A1. 1
G
763

CENTRE DE DOCUMENTATION
29 JAN. 1998
SCIENCES ECONOMIQUES U de M

UNIVERSITÉ DE MONTRÉAL
Département de sciences économiques

Rapport de recherche de Pascale Mamo
Professeur: Madame Emanuela Cardia

Taux de change forward bilatéral: expérience canadienne de 1985 à 1993

INTRODUCTION

Depuis l'application du régime de taux de change flexible en mars 1973, et dû à l'excessive variabilité à court terme des taux de changes, il a souvent été question de montrer le degré de performance des prix sur le marché forward pour prévoir les prix futurs sur le marché spot.
En analyse financière, une littérature croissante s'est développée concernant l'efficience de ces marchés forward.

Friedman (1953) était parmi les premiers auteurs à soutenir que l'existence des marchés forward procure aux investisseurs internationaux un moyen pour se couvrir contre le risque des fluctuations des taux de changes.
Nurske (1944) soutenait que les taux de changes flexibles sont sujets à l'humeur variable des spéculateurs.
La majorité des études qui ont testé l'hypothèse de marché efficient indiquent un taux de change forward biaisé. Cependant la différence entre ces études consiste dans l'explication du rejet de l'hypothèse d'un taux de change forward non biaisé et donc dans l'interprétation de l'efficience du marché.

Étant donné que l'efficience du marché est une hypothèse conjointe des anticipations rationnelles et de l'attitude des agents face au risque, elle fût spécifiée et interprétée de deux façons:
La première fût l'hypothèse d'efficience simple testée par Longworth (1981) qui définit le taux de change forward égal aux anticipations du taux spot futur, suppose que les agents sont neutres au risque et donc attribue le biais du taux de change forward à l'irrationalité des participants sur le marché.

La deuxième fût l'hypothèse d'efficience spéculative qui rejette l'hypothèse de non existence de profits spéculatifs qui peuvent être anticipés et soutient que ces profit peuvent être éliminés par des coûts de transactions ou peuvent procurer une compensation contre le risque.

Cette hypothèse a été testée d'abord par Bilson (1981) sous la forme d'une hypothèse conjointe qui implique que les marchés sont efficients et que la prime de risque est constante. Bilson se base sur son argument de profitabilité pour tester l'efficience spéculative du marché. Pour cela il génère des profits anticipés à partir de données sur le marché forward caractérisées par une variance des erreurs d'anticipations relativement grande par rapport à la variation des anticipations. Cependant il ne peut conclure quant à l'efficience du marché forward en soulignant le manque d'analyses théoriques et empiriques sur le risque qui étudient s'il existe une relation possible entre la prime de risque et la prime à terme. Hodrick et Srivastava (1984) spécifient qu'il est nécessaire de trouver le meilleur trade-off entre le risque et le rendement anticipé qui soit consistent avec l'aversion au risque des agents pour pouvoir conclure quant à l'efficience des marchés.

Étant donné qu'une présence de prime de risque sur le marché des changes étrangers a d'importantes implications sur les modèles de détermination des taux de change, sur l'efficacité d'une intervention stérilisée et sur la décision d'investissements des agents, plusieurs auteurs se sont intéressés à modéliser la prime de risque en supposant que les anticipations des agents sont rationnelles. Cette supposition est faite parce qu'au niveau empirique il est difficile d'obtenir des données sur les anticipations des agents.

Il y a eu deux catégories de modèles économétriques pour la prime de risque qui est supposée variable dans le temps.

La première catégorie comprend les modèles qui utilisent seulement les données sur les primes à terme, les erreurs d'anticipations (ou les rendements des taux de changes forward) et les variations des taux de changes sur les marchés spot. On peut citer comme exemple les modèles suivants:

premièrement le modèle de variable latente de Hansen et Hodrick (1983) qui reflète la théorie reconnue sous le nom de "conditional capital asset pricing model". Ce modèle relie les rendements des taux de changes forward aux anticipations des excès de rendement des portefeuilles des marchés. Cependant étant donné que les anticipations des excès de rendement des portefeuilles des marchés sont non-observables, Hansen et Hodrick ont recours à des variables instrumentales appropriées pour estimer leur modèle. Ces variables sont les rendements passés des taux de changes forward tel que dictée par la littérature de Geweke et Feige (1979), Frankel(1980), Cumby et Obstfeld (1981) qui trouvent des corrélations temporelles significatives entre les erreurs d'anticipations des taux de changes forward. Les deux auteurs obtiennent des preuves substantielles contre les hypothèses d'absence de prime de risque et des primes de risque constantes.

deuxièmement, le modèle de régression simple de Fama (1984) qui obtient des mesures sur les moments qui caractérisent les primes de risque. Fama conclut que la variation de la prime de risque est supérieure à la variation du taux de dépréciation anticipé sur le marché des changes et que la covariance entre la prime de risque et le taux de dépréciation anticipé est négative.

troisièmement, quelques modèles corrigeant pour l'hétéroscédasticité tel que celui estimé par Domowitz et Hakkio (1985). Domowitz et Hakkio présentent un modèle économétrique dans lequel la prime de risque dépend de la variance conditionnelle des erreurs provenant de l'estimation des prévisions du taux de change spot en utilisant le taux de change forward. La variance conditionnelle des erreurs est modélisée suivant un processus ARCH. Leurs résultats sont favorables à l'hypothèse d'une prime de risque variable dans le temps. Cependant la variance conditionnelle des erreurs n'explique pas tout à fait la prime de risque.

Les modèles jusqu'ici mentionnés pour tester la présence d'une prime de risque variable dans le temps, fournissent des tests faibles étant donné qu'ils ne sont pas reliés à des variables macroéconomiques fondamentales.

La deuxième catégorie comprend des modèles qui emploient des variables macroéconomiques fondamentales pour tester des théories spécifiques concernant la prime de risque. On peut citer deux exemples:

premièrement les modèles financiers comme ceux dérivés et estimés par Frankel (1982), Frankel et Engel (1984), Bomhoff et Koedijk (1988).

Ces auteurs ont recours à des modèles d'optimisation de fonctions de moyenne-variance.

Le modèle de Frankel(1982) est un modèle d'équilibre du marché d'actifs basé sur la demande d'actifs. Ses résultats ne soutiennent pas la présence d'une prime de risque qui varie dans le temps. Il est important de noter que Frankel suppose que la matrice des covariances conditionnelles de la dépréciation des taux de changes est constante.

Frankel et Engel (1984) relaxent l'hypothèse des taux d'inflation considérées comme variables prédéterminées. Cependant ils rejettent les hypothèses d'optimisation ainsi que le modèle.

Bomhoff et Koedijk (1988) dérivent un modèle de prime de risque dans lequel la variation dans les covariances et variances des rendements non-anticipés des actifs risqués et du taux de change représente la source principale de risque. Pour tester empiriquement ce modèle, Bomhoff et Koedijk, en spécifiant un modèle de taux de change réel, relient les changements dans la prime de risque à des variables macroéconomiques telles que les taux d'intérêts et les taux d'inflations. Ils trouvent que les variances des changements des taux d'intérêts américains de court terme et des changements des anticipations des taux d'inflations américains sont deux variables significatives pour expliquer la prime de risque.

deuxièmement, on retrouve les modèles du consommateur représentatif ou les modèles d'équilibre dynamique reconnus sous le nom de "asset pricing models" tels que les modèles de Lucas et Svensson. Ces modèles sont utilisés par les auteurs tels que Hodrick (1989), Peruga et Kaminsky (1990), Seugmook et Choi (1991), pour estimer la prime de risque en indiquant comment les variances conditionnelles des processus exogènes deviennent des processus exogènes additionnels pouvant influencer l'économie.

Ainsi les changements dans les incertitudes de l'environnement économique interagissent avec l'aversion au risque des agents pour produire des changements dans les prix d'actifs.

Cependant les restrictions imposées par les modèles tels que ceux reconnus sous le nom de "asset pricing model" ou "consumption based asset pricing model" sont rejetées indiquant l'incapacité de ces modèles d'expliquer l'existence d'une prime de risque qui varie dans le temps.

Dans ce rapport de recherche, nous allons tenter de vérifier et expliquer la possibilité de la présence d'une prime de risque variable dans le temps, appliquée au taux de change forward du dollar canadien par rapport au dollar américain.

Nous suivrons une démarche semblable à celle de Choi et Kim (1991) dont le but de leur étude a été de modéliser la variance conditionnelle de la prime de risque en fonction des changements des régimes de politique. Pour cela, en définissant le taux de change forward égal aux anticipations du taux spot futur plus une prime de risque, nous spécifierons des processus GARCH pour les variations du taux de dépréciation ou d'appréciation du taux de change non expliquées par les variations de la prime à terme, tout en tenant compte des changements de régime de politique. Choi et Kim ont eu recours aux régimes de politique monétaire de la Fed. Par contre dans ce rapport, nous considérons les différents régimes de politiques monétaire et budgétaire du Canada.

Nos résultats sont favorables à l'existence d'une prime de risque variable dans le temps et qui dépend du régime de politiques monétaire et budgétaire canadiennes.

La section I comprend une revue détaillée de la littérature concernant la présence d'une prime de risque qui varie dans le temps ainsi que les variables qui peuvent la déterminer.

La section II comprend une description du modèle de Choi et Kim que nous avons suivi.

La section III comprend les résultats ainsi que leur interprétation.

I. REVUE DE LA LITTÉRATURE

Cette revue de la littérature comprend les modèles de régression simple, les modèles corrigeant pour l'hétéroscédasticité, les modèles financiers d'optimisation de fonctions de moyenne-variance, les modèles employant des variables macroéconomiques tel que déterminé par les modèles d'équilibre dynamique ou du consommateur représentatif ainsi que les modèles State Space.

FAMA (1984)

Étant donné la nature non-observable de la prime de risque, Fama (1984) est le premier à développer un modèle de régression simple pour estimer le degré de variation de la prime de risque dans le temps, et ainsi déterminer la possibilité que les erreurs d'anticipations des taux de change forward puissent être expliqués par l'existence d'une prime de risque qui varie dans le temps.

Pour obtenir des mesures sur les moments pouvant décrire la prime de risque, Fama définit d'abord le taux de change forward F_t égal aux anticipations du taux de change spot futur $E(S_{t+1})$ plus une prime de risque P_t.
Ensuite il considère deux régressions complémentaires dans son analyse qui sont les suivantes:

$$F_t - S_{t+1} = \alpha_1 + \beta_1 (F_t - S_t) + \varepsilon_{1t+1} \qquad (1)$$

$$S_{t+1} - S_t = \alpha_2 + \beta_2 (F_t - S_t) + \varepsilon_{2t+1} \qquad (2)$$

En supposant que les anticipations sont rationnelles, l'estimation de (1) et (2) donne des coefficients formulés comme suit:

$$\beta_1 = (\mathrm{var}(P_t) + \mathrm{cov}(P_t, E(S_{t+1} - S_t)) / (\mathrm{var}(P_t) + \mathrm{var}(E(S_{t+1} - S_t)) + 2\,\mathrm{cov}(P_t, E(S_{t+1} - S_t)) \quad (3)$$

$$\beta_2 = (\mathrm{var}(E(S_{t+1} - S_t)) + \mathrm{cov}(P_t, E(S_{t+1} - S_t)) / (\mathrm{var}(P_t) + \mathrm{var}(E(S_{t+1} - S_t)) + 2\,\mathrm{cov}(P_t, E(S_{t+1} - S_t)) \quad (4)$$

où

β_1 contient la proportion de variance de $(F_t - S_t)$ due à la variation de la prime de risque

β_2 contient la proportion de variance de $(F_t - S_t)$ due à la variation de l'anticipation des changements du taux de change

et la différence entre ces deux coefficients estimés β_1-β_2 fournit une approximation de l'importance relative de la variation de la prime de risque versus la variation de l'anticipation du changement du taux de change, comme source de variation de la prime à terme.

Fama utilise des données mensuelles concernant les taux de change spot et forward de neuf monnaies. Ses observations, exprimées sous une forme logarithmique, couvrent la période allant de août 1973 à décembre 1982.

Il estime les équations complémentaires par les méthodes de MCO et SURE.

Les estimations par MCO donnent des coefficients β_2 négatifs et significatifs impliquant ainsi une covariance entre P_t et $E(S_{t+1} - S_t)$ négative et une variance de P_t significativement plus grande que celle de $E(S_{t+1} - S_t)$.

De même, Fama emploie la méthode d'estimation SURE, étant donné une forte corrélation de $F_t - S_{t+1}$ (ou $S_{t+1} - S_t$) entre les différentes monnaies considérées par rapport à la corrélation de $F_t - S_t$ (cette corrélation s'explique par le fait que les taux de changes sont exprimés par rapport au dollar américain et la majorité des pays européens tentent de contrôler des mouvements dans leur taux de change exprimé l'un par rapport à l'autre).

Fama teste conjointement si tous les β_2 sont nuls (ou β_1=1.0), il trouve des coefficients β_2 négatifs et significatifs qui impliquent:

$var(P_t) > |cov(P_t, E(S_{t+1} - S_t))| > var(E(S_{t+1} - S_t))$

Étant donné le manque de théorie pouvant expliquer la négativité de $cov(P_t, E(S_{t+1} - S_t))$, Fama fournit quatre interprétations qui ont existé dans la littérature pouvant expliquer ces résultats:

i) un marché des changes inefficient

ii) une intervention gouvernementale sur le marché des changes au comptant

iii) la distribution des changements anticipés dans le taux de change est asymétrique sur de courtes périodes

iv) les déviations de la parité du pouvoir d'achat.

HODRICK ET SRIVASTAVA (1986)

Étant donné l'importance des résultats obtenus par Fama (qui trouve premièrement une covariance négative entre la prime de risque P_t et l'anticipation du changement du taux de change $E(S_{t+1} - S_t)$ et deuxièmement une variance de la prime de risque plus grande que celle de l'anticipation du changement du taux de change), Hodrick et Srivastava (1986) ont d'abord examiné les procédures statistiques qu'il a employées.

Pour cela, ils suivent une démarche semblable à celle de Fama en adoptant les deux suppositions qu'il a faites:

la première supposition est que les anticipations sont rationnelles, c'est-à-dire que le changement réalisé du taux de change spot est égal au changement conditionnel anticipé du taux de change plus l'erreur d'anticipation aléatoire;

la deuxième supposition est qu'un marché efficient implique la présence d'une prime de risque qui varie dans le temps.

Fama utilise les deux suppositions mentionnées ci-haut pour noter que l'estimation par MCO de :

$$S_{t+1} - S_t = \alpha + \beta\,(F_t - S_t) + \varepsilon_{t+1} \qquad (5)$$

produit un β ayant une probabilité limite donnée par:

$$\beta = \mathrm{var}(E(S_{t+1} - S_t)) + \mathrm{cov}(P_t, E(S_{t+1} - S_t)) \;/\; \mathrm{var}(F_t - S_t)$$

Cependant Hodrick et Srivastava constatent qu'il y aurait un biais dans les estimations de Fama. Ils notent la possibilité d'une présence d'autocorrélation dans les résidus ε_{t+1} qui biaiserait les écarts-types obtenus par la méthode des MCO.

Pour soutenir cette source de biais, les auteurs font référence à Hodrick et Srivastava (1984) qui trouvent des preuves substantielles indiquant que l'anticipation du taux de change spot futur tel que décrit par l'équation (5) peut être expliquée par les primes à terme de plusieurs autres monnaies sachant que ces primes à terme sont autocorrélées.

L'autocorrélation des résidus ε_{t+1} étant difficilement vérifiable à cause de l'importance de la variance de ces résidus, Hodrick et Srivastava emploient une stratégie d'estimation qui permet d'éviter le biais. En utilisant la méthode des moments généralisés, ils obtiennent des résultats similaires à ceux de Fama.

Cependant ils apportent un éclairage intéressant sur le premier résultat de Fama. En utilisant le modèle d'équilibre général développé par Lucas (1982), Hodrick et Srivastava démontrent que la covariance négative entre P_t et $E(S_{t+1}-S_t)$ est compatible avec la théorie économique.

KOEDIJK ET SCHOTMAN (1989)

Koedijk et Schotman (1989) reprennent l'étude de Fama pour une période différente allant de 1976 à 1985 au lieu de 1973 à 1982. Ces deux auteurs excluent la période de 1973 à 1976 à cause du problème du peso qui réfère à la dévaluation anticipée du peso mexicain et qui a effectivement eu lieu en 1976.

Koedijk et Schotman réestime le système de Fama pour trois sous-périodes différentes pour vérifier la sensibilité des résultats à la période d'estimation.

Les trois sous-périodes sont définies de façon à refléter la politique monétaire américaine; c'est-à-dire ces sous-périodes se situent avant, pendant et après la période où le gouvernement américain avait pour cible le contrôle strict d'agrégat monétaire entre 1979:10 et 1982:09.

Leurs résultats varient selon les périodes d'une façon importante, cependant ils confirment les résultats de Fama.

Suivant un raisonnement similaire à Koedijk et Schotman qui reconnaissent la présence d'hétéroscédasticité dans les données du taux de change, plusieurs auteurs ont étudié l'existence de la prime de risque en modélisant les termes d'erreurs selon un processus hétéroscédastique.

DOMOWITZ ET HAKKIO (1985)

L'étude de Domowitz et Hakkio (1985) est une combinaison d'analyse théorique courante inspirée par le modèle de Lucas (1982) et d'analyse économétrique établie par Engle reconnue sous le nom ARCH. L'objectif de cette étude est de modéliser la prime de risque qui varie dans le temps en identifiant un processus ARCH pour les erreurs d'anticipations.

En utilisant le modèle de Lucas modifié par Hodrick et Srivastava (1984) et en contraignant les variables exogènes dans le modèle de Lucas (qui représentent les masses monétaires et l'output) à suivre un processus autorégressif d'ordre 1, Domowitz et Hakkio trouvent une expression pour la prime de risque qui dépend de la différence entre les variances conditionnelles des erreurs de prévision de la monnaie domestique et de la monnaie étrangère:

$$E_t \ln S_{t+1} - \ln F_t = 1/2\,[h_{i,t+1} - h_{e,t+1}] \qquad (6)$$

où h_i est la variance conditionnelle de la monnaie intérieure et h_e est la variance conditionnelle de la monnaie étrangère qui est le dollar américain.

Cette équation peut-être interprétée de la façon suivante: une augmentation de la variance conditionnelle de la monnaie domestique entraîne une augmentation de la variance conditionnelle des prix domestiques et donc le pouvoir d'achat anticipé du dollar s'accroît et la prime de risque augmente afin de compenser les investisseurs. Autrement dit, lorsque h_i augmente, la demande future du dollar augmente et entraîne une diminution du taux de change à terme et donc la prime de risque doit augmenter. Si h_i et h_e varient dans le temps, il y aura une prime de risque qui varie dans le temps.

Si l'on pose que les erreurs des anticipations rationnelles du taux de change $\varepsilon_{t+1} = S_{t+1} - E(S_{t+1})$ sont égales aux erreurs des anticipations des masses monétaires des deux pays domestique et étranger, l'équation (6) peut s'écrire de la façon suivante:

$$S_{t+1} - S_t = P_t + (F_t - S_t) + \varepsilon_{t+1} \qquad (7)$$

où la prime de risque $P_t = (1/2)\,(h_{i,t+1} - h_{e,t+1})$ et la variance conditionnelle de ε_{t+1} est $(h_{i,t+1} + h_{e,t+1})$.

Domowitz et Hakkio n'imposent pas les restrictions du modèle ci-haut. Par contre, ils utilisent un modèle d'équation semblable à celui défini en (7) en supposant que les résidus ε_{t+1} sont caractérisés par un processus ARCH.

Le modèle estimé est défini ainsi:

$$(S_{t+1} - S_t)/S_t = P_t + \beta_1\,(F_t - S_t)/S_t + \varepsilon_{t+1}$$

$$P_t = \beta_0 + \theta\, h_{t+1}$$

$$\varepsilon_{t+1}\,/I_t \sim N(0, h^2_{t+1})$$

$$h^2_{t+1} = \alpha_0 + \sum_{i=0}^{p} \alpha_i\, \varepsilon^2_{t-i}$$

Tel que mentionné ci-haut, la prime de risque dépend de la variance conditionnelle des erreurs de prévision. Le terme d'erreur possède une variance conditionnelle définie selon un processus ARCH.

Ce système permet plusieurs tests sur le comportement de la prime de risque. En maintenant l'hypothèse que $\beta_1 = 1$ et ε_{t+1} sont des bruits blancs non corrélés, si $\beta_0=0$ et $\theta=0$ ceci implique une prime de risque nulle; si $\beta_0\neq 0$ et $\theta=0$ il existe une prime de risque constante et si $\beta_0\neq 0$ et $\theta\neq 0$ alors il existe une prime de risque qui varie dans le temps.

Les résultats obtenus sont favorables à l'hypothèse d'une prime de risque variable dans le temps. Cependant il est difficile de montrer le rôle de la variance conditionnelle des erreurs d'anticipations des taux de change comme élément déterminant la prime de risque.

L'hypothèse nulle ($\beta_0 = 0$, $\beta_1 = 1$ et $\theta = 0$) est rejetée pour le japon et le Royaume Unis mais elle ne l'est pas pour l'Allemagne, la France et la Suisse.

BOMHOFF ET KOEDIJK (1988)

Bomhoff et Koedijk (1988) développent un modèle théorique d'équilibre partiel pour la prime de risque. Pour cela ils utilisent un modèle financier de moyenne-variance à deux périodes et dans un marché à taux de change bilatéral (États-Unis / Allemagne).

Les investisseurs de chaque pays détiennent un portefeuille composé d'actifs nationaux risqués et d'actifs à court terme sans risque tout en participant au marché des changes à terme. Par exemple l'investisseur américain peut donc emprunter à découvert sur le marché des changes allemand, convertit les marks empruntés en dollars et investit ces derniers aux États-Unis. À la fin du mois, il remet son prêt et réalise un gain ou une perte de change.

Le problème d'optimisation auquel fait face les investisseurs en maximisant les anticipations de l'utilité de leur richesse nominale, une fois dérivé, montre que la prime de risque est reliée à une moyenne pondérée de deux termes de covariance et un terme de compte courant accumulé:

i) la covariance entre le taux de rendement incertain sur des actifs risqués américains et le taux de change au comptant futur;

ii) la covariance entre le taux de rendement incertain sur des actifs risqués allemands et le taux de change au comptant futur;

iii) la part d'actif net étranger dans la richesse mondiale multiplié par la variance de la présumé prime.

Ce modèle dérivé est partiel étant donné que les anticipations des taux de rendement domestiques et étrangers et les propriétés de leur variance-covariance sont supposées comme des données observables. De plus, dans ce modèle les auteurs ne tiennent pas compte de l'hypothèse d'une parité du pouvoir d'achat continuelle.

Étant donné que la prime de risque n'est pas observable, les auteurs spécifient un modèle de taux de change réel pour relier les changements dans la prime de risque à des variables macroéconomiques. Ils postulent que la différence entre le taux de change réel courant et sa valeur anticipée de long terme est une fonction linéaire du différentiel entre les taux d'intérêt réels d'une part et de la prime de risque d'une autre part.

Après plusieurs manipulations, les auteurs obtiennent une équation qui relie la différence entre le taux de change spot futur et le taux de change forward courant à une combinaison de nouvelles non anticipées et de risques. En spécifiant la dynamique du niveau des prix, les déterminants de l'équilibre du taux de change réel de long terme ainsi que les facteurs causant des changements dans les taux de rendements d'actifs risqués, Bomhoff et Koedijk aboutissent à déterminer les variables qui expliquent la prime de risque qui sont:

la variance des changements dans le taux d'intérêt à court terme, la variance des changements dans le taux d'inflation anticipé, la variance des changements dans le taux de croissance anticipé et la variance du taux de change fois le compte courant accumulé. Étant donné que les taux de changes sont caractérisés par des périodes de calme et de turbulence, les auteurs utilisent la méthode de White (1980) pour rendre la matrice de covariance robuste à l'hétéroscédasticité.

Ils estiment l'équation suivante par la méthode SURE pour trois taux de changes: dollar-deutchmark, dollar-pound, dollar-yen:

$$S_t - F_{t-1} = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta(i_{us} - i_x) + \alpha_2 \Delta(p^e_{us} - p^e_x) + \alpha_3 \, var(\Delta i_{us})_{t-1} + \alpha_4 \, var(\Delta p^e_{us})_{t-1} + \alpha_5 \, (var(S_t) * CCAB)_{t-1}$$

Les auteurs utilisent le standard test de Fisher pour tester conjointement les 2 facteurs "news" et "risk".

Ils trouvent que les facteurs "risk" sont des variables explicatives significatives pour les 3 monnaies considérées, pouvant expliquer la différence entre le taux forward et le taux spot futur anticipé.

FRANKEL (1982)

Frankel (1982) s'est intéressé à la prime de risque d'un point de vue financier. Il suppose qu'un investisseur cherche à équilibrer son portefeuille avec des actifs de différents pays en fonction de leurs rendements relatifs. Il dérive une équation de demande d'actifs en supposant que les investisseurs maximisent une fonction qui est croissante dans la richesse réelle anticipée de fin de période et décroissante dans la variance de la richesse réelle de fin de période.

Ainsi l'équation dérivée n'est que le modèle du portfolio balance qui exprime la prime de risque sous la forme suivante:

$$i_t - i^*_t - E_t(\Delta S_{t+1}) = \rho\Omega(x_t - \alpha) + \varepsilon_t \qquad (9)$$

i_t est le vecteur des taux d'intérêts nominaux appliqués aux obligations étrangères

i^*_t est le taux d'intérêt nominal appliqué aux obligations américaines

$E_t(\Delta S_{t+1})$ représente l'anticipation du vecteur de dépréciation du dollar américain par rapport aux autres devises

ρ est le coefficient d'aversion au risque

Ω est la matrice de variance-covariance des taux de dépréciation des devises. Cette matrice est considérée comme constante

x représente le vecteur des parts du portefeuille allouées aux cinq différentes devises

α est le vecteur des parts de consommation allouées aux biens produits par les cinq pays considérés

Si $\rho = 0$ alors les rendements relatifs anticipés des actifs sont nuls, il y a parfaite substituabilité entre les actifs des différents pays et la parité des taux d'intérêts non couverte tient.

En exprimant l'équation (9) en fonction des parts de portefeuille, on peut tirer davantage d'intuition économique:

$$x_t = \alpha + (\rho\Omega)^{-1} \ (i_t - i^*_t - E_t(\Delta S_{t+1}))$$

le terme α représente le portefeuille de variance minimale. Si un investisseur est extrêmement averse au risque ($\rho=\infty$) ou si les taux de changes sont très incertains ($|\Omega|=\infty$) l'investisseur va détenir des actifs nationaux dans la même proportion que les passifs représentés par son pattern de consommation.

Le deuxième terme représente le portefeuille spéculatif. Un rendement anticipé plus élevé sur un actif particulier amène l'investisseur à détenir une quantité plus grande de cet actif par rapport à son portefeuille à variance minimale; cependant il devra se limiter en tenant compte de son degré d'aversion au risque et du degré d'incertitude du taux de change.

Le modèle dérivé ainsi est estimé à l'aide de la méthode de maximum de vraisemblance en contraignant les paramètres à estimer à dépendre de Ω la matrice de variance-covariance des erreurs de prévision qui est considérée comme constante.

Les résultats obtenus montrent l'incapacité de rejeter l'hypothèse de neutralité au risque des investisseurs. Cependant Frankel souligne une faiblesse dans les tests à cause du fait que la fonction de vraisemblance est assez plate.

KAMINSKY ET PERUGA (1990)

L'objectif de leur étude est de modéliser la prime de risque en se basant sur un modèle économique qui relie la prime de risque qui varie dans le temps à des variables macroéconomiques telles que la consommation, le niveau des prix et les taux de changes. Pour cela, les auteurs ont recours au modèle développé par Lucas (1982) reconnu sous le nom de "intertemporal asset pricing model".

Dans ce modèle à l'équilibre, les prix des actifs sont déterminés de telle sorte que l'utilité marginale d'une unité de consommation courante soit égale à l'utilité anticipée escomptée du rendement provenant de l'investissement de cette unité de consommation:

$$U'(C_t) = \beta\, E_t[U'(C_{t+1})\ r_{j,t+1}] \qquad 0<\beta<1 \qquad (10)$$

où E_t est l'opérateur d'anticipation conditionnelle à l'information courante, $U'(\ )$ est l'utilité marginale de la consommation C_t , β est le facteur d'escompte subjectif et $r_{j,t+1}$ est le rendement réel d'un actif j pour une période en terme d'un panier de consommation.

Dans un contexte international, l'équation dérivée (10) s'écrit:

$$E_t[(U'(C_{t+1}) / U'(C_t))\ (P_t / P_{t+1})\ (S^j_{t+1} - F^j_t)/S^j_t] = 0 \qquad (11)$$

Pour tester ce modèle, les auteurs spécifient une fonction de l'utilité des agents caractérisée par une aversion relative au risque constante

$$U(C) = C^{(1-\gamma)} / (1-\gamma) \qquad \gamma \geq 0$$

où γ est le paramètre de l'aversion relative au risque

En utilisant cette forme d'utilité dans (11), la condition d'équilibre intertemporelle s'écrit:

$$E_t[(C_{t+1} / C_t)^{-\gamma} \ (P_t / P_{t+1}) \ (S_{t+1} / S_t)^j] = (F_t / S_t)^j \ E_t[(C_{t+1} / C_t)^{-\gamma} \ (P_t / P_{t+1})] \qquad (12)$$

où j = bp (livre sterling), gm (deutchmark) et jy (yen japonais)

De plus les auteurs suivent Hansen et Hodrick (1983) en supposant que les variables dans (12) ont une distribution conjointe log normale. Si l'on note par $\tilde{A}_t$ le vecteur de ces variables:

$$\tilde{A}_{t+1} = [(C_{t+1} / C_t), \ (P_t / P_{t+1}), \ (S_{t+1} / S_t)^{bp}, \ (S_{t+1} / S_t)^{gm}, \ (S_{t+1} / S_t)^{jy}] \qquad (13)$$

$\tilde{A}_t$ a une représentation logarithmique autorégressive:

$$\tilde{A}_t = \tilde{a}_0 + \tilde{a}_1(L) \ \tilde{A}_{t-1} + \varepsilon_t \qquad (14)$$

ε_t est le terme d'erreur aléatoire avec une distribution normale

En utilisant l'hypothèse de normalité faite en (14) l'équation (12) s'écrit:

$$E_t(s^j_{t+1}) - f^j_t = -1/2 \ V_t(s^j_{t+1}) - CV_t(s^j_{t+1}, \pi_{t+1}) + \gamma \ Cv_t(s^j_{t+1}, y_{t+1}) \qquad (15)$$

où $s^j_{t+1} = \log (S_{t+1} / S_t)^j$

$f^j_t = \log (F_t / S_t)^j$; $\pi_{t+1} = \log(P_t / P_{t+1})$

$y_{t+1} = \log(C_{t+1} / C_t)$

CV_t ( ) , V_t ( ) et E_t ( ) sont les covariances, variances et anticipations conditionnelles à l'information courante

L'expression (15) montre que la prime de risque dépend de la variance conditionnelle de la dépréciation du taux de change, de la covariance de la dépréciation du taux de change avec le taux de substitution intertemporel de la consommation et de la covariance de la dépréciation du taux de change avec les changements dans la parité du pouvoir d'achat de la monnaie.

En supposant que les anticipations sont rationnelles l'équation obtenue pour la prime de risque s'écrit:

$$s^j_{t+1} - f^j_t = -1/2 \ V_t(s^j_{t+1}) - CV_t(s^j_{t+1}, \pi_{t+1}) + \gamma \ CV_t(s^j_{t+1}, y_{t+1}) + \varepsilon^j_{t+1} \qquad (16)$$

Pour tester la présence d'une prime de risque soit constante, soit variable dans le temps, les auteurs utilisent (16) dans (14) pour obtenir un système d'équations restreint qui est:

$$A_{t+1} = a_0 + a_1(L)\ \tilde{A}_t + d_0\ \mathrm{vec}(H_{t+1}) \qquad (17)$$

où $A_{t+1} = [y_{t+1}\ ,\ \pi_{t+1}\ ,\ (s_{t+1} - f_t)^{bp},\ (s_{t+1} - f_t)^{gm},\ (s_{t+1} - f_t)^{jy}]$

a_0 est un vecteur de constantes dont les deux premières lignes sont celles de $\tilde{a}_0$ dans (14) et les autres lignes sont des zéro

$b_1(L)$ est une matrice d'ordre [n x nq] q est l'ordre du processus autorégressif et n est le nombre de variables dans A_t. Les deux premières lignes de $a_1(L)$ sont celles de $\tilde{a}_1(L)$ dans (14) et les autres lignes sont des zéro

H_{t+1} est la matrice des covariances conditionnelles des variables contenues dans (13)

Les coefficients de la matrice d_0 sont restreints de façon à représenter l'équation (16).

Kaminsky et Peruga vérifient d'abord si les restrictions imposées par le modèle de Lucas sont satisfaites sous l'hypothèse d'une prime de risque constante. Pour cela ils estiment le système d'équation restreint (17) par la méthode du maximum de vraisemblance tout en contraignant la matrice des variances-covariances H_t à être constante c'est-à-dire: $A_t = a_0 + a_1(L)\ \tilde{A}_{t-1} + d_0\ \mathrm{vec}(H_t) + \varepsilon_t$ et $H_t = C'_0 C_0$

C_0 représente la matrice de variance-covariance inconditionnelle.

Sous cette hypothèse de matrice de variance-covariance constante, le modèle de Lucas est incapable d'expliquer les rendements excessifs sur les marchés forward. Ceci amène les deux auteurs à modifier leur hypothèse en permettant à la matrice des variances-covariances de varier dans le temps.

Cependant étant donné qu'un modèle d'équilibre général de l'économie n'est pas spécifié, il est impossible de connaître le vrai modèle de la matrice de variance-covariance et à quelles variables elle est reliée. Pour cela les deux auteurs ont recours au processus GARCH pour estimer le modèle non restreint suivant:

$\tilde{A}_t = \tilde{a}_0 + \tilde{a}_1(L)\ \tilde{A}_{t-1} + \varepsilon_t$

$H_t = C'_0 C_0 + B'_1 \varepsilon_{t-1}\ \varepsilon'_{t-1} B_1 + G'_1\ H_{t-1} G_1$

Ce modèle leur permet de rejeter l'hypothèse d'homoscédasticité.

Ensuite ils estiment le modèle restreint suivant:

$A_t = a_0 + a_1(L)\ \tilde{A}_{t-1} + d_0\ \mathrm{vec}(H_t) + \varepsilon_t$

$H_t = C'_0 C_0 + B'_1 \varepsilon_{t-1}\ \varepsilon'_{t-1} B_1 + G'_1\ H_{t-1} G_1$

Ceci amène les auteurs à rejeter l'hypothèse d'absence de prime de risque qui varie dans le temps. Cependant ils rejettent les restrictions imposées par le modèle de Lucas (voir équation 15) "intertemporal asset pricing model" en se référant à l'existence du "peso problem".

WOLFF (1988)

La majorité des modèles économétriques jusqu'à présent cités pour tester la prime de risque impliquent des données financières et des données sur des variables fondamentales macroéconomiques et sont basés sur des équations de régression. Il est important de noter que dans quelques cas, le choix des régresseurs est motivé par la disponibilité des données (comme dans Hansen et Hodrick 1983). Dans d'autres cas, il s'agit de déterminer une équation de forme réduite dérivée à partir de fortes hypothèses sur la source d'incertitude, la forme de la fonction d'utilité et sur les processus stochastiques qui génèrent les variables exogènes.

Ceci amène Wolff à soutenir que la plupart de ces spécifications sont relativement arbitraires.

Pour éviter cet arbitraire, Wolff propose l'utilisation de la méthode des modèles "State Space".

Méthodologie des modèles state-space :

D'abord utilisés par les ingénieurs, les modèles "state-space" sont devenus de plus en plus populaires auprès des économètres. En général, on utilise ce type de modèle dans le but d'extraire un signal. Le signal n'est généralement pas observable étant donné qu'il est sujet à des distortions systématiques et à des contaminations par le bruit.

Les modèles "state-space" sont construits de façon à relier des variables observables (y_t) à des variables d'état (α_t) par l'équation de mesure. Les variables d'état ne sont pas observables mais évoluent selon un processus spécifié par l'équation de transition.

Par exemple on peut écrire un modèle "state-space" de la façon suivante :

$$Y_t = Z_t \alpha_t + S_t \varepsilon_t \qquad t = 1, \ldots\ldots, T$$

$$\alpha_t = T_t \alpha_{t-1} + R_t n_t \qquad t = 1, \ldots\ldots, T$$

où Z, S, T, R sont des matrices indicées par le temps et ε_t et n_t sont des vecteurs de terme d'erreur ayant une moyenne nulle et des matrices de variance-covariance H_t et Q_t respectivement. Les termes d'erreurs dans les équations de transition et de mesure ne sont pas corrélés entre eux de même que chacun des termes d'erreurs n'est pas autocorrélé dans le temps.

Méthode d'estimation :

On peut estimer un modèle "state-space" en utilisant le filtre de Kalman. Le filtre de Kalman est une procédure récursive linéaire qui calcule la matrice de la moyenne et de la covariance B_t du vecteur α_t période par période. Il permet un ajustement de l'estimateur lorsqu'une nouvelle observation est disponible. L'idée de base est la suivante : les équations de prévision permettent de former une prévision optimale de la prochaine observation, étant donné toute l'information disponible. La nouvelle information est ensuite incorporée dans l'estimation du vecteur d'état en utilisant les équations de mise-à-jour.

Étant donné a_t l'estimateur linéaire à variance minimale de α_t au temps t-1, les équations de prévisions sont données par:

$$a_{t/t-1} = T_t * a_{t-1}$$

$$B_{t/t-1} = T_t * B_{t-1} * T'_t + R_t * Q_t * R'_t$$

Les équations de mise-à-jour sont données par:

$$a_t = a_{t/t-1} + B_{t/t-1} * Z'_t F^{-1}_t *(y_t - Z_t a_{t/t-1})$$

$$B_t = B_{t/t-1} - B_{t/t-1} * Z'_t * F^{-1}_t *Z_t * B_{t/t-1}$$

où $F_t = Z_t * B_{t/t-1} * Z'_t + S_t * H_t * S'_t$

l'erreur de prévision étant: $v_t = y_t - Z_t * a_{t/t-1}$

Les paramètres du modèle "State space" sont obtenus en maximisant numériquement la fonction de vraisemblance qui est:

$$\text{Log } L(y_1 \ldots\ldots\ldots y_T) = -T*N/2 * \log 2\pi - 1/2 * (\sum_{t=1}^{T} \log|F_t| + v'_t * F^{-1}_t * v_t)$$

où T est le nombre d'observations

Donc la nature non observable de la prime de risque ainsi que les anticipations de dépréciation des taux de changes amènent Wolff à proposer des modèles "State Space" pour trois taux de changes bilatéraux qui sont les suivants: dollar-pound, dollar-mark et dollar-yen.

Ces modèles sont représentés comme suit:

pour le dollar-pound:

$F_t - S_{t+1} = P_t + \varepsilon_{t+1}$ étant l'équation de mesure

$P_t = \alpha P_{t-1} + n_t$ étant l'équation de transition

pour le dollar-mark et dollar-yen:

$F_t - S_{t+1} = P_t + \varepsilon_{t+1}$ étant l'équation de mesure

$P_t = n_t + \theta n_{t-1}$ étant l'équation de transition

où P_t est le logarithme de la prime de risque

ε_{t+1} est l'innovation reliée au logarithme du taux de change S_{t+1}

n_t est l'innovation reliée au logarithme de la prime de risque

$\varepsilon_t \sim$ iid $N(0, R^2)$

$n_t \sim$ iid $N(0, Q^2)$

ε_t et n_t sont non corrélés

Pour obtenir ces modèles, il a fallu identifier d'abord des processus pour les primes de risque des trois taux de change bilatéraux.

Étant donné que les autocorrélations de $F_t - S_{t+1}$ sont en même temps les autocorrélations de $P_t + \varepsilon_{t+1}$ d'après l'équation $F_t - S_{t+1} = P_t + \varepsilon_{t+1}$, Wolff identifie les processus suivis par les séries chronologiques $F_t - S_{t+1}$ à l'aide des procédures d'identification traditionnelles de Box et Jenkins. Ensuite les modèles sont estimés à l'aide du filtre de Kalman et du maximum de vraisemblance.

Les paramètres estimés des équations de transition sont testés à l'aide des statistiques du likelihood ratio et les p-values.

Ces paramètres α et θ sont significatifs et indiquent que les primes de risque montrent un certain degré de persistance dans le temps.

De plus Wolff trouve que les variations des primes de risque sont de nature aléatoire. D'autre part, en comparant les variances calculées des primes de risque P_t et des bruits blancs ε_t Wolff trouve que les variations des primes de risque sont supérieures à celles des bruits blancs.

YIN-WONG CHEUNG (1993)

Le modèle "State space" standard de Wolff supposait que la prime de risque et le taux de dépréciation non-anticipée du taux de change au temps t sont non corrélés. Par contre dans son papier, Cheung utilise un modèle "State space" généralisé qui permet une corrélation entre la prime de risque et le taux de dépréciation non-anticipée du taux de change spot. Pour soutenir cette possibilité de corrélation, Cheung se réfère au modèle de Hodrick et Srivastava (1986) qui permet de vérifier que la prime de risque ainsi que le changement non-anticipé du taux de change spot dépendent tous les deux des moyennes conditionnelles et des variances conditionnelles des masses monétaires domestiques et étrangères. Ainsi un choc monétaire peut induire des co-mouvements de la prime de risque et du changement non-anticipé du taux spot. Donc le modèle "State space" utilisé par Cheung pour étudier le comportement temporel de la prime de risque se résume comme suit:

pour le yen japonais et la livre sterling, étant donné que l'autocorrélation de $F_t - S_{t+1}$ ainsi que l'autocorrélation partielle suggèrent que les primes de risque relatives à ces deux monnaies suivent un processus AR(1), le modèle est:

$F_t - S_{t+1} = P_t + \varepsilon_{t+1}$ étant l'équation de mesure

$P_t = \emptyset_1 P_{t-1} + n_t$ étant l'équation de transition

pour le deutchmark l'équation de transition est:

$P_t = Ø_1 P_{t-1} + Ø_2 P_{t-2} + n_t$

$\varepsilon_t \sim$ iid $N(0 , R^2)$

$n_t \sim$ iid $N(0 , Q^2)$

ε_t et n_t sont corrélés et le terme de covariance est C

Ces troix modèles sont estimés en utilisant l'algorithme modifié du filtre de Kalman (tenant compte de la covariance entre ε_t et n_t) et le maximum de vraisemblance. Cheung tire plusieurs conclusions des résultats estimés qui sont: premièrement les paramètres estimés sont tous significatifs; deuxièmement les valeurs du likelihood baissent de façon significative lorsque le terme de covariance est considéré nul; troisièmement le terme de covariance C est négatif pour les trois séries de taux de change. Ceci veut dire que l'innovation dans la prime de risque n_t est négativement reliée au taux de dépréciation non-anticipée $E_{t-1}(S_t) - S_t$ et quatrièmement les estimations des paramètres des processus autorégressifs montrent que les primes de risque ont un fort degré de persistence. Cependant en utilisant le test Dickey-Fuller augmenté, Cheung rejette l'hypothèse de racine unitaire en qualifiant ces persistences comme des persistences de court terme. Cinquièmement les primes de risque estimées pour les séries yen japonais et livre sterling sont moins volatiles que les changements non-anticipés $E_{t-1}(S_t) - S_t$.

Par contre pour la série deutchmark, la variance de la prime de risque estimée est supérieure à la variance des changements non-anticipés.

Donc les variances estimées des erreurs d'anticipations $F_t - S_{t+1}$ sont en majeure partie expliquées par les composantes aléatoires ε_t et n_t.

Dans la deuxième section du papier de Cheung, il utilise les primes de risque estimées par les modèles "State space" pour étudier les relations entre ces primes de risque et les variables macroéconomiques telles que formulées par plusieurs auteurs qui se sont inspirés du modèle de Lucas reconnu sous le nom de "Intertemporal asset pricing model".

Cheung considère les trois différentes formulations pour la prime de risque discutées par Domowitz et Hakkio (1985), Hodrick et Srivastava (1986) et Hodrick (1989).

Par exemple Hodrick et Srivastava (1986) montrent que la prime de risque dépend de:

$$P_t = m_{1t} - E_t m_{1t+1} - m_{2t} + E_t m_{2t+1} + 0.5\,(\sigma^2(m_{2t+1}) + \sigma^2(m_{1t+1})) + \log(1-\exp(-\sigma^2(m_{2t+1}))$$

où m_{1t} et m_{2t} sont les logarithmes des monnaies de deux pays considérés dans le modèle et $\sigma^2(m_{1t+1})$ et $\sigma^2(m_{2t+1})$ sont les variances.

Basés sur différentes hypothèses, Domowitz et Hakkio (1985) dérive:

$$P_t = 0.5\,(\sigma^2(m_{1t+1}) - \sigma^2(m_{2t+1}))$$

L'expression de la prime de risque que Hodrick (1989) trouve en incluant les variables output est:

$$P_t = -\alpha_1\,\sigma^2(y_{t+1}) + \alpha_2\,\sigma^2(z_{t+1}) - \alpha_3\,\sigma^2(m_{2t+1}) + \alpha_4\,\sigma^2(m_{1t+1}) + \varepsilon_t$$

où $\sigma^2(y_{t+1})$ et $\sigma^2(z_{t+1})$ sont les variances conditionnelles des outputs domestiques et étrangers. Les paramètres α_i dépendent de la substitution intertemporelle des biens.

ε_t capte l'effet des dépenses gouvernementales, cependant ε_t n'est pas incluse dans l'analyse empirique.

Pour tester ces trois spécifications de la prime de risque, Cheung utilise pour les variables macroéconomiques des données tirées du OECD Main Economic Indicators.

Ces données sont transformées en différence première logarithmique. Chaque série de données est supposée suivre un processus AR(q_1)-GARCH(q_2,q_3).
Les paramètres des modèles AR-GARCH sont estimés par la méthode du maximum de vraisemblance. Ces modèles estimés sont ensuite testés par les statistiques de Box-Pierce portmanteau. En utilisant les variables macroéconomiques estimées, Cheung examine les trois modèles de prime de risque dérivés à partir du modèle de Lucas. Il trouve que ces modèles n'apportent que très peu à l'explication des primes de risque.

II. DESCRIPTION DU MODELE SUIVI

Dans cette section il s'agit de tester si les changements du régime de politiques monétaire et budgétaire peuvent expliquer la nature variable de la prime de risque dans le cas du taux de change forward du dollar canadien par rapport au dollar américain. Ces changements du régime de politiques monétaire et budgétaire génèrent ou éliminent des incertitudes parmi les participants sur le marché étranger des changes relatives à l'intention des autorités, aux effets du changement de régime sur les taux de change étrangers et à la continuité de la nouvelle politique. Ces incertitudes interagissent avec l'aversion au risque des agents en causant des changements dans les prix des actifs ainsi que la prime de risque.
Pour cela, nous suivront l'étude de Choi et Kim (1991) qui consiste à modéliser la prime de risque qui varie dans le temps en estimant un modèle de la variance conditionnelle des variations de taux de change qui dépendra des changements du régime de politiques monétaire et/ou budgétaire.

CHOI ET KIM (1991)

Les deux auteurs spécifient 2 modèles GARCH pour capter les variances conditionnelles des variations de taux de change.

Le premier est le modèle GARCH(p,q) dans lequel sont considérés les changements du régime de la politique monétaire de la Fed et qui sont caractérisés par des variables dummy. Étant donné que Choi et Kim emploient des données pour une période allant de janvier 1975 à décembre 1989, ceci les amène à définir 2 variables dummy représentant les politiques monétaires de la Fed qui sont: "nonborrowed reserve targeting" appliquée en octobre 1979 et "borrowed reserve targeting" appliquée en octobre 1982

Ainsi le premier modèle GARCH(p,q) est dérivé comme suit:

$$S_{t+1} - S_t = b_0 + b_1 (F_t - S_t) + \varepsilon_{t+1}$$

$$\varepsilon_{t+1} / \Omega_t \sim N(0 , h_{t+1})$$

$$h_{t+1} = \omega + \sum_{i=0}^{q} \alpha_i \varepsilon_{t-i} + \sum_{i=0}^{p} \beta_i h_{t-i} + \delta_1 D_1 + \delta_2 D_2$$

S_t est le logarithme du taux de change spot

F_t est le logarithme du taux de change forward de 1 mois

D_i est la variable dummy qui prend la valeur 1 pour la période i et 0 pour les autres périodes.

Le deuxième modèle est un GARCH(p,q) qui capte de façon plus directe l'effet des changements du régime de la politique monétaire en incluant dans h_{t+1} une variable qui mesure la volatilité des taux d'intérêt à court terme:

$$h_{t+1} = \omega + \sum_{i=0}^{q} \alpha_i \varepsilon_{t-i} + \sum_{i=0}^{p} \beta_i h_{t-i} + \gamma VR_t$$

La mesure de la volatilité des taux d'intérêt VR_t est obtenue à partir de la variance conditionnelle du Federal funds rate en supposant que le Federal funds rate suit un processus AR(1) avec des termes d'erreurs caractérisés par un processus GARCH. De plus en supposant que ce processus autorégressif ainsi que la variance conditionnelle changent suivant les changements de régime, le Federal funds rate suivra le processus suivant:

$$R_{t+1} = a_0 + a_1D_1 + a_2D_2 + b_0R_t + b_1D_1R_t + b_2D_2R_t + e_{t+1}$$

$$e_{t+1} \sim N(0 , h_{t+1})$$

$$h_{t+1} = \omega + \alpha_1 e_t + \beta_1 h_{t-1} + \delta_1 D_1 + \delta_2 D_2$$

où R_t est le federal funds rate

Ainsi le comportement statistique de la volatilité du taux d'intérêt sera capté pour différents régimes de politique monétaire.

Pour estimer ces deux modèles, Choi et Kim utilisent des données sur les taux de changes spot et forward de différentes monnaies, entre autres le dollar canadien, et ces données couvrent la période allant de janvier 1975 à décembre 1989. Dans ce rapport de recherche, nous tentons de reprendre l'étude de Choi et Kim en considérant des données sur le dollar canadien pour la période allant de 1985 à 1993. Pour estimer les 2 modèles, Choi et Kim ont défini 2 variables dummy qui reflètent les régimes de la politique monétaire de la Fed. Par contre dans ce rapport, nous définissons 2 variables dummy reflétant les 2 sous-périodes suivantes: la première sous-période est celle du début de 1989 vers la fin de 1990 reflétant les mesures prises par la Banque du Canada qui visent à contenir et renverser les pressions inflationnistes qui se sont intensifiées pour s'établir à 5%. La deuxième sous-période est celle allant à partir du début de 1991, marquée par l'entrée en vigueur de la TPS.

De plus, Choi et Kim ont utilisé dans leur deuxième modèle le Federal funds rate comme variable dépendante pour calculer la volatilité des taux d'intérêts. Nous utilisons le différentiel des taux d'intérêts sur les bons de trésors canadiens et américains comme variable dépendante pour calculer la volatilité.

Les 2 modèles GARCH décrits ci-haut pour capter les variances conditionnelles des variations du taux de change, sont estimés en maximisant une fonction de vraisemblance non linéaire de la forme suivante:

$L(\theta) = -T/2 \log(2\pi) - 1/2 \sum \log(h_t) - 1/2 \sum (y_t - x'_t \beta)^2 / h_t$

où h_t est la variance conditionnelle des variations du taux de change

y_t représente $S_{t+1} - S_t$

x_t est le vecteur de constante et de $F_t - S_t$

β représente le vecteur (b_0, b_1)

θ représente les paramètres à estimer:

pour le premier modèle c'est le vecteur $(b_0, b_1, \omega, \alpha_1, \beta_1, \delta_1, \delta_2)$

pour le deuxième modèle c'est le vecteur $(b_0, b_1, \omega, \alpha_1, \beta_1, \gamma)$

La fonction de vraisemblance est maximisée en utilisant l'algorithme de Berndt, Hall, Hall et Hausman.

Les résultats que nous obtenons dans ce rapport sont reportés au tableau 1 et les résultats obtenus par Choi et Kim (1991) dans l'article intitulé "Monetary Policy regime changes and the risk premia in the foreign exchange markets" sont reportés au tableau 2.

III. RÉSULTATS

Tableau 1

	Modèle 1	Modèle 2
b_0	0.2238 (0.3226)	0.1381 (0.5545)
b_1	-1.6775 (0.0256)	-0.9862 (0.2984)
α_0	1.5562 (0.0041)	-0.2235 (0.7869)
α_1	-0.085 (0.1953)	-0.0556 (0.03)
α_2	-0.0198 (0.9482)	-0.7218 (0.000003)
δ_1	-0.3743 (0.4456)	
δ_2	0.2272 (0.6152)	
γ		15.1221 (0.00002)
L	-70.95	-69.54

Les valeurs entre parenthèse représentent les p-values. L représente la valeur de la fonction de maximum de vraisemblance

Tableau 2

	Modèle 1	Modèle 2
b_0	0.0655 (0.2314)	0.0562 (0.0220)
b_1	-0.3274 (0.1084)	-0.3216 (0.0993)
α_0	0.0864 (0.0077)	0.0926 (0.0053)
α_1	0.2634 (0.0127)	0.2574 (0.0122)
α_2	0.4446 (0.0275)	0.5234 (0.0226)
δ_1	0.0386 (0.0132)	
δ_2	0.0769 (0.0061)	
γ		19.2444 (22.812)
L	-690.890	-695.183

Les valeurs entre parenthèse représentent les p-values. L représente la valeur de la fonction de maximum de vraisemblance

Concernant le premier modèle GARCH, nos variables dummy définies pour représenter les changements de régime des politiques monétaire et budgétaire canadiennes ne sont pas significatives contrairement aux résultats de Choi et Kim qui trouvent des variables dummy représentant les changements de régime de politique monétaire de la Fed qui sont significatives.

Concernant le deuxième modèle GARCH, la variable représentant la volatilité des taux d'intérêts canadiens par rapport aux taux américains est significative indiquant que les changements de régime des politiques monétaire et budgétaire canadiennes expliquent les changements dans la variance conditionnelle des variations du taux de change du dollar canadien par rapport au dollar américain. De plus, les variations du taux de change du dollar canadien par rapport au dollar américain suivent un processus GARCH(1,1). Par contre Choi et Kim trouvent que la variable explicative représentant la volatilité du Federal funds rate n'est pas significative dans le cas du taux de change du dollar canadien par rapport au dollar américain.

Cette contradiction entre nos résultats et ceux de Choi et Kim peut-être interprétée de la façon suivante:
le fait d'avoir trouvé que les variables dummy considérées ne sont pas significatives dans le premier modèle GARCH et que la volatilité calculée des taux d'intérêts canadiens par rapport aux taux américains est une variable significative tel que trouvé dans le deuxième modèle GARCH, pourrait nous indiquer que la variance conditionnelle des variations du taux de change du dollar canadien par rapport au dollar américain de 1985 à 1994 ne satisfait pas la définition d'un processus stationnaire et de plus la volatilité des taux d'intérêts canadiens par rapport aux taux américains est une variable cointégrée.

Donc le but de la Banque du Canada, en implantant une politique monétaire restrictive, a été de renverser les pressions inflationnistes. Et donc ceci s'est traduit par une augmentation progressive des taux d'intérêts canadiens. C'est ce qui a encouragé les investisseurs et a conduit à une appréciation progressive du taux de change et une diminution progressive de la prime de risque. Donc la Banque du Canada a montré que les conditions monétaires au Canada doivent traduire la situation financière. Quant à leur politique budgétaire, l'économie a été en mesure d'absorber la TPS et d'autres impôts indirects sans que se déclenche une spirale inflationniste et le fléchissement des taux d'intérêts a été alimenté par la confiance accrue que les détenteurs d'instruments financiers libellés en dollar canadien ont manifesté.

CONCLUSION

Dans ce rapport, nous avons fait un survol de la revue de littérature concernant l'existence d'une prime de risque sur les marchés forward ainsi que les modèles pouvant l'expliquer. De plus, nous avons tenté de vérifier s'il existe une relation empirique entre l'évolution des politiques monétaires et budgétaires et la prime de risque sur le marché canadien du taux de change. Pour cela, nous avons spécifié deux processus GARCH pour les variations du taux de dépréciation ou d'appréciation du taux de change non expliquées par les variations de la prime à terme. Les coefficients du premier processus GARCH employant des variables dummy ne sont pas significatifs. Par contre les coefficients du deuxième modèle employant la variable de volatilité des taux d'intérêts sont significatifs indiquant que les changements de régime de politique ont contribué à augmenter la volatilité de la prime de risque du taux de change forward canadien. Cette volatilité s'explique par une diminution progressive de la prime de risque.

Une étude intéressante serait de calibrer une économie artificielle pour examiner le comportement de la prime de risque, son évolution dans le temps ainsi que les facteurs macroéconomiques pouvant expliquer son existence et donc pouvoir conclure quant à l'efficacité des marchés à terme de taux de change.

DONNÉES

Les taux de change utilisés sont les logarithmes des taux spot et des contrats à terme à 30 jours d'échéance. Ces taux sont pris à la fermeture des cours du CDN Interbank money et concernent le dollar canadien par rapport au dollar américain. Cependant ayant des données journalières, pour les transformer en données mensuelles nous avons extrait les données relatives au dernier mercredi de chaque mois. Donc nous obtenons un échantillon de 109 observations allant de janvier 1985 à janvier 1994.

RÉFÉRENCES :

1. Backus, David. (1984), "Empirical models of the exchange rate : separating the wheat from the chaff." Canadian Journal of Economics 4, 825-846

2. Backus, David K., Silverio, Foresi et Telmer, Chris I. (1995), "Interpreting the forward premium anomaly." Canadian Journal of Economics, novembre, 108-119

3. Bilson, John (1981), "The 'speculative efficiency' hypothesis!" The Journal of Business 54, 435-452

4. Bomhoff, Edward J. et Koedijk, Kees G. (1988), "Bilateral Exchange rates and risk premia." Journal of International Money and Finance 7, 205-220

5. Boyer, Russel S. et Adams, Charles F.(1988), "Forward Premia and Risk Premia in a simple model of exchange rate determination." Journal of Money, Credit and Banking 20, 633-644

6. Cavaglia, Stephano M.F.G., Verschoor, Willem F.C. et Wolff, Christian C.P. (1994), "On the Biasedness of Forward foreing exchange rate : Irrationality or Risk Premia?" Journal of Business 67, 321-343

7. Cheung, Yin-Wong (1993), "Exchange rate risk premiums." Journal of International Money and Finance 12, 182-194

8. Choi, Seungmook et Kim, Benjamin J.C. (1991), "Monetary policy regime changes and the risk premia in the foreign exchange markets, A GARCH application." Economics letters 37, 447-452

9. Domowitz, I. et Hakkio, C. (1985), "Conditional variance and the risk premium in the foreign exchange market." Journal of International Economics 19, 47-66

10. Fama, Eugene (1984), "Forward and spot exchange rates." Journal of Monetary Economics 14, 319-338

11. Frankel, J.A. (1982), "In search of the exchange risk premium: A six-currency test assuming mean-variance optimization." Journal of International Money and Finance 1, 255-274

12. Frankel, Jeffrey A. et Froot Kenneth A. (1987), "Using Survey data to test standard propositions regarding exchange rate expectations." American Economic Review LXXVII, 133-153

13. Friedman, M. (1953), Essays in positive Economics. Chicago: University of Chicago Press

14. Froot, Kenneth A. et Frankel Jeffrey A. (1989), "Forward Discount Bias: is it an exchange risk premium?" The Quarterly Journal of Economics, février, 139-161

15. Hakkio, Graig S. (1981), "Expectations and the Forward Exchange Rate." International Economic Review 22, 663-678

16. Hamilton, James D. (1994), Time series analysis publié par Princeton University Press, chapitre 10-11

17. Hansen, L.P. et Hodrick, R.J. (1983), "Risk averse speculation in the foreign exchange market: Econometrics analysis of linear models" dans Frenkel J.A. édition, Exchange rates and international macroeconomics, Chicago: University of Chicago Press, pages 113-142

18. Harvey, Andrew C. (1981), Time Series Models publié par Oxford: Philip Alan

19. Hodrick, R.J. et Srivastava S. (1984), "An investigation of risk and return in forward foreign exchange." Journal of International Money and Finance 3, 5-24

20. Hodrick, R.J. et Srivastava S. (1986), "The covariation of risk premiums and expected future spot exchange rates." Journal of International Money and Finance 5, 5-21

21. Hodrick, R.J. (1989), "Risk, uncertainty and exchange rate." Journal of Monetary Economics 23, 433-460

22. Hull, J.C. (1993), Options, Futures and other Derivatives Securities publié par Prentice Hall, chapitre 3, 45-75

23. Kaminsky, G. et Peruga R. (1990), "Can a time-varying risk premium explain excess returns in the forward market for foreign exchange?" Journal of International Economics 28, 47-70

24. Koedijk, Kees et Schotman Peter (1989), "Dominant real exchange rate movements." Journal of International Money and Finance 8, 517-531

25. Korajczyk, R.A. (1985), "The pricing of forward contracts for foreign exchange." Journal of Political Economy 93, 346-368

26. Krasker, William S. (1980), "The peso problem in testing the efficiency of forward exchange markets." Journal of Monetary Economics 6, 269-276

27. Longworth, David (1981), "Testing the efficiency of the Canadian-US exchange market under the assumption of no risk premium." Journal of Finance 36, 43-49

28. Lucas, R.E. (1982), "Interest rates and currency prices in a two-country world." Journal of Monetary Economics 10, 335-360

29. MacDonald, Ronald et Torrance Thomas S. (1990), "Expectations formation and risk in four foreign exchange market." Oxford Economic Papers 42, 544-561

30. Macklem, Tiff R. (1991), "Forward exchange rates and risk premiums in artificial economies." Journal of International Money and Finance 10, 365-391

31. Marc, N.C. (1988), "Time varying betas and risk premia in the pricing of forward foreign exchange contracts." Journal of Financial Economics 22, 335-354

32. Nurske, R. (1944), International Currency Experience. Geneva. League of Nations

33. Plosser, Charles I. (1987), "Fiscal policy and the term structure." Journal of Monetary Economics 20, 343-367

34. Wolff, Christian C.P. (1987), "Forward foreign exchange rates, expected spot rates and premia: a signal extraction approach." Journal of Finance 42, 395-406