
L'EFFICIENCE DES MARCHES DE CHANGES ET DES MARCHES DU PETROLE (CADRE EMPIRIQUE)

« 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

Introduction :

Le marché sur lequel les devises ou les marchandises sont négociées se distingue par un risque lié aux fluctuations des taux et des prix. Pour minimiser ces risques, les contrats à termes peuvent être très efficaces. Effectivement, car l'investisseur peut se servir de ces taux ou ces prix à terme et s'engager dans des transactions à terme où l'acheteur et le vendeur se mettent d'accord sur un taux ou un prix pour n'importe quelle date ultérieure, et la transaction aura lieu à cette date, à ce prix ou à ce taux convenu, indépendamment des prix et taux du marché.

Les taux et les prix à terme qui fixent les taux et les prix au comptant pour une date future sont calculés en utilisant le taux ou le prix actuel (au comptant). Le taux à terme peut être considéré comme la somme du taux ou prix au comptant futur espéré et une prime, "The forward exchange rate f_t observed for an exchange at time $t+1$ is the market determined certainty equivalent of the future spot exchange rate s_{t+1} ." (Fama, 1984, p. 320).

L'hypothèse prétend que le taux ou le prix à terme soit un prédicteur non biaisé du taux ou du prix au comptant futur. Supposons que le taux ou le prix d'une devise étrangère donné sur le marché au comptant soit de S_t \$ et le prix de livraison à une date ultérieure de F_t \$. Un spéculateur achète des marchandises ou des devises à terme au prix de F_t \$ par unité. Au début de la période $t+1$, il reçoit l'argent ou la devise et paie F_t par unité de Dollar reçues. À l'instant $t+1$, les marchandises ou devises peuvent être vendues à $S_{t+1} - f_t$ par unité traitée. Selon cette même hypothèse, le profit espéré d'une telle opération spéculative devrait être nul.

Afin d'analyser l'efficience faible et forte des marchés de changes et des marchés du pétrole, nous présentons dans ce chapitre les hypothèses et les tests adéquats, ces derniers sont présentés dans deux sections consécutives :

- La première section traitera le marché de change, elle vérifiera la forme faible d'efficience par le biais de tests de stationnarité et ensuite elle traitera la question tant

convoitée celle de savoir si le taux de change à terme peut être considéré comme un prédicteur non biaisé du taux de change au comptant futur par le biais de tests de cointegration.

- La deuxième section traitera le marché du pétrole sur le court et le moyen terme (forme faible et forte). Sur le court terme on utilisera des tests de stationnarité, rapport de variance, runs et des tests de corrélation, et sur le moyen terme, on utilisera des tests de cointegration.

Section I : Tests D'Efficience Des Marchés De Change²⁶⁰ :

Cette partie développe et discute divers tests empiriques qui cherchent à évaluer l'efficience des marchés des changes ainsi que les marchés du pétrole. Tout d'abord, il est important de noter que, comme tous les autres marchés financiers, tout test d'efficience des marchés est un ensemble d'hypothèses différentes et complexes. Par conséquent, il est impossible de développer un test direct de l'hypothèse selon laquelle le marché de change ou le marché du pétrole seraient efficients. Afin de la tester, il suffit de présenter plusieurs hypothèses statistiques la concernant et de les tester en posant des hypothèses supplémentaires sur les propriétés statistiques des données. Le rejet de l'hypothèse nulle n'est donc pas nécessairement traduit par une inefficience concrète du marché. Effectivement, il serait plus judicieux d'interpréter l'analyse statistique d'une manière quasi-bayésienne comme le soutient Leamer (1978)²⁶¹. « Nous avons quelques priorités sur le fonctionnement du monde, et l'interaction avec les données nous permet de mettre à jour notre réflexion, cela nous permet aussi d'évaluer dans quelle mesure nos priors expliquent les données et pour commencer le développement de nouvelles théories qui pourraient faire un meilleur travail à l'avenir ». Levich affirme qu'une grande partie de la confusion concernant les tests statistiques des marchés de change est générée de l'application à ces marchés les idées issues des premières publications financières concernant les marchés boursiers. Fama a fait valoir sur sa définition qu'un marché efficient reflète pleinement toute l'information disponible. Dans un tel climat, aucun investisseur ne peut réaliser des bénéfices extraordinaires en exploitant les informations accessibles au public. Cela ne veut pas dire que les rendements espérés des actifs à l'équilibre sont tous les mêmes car ces derniers peuvent différer par leurs risques. Ces qualifications qui élargissent la définition du marché efficient rendent le test du concept plus ou moins difficile. Ces idées impliquent aussi que les tests d'efficience sur les marchés de changes à termes sont des tests joints d'un modèle d'équilibre des rendements espérés et un traitement rationnel des informations disponibles par les investisseurs.

²⁶⁰ Hodrick, Robert. The empirical evidence on the efficiency of forward and futures foreign exchange markets. Routledge, 2014.

²⁶¹ Leamer Edward E ; Regression Selection Strategies and Revealed Priors ; Journal of the American Statistical Association Volume 73 ; 1978 ; P 580-587

I-1- Vérification De L'Efficacité Des Marchés De Changes Sur Le Court Et Le Long Terme :

L'efficacité des marchés de change fait partie des sujets les plus importants à traiter par les économistes internationaux car il est lié à la nature des anticipations et à la capacité des opérateurs à anticiper les mouvements des taux de change. Selon Fama (1970), l'efficacité du marché des changes n'existe que s'il n'y a aucune opportunité pour les acteurs du marché de réaliser des profits normaux. Sur le long terme, un marché de change est considéré comme étant efficace si la loi de parité de pouvoir d'achat est vérifiée. Selon cette loi, la valeur d'un bien acheté à l'intérieur du pays doit avoir le même prix, s'il est exprimé dans la même unité de mesure, du même bien acheté à l'étranger (les frais de transport ne sont évidemment pas pris en compte)²⁶². Il existe deux versions de la PPA : la version forte exprimée ainsi : $R = SP^*/P = 1$ ou le S est le taux de change nominal, P est le prix domestique et le P* est le prix à l'étranger ; et la version faible, celle qui correspond à notre travail, en l'occurrence à l'efficacité présentée par l'équation suivante : $\delta P = \delta S + \delta P^*$, cette relation indique que les variations des prix domestiques sont égales aux variations des taux de changes plus les variations des prix étrangers. Le mécanisme d'ajustement fonctionne comme suit : si la production atteint son niveau de plein emploi et que les biens ont les mêmes caractéristiques qualitatives, les consommateurs achètent des biens vendus au plus bas prix. En raison d'anticipations rationnelles, une augmentation de la demande ne provoque qu'une augmentation des prix, et en cas d'un régime de taux de change flexible, un mouvement correspondant des prix relatifs des devises. Le mouvement se poursuivra jusqu'à ce que la PPA soit de nouveau vérifiée.

Cependant, de longues fluctuations des taux de changes sont perçues provoquant ainsi l'échec de la loi (Engel 1999²⁶³). Selon les orthodoxes, ces fluctuations sont dues au secteur réel que le marché n'a pas encore absorbé, car l'allocation internationale des ressources ne peut pas se produire rapidement. Ces chocs peuvent être interprétés par :

- Un changement des proportions entre les biens échangeables et non échangeables. En effet, même s'il y a un contrôle strict de la quantité de monnaie, une inflation accrue est provoquée quand les prix des biens non échangeables fluctuent ;
- Une augmentation de productivité induira forcément une baisse des prix et il s'en suivra une augmentation permanente du taux de change réel ;
- Un changement dans les préférences des consommateurs internationaux.

²⁶² Canale, R. R. et Napolitano, O. Efficiency and News in Exchange Rate Market. The Euro/Dollar Case. 2001.

²⁶³ La loi d'engel indique que La part des dépenses affectées aux besoins alimentaires est d'autant plus faible que le revenu est grand.

Cependant, toujours selon la théorie orthodoxe, la loi de la concurrence entraînerait à très long terme une réaffectation des ressources jusqu'à ce que le taux de change réel soit à nouveau égal à 1, et que l'efficience du marché international confirme le fait que, les prix relatifs des biens sont déterminés dans le secteur réel.

Et sur le court terme, afin d'affirmer ou d'infirmer l'existence d'une éventuelle efficience au sein du marché de change, nos tests se porteront sur l'étude des marchés de changes à terme et les marchés de changes au comptant et la principale problématique sera de savoir si le taux de change à terme peut être vu comme un prédicteur sans biais du taux de change au comptant futur. Afin d'y répondre, deux conditions de parité de taux d'intérêt doivent être vérifiées : la parité couverte du taux d'intérêt (CIP) et la parité non couverte du taux d'intérêt (UIP).

Les tests de ces hypothèses ont une signification pratique en plus de leur pertinence pour la théorie économique. Le lien entre la parité d'intérêt et l'efficience du marché donne un aperçu sur les attitudes des participants au marché à l'égard du risque et sur la durée d'intégration du marché des capitaux. Dans des cas particuliers, l'échec de la parité ou de l'efficience du marché peut indiquer que les titres étrangers sont des substituts imparfaits des titres nationaux de la même date d'échéance et que les acteurs du marché ont besoin d'une compensation sous forme de prime de risque s'ils doivent détenir la monnaie nationale.

La condition de la CIP est un test qui permet de savoir si des opportunités de bénéfices d'arbitrage existent pour les investisseurs potentiels²⁶⁴, et l'UIP, représente une base pour un certain nombre de modèles comme la balance des paiements et du taux de change. Et, en termes d'implication politique, si la condition de l'UIP est maintenue, toute opération stérilisée²⁶⁵ sur le marché de change est inefficace. L'échec de l'UIP signifie que les opérations stérilisées peuvent avoir des effets réels et que le modèle d'équilibre du portefeuille d'intervention sur le taux de change peut être préféré aux modèles monétaires de la balance des paiements. Il n'est pas étonnant que Taylor (1995, p. 14) considère l'UIP comme la condition fondamentale de l'efficience du marché des changes.

La CIP affirme que la prime à terme sur devises doit être égale à la différence entre les taux d'intérêts nationaux et étrangers sur des titres de même échéance, à condition que les obligations nationales et étrangères soient dépourvues de risque de défaut. Une deuxième

²⁶⁴ Felmingham, B., & Leong, S; Parity conditions and the efficiency of the Australian 90- and 180-day forward markets. ; Review of Financial Economics, 14(2); 2005; 127–145.

²⁶⁵ Les opérations stérilisées impliquent une transaction de compensation en actifs nationaux dont le but est, de stériliser l'effet dépressif du marché des changes sur la masse monétaire.

exigence pour la CIP est que le commerce spéculatif devrait amener la prime (remise) à terme en égalité avec la dépréciation (appréciation) attendue de la monnaie nationale.

Le CIP est une relation implicite entre les taux de change à terme et au comptant ($F_{t,k}$ et S_t) et l'écart entre les taux d'intérêt nationaux et étrangers ($i_{t,k}$ et $i^*_{t,k}$) sur des titres ayant le même terme (k) jusqu'à l'échéance. Cette relation peut s'exprimer en termes de détermination du taux de change à terme :

$$F_{t,k} = S_t \frac{1+i_{t,k}}{1+i^*_{t,k}} \quad (1)$$

Sous l'hypothèse d'absence de coûts de transactions, l'écart de taux d'intérêt défini ci-dessus devrait être égal mais de signe opposé à la prime de change à terme ou à la remise sur la devise étrangère. L'équation (1) signale l'absence de tout bénéfice d'arbitrage pour que l'équilibre s'établisse, et représente une stratégie commerciale plus ou moins particulière, à savoir que le rendement d'un contrat à terme peut être reproduit exactement en empruntant dans une devise, en le convertissant dans une autre devise et en le prêtant à terme, Felmingham et Coleman (1995, p. 465). Une présentation alternative de la CIP est fournie :

$$f_{t,k} - s_t = \frac{i_{t,k} - i^*_{t,k}}{1+i^*_{t,k}} \approx i_{t,k} - i^*_{t,k} \quad (2)$$

$f_{t,k}$ représente le logarithme du taux de change à terme ; s_t représente le logarithme du taux de change au comptant.

L'utilisation de logarithmes naturels dans l'équation précédente et en formulant la condition de l'UIP évite une difficulté potentielle résultante du paradoxe de Siegel (1972), qui indique qu'en cas de neutralité aux risques, le taux de change à terme est un prédicteur biaisé du taux au comptant futur²⁶⁶. Si la proposition est vraie pour le taux de change des devises étrangères / nationales, elle ne pourrait pas être également vraie pour le taux de change des devises nationales / étrangères dans la mesure où l'inégalité de Jensen exige que $E(1/x) > 1/E(x)$ lorsque x a une variance positive. Boyer (1977) et Roper (1975) montrent qu'il est légitime d'exprimer les conditions des CIP et UIP sous forme logarithmique pour résoudre ce paradoxe.

La condition de la CIP est généralement testée en estimant l'équation de régression suivante :

$$f_{t,k} - s_t = \alpha + \beta (i_{t,k} - i^*_{t,k}) + \mu_t \quad (3)$$

²⁶⁶ Beenstock Michael ; Forward Exchange Rates and "Siegel's Paradox"; Oxford Economic Papers, New Series, Vol. 37, No. 2 ; 1985 ; pp. 298-303.

Où α et β sont des paramètres, et μ_t le terme d'erreur. La CIP est vérifiée si $\alpha = 0$ et $\beta = 1$, ce qui implique que l'écart d'intérêt prédit la prime à terme.

La condition de la parité non couverte du taux d'intérêt (UIP) postule une relation d'équilibre entre la variation future (espérée) du taux de change et l'écart d'intérêt à court terme sur des actifs financiers parfaitement comparables libellés dans différentes monnaies. L'arbitrage déplace le taux de change jusqu'à ce que les rendements espérés des investissements dans les devises domestiques et étrangères soient égaux. Deux hypothèses concernent cette relation : premièrement, la libre circulation et la parfaite mobilité des capitaux internationaux, chose qui va permettre aux agents d'emprunter et de prêter pratiquement au même taux dans les deux pays ; deuxièmement, les agents considèrent les actifs financiers nationaux et étrangers comme de parfaits substituts. L'équation algébrique ci-dessous est souvent utilisée et représente la base pour l'UIP :

$$E_t(S_{t+k}/\Omega_t) = S_t \frac{1+i_{t,k}}{1+i_{t,k}^*} \quad (4)$$

Où $E(S_{t+k}/\Omega_t)$ est l'espérance conditionnelle du futur taux au comptant à l'instant t , et Ω_t représente l'ensemble d'informations disponibles à l'instant t . L'équation (4) est souvent simplifiée comme suit :

$$E_t(S_{t+k}/\Omega_t) - S_t = i_{t,k} - i_{t,k}^* \quad (5)$$

Dans ce cas, $E_t(S_{t+k}/\Omega_t)$ est l'espérance conditionnelle du logarithme du futur taux au comptant, tandis que l'expression (5) dans son intégralité suggère que la dépréciation attendue de la monnaie nationale est égale à l'écart d'intérêt domestique et étranger. Les prévisions rationnelles devraient s'appliquer tout au long de cette analyse ; par conséquent, les valeurs ex-post des taux de change au comptant devraient fournir une approximation appropriée pour les valeurs antérieures de la période k :

$$S_{t+k} = E_t(S_{t+k}/\Omega_t) + v_{t+k} \quad (6)$$

Où v_{t+k} est un terme de perturbation (erreur) avec une moyenne nulle. Enfin, le test généralement utilisé pour tester l'hypothèse UIP prend la forme suivante :

$$E_t S_{t+k} - S_t = \alpha + \beta (i_{t,k} - i_{t,k}^*) + \mu_t \quad (7)$$

L'UIP est vérifiée si $\alpha = 0$ et $\beta = 1$. L'hypothèse UIP est généralement rejetée ; dans les études utilisant l'équation (7), β est généralement très petit et parfois négatif, en contradiction directe

avec l'hypothèse. En fait, les valeurs négatives de β suggèrent que les pays présentent de grands écarts positifs et connaissent une appréciation. Cela, en un mot, constitue le casse-tête de la prime à terme « the forward premium puzzle ». Pour remédier à ce puzzle, un grand volume de recherche a pris deux directions principales : L'existence d'une prime de risque et l'irrationalité des investisseurs.

- Etant donné que le trading de devises est associé au risque en raison des variations du taux de change, les traders utilisent le taux à terme pour se couvrir contre ce risque de fluctuation des devises. Ainsi, la prime à terme comprend un terme de prime de risque ainsi que la dépréciation attendue du taux de change. Cependant, les preuves empiriques en faveur du terme de prime de risque sont rares.
- Si les agents sont irrationnels dans la formation des prévisions du futur taux de change au comptant, il y'a alors une erreur dans la prime à terme qui génère un coefficient de régression biaisé.
- Ce comportement peut s'expliquer par les techniques statistiques et économétriques utilisées. Prenons l'exemple de la vérification de l'efficacité, avant d'entamer les tests, nous devons d'abord vérifier la stationnarité des séries chronologiques.

Il faut savoir que de nombreuses séries chronologiques financières ne sont pas stationnaires et le taux de change en fait partie. Donc, les séries de taux de change au comptant et à terme ont des racines unitaires. Or que la détermination du taux de change dans le cadre d'anticipations rationnelles repose sur la stationnarité (Baillie et Bollerslev, 1989²⁶⁷). Si on régresse deux séries non stationnaires entre elles, on obtiendra de faux résultats (Granger et Newbold, 1974) dans lesquels les tests de signification conventionnels indiqueront des relations inexistantes entre les variables, aussi cela entraînera une estimation biaisée à la baisse de la pente β . Dans ce cas, tout test de signification conventionnel rejettera l'hypothèse nulle celle de prédicteur non biaisé.

Selon la théorie économique, l'existence d'une relation d'équilibre de long terme entre séries non stationnaires est possible si la première différenciation de ces variables les rend stationnaires, ces variables sont dites intégrées du premier ordre I (1). Si les variables ont des racines unitaires, la technique de cointégration peut être utilisée afin de modéliser les relations de long terme. Effectivement, les trajectoires des variables cointégrées sont influencées par la taille des écarts par rapport à l'équilibre de long terme qui, lui-même se rétablit par le

²⁶⁷ Baillie, Richard T. et Bollerslev, Tim. common stochastic trends in a system of exchange rates. The journal of finance, 1989, vol. 44, no 1, p. 167-181.

mouvement des variables. La dynamique à court terme est donc influencée par l'écart par rapport à l'équilibre de long terme. Ce modèle dynamique est appelé modèle de correction d'erreur (ECM). Dans un modèle à deux variables, pour une représentation de correction d'erreur, il est essentiel que les deux variables soient intégrées du même ordre et donc cointégrées. Dans ce cas, chaque variable contient une racine unitaire unique et la combinaison linéaire des variables est stationnaire.

L'utilisation du modèle de correction d'erreur (ECM) se justifie par l'arbitrage des taux d'intérêts couverts et la condition de parité des taux d'intérêts. Lors d'une stratégie d'investissement d'arbitrage d'intérêts sécurisés, l'investisseur achète un actif financier en devise étrangère et couvre son risque de change en utilisant un contrat à terme. Investir en devise domestique ou étrangère dépend du rendement le plus élevé et donc des taux d'intérêts. De ce fait, si le taux d'intérêt d'une devise étrangère est plus élevé que le taux d'intérêt domestique, investir à l'étranger est plus rentable, l'investisseur achète la devise étrangère au comptant et la revendra à terme. Cela fera augmenter le taux au comptant et baissera le taux à terme de la devise étrangère. Si les coûts de transactions sont faibles, cet arbitrage se poursuivra jusqu'à ce que les deux taux d'intérêts soient égaux. Ce résultat est la condition de parité des taux d'intérêt qui stipule que le prix au comptant et le prix à terme d'une devise intègrent tout différentiel de taux d'intérêt entre les deux devises. Ainsi, l'équilibre est rétabli par des ajustements des taux au comptant et à terme.

I-2-Est-Ce Que Le Taux De Change A Terme Est Un Prédicteur Non Biaisé Du Taux De Change Au Comptant Futur ? (Cadre Théorique Et Cointégration)

Pour tester l'hypothèse d'efficacité sur le marché de change, trois conditions doivent être remplies : les taux au comptant et à terme doivent être cointégrés, le facteur de cointégration doit être égal à un et l'erreur de prévision doit être un processus de bruit blanc. Si on obtient une cointégration entre le taux de change au comptant et celui à terme, cela voudra dire que l'efficacité est vérifiée dans sa forme faible. Cependant, pour que la forme forte soit vérifiée, il faudrait que le taux de change à terme soit un prédicteur non biaisé du taux au comptant futur. Cette condition s'atteint que si les taux de change à terme et au comptant sont intégrés avec un vecteur de cointégration (1,1).

I-2-1-L'Absence Du Biais Et La Cointégration :

Le taux de change à terme et au comptant sont cointégrés s'ils sont stationnaires dans les premières différences et qu'il existe une combinaison linéaire stationnaire au niveau « level » présentée comme suit : $\mu_t = s_t - \beta_1 f_{t-1}$ (1)

Dans l'hypothèse d'anticipations rationnelles et de neutralité des risques, l'hypothèse d'absence de biais est représentée comme suit : $f_{t-1} = E_{t-1}(s_t)$ (2)

Où f_t et s_t sont les logarithmes des taux à termes et au comptant au temps t et $E_t(.)$ est l'opérateur d'espérance conditionnel aux informations disponibles au temps t . Cette équation est exprimée comme suit : $s_t = f_{t-1} + \varepsilon_t$ (3)

Où ε_t est une variable aléatoire à moyenne nulle (bruit blanc).

Étant donné la condition de niveau level de l'hypothèse d'absence de biais (UH) et le fait que les taux au comptant et les taux à termes soient la plupart du temps non stationnaires, l'existence d'une cointégration entre le taux au comptant actuel et le taux à terme décalé est une condition nécessaire à l'efficience du marché. La régression de cointégration peut être écrite comme suit :

$$s_t = \beta_0 + \beta_1 f_{t-1} + \mu_t \quad (4)$$

Qui est la même que celle exigée au niveau level du test de l'UH. Les recherches confirment généralement une cointégration entre les taux au comptant actuels et les taux à terme décalés CI (1, 1). Pour que l'UH se vérifie, nous avons besoin que $\beta_0 = 0$, $\beta_1 = 1$ et que μ_t ne soit pas corrélée en série.

En tant qu'approche équivalente pour tester l'UH, exprimons le terme résiduel dans la spécification de level comme suit :

$$\varepsilon_t = s_t - f_{t-1} = (s_t - s_{t-1}) - (f_{t-1} - s_{t-1}) \quad (5)$$

Étant donné que le rendement au comptant ($s_t - s_{t-1}$) est stationnaire, la prime à terme décalée ($f_{t-1} - s_{t-1}$) détermine l'ordre d'intégration de l'erreur de prévision ($s_t - f_{t-1}$). Il a été empiriquement vérifié que la prime à terme n'était pas stationnaire (avait une racine unitaire), ce qui implique que l'erreur de prévision n'est pas stationnaire. Et en raison de sa persistance, nous pouvons même le prédire à partir de valeurs passées. Parallèlement, vu que l'UH exige que l'erreur soit un processus de bruit blanc, cela entraîne son rejet automatique. On peut donc affirmer que la cointégration entre f_t et s_{t+1} avec un vecteur de cointégration unitaire est une condition nécessaire pour l'UH.

Successivement, nous pouvons montrer que si s_{t+1} et f_t sont cointégrés avec un vecteur de cointégration unitaire, alors la condition que $\beta_1 = 1$ sera vérifiée. La cointégration impliquera à ce moment-là l'absence de biais.

Nous avons dit que $\mu_t = s_t - \beta_1 f_{t-1}$ est stationnaire si s_t et f_{t-1} sont cointégrés avec le paramètre de cointégration β_1 . On additionne et soustrait s_{t-1} et f_{t-1} à $s_t - \beta_1 f_{t-1}$ et on peut écrire :

$$f_{t-1} - s_{t-1} = (1-\beta)f_{t-1} + (s_{t-1} - s_t) + \mu_t \quad (6)$$

Nous savons que $(s_{t-1} - s_t)$ et μ_t sont stationnaires alors que f_{t-1} n'est pas stationnaire. Par conséquent, pour que $(f_{t-1} - s_{t-1})$ soit stationnaire, le terme $(1-\beta) f_{t-1}$ ne doit pas exister, c'est-à-dire que le paramètre β doit être égal à 1.

Comme l'avait annoncé Delcoure et al. (2003), vu que les taux de change au comptant et à terme décalés sont des processus intégrés du premier ordre ou I(1), la FRUH exige que ces variables soient cointégrées avec le vecteur de cointégration (1, -1). Dans ces conditions, le taux de change à terme prédira correctement le taux au comptant futur. Pour que la FRUH soit vérifiée empiriquement, les taux de change à terme décalés et les taux de changes au comptant doivent suivre une tendance stochastique commune et l'erreur de prévision résultante doit être un processus I(0) (plus précisément un processus de bruit blanc). Donc, la cointégration des taux de change au comptant et à terme décalés avec un vecteur de cointégration unitaire est une condition nécessaire pour le FRUH.

I-2-2-L'Hypothèse D'Absence De Biais Dans Le Taux De Change A Terme (FRUH) Et La Cointegration²⁶⁸ :

L'hypothèse selon laquelle le taux de change à terme soit un prédictor non biaisé du taux de change au comptant futur (FRUH) stipule que le taux de change à terme est une anticipation faite par le marché à terme afin de définir la valeur du futur taux de change au comptant. Cela peut se concrétiser si les conditions de l'hypothèse d'efficacité des marchés sont respectées, c'est-à-dire que, les agents sont neutres aux risques, et anticipent rationnellement, sa formulation algébrique est présentée comme suit :

$$E_t(s_{t+1}) = f_t \quad (1)'$$

²⁶⁸ Zivot, E.; Cointegration and forward and spot exchange rate regressions. Journal of International Money and Finance, 19(6), (2000); P785-812.

Où $E_t[.]$ est l'espérance conditionnelle basée sur les informations disponibles au temps t , $t + 1$; s_{t+1} et f_t sont les taux de change au comptant et à terme. Le taux à terme est alors un prédicteur non biaisé du futur taux au comptant, si : $s_{t+1} = f_t + \varepsilon_{t+1}$ (2)'

Où ε_{t+1} est une variable aléatoire avec $E_t[\varepsilon_{t+1}] = 0$ l'espérance rationnelle de l'erreur de prévision. Il s'agit de la spécification de niveau level de l'UH où le taux au comptant futur est régressé avec le taux à terme. La fonction de régression au niveau « Level » est :

$$s_{t+1} = \alpha + \beta f_t + \varepsilon_{t+1} \quad (3)'$$

Pour tester la véracité de l'hypothèse nulle de l'UH, nous imposons ce qui suit : $\alpha = 0$, $\beta = 1$ et $E_t[\varepsilon_{t+1}] = 0$.

Selon l'article de Zivot (2000), Barnhart et Szakmary (1991)²⁶⁹, Whitney (1995) et Hai et al. (1997) ont affirmé que vérifier $\alpha = 0$, $\beta = 1$ est semblable à tester la FRUH. Si l'UH est acceptée, vérifier $E_t[\varepsilon_{t+1}] = 0$, est équivalent à tester l'efficience des marchés à terme sous les conditions de rationalité des investisseurs et neutralité aux risques.

Si s_t et f_t ont des racines unitaires, l'UH exige que s_{t+1} et f_t soient cointégrés avec le vecteur de cointégration (1, -1) et que le résidu ε_{t+1} soit stationnaire, c'est-à-dire $I(0)$ et $E_t[\varepsilon_{t+1}] = 0$. Donc tester l'UH revient à vérifier la cointégration entre s_{t+1} et f_t avec le vecteur de cointégration (1, -1), si au cours du test l'erreur ($s_{t+1} - f_t$) a une moyenne conditionnelle nulle, le marché à terme sera considéré comme étant efficient.

Puisque s_t et f_t ont des racines unitaires, l'estimation de l'équation de régression de niveau « Level » sera fallacieuse (voir Bilson (1981)²⁷⁰, Fama (1984))²⁷¹. Nous présentons maintenant la deuxième spécification économétrique qui est la « variation en pourcentage (différence) ».

$$\Delta s_{t+1} = \alpha + \beta (f_t - s_t) + \varepsilon_{t+1} \quad (7)$$

($f_t - s_t$) Cette différence représente la prime à terme, Δs_{t+1} ou ($s_{t+1} - s_t$) est la différence de variation du taux au comptant futur par rapport au taux au comptant actuel. L'hypothèse nulle testant l'UH est la même que dans la condition de niveau.

²⁶⁹ Barnhart, Scott w. et Szakmary, Andrew c. testing the unbiased forward rate hypothesis: evidence on unit roots, co-integration, and stochastic coefficients. journal of financial and quantitative analysis, 1991, vol. 26, no 2, p. 245-267.

²⁷⁰ Lai, Kon s. et Lai, michael. a cointegration test for market efficiency. journal of futures markets, 1991, vol. 11, no 5, p. 567-575.

²⁷¹ Fama, Eugene. forward and spot exchange rates. journal of monetary economics, 1984, vol. 14, no 3, p. 319-338.

Pour une régression équilibrée, toutes les variables de l'équation de régression doivent être intégrées du même ordre. s_t et f_t ont des racines unitaires, c'est-à-dire qu'elles sont I (1) et Δs_{t+1} est stationnaire, c'est-à-dire I (0). Ainsi, la prime à terme ($f_t - s_t$) doit être stationnaire²⁷², c'est-à-dire I (0), si la CIP est respectée, la prime à terme représente simplement le différentiel de taux d'intérêt entre les pays respectifs et il existe de bonnes raisons économiques de penser que ces écarts ne contiennent pas de racines unitaires, donc cela implique que la prime à terme est stationnaire. Et s_t et f_t doivent être cointégrés avec le vecteur de cointégration (1, -1). La spécification de «variation en pourcentage (différence)» peut être considérée comme un ECM pour f_t et s_t .

Les tests de la FRUH basés sur les équations (3)' et (7) impliquent une cointégration entre s_{t+1} et f_t ou f_t et s_t . Puisque :

$$s_{t+1} - f_t = \Delta s_{t+1} - (f_t - s_t) \quad (8)$$

Il est trivial de voir, sous l'hypothèse que f_t et s_t sont I (1), que si s_t et f_t sont cointégrés avec le vecteur de cointégration (1,-1) cela implique que s_{t+1} et f_t doivent être cointégrés avec le vecteur de cointégration (1,-1) et vice versa. Les modèles de cointégration pour (f_t, s_t) et (s_{t+1}, f_t) peuvent tous deux être utilisés pour décrire les données et tester le FRUH, mais la forme des modèles utilisés peut avoir un impact profond sur les inférences qui en résultent.

Dans la spécification de niveau « Level », les marchés au comptant et à terme sont en équilibre de long terme lorsque $\varepsilon_{t+1} = 0$. Si f_t et s_{t+1} diffèrent l'un de l'autre, il doit y avoir un ajustement qui rétablira l'équilibre dans la période qui suivra. Le processus d'ajustement peut être :

$$s_{t+2} = s_{t+1} - \alpha(s_{t+1} - f_t) + \varepsilon_{st+2} \quad (9a)$$

$$f_{t+1} = f_t - \beta(s_{t+1} - f_t) + \varepsilon_{ft+1} \quad (9b)$$

α et β sont positifs et les valeurs moyennes de ε_{st+2} et ε_{ft+1} sont nulles.

L'ajustement de court terme vers l'équilibre de long terme peut être représenté par un mécanisme de correction d'erreur. Le mouvement des variables dans n'importe quelle période est lié à l'écart de la période précédente par rapport à l'équilibre de long terme ; ce modèle dynamique est donc un ECM. Si s_{t+1} est égal à f_t , les taux au comptant et à terme devraient

²⁷² Crowder, William j. a note on cointegration and international capital market efficiency: a reply. Journal of international money and finance, 1996, vol. 15, no 4, p. 661-664.

rester inchangés mais s'il existe un écart positif entre les taux au comptant et à terme ($s_{t+1} - f_t$) positif, le taux au comptant chutera et le taux à terme va augmenter.

Le modèle de correction d'erreur pour la spécificité de variation en pourcentage a été estimé par Barnhart et Szakmary (1991) comme suit :

$$s_t - s_{t-1} = \alpha + \beta (F_{t-1} - S_{t-1}) + \delta \text{lag} (S_t - S_{t-1}) + \gamma \text{lag} (F_t - F_{t-1}) + e_t \quad (10)$$

Le modèle général de cointégration et de correction d'erreur des taux au comptant et à terme est formulé en introduisant les variations décalées de chaque variable dans les deux équations.

$$\Delta s_{t+1} = \mu_s + \alpha_s (s_t - \beta f_t) + \delta_s \Delta s_t + \gamma_f \Delta f_{t-1} + \varepsilon_{s,t+1} \quad (11a)$$

$$\Delta f_t = \mu_f + \alpha_f (s_t - \beta f_t) + \delta_s \Delta s_t + \gamma_f \Delta f_{t-1} + \varepsilon_{f,t} \quad (11b)$$

Le modèle à correction d'erreur (ECM) à deux variables est un VAR bivarié dans les premières différences amélioré par les termes de correction d'erreur $\alpha_s (s_t - \beta f_t)$ et $\alpha_f (s_t - \beta f_t)$. α_s et α_f représentent les paramètres de vitesse d'ajustement qui, lorsque leurs valeurs sont grandes, permettent au système de revenir à son équilibre de long terme plus rapidement. Si les deux valeurs des paramètres sont égales à zéro, la relation d'équilibre de long terme n'existe pas et le modèle ne représente pas de cointégration ou de correction d'erreur.

I-2-2-1-Les Données :

Afin d'établir nos tests, nous avons opté pour des données mensuelles des taux de changes au comptant et à terme à un mois, trois mois et six mois d'intervalle, ces derniers ont été calculés par l'équation de la parité non couverte du taux d'intérêt qui est : $F_t = S_t \frac{1+i_{t,k}}{1+i_{t,k}^*}$.

Les données ont été obtenues à partir des bases des données de **la banque d'Angleterre** et de la base de données **Datastream**. L'échantillon de notre travail comprend sept monnaies que sont : le Dollar Canadien CAD., le Dollar Australien AUD, la Roupie Indienne IND, le Yen Japonais JAY, le Franc Suisse CHF, l'Euro Européen EUR et la Livre Sterling Anglaise GBP, toutes indiquées en unités de devises étrangères contre le **Dollar Américain** USD (cotation à l'incertain²⁷³), toutes ces séries de données sont celles enregistrées à la fin de chaque mois. En tant que tels, ils ne sont pas affectés par les réserves obligatoires, les contrôles des changes, etc., et sont des taux d'intérêt du marché libre que les banques se prêtent et s'empruntent.

²⁷³ Quantité de devise étrangère par unité de Dollar Américain.

La période empirique des tests débute de Janvier 2010 jusqu'à Décembre 2019. Il faut noter que toutes les séries de change (comptant et à terme) ont été prises en logarithme afin d'éviter le paradoxe de Siegel (1972) et les taux de change à terme à un, trois et six mois ont été échantillonnés le dernier jour du mois en parallèle avec le dernier jour du mois au comptant.

I-2-2-2-Tests De Stationnarité :

Une représentation de correction d'erreur des taux au comptant et à terme nécessite que les deux variables soient cointégrées d'ordre CI (1, 1). Ainsi, dans la modélisation de la cointégration, nous devons d'abord tester la stationnarité. Et pour la tester, nous appliquons les tests de racine unitaire (Dickey Fuller, Augmented Dickey Fuller, Phillips Perrons,...). Le plus courant est le test de Dickey-Fuller augmenté (ADF) dans lequel l'hypothèse nulle est l'existence d'une racine unitaire.

Le test de Dicky Fuller (DF)²⁷⁴: Ces tests permettent de mettre en évidence le caractère stationnaire ou non d'une chronique par la détermination d'une tendance déterministe ou stochastique. Il existe trois modèles de base qui construisent ces tests, leur principe est simple, si $H_0 : \alpha_1 = 1$ est acceptée dans l'un des trois modèles, le processus est non stationnaire.

- Modèle (1) : $y_t = \alpha_1 y_{t-1} + \varepsilon_t$ modèle autorégressif d'ordre 1
- Modèle (2) : $y_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1} + \varepsilon_t$ modèle autorégressif avec constante
- Modèle (3) : $y_t = bt + \alpha_1 y_{t-1} + c + \varepsilon_t$ modèle autorégressif avec tendance

Si H_0 est vérifiée, la chronique y_t n'est pas stationnaire quel que soit le modèle retenu. Considérons une série générée par un processus de première commande :

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (12)$$

Où ε_t est un bruit blanc. En soustrayant y_{t-1} des deux côtés, on obtient :

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (13)$$

Où $\gamma = \alpha_1 - 1$. L'équation ci-dessus représente un modèle de marche aléatoire avec un terme de dérive ou d'interception. Afin de tester la présence d'une racine unitaire, nous testons l'hypothèse $\alpha_1 = 1$ ou $\gamma = 0$. Si $t_{\alpha_1} \geq t_{tabulé}$, alors on accepte l'hypothèse H_0 c'est-à-dire l'existence d'une racine unitaire et donc la non stationnarité de la série chronologique.

²⁷⁴ BOURBONNAIS, Régis. Économétrie-8e éd.: Manuel et exercices corrigés. Hachette, 2011.P379.

Le test ADF par rapport au test DF, ajoute des retards supplémentaires afin de s'assurer que le terme d'erreur est un bruit blanc. Son hypothèse nulle est la même que dans le test DF.

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \hat{\beta}_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t \quad (14)$$

$$\text{Ou } \gamma = \sum_{i=2}^p \alpha_i - 1 \quad \text{et} \quad \hat{\beta}_i = \sum_{j=1}^p \alpha_j$$

Si l'hypothèse nulle de la racine unitaire n'est pas rejetée, nous concluons que la série n'est pas stationnaire. Nous effectuons le test ADF en premier, suivi du test en première différence. Les résultats des tests montrent que les taux de change au comptant et à terme ne sont pas stationnaires mais la première différence des deux variables de la série chronologique est stationnaire. Par conséquent, les deux variables ont des racines unitaires, sont intégrées de l'ordre un, c'est-à-dire $I(1)$.

Le test ADF comprend 120 observations pour chaque monnaie (CAD, AUD, INR, CHF, EUR, JPY, GBP). Pour l'inclusion d'un terme d'interception seulement (absence du terme de tendance) (processus DS), les valeurs critiques du test ADF sont respectivement de -3.49 et -2.89 pour des niveaux de significativités respectifs de 1% et 5%. Pour tous les pays, la statistique du test ADF et la valeur p sont reportées dans le tableau ci-dessous :

Table N° 03 : Test de stationnarité pour les taux de change au comptant et à terme à 1, 3 et 6 mois.

<i>Pays</i>	<i>Variables</i>	<i>Test au niveau level</i>		<i>Test de 1st différence</i>	
		<i>T-statistics</i>	<i>P-values</i>	<i>T-statistics</i>	<i>P-values</i>
Europe	<i>Au comptant</i>	-1.505	0.528	-3.565	0.008
	<i>A terme à 1mois</i>	-1.524	0.518	-3.612	0.007
	<i>A terme à 3mois</i>	-1.5835	0.4876	-3.525	0.009
	<i>A terme à 6mois</i>	-1.5785	0.4902	-3.5870	0.0075
Angleterre	<i>Au comptant</i>	-1.316	0.620	-4.769	0.000
	<i>A terme à 1mois</i>	-1.328	0.615	-4.762	0.000
	<i>A terme à 3mois</i>	-1.172	0.6848	-9.909	0.000
	<i>A terme à 6mois</i>	-1.3570	0.6009	-4.7817	0.0001
Canada	<i>Au comptant</i>	-1.1865	0.6783	-2.4844	0.1221*
	<i>A terme à 1mois</i>	-0.815	0.811	-8.213	0.000
	<i>A terme à 3mois</i>	-1.245	0.6509	-8.192	0.000
	<i>A terme à 6mois</i>	-0.8285	0.8070	-8.2144	0.000
Australie	<i>Au comptant</i>	-0.453	0.895	-7.779	0.000
	<i>A terme à 1mois</i>	-1.459	0.551	-7.774	0.000
	<i>A terme à 3mois</i>	-1.472	0.5444	-7.7282	0.000
	<i>A terme à 6mois</i>	-1.4751	0.5428	-7.6667	0.000
Suisse	<i>Au comptant</i>	-3.192	0.0231	-3.629	0.006
	<i>A terme à 1mois</i>	-3.137	0.0265	-14.470	0.000
	<i>A terme à 3mois</i>	-3.2506	0.0196	-14.417	0.000
	<i>A terme à 6mois</i>	-3.2727	0.0184	-14.566	0.000
Japon	<i>Au comptant</i>	-1.677	0.4400	-2.658	0.085*
	<i>A terme à 1mois</i>	-1.674	0.4415	-2.381	0.15*
	<i>A terme à 3mois</i>	-1.743	0.4069	-2.4206	0.1385*
	<i>A terme à 6mois</i>	-1.699	0.4284	-2.3715	0.1522*
Inde	<i>Au comptant</i>	-1.289	0.633	-3.856	0.0033
	<i>A terme à 1mois</i>	-1.364	0.5974	-6.484	0.000
	<i>A terme à 3mois</i>	-1.3682	0.5955	-6.4061	0.000
	<i>A terme à 6mois</i>	-1.5460	0.5068	-6.3281	0.000

Les valeurs du t-statistiques sont de -3.49 et -2.89 pour des niveaux de significativités respectifs de 1% et 5%. Les calculs ont été effectués avec le logiciel Eviews 8.

Étant donné que la valeur de la t-statistique du test de racine unitaire des taux au comptant et à terme à 1mois, 3mois et 6mois au niveau Level pour la plupart des pays (mis à part la Suisse) est supérieure aux valeurs critiques, nous concluons donc l'acceptation de l'hypothèse nulle celle de présence de racine unitaire pour tous les pays mis à part pour la suisse qui semble selon les résultats être stationnaire pour les taux de change au comptant et à terme au seuil de 5% . Lorsque nous prenons la première différence des variables et effectuons le test de racine unitaire, nous constatons que les valeurs de la t-statistique sont inférieures aux valeurs critiques pour la plupart des pays mis à part le Canada qui reste toujours non stationnaire pour le taux de change au comptant et le Japon qui reste non stationnaire à tous les niveaux de change que ce soit au comptant ou à terme à 1mois, 3mois et six mois . Nous rejetons donc l'hypothèse nulle celle d'existence de racine unitaire pour tous les pays mis à part le Canada et le Japon dans lesquels, on ne pourra effectuer aucun test de cointegration car leurs séries ne sont pas I(1). Quant aux autres pays, la première différence entre les taux au comptant et à terme non stationnaires est stationnaire. Par conséquent, ces variables sont I (1).

De la même manière, nous allons effectuer le test de stationnarité pour les variations du taux de change au comptant ($s_{t+1} - s_t$) et de la prime à terme ($f_t - s_t$). le test comprend 120 observations pour les cinq pays dont la stationnarité des séries de premières différences I(1) a été affirmé dans le tableau ci- dessus (Europe, Australie, Angleterre, Suisse, Inde.).

La statistique du test ADF et la valeur de p pour le test de racine unitaire en niveau sont reportées dans les tableaux ci-dessous :

Table N° 04 : Test de stationnarité pour les variations du taux de change au comptant ($s_{t+1} - s_t$).

<i>Pays</i>	<i>Europe</i>	<i>Australie</i>	<i>Angleterre</i>	<i>Suisse</i>	<i>Inde</i>
<i>T-statistics</i>	-8.6582	-7.7786	-4.7698	-3.6289	-3.8561
<i>P-values</i>	0.000	0.000	0.000	0.006	0.003

Les valeurs du t-statistiques sont de -3.49 et -2.89 pour des niveaux de significativités respectifs de 1% et 5%. Les calculs ont été effectués avec le logiciel Eviews 8.

Table N°05 : Test de stationnarité pour les primes a termes ($f_t - s_t$).

<i>Pays</i>	<i>Prime à terme</i>	<i>Test au niveau level</i>		<i>Test de 1st différence</i>	
		<i>T-statistics</i>	<i>P-values</i>	<i>T-statistics</i>	<i>P-values</i>
Europe	<i>A terme à 1mois</i>	-0.5200	0.8820	-6.6284	0.000
	<i>A terme à 3mois</i>	-0.2625	0.9258	-7.7897	0.000
	<i>A terme à 6mois</i>	-1.5299	0.5147	-14.0351	0.000
Angleterre	<i>A terme à 1mois</i>	-1.3219	0.6176	-4.7661	0.0001
	<i>A terme à 3mois</i>	-1.3268	0.6153	-4.7729	0.000
	<i>A terme à 6mois</i>	-1.3361	0.6109	-4.7757	0.000
Australie	<i>A terme à 1mois</i>	-0.7151	0.8376	-4.1650	0.0012
	<i>A terme à 3mois</i>	-0.7148	0.8377	-4.1572	0.0012
	<i>A terme à 6mois</i>	-0.7162	0.8373	-4.1746	0.0011
Suisse	<i>A terme à 1mois</i>	-10.8759	0.000		
	<i>A terme à 3mois</i>	-10.7936	0.000		
	<i>A terme à 6mois</i>	-10.4701	0.000		
Inde	<i>A terme à 1mois</i>	-9.4378	0.0000		
	<i>A terme à 3mois</i>	-3.2393	0.0202	-7.4764	0.000
	<i>A terme à 6mois</i>	-3.0265	0.0353	-10.3747	0.000

Les valeurs du t-statistiques sont de -3.49 et -2.89 pour des niveaux de significativités respectifs de 1% et 5%. Les calculs ont été effectués avec le logiciel Eviews 8.

La valeur de la t-statistique du test de racine unitaire pour les variations des taux au comptant en niveau level pour tous les pays montre une stationnarité de type I(0). Cependant, pour la prime à terme, les résultats montrent que les valeurs de la t-statistique calculée sont presque toutes supérieures à leurs valeurs correspondantes tabulées chose qui affirme l'existence d'une éventuelle racine unitaire pour presque tous les pays mis à part pour la Suisse et l'Inde a un degré de significativité de 5% en niveau Level. La première différence du test pour les pays Europe, Angleterre, Australie et Inde n'ayant pas été stationnaire en niveau Level, montre une stationnarité de type I(1).

Les variations du taux de change au comptant remplissent les conditions nécessaires de la stationnarité contrairement aux primes a termes qui ont presque toutes des racines unitaires au niveau level (mis-à-part la Suisse et l'Inde), cependant les monnaies des pays restants (Europe, Angleterre et Australie) seront stationnaires en première différence I(1).

Ainsi, lors du test de l'UH, les estimations de paramètres obtenues à partir de la spécification de niveau (le taux spot actuel est régressé sur le taux à terme décalé à une période) rencontrent des problèmes liés à la stationnarité. Cependant, les estimations obtenues à l'aide de la spécification de changement en pourcentage, le taux au comptant futur par rapport au taux au

comptant actuel est régressé par rapport à la prime à terme (la différence entre les taux à terme et au comptant) ne devrait pas être sujette à ces problèmes pour la Suisse et l'Inde.

I-2-2-3-Tests De Cointégration :

La cointégration est un concept statistique relativement nouveau, mis au point par Granger (1983)²⁷⁵, Granger et Weiss (1983)²⁷⁶ et Engle et Granger (1987)²⁷⁷. La cointégration est une propriété possédée par certaines données de séries chronologiques non stationnaires. En termes généraux, deux variables sont dites cointégrées lorsqu'une combinaison linéaire des deux est stationnaire, même si chaque variable n'est pas stationnaire²⁷⁸.

Granger et Newbold (1986)²⁷⁹ affirment qu'en présence de séries non stationnaires, les résultats seront erronés (les estimateurs sont biaisés et incohérents) et donc la nécessité d'appliquer la technique de cointégration. Au fil du temps, un système économique converge vers un équilibre de long terme imité par la technique de cointégration si deux séries ou plus sont non stationnaires, mais qu'une combinaison linéaire entre elles est stationnaire, alors les séries sont dites cointégrées.

La cointégration est une propriété économétrique des variables de séries chronologiques. Si cette dernière est empiriquement vérifiée entre les taux au comptant et à terme. Les variations du taux au comptant peuvent être modélisées par un modèle de correction d'erreur.

A présent, nous allons tester si les taux au comptant et à terme à 1, 3 et 6 mois I (1) des devises sont cointégrés. Les deux principales méthodes de test de cointégration sont : la méthode des deux étapes d'Engle-Granger et la procédure Johansen.

A-La Méthode De Engle-Granger :

La première étape du test constitue à prétester les séries pour leur ordre d'intégration car la cointégration nécessite que les variables soient intégrées du même ordre. En utilisant le test ADF, nous avons constaté que les taux au comptant et à terme des devises à tester sont tous

²⁷⁵ Granger, Clive WJ. Co-integrated variables and error-correcting models. 1983. Thèse de doctorat. Discussion Paper 83-13. Department of Economics, University of California at San Diego.

²⁷⁶ Granger, Clive WJ et WEISS, Andrew A. Time series analysis of error-correction models. In : Studies in econometrics, time series, and multivariate statistics. Academic Press, 1983. p. 255-278.

²⁷⁷ Engle, Robert F. et Granger, Clive WJ. Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing. *Econometrica: journal of the Econometric Society*, 1987, p. 251-276.

²⁷⁸ Hakkio G & Rush M ; Market efficiency and cointegration:an application to the sterling and deutschemark exchange markets ; *Journal of International Money and Finance* (1989). 8, 75-88

²⁷⁹ Granger, Clive WJ et Newbold, Paul. Forecasting economic times series. Orlando, FL, 1986.

les deux I (1). Dans la deuxième étape, nous estimons la relation d'équilibre de long terme sous la forme :

$$s_{t+1} = \alpha + \beta f_t + \varepsilon_{t+1} \quad (4)'$$

Qui est l'équation de régression de la spécification de «niveau» utilisée pour tester l'UH. La séquence résiduelle est désignée par $\{\widehat{\varepsilon}_{t+1}\}$ qui est la valeur estimée des écarts par rapport à la relation de long terme. Les taux au comptant et à terme I (1) sont cointégrés d'ordre CI (1, 1) si les séries résiduelles sont stationnaires. Afin de tester les séries résiduelles pour leur ordre d'intégration, nous effectuons le test ADF.

Les relations d'équilibres ont été estimées par la méthode des moindres carrés ordinaire OLS (Ordinary Least Square), ensuite, les séries résiduelles de tous les pays et à tous les termes (1, 3 et 6mois) ont été testées avec le test ADF. Le nombre d'observations incluses dans ce dernier pour les séries résiduelles de toutes les devises et les valeurs critiques sont les mêmes qu'auparavant. La statistique du test et les valeurs de p pour le niveau Level sont indiquées ci-dessous :

Table N°06 : Test de stationnarité pour les séries résiduelles à 1mois.

	<i>Pays</i>	<i>Europe</i>	<i>Angleterre</i>	<i>Australie</i>	<i>Suisse</i>	<i>Inde</i>
Level	<i>T-statistics</i>	-1,7383	-2.0896	-2.2370	-9.6146*	-9.4913*
	<i>P-values</i>	0.4092	0.2493	0.1946	0.000	0.000
1st difference	<i>T-statistics</i>	-16.7483	-13.6196	-7.9997	/	/
	<i>P-values</i>	0.000	0.000	0.000	/	/

La valeur de la t-tabulée au seuil de 5% est -2,8860. Les calculs ont été effectués avec le logiciel Eviews 8.

Table N°07 : Test de stationnarité pour les séries résiduelles à 3mois.

	<i>Pays</i>	<i>Europe</i>	<i>Angleterre</i>	<i>Australie</i>	<i>Suisse</i>	<i>Inde</i>
Level	<i>T-statistics</i>	-1,8926	-2.6947	-2.2231	-9.4511*	-4.1394*
	<i>P-values</i>	0.3348	0.0780	0.1994	0.000	0.001
1st difference	<i>T-statistics</i>	-15.5473	-9.6543	-7.9949	/	/
	<i>P-values</i>	0.000	0.000	0.000	/	/

La valeur de la t-tabulée au seuil de 5% est -2,8860. Les calculs ont été effectués avec le logiciel Eviews 8.

Table N°08 : Test de stationnarité pour les séries résiduelles a 6 mois.

	<i>Pays</i>	<i>Europe</i>	<i>Angleterre</i>	<i>Australie</i>	<i>Suisse</i>	<i>Inde</i>
Level	<i>T-statistics</i>	-1.2876	-2.1258	-2.0681	-9.0744*	-2.9988
	<i>P-values</i>	0.6336	0.2350	0.2579	0.000	0.0379
1st difference	<i>T-statistics</i>	-12.6004	-10.7060	-8.0522	/	/
	<i>P-values</i>	0.000	0.000	0.000	/	/

La valeur de la t-tabulée au seuil de 5% est -2,8860. Les calculs ont été effectués avec le logiciel EvIEWS 8.

Étant donné que la valeur de la t-statistique du test de racine unitaire de la série résiduelle dans le niveau Level pour l'Inde et la Suisse est inférieure aux valeurs critiques à 5%, nous rejetons l'hypothèse nulle celle de présence de racine unitaire. Ainsi les séries résiduelles sont stationnaires et les taux au comptant et à terme à 1, 3 et 6mois sont cointégrés d'ordre CI (1, 1). Tandis que pour les autres pays (Europe, Angleterre et Australie), les tests montrent que les valeurs de la t-statistique sont supérieures aux valeurs critiques, donc nous acceptons l'hypothèse nulle celle de présence de racine unitaire et par conséquent la non stationnarité des séries résiduelles au niveau Level c'est-à-dire I(0). Cependant, avec l'intrusion d'une première différence aux tests, les valeurs calculées de la t-statistique semblent être amplement inférieures aux valeurs critiques ce qui nous induit a un rejet automatique de l'hypothèse nulle et donc l'acceptation de la stationnarité des séries I (1).

Nous testons ensuite la cointégration entre les taux au comptant et à terme à 1, 3 et 6mois décalés dans lesquels l'équation de régression est de la forme :

$$s_t = \alpha + \beta f_t + \varepsilon_t \quad (15)$$

Le test de stationnarité est effectué sur la séquence résiduelle notée $\{\hat{\varepsilon}_t\}$. Le nombre d'observations incluses dans le test ADF et les valeurs critiques sont les mêmes qu'avant. La statistique du test ADF et les valeurs de p pour le test en niveau sont reportées dans le tableau ci-dessous.

Table N°09 : Test de stationnarité (taux décalés) pour les séries résiduelles à 1mois.

	<i>Pays</i>	<i>Europe</i>	<i>Angleterre</i>	<i>Australie</i>	<i>Suisse</i>	<i>Inde</i>
Level	<i>T-statistics</i>	-4.4681*	-2.2603	-2.2562	-9.6355*	-9.4554*
	<i>P-values</i>	0.000	0.1866	0.1880	0.000	0.000
1st difference	<i>T-statistics</i>	/	-13.6986	-8.1978	/	/
	<i>P-values</i>	/	0.000	0.000	/	/

La valeur de la t-tabulée au seuil de 5% est -2,8860 et de 1% est -3.4870. Les calculs ont été effectués avec le logiciel EvIEWS 8.

Table N°10 : Test de stationnarité (taux décalés) pour les séries résiduelles à 3mois.

	<i>Pays</i>	<i>Europe</i>	<i>Angleterre</i>	<i>Australie</i>	<i>Suisse</i>	<i>Inde</i>
<i>Level</i>	<i>T-statistics</i>	-1.9339	-2.2603	-2.2363	-9.4820*	-4.1216*
	<i>P-values</i>	0.3158	0.1866	0.1947	0.000	0.0013
<i>1st difference</i>	<i>T-statistics</i>	-15.4928	-13.6986	-8.1912	/	/
	<i>P-values</i>	0.000	0.000	0.000	/	/

La valeur de la t-tabulée au seuil de 5% est -2,8860 et de 1% est -3.4870. Les calculs ont été effectués avec le logiciel Eviews 8.

Table N°11 : Test de stationnarité (taux décalés) pour les séries résiduelles à 6 mois.

	<i>Pays</i>	<i>Europe</i>	<i>Angleterre</i>	<i>Australie</i>	<i>Suisse</i>	<i>Inde</i>
<i>Level</i>	<i>T-statistics</i>	-1.3029	-2.1611	-2.1791	-9.1133*	-2.9995
	<i>P-values</i>	0.6266	0.2217	0.2150	0.000	0.0378
<i>1st difference</i>	<i>T-statistics</i>	-12.5693	-10.4828	-8.2473	/	-15.0588
	<i>P-values</i>	0.000	0.000	0.000	/	0.000

La valeur de la t-tabulée au seuil de 5% est -2,8860 et de 1% est -3.4870. Les calculs ont été effectués avec le logiciel Eviews 8.

La table N°09 montre que la valeur de la t-statistique en Europe, Suisse et Inde est inférieure à la valeur de la t-tabulée à un degré de liberté de 1% et 5%, ce qui nous pousse à rejeter l'hypothèse nulle celle d'existence de racine unitaire et donc on conclut une stationnarité des séries résiduelles des taux décalés a un mois de type I(0) et donc l'existence d'une cointegration de type CI (1, 1). Cependant pour l'Angleterre et l'Australie, ils seront considérés comme étant stationnaire qu'après une première différence, ils seront alors stationnaires de type I(1).

Les tables N°10 et N°11 montrent que les valeurs de la t-statistique en Suisse et en Inde sont inférieures aux valeurs de la t-tabulée à un degré de liberté de 1% et 5% pour la Suisse et seulement 5% pour l'Inde, ce qui nous pousse à rejeter l'hypothèse nulle celle d'existence de racine unitaire et donc on conclut une stationnarité ainsi qu'une cointegration avec le vecteur CI(1, 1) des séries résiduelles des taux décalés a trois et six mois de type I(0). Cependant pour l'Europe, l'Angleterre et l'Australie, ils seront considérés comme stationnaires qu'après une première différence, ils seront alors stationnaires de type I (1).

B-La Procédure De Johansen²⁸⁰ :

Le test de cointégration de la méthode d'Engle et Granger exige le placement d'une des variables comme dépendante et le reste des variables comme régresseurs. Si toutes les variables sont cointégrées, la série résiduelle est stationnaire. Nous devrions obtenir le même résultat quelle que soit la variable dépendante, c'est-à-dire le choix de la variable sélectionnée pour la

²⁸⁰ Bourbonnais Regis ; Econometrie : manuels et exercices corrigés ; edi DUNOD 8eme edition ; 2011 ; p306

normalisation. Le test de stationnarité sur la série résiduelle dans le cas de deux variables donne souvent le même résultat pour un grand échantillon, quelle que soit la variable dépendante. Lorsque nous visons à tester la cointégration entre plus de deux variables, le test de stationnarité sur la série résiduelle peut ne pas donner le même résultat mais dépend du choix de la variable dépendante. En outre, il peut y avoir plusieurs vecteurs de cointégration. Pour éviter ces problèmes, on peut utiliser la procédure Johansen. La procédure de Johansen (1988)²⁸¹ et Stock et Watson (1988)²⁸² utilise la technique d'estimation du maximum de vraisemblance (the maximum likelihood estimation) pour tester la présence de multiples vecteurs de cointégration.

L'estimateur du maximum de vraisemblance (MLE) de **Johansen** est établi selon une approche multivariée dont le point de départ est un modèle VAR d'ordre k . sa représentation s'écrit sous la forme matricielle suivante :

$$Y_t = A_0 + A_1 Y_{t-1} + A_2 Y_{t-2} + \dots + A_p Y_{t-p} + v_t \quad (16)$$

Avec :

$$Y_t = \begin{bmatrix} y_{1,t} \\ y_{2,t} \\ \vdots \\ y_{p,t} \end{bmatrix} ; A_p = \begin{bmatrix} a_{1,p}^1 & a_{1,p}^2 & a_{1,p}^k \\ a_{2,p}^1 & a_{2,p}^2 & a_{2,p}^k \\ \vdots & \vdots & \vdots \\ a_{k,p} & a_{k,p} & a_{k,p} \end{bmatrix} ; A_0 = \begin{bmatrix} a_1^0 \\ a_2^0 \\ \vdots \\ a_k \end{bmatrix} ; v_t = \begin{bmatrix} v_{1,t} \\ v_{2,t} \\ \vdots \\ v_{p,t} \end{bmatrix}$$

On note $\sum_v E(v_t v_t')$, la matrice de dimension (k, k) des variances covariances des erreurs. Cette matrice est bien-sûr inconnue.

En différenciant le model VAR précédent, on obtient le vecteur à correction d'erreur (VECM) qui peut être généralisé par la représentation matricielle suivante :

$$\Delta Y_t = A_0 + (A_1 - I)\Delta Y_{t-1} + (A_2 + A_1 - I)\Delta Y_{t-2} + \dots + (A_{p-1} + \dots + A_2 + A_1 - I)\Delta Y_{t-p+1} + \Pi Y_{t-1} + \varepsilon \quad (17)$$

Ou encore, en fonction de Y_{t-1}

$$\Delta Y_t = A_0 + \beta_1 \Delta Y_{t-1} + \beta_2 \Delta Y_{t-2} + \dots + \beta_{p-1} \Delta Y_{t-p+1} + \Pi Y_{t-1} + \varepsilon \quad (18)$$

Où $\Pi = (\sum_{i=1}^p A_i - I)$

²⁸¹ Johansen, S. *Statistical analysis of cointegration vectors*. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12(2-3), (1988); p231-254.

²⁸² STOCK, James H. et WATSON, Mark W. Variable trends in economic time series. *Journal of economic perspectives*, 1988, vol. 2, no 3, p. 147-174.

La matrice Π peut être représentée comme suit $\Pi = \alpha\beta'$ où α représente le vecteur de la force de rappel vers l'équilibre et β' le vecteur des coefficients des relations de long terme des variables. Donc, chaque combinaison linéaire représente une relation de cointégration.

Si tous les éléments de Π sont nuls (le rang de la matrice Π est égal à 0 et donc $A_{p-1} + \dots + A_2 + A_1 = I$), alors, aucune spécification à correction d'erreur ne pourra être retenue, une estimation d'un VAR classique en première différence est suffisante pour éliminer toute présence d'éventuels tendances. Si le rang de Π est égal à k , cela veut dire que les variables sont toutes $I(0)$ et donc le problème de la cointégration ne se pose pas, dans ce cas, on estimera un modèle VAR en niveau.

Le rang d'une matrice est égal au nombre de ses racines caractéristiques non nulles. Le nombre de racines caractéristiques significatives de π est égal au nombre de vecteurs de cointégration distincts. Si les variables ne sont pas cointégrées, le rang de la matrice π est nul et toutes les racines caractéristiques de π sont égales à zéro.

Si le rang de la matrice Π (r) est compris entre 1 et $k-1$ ($1 \leq r \leq k-1$), il existe alors r relations de cointégration et la représentation ECM est valide soit :

$$\Delta Y_t = A_0 + \beta_1 \Delta Y_{t-1} + \beta_2 \Delta Y_{t-2} + \dots + \beta_{p-1} \Delta Y_{t-p+1} + \Pi Y_{t-1} + \alpha e_{t-1} + \varepsilon \quad (19)$$

Avec $e_t = \beta' Y_t$

Afin de déterminer le nombre de relation de cointégration, Johansen (1988) a proposé deux tests basés sur les valeurs propres d'une matrice résultant d'un calcul en deux étapes :

Etape n° 01 : calcul des résidus u_t et v_t

Deux régressions seront effectuées :

Première régression : $\Delta Y_t = \widehat{A}_0 + \widehat{A}_1 \Delta Y_{t-1} + \widehat{A}_2 \Delta Y_{t-2} + \dots + \widehat{A}_p \Delta Y_{t-p} + u_t$

Deuxième régression : $Y_{t-1} = \widehat{A}'_0 + \widehat{A}'_1 \Delta Y_{t-1} + \widehat{A}'_2 \Delta Y_{t-2} + \dots + \widehat{A}'_p \Delta Y_{t-p} + v_t$

Avec $Y_t = \begin{bmatrix} y_{1,t} \\ y_{2,t} \\ \vdots \\ y_{k,t} \end{bmatrix}$

Nous avons donc les mêmes variables explicatives dans les deux régressions, seules les variables à expliquer diffèrent.

Etape n° 02 : calcule de la matrice qui permet le calcul des valeurs propres. Nous calculerons quatre matrices des variances-covariances de dimension (k,k) à partir des résidus u_t et v_t .

$$\widehat{\Sigma}_{uu} = 1/n \sum_{t=1}^n u_t u'_t ; \quad \widehat{\Sigma}_{vv} = 1/n \sum_{t=1}^n v_t v'_t ; \quad \widehat{\Sigma}_{uv} = 1/n \sum_{t=1}^n u_t v'_t ; \quad \widehat{\Sigma}_{vu} = 1/n \sum_{t=1}^n v_t u'_t$$

Après cela, nous allons extraire les k valeurs de la matrice M de dimension (k,k) calculée comme suit :

$$M = \widehat{\Sigma}_{vv}^{-1} \widehat{\Sigma}_{vu} \widehat{\Sigma}_{uu}^{-1} \widehat{\Sigma}_{uv} \quad (20)$$

B-1-Test De La Trace :

A partir de valeurs propres proposées ci-dessus, nous calculons la statistique suivante :

$$\lambda_{trace} = -n \sum_{i=r+1}^k \ln(1 - \lambda_i) \quad (21)$$

n est le nombre d'observation ; λ_i est la i^{eme} valeur propre de la matrice M ; k est le nombre de variables ; r est le rang de la matrice.

Cette statistique suit une loi probabiliste similaire à un χ^2 tabulée à l'aide de simulations par Johansen et Juselius (1990). Ce test fonctionne par exclusion d'hypothèses alternatives :

- Rang de la matrice Π égal 0 (r=0), soit $H_0: r = 0$ contre $H_1: r > 0$ si H_0 est rejetée, on passe au test suivant (si $\lambda_{trace} >$ a la valeur critique dans la table de χ^2 on rejette H_0), si on accepte H_0 le test s'arrête ici.
- Rang de la matrice Π égal 1 (r=1), soit $H_0: r = 1$ contre $H_1: r > 1$ si H_0 est rejeté, on passe au test suivant
- Rang de la matrice Π égal 2 (r=2), soit $H_0: r = 2$ contre $H_1: r > 2$ si H_0 est rejeté, on passe au test suivant, etc.

Après avoir rejeté les H_0 à la fin du test, on teste $H_0: r = k - 1$ contre $H_1: r = k$ si on refuse le H_0 , le rang de la matrice est $r = k$, et dans ce cas-là, il n'y'a aucune relation de cointegration car toutes les variables sont $I(0)$.

B-2-Test De La Valeur Propre Maximale :

Le deuxième test proposé par Johansen est donné par la statistique suivante :

$$\lambda_{Max} = -n \text{Log} (1 - \lambda_{r+1}) \quad r=0,1,2,\dots \quad (22)$$

La distribution des statistiques dépend des composantes déterministes du modèle ; trois cas sont considérés : a) pas de dérive dans le VECM (c'est-à-dire pas de terme constant $A_0 = 0$) ; b) les

VECM incluent un terme constant (ΔX_t ont une moyenne non nulle, donc les composantes de la dérive X_t) ; c) un terme constant dans les vecteurs cointégrés.

Ce test s'effectue de la même façon que le précédent, de manière séquentielle par exclusion d'hypothèses alternatives. Ceci dit, en cas de divergence entre les deux tests, le privilège est donné au test de la trace qui est plus puissant.

B-3-Résultats Des Tests :

Nous effectuons d'abord un test de cointégration entre s_{t+1} et f_t à 1, 3 et 6 mois par la procédure de Johansen. Le nombre d'observations utilisées pour l'Europe, l'Australie, l'Angleterre, la Suisse et L'Inde est de 120. Nous avons utilisé l'hypothèse de tendance déterministe linéaire pour le test de rang de cointégration sans restriction. Les premières colonnes des résultats indiquent le nombre hypothétique d'équations de cointégration dénoté par CE. Les résultats du test de trace sont reportés dans la table N° 12 et les résultats du test de valeurs propres maximales sont reportés dans la table N° 13 ci-dessous :

Table N° 12 : Test de la trace entre s_{t+1} et f_t à 1, 3 et 6 mois.

<i>Pays</i>	<i>CE</i>	<i>Eigenvalue</i>	<i>Trace statistic</i>	<i>Critical value (0.05)</i>	<i>P value</i>
Test de cointégration entre s_{t+1} et f_t à 1 mois.					
Europe	None*	0.1332	17.2639	15.4947	0.0268
	At most 1	0.0071	0.8212	3.8414	0.3648
Angleterre	None*	0.1371	16.8361	15.4947	0.0312
	At most 1	0.0000	0.0158	3.8414	0.8996
Australie	None	0.0446	5.6545	15.4947	0.7359
	At most 1	0.0030	0.3579	3.8414	0.5496
Suisse	None*	0.3409	57.2527	15.4947	0.000
	At most 1	0.0698	8.4732	3.8414	0.0036
Inde	None*	0.2203	31.4397	15.4947	0.000
	At most 1	0.0219	2.5708	3.8414	0.1088
Test de cointégration entre s_{t+1} et f_t à 3 mois.					
Europe	None	0.0419	5.0650	15.4947	0.8019
	At most 1	0.0012	0.1408	3.8414	0.7074
Angleterre	None	0.1047	12.8065	15.4947	0.1221
	At most 1	0.0016	0.1935	3.8414	0.6600
Australie	None	0.0442	5.5991	15.4947	0.7423
	At most 1	0.0029	0.3480	3.8414	0.5552
Suisse	None*	0.1695	34.5168	15.4974	0.000
	At most 1	0.1104	13.3422	3.8414	0.000
Inde	None*	0.1124	16.0970	15.4947	0.040
	At most 1	0.0193	2.2625	3.8414	0.1325
Test de cointégration entre s_{t+1} et f_t à 6 mois.					
Europe	None	0.0482	5.8012	15.4947	0.7189
	At most 1	0.0014	0.1604	3.8414	0.6887
Angleterre	None	0.0983	12.1348	15.4947	0.1506
	At most 1	0.0029	0.3361	3.8414	0.5621
Australie	None	0.0532	6.4395	15.4947	0.6436
	At most 1	0.0017	0.1969	3.8414	0.6572
Suisse	None*	0.1689	32.5731	15.4947	0.000
	At most 1	0.0957	11.4689	3.8414	0.000
Inde	None	0.0851	12.7898	15.4947	0.1228
	At most 1	0.0229	2.6423	3.8414	0.1040

*représente le rejet de H_0 à 0.05 (5%). Les calculs ont été effectués avec le logiciel EvIEWS 8.

Table N° 13 : Test de valeurs propres maximales entre s_{t+1} et f_t à 1, 3 et 6 mois.

<i>Pays</i>	<i>CE</i>	<i>Eigenvalue</i>	<i>Max-Eigen statistic</i>	<i>Critical value (0.05)</i>	<i>P value</i>
Test de cointégration entre s_{t+1} et f_t à 1 mois.					
Europe	None*	0.1332	16.4426	14.2646	0.0223
	At most 1	0.0071	0.8212	3.8414	0.3648
Angleterre	None*	0.1371	16.8202	14.2646	0.0193
	At most 1	0.0001	0.01587	3.8414	0.8996
Australie	None	0.0446	5.2965	14.2646	0.7040
	At most 1	0.0030	0.3579	3.8414	0.5496
Suisse	None*	0.1763	22.1131	14.2646	0.0024
	At most1*	0.1136	13.7509	3.8414	0.000
Inde	None*	0.2203	28.8688	14.2646	0.0001
	At most 1	0.0219	2.5708	3.8414	0.1088
Test de cointégration entre s_{t+1} et f_t à 3 mois.					
Europe	None	0.0419	4.9242	14.2646	0.7514
	At most 1	0.0012	0.1408	3.8414	0.7074
Angleterre	None	0.1047	12.6130	14.2646	0.0897
	At most 1	0.0016	0.1935	3.8414	0.6600
Australie	None	0.0442	5.2510	14.2646	0.7099
	At most 1	0.0029	0.3480	3.8414	0.5552
Suisse	None*	0.1695	21.1746	14.2646	0.0035
	At most1*	0.1104	13.3422	3.8414	0.000
Inde	None	0.1124	13.8344	14.2646	0.0584
	At most 1	0.0193	2.2625	3.8414	0.1325
Test de cointégration entre s_{t+1} et f_t à 6 mois.					
Europe	None	0.0482	5.6407	14.2646	0.6596
	At most 1	0.0014	0.1604	3.8414	0.6887
Angleterre	None	0.0983	11.7987	14.2646	0.1184
	At most 1	0.0029	0.3361	3.8414	0.5621
Australie	None	0.0532	6.2425	14.2646	0.5823
	At most 1	0.0017	0.1969	3.8414	0.6572
Suisse	None*	0.1689	21.1042	14.2646	0.0036
	At most1*	0.0957	11.4689	3.8414	0.000
Inde	None	0.0851	10.1474	14.2646	0.2024
	At most 1	0.0229	2.6423	3.8414	0.1040

*représente le rejet de H_0 à 0.05 (5%). Les calculs ont été effectués avec le logiciel Eviews 8.

A un mois, les deux tests (trace et valeurs propres maximales) montrent l'existence d'une relation de cointégration pour l'Europe, Angleterre, Inde, une relation de cointégration double pour la Suisse et aucune relation de cointégration pour l'Australie au niveau de 0.05. Ces résultats sont contradictoires à ceux d'*Engle-Granger* qui nous ont montré qu'il n'y avait aucune relation de cointégration en Europe ainsi qu'en Angleterre.

A trois mois, le test de trace montre une relation de cointégration pour l'Inde et une double relation de cointégration pour la Suisse et aucune relation de cointégration pour les pays restants (Europe, Angleterre et Australie) au niveau de 0.05 ; le test de valeurs propres maximales quant à lui affirme une relation de cointégration double pour la Suisse et aucune relation de cointégration pour les autres pays (Europe, Angleterre, Australie et Inde). Les résultats du test de la trace semblent être semblables à ceux *Engle-Granger* contrairement aux résultats du test des valeurs propres maximales qui n'a montré aucune relation de cointégration pour l'Inde.

A six mois, les deux tests (trace et valeurs propres maximales) montrent l'existence d'une double relation de cointégration pour la Suisse et aucune relation de cointégration pour les pays restants (Europe, Angleterre, Inde et Australie) au niveau de 0.05. Ces résultats sont contradictoires à ceux d'*Engel-Granger* qui ont montré la présence d'une relation de cointégration en Suisse et en Inde.

Ensuite, nous effectuons un test de cointégration entre s_t et f_t à 1, 3 et 6 mois (taux décalés) par la procédure de Johansen. Le nombre d'observations ainsi que les devises utilisées sont les mêmes que ceux utilisés dans le test précédent. Les résultats du test de trace sont reportés dans la table N° 14 et les résultats du test de valeurs propres maximales sont reportés dans la table N° 15 ci-dessous.

Table N°14 : Test de la trace pour les taux décalés entre s_t et f_t à 1, 3 et 6 mois.

<i>Pays</i>	<i>CE</i>	<i>Eigenvalue</i>	<i>Trace statistic</i>	<i>Critical value (0.05)</i>	<i>P value</i>
Test de cointégration entre s_t et f_t à 1 mois.					
Europe	None*	0.1253	17.6050	15.4947	0.0237
	At most 1	0.0177	2.0742	3.8114	0.1498
Angleterre	None*	0.1297	15.9932	15.4947	0.0421
	At most 1	8.95E-05	0.0103	3.8114	0.9189
Australie	None	0.0453	5.7927	15.4947	0.72
	At most 1	0.0031	0.3661	3.8114	0.5451
Suisse	None*	0.341	57.845	15.4947	0.000
	At most 1*	0.070	8.6516	3.8114	0.0033
Inde	None*	0.218	30.7207	15.4947	0.000
	At most 1	0.0165	1.9511	3.8114	0.1625
Test de cointégration entre s_t et f_t à 3 mois.					
Europe	None	0.0442	5.8574	15.4947	0.7123
	At most 1	0.0052	0.615	3.8114	0.4329
Angleterre	None*	0.123	15.9932	15.4947	0.0421
	At most 1	8.95E-05	0.0103	3.8114	0.9189
Australie	None	0.045	5.7415	15.4947	0.7258
	At most 1	0.003	0.3559	3.8114	0.5508
Suisse	None*	0.1688	34.3944	15.4947	0.0000
	At most 1*	0.1078	13.1191	3.8114	0.0003
Inde	None*	0.1080	15.6934	15.4947	0.0467
	At most 1	0.0218	2.5448	3.8114	0.1106
Test de cointégration entre s_t et f_t à 6 mois.					
Europe	None	0.0393	5.0134	15.4947	0.8074
	At most 1	0.0030	0.3540	3.8114	0.5518
Angleterre	None	0.0951	11.792	15.4947	0.1671
	At most 1	0.0025	0.2891	3.8114	0.5908
Australie	None	0.0447	5.7109	15.4947	0.7294
	At most 1	0.0030	0.3577	3.8114	0.5498
Suisse	None*	0.3143	53.1968	15.4947	0.000
	At most 1*	0.07080	8.6653	3.8114	0.0032
Inde	None	0.08910	13.4088	15.4947	0.1006
	At most 1	0.023	2.6757	3.8114	0.1019

*représente le rejet de H_0 à 0.05 (5%). Les calculs ont été effectués avec le logiciel EvIEWS 8.

Table N° 15 : Test de valeurs propres maximales *pour les taux décalés entre s_t et f_t à 1, 3 et 6 mois.*

<i>Pays</i>	<i>CE</i>	<i>Eigenvalue</i>	<i>Max-Eigen statistic</i>	<i>Critical value (0.05)</i>	<i>P value</i>
<i>Test de cointégration entre s_t et f_t à 1 mois.</i>					
Europe	None*	0.1253	15.5308	14.2646	0.0314
	At most 1	0.0177	2.0742	3.8114	0.1498
Angleterre	None*	0.1297	15.9829	14.2646	0.0265
	At most 1	8.95E-05	0.0103	3.8114	0.9189
Australie	None	0.0453	5.4265	14.2646	0.6873
	At most 1	0.0031	0.3661	3.8114	0.5451
Suisse	None*	0.341	49.1934	14.2646	0.000
	At most 1*	0.070	8.6516	3.8114	0.0033
Inde	None*	0.218	28.77	14.2646	0.000
	At most 1	0.0165	1.9511	3.8114	0.1625
<i>Test de cointégration entre s_t et f_t à 3 mois.</i>					
Europe	None	0.0442	5.2425	14.2646	0.7110
	At most 1	0.0053	0.6149	3.8114	0.4329
Angleterre	None*	0.130	15.9830	14.2646	0.0265
	At most 1	8.95E-05	0.010291	3.8114	0.9189
Australie	None	0.045	5.3856	14.2646	0.6926
	At most 1	0.003	0.3558	3.8114	0.5508
Suisse	None*	0.1688	21.2753	14.2646	0.003
	At most 1*	0.1078	13.1191	3.8114	0.000
Inde	None	0.1080	13.1485	14.2646	0.0745
	At most 1	0.0218	2.5448	3.8114	0.1106
<i>Test de cointégration entre s_t et f_t à 6 mois.</i>					
Europe	None	0.0393	4.6595	14.2646	0.784
	At most 1	0.0030	0.3540	3.8114	0.5518
Angleterre	None	0.0951	11.503	14.2646	0.1307
	At most 1	0.0025	0.2891	3.8114	0.5908
Australie	None	0.0447	5.3532	14.2646	0.6967
	At most 1	0.0030	0.3577	3.8114	0.5498
Suisse	None*	0.3143	44.5315	14.2646	0.0000
	At most 1*	0.7080	8.6653	3.8114	0.0032
Inde	None	0.08910	10.7331	14.2646	0.1681
	At most 1	0.023	2.6757	3.8114	0.1019

*représente le rejet de H_0 à 0.05 (5%). Les calculs ont été effectués avec le logiciel Eviews 8.

A un mois, les deux tests (trace et valeurs propres maximales) montrent l'existence d'une relation de cointégration entre les taux de changes décalés s_t et f_t pour les devises Européenne, Anglaise, Indienne, une relation de cointégration double pour la devise Suisse et aucune relation de cointégration pour la devise Australienne au niveau de 0.05. Ces résultats sont contradictoires à ceux d'*Engle-Granger* qui nous ont montré qu'il y avait des relations de cointégration pour les devises Européenne, Suisse et Indienne et aucune relation de cointégration pour la devise Anglaise.

A trois mois, le test de trace montre une relation de cointégration pour les devises Anglaise, Indienne, une double relation de cointégration pour la devise Suisse et aucune relation de cointégration pour les devises des pays restants (Européenne et Australienne) au niveau de 0.05. Le test des valeurs propres maximales quant à lui affirme une relation de cointégration pour la devise Anglaise, une relation de cointégration double pour la devise Suisse et aucune relation de cointégration pour les devises des pays restants (Européenne, Australienne et Indienne). Les résultats des deux tests semblent être contradictoires à ceux *Engle-Granger* qui ont affirmé une relation de cointégration juste pour la devise Suisse.

A six mois, les deux tests (trace et valeurs propres maximales) montrent l'existence d'une double relation de cointégration pour la devise Suisse et aucune relation de cointégration pour les devises des pays restants (Europe, Angleterre, Inde et Australie) au niveau de 0.05. Ces résultats sont semblables à ceux d'*Engel-Granger* qui nous ont montré qu'il y avait qu'une seule relation de cointégration pour la devise Suisse.

Barnhart et Szakmary (1991) affirment que les résultats des tests de cointégration ont un impact important pour les tests empiriques de la FRUH. Cette hypothèse est généralement acceptée lors de l'utilisation de la spécification de niveau car les taux au comptant réalisés et les taux futurs sont cointégrés d'ordre CI (1, 1). L'UH tient à long terme. Seule cette dernière est examinée par la spécification de niveau, la dynamique à court terme est ignorée. Cela nous amène à la mauvaise conclusion que la relation de long terme est vraie.

Puisque les taux de change au comptant et à terme et les taux de change au comptant et à terme décalés sont cointégrés d'ordre CI (1, 1), un modèle de correction d'erreur (ECM) basé sur la spécification de variation en pourcentage doit être utilisé pour modéliser ces relations dynamiques. Dans l'ECM, nous régressons la variation du taux au comptant futur sur le différentiel du taux au comptant décalé et les différentiels des taux à terme sur les différentiel du taux au comptant décalés.

Ainsi, ni le niveau ni les spécifications de variation en pourcentage ne sont des représentations appropriées de la relation au comptant ou à terme. La spécification de niveau est simplement une relation d'équilibre à long terme qui ignore complètement la dynamique à court terme, tandis que la spécification de variation en pourcentage est un ECM mal spécifié qui incorpore la relation de cointégration entre les taux au comptant et à terme décalés, mais ignore la dynamique à court terme en omettant le retard des différences de taux au comptant et à terme. Théoriquement, seul l'ECM est une spécification appropriée de la relation entre les taux au comptant et à terme²⁸³.

I-2-2-4-Le Modèle De Correction D'Erreur (ECM) :

Ayant trouvé que le taux de change au comptant et à terme a un mois (Europe, Angleterre, Suisse et Inde), trois et six mois (Suisse et Inde) a niveau de 5% étaient I(1) et cointégrés d'ordre CI (1, 1), il convient d'estimer leurs relations à travers un modèle à correction d'erreur (Error Correction Model ECM). *Engle-Granger (1987)*, avaient démontré que toutes les séries cointégrées pouvaient être représentées par un ECM (théorème de représentation de Granger)²⁸⁴. L'ECM pour toutes les devises est une estimation par les OLS (Ordinary Least Square) de la relation du modèle dynamique (court terme) suivant :

$$\Delta s_{t+1} = c_s + \alpha_s(s_{t-1} - \beta f_{t-1} - \mu) + \delta_{s1} \Delta s_{t-1} + \delta_{s2} \Delta s_{t-2} + \gamma_{s1} \Delta f_{t-1} + \gamma_{s2} \Delta f_{t-2} + \varepsilon_{s,t+1} \quad (23a)$$

$$\Delta f_t = c_f + \alpha_f(s_{t-1} - \beta f_{t-1} - \mu) + \delta_{f1} \Delta s_{t-1} + \delta_{f2} \Delta s_{t-2} + \gamma_{f1} \Delta f_{t-1} + \gamma_{f2} \Delta f_{t-2} + \varepsilon_{f,t} \quad (23b)$$

Nous estimons un ECM pour les devises cointégrés (Européenne, Anglaise, Suisse et Indienne) à un mois, et les devises (Suisse et Indienne) a trois et six mois, le nombre des retards p du modèle VAR(p) est de l'ordre de deux pour toutes les devises. Ces retards ont été déterminés par Akaike Info Criterion en choisissant le modèle avec le critère d'information d'Akaike le plus faible. Pour les deux équations de l'ECM, les paramètres estimés et les valeurs de la t-values pour les devises citées sont reportés dans les tableaux ci-dessous :

²⁸³ Barnhart, Scott W. et Szakmary, Andrew C. Testing the unbiased forward rate hypothesis: Evidence on unit roots, co-integration, and stochastic coefficients. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 1991, vol. 26, no 2, p. 245-267.

²⁸⁴ Bourbonnais Regis ; *Econometrie : manuels et exercices corrigés* ; edi DUNOD 8eme edition ; 2011 ; p379

Table N° 16 : Paramètres estimés de l'ECM à 1 mois.

Paramètres	Valeurs	Europe	Angleterre	Suisse	Inde
c_s	Estimées	0.000	0.000	-0.000	0.001
	T-statistics	0.717	0.490	-0.320	1.981
	Prob	0.475	0.625	0.749	0.050*
c_f	Estimées	0.000	-0.000	-0.000	0.001
	T-statistics	0.709	-0.477	-0.200	1.829
	Prob	0.479	0.633	0.841	0.070*
α_s	Estimées	3.870	10.251	-0.224	0.257
	T-statistics	1.688	1.860	-1.499	0.384
	Prob	0.098*	0.065*	0.136	0.701
α_f	Estimées	4.327	-10.359	0.844	1.070
	T-statistics	1.933	-1.885	3.749	1.571
	Prob	0.055*	0.062*	0.000*	0.118
δs_1	Estimées	-0.954	10.644	0.127	-0.291
	T-statistics	-0.491	1.267	0.870	-0.511
	Prob	0.624	0.208	0.385	0.610
δs_2	Estimées	-1.527	6.742	0.070	-0.716
	T-statistics	-1.115	0.825	0.607	-1.669
	Prob	0.250	0.410	0.544	0.097*
γs_1	Estimées	1.121	10.527	-0.039	0.569
	T-statistics	0.575	1.250	-0.355	1.002
	Prob	0.566	0.2138	0.738	0.318
γs_2	Estimées	1.555	6.655	-0.076	0.622
	T-statistics	1.195	0.815	-0.901	1.463
	Prob	0.235	0.417	0.369	0.146
δf_1	Estimées	-0.548	-11.288	0.110	-0.167
	T-statistics	-0.292	-1.348	0.502	-0.289
	Prob	0.770	0.180	0.616	0.773
δf_2	Estimées	-1.168	-7.193	0.128	-0.639
	T-statistics	-0.916	-0.883	0.738	-1.464
	Prob	0.362	0.379	0.462	0.146
γf_1	Estimées	0.725	-11.170	-0.005	0.474
	T-statistics	0.385	-1.330	-0.032	0.819
	Prob	0.700	0.168	0.974	0.414
γf_2	Estimées	1.199	-7.107	-0.051	0.566
	T-statistics	0.955	-0.873	-0.407	1.310
	Prob	0.479	0.385	0.685	0.192

*signifie le niveau d'acceptation à 10%. Les calculs ont été effectués avec le logiciel Eviews 8.