

Al.1
G
762

**LA THÉORIE DE LA PARITÉ DES TAUX D'INTÉRÊTS ET LA THÉORIE
MODERNE DU MARCHÉ DES CHANGES À TERME
LE CAS DU CANADA ET DES ÉTATS-UNIS**

PAR

VI TAI VUU

DÉPARTEMENT DES SCIENCES ÉCONOMIQUES

RAPPORT DE RECHERCHE

PRÉSENTÉ À

RODRIGUE TREMBLAY

EN VUE DE L'OBTENTION DU GRADE DE
M. SC. SCIENCES ÉCONOMIQUES

29 AVR. 1998

UNIVERSITÉ DE MONTRÉAL
AVRIL 1998

Sommaire

Ce rapport de recherche se veut comme une mise à jour de la théorie de la parité des taux d'intérêts. La parité couverte des taux d'intérêts, la parité non couverte des taux d'intérêts et la théorie moderne seront à nouveau évaluées et révisées. L'objectif de ce rapport consiste à vérifier la validité de la théorie pour les années 90, puisque les plus récentes études sur ces théories sont très vieilles, plus particulièrement la parité des taux d'intérêts couverts et non couverts.

Les modèles utilisés seront ceux de la parité couverte des taux d'intérêts, de la parité non couverte des taux d'intérêts et du modèle de Stoll-Kesselman-Haas dans le cadre de la théorie moderne du marché des changes à terme. Les données sont tirées des publications de la Banque du Canada. Les taux concernés sont les taux sur les bons du trésor à l'adjudication hebdomadaire canadiens et américains à trois mois d'échéance; de plus, le taux spot et le taux forward à 90 jours sont pris à mi-journée. Des comparaisons seront faites avec des données mensuelles et quotidiennes.

Les résultats indiquent que la parité couverte des taux d'intérêts est fortement rejetée pour les deux cas (mensuel et quotidien). Quant à la parité non couverte, elle aussi, est très fortement rejetée dans les deux cas. En ce qui concerne la théorie moderne du marché des changes à terme, les résultats sont plutôt partagés. Les résultats des tests sur les données mensuelles supposent que les activités des spéculateurs jouent un rôle dans la détermination du taux de change à terme tandis que les résultats des données quotidiennes présument le contraire. Les causes des déviations de la théorie sont les coûts de transactions, le risque politique et le risque de défaut dans le cadre de la parité couverte alors que l'irrationalité des agents et l'existence d'une prime de risque sont les causes de déviations de la parité non couverte des taux d'intérêts. Dans le cas de la théorie moderne du marché des changes à terme, les résultats dépendent des hypothèses utilisées.

TABLE DES MATIÈRES

1. INTRODUCTION.....	2
2. REVUE DE LA LITTÉRATURE.....	3
2.1 PARITÉ NON COUVERTE DES TAUX D'INTÉRÊTS	3
2.2 PARITÉ COUVERTE DES TAUX D'INTÉRÊTS	5
2.3 THÉORIE MODERNE DU MARCHÉ DES CHANGES À TERME	8
3. ÉTUDES EMPIRIQUES SUR LES ÉTATS-UNIS ET LE CANADA.....	11
3.1 LA PARITÉ NON COUVERTE DES TAUX D'INTÉRÊTS	11
3.2 LA PARITÉ COUVERTE DES TAUX D'INTÉRÊTS	12
3.3 LA THÉORIE MODERNE DU MARCHÉ DES CHANGES À TERME.....	16
4. DONNÉES.....	20
5. MÉTHODOLOGIE ET RÉSULTATS.....	20
5.1 PCTI	20
5.2 PNCTI	21
5.3 THÉORIE MODERNE DU MARCHÉ DES CHANGES À TERME	22
5.4 INTERPRÉTATION DES RÉSULTATS	23
6. CONCLUSION.....	25
ANNEXE	26
GRAPHIQUE.....	29
GRAPHIQUE 1. COURBE DES TAUX D'INTÉRÊTS CANADIENS.....	29
GRAPHIQUE 2. COURBE DES TAUX D'INTÉRÊTS AMÉRICAINS	29
GRAPHIQUE 3. COURBE DU TAUX SPOT	30
GRAPHIQUE 4. COURBE DU TAUX FORWARD	30
BIBLIOGRAPHIE.....	31

1. INTRODUCTION

L'égalité des taux d'intérêts entre les pays suscite d'importantes implications aux niveaux théoriques et politiques, comme par exemple le modèle de surajustement du taux de change de Dornbusch (1976). En effet, une des fortes implications politiques découlant de la parité non couverte des taux d'intérêts restreint le pouvoir des autorités monétaires à intervenir sur le marché. L'absence de prime de risque sur les portefeuilles internationaux implique que l'altération de l'offre relative des obligations n'influence pas le taux de change, sauf si cela affecte l'anticipation future de la politique monétaire – Mussa (1981). Une version moins restrictive de la parité des taux d'intérêts est donnée par la parité couverte des taux d'intérêts. Cette version affirme que la différence des taux d'intérêts nominaux devrait être exactement compensée par une prime de risque sur les contrats à terme pour qu'il n'y ait pas d'opportunité d'arbitrage.

La théorie de la parité des taux d'intérêts a souvent été étudiée mais aucune étude récente a été réalisée pour la période du 1 Janvier 1990 à nos jours entre le Canada et les États-Unis. Par conséquent, ce rapport se veut une réexamination de la théorie pour cette nouvelle période, car elle est marquée par le libre-échange, la mondialisation des marchés et l'intégration poussée des marchés financiers. Par la même occasion, la théorie moderne du marché des changes à terme serait aussi testée. Il s'agit de vérifier si la spéculation joue un rôle essentiel dans la détermination du taux de change à terme. Si les activités des spéculateurs dans la détermination du taux de change à terme sont négligeables, alors la théorie moderne du marché des changes à terme devient simplement la théorie de la parité des taux d'intérêts.

Le rapport est divisé en trois grandes parties. Une revue de la littérature sera d'abord présentée. Ensuite dans un deuxième temps, une revue des études empiriques sur le Canada et les États-Unis seront résumées afin de bien comprendre les tests à faire. Finalement dans la dernière partie, les résultats des tests seront interprétés selon chacun des modèles utilisés.

En conclusion, les résultats importants de ce rapport de recherche seront exposés et mis en évidence. De plus il sera question de nouvelles modifications possible du modèle.

2. REVUE DE LA LITTÉRATURE

2.1 Parité non couverte des taux d'intérêts

La théorie de la parité non couverte des taux d'intérêts est probablement l'outil le plus analysé dans la relation entre le taux d'intérêt et le taux de change lorsqu'on est dans un marché "sans friction". En l'absence de mesure directe des anticipations des agents, il est nécessaire d'émettre des hypothèses concernant les anticipations avant que la parité non couverte des taux d'intérêts (PNCTI) ne soit testable. On assumera par conséquent que les anticipations des agents sont rationnelles, ce qui nous fait dire par extension que le marché est efficient¹. Le test d'efficience sur le taux à terme peut être vu comme un test indirect de la PNCTI, indirect à cause de la relation qu'elle a avec la PCTI.

La parité non couverte des taux d'intérêts nous montre que le taux anticipé de dépréciation du taux de change doit être égal à la différence des taux d'intérêts.

$$S_{t+1}^e - S_t = \Delta S_{t+1}^e = i_t - i_t^* \quad \text{où } i_t = \text{le taux d'intérêt national}$$

ou

$$E_t(S_{t+1}) - S_t = i_t - i_t^* \quad i_t^* = \text{le taux d'intérêt étranger}$$

Par conséquent, la prime de risque sur les contrats à terme doit être égale au taux de dépréciation anticipé du taux de change. Sous l'hypothèse d'anticipation rationnelle et de neutralité au risque, un test qui pourrait nous indiquer que la différence des taux d'intérêts est un estimateur optimal du taux de dépréciation pourra avoir la forme suivante:

$$\Delta S_{t+1} = \alpha_0 + \alpha_1(i_t - i_t^*) + v_t \quad (1)$$

Sous ces hypothèses, α_0 et α_1 devront être égaux à zéro et un respectivement et v_t devrait être un processus stochastique orthogonal aux informations passées. L'équation (1) a été testée plusieurs fois à l'aide de diverses méthodologies économétriques². L'hypothèse d'un marché efficient a été vérifiée dans la littérature. Les études ont analysé l'efficacité du marché, en testant l'hypothèse que le taux forward est un estimateur non biaisé du taux change spot futur. Mais en général, cette hypothèse est rejetée. Le principal problème de cette approche est que la condition de l'estimateur non biaisé du taux à terme n'est pas nécessaire et suffisante pour un marché efficient quand les agents sont averse aux risques. Lorsqu'on fait des tests sur l'efficacité des marchés, il serait plus logique d'appliquer un modèle dans lequel l'individu est averse au risque. Lorsque ce

¹ Fama, Eugène F, 1991, "Efficient capital market II", the Journal of Finance 46, pp 1575-1617.

² Cumby et Obstfeld (1981) Haache et Townend(1981) Loopesko(1984), Rogoff(1984), Taylor(1987b) et MacAvinchey et MacDonald(1988).

dernier individu est neutre au risque, cela veut dire que sa tolérance au risque est proportionnelle à son niveau de richesse et lorsque l'agent en question est averse au risque, c'est qu'il préfère un plus faible niveau de risque pour un même niveau de richesse. Si on parle en terme d'utilité, une personne neutre au risque a un même niveau d'utilité que l'espérance de son utilité, c'est-à-dire

$$U(w+E(l)) = E(u(w+l)).$$

Où w représente sa dotation initiale et l , la loterie. Ainsi, affirmer que le taux à terme est un estimateur non biaisé est plus ou moins réaliste, car cela suppose que les investisseurs sont neutres au risque, ce qui ne reflète pas tout à fait leur comportement. On pourrait davantage croire que les investisseurs sont averses au risque, c'est-à-dire qu'ils cherchent à minimiser leur risque tout en maximisant leur rendement. Selon Cumby et Obsteld, la cause principale de l'échec de la parité des taux d'intérêts est imputable à la variation de la prime de risque des titres dans le temps. Cependant lorsqu'une hypothèse jointe est rejetée, il est impossible de discerner si cela est dû à l'irrationalité des participants, à l'existence d'une prime de risque ou à tout autre facteur tel que l'asymétrie d'informations des agents. Dans un marché à terme efficace, Frenkel et Froot (1987) affirment que les déviations de α_1 de l'unité dans l'équation (1) peuvent être décomposées en deux facteurs : d'un côté, l'aversion au risque et de l'autre, l'irrationalité des participants. En utilisant cette décomposition, MacDonald et Torrance (1988) ont trouvé que sur quatre monnaies différentes (le yen japonais, le mark allemand, la livre sterling et le franc suisse), les déviations de α_1 de un dans le début des années 1980 sont expliquées par ces deux facteurs mentionnées précédemment.

Alors que ces facteurs procurent une condition suffisante à des opportunités d'arbitrage, une autre condition est nécessaire et cette condition est que les spéculateurs préfèrent les contrats à terme, malgré le fait que les prix des contrats sur le marché à terme soient plus élevés que ceux du marché au comptant. L'explication habituelle de cette préférence indique que les spéculateurs peuvent supposément avoir un effet de levier plus grand sur le marché à terme, car il n'y a pas explicitement de marge de sécurité dans les contrats à termes³.

Cette explication implique cependant une imperfection du marché dans l'offre de change. C'est pourquoi, les spéculateurs pourront tirer avantage de cette situation. La raison de cette imperfection est que l'achat "forward" de devises étrangères équivaut à emprunter de la monnaie domestique, à acheter le change sur le marché au comptant et de le prêter ensuite. De plus, l'investisseur qui offre des contrats à terme aux spéculateurs lui aussi prête de la monnaie domestique. Donc le fait que les agents soient prêts à payer plus cher sur le marché à terme que sur le marché au comptant semble être un handicap du marché.

³ L'affirmation qu'il n'y a pas de marge de sécurité explicite n'est pas tout à fait exacte, puisque cela suggère que les spéculateurs vont vouloir acheter un volume illimité de contrats futurs.

2.2 Parité couverte des taux d'intérêts

La parité couverte des taux d'intérêts affirme qu'une variation dans l'écart des taux d'intérêts domestiques et étrangers est compensé par une même variation dans l'écart entre le taux de change à terme et le taux de change au comptant. Par conséquent, si le marché des changes est efficient, alors l'arbitrage devrait faire en sorte que la différence des intérêts couverts sur des titres similaires dans plusieurs monnaies soit égale à zéro, c'est-à-dire que la parité des taux d'intérêts soit maintenue. On a alors l'équation suivante:

$$F_t / S_t = (1+r^d)/(1+r^f) \text{ ou } F_t^* = (1+r^d)/(1+r^f) S_t$$

où F_t^* = le taux forward théorique au temps t

F_t = le taux forward déterminé par le marché au temps t

S_t = taux spot au temps t

r^d = taux d'intérêts domestique

r^f = taux d'intérêts étranger

Une opportunité d'arbitrage existe lorsque $F_t^* \neq F_t$ et cette situation de déséquilibre sera ultérieurement éliminer par les activités des arbitragistes dans un marché efficient. Ces dernières vont continuer jusqu'à ce que $F_t^* = F_t$. La condition de la parité du taux d'intérêt couvert assume donc explicitement qu'il n'y a pas de risque de défaut. En réarrangeant l'équation on obtient : $(F_t - S_t) / S_t = (r_t^d - r_t^f) / (1+r_t^f)$. Puisque $1+r_t^f \approx 1$, la parité couverte des taux d'intérêts peut être approximer par $(F_t - S_t) / S_t = r_t^d - r_t^f$.

Les conditions de la théorie de la parité des taux d'intérêts impliquent que les titres domestiques et étrangers doivent être considérés identiques en terme d'échéance, de même qu'en terme de risque. Par exemple, Aliber (1973) a affirmé que l'introduction des bons du Trésor de 90 jours dans les tests ont biaisé les résultats, puisque les pays étrangers ont la possibilité d'imposer des contrôles monétaires ou fiscaux restrictifs avant l'échéance des bons. Lorsqu'on teste la parité, les titres doivent être exempts de risque politique⁴ comme par exemple les Euro-titres. Toutefois, il ne faut pas oublier qu'on assume qu'il n'y a pas de contrôle des capitaux ou de coûts de transactions, de même qu'aucune imperfection des marchés. La théorie affirme que le taux de change à terme est déterminé par les activités des arbitragistes possédant une élasticité infinie de demandes de capital à court terme, soit le taux de change. Par conséquent, en assumant que les activités des investisseurs et les spéculateurs n'ont pas d'influence sur la détermination du taux de change à terme, le différentiel des taux d'intérêts couverts sera de zéro puisque toute opportunité de profit existant sera éliminée instantanément par le processus d'arbitrage.

⁴ Selon Aliber(1973), le risque politique associé à la perspective d'un contrôle des capitaux peut conduire à des déviations de la parité des taux. En utilisant un modèle simple de gestion de portefeuille, il a établi le point théorique où apparait la possibilité d'un contrôle des changes dans un pays: le différentiel des taux d'intérêts dû au risque politique dépend essentiellement de la demande domestique et celle des étrangers et également de la distribution de la richesse mondiale entre les résidents et les non-résidents.

Essentiellement, il existe deux types de tests pour vérifier la parité des taux d'intérêts couverts. Le premier consiste à vérifier si les déviations de la parité sont significativement égales à zéro. Plusieurs études empiriques ont mis l'accent sur les causes de ces déviations dont celles de Officer et Willet (1970) et Stoll (1972).

Deux causes principales ont retenu leur attention: les coûts de transactions et l'aversion au risque des investisseurs. Officer et Willet (1970), quant à eux, ont émis un troisième facteur qui serait une combinaison de rendement non monétaire, du risque de défaut, de la corrélation non unitaire du rendement et du rapatriement prématuré des capitaux. Alors que ces facteurs procurent une condition suffisante pour une opportunité d'arbitrage, il ne faudrait pas négliger une autre hypothèse prémisses : le fait qu'un agent paie plus cher sur le marché à terme que sur le marché au comptant.

Toutefois, plusieurs autres causes peuvent expliquer les déviations de la parité des taux d'intérêts. Effectivement, Agmon et Bronfeld (1975), Holmes et Schott (1965), Minot (1974) et Prachowny (1970) ont souligné notamment l'existence des contrôles de capitaux, les différents systèmes de taxation dans chaque pays et enfin la qualité des données utilisées pour examiner la parité. La qualité des données est influencée par le choix des taux d'intérêts puisqu'il existe un écart entre les emprunteurs et les prêteurs. Dans plusieurs cas, le taux d'intérêt à court terme est pris pour chaque pays en raison de la différence des taux d'intérêts sur les dépôts à terme, les prêts des banques, les bons du trésor, les bons commerciaux, etc. Le taux d'intérêt final choisi pour représenter le pays n'est pas définitif et c'est pourquoi il y a une différence notable entre le taux futur actuel (F_t) et le taux théorique (F_t^*). Les investisseurs font face à une augmentation des taux d'intérêts lorsqu'ils augmentent leurs emprunts et conséquemment le taux d'intérêt marginal entre les emprunteurs et les prêteurs diffèrent de la moyenne des taux d'intérêts de la parité enregistrés dans les publications statistiques. En effet, des tests effectués sur l'eurodollar et sur le marché de l'euromonnaie ont montré que la parité fait preuve d'une plus grande précision que sur les autres données des taux d'intérêts. Une des raisons de cette marge de manoeuvre vient du fait que les marchés de l'eurodollar et de l'euromonnaie ont été épargnés des contrôles de capitaux et des autres restrictions depuis son existence. Tous les marchés de l'euromonnaie sont aussi également exposés aux mêmes risques de contrôles dans le futur. Par conséquent, les anticipations futures de contrôles n'empêcheront pas l'arbitrage entre les euromonnaies.

L'équation $(F_t - S_t) / S_t = (r_t^d - r_t^f) / (1+r_t^f)$ montre la condition d'équilibre entre la prime de risque à terme et le différentiel des taux d'intérêts et ignore totalement les coûts de transactions. Cependant, Frenkel et Levich (1975) distinguent quatre types de coûts de transactions associés à une sortie de capitaux couverts. Selon eux, une sortie de capitaux couverts requiert une série de coûts de transactions dont la vente du titre domestique, l'achat au comptant de la monnaie étrangère, l'achat de titre étranger et la vente du titre dans le marché des changes futurs de la monnaie étrangère.

Ces coûts créent la borne supérieure et inférieure^A(voir dans annexe) d'un intervalle neutre dans lequel toutes les déviations situées à l'extérieur de cet intervalle seraient profitables. Il existe plusieurs sources de déviations telles que le traitement fiscal, le contrôle gouvernemental, l'élasticité de la demande et de l'offre de fond plus petite que l'infini^B, etc...

Pour la période entre janvier 1962 à novembre 1967, Frenkel et Levich (F-L) ont noté que 85 pour cent des chances d'arbitrage se trouvent dans l'intervalle neutre lorsque les taux des bons du trésor sont utilisés (UK-US et Canada-US) et presque 100 pour cent dans le cas des taux des euromonnaies (Euro-dollars et Euro-sterling).

F-L concluent donc dans le même sens qu'Aliber, c'est-à-dire que les fortes déviations de la parité découvertes dans l'utilisation des taux des bons du trésor sont dues aux risques de souveraineté. Par contre, ils affirment que le manque de coordination entre l'observation des opportunités d'arbitrage et de son exécution peut causer des déviations de la parité.

Les résultats de F-L dépendent principalement de la méthode utilisée pour calculer les coûts de transactions^C. Selon McCormick (1979), les résultats des estimations des coûts de transaction dans le marché des changes sont considérablement inférieurs à ceux de F-L. Ces nouvelles estimations contredisent les conclusions de F-L en affirmant que la plupart des déviations de la parité couverte des taux d'intérêts pour les bons du trésor américains et britanniques entre 1962-67 et 1972-75 sont causées par les coûts de transactions. De plus, les déviations de la parité pour les bons du trésor UK-US sont à l'extérieur de l'intervalle neutre (70 à 80 pour cent des cas). Taylor(1987,1988) postule qu'il est important d'avoir accès aux taux de changes et aux taux d'intérêts au même moment afin de tester réellement la parité des taux d'intérêts couverts. Il a analysé une série de données tirées du London Foreign Exchange Market. Celles-ci ont été obtenues aux dix minutes sur les cotations du dollar-livre sterling sur le comptant et sur le change à terme, du dollar-mark et des taux des euromonnaies à maturité d'un, trois, six et douze mois. Sur 3456 calculs, il a seulement observé une seule opportunité d'arbitrage causée par les frais de courtage. Dans les études ultérieures de Taylor (1988), il a refait ces calculs pour des périodes qu'il a jugées turbulentes et instables sur les marchés comme par exemple, la dévaluation du sterling en 1967 ou lors des élections générales au Royaume-Uni en 1972 et 1987. Les résultats obtenus montrent que des petites opportunités d'arbitrage existent dans ce genre de situations.

Une autre méthode empirique pour tester la validité de la parité couverte des taux d'intérêts consiste à une régression. Ainsi, il faut estimer l'équation suivante :

$$F_t - S_t = \alpha + \beta(i - i^*)_t + e_t \quad (2)$$

Si la parité tient et qu'il n'y a pas de coût de transactions, on devrait trouver α comme non significativement différent de zéro et β comme non significativement différent de un. Mais en présence de coûts de transactions du type FL, α devrait être significatif.

Branson (1969) a testé l'équation (2) pour UK-US et Can-US en utilisant les bons du trésor pour la période de juillet 1962-décembre 1964. Il obtient comme conclusion que l'hypothèse nulle ($\alpha=0$, $\beta=1$) n'est pas rejetée, mais trouve toutefois α comme étant significatif et β plus petit que l'unité.

Fratianni et Wakeman (1982) ont, quant à eux, testé l'équation (2) en utilisant les taux des euromonnaies versus l'eurodollar avec échéance d'un, trois et six mois pour la période entre 1967-78. Ils ont observé que dans 13 des 18 cas, α est significativement positif et β significativement différent de un. Les valeurs estimées de α donnent une mesure des coûts de transaction qui supportent les estimations de FL, mais les deux auteurs ne font pas de distinction, comme FL, en ce qui concerne les périodes tranquilles et turbulentes. Il n'est pas clair cependant que l'analyse des résultats de la régression de la PCTI soit concluante. Il est possible qu'on ne puisse rejeter l'hypothèse que $\alpha=0$ et $\beta=1$ dans l'équation (2) alors que les résidus peuvent représenter substantiellement des opportunités d'arbitrage. Généralement, les résultats obtenus dans la régression nous indiquent seulement si oui ou non la parité des taux d'intérêts couverts tient en moyenne sur une période particulière. Ainsi pour cette raison, on pourrait par exemple assumer la parité couverte des taux d'intérêts dans la détermination des modèles du taux de change. Cependant, la parité nous dit peu sur l'efficacité du marché bien que selon MacDonald et Taylor, le marché est généralement efficace, c'est-à-dire qu'il n'a pas d'activité d'arbitrage pour des titres ayant des échéances de trois mois et moins. Pour des titres ayant des échéances de six mois, il existe des opportunités d'arbitrage mais de façon très aléatoire et pour des titres de douze mois, il existe beaucoup d'opportunités d'arbitrage.

2.3 Théorie moderne du marché des changes à terme

L'introduction des coûts de transaction a quelque peu modifié l'équilibre de la parité des taux d'intérêts tandis que l'introduction du facteur d'aversion au risque a rendu le modèle de base plus complexe. Une des hypothèses de la parité des taux stipule que les arbitragistes font face à une courbe de demande parfaitement élastique sur le marché des changes à terme. La théorie moderne remplace cette fonction par une courbe de demande ayant une pente descendante. Il est clair que cela va influencer le comportement des autres agents du marché, c'est-à-dire les spéculateurs, les traders et les banques centrales dans la détermination du taux de change à terme.

Plusieurs raisons ont été suggérées afin de justifier l'existence du facteur d'aversion au risque. Tout d'abord, le facteur d'insolvabilité explique bien l'aversion au risque. De plus une autre raison liée au risque politique vue dans les études d'Aliber(1973) va dans le même sens. En effet, ces risques peuvent montrer que les titres domestiques et étrangers ne sont pas parfaitement substituables, cette situation violerait les hypothèses de la parité des taux. Le point de départ de la théorie moderne du marché à

terme demeure le taux de change à terme, déterminé par l'activité des arbitragistes et des anticipations des spéculateurs concernant le taux de change spot futur. Cela suppose que la demande excédentaire des arbitragistes n'est pas parfaitement élastique. Donc la spéculation sur les anticipations du taux de change à terme va contribuer à dévier de la parité.

Selon la théorie moderne, toutes les activités dans le marché des changes à terme peuvent être résumées selon trois catégories:

- i) l'arbitrage pur,
- ii) la spéculation pure
- iii) le "hedging" commercial.

Des auteurs tels que Kesselman (1971) et Haas (1974) ont seulement considéré les activités d'arbitrage et de spéculation et ont sous-entendu les activités des "traders". Les implications de ces hypothèses sur la parité des taux sont discutées par Van Belle (1973).

La théorie moderne suppose que la demande excédentaire sur le marché des changes est une fonction croissante de la différence entre le taux de change à terme théorique F_t^* et le taux de change à terme du marché F_t . Donc en linéarisant, on obtient:

$$X_t^A = a_1 (F_t^* - F_t), \quad a_1 > 0$$

Il est à noter qu'on a linéarisé la fonction dans le but de rendre le modèle plus simple. Le taux de change à terme théorique est donné par le modèle traditionnel, suivant:

$$F_t^* = S_t \frac{(1+r_t^d)}{(1+r_t^f)}$$

Par opposition aux arbitragistes qui éliminent toujours le risque de change en se couvrant sur le marché à terme, les spéculateurs espèrent tirer profit de la fluctuation du taux de change en tenant des positions ouvertes sur le marché des changes. Ces positions dépendent de leurs anticipations du taux spot futur. Par exemple, si les spéculateurs anticipent un taux spot futur dans trois mois plus grand que le taux de change à terme correspondant, alors ils demandent le taux à terme afin de le vendre à l'échéance dans les trois mois sur le marché au comptant pour ainsi en tirer des profits. La demande excédentaire des spéculateurs pour le taux à terme est une fonction croissante de la différence entre le taux spot anticipé S_t^e et son vis-à-vis sur le marché à terme F_t .

$$X_t^S = a_2 (S_t^e - F_t), \quad a_2 > 0$$

La troisième composition de l'offre et de la demande du taux de change à terme est le "hedging" commercial. Les importateurs et les exportateurs couvrent leurs revenus et les paiements contractés dans le futur en vendant ou en achetant des contrats à terme. Quant aux traders qui ne se couvrent pas, ils sont considérés comme des spéculateurs. La demande excédentaire des traders du taux à terme est une fonction décroissante du taux à terme.

$$X_t^h = a_0 - a_3 F_t, \quad a_0 > 0, \quad a_3 > 0$$

À l'équilibre, la demande excédentaire totale des arbitragistes, des spéculateurs et des traders est égale à zéro.

$$X_t^A + X_t^S + X_t^h = 0$$

Donc le taux à terme selon la théorie moderne est égal à

$$F_t = \gamma + \alpha F_t^* + \beta S_t^c \quad (3)$$

où

$$\gamma = \frac{a_0}{a_1 + a_2 + a_3}, \quad \alpha = \frac{a_1}{a_1 + a_2 + a_3}, \quad \beta = \frac{a_2}{a_1 + a_2 + a_3}$$

Bien que les paramètres a_0 , a_1 , a_2 , a_3 ne peuvent pas être identifiés, on peut malgré tout estimer α , β , γ de l'équation (3). Une formule alternative adoptée par Stoll (1968), Kesselman (1971) et Haas (1974) est d'omettre le hedging commercial en l'incluant directement dans l'une des deux catégories précédentes.

En général, la théorie moderne affirme que le taux à terme est plus élevé que le taux à terme théorique ($F_t > F_t^*$) pour ainsi montrer que le rôle de détermination du taux de change à terme ne revient pas uniquement aux arbitragistes, mais aussi aux spéculateurs et aux traders. L'influence relative des différentes activités des agents sur le marché à terme demeure une question à vérifier dans ce modèle et peut seulement être établie par des estimations économétriques. Les estimations et les tests sur la théorie moderne sont toutefois difficiles à obtenir, car ils dépendent des anticipations futures du taux de change spot des agents⁵.

⁵ Diverses études ont été fait en assumant l'hétérogénéité des anticipations des agents, voir Black (1972), Beenstock(1978), Canterbury (1975), Stein (1965,1980) et Stein & Tower (1967).

3. ÉTUDES EMPIRIQUES POUR LES ÉTATS-UNIS ET LE CANADA

3.1 La parité non couverte des taux d'intérêts

Pour des raisons quelconques, les tests directs sur la parité non couverte des taux d'intérêts (PNCTI) sont très rares. Le seul article que j'ai retenu sur la PNCTI entre les É-U et le Canada est celui de Robert E. Cumby et de Maurice Obstfeld. Cet article vérifie l'hypothèse suivante, le taux d'intérêt nominal entre deux pays peut-il être expliqué par le changement anticipé du taux de change? Cette proposition est aussi appelée l'hypothèse de Fisher ouverte ou l'hypothèse de la parfaite substitution des titres. Cette supposition est importante puisqu'elle a des implications dans la politique monétaire.

La condition de la parité de Fischer est la suivante :

$${}_t s_{t+1} - s_t = r_t - r_t^*$$

où

s_t est le logarithme du taux spot au temps t .

r_t est égal au logarithme de $1 + R_t$ (R est le taux nominal domestique).

r_t^* est égal au logarithme de $1 + R_t^*$ (R^* est le taux nominal étranger).

${}_t s_{t+1}$ est le logarithme du taux spot anticipé au temps $t+1$ conditionnel à l'ensemble d'information t .

Pour que cette dernière soit vérifiée empiriquement, on doit supposer deux choses. Tout d'abord, ${}_t s_{t+1}$ doit être l'espérance mathématique du taux spot futur. En second lieu, le marché de change doit être efficient au sens faible, c'est-à-dire que les anticipations du taux de change futur sont conditionnelles à un ensemble d'informations qui inclura les erreurs passées.

Par la première condition, on peut écrire le taux spot réalisé comme le taux spot espéré plus un terme d'erreur où sa moyenne espérée est zéro.

$$s_{t+1} = {}_t s_{t+1} + \varepsilon_t \quad E(\varepsilon_t) = 0$$

La deuxième condition prise avec la première nous permet d'écrire ε_t comme un processus de bruit blanc pour ainsi avoir des erreurs non corrélées pour tout retard.

$$s_{t+1} - s_t - r_t - r_t^* = \varepsilon_t$$

Puisque toutes les variables du côté gauche sont des variables *ex post*, on peut tester l'hypothèse de Fischer pour savoir si ε_t est un bruit blanc sous l'hypothèse nulle de la parité de Fischer. Il est à noter que selon la théorie de moyenne-variance du modèle CAPM (Capital Asset Price Model) avec des investisseurs averses au risque, ε_t est la somme des erreurs et des primes de risque. Ces primes de risque tiennent compte de la divergence entre le différentiel des taux d'intérêts et du changement dans le taux de change. Dans ce cas, les titres domestiques et étrangers ne sont pas de parfaits substitués.

En utilisant le test portemanteau de Box-Pierce (le Q-test) et du ratio vraisemblance, ils arrivent à la conclusion que la parité de Fischer est rejetée puisque les déviations de la parité sont hautement autocorrélées (ϵ_t) et que celles-ci ne se comportent pas comme les prédictions. Le comportement de la série d'erreurs peut être interprété comme une évidence de l'existence de la prime de risque pour la plupart des monnaies. Par conséquent, ces résultats appuient la théorie qui suggère que le marché de change est efficient même avec l'existence à l'équilibre d'une prime de risque.

3.2 La parité couverte des taux d'intérêts

Des études empiriques ont été conduites sur plusieurs pays dont les États-Unis, le Canada et les pays d'Europe. Ces études sur la PCTI entre les É-U et le Canada traitent généralement le différentiel des taux d'intérêts comme une variable exogène⁶. De plus, les études sont basées sur des comparaisons des modèles statiques à l'exception de celle menée par Stein (1965) qui exclut la possibilité que l'élasticité de l'offre de fonds pour des fins d'arbitrage puisse augmenter avec le temps⁷. Les résultats de ces recherches nous indiquent que l'élasticité de l'offre n'est pas infinie, puisque les arbitragistes demandent une prime de risque ou une prime de liquidité. De tous les articles lus, certains ont retenu mon attention et seront résumés dans les pages qui suivent.

Lorsqu'on explore la théorie de la parité des taux d'intérêts, on veut savoir de combien varie le taux à terme pour une variation de 1% dans le différentiel des taux d'intérêts. Jerome Stein s'est intéressé à cette question. Son modèle est construit de la façon suivante:

$$\text{Soit } H^* = h_0 + h_1(x - y)$$

où

H^* = la position désirée des arbitragistes dans les taux à terme

x = la différence des taux d'intérêts (taux étranger - taux domestique)

y = la prime ou l'escompte sur le taux à terme

h_0 et h_1 des constantes

Il suppose que les arbitragistes ont un retard entre leur position actuelle et leur position désirée, c'est-à-dire qu'il existe un retard au moment où ils veulent changer leur

⁶ Voir Gubel (1966), Kesselman (1971), Stein (1965) et Stoll (1968).

⁷ Il y a au moins trois études qui ont affirmé que l'élasticité de l'offre augmente avec le temps: Pippenger (1972, 1977) et Perderson et Tower (1979). Cependant les auteurs ont traité le différentiel des taux d'intérêts comme une variable exogène.

position. L'existence du retard peut s'expliquer par le fait que les investisseurs sont prudents en terme de risque ou simplement par le manque de coordination entre le moment où il y a opportunité d'arbitrage et de son exécution.

$$\text{Soit } \frac{dH}{dt} = \lambda (H^* - H)$$

où

H = la position actuelle des arbitragistes

1/λ = le retard

Du côté des spéculateurs, l'offre excédentaire de ces derniers est fonction du niveau de "backwardation". Par backwardation, on veut signifier le niveau de profit espéré qu'on peut tirer de la vente ou de l'achat du taux forward. Si

$$\frac{S_t - F_t}{S_t} > 0$$

alors on dit que le backwardation est positif et par conséquent, on achète le forward et inversement pour l'autre cas. Donc la fonction d'offre des spéculateurs est:

$$G = g_0 + g_1(p + y)$$

où

p = le changement en pourcentage anticipé du taux forward

g₁ = la sensibilité face au backwardation

On suppose aussi que la fonction des spéculateurs n'a pas de retard, c'est-à-dire que leur changement de position se fait instantanément.

Donc, à l'équilibre, on a $G = H$ ⁸ en réécrivant cette équation, on a:

$$y_t = \beta_t x + \alpha + u_t$$

Donc, s'il n'y a pas de retard, β_t convergerait vers $\frac{1}{1 + (g_1/h_1)}$.

Il existe deux conditions où la valeur $\beta_t = 1$ peut être obtenue:

- i) Si l'offre de fond des arbitragistes est infiniment élastique, h_1 est infini, alors $\lim \beta_t = 1$
- ii) Si les spéculateurs ne sont pas sensibles au backwardation, g_1 est zéro, alors $\lim \beta_t = 1$

⁸ $y_t = \frac{(1 - e^{-\lambda t})}{1 + (g_1/h_1)} x + \frac{(h_0 - g_0)}{g_1 + h_1} + \frac{[H_0 - h_0 + h_1 y_0] e^{-\lambda t} - g_1 D_t}{g_1 + h_1}$

Lorsque Stein fait la régression suivante, il trouve comme résultat pour la période de 1959 à avril 1962

$$y^* = 0.828x - 0.062$$

(0.045) (0.043)

$$R = 0.81 \text{ (coefficient de corrélation)}$$
$$DW = 0.37$$

N.B: Le chiffre entre parenthèse est l'écart-type.

Cependant, en tenant compte du phénomène de l'autocorrélation, il a transformé son modèle pour obtenir par la suite :

$$y' = 0.439x' + 0.037 \quad R = 0.41 \quad DW = 2.13$$

(0.075)

Par conséquent, il conclut que la valeur de β est significativement plus petite que 1. Il arrive à la même conclusion pour la période de mai 1962 à 1964.

De tous les articles écrits, l'article de John Pippenger diffère des autres en ce sens que dans son modèle, la prime à terme (risk premium) et les taux d'intérêts sont des variables endogènes et l'élasticité de l'offre de fonds pour des fins d'arbitrage passe de zéro à court terme à l'infini à long terme. La bande de données sur les primes à terme et du différentiel des taux d'intérêts entre le Canada et les États-Unis sont tirées du Federal Reserve Bulletin et de la Banque du Canada. Les données sont prises entre le 2 janvier 1959 et le 31 décembre 1975 à des fréquences hebdomadaires. L'analyse spectrale indique que les changements dans la prime à terme et le différentiel des taux d'intérêts ne sont pas corrélés à court terme, mais plutôt à long terme. Les résultats de recherche de Pippenger confirment que le différentiel des taux d'intérêts n'est pas exogène et que l'élasticité de l'offre de fond pour des fins d'arbitrage est de zéro à court terme et augmente à l'infini avec le temps. Ces résultats sous-entendent que l'ajustement du portefeuille n'est pas instantané. En effet, l'ajustement du portefeuille implique des coûts et que ces coûts provoquent de l'inertie, mais qu'arrive-t-il si on refuse cette approche?

Pippenger affirme que les coûts de transactions, les erreurs de mesure et l'intervention du gouvernement peuvent expliquer ces résultats.

- 1) L'écart dans le "bid-ask" comme type de coût de transaction peut expliquer l'inefficacité de l'arbitrage à court terme.
- 2) La possibilité d'erreur de mesure existe sauf si les données sont prises au même moment. Cette erreur diminue avec le temps.
- 3) L'intervention du gouvernement dans le marché de change ou dans le marché monétaire domestique vient affaiblir le lien à court terme entre la prime à terme et le différentiel des taux d'intérêts.

Contrairement à Pippenger, Tower et Perdersson utilisent le différentiel des taux d'intérêts comme une variable exogène. Leur modèle est le suivant :

$$f_t = \sum w_i r_{t-i} + C + u_i \quad i=0 \dots N$$

où $\sum w_i = w_1$ est le changement de la prime à terme à long terme induit par un changement unitaire dans le différentiel des taux d'intérêts.

w_0 est la mesure à court terme dans la prime à terme et on a un retard si $\sum w_i > w_0$.

Les données utilisées contiennent 800 observations prises entre le 2 janvier 1959 et le 9 mai 1974 à intervalle hebdomadaire. Les informations sont tirées du Federal Reserve Bulletin. La période totale des données est divisée en trois sous-périodes. La première période contient 174 observations entre le 2 janvier 1959 et le 26 avril 1962, la deuxième période contient 422 observations entre le 3 mai 1962 et le 28 mai 1970 et la dernière période contient 204 observations entre le 4 juin 1970 et le 9 mai 1974 inclusivement. La première et la troisième période correspondent aux années où le taux de change était flexible et la deuxième période correspond aux années de taux de change fixe.

L'estimation du modèle a été fait sous certains critères, c'est-à-dire les critères de la moyenne des retards les plus longs, du plus petit $\sum w_i$, du plus grand $\sum w_i$ et du plus petit écart-type (S.E.E). Ils arrivent aux conclusions suivantes:

- 1) L'ajustement du taux à terme face au différentiel des taux d'intérêts réagit avec un certain retard. Pour la période à taux flexible, la prime à terme à long terme varie entre 19% de plus et 4% de moins que celui prédit par la théorie de la parité. En période à taux fixe, la prime varie entre 10% de plus et 30% de moins que celui prédit par la théorie. Les différences peuvent être expliqués par l'argument suivant, moins on a peur des contrôles en période de taux flottant, plus l'élasticité augmente ou plus l'incertitude du taux de change futur augmente, moins sont les spéculateurs à prendre position dans un régime à taux flottant.
- 2) La réaction de la prime à terme est plus petite à court terme qu'à long terme.
- 3) La réaction à long terme n'est pas significativement différente de un à un niveau de 5%.
- 4) Les résultats en période de taux flexible sont plus élevés qu'en période de taux fixe et ce dans les deux cas (court terme et long terme).
- 5) La moyenne des retards est plus élevée en période de taux fixe qu'en période de taux flottant.

Les résultats de Perdersson et de Tower vont dans le même sens que Jérôme Stein qui affirme que peu importe la période du taux de change, le taux forward change moins que le changement dans le taux d'intérêt.

3.3 La théorie moderne du marché des changes à terme

Peu de temps après l'article de Stein, Kesselman s'est intéressé au rôle de la spéculation dans la détermination du taux de change à terme dans un régime de taux de change flexible. Ses observations sont prises entre le 1 janvier 1953 et le 1 novembre 1960. Il utilise un modèle de comportement spéculatif dichotomique et mécanistique dans lequel il tient compte de deux types d'attentes: celles qui sont relatives à l'extrapolation et celles qui sont relatives à la régression. Ce modèle se situe dans le cadre de ce que l'on appelle la théorie moderne de la détermination du taux de change à terme.

Le modèle relatif à l'extrapolation est le suivant:

$$E(S_{t+1}) = S_t + k[S_t - S_{t-1}]$$

Où $0 < k < 1$

Tandis que le modèle relatif à la régression est le suivant:

$$E(S_{t+1}) = S_t + m[\bar{S}_t - S_t]$$

où

$0 < m < 1$ et \bar{S}_t = le taux de change "normal".

Par exemple, si $\bar{S}_t > S_t$, c'est-à-dire le taux de change est plus petit que le taux "normal", alors la méthode des anticipations régressives va prévoir une hausse du taux spot à la prochaine période.

On a donc le modèle dualistique suivant:

$$E(S_{t+1}) = S_t + k(S_t - S_{t-1}) + m[\bar{S}_t - S_t]$$

Donc selon la théorie moderne :

$$F_t = b_0 F_t^* + b_1 E[S_{t+1}]$$

où

F_t^* = le taux forward théorique

Cette forme suppose que les pentes b_0 et b_1 sont constantes sur la période d'étude. Kesselman modifie un peu le modèle général et arrive au modèle suivant⁹:

$$F_t = b_0 F_t^* + b_2 S_t + b_3 S_{t-1} + b_4 S_{t-2} + b_5 + u_t$$

où

$$b_2 = b_1[1 + k - m + (m/d) + c]$$

$$b_3 = b_1(cm - c - k - ck)$$

$$b_4 = b_1 ck$$

$$b_5 = b_1[me(1-c)]$$

⁹ Voir l'article de Jonathan Kesselman (1971) pour le développement complet du modèle.

Les résultats indiquent que l'influence de la spéculation sur les taux de change à terme est substantiellement plus grande que ce que l'on pouvait croire sur la base des recherches précédentes. De même, Kesselman conclut que les fonctions d'arbitrage et de spéculation du modèle de la théorie moderne présentent des pentes qui sont de façon générale semblables. Ces résultats ont des implications sur les mouvements de capitaux à court terme, c'est-à-dire qu'un petit changement dans le taux spot anticipé peut provoquer un grand mouvement de capital à court terme. Ces mouvements de capitaux peuvent servir à balancer la balance courante du pays.

De l'article de Kesselman, Haas a voulu en savoir plus sur le rôle de la spéculation dans le marché à terme canadien. Haas reprend le même modèle dual mécanistique de Kesselman sauf que son modèle d'évaluation diffère légèrement de ce dernier.

Ainsi, la partie extrapolative est donnée par:

$$E(S_{t+1}) = S_t + k(S_t - S_{t-1})$$

Et la deuxième partie est la suivante:

$$E(S_{t+1}) = E(S_t) + (1-\lambda) [S_t - E(S_t)] \quad 0 \leq \lambda < 1$$

La différence entre ces deux modèles provient du fait que celui de Haas est basé sur les anticipations plutôt que sur la méthode régressive.

Donc si on additionne les deux équations, on a:

$$E(S_{t+1}) = S_t + k(S_t - S_{t-1}) + (1-\lambda) \sum_{j=1}^N S_{t-j} \quad i=1 \dots N$$

À l'équilibre, la demande excédentaire des arbitragistes est égale à l'offre excédentaire des spéculateurs et des "hedgers".

L'équation de la demande des arbitragistes est:

$$A = -F_t/a_1 + F_t^*/a_1, \text{ où } -a_1 \text{ est la pente de la demande excédentaire des arbitragistes.}$$

Donc l'équation de l'offre des spéculateurs est :

$$X = F_t/a_2 - E(S_{t+1})/a_1 \quad \text{où } a_2 \text{ est la pente de l'offre excédentaire des spéculateurs.}$$

$$F_t = \frac{a_2}{a_1 + a_2} F_t^* + \frac{a_1}{a_1 + a_2} E(S_{t+1})$$

$$F = b_1 F_t^* + b_2 E(S_{t+1})$$

En appliquant la transformation de Koyck, on trouve:

$$F_t = \alpha_0 + \alpha_1 F_t^* + \alpha_2 F_{t-1}^* + \alpha_3 S_t + \alpha_4 S_{t-1} + \alpha_5 S_{t-2} + \alpha_6 F_{t-1}$$

où

$$\alpha_1 = b_1, \alpha_2 = -\lambda b_1, \alpha_3 = b_2(2+k-\lambda), \alpha_4 = -b_2(k+\lambda+k\lambda), \alpha_5 = b_2\lambda k \text{ et } \alpha_6 = \lambda$$

On anticipe que $\alpha_1, \alpha_3, \alpha_5, \alpha_6$ sont de signe positif et plus petit que 1 tandis que α_2, α_4 sont de signe négatif. Haas a testé l'équation pour le marché à terme canadien pour les périodes entre janvier 1953 à avril 1962 et entre juin 1970 à juillet 1973 avec des données mensuelles et trimestrielles.

Il a trouvé comme résultat que le coefficient de F_t^* est plus petit avec des observations mensuelles qu'avec les observations trimestrielles. On se rappellera que le coefficient de F_t^* est $\alpha_1 = b_1$ où $b_1 = a_2 / (a_1 + a_2)$. Par conséquent, lorsque α_1 se rapproche de un, moins sera important son rôle dans la détermination du taux de change à terme. En général, plus on prend de données, plus grand serait nos chances de détecter les activités des spéculateurs. Il est à noter que la valeur α_1 de Kesselman est située entre les deux valeurs de α_1 trouvées par Haas. Ceci est dû principalement à la différence du modèle estimé.

En 1974, B.T. McCallum a lui aussi testé le modèle de la théorie moderne. Son but était de vérifier la théorie sous l'hypothèse que les anticipations sont rationnelles. L'analyse de McCallum diffère de celui de Kesselman et de Haas en ce sens qu'il reconnaît que le taux spot et le taux à terme sont déterminés simultanément contrairement aux deux auteurs précédents qui ont assumé que le taux spot peut être vu comme une variable exogène ou une variable prédéterminée. L'étude porte sur la même période que celle de Kesselman et Haas.

Le modèle à estimer est le suivant:

$$F_t = \gamma_0 + \gamma_1 F_t^* + \gamma_2 S_{t+3}^e + u_t$$

où

$S_{t+3}^e = E(S_{t+3} | \phi_t)$, c'est-à-dire que le taux spot anticipé au temps $t+3$ est égal à l'espérance du taux spot au temps $t+3$ conditionnel aux informations passées ϕ_t .

On a $S_{t+3} = E(S_{t+3} | \phi_t) + \eta_t$
avec $E(\eta_t) = 0$ et non corrélé avec S_t .

Donc sous l'hypothèse de rationalité, on peut écrire:

$$S_{t+3}^e = S_{t+3} - \eta_t \quad E(\eta_t) = 0$$

en supposant que η_t est non corrélé avec S_t .

Donc en réarrangeant le modèle, on trouve:

$$F_t = \gamma_0 + \gamma_1 F_t^* + \gamma_2 S_{t+3} + \varepsilon_t$$

où

$\varepsilon_t = u_t - \gamma_2 \eta_t$ en supposant encore une fois que u_t et η_t sont non corrélés avec les autres variables.

Les résultats confirment l'autocorrélation des erreurs. Après la modification qui tient compte de l'autocorrélation, il trouve des résultats plus consistants, c'est-à-dire que γ_0 et $\gamma_1 + \gamma_2$ sont proches de zéro et de un. De plus, γ_2 est non significativement différent de zéro. L'adoption de l'hypothèse de rationalité conduit au résultat suivant: le rôle du taux spot anticipé dans la détermination du taux à terme est faible. Dans ce cas, la théorie moderne devient simplement la théorie de la parité des taux d'intérêts. Par contre, ceci suggère que l'offre d'arbitrage de fond est infiniment élastique relativement à l'offre spéculative de fond.

En résumé, on peut conclure que le rôle de la spéculation ne joue pas un rôle important dans la détermination du taux forward et que pendant cette période, la théorie moderne est simplement la théorie de la parité couverte des taux d'intérêts.

4. DONNÉES

Les données sont tirées des publications officielles de la Banque du Canada et du Federal Reserve Bulletin. Les taux d'intérêts sont pris mensuellement et quotidiennement sur les bons du trésor à adjudication hebdomadaire canadien et américain à trois mois d'échéance. Les taux S et F sont pris mensuellement et quotidiennement sur les taux spot et les taux forward à 90 jours d'échéance à mi-journée.

5. MÉTHODOLOGIE ET RÉSULTATS

5.1 PCTI

$$\begin{aligned}F_t &= \alpha + \beta F_t^* + \gamma S_{t+3}^e + \mu_t \\F_t - S_t &= \alpha + \beta (F_t^* - S_t) + \gamma (S_{t+3}^e - S_t) + \mu_t \\F_t^* &= S \times (1+r_t^d)/(1+r_t^f)\end{aligned}$$

Si on suppose que $\gamma (S_{t+3}^e - S_t)$ est exogène, on a la parité couverte des taux d'intérêts.

$$\begin{aligned}F_t - S_t &= \alpha + \beta (F_t^* - S_t) + \mu_t \\(F_t - S_t) / S_t &= \alpha + \beta (r_t^d - r_t^f) / (1+r_t^f) + \mu_t \\y_t &= \alpha + \beta x_t + \mu_t\end{aligned} \quad (1)$$

On veut tester α égal à zéro et β égal à un

En estimant par OLS, on trouve comme résultat :

$$\begin{aligned}y_t &= -0.85225E-03 + (0.25717) x_t \\&\quad (-8.814) \quad (72.26) * \\R &= 0.31651 \quad \text{et} \quad D-W = 1.3664\end{aligned}$$

Étant donné que le modèle comporte de l'autocorrélation, on va utiliser la procédure de Cochrane-Orcutt pour enlever l'autocorrélation. On trouve :

$$\begin{aligned}y'_t &= -0.84484E-03 + (0.25686) x'_t \\&\quad (-6.497) \quad (54.54) * \\R &= -0.00530 \quad \text{et} \quad D-W = 2.0101\end{aligned}$$

N.B : Le chiffre entre parenthèses est le t-statistique, D-W est la Durbin-Watson et R est le coefficient de corrélation .

Pour les données quotidiennes, on arrive aux conclusions suivantes:

$$\begin{aligned}y_t &= -0.79395E-03 + (0.25379) x_t \\&\quad (-43.95) \quad (385.9) * \\R &= 0.75615 \quad \text{et} \quad D-W = 0.4863\end{aligned}$$

$$y'_t = -0.73056E-03 + (0.25072) x'_t$$

$$\begin{matrix} (-15.09) & (143.6) * \\ R = -0.21152 & \text{et } D-W = 2.4200 \end{matrix}$$

On peut conclure que la parité couverte des taux d'intérêts est rejetée à un niveau de 5% et à 1%. Par conséquent, la parité couverte des taux d'intérêts n'est pas maintenue pour la période entre le 1 janvier 1990 et le 31 décembre 1996.

5.2 PNCTI

$$E_t(S_{t+1}) - S_t = \alpha + \beta (i_t - i_t^*) + \varepsilon_t \quad (2)$$

Si on estime l'équation 2, on retrouve la présence de l'autocorrélation ce qui nous indique qu'il faut choisir un autre modèle plus approprié.

Sous l'hypothèse de la parité non couverte des taux d'intérêts, c'est-à-dire que β est égal à un et α égal à zéro, on peut réécrire (2) comme ceci :

$$E_t(S_{t+1}) - S_t - (i_t - i_t^*) = \varepsilon_t \quad \text{où } \varepsilon_t \text{ est un bruit blanc} \quad (2')$$

On peut alors estimer (2') par une fonction ARIMA et on utilisera le test portemanteau de Ljung-Box.

$$Q = T(T+2) \sum [\sigma_j^2 / (T-j)] \quad \text{où } T \text{ est le nombre d'observations}$$

j est le nombre de retards
 σ_j est l'autocorrélation des erreurs

Le choix de j est arbitraire, mais il ne faudrait pas le choisir trop petit car on ne pourrait pas détecter la présence des autocorrélations d'ordre supérieur. Et s'il est trop grand, le test ne serait pas trop puissant à cause de l'insignifiance des autocorrélations d'ordre supérieur. Q est approximativement distribué comme une chi-carré avec j degré de liberté.

On trouve $Q = 114.18 > \chi^2_{(23)} = 41.6384$ ce qui est significatif à un niveau de 1%. Donc on rejette l'hypothèse de la parité non couverte des taux d'intérêts. De la même façon, on obtient $Q=391.97 > \chi^2_{(23)} = 41.6384$ pour les données quotidiennes. Cependant on a dû différencier une fois la série pour avoir des résultats satisfaisants.

5.3 Théorie moderne du marché des changes à terme

$$F_t = \alpha + \beta F_t^* + \gamma S_{t+3}^e + \mu_t \quad (3)$$

Sous l'hypothèse de la rationalité des anticipations, on peut réécrire (3)

$$F_t = \alpha + \beta F_t^* + \gamma S_{t+3} + \mu_t \quad (3')$$

On veut tester α égal à zéro, β égal à un, γ égal à zéro et $\beta+\gamma$ égal à un.

Tableau 1 (résultats avec des données mensuelles)

Variables	Résultats et t-ratio	
	cas 1	cas 2
Constante	-0.037899 (-12.55)	-0.009706 (-1.353)
F_t^*	0.83854 (30.17)	0.83476 (40.88)
S_{t+3}	0.25823 (10.91)	0.097726 (3.621)
R^2	0.9929	0.9986
S.S.E	0.00294	0.000597
D.W	0.3582	2.0346

Le cas 1 est le cas où le modèle contient de l'autocorrélation et le cas 2 est le cas où on a réussi à l'enlever. Le nombre entre parenthèses est le t-ratio. Les résultats nous indiquent que le coefficient α n'est pas significativement différent de zéro et que β est significativement différent de un. Le coefficient γ est significativement différent de zéro à 1%. Donc, on peut affirmer que l'activité des spéculateurs joue un rôle dans la détermination du taux de change à terme.

Tableau 2 (résultats avec des données quotidiennes)

Variables	Résultats et t-ratio	
	cas 1	cas 2
Constante	-0.00853 (-17.19)	-0.006018 (-3.817)
F_t^*	0.37649 (58.70)	0.86591 (158.6)
S_{t+3}	0.64428 (120.2)	-0.006472 (-1.01)
R^2	0.9978	0.9999
S.S.E	0.01927	0.000942
D.W	0.5642	2.0647

Du tableau 2, on peut tirer comme conclusion que α n'est pas significativement différent de zéro et que β est significativement différent de un. Le coefficient γ est par contre non significativement différent de zéro, ce que serait à l'opposé des résultats du tableau 1. Donc on peut affirmer que les activités des spéculateurs n'influencent pas le processus de détermination du taux de change à terme. Alors dans ce cas, la théorie moderne du marché des changes à terme devient simplement la parité couverte des taux d'intérêts. De plus, la parité couverte des taux d'intérêts n'est pas maintenue, car β est significativement différent de un ($F_t > F^*_t$).

5.4 Interprétation des résultats

Les tests de la théorie de la parité des taux d'intérêts indiquent que la parité ne tient pas pour la période de Janvier 1990 à Décembre 1996. Dans les deux cas, la parité est fortement rejetée, c'est-à-dire que les déviations de la parité sont très grandes. De plus, si on avait tenu compte des coûts de transactions, la parité des taux d'intérêts n'aurait pas tenu quand même. L'intervalle neutre serait trop mince si on l'a comparé aux déviations. Les causes de déviation de la parité sont attribuables aux coûts de transactions, au risque de défaut et au risque politique.

On se souviendra qu'au début des années 90, le Canada affichait encore des déficits budgétaires et continuait à alourdir son niveau d'endettement. Par conséquent, la cote de crédit du Canada était plus faible dû au fait que les investisseurs avaient peur que le Canada ne soit plus capable de contrôler son déficit et sa dette publique. Donc lorsqu'on compare les bons du trésor canadiens aux bons du trésor américains, ces derniers sont les moins risqués, ce qui aggrave les déviations de la parité. Lorsqu'on regarde les deux pays, on voit toute suite une différence. Au Canada, la stabilité politique n'est pas toujours présente, puisqu'il a toujours le risque que le Québec se sépare du reste du Canada tandis que chez nos voisins du sud, la stabilité politique était toujours présente depuis plusieurs années. De plus, étant donné que les deux pays se ressemblent beaucoup, certains investisseurs étrangers sont plus portés à acquérir les titres américains au détriment des titres canadiens. Cette situation tend à violer une des hypothèses de base qui veut que les titres soient de parfaits substituts. Ce phénomène est encore plus grand lorsque survient des périodes de crise économique et financière.

D'autres facteurs peuvent expliquer les déviations comme par exemple le choix des bases de données. On sait qu'une meilleur base de donnée peut améliorer les résultats et c'est pourquoi il serait préférable de collecter les données au même moment. Le choix de la période est aussi très important puis qu'il ne faudrait pas inclure les périodes turbulentes avec des périodes jugées calmes et vice-versa.

Dans le cas de la parité non couverte des taux d'intérêts, les résultats sont les mêmes que ceux de la parité couverte. Mais les sources de déviation ne sont plus les mêmes. On retrouve principalement deux sources de déviations: l'irrationalité des agents et l'aversion au risque des agents. Par irrationalité des agents, on veut affirmer que les agents ne se comportent pas tous efficacement et qu'ils ne réagissent pas tous optimalement selon leurs sources d'information. En ce qui concerne l'aversion au risque, il est clair que les agents ne sont pas tous neutres au risque, puisqu'il existe une prime de risque sur le marché des changes et que ce risque n'est pas totalement diversifiable¹⁰.

Les résultats sur le rôle de la spéculation dans la détermination du taux de change à terme sont plutôt surprenants. D'une part, les activités des spéculateurs jouent un rôle non négligeable dans la détermination du taux à terme et, d'autre part, elles n'influencent pas le taux à terme. Il faut prendre en note que lorsqu'on a rejeté l'hypothèse que les spéculateurs n'influencent pas le taux à terme, la valeur du t-statistique est tout légèrement supérieure à la valeur critique. D'ailleurs, lorsqu'on prend comme référence une série de données quotidiennes, l'hypothèse nulle n'est plus rejetée. De plus, on trouve comme résultats que $F_t > F^*_t$, ce qui veut dire qu'une variation de un pour cent dans le différentiel des taux d'intérêts entraîne une plus petite variation dans le taux de change à terme.

¹⁰ Ces arguments sont supportés par les résultats des tests présentés dans Taylor [1987a].

6. CONCLUSION

Dans ce rapport, j'ai tenté de vérifier la parité des taux d'intérêts couverte et non couverte ainsi que la théorie moderne sous l'hypothèse des anticipations rationnelles du taux de change futur.

On peut affirmer que la parité couverte et non couverte des taux d'intérêts ne tiennent pas pour la période de janvier 1990 à décembre 1996, du moins en ce qui concerne les relations financières entre le Canada et les États-Unis. Dans le cas de la PCTI, le modèle à estimer comportait de l'autocorrélation et ce problème a été réglé par l'application de la procédure de Cochrane-Orcutt. Les résultats rejettent fortement la parité couverte des taux d'intérêts. Ils existent plusieurs sources de déviations telles que les coûts de transactions, les risques politiques, le risque de défaut et la qualité des données.

Dans le cas de la PNCTI, le test consistait à vérifier que le terme des erreurs est bien un bruit blanc. On a dû différencier la série une fois pour avoir des résultats concluants et ceux-ci confirment nos intuitions sur la véracité de la parité non couverte des taux d'intérêts. Les principales causes de déviations de la parité sont l'irrationalité des agents et l'aversion au risque.

Sous l'hypothèse des anticipations rationnelles, le test sur la théorie moderne du marché des changes à terme nous indique que le rôle des spéculateurs n'influence pas le mécanisme de détermination du taux de change à terme. Par conséquent, la théorie moderne devient simplement la parité couverte des taux d'intérêts. Cependant, il faudrait être très prudent pour affirmer que les activités des spéculateurs ne jouent pas un rôle dans la détermination du taux de change à terme, puisque selon les hypothèses choisies, les résultats peuvent différer. Donc, il serait très intéressant de retester à nouveau la théorie moderne, mais sous différentes perspectives. De plus, il serait bien dans une recherche future d'étudier l'effet des taxes sur la non vérification de la parité.

ANNEXE

A. Premièrement, considérons une sortie de fonds domestiques à l'étranger avec les t , t^* , t_s et t_f signifiant, les pourcentages des coûts de transactions dans les titres domestiques et étrangers, dans le marché au comptant et dans celui du futur. Soit C , le coût d'une sortie de capital, K est le montant non perçu sur les titres domestiques où $C=K(1+r^d)$ {1}

Le revenu R de l'investissement couvert dans des titres similaires est

$$R=K\Omega(1+r^f) F_t / S_t \quad \{2\}$$

où $\Omega=(1-t)(1-t_s)(1-t_f)(1-t^*)$

Ω représente les coûts de transactions dans le cas où les arbitragistes détiennent les titres et lorsque la transaction initiale est la vente des titres. Une sortie de capital couvert requiert une série de transactions, soit a) la vente du titre domestique avec les coûts de transactions (t en pourcentage), b) l'achat au comptant de la monnaie étrangère avec des coûts t_s , c) l'achat de titre étranger avec des coûts t^* , et d) la vente dans le marché des changes futurs de la monnaie étrangère avec des coûts t_f .

Cependant durant chaque période, certains arbitragistes peuvent vouloir garder de l'argent liquide afin d'acheter d'autres monnaies sans toutefois passer par la série de coûts de transactions. Dans ce cas, quelques coûts peuvent être évités, ce qui a pour conséquence de rendre l'intervalle neutre plus étroit.

De {1} le coût marginal d'une sortie de capital est donné par $\partial c/\partial k = 1+r^d$ et de {2} le revenu marginal de l'investissement couvert est $\partial R/\partial k = \Omega(1+r^f) F_t / S_t$

À l'équilibre, le coût marginal est égal au revenu marginal.

$$1+r^d = \Omega(1+r^f) F_t / S_t$$

$$F_t / S_t = (1+r^d) / \Omega(1+r^f)$$

Donc
$$P_t = \frac{F_t - S_t}{S_t} = \frac{(1+r^d) - \Omega(1+r^f)}{\Omega(1+r^f)} = P^i$$

Le même raisonnement peut être appliqué pour la borne supérieure.

$$P_t = \frac{\Omega(1+r^d) - (1+r^f)}{(1+r^f)} = P^s$$

Donc si le "risk premium" se trouve entre la borne inférieure et supérieure tel que

$$P^i = \frac{(1+r^d) - \Omega(1+r^f)}{(1+r^f)} \leq P_t \leq \frac{\Omega(1+r^d) - (1+r^f)}{\Omega(1+r^f)} = P^s$$

il n'y aura pas d'opportunité d'arbitrage.

B. La formulation de la borne supérieure et inférieure, qui génère un intervalle dans lequel il n'y a pas d'arbitrage, présume que les taux d'intérêts sont indépendants des montants empruntés et prêtés ainsi que des prix sur les marchés au comptant et futur qui, quant à eux, sont indépendants de la quantité vendue et achetée sur ces marchés. Une fois que ces suppositions sont relâchées, le revenu marginal et le coût marginal de l'arbitrage couvert vont dépendre de l'élasticité de la demande et de l'offre dans les titres et les marchés de change. L'existence d'une élasticité plus petite que l'infini va élargir l'intervalle neutre. Donc la borne inférieure devient

$$P^i = \frac{(1+\lambda i) - \Omega[1+\sigma^*i^* - \psi(1+i^*)]}{\Omega[1+\sigma^*i^* - \psi(1+i^*)]}$$

où

$$\lambda = 1+1/\varepsilon, \quad \sigma^* = 1-1/\eta^*, \quad \psi = 1/\eta_f + 1/\varepsilon_s$$

$\varepsilon \equiv (\partial x_b / \partial i) (i/x_b) > 0$ est l'élasticité de l'offre de fond domestique (où x_b indique la quantité empruntée),

$\eta^* \equiv -(\partial x_i / \partial i^*) (i^*/x_i) > 0$ est l'élasticité de la demande de fond étrangère (où x_i indique la quantité prêtée),

$\eta_f \equiv -(\partial x / \partial F) (F/x) > 0$ est l'élasticité de la demande domestique du taux futur,

$\varepsilon_s \equiv (\partial x / \partial S) (S/x) > 0$ est l'élasticité de l'offre domestique du taux au comptant.

De même, la borne supérieure est égale à

$$P^s = \frac{\Omega[1+\sigma i - \zeta^*(1+i)] - (1+\lambda^*i^*)}{1+\lambda^*i^*},$$

où

$$\lambda^* = 1+1/\varepsilon^*, \quad \sigma = 1-1/\eta, \quad \zeta^* = 1/\eta_s^* + 1/\varepsilon_f^*$$

$\varepsilon^* \equiv (\partial x_b / \partial i) (i/x_b) > 0$ est l'élasticité de l'offre de fond étrangère,

$\eta \equiv -(\partial x_i / \partial i) (i/x_i) > 0$ est l'élasticité de la demande de fond domestique,

$\eta_s^* \equiv -(\partial x / \partial S^*) (S^*/x) > 0$ est l'élasticité de la demande étrangère du taux au comptant,

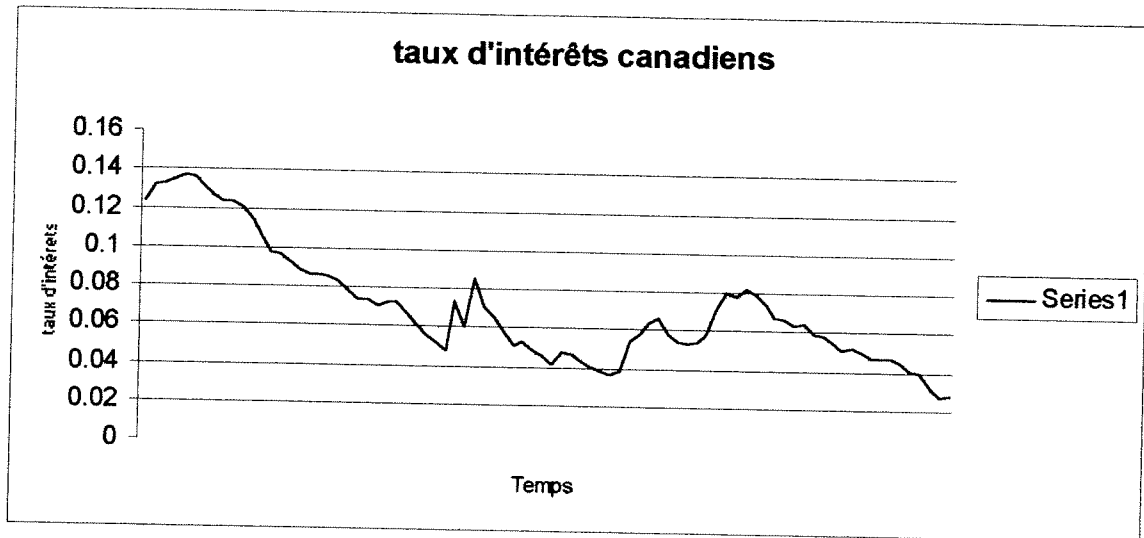
$\varepsilon_f^* \equiv (\partial x / \partial F^*) (F^*/x) > 0$ est l'élasticité de l'offre étrangère du taux futur.

Par ces formules, il est facile de constater que si les élasticités sont infinies, alors P^i et P^s seront égaux à P^i et P^s . De même, si les coûts de transactions sont égaux zéro, on obtiendra $P_t = P^i = P^s$.

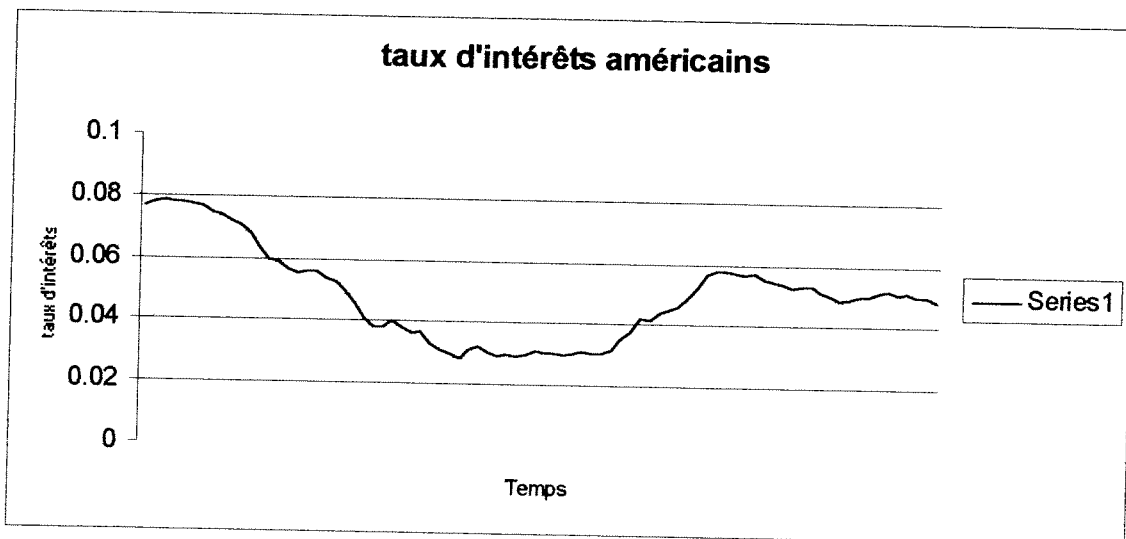
C. Puisqu'il n'y a pas de mesure directe pour les coûts de transactions sur les marchés de change, on doit les mesurer indirectement. Ceci nous amène à l'approche suggérée par FL(1975), celle établissant le comportement de l'arbitrage triangulaire. L'essentiel de l'arbitrage triangulaire est d'être consistant à travers les taux de change. À l'équilibre par exemple, $(\$/\text{£})_\tau = (\$/\text{DM})_\tau (\text{DM}/\text{£})_\tau$ doit être obtenu pour les trois monnaies suivantes, soient le dollar américain, la livre sterling ou le mark allemand. L'indice τ indique les prix des taux de change des monnaies ayant les mêmes échéanciers. Les déviations de la condition d'arbitrage triangulaire sur le marché au comptant et futur ont été interprétées par FL comme étant causées par les coûts de transactions. Malheureusement, dans l'étude de FL(1975), un délai de plusieurs heures sépare les quotations sur le marché américain et les marchés européens. De plus, les déviations de la parité des taux d'intérêt ne peuvent pas être toujours interprétées comme des coûts de transactions, particulièrement lorsqu'il y a des spéculations sur une monnaie pendant cette période. Car en général, les niveaux de coûts de transactions de FL sont trop élevés. Les coûts de transactions sur le marché boursier ont été estimés à partir de deux éléments: l'écart entre le "bid-ask" et les frais de courtage. Les coûts totaux de transactions sont donc estimés à environ 2.5 fois l'écart du "bid-ask".

GRAPHIQUE

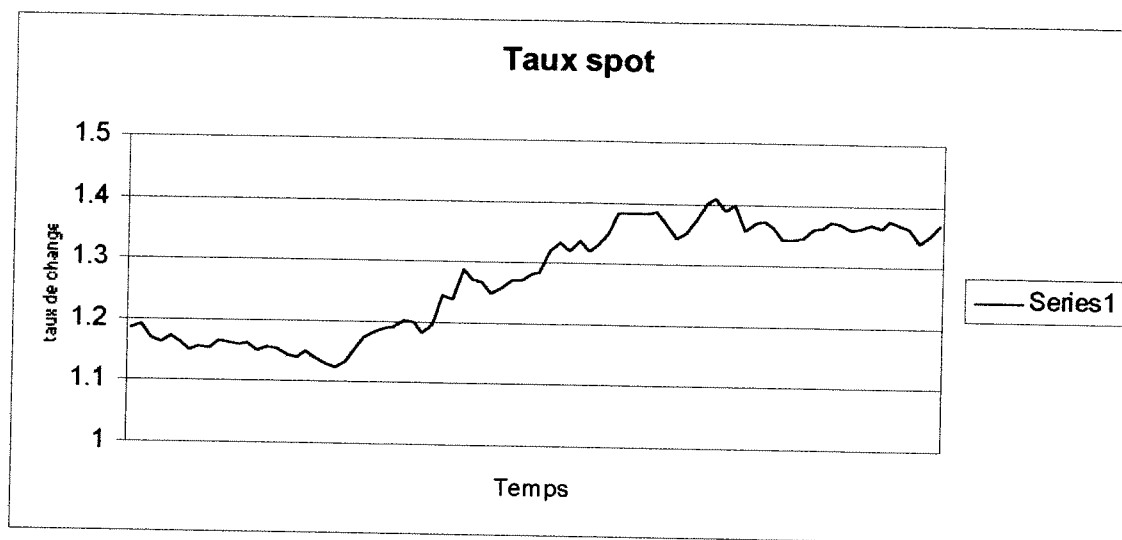
Graphique 1. Courbe des taux d'intérêts canadiens



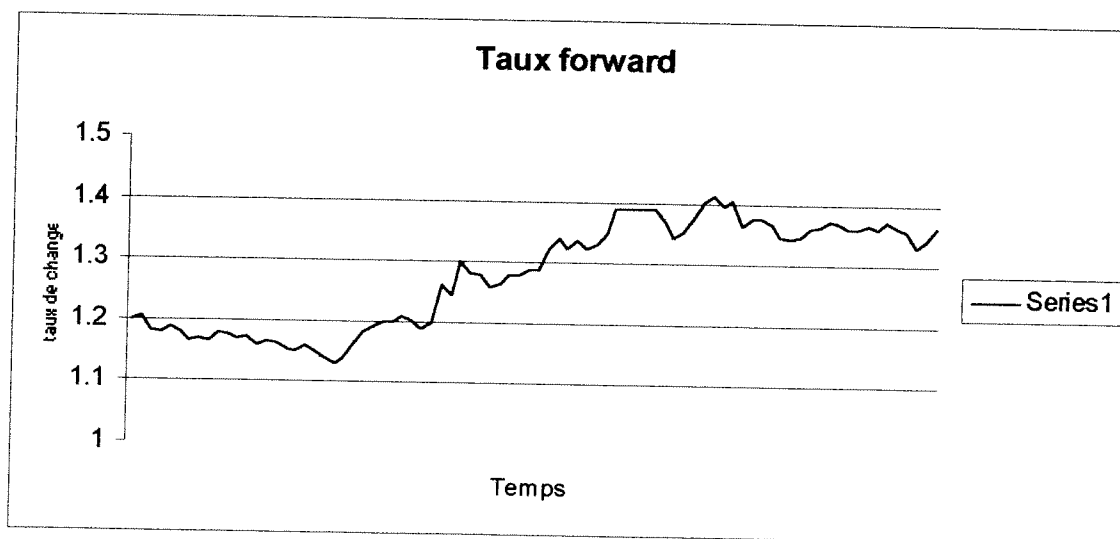
Graphique 2. Courbe des taux d'intérêts américains



Graphique 3. Courbe du taux spot



Graphique 4. Courbe du taux forward



BIBLIOGRAPHIE

- Agmon, T. and S. Bronfeld, the international mobility of short-term covered arbitrage capital, Journal of Business Finance and Accounting, 1975, vol.2, p.269-278.
- Aliber, R. Z., The interest rate parity theorem: a reinterpretation, Journal of Political Economy, 1973, vol.81, p.1451-1459.
- Beenstock, Michael, The Foreign Exchanges. Theory, Modelling and Policy, London: MacMillan, 1978.
- Black, S. W., The use of rational expectations in models of speculation, Review of Economics and Statistics, 1972, vol.54, p.161-165.
- Box, G. E. P. and D. A. Pierce, Distribution of residual autocorrelation in autoregressive integrated moving average time series models, Journal of American Statistical Association, 1970, vol.65, p.1509-1526.
- Branson, W. H., The minimum covered interest differential needed for international arbitrage activity, Journal of Political Economy, 1969, vol. 77, p.1028-1034.
- Canterbury, E. R., The modern theory of foreign exchange and the net speculative residual, Southern Economic Journal, 1975, vol.41, p.182-187.
- Cumby, r. E. and M. Obsfeld, Exchange rate expectations and nominal interest differentials: a test of Fisher hypothesis, Journal of Finance, 1981, vol.36, p.697-704.
- Fратиanni, M. and L. M. Wakeman, The law of one price in the Euro-currency market, Journal of International Money and Finance, 1982, vol.1, p.307-323.
- Frenkel, J. A. and K. Froot (1987), Interpreting tests of forward discount bias using survey data on exchange rate expectations, NBER Working Paper 1963.
- Frenkel, J. A. and R. M. Levich, Covered interest arbitrage: unexploited profits, Journal of Political Economy, 1975, vol. 83, p.325-338.
- Frenkel, J. A. and R. M. Levich, Transaction cost and interest arbitrage: tranquil versus turbulent periods, Journal of Political Economy, 1977, vol. 85, p.1209-1226.
- Grubel, H. G., Forward exchange, speculation and the international flow of capital, Stanford: Stanford University Press, 1966.
- Haache, G and J. Townend, Exchange rates and monetary policy: Modelling sterling's effective exchange rate, 1972-80', in Eltis, W. A. and Sinclair, P. J. N., The Money Supply and the Exchange Rate, Oxford, 1981, p.201-247.

- Haas, R. D. , More evidence on the role of speculation in the Canadian forward exchange market, Canadian Journal of Economics, 1974, vol.7, p.496-501.
- Holmes, A. R. and F. H. Schott, The New York Foreign Exchange Market, New York, 1965.
- Kesselman, J. , The role of speculation in forward rate determination, Canadian Journal of Economics, 1971, vol.4, p.279-298.
- Loopesko, B. Relationships among exchange rates, intervention and interest rates: an empirical investigation, Journal of International Money and Finance, 1984, p.257-278.
- MacDonald, R. and I. D. McAvinchey, Some specification tests of uncovered interest rate parity, University of Aberdeen Discussion Paper, 1988.
- MacDonald, R. and P. Taylor, Interest rate parity: some new evidence, Bulletin of Economic Research, 1989, vol.41:3, p.255-274.
- MacDonal, R. and T. S. torrance, Some survey based tests of uncovered interest parity, in MacDonald R. and Taylor, M. P. (eds.), *Exchange rates and open economy macroeconomics*, Blackwell, Oxford, 1988.
- McCallum, B. T. , The role of speculation in the Canadian forward exchange market: some estimates assuming rational expectations, Review of Economics and Statistics, 1977, vol.59, p.145-151.
- McCormick, F. , Covered interest arbitrage: unexploited profits?: Comments, Journal of Political Economy, 1979, vol.87:21, p.411-417.
- Minot, G. W. , Tests for integration between major western European capital markets, Oxford Economic Papers, 1974, vol.26, p.424-439.
- Officer, L. H. and T. D. Willett, The covered-arbitrage schedule: a critical survey of recent developments, Journal of Money, Credit and Banking, 1970, vol. 2, p.247-257.
- Pedersson, G. and E. Tower, On the long and short run relationship between the forward rate and the interest parity, Journal of Macroeconomics, winter 1979, vol.1, p.65-77.
- Pippenger, J. E. , Interest rate arbitrage and transaction cost, Manuscript, 1972.
- Pippenger, J. E. , Interest rate arbitrage: the evidence, Manuscript, 1977.
- Pippenger, J. E. , Interest arbitrage between Canada and the United-States: a new perspective, Canadian Journal of Economics, 1978, vol.11, p.183-193.

- Prachowny, F. J. , A note on interest parity and supply of arbitrage funds, Journal of Political Economy, 1970, vol.78, p.540-546.
- Rogoff K. , On the effects of sterilised intervention: An analysis of weekly data, Journal of Monetary Economics, 1984, vol. 14, p.133-150.
- Stein, J. , The forward rate and the interest parity, Review of Economics and Statistics, 1965, vol.32, p.113-126.
- Stein, J. , The dynamics of spot and forward prices in an efficient foreign exchange market with rational expectations, American economic Review, 1980, vol.70, p.565-583.
- Stein, J. and E. Tower, The short-run stability of the foreign exchange market, Review of Economics and Statistics, 1967, vol.49, p.173-185.
- Stoll, H. R., An empirical study of the forward exchange market under fixed and flexible exchange rates systems, Canadian Journal of Economics, 1968, vol.1, p.55-78.
- Stoll, H. R., Causes of deviation from interest rate parity: a comment, Journal of Money, Credit and Banking, 1972, vol.1, p.113-117.
- Taylor, M. P. , Covered interest parity: A high-frequency, high-quality data, Economica, 1987a, vol.54, p.429-438.
- Taylor, M. P. , Risk premia and foreign exchange: A multiple time series approach to testing uncovered interest parity, Weltwirtschaftliches archiv, 1987b, vol.123:4, p.579-591.
- Taylor, M. P., Covered interest rate parity and market turbulence, Economic Journal, 1988.
- Van Belle, J. J., A neglected aspect of the modern theory of forward exchange, Southern Economic Journal, 1973, vol.39, p.117-119.