

2008 - 2009

Présenté par Thomas RENAULT
Directeur de mémoire : Eric DOR

[LES TAUX DE CHANGE SUIVENT-ILS UNE MARCHE ALEATOIRE ?]

Une étude comparative des 9 principales parités de l'Euro de 1999 à 2008

2008 - 2009

Présenté par Thomas RENAULT
Directeur de mémoire : Eric DOR

[LES TAUX DE CHANGE SUIVENT-ILS UNE MARCHE ALEATOIRE ?]

Une étude comparative des 9 principales parités de l'Euro de 1999 à 2008

**Institut d'Economie Scientifique et de Gestion
3 rue de la digue, 59800 LILLE**

« L'IESEG n'entend donner aucune approbation ni improbation aux opinions émises dans les mémoires ; ces opinions doivent être considérées comme propres à leurs auteurs »



« L'impossibilité de prévoir les prix futurs à partir des prix passés et courants est le signe non pas de l'échec des lois économiques, mais du triomphe de ces lois après que la concurrence ait fait de son mieux. »

Paul Samuelson – Prix Nobel d'économie en 1970

Remerciements

Tout d'abord, je remercie chaleureusement M. Eric Dor, mon directeur de mémoire pour son aide précieuse et les heures de travail qu'il a consacré afin d'essayer de résoudre les problèmes qui m'ont été posés tout au long de ce travail.

Ensuite, je tiens à remercier M. John W.S Lee, de l'Université Polytechnique de Hong Kong, qui m'a donné l'envie d'approfondir les connaissances que j'ai pu acquérir sur les taux de change lors du cours « Foreign Exchange and Finance of International Trade »

Et enfin, je remercie les différents professeurs d'économétrie que j'ai eu l'occasion de rencontrer tout au long de ma scolarité, à savoir Mlle Emilie Desouche, M. Alain Durré et M. Eric Dor, qui m'ont fait découvrir et aimer l'économétrie, et ainsi donné une direction à ma carrière professionnelle.

Sommaire

Remerciements.....	i
Sommaire.....	ii
Liste des figures.....	iii
Liste des tableaux.....	iii
Liste des annexes.....	iv
Résumé exécutif.....	v
1. Introduction	1
2. Revue de littérature.....	6
1. Les travaux de Meese et Rogoff	6
2. La théorie de l'efficiencia des marchés financiers.....	8
3. La détermination d'un taux de change d'équilibre.....	10
1. La Parité du Pouvoir d'achat (PPA).....	10
2. Les modèles de détermination de l'équilibre récents.....	11
4. Les variables influant en théorie sur les taux de change.....	13
1. Le différentiel d'inflation.....	14
2. Le différentiel de taux d'intérêt.....	17
3. Le différentiel de croissance	19
4. Le différentiel de balance commerciale.....	21
5. Les tests économétriques réalisés.....	23
1. Tests de Dickey-Fuller.....	24
2. Tests de cointégration d'Engle-Granger.....	36
6. Les limites des résultats obtenus.....	39
1. Hypothèse 1 – Les variations récentes des taux de change.....	39
2. Hypothèse 2 – La jeunesse de l'Euro.....	40
3. Hypothèse 3 – Les limites du modèle utilisé.....	47
7. Conclusion.....	49
Références bibliographiques.....	51
Annexes.....	54

Liste des figures

<i>Figure 1.1 – Variation du taux de change de l’euro.....</i>	1
<i>Figure 1.2 – Taux de change euro synthétique et mark en fonction de la livre</i>	4
<i>Figure 4.1 – Différentiel d’inflation Europe/Etats-Unis et Taux de change.....</i>	16
<i>Figure 4.2 – Différentiel de taux d’intérêt EU /US et Taux de change.....</i>	19
<i>Figure 4.3 – Différentiel de croissance Europe/Etats-Unis et Taux de change.....</i>	21
<i>Figure 4.4 – Différentiel de balance commerciale EU/ US et Taux de change.....</i>	22
<i>Figure 5.1 – Graphique de LTC (logarithme du taux de change) et DLTC.....</i>	28
<i>Figure 5.2 – Différentiel de croissance Europe – Etats-Unis.....</i>	33
<i>Figure 5.3 – Différentiel de croissance Europe – Norvège.....</i>	33
<i>Figure 5.4 – Différentiel de croissance Europe – Nouvelle-Zélande.....</i>	34
<i>Figure 5.5 – Différentiel de croissance Europe – Suisse.....</i>	34
 <i>Figure 6.1 – Taux de change € / \$ entre Aout et Novembre 2008.....</i>	 39
<i>Figure 6.2 – Taux de change \$ / Yen – 1987 à 2008.....</i>	44

Liste des tableaux

<i>Tableau 3.1 – Sondage des variables influant sur le taux de change euro-dollar.....</i>	14
 <i>Tableau 5.1 – Différentiel des variables et signes théoriques attendus.....</i>	 23
<i>Tableau 5.2 – Table de Dickey-Fuller</i>	26
<i>Tableau 5.3 – P-value de la variable LTC (logarithme du taux de change).....</i>	29
<i>Tableau 5.4 – P-value de la variable DLTC (variation du log taux de change).....</i>	30
<i>Tableau 5.5 – P-value de la variable DINF (différentiel d’inflation).....</i>	31
<i>Tableau 5.6 – P-value de la variable DR (différentiel de taux d’intérêt).....</i>	31
<i>Tableau 5.7 – P-value de la variable DCR (différentiel de croissance).....</i>	32
<i>Tableau 5.8– P-value de la variable DBOP (différentiel de dette extérieure).....</i>	35
<i>Tableau 5.9– Résultat de la cointégration – Variables toutes non-stationnaires.....</i>	37
<i>Tableau 5.10 – Résultat de la cointégration – Etats-Unis et Norvège.....</i>	38
<i>Tableau 5.11 – Récapitulatif du test de racine unitaire du résidu de la cointégration..</i>	38
 <i>Tableau 6.1 – Disponibilité des données macro-économiques selon les pays</i>	 41
<i>Tableau 6.2 – P-value des variables £ / \$ sur la période de 1975 à 2008.....</i>	43

<i>Tableau 6.4 – P-value des variables \$ / Yen 1987-2008.....</i>	44
<i>Tableau 6.5 – P-value des variables \$ / Yen 1975-2008.....</i>	45
<i>Tableau 6.6 – P-value des variables £ / \$ sur la période de 1999 à 2008.....</i>	45
<i>Tableau 6.7 – P-value de la variable DINF (différentiel d’inflation) 1999-2008.....</i>	46
<i>Tableau 6.8 – P-value de la variable DINF (différentiel d’inflation) 1975-2008.....</i>	47

Liste des annexes

<i>Annexe 1 – Code TSP pour la modification des variables et la réalisation des tests de racine unitaire.....</i>	54
<i>Annexe 2 – Code TSP pour le test de cointégration d’Engle-Granger (si les variables sont toutes non-stationnaires).....</i>	55
<i>Annexe 3 – Adresse du fichier .rar comprenant toutes les données, code et résultats...</i>	55

Résumé exécutif

Il y a maintenant environ vingt-cinq ans, en 1983, Meese et Rogoff publiaient leur œuvre consacrée au lien entre les taux de change et les variables fondamentales, avec pour conclusion fracassante le fait que les taux de change suivent une marche aléatoire. C'est-à-dire que même en connaissant les réalisations passées et présentes des variables fondamentales, il est impossible de développer un modèle permettant une meilleure prévision de l'évolution des taux de change qu'un modèle simpliste de marche aléatoire (aussi appelé marche de l'ivrogne).

Afin de vérifier cette relation, nous avons étudié les évolutions de l'Euro, depuis sa création en 1999 jusqu'en 2008, envers les neuf principales parités de celui-ci, à savoir la livre sterling, le dollar américain, le yen, le dollar canadien, le franc suisse, le dollar australien, la couronne suédoise, le dollar nouveau-zélandais et la couronne norvégienne.

Le modèle pris en compte pour réaliser les différents tests économétriques est le suivant :

$$S = \alpha + \beta_1 (inf - inf^*) + \beta_2 (r - r^*) + \beta_3 (bop - bop^*) + \beta_4 (cr - cr^*) + u_t$$

Avec S le logarithme du taux de change, α une constante, $(inf - inf^*)$ le différentiel d'inflation, $(r - r^*)$ le différentiel de taux d'intérêt, $(bop - bop^*)$ le différentiel de balance commerciale en pourcentage du PIB et $(cr - cr^*)$ le différentiel de croissance et enfin u_t un terme d'erreur.

Les tests économétriques pour l'Euro n'ont apporté aucuns résultats significatifs, le taux de change et les variables fondamentales n'étant dans aucun cas cointégrés. Nous avons donc évoqué trois hypothèses pour expliquer l'échec des tests réalisés. La première explique qu'il serait intéressant d'étudier les très fortes variations récentes sur le marché des taux de change entre Aout et Novembre 2008 et de voir l'impact de celles-ci et la seconde aborde les problèmes liés à la période d'étude relativement courte (moins de 10 ans) dus à la jeunesse de l'Euro. Les résultats de ces deux études, bien qu'amenant quelques pistes qu'il serait intéressant d'étudier plus en profondeur, ne permettent à aucun moment de contredire la théorie de la marche aléatoire des taux de change.

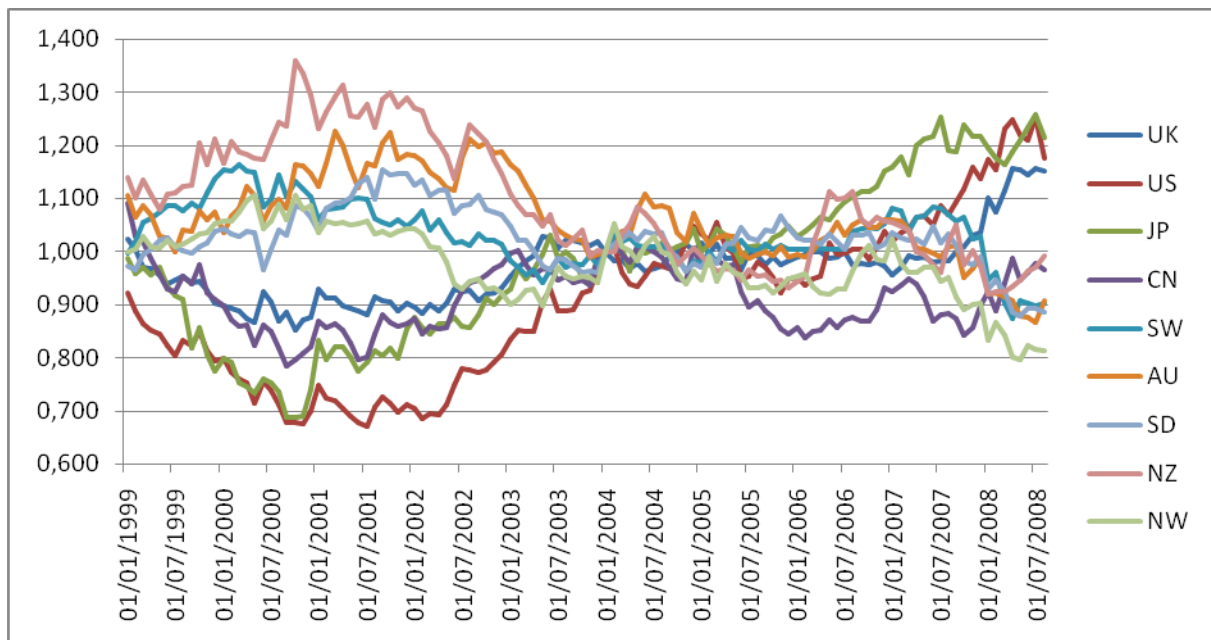
C'est pourquoi la dernière hypothèse montre les limites du modèle théorique utilisé, les résultats non significatifs des tests pouvant êtres dus au fait que les hypothèses sous-jacentes aux théories de ce modèle ne sont pas applicables à la réalité et que le modèle est peut-être trop simpliste pour refléter la complexité du marché des changes.

1 - Introduction

Crée il y a maintenant environ 10 ans, l'Euro a subi de très fortes variations durant cette période. Il s'est déprécié d'environ 25% face au dollar sur la période de Janvier 1999 à Mars 2002, avant de s'apprécier de plus de 70% sur la période de Mars 2002 à Mai 2008. Complètement à l'opposé, il s'est apprécié de près de 20% face au dollar nouveau zélandais durant les deux premières années, avant de se dévaluer de près de 40% durant les 7 années suivantes.

Le graphique ci-dessous montre les variations de la parité de l'euro envers les neuf monnaies les plus importantes, à savoir la livre sterling (UK), le dollar américain (US), le yen (JP), le dollar canadien (CN), le franc suisse (SW), le dollar australien (AU), la couronne suédoise (SD), le dollar nouveau-zélandais (NZ) et la couronne norvégienne (NW).

Figure 1.1 – Variation du taux de change de l'euro (base 100 : 2004) face à 9 devises



La difficulté d'étude sur le marché des changes provient de la bilatéralité de celui-ci. Une monnaie ne peut être vue en tant que telle, il faut étudier à chaque fois une parité ; une devise pouvant suivre des variations très hétéroclites selon les couples étudiés, comme le graphique ci-dessus le montre bien. Nous réaliserons donc les tests économétriques sur 9 parités envers l'euro, en essayant de trouver une relation générale de l'évolution du taux de change de la monnaie Européenne.

Est-il possible d'anticiper les variations du taux de change en trouvant une relation entre celui-ci et les variations de variables explicatives fondamentales ? Ou bien, comme défini par Meese et Rogoff en 1983, les taux de change suivent-ils une marche aléatoire et il est donc impossible d'en prévoir les variations ?

Afin de répondre à ces questions, nous allons tester un modèle économétrique afin de déterminer les variables, s'il en existe, qui influent sur le taux de change de façon significative. Cette étude n'est pas la première dans le domaine, c'est pourquoi nous allons tout d'abord expliquer l'intérêt de ce travail par rapport à ceux déjà réalisés. Ensuite, après avoir rapidement rappelé la théorie de l'efficiencia des marchés (allant dans le sens de la marche aléatoire des taux de change) et les méthodes de détermination du taux de change d'équilibre, nous décrirons le choix de l'échantillon et des variables explicatives. Ensuite nous expliquerons la démarche suivie lors de la réalisation des tests économétriques, avant d'exposer les résultats empiriques dans la dernière partie.

Pour résumer le modèle économétrique d'une façon simple, et en reprenant la littérature existante, il est possible de simplifier le modèle en le présentant de la manière suivante :

$$S_t = S^* + u_t$$

Où S_t représente le logarithme du taux de change réel, S^* la valeur d'équilibre du taux de change (reflétée par les fondamentaux) et u_t un terme d'erreur. Le taux de change est donc fonction des fondamentaux et d'une composante transitoire. Le caractère transitoire du terme d'erreur est très important, de sorte que S^* exerce une force de rappel vers laquelle le taux de change doit converger.

Le but de cette étude est donc d'analyser si il existe un système cointégré S_t/S^* , en étudiant la stationnarité du terme d'erreur u_t . S'il y a effectivement une relation de cointégration, nous analyserons les coefficients d'un test de cointégration d'Engle-Granger, afin de voir si ceux-ci sont accord avec la théorie (c'est-à-dire du même signe, positif ou négatif, que celui indiqué par la théorie).

Quel est l'intérêt de ce travail par rapport à ceux déjà réalisés ?

Tout d'abord cette étude se veut ouverte à tout le monde souhaitant se renseigner sur la façon dont varient les taux de change, même aux personnes n'étant pas spécialisées en économétrie. C'est pour cela que nous présenterons les variables influant sur le taux de change, tout en rappelant les théories sous-jacentes le plus simplement possible. Ensuite, nous exposerons les principes économétriques utilisés pour les calculs, en montrant comment les résultats sont extraits mais sans rentrer trop en détail dans la partie purement technique, partie qui sera cependant disponible en annexe.

De plus, la très grande majorité des recherches sur les taux de change se basent sur le dollar américain comme monnaie de référence. En utilisant l'euro à la place du dollar comme base de l'étude, cela permet d'apporter un regard nouveau, grâce à l'étude de parité peu ou pas étudié auparavant, comme la parité entre l'euro et la couronne suédoise, au bien encore entre l'euro et le dollar nouveau zélandais. Cela peut permettre et de sortir du cadre classique de l'évaluation du taux de change euro-dollar, et pourquoi pas de découvrir des relations spécifiques à certains couples de monnaie.

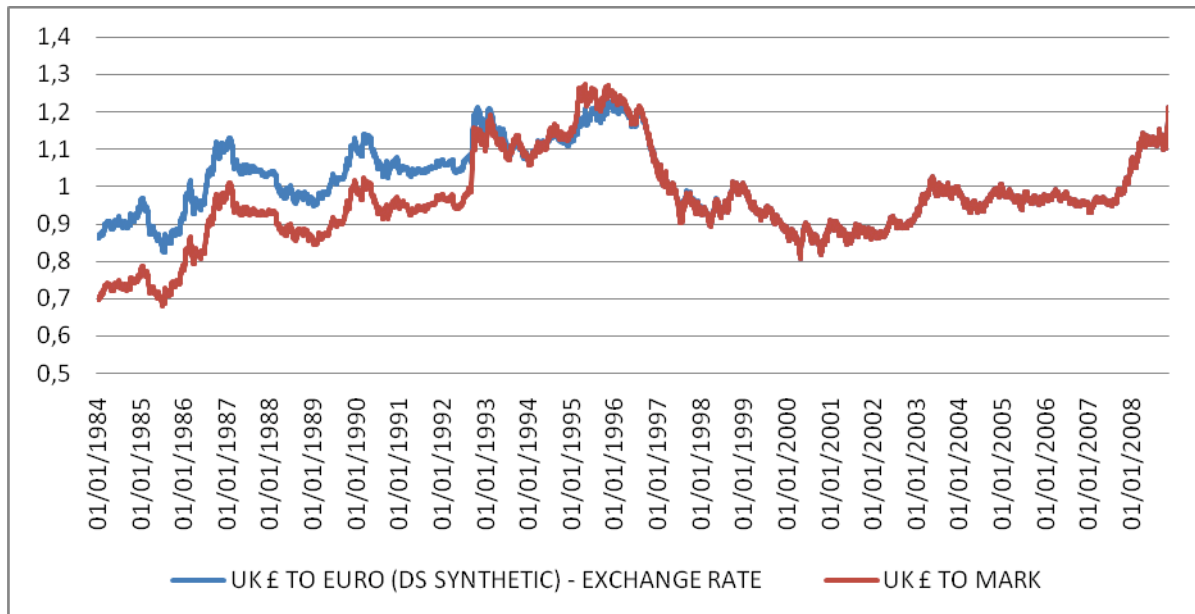
Un autre intérêt provient de la période d'étude, en ce qui concerne la date de début de l'échantillon tout comme celle de fin. Tout d'abord cette étude ne se focalise que sur la période où l'euro était effectivement en circulation, à l'inverse de nombreuses études sur ce sujet qui créent un euro synthétique. La difficulté des études sur les parités envers l'euro est la relative jeunesse de la monnaie unique européenne. Afin de remédier à ce problème, de nombreux chercheurs¹ ont utilisés un euro synthétique pour couvrir la période depuis Bretton Woods à la création de l'euro (1973-1999). Cette euro synthétique est créée en prenant les taux de change des monnaies de l'époque (franc, mark, pesetas, lire...) et en pondérant chaque monnaie selon le volume des échanges réalisés par le pays en question. Comme on peut le voir sur le graphique suivant, le taux de change de l'euro synthétique est très proche de celui du deutsche mark (base 100 en 1999 à la création de l'Euro).

¹ B. Schnatz, F. Visselaar and C. Osbat, (2004), "Productivity and the ('synthetic') euro-dollar exchange rate", *Review of World Economics*, 140(1): 1-30

D. Nautz, C. Offermans (2005), "Does the Euro follow the German Mark? Evidence from the monetary model of the exchange rate"

C. Detken, A. Dieppe, J. Henry, F. Smets, C. Marin (2003), "Determinants of the effective real exchange rate of the synthetic euro: Alternative methodological approaches", *Australian Economic Papers*, Vol. 41, pp. 404-436, 2002

Figure 1.2 – Taux de change euro synthétique et mark en fonction de la livre (indice base 100 : 1999)



Bien que cette technique permette d'étendre la période et ainsi d'augmenter le nombre de données, elle se base sur un taux de change synthétique en créant une monnaie qui n'a jamais existé en tant qu'instrument d'échange. Cette technique ne reflète donc pas forcément la réalité ce qui peut donc entraîner des résultats non-cohérents. Afin de remédier à cela, et sur le conseil de M. Eric Dor, directeur de la recherche à l'IESEG School of Management, j'ai donc décidé de prendre en compte uniquement la période où l'euro est effectif ; à savoir à partir du 1^{er} Janvier 1999.

Il est très important en économétrie d'avoir un échantillon d'étude relativement grand afin d'éviter l'apparition de résultats erronés, mais cela ne peut pas se faire au détriment de la logique économique. En utilisant des données mensuelles sur environ neuf ans (alors que de nombreux auteurs, dont Meese et Rogoff dans leur fameux travail de 1983 utilisent des données trimestrielles), cela permet d'effectuer des tests sur une centaine de périodes, pouvant peut-être éliminer les problèmes liés à un échantillon trop petit.

De plus, aucune étude à notre connaissance ne couvre des données si récentes, allant jusqu'en Août 2008; cette étude sera probablement une des premières à analyser les effets des très fortes variations récentes, ayant vu entre autre le pic de l'euro face au dollar, à un taux de 1 Euro = 1,60 dollar. Il sera donc intéressant de voir si ces variations sont dues à des changements de fondamentaux ou simplement le fait du hasard et des spéculations.

Cette étude n'a cependant pas pour but final de trouver une formule magique qui permette de déterminer avec précision les variations de taux de change pour le futur en fonction des fondamentaux. Elle a simplement pour but de montrer s'il existe une relation entre le taux de change et les fondamentaux, et ainsi de permettre une meilleure compréhension du marché des taux de change.

2 – Revue de littérature

2.1 – Les travaux de Meese et Rogoff

Depuis maintenant près de 25 ans, de nombreux économistes se sont penchés sur la théorie de la marche aléatoire des taux de change et ont tenté de développer des modèles afin d'estimer les variations sur ce marché. L'œuvre de référence dans le domaine est celle de Meese et Rogoff², publiée en 1983 « Empirical Exchange Rate Models of the Seventies: Do They Fit Out of Sample ». Cette étude se focalise sur les variations du yen, de la livre sterling, et du deutsche mark par rapport au dollar américain, sur une période allant de 1973 - 1983.

Les résultats de cette étude sont que, principalement à court et moyen terme, un modèle de marche aléatoire prévoit mieux les variations que n'importe quel autre modèle. A long terme, aucun des modèles testés ne surpasse avec consistance et stabilité un modèle de marche aléatoire. Les modèles reflètent pourtant les principales théories développées pour expliquer les variations des taux de change, à savoir la parité du pouvoir d'achat, la parité non couverte des taux d'intérêt et un modèle monétaire classique.

Les variations de taux de change sont estimées en utilisant les données réalisées des variables macro-économiques, ce qui implique que, même en estimant parfaitement les variations futures des variables explicatives, les modèles en question ne réussissent pas à battre une simple marche aléatoire, renforçant encore d'avantages la théorie que les taux de change sont imprévisibles « The structural models in particular fails to improve upon a random walk in spite of the fact that their forecasts are based on the realized values of the explanatory variables ». Le modèle de Meese et Rogoff peut se résumer comme suivant :

$$s = a_0 + a_1 (m - m^o) + a_2 (y - y^o) + a_3 (r - r^o) + a_4 (i - i^o) + a_5 TB + a_6 TB^o + u_t$$

Où s est le logarithme du prix du taux de change d'une monnaie par rapport au dollar, $(m - m^o)$ est le logarithme du ratio de l'offre de monnaie, $(y - y^o)$ est le logarithme du ratio de différence du produit intérieur brut, $(r - r^o)$ est le différentiel du taux d'intérêt à court-terme, $(i - i^o)$ est le différentiel d'inflation, TB et TB^o représente la balance commerciale

² R. Meese, K. Rogoff (1983) "Empirical exchange rate models of the seventies: Do they fit out of sample?", *Journal of International Economics* Volume 14, Issues 1-2, Pages 3-24

d'un couple de pays étudiés et enfin u_t est le terme d'erreur.

Trois modèles sont ainsi testés à partir de cette équation, avec des restrictions différentes sur les coefficients, le modèle de Frankel-Bilson, celui de Dornbusch-Frankel et enfin celui d'Hooper-Morton. Les trois modèles supposent que, toutes choses égales par ailleurs, les variations de taux de change suivent une relation homogène par rapport à l'offre de monnaie, tel que $a_1=1$. Le modèle de Frankel-Bilson assume la parité du pouvoir d'achat, et fixe ainsi $a_4 = a_5 = a_6 = 0$. Le modèle de Dornbusch-Frankel (sticky-price model) met en avant un ajustement lent des prix, différant ainsi de la théorie de la parité du pouvoir d'achat et fixant simplement $a_5 = a_6 = 0$, tandis que celui d'Hooper-Morton ne fixe aucun coefficient.

Cette recherche a été réalisée pour la Réserve Fédérale américaine et a fait grand bruit à l'époque où les deux jeunes auteurs, âgés d'une trentaine d'années, ont rendu ce rapport. En effet, tout le monde connaissait les difficultés rencontrées pour estimer les variations des taux de change, mais ces personnes pensaient que ce problème provenait de la difficulté à estimer les valeurs futures des variables explicatives. En prenant les réalisations futures de ces variables et en montrant que les modèles ne permettaient pas de battre une marche aléatoire, ce rapport a remis en cause toutes les théories de détermination des taux de change.

Kenneth Rogoff a récemment révélé qu'il avait à l'époque dit à tous ses collègues que, d'ici l'an 2000, le problème aura été résolu et que leurs conclusions ne seraient plus valables. Pourtant, en 2008, elles le sont toujours...

Depuis la publication de ce travail, et principalement depuis quelques années, de nombreux auteurs se sont donc penchés sur le sujet, afin de remettre en cause la théorie de Meese et Rogoff. Pour ne citer qu'eux, Mark (1995)³, Mark et Choi [1997]⁴, Anaraki [2007]⁵, ont montré que les variables fondamentales possédaient une capacité prédictive pour l'évaluation du taux de change, tout du moins à moyen terme. Nous étudierons plus en détail quelles sont les variables fondamentales influant sur le taux de change dans la partie 4 de cette étude, en expliquant comment elles influent en théorie puis en réalisant une littérature succincte des tests empiriques réalisés.

³ N.C. Mark(1995). 'Exchange Rates and Fundamentals: Evidence on Long-Horizon. Prediction,' *American Economic Review*, 85, 201

⁴ N C.Mark & D.Y Choi (1997). "Real exchange-rate prediction over long horizons," *Journal of International Economics*, vol. 43(1-2), pages 29-60

⁵ K. Anaraki (2007) "Meese and Rogoff's Puzzle Revisited", *International Review of Business Research Papers. Vol.3 No.2 June 2007*, Pp. 278- 304. 278

2.2 – La Théorie de l'efficience des marchés financiers

Dix ans avant le travail de Meese et Rogoff sur la marche aléatoire des taux de change (soit en 1973), Burton Malkiel, économiste américain et professeur à l'Université de Princeton, a publié le livre "A Random walk down Wall Street"⁶. Aujourd'hui considéré comme un classique de la finance, ce livre met en avant le caractère aléatoire du marché boursier, et l'impossibilité de battre le marché avec consistance. Malkiel suppose donc que l'analyse fondamentale et l'analyse technique représentent toutes deux une perte de temps, et que si une stratégie permet de battre le marché, cette stratégie s'appelle la chance. Les prix varient au hasard et absorbent l'information dès que celle-ci est disponible. Cet ajustement est tellement rapide qu'il est donc impossible d'en tirer profit.

Pourquoi certains investisseurs arrivent-ils donc à battre le marché? Cette question revient souvent comme critique de la théorie de la marche aléatoire, car certains investisseurs, qu'ils soient analystes techniques ou se basant sur les fondamentaux, arrivent à battre le marché, et ce avec consistance. Les deux exemples les plus connus sont ceux de Warren Buffet, l'homme le plus riche du monde, et de Peter Lynch, responsable du Fidelity's Magellan Funds. Dans son livre "Beating the Street"⁷, Peter Lynch décrit ses techniques, et explique ses contacts avec les directeurs et les hauts-placés des entreprises dans lesquelles il a investi, et montrent que cela lui permettait de mieux comprendre les perspectives de l'entreprise. Il en est de même pour Warren Buffet, qui, avec son équipe de chercheurs, profite des déficiences de l'information pour créer une valeur ajoutée; valeur ajoutée à prendre en compte dans le calcul du retour sur investissement. Cela est finalement en parfait accord avec la théorie de Malkiel, qui se base sur des investisseurs classiques, et non pas sur ceux ayant une supériorité de l'information, un pouvoir financier très important ou des relations internes.

Les investisseurs croyant en la véracité de cette théorie adoptent donc la technique suivante: acheter un indice reflétant le marché et le garder (buy and hold strategy). En effet, étant donné qu'il est impossible de battre le marché, cette technique permet limiter les frais de transactions tout en bénéficiant d'une performance égale à celle du marché.

Mais en ce qui concerne les taux de change, étant donné que lorsqu'une devise s'apprécie, une autre se déprécie, il n'y a donc pas de gagnant sans perdant, (contrairement aux marchés des actions où tout le monde peut gagner en cas

⁶ B. Malkiel, (1973), *A random walk down Wall Street*, W. W. Norton & Company

⁷ P. Lynch, J. Rotchild, (1994) *Beating the Street*, Simon & Schuster

d'appréciation générale), et cette stratégie n'est pas valable. Les investisseurs considérant la théorie de la marche aléatoire ne doivent donc pas investir sur ce marché.

Quelles sont cependant les limites de cette théorie ?

Tout d'abord, ce livre de Burton Malkiel date de plus de 35 ans, et depuis beaucoup de choses ont changé. A cette époque, les grandes institutions dominaient le marché, grâce à une meilleure maîtrise de l'information (l'information était asymétrique), et parce que les frais de transaction étaient très élevés, dissuadant ainsi les investisseurs individuels d'entrer sur ce marché.

Maintenant, avec le développement d'Internet et de la possibilité de passer des ordres en ligne, l'information est devenue très peu coûteuse, accessible à tous et en temps réel, et les ordres peuvent être passés à moindre coût, quasi-instantanément. Ce développement a créé une très forte augmentation des volumes d'échanges et donc indirectement une augmentation de la volatilité. Hors la volatilité ayant tendance à créer des anomalies, cela permet aux investisseurs rationnels de battre le marché en exploitant ces failles.

Dans l'oeuvre réponse "A non-random walk down Wall Street"⁸, Andrew W. Lo et A. Craig MacKinlay ont remis cette théorie en cause. Pour les deux auteurs, il est possible de battre le marché, mais cela est tout sauf facile; cela demande une recherche permanente, une amélioration continue et une innovation constante. Comme mis en avant dans l'introduction de ce papier, le thème central est que les marchés financiers sont prévisibles à un certain degré, mais loin d'être le symptôme d'une inefficience ou d'irrationalité, la prédictibilité est l'huile qui lubrifie les roues du capitalisme.

"Financial markets are predictable to some degree, but far from being a symptom of inefficiency or irrationality, predictability is the oil that lubricates the gears of capitalism."

⁸ A. W. Lo et A. C. MacKinlay, (2001), *A non-random walk down Wall Street*, Princeton University Press

3 - La détermination d'un taux de change d'équilibre

Pour déterminer si une monnaie est sous-évaluée ou surévaluée, il faut dans un premier temps évaluer le taux de change d'équilibre de long terme. Ce taux d'équilibre est une valeur de référence, permettant en théorie d'anticiper les variations futures. En effet, si une monnaie est surévaluée, elle devrait donc se déprécier sur le long terme afin de rejoindre son taux d'équilibre; et à l'inverse, si une monnaie est sous-évaluée, celle-ci devrait s'apprécier sur le long terme.

C'est pour cela que nous verrons dans cette partie les différentes techniques de détermination du taux de change d'équilibre, en exposant les limites de chacune de ces techniques.

3. 1 - La Parité du Pouvoir d'Achat (PPA)

La théorie de la parité du pouvoir d'achat suppose qu'un même bien doit coûter le même prix dans un pays ou dans un autre (loi du prix unique). Pour les pays ayant des monnaies différentes, cela implique donc que les taux de change doivent s'ajuster pour arriver à cet équilibre. Cette théorie, déjà soulevée par le célèbre économiste David Ricardo et popularisée par Gustave Cassel en 1920, permet de déterminer les taux de change qui existeraient si les différences de prix était éliminées par des arbitrages, afin d'arriver à un taux d'équilibre tel que le pouvoir d'achat soit identique peu importe la devise dans laquelle le montant est libellé.

La théorie de la parité du pouvoir d'achat absolue peut donc mathématiquement se résumer comme suivant:

$$S_t = P^*_t / P_t$$

avec S_t le taux de change d'équilibre entre le pays de référence et le pays extérieur. P^* le prix d'un panier de bien moyen dans le pays extérieur et P le prix d'un panier de bien moyen dans le pays de référence.

Si, pour reprendre un exemple célèbre, un Big Mac coûte 2 euros en France, et 3 dollars aux Etats-Unis, le taux de change doit être tel que le prix soit le même dans les deux pays, soit 1 Euro = 1,50 dollar.

Depuis la popularisation de cette théorie, de très nombreux auteurs l'ont étudiées, afin de

voir s'il était possible de l'appliquer à la réalité. Tout d'abord, un premier problème provient des hypothèses et des restrictions de base de cette théorie. Pour que celle-ci soit correcte, il faut une concurrence parfaite, sans réglementations ni coût de transport, et sans droits de douane. De plus, cette théorie suggère qu'il n'existe pas de biens non échangeables et non-homogènes, et que les produits sont des substituts exacts.

On comprend donc bien que, notre monde ne respectant pas les hypothèses de base, cette théorie ne soit pas efficiente à 100%. Les tests empiriques montrent une déviation permanente des taux de change par rapport à leur taux d'équilibre défini par la théorie de la PPA. Cela ne veut cependant pas dire que la PPA n'a aucune validité et n'influe pas sur les taux de change; il existe en effet une version relative de cette théorie, étudiant les variations de taux de change en fonction du différentiel d'inflation qui elle, est applicable à long terme. Cela signifie simplement que la PPA n'est pas un bon indicateur du taux de change d'équilibre, qui, comme souligné par Samuelson en 1964.

“Unless very sophisticated indeed, PPP is a misleading pretentious doctrine, promising us what is rare in economics, detailed numerical predictions”⁹

3.2 - Les modèles de détermination de l'équilibre récents

Afin de pallier aux difficultés de la théorie de la PPA de détermination de taux de change, de nombreux auteurs se sont intéressés, depuis le milieu des années 1980, au développement de modèle un peu plus complexe afin de déterminer un taux de change d'équilibre.

L'approche macro-économique du taux de change d'équilibre a été mise en avant par Williamson en 1985¹⁰. Le taux de change fondamental (approche FEER - Fundamental Exchange Equilibrium Rate) se base sur un équilibre interne, à savoir une économie sur son sentier de croissance potentielle non inflationniste, et un équilibre externe, caractérisé par une balance commerciale à un niveau soutenable.

Cette théorie vise à la fois la prévision du niveau d'équilibre de moyen terme et à la détermination d'un niveau de taux de change sur lesquels les pays pourraient réaliser un accord. La difficulté empirique résulte donc du fait qu'un accord doit être signé sur un objectif de balance commerciale cohérente, afin d'assurer que le taux de change garde un

⁹ P. Samuelson (1964), *The Collected Scientific Papers*

¹⁰ J. Williamson (1983), *The Exchange Rate System*, Institute for International Economics

état d'équilibre. Le problème est qu'un pays ne souhaite pas forcément être en permanence à un état d'équilibre; un pays peut vouloir changer son solde courant, si par exemple il a une dette importante et est contraint de réaliser un excédent commercial compte tenu des intérêts à payer pour rembourser sa dette. Pour finir, les économies des pays émergents n'ont souvent guère d'intérêt pour la notion de plein emploi et d'équilibre interne, étant donnée la masse de travailleurs potentiels (Inde, Chine...).

De ce fait, les hypothèses de base étant fragiles et la mise en place difficile, une nouvelle approche a été développée par Clark et MacDonald en 1997¹¹, l'équilibre comportemental (BEER - Behavioural Equilibrium Exchange Rate). Cette approche consiste à retenir un grand nombre de variables fondamentales (variables classiques qui seront décrites dans la seconde partie, mais aussi par exemple le taux de chômage, le prix du pétrole, les variations de divers indices boursiers...) pouvant avoir une influence sur le taux de change, puis de tester économétriquement ce modèle afin d'établir les relations ou non de cointégration entre ces variables et le taux de change. Basé sur le long terme, ce modèle ne cherche pas à expliquer les théories sous-jacentes et se place uniquement dans une optique économétrique. Le problème de ce genre de tests est qu'il est possible d'arriver à des résultats biaisés à cause d'erreurs dans le choix des variables sélectionnées (variable auto-corrélée, vitesse d'ajustement des variables différentes), et qu'un modèle économétrique n'ayant aucune justification économique est difficilement acceptable.

Très peu de temps après la mise en place de l'approche BEER, Stein et Allen¹² ont développée la théorie du taux de change naturel (NATREX - Natural Exchange Rate). Trois horizons sont distingués: le court, le moyen et le long terme. A court terme, le taux de change est fonction des spéculations de court terme, de facteurs cycliques, du stock d'actifs et des variables fondamentales - à moyen terme il ne dépend que du stock d'actifs et des variables fondamentales - à long terme, le taux de change est uniquement fonction des fondamentaux. Le modèle considéré dans cette étude se rapproche d'un modèle NATREX; à long terme le taux de change dépend uniquement des fondamentaux, variables fondamentales que nous allons décrire dans la partie suivante.

¹¹ P. Clark, R. McDonald, (1997), "Exchange rates and economic fundamentals: a methodological comparison of BEERs and FEERs », *IMF Working Paper*.

¹² J. Stein, P. Allen, (1997), "Fundamentals Determinants of Exchange Rate", Oxford University Press.

4 – Les variables influant en théorie sur les variations de taux de change

Afin de déterminer si les variables fondamentales ont une influence sur les variations du taux de change, nous étudierons le couple euro-dollar, sur la période 1999-2008, en prenant en compte les variables explicatives suivantes : différentiel d'inflation, différentiel de taux d'intérêt, différentiel de productivité et différentiel de dépense gouvernementale. Le modèle peut donc se résumer comme suivant :

$$S = \alpha + \beta_1 (inf - inf^*) + \beta_2 (r - r^*) + \beta_3 (bop - bop^*) + \beta_4 (cr - cr^*) + u_t$$

Avec S le logarithme du taux de change, α une constante, $(inf - inf^*)$ le différentiel d'inflation, $(r - r^*)$ le différentiel de taux d'intérêt, $(bop - bop^*)$ le différentiel de balance commerciale en pourcentage du PIB et $(cr - cr^*)$ le différentiel de croissance et enfin u_t un terme d'erreur. Le modèle considère aussi les retards jusqu'à 12 périodes de chaque variable (non inscrit dans la formule du modèle dans un souci de clarté).

Nous nous baserons sur des exemples entre la parité euro-dollar pour expliquer comment les variables influent en théorie ; mais ces explications sont bien évidemment valables pour tout autre couple de monnaie.

Une étude réalisée par la compagnie « Consensus Economique »¹³ montre l'importance de diverses variables économiques sur le taux de change. Un panel choisi a donc eu pour mission de noter les variables économiques sur 10 selon leur importance (0 pour aucune influence, et 10 pour une influence très forte). Voici les résultats de cette étude sur le couple euro-dollar :

¹³ "The World's leading macroeconomic Survey Firm - <http://www.consensuseconomics.com>"

Tableau 3.1 – Sondage des variables influant sur le taux de change euro-dollar

<i>Exchange Rates per US\$</i>	Relative Growth	Inflation Differential	Trade/ Current Account	Interest Rate Differentials Short (Long)	Equity Flows	Other Factors (Score)
Euro	5.4	4.3	5.0	7.4 (5.5)	4.4	<i>Productivity (6)</i>

En accord avec la littérature existante, nous nous concentrerons sur le différentiel de croissance, le différentiel d'inflation, le déficit de balance commerciale et le différentiel de taux d'intérêt.¹⁴

4.1. - Le différentiel d'inflation

4.1.1. A - La théorie

Cette théorie est une dérivée de la théorie de la parité du pouvoir d'achat, présentée cette fois-ci en terme relatif. Elle suppose qu'un différentiel d'inflation positif entraîne une appréciation de même ampleur du taux de change. La théorie de la parité du pouvoir d'achat relative peut donc s'écrire comme suivant :

$$(1) \quad S_t / S_{t-1} = (P^*_t / P^*_{t-1}) / (P_t / P_{t-1})$$

Avec (S_t / S_{t-1}) le logarithme du taux de change à une date t, (P^*_t / P^*_{t-1}) le logarithme des variations de prix dans le pays extérieur et (P_t / P_{t-1}) le logarithme des variations de prix dans le pays de référence.

Pourquoi réaliser une transformation logarithmique sur toutes les variables ne représentant pas un pourcentage, comme par exemple ici l'indice de prix? Tout d'abord car en prenant ensuite la 1^{ère} différence $\ln(X_t) - \ln(X_{t-1})$, cela correspond à une approximation assez précise de la variation de X entre la période t et la période t-1

$$(2) \quad \ln(X_t / X_{t-1}) = \ln(X_t) - \ln(X_{t-1}) \approx (X_t - X_{t-1}) / X_{t-1}$$

¹⁴ Nous ne traiterons pas de la variable "Equity Flows" du fait de la complexité d'étude de celle-ci (ajustement non-linéaire, microstructure market...)

De plus, en utilisant le logarithme, cela permet de voir les coefficients de la régression comme des élasticités ; c'est-à-dire le degré de sensibilité (ou le pourcentage de changement) d'une variable envers une autre.

En appliquant (2) dans (1), on trouve donc que la variation de taux de change est égale à au différentiel d'inflation entre le pays extérieur et le pays de référence.

$$(3) \Delta S = \Delta inf^* - \Delta inf$$

Reprenons l'exemple du Big Mac évoqué dans la partie sur la parité du pouvoir d'achat absolu (un Big Mac coûtant 3 dollars aux Etats-Unis et 2 euros en France et le taux de change étant défini tel que 1 Euro = 1,50 dollars). Supposons que l'inflation en Europe soit de 5%, alors que l'inflation aux Etats-Unis ne soit que de 3%. Au bout d'un an, le prix d'un Big Mac sera donc de 2,10 euros en France et de 3,09 dollars aux Etats-Unis. Le taux de change sera donc environ 1 Euro = 1,47 dollar (3,09 divisé par 2,10).

Le différentiel d'inflation positif de 2% aura entraîné une dépréciation de même ampleur du taux de change. ***Il y a donc bien une relation inverse entre le différentiel d'inflation et les taux de change ($\Delta inf - \Delta inf^* = - \Delta S$).***

4.1.2 - Les tests empiriques

Sur le court terme, le consensus de la part des économistes est que la théorie du différentiel d'inflation est rejetée. Ce résultat a par exemple été confirmé, pour ne citer qu'eux, par Ramirez (1996)¹⁵, Molina (2003)¹⁶, Chang et Song (2008)¹⁷.

Sur le long terme, les avis sont partagés et il n'y a pas de véritables accords sur la validité ou non de cette théorie. Cependant, de nombreuses études, comme par exemple celles d'Obstfeld et Taylor (1996)¹⁸, de Froot et Rogoff (1997)¹⁹, ou encore de Duarte (2000)²⁰, montrent qu'il existe une relation de long terme entre le différentiel d'inflation et les

¹⁵ D. Ramirez, S. Khan (1996), "A cointegration analysis of purchasing power parity: 1973-96", *International Advances in Economic Research*, Vol5 . Pages 369-385

¹⁶ A. Molina (2003) "Analyse de la théorie de la parité du pouvoir d'achat dans le cas de la Suisse"

¹⁷ Y. Chang, W. Song (2008) "Testing for unit roots in small panels with short-run and long-run cross-sectional dependencies"

¹⁸ M. Obstfeld A. Taylor, (1996) "Nonlinear Aspects of Goods-Market Arbitrage and Adjustment: Heckscher's Commodity Points Revisited."

¹⁹ K. Froot, K. Rogoff (1997) "Perspectives on PPP and long-run exchange rates", *Handbook of International Economics*

²⁰ A. P. Duarte (2000), "Purchasing power parity: an empirical study of three EMU country", *International Finance*

variations du taux de change. Bien que les variations ne soit pas exactement de même ampleur, le signe de la variation du taux de change (appréciation ou dépréciation) est en majorité en accord avec le signe du différentiel d'inflation (respectivement négatif et positif).

4.1.3- Calcul du différentiel de taux d'inflation

Afin de déterminer l'inflation, la donnée prise en compte est l'indice des prix à la consommation (CPI – Consumer Price Index). Cet indice calcul un niveau moyen des prix des biens et services finaux représentatifs, pondérés par leur poids dans la consommation moyenne des ménages. Cela permet de calculer l'inflation d'un pays, un passage d'un niveau de 100 à un niveau de 102 sur un an implique une inflation de 2%. Cette donnée macro-économique est disponible à fréquence mensuelle. L'inflation est calculée en prenant les variations de cet indice pour une période annuelle, définies telles que :

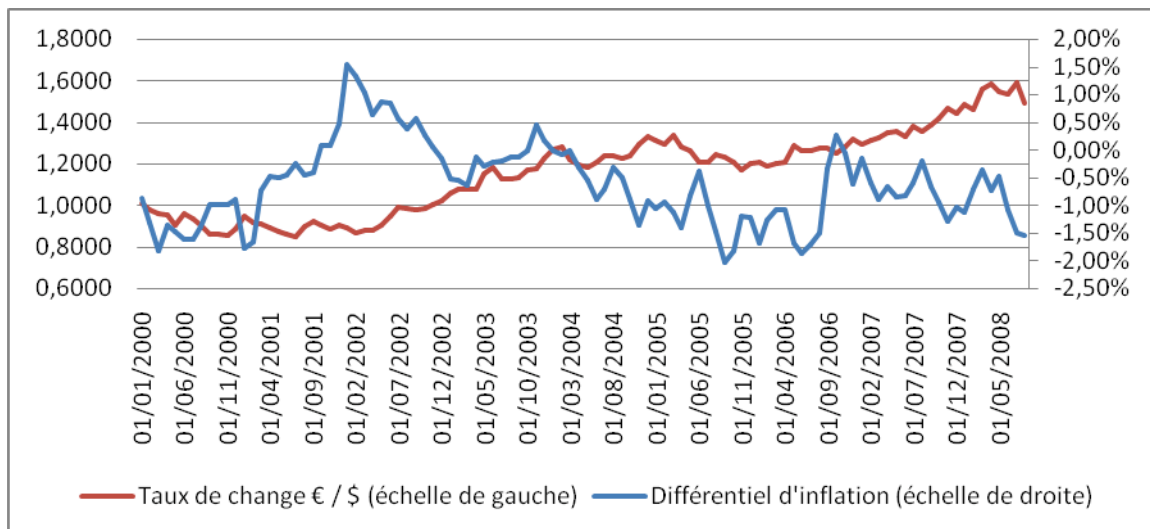
$$inf = (cpi - cpi(-12)) / cpi(-12)$$

Et donc logiquement le différentiel d'inflation est défini tel que :

$$dinf = inf - inf^*$$

ou *inf* représente l'inflation dans le pays de référence et *inf** l'inflation dans le pays extérieur.

Figure 4.1 – Différentiel d'inflation Europe/Etats-Unis et Taux de change



4.2 - Le différentiel de taux d'intérêt

4.2.1 - La théorie

La relation de parité d'intérêt non-couverte (PTINC) suppose qu'un placement dans une devise rapporte la même chose qu'un placement dans une autre (placement sans risque). Etant donné que les taux d'intérêt sont différents dans chaque pays, cela entraîne donc que le taux de change doit s'ajuster de manière à compenser le gain réalisé en plaçant dans un pays où les taux d'intérêt sont plus élevés.

Imaginons que les taux d'intérêt soient 4% en Europe et de 2% aux États-Unis. À une date t , le taux de change euro-dollar est 1 Euro = 1,50 dollar. Prenons le cas d'un investisseur américain qui dispose de 150.000 dollars à investir.

S'il choisit d'investir ce montant, soit 100.000 euros en Europe à un taux de 4% il disposera donc, au bout d'un an, de 104.000 euros. S'il choisit au contraire d'investir aux États-Unis, il aura 153.000 dollars (150.000 dollar placé à 2%) au bout d'un an. Selon la parité non-couverte des taux d'intérêt, un investissement doit rapporter la même chose dans chaque pays, ce qui entraîne un ajustement tel que 104.000 euros = 153.000 dollars, soit 1 Euro = 1,4712 dollar. Une monnaie ayant un taux d'intérêt plus élevé aura donc tendance à se déprécier à terme, et inversement, une monnaie ayant un taux d'intérêt plus bas s'appréciera.

Cependant, à court terme, cette relation est discutée parce qu'un différentiel de taux d'intérêt positif aura tendance à entraîner une arrivée de capitaux, et donc une hausse du taux de change.

4.2.2 - Les tests empiriques

Ce cadre d'analyse théorique est souvent mis à défaut dans la pratique, surtout à court terme. Froot (1990)²¹ a montré que sur 75 études empiriques testant cette théorie, jusqu'à un horizon de un an, le pays ayant un taux d'intérêt à court terme supérieur de 100 points de base voit sa monnaie s'apprécier en moyenne de 0,9%, alors qu'en théorie, elle aurait dû se déprécier en moyenne de 0,9%.

²¹ K. Froot (1990), "Short rates and expected asset returns" *NBER Working paper* n°324

Ces résultats sont confirmés par les tests de Meredith et Chinn (2005)²², qui en prenant un panel comprenant des observations plus récentes, montrent que les pays qui présentent un taux d'intérêt à court terme supérieur de 100 points de base voient leurs monnaies s'apprécier en moyenne de 0,5% à un horizon d'un an.

Pour une durée inférieure ou égale à un an, la théorie est clairement rejetée, et même plus étonnant, les variations de taux de change suivent une trajectoire complètement opposée. Cette anomalie à court terme a aussi été démontrée par Engel (1996)²³, Backus, Foresi et Telmer (2001)²⁴.

Meredith et Chinn (2005) ont aussi testé cette relation sur un horizon de 3 ans, et dans ce cas les résultats sont plus probants ; le taux de change varie dans la trajectoire indiquée par la théorie, mais pas dans la même ampleur. Pour un horizon de 10 ans, le taux de change s'approche du taux déterminé par la parité non-couverte des taux d'intérêt ; la théorie est donc acceptée. Ces résultats ont aussi été confirmés par Alexius (2001)²⁵.

4.2.3 - Calcul du différentiel de taux d'intérêt

Le différentiel de taux d'intérêt est calculé en prenant les taux d'intérêt interbancaires à trois mois de chaque pays (taux IBOR – Interbank Offered Rate). Ce taux représente le taux auxquels les banques de première catégorie se prêtent de l'argent, sans que le prêt ne soit gagé par quelques actifs que ce soient. Bien que ce marché ne représente en volume qu'une infime partie du marché monétaire, c'est sur celui-ci que repose une bonne partie du marché immense des produits dérivés financiers repose. Les indices IBOR sont différents selon les pays étudiés avec par exemple :

- LIBOR : London Interbank Offered Rate (Angleterre)
- EURIBOR: Euro Interbank Offered Rate (zone Euro)
- STIBOR: Stockholm Interbank Offered Rate (Suède)
- TIBOR: Tokyo Interbank Offered rate (Japon)

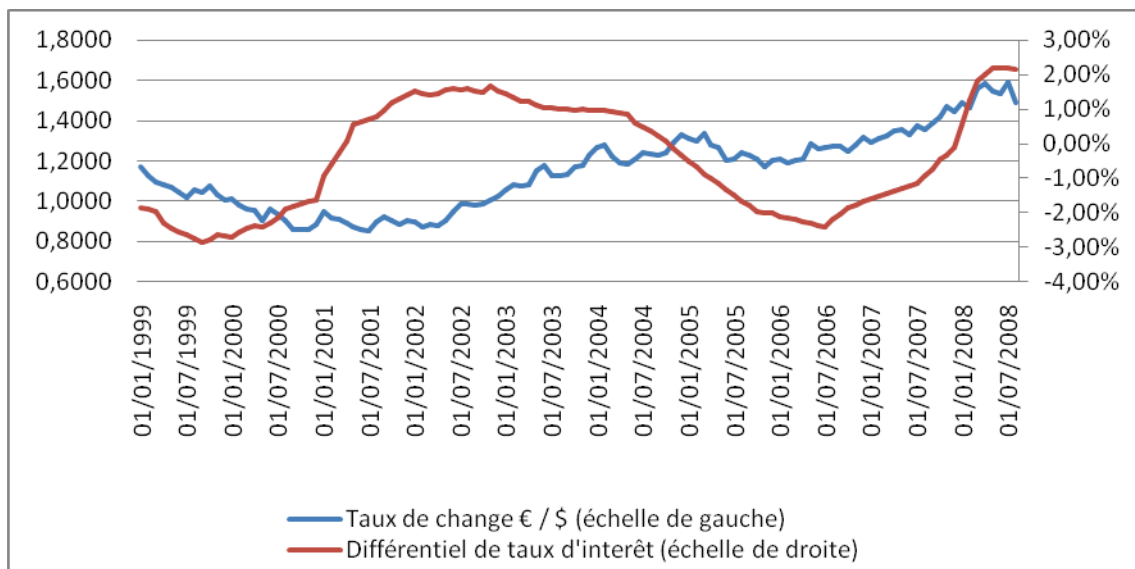
²² M. D. Chinn, G. Meredith (2005), "Testing uncovered interest parity at short and long horizon during the post Bretton Woods era", *NBER Working paper n°11077*

²³ C. Engel (1996), "The forward discount anomaly and the risk premium: A survey of recent evidence", *Journal of Empirical Finance* 3, 123-192"

²⁴ D. Bacchus, S. Foresi, C. Telmer (2001) "Affine term structure model and the forward premium anomaly", *The journal of finance vol LVI, no 1*

²⁵ A. Alexius (2001), "Uncovered interest parity revisited", *Review of international economics* 3

Figure 4.2 – Différentiel de taux d'intérêt Europe/États-Unis et Taux de change



4.3- Le différentiel de croissance

4.3.1 - La théorie

Une économie qui à une croissance plus forte qu'une autre, attirera plus facilement des investissements de long terme, car les rendements devraient être supérieur. Ceci entraîne une hausse de la demande de la monnaie ayant la croissance la plus forte, et donc une appréciation de celle-ci. Si l'on suppose que la croissance approxime la productivité d'une économie, cela revient à considérer l'effet Balassa-Samuelson²⁶; selon cette théorie, une plus forte productivité dans l'économie nationale (soit un différentiel positif de productivité), doit entraîner une appréciation du taux de change.

On a beaucoup entendu parler de cette théorie au début des années 2000, au moment où l'Euro était à un niveau très bas par rapport au dollar. Les économistes expliquaient que cette faiblesse était due au différentiel de croissance négatif (soit une croissance en Europe inférieure à la croissance Américaine) et que pour que l'Euro s'apprécie il faudrait voir une croissance économique dans la zone Euro

4.3.2 -Les tests empiriques

²⁶ Samuelson P. (1964), "Theoretical Notes on Trade Problems", *The Review of Economics and Statistics* 46: 145-154.
Balassa B. (1964), "The Purchasing-Power Parity Doctrine: A Reappraisal", *Journal of Political Economy* 72: 584-596.

Dans un papier de 2007, Josip Tica et Ivo Druzic²⁷ ont réalisé une étude extrêmement intéressante, en reprenant et en synthétisant cinquante-huit études empiriques testant la relation entre le différentiel de productivité et le taux de change depuis 1964. Le résultat de cette étude montre une forte relation entre les variations de productivité et les variations de prix ; sur les cinquante-huit études prise en compte, seulement six arrivent au résultat d'un coefficient de mauvais signe ou non-significatif. La productivité a donc une influence sur l'inflation, les problèmes pour tester les relations entre productivité et taux de change seront donc semblables aux problèmes pour déterminer le lien entre ce dernier et l'inflation. Ceci est en accord avec les résultats empiriques qui montrent qu'une relation de cointégration entre productivité et taux de change est loin d'être évidente, tout du moins à court terme.

Drine et Rault (2004)²⁸ ont au contraire montré une relation de long-terme entre le productivité et taux de change pour 8 pays sur les 12 étudiés.

« They prove to be able to put in evidence a significant cointegrating relationship between real exchange rate and per capita GDP (as an indicator of economic growth). »

4.3.3 - Calcul du différentiel de taux de croissance

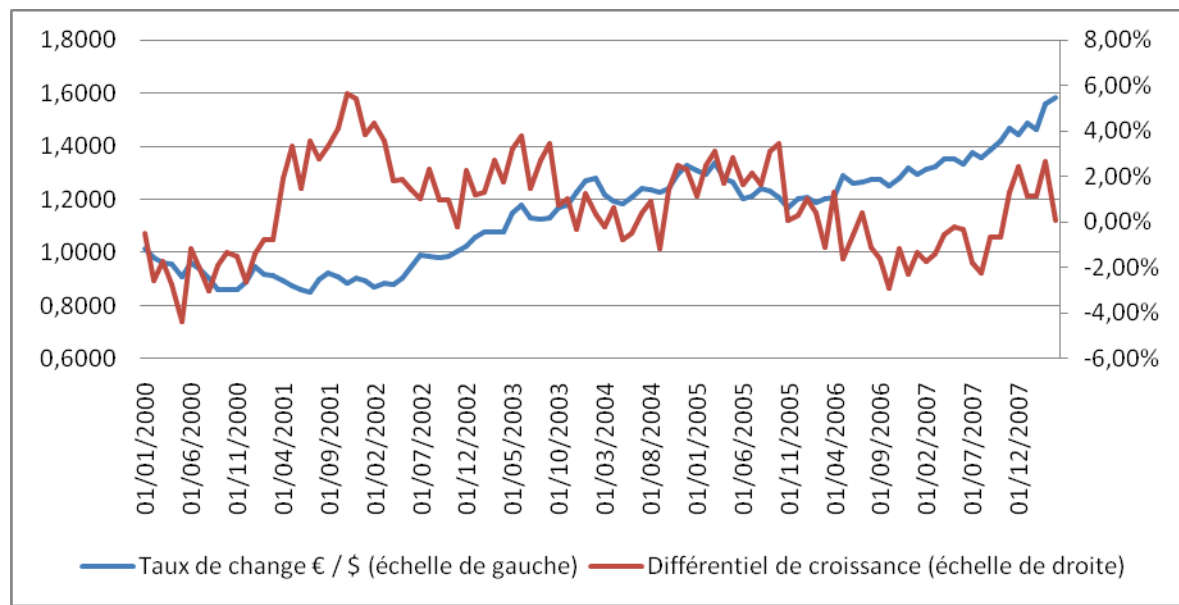
Le différentiel de croissance est calculé en prenant en compte l'indice de production industrielle de chaque pays. Ce dernier est communiqué mensuellement et permet de mesurer le niveau de productions de l'ensemble des industries d'un pays. Pour calculer le taux de croissance annuelle à partir de cet indice, il faut réaliser le calcul suivant (calcul similaire à celui de l'inflation avec l'indice des prix à la consommation):

$$cr = (prod - prod(-12)) / prod (-12)$$

²⁷ J. Tica, I. Družić (2007) "The Harrod-Balassa-Samuelson effect : a survey of empirical evidence", *Working Paper Series, Paper No. 06-07*

²⁸ I. Drine, C. Rault (2004) "Can the Balassa-Samuelson theory explain long-run real exchange rate movements in OECD countries?", *Applied Financial Economics*.

Figure 4.3 – Différentiel de croissance Europe/Etats-Unis et Taux de change



4.4 - Le différentiel de balance commerciale

4.4.1 -La théorie

Une donnée importante pour la détermination du taux de change est la balance commerciale d'un pays. Pour reprendre l'étude du couple euro-dollar, une donnée théorique importante est le déficit américain colossal.

De nombreux économistes estiment que le dollar devrait donc se déprécier, afin de ramener le compte courant américain à un niveau soutenable. En effet, une baisse du taux de change entraîne une augmentation des prix des produits importés, réduisant donc les importations au profit des produits et services fabriqués aux Etats-Unis, ainsi qu'une augmentation des exportations (car celles-ci deviennent plus intéressantes pour les autres pays). Ces deux effets auront donc pour conséquence la réduction du déficit extérieur. Si du jour au lendemain, les Etats-Unis devaient rembourser leur dette, des analystes ont prévu un effondrement du dollar, qui perdrait entre 40 et 50% de sa valeur. Bien que ce scénario n'ait presque aucune chance de se réaliser, cela montre la dépendance des Etats-Unis envers les pays extérieurs ; dépendance qui devra un jour ou l'autre se résorber.

Un différentiel de balance commerciale positif entrainera donc en théorie une appréciation de la monnaie de référence; un différentiel négatif une dépréciation de celle-ci.

4.4.2 -Les tests empiriques

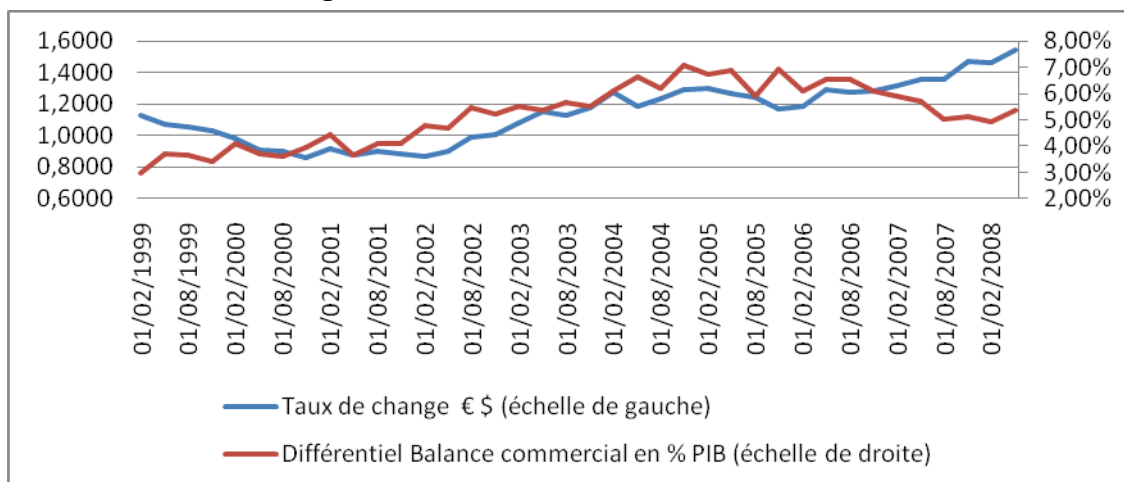
Bien que la théorie semble être tout à fait logique, il est difficile d'appliquer celle-ci à la réalité. Une étude réalisée par le site « Economics about »²⁹ a étudié les parités du dollar américain et est arrivée à une conclusion mitigée ; la théorie s'applique parfois sur certaines périodes mais n'est pas réellement applicable à la réalité.

Ces résultats sont similaires à ceux de nombreuses autres études, principalement car l'hypothèse de soutenabilité de la balance commerciale n'est peut-être pas bonne. Un pays comme les Etats-Unis, avec un déficit de balance commerciale supérieur à 5% du PIB et une monnaie toujours forte est un exemple parmi d'autres de la difficulté d'application de cette théorie.

4.4.3 - Calcul du différentiel de balance commerciale en % du PIB

Le solde de la balance commerciale en pourcentage du Produit Intérieur Brut (PIB) correspond à la valeur des exportations moins la valeur des importations, le tout divisé par le PIB. Les données de la balance commerciale d'un pays ne sont disponibles que trimestriellement, il a donc fallu réaliser un changement afin d'avoir des données à la même périodicité (c'est-à-dire à une périodicité mensuelle), que pour les autres variables. Ce changement sera détaillé dans la partie consacrée à l'analyse de la variable en question.

Figure 4.4 – Différentiel de balance commerciale Europe/Etats-Unis en pourcentage du PIB et Taux de change



²⁹ M. Moffatt, "The Trade Deficit and Exchange Rates – Conclusion" [Abouts.com](http://economics.about.com/cs/analysis/a/tradeconclusion.htm)
<http://economics.about.com/cs/analysis/a/tradeconclusion.htm>

5 – Les tests économétriques réalisés

Il est très important de savoir si une série est stationnaire ou non-stationnaire (présence de racine unitaire). En effet, il n'est pas possible de réaliser de régression avec des variables non-stationnaires, car cela entraîne des résultats incorrects, connu sous le nom de régression fallacieuse (spurious regression). Cela est dû au fait que la distribution des paramètres de la régression ne suit alors plus une loi de Student mais un mouvement brownien.

Cependant il est possible d'effectuer une régression avec des variables stationnaires uniquement si les variables sont cointégrées. Je vais donc dans un premier temps effectuer les tests de Dickey-Fuller, afin de voir si les variables prises en compte sont stationnaires ou non-stationnaires.

Pour un différentiel positif, voici le signe attendu des coefficients des tests économétriques. Un signe attendu (+) indique une appréciation du taux de change, tandis qu'un signe (-) indique une dépréciation attendue. Nous considérerons la relation de long terme entre taux d'intérêt et taux de change, impliquant qu'un différentiel positif de taux d'intérêt entraînera une dépréciation du taux de change, car un investissement doit rapporter la même chose dans chaque pays (parité non-couverte des taux d'intérêt)

Tableau 5.1 – Différentiel des variables et signes théoriques attendus

	Différentiel	Signe attendu
Différentiel Inflation	+	(-)
Différentiel Intérêt	+	(-)
Différentiel Croissance	+	(+)
Différentiel de balance	+	(+)

Après avoir montré les variables fondamentales influant en théorie sur le taux de change, nous allons donc étudier le modèle économétrique suivant :

$$S = \alpha + \beta_1 (inf - inf^*) + \beta_2 (r - r^*) + \beta_3 (bop - bop^*) + \beta_4 (cr - cr^*) + u_t$$

Nous allons étudier différents tests de ce modèle sur les neuf parités envers l'euro, à savoir :

- Euro / Dollar américain
- Euro / Livre Sterling
- Euro / Yen Japonais
- Euro / Franc Suisse
- Euro / Dollar Australien
- Euro / Dollar Nouveau-Zélandais
- Euro / Couronne Suédoise
- Euro / Couronne Norvégienne
- Euro / Dollar Canadien

Tout d'abord nous allons réaliser un test de racine unitaire sur toutes les variables mises en jeu, avant de réaliser un test de cointégration sur les couples étudiés.

5.1-- Test de Dickey Fuller

5.1.1 – Théories et démarches

Les tests de Dickey-Fuller permettent de tester l'hypothèse nulle de racine unitaire (la variable est non- stationnaire), contre l'hypothèse alternative d'absence de racine unitaire (la variable considérée est stationnaire).

Une variable est stationnaire si elle répond aux trois critères suivants³⁰ :

- L'espérance est constante (elle est inchangée dans le temps)
- La variance est constante dans le temps
- La covariance entre une composante d'une date t et une composante d'une autre date (t-q) ne dépend que de l'écart de temps (le « retard ») θ entre les dates, et non de la date t elle-même.

Le modèle autorégressif simple d'ordre p AR(p) s'écrit de la façon suivante

$$X_t = \mu + \varphi_1 X_{t-1} + \varphi_2 X_{t-2} + \dots + \varphi_p X_{t-p} + \beta_t + u_t$$

³⁰ Eric Dor (2004), *Econométrie*, Définition des processus stochastiques stationnaires, p151

Avec le processus stochastique u_t bruit blanc³¹. En prenant la première différence pour le modèle ci-dessus, cela donne la relation suivante :

$$X_t - X_{t-1} = \mu + (p-1)X_{t-1} + \lambda_1(X_{t-1} - X_{t-2}) + \lambda_2(X_{t-2} - X_{t-3}) + \dots + \lambda_{p-1}(X_{t-p+1} - X_{t-p}) + \beta_t + u_t$$

Ces tests, créés dans les années 1970 par les statisticiens D. A Dickey et W.A Fuller, considèrent trois modèles différents :

- Test de racine unitaire
- Test de racine unitaire avec constance sans tendance
- Test de racine unitaire avec constante et tendance

Il convient donc dans un premier temps de déterminer, pour chaque variable, s'il y a présence ou non de constante et de tendance. Afin de voir s'il faut utiliser un modèle avec ou sans tendance, il suffit de tracer le graphique de la série ; si la série n'augmente pas ou ne diminue pas systématiquement dans le temps, alors il n'y a pas de tendance (et inversement, il y a présence de tendance si le graphique de la série augmente ou diminue systématiquement au cours du temps).

Ensuite, en prenant un nombre de retard p convenable, on réalise un test de Dickey-Fuller, puis on estime à nouveau le modèle avec un nombre de retard p plus petit, jusqu'à ce que l'on s'arrête à la valeur de p telle que :

- Il s'agisse de la plus petite valeur de p pour laquelle le résidu e n'est pas autocorrélé.
- Le critère d'information AIC2 est maximisé (critère mis en avant automatiquement sous TSP)

Le choix du nombre de p au départ est importante car si ce nombre est insuffisant, le nombre de retard influant réellement sera erroné, et si le nombre de retard est trop important, la puissance du test est réduite et peut entraîner à un rejet erroné de l'hypothèse nulle.

³¹ Un bruit blanc est un processus stochastique dont la composante à chaque date a une espérance nulle et la même variance, et dont des composantes à des dates différentes ont une covariance nulle – Econométrie
Eric Dor

Pour finir, on regarde la valeur du T-statistique et on la compare à la table de distribution spéciale de Dickey-Fuller. Si la valeur du T-statistique est inférieure à cette valeur critique, alors on rejette l'hypothèse de racine unitaire, si elle est supérieure, on ne la rejette pas. Voici la table de Dickey-Fuller pour un intervalle de confiance de 5% :

Tableau 5.2 – Table de Dickey-Fuller

Taille de l'échantillon	Tnc*	Tc*	Tct*
25	-1.95	-3.00	-3.60
50	-1.95	-2.93	-3.50
100	-1.95	-2.89	-3.45
250	-1.95	-2.88	-3.43
500	-1.95	-2.87	-3.42
∞	-1.95	-2.86	-3.41

Ou Tnc* représente le cas sans constante et sans tendance, Tc* le cas avec constante et sans tendance et enfin Tct* lorsqu'il y a présence de constante et tendance.

Il existe aussi deux autres tests permettant de tester la présence ou non de racine unitaire ; le test de Philips et Perron et celui du Weighted-Symetric. Nous n'expliquerons pas ici les détails techniques de ces deux tests, mais simplement nous les avons utilisés afin de vérifier les résultats apportés par le test de Dickey-Fuller. En utilisant trois tests à la place d'un seul, cela permet de vérifier que le résultat est le bon (si les trois tests donnent les mêmes résultats, on peut considérer que les résultats du test de racine unitaire sont exactes) ou cela permet d'attirer l'attention si les trois résultats ne sont pas identiques. Dans ce dernier cas, il convient donc d'effectuer des tests plus en profondeur pour comprendre d'où viens le problème et ainsi déterminer avec plus de certitudes si la variable contient une racine unitaire ou non.

Tous les tests ont été réalisés en considérant la présence d'une constante, et afin de déterminer la présence ou non de tendance, nous avons simplement réalisé les graphiques des séries et regardé si il y avait une augmentation ou une diminution systématique. Nous considérons un retard maximum de 12 périodes pour l'ensemble des variables.

5.1.2 – Test de racine unitaire du taux de change

Dans un premier temps, il convient donc de réaliser les tests de racine unitaire sur la variable explicative, le logarithme du taux de change. Les parités de l'euro envers les autres monnaies (définie par la variable TC), représente le nombre d'unité d'une monnaie Y que l'on obtient avec 1 Euro. Nous allons montrer et expliquer le code réalisé sous TSP³² pour le calcul de racine unitaire de cette variable, et nous montrerons simplement les résultats et conclusions pour les variables suivantes.

PROGRAM COMMAND

```
| 1 FREQ M;
| 2 SMPL 1999:1 2008:8;
| 3 READ(FILE='F:\TSP\TC.XLS');
| 4 LTC=LOG(TC)
| 5 COINT(DF,PP,WS,CONST,MAXLAG=12,TREND) LTC ;
| 6 SMPL 1999:2 2008:8;
| 7 DLTC=LTC-LTC(-1);
| 8 COINT(DF,PP,WS,CONST,MAXLAG=12,NOTREND) DLTC ;
```

Que signifie donc ce programme? On définit tout d'abord la fréquence des observations M (mensuelle), puis on définit l'échantillon à étudier de Janvier 1999 (1999 :1) à Aout 2008 (2008 :8). Ensuite, on charge le fichier Excel, fichier comprenant simplement une colonne « Date » et une colonne « TC » comprenant le taux de change euro-dollar. Puis on définit la variable LTC, et on réalise ensuite un test de racine unitaire sur cette variable. DF corresponds au test de Dickey-Fuller, PP à celui de Phillips-Peron et WS au test Weighted symmetric. Comme dit précédemment, on considère un retard maximum de 12. Les résultats de ce test sont les suivant :

Unit root tests for LTC

=====

Summary of Unit root tests

	TestStat	P-value	Num.lags
Wtd.Sym.	-0.61683	0.99139	3.00000
Dickey-F	-2.42885	0.36440	4.00000
Phillips	-8.50254	0.54446	4.00000

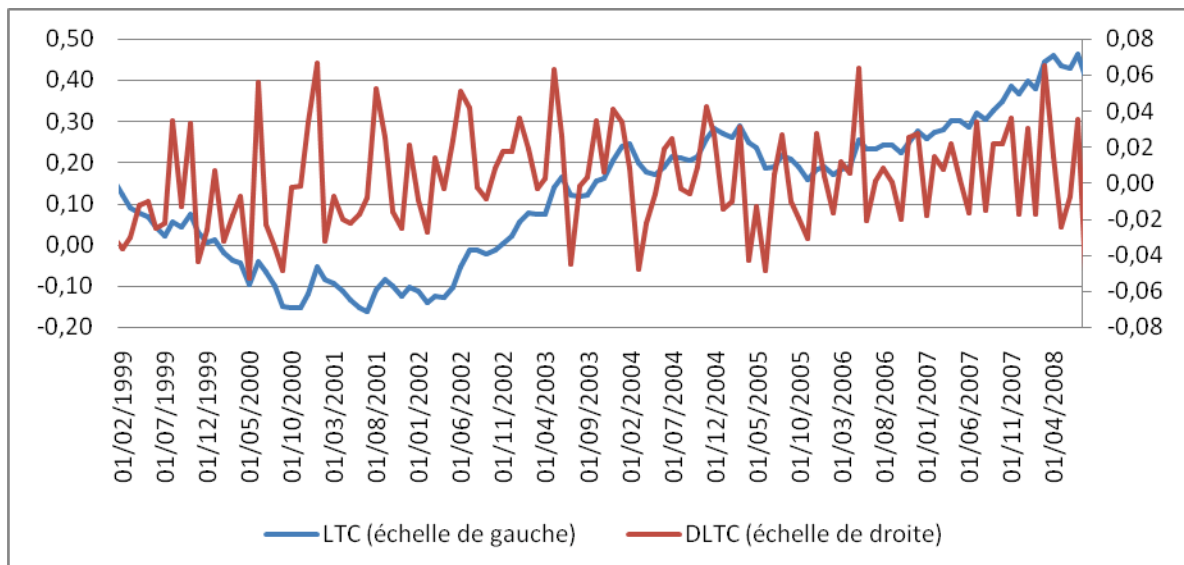
³² TSP (Time Series Processor) est un logiciel économétrique permettant de réaliser une multitude de tests. Pour plus d'informations <http://www.tspintl.com/>

TSP choisit automatiquement la meilleure option minimisant un critère défini, à savoir le critère AIC2 (critère Akaike). En regardant la valeur du TestStat et de la p-value, on voit qu'on ne peut pas rejeter l'hypothèse nulle de présence de racine unitaire. Le logarithme du taux de change est un processus intégré qui présente une racine unitaire d'après tout les tests utilisés (p-value supérieur à 0,05).

Il convient donc maintenant de déterminer l'ordre d'intégration de cette variable. Une variable est intégrée d'ordre 0, $I(0)$ si elle est stationnaire. Une variable est intégrée d'ordre 1, $I(1)$, si celle-ci contient une racine unitaire, mais que sa première différence n'en contient pas ; il faut donc utiliser un niveau de différence pour que la variable devienne stationnaire. Une variable est intégrée d'ordre 2, $I(2)$, si elle contient une racine unitaire et que sa première différence contient elle aussi une racine unitaire, mais que sa seconde différence ne contient pas de racine unitaire.

Pour cela, nous réalisons les mêmes tests sur la première différence du logarithme du taux de change. Nous redéfinissons donc la période d'étude, qui commence donc en Février 1999 afin de pouvoir appliquer la première différence de la variable. En faisant le graphique, on voit qu'il n'y a pas présence de tendance (ce qui explique le NOTREND dans le code TSP)

Figure 5.1 – Graphique de LTC (logarithme du taux de change) et DLTC



Unit root tests for DLTC

=====

Summary of Unit root tests

	TestStat	P-value	Num.lags
Wtd.Sym.	-5.87671	2.17828D-06	2.00000
Dickey-F	-4.93628	0.000029626	3.00000
Phillips	-74.16332	1.34196D-08	3.00000

DLTC est stationnaire et n'a pas de racine unitaire selon tous les tests réalisés. La variable du logarithme du taux de change est donc intégrée d'ordre 1, I(1).

Ce résultat est parfaitement en accord avec la littérature existante, et pour ne citer que quelques études, est confirmé par Enders et Hurn (1990)³³, Parikh et Wakerly (2000)³⁴, Engel et West (2005)³⁵...

Voici les résultats (p-value) de tests de racine unitaire du taux de change pour les 9 parités étudiées. Une valeur inférieure à 0,05 conclue à un rejet de l'hypothèse de racine unitaire ; une valeur supérieure à une acceptation de l'hypothèse (avec un intervalle de confiance de 95%)

Tableau 5.3 – P-value de la variable LTC (logarithme du taux de change)

	Dickey-Fuller	Phillips-Perron	Weigh-Sym
Dollar américain	0.93101	0.90293	0.89849
Livre sterling	0.89330	0.90071	0.98044
Yen japonais	0.81490	0.91411	0.98429
Franc suisse	0.55981	0.30328	0.75772
Dollar Australien	0.90213	0.72624	0.87372
Dollar Nouveau-Zél.	0.66869	0.62630	0.66716
Couronne Suédoise	0.80361	0.56251	0.71944
Couronne Norvégienne	0.82563	0.59667	0.89985
Dollar Canadien	0.36957	0.24346	0.20071

Comme on peut le voir dans le tableau, toutes les valeurs sont très fortement supérieures à 0,05, la variable LTC contient donc une racine unitaire. Il convient alors d'étudier la variable DLTC, afin de voir si celle-ci est stationnaire ou non. L'hypothèse de racine

³³ W. Enders, S. Hum (1990), « Common trends and real exchange rate »

³⁴ A. Parikh, E. Wakerly (2000) « Real exchange rate and unit roots » *Review of World Economics*

³⁵ C. Engel, K. West (2005) « Exchange Rate and Fundamentals » *Journal of Political Economy* 113

unitaire étant rejetée (p-value de la variable DLTC très largement inférieur à 0,05), on peut donc en conclure que la variable LTC est intégré d'ordre 1, et ce pour tous les couples de monnaies étudiées.

Tableau 5.4 – P-value de la variable DLTC (variation du log taux de change)

	Dickey-Fuller	Phillips-Perron	Weigh-Sym
Dollar américain	9.16358D-10	2.25953D-10	0.084393
Livre sterling	5.50857D-07	7.98361D-14	3.16297D-06
Yen japonais	9.13237D-09	4.91600D-11	1.12501D-07
Franc suisse	0.000092566	9.57775D-15	0.000013417
Dollar Australien	0.000010938	6.59589D-11	0.000032065
Dollar Nouveau-Zél.	4.11065D-06	6.68649D-11	7.17309D-06
Couronne Suédoise	3.67384D-06	1.19534D-13	6.14309D-06
Couronne Norvégienne	5.04930D-09	1.12441D-12	2.18638D-07
Dollar Canadien	5.02077D-07	1.48743D-10	2.60202D-06

5.1.3 – Test de racine unitaire des variables explicatives

Il faut donc dans un second temps réaliser les tests de racine unitaire sur toutes les variables explicatives, pour connaître leur ordre d'intégration afin de déterminer les tests à effectuer ultérieurement. La démarche à suivre est la même que précédemment, je présenterai donc plus rapidement les tests réalisés

5.1.3.1 - Le différentiel d'inflation

La variable INF est définie comme l'inflation annuelle, calculée en prenant en compte les variations du Consumer Price Index. Par exemple pour le couple euro-dollar, le différentiel d'inflation annuel est calculé sous TSP comme suivant.

```
euinf=(eucpi-eucpi(-12))/eucpi(-12);
usinf=(uscpi-uscpi(-12))/uscpi(-12);
dinf=euinf-usinf;
```

Le code à inscrire sous TSP pour réaliser les tests de racine unitaire est le même, il suffit de remplacer la variable LTC par la variable INF.

Tableau 5.5 – P-value de la variable DINF (différentiel d'inflation)

	Dickey-Fuller	Phillips-Perron	Weigh-Sym
Dollar américain	0.23374	0.064554	0.30836
Livre sterling	0.76454	0.17407	0.54818
Yen japonais	0.59912	0.030687	0.38879
Franc suisse	0.061373	0.012364	0.53567
Dollar Australien	0.59897	0.054141	0.39495
Dollar Nouveau-Zél.	0.0036410	0.17181	0.94948
Couronne Suédoise	0.28118	0.64085	0.42225
Couronne Norvégienne	0.10705	0.061276	0.92825
Dollar Canadien	0.093563	0.041314	0.26055

Le différentiel d'inflation est donc une variable non-stationnaire pour les 9 monnaies étudiées. Certaines p-values sont inférieures à 0,05 pour certains tests, mais jamais pour 2 des 3 tests de racine unitaire.

L'étude des variations du différentiel de croissance, défini tel que : $ddinf = dinf - dinf(-1)$, montre que la variable DDINF est stationnaire dans tous les cas étudiés. On peut donc en conclure que la variable DINF est intégrée d'ordre 1, $I(1)$. Nous ne présenterons pas en détail ces tests car pour toutes les variables étudiées, les variations de différentiel sont toujours stationnaires, avec une valeur de la p-value très inférieur à 0,05.

5.1.3.2 - Le différentiel de taux d'intérêt

Le différentiel de taux d'intérêt, DR, est calculé en prenant le différentiel de taux inter-banque à 3 mois, tel que $dcr = eucr - uscr$. Voici les résultats des tests de racine unitaire

Tableau 5.6 – P-value de la variable DR (différentiel de taux d'intérêt)

	Dickey-Fuller	Phillips-Perron	Weigh-Sym
Dollar américain	0.20097	0.74190	0.20365
Livre sterling	0.34758	0.16723	0.10866
Yen japonais	0.50788	0.78342	0.13498
Franc suisse	0.061373	0.012364	0.53567
Dollar Australien	0.59897	0.054141	0.39495
Dollar Nouveau-Zél.	0.78063	0.84921	0.64196

Couronne Suédoise	0.081396	0.28137	0.026985
Couronne Norvégienne	0.30854	0.70672	0.22884
Dollar Canadien	0.29668	0.46567	0.28919

La variable DR est donc non-stationnaire, pour tous les couples de monnaies étudiées

Nous avons ensuite étudié la variable DDR (variations du différentiel de taux d'intérêt), défini tel que $ddr = dr - dr(-1)$; arrivant aux résultats que DDR est stationnaire. Le différentiel de taux d'intérêt est donc une variable intégré d'ordre 1, $I(1)$.

5.1.3.3 - Le différentiel de croissance

Le différentiel de croissance, DCR, est calculé en prenant les variations annuelles de l'indice de production industrielle pour chaque pays. Par exemple, pour le couple euro-dollar, le différentiel de croissance est calculé comme suivant :

```
eucr=(euprod-euprod(-12))/euprod(-12);
uscr=(usprod-usprod(-12))/usprod(-12);
dcr=eucr-uscr;
```

Les résultats des tests de racine unitaire de la variable DCR sont les suivants :

Tableau 5.7 – P-value de la variable DCR (différentiel de croissance)

	Dickey-Fuller	Phillips-Perron	Weigh-Sym
Dollar américain	0.054329	0.0012352	0.020211
Livre sterling	0.099203	8.00733D-10	0.073201
Yen japonais	0.37878	0.014206	0.29783
Franc suisse	0.69828	0.10682	0.62709
Dollar Australien	0.55404	0.017860	0.56097
Dollar Nouveau-Zél.	0.50296	0.24008	0.21152
Couronne Suédoise	0.10335	2.45101D-11	0.028554
Couronne Norvégienne	0.028327	9.81062D-08	0.0070539
Dollar Canadien	0.27503	0.00018168	0.19016

Les résultats de ce test sont plus contrastés que les précédents, de nombreuses valeurs indiquant un rejet de l'hypothèse de racine unitaire de la variable DCR.

Par exemple, en ce qui concerne le différentiel de croissance entre la zone euro et les Etats-Unis, les tests de Phillips-Perron et Weighted-Symmetric rejettent l'hypothèse de racine unitaire, tandis que le test de Dickey-Fuller l'accepte, mais à un niveau de confiance très limite (valeur de la p-value tout juste supérieur à 0,05). Il est donc possible d'en conclure que la variable DCR, en ce qui concerne la parité euro-dollar, est stationnaire.

Est-il possible d'expliquer cela graphiquement, afin de mieux comprendre pourquoi les résultats ne sont pas identiques ? Pour cela, nous allons donc analyser les graphiques des 4 parités suivantes envers l'euro: le dollar américain, la couronne norvégienne, le franc suisse et le dollar nouveau zélandais. Les deux premières parités étudiées sont stationnaires selon les tests de racine unitaire, tandis que les deux dernières sont intégrées d'ordre 1.

Figure 5.2 – Différentiel de croissance Europe – Etats-Unis

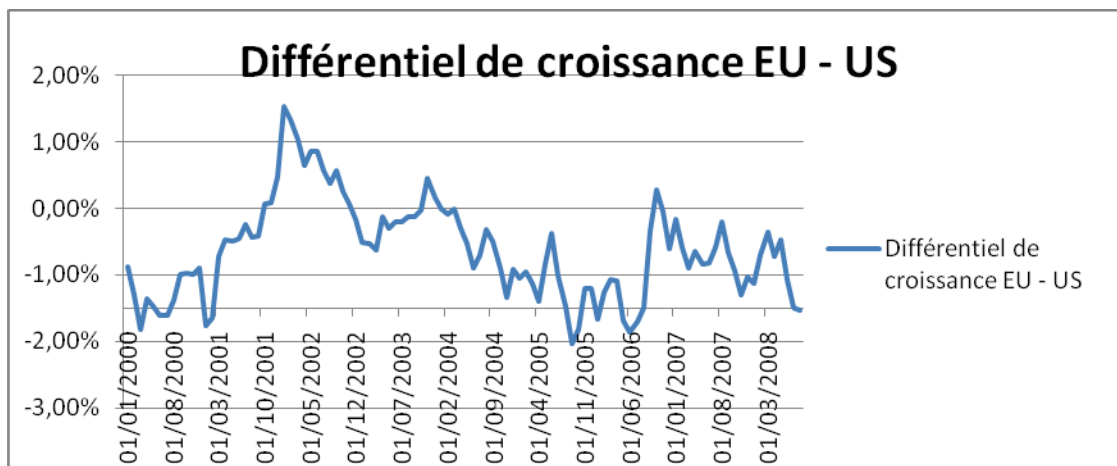


Figure 5.3 – Différentiel de croissance Europe – Norvège

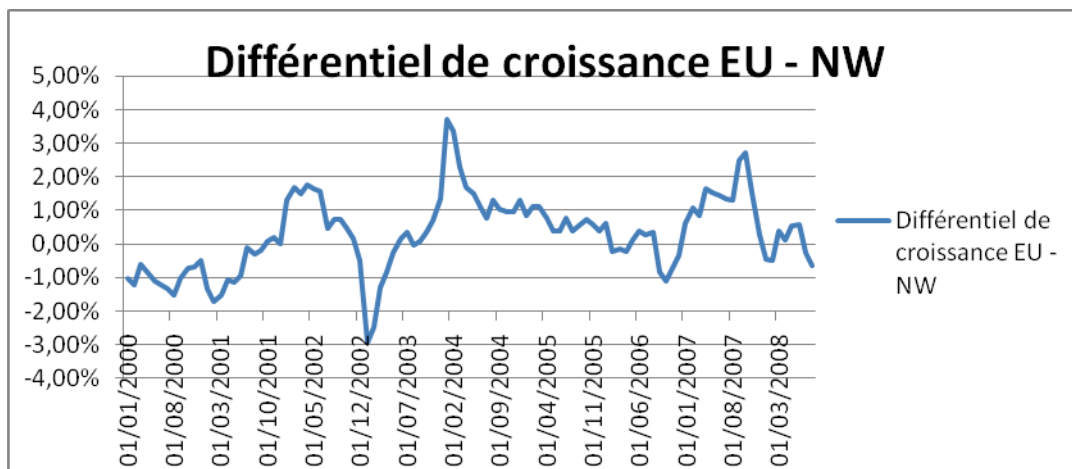


Figure 5.4 – Différentiel de croissance Europe – Nouvelle Zélande

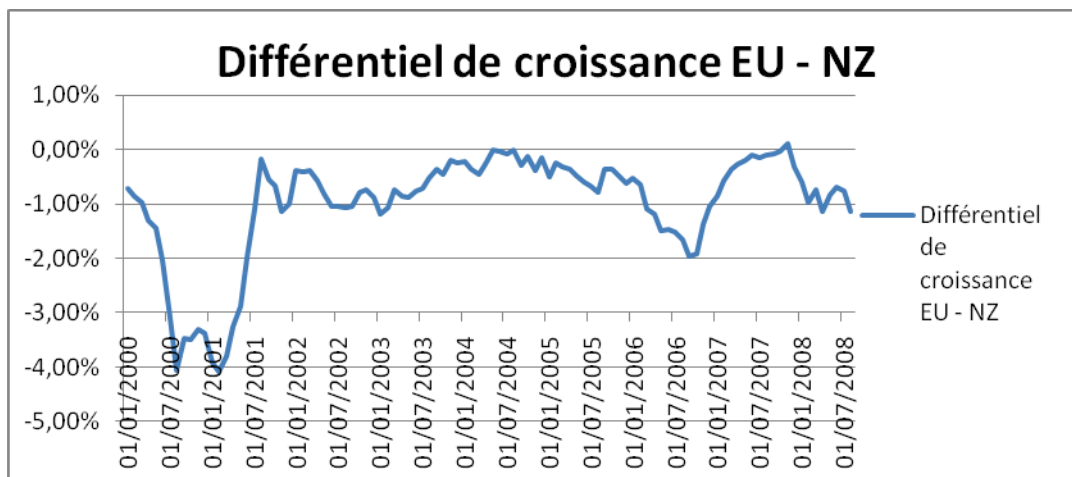
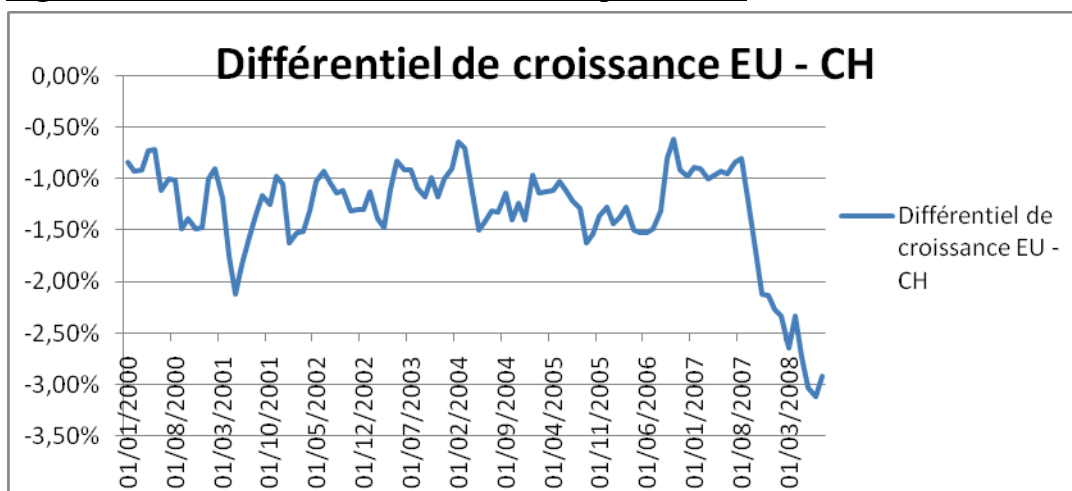


Figure 5.5 – Différentiel de croissance Europe – Suisse



Bien qu'il soit possible de faire des rapprochements entre respectivement les graphiques des variables stationnaires et les graphiques des variables non-stationnaires, il est difficile d'en conclure quelque chose. C'est pourquoi il faut toujours réaliser les tests de racine unitaire sur toutes les variables et ne pas simplement étudier les graphiques de celles-ci.

5.1.3.4 -) Le différentiel de dette extérieure

Le différentiel de dette extérieure est calculé en prenant le différentiel de balance de paiements, exprimé en pourcentage du PIB. Les données économiques étant disponibles uniquement à fréquence trimestrielle, il convient de modifier ces données en fréquence mensuelle afin de pouvoir réaliser les tests ultérieurement. TSP permet de convertir des

données à fréquence trimestrielle (« freq q » signifie fréquence quarterly) en fréquence mensuelle (« freq m » pour fréquence mensuelles). Le code pour calculer le différentiel pour la parité euro-dollar est le suivant :

```
smp1 1999:1 2008:2;
freq q;
read(file='F:\TEST\EUUS\dataqus.xls');
freq m;
convert eubop;
convert usbop;
dbop=eubop-usbop;
```

Les résultats des différents tests de racine unitaire sont les suivants:

Tableau 5.8– P-value de la variable DBOP (différentiel de dette extérieure)

	Dickey-Fuller	Phillips-Perron	Weigh-Sym
Dollar américain	0.59123	0.62572	0.98159
Livre sterling	0.79822	0.16311	0.63031
Yen japonais	0.78922	0.65702	0.73859
Franc suisse	0.44760	0.33956	0.53570
Dollar Australien	0.20903	0.50985	0.065956
Dollar Nouveau-Zél.	0.44760	0.33956	0.53570
Couronne Suédoise	0.75278	0.22834	0.73700
Couronne Norvégienne	0.11994	0.10393	0.47150
Dollar Canadien	0.053680	0.085931	0.063249

On voit donc que la variable DBOP à une racine unitaire pour tous les couples de monnaies étudiées. En réalisant les tests sur la variable DDBOP, représentant la variation du différentiel de balance commerciale ($DDBOP = DBOP - DBOP(-1)$), on en conclue que la variable DDBOP est stationnaire. La variable DBOP est donc intégrée d'ordre 1.

5.3 – Tests de cointégration Engle-Granger

Comme nous l'avons mis en avant précédemment, toutes les variables du modèle sont intégrés d'ordre 1 (sauf le différentiel de croissance pour les parités euro-dollar, et euro-couronne norvégienne). A partir du moment où deux variables sont non-stationnaires, il n'est plus possible d'utiliser la méthode simple des moindres carrés ordinaire et d'estimer la significativité des variables en regardant la p-value.

Cependant, et dans le seul cas de la cointégration, il est possible de réaliser des tests économétriques avec des variables non-stationnaires. La cointégration peut être vue comme l'expression statistique d'une relation d'équilibre de long terme entre variables non-stationnaires. Si les variables en question sont liées par une relation de long terme, il est possible que des déviations à court terme apparaissent, mais à long terme les variables doivent être rattachées par une relation d'équilibre ; et dans ce cas le résidu est stationnaire. Dans le cas où les variables divergent même à long terme, il n'existe pas de lien et le résidu est donc non-stationnaire, ce qui rend impossible l'étude (les variables ne sont donc pas cointégrées).

Mathématiquement, il est possible de traduire le principe de cointégration comme suivant. Supposons que deux variables Y et X soit non-stationnaire, intégré d'ordre 1. La relation classique peut s'écrire :

$$Y_t = \alpha + \beta X_t + u_t$$

$$u_t = Y_t - \alpha - \beta X_t$$

Si le terme d'erreur est stationnaire (intégré d'ordre 0), alors on peut dire que les variables Y et X sont cointégrées. La cointégration est donc le cas où il existe une combinaison linéaire de processus stochastiques intégrés de même ordre qui est intégrée d'ordre inférieur. Dans notre cas, il y a cointégration si une combinaison de variable intégrée d'ordre 1 est intégrée d'ordre 0 (donc est stationnaire).

La cointégration d'Engle-Granger est un modèle en deux étapes. Dans un premier temps, il faut estimer une régression de cointégration, en utilisant par la méthode des moindres carrés ordinaires. Cela permet d'extraire les résidus estimés par la régression. Ensuite on teste la stationnarité des résidus extraits lors de la 1ère étape. Si ceux-ci sont stationnaires, alors les variables Y et X sont cointégrées.

Nous allons donc réaliser un test de cointégration systématique sur toutes les parités, tester la stationnarité du résidu et étudier le signe du vecteur de cointégration. Il convient d'inverser le signe du vecteur afin d'obtenir le signe des coefficients β_1 , β_2 , β_3 et β_4 pour ensuite les comparer au signe théoriques définis dans la partie 5.1.

Le logiciel TSP permet de réaliser les tests de cointégration automatiquement, en utilisant la commande suivante :

```
coint(eg,nojoh,maxlag=12,const,notrend) ltc dinf dr dbop
dcr;
```

Il s'agit donc d'un test de cointégration d'Engle-Granger (« eg »), pour entre la variable dépendante LTC et les variables explicatives DINF DR DBOP et DCR ; les variables étant toutes intégrées d'ordre 1. La commande « nojoh » signifie qu'on ne veut pas effectuer un test de cointégration de Johansen.

Nous étudierons donc dans un premier temps uniquement les résultats de la cointégration pour les 7 parités pour lesquelles toutes les variables sont non-stationnaires, puis pour le couple euro-dollar et euro-couronne norvégienne ou la variable du différentiel de croissance est stationnaire. Les coefficients des variables obtenus en réalisant une cointégration d'Engle-Granger sont les suivants :

Le tableau suivant synthétise les résultats des tests, avec en rouge les coefficients en accord avec la théorie (« du bon signe »), et en noir ceux du signe opposé.

Tableau 5.9– Résultat de la cointégration – Variables toutes non-stationnaires

Devise EU	DINF	DBOP	DCR	DR
Dollar Nouveau-Zél.	-1.48850	-0.0014987	+0.21379	+0.075240
Franc Suisse	+1.35652	+0.0064940	-0.22719	-0.091920
Dollar Australien	-2.16486	-0.024660	+0.36429	+0.027724
Dollar Canadien	-0.56727	+0.021650	-0.63045	+0.023474
Yen japonais	-4.38201	-0.14260	-0.40428	-0.098087
Couronne Suédoise	-1.79491	+0.013593	-0.012365	+0.024015
Livre sterling	-1.22862	+0.027017	-1.01098	+0.021640

Tableau 5.10 – Résultat de la cointégration – Etats-Unis et Norvège

Devise EU	DINF	DBOP	DCR	DR
Dollar américain	-7.64979	+0.12754	-0.44467	+0.047905
Couronne norvégienne	0.24016	+0.0070754	+0.024622	-0.011934

Le coefficient du différentiel d'inflation est du bon signe pour sept des neuf parités étudiées celui du différentiel de balance commercial pour six des neuf parités, tout comme le signe du différentiel de croissance. Les résultats des variables DCR et DR sont quant à eux en majorité opposé aux résultats théoriques. L'étude des signes apporte au total un résultat très mitigé environ 50% de coefficients du bon signe et 50% du signe opposé.

Pour que ces relations soient valables, il faut en plus évaluer la stationnarité du terme d'erreur de la cointégration. Pour que les variables soient effectivement cointégrées, il faut que la p-value du test de racine unitaire du résidu soit inférieur à 0,05. Voici donc les résultats de cette étude pour les 9 monnaies étudiées.

Tableau 5.11 – Récapitulatif du test de racine unitaire du résidu de la cointégration

	TestStat	P-value	Num lag
Dollar américain	-1.52742	0.98415	11.00000
Livre sterling	-2.25835	0.89004	2.00000
Yen japonais	-3.80263	0.19645	2.00000
Franc suisse	-2.27112	0.88682	4.00000
Dollar Australien	-1.71800	0.97250	2.00000
Dollar Nouveau-Zél.	-2.63019	0.76622	2.00000
Couronne Suédoise	-1.86051	0.95923	2.00000
Couronne Norvégienne	-1.15531	0.99485	2.00000
Dollar Canadien	-2.52259	0.80852	2.00000

Pour aucune des parités le résidu est stationnaire, il n'y a donc **pas de relation de cointégration entre les variables**. Ce résultat est confirmé par les dizaines et dizaines de tests réalisés, en incluant d'autres variables, en prenant en compte les variations de différentiel, en testant un modèle à correction d'erreur... Aucun des résultats de ces différents tests n'a amené à un résultat significatif, ce qui permet donc de conclure que, sur les échantillons étudiés, il n'y a pas de relation significative entre le taux de change et les variables influant en théorie sur celui-ci.

6 - Les limites des résultats obtenus

Il existe trois possibilités pour expliquer ce résultat :

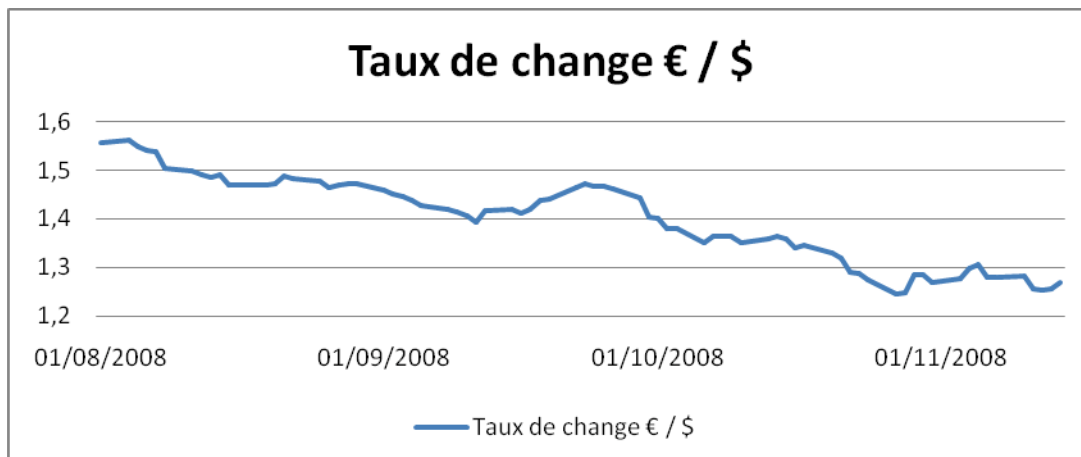
- La très forte variation récente, entre Aout et Octobre 2008, ayant par exemple vu l'euro se déprécier de près de 20% face au dollar, pourrait peut-être permettre de remettre en cause ces résultats
- La période d'étude est trop courte, et les résultats sont biaisés car l'échantillon pris en compte est trop petit.
- Les taux de change et les variables fondamentaux exposés dans ce mémoire ne sont pas cointégrés et le modèle exposé n'est pas valable.

Nous allons donc essayer de répondre à ces trois possibilités, afin de pouvoir tirer une conclusion générale et répondre à la question de la marche aléatoire des taux de change.

6.1 Hypothèse 1 – Evolution récente du taux de change

L'étude de ces relations a débuté en Septembre 2008, c'est pour cela qu'elle se base sur la période allant de Janvier 1999 à Aout 2008 (avec une actualisation des données macro-économiques en Octobre). Dans un souci de vérification des résultats trouvés, il serait intéressant d'étudier les variations en prenant en compte des données plus récentes, reflétant les très fortes variations ayant eu lieu sur le marché des changes depuis quelques mois. Le graphique ci-dessous montre les variations du taux de change euro-dollar entre le 1^{er} Aout 2008 et 20 Novembre 2008 :

Figure 6.1 – Taux de change € / \$ entre Aout et Novembre 2008



L'Euro s'est ainsi déprécié de plus de 20% durant cette période, revenant à son niveau de fin 2006. Cependant l'étude des relations sur une période si récente n'est pas possible car certaines variables macro-économiques n'ont pas encore été publiées. Par exemple, l'indice de prix à la consommation n'est disponible à la date de rédaction de ce mémoire, (à savoir le 20 Novembre) que jusqu'en Septembre 2008.

C'est pourquoi il faudrait réaliser à nouveau les tests avec les données actualisées d'ici quelques mois afin de voir si cela a de l'influence sur les résultats trouvés, bien qu'il **n'y ait que très peu de chance que cela modifie les résultats.**

Comme il est impossible de réaliser les tests avec des données plus récentes, nous allons étendre la période d'analyse en considérant d'autre couple de monnaie, sur une période commençant à partir de 1975, un an après que le système de taux de change fixe, indexé sur l'étalon-or, se soit écroulé et que le monde soit passé à un régime de taux de change flottant (les taux de change furent donc désormais régis par les forces du marché).

6.2 Hypothèse 2 – La jeunesse de l'Euro

Afin de vérifier si les résultats ne sont pas dus à la période d'étude relativement courte des parités envers l'Euro, nous avons réalisé les mêmes tests sur des couples de monnaies ayant une histoire plus longue, à savoir :

- Livre Sterling / Dollar américain depuis 1975
- Dollar Américain / Yen Japonais depuis 1987

Le début des études est défini en fonction de la disponibilité des variables macro-économiques. Par exemple, étant donné que la variable « taux interbancaire à 3 mois » n'est disponible qu'à partir du 1^{er} Janvier 1987, pour le Japon, nous commencerons donc les études envers cette parité à partir de 1987. Il en est de même pour les autres monnaies, soit parce que la production industrielle n'était pas disponible soit à cause de l'absence de données sur les taux interbancaires à 3 mois (les taux de change, indices de prix et dette extérieure en pourcentage du PIB sont quant à eux disponibles pour tout les pays au minimum à partir de 1975). Voici un tableau récapitulant les quatre variables macro-économiques utilisées dans le modèle et leur début de disponibilité³⁶.

³⁶ Source DataStream, disponibilité de la donnée en années complète depuis 1975

Tableau 6.1 – Disponibilité des données macro-économiques selon les pays

	Indice de Prix à la Consommation	Indice de Production Industrielle	Balance Commercial (%du PIB)	Taux Interbancaire à 3mois
Etats-Unis	1975	1975	1975	1975
Angleterre	1975	1975	1975	1975
Japon	1975	1975	1975	1987
Suisse	1975	1984	1975	1975
Australie	1975	1975	1975	1987
Nouvelle Zélande	1975	1977	1975	1987
Suède	1975	1990	1975	1993
Norvège	1975	1986	1975	1979
Canada	1975	1975	1975	1980

Nous avons choisi d'étudier les parités de ces trois monnaies car elles représentent les trois monnaies les plus échangées en volume, et les données sont disponibles pour une durée de plus de trente ans en ce qui concerne le couple livre sterling / dollar américain, et pour plus de vingt ans en ce qui concerne le couple dollar américain / yen

6.2.1 - La parité Livre Sterling / Dollar Américain depuis 1975

La démarche appliquée est la même que pour les parités envers l'Euro, c'est-à-dire un test de racine unitaire sur les variables, afin de voir si il est possible de réaliser une estimation par la méthode des moindres carrés ordinaire ou bien si il faut réaliser une cointégration d'Engle-Granger. Le but de cette étude est de comparer les résultats sur une durée de plus de trente ans avec ceux obtenus pour les parités envers l'Euro.

Donc nous avons tout d'abord réalisé les tests de racine unitaire sur les variables en jeu dans le modèle :

- Le logarithme du taux de change LTC
- Le différentiel d'inflation DINF
- Le différentiel de taux d'intérêt DR
- Le différentiel de croissance DCR
- Le différentiel de balance commercial DBOP

Les données sont exprimés avec pour monnaie de référence la livre sterling, c'est-à-dire que le taux de change représente le nombre de dollar américain pour une livre sterling et les variables de différentiel sont calculé tel que : $DIF = XUK - XUS$, ou XUK et XUS sont respectivement la valeur de la variable macro-économique en Angleterre et aux Etats-Unis. Les résultats de ces tests sont très intéressants. Le logarithme du taux de change est toujours une variable non-stationnaire mais les résultats sur les variables explicatives sont très différents.

LTC ---- Variable intégrée d'ordre 1

Summary of Unit root tests

	TestStat	P-value	Num.lags
Wtd.Sym.	-2.22399	0.10722	5.00000
Dickey-F	-2.21686	0.20018	5.00000
Phillips	-10.37054	0.12370	5.00000

DINF ---- Variable à priori stationnaire

Summary of Unit root tests

	TestStat	P-value	Num.lags
Wtd.Sym.	1.54835	0.99989	12.00000
Dickey-F	-5.62872	1.10202D-06	12.00000
Phillips	-33.13365	0.00043322	12.00000

DR ---- Variable stationnaire

Summary of Unit root tests

	TestStat	P-value	Num.lags
Wtd.Sym.	-2.56039	0.042089	12.00000
Dickey-F	-2.97840	0.036962	12.00000
Phillips	-22.69982	0.0059526	12.00000

DCR ---- Variable stationnaire

Summary of Unit root tests

	TestStat	P-value	Num.lags
Wtd.Sym.	-5.05377	0.000025487	12.00000
Dickey-F	-5.05492	0.000017260	12.00000
Phillips	-66.01529	1.04745D-07	12.00000

DBOP ---- Variable à priori stationnaire

Summary of Unit root tests

	TestStat	P-value	Num.lags
Wtd.Sym.	-2.57488	0.040378	5.00000
Dickey-F	-2.59129	0.094810	5.00000
Phillips	-18.03910	0.018941	5.00000

Tableau 6.2 – P-value des variables £ / \$ sur la période de 1975 à 2008

	Dickey-Fuller	Phillips-Perron	Weigh-Sym
LTC	0.20018	0.12370	0.10722
DINF	1.10202D-06	0.00043322	0.99989
DR	0.036962	0.0059526	0.042089
DBOP	0.094810	0.018941	0.040378
DCR	0.000017260	1.04745D-07	0.000025487

Comme on peut le voir, les tests de racine unitaire sur les variables explicatives apportent des résultats complètement différents, toutes les variables explicatives étant stationnaires. Il est alors possible d'estimer les coefficients de la régression afin de les comparer aux résultats théoriques. Voici les résultats de la régression linéaire du logarithme du taux de change en fonction des 4 variables explicatives stationnaires :

	Estimated	Standard			
Variable	Coefficient	Error	t-statistic	P-value	
C	.521492	.011138	46.8230	**	[.000]
DINF	1.36273	.259873	5.24383	**	[.000]
DR	-.845046E-02	.308724E-02	-2.73722	**	[.006]
DBOP	-.898486E-02	.381861E-02	-2.35292	*	[.019]
DCR	-.363577	.181929	1.99845	*	[.046]

Les p-value étant inférieur à 0,05, les variables sont significatives aux seuils de 5%. Il convient donc maintenant de comparer les résultats de cette régression avec le signe théorique.

Tableau 6.3 – Signe de la régression £ / \$ et signe théorique

	Signe attendu	Signe trouvé
Différentiel Inflation	(-)	(+)
Différentiel Intérêt	(-)	(-)
Différentiel Croissance	(+)	(-)
Différentiel de balance	(+)	(-)

Les signes des coefficients obtenus grâce à cette régression sont en désaccord avec la théorie. Les résultats de la régression, bien que techniquement bons, sont inexploitable

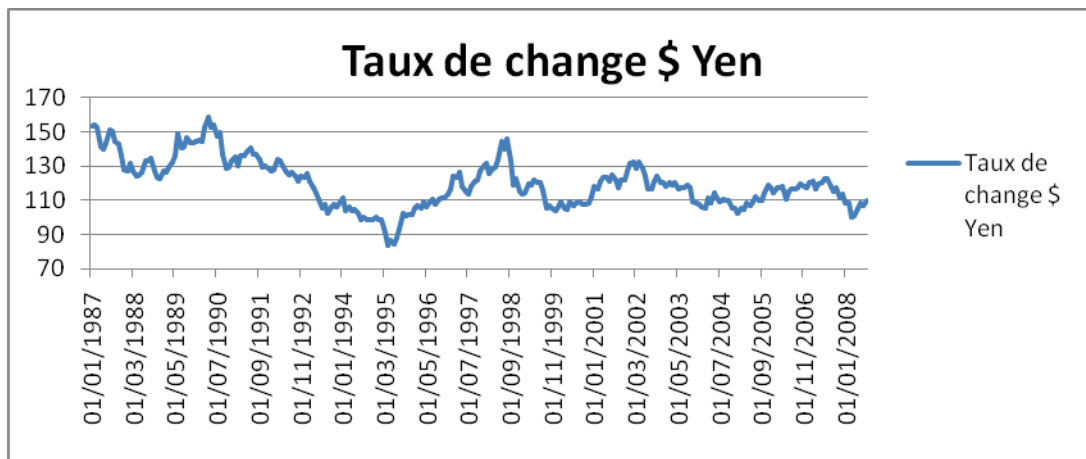
du fait de leur incompatibilité avec la théorie (ou bien il faudrait remettre en cause les théories et les hypothèses de base de celles-ci).

Cependant, cette première étude sur une parité plus longue a permis de mettre en avant les différences dues à la taille de l'échantillon considérée. Les données de ces quatre variables macro-économiques n'étant disponibles depuis 1975 que pour l'Angleterre et les Etats-Unis, il ne nous est pas possible de vérifier les résultats pour d'autres couples sur une durée aussi longue. Nous allons cependant étudier les relations entre le dollar américain et le yen japonais sur une période de plus de 20 ans.

6.2.2 - La parité Dollar Américain / Yen Japonais depuis 1987

La parité considère toujours la devise citée en premier comme monnaie de référence de l'étude, soit ici le dollar américain.

Figure 6.2 – Taux de change \$ / Yen – 1987 à 2008



En réalisant les mêmes tests que pour le couple livre sterling / dollar américain, les résultats des tests de racine unitaire sont les suivants :

Tableau 6.4 – P-value des variables \$ / Yen 1987-2008

	Dickey-Fuller	Phillips-Perron	Weigh-Sym
LTC	0.11452	0.089638	0.037176
DINF	0.058258	0.0080228	0.028765
DR	0.092657	0.42949	0.029625
DBOP	0.92122	0.92422	0.88488
DCR	0.11416	0.0089440	0.067515

Les résultats de racine unitaire sont indécis sur toutes les variables, sauf pour le différentiel de balance commerciale. Plus étonnant, même le logarithme du taux de change contient une racine unitaire selon le test Weighted-Symmetric. Afin de voir l'influence du temps sur la stationnarité des variables, nous avons réétudié les variables LTC, DINF, DCR et DBOP depuis 1975 (nous n'avons pas pu estimer à nouveau la variable DR, car les taux d'intérêt interbancaire à 3 mois ne sont disponibles qu'à partir de 1987 au Japon). Les résultats des tests racine unitaire sur la période 1975 – 2008, ajoutant 12 ans de données sont les suivants :

Tableau 6.5 – P-value des variables \$ / Yen 1975-2008

	Dickey-Fuller	Phillips-Perron	Weigh-Sym
LTC	0.48010	0.62111	0.96569
DINF	0.00021614	0.017674	0.012630
DBOP	0.39797	0.62827	0.80177
DCR	0.012773	0.00019502	0.0043493

En prenant en compte l'échantillon 1975-2008, on se rend compte que les trois tests donnent cette fois-ci les mêmes résultats. Ces résultats constituent une piste que nous allons continuer à étudier. Plus l'échantillon est grand, plus les variables (hormis le logarithme du taux de change qui suit une trajectoire inverse) apparaissent stationnaires.

Nous allons donc étudier la relation entre la livre sterling et le dollar américain, en prenant comme date de début de l'échantillon 1999, afin d'avoir la même période d'étude que pour les différentes études sur l'Euro.

Les résultats, comme montré dans le tableau suivant, sont totalement différents de ceux trouvés pour la période 1975-2008 ; toutes les variables étant cette-fois ci non-stationnaires (sauf le log du taux de change qui est comme toujours non-stationnaire).

Tableau 6.6 – P-value des variables £ / \$ sur la période de 1999 à 2008

	Dickey-Fuller	Phillips-Perron	Weigh-Sym
LTC	0.13782	0.16642	0.43381
DINF	0.65488	0.55911	0.82224
DR	0.79430	0.89729	0.83543
DBOP	0.23859	0.68734	0.89736
DCR	0.052239	0.12856	0.000041600

Il est donc possible de réaliser une cointégration d'Engle-Granger sur la période considérée. Les résultats ne sont pas meilleurs que ceux des parités de l'Euro ; le terme d'erreur n'est pas stationnaire donc on ne peut conclure à une relation de long terme entre les variables, et de plus, les signes des coefficients ne sont pas bons.

Dans le cas du couple livre-dollar américain, la réduction de la période d'étude entraîne une impossibilité d'analyse des résultats. Les variables explicatives et la variable dépendante étant non-stationnaires et non cointégrées, le problème de régression fallacieuse empêche toute analyse ultérieure.

Nous allons donc essayer de mettre en avant cette spécificité en étudiant la relation entre période d'étude de l'échantillon et la stationnarité des variables dépendantes sur d'autres couples de monnaies. Dans le cas où cette relation serait vérifiée, cela expliquerait pourquoi les tests sur l'Euro ne permettent de tirer aucune conclusion ; la jeunesse de la monnaie européenne en étant la cause.

6.2.3 - Etude de la stationnarité de la variable différentiel d'inflation

Nous allons donc reprendre l'étude de la stationnarité de la variable DINF, en prenant des données à partir de 1975 et en les comparant aux résultats obtenus dans la figure 6.7. Cela est possible car il existe un indice de prix à la consommation pour la zone Euro depuis 1975. Voici tout d'abord un rappel du tableau pour la période 1999-2008, puis celui pour la période 1975-2008

Tableau 6.7 – P-value de la variable DINF (différentiel d'inflation) 1999-2008

	Dickey-Fuller	Phillips-Perron	Weigh-Sym
Dollar américain	0.23374	0.064554	0.30836
Livre sterling	0.76454	0.17407	0.54818
Yen japonais	0.59912	0.030687	0.38879
Franc suisse	0.061373	0.012364	0.53567
Dollar Australien	0.59897	0.054141	0.39495
Dollar Nouveau-Zél.	0.0036410	0.17181	0.94948
Couronne Suédoise	0.28118	0.64085	0.42225
Couronne Norvégienne	0.10705	0.061276	0.92825
Dollar Canadien	0.093563	0.041314	0.26055

Tableau 6.8 – P-value de la variable DINF (différentiel d'inflation) 1975-2008

	Dickey-Fuller	Phillips-Perron	Weigh-Sym
Dollar américain	0.019388	0.048657	0.0086909
Livre sterling	0.00031114	0.0024050	0.99780
Yen japonais	0.024022	0.026579	0.10310
Franc suisse	0.15409	0.28716	0.92011
Dollar Australien	0.011539	0.015155	0.039843
Dollar Nouveau-Zél.	0.34447	0.042286	0.34406
Couronne Suédoise	0.14311	0.0062771	0.044265
Couronne Norvégienne	0.12941	0.0085788	0.034825
Dollar Canadien	0.11160	0.0013169	0.027726

Cette comparaison permet de montrer qu'en étendant la période d'étude, la variable du différentiel d'inflation a tendance à passer de l'état non-stationnaire à l'état stationnaire. Ce changement d'état de la variable est très important, car cela influe sur la marche à suivre pour réaliser les tests économétriques ultérieurement. Le fait que les variables explicatives soient stationnaires enlèverait le problème de régression fallacieuse et permettrait de simplement faire une estimation par la technique des moindres carrés ordinaires, enlevant ainsi le test de stationnarité du résidu de la cointégration. Etant donné que pour tous les tests de cointégration réalisée, le terme d'erreur était non-stationnaire, les variables n'étaient donc jamais cointégrés et il était impossible de tirer des enseignements des tests économétriques.

Pour étudier les relations entre les taux de change et les variables fondamentales, il faudrait donc une période d'étude beaucoup plus importante. Ceci explique pourquoi de nombreuses études étudiant les variations de l'Euro ont été réalisées en construisant un Euro synthétique sur la période 1973-1999. Cependant, les résultats, même sur de longue période, sont très loin d'être parfaits, c'est ce qui nous amène donc à remettre en cause le modèle étudié.

6.3 – Hypothèse 3 – Les limites du modèle étudié

Les variables explicatives de ce modèle ne permettent donc pas d'aider à la détermination du taux de change. Une raison possible de cet échec provient peut-être des hypothèses sous-jacentes aux théories explicatives de chaque variable, hypothèses qui, ne pouvant être appliqué à la réalité, remettent en cause la théorie et donc indirectement le modèle étudié.

Si l'on résume toutes les hypothèses sous-jacentes aux théories utilisées pour la réalisation de cette étude, on obtient la liste suivante :

- Les marchés financiers sont parfaitement liquides, gratuits et transparents
- Il n'y a pas de frais de transactions
- Les acteurs du marché sont tous rationnels
- Il n'y a ni contrôle ni taxe
- L'information est parfaite
- Le risque politique n'existe pas
- Il existe un panier de bien moyen commun à tous les pays (PPA)
- Le même produit est perçu de la même manière partout dans le monde (PPA)
- Le déficit commercial doit être maintenu à un niveau soutenable

Avec le développement de nouvelles technologies, il est vrai que les coûts de transaction ont été fortement diminués, l'information est désormais disponible quasi-instantanément... Et grâce à la mondialisation les barrières douanières commencent à s'écrouler petit à petit, les biens se standardisent tout autour du monde et l'instabilité politique diminue. Cependant on est encore très loin de voir l'ensemble de ces hypothèses se réaliser, ce qui rend la théorie difficilement applicable à la réalité.

C'est pourquoi de très nombreuses récentes se basent sur des nouveaux modèles, en analysant par exemple le marché sous une forme micro-économique plutôt que macro-économiques (en analysant le flux d'ordre sur le marché des changes), en considérant l'ajustement des taux de change comme non-linéaire (alors que les techniques économétriques prises en compte dans cette étude considèrent l'ajustement linéaire, d'où le nom de « régression linéaire »), en utilisant de nouvelles variables financières (prix du pétrole, variations du marché boursier, prix de diverses matières premières, aversion au risque, volatilité du marché...). Avec la recrudescence de la recherche et le développement de nouvelles techniques, il est fort possible qu'un modèle plus puissant permettant de mieux comprendre comment fonctionne le marché des taux de change voie le jour d'ici quelques années, permettant de rejeter la théorie de la marche aléatoire des taux de change.

Conclusion

Les résultats de cette étude sont en accord avec la théorie de la marche aléatoire des taux de change, développée par Meese et Rogoff en 1983 ; l'analyse des variables fondamentales influant en théorie sur le taux de change n'apportant pas de meilleurs résultats qu'un modèle de marche au hasard.

En effet, tous les tests réalisés sur les parités envers l'Euro se sont avérés inexploitable car les variables ne sont pas cointégrés, et le seul test que nous avons trouvé ou les variables explicatives étaient stationnaires a amené à un résultat en contradiction avec la théorie (les signes des coefficients étant majoritairement mauvais).

Trois possibilités sont envisagées pour expliquer d'où provient ce problème. Tout d'abord les variations très récentes sur le marché des taux de change, entre la date de collection en Septembre des données et la date de publication de ce travail en Décembre 2008, pourraient biaiser les résultats. Cette théorie, bien qu'il serait intéressant de vérifier cette hypothèse, n'apparaît que très peu plausible, étant donné que toutes les analyses des parités envers l'Euro ont révélé une absence de cointégration, et que certaines parités n'ont que très peu bougé depuis 3 mois.

La seconde hypothèse provient de la période d'étude relativement courte. L'Euro ayant été créé qu'en 1999, les données se basent donc uniquement sur une période d'étude de moins de 10 ans. Hors 10 ans, en économétrie tout du moins, cela représente une période très courte. Ceci faisait partie des reproches évoqués par les auteurs qui ont tenté de contredire la théorie de Meese et Rogoff, arguant que la période d'étude de 1973-1983 (soit une durée de 10 ans, comme pour notre étude sur les parités de l'Euro) était trop courte pour arriver à tirer un enseignement général.

La dernière hypothèse est que le modèle testé et les variables prises en compte sont insuffisants. Il est en effet possible que le modèle pris en compte soit trop simpliste pour refléter la complexité du marché, et que les hypothèses sous-jacentes aux théories (concurrence parfaite, pas de coût de transport, pas de taxes...) ne permettent pas d'appliquer ce modèle théorique à la réalité.

Kenneth Rogoff avait parié en 1983, lorsqu'il avait découvert la théorie de la marche aléatoire des taux de change, que le résultat de son étude serait contredit avant une

vingtaine d'années. Son résultat n'a toujours pas été, à la fin des années 2008, rejeté avec certitude...

Cependant, grâce aux développements de nouvelles techniques économétriques et d'outils de calculs très puissants, et avec l'augmentation du nombre de recherches et le développement de multiples nouveaux modèles de plus en plus complexes, il est possible que, d'ici une vingtaine d'années, la théorie de la marche aléatoire des taux de change ne soit plus valable et qu'un consensus rapproche la grande majorité des auteurs sur ce sujet.

Bibliographie

- B. Schnatz, F. Vijselaar and C. Osbat, (2004), "Productivity and the ('synthetic') euro-dollar exchange rate", *Review of World Economics*, 140(1): 1-30
- D. Nautz, C. Offermans (2005), "Does the Euro follow the German Mark? Evidence from the monetary model of the exchange rate"
- C. Detken, A. Dieppe, J. Henry, F. Smets, C. Marin (2003), "Determinants of the effective real exchange rate of the synthetic euro: Alternative methodological approaches", *Australian Economic Papers*, Vol. 41, pp. 404-436, 2002
- R. Meese, K. Rogoff (1983) "Empirical exchange rate models of the seventies: Do they fit out of sample?", *Journal of International Economics Volume 14*, Issues 1-2, Pages 3-24
- N.C. Mark (1995). 'Exchange Rates and Fundamentals: Evidence on Long-Horizon Prediction,' *American Economic Review*, 85, 201
- N. C. Mark & D. Y. Choi (1997). "Real exchange-rate prediction over long horizons," *Journal of International Economics*, vol. 43(1-2), pages 29-60
- K. Anaraki (2007) "Meese and Rogoff's Puzzle Revisited", *International Review of Business Research Papers*. Vol.3 No.2 June 2007, Pp. 278- 304. 278
- B. Malkiel, (1973), *A random walk down Wall Street*, W. W. Norton & Company
- P. Lynch, J. Rotchild, (1994) *Beating the Street*, Simon & Schuster
- W. Lo et A. C. MacKinlay, (2001), *A non-random walk down Wall Street*, Princeton University Press
- P. Samuelson (1964), *The Collected Scientific Papers*
- J. Williamson (1983), *The Exchange Rate System*, Institute for International Economics
- P. Clark, R. McDonald, (1997), "Exchange rates and economic fundamentals: a methodological comparison of BEERs and FEERs », *IMF Working Paper*.

- J. Stein, P. Allen, (1997), “Fundamentals Determinants of Exchange Rate”, Oxford University Press.
- D. Ramirez, S. Khan (1996), “A cointegration analysis of purchasing power parity: 1973-96”, *International Advances in Economic Research*, Vol5 . Pages 369-385
- Molina (2003) “Analyse de la théorie de la parité du pouvoir d’achat dans le cas de la Suisse”
- Y. Chang, W.Song (2008) “Testing for unit roots in small panels with short-run and long-run cross-sectional dependencies”
- M. Obstfeld A. Taylor, (1996) “Nonlinear Aspects of Goods-Market Arbitrage and Adjustment: Heckscher’s Commodity Points Revisited.”
- K. Froot, K. Rogoff (1997) “Perspectives on PPP and long-run exchange rates”, *Handbook of International Economics*
- P. Duarte (2000), “Purchasing power parity: an empirical study of three EMU country”, *International Finance*
- K. Froot (1990), “Short rates and expected asset returns” *NBER Working paper n°324*
- M. D. Chinn, G. Meredith (2005), “Testing uncovered interest parity at short and long horizon during the post Bretton Woods era”, *NBER Working paper n°11077*
- Engel (1996), “The forward discount anomaly and the risk premium: A survey of recent evidence”, *Journal of Empirical Finance* 3, 123-192”
- Bacchus, S. Foresi, C. Telmer (2001) “Affine term structure model and the forward premium anomaly”, *The journal of finance vol LVI, no 1*
- Alexius (2001), “Uncovered interest parity revisited”, *Review of international economics* 3
- Samuelson P. (1964), “Theoretical Notes on Trade Problems”, *The Review of Economics and Statistics* 46: 145-154.
- Balassa B. (1964), “The Purchasing-Power Parity Doctrine: A Reappraisal”, *Journal of Political Economy* 72: 584-596.

- J. Tica. I. Družić (2007) “The Harrod-Balassa-Samuelson effect : a survey of empirical evidence”, *Working Paper Series. Paper No. 06-07*
- Drine, C. Rault (2004) “Can the Balassa-Samuelson theory explain long-run real exchange rate movements in OECD countries?”, *Applied Financial Economics*.
- M. Moffatt, “The Trade Deficit and Exchange Rates – Conclusion” [Abouts.com](http://economics.about.com/cs/analysis/a/tradeconclusion.htm)
<http://economics.about.com/cs/analysis/a/tradeconclusion.htm>
- Eric Dor (2004), *Econométrie*, Définition des processus stochastiques stationnaires, p151
- W. Enders, S. Hum (1990), « Common trends and real exchange rate »
- Parikh, E. Wakerly (2000) « Real exchange rate and unit roots » *Review of World Economics*
- Engel, K. West (2005) « Exchange Rate and Fundamentals » *Journal of Political Economy* 113

Annexe

Annexe 1 – Code TSP pour la modification des variables et la réalisation des tests de racine unitaire

PROGRAM COMMAND

```
freq m;
smpl 1999:1 2008:8;
read(file='F:\TEST\EUus\dataus.xls');
ltc=log(tc);
dr=euint-usint;
smpl 2000:1 2008:8;
eucr=(euprod-euprod(-12))/euprod(-12);
uscr=(usprod-usprod(-12))/usprod(-12);
dcr=eucr-uscr;
euinf=(eucpi-eucpi(-12))/eucpi(-12);
usinf=(uscpi-uscpi(-12))/uscpi(-12);
dinf=euinf-usinf;
repl;
smpl 1999:2 2008:8;
dltc=ltc-ltc(-1);
dleup=leup-leup(-1);
dlusp=lusp-lusp(-1);
ddr=dr-dr(-1);
smpl 2000:2 2008:2;
ddinf=dinf-dinf(-1);
freq q;
read(file='F:\TEST\EUus\dataqus.xls');
freq m;
smpl 1999:1 2008:6;
convert eubop;
convert usbop;
smpl 2000:1 2008:6;
dbop=eubop-usbop;
smpl 2000:2 2008:6;
ddcr=dcr-dcr(-1);
ddbop=dbop-dbop(-1);
coint(df,pp,ws,const,maxlag=12,trend) ltc;
coint(df,pp,ws,const,maxlag=12,notrend) dltc;
coint(df,pp,ws,const,maxlag=12,notrend) dleup;
coint(df,pp,ws,const,maxlag=12,notrend) dlusp;
coint(df,pp,ws,const,maxlag=12,notrend) dr;
coint(df,pp,ws,const,maxlag=12,notrend) ddr;
coint(df,pp,ws,const,maxlag=12,notrend) dcr;
coint(df,pp,ws,const,maxlag=12,notrend) ddcr;
```

```

coint(df,pp,ws,const,maxlag=12,notrend) dinf;
coint(df,pp,ws,const,maxlag=12,notrend) ddinf;
coint(df,pp,ws,const,maxlag=12,notrend) dbop;
coint(df,pp,ws,const,maxlag=12,notrend) ddbop;

```

Annexe 2 – Code TSP pour le test de cointégration d’Engle-Granger (si les variables sont toutes non-stationnaires)

PROGRAM COMMAND

```

*****
?
? Définir tout d’abord l’ordre d’intégration des variables
?
regopt(pvprint,stars,qlags=12,lmlags=12 )all;
noplot;
supres vcov vcor;
coint(eg,nojoh,maxlag=12,const,notrend) ltc dinf dr dbop
dcr;
?
? Ou bien réaliser le code suivant
?
olsq ltc c dinf dr dbop dcr;
res = @res;
smpl 2000:3 2008:6;
dres=res-res(-1);
smpl 2000:4 2008:6;
olsq dres res(-1);
cdf(dickeyf,nvar=4,const,notrend) @t(1);
olsq dres res(-1) dres(-1);
cdf(dickeyf,nvar=4,const,notrend) @t(1);

```

Annexe 3 – Adresse du fichier .rar contenant toutes les données, code et résultats

Tous les fichiers de données, code TSP et résultats sont disponibles gratuitement à l’adresse suivante : <http://www.dataeuro.c.la>