevé avec le risque de subir le mouvement subséquent défavorable du taux de change. En revanche, les investisseurs dans les pays à taux d'intérêt élevé préfèrent investir dans leurs pays tout en courant le risque de perdre leur pouvoir d'achat dans une proportion plus grande en rapport avec les anticipations d'inflation (d'après l'approche de la parfaite flexibilité des prix).

Cette asymétrie engendre un déplacement des fonds des pays à taux d'intérêt bas vers les pays à taux d'intérêt élevés, créant ainsi une augmentation de la demande pour les devises à taux d'intérêt élevés et l'appréciation de ces devises. En même temps, il y aura une réduction de la demande des devises à taux d'intérêt bas, entraînant la dépréciation de ces dernières. L'asymétrie bilatérale donne lieu à des situations qui ne sont pas conformes à la parité des taux d'intérêt non couverte

(PTINC), puisque les devises à taux d'intérêt élevés tendent à s'apprécier alors que sur le marché à terme on prévoit une dépréciation de ces devises.

Comme le notent les partisans de l'approche keynesienne, cette asymétrie des comportements peut être expliquée par la lenteur de l'ajustement des prix sur le marché des biens par rapport à celui des taux sur le marché des changes (Dornbusch (1976)), par les différentiels d'inflation moins élevés entre les pays depuis le passage au système des taux de change flottants, et par le rejet à court terme de la parité des pouvoirs d'achat.

1.5.4. Les coûts de transaction et l'écart *bid-ask*

Le biais serait aussi dû à certaines imperfections telles que l'écart entre le cours acheteur (*bid*) et le cours vendeur (*ask*), les coûts de transaction et d'autres erreurs de mesure. Cornell (1989) soutient que les mesures de taux de change utilisées dans la plupart des études n'incorporent pas les coûts de transaction et négligent souvent l'écart entre les cours acheteur et vendeur, pouvant ainsi entraîner un biais dans le taux de change à terme. Il conclut:

"Until the impact of both measurement error and specification error have been more accurately assessed, it is premature to conclude that forward rates are biased predictor of futures spot rate". (Cornell, 1989, p.155).

Cependant, les résultats empiriques obtenus par Cornell après correction des données utilisées pour les erreurs de mesure montrent toujours l'existence du biais.

Beakert et Hodrick (1993) ont réexaminé la relation entre la prime à terme et la variation anticipée dans le taux de change et ont trouvé que le biais introduit

par l'écart *bid-ask* ou par d'autres imperfections des données est relativement négligeable en comparaison avec le biais réel dans le taux à terme. Cette étude montre, en outre, que le biais dans le taux à terme documenté dans les années 80 (1980-1989) est plus grand que celui enregistré durant les années 1975-1980. Notons enfin que les coûts de transaction ainsi que l'écart entre cours acheteur et cours vendeur seront vraisemblablement faibles et peu variables dans le temps pour fournir une explication du biais dans le taux à terme.

1.5.5. Les distorsions introduites par les interventions des banques centrales

Les banques centrales interviennent sur le marché des changes dans le but d'atténuer surtout les fluctuations du taux de change et de le ramener à un niveau jugé d'équilibre. Comme le notent Froot et Thaler (1990), les banques centrales parient à contre-courant pour atténuer l'appréciation d'une devise lorsque les taux d'intérêt augmentent:

«... "central banks", who seem to "lean against the wind" by trading in such a way as to attenuate the appreciation of a currency as interest rate increase».

(Froot et Thaler, 1990, p. 188)

Ces interventions influencent le processus de détermination du taux de change de deux manières. En premier lieu, elles agissent directement sur l'équilibre entre l'offre et la demande sur le marché des changes. Les variations des taux de change et des taux d'intérêt résultant de ces interventions poussent les investisseurs à modifier la composition de leur portefeuille en devises étrangères, ce qui affecte le taux de change. En second lieu, ces interventions permettent de donner certains

signaux aux opérateurs sur le marché des changes. En agissant sur le taux de change, les autorités monétaires donnent de façon apparente des informations sur les politiques macro-économiques futures. Les interventions des banques centrales peuvent influencer les anticipations du marché et engendrer des retards dans le mouvement du taux de change vers son équilibre.

Ces interventions donneraient lieu à des stratégies d'arbitrage profitables. Sweeney (1986) et Hodrick (1987) prétendent que les profits réalisés par les spéculateurs sont des profits laissés délibérément par les banques centrales qui réaliseraient systématiquement des pertes en jouant à contre-courant.

L'étude de Bossaerts et Hillion (1991) montre que les interventions des banques centrales sur le marché des changes, et surtout l'asymétrie d'informations relatives à ces interventions entre les opérateurs sur le marché, accentuent l'écart bid-ask et le rendent encore plus asymétrique autour des dates d'intervention. Ces écarts ajoutent de l'ampleur au biais dans le taux de change à terme.

1.5.6. Risques politiques

Cette approche considère que le risque politique engendré par les changements des politiques gouvernementales pourrait fournir une explication au biais dans le taux de change à terme.

Bachman (1992) a développé un modèle qui explique le biais du taux à terme et principalement les variations de ce biais dans le temps par l'existence d'un risque politique (événements politiques, élections et changements de gouvernement). Sur le plan empirique, Bachman a testé le modèle à partir de treize élections enregistrées aux États-Unis, au Canada, en France et au Royaume-Uni de

1974 à 1985. Bien que les résultats de cette étude révèlent un changement dans le biais du taux à terme à la suite de changements de gouvernement après des élections, il n'en demeure pas moins que le biais du taux à terme persiste et ne peut pas être attribué uniquement aux changements des politiques gouvernementales.

I.6 Une explication plausible

Après avoir présenté les différentes explications du biais dans le taux de change à terme, nous allons nous intéresser, dans le cadre de ce travail de recherche, uniquement à la première explication (l'existence d'une prime de risque) pour analyser l'erreur de prévision du taux de change à terme.

Pour tenter d'expliquer les causes de ce biais, nous retiendrons l'hypothèse selon laquelle les taux d'intérêt réels ne sont pas égaux à travers les pays. En fait, nous allons tester empiriquement si le différentiel des taux d'intérêt réels entre les pays permet d'expliquer l'erreur du taux à terme dans la prévision des mouvements futurs du taux de change.

Pour ce faire, nous commencerons par présenter l'expression classique de la parité des taux d'intérêt réels. Ensuite, nous donnerons une revue sommaire des principales études ayant porté sur le test de l'égalité des taux d'intérêts réels. Enfin, nous présenterons l'explication du biais du taux à terme qui repose sur le différentiel des taux d'intérêt réels.

I.6.1. La parité des taux d'intérêt réels (PTIR)

Si la PTINC se vérifie, et si les agents croient à la parité des pouvoirs d'achat relative entre les monnaies, alors les taux d'intérêt réels s'égalisent. À

partir de l'expression de la PPA (1.1), nous pouvons déduire la version de la PPA anticipée ou *ex ante* sous sa forme logarithmique.

$$E_t[\ln(S_{t+n} / S_t)] = E_t[\ln(1 + \pi_{t+n}^d) - \ln(1 + \pi_{t+n}^e)] \quad (1.15)$$

où $E_t(\cdot)$ est l'espérance mathématique reflétant l'anticipation basée sur l'ensemble des informations disponibles à la date t .

D'après la PTINC, nous pouvons écrire l'équation suivante:

$$E_t[\ln(S_{t+n} / S_t)] = \ln(1 + i_{n,t}^d) - \ln(1 + i_{n,t}^e) \quad (1.16)$$

Soient $r_{n,t}^d$ et $r_{n,t}^e$ les taux d'intérêts réels domestique et étranger anticipés (*ex ante*) pour un horizon de n périodes à la date t .

À partir de la relation de Fisher, nous pouvons exprimer les taux d'intérêt réels domestique et étranger anticipés respectivement par les deux équations suivantes:

$$\ln(1 + r_{n,t}^d) = \ln(1 + i_{n,t}^d) - E_t \ln(1 + \pi_{t+n}^d) \quad (1.17)$$

$$\ln(1 + r_{n,t}^e) = \ln(1 + i_{n,t}^e) - E_t \ln(1 + \pi_{t+n}^e) \quad (1.18)$$

En faisant la différence entre les équations (1.16) et (1.15), nous obtenons:

$$\ln(1 + i_{n,t}^d) - E_t \ln(1 + \pi_{t+n}^d) = \ln(1 + i_{n,t}^e) - E_t \ln(1 + \pi_{t+n}^e) \quad (1.19)$$

En remplaçant ensuite les termes de cette équation par leurs expressions telles que définies dans les équations (1.17) et (1.18), nous aurons:

$$\ln(1 + r_{n,t}^d) = \ln(1 + r_{n,t}^e) \text{ ou d'une manière équivalente } r_{n,t}^d = r_{n,t}^e \quad (1.20)$$

L'équation (1.20) représente l'expression de la parité des taux d'intérêt réels (PTIR). Sous l'hypothèse de la PPA *ex ante* et de la PTINC, les taux d'intérêt réels

anticipés devraient être égaux à travers les pays. Toutefois, plusieurs études ont échoué dans leur tentative de valider cette parité sur le plan empirique.

I.6.2. L'évidence de l'inégalité des taux d'intérêt réels

Plusieurs études empiriques ont rejeté l'hypothèse de PTIR *ex ante* à travers les pays. Parmi ces études, nous pouvons citer, entre autres, celles de Cumby et Obstfeld (1984), Mark (1985), Cumby et Mishkin (1986), Merrick et Saunders (1986) et Longworth (1986).

Le test couramment utilisé dans la littérature pour vérifier la parité des taux d'intérêt réels prend la forme de la régression suivante:

$$r_{n,t}^i = \alpha + \beta r_{n,t}^j + \varepsilon_t \quad (1.21)$$

où $r_{n,t}^i$ et $r_{n,t}^j$ sont les rendements réels d'actifs identiques dans différents pays. La PTIR est vérifiée lorsque l'hypothèse jointe, $\alpha = 0$ et $\beta = 1$, n'est pas rejetée.

Cumby et Obstfeld (1984) ont rejeté la PTIR *ex ante* entre les États-Unis et l'Allemagne, la Suisse et le Canada pour le taux Euro d'un mois durant la période (janvier 1976-septembre 1981), le taux Euro de trois mois et le taux de marché monétaire (papier commercial) durant la période (janvier 1976-juillet 1981).

Ils ont fait la régression du différentiel d'inflation sur le différentiel des taux d'intérêt nominaux. L'hypothèse nulle, selon laquelle la constante et la pente de la régression sont respectivement de 0 et 1, a été rejetée pour tous les pays étudiés, à l'exception du Japon et du Royaume-Uni. De plus, les auteurs ont évalué empiriquement la PTINC en utilisant des données hebdomadaires allant de janvier 1976 à juin 1981 et la PPA *ex ante* pour la période s'étendant de septembre 1975 à

mai 1981. Ils ne sont pas parvenus à les valider empiriquement. Par conséquent, ils ont rejeté l'hypothèse de l'égalité des taux d'intérêt réels à travers les pays.

Mark (1985) a testé la PTIR en utilisant les taux Euro de six pays à savoir, les États-Unis, le Canada, l'Allemagne, l'Italie, la Hollande et le Royaume-Uni, pour la période allant de mai 1973 à février 1982. Cette étude se distingue de l'étude précédente par le fait qu'elle a testé la PTIR en tenant compte de l'effet de l'imposition sur les rendements réels à travers les pays. En ce qui concerne le test (avant impôt), la PTIR a été rejetée dans tous les cas à 5 % de risque d'erreur, à l'exception de l'Allemagne, et ce pour les taux Euro d'un mois. En utilisant les taux Euro de trois mois, cette parité a été de nouveau rejetée pour tous les pays, sauf pour l'Allemagne et l'Italie. Pour le test de la PTIR (après impôt), les résultats sont nuancés et il est difficile de se prononcer sur l'évidence de l'inégalité des taux d'intérêts réels après impôt. Toutefois, l'évidence de l'inégalité des taux d'intérêt réels demeure vérifiée pour l'analyse avant impôt.

Cumby et Mishkin (1986) ont testé la parité des taux d'intérêt réels sur la période (juin 1973-décembre 1983), pour huit pays industrialisés. Étant donné que les taux d'intérêt réels anticipés ne sont pas observables, ils les ont générés pour chaque pays en faisant la régression des taux réels réalisés *ex post* sur des variables représentant l'ensemble des informations disponibles auprès des agents économiques. Ensuite, ils ont fait régresser les taux d'intérêts réels estimés pour chaque pays sur le taux américain. Ils ont testé l'hypothèse nulle H_0 : la constante = 0 et la pente = 1. Les résultats de cette étude rejettent une nouvelle fois l'hypothèse selon laquelle les taux d'intérêt réels dans chaque pays sont égaux à celui des États-

Unis. L'hypothèse nulle a été rejetée pour tous les pays étudiés, sauf la France quand les taux Euro de trois mois ont été utilisés, et le Canada quand ils ont travaillé avec les taux de marché monétaire domestique.

À la différence des études précédentes, Merrick et Saunders (1986) ont testé la PTIR en faisant régresser le taux d'intérêt réel pour chaque pays sur la moyenne des taux d'intérêts réels *ex post* de dix pays (*cross-sectional mean*). Les résultats de cette étude rejettent l'hypothèse nulle pour le Canada, la Belgique, la Suisse et l'Allemagne et ce pour la période allant du premier trimestre de 1976 au second trimestre de 1984.

Longworth (1986) a testé l'hypothèse combinée de la PPA *ex ante* et de la PTINC et la parité des taux d'intérêt réels entre le Canada et les États-Unis. Il a fait son étude sur deux sous-périodes (septembre 1973-octobre 1979) et (novembre 1979-décembre 1985). Il a rejeté cette PTIR pour la première sous-période uniquement. Par ailleurs, cette étude a abouti au rejet de la PPA *ex ante* et de la PTINC sur toute la période étudiée. Comme la parité des taux d'intérêt réels est basée sur ces deux parités, leur rejet correspond à celui de la parité des taux d'intérêt réels.

Les raisons qui ont été avancées dans la littérature pour expliquer les déviations par rapport à la PTIR sont les suivantes:

- l'existence d'une prime de risque: dans un monde où les investisseurs sont averses au risque, les différences de risque entraînent des différences dans les rendements anticipés;

- l'existence de barrières aux mouvements des capitaux à travers les pays.

Tout contrôle sur la circulation des capitaux empêche complètement l'activité d'arbitrage entre les marchés des capitaux de façon que l'écart entre les rendements réels persiste. Cette deuxième explication ne semble pas être pertinente du moment où la plupart des études portant sur la PTIR utilisaient les taux sur les Euro dépôts/obligations qui ne sont sujets à aucun contrôle. De plus, toutes les contraintes qui entravent la circulation des capitaux sont abolies ou en voie de l'être.

Plusieurs auteurs attribuent les disparités des taux d'intérêts réels entre les pays à l'existence d'une prime de risque. En effet, si une telle prime existe, les taux d'intérêt réels seront différents d'un pays à l'autre, du moins à court terme. Ils expliquent ces déviations par le fait que les investisseurs sont averses au risque. En conséquence, ces derniers exigeront une prime pour compenser le risque résultant de l'incertitude quant à l'évolution future du taux de change. Selon Mishkin (1984):

"In a world with risk-averse economic agents, real rates can differ across countries because risk premiums in the forward exchange market and for securities denominated in different currencies should exist, differ across countries, and undergo variations over time". (Mishkin, 1984, p. 1355-1356)

Il faut souligner que la variabilité des cours, qui sert souvent à décrire les risques courus sur le marché financier, ne peut pas être considérée comme le seul facteur déterminant de la prime de risque sur le marché des changes. En effet, cette variabilité ne peut expliquer de façon adéquate ni la prime de risque, ni son importance, ni son signe (pour savoir quelle devise est la plus risquée). De plus,

l'investisseur aura toujours la possibilité de se protéger des effets des fluctuations imprévisibles du taux de change en se couvrant sur le marché à terme.

Parmi les facteurs qui déterminent la prime de risque, on pourrait mentionner les offres et les demandes relatives aux avoirs ou aux engagements libellés en monnaie nationale ou en devises étrangères. Des études théoriques utilisant des modèles de choix de portefeuille (Frankel (1979)) indiquent qu'une augmentation de l'offre mondiale d'obligations libellées dans une devise étrangère et émises par les gouvernements pour financer par exemple des déficits budgétaires devrait faire augmenter la prime de risque de la devise en question. Dans les autres modèles qui prennent en considération les risques d'ordre politique et les risques d'insolvabilité, une augmentation des engagements nets d'un pays en devises étrangères (par suite de la persistance du déficit de la balance courante) peut accroître la prime de risque relative à la monnaie de ce pays.

1.6.3. Explication du biais par le différentiel des taux d'intérêt réels

Après avoir montré les disparités qui existent entre les taux d'intérêt réels à travers les pays (du moins à court terme), nous nous pencherons sur la nature du biais dans le taux à terme et sur la relation qui pourrait exister entre ce biais et le différentiel des taux d'intérêt réels. Nous verrons ainsi à quoi est due la déviation du taux à terme par rapport au taux au comptant futur anticipé. Si cette déviation se justifie par la présence d'une prime de risque [Fama (1984), Hsieh (1984), Hodrick et Srivastava (1986)], cette même prime devrait en principe se refléter dans les rendements réels des actifs libellés dans différentes devises. Cet écart entre les taux d'intérêt réels révèle l'existence d'un risque auquel les investisseurs ne sont pas

indifférents. En effet, ces derniers exigent une prime de risque qui sera incorporée dans le taux d'intérêt pour investir dans un pays dont la monnaie est volatile. La prime de risque consiste en une sorte de rémunération pour le risque résultant de l'incertitude quant à l'évolution future du taux de change. Étant donné que la formation des taux à terme est le résultat d'un arbitrage couvert entre les taux d'intérêt, nous pouvons affirmer que le taux à terme renferme implicitement une prime de risque. La question qui se pose alors est de savoir dans quelle mesure le différentiel des taux d'intérêt réels entre les pays pourrait expliquer l'erreur de prévision du taux à terme pour les mouvements futurs du taux de change.

Avant de passer en revue les études qui se sont intéressées au sujet, nous nous proposons de mettre l'accent sur la relation qui existe entre l'erreur de prévision du taux à terme et le différentiel des taux d'intérêt réels.

Il est toujours possible de décomposer le différentiel des taux d'intérêt réels anticipés en deux termes. Le premier représente l'écart par rapport à la PTINC et le deuxième représente l'écart par rapport à la PPA relative *ex ante*.

$$\begin{aligned} [\ln(1 + r_{n,t}^d) - \ln(1 + r_{n,t}^e)] &= [\ln(1 + i_{n,t}^d) - \ln(1 + i_{n,t}^e) - E_t[\ln(S_{t+n} / S_t)]] \\ &+ [E_t[\ln(S_{t+n} / S_t)] - E_t[\ln(1 + \pi_{t+n}^d) - \ln(1 + \pi_{t+n}^e)]] \end{aligned} \quad (1.22)$$

À partir de cette décomposition, on peut dériver la relation qui existe entre l'erreur de prévision du taux à terme et le différentiel des taux d'intérêt réels. En utilisant la parité des taux d'intérêts couverte (PTIC) dont la validité empirique ne fait plus aucun doute, l'équation (1.22) peut s'écrire de la manière suivante:

$$\begin{aligned}
[\ln(F_{t,t+n}/S_t) - E_t[\ln(S_{t+n}/S_t)]] &= [\ln(1+r_{n,t}^d) - \ln(1+r_{n,t}^e)] \\
&+ [-E_t[\ln(S_{t+n}/S_t)] + E_t[\ln(1+\pi_{t+n}^d) - \ln(1+\pi_{t+n}^e)]]
\end{aligned} \quad (1.23)$$

Après quelques simplifications, cette équation sera réduite à:

$$\begin{aligned}
[E_t(\ln S_{t+n}) - \ln F_{t,t+n}] &= [\ln(1+r_{n,t}^e) - \ln(1+r_{n,t}^d)] \\
&+ [E_t[\ln(S_{t+n}/S_t) - E_t[\ln(1+\pi_{t+n}^d) - \ln(1+\pi_{t+n}^e)]]]
\end{aligned} \quad (1.24)$$

L'équation (1.24) représente la décomposition de l'erreur de prévision du taux à terme en deux composantes. La première représente le différentiel des taux d'intérêt réels *ex ante* et la deuxième exprime la déviation par rapport à la parité des pouvoirs d'achat relative *ex ante*. Notons que cette décomposition tient également sous la forme *ex post*.

Par ailleurs, cette décomposition a poussé certains auteurs dont Korajczyk (1985) à élaborer un modèle économétrique de la forme suivante:

$$s_{t+1} - f_t = \delta_0 + \delta_1(r_{t+1}^e - r_{t+1}^d) + \delta_2(d_{t+1} - d_t) + \eta_{t+1} \quad (1.25)$$

où d_t désigne le logarithme de la déviation par rapport à la PPA absolue

($d_t = p_t^e - p_t^d + s_t$, avec p_t^e et p_t^d représentent respectivement le logarithme du niveau des prix étrangers et domestiques).

Korajczyk s'est proposé d'étudier la mesure dans laquelle le différentiel des taux d'intérêt réels explique le biais du taux à terme. Il s'est fondé sur la justification théorique selon laquelle ce biais est attribuable à l'existence d'une prime de risque. Selon cet auteur, si une telle prime existe, séparant le taux à terme du taux de change au comptant futur anticipé, elle devrait être reflétée dans le différentiel des rendements réels. Si le biais du taux à terme est complètement

attribuable à l'existence d'une prime de risque, les valeurs estimées des coefficients δ_0 et δ_2 devraient être significativement égales à zéro et celle de δ_1 égal à 1. Cependant, le rejet de l'hypothèse nulle indique que la prime de risque ne saurait constituer l'unique explication au biais. Il montre également que les déviations par rapport à la PPA contribuent aussi à l'explication de ce biais. Il en découle que la variation dans le différentiel des taux d'intérêt réels ne pourrait expliquer la totalité de la variation du biais observé.

Korajczyk a estimé l'équation (1.25) en supposant que le terme $(d_{t+1} - d_t)$ est nul. Il a utilisé des données mensuelles du taux à terme pour un mois, qui couvraient la période allant d'avril 1974 à décembre 1980 et ce pour huit devises (dollar canadien, livre sterling, mark allemand, franc français, franc suisse, franc belge, florin hollandais et lire italienne). Les taux Euro et les indices de prix à la consommation ont été utilisés pour estimer les taux d'intérêts réels anticipés. Compte tenu du fait que ces derniers ne sont pas observables, des variables instrumentales ont été choisies en fonction de leur corrélation avec les taux d'intérêts réels anticipés, pour en avoir des estimations (projections) sur l'ensemble de l'information disponible. Parmi ces variables, nous pouvons citer le différentiel moyen des taux d'intérêt sur une période antérieure de 12 mois, le différentiel d'inflation décalé d'un mois entre les États-Unis et le pays étranger, la prime à terme au début du mois et l'erreur de prévision du taux à terme retardée d'une période.

Les résultats de l'estimation par la méthode des triples moindres carrés (*three-stage least squares*), ne rejettent l'hypothèse nulle ($\delta_0 = 0$ et $\delta_1 = 1$) que pour la lire italienne. Par ailleurs, l'auteur a testé quatre hypothèses jointes pour toutes les devises: H_1 : la constante est nulle pour toutes les équations; H_2 : les coefficients δ_1 sont identiques dans toutes les équations; H_3 : le coefficient δ_1 est égal à 1 pour toutes les devises; enfin, H_4 : $\delta_0 = 0$ et $\delta_1 = 1$ pour toutes les devises. En utilisant les tests statistiques asymptotiques classiques au seuil de 5 %, seule la première hypothèse ne peut être rejetée pour toutes les devises, contrairement aux trois autres. Toutefois, en utilisant les distributions des tests statistiques générées par les simulations Monte Carlo et Bootstrap, les résultats diffèrent des tests basés sur la distribution asymptotique. En effet, les quatre hypothèses ne peuvent en aucun cas être rejetées. Korajczyk explique ces différences dans les résultats des tests d'hypothèses par des problèmes liés à la non normalité des séries de données utilisées et à la taille réduite de l'échantillon.

En somme, il conclut qu'il existe une relation significative entre l'erreur de prévision du taux à terme et le différentiel des taux d'intérêt réels *ex ante* (l'anticipation du différentiel des taux d'intérêts réels basée sur l'ensemble des informations passées). Il existe cependant au moins une partie de l'erreur de prévision du taux à terme qui peut être expliquée par le différentiel des taux d'intérêt réels anticipés.

Levine (1989) a adopté la même méthodologie que celle élaborée par Korajczyk (1985) pour identifier les sources du biais dans le taux à terme. Il a

estimé l'équation (1.25) pour des périodes différentes qui vont d'avril 1974 à décembre 1985 et ce pour neuf pays (États-Unis, Canada, Belgique, France, Italie, Japon, Hollande, Suisse et Royaume-Uni). En somme, son analyse des résultats montre que les différences des taux d'intérêt réels entre les pays expliquent une partie de l'erreur de prévision mais qu'elles ne constituent pas la seule composante de cette erreur.

Green (1992) s'est également penché sur la question de l'explication du biais par le différentiel des taux d'intérêt réels. Il a utilisé un modèle économétrique qui tient compte du différentiel d'intérêt à court terme, du différentiel à long terme et du différentiel d'inflation. Ce modèle peut être formulé de la manière suivante:

$$FFE = x(0) + x(1)DIFST + x(2)DIFGL + x(3)DIFINF + E \quad (1.26)$$

où $FFE = \ln(1 + (S_{t+1} - F_{t,t+1}) / S_t)$ (erreur de prévision du taux à terme)

$DIFST = \ln(1 + CT(i_e)) - \ln(1 + CT(i_d))$ (différentiel des taux d'intérêt à court terme)

$DIFGL = \ln(1 + LT(i_e)) - \ln(1 + LT(i_d))$ (différentiel des taux d'intérêt à long terme).

$DIFINF = \ln(1 + \pi_e) - \ln(1 + \pi_d)$ (différentiel d'inflation *ex post*).

Pour estimer les coefficients de son modèle, Green a utilisé des données mensuelles couvrant la période allant de janvier 1975 à décembre 1987. Son étude a porté sur huit devises, à savoir le yen japonais, la livre sterling, le mark

allemand, la lire italienne, le franc français, le florin hollandais, le franc suisse et le dollar canadien.

Les résultats de cette étude indiquent que le modèle explique une proportion non négligeable de la variance de l'erreur de prévision du taux à terme. Les coefficients de détermination R^2 varient, en effet, entre 0.05 et 0.15. L'étude a révélé des coefficients significatifs pour la première variable (DIFST) dans cinq régressions parmi les huit effectuées. Les coefficients de la deuxième variable (DIFGL) sont significatifs dans trois cas. Green conclut alors que les différences dans la structure du taux d'intérêt à travers les pays, jouent un rôle important dans l'explication de l'erreur de prévision du taux à terme. Enfin, les coefficients de la troisième variable (DIFINF) sont significatifs pour trois pays seulement: à savoir, le Royaume-Uni, la France et l'Italie, qui sont connus pour leur politique anti-inflationniste. En effet, un pays qui possède des taux d'inflation faibles devrait avoir des taux d'intérêt réels relativement élevés afin d'attirer les investisseurs étrangers.

À la lumière des résultats obtenus par ces études, nous pouvons conclure que le différentiel des taux d'intérêt réels *ex ante* peut expliquer une partie de la déviation du taux à terme par rapport au taux au comptant futur anticipé, hypothèse que nous allons tester dans le cadre de la deuxième partie de ce travail.

II. MÉTHODOLOGIE

Comme nous l'avons énoncé au début, l'objectif du présent travail consiste, d'une part, à vérifier l'existence d'un biais dans la prévision du taux à terme et, d'autre part, à expliquer ce dernier par le différentiel des taux d'intérêt réels anticipés.

La démarche suivie dans le présent chapitre est la suivante. Dans la première section, nous présenterons la méthodologie qui sera adoptée pour vérifier l'existence du biais. Ainsi, nous allons présenter le modèle qui va nous servir à examiner l'hypothèse d'efficience spéculative, ensuite nous allons décrire la méthode d'estimation utilisée. La deuxième section sera réservée à la présentation de la méthodologie que nous allons suivre pour expliquer le biais. La troisième section sera consacrée à la présentation des données utilisées dans le cadre de ce travail empirique. Enfin, dans la dernière section de ce chapitre, nous effectuerons un certain nombre de statistiques descriptives et des tests de racine unitaire sur les séries de données utilisées.

II.1. Test de l'existence du biais dans le taux de change à terme

Dans cette section, nous trouvons une description du modèle à estimer ainsi que la méthode d'estimation utilisée.

II.1.1. Présentation du modèle

Dans le premier chapitre de ce travail, nous avons donné un bref aperçu des différentes études ayant évalué l'hypothèse d'efficience spéculative. Certaines d'entre elles ont adopté des méthodes basées sur l'examen des propriétés

statistiques de l'erreur de prévision du taux à terme. D'autres ont élaboré des stratégies spéculatives visant à profiter du biais dans le taux à terme. Une autre approche (la plus utilisée dans les études récentes) consiste à analyser le biais du taux à terme à partir des régressions. Notre travail s'introduit dans cette dernière veine d'études.

Pour tester l'existence du biais dans le taux de change à terme, nous allons estimer le modèle suivant:

$$s_{t+n} - s_t = a + b (f_{t,t+n} - s_t) + \varepsilon_{t+n} \quad (2.1)$$

où s_{t+n} est le logarithme du taux de change au comptant au temps $t+n$;

s_t est le logarithme du taux de change au comptant à la date t ;

$f_{t,t+n}$ est le logarithme du taux à terme fixé à la date t pour une livraison à $t+n$

a et b sont les coefficients de la régression et

ε_{t+n} est un terme d'erreur.

Dans cette équation, tous les taux de change sont exprimés en logarithme des taux observés (en niveau). Nous avons opté pour une telle approche pour tenir compte du paradoxe de Siegel et de l'inégalité de Jensen, permettant ainsi de rendre les résultats indépendants de l'unité monétaire de base. Siegel (1970), note que l'hypothèse des anticipations rationnelles en niveau $F_{t,t+n} = E_t(S_{t+n})$ doit tenir dans les deux sens et indépendamment du système de cotation du taux de change (à l'incertain ou au certain). Donc, l'équation analogue considérée de la part du

pays étranger est la suivante: $E_t[\frac{1}{F_{t,t+n}}] = E_t[\frac{1}{S_{t+n}}]$. Cependant, l'inégalité de Jensen

nous montre que $E(\frac{1}{x}) > \frac{1}{E(x)}$, alors les deux équations ci-dessus ne sont pas équivalentes. Pour contourner ce problème, il est recommandé de définir les variables en terme de logarithme naturel.

$$E_t(s_{t+n})^{-1} = E_t(\ln S_{t+n})^{-1} = -E_t(\ln S_{t+n}) = -\ln F_{t,t+n} \quad (2.2)$$

La régression (2.1) repose sur la relation entre les variations du taux au comptant et de la prime à terme. Cette formulation offre sur le plan économétrique l'avantage que, *a priori*, les variables dépendantes et indépendantes sont stationnaires. En effet, plusieurs auteurs ont opté pour cette formulation et ce pour tenir compte des problèmes relatifs à la non stationnarité des variables de taux de change (voir revue de la littérature page 21).

En outre, nous allons effectuer le test de racine unitaire pour les variables dépendantes et indépendantes du modèle pour s'assurer que les séries utilisées sont effectivement stationnaires.

Nous allons tester les hypothèses suivantes.

- **Hypothèse H_{01} :** $b = 1$; le taux à terme est un estimateur sans biais du taux au comptant futur.
- **Hypothèse H_{02} :** $b = 0$; le taux à terme n'a aucun pouvoir prédictif sur les changements futurs dans le taux de change.
- **Hypothèse H_{03} :** $a = 0$ et $b = 1$ (test joint de l'hypothèse d'efficienne simple). C'est l'hypothèse conjointe d'efficienne de marché et d'absence

de prime de risque. Cependant, s'il existe une prime de risque constante, il n'est pas indispensable que la constante soit nulle.

Nous signalons que tous les tests seront effectués avec un seuil de confiance de 95 %, ce qui veut dire que le risque que nous prenons pour rejeter à tort une hypothèse est de 5 %.

II.1.2. La méthode d'estimation

Un des problèmes qui peut se poser, et que nous essayerons de résoudre, est celui de l'autocorrélation des résidus. Ses principales implications sont que les estimateurs des moindres carrés ordinaires sont inefficaces en ce sens que leurs variances ne sont pas minimales. En outre, l'autocorrélation fausse les tests statistiques. Les écarts types des coefficients sont biaisés (généralement sous-estimés), ce qui conduit à des tests statistiques inexacts et à des intervalles de confiance biaisés.

En économétrie, l'existence d'une autocorrélation des erreurs peut être expliquée par l'omission de variables explicatives elles-mêmes autocorrélées, ou bien par un choc aléatoire qui n'a pas été résorbé immédiatement.

Avant de décrire la série chronologique par un modèle avec autocorrélation des erreurs, il faut savoir si l'emploi d'un tel modèle est déjà nécessaire. Pour cela, il est nécessaire de commencer par tester l'hypothèse nulle (absence d'autocorrélation et donc emploi de la méthode des moindres carrés ordinaires) contre l'hypothèse alternative (autocorrélation et emploi de la méthode des moindres carrés généralisés). Dans ce qui suit, nous allons présenter les différentes procédures utilisées pour tester l'existence d'un degré de dépendance entre les

erreurs. À titre d'exemple, nous pouvons citer le test de Durbin-Watson (1950,1951), le test de multiplicateur de Lagrange de Breusch-Godfrey (1978), le test (Q) de Box-Pierce (1970) et le test de Ljung et Box (1979).

Le premier test cité est habituellement utilisé pour détecter l'existence d'une autocorrélation d'ordre 1. Toutefois, il n'est plus approprié dans la mesure où il présente certaines limites. Mis à part la difficulté d'interpréter les résultats à cause de la région d'indétermination, ce test n'est pas adéquat pour détecter la présence d'un degré élevé d'autocorrélation. Les autres tests d'autocorrélation cités sont plus puissants et presque similaires du point de vue théorique. Dans le présent travail, nous allons nous appuyer sur le test de Breush-Godfrey (1978) et nous limiter à tester la présence d'autocorrélation jusqu'à l'ordre 3. Dans ce qui suit, nous allons présenter le test de multiplicateur de Lagrange de Breusch-Godfrey (1978).

L'hypothèse nulle relative à ce test est H_0 : pas d'autocorrélation des résidus, l'hypothèse alternative est H_1 : $\varepsilon_t = \text{AR}(p)$ (les erreurs suivent un processus autorégressif d'ordre p) ou $\varepsilon_t = \text{MA}(p)$ (les erreurs suivent un processus de moyenne mobile d'ordre p)⁶.

⁶ Généralement, les erreurs peuvent suivre différents types d'autocorrélation. Les plus analysés sont les processus autorégressifs $\text{AR}(p)$ et les processus de moyenne mobile $\text{MA}(q)$. Un processus autorégressif

d'ordre p ($\text{AR}(p)$) prend la forme suivante: $\varepsilon_t = \sum_{j=1}^p \rho_j \varepsilon_{t-j} + v_t$ alors, qu'un processus de moyenne mobile

(*Moving Average*) d'ordre q ($\text{MA}(q)$) peut être présenté comme suit: $\varepsilon_t = v_t + \sum_{j=1}^q \theta_j v_{t-j}$, où, ρ_j et θ_j

sont des paramètres d'autocorrélation inconnus et v_t est un bruit blanc ($E[v_t] = 0$, $E[v_t v_s] = 0$ pour $t \neq s$ et $E[v_t^2] = \sigma_v^2$).

Ce test peut être appliqué simplement en faisant régresser les résidus ε_t sur X_t (matrice des variables indépendantes du modèle), ε_{t-1} , ε_{t-2} , ..., ε_{t-p} et en calculant la statistique $T.R^2$ (T et R^2 représentent respectivement le nombre d'observations et le coefficient de détermination). Il s'agit ensuite de comparer cette dernière à la valeur $\chi^2_\alpha(p)$, p représentant le degré d'autocorrélation. L'élaboration de ce test est équivalente à l'estimation d'une régression de ε_t sur la partie des erreurs retardées qui n'est pas expliquée par X_t .

Pour estimer les coefficients du modèle (équation 2.1), nous utiliserons la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO) et ensuite nous emploierons une procédure pour corriger l'autocorrélation des erreurs.

Étant donné que nous utiliserons des données de taux de change à terme de trois mois, alors que nos observations sont mensuelles (il s'agit "*d'overlapping observations*" où la maturité des contrats à terme excède l'intervalle de temps entre les observations), les termes d'erreur de la régression (2.1) comportent une moyenne mobile MA (*Moving Average*) d'ordre 2⁷. Dans ces conditions, nous corrigerons pour l'autocorrélation en modélisant les erreurs selon un processus MA(2). Pour ce faire, nous utiliserons une procédure d'estimation itérative similaire à celle de Cochrane-Orcutt (1949), mais qui modélise les erreurs sous la forme d'un processus MA(q) au lieu d'un processus AR(p) (voir Pagan (1974)).

⁷ Cette affirmation a été démontrée par les études empiriques de Frankel (1980) et de Hansen et Hodrick (1980).

L'estimation par cette méthode⁸ se déroule en deux étapes puisque les paramètres d'autocorrélation entre les résidus sont inconnus:

- dans une première étape, on commence par estimer une valeur initiale du paramètre d'autocorrélation entre les résidus, qui peut être égale à zéro ou à n'importe quelle valeur qui est comprise entre -1 et 1;
- dans une deuxième étape, il s'agit d'estimer le modèle à l'aide des moindres carrés ordinaires en utilisant la valeur initiale du paramètre d'autocorrélation déjà estimée. Une fois qu'un vecteur de coefficients est obtenu, il est utilisé à son tour pour estimer une nouvelle valeur du paramètre d'autocorrélation. Il suffit ensuite de répéter cette procédure un certain nombre d'itérations jusqu'à la convergence. À chaque étape de cette procédure, les nouvelles valeurs du paramètre d'autocorrélation et des coefficients du modèle sont obtenues de façon à minimiser la somme des carrés des résidus.

⁸ Nous nous sommes basés sur cette méthode parce qu'elle est pré-programmée dans le logiciel de Shazam (White 1992).

II.2. Explication du biais

Dans cette section, nous présentons une description de la méthodologie que nous adopterons pour tenter d'expliquer le biais dans le taux à terme à l'aide du différentiel des taux d'intérêt réels. Dans les paragraphes qui suivent, nous présentons le modèle ainsi que la stratégie de transaction que nous allons tester afin de valider le modèle proposé.

II.2.1. Présentation du modèle

L'objectif que nous poursuivons est d'élaborer un modèle qui constituera un test fiable de l'hypothèse selon laquelle les différences dans les rendements réels à travers les pays constituent une explication du biais dans le taux à terme.

Face à la complexité et aux difficultés inhérentes à la modélisation du taux d'intérêt réel *ex ante* (il s'agit d'une variable qui n'est pas observable), nous avons décidé d'utiliser un modèle simple pour tenter d'expliquer le biais dans le taux de change à terme. À la lumière des investigations théoriques et de la revue de quelques études empiriques, nous nous proposons d'employer une méthode semblable à celle utilisée par Green (1992). Nous nous sommes inspirés du modèle développé par cet auteur pour estimer les taux d'intérêt réels anticipés. Ainsi, il s'agit d'estimer un modèle qui tient compte du différentiel des taux d'intérêt nominaux à court terme et du différentiel d'inflation *ex post*. Nous jugeons que ces deux variables explicatives peuvent donner une meilleure estimation des taux d'intérêt réels vu leur relation dans l'équation de Fisher. Selon cette dernière, prévoir le taux d'intérêt réel revient à prévoir l'inflation anticipée. Le modèle que nous allons estimer peut être présenté ainsi:

$$EPTT = a + b \text{ DIFINT} + c \text{ DIFINF} + e \quad (2.3)$$

où $EPTT = \ln S_{t+3} - \ln F_{t,t+3}$ représente l'erreur de prévision du taux à terme de trois mois

$\text{DIFINT} = \ln(1 + i_{3,t}^e) - \ln(1 + i_{3,t}^d)$ représente le différentiel des taux d'intérêt nominaux à court terme (3 mois).

$\text{DIFINF} = \ln(1 + \pi_{t+3}^e) - \ln(1 + \pi_{t+3}^d)$ représente le différentiel d'inflation *ex post* entre les dates t et $t+3$.

a, b et c sont les coefficients de la régression.

e est un terme d'erreur.

Il faut souligner que ce modèle diffère légèrement de celui proposé par Green. En fait, nous n'avons pas inclus parmi les variables explicatives le différentiel des taux d'intérêt nominaux à long terme. Nous justifions cette légère modification par l'approche à court terme que nous adoptons.

Pour estimer les coefficients du modèle, nous utiliserons la même méthode d'estimation que celle décrite dans la sous-section (II.1.2) relative à l'existence du biais dans le taux à terme. Nous estimerons ce modèle tout en essayant de cerner les problèmes relatifs à l'autocorrélation des erreurs.

Le succès de l'explication avancée peut être jugé sur deux niveaux:

1. Le degré de signification statistique des coefficients du modèle: nous testerons l'hypothèse jointe suivante $H_0: (b=0 \text{ et } c=0)$. Le rejet de cette hypothèse indique que le modèle est globalement significatif. En d'autres termes, les variables explicatives du modèle, à savoir le

différentiel des taux d'intérêt nominaux et le différentiel de l'inflation, expliquent une proportion importante de la variation dans l'erreur de prévision du taux à terme. Il en découle ainsi que le différentiel des taux d'intérêt réels permet d'expliquer le biais dans le taux à terme.

2. La possibilité d'élaborer une stratégie de transaction profitable en se basant sur les prévisions de l'erreur du taux à terme fournies par le modèle.

Dans un premier temps, nous allons estimer le modèle sur la période allant de janvier 1978 à décembre 1994 pour pouvoir déterminer si le différentiel des taux d'intérêt réels fournit une explication du biais dans le taux à terme. Dans un second temps, nous allons réestimer le modèle pour une période s'étendant de janvier 1978 à décembre 1991 et nous garderons les trois dernières années (janvier 1992-décembre 1994) pour un test de validation hors échantillon (*out of sample*). En fait, nous allons tester une stratégie de transaction simple basée sur les prévisions établies à partir du modèle (équation (2.3)) pour la période hors échantillon (1992-1994). Nous utilisons cette stratégie pour examiner la rentabilité des opérations spéculatives basées sur les prévisions fournies par le modèle. Si les variables exogènes de notre modèle expliquent une partie de l'erreur de prévision du taux à terme, nous devons nous attendre à ce que cette stratégie soit profitable. Dans ce qui suit, nous présentons cette stratégie.

II.2.2. Stratégie de transaction simple

Nous examinons ici de quelle façon les prévisions générées par le modèle peuvent être combinées à une règle simple de transaction pour établir s'il existe des possibilités de réaliser des opérations spéculatives rentables. Pour ce faire, nous allons nous inspirer de la stratégie élaborée par Green (1992). Nous générons au début de chaque mois de la période hors échantillon une prédiction de l'erreur de prévision du taux à terme de trois mois à l'aide du modèle estimé. Suivant le signe de l'erreur de prévision, nous élaborerons une stratégie basée sur une règle simple de transaction pour tester la validité de notre modèle. Cette stratégie qui s'appuie sur l'erreur de prévision peut être résumée de la façon suivante:

- Si le modèle prédit une erreur de prévision positive ($\ln S_{t+3} - \ln F_{t,t+3} > 0$), on achètera des contrats de devises à terme.
- Si le modèle prédit une erreur de prévision négative ($\ln S_{t+3} - \ln F_{t,t+3} < 0$), on vendra des contrats de devises à terme.

La règle consiste tout simplement à acheter à terme un montant de devises étrangères équivalent à un dollar américain si le cours au comptant futur obtenu dans les prévisions est plus élevé que le taux à terme (erreur de prévision positive). Inversement, on vendra à terme des devises étrangères si le cours au comptant futur est moins élevé que le cours à terme (erreur de prévision négative). Cette stratégie de transaction comporte un achat ou une vente de devises à terme et par la suite, à l'échéance du contrat, une vente ou un achat de devises sur le marché au comptant. Les bénéfices sont exprimés en taux de rendement par dollar investi.

Étant donné que le montant des capitaux nécessaires pour effectuer des achats ou des ventes à terme des devises étrangères est minime, ou peut être nul, il est donc difficile d'exprimer les bénéfices en taux de rendement du capital utilisé.

L'analyse de la performance de la stratégie est basée sur le calcul du ratio de Sharpe⁹ qui tient compte aussi bien du rendement que de sa variabilité. Le rendement à lui seul, ne peut pas être un bon critère pour évaluer la performance d'une stratégie d'investissement. En effet, un rendement relativement élevé ne signifie pas automatiquement une bonne performance puisqu'il peut être accompagné d'un risque plus élevé.

II.3. Description des données

- Les données de base de notre travail empirique sont le taux de change au comptant et le taux de change à terme de trois mois pour six devises cotées par rapport au dollar américain (cotation à l'incertain: devises étrangères par unité de dollar américain). Les tests porteront sur les devises suivantes: dollar canadien (CAD), livre sterling (GBP), mark allemand (DEM), yen japonais (JPY), franc français (FRF) et franc suisse (CHF). Outre les données du taux de change au comptant et à terme, nous allons utiliser les taux Libor¹⁰ et l'indice

$$^9 \text{ Ratio de Sharpe} = \frac{R_m}{\sigma_m}$$

R_m : rendement moyen du placement sur la période

σ_m : écart type du rendement.

¹⁰ Taux Libor (*London InterBank Offered Rate*): le taux auquel les dépôts sont offerts entre les établissements bancaires sur le marché de Londres.

des prix à la consommation pour les sept pays suivants: États-Unis, Canada, Royaume-Uni, Allemagne, Japon, France et Suisse.

- Les séries de taux de change au comptant et à terme couvrent la période allant de janvier 1978 à novembre 1995, alors que celles des taux Libor et des indices de prix à la consommation vont de janvier 1978 à décembre 1994. Cet horizon comprend différents cycles économiques (expansion, récession) ainsi que la période d'un fort et d'un faible dollar.
- Pour l'explication du biais dans le taux à terme, notre échantillon est un peu plus petit que celui utilisé pour la vérification du biais. Il faut noter que le choix des devises et la taille de l'échantillon se justifie par la disponibilité des données.
- Toutes les séries de données utilisées sont celles enregistrées à la fin de chaque mois.
- Ces données sont d'une fréquence mensuelle alors que le terme des contrats à terme est de trois mois. Il s'agit d'*overlapping observations* (la maturité des contrats à terme excède l'intervalle de temps entre les observations). Dans ces conditions, les termes d'erreur des régressions (2.1) et (2.3) suivront un processus de moyenne mobile d'ordre 2, MA(2).
- Les données ont été sélectionnées dans les séries mensuelles de taux de change, de taux d'intérêt et des indices de prix à la consommation publiées dans les statistiques financières internationales du Fonds Monétaire International.
- Pour le calcul des différentiels d'inflation entre les pays, nous avons utilisé les indices de prix à la consommation.

- Toutes les régressions seront effectuées à l'aide du logiciel d'économétrie Shazam (White 1992).

II.4. Tests préliminaires sur les séries de données

Avant de passer aux estimations relatives aux régressions (2.1) et (2.3), nous allons, d'une part, présenter un certain nombre de statistiques descriptives relatives aux séries de données utilisées et, d'autre part, effectuer des tests de racine unitaire pour vérifier leur stationnarité.

II.4.1. Statistiques descriptives

Le calcul d'un certain nombre de statistiques descriptives nous a permis d'avoir une idée sur la distribution de probabilité qui pourra décrire les séries de données utilisées. Les tableaux (2.1a) et (2.1b) suivants présentent des statistiques descriptives des séries de données utilisées dans l'estimation des régressions (2.1) et (2.3) respectivement. Plus précisément, le tableau (2.1a) présente des statistiques qui caractérisent les séries d'évolution du taux de change au comptant ($s_{t+3} - s_t$) et de la prime ou escompte à terme ($f_{t+3} - s_t$). Le tableau (2.1b) présente des statistiques relatives aux séries de données utilisées dans la régression (2.3). Il s'agit des séries de l'erreur de prévision du taux à terme de trois mois ($s_{t+3} - f_{t,t+3}$), du différentiel des taux d'intérêt nominaux de trois mois ($\ln(1 + i_{3,t}^e) - \ln(1 + i_{3,t}^d)$) et des différentiels de l'inflation ($\ln(1 + \pi_{t+3}^e) - \ln(1 + \pi_{t+3}^d)$). Dans chacun de ces deux tableaux, la moyenne, l'écart type, les valeurs minimales et maximales, l'asymétrie (skewness) et le coefficient d'aplatissement (kurtosis) sont présentés pour les six devises étudiées.

D'après le tableau (2.1a), nous pouvons constater que la série de l'évolution du taux de change au comptant présente une grande dispersion par rapport à la moyenne, comparée à celle de la prime ou l'escompte à terme. Les écarts types de la première série varient entre 0.0216 et 0.0696, tandis que ceux de la deuxième série varient entre 0.0045 et 0.0120. D'ailleurs, l'observation des graphiques (annexe C) confirme cette constatation, puisque le comportement de la prime à terme est relativement stable comparé à celui du taux de change au comptant. Par ailleurs, nous remarquons que les séries de prime ou d'escompte à terme dévient, *a priori*, de la loi normale¹¹. En effet, ces dernières présentent des asymétries différentes de zéro et des coefficients d'aplatissement élevés, notamment pour la série de prime ou escompte à terme du dollar canadien et du franc français.

Nous pouvons noter à partir du tableau (2.1b), la très grande dispersion des erreurs de prévision du taux à terme par rapport à leurs niveaux moyens. De plus, la variabilité des erreurs de prévision est plus grande que celles des différentiels des taux d'intérêt nominaux et des différentiels d'inflation. En s'appuyant sur les coefficients d'asymétrie et d'aplatissement, certaines séries de données semblent dévier de la normalité. C'est le cas par exemple de l'erreur de prévision du dollar canadien qui affiche un coefficient d'asymétrie différent de zéro et un coefficient d'aplatissement très élevé.

¹¹ Il existe des tests qui permettent de vérifier l'hypothèse de normalité: à titre d'exemple, nous citons le test de Kolmogorov-Smirnov. Nous ne les avons pas appliqués parce qu'il a été prouvé que cette hypothèse n'avait pas une grande influence sur les valeurs estimées des paramètres.

Tableau 2.1a: Statistiques descriptives des séries de taux de change
(janvier 1978-novembre 1995)

1. Évolution du taux de change au comptant ($s_{t+3}-s_t$)

Devises	Moyenne	Écart type	Valeurs min.	Valeurs max.	Asymétrie (Skweness)	Coef. d'aplat. (Kurtosis)
Dollar canadien	0.0032	0.0216	-0.0540	0.0692	0.1559 0.369	0.1799 0.607
Livre sterling	0.0029	0.0635	-0.1718	0.2745	0.4771 * 0.004	1.3409 * 0.000
Mark allemand	-0.0051	0.0617	-0.1579	0.1676	0.1053 0.534	-0.3916 0.252
Yen japonais	-0.0125	0.0675	-0.1892	0.1749	-0.1943 0.251	-0.0564 0.868
Franc français	0.0006	0.0611	-0.1385	0.1650	0.2334 0.168	-0.4883 0.153
Franc suisse	-0.0070	0.0696	-0.1855	0.1567	-0.1895 0.263	-0.2566 0.453

2. Évolution de la prime ou l'escompte du taux à terme ($f_{t,t+3}-s_t$)

Devises	Moyenne	Écart type	Valeurs min.	Valeurs max.	Asymétrie (Skewness)	Coef. d'aplat. (Kurtosis)
Dollar canadien	0.0034	0.0045	-0.0227	0.0178	-0.8398 * 0.000	5.3877 * 0.000
Livre sterling	0.0058	0.0077	-0.0202	0.0499	0.3727 * 0.027	4.5603 * 0.000
Mark allemand	-0.0046	0.0093	-0.0236	0.0235	0.7421 * 0.000	-0.1470 0.667
Yen japonais	-0.0079	0.0078	-0.0299	0.0210	-0.2687 0.112	0.8140 * 0.017
Franc français	0.0056	0.0084	-0.0161	0.0365	0.5780 * 0.000	1.4108 * 0.000
Franc suisse	-0.0085	0.0120	-0.0306	0.0704	1.4020 * 0.000	7.8569 * 0.000

*: Statistique significative à 5% de risque d'erreur.

- Les chiffres dans les cases ombrées représentent les P-values de (Sk=0) et (Ku=0).

**Tableau 2.1b: Statistiques descriptives des séries de données utilisées dans la
régression (2.3)
(janvier 1978-décembre 1994)**

1. l'erreur de prévision du taux à terme ($s_{t+3}-f_{t,t+3}$)

Devises	Moyenne	Écart type	Valeurs min.	Valeurs max.	Asymétrie (Skweness)	Coef. d'aplat. (Kurtosis)
Dollar canadien	-0.0031	0.0300	-0.2681	0.0657	-3.7325 *	33.0858 *
					0.000	0.000
Livre sterling	-0.0019	0.0710	-0.1990	0.2571	0.2666	0.4811
					0.148	0.197
Mark allemand	0.0022	0.0652	-0.1485	0.1619	0.0175	-0.6007
					0.924	0.107
Yen japonais	-0.0037	0.0682	-0.1856	0.1363	-0.2970	-0.3611
					0.107	0.332
Franc français	-0.0030	0.0643	-0.1387	0.1571	0.1597	-0.6274
					0.385	0.092
Franc suisse	0.0042	0.0778	-0.2939	0.1583	-0.4818 *	0.2965
					0.008	0.425

2. Les différentiels des taux d'intérêt nominaux $\ln(1+i^e_{3,t})-\ln(1+i^d_{3,t})$

Devises	Moyenne	Écart type	Valeurs min.	Valeurs max.	Asymétrie (Skweness)	Coef. d'aplat. (Kurtosis)
Dollar canadien	-0.0125	0.0145	-0.0463	0.0360	0.1846	0.5678
					0.318	0.128
Livre sterling	-0.0235	0.0268	-0.0678	0.0468	0.4376 *	-0.4306
					0.017	0.247
Mark allemand	0.0239	0.0318	-0.0610	0.0872	-1.0532 *	0.6821
					0.000	0.067
Yen japonais	0.0307	0.0285	-0.0225	0.1063	0.3614 *	-0.2452
					0.050	0.510
Franc français	-0.0205	0.0313	-0.1272	0.0583	-0.6351 *	1.3503 *
					0.001	0.000
Franc suisse	0.0378	0.0394	-0.0516	0.1097	-0.3263	-0.5162
					0.076	0.169

3. Les différentiels d'inflation $\ln(1+\pi^e_{t+3})-\ln(1+\pi^d_{t+3})$

Devises	Moyenne	Écart type	Valeurs min.	Valeurs max.	Asymétrie (Skweness)	Coef. d'aplat. (Kurtosis)
Dollar canadien	-0.0038	0.0301	-0.1018	0.0734	-0.4614 *	1.1014 *
					0.012	0.003
Livre sterling	-0.0155	0.0419	-0.1575	0.0801	-0.8938 *	1.1889 *
					0.000	0.001
Mark allemand	0.0241	0.0331	-0.0511	0.0986	0.1532	-0.4504
					0.404	0.226
Yen japonais	0.0289	0.0372	-0.0735	0.1334	0.2923	0.0862
					0.112	0.816
Franc français	-0.0084	0.0317	-0.1237	0.0456	-1.2598 *	1.7766 *
					0.000	0.000
Franc suisse	0.0192	0.0387	-0.0538	0.1386	0.6341 *	0.1270
					0.001	0.732

*: Statistique significative à 5% de risque d'erreur.

- Les chiffres dans les cases ombrées représentent les P-values de (Sk=0) et de (Ku=0)

II.4.2. Tests de racine unitaire

Il est important, avant d'effectuer les régressions, de vérifier si les variables dépendantes et indépendantes du modèle sont stationnaires. En effet, le fait d'effectuer la régression d'une variable non stationnaire sur une variable également non stationnaire d'ordre quelconque peut mener à ce qu'on appelle des régressions faussées (*spurious regressions*).

Avant d'évaluer l'efficience spéculative entre le marché au comptant et le marché à terme, nous allons vérifier l'ordre d'intégration des séries à l'aide du test du Dickey-Fuller augmenté (DFA):

$$\text{DFA-I}(0): \Delta X_t = \alpha + \beta X_{t-1} + \sum_{i=1}^n \Delta X_{t-i} + v_t \quad (2.4)$$

où X_t représente la variable dépendante ou indépendante du modèle à estimer et n est choisi de sorte que le terme d'erreur soit un bruit blanc (n sera donc déterminé de manière à ce que le terme d'erreur ait une moyenne nulle, une variance constante dans le temps et qu'il ne soit pas autocorrélé). Le test examine l'hypothèse $H_0: \beta = 0$ (existence de racine unitaire), contre l'hypothèse alternative $H_1: \beta < 0$. Le rejet de H_0 signifie qu'on ne peut pas rejeter l'hypothèse de la stationnarité de X_t . L'acceptation de l'hypothèse nulle nous indique par contre la présence d'un phénomène de non stationnarité des séries. Nous pouvons alors refaire le test DFA en considérant cette fois la série en première différence. Le test prendra la forme suivante:

$$\text{DFA-I}(1): \Delta^2 X_t = \alpha + \beta \Delta X_{t-1} + \sum_{i=1}^n \Delta^2 X_{t-i} + v_t \quad (2.5)$$

Le rejet de l'hypothèse nulle signifie dans ce cas que la série est intégrée d'ordre 1, $I(1)$. Les valeurs critiques de la statistique de Student pour le test DFA ne sont pas les valeurs habituelles pour ce type de test et peuvent être trouvées dans Fuller (1976) ou bien MacKinnon (1990). Les tests de racine unitaire ont été appliqués à toutes les séries de données utilisées dans l'estimation des régressions (2.1) et (2.3). Toutefois, nous allons nous limiter à présenter les résultats relatifs aux séries de taux de change utilisées dans la régression (2.1). Les tableaux (2.2a) et (2.2b) résument respectivement les résultats des tests de racine unitaire (DFA) appliqués aux séries de variation du taux de change et de prime à terme des six devises étudiées.

D'après le tableau (2.2a), on ne peut pas rejeter l'hypothèse de stationnarité de la série de variation du taux de change au comptant pour la livre sterling, le yen japonais et le franc suisse à 5% de risque d'erreur. Toutefois, la stationnarité est rejetée pour le dollar canadien, le mark allemand et le franc français. Autrement dit, les séries relatives à ces devises ne sont pas intégrées d'ordre 0, $I(0)$. D'après le tableau (2.2b), les primes à terme se révèlent stationnaires à un niveau de 5%, sauf pour le dollar canadien, le mark allemand et le franc français.

En outre, nous avons refait le test de DFA, pour les séries qui contiennent une racine unitaire, en considérant cette fois les variables en première différence de manière à vérifier si les séries sont intégrées d'ordre 1, $I(1)$. Les résultats du test montrent la stationnarité de ces variables en première différence.

Pour résumer, nous pouvons dire que les variables dépendantes et indépendantes de la régression (2.1) ne sont stationnaires que pour la livre sterling,

le yen japonais et le franc suisse. Pour le reste des devises, les variables endogènes et exogènes sont intégrées d'ordre 1. Ces résultats semblent être un peu en contradiction avec les études empiriques qui ont montré que la prime à terme ainsi que la variation du taux de change devaient être stationnaires (Meese et Singleton, 1982). Cette différence dans les résultats obtenus peut être expliquée par le problème relatif au choix du nombre des retards (n) dans le test de DFA. En effet, les résultats du test de racine unitaire dépendent de ce paramètre. L'inclusion d'un nombre insuffisant de valeurs retardées peut affecter le niveau du test, tandis que l'introduction d'un nombre élevé de retards peut réduire la puissance du test, étant donné que le nombre effectif d'observations diminue. À cet égard, nous devons exprimer une certaine réserve quant aux résultats du test de DFA.

Il faut noter que nous allons effectuer les estimations de la régression (2.1) sans avoir recours à aucune transformation des variables, même s'il s'avère que certaines séries de taux de change contiennent une racine unitaire, d'après les résultats du test. Nous savons que la méthode habituelle consiste à transformer les séries de données pour les rendre stationnaires. La différentiation et l'extraction de tendances sont d'usage courant. Toutefois, la transformation des variables en première différence est incompatible avec l'hypothèse nulle d'efficience spéculative $E_t(s_{t+n} - f_{t,t+n}) = 0$. En plus, ces procédures font encourir une grande perte d'information puisque chaque ajustement élimine une partie de l'information.

Tableau 2.2a: Résultats du test de racine unitaire (Dickey-Fuller augmenté)

Variable: $s_{t+3}-s_t$
(janvier 1978-novembre 1995)

Devises	Nombre de retards	DFA stat.	Valeurs critiques ¹		Ordre d'intégration
			5%	10%	
Dollar canadien	13	Constante, sans tendance -1.8942	-2.86	-2.57	I(1)
	13	Constante et tendance -1.9142	-3.41	-3.13	
Livre sterling	14	Constante, sans tendance -3.9992 **	-2.86	-2.57	I(0)
	14	Constante et tendance -4.0321 **	-3.41	-3.13	
Mark allemand	12	Constante, sans tendance -2.4850	-2.86	-2.57	I(1)
	12	Constante et tendance -3.0292	-3.41	-3.13	
Yen japonais	14	Constante, sans tendance -3.9886 **	-2.86	-2.57	I(0)
	14	Constante et tendance -3.9788 **	-3.41	-3.13	
Franc français	12	Constante, sans tendance -2.7052 *	-2.86	-2.57	I(1)
	12	Constante et tendance -2.9935	-3.41	-3.13	
Franc suisse	12	Constante, sans tendance -3.1609 **	-2.86	-2.57	I(0)
	12	Constante et tendance -3.3254 *	-3.41	-3.13	

¹ : Les valeurs critiques sont fournies par J.G. MacKinnon (1990).

* : Indique le rejet de l'hypothèse nulle de racine unitaire à 10% d'erreur.

** : Indique le rejet de l'hypothèse nulle de racine unitaire à 5% d'erreur.

I(0): Variable stationnaire

I(1): Variable intégrée d'ordre 1, (contient une racine unitaire)

Tableau 2.2b: Résultats du test de racine unitaire (Dickey-Fuller augmenté)Variable: $f_{t,t+3}-s_t$

(janvier 1978-novembre 1995)

Devises	Nombre de retards	DFA stat.	Valeurs critiques ¹		Ordre d'intégration
			5%	10%	
Dollar canadien	12	Constante, sans tendance -1.5825	-2.86	-2.57	I(1)
	12	Constante et tendance -1.3165	-3.41	-3.13	
Livre sterling	2	Constante, sans tendance -3.3937 **	-2.86	-2.57	I(0)
	2	Constante et tendance -3.5762 **	-3.41	-3.13	
Mark allemand	7	Constante, sans tendance -1.3488	-2.86	-2.57	I(1)
	7	Constante et tendance -1.7051	-3.41	-3.13	
Yen japonais	4	Constante, sans tendance -3.6185 **	-2.86	-2.57	I(0)
	4	Constante et tendance -3.906 **	-3.41	-3.13	
Franc français	10	Constante, sans tendance -2.3600	-2.86	-2.57	I(1)
	10	Constante et tendance -2.3128	-3.41	-3.13	
Franc suisse	5	Constante, sans tendance -4.1169 **	-2.86	-2.57	I(0)
	5	Constante et tendance -5.0941 **	-3.41	-3.13	

¹ : Les valeurs critiques sont fournies par J.G. MacKinnon (1990).

* : Indique le rejet de l'hypothèse nulle de racine unitaire à 10% d'erreur.

** : indique le rejet de l'hypothèse nulle de racine unitaire à 5% d'erreur.

I(0): Variable stationnaire

I(1): Variable intégrée d'ordre 1 (contient une racine unitaire)

III. PRÉSENTATION ET ANALYSE DES RÉSULTATS

Dans ce chapitre, nous présenterons et analyserons dans un premier lieu les résultats des tests empiriques effectués en vue de vérifier l'existence d'un biais dans le taux de change à terme et dans un second lieu les résultats de l'explication avancée pour ce biais. Enfin, nous dresserons le tableau récapitulatif des résultats empiriques obtenus.

III.1. Le biais dans le taux de change à terme

III.1.1. Les résultats de l'estimation par les moindres carrés ordinaires

Nous trouverons dans la présente section les résultats de l'estimation de la régression (2.1) pour les six devises étudiées et ce pour la période allant de décembre 1978 à novembre 1995. À partir de cette régression, nous espérons pouvoir montrer l'existence de biais dans le taux à terme, en soutenant l'hypothèse que le report ou escompte à terme est un estimateur biaisé de la variation future du taux au comptant. À cet égard, les résultats de l'estimation par la méthode des moindres carrés ordinaires, illustrés dans le tableau (3.1), indiquent que l'hypothèse d'absence de biais est rejetée pour la plupart des devises testées, sauf pour le franc français.

En nous basant sur la statistique de Durbin-Watson (relativement faible), nous pouvons déceler la présence d'une autocorrélation positive dans les résidus. De ce fait, il serait inutile de tirer des conclusions à partir des résultats de l'estimation par la méthode des moindres carrés ordinaires puisque les estimés des

coefficients a et b ne sont pas optimaux (la variance des résidus n'est pas minimale). La validité des résultats que nous venons de présenter est subordonnée à la vérification de l'exactitude et de la possibilité d'application de la méthode d'estimation utilisée. Ainsi, la méthode des moindres carrés ordinaires suppose que les résidus soient homoscedastiques et qu'ils soient indépendants dans le temps. L'existence d'une autocorrélation constitue une violation à ces hypothèses restrictives.

Tableau 3.1: Résultats de l'estimation de la régression (2.1): $s_{t+3} - s_t = a + b (f_{t,t+3} - s_t) + e_{t+3}$ par la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO). (janvier 1978-novembre 1995)

Devises	Coefficients		T-stat			Test joint (Fisher) a=0 et b=1	R ²	D-W
	a	b	a=0	b=0	b=1			
Dollar canadien (CAD)	0.0029 (0.0015)	0.0640 (0.0700)	1.887 0.061	0.914 0.362	-13.364 * 0.000	89.868 * 0.000	0.0042	0.7392
Livre sterling (GBP)	0.0180 (0.0051)	-2.5926 (0.5366)	3.466 * 0.000	-4.831 * 0.000	-6.695 * 0.000	22.670 * 0.000	0.1000	0.6936
Mark allemand (DEM)	-0.0060 (0.0047)	-0.2101 (0.4564)	-1.281 0.202	-0.460 0.646	-2.651 * 0.008	3.520 * 0.031	0.0010	0.5755
Yen japonais (JPY)	-0.0173 (0.0054)	-0.7364 (0.3873)	-3.201 * 0.002	-1.901 0.059	-4.482 * 0.000	10.542 * 0.000	0.0169	0.6799
Franc français (FRF)	-0.0008 (0.0050)	0.2605 (0.5028)	-0.172 0.863	0.518 0.605	-1.470 0.142	1.791 0.169	0.0013	0.5422
Franc suisse (CHF)	-0.0071 (0.0049)	-0.0212 (0.1894)	-1.434 0.153	-0.112 0.911	-5.392 * 0.000	14.537 * 0.000	0.0001	0.5889

*: Statistique significative à 5% de risque d'erreur.

- les chiffres entre parenthèses sont les écart types des estimés.

- Les chiffres dans les cases ombrées représentent le niveau de risque encouru si l'on rejette à tort l'hypothèse nulle (P-Value fournie par le logiciel SHAZAM)

Pour tester la présence d'un degré de dépendance entre les erreurs, nous allons nous baser sur le test de multiplicateur de Lagrange de Breusch-Godfrey (1978). Le tableau (3.2) suivant résume les résultats obtenus pour le test d'autocorrélation des résidus.

**Tableau 3.2: Résultats du test d'autocorrélation des résidus
test de Breush-Godefrey (1978) (1)**

Devises	Ordre d'autocorrélation		
	Ordre 1	Ordre 2	Ordre 3
Dollar canadien	79.479 *	83.651 *	90.690 *
	0.000	0.000	0.000
Livre sterling	90.333 *	96.035 *	102.67 *
	0.000	0.000	0.000
Mark allemand	107.030 *	110.020 *	116.990 *
	0.000	0.000	0.000
Yen japonais	94.160 *	96.250 *	100.990 *
	0.000	0.000	0.000
Franc français	113.560 *	114.370 *	120.370 *
Franc suisse	104.950 *	110.330 *	118.34 *
	0.000	0.000	0.000

*: Statistique significative à 5% de risque d'erreur.

- Les chiffres dans les cases ombrées représentent
le niveau de risque d'erreur encouru si on rejette
à tort l'hypothèse nulle (P-Value fournie par le logiciel SHAZAM)

En nous référant aux résultats du test de Breush-Godefrey présentés ci-dessus, nous concluons que l'hypothèse d'indépendance des erreurs est rejetée pour toutes les séries de devises. Comme il a été établi par les études antérieures (et vérifié dans cette étude), les séries de taux de change présentent un degré élevé d'autocorrélation.

Dans le cadre du marché des changes à terme, le problème d'autocorrélation des erreurs peut être expliqué soit par l'existence d'une prime de risque dont on n'a pas tenu compte parmi les variables explicatives du modèle, soit par les chocs engendrés par les interventions des banques centrales afin d'atténuer les fortes fluctuations du taux de change. Par ailleurs, Bilson (1981) avance deux autres explications à l'existence d'une autocorrélation des erreurs dans les séries de taux de change.

- Premièrement, tous les taux de change sont exprimés par rapport au dollar US. Ainsi, tout choc provenant de la politique monétaire américaine aura une influence sur toutes les autres devises étrangères.
- Deuxièmement, l'existence de systèmes de coordination du taux de change entre certains pays par exemple (le Système Monétaire Européen) peut provoquer une grande corrélation entre les erreurs de prévision pour les monnaies européennes.

Par ailleurs, si l'on fait abstraction de l'existence des primes de risque, l'autocorrélation des erreurs peut être interprétée comme une inefficience du marché des changes à terme dans la mesure où celui-ci n'utilise pas toute l'information disponible au moment de la formation des anticipations.

L'existence d'une autocorrélation des résidus étant démontrée, passons maintenant à la présentation des résultats après correction pour cette autocorrélation.

III.1.2. Les résultats de l'estimation après correction pour l'autocorrélation

Étant donné que nous avons utilisé des données de taux de change à terme de trois mois, alors que nos observations sont d'une fréquence mensuelle, les termes d'erreur de la régression (2.1) comportent une moyenne mobile MA (*Moving Average*) d'ordre 2. Dans ces conditions, les erreurs sont autocorrélées d'ordre 2. Pour résoudre ce problème, nous avons pensé corriger l'autocorrélation en modélisant les erreurs selon un processus MA(2). Les résultats de la nouvelle estimation des coefficients sont présentés dans le tableau (3.3) suivant:

Tableau 3.3: Résultats de l'estimation de la régression (2.1): $s_{t+3} - s_t = a + b (f_{t,t+3} - s_t) + e_{t+3}$
après correction pour l'autocorrélation des résidus.
les résidus suivent un processus MA(2)
(janvier 1978-novembre 1995)

Devises	Coefficients		T-stat			Test joint (Fisher)	R ²	D-W
	a	b	a=0	b=0	b=1	a=0 et b=1		
Dollar canadien (CAD)	0.0058 (0.0025)	0.0225 (0.0170)	2.265 * 0.025	1.323 0.187	-57.416 * 0.000	1648.64 * 0.000	0.6144	1.9945
Livre sterling (GBP)	0.0106 (0.0071)	-0.0066 (0.2313)	1.495 0.136	-0.029 0.977	-4.353 * 0.000	9.710 * 0.000	0.6697	1.8998
Mark allemand (DEM)	-0.0125 (0.0069)	-0.0176 (0.2415)	-1.813 0.071	-0.073 0.942	-4.214 * 0.000	9.394 * 0.000	0.6747	1.9745
Yen japonais (JPY)	-0.0179 (0.0077)	0.1641 (0.1271)	-2.323 * 0.021	1.291 0.198	-6.574 * 0.000	22.435 * 0.000	0.6463	1.9283
Franc français (FRF)	-0.0074 (0.0070)	0.0762 (0.2277)	-1.068 0.287	0.334 0.738	-4.056 * 0.000	10.222 * 0.000	0.6578	1.9771
Franc suisse (CHF)	-0.0143 (0.0075)	0.0154 (0.0393)	-1.891 0.060	0.391 0.696	-25.016 * 0.000	313.56 * 0.000	0.6792	1.9273

*: Statistique significative à 5% de risque d'erreur.

- les chiffres entre parenthèses sont les écart types des estimés.

- Les chiffres dans les cases ombrées représentent le niveau de risque encouru si l'on rejette à tort l'hypothèse nulle (P-Value fournie par le logiciel SHAZAM)

D'après la deuxième colonne du tableau (3.3), nous remarquons que les estimés de b sont très faibles et varient entre -0.0176 et 0.1641. Ces derniers sont, en termes numériques plus près de zéro que de l'unité, valeur à laquelle on s'attendrait en théorie. Ce qui implique que le cours au comptant futur n'est pas lié au report à terme. L'ampleur des écarts types des coefficients révèle que la régression (2.1) ne permet pas d'évaluer avec une grande précision la validité des hypothèses jointes. Toutefois, les valeurs du coefficient de détermination R^2 ont augmenté considérablement par rapport à celles de la première estimation par les moindres carrés ordinaires. Ceci montre que la prise en compte des problèmes relatifs à l'autocorrélation des erreurs a amélioré le pouvoir explicatif du modèle.

Rappelons que le coefficient b nous permet de juger la capacité du taux de change à terme à prévoir les variations futures du taux de change au comptant. En effet, une estimation de b qui est significativement égale à 1 permet de justifier l'hypothèse que le taux à terme est un estimateur sans biais du taux au comptant futur. Selon le test de Student, nous remarquons que l'hypothèse selon laquelle le taux à terme est un estimateur non biaisé du taux au comptant futur ($H_{01}: b=1$) est facilement rejetée pour toutes les devises testées, sans exception. Toutefois, l'hypothèse d'absence de pouvoir explicatif de la prime à terme sur les variations de taux de change au comptant ($H_{02}: b=0$) ne peut pas être rejetée pour toutes les devises étudiées. De plus, selon le test de Fisher, l'hypothèse jointe d'efficience spéculative et d'absence de prime de risque ($H_{03}: a=0$ et $b=1$) est facilement rejetée pour toutes les devises. Par ailleurs, il faut noter que la valeur estimée de la

constante est significative pour deux devises, à savoir le dollar canadien et le yen japonais. Ceci implique l'existence d'une prime de risque constante.

En ce qui concerne le signe de la pente de la régression, nous pouvons constater qu'il est positif, mais inférieur à 1 pour le dollar canadien, le yen japonais, le franc français et le franc suisse. Cela indique que la prime/escompte à terme surestime l'appréciation/dépréciation de la devise. Autrement dit, un escompte du taux à terme sera suivi d'une moindre dépréciation de cette devise. Inversement, un report du taux à terme sera suivi d'une moindre appréciation du taux au comptant futur, ce qui est en contradiction avec la parité des taux d'intérêt non couverte. Toutefois, le signe de b est négatif pour la livre sterling et le mark allemand. Dans le cas de ces deux devises, nous pouvons dire que non seulement le taux à terme anticipe mal le taux au comptant futur, mais il prédit des évolutions contraires aux véritables variations de ce dernier. Ceci revient à dire que si une devise se vend à escompte sur le marché à terme, elle devrait s'apprécier en moyenne sur le marché au comptant. Inversement, si le cours à terme d'une devise est en report, son cours au comptant futur devrait se déprécier en moyenne. Notons que les devises qui se vendent à escompte sont les devises à taux d'intérêt élevé et celles qui se vendent à prime sont celles à taux d'intérêt bas.

En outre, nous avons corrigé une seconde fois pour l'autocorrélation des erreurs jusqu'à l'ordre 2 au moyen de la procédure itérative de Cochrane-Orcutt (1949) qui modélise les erreurs selon un processus $AR(p)$. Les résultats de cette nouvelle estimation, présentés dans le tableau (3.4), montrent que les valeurs des coefficients de détermination sont du même ordre de grandeur (toutefois

légèrement inférieures) que celles obtenues lors de l'estimation de la régression en modélisant les erreurs selon un processus MA(2). Il est intéressant de noter que les estimés de b ont changé par rapport à ceux de l'estimation précédente, avec des valeurs extrêmes observées pour la livre sterling et le franc français. Ces différences dans les résultats des estimations peuvent être expliquées tout simplement par la différence entre les deux types d'autocorrélation des erreurs. Ainsi, la première méthode de correction de l'autocorrélation modélise les erreurs selon un processus MA(q) alors que celle de Chocrane-Orcutt suppose que les erreurs sont générées par un processus AR(p).

Tableau 3.4: Résultats de l'estimation de la régression (2.1): $s_{t+3} - s_t = a + b (f_{t,t+3} - s_t) + e_{t+3}$
après correction pour l'autocorrélation des résidus par la procédure de Cochrane-Orcutt.
(janvier 1978-novembre 1995)

Devises	Coefficients		T-stat			Test joint (Fisher)	R ²	D-W
	a	b	a=0	b=0	b=1	a=0 et b=1		
Dollar canadien (CAD)	0.0031 (0.0026)	0.0429 (0.0429)	1.209 0.228	1.001 0.318	-22.304 * 0.000	248.902 * 0.000	0.4257	2.1021
Livre sterling (GBP)	0.0112 (0.0081)	-1.5527 (0.5712)	1.377 0.170	-2.718 * 0.007	-4.468 * 0.000	10.117 * 0.000	0.5187	2.1091
Mark allemand (DEM)	-0.0043 (0.0090)	0.3248 (0.5123)	-0.477 0.634	0.634 0.527	-1.317 0.189	0.878 0.416	0.5305	2.0982
Yen japonais (JPY)	-0.0159 (0.0094)	-0.4944 (0.6154)	-1.679 0.095	-0.803 0.423	-2.428 * 0.016	3.150 * 0.040	0.5479	2.0531
Franc français (FRF)	-0.0092 (0.0102)	1.9281 (0.5023)	-0.900 0.369	3.839 * 0.000	1.847 0.066	1.800 0.167	0.5626	2.0710
Franc suisse (CHF)	-0.0070 (0.0091)	0.0585 (0.1036)	-0.764 0.445	0.565 0.573	-9.087 * 0.000	41.294 * 0.000	0.5281	2.1245

*: Statistique significative à 5% de risque d'erreur.

- les chiffres entre parenthèses sont les écart types des estimés.

- Les chiffres dans les cases ombrées représentent le niveau de risque encouru si l'on rejette à tort l'hypothèse nulle (P-Value fournie par le logiciel SHAZAM)

Du côté des tests d'hypothèses, l'hypothèse selon laquelle le taux à terme est un estimateur non biaisé du taux au comptant futur (H_{01} : $b=1$) est rejetée pour toutes les devises, à l'exception du mark allemand et du franc français. De la même manière, le test joint de Fisher nous indique le rejet de l'hypothèse jointe d'efficacité spéculative et d'absence de prime de risque (H_{03} : $a=0$ et $b=1$) pour toutes les devises, sauf pour le mark allemand et le franc français.

Selon les résultats présentés après correction pour l'autocorrélation par les deux méthodes (tableaux (3.3) et (3.4)), l'hypothèse d'absence de biais est rejetée pour au moins quatre devises. Le rejet des hypothèses jointes est particulièrement évident dans le cas du dollar canadien, de la livre sterling, du yen japonais et du franc suisse.

Compte tenu de ce qui précède, nous pouvons conclure que la prime à terme est un mauvais estimateur des mouvements futurs du taux de change. Ainsi, elle a surestimé le mouvement subséquent du taux de change pour au moins quatre devises (dollar canadien, yen japonais, le franc français et le franc suisse). De plus, elle prédit la mauvaise direction du changement dans le taux de change au comptant (livre sterling et mark allemand).

L'analyse des graphiques (annexe C) montre clairement pourquoi la prime à terme est considérée comme un mauvais estimateur des mouvements futurs du taux de change au comptant. En effet, au cours de la période allant de janvier 1980 à février 1985, le dollar US se vendait à escompte par rapport au mark allemand, au yen japonais et au franc suisse sur le marché à terme, alors qu'il continuait son appréciation spectaculaire sur le marché au comptant. Pendant que le dollar US

connaissait une forte appréciation, l'escompte du taux à terme et les déterminants fondamentaux du taux de change (diminution progressive des écarts de taux d'intérêt et la dégradation de la balance commerciale américaine) suggéraient une dépréciation.

En fin, en se reposant sur l'évidence du biais dans le taux à terme, et surtout sur la direction du biais, des stratégies d'investissement et de couverture sur le marché à terme peuvent être profitables. Ces stratégies consistent par exemple à acheter des contrats à terme qui sont en déport et à vendre des contrats qui cotent un report (voir revue de la littérature pages 29-31).

Ces résultats viennent confirmer une autre fois ceux des études précédentes qui ont prouvé l'existence du biais dans le taux de change à terme. Toutefois, il est impossible en principe d'établir si cette conclusion est due au manque d'efficience du marché, à l'existence d'une prime de risque variable dans le temps ou bien à ces deux éléments à la fois.

L'existence de divergences systématiques entre le cours à terme et le cours au comptant futur ne prouve pas nécessairement un manque d'efficience, étant donné que le marché peut être amené, par aversion pour le risque, à exiger des primes de risque sur certaines monnaies. Il est donc possible que ces divergences constituent une rémunération du risque pris par les agents. Un grand nombre d'auteurs considèrent le rejet de l'hypothèse de l'efficience spéculative comme une preuve que les primes de risque sont significatives et variables [Fama (1984), Hsieh (1984), Hodrick et Srivastava (1986)]. Il est donc impossible de nier l'existence des primes de risques sur les marchés des changes. Les conditions

théoriques de l'absence des primes de risque, telles que la possibilité de substitution parfaite des actifs financiers et d'absence de dettes du secteur public, sont limitatives et ne semblent pas pouvoir se vérifier dans la pratique.

L'existence d'un biais dans le taux à terme étant établie, il s'agit alors de voir si l'on peut expliquer ce biais par le différentiel des taux d'intérêt réels anticipés. En fait, si les déviations du taux à terme par rapport au taux au comptant futur anticipé se justifient par la présence d'une prime de risque, cette même prime devrait en principe se refléter dans les différentiels des taux d'intérêt réels à travers les pays. Dans la section suivante, nous présenterons les résultats de l'explication du biais.

III.2. L'explication du biais

Dans la présente section, nous exposons les résultats relatifs à l'explication du biais du taux à terme à l'aide du différentiel des taux d'intérêt réels. Tout d'abord, nous commençons par présenter les résultats de l'estimation du modèle (équation (2.3)) en vue de voir dans quelle mesure les différentiels des taux d'intérêt réels comptent dans l'explication du biais observé dans les cours à terme. Ensuite, nous examinons la rentabilité de la stratégie basée sur les prévisions fournies par le modèle.

III.2.1. Les résultats de l'estimation du modèle

Le modèle (équation 2.3) a été estimé pour la période allant de janvier 1978 à décembre 1994. En spécifiant cette régression, nous espérons pouvoir déterminer si le différentiel des taux d'intérêt réels fournit une explication des divergences qui existent entre le taux à terme et le taux au comptant futur anticipé. Les résultats de l'estimation par la méthode des moindres carrés ordinaires sont reportés dans le tableau (3.5). Les résultats obtenus par cette méthode supposent que l'hypothèse d'indépendance des erreurs est vérifiée. Toutefois, comme nous pouvons le remarquer à partir de la statistique de Durbin-Watson (étant faible) et comme le confirment les résultats du test de Breush-Godfrey présentés dans le tableau (3.6), cette hypothèse est rejetée pour toutes les séries de devises (toujours à 5% d'erreur). Il est donc nécessaire de corriger pour l'autocorrélation des erreurs en vue d'obtenir des estimateurs efficaces qui se prêtent à analyse. Étant donné que nous utilisons des données d'une fréquence mensuelle, alors que le terme des contrats à terme est de trois mois, les termes d'erreur de la régression (2.3) suivent donc un

processus MA(2). Alors nous avons corrigé pour l'autocorrélation en modélisant les erreurs selon un processus MA(2). Notons que la méthode d'estimation utilisée est la même que celle décrite dans la sous-section (II.1.2) relative au test de l'existence du biais dans le taux à terme.

Tableau 3.5: Résultats de l'estimation de la régression (2.3): $EPTT = a + b \text{ DIFINT} + c \text{ DIFINF} + e$ par la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO). période (janvier 1978-décembre 1994)

Devises	Coefficients			T-stat			Test joint (Fisher) b = 0 et c = 0	R ²	D-W
	a	b	c	a = 0	b = 0	c = 0			
Dollar canadien (CAD)	0.0057 (0.0027)	0.7132 (0.1469)	-0.0389 (0.0708)	2.040 * 0.043	4.855 * 0.000	-0.549 0.583	11.785 * 0.000	0.1175	1.5662
Livre sterling (GBP)	0.0233 (0.0068)	0.9640 (0.1848)	0.1663 (0.1180)	3.428 * 0.001	5.218 * 0.000	1.410 0.160	14.701 * 0.000	0.1425	0.6870
Mark allemand (DEM)	-0.0031 (0.0062)	0.5772 (0.1653)	-0.3500 (0.1588)	-0.504 0.615	3.493 * 0.001	-2.205 * 0.029	6.382 * 0.000	0.0673	0.6091
Yen japonais (JPY)	-0.0332 (0.0072)	0.9253 (0.1733)	0.0353 0.1328	-4.569 * 0.000	5.388 * 0.000	0.266 0.790	16.187 * 0.000	0.1546	0.6963
Franc français (FRF)	0.0012 (0.0055)	0.4217 (0.1580)	-0.5291 (0.1562)	0.218 0.828	2.669 * 0.008	-3.388 * 0.001	7.051 * 0.001	0.0738	0.6025
Franc suisse (CHF)	-0.0135 (0.0077)	0.6250 (0.1640)	-0.3086 (0.1670)	-1.742 0.083	3.810 * 0.000	-1.848 0.066	7.259 * 0.000	0.0758	0.7648

$EPTT = \ln S_{t+3} - \ln F_{t,t+3}$ représente l'erreur de prévision du taux à terme de 3 mois.

$DIFINT = \ln(1+i_{3,t}^e) - \ln(1+i_{3,t}^d)$ représente le différentiel des taux d'intérêt nominaux de 3 mois.

$DIFINF = \ln(1+\pi_{t+3}^e) - \ln(1+\pi_{t+3}^d)$ représente le différentiel d'inflation *ex post* entre les dates t et t+3.

*: Statistique significative à 5% de risque d'erreur.

- les chiffres entre parenthèses sont les écart types des estimés.

- Les chiffres dans les cases ombrées représentent le niveau de risque encouru si l'on rejette à tort l'hypothèse nulle (P-Value fournie par le logiciel SHAZAM)

Tableau 3.6: Résultats du test d'autocorrélation des résidus
test de Breush-Godfrey (1978) (2)

Devises	Ordre d'autocorrélation		
	Ordre 1	Ordre 2	Ordre 3
Dollar canadien	8.427 *	8.938 *	9.425 *
	0.003	0.011	0.024
Livre sterling	76.953 *	80.582 *	87.689 *
	0.000	0.000	0.000
Mark allemand	86.822 *	88.365 *	95.848 *
	0.000	0.000	0.000
Yen japonais	74.895 *	78.450 *	79.625
	0.000	0.000	0.000
Franc français	88.724 *	89.722 *	97.021 *
	0.000	0.000	0.000
Franc suisse	68.243 *	68.374 *	76.984 *
	0.000	0.000	0.000

*: Statistique significative à 5% de risque d'erreur.

- Les chiffres dans les cases ombrées représentent
le niveau de risque d'erreur encouru si l'on rejette
à tort l'hypothèse nulle (P-Value fournie par le logiciel SHAZAM)

La correction pour l'autocorrélation des résidus a été effectuée et les résultats de l'estimation de la régression (2.3) sont présentés dans le tableau (3.7). D'après ces résultats, la première remarque que nous pouvons noter, c'est que la prise en considération de l'autocorrélation des résidus a amélioré le pouvoir explicatif du modèle. Des valeurs assez élevées du coefficient de détermination, qui varient entre 16.10 % pour le dollar canadien et 44.79 % pour le yen japonais, suggèrent que les variables exogènes du modèle (différentiel des taux d'intérêt de 3 mois (DIFINT) et le différentiel d'inflation (DIFINF)) semblent expliquer une proportion non négligeable de l'erreur de prévision du taux à terme.

Tableau 3.7 Résultats de l'estimation de la régression (2.3): $EPTT = a + b \text{ DIFINT} + c \text{ DIFINF} + e$
après correction pour l'autocorrélation des résidus.
Période (janvier 1978-décembre 1994)

Devises	Coefficients			T-stat			Test joint (Fisher) b = 0 et c = 0	R ²	D-W
	a	b	c	a = 0	b = 0	c = 0			
Dollar canadien (CAD)	0.0061 (0.0032)	0.7395 (0.1703)	-0.0154 (0.0799)	1.867 0.064	4.343 * 0.000	-0.193 0.847	9.479 * 0.000	0.1610	1.9882
Livre sterling (GBP)	0.0205 (0.0080)	0.8707 (0.2166)	0.1240 (0.1221)	2.535 * 0.012	4.020 * 0.000	1.016 0.311	8.631 * 0.000	0.4214	1.9250
Mark allemand (DEM)	-0.0033 (0.0076)	0.4831 (0.1961)	-0.2541 (0.1837)	-0.441 0.658	2.464 * 0.015	-1.384 0.168	3.117 * 0.046	0.3991	1.9970
Yen japonais (JPY)	-0.0307 (0.0088)	0.9060 (0.2042)	-0.0426 (0.1292)	-3.468* 0.001	4.437 * 0.000	-0.330 0.742	10.020 * 0.000	0.4479	2.0156
Franc français (FRF)	-0.0033 (0.0065)	0.1763 (0.1617)	-0.4269 (0.1793)	-0.507 0.613	1.091 0.277	-2.381 * 0.018	2.943 0.055	0.4058	1.9556
Franc suisse (CHF)	-0.0121 (0.0095)	0.5245 (0.1968)	-0.1826 (0.1916)	-1.264 0.208	2.666 * 0.008	-0.953 0.342	3.603 * 0.029	0.3389	1.9058

$EPTT = \ln S_{t+3} - \ln F_{t,t+3}$ représente l'erreur de prévision du taux à terme de 3 mois.

$\text{DIFINT} = \ln(1+i_{3,t}^e) - \ln(1+i_{3,t}^d)$ représente le différentiel de taux d'intérêt nominaux de 3 mois.

$\text{DIFINF} = \ln(1+\pi_{t+3}^e) - \ln(1+\pi_{t+3}^d)$ représente le différentiel d'inflation *ex post* entre les dates t et t+3.

*: Statistique significative à 5% de risque d'erreur.

- les chiffres entre parenthèses sont les écart types des estimés.

- Les chiffres dans les cases ombrées représentent le niveau de risque encouru si l'on rejette à tort l'hypothèse nulle (P-Value fournie par le logiciel SHAZAM)

D'après la deuxième colonne du tableau (3.7), nous remarquons que les estimés de b (coefficient de la variable différentiel des taux d'intérêt nominaux (DIFINT)) sont positifs et varient entre 0.1763 pour le franc français et 0.9060 pour le yen japonais. Les estimés de c (coefficient de la variable différentiel d'inflation (DIFINF)) sont négatifs à l'exception de la livre sterling. Des tests d'hypothèses sur le degré de signification statistique des coefficients ont été effectués pour voir si les variables du modèle pouvaient expliquer l'erreur de

prévision du taux à terme. Tout d'abord, les estimés du coefficient b de la variable (DIFINT) sont positifs et significativement différents de zéro pour toutes les devises à l'exception du franc français. Ceci indique que le différentiel des taux d'intérêt nominaux à court terme (trois mois) joue un rôle important dans l'explication de l'erreur de prévision du taux à terme. Si les divergences entre le cours à terme et le cours au comptant futur se justifient par la présence d'une prime de risque, le signe positif du coefficient b s'explique alors par une corrélation positive entre le différentiel des taux d'intérêt et cette prime de risque. En effet, un écart positif des taux d'intérêt nominaux en faveur du pays étranger s'accompagne d'une baisse des anticipations rationnelles de dépréciation de la devise étrangère, parce que la prime de risque augmente en contrepartie. Ce qui veut dire que les actifs les mieux rémunérés sont considérés comme les plus risqués.

D'autre part, les estimés du coefficient c de la variable (DIFINF) sont non significativement différents de zéro pour toutes les devises à l'exception du franc français. Ce résultat peut être expliqué par le fait que des pays comme la France, qui sont connus pour leur politique anti-inflationniste (faible taux d'inflation), ont besoin d'avoir des taux d'intérêt réels relativement élevés afin d'attirer les capitaux étrangers. Enfin, l'hypothèse jointe ($b = 0$ et $c = 0$) est rejetée pour toutes les devises à l'exception du franc français. Compte tenu des résultats de ce test, nous pouvons conclure que le modèle utilisé pour prévoir les taux d'intérêt réels anticipés explique une proportion significative de l'erreur de prévision du taux à terme. Si le différentiel des taux d'intérêt réels anticipés constituait une explication de l'erreur de prévision du taux à terme, on devrait s'attendre à ce que la stratégie

de transaction, basée sur les prévisions du modèle pour la période hors échantillon, soit profitable. Dans ce qui suit, nous passons à la présentation des résultats de cette stratégie.

III.2.2. Rentabilité d'une stratégie de transaction simple

Nous avons d'abord réestimé¹² le modèle (équation (2.3)) pour la période allant de janvier 1978 à décembre 1991, de façon à générer des prédictions de l'erreur de prévision du taux à terme pour la période hors échantillon (janvier 1992-décembre 1994). Ensuite, nous avons combiné les prévisions obtenues pour chaque devise avec la règle de transaction décrite à la sous-section (II.2.2) et ce afin de vérifier la validité du modèle. Pour que les opérations spéculatives faites sur le marché à terme soient rentables, le modèle doit prévoir correctement le signe de l'erreur contenue dans le taux à terme. Ainsi, s'il existe effectivement une relation significative entre le biais du taux à terme et le différentiel des taux d'intérêt réels entre les pays, on devrait s'attendre à ce que la stratégie, basée sur les prévisions du modèle, conduise à des rendements positifs.

Les résultats de la stratégie de transaction pour la période allant de janvier 1992 à décembre 1994 sont présentés dans le tableau (3.8). Dans ce tableau, la moyenne, l'écart type, le ratio de Sharpe, les rendements minimum et maximum, la fréquence de profit et les coefficients d'asymétrie et d'aplatissement sont présentés pour chaque devise.

¹² Les résultats de l'estimation par les moindres carrés ordinaires (MCO) et après correction de l'autocorrélation des résidus sont presque similaires à ceux de l'estimation pour la période complète (janvier 1978-décembre 1994). Ces résultats sont reportés à l'annexe B (tableaux (B.1) et (B.2)).

Tableau 3.8: Rendements de la stratégie d'investissement basée sur la prévision de l'erreur du taux à terme à partir du modèle (régression 2.3) (janvier 1992-décembre 1994)

Devises	Rendement moyen trimestriel (%)	Écart type (%)	Ratio de Sharpe	Rendement moyen annuel (%)	Rendement max (%)	Rendement min (%)	Fréquence de profit (%)	Coef. d'asymétrie (Skewness)	Coef. d'aplatiss. (kurtosis)
Dollar canadien (CAD)	1.29%	5.56%	0.232	5.26%	30.75%	-6.36%	69.44%	4.317 * 0.000	23.663 * 0.000
Livre sterling (GBP)	1.27%	8.53%	0.149	5.17%	15.59%	-22.67%	66.67%	-0.878 * 0.039	0.727 0.420
Mark allemand (DEM)	1.47%	7.10%	0.207	6.01%	15.67%	-14.95%	63.89%	-0.479 0.261	0.042 0.962
Yen japonais (JPY)	2.19%	5.04%	0.435	9.07%	15.72%	-8.94%	66.67%	0.041 0.922	0.470 0.602
Franc Français (FRF)	1.64%	6.92%	0.237	6.71%	13.86%	-14.54%	66.67%	-0.572 0.179	-0.058 0.948
Franc suisse (CHF)	1.11%	8.03%	0.138	4.51%	17.26%	-14.25%	58.33%	-0.136 0.749	-0.549 0.542
Moyenne	1.49%	6.86%	0.218	6.12%	18.14%	-13.62%	65.28%		

*: Statistique significative à 5 % d'erreur.

Les chiffres dans les cases ombrées représentent les P-values de (Sk=0) et (Ku=0).

Comme dans l'étude de Green (1992), la stratégie qui consiste à acheter des contrats à terme lorsque le modèle prédit une erreur de prévision positive et de vendre des contrats à terme dans le cas contraire a permis de réaliser en moyenne des rendements excédentaires pour toutes les devises. Plus précisément, la stratégie donne des rendements moyens trimestriels qui varient entre 1.11 % pour le franc suisse et 2.19 % pour le yen japonais. De plus, cette stratégie a permis d'avoir des rendements positifs dans une proportion qui est supérieure à 60 %, sauf dans le cas du franc suisse (fréquence de profit de 58.33 %). Un portefeuille équi pondéré

(composé à proportions égales de contrats à terme des six devises) aurait rapporté un rendement moyen de 1.49 % sur une base trimestrielle. En outre, les rendements de la stratégie surpassent celui d'un investissement dans les bons du Trésor américains (rendement moyen trimestriel de 0.99 % pour la même période). Il faut cependant noter que, dans tous les cas, les rendements moyens sont relativement faibles par rapport à la variabilité ou l'écart type des rendements de la stratégie. Cette stratégie a été en général risquée pour toutes les devises étudiées. Pour évaluer la performance de la stratégie, nous allons nous baser sur le ratio de Sharpe, qui représente le rendement par unité de risque. Le rendement à lui seul, ne peut pas être un bon critère pour évaluer la stratégie. Comme l'indique le tableau (3.8), le ratio de Sharpe n'est pas élevé et varie entre 0.138 pour le franc suisse et 0.434 pour le yen japonais. Ceci est dû surtout au risque élevé associé aux rendements réalisés. Notre stratégie de transaction simple n'a pas mis l'accent sur le contrôle du risque qui représente un élément-clé de toute décision d'investissement. La réduction de la volatilité des rendements est possible en ayant recours à la composition d'un portefeuille de devises qui tient compte des corrélations entre ces dernières afin d'assurer une diversification du risque. Plus la corrélation entre les devises est faible, plus l'avantage procuré par la diversification est important. Pour une meilleure efficacité de la stratégie, il est recommandé d'utiliser une approche d'optimisation de moyenne-variance pour la composition du portefeuille de devises. Cette approche permet d'améliorer les rendements tout en tenant compte du facteur de risque.

Par ailleurs, Il faut garder à l'esprit que les coûts de transaction ainsi que l'écart entre le cours acheteur et le cours vendeur n'ont pas été introduits de façon spécifique dans le calcul des rendements. Le fait de tenir compte des ces coûts réduit quelque peu les rendements des règles de transaction fondées sur les prévisions tirées à partir du modèle. Toutefois, cette réduction est moindre et les rendements demeurent positifs.

Un autre résultat particulier que nous pouvons noter concerne la correspondance entre le pouvoir explicatif du modèle (donné par la valeur du coefficient de détermination R^2) et le taux de rendement de la stratégie basée sur les prévisions générées par le modèle. Le yen japonais et le franc suisse illustrent bien cette correspondance. En effet, le rendement moyen trimestriel le plus élevé (2.19 % pour le yen japonais (tableau 3.8) est associé au coefficient de détermination presque le plus élevé (44.81 % pour le yen japonais (tableau B.2 de l'annexe B)). Inversement, le rendement moyen le moins élevé (1.11 % pour le franc suisse) est attaché au coefficient de détermination le moins élevé (31 % pour le franc suisse).

Pour avoir une idée sur la loi de distribution qui pourrait décrire les rendements, nous avons calculé les coefficients d'aplatissement et d'asymétrie qui peuvent nous renseigner sur la normalité des rendements. D'après ces deux coefficients, l'hypothèse selon laquelle les rendements sont tirés d'une population normale ne peut être rejetée que pour les rendements des transactions effectuées sur le dollar canadien. Ceux-ci présentent un coefficient d'asymétrie différent de zéro et un coefficient d'aplatissement élevé.

Enfin, notons que les résultats de cette stratégie constituent une autre preuve de l'existence d'un biais dans le taux à terme et de possibilités inexploitées de profit. Ainsi, le taux à terme n'est pas le meilleur indicateur du taux de change au comptant futur. En effet, non seulement il n'indique pas la bonne variation du taux de change, mais il prévoit la mauvaise direction du changement dans ce dernier.

En résumé, un grand nombre d'éléments tendent à prouver qu'il existe au moins une partie de l'erreur du taux à terme qui peut être expliquée par le différentiel des taux d'intérêt réels. Tout d'abord, les résultats de l'estimation du modèle (équation (2.3)) montrent que ce dernier explique une proportion non négligeable de l'erreur de prévision du taux à terme. En plus, la stratégie de transaction simple basée sur les prévisions fournies par le modèle pour la période (janvier 1992-décembre 1994), a permis de réaliser des rendements positifs pour les six devises étudiées. Bien que nous n'écartions pas la possibilité qu'il existe d'autres facteurs qui peuvent expliquer le biais dans le taux à terme, nous sommes tentés de croire qu'une proportion non négligeable des écarts entre le cours au comptant et le cours à terme est attribuable aux différences dans les rendements réels anticipés.

III.3. Bilan des résultats empiriques

À la lumière des résultats obtenus, nous pouvons dresser le tableau d'ensemble suivant. Dans un premier temps, nous présentons un sommaire des résultats obtenus pour le test du biais dans le taux à terme. Dans un deuxième temps, nous présentons un résumé des résultats relatifs à l'explication de ce biais.

Tableau 3.9:

Tableau récapitulatif des résultats empiriques

Hypothèses testées	Devises et périodes testées	Résumé de la méthodologie	Résultats
Biais dans le taux de change à terme	CAD, GBP, DEM, JPY, FRF et CHF	<ul style="list-style-type: none"> * Régression: éq. (2.1) * Correction pour l'autocorrélation des résidus 	<ul style="list-style-type: none"> * Les valeurs estimées de b sont très faibles et varient entre -0.0176 et 0.1641 * Rejet de l'hypothèse ($H_0: b=1$) pour toutes les devises. * Rejet de l'hypothèse d'efficience simple ($H_0: a=0$ et $b=1$) pour toutes les devises. * Le signe de la pente de la régression: $b < 1$ (CAD, JPY, FRF et CHF) $b < 0$ (GBP, DEM) * Non seulement le taux à terme est un estimateur biaisé du taux au comptant, mais il prédit la mauvaise direction du changement dans le taux de change.
	jan. 1978-nov. 1995 (overlapping data)	<ul style="list-style-type: none"> * Les erreurs suivent un processus MA(2) 	
Explication du biais par le différentiel des taux d'intérêt réels.	CAD, GBP, DEM, JPY, FRF et CHF	<ul style="list-style-type: none"> * Régression: éq. (2.3) * Correction pour l'autocorrélation des résidus * Les erreurs suivent un processus MA(2) 	<ul style="list-style-type: none"> * Les valeurs estimées de b (DIFINT) sont positifs et varient entre 0.1763 et 0.9060. * Elles sont significativement différentes de 0 dans tous les cas sauf pour le franc français * Les valeurs estimées de c (DIFINF) sont négatives et non significatives à l'exception du franc français. * Le modèle explique une partie significative de l'erreur de prévision du taux à terme (R^2 varie entre 0.1610 et 0.4479) * Rejet de l'hypothèse jointe ($b=0$ et $c=0$) pour toutes les devises à l'exception du franc français.
	CAD, GBP, DEM, JPY, FRF et CHF Test de validation (hors échantillon) jan. 1992-déc 1994	<ul style="list-style-type: none"> * Stratégie de transaction simple qui consiste à générer une estimation de l'erreur de prévision à chaque début de mois. * Si l'erreur est positive, la règle serait d'acheter des devises à terme * Si l'erreur est négative, vente de devise à terme 	<ul style="list-style-type: none"> * Rendements moyens trimestriels variant entre 1.11 pour le franc suisse et 2.19 pour le yen japon. * Un portefeuille équipondéré aurait rapporté un rendement de 1.49 %. * Le ratio de Sharpe varie entre 0.138 pour le franc suisse et 0.434 pour le yen japonais. * La volatilité des rendements est élevée

CONCLUSION

Nombreuses sont les études qui ont porté sur l'évaluation empirique des hypothèses conjointes connues sous le nom "d'hypothèses de l'efficience spéculative", selon lesquelles le cours à terme est la meilleure estimation du taux au comptant futur. Différentes méthodologies ont été adoptées à ce sujet. Ainsi, en employant des tests peu puissants (examen des propriétés statistiques de l'erreur de prévision), les premières études ont soutenu l'hypothèse d'absence de biais dans le taux de change à terme. Toutefois, en se basant sur des techniques statistiques plus puissantes (analyse du biais à partir des régressions), les études récentes, qui ont porté sur la période du taux de change flottant, ont rejeté l'hypothèse d'absence de biais.

Les études dont nous avons fait un survol dans la revue de la littérature, ainsi que les tests dont il est fait état dans le présent travail, nous ont amenés à rejeter l'hypothèse selon laquelle le taux à terme est le meilleur estimateur du taux au comptant futur. En effet, les résultats de cette étude empirique, qui porte sur la période allant de janvier 1978 à novembre 1995 et sur six devises différentes (dollar canadien, livre sterling, mark allemand, yen japonais, franc français et franc suisse), confirment encore une fois l'existence d'un biais dans le taux de change à terme. En outre, l'analyse des résultats révèle la direction du biais: le coefficient de la pente de la régression (2.1) est systématiquement inférieur à 1 pour (le dollar canadien, le yen japonais, le franc français et le franc suisse). Toutefois, il est

négatif pour la livre sterling et le mark allemand. Ainsi, non seulement le taux à terme est un estimateur biaisé du taux au comptant futur, mais il prédit la mauvaise direction des changements dans le taux de change.

Si la littérature empirique s'accorde sur l'existence d'un biais dans le taux de change à terme, la nature et la justification théorique de ce biais continueront à préoccuper les chercheurs. Deux principaux arguments sont habituellement avancés pour expliquer le biais dans le taux de change à terme tout en préservant l'hypothèse de l'efficacité des marchés. La première explication, avancée par Fama (1984), attribue le biais observé à la présence d'une prime de risque variable. La deuxième explication réside dans d'éventuelles erreurs d'anticipation dues à l'irrationalité des investisseurs.

En prenant l'optique de l'existence d'une prime de risque, nous avons essayé, dans la deuxième partie de cette étude, de voir si les différences entre les rendements réels à travers les pays expliquent une proportion du biais dans le taux à terme. Pour vérifier empiriquement cette hypothèse, nous avons eu recours à un modèle simple qui tient compte du différentiel des taux d'intérêt à court terme et du différentiel d'inflation. Nous avons également élaboré une stratégie d'investissement basée sur une règle de transaction simple pour tester si nous pouvons faire des profits à partir des prévisions fournies par le modèle. Les résultats suggèrent qu'une proportion significative de l'erreur de prévision du taux à terme est attribuable aux différences dans les rendements réels.

Après avoir rappelé les grandes lignes et les principaux résultats de ce travail, il importe à présent de discuter des horizons et des avenues de recherche

qu'il ouvre. Nous avons retenu quelques aspects intéressants et nous les présentons dans l'ordre dans lequel ils nous sont venus à l'esprit.

Tout d'abord, les résultats de la présente étude sont intéressants, cependant certaines améliorations sont possibles. Les tests de l'hypothèse de l'efficience spéculative sont basés sur l'hypothèse maintenue de l'homoscédasticité (stabilité de la variance des erreurs à travers le temps). Cette hypothèse se trouve généralement non vérifiée à cause de l'existence de prime de risque variable dans le temps, ou du fait que certaines périodes sont plus turbulentes que d'autres. Il serait raisonnable de tenir compte des problèmes relatifs à l'hétéroscédasticité.

Ensuite, une deuxième avenue très intéressante pourrait être la recherche des déterminants de la prime de risque de change à terme. Une détermination précise de cette dernière permettrait, d'une part, d'éliminer les problèmes relatifs à l'interprétation des tests conjoints et, d'autre part, d'éviter le recours à des approches indirectes pour tenter d'expliquer le biais dans le taux à terme.

Enfin, le différentiel des taux d'intérêt réels à lui seul ne saurait être l'unique composante de l'erreur de prévision du taux à terme. Il semble que les déviations par rapport à la PPA jouent aussi un rôle important dans l'explication du biais dans le taux à terme. Cependant, l'importance relative du différentiel des taux d'intérêt réels et des déviations par rapport à la PPA dans l'explication du biais dans le taux à terme n'est pas encore claire. Par conséquent, une avenue prometteuse pour les recherches futures serait la détermination de l'importance relative de ces deux composantes.

ANNEXES A-C

ANNEXE A

**Résumé des principales études portant sur l'évaluation
empirique de l'efficience spéculative**

**Annexe A.1: Principales études empiriques portant sur la période des taux de
change fixes**

Auteur	Devises et périodes testées	Horizon	Technique statistique	Résultats
Porter (1971)	Canada 1953-60 N= 32 trimestres	90 jours	Régression	Le taux à terme est un mauvais estimateur des variations futures du taux de change.
Kaserman (1973)	Canada 1955-1961 N= 21 trimestres	90 jours	Régression et Test X^2	Les coefficients de la régression indiquent que le taux à terme est non biaisé.
Aliber (1974)	R.U, Belgique, France, Allemagne, Hollande, Suisse 1961-1971 N= 43 trimestres	90 jours	Erreur moyenne Erreur moyenne abs.	L'erreur de prévision moyenne est faible et non significative.
Kohlhagen (1974)	Canada 1952-1970 N= 227 mois N= 874 semaines	90 Jours	Erreur moyenne	Durant une période de 18 ans le taux à terme est un estimateur non biaisé.
Levich (1977)	CAD, FRF, BEC, DEM ITL, JPY, NLG, CHF, GBP 1967-1975 N=430 semaines	1,3 et 6 mois	Erreur moyenne, erreur quadratique moyenne	Les erreurs moyennes sont insignifiantes et ne sont pas corrélées .
Geweke et Feige (1979)	Belgique, Canada, R.U France, Allemagne, Hollande, Suisse Données trimestrielles 1962 :III-1967:II	3 mois	Régression (MCO) Equation (1.9) - Zellner-Aitken Equation (1.10)	Marché unique: Marchés efficients sauf Belgique et R.U Multi-marchés: Marchés efficients sauf Canada et R.U Test joint (Fisher): rejet de l'efficience à 99 %

Annexe A.2: Principales études empiriques portant sur la période des taux de change flottants

Auteur	Devises et périodes testées	Horizon	Technique statistique	Résultats
Bilson et Levich (1977)	Allemagne, R.U. 1973-1975 N = 142 semaines	1, 3 mois	Analyse de séries chron. de Box-Jenkins et régressions	Le taux à terme est non biaisé et reflète l'information dans la prévision de B-J
Cornell (1977)	R.U, Canada, Allemagne Suisse, Hollande, France Japon 1973-1977 N = 42 mois	1 mois	Erreur moyenne et régressions	Les erreurs moyennes ne sont pas significatives, mais il existe une autocorrélation des erreurs
Geweke et Feige (1979)	Belgique, Canada, R.U, France, Allemagne, Hollande et Suisse Données trimestrielles 1972 III-1977 I	3 mois	Régression(MCO) Equation (1.9) - Zellner-Aitken Equation (1.10)	Marché unique: Marchés efficients sauf canada Multi-marchés: Marchés efficients sauf Canada Test joint (Fisher): rejet de l'efficacité à 99%
Hansen et Hodrick (1980)	Canada, France, R.U, Allemagne, Japon, Italie, Suisse Séries hebdomadaires 1973-1979	3 mois	Régression (MCG)	Marché unique: Marchés efficients exception du marché allemand (6 marchés sur 7) Multi-marchés: Rejet de l'efficacité pour 3 marchés sur 5
Frankel (1980)	DEM, GBP, ITL, BEC, CHF, FRF 1973-1978	1 mois	Régression Equation (1.5)	Résultats défavorables à l'efficacité pour 4 marchés sur 6: FRF, ITL, BEC, DEM
Bilson (1981)	CAD, FRF, DEM, NLG, BEC, CHF, GBP, JPY, ITL Juill. 1974 -Janv 1980	1 mois	-Régression (MCO) Equation (1.6) - Stratégie spécul.	Rejet de l'hypothèse d'efficacité pour 2 cas sur 9 (Italie et Hollande) Ratio profit/risque trop élevé pour être justifié.

Annexe A.2: Principales études empiriques portant sur la période des taux de change flottants (suite)

Auteur	Devises et périodes testées	Horizon	Technique statistique	Résultats
Cumby et Obstfeld (1981)	CAD, FRF, DEM, CHF, avec le \$ US Taux d'intérêt de 7 Jrs Données hebdomadaires 5 Juill. 1974-27Juin 1980	7 jours	- Q- Test - Test de maximum de vraisemblance (autocorrélation des erreurs)	La parité des taux d'intérêt non couverte (PTINC) est rejetée dans tous les cas sauf pour la GBP.
Longworth (1981)	CAD 1970-1978	1 mois	Régression Equation (1.6)	Le taux à terme est un estimateur non biaisé
Longworth, Boothe et Clinton (1983)	CAD, DEM, GBP, ITL, JPY, et FRF 1973-1981	1, 2, 3, 6, 12 mois	- Régression Equation (1.6) - Stratégie spécul.	CAD: horizon 1 mois inefficent autres horizons efficients. Autres devise: Inefficiency pour les autres devise sauf DEM - Possibilité de profits spéculatifs
Hsieh (1984)	Canada, France, R.U Italie, Hollande, Japon, Allemagne et Suisse 9 juin 1978-24 avril 1981	1 semaine	Régression (l'estimation tient compte de l'hétérosc.)	- Marché unique: Marchés sont pour la plupart efficients - Multi- marchés: Marchés pour la plupart non efficients
Huang (1984)	CAD, FRF, DEM, NLG, BEC, CHF, GBP, JPY, ITL Mars 1973-Janvier 1979	1, 3, 6 mois	Régression (procédure Bayessienne)	La marche aléatoire est plus performante que le taux à terme dans la prévision du taux au comptant futur
To et Assoé (1995)	CAD, FRF, DEM, NLG, BEC, CHF, GBP, JPY, ITL Mai 1977- Dec. 1992	1, 3 , 6, 12 mois	Régression (GMM) Equation (1.6)	Existence du biais dans le taux de change à terme L'hypothèse que (b=1) est rejetée pour toutes les devises, exception faite de ITL (tous termes), BEC (6,12 mois) FRF (12 mois) et le JPY (1 mois)

ANNEXE B

Les résultats de l'estimation de la régression (2.3)

(janvier 1978-décembre 1991)

Tableau B.1:

Résultats de l'estimation de la régression (2.3): $EPTT = a + bDIFINT + cDIFINF + e$
par la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO)
(janvier 1978-décembre 1991)

Devises	Coefficients			T-stat			Test joint (Fisher) b = 0 et c = 0	R ²	D-W
	a	b	c	a = 0	b = 0	c = 0			
Dollar canadien (CAD)	0.0050 (0.0020)	0.7896 (0.1451)	-0.0854 (0.0602)	2.440 * 0.016	5.440 * 0.000	-1.419 0.158	14.801 * 0.000	0.1735	0.8188
Livre sterling (GBP)	0.0256 (0.0058)	1.5163 (0.1950)	0.1941 (0.1189)	4.389 * 0.000	7.777 * 0.000	1.632 0.105	31.942 * 0.000	0.3118	0.8961
Mark allemand (DEM)	-0.0356 (0.0129)	1.2717 (0.3186)	-0.1928 (0.1595)	-2.753 * 0.007	3.991 * 0.000	-1.209 0.229	8.090 * 0.000	0.1029	0.7208
Yen japonais (JPY)	-0.0527 (0.0105)	1.2625 (0.2272)	0.0953 (0.1459)	-4.988 * 0.000	5.557 * 0.000	0.653 0.515	17.594 * 0.000	0.1997	0.7635
Franc français (FRF)	0.0019 (0.0057)	0.5552 (0.1847)	-0.5107 (0.1760)	0.331 0.741	3.006 * 0.003	-2.902 * 0.004	5.870 * 0.003	0.0769	0.6726
Franc suisse (CHF)	-0.0436 (0.0135)	1.0505 (0.2479)	-0.1895 (0.1702)	-3.218 0.002	4.237 * 0.000	-1.114 0.267	9.170 * 0.000	0.1151	0.9217

$EPTT = \ln S_{t+3} - \ln F_{t,t+3}$ représente l'erreur de prévision du taux à terme de trois mois.

$DIFINT = \ln(1+i_{3,t}^e) - \ln(1+i_{3,t}^d)$ représente le différentiel de taux d'intérêt nominaux de 3 mois.

$DIFINF = \ln(1+\pi_{t+3}^e) - \ln(1+\pi_{t+3}^d)$ représente le différentiel d'inflation *ex post* entre les dates t et t+3..

*: Statistique significative à 5% de risque d'erreur.

- les chiffres entre parenthèses sont les écart types des estimés.

- Les chiffres dans les cases ombrées représentent le niveau de risque encouru si on rejette à tort l'hypothèse nulle (P-Value fournie par le logiciel SHAZAM)

Tableau B.2:

Résultats de l'estimation de la régression (2.3): $EPTT = a + bDIFINT + cDIFINF + e$
après correction pour l'autocorrélation des erreurs
(janvier 1978-décembre 1991)

Devises	Coefficients			T-stat			Test joint (Fisher) b = 0 et c = 0	R ²	D-W
	a	b	c	a = 0	b = 0	c = 0			
Dollar canadien (CAD)	0.0050 (0.2499)	0.7337 (0.1649)	-0.0254 (0.0645)	2.020 * 0.045	4.450 * 0.000	-0.394 0.694	10.143 * 0.000	0.4256	2.1020
Livre sterling (GBP)	0.0236 (0.0070)	1.3731 (0.2292)	0.2000 (0.1288)	3.361 * 0.001	5.992 * 0.000	1.553 0.123	19.282 * 0.000	0.4715	2.0655
Mark allemand (DEM)	-0.0261 (0.0151)	0.9647 (0.3632)	-0.1337 (0.1888)	-1.725 0.087	2.656 * 0.009	-0.709 0.480	3.573 * 0.030	0.3733	2.0529
Yen japonais (JPY)	-0.0464 (0.0128)	1.1866 (0.2677)	-0.0057 (0.1460)	-3.608 * 0.000	4.433 * 0.000	-0.039 0.968	10.048 * 0.000	0.4481	2.0333
Franc français (FRF)	-0.0008 (0.0069)	0.2635 (0.1862)	-0.3473 (0.1974)	-0.129 0.898	1.415 0.159	-1.759 0.081	1.853 0.160	0.3702	1.9457
Franc suisse (CHF)	-0.0372 (0.0163)	0.8780 (0.2934)	-0.0803 (0.1978)	-2.281 * 0.024	2.292 * 0.003	-0.406 0.685	4.745 * 0.010	0.3100	1.9532

$EPTT = \ln S_{t+3} - \ln F_{t,t+3}$ représente l'erreur de prévision du taux à terme de 3 mois.

$DIFINT = \ln(1+i_{3,t}^e) - \ln(1+i_{3,t}^d)$ représente le différentiel de taux d'intérêt nominaux de 3 mois.

$DIFINF = \ln(1+\pi_{t+3}^e) - \ln(1+\pi_{t+3}^d)$ représente le différentiel d'inflation *ex post* entre les dates t et t+3.

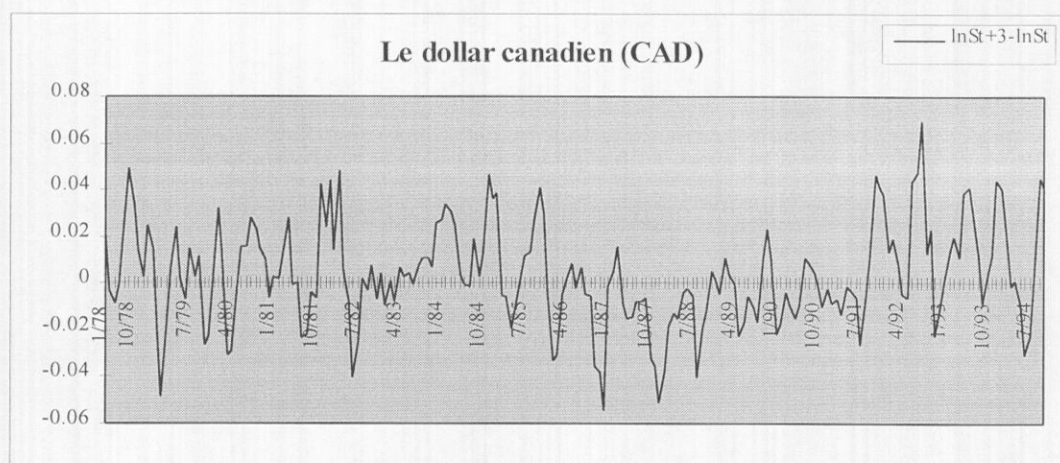
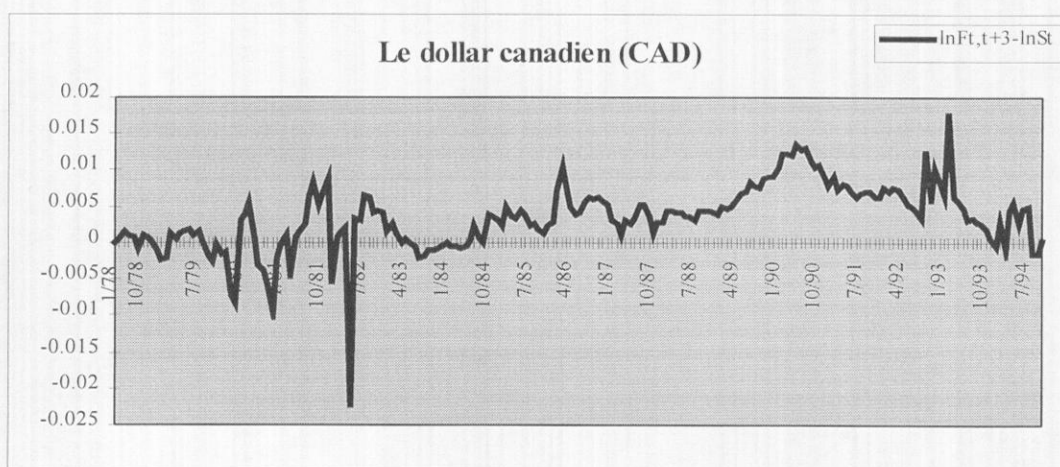
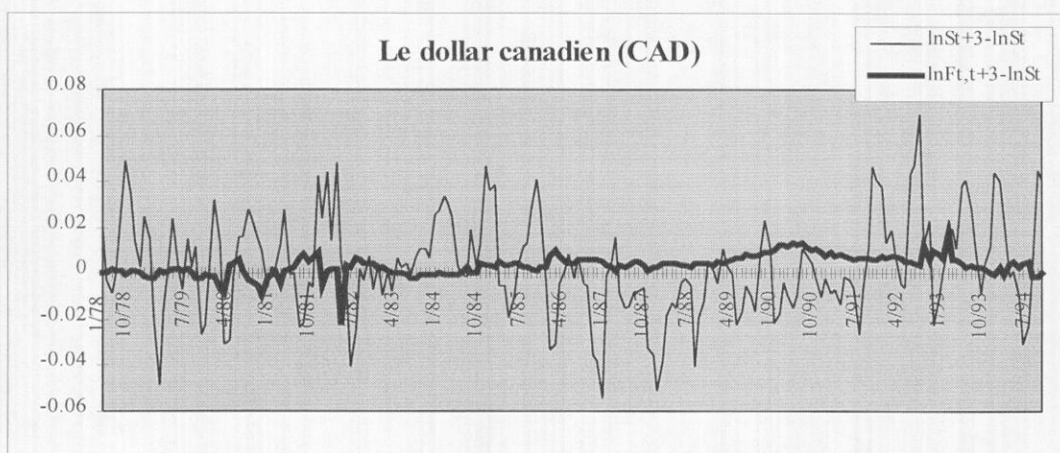
*: Statistique significative à 5% de risque d'erreur.

- les chiffres entre parenthèses sont les écart types des estimés.

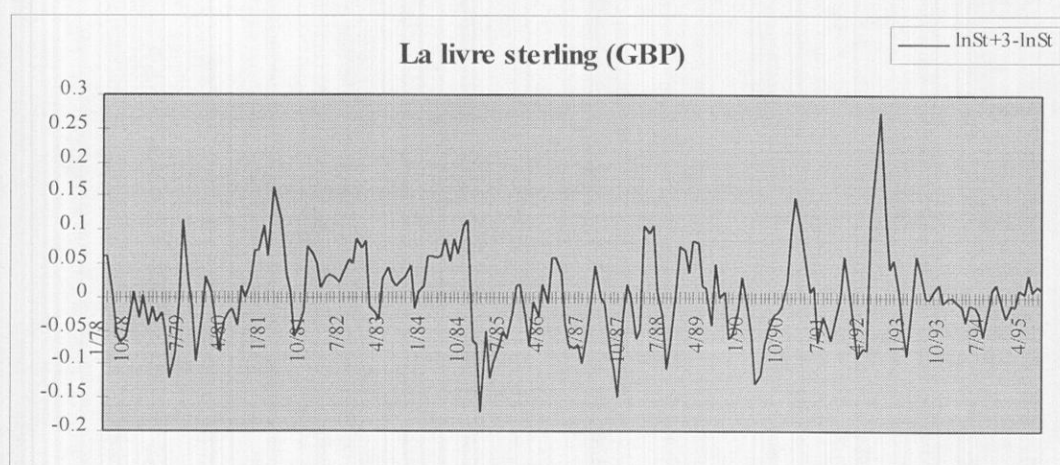
- Les chiffres dans les cases ombrées représentent le niveau de risque encouru si l'on rejette à tort l'hypothèse nulle (P-Value fournie par le logiciel SHAZAM)

ANNEXE C

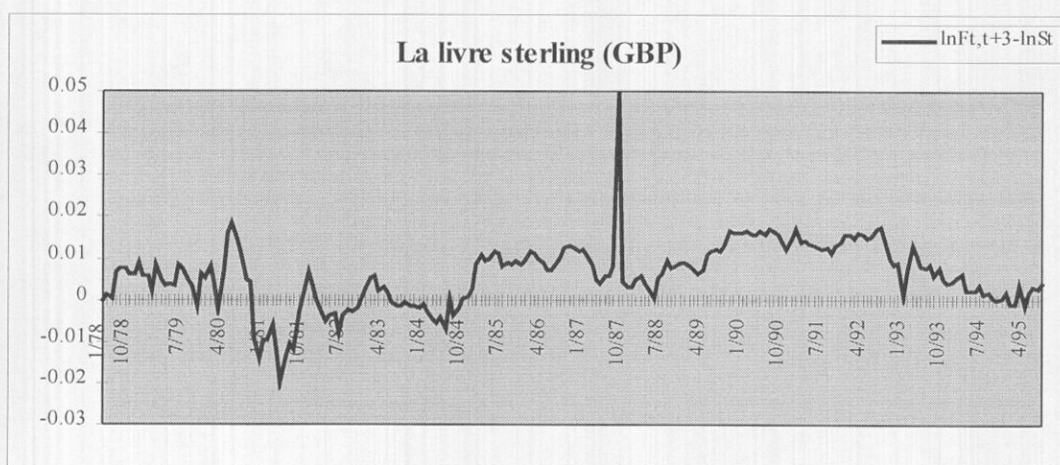
**Graphiques de l'évolution du taux de change au comptant et
de la prime à terme**

Graphique C.1: Évolution du taux de change au comptant du dollar canadien**Graphique C.2: Évolution de la prime à terme du dollar canadien****Graphique C.3: Évolution du taux de change au comptant et de la prime à terme du dollar canadien**

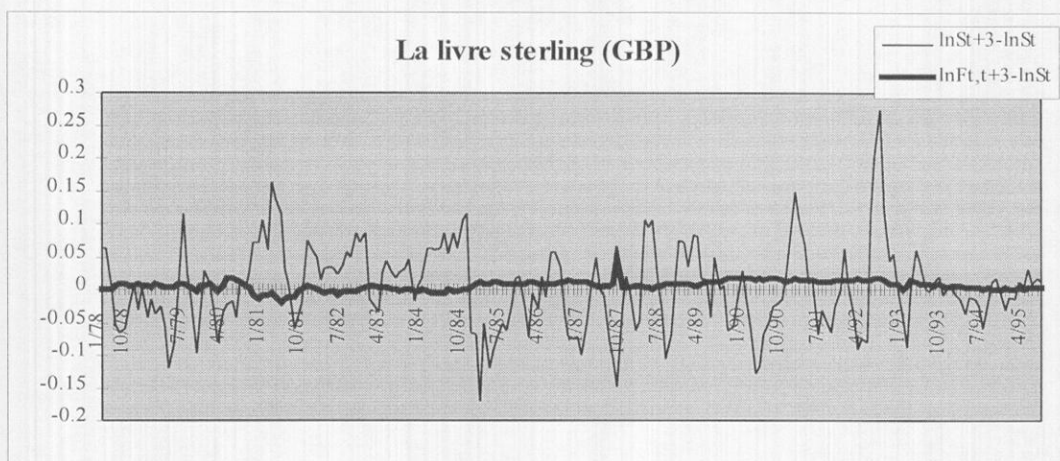
Graphique C.4: Évolution du taux de change au comptant de la livre sterling



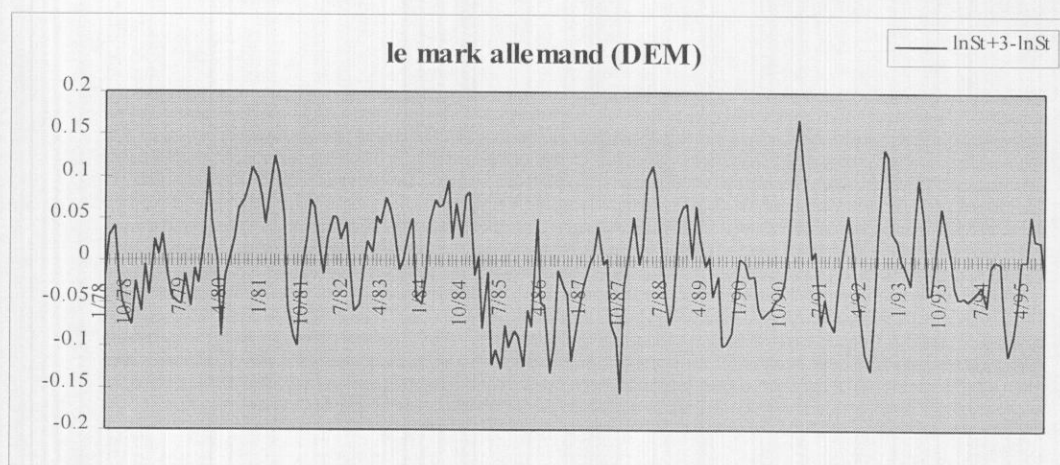
Graphique C.5: Évolution de la prime à terme de la livre sterling



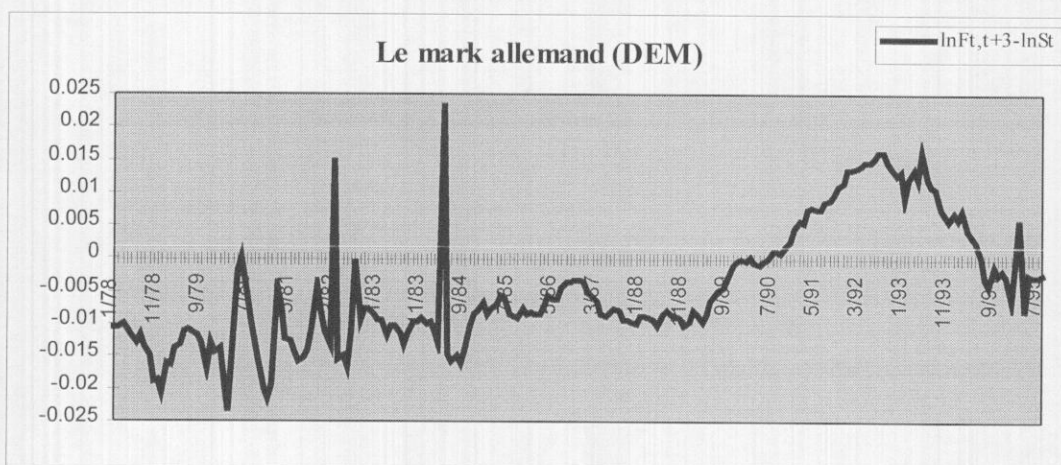
Graphique C.6: Évolution du taux de change au comptant et de la prime à terme de la livre sterling



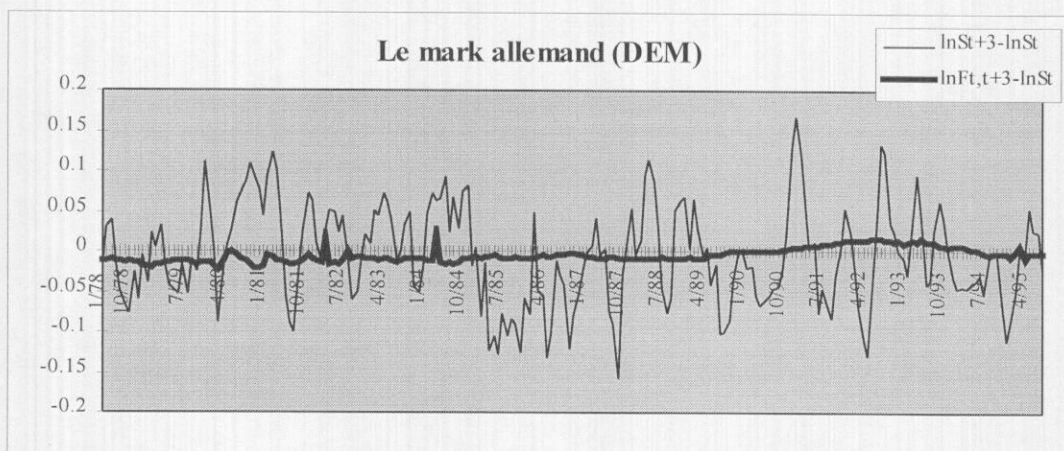
Graphique C.7: Évolution du taux de change au comptant du mark allemand



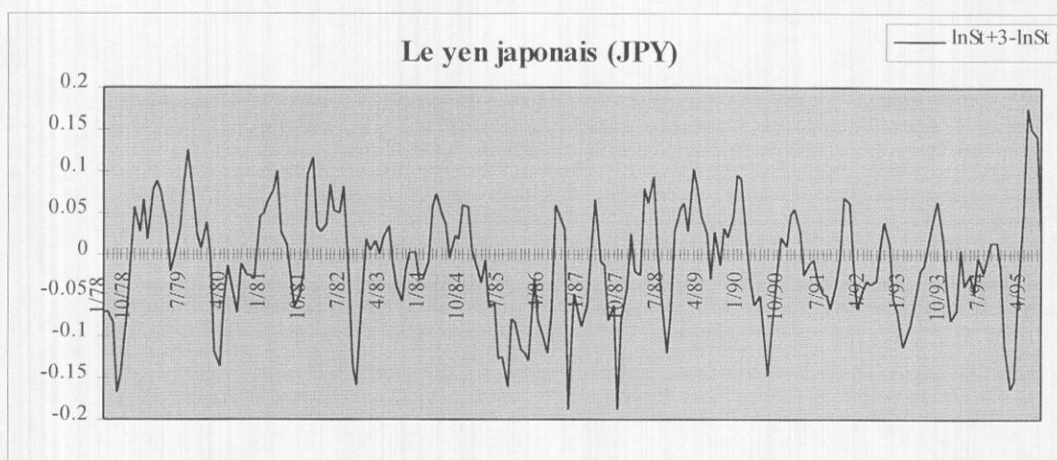
Graphique C.8: Évolution de la prime à terme du mark allemand



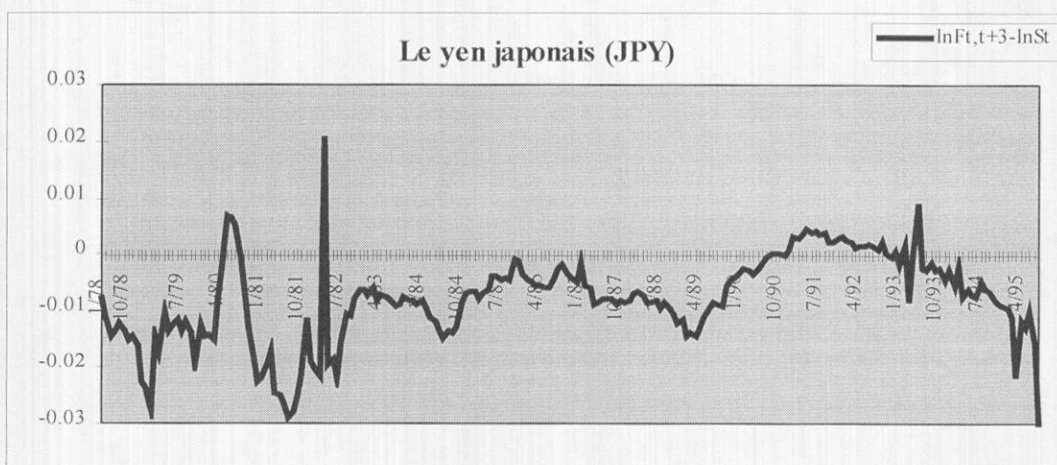
Graphique C.9: Évolution de taux de change au comptant et de la prime à terme du mark allemand



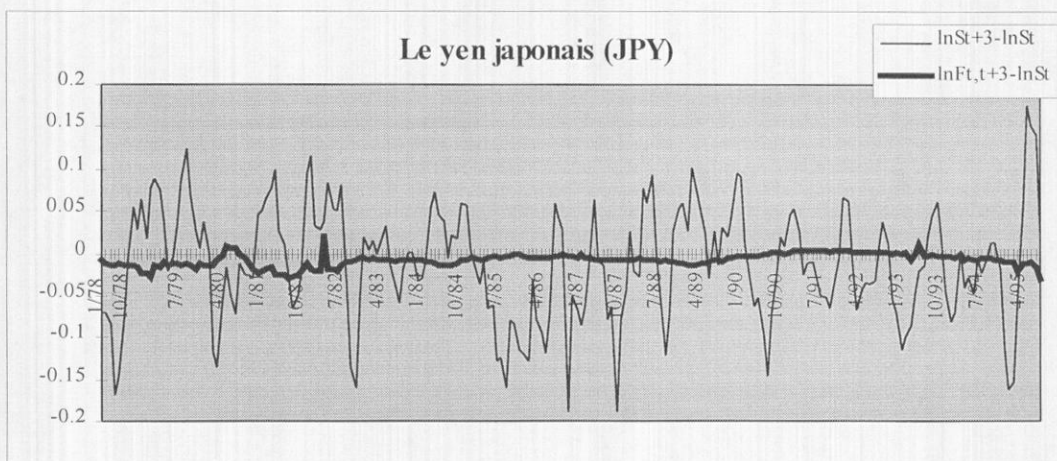
Graphique C.10: Évolution du taux de change au comptant du yen japonais



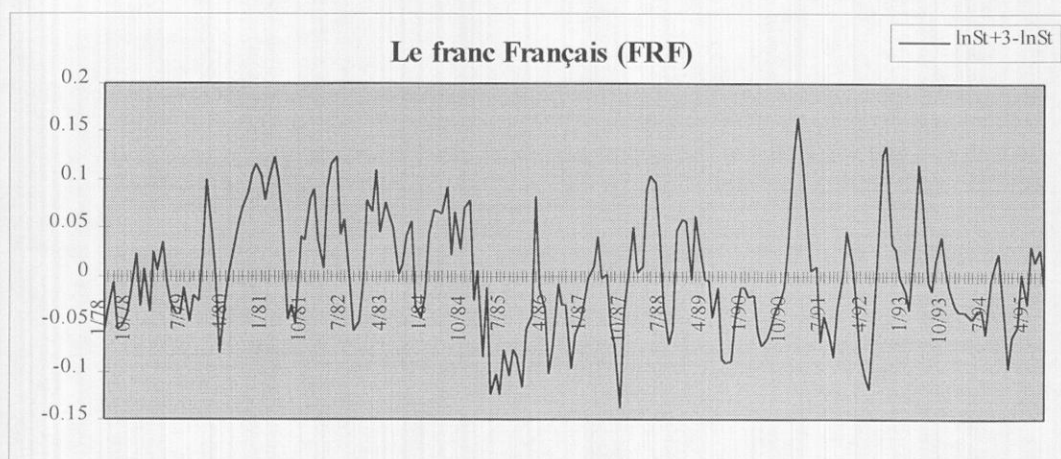
Graphique C.11: Évolution de la prime à terme du yen japonais



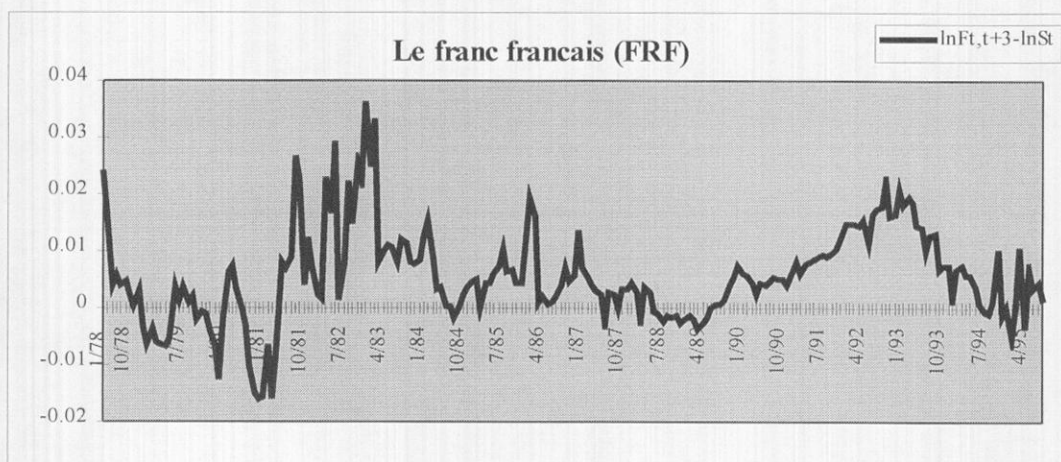
Graphique C.12: Évolution du taux de change au comptant et de la prime à terme du yen japonais



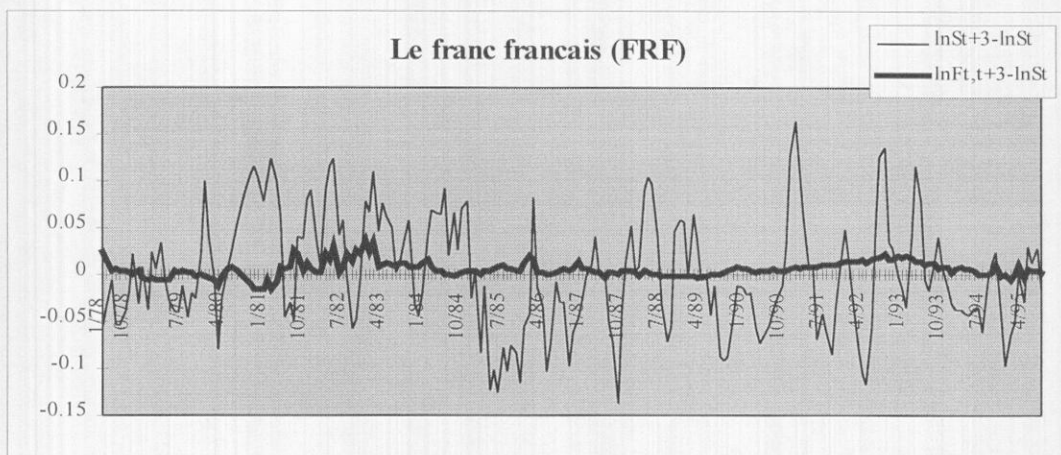
Graphique C.13: Évolution du taux de change au comptant du franc français



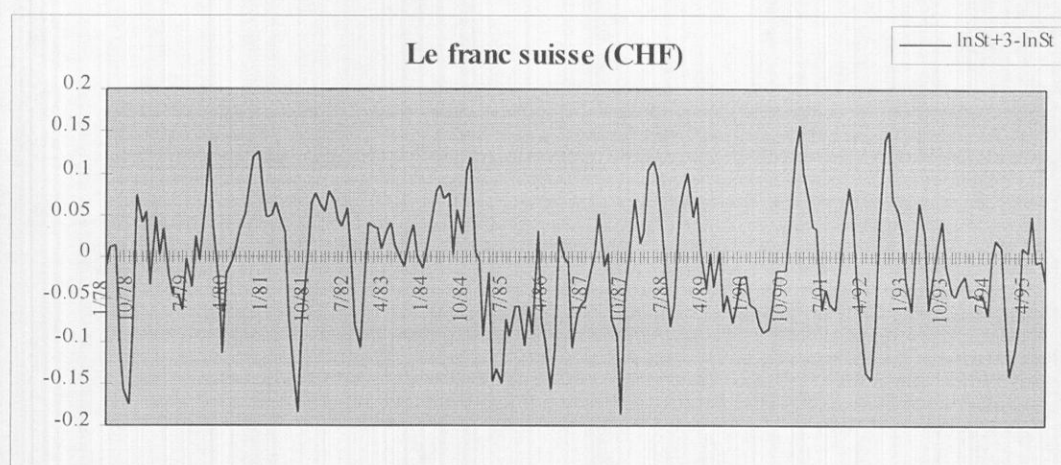
Graphique C.14: Évolution de la prime à terme du Franc français



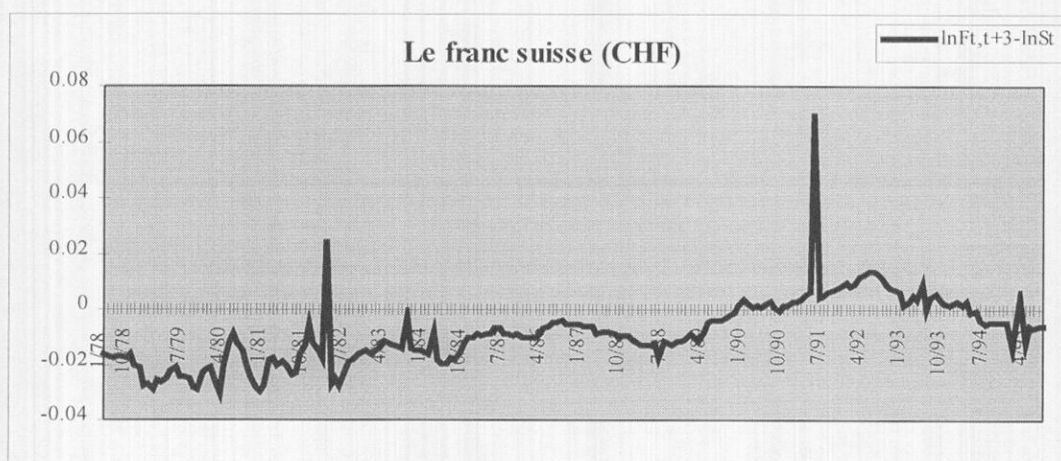
Graphique C.15: Évolution du taux de change au comptant et de la prime à terme du franc français



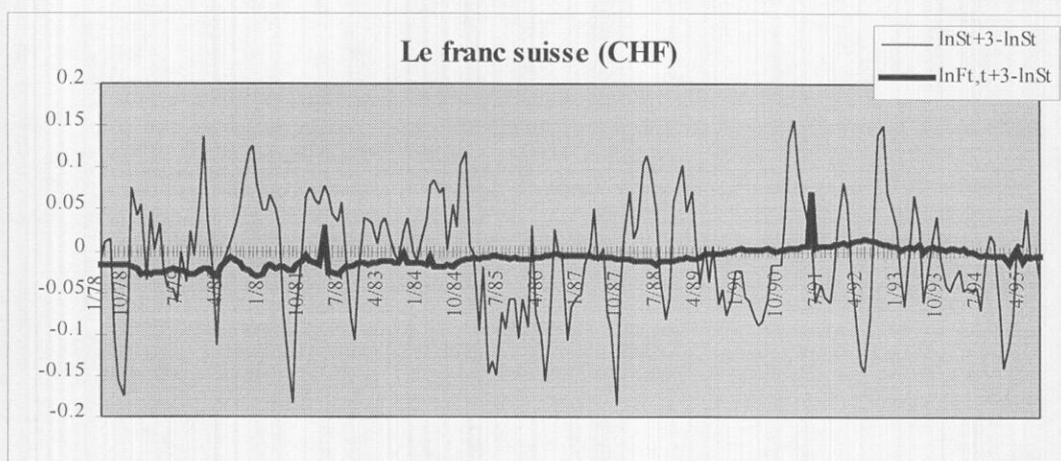
Graphique C.16: Évolution du taux de change à terme du franc suisse



Graphique C.17: Évolution de la prime à terme du franc suisse



Graphique C.18: Évolution du taux de change au comptant et de la prime à terme du franc suisse



BIBLIOGRAPHIE

- Arnott, R.D. et Pham. T.K., "Tactical currency allocation", *Financial Analyst Journal*, Septembre/Octobre 1993, 47-57.
- Bachman, D., "The effect of political risk on the forward exchange bias: The case of elections" *Journal of International Money and Finance*, 11, 1992, 208-219.
- Baillie, R.T et Bollerslev, T., "Common stochastic trends in a system of exchange rates", *Journal of Finance*, 1989, 167-181.
- Baillie, R. T. et McMahon, P.C., "The foreign exchange market: Theory and econometric evidence", *Cambridge University Press*, Cambridge, 1989, 259 pages.
- Baxter, M., "Real exchange rates and real interest differentials", *Journal of Monetary Economics*, 33, 1994, 5-37.
- Beckaert G. et Hodrick R.J., "On biases in the measurement of foreign exchange risk premium", *Journal of International Money and Finance*, 13, 1993, 115-138.
- Bénassy, A., "Comment se fixent les taux de change", *Économie et Prévision*, 107, Janvier 1993.
- Bilson, J. F., "The speculative efficiency hypothesis", *Journal of Business*, 54, no 3, 1981, 435-451.
- Bossaerts, P. et Hillion, P., "Market microstructure effects of government interventions in the foreign exchange market", *Review of Financial Studies*, 4, 1991-513-541.
- Choie, K.S.N., "Currency exchange rate forecast and interest rate differential: Currencies as an asset class", *Journal of Portfolio Management*, Winter 1993, 58-64.
- Cornell, B., "The impact of data errors on measurement of the foreign exchange risk premium", *Journal of International Money and Finance*, 8, 1989, 147-157.

- Cumby, R. E. et Mishkin, F.S., "The international linkage of real interest rates: The European-US connection", *Journal of International Money and Finance*, 5, 1986, 5-23.
- Cumby, R.E. et Obstfeld, M., "A note on exchange rate expectations and nominal interest differentials: A test of the fisher hypothesis", *Journal of Finance*, 36, no 3, Juin 1981, 697-704.
- Cumby, R.E. et Obstfeld, M., "International interest rate and price level linkages under flexible exchange rates: A review of recent evidence", dans Bilson, J. et Marston, R. éditions, *Exchange rate theory and practice*, 1984, (Chicago, *university of Chicago Press*).
- Davidson, R. et MacKinnon, J.G., "Estimation and inference in econometrics", *Oxford University Press*, New York, 1993, 875 pages.
- Fama, E. F., "Efficient market: A review of theory and emperical work", *Journal of finance*, 46, Mai 1970, 383-417.
- Fama, E. F., "Forward and spot exchange rates", *Journal of Monetary Economics*, 14, Septembre 1984, 319-338.
- Frankel, J.A., "The diversifiability of exchange risk", *Journal of International Economics*, 9, no 3, Août 1979, 379-393.
- Frankel, J.A., "Tests of rational expectations in the forward exchange market", *Southern Economic Journal*, 46, no 4, Avril 1980, 1083-1101.
- Frankel, J.A., "In search of the exchange risk premium: A six-currency test assuming mean-variance optimization", *Journal of International Money and Finance*, 1, Décembre 1982, 255-274.
- Frankel, J.A. et Froot, K.A., "Using survey data to test standard propositions regarding exchange rate expectations", *Americain Economic Review*, 77, Juin 1987, 133-156.
- Froot, K.A., "Short rates and expected asset returns", NBER working paper No.3247, janvier 1990.
- Froot, K.A. et Frankel J.A., "Forward discount bias: Is it an exchange risk premium", *Quarterly Journal of Economics*, 104, Février 1989, pages 139-161.
- Froot, K.A. et Thaler, R.H., "Anomalies: Foreign exchange ", *Journal of Economic Perspectives*, Summer 1990, 179-192.

- Fuller, W.A., "Introduction to statistical time series", New York, John Wiley, 1976.
- Geweke, J. et Feige, E., "Some joint tests of the efficiency of markets for forward foreign exchange", *Review of Economics and Statistics*, 61, no 3, 1979, 334-341.
- Green, P., "Is currency trading profitable? Exploiting deviations from uncovered interest parity", *Financial Analyst Journal*, Juillet/août 1992, 82-86.
- Greene, W.H., "Econometric analysis", Mac Milan, New York, 1993.
- Gregory, A.W. et McCurdy, T.H., "Testing the unbiasedness hypothesis in the forward exchange market: A specification analysis", *Journal of International Money and Finance*, 3, Décembre 1984, 357- 368
- Hakkio C. et Rush, M., "Market efficiency and cointegration: An application to the Sterling and Deutschmark exchange markets", *Journal of International Money and Finance*, Mars 1989, 75-88.
- Hansen, L. P et Hodrick, R. J., "Forward exchange rates on optimal prediction of future spot rates: An econometric analysis", *Journal of Political Economy*, 88, no 5, 1980, 829-853.
- Hodrick, R.J., "The empirical evidence on the efficiency of forward and futures foreign exchange markets ", *Harwood Academic Publishers*, New York, 1987, 175 pages.
- Hodrick, R.J. et Srivastava, S., "An investigation of risk and return in forward foreign exchange", *Journal of International Money and Finance*, 3, 1984, 1-29.
- Hopper, G.P. "Is the foreign exchange market inefficient ?", *Business Review, Federal Reserve of Philadelphia*, Mai/Juin 1994, 17-27.
- Hsieh, D.A., "Tests of rational expectations and no risk premium in forward exchange markets", *Journal of International Economics*, 17, Août 1984, 173-184.
- Huang, R.D., "Some alternative tests of forward exchange rates as predictors of futures spot rates.", *Journal of International Money and Finance*, 3, 1984, 153-167.
- Koedijk, K.G., et Ott, M., "Risk aversion, efficient markets and the forward exchange rate", *Federal Reserve Bank of St. Louis*, Décembre 1987, 5-13.

- Korajczyk, R.A., "The pricing of forward contracts for foreign exchange", *Journal of Political Economy*, 93, 1985, 346-368.
- Kritzman, M., "Managing currency risk", *The Institute of Chartered Financial Analyst*, Juin 1989.
- Kritzman, M., "The optimal currency hedging policy with biased forward rates", *Journal of Portfolio Management*, Summer 1993, 94-100.
- Levich R., "On the efficiency of markets of foreign exchange", *International Economic Policy, theory and evidence*, Johns Hopkin University Press, 1979, 246-267.
- Levich R., "Is the foreign exchange market efficient?", *Oxford Review of Economic Policy*, 5, no 3. 1989, 40-60.
- Levine, R., "The pricing of forward exchange rates", *Journal of International Money and Finance*, 8, 1989, 163-179.
- Longworth, D., "Exchange risk premiums, real interest rate differentials and ex-ante purchasing power parity", Mimeo, Bank of Canada, Presented at the 1986 annual meeting of the Canadian Economic Association.
- Longworth, D., Boothe, P. et Clinton, K., "A study of the efficiency of foreign exchange markets", *Rapport technique de la banque du Canada*, Octobre 1983, 92 pages.
- Lyons, R.K. et Rose A.K., "Explaining forward exchange bias...intraday", *Journal of Finance*, 4, Septembre 1995, 1321-1329.
- MacDonald, R. et Taylor, M.P., "Exchange rate economics: A survey", *IMF Staff Papers*, 39, mars 1992, 1-57.
- MacKinnon, J.G., "Critical values for cointegration tests", Long-run Economic relationships: Readings in cointegration, édité par Engle R.F. et Granger, C.W.J Oxford University Press, 1990.
- Mark, N. C., "Some evidence on the international inequality of real interest rates", *Journal of International Money and Finance*, 4, 1985, 189-208.
- Merrick, J.J. et Saunders, A., "International expected real interest rates: New tests of the parity hypothesis and US fiscal policy effects", *Journal of monetary Economics*, 18, 1986, 313-322.

- Meese, R.A. et Singleton, K. "On unit roots and the empirical modeling of the exchange rates", *Journal of Finance*, 37, 1982, 1029-1035.
- Mishkin, F.S., "Are real interest rates equal across countries? An empirical investigation of international parity conditions", *Journal of Finance*, 39, 1984, 1345-1357.
- Pagan, A., "A generalised approach to the treatment of autocorrelation", *Australian economic papers*, 13, 1974, 267-280.
- Plihon, D., "Les taux de change ", *Edition la Découverte*, 1991.
- Rhee, G.S. et Chang, R.P., "Intra-day arbitrage opportunities in foreign exchange and eurocurrency markets", *Journal of Finance*, mars 1992, 363-379.
- Sweeney, R.J., "Beating the foreign exchange market", *Journal of finance*, 41, 1986, 163-182.
- Thomas, R.L., "A winning strategy for currency futures speculation", *Journal of Portfolio Management*, Automne 1985, 65-69.
- Thornton, D.L., "The effect of unanticipated money on the money and foreign exchange markets", *Journal of International Money and Finance*, 8, 1989, 573-587.
- To, M. C. et Assoé, K.G., "Le biais dans le taux de change à terme ", *Cahier de Recherche no 95-02*, Mars 1995, École des Hautes Études Commerciales.
- Wolff, C., "Forward foreign exchange rates, expected spot rates, and premia: A signal extraction approach ", *Journal of Finance*, 42, Juin 1987, 395-406.