

2m11.3555.4

**HEC MONTRÉAL**

HEC Montréal

Grade conféré à compter  
du 13 mars 2008

Université de Montréal

**Étude de la parité non couverte des taux  
d'intérêt entre le Canada et les États-Unis**

par

**Abdourahmane SY**

**Sciences de la gestion**

*Mémoire présenté en vue de l'obtention  
du grade de maîtrise ès science  
(M.Sc.)*

AOUT 2007  
© Abdourahmane SY, 2007



No: 213  
2007

## Sommaire

La parité non couverte des taux d'intérêt (PNCTI), a longtemps été, et reste encore une énigme en finance internationale. Sous l'hypothèse de parfaite substituabilité des actifs nationaux et étrangers et de parfaite mobilité des capitaux, cette théorie prédit une égalité parfaite entre la variation anticipée du taux de change au cours d'une période et le différentiel de taux d'intérêt (domestique et étranger).

Empiriquement, les tests menés sur cette parité ont conduit au rejet de l'hypothèse nulle pour ce qui est des taux d'intérêt court terme. Chinn et Meredith (2004) et Chaboud et Wright (2003) ont montré respectivement que la parité non couverte des taux d'intérêt est vérifiée à long terme et très court terme mais pas à court terme. Ces auteurs ont utilisé la méthode des moindres carrés ordinaires pour estimer leur modèle.

Plusieurs auteurs ont étudié les raisons des déviations par rapport à la parité non couverte des taux d'intérêt. Pour certains d'entre eux, la violation de l'hypothèse d'anticipations rationnelles serait la principale raison de ces déviations. C'est le cas de McCallum (1994) et Marey (2004). Pour d'autres comme Anker (1999), ce serait l'existence d'une prime de risque variable dans le temps qui serait à l'origine de ces déviations.

Dans la présente étude, nous avons estimé le modèle de la parité non couverte des taux d'intérêt en y intégrant la masse monétaire, les termes de l'échange, le prix du pétrole et la volatilité des indices boursiers. Ainsi, les résultats obtenus permettent de penser que les trois dernières variables pourraient être parmi les candidats potentiels à l'explication des déviations observées.

## TABLE DES MATIERES

Sommaire.....	2
Introduction .....	6
1. Revue de littérature.....	9
1.1 Modèle théorique de la PNCTI.....	9
1.2 La PNCTI et les déviations observées.....	11
1.3 Les raisons possibles des déviations observées.....	13
1.4 Conclusion.....	27
2 Méthodologie.....	28
2.1 Structure du modèle.....	28
2.1.1 Prix de l'énergie.....	30
2.1.2 Termes de l'échange.....	31
2.1.3 Volatilité des indices boursiers.....	31
2.1.4 Masse monétaire.....	32
2.2 Méthode d'estimation.....	33
3 Résultats.....	35
3.1 Données et propriétés stochastiques.....	35
3.2 Estimation du modèle de base de la parité non couverte des taux d'intérêt.....	37
3.3 Estimation du modèle avec la variable « masse monétaire ».....	37
3.4 Estimation du modèle avec la variable « termes de l'échange ».....	39
3.5 Estimation du modèle avec la variable « volatilité des indices boursiers ».....	40
3.6 Estimation du modèle de base avec la variable « prix du pétrole » 41	
3.7 Estimation du modèle complet.....	43
4 Conclusion.....	44
Références bibliographiques.....	45



## LISTE DES TABLEAUX

Tableau 1 : Statistiques descriptives des différentes variables.....	36
Tableau 2 : Résultats de l'estimation du modèle de base .....	37
Tableau 3 : Résultats du modèle de base avec la variable « masse monétaire » .....	38
Tableau 4 : Résultats de l'estimation du modèle de base avec la variable « termes de l'échange » .....	39
Tableau 5 : Résultats de l'estimation du modèle de base avec la variable « volatilité des indices boursiers ».....	41
Tableau 6 : Résultats de l'estimation du modèle de base avec la variable « prix du pétrole ».....	42
Tableau 7 : Résultats de l'estimation du modèle complet.....	43

## Introduction

La parité non couverte des taux d'intérêt (PNCTI), a longtemps été, et demeure encore l'un des sujets les plus traités et les plus énigmatiques en finance internationale. Sous l'hypothèse de parfaite substituabilité des actifs nationaux et étrangers et de parfaite mobilité des capitaux, cette théorie prédit une égalité parfaite entre la variation anticipée du taux de change au cours d'une période et le différentiel de taux d'intérêt (domestique et étranger). L'importance de l'étude de la parité non couverte des taux d'intérêt réside dans :

- i) le fait qu'elle établit une relation entre les taux d'intérêt et de change de différents pays. De ce fait, elle constitue une hypothèse de base pour plusieurs modèles économiques dont la validité dépend de celle de la théorie de la PNCTI,
- ii) l'égalité parfaite qu'elle établit entre rendements d'actifs domestique et étranger parfaitement substituables, et qui implique une spéculation rentable. Cette spéculation fait que les investisseurs ne pourraient pas faire des profits en prenant une position courte sur un marché et une longue sur l'autre et,
- iii) son lien avec les mécanismes d'intervention de la Banque Centrale sur le marché monétaire et de change. En fait pour faire face aux chocs d'offre et de demande et atteindre leur cible d'inflation, les

autorités monétaires doivent intervenir sur les taux d'intérêt court terme (McCallum, 1994).

Empiriquement, les tests menés sur la parité non couverte des taux d'intérêt ont conduit à des résultats mitigés. Froot et Thaler (1990) et McCallum (1994) ont montré que des déviations importantes sont observées par rapport à cette théorie. Chinn et Meredith (2004) ont montré que ces déviations ne sont observées qu'à court terme et non à long terme. Alors que pour Chaboud et Wright (2003) si cette théorie n'est pas vérifiée à court terme, c'en est tout autre pour le très court terme.

Plusieurs auteurs ont étudié les raisons des déviations par rapport à la parité non couverte des taux d'intérêt. Pour certains d'entre eux, la violation de l'hypothèse d'anticipations rationnelles serait la principale raison de ces déviations. C'est le cas de McCallum (1994) et Marey (2004). Pour d'autres comme Anker (1999), ce serait l'existence d'une prime de risque variable dans le temps qui serait à l'origine de ces déviations.

Ainsi, donc la présente étude a pour objectif de tester, dans un premier temps, le modèle de la parité non couverte des taux d'intérêt en y ajoutant une par une certaines variables comme les termes de l'échange, le prix du pétrole, la masse monétaire, la volatilité des indices boursiers. Dans un second temps nous estimerons un modèle où toutes les variables précédemment citées sont ajoutées simultanément.

Les différents tests que nous avons conduits ont permis de montrer que nos variables (termes de l'échange, prix du pétrole et volatilité des indices boursiers) parviennent à améliorer les résultats. En effet, avec ces dernières variables, le coefficient de la variable différentiel des taux d'intérêt devient statistiquement différent de zéro. Mais, il est important de signaler que le coefficient reste quand bien même différent de l'unité.

Le présent travail comporte trois sections. La première section est consacrée à la revue de la littérature. Dans cette section, nous aborderons successivement le modèle théorique de la parité non couverte des taux d'intérêt, les déviations observées par rapport à cette parité et les raisons de ces déviations. Dans la deuxième section, il est question de la méthodologie où la structure du modèle à estimer et la méthodologie seront abordées. La dernière section, quant à elle, traite des principaux résultats obtenus.

## 1. Revue de littérature

Dans cette section, nous aborderons successivement le modèle théorique de la parité non couverte des taux d'intérêt et les raisons possibles des déviations observées.

### 1.1 Modèle théorique de la PNCTI

Reliant la variation du taux de change au cours d'une période et le différentiel de taux d'intérêt domestique et étranger, la parité non couverte des taux d'intérêt s'exprime algébriquement comme suit<sup>1</sup> :

$$\frac{E_t S_{t+1} - S_t}{S_t} = \frac{R_t}{R_t^*} \quad (1.1)$$

où  $E_t S_{t+1}$  représente le taux de change au comptant futur anticipé,  $S_t$  est le taux de change au comptant à la date  $t$ ,  $R_t$  et  $R_t^*$  représentent respectivement les taux d'intérêt nominaux domestique et étranger.

Sous forme logarithmique, cette relation s'exprime ainsi :

$$E_t s_{t+1} - s_t = i_t - i_t^* \quad (1.2)$$

---

<sup>1</sup> Isard (1995) pp 77-83



où  $s_t$  représente le logarithme de  $S_t$  pour tout  $t$  et  $E_t s_{t+1}$  celui du taux de change anticipé pour la période  $t+1$ . Les termes  $i_t$  et  $i_t^*$  correspondent respectivement aux logarithmes de  $R_t$  et  $R_t^*$ .

Sous l'hypothèse d'anticipations rationnelles, le taux de change au comptant futur est égal au taux de change au comptant futur anticipé plus un terme d'erreur, soit :

$$s_{t+1} = E_t s_{t+1} + \varepsilon_{t+1} \quad (1.3)$$

où  $\varepsilon_{t+1}$  est un terme d'erreur qui est orthogonal aux variables explicatives.

Des équations (1.2) et (1.3) on déduit que :

$$\begin{aligned} s_{t+1} - s_t - \varepsilon_{t+1} &= i_t - i_t^* \\ \Rightarrow s_{t+1} - s_t &= (i_t - i_t^*) + \varepsilon_{t+1} \end{aligned}$$

Ainsi donc, sous l'hypothèse d'anticipations rationnelles, tester la validité de la PNCTI revient à tester l'hypothèse jointe  $\alpha = 0$  et  $\beta = 1$  pour le modèle suivant :

$$\Delta s_{t+1} = \alpha + \beta(i_t - i_t^*) + \varepsilon_{t+1} \quad (1.4)$$

où  $\Delta s_{t+1}$  est la variation du taux de change entre les périodes courante et future,  $\alpha$  et  $\beta$  sont les paramètres à estimer.

## **1.2 La PNCTI et les déviations observées**

L'estimation des paramètres de l'équation (1.4) a généralement conduit au rejet de l'hypothèse nulle ( $\alpha = 0$  et  $\beta = 1$ ). On parle alors de déviations par rapport à cette théorie, c'est à dire que le différentiel de taux d'intérêt n'est pas un bon prédicteur du taux de dépréciation de la monnaie domestique. Ainsi Froot et Thaler (1990), dans leur revue de littérature, ont montré que de nombreuses études avaient trouvé des  $\hat{\beta}$  qui étaient non seulement non statistiquement significatifs mais négatifs avec une moyenne de  $-0,88$ . De même, McCallum (1994) a trouvé des valeurs comprises entre  $-3$  et  $-4,8$ . Ces valeurs négatives de  $\hat{\beta}$  signifieraient qu'il y aurait possibilité de spéculation rentable. En d'autres termes, le manque à gagner que subirait un investisseur qui aurait renoncé à investir dans un titre financier étranger parfaitement substituable ne serait pas entièrement compensé par le gain de change qu'il aurait réalisé en achetant ou en vendant un titre en monnaie domestique.

Plus récemment Chinn et Meredith (2004), ont utilisé des données pour différents horizons (bons de trésor de 3, 6 et 12 mois pour le court terme et 5 et 10 ans pour le long terme) des pays du G-7 pour tester la validité de la

parité non couverte des taux d'intérêt. Ces auteurs ont trouvé que les coefficients estimés étaient tous positifs pour le long terme alors que pour les bons du trésor de court terme, les coefficients sont négatifs avec une moyenne de  $-0,8$  sauf pour la livre sterling. Ces résultats s'expliquent par le fait que les taux d'intérêt ne varient qu'à court terme. Les prix étant rigides, toute variation du taux d'intérêt nominal s'accompagne d'une variation du taux d'intérêt réel qui agirait sur la demande de monnaie nationale entraînant ainsi une appréciation ou dépréciation de la monnaie domestique selon le sens de la variation des taux d'intérêt<sup>2</sup>.

En utilisant une approche alternative, Chaboud et Wright (2003) montrent que même si la théorie de la PNCTI n'est pas vérifiée à court terme, les résultats changent si le modèle est testé sur des données de très haute fréquence, c'est à dire sur un horizon extrêmement court. Dans leur étude, les auteurs utilisent une base de données de haute fréquence (toutes les 5 minutes) et testent l'hypothèse de la PNCTI sur un horizon très court en se basant sur le fait que la prime de risque est presque nulle à très court terme et que les intérêts ne s'appliquent qu'au jour le jour. Deux variantes du modèle de la PNCTI ont été utilisées sur des données de 10 ans (1988-1998) portant sur le yen, le mark/euro, le franc suisse, la livre sterling relativement au dollar américain. Pour la première, l'horizon de placement est de 24 heures (soit une position ouverte à 16h30 (heure de New York) à la date  $t$  et fermée à la même heure le lendemain soit à la date  $t+1$ ). Pour la seconde

---

<sup>2</sup> Biedermann 1990 page 168.

variante, les auteurs choisissent une heure pour chaque date (une heure  $h_1$  égale à 16h30 (heure de New York) pour la date  $t$  et une heure  $h_2$  égale à 21h00 pour la date  $t+1$  correspondant à l'heure d'ouverture des marchés à Tokyo). Si pour la première variante, les résultats conduisent au rejet de l'hypothèse nulle car tous les  $\hat{\beta}$  sont négatifs et significativement différents de 1 sauf pour la livre sterling, pour la deuxième c'en est tout autre. En effet, les  $\hat{\beta}$  sont ici positifs et non statistiquement significativement différents de 1 sauf pour le yen japonais. Même si Chaboud et Wright (2003) ont montré que la PNCTI est vérifiée pour le très court terme, il n'en est pas de même pour les horizons hebdomadaires et mensuels, confirmant ainsi les résultats de Chinn et Meredith (2004).

### ***1.3 Les raisons possibles des déviations observées***

L'étude de la PNCTI a fait ressortir des déviations dont les raisons sont multiples.

Du point de vue théorique, trois raisons sont généralement identifiées. Plusieurs auteurs comme McCallum (1994) et Marey (2004) parlent de la violation de l'hypothèse d'anticipations rationnelles. D'autres comme Anker (1999) parle de l'existence d'une prime de risque. Alors que d'autres encore, comme McCallum (1994), font état de l'effet de la politique monétaire comme étant l'une des raisons de ces déviations.



### 1.3.1.1 Déviations liées à la violation de l'hypothèse d'anticipations rationnelles

Marey (2004) a étudié la parité non couverte des taux d'intérêt sous trois hypothèses d'anticipations : adaptatives, extrapolatives et régressives.

Les agents font des anticipations adaptatives quand ils tiennent compte des erreurs de prévisions passées. Ce qui s'exprime comme suit :

$$E_t s_{t+1} = (1 - \delta)s_t + \delta s_{t-1}$$

Cette équation pourrait se réécrire comme suit :

$$E_t s_{t+1} = s_t - \delta(s_t - s_{t-1})$$

où  $\delta$  (compris entre 0 et 1) capte la vitesse d'ajustement des anticipations. Ce qui est un mécanisme de correction d'erreur : les prévisions en  $t+1$  sont ajustées par l'erreur de prévision en  $t$ .

L'équation est encore équivalente à :

$$E_t \Delta s_{t+1} = -\delta \Delta s_t$$



Si la parité non couverte des taux d'intérêt est vérifiée, alors on peut écrire :

$$E_t \Delta s_{t+1} = (i_t - i_t^*)$$

Soit :

$$\Delta s_{t+1} = (i_t - i_t^*) + \varepsilon_t$$

Ce qui implique :

$$\Delta s_t = -\frac{1}{\delta} (i_t - i_t^*) + \varepsilon_t$$

Comme le souligne l'auteur, les taux d'intérêt suivent un processus autorégressif d'ordre 1. De ce fait, on peut les exprimer comme suit :

$$\begin{cases} i_t = \theta i_{t-1} + \eta_t \\ i_t^* = \theta^* i_{t-1}^* + \eta_t^* \end{cases}$$

Pour des raisons de simplicité, l'auteur suppose que  $0 < \theta = \theta^* < 1$ .

De ce fait on a :

$$\Delta s_t = -\frac{\theta}{\delta}(i_{t-1} - i_{t-1}^*) + w_t$$

où  $w_t$  est un terme d'erreur, combinaison de  $\eta_t$  et  $\eta_t^*$ .

Dans cette équation le coefficient  $\beta$  correspondrait à  $-\frac{\theta}{\delta}$ . Ce qui suppose que pour un  $\theta$  donné, il y a un lien entre le coefficient  $\beta$  de la parité non couverte des taux d'intérêt et le paramètre  $\delta$  qui caractérise les anticipations adaptatives. Pour que  $-1 < \beta < 1$ , il faudrait que  $\delta$  soit supérieur à  $\theta$ . Or dans la pratique,  $\theta$  est proche de 1 et  $0,07 < \delta < 0,19$  pour ce qui est des anticipations adaptatives. Avec ces valeurs, on obtient des  $\beta$  compris entre -14,28 et -5,26.

Les anticipations sont dites extrapolatives si elles tiennent compte des niveaux passés des taux de change et de leurs tendances passées. Algébriquement, ces anticipations sont telles que :

$$E_t s_{t+1} = (1 - \delta)s_t + \delta s_{t-1}$$

ou encore :

$$E_t s_{t+1} = s_t - \delta(s_t - s_{t-1})$$

Ce qui implique :

$$E_t \Delta s_{t+1} = -\delta \Delta s_t$$

Pour  $\delta < 0$ , les agents anticipent que la variation du taux de change évolue dans la même direction que sa valeur passée.

Avec le processus autorégressif des taux d'intérêt précédemment décrit, on a :

$$\Delta s_t = -\frac{\theta}{\delta} (i_{t-1} - i_{t-1}^*) + w_t$$

Empiriquement  $-0,1 < \delta < 0,6$  pour des anticipations extrapolatives. De ce fait,  $\beta$  serait compris entre -10 et 1,67.

Les agents font des anticipations régressives quant ils considèrent que le taux de change évolue dans la même direction que certaines valeurs fondamentales et valeurs d'équilibre à long terme. Mathématiquement, cela s'exprime comme suit :

$$E_t \Delta s_{t+1} = \delta (q_t - s_t)$$

Où  $q_t$  capte la valeur d'équilibre de long terme du taux de change.

L'auteur suppose que  $q_t$  suit une marche aléatoire de sorte que :

$$q_t = q_{t-1} + v_t$$

Ce qui implique que :

$$\delta(q_t - s_t) = (i_t - i_t^*)$$

Soit :

$$\delta(q_{t-1} - s_{t-1}) = (i_{t-1} - i_{t-1}^*)$$

En remplaçant les équations l'une dans l'autre on obtient :

$$\Delta s_t = \frac{1}{\delta}(i_{t-1} - i_{t-1}^*) - \frac{1}{\delta}(i_t - i_t^*) + v_t$$

En utilisant le processus autorégressif des taux d'intérêt, on obtient :

$$\Delta s_t = \frac{1-\theta}{\delta}(i_{t-1} - i_{t-1}^*) + w_t$$



Ici notre  $\hat{\beta}$  correspondrait à  $\frac{1-\theta}{\delta}$  et  $\hat{\beta} > 0$  pour  $\delta > 0$  et  $\theta < 1$ . Pour des valeurs de  $\theta$  proches de 1 et  $\delta$  compris entre 0,01 et 0,09 comme c'est le cas en pratique pour des anticipations régressives, le coefficient  $\hat{\beta}$  serait compris entre 1,11 et 10.

Ainsi donc, Marey (2004) a trouvé que le signe et l'amplitude du coefficient  $\hat{\beta}$  dépendent de la manière dont les anticipations se forment. Les divers mécanismes ci-dessus décrits sont en mesure de rationaliser les différentes valeurs  $\hat{\beta}$  rapportées dans la littérature empirique.

McCallum (1994) a utilisé une base de données mensuelle portant sur le deutschemark, la livre sterling, le yen et le dollar américain couvrant la période 1978-1990 pour expliquer les déviations observées par rapport à la parité non couverte des taux d'intérêt. Ces déviations sont captées par des valeurs négatives des  $\hat{\beta}$  comprises entre -3 et -4,8 et sont liées aux anticipations adaptatives des agents. En effet, avec des anticipations adaptatives, les agents font des erreurs systématiques dans leurs prévisions des taux de change. De ce fait, la variation du taux de change au comptant futur serait un estimateur biaisé de celle du taux de change au comptant futur anticipé. En d'autres termes, en anticipations adaptatives on a :

$$\Delta s_{t+1} \neq E_t \Delta s_{t+1} + \varepsilon_{t+1}.$$



Or, sous l'hypothèse d'anticipations rationnelles, on peut écrire :

$$\Delta s_{t+1} = E_t \Delta s_{t+1} + \varepsilon_{t+1}$$

C'est-à-dire que :

$$\Delta s_{t+1} - E_t \Delta s_{t+1} = \varepsilon_{t+1}$$

On peut aussi, du fait des anticipations rationnelles, écrire que  $E_t \Delta s_{t+1} = f_t - s_t$ , où  $f_t$  est le taux de change à terme. En d'autres termes, la variation anticipée du taux de change entre les périodes  $t$  et  $t+1$  peut être approximée par la prime à terme.

Mais, selon McCallum (1994), en anticipations adaptatives, les erreurs systématiques de prévisions commises par les agents font que la différence entre  $\Delta s_{t+1}$  et  $E_t \Delta s_{t+1}$  n'est pas exactement égale au terme d'erreur  $\varepsilon_{t+1}$ . Selon l'auteur, cette différence peut être estimée par la prime à terme ajustée d'un coefficient  $\gamma > 0$ . Soit :

$$E_t \Delta s_{t+1} - \Delta s_{t+1} = \gamma(f_t - s_t) + \varepsilon_{t+1}$$

En remplaçant la prime à terme par son expression dans l'équation de la parité couverte des taux d'intérêt, l'équation de la PNCTI devient alors :

$$\Delta s_{t+1} = (1 - \gamma)(i_t - i_t^*) + \varepsilon_{t+1}$$

où le nouveau coefficient à estimer est  $\beta = (1 - \gamma)$ . Ce coefficient est négatif pour des valeurs élevées et positives de  $\gamma$ , comme c'est le cas en anticipations adaptatives.

### 1.3.1.2 Déviations liées aux mécanismes d'intervention de la Banque Centrale

Selon McCallum (1994), pour faire face aux chocs d'offre et de demande et atteindre leur cible d'inflation, les autorités monétaires doivent intervenir sur les taux d'intérêt à court terme. De ce fait elles optent pour un lissage des taux d'intérêt à court terme qui expliquerait les valeurs négatives des  $\hat{\beta}$ . En effet, selon l'auteur, le différentiel de taux d'intérêt à court terme est une fonction de sa valeur retardée d'une période et de la variation du taux de change entre les dates  $t$  et  $t-1$ . D'où l'expression mathématique suivante :

$$(i_t - i_t^*) = \lambda(s_t - s_{t-1}) + \gamma(i_{t-1} - i_{t-1}^*) + \zeta_t$$

où  $\gamma$  compris entre 0 et 1 capte le lissage du différentiel des taux d'intérêt et  $\lambda > 0$ .

En substituant la relation de la PNCTI dans cette dernière équation, on obtient :

$$E_t \Delta s_{t+1} = \lambda \Delta s_t + \gamma (i_{t-1} - i_{t-1}^*) + \varepsilon_t$$

La solution de cette dernière équation est donnée par :

$$\Delta s_t = -\frac{\gamma}{\lambda} (i_{t-1} - i_{t-1}^*) + v_t$$

où  $\beta = -\frac{\gamma}{\lambda}$ . Ainsi donc, en donnant des valeurs de 0,8 et 0,2 respectivement aux paramètres  $\gamma$  et  $\lambda$ , ce qui est raisonnable, on obtient un coefficient  $\beta$  égal à -4. Ce qui correspond aux valeurs trouvées généralement dans la littérature existante justifiant ainsi la non validité de la parité non couverte des taux d'intérêt.

### 1.3.1.3 Déviations liées à la prime de risque

La PNCTI fait intervenir la notion de prime de risque<sup>3</sup>. Cette prime de risque vient du fait que les actifs domestiques et étrangers ne sont pas parfaitement substituables. En effet, avec l'actif domestique, on ne court aucun risque de change. Alors qu'en achetant l'actif étranger, les fluctuations du taux de change peuvent faire varier la valeur du titre étranger en terme de monnaie nationale. En ce sens la prime de risque peut être un candidat potentiel pour expliquer les déviations observées dans la théorie de la PNCTI. Anker (1999), en travaillant avec une petite économie ouverte où la Banque Centrale utilise le taux d'intérêt comme outil pour atteindre sa cible d'inflation, a montré que l'existence d'une prime de risque variable dans le temps expliquait les déviations observées par rapport à la PNCTI captées par les valeurs de  $\hat{\beta}$  dans l'équation (1.4). Selon l'auteur :

$$\hat{\beta} = \frac{\sigma_{E_t \Delta s_{t+1}} + \sigma_{r_t E_t \Delta s_{t+1}}}{\sigma_{E_t \Delta s_{t+1}}^2 + \sigma_{r_t}^2 + 2\sigma_{r_t E_t \Delta s_{t+1}}}$$

où  $\sigma_{E_t \Delta s_{t+1}}^2$  est la variance de la variation espérée du taux de change,  $\sigma_{r_t}^2$  est la variance de la prime de risque et  $\sigma_{r_t E_t \Delta s_{t+1}}$  est la covariance entre les deux variables.

---

<sup>3</sup> Bierdmann 1990 page 150



Anker (1999) part des équations de la définition du taux de change réel, de la parité non couverte des taux d'intérêt, de la demande de monnaie de Cagan. Soit :

$$\begin{aligned} s_t &= p_t - p_t^* + q_t \\ i_t &= i_t^* + E_t s_{t+1} - s_t + r_t \\ m_t - p_t &= -a i_t \text{ avec } a > 0 \\ m_t &= \alpha_m m_{t-1} + \alpha_r r_t + \alpha_q q_t + \varepsilon_t \end{aligned}$$

où  $r_t$  représente la prime de risque,  $q_t$  le taux de change réel,  $m_t$  la demande de monnaie,  $s_t$  le taux de change à la date  $t$ ,  $E_t s_{t+1}$  le taux de change anticipé pour la période  $t+1$ ,  $p_t$  et  $p_t^*$  représentant respectivement les niveaux de prix domestique et étranger et,  $i_t$  et  $i_t^*$  correspondant respectivement aux taux d'intérêt domestique et étranger.

De ces équations on tire que :

$$s_t = \frac{a}{1+a} E_t s_{t+1} + \frac{1}{1+a} (\alpha_m m_{t-1} + (1+\alpha_q) q_t + (a+\alpha_r) r_t + \varepsilon_t)$$

La solution à cette équation est donnée par :

$$E_t s_{t+1} = \pi_m m_{t-1} + \pi_r r_t + \pi_q q_t + \pi_\varepsilon \varepsilon_t$$



En supposant  $\alpha_m = 0$  c'est-à-dire une offre de monnaie stationnaire (une faible variation de l'offre de monnaie dans le temps), on a :

$$\pi_m = 0, \pi_r = \frac{\alpha_r + a}{1+a}, \pi_q = \frac{\alpha_q + 1}{1+a} \text{ et } \pi_\varepsilon = \frac{1}{1+a}$$

Avec ces valeurs, les solutions des différentes variables sont :

$$E_t \Delta s_{t+1} = -\frac{\alpha_r + a}{1+a} r_t - \frac{\alpha_q + 1}{1+a} q_t - \frac{1}{1+a} \varepsilon_t$$

$$i_t = \frac{1 - \alpha_r}{1+a} r_t - \frac{\alpha_q + 1}{1+a} q_t - \frac{1}{1+a} \varepsilon_t$$

Avec une valeur de  $\alpha_r = 1$ , correspondant à une option de lissage des taux d'intérêt par la Banque Centrale, on a :

$$\sigma_{i_t} = \left( \frac{1}{1+a} \right)^2 \sigma_\varepsilon^2$$

$$\sigma_{E_t \Delta s_{t+1}} = \left( \frac{1}{1+a} \right)^2 \sigma_\varepsilon^2 + \sigma_r^2$$

$$\sigma_{E_t \Delta s_{t+1} r_t} = -\frac{\alpha_r + a}{1+a} \sigma_r^2$$

où  $\sigma_{E_t \Delta s_{t+1}}$  désigne la variance de la variation du taux de change,  $\sigma_r^2$  la variance de la prime de risque,  $\sigma_{E_t \Delta s_{t+1} r_t}$  la covariance entre  $E_t \Delta s_{t+1}$  et  $r_t$  et,  $\sigma_\varepsilon$  la variance du terme d'erreur.

En remplaçant ces termes par leur expression dans l'équation (1.4), on obtient :

$$\hat{\beta} = \frac{\left(\frac{1}{1+a}\right)^2 \sigma_\varepsilon^2 + \sigma_r^2 - \frac{\alpha_r + a}{1+a} \sigma_r^2}{\left(\frac{1}{1+a}\right)^2 \sigma_\varepsilon^2 + \sigma_r^2 - 2 \frac{\alpha_r + a}{1+a} \sigma_r^2} = \frac{\left(\frac{1}{1+a}\right)^2 \sigma_\varepsilon^2}{\left(\frac{1}{1+a}\right)^2 \sigma_\varepsilon^2 - \sigma_r^2}$$

On voit donc que si la variance de la prime de risque est nulle, c'est-à-dire  $\sigma_r = 0$ , alors on obtient  $\hat{\beta} = 1$ . Par contre, pour  $\sigma_r \neq 0$ , c'est-à-dire l'existence d'une prime de risque variable dans le temps, alors on obtient  $\hat{\beta} \neq 1$ . De ce fait il y aurait déviations par rapport à la PNCTI.

### **1.4 Conclusion**

Il ressort de cette revue de la littérature que la parité non couverte des taux d'intérêt reste encore une énigme en finance internationale. En effet, des déviations sont encore observées par rapport à cette relation et particulièrement à court terme. Ces déviations seraient liées essentiellement au non respect des hypothèses d'anticipations rationnelles des agents, à l'existence d'une prime de risque et aux mécanismes d'intervention de la Banque Centrale d'une part, et à l'absence de certaines variables macro-économiques dans le modèle d'autre part. Ainsi donc, il serait intéressant de voir quelles variables macro-économiques ou financières seraient susceptibles d'améliorer les résultats. Ce qui devrait se traduire par la non nullité du coefficient de la variable « différentiel des taux d'intérêt ». C'est l'objet du présent mémoire.

## 2 Méthodologie

Comme indiqué dans la section précédente, nous tenterons pour notre part d'intégrer dans l'équation de la parité non couverte des taux d'intérêt des variables susceptibles d'améliorer la valeur du coefficient du différentiel des taux d'intérêt. Si un tel résultat est obtenu, nous pourrions alors conclure que les variables en question sont des candidats potentiels pour l'explication des déviations observées par rapport à la théorie de la parité non couverte des taux d'intérêt.

Notre méthodologie consistera d'abord à estimer le modèle de la parité non couverte des taux d'intérêt pour notre échantillon, puis d'ajouter les variables une à une avant d'estimer un modèle où toutes les variables sont ajoutées simultanément

### 2.1 Structure du modèle

Le premier modèle que nous allons estimer par la méthode des moindres carrés ordinaires est ainsi défini :

$$\Delta s_{t+1} = \alpha_0 + \beta_1 (i_t - i_t^*) + \varepsilon_t \quad (2.1)$$

où :



$\Delta s_{t+1}$  est la variation du taux de change entre les périodes  $t$  et  $t+1$ ;

$i_t - i_t^*$  est le différentiel des taux d'intérêt entre le Canada et les Etats-Unis pour la période  $t$ ;

$\alpha_0$  et  $\beta_1$  sont des paramètres à estimer;

$\varepsilon_t$  est un terme d'erreur orthogonal aux variables explicatives.

Dans une deuxième étape, nous estimerons le modèle suivant :

$$\Delta s_{t+1} = \alpha_0 + \beta_1(i_t - i_t^*) + \beta_2(x_t - x_t^*) + \varepsilon_t \quad (2.2)$$

où

$x_t - x_t^*$  représente la variable à ajouter pour tester le degré d'amélioration du coefficient  $\beta_1$ . Ce terme pourrait être soit la masse monétaire, les termes de l'échange ou les volatilités des indices boursiers. Les termes avec (\*) représentent les variables américaines.

Dans une troisième étape, nous estimerons le modèle de la forme suivante :

$$\Delta s_{t+1} = \alpha_0 + \beta_1(i_t - i_t^*) + \beta_2 y_t + \varepsilon_t \quad (2.3)$$

où  $y_t$  représente le prix du pétrole à la date  $t$ .

Enfin nous estimerons dans une quatrième étape le modèle avec toutes les variables précédemment ajoutées de sorte qu'on ait :

$$\Delta s_{t+1} = \alpha_0 + \beta_1(i_t - i_t^*) + \sum_j \beta_j(x_{jt} - x_{jt}^*) + \beta_3 y_t + \varepsilon_t \quad (2.4)$$

où  $j$  représente la masse monétaire, les termes de l'échange ou la volatilité des indices boursiers.

Pourquoi le choix de ces variables ?

### 2.1.1 Prix de l'énergie

Il a été démontré que les fluctuations des prix de l'énergie ont une influence sur la variation du taux de change de certains pays. En effet, selon Amano et Van Norden (1995), le dollar canadien tend à se déprécier à la suite d'une augmentation des prix réels de l'énergie. En fait, les bénéfices marginaux du secteur canadien de l'énergie ne parviennent pas à compenser les effets négatifs subis par les autres secteurs de l'économie. Cela est le fait de la forte dépendance des exportations canadiennes vis-à-vis des matières premières et du fait que le secteur primaire est un grand consommateur d'énergie. Cet état de fait nous pousse à penser que le prix du pétrole est un bon candidat pour l'explication des déviations observées par rapport à la parité non couverte des taux d'intérêt.

### **2.1.2 Termes de l'échange**

Les termes de l'échange sont définis comme étant le prix relatif des exportations par rapport aux importations. Toute variation des termes de l'échange entraîne un changement dans les profits tirés du commerce extérieur. Cet état de fait pousse les agents à vouloir modifier leur demande pour les produits non échangeables. Le taux de change, étant une fonction des prix des biens échangeables et non échangeables, serait alors affecté par une variation des termes de l'échange. Plusieurs auteurs dont Roy (2004), Backus et Crucini (2000) et Amano et Van Norden (1995) ont pu montrer une corrélation entre le taux de change et les termes de l'échange. Selon Roy (2004), les termes de l'échange et le taux de change entre le Canada et les Etats-Unis suivent généralement les mêmes tendances sauf en 1973-74 et 2003. Pour cet auteur les termes de l'échange varient habituellement en raison des prix des exportations de marchandises et de l'énergie en particulier. Ce qui est conforme aux résultats de Amano et Van Norden (1995) et Backus et Crucini (2000).

### **2.1.3 Volatilité des indices boursiers**

L'intégration financière entre le Canada et les Etats-Unis conduit à prendre la volatilité des indices boursiers comme facteur expliquant le taux de

change. Plusieurs auteurs ont étudié l'influence de ce facteur sur le taux de change de plusieurs pays industrialisés. Parmi ceux-ci, on peut citer Dungay et Martin (1998), Ayuso et Blanco (1999). Cependant, il est à noter que les résultats obtenus par ces auteurs sont mitigés.

#### **2.1.4 Masse monétaire**

Du fait de la dimension intégration financière précédemment évoquée, la politique monétaire aura également des conséquences certaines sur le taux de change entre le Canada et les Etats-Unis et sur le différentiel des taux d'intérêt entre ces deux pays. Lorsque la politique monétaire canadienne est sensiblement plus expansionniste que celle de son voisin américain, la valeur du dollar canadien tendra à diminuer par rapport au dollar américain<sup>4</sup>. La masse monétaire est alors un bon candidat pour l'explication des déviations observées par rapport à la théorie de la parité non couverte des taux d'intérêt dans ce sens que les autorités monétaires interviennent sur les taux d'intérêt à court terme (McCallum, 1994).

---

<sup>4</sup> <http://www.thecanadianencyclopedia.com>



## 2.2 Méthode d'estimation

Comme précédemment indiqué, notre méthode consiste à estimer par la méthode des moindres carrés ordinaires les modèles 2.1 à 2.4. Ainsi donc, pour chaque modèle, nous testerons l'hypothèse nulle suivante :

$$H_0 : \beta_1 = 0$$

Dans le cas où  $H_0$  est rejetée, cela voudra dire que la ou les variables ajoutées font partie des facteurs explicatifs des déviations observées par rapport à la théorie de la parité non couverte des taux d'intérêt.

Pour les modèles dont  $H_0$  est rejetée, nous testerons une autre hypothèse nulle :

$$H_a : \beta_1 = 1$$

Ce qui revient à tester  $H_a : \beta_1 - 1 = 0$

Ce dernier test se fera à l'aide de la statistique de *Student*  $\hat{t}$  qui sera obtenu comme suit :

$$\hat{t} = \frac{\hat{\beta}_1 - 1}{\sigma_{\hat{\beta}_1}}$$

où  $\sigma_{\hat{\beta}_1}$  est l'écart type de  $\hat{\beta}_1$ . Cette statistique sera comparé à la valeur critique de la statistique de *Student* au seuil de 5% pour décider du rejet ou non de  $H_a$ .

### 3 Résultats

Cette section décrit d'abord les données utilisées avant de présenter successivement les résultats obtenus.

#### 3.1 Données et propriétés stochastiques

Les données utilisées dans ce mémoire sont tirées des sites Internet du système canadien d'informations socio-économiques (CANSIM), de la réserve fédérale américaine et de la base de données *Datastream*. Elles sont toutes mensuelles et couvrent la période allant de janvier 1986 à décembre 2005, soit 240 observations (Tableau 1). Les variables observées portent sur les bons du trésor 3 mois pour le court terme pour chaque pays et le taux de change entre les dollars canadien et américain notés  $tc$  que nous définissons comme étant la valeur d'un dollar canadien en dollar américain. Les variables ajoutées concernent la masse monétaire M3, les termes de l'échange, la volatilité des indices boursiers (S&P/TSX et S&P500) et les prix du pétrole. Toutes les variables sont nominales.

Le tableau 1 résume les statistiques des différentes variables.

Tableau 1 : Statistiques descriptives des différentes variables

Séries	Nombre d'observations	Moyenne	Écart- type	Minimum	Maximum
<b>Tb3can</b>	240	6.03	3.11	1.93	13.62
<b>Tb3us</b>	240	4.57	1.95	0.88	8.82
<b>Tc</b>	240	0.74	0.07	0.62	0.88
<b>M3can</b>	240	555822	182937	262264	970160
<b>M3us</b>	240	7703	3037	4547	13360
<b>Ttcan</b>	240	100.70	4.97	94.5	121.5
<b>Ttus</b>	240	126.86	13.58	101.4	156.0
<b>Voltsx</b>	240	0.15	0.03	0.1	0.21
<b>Volsp500</b>	240	0.14	0.034	0.079	0.19
<b>Poil</b>	240	22.51	9.93	9.5	67.28

Tb3 est le rendement du bon du trésor 3 mois, can pour Canada et us pour États-Unis  
Tc est le taux de change entre le dollar canadien et américain tel que défini plus haut  
M3 est la masse monétaire can pour Canada et us pour États-Unis  
Tt sont les termes de l'échange, can pour Canada et us pour États-Unis  
Vol est la volatilité, tsx pour S&P/TSX et sp500 pour S&P500  
Poil est le prix du pétrole

Il ressort du tableau 1 que les statistiques des différentes variables sont assez dispersées avec des moyennes beaucoup plus élevées pour la variable masse monétaire autant canadienne qu'américaine. Pour rendre les données plus lisses et plus stationnaires, nous utilisons le logarithme népérien de nos variables.



### 3.2 Estimation du modèle de base de la parité non couverte des taux d'intérêt

Les résultats de cette estimation sont reportés dans le tableau 2 :

Tableau 2 : Résultats de l'estimation du modèle de base

Variable	Coefficient	Écart-type	t-stat
Constant	-0,000	0,00	-0,39
Ltb3	0,004	0,00	1,93

Il ressort du tableau 2 que l'hypothèse nulle  $H_0$  ne peut être rejetée. De ce fait, le coefficient de la variable différentiel de taux d'intérêt est statistiquement nul, ce qui est conforme aux résultats généralement obtenus dans la littérature existante. Ainsi donc, contrairement à la théorie, le différentiel de taux d'intérêt entre le Canada et les Etats-Unis ne serait pas un bon prédicteur du taux de dépréciation du taux de change entre ces deux pays. Il est important de souligner que le coefficient obtenu est quand bien même positif contrairement aux résultats obtenus par Chinn et Meredith (2004) et Froot et Thaler (1990).

### 3.3 Estimation du modèle avec la variable « masse monétaire »

Les résultats de l'estimation du modèle de la parité non couverte des taux d'intérêt avec la variable « masse monétaire » sont reportés au tableau 3 :

Tableau 3 : Résultats du modèle de base avec la variable « masse monétaire »

Variable	Coefficient	Écart-type	t-stat
Constant	-0.03	0.03	-0.85
Ltb3	0.000	0.002	0.39
Lm3	-0,02	0.006	-3.36

Il ressort des résultats du tableau 3 que la masse monétaire n'est pas un facteur explicatif des déviations liées à la théorie de la parité non couverte des taux d'intérêt. Ce résultat semble corroborer ceux de McCallum (1994). En effet, selon l'auteur, l'intervention des autorités monétaires sur les taux d'intérêt à court terme est à l'origine des déviations observées par rapport à la parité non couverte des taux d'intérêt (valeurs négatives du  $\hat{\beta}_1$ ).

Pour une petite économie ouverte comme le Canada, la Banque Centrale suit l'évolution des taux d'intérêt américains. L'économie canadienne, étant fortement dépendante de sa voisine américaine, l'augmentation rapide et non anticipée des taux américains entraîne une fuite des capitaux canadiens vers les Etats-Unis. Cette situation fait de sorte que la monnaie canadienne se déprécie fortement par rapport au dollar américain. De ce fait le taux d'inflation qui est la cible de la Banque du Canada varie obligeant donc celle-ci à agir.

### 3.4 Estimation du modèle avec la variable « termes de l'échange »

La variable « termes de l'échange » ajoutée au modèle de la parité non couverte des taux d'intérêt conduit aux résultats reportés dans le tableau 4 :

Tableau 4 : Résultats de l'estimation du modèle de base avec la variable « termes de l'échange »

Variable	Coefficient	Écart-type	t-stat
Constant	-0.005	0.004	-1.43
Ltb3	0.005	0.002	2,26
Ltt	0.012	0.009	1.38

$$\bar{R}^2 = 0,015$$

Il ressort des résultats du tableau 4 que le coefficient du différentiel des taux d'intérêt est statistiquement non nul. En effet, la statistique de *Student* est supérieure à la valeur critique à 5% (1,96). Le signe attendu est obtenu. Ce signe n'est pas conforme à ceux obtenus dans la littérature pour le court terme.

Ce résultat montre que la variable « termes de l'échange » permet d'améliorer le modèle de la parité non couverte des taux d'intérêt. Ceci s'expliquerait par l'effet des termes de l'échange sur le taux de change comme l'ont montré Amano et Van Norden (1995). En fait, l'accroissement des termes de l'échange, correspondant à une augmentation des exportations par rapport aux importations, entraîne une augmentation de la richesse du

pays. Cette situation fait que les investisseurs désireront acheter davantage d'actifs domestiques, ce qui entraînera une hausse de la monnaie domestique.

On peut aussi tester l'hypothèse nulle  $H_0 : \beta_1 = 1$ . La statistique obtenue est  $\hat{t} = -498$ , ce qui veut dire qu'on rejette  $H_0$ , c'est-à-dire que le coefficient est bien différent de 1. Ce dernier résultat montre que la parité non couverte des taux d'intérêt n'est pas parfaitement vérifiée à court terme. Cependant, on notera que l'incorporation de la variable « termes de l'échange » aura permis d'améliorer les résultats en rendant le coefficient de la variable « différentiel de taux d'intérêt » statistiquement non nul.

### ***3.5 Estimation du modèle avec la variable « volatilité des indices boursiers »***

Les résultats de la régression du modèle comportant la volatilité des indices boursiers sont rapportés dans le tableau 5:



**Tableau 5 : Résultats de l'estimation du modèle de base avec la variable « volatilité des indices boursiers »**

Variable	Coefficient	Écart-type	t-stat
Constant	-0.001	0.001	-0.85
Ltb3	0.006	0.003	2.40
Lvol	-0.005	0.006	0.86

$$\bar{R}^2 = 0,011$$

Comme pour les termes de l'échange, la volatilité des indices boursiers conduit à un  $\hat{\beta}_1 \neq 0$ . Ceci étant une explication de l'étroitesse des liens entre les marchés financiers américain et canadien. En fait, la volatilité des marchés boursiers influence la confiance des investisseurs. De ce fait, les investisseurs peuvent décider de détenir plus ou moins de titres dans leur portefeuille selon que la variation des indices boursiers est en leur faveur ou non. Ainsi donc, selon le sens des transactions, cela peut contribuer à une appréciation ou dépréciation de la monnaie du pays.

Comme pour les variables précédemment ajoutées, le coefficient de la variable du différentiel de taux d'intérêt est différent de 1.

### **3.6 Estimation du modèle de base avec la variable « prix du pétrole »**

Les résultats de l'estimation du modèle de base avec la variable « prix du pétrole » sont reportés dans le tableau 6 :

**Tableau 6 : Résultats de l'estimation du modèle de base avec la variable « prix du pétrole »**

Variable	Coefficient	Écart-type	t-stat
Constant	-0.015	0.01	-2.26
Ltb3	0.005	0.002	1.99
Lpoil	-0.005	0.002	2.23

$$\bar{R}^2 = 0,027$$

Il ressort des résultats du tableau 6 que la variable prix du pétrole aussi permet d'améliorer la valeur du coefficient du différentiel des taux d'intérêt. Ce résultat reste conforme à ceux obtenus par Amano et Van Norden (1995). En fait, selon ces auteurs, le dollar canadien tend à se déprécier à la suite d'une hausse des prix du pétrole. Ceci est lié au fait que les exportations canadiennes sont fortement dépendantes des matières premières.

Mais là aussi le coefficient de la variable différentiel des taux d'intérêt est différent de 1. Ceci n'enlève pas le fait que la variable « prix du pétrole » est un bon candidat pour l'explication des déviations observées par rapport à la théorie de la parité non couverte des taux d'intérêt.

### 3.7 Estimation du modèle complet

Le modèle complet est le modèle de base ajouté de toutes les variables. Les résultats de l'estimation de ce modèle sont reportés dans le tableau 7 :

Tableau 7 : Résultats de l'estimation du modèle complet

Variable	Coefficient	Écart-type	t-stat
Constant	0.13	0.08	3.36
Ltb3	0.004	0.003	1.42
Lm3	-0.03	0.007	-3.89
Ltt	0.001	0.016	0.07
Lvol	0.002	0.01	1.79
Lpoil	0.003	0.003	1.08

Il ressort des résultats du tableau 7 que toutes les variables ajoutées simultanément au modèle ne permettent pas d'améliorer la significativité du coefficient de la variable différentiel de taux d'intérêt. Ceci serait lié au fait de la compensation des effets des variables. En fait, les termes de l'échange sont positivement corrélés au taux de change alors que la volatilité des indices boursiers et le prix du pétrole sont négativement corrélés au taux de change.

## 4 Conclusion

L'objectif de ce mémoire était de voir si les variables (termes de l'échange, prix du pétrole, masse monétaire et volatilité des indices boursiers) permettaient, simultanément ou séparément, d'améliorer les résultats de l'estimation du modèle de la parité non couverte des taux d'intérêt entre le Canada et les Etats-Unis. Pour ce faire, nous avons utilisé la méthode des moindres carrés ordinaires pour estimer nos modèles. Les données utilisées proviennent des sites Internet du CANSIM, de la réserve fédérale américaine et de *Datastream*.

Les résultats obtenus ont permis de montrer que les termes de l'échange, les prix du pétrole et la volatilité des indices boursiers peuvent être considérés comme de potentiels candidats pour l'explication des déviations observées par rapport à la théorie. En effet, avec ces variables, prises séparément, le coefficient de la variable différentiel de taux d'intérêt devient positif et statistiquement non nul. Néanmoins, ce coefficient reste quand bien même différent de l'unité. Un autre résultat important à noter est la faiblesse du pouvoir explicatif des différents modèles (faible valeur du  $\bar{R}^2$ ).

La particularité de notre approche réside dans le fait que, à notre connaissance, il n'y a pas eu d'étude portant sur la parité non couverte des taux d'intérêt utilisant ces variables pour estimer leur effet sur les déviations observées.



## Références bibliographiques

**Amano et Van Norden (1995)** "Terms of trade and real exchange rate: the Canadian evidence" *Journal of international money and finance*, vol 14, pp 83-104.

**Anker, Peter (1999)**. «Uncovered Interest Parity, Monetary Policy and Time-Varying Risk Premia», *Journal of International Money and Finance*, vol. 18, n°6 (December), 835-51.

**Arias G. (2001)**. «Deviations From Uncovered Interest Parity, Lessons to be Drawn from Currency Crises Models», CEFI 2001/07, working papers (march).

**Backus D. K. et Crucini M. J. (2000)** « Oil prices and the terms of trade » *Journal of international economics* pp 185-213.

**Biedermann D. (1990)**. *Comportement des taux d'intérêt réels dans un environnement international en régime de changes flexibles*, Genève, Librairie Droz S.A., 315 p.

**Chaboud, Alain P.; Wright, Jonathan H. (2003)**. «Uncovered Interest Parity: It Works, But Not For Long», Board of Governors of the Federal Reserve System (U.S.).

**Chinn M.; Meredith G. (2001)**: «Testing Uncovered Interest Parity at Short and Long Horizons», National Bureau of Economic Research, Inc, NBER Working Papers 6797, (November).

**Flood, Robert P.; Rose, Andrew K. (2001).** «Uncovered Interest Parity in Crisis: The Interest Rate Defense in the 1990s», International Monetary Fund, IMF Working Papers.

**Froot K. A.; Thaler R. H. (1990).** «Anomalies: Foreign Exchange», *Journal of Economic Perspectives*, vol. 4, n°3, 179-192 (summer).

**Isard, Peter (1991).** «Uncovered Interest Parity», International Monetary Fund, IMF Working Papers: 91/51.

**Kirikos, Dimitris G. (2004).** «A Reconsideration of Uncovered Interest Rate Parity under Switching Policy Regimes», *Economia Internazionale/International Economics* vol. 57, n° 2, (May).

**Marey P. S. (2004).** «Uncovered Interest Parity Tests and Exchange Rate Expectations», ROA Maastricht University (march).

**McCallum, Bennett T. (1994).** «A Reconsideration of the Uncovered Interest Parity Relationship», *Journal of Monetary Economics* vol. 33, n° 1 (February), 105-32.

**Roy F. (2004).** “Termes d’échange, PIB et devises” L’observateur économique canadien, mars 2004.

**International economics** (documents en ligne), Covered and Uncovered Interest Parity. '<http://intl.econ.cuhk.edu.hk/topic/index.php?did=12>'

**Réserve Fédérale Américaine** (documents en ligne),  
<http://www.federalreserve.gov/releases/h15/data.htm>

**Banque du Canada** (documents en ligne),  
<http://www.bankofcanada.ca/fr/taux/index.html#interet>