

L'impact du différentiel des taux d'intérêt sur la parité du change euro-dollar

Résumé

La persistance de la dépréciation du dollar par rapport à l'euro durant ces dernières années devrait a priori être imputée à une catégorie particulière de stratégies spéculatives de portage ou currency carry trade. En se fixant comme objectif de s'endetter dans la devise à faible taux d'intérêt pour procéder à des placements dans la monnaie procurant des rendements plus élevés, jouant ainsi sur le différentiel des taux d'intérêt, ces stratégies interrogent par conséquent de nouveau la pertinence des théories du change fondées sur la parité des taux d'intérêt.

L'objet de cette étude consiste justement à tester la validité de la parité des taux d'intérêt sous sa variante non couverte (PTINC) en termes nominaux, entre le dollar et l'euro sur la période 1999-2007, pour des échéances de taux à 3 mois, 6 mois, 1 an, 3 ans, 5 ans et 8 ans. Pour ce faire, nous adoptons l'hypothèse, certes relativement forte mais néanmoins très pratique, des anticipations rationnelles, dans la mesure où cette hypothèse permet d'utiliser le taux de change observé comme proxy du taux de change anticipé. D'un point de vue purement méthodologique, la non-stationnarité des séries de change et de taux plaide très fortement en faveur d'une modélisation du type EGARCH associée à des tests de cointégration de la relation mettant en rapport les variations de change et le différentiel des taux d'intérêt des deux devises.

Or, selon la littérature empirique, à la fois très abondante et assez controversée, les résultats escomptés doivent conclure à des déviations à court terme par rapport à la PTINC et à sa validation à plus long terme. L'ensemble de nos investigations confirme ces résultats. Si l'on observe, en effet, à court terme des déviations systématiques par rapport à la PTINC, en revanche, le test de cointégration de Johansen établit l'existence d'une relation à long terme et ce pour toutes les échéances. Une des pistes de recherche permettant de concilier ces résultats atypiques est celle consistant à intégrer les effets des chocs monétaires mal (ou non) anticipés par les opérateurs du marché des changes. Gageons que la période actuelle caractérisée par la crise financière et monétaire généralisée accentuera encore plus ces effets comme autant de limites à l'hypothèse des anticipations rationnelles et in fine à la validation systématique de la PTINC.

Nicolas Mourni *

Université d'Amiens,
France
(nicolas.mourni@u-picardie.fr)

* Mes vifs remerciements à Ali Bouhaili, chargé de cours à la Faculté d'économie et de gestion d'Amiens et membre du CRIISEA, pour la relecture de ce texte et pour ses suggestions.

JEL : C32, F31, F32.

Mots-clés : taux de change euro-dollar, PTINC.

Abstract

The constant depreciation of the dollar with regard to the euro during these last years could, a priori, be imputed to a particular category of speculative strategies defined as portage or currency carry trade. The goal is to subscribe a debt in a currency with low interest rate, in order, then, to investment in a currency providing higher returns, therefore playing on the differential of the interest rates. These strategies again question the theories of the exchange based on the interest rates parity.

The object of this study consists precisely in testing the validity under its uncovered variant

(UIP) in nominal terms, between the dollar and the euro over the period 1999-2007, concerning the maturities at 3 months, 6 months, 1 year, 3 years, 5 years and 8 years. To do so, we adopt the hypothesis, certainly relatively strong but nevertheless very practical, of rational anticipations, as far as this hypothesis allows to use the observed exchange rate as proxy of the anticipated exchange rate.

From a purely methodological point of view, the non-stationnarity of the series of exchange and rate pleads very strongly in favour of a modelling of the type EGARCH associated with tests of cointegration of the relation putting in relationship the variations of exchange and the differential of the interest rates of both currencies.

Now, according to the empirical literature, both plentiful and open to discussion, the expected results have to end in short-term abnormalities with regard to the UIP, and to its validation in the longer term. All our investigations confirm these results. If, on the one hand, we do notice in the short term systematic abnormalities with regard to the UIP, on the other hand, the test of cointegration of Johansen establishes the existence of a long-term relation, and this for all the whole maturities. One of the possibilities allowing us to understand these atypical results is to integrate the effects of the monetary shocks badly (or not) anticipated by the operators on the exchange market. It seems plausible that the current period, characterized by the financial and monetary crisis, will stress even further these effects, and so limit the hypothesis of the rational anticipations, and in the end, limit the systematic validation of the UIP.

Introduction

Le processus impulsé, durant les deux dernières décennies, par la dynamique d'intégration financière entre les Etats-Unis et la zone euro a fortement accru la sensibilité des investisseurs internationaux aux écarts des taux d'intérêt entre l'euro et le dollar. Pour preuve, depuis la création de la monnaie européenne en 1999, ce mouvement de balancier des rémunérations

favorable tour à tour à l'une ou à l'autre des deux devises s'accompagne d'une pression continue sur la parité euro-dollar.

Selon la théorie économique, à long terme, les fondamentaux de la monnaie américaine (déficits jumeaux accumulés, compétitivité ou déséquilibres démographiques) devraient orienter le dollar vers la baisse, en particulier par rapport à l'euro. Cependant, à court terme, les fluctuations de l'euro-dollar semblent plutôt obéir à la logique des différentiels de taux d'intérêt entre les deux monnaies. Les stratégies spéculatives de portage (*currency carry trade*), consistant à emprunter la monnaie à faible rémunération et à investir dans la monnaie à taux d'intérêt plus élevé, jouant ainsi sur les écarts de taux, semblent être aujourd'hui l'une des clés de l'explication de l'évolution sur le marché des changes du cours euro-dollar. L'étude empirique que nous menons dans ce travail constitue notre contribution à cette problématique. Celle-ci concerne la parité euro-dollar qui connaît, depuis quelques années, une évolution paradoxale par rapport aux fondamentaux de la monnaie américaine.

En outre, le décalage de la conjoncture économique, en matière de croissance comme en matière de taux d'inflation, impacte la politique monétaire, notamment via les taux directeurs de la FED et de la BCE. Ce qui contrarie l'adoption d'actions concertées entre les principales banques centrales, ceci d'autant plus que la diversification des réserves de change des pays émergents en faveur de l'euro est de nature à accroître la pression sur les marchés des changes.

Le contexte international justifie, par conséquent, plus que jamais l'étude de la relation entre les différentiels de taux d'intérêt et les variations du cours du change euro-dollar. En effet, l'activité sur les marchés des changes mondiaux bat des records d'année en année, alors que les politiques monétaires de la FED et de la BCE ne cessent de ranimer les débats entre économistes et décideurs politiques sur le bien-fondé de l'utilisation des taux directeurs et sur la nature et l'ampleur de leur impact sur les devises et sur les autres actifs financiers.

Selon le rapport de la BRI de 2007, la suprématie du dollar sur les marchés internationaux des changes est toujours d'actualité. Ainsi, l'institution de Bâle évalue le volume quotidien des transactions mondiales (toutes devises confondues) à 3 200 milliards de dollars contre 1 900 milliards en 2004, soit une hausse de 71 % en trois ans. La même source indique qu'en avril 2007, les swaps de devises se sont élevés à 80 milliards de dollars par jour contre 20 milliards trois ans auparavant.

Bien que le lien entre les mouvements du cours des changes et les différentiels de taux d'intérêt soit complexe, il demeure un facteur déterminant dans l'explication de la parité euro-dollar. L'objet de la présente étude est justement de s'interroger sur la capacité de la parité non couverte des taux d'intérêt (PTINC) en termes nominaux à contribuer à l'explication des fluctuations de la parité euro-dollar depuis 1999. Après un bref survol de

la littérature empirique (point 1), nous essayerons d'apporter des éléments de réponse sur la base de notre propre étude empirique (point 2) pour tester la validité de la PTINC sur des échéances de taux d'intérêt nominaux à 3 mois, 6 mois, un an, 3 ans, 5 ans et 8 ans, de 1999 à 2007.

1. La parité des taux d'intérêts dans la littérature

La loi sur la parité des taux d'intérêts (PTI) stipule que, une fois les taux fixés dans le temps, l'arbitrage pousse à l'égalisation du coût d'emprunt (ou du rendement d'un investissement) entre la monnaie domestique et une devise étrangère après couverture du risque de change. Autrement dit, la parité des taux d'intérêts couverte suppose, grâce à l'arbitrage, l'égalisation du pourcentage du différentiel d'intérêt et du pourcentage de la prime de change à terme. Mais si le risque de change n'est pas couvert (ignoré par l'opérateur), cette identité du coût de l'emprunt est appelée alors « parité de taux d'intérêts non couverte » (PTINC) ou effet international de Fisher.

En effet, dans une économie ouverte, l'effet de Fisher implique, lors d'une opération d'arbitrage entre obligations libellées dans deux devises, que le différentiel des taux d'intérêt nominaux devrait refléter les anticipations des variations futures des cours du change entre la monnaie domestique et la devise étrangère. Il faut rappeler par ailleurs que Fisher (1962) s'est également intéressé, dans le cadre d'une économie fermée, à la question de l'ajustement, souvent partiel, des taux d'intérêts nominaux aux variations des taux d'inflation. La parité des taux d'intérêt peut par conséquent être considérée aussi en termes réels.

Selon la formulation de Nusair (2006), la parité des taux d'intérêts réels *ex ante*, qui suggère que les taux d'intérêts réels devraient être égaux entre différents pays, s'articule autour des quatre conditions suivantes :

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

$$(2) \quad \Delta S_{t+1}^e = \Delta p_{t+1}^e - \Delta p_{t+1}^{e*}$$

$$(3) \quad r_t^e = i_t - \Delta p_{t+1}^e$$

$$(4) \quad r^{e*} = i_t^* - \Delta p_{t+1}^{e*}$$

où :

i_t : taux d'intérêt nominal au temps t ;

S_{t+1}^e : le logarithme du taux de change nominal anticipé des prix au temps $t+1$;

Δ : opérateur de première différence ;

p_{t+1}^e : le logarithme du niveau anticipé des prix au temps $t+1$;

r_t^e : taux d'intérêt réel *ex ante* au temps t ;

Les variables étrangères sont signalées par une astérisque.

Les quatre équations représentent :

- (1) : parité des taux d'intérêt non couverte (PTINC) ;
- (2) : parité des pouvoirs d'achat (PPA) ;
- (3) : équation domestique *ex ante* de Fisher qui considère que le taux d'intérêt réel *ex ante* est égal au taux d'intérêt nominal moins l'inflation anticipée ;
- (4) : équation étrangère *ex ante* de Fisher.

En combinant (1) et (2), nous aboutissons à l'égalisation *ex ante* des taux d'intérêts réels. Ainsi, comme nous l'avons précisé, la PTI peut être étudiée selon qu'elle est couverte ou non couverte et en termes nominaux ou réels. Cependant, c'est sous sa version de taux non couverts (réels ou nominaux) qu'elle est généralement l'objet de tests empiriques.

1.1. La parité réelle des taux d'intérêt

Intéressons nous, en premier lieu, à la version réelle à travers l'étude de Nusair (2006) où l'auteur cherche à tester la validité des taux d'intérêt réels pour un panel de pays qui sont l'Australie, le Canada, la France, l'Allemagne, l'Italie, le Japon, les Pays-Bas, la Suisse, le Royaume-Uni et les USA. Il raisonne sur les taux trimestriels à court et à long terme de janvier 1957 à janvier 2003. L'argument invoqué est que l'accélération de l'intégration monétaire et financière internationale consécutive à la crise de 1973 a pu contrarier l'égalisation des taux d'intérêt réels entre les pays, à cause notamment du degré élevé de volatilité des cours et de la prime de risque sur les marchés des changes. Nusair conclut que la transition du régime de change vers le flottement généralisé des monnaies ne semble pas avoir augmenté les différentiels d'intérêt entre les pays. Les fortes variations de change seraient donc à l'origine de l'invalidité, à court terme, de la PTINC.

Depuis la fin du système de Bretton Woods et ses conséquences sur l'intégration des marchés internationaux de capitaux, les résultats des tests empiriques proposés par une littérature foisonnante sur la PTIR sont plutôt mitigés. Certaines études basées sur la stationnarité des taux d'intérêt réels rejettent la thèse de la parité. En revanche, des recherches fondées sur la non-stationnarité et la technique de la cointégration ont mis en évidence des co-mouvements très forts entre les taux d'intérêt réels de différents pays économiquement développés. Enfin, les études qui utilisent la cointégration des séries non-stationnaires ont abouti à sa confirmation partielle.

Dans sa communication (1) à Hong Kong en 2006 Stefan C. Norrbin a montré que les résultats des tests de racine unité relatifs à l'hypothèse de la PTIR sont sensibles aux différentes méthodes de calculs utilisées jusqu'à présent. Pour y parvenir, l'auteur a testé 6 méthodes différentes de calcul en considérant 36 combinaisons (bi-variées) des taux d'intérêt réels des dépôts mensuels en euro-devises du Japon, de la Suisse, du Royaume-Uni et des USA durant la période allant de septembre 1978 à juillet 2004. Son étude

(1) Présentée à EcoMod 2006, International Conference on Policy Modeling, 28-30 juin 2006 à Hong Kong.

soulève, notamment, le problème central de l'inflation anticipée qui ne peut être observable et les difficultés à le résoudre en utilisant l'inflation *ex post* ou des méthodes d'estimation basées sur l'inflation passée (modèles AR notamment). Norrbin conclut que l'hypothèse de la PTIR est faiblement pertinente sous la formulation proposée jusqu'à présent par les chercheurs.

Il convient de rappeler néanmoins que la validité de l'hypothèse de PTIR demeure tributaire de certaines conditions telles que l'absence de coûts de transaction et du risque politique notamment. A la rigueur, ces conditions semblent être proches de celles que l'on peut constater dans la plupart des pays économiquement développés. Mais *quid* des pays émergents et notamment de ceux qui pratiquent encore le contrôle des mouvements de capitaux sous une forme ou une autre ?

Le cas de la Chine comme économie en voie de libéralisation progressive et lente des mouvements de capitaux à cet égard est intéressant. Les études menées sur la Chine, aussi bien par Majid Taghavi et Hua Yu Sun en 2004 que par Liu, Li-Gang et Ichiro Otani en 2005, concluent à l'absence d'une relation linéaire entre les variables taux de change réel effectif et différentiel des taux d'intérêt réel. Les taux d'intérêt en Chine ne s'ajustent pas suffisamment pour contrebalancer la variation du change.

1.2. La version nominale de la parité des taux d'intérêt

Bien que ce bref aperçu ait permis de montrer l'importance de la PTIR, notre intérêt sera centré sur sa version nominale qui est la plus répandue dans les travaux sur PTINC. Sous cette version, ce sont les hypothèses d'anticipation de la structure à terme des taux d'intérêts qui en conditionnent largement la validité. C'est pour cela que Geert Bekaert, Min Wei et Yhang Xing (2005) ont étudié simultanément les hypothèses d'anticipation et de la PTINC via un modèle VAR, à court et à long terme, incluant à la fois taux de change, taux d'intérêt et terme de *spread* aux USA, au Royaume-Uni et en Allemagne sur des maturités allant de 3 mois à 5 ans, de janvier 1972 (2) à septembre 1996. Ils rapportent dans leur étude que les statistiques contre la PTINC sont non seulement fortement mitigées mais que si elles sont dépendantes de la paire de devises considérée, en revanche, elles ne le sont pas par rapport à l'horizon choisi. Leur principale conclusion est que le modèle de marche aléatoire à la fois pour les taux de change et pour les taux d'intérêts convient marginalement mieux aux données que le modèle joint de la PTINC et des hypothèses d'anticipations de la structure à terme.

Cependant, dans un travail récent, Chinn M.D. (2006) tente de réhabiliter la PTI. Après avoir relaxé l'hypothèse des anticipations rationnelles dans l'étude de certains pays hors du G7 et de quelques pays émergents, il conclut, notamment, que dans le cadre du régime des changes flottants, l'évidence contre la PTIC et la PTINC ne serait pas aussi forte qu'on ne le laisse penser. Il reconnaît par ailleurs que pour la plupart des principales

(2) Les auteurs ont repris certaines données utilisées par Jorion et Mishkin (1991).

devises, le différentiel d'intérêt reste un prédicateur biaisé pour les variations *ex post* des taux de change. L'auteur rappelle, en outre, que la PTINC n'est pas testable dans sa définition étroite, qui suppose que les investisseurs soient neutres vis-à-vis du risque. Il considère que la PTINC doit être testée conjointement avec l'hypothèse des anticipations rationnelles.

Par ailleurs, rappelons que la PTIC est construite sur l'idée selon laquelle les investisseurs sont indifférents quant à l'habitat monétaire de leur portefeuille. Elle suppose une substituabilité parfaite entre les devises. Or, le régime de l'économie semble avoir une influence sur la composition et donc sur le choix du portefeuille en devises des investisseurs. MacLean, Zhao et Ziemba (2006) suggèrent d'expliquer la forme faible de la PTINC par un processus de changement caché (*hidden*) de régime de Markov (3). L'étude des trois auteurs montre à travers un échantillon de 5 devises (dollar australien, dollar canadien, euro, yen et sterling) contre le dollar US de janvier 2002 à mars 2005 que la violation de la condition de la PTIC est due au fait que les variances des rendements sont différentes d'un régime à l'autre en dépit de l'identité des moyennes.

(3) Les trois régimes de Markov sont: la récession, la normalisation et l'expansion.

S'agissant de la question de la substituabilité entre les devises, dans son étude de 2003 sur la forme stricte de la PTINC en tant que facteur d'intégration complète d'un pays à l'UEM, Oliver Holtemoller rejette cette hypothèse et considère qu'il doit y avoir une prime de risque spécifique à chaque pays. Dans ces conditions, les déviations de la PTINC s'analysent comme un indicateur de substituabilité entre les devises.

Si, dans la littérature, bon nombre d'études ont modélisé une relation linéaire pour tester la PTINC, Richard T., Baillie et Rehim Kiliç ont mis en évidence, dans une étude réalisée en 2004 sur un échantillon de cinq devises vis-à-vis du dollar US de 1978 à 2002, l'existence, dans la relation entre taux de change et différentiels d'intérêts, des non-linéarités et des asymétries; dynamiques qu'ils expliquent notamment par les coûts de transaction, l'hétérogénéité des traders et/ou les limites de la spéculation sur les marchés de change. Pour ce faire, les auteurs ont expérimenté un modèle *dynamic logistic* de la PTINC. Lors de la régression conventionnelle linéaire, l'hypothèse de la PTINC était rejetée. En revanche, dans la modélisation par la *dynamic logistic* tenant compte à la fois des non-linéarités et des asymétries, la PTINC apparaît soutenable dans le cas où la prime de risque de change en US\$ est positive. Elle est plutôt rejetée lorsque cette prime est négative.

Mais pour d'autres chercheurs, la prime de risque n'est pas nécessairement le facteur explicatif du rejet de la PTINC. Ainsi, John T. Harvey (2004), économiste post-keynésien, explique la déviation de la PTINC par six éléments: l'incertitude, la *non-ergodicity*, la monnaie endogène, les coûts de transaction, le risque et la diversification du portefeuille.

Son étude empirique a porté sur les taux d'intérêt et les cours des changes à un mois du DEM et du JPY vis-à-vis du dollar US en données trimestrielles de 1989 à 1998. Elle conclut que les mouvements de capitaux

sont le facteur le plus puissant dans l'explication des variations de change. Les régimes de change en vigueur ou anticipés impactent par conséquent les conditions de réalisation de la PTINC.

Terminons ce survol de la littérature en évoquant l'étude menée par James R. Lothian et Luren Wu (2005) sur deux siècles. Les auteurs montrent que la PTINC est violée de façon moins importante lorsque les séries portent sur des périodes ultra-longues. Ils ont estimé, par quatre régressions, la PTINC à court et à long terme dans le cas du dollar-sterling et du franc français-sterling entre 1791 et 1999 (1802 et 1800 pour certaines devises). Ils ont constaté, après avoir analysé trois sous-périodes, que le bêta de la régression était positif (PTINC acceptée) pour les taux à long terme et qu'il devenait négatif (PTINC rejetée) lorsque les taux à court terme étaient considérés. De même, les auteurs ont indiqué que la régression non linéaire, exprimée par une fonction de transition, faisait apparaître que la PTINC était soutenable pendant les périodes de larges différentiels de taux d'intérêt.

Lothian et Wu montrent qu'historiquement les déviations de la PTINC durant le 19^e siècle proviendraient des déviations de taux d'intérêt réels tandis que celles des dernières décennies s'expliqueraient plutôt par les déviations de la PPA.

2. Etude empirique

Les éléments avancés plus haut permettent de constater que la pertinence de la relation de la PTI est l'objet de très fortes controverses. Nous nous limiterons, dans notre étude empirique, à tenter de vérifier la parité non couverte des taux d'intérêt nominaux (PTINC) à court et à long terme en commençant par en préciser le cadre, notamment du point de vue méthodologique.

2.1. Méthodologie et données

L'équation (5) ci-après nous permet d'appréhender la relation entre le différentiel d'intérêt et les variations de change entre les zones dollar et euro, pour les six maturités étudiées (3 mois, 6 mois, 1 an, 3 ans, 5 ans et 8 ans).

$$\log S_{t+k}^e - \log S_t = \alpha + \beta(i_t^* - i_t) + u_{t+k} \quad (5)$$

avec

S_t : taux de change euro-dollar à la période t ;

S_{t+k}^e : taux de change euro-dollar anticipé à la période k . Sous l'hypothèse, certes forte mais néanmoins pratique des anticipations rationnelles, nous utiliserons le taux de change observé comme proxy du taux de change anticipé à la période $t+k$;

i_t^* : taux d'intérêt nominal du dollar à la période t ;

i_t : taux d'intérêt nominal de l'euro à la période t ;

u_{t+k} : variable résiduelle.

Selon l'hypothèse jointe, la validité de cette équation implique que $\alpha = 0$ et $\beta = 1$. Le mécanisme de la PTINC se situe dans un cadre bien spécifique. Il se place dans l'hypothèse de neutralité des agents à l'égard du risque, d'une liberté des mouvements de capitaux et de l'arbitrage des détenteurs de portefeuilles dans les stratégies de portage (*currency carry trade*). La PTINC suppose que toute hausse des taux d'intérêt nominaux d'une monnaie conduit, si l'hypothèse d'équilibre sur le marché des changes est respectée, à l'égalisation des rendements anticipés mesurés dans la même monnaie. Les variations de change ont tendance à compenser les différentiels d'intérêt entre les paires de devises.

Dans cette étude de la PTINC, qui s'étend du 4 janvier 1999 au 8 octobre 2007, nous avons retenu les taux d'intérêt (4) nominaux de l'euro et du dollar en données quotidiennes pour des échéances de 3 mois, 6 mois et de 1 an. En revanche, pour la moyenne et la longue périodes (5), nous avons utilisé les taux swap, en données journalières, à 3 ans, 5 ans et 8 ans des deux devises.

(4) L'ensemble des séries de données utilisées dans cette étude nous a été fourni gracieusement par la Caisse d'Épargne de Picardie, que nous remercions vivement.

(5) A long terme, nous avons considéré la période de huit ans pour les variations de change, étant donné la cotation de l'euro-dollar depuis le 4 janvier 1999.

2.2. Indicateurs des statistiques descriptives habituelles

Les statistiques habituelles (moyenne, écart-type...) regroupées dans le tableau 1 ainsi que les graphiques 1, 2 et 3 ci-après (4, 5 et 6 de l'annexe) montrent qu'en moyenne les différentiels de taux d'intérêt pour les six types d'échéances sont largement plus élevés que les variations de change correspondantes (calculées en log). D'après nos calculs (tableau 1), l'écart-type du différentiel de taux d'intérêt peut être, pour certaines échéances, jusqu'à 30 fois supérieur à la variation de change (calculée en log).

Tableau 1
Statistiques sur les différentiels de change (DIFFCHANGE) et d'intérêt (DIFFTAUX) à :
3 mois (3M), 6 mois (6M), 1 an (1A), 3 ans (3A), 5 ans (5A) et 8 ans (8A)

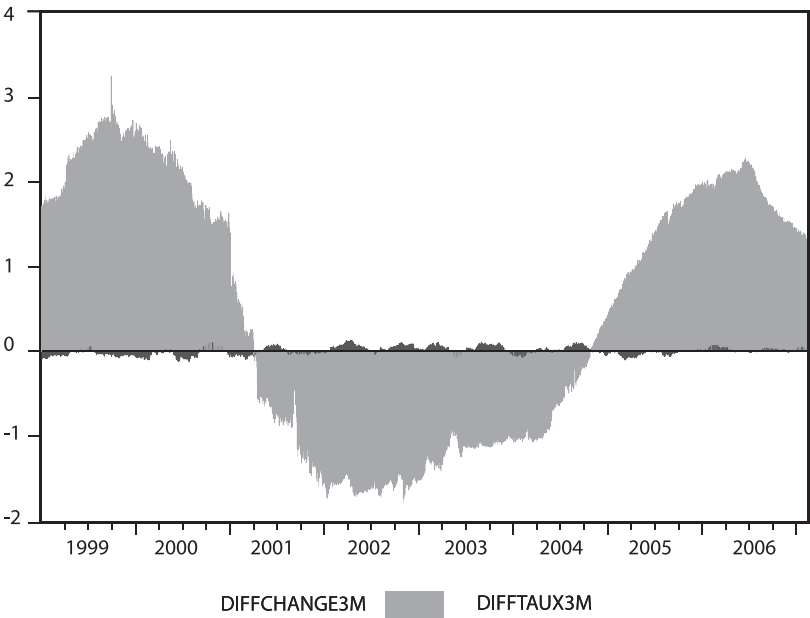
	DIFFCHANGE (3M)	DIFFTAUX (3M)	DIFFCHANGE (6M)	DIFFTAUX (6M)	DIFFCHANGE (1A)	DIFFTAUX (1A)
Mean	0,005544	0,483256	0,013891	0,533059	0,030177	0,633312
Median	0,004298	0,687000	0,021227	0,882000	0,048837	0,665750
Maximum	0,136544	3,262000	0,180151	2,846000	0,252075	2,982000
Minimum	-0,127626	-1,793000	-0,157431	-1,782000	-0,255270	-1,813000
Std. Dev.	0,050530	1,539009	0,066760	1,495725	0,104952	1,487337

Tableau 1 (suite)

	DIFFCHANGE (3A)	DIFFTAUX (3A)	DIFFCHANGE (5A)	DIFFTAUX (5A)	DIFFCHANGE (8A)	DIFFTAUX (8A)
Mean	0,149906	0,605804	0,286386	1,088528	0,226164	- 1,761050
Median	0,136024	0,320000	0,310933	1,144750	0,244029	- 1,740000
Maximum	0,436461	2,910000	0,431255	2,685000	0,307206	- 1,325000
Minimum	- 0,288606	- 1,180000	0,061844	- 0,820000	0,100314	- 2,310000
Std. Dev.	0,163998	1,134055	0,094952	0,882562	0,055465	0,237763

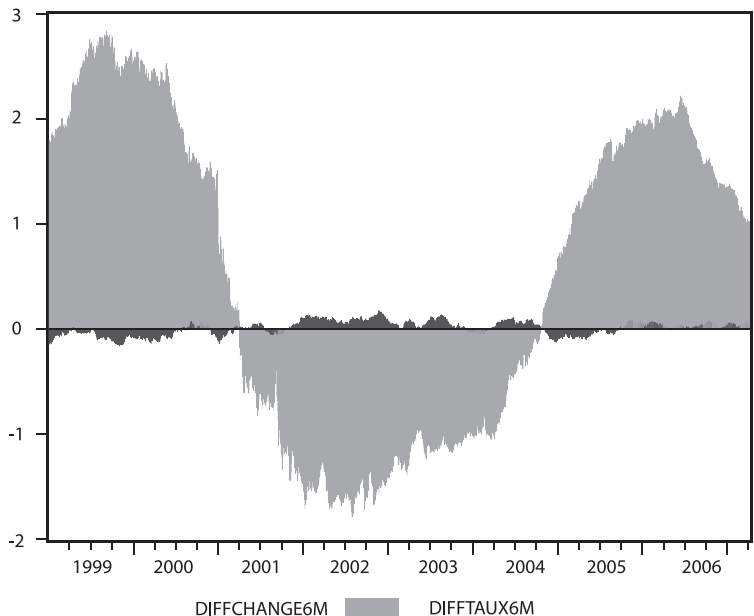
Graphique 1

Différentiels de change et d'intérêt à 3 mois



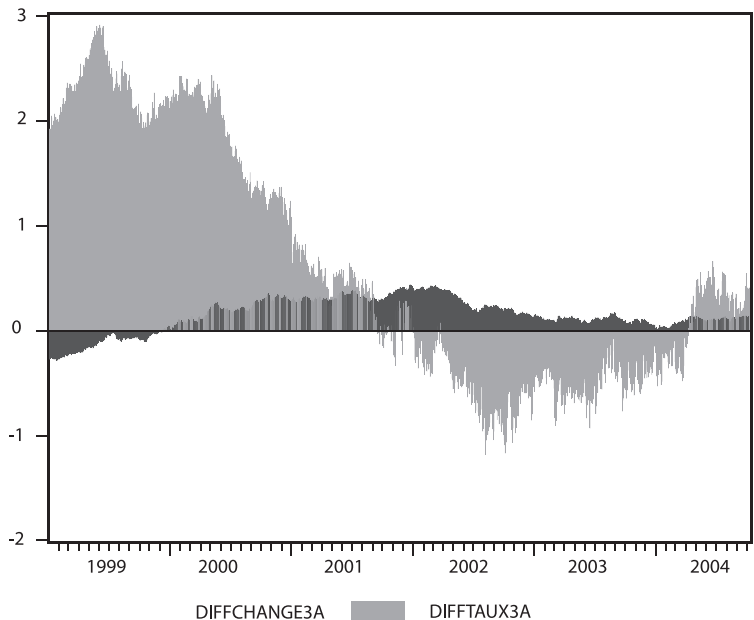
Graphique 2

Différentiels de change et d'intérêt à 6 mois



Graphique 3

Différentiels de change et d'intérêt à 3 ans



2.3. Tests de racine unitaire

Dans la littérature sur la relation entre les différentiels d'intérêt et de change, nombreux sont les auteurs qui considèrent que l'existence des déviations à la PTINC à court terme n'empêche pas un retour à l'équilibre à plus long terme. Avant de procéder aux différentes estimations économétriques, il convient d'analyser les caractéristiques statistiques des séries chronologiques des variables utilisées. En effet, l'existence d'une (ou plusieurs) racine(s) unité dans la série indique que le processus n'est pas stationnaire.

Pour tester la stationnarité des séries de différentiels de taux d'intérêt nominaux et de variation de change, nous avons adopté deux tests de racine unitaire.

Les méthodes (6) de Augmented Dickey-Fuller (ADF) et de Phillips-Perron (PP) testent l'hypothèse nulle (non stationnarité) $H_0: |\rho| = 1$ (le processus suit une marche au hasard) contre l'hypothèse alternative $H_1: |\rho| < 1$ (le processus est asymptotiquement stationnaire). Les résultats sont regroupés dans le tableau 2 ci-après. Ils indiquent qu'en dehors de la variation de change à 3 et 6 mois, aucune des séries de différentiels de taux d'intérêt nominaux et de change n'est stationnaire au seuil de 5 %.

Tableau 2

Tests de racine unitaire sur différentiels de change et différentiels d'intérêt (au seuil de 5 %)

Test	ADF		PP	
Série	Différentiel de change	Différentiel d'intérêt	Différentiel de change	Différentiel d'intérêt
3 mois	-4,294393 (-2,862707)	-0,704226 (-2,862707)	-4,471457 (-2,862707)	-0,721419 (-2,862707)
6 mois	-3,471521 (-2,862680)	-0,843700 (-2,862681)	-3,454413 (-2,862680)	-0,869961 (-2,862680)
1 an	-2,144463 (-2,862778)	-0,981568 (-2,862778)	-2,122157 (-2,862778)	-0,874241 (-2,862778)
3 ans	-2,691015 (-2,863256)	-1,207792 (-2,863264)	-2,702093 (-2,863256)	-1,177187 (-2,863256)
5 ans	-2,221929 (-2,864274)	0,473295 (-2,864283)	-2,237021 (-2,864274)	0,506880 (-2,864274)
8 ans	-2,058942 (-2,875898)	-1,528940 (-2,875972)	-2,088933 (-2,875898)	-1,648816 (-2,875898)

(6) Après différentes combinaisons de tests (trend et constante), nous avons opté pour un modèle sans trend ni constante.

2.4. Résultats des estimations empiriques

Les tests de racine unitaire (tableau 2) sur les séries des différentiels de taux d'intérêt nominaux et des variations de change ayant conclu à leur non stationnarité, la modélisation linéaire de leur relation (équation (5)), par la méthode des moindres carrés ordinaires, n'est pas valable. Aussi, pour les corrections de l'hétéroscédasticité et de l'auto-corrélation des erreurs, nous avons eu recours, à l'instar de Nelson (1991), à la modélisation EGARCH (GARCH pour les taux à 3 ans), après avoir rendu les séries stationnaires (par différenciation). Ce type de modélisation s'avère être l'un des plus appropriés pour ce genre de problématique qui nécessite le calcul d'une variance conditionnelle. Cette dernière se calcule comme suit (équation 6) :

$$\log \sigma_{i,t} = y(1) + y(2) \left| \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} \right| + y(3) \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} + y(4) \log \sigma_{t-1}^2 \quad (6)$$

Les résultats de nos estimations de l'équation (5) $\log S_{t+k}^e - \log S_t = \alpha + \beta(i_t^* - i_t) + u_{t+k}$ où nous avons régressé *DIFFCHANGE* ($\text{DIFFCHANGE} = \log S_{t+k}^e - \log S_t$) sur *DIFFTAUX* ($\text{DIFFTAUX} = (i_t^* - i_t)$) sont regroupés dans le tableau 3 ci-après. Ce tableau de l'analyse de la variance dont nous avons reproduit les coefficients (C (2), C (3) et C (4)) indique, dans le cas des six horizons, que tous les bêtas sont négatifs et non significativement différents de zéro, à l'exception des taux à 5 ans pour lesquels le R_2 ajusté (estimé par Eviews) a une valeur atypique (élevée et parfois négative). La PTINC n'est donc pas soutenable à court terme.

Les stratégies spéculatives du *currency carry trade* sont, essentiellement, à l'origine de ces déviations à court terme par rapport à la PTINC. Aussi, d'autres facteurs contribuent également à cette explication tels que l'existence d'une prime de risque variable dans le différentiel de rendement entre les taux d'intérêt des devises, les erreurs de prévision concernant les anticipations rationnelles et l'hétérogénéité des comportements des agents (agents averses et agents non averses au risque).

Tableau 3

Résultats récapitulatifs de l'estimation EGARCH de la PTINC

Echéance	Bêta	Analyse de la variance			R ₂ ajusté
		C (2)	C (3)	C (4)	
3 mois	-0,012939 (-87,70677)	1,403225 (11,01719)	-0,100032 (-1,497128)	0,825798 (27,23758)	0,156618
6 mois	-0,019240 (-69,98845)	1,583530 (9,868732)	0,061391 (0,877343)	0,810414 (21,67205)	0,174002
1 an	-0,051866 (-330,6222)	1,393848 (14,76718)	0,104915 (1,613763)	0,865786 (27,60249)	0,121612
3 ans (GARCH)	-0,033261 (-59,36517)	1,132410 (3,973580)	-0,126050 (-1,118593)	—	-0,914764
5 ans	0,139394 (202,0026)	0,966503 (4,779619)	0,043386 (0,396153)	0,95153 (22,04437)	-5,580559
8 ans	-0,094583 (-27,69262)	1,388028 (4,926354)	0,017683 (0,093666)	0,848733 (10,64030)	-0,3 58249

2.4.1. L'étude de cointégration

Les tests de racine unitaire d'ADF et de PP ont conclu à la non-stationnarité des séries de différentiels de taux et de change, nous envisageons une étude de cointégration. En effet, deux séries non stationnaires peuvent être cointégrées s'il est possible d'identifier une relation linéaire stationnaire entre elles. Les tests de cointégration de Johansen (7) (tableau 4) des séries de différentiels de change et d'intérêt rejettent l'hypothèse nulle d'absence de cointégration dans le cas des taux à 3 mois, 6 mois et 3 ans. Ces mêmes tests l'acceptent pour les taux à 1 an, 5 ans et 8 ans. Dans le cas des taux à 1 an, 5 ans et 8 ans (tableau 5) pour lesquels la valeur de la trace et la valeur propre maximale (Max-Eigenvalue) sont inférieures aux valeurs critiques au seuil de 5 %, Eviews, après avoir normalisé les coefficients de cointégration, identifie au plus une relation de cointégration par le moyen de la fonction de Log Likelihood.

Ainsi, l'étude de cointégration permet l'identification de vecteurs de cointégration des deux séries dans une sorte de relation d'équilibre de long terme pour les taux de court, moyen et long terme (3 mois, 6 mois, 1 an, 3 ans, 5 ans et 8 ans). En effet, l'explication souvent avancée est qu'à court terme les chocs font que les séries divergent, mais qu'à plus long terme, certaines forces de rappel agissent dans le sens d'une convergence. C'est ce qui peut expliquer les déviations de la PTINC à court terme (nos graphiques de 1 à 6). A plus long terme, les différentiels de taux et les variations de change sont cointégrés d'ordre 1, leur relation s'interprète comme une relation d'équilibre.

(7) Effectués, comme l'ensemble de l'étude économétrique, à l'aide d'Eviews.

Tableau 4

Tests de cointégration entre les différentiels de change et les différentiels d'intérêt (modèle sans trend déterministe, ni constante)

Echéance	Trace Statistic	Valeur critique au seuil de 0,05	Max-Eigen Statistic	Valeur critique au seuil de 0,05
3 mois (C)	20,64565	12,32090	20, 20534	11,22480
6 mois (C)	13,52198	12,32090	12,67070	11,22480
1 an (R)	7,352010	12,32090	5,226565	11,22480
3 ans (C)	32,72990	24,27596	20,09615	17,79730
5 ans (R)	5,508882	12,32090	4,636983	11,22480
8 ans (R)	10,01988	12,32090	9,663215	11,22480

(C) : existence d'une relation de cointégration.

(R) : rejet de l'hypothèse de cointégration.

Tableau 5

Tests de cointégration par Log Likelihood entre les différentiels de change et les différentiels d'intérêt à 1 an, 5 ans et 8 ans

Echéance	Log Likelihood	Equation d'équilibre de long terme identifiée par Log likelihood
1 an	9580,963	$\text{DIFFCHANGE1A} = 0,031236* \text{DIFFTAUX1A} - 0,003758*D(\text{DIFFCHANGE1A}) - 0,019125*D(\text{DIFFTAUX1A})$ <p>(0,02540) (0,00211) (0,01329)</p>
5 ans	4496,201	$\text{DIFFCHANGE5A} = 0,021195* \text{DIFFTAUX5A} + 0,000310*D(\text{DIFFCHANGE5A}) - 0,014901*D(\text{DIFFTAUX5A})$ <p>(0,10622) (0,00085) (0,00708)</p>
8 ans	970,4821	$\text{DIFFCHANGE8A} = 0,15011* \text{DIFFTAUX8A} - 0,022132*D(\text{DIFFCHANGE8A}) + 0,034581*D(\text{DIFFTAUX8A})$ <p>(0,01223) (0,00762) (0,06879)</p>

2.4.2. Test de causalité de Granger

Nous avons également fait le test de causalité de Granger (1969) entre les deux séries, après les avoir différenciées. Nous avons réalisé cet examen à l'aide du test de Fisher, dont les résultats figurent dans le tableau 6 ci-après. D'après le F-statistique, à 1 an les différentiels de taux causent les variations de change. De la même façon, les deux séries de différentiels de taux et de change à 8 ans s'influencent mutuellement.

Tableau 6

**Tests de causalité de Granger pour les différentiels
de change et de taux à 3 mois, 6 mois, 1 an, 3 ans, 5 ans et 8 ans**

Null Hypothesis	Obs	F-Statistic	Probability
DIFFCHANGE3M does not Granger Cause DIFFTAUX3M	2111	0,91599	0,40028
DIFFTAUX3M does not Granger Cause DIFFCHANGE3M		3,32527	0,03615
DIFFTAUX6M does not Granger Cause DIFFCHANGE6M	2153	2,43137	0,08816
DIFFCHANGE6M does not Granger Cause DIFFTAUX6M		0,84830	0,42828
DIFFTAUX1A does not Granger Cause DIFFCHANGE1A	2006	0,50198	0,60541
DIFFCHANGE1A does not Granger Cause DIFFTAUX1A		3,52376	0,02967
DIFFTAUX3A does not Granger Cause DIFFCHANGE3A	1503	2,63150	0,07230
DIFFCHANGE3A does not Granger Cause DIFFTAUX3A		2,97971	0,05111
DIFFTAUX5A does not Granger Cause DIFFCHANGE5A	980	1,48391	0,22726
DIFFCHANGE5A does not Granger Cause DIFFTAUX5A		0,80067	0,44933
DIFFCHANGE8A does not Granger Cause DIFFTAUX8A	198	0,46387	0,62955
DIFFTAUX8A does not Granger Cause DIFFCHANGE8A		0,37514	0,68770

Notre étude empirique nous permet de conclure à la déviation de la PTINC à court terme. Celle-ci peut être due aux chocs non anticipés de la politique monétaire résultant soit du soutien à la croissance soit de la nécessité de prévenir les tensions inflationnistes. En effet, certaines périodes connaissent un échec des anticipations à s'adapter aux changements de régime et de politique économique et/ou monétaire.

D'après la publication de *Trésor-Eco* en 2007, durant les deux premières années de la création de l'euro en 1999 et 2000, malgré un *spread* de 3 % favorable au marché du *money funds* américain, pour cause de politique monétaire restrictive, l'euro perdait du terrain vis-à-vis du dollar sur les marchés de change. Or, selon la PTINC, il aurait dû en gagner. A ses débuts, l'euro n'avait pas encore affirmé son statut de devise internationale, comparé au dollar américain. Les opérateurs des marchés des changes devaient être réticents à sa détention et exiger une prime de risque.

La baisse de l'activité économique aux USA pendant l'année 2001 a conduit la FED à revenir à une politique monétaire plus accommodante en abaissant ses taux directeurs. Le taux *refi* de la BCE était resté en dessous des taux américains avant de remonter progressivement procurant, cette fois-ci, l'avantage de rendement à la zone euro. Mais le taux de change euro-dollar s'est inversé en faveur de l'euro, contredisant encore une fois la théorie de la PTINC. Les mouvements de capitaux sont souvent un facteur puissant dans la détermination des variations de change.

A court terme, la déviation de la PTINC peut être illustrée entre 2002 et 2004 de la façon suivante : le rendement à un an dans la zone euro dépassait

d'environ 120 PB celui de la zone dollar. D'après la théorie de la PTINC, ce différentiel de rendement en faveur de l'euro aurait dû pousser à sa dépréciation. Or la réalité fut une appréciation de la monnaie européenne d'environ 46 % vis-à-vis du dollar (*Trésor-Eco*, 2007).

Il convient de signaler que, depuis juin 2004, le différentiel de rendement est en faveur du dollar. La dépréciation de celui-ci vis-à-vis de l'euro va dans le sens attendu par la PTINC. Notons par ailleurs que, durant le troisième trimestre 2007, l'écart de rendement à court terme favorable au dollar s'est réduit sans que le taux de change de l'euro n'ait perdu de sa vigueur.

Dans le registre du rejet de la PTINC, Froot (1990) a montré dans une étude sur 75 cas que pour des échéances jusqu'à un an, la devise dont le rendement de court terme était, en moyenne, plus élevé de 100 PB s'appréciait l'année suivante de 0,9 % au lieu de se déprécier de 100 PB.

De même, dans une autre étude portant sur la période allant de 1980 à 2004, Chinn et Meredith (2005) ont conclu que la PTINC était rejetée pour des échéances jusqu'à un an. La monnaie qui bénéficiait d'un taux d'intérêt plus élevé de 100 PB connaissait une appréciation un an plus tard en moyenne de 50 PB au lieu de se déprécier de 100 PB.

Nos six graphiques illustrent bien l'écart à la PTINC pour toutes les échéances des taux d'intérêt nominaux observées sur la période 1999-2007. A court terme, les déviations à la PTINC peuvent être liées à l'existence d'une prime de risque (imparfaite substituabilité entre les monnaies), aux coûts des transactions, à l'hétérogénéité des traders ou encore aux limites de la spéculation sur le marché des changes. La modélisation dynamique (du type simulation de Monte Carlo) de la relation entre taux de change et différentiels de taux d'intérêt, en considérant différents régimes, pourrait contribuer à l'explication de ces déviations.

Conclusion

Il ressort de nos investigations que le différentiel d'intérêt nominal entre l'euro et le dollar est un élément déterminant dans les mouvements de leur parité. Notre étude empirique confirme ainsi les résultats déjà établis par une partie des travaux de la littérature dans ce domaine, à savoir qu'à court terme les déviations de la PTINC restent dominantes, comme l'illustrent nos 6 graphiques, notamment.

En revanche, les résultats de nos tests vont dans le sens de la vérification de la PTINC à plus long terme. Ainsi, les tests de cointégration de Johansen sur les séries des taux nominaux à 3 mois, 6 mois et 3 ans permettent de vérifier cette hypothèse, vu que la statistique de la Trace et de la valeur propre maximale sont supérieures aux valeurs critiques au seuil de 5 %.

De même, l'estimation de cette relation par la fonction du *Log Likelihood* indique qu'il est possible de trouver, tout au plus, une relation entre les variables d'intérêt et de change traduisant ainsi l'existence d'une relation d'équilibre de long terme pour les échéances de taux nominaux à 1 an, 5 ans et 8 ans.

Les déviations à court terme s'expliquent principalement par les stratégies spéculatives de portage de devises (*currency carry trade*) consistant à emprunter les monnaies à faible taux d'intérêt pour les placer sur celle ayant un rendement plus élevé. Ce genre de stratégie a souvent conduit à l'appréciation de la devise favorisée par son *return* au lieu de sa dépréciation, invalidant ainsi momentanément la PTINC; l'appréciation du taux de change procurant une rémunération additionnelle à celle des taux d'intérêt.

Toutefois, si les stratégies spéculatives du *currency carry trade* sont déterminantes dans l'explication de la déviation à court terme de la PTINC, en revanche, d'autres causes peuvent être à l'origine de la faiblesse de sa validité. En effet, l'existence d'une prime de risque variable dans le différentiel de rendement des taux d'intérêt, les erreurs de prévision concernant les anticipations rationnelles et l'hétérogénéité des comportements des agents (agents averses et agents non averses au risque) sont d'autres facteurs de déviation de la PTINC.

L'hypothèse des anticipations rationnelles revêt une importance capitale dans les tests de vérification de la PTINC. L'incertitude des investisseurs sur les variations futures potentielles de change et sur la perspective des coûts de transaction peut faire échouer à court terme la réalisation de l'équilibre escompté.

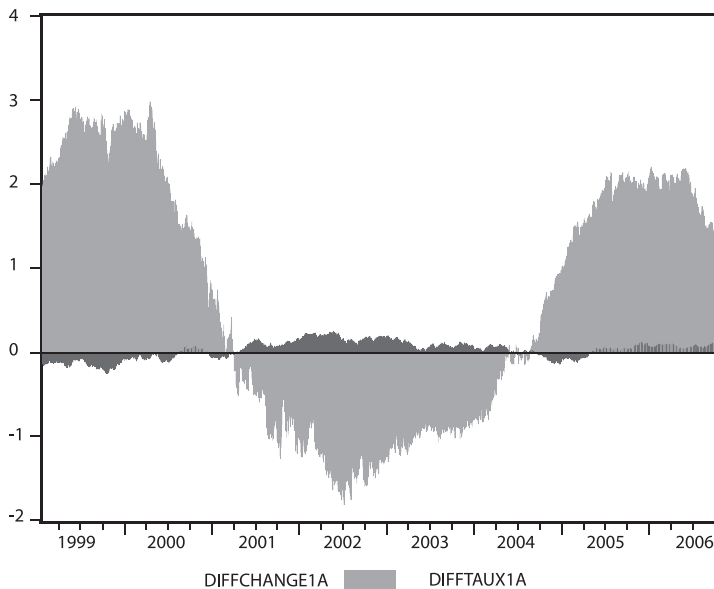
De la même façon, des chocs monétaires visant un objectif d'inflation et/ou d'activité et de change, mal (ou non) anticipé par les opérateurs de marché peuvent se muer de façon endogène en mouvements (non anticipés) de change.

Soulignons enfin qu'à l'occasion de cette vérification de la PTINC, nous avons utilisé les taux de change observés comme *proxy* des taux de change anticipés; cela implique l'existence d'une hypothèse forte sur la rationalité des agents. Le rejet à court terme de la PTINC peut donc aussi s'interpréter comme un rejet de l'hypothèse d'anticipations rationnelles. Ceci constitue une limite, à nos yeux acceptable, de cette approche par rapport aux biais que peuvent comporter les anticipations de taux de change fournies par les enquêtes auprès de certains opérateurs du marché.

Annexe

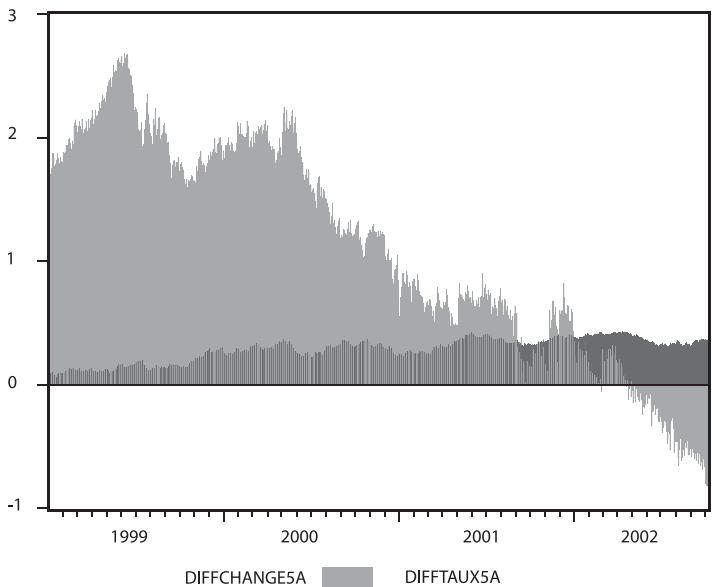
Graphique 4

Différentiels de change et d'intérêt à 1 an

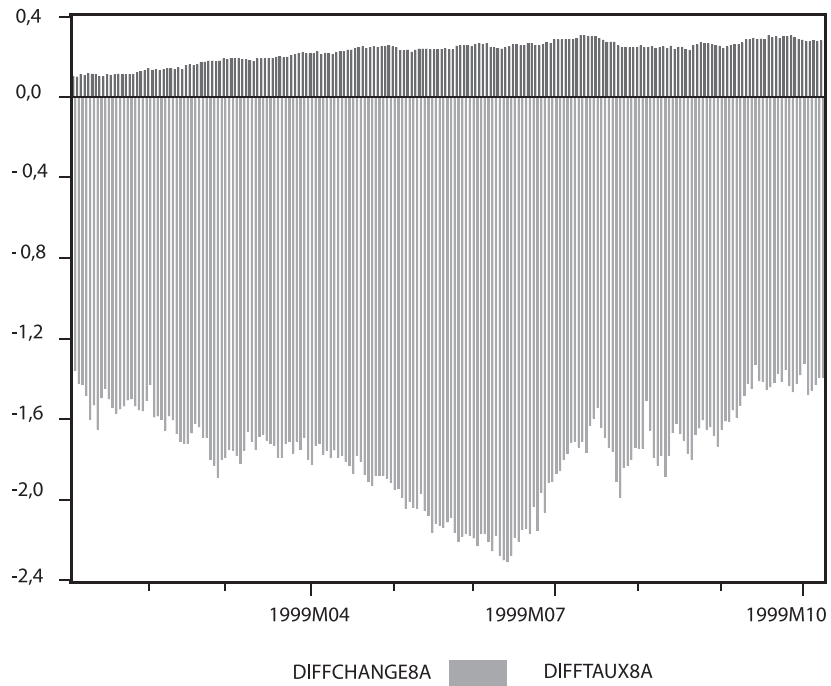


Graphique 5

Différentiels de change et d'intérêt à 5 ans



Graphique 6
Différentiels de change et d'intérêt à 8 ans



Références

- BAILLIE R.T., KILIÇ R. (2004), «Asymmetry and Nonlinearity in Uncovered Interest Rate Parity», November, http://economics.soc.uoc.gr/macro/9conf/docs/paper_kiliç.pdf.
- BEKAERT G., WEI M., XING Y. (2005), «Uncovered Interest Rate Parity and the Term Structure», May, *Elsevier Science (preprint)*, mpra.ub.uni-muenchen.de/10787/.
- BORGY V., MIGNON V. (2006), «Taux d'intérêt et marchés boursiers : une analyse empirique de l'intégration financière internationale», *CEPI*, 25 décembre.
- BRUGGEMANN R., LUTKEPOHL H. (2005), «Uncovered Interest Rate Parity and the Expectations Hypothesis of the Term Structure: Empirical Results for the U.S. and Europe», *EUI Working Paper ECO*, No. 2005/8.
- CHINN M., MEREDITH (2005), «Testing uncovered interest parity at short and long horizon during the post-Bretton Woods era», *NBER, Working paper*, n° 11077.
- CHINN M.D. (2006), «The (partial) rehabilitation of interest rate parity in the floating rate era: Longer horizons, alternative expectations, and emerging markets», *Journal of International Money and Finance*, 25.
- DEUTSCHE BUNDESBANK (2005), «Exchange rates and interest rate differentials: recent developments since the introduction of the euro», *Monthly Report*, July.
- FROOT K.A. (1990), «Short rates and expected asset returns», *NBER, Working paper*, n° 3247.
- HARVEY J.T. (2004), «Deviations from Uncovered Interest Rate Parity: a Post Keynesian Explanation», *Journal of Post Keynesian Economics*.
- HISSLER S. (2007), «Les taux d'intérêt aident-ils à prévoir les taux de change?», *DCTPE, Trésor-Eco*, n° 15, juin.
- HOLTEMOLLER O. (2003), «Uncovered Interest Rate Parity and Analysis of Monetary Convergence of Potential EMU Accession Countries», September, www.euroframe.org/fileadmin/user_upload/euroframe/doc.
- LIU L.-G., OTANI I. (2005), «Capital Controls and Interest Rate Parity: Evidences from China, 1999-2004», March, www.frbsf.org/publications/economics/papers/2008/wp08.
- LOTHIAN J.R., WU L. (2005), «Uncovered Interest-Rate Parity over the Past Two Centuries», June, *Seminar Paper*, Center for Research in International Finance at Fordham University.
- MACLEAN L.C., ZHAO Y., ZIEMBA W.T. (2006), «Weak Interest Rate Parity and Currency Portfolio Diversification», January, www.williamziemba.com/index.php/publications.
- MOUMNI N. (2001), «Taux de change et parité des taux d'intérêt», *Critique économique*, Printemps.
- NELSON D. (1991), «Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach», *Econometrica* n° 59.
- NORRIN S., PIPATCHAIPOOM O. (2006), «Re-examining Real Interest Rate Parity», *EcoMod 2006 International Conference on Policy Modeling*, Hong Kong, June, 28-30.
- NUSAIR S.A. (2006), «Real Interest Rate Parity from Industrialized Countries», www.gust.edu.kw/crd/otherp.aspx.
- SOSVILLA-RIVERO S., GARCIA E. (2003), «Forecasting the Dollar/Euro Exchange Rate: Are International Parities Useful?», *FEDEA, documento de trabajo* 2003-15, June 2003.

TAGHAVI M., SUN H.Y. (2004), "Real Exchange Rates and Real Interest Rate Parity: The Case of China", Northumbria University, Newcastle, UK, *Working Paper*.

THORNTON D. L. (1989), "Tests of Covered Interest Rate Parity", *Reserve Bank of Saint Louis*, July-August.