

Les marchés financiers sont-ils efficaces ?

L'exemple du marché des changes

Antoine Bouveret *

OFCE, Centre de recherche
en économie de Sciences Po

Gabriele Di Filippo *

Université Paris IX Dauphine
LEDA-SDFI

Le présent article analyse l'efficacité du marché des changes. L'article reconsidère la définition originelle de l'efficacité au sens de Fama (1965) en mettant en lumière les différentes contradictions internes de cette définition. Partant de là, trois définitions de l'efficacité sont avancées : l'efficacité fondamentale, l'efficacité macroéconomique et l'efficacité spéculative. À chaque forme d'efficacité est associée un ensemble de tests empiriques. Les résultats des tests suggèrent l'existence de trois formes d'efficacité sur le marché des changes, fonctions de l'horizon considéré. Le marché des changes est ainsi caractérisé par l'inefficacité pure à court terme (entre 1 mois et 1 an), l'efficacité spéculative à moyen terme (entre 1 an et 2 ans) et l'efficacité macro-économique pure à long terme (à partir de 5 ans); cette dernière forme d'efficacité étant soumise à quelques réserves. L'efficacité fondamentale, ou efficacité au sens de Fama, est rejetée quel que soit l'horizon considéré. La dernière partie explique les résultats obtenus à partir d'un modèle qui relâche les hypothèses d'anticipations rationnelles et d'efficacité, au profit de l'hypothèse d'agents hétérogènes.

* Nos remerciements vont en premier lieu à Henri Sterdyniak pour ses précieuses remarques. Nous remercions également Christophe Blot, Guillaume Daudin ainsi que les participants au séminaire d'économie de la mondialisation de l'OFCE et à la journée d'étude de l'OFCE sur la crise financière pour leurs commentaires judicieux.

antoine.bouveret@ofce.sciences-po.fr
gabriele.difilippo.06@campus.
dauphine.fr

Mots-Clés : Efficacité du marché des changes. Efficacité fondamentale. Efficacité spéculative. Efficacité macroéconomique. Taux de change d'équilibre. Cointégration. Prévisions hors échantillon. Modèle à agents hétérogènes.

« La main invisible fera toujours son œuvre mais elle agit par strangulation »

Joan Robinson, 1946

La crise financière a montré les limites et les défaillances des modèles de valorisation des produits structurés adossés aux crédits hypothécaires (*Asset Backed Securities* (ABS), *Collateralized Debt Obligations* (CDO)). La disparition du marché des produits titrisés dans un univers comptable dominé par le *mark-to-market* a conduit les institutions financières à enregistrer des pertes massives, estimées à 4 100 milliards de dollars selon le dernier rapport sur la stabilité financière du FMI (*Global Financial Stability Report* d'avril 2009). Si la moindre liquidité de ces titres peut expliquer une partie des écarts de valorisation constatés, il n'en reste pas moins que les modèles financiers se sont avérés incapables de valoriser correctement ces actifs.

Le marché des changes, qui est de loin le marché financier le plus liquide à l'échelle internationale avec des échanges quotidiens de plus de 3 000 milliards de dollars, pourrait sembler *a priori* moins sujet à de tels phénomènes de survalorisation. Or depuis l'avènement des changes flottants dans les années 1970, les taux de change sont caractérisés par des évolutions erratiques et une volatilité très élevée, supérieure à celle des fondamentaux. La surévaluation du dollar au début des années 1980, l'éclatement du système monétaire européen dans les années 1990 ou les crises de change dans les pays émergents (Mexique dans les années 1980, pays du sud-est asiatique en 1997-1998, Argentine en 2001) sont autant d'épisodes historiques qui montrent que les taux de change peuvent être sujets à des bulles, à des retournements brutaux et à des périodes de forte sur- ou sous-évaluation.

Cet article se propose de discuter l'hypothèse d'efficience du marché des changes, avancée par Milton Friedman en 1953 et formalisée dans le cadre plus général des marchés financiers par Fama (1965). Plusieurs types d'efficience peuvent ainsi être définis selon que l'on se réfère à l'efficience fondamentale au sens de Fama, l'efficience macroéconomique au sens de Friedman ou l'efficience spéculative qui implique qu'il n'est pas possible de réaliser des profits systématiques sur le marché des changes pour un niveau de risque donné.

La première section revient sur les définitions de l'efficience, la deuxième section teste les différentes hypothèses d'efficience, la troisième section offre des pistes d'exploration pour expliquer les résultats obtenus dans la deuxième section.

1. L'hypothèse d'efficience du marché des changes au sens de Fama en question

1.1. Définition originelle de l'efficience du marché des changes

Selon Fama (1965), un marché est considéré comme (informationnellement) efficace si le prix d'un actif est égal à sa valeur fondamentale telle que l'on peut la déterminer sur la base de toute l'information disponible.

Plusieurs conditions sont nécessaires à la vérification de l'hypothèse d'efficience des marchés. Tout d'abord, l'hypothèse d'efficience suppose que les investisseurs forment des anticipations rationnelles. Dans la lignée d'Orléan (2004), nous parlerons ici d'hypothèse de rationalité fondamentaliste. En effet, l'hypothèse d'anticipations rationnelles suppose que les agents connaissent le « bon » modèle de détermination du taux de change et qu'ils savent l'appliquer pour déterminer la valeur fondamentale du taux de change. Cependant, aucune définition explicite de ce modèle fondamental n'est avancée par Fama.

D'autres conditions sont nécessaires à la validation de l'hypothèse d'efficience des marchés : une liquidité parfaite du marché assurée tant par l'atomicité des agents que par l'absence de coûts de transaction ; une information parfaite qui suppose que les agents disposent d'un accès libre et sans coût à toute l'information disponible.

Supposons que le marché est dominé par des opérateurs unanimes et sans aversion pour le risque, la définition de Fama peut être formalisée par la relation de parité des taux d'intérêt non couverte (PTINC) : le taux de change se fixe à la valeur telle que la variation anticipée du taux de change est égale au différentiel de taux d'intérêt entre deux monnaies. La PTINC s'écrit approximativement :

$$s^a_{t+1} - s_t = r^*_t - r_t \quad (1)$$

Avec s_t , le (logarithme du) taux de change nominal coté au certain (une hausse de s correspond à une appréciation nominale) ; s^a_{t+1} , le (logarithme du) taux de change anticipé à la date t pour la date $t+1$; r_t et r^*_t , respectivement les taux d'intérêt domestique et étranger.

La parité non couverte des taux d'intérêt implique que si le différentiel de taux entre les États-Unis (pays étranger) et la zone euro (pays domestique) est égal à 2 %, le taux de change euro/dollar se fixe à une valeur telle que les agents anticipent une appréciation de l'euro face au dollar de 2 %. Ainsi, les rendements anticipés d'un placement en dollars et d'un placement en euros sont égalisés.

En itérant vers l'avant la relation de PTINC, il est possible d'exprimer le taux de change en fonction du taux de change de long terme (noté s_∞ ; avec s_∞ pouvant éventuellement se modifier au cours du temps) et de l'évolution future anticipée des taux d'intérêt :

$$s_t = s_\infty + \sum_{k=0}^{\infty} (r^*_{t+k} - r_{t+k}) \quad (2)$$

Ainsi, sous l'hypothèse d'efficacité des marchés et de rationalité des anticipations, la trajectoire du taux de change futur est explicable et prévisible en fonction des fondamentaux (le différentiel courant et anticipé des taux d'intérêt et le taux de change de long terme) de telle sorte que le taux de change reflète à chaque instant sa valeur fondamentale. Il s'ensuit qu'il n'est pas possible de réaliser des profits systématiques à partir d'opérations spéculatives. Dans un tel marché, la relation de PTINC répond donc à la condition d'efficacité avancée par Jensen (1978) selon laquelle un marché est efficace par rapport à un ensemble d'informations données, s'il est impossible de réaliser des profits en spéculant sur la base de cet ensemble d'information.

Nous définirons donc l'efficacité fondamentale ou efficacité au sens de Fama de la manière suivante :

Le marché des changes sera efficace d'un point de vue fondamental (ou efficace au sens de Fama), si la dynamique du taux de change reflète celle de ses fondamentaux, telle qu'énoncée par la relation de PTINC d'une part, et d'autre part, si la spéculation sur un tel marché n'est pas rentable ; c'est-à-dire si le couple rendement/risque associé à une stratégie spéculative particulière n'est pas supérieur à celui d'une stratégie d'investissement alternative présentant un même niveau de risque.

1.2. Les incohérences internes de l'hypothèse de Fama

Deux résultats théoriques ont remis en cause la cohérence interne de l'hypothèse d'efficacité des marchés au sens de Fama.

La théorie des bulles rationnelles (Blanchard et Watson, 1984) montre que des bulles (donc des déconnexions du change des fondamentaux) peuvent se développer même si les agents sont rationnels. En effet, si l'on itère par l'avant la PTINC, la forme générale de l'équation (2) est donnée par :

$$s_t = s_\infty + \underbrace{\sum_{k=0}^{\infty} E[r_{t+k}^* - r_{t+k}]}_{\text{Partie fondamentale}} + \underbrace{b_t}_{\text{Bulle}} \quad \text{avec } b_t = E[b_{t+1}] \quad (3)$$

La valeur du taux de change est donc composée d'une partie fondamentale et d'une bulle. Ainsi, en période de bulle, les anticipations autoréalisatrices des agents rationnels impliquent que le taux de change puisse s'éloigner de sa valeur fondamentale alors même que les agents sont rationnels. Ce résultat s'inscrit donc à l'encontre de l'hypothèse de Fama ¹.

1. Les modèles macroéconomiques usuels imposent une contrainte supplémentaire pour éliminer la possibilité de bulle rationnelle et assurer l'existence d'un équilibre sous l'hypothèse d'efficacité des marchés, en supposant que la condition dite de transversalité est vérifiée :

$$\lim_{k \rightarrow \infty} b_{t+k} = 0.$$

Une deuxième contradiction tient au paradoxe mis en évidence par Grossman et Stiglitz (1980) : si les marchés sont efficaces et que l'information est coûteuse, alors les agents n'ont aucun intérêt à payer pour acquérir de l'information. En effet, sur un marché efficace, le prix d'un actif contient toute l'information disponible. Dès lors, les agents seront incités à ne plus payer pour obtenir de l'information puisqu'ils peuvent l'obtenir gratuitement en observant l'évolution des prix des actifs cotés sur le marché. En conséquence, si aucun agent n'est incité à payer pour acquérir de l'information, le prix de l'actif n'intégrera plus toute l'information disponible et le marché ne sera pas efficace au sens de Fama. Le marché présente donc obligatoirement un certain caractère d'inefficacité, puisque l'écart avec l'efficacité est nécessaire pour rendre rentable la recherche d'information.

1.3. De la difficulté d'établir la réfutabilité de l'hypothèse de Fama

Pouvoir tester l'efficacité au sens de Fama d'un point de vue empirique (relation (2)) nécessite de disposer d'un modèle de détermination du taux de change de long terme pour déterminer (voir encadré) et d'un modèle de détermination de l'évolution future des taux d'intérêt ou utiliser directement les anticipations de taux fournies par les prévisions des professionnels ou les marchés financiers, pour déterminer :

$$\sum_{k=0}^{\infty} (r_{t+k}^* - r_{t+k})$$

Ainsi, la définition du modèle de détermination du taux de change est cruciale puisque l'évaluation de la rationalité des anticipations des agents et de l'efficacité du marché des changes se base sur la structure d'un tel modèle.

Les tenants de l'efficacité du marché et Fama en première place (Fama, 1991) utilisent souvent cet argument du mauvais modèle de détermination du change (*bad model argument*) pour remettre en cause les travaux indiquant que les marchés ne sont pas efficaces. À entendre ces derniers, si le modèle estimé n'établit pas l'efficacité du marché, c'est parce que le modèle utilisé n'est pas pertinent. Cet argument est valable pour tout type de modèle économique présenté sous forme testable et du fait de sa généralité ne sera pas utilisé dans cette étude, du fait de son caractère profondément *ad hoc*.

Un autre type d'argument en faveur des théories de l'efficacité des marchés consiste à expliquer que les agents forment leurs anticipations sur le taux de change futur à la période t à partir des informations disponibles à la période $t+1$. De ce fait, un écart entre le taux de change anticipé et le taux de change à la date $t+1$ résulterait de l'arrivée de nouvelles informations (*news*) et non de l'inefficacité des marchés. Là encore, cet argument est *ad hoc*.

Encadré : L'incertitude sur le « bon » modèle de détermination du taux de change : l'exemple des estimations du taux de change d'équilibre euro-dollar

L'hypothèse d'anticipations rationnelles, condition sous-jacente à l'efficacité des marchés financiers, suppose que les agents connaissent le vrai modèle de détermination des taux de change pour former leurs anticipations sur l'évolution du change futur. Cependant, les théoriciens de l'efficacité se gardent bien de définir explicitement la structure d'un tel modèle. Le modèle recherché ici est celui permettant de déterminer la valeur du taux de change à long terme (s_{∞}). Les modèles de taux de change d'équilibre définissent le taux de change de long terme comme la valeur du change permettant d'atteindre l'équilibre externe (compte courant égal à sa cible et/ou stabilité de la position extérieure nette) en même temps que l'équilibre interne (production à son potentiel), qui est supposé recherché par les politiques économiques.

Plusieurs modèles tentent de déterminer des valeurs du taux de change d'équilibre. C'est ainsi le cas des modèles FEER (*Fundamental Equilibrium Exchange Rate*, voir Williamson, 1994) qui définit le taux de change à long terme en fonction des cibles de compte courant ; BEER (*Behavioural Equilibrium Exchange Rate*, voir Clark et MacDonald, 1998) qui définit le taux de change de long terme en fonction d'un ensemble de fondamentaux jugés pertinents sur le plan économétrique ; NATREX (*Natural Real Equilibrium Exchange Rate*, voir Stein et Allen, 1995) qui relie le taux de change de long terme à la stabilité de la position extérieure nette ; et de relations plus simples telles que la PPA (Parité des Pouvoirs d'Achat).

Le tableau d'encadré montre que pour des dates ou des périodes de temps similaires, les économistes ne s'accordent pas sur la valeur d'équilibre du taux de change euro/dollar. Par ailleurs, aucun consensus n'est établi entre économistes en ce qui concerne le modèle de détermination du taux de change d'équilibre à adopter.

Modèles de détermination du taux de change d'équilibre pour le taux de change euro/dollar entre janvier 1999 et décembre 2008

Source	Période	Intervalle ou valeur	Modèles ou Variables
Goldman Sachs (2000) ¹	Mai 2000	1,21	DEER
Schulmeister (2000) Austrian Institute of Economic Research (WIFO)	Juin 2000	0,87	PPA
Téiletche (2000) CDC IXIS Capital Markets	Juin 2000	1,09	Approche éclectique
Borowski et Couharde (2002) DGTPE-Univ. Paris Nord	Décembre 2000	1,11-1,19	FEER
Wren-Lewis et Driver (1998) Institute for International Economics ²	Décembre 2000	1,15-1,45 (Prévision)	FEER
Clostermann et Schnatz (2000) Bundesbank	Décembre 1999- Décembre 2000	1,13-1,20	Approche éclectique
Hainaut (2006) Natixis-Banques Populaires	Janvier 1999- Décembre 2006	1,09-1,20	NATREX
Bénassy-Quéré, Béreau et Mignon (2008) CEPII	Décembre 2007	1,07	BEER
Bizimana (2008a) Crédit Agricole	Janvier 1999- Décembre 2008	1,10-1,30	Différentiels de productivités et de position extérieure nette

1. Voir Koen, Boone, de Serre et Fuchs-Schündeln (2001).

2. Voir Koen, Boone, de Serre et Fuchs-Schündeln (2001).

L'absence de consensus sur le modèle de taux de change d'équilibre à adopter ajoute une certaine difficulté dans la mise en place de tests dans le but d'évaluer l'efficacité du marché des changes.

Au demeurant, les modèles énoncés ci-dessus supposent que la surévaluation passée du change n'a pas d'effet sur la valeur du change à long terme. Bouveret et Sterdyniak (2005) montrent que l'existence d'effets d'hystérèse liés par exemple aux effets négatifs d'un taux de change fort sur l'activité et l'emploi sont susceptibles d'affecter la production potentielle et donc la valeur de long terme du change.

1.4. Vers de nouvelles définitions de l'efficacité

Si l'on reprend la définition de l'efficacité au sens de Fama, il est possible de distinguer deux formes supplémentaires d'efficacité que nous nommerons respectivement « efficacité macroéconomique » et « efficacité spéculative ».

1.4.1. L'hypothèse d'efficacité macroéconomique

L'hypothèse d'efficacité macroéconomique est définie comme suit :

L'efficacité macroéconomique décrit la capacité du taux de change à évoluer de façon conforme à des fondamentaux macroéconomiques et ce faisant à contribuer à réduire les déséquilibres macroéconomiques.

Autrement dit, l'efficacité macroéconomique sur le marché des changes implique la vérification de trois conditions. Premièrement, l'existence d'une relation de long terme entre le taux de change et ses fondamentaux ; deuxièmement, l'existence de forces de rappel permettant de corriger les déséquilibres liés au change (notamment les déséquilibres courants) ; troisièmement, la possibilité de prévoir l'évolution future du taux de change à l'aide des fondamentaux macroéconomiques.

La deuxième condition est nécessaire pour s'assurer que les marchés sont capables de corriger eux-mêmes les déséquilibres qui peuvent apparaître à la suite d'une série de chocs. C'est l'optique de Milton Friedman (1953) dans son plaidoyer en faveur des taux de change flottants. Par rapport à un système de changes fixes, un système de changes flottants permettrait la correction des déséquilibres courants par l'ajustement du taux de change à moyen terme. En effet, si une économie en change flexible connaît un déficit courant, alors sa devise se dépréciera. Cette dépréciation provoquera une amélioration de sa compétitivité et par suite, une amélioration du solde courant et un retour de ce dernier à l'équilibre, à moyen/long terme.

L'efficacité macroéconomique et l'efficacité fondamentale sont des concepts distincts dans la mesure où l'efficacité macroéconomique se place dans une perspective de long terme contrairement à l'efficacité fondamentale (qui est un concept qui doit être vérifié pour tous les horizons). Formellement, l'efficacité macroéconomique implique que s'il existe des mésalignements du taux de change (écart entre sa valeur de long terme et sa valeur courante), ceux-ci ne sont pas durables. La forme économétrique de cette assertion revient à supposer que le

mésalignement est stationnaire (au sens faible). Cela signifie que l'espérance du mésalignement est nulle, et qu'il existe une relation de cointégration entre le taux de change courant s_t et le taux de change de long terme s_∞ .

$$(s_t - s_\infty) \rightarrow I(0) \Rightarrow E[s_t - s_\infty] = 0 \tag{4}$$

Si cette propriété est vérifiée, les variations du taux de change réel courant (q) peuvent alors être modélisées par un modèle à correction d'erreur :

$$\Delta q_t = - \underbrace{\lambda}_{\text{force de rappel}} (q - \underbrace{\alpha f}_{\text{taux de change de long terme}})_{t-1} + \underbrace{\sum_{k=1}^t \Delta f_{t-k}}_{\text{variations passées des fondamentaux}} + \underbrace{\varepsilon_t}_{\text{Terme d'erreur}} \tag{5}$$

On retrouve bien dans cette forme économétrique, les trois conditions de l'efficacité macroéconomique : l'existence d'une relation de moyen/long terme (ou relation de cointégration) entre le taux de change q et le taux de change de long terme αf , l'existence d'une force de rappel (dont l'influence est donnée par la valeur du paramètre λ , avec $\lambda > 0$) et la possibilité de prévoir le taux de change futur à partir de la relation estimée. La difficulté cruciale consiste dans le choix du modèle de détermination du taux de change de long terme (le choix des fondamentaux f dans l'équation (5)). Toutefois, cette spécification reconnaît qu'il puisse y avoir des écarts entre le taux de change de long terme et le taux de change, sans être capable de les formaliser.

1.4.2. L'hypothèse d'efficacité spéculative

On peut définir une deuxième forme d'efficacité que l'on qualifiera d'efficacité spéculative.

Un marché est efficient d'un point de vue spéculatif si le couple rendement/risque associé à une stratégie spéculative particulière n'est pas supérieur à celui d'une stratégie d'investissement alternative présentant un même niveau de risque.

Si le marché est efficient au sens de Fama, l'efficacité spéculative est vérifiée. Toutefois, il est possible que les marchés soient efficient au sens spéculatif (*i.e.* il n'est pas possible de faire des profits de manière systématique) sans que les marchés soient efficient au sens de Fama. En effet, l'efficacité spéculative n'implique pas nécessairement l'égalité entre la valeur fondamentale du taux de change et le taux de change observé. A titre d'exemple, un marché sur lequel la valeur du change serait fixée en fonction d'un tirage aléatoire (pile ou face par exemple) serait efficient au sens spéculatif mais pas efficient au sens de Fama puisque l'évolution des prix ne correspondrait pas à celle des fondamentaux.

Cette distinction entre ces deux formes d'efficacité est particulièrement importante dans la mesure où les travaux sur l'efficacité font souvent la confusion entre les deux notions. Ainsi Roll (cité par Malkiel, 2003) indique que : « s'il n'existe pas de stratégie pouvant être exploitée de façon systématique par les investisseurs, alors il est difficile de dire que l'information n'est pas correctement intégrée dans les prix ² ». Ce faisant, Roll confond les deux conceptions de

l'efficience. Pour reprendre l'exemple cité plus haut, sur ce marché, il n'est pas possible de faire des profits systématiques sans que l'information soit correctement intégrée dans les prix. L'efficience fondamentale se distingue donc de l'efficience spéculative dans la mesure où « elle signifie que les prix d'actifs reflètent la meilleure estimation du marché sur la valeur fondamentale des actifs, compte tenu de l'information disponible³ » (Neely, 1997).

1.5. Multiplicité des formes d'efficience

On dispose ainsi de trois définitions du concept d'efficience : l'efficience fondamentale, l'efficience macroéconomique et l'efficience spéculative.

L'efficience au sens de Fama implique à la fois l'efficience spéculative (absence de possibilités de gains spéculatifs) et l'efficience macroéconomique. En effet, si le taux de change est égal à sa valeur fondamentale (différentiels de taux et taux de change de long terme), alors il convergera forcément vers sa valeur de long terme. L'efficience macroéconomique implique que les évolutions du taux de change correspondent à celles de ses fondamentaux (productivité, balance courante, endettement externe, etc.) et qu'elles permettent de corriger à moyen/long terme les déséquilibres macroéconomiques (comme le déficit courant par exemple). Enfin, l'efficience spéculative implique l'absence de possibilités de profit à partir d'opérations spéculatives.

À partir de ces trois définitions de l'efficience, il est possible de distinguer plusieurs formes d'efficience dans un marché (tableau 1) ; chacune possédant leurs propres implications empiriques sur le marché des changes (tableau 2).

Tableau 1 : Les différentes formes d'efficience du marché des changes

	Efficience macroéconomique	Non-efficience macroéconomique
Efficience spéculative	Efficience fondamentale	Efficience spéculative pure
Non-efficience spéculative	Efficience macroéconomique pure	Inefficience pure

1.6. Stratégies de tests associées à chaque forme d'efficience

Dans la mesure où nous cherchons à vérifier l'existence de plusieurs formes d'efficience dans le marché des changes, nous proposons dans cette section plusieurs stratégies de tests associées aux différentes formes d'efficience.

Pour tester l'efficience fondamentale, deux tests principaux seront mis en œuvre. Un premier test vise à tester la relation de parité non couverte des taux d'intérêt

2. « If there's nothing investors can exploit in a systematic way, time in and time out, then it's very hard to say that information is not being properly incorporated into stock prices. » Traduction française des auteurs.

3. « Rather, 'efficient markets' means that at any point in time, asset prices represent the market's best guess, based on all currently available information, as to the fundamental value of the asset. » Traduction française des auteurs.

(PTINC) afin de déterminer si le taux de change à terme est un indicateur sans biais du taux de change futur. Dans la mesure où ce type d'estimation teste simultanément un modèle (la PTINC) et un mode de formation des anticipations (les anticipations rationnelles), on effectuera également des tests de rationalité des anticipations au sens de Frankel et Froot (1987). Si de tels tests montrent que les marchés sont inefficients au sens de Fama, l'efficacité fondamentale sera rejetée.

Pour tester l'efficacité macroéconomique, nous proposons d'utiliser un modèle de taux de change d'équilibre de type BEER. Ce type de modèle, par ailleurs largement utilisé dans les travaux sur le taux de change d'équilibre, possède toutefois de nombreuses limites (Bouveret et Sterdyniak, 2005). Tout d'abord il s'agit davantage d'un modèle économétrique que d'un modèle macroéconomique. Ainsi, il n'existe pas de consensus sur les variables utilisées comme fondamentaux. Les travaux utilisent pêle-mêle la position extérieure nette, la productivité (Bénassy-Quéré, Duran-Vigneron *et al.*, 2004), les différentiels de taux, le prix du pétrole (Koen *et al.*, 2001) ou encore le chômage (Wadhvani, 1999) sans spécifier de modèle macroéconomique cohérent permettant de justifier la forme réduite obtenue. Comme le soulignent Maeso-Fernandez, Osbat *et al.* (2002), « le concept d'équilibre est davantage statistique que théorique »⁴.

Une autre limite tient à ce que le modèle BEER ne justifie pas l'origine ni la forme de la force de rappel vers la relation de long terme. Celle-ci dépend-elle d'anticipations régressives des agents ou de rigidités nominales de la dynamique prix-salaires ? Dans ce type de modèle, la force de rappel est en fait imposée par le modèle économétrique utilisé, et non par un modèle macroéconomique sous-jacent. De plus, le modèle BEER suppose que le taux de change courant converge de façon monotone vers le taux de change de long terme, or s'il existe plus d'une source de rigidités dans l'économie (rigidité des prix et ajustement lent de la position extérieure nette par exemple), la convergence n'est plus forcément monotone et le taux de change courant peut fluctuer autour de sa valeur de long terme (Féroldi et Sterdyniak, 1984).

En dépit de ces insuffisances majeures sur le plan théorique, nous estimerons un modèle BEER pour tester l'efficacité macroéconomique. Il conviendra alors d'analyser la significativité de la force de rappel vers la relation de long terme, ou encore vers le taux de change d'équilibre. Si cette force de rappel est significative, alors l'efficacité macroéconomique sera validée. Un deuxième test consistera à analyser les qualités prédictives d'un tel modèle relativement à des modèles naïfs tels que des modèles de marche aléatoire et des modèles chartistes de type *momentum*.

Enfin pour tester l'hypothèse d'efficacité spéculative, on s'intéressera à la rentabilité de la spéculation associée à des stratégies chartistes et à des stratégies de *carry trade*.

4. "Therefore, the equilibrium concept in this paper is rather statistical than theoretical", Traduction française des auteurs.

Au final, chaque forme d'efficacité est associée à un test empirique particulier qui nous permettra de déterminer laquelle ou lesquelles des quatre formes d'efficacité caractérisent le marché des changes (tableau 2).

Tableau 2 : Formes d'efficacité, implications empiriques et tests empiriques associés

Type d'efficacité	Implications empiriques	Commentaires	Tests économétriques
Forme 1 : L'Efficiency fondamentale	La partie fondamentale du taux de change est prévisible Les évolutions du taux de change correspondent à celles des fondamentaux Les anticipations sont rationnelles	Dans ce cadre il faut justifier l'existence de spéculateurs alors que la spéculation n'est pas profitable	Validation de la PTINC Rationalité des anticipations
Forme 2 : L'Efficiency macroéconomique pure	La partie fondamentale du taux de change est prévisible Les évolutions du taux de change correspondent à celles des fondamentaux macroéconomiques de long terme Il existe des possibilités de profit	La spéculation n'est pas déstabilisatrice	Capacités explicatives du BEER Capacités prédictives du BEER Analyse de la profitabilité de la spéculation
Forme 3 : L'Efficiency spéculative pure	Le taux de change est imprévisible sur la base des fondamentaux Absence de possibilités de profits	Dans ce cadre il faut justifier l'existence de spéculateurs alors que la spéculation n'est pas profitable	Impossibilité d'expliquer et/ou de prévoir le taux de change Non profitabilité de la spéculation PTINC non vérifiée
Forme 4 : L'Inefficacité pure	Le taux de change est imprévisible sur la base des fondamentaux Il existe des possibilités de profit	Dans ce cadre il faut expliquer comment spéculer alors que le taux de change est imprévisible	Capacités explicatives du BEER Capacités prédictives du BEER Analyse de la profitabilité de la spéculation PTINC non vérifiée

2. Une analyse empirique des différentes formes d'efficience du marché des changes

2.1. Les tests empiriques de l'efficience fondamentale

La procédure de tests empiriques de l'efficience fondamentale comporte deux étapes principales : un test de la PTINC *ex post* (section 2.1.2) et une analyse des anticipations des agents à partir des enquêtes fournies par Consensus Forecast ⁵ (section 2.1.4). Cette dernière analyse permettra de savoir si les anticipations des individus sont conformes au modèle d'anticipations rationnelles. Dans le cas contraire, il conviendra d'analyser quel modèle permet au mieux de caractériser les anticipations formées par les agents sur le marché des changes.

2.1.1. L'efficience du marché des changes et la parité non couverte des taux d'intérêt (PTINC)

Nous l'avons mentionné précédemment, l'efficience fondamentale suppose la validation de la relation de PTINC, soit :

$$s^a_{t+k} - s_t = r^*_t - r_t \quad (6)$$

Les vérifications empiriques de la PTINC ont parfois été réalisées en introduisant le taux de change à terme dans la relation (6). Le taux de change à terme est introduit à partir de la relation de parité couverte des taux d'intérêt (PTIC). Selon cette relation, l'écart entre le taux de change à terme ($f_{t,k}$) et le taux de change au comptant (s_t) en t est égal au différentiel de rendement entre un titre étranger et un titre domestique. Ceci résulte d'arbitrages entre les marchés monétaires des deux pays. L'opération consistant à s'endetter en monnaie nationale, à acquérir des devises puis à les placer tout en les revendant immédiatement sur le marché à terme ne fait courir aucun risque. Elle doit être donc être neutre. Il vient :

$$f_{t,k} - s_t = r^*_t - r_t \quad (7)$$

D'après les relations (6) et (7), le taux de change à terme doit se fixer au niveau du taux de change futur anticipé :

$$f_{t,k} = s^a_{t+k} \quad (8)$$

Par ailleurs, si les agents forment des anticipations rationnelles, les erreurs d'anticipations (ε_t) des agents sont en moyenne nulles ($E[\varepsilon_t] = 0$). En d'autres termes, les anticipations des agents sur le taux de change futur sont en moyenne égales au taux de change effectivement réalisé dans le futur. Le taux de change futur est alors égal au taux de change anticipé plus un terme d'erreur non prévisible :

$$s_{t+k} = s^a_{t+k} + \varepsilon_{t+k} \text{ avec } E[\varepsilon_{t+k}] = 0 \quad (9)$$

Les relations (6) à (9) permettent d'écrire la relation de PTINC sous la forme suivante:

5. Ces enquêtes sont menées auprès d'économistes spécialistes du taux de change qui n'interviennent cependant pas directement sur le marché des changes.

$$s_{t+k} - s_t = f_{t,k} - s_t + \varepsilon_{t+k} \quad (10)$$

Sous forme économétrique, la relation (10) s'écrit :

$$s_{t+k} - s_t = \alpha + \beta(f_{t,k} - s_t) + \varepsilon_{t+k} \quad (11)$$

La relation de PTINC sera donc vérifiée si les contraintes suivantes sont validées de manière significative sur les coefficients de la relation (11) : $\alpha = 0$ et $\beta = 1$ et ε_{t+k} suit un bruit blanc ($\varepsilon_{t+k} \Rightarrow \text{iidN}(\mu, \sigma^2)$).

2.1.2. Une analyse graphique des taux de change réalisés, anticipés et à terme

Les figures 1a à 1f représentent l'évolution du taux de change courant relativement au taux de change à terme et au taux de change anticipé pour des horizons de 3 mois, 1 an et 2 ans, pour l'euro, la livre et le yen vis-à-vis du dollar. Pour l'ensemble des taux de change considérés, nous constatons d'une part que le taux de change à terme apparaît comme un prédicteur biaisé du taux de change futur d'une part, et d'autre part que les anticipations de change formulées par les agents sont de très mauvaise qualité.

Ainsi, en janvier 2000, 1 euro vaut 1,02 dollar. Le taux d'intérêt à 1 an est de 5,4 % aux États-Unis, de 3,3 % en Europe. Selon la relation de PTINC, le marché anticipe à un an une appréciation de l'euro de 2,1 % (donc à 1,04 dollar). Selon Consensus Forecast, la valeur anticipée est de 1,12 (soit une appréciation de 9,8 %). En fait, en janvier 2001, 1 euro est égal à 0,94 (l'euro s'est déprécié de 8,5 %).

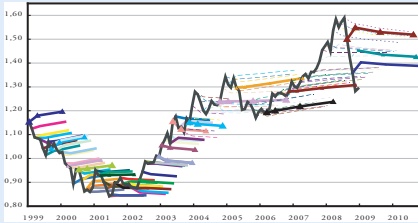
Début 2007, un euro vaut 1,30 dollar. Les économistes interrogés par Consensus Forecast prévoient un euro à 1,31 dollar début 2008 (soit une hausse de 0,8 %). Cela correspond aux écarts de taux. En fait, en janvier 2008, le taux de change est de 1,49 (soit une appréciation de 14,6 %).

Enfin, entre janvier 2002 et janvier 2008, le dollar s'est déprécié, passant de 0,88 en janvier 2002 à 1,50 euro en janvier 2008. Durant, cette période, pour un Américain, la rentabilité annuelle d'un placement en dollars a été de 2,8 % l'an ; celle d'un placement en euros de 12,4 % (compte tenu des évolutions de change). La dynamique du dollar est donc contraire à celle supposée par la relation de PTINC (puisque si cette relation avait été vérifiée, le dollar aurait dû s'apprécier sur la période considérée).

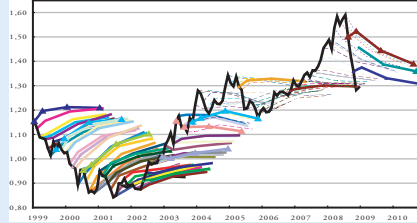
Les mêmes constats peuvent être établis pour les taux de change livre/dollar et yen/dollar et ce quels que soit les horizons considérés comme le montre le tableau 3.

Graphique 1 : Évolution du taux de change courant, à terme et anticipé à 3 mois, 1 an et 2 ans

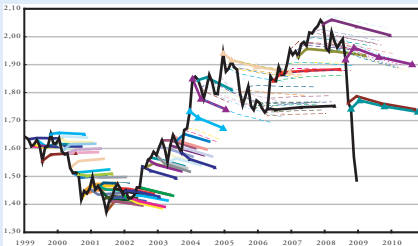
1a. Taux de change courant euro/dollar et taux de change à terme



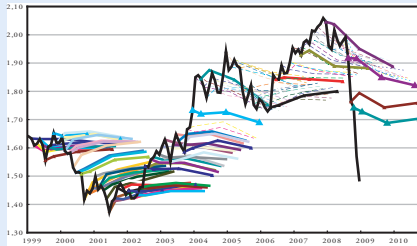
1b. Taux de change courant euro/dollar et taux de change anticipé



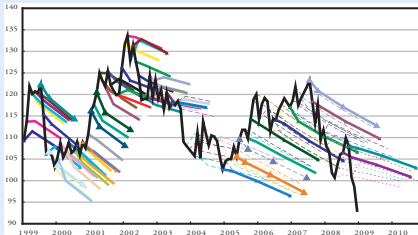
1c. Taux de change courant livre/dollar et du taux de change à terme



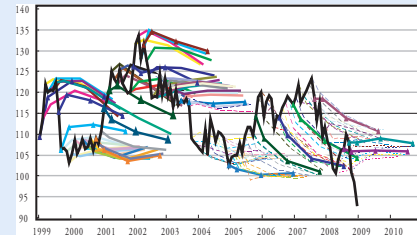
1d. Taux de change courant livre/dollar et taux de change anticipé



1e. Taux de change courant yen/dollar et taux de change à terme



1f. Taux de change courant yen/dollar et taux de change anticipé



Sources : Datastream et Consensus Forecast ; l'euro est coté au certain ; la livre est cotée au certain; le yen est coté à l'incertain.

Le tableau 3 confirme les faits précédents pour tous les horizons et toutes les devises considérées.

La colonne 3 montre que le taux de change à terme est un prédicteur biaisé du taux de change futur. En supposant que la PTIC est vérifiée, cela signifie que la PTINC n'est pas vérifiée (si la PTINC avait été vérifiée, les coefficients de corrélation dans la colonne 3 seraient proche de l'unité).

Tableau 3 : Une comparaison des corrélations entre taux de change réalisés, anticipés, à terme entre janvier 1999 et décembre 2008

Devises	Horizon (mois)	$\text{Corr}(s_{t+k} - s_t; f_{t,k} - s_t)$	$\text{Corr}(s_{t+k} - s_t; s^a_{t+k} - s_t)$	$\text{Corr}(s^a_{t+k} - s_t; f_{t,k} - s_t)$
Euro	3	-0,14	-0,14	0,35
	12	-0,57	-0,30	0,52
	24	0,68	-0,02	0,93
Livre	3	0,02	0,20	0,15
	12	-0,26	0,26	0,34
	24	0,41	0,27	0,69
Yen	3	-0,12	-0,04	-0,01
	12	-0,38	-0,12	0,17
	24	0,65	0,20	0,91

La colonne 4 montre que les agents font des erreurs systématiques en ce qui concerne la prévision des taux de change. Cela signifie que les anticipations des agents ne sont pas rationnelles (sauf à supposer que les évolutions du change résultent uniquement de nouvelles non anticipées). Elles le seraient si les coefficients de corrélations étaient proches de l'unité.

Enfin, nous remarquons (colonne 5) que la corrélation entre le taux de change anticipé et le taux de change à terme est très faible pour des horizons allant de trois mois à un an mais qu'elle augmente pour des horizons de 2 ans. Nous reviendrons sur ce dernier résultat dans la section 2.1.5.

Les sections suivantes se proposent de tester économétriquement la significativité des faits stylisés mis en évidence ci-dessus et d'apporter quelques enseignements.

2.1.3. Le taux de change à terme est-il un prédicteur sans biais du taux de change futur ?

Afin de vérifier économétriquement les résultats de l'analyse graphique, nous testons la relation (11) pour les taux de change euro/dollar, livre/dollar et yen/dollar. La période considérée s'étend de janvier 1999 à décembre 2008. La fréquence des données est mensuelle. Les données ont été obtenues *via* Datastream.

Sur la période considérée, les séries ainsi que les variables utilisées dans les régressions sont non stationnaires et toutes intégrées d'ordre 1. Nous procédons donc à l'estimation de la relation (11) à l'aide d'un modèle multivectoriel à correction d'erreur estimé par la méthode de Johansen et Juselius (1990). La procédure de test se base sur le modèle (12) suivant :

$$\Delta(s_{t+k} - s_t) = \lambda_1 \underbrace{\left[(s_{t+k-1} - s_{t-1}) - \alpha - \beta(f_{t,k-1} - s_{t-1}) \right]}_{\text{relation de cointégration}} + \underbrace{\sum_{i=1}^p \delta_i \Delta(f_{t,k-i} - s_{t-i}) + \sum_{i=1}^p \mu_i \Delta(s_{t+k-i} - s_{t-i})}_{\text{Variations passées des variables}} + \varepsilon_{t,1}$$

$$\Delta(f_{t,k} - s_t) = \lambda_2 \underbrace{\left[(s_{t+k-1} - s_{t-1}) - \alpha - \beta(f_{t,k-1} - s_{t-1}) \right]}_{\text{relation de cointégration}} + \underbrace{\sum_{i=1}^p \eta_i \Delta(f_{t,k-i} - s_{t-i}) + \sum_{i=1}^p \nu_i \Delta(s_{t+k-i} - s_{t-i})}_{\text{Variations passées des variables}} + \varepsilon_{t,2}$$

Pour tester la relation de PTINC, nous appliquons les contraintes $\alpha = 0$ et $\beta = 1$ sur la relation de long terme. Nous vérifions ensuite à l'aide d'un test du rapport de vraisemblance (*Likelihood Ratio Test, LR*) si ces contraintes sont rejetées ou acceptées à un seuil significatif. Le tableau 4 reporte les résultats obtenus.

Tableau 4 : Test de la PTINC pour des horizons de 3 mois, 1 an et 2 ans entre janvier 1999 et décembre 2008

Devises	Horizon (mois)	λ	α	β	R2adj	White	LM	J&B	$\beta = 1$	$\alpha = 0, \beta = 1$
Euro	3	-0,30 [-2,59]	$6,3 \times 10^{-3}$ [-0,83]	-4,63 [2,39]	0,33	76,03 (0,18)	3,40 (0,49)	4,30 (0,36)	4,17 (0,04)	3,64 (0,05)
	12	-0,10 [-2,01]	0,05 [-2,11]	-5,63 [3,10]	0,04	42,50 (0,44)	3,15 (0,53)	4,23 (0,37)	4,91 (0,02)	2,39 (0,12)
	24	-0,30 [-2,70]	0,06 [-2,31]	2,11 [-1,96]	0,22	17,13 (0,51)	8,77 (0,06)	3,27 (0,51)	1,62 (0,20)	1,27 (0,25)
Livre	3	-0,45 [-4,96]	$-3,3 \times 10^{-3}$ [0,46]	-2,82 [1,82]	0,18	23,02 (0,81)	4,48 (0,34)	4,27 (0,37)	4,90 (0,02)	6,69 (0,00)
	12	-0,10 [-2,13]	-0,03 [1,42]	-5,26 [3,16]	0,03	64,74 (0,85)	18,72 (0,00)	7,69 (0,10)	8,19 (0,00)	7,68 (0,00)
	24	-0,41 [-3,86]	0,20 [-8,73]	2,86 [-4,74]	0,32	31,64 (0,38)	4,05 (0,39)	5,97 (0,20)	4,71 (0,02)	1,24 (0,26)
Yen	3	-0,49 [-4,74]	-0,02 [1,62]	-2,02 [1,62]	0,37	78,21 (0,14)	0,42 (0,98)	5,35 (0,25)	4,89 (0,02)	3,12 (0,07)
	12	-0,21 [-3,43]	-0,09 [2,28]	-3,01 [2,94]	0,12	35,09 (0,76)	3,73 (0,44)	4,70 (0,31)	7,13 (0,00)	4,90 (0,02)
	24	-0,17 [-2,28]	0,32 [-1,77]	4,81 [-2,00]	0,07	32,68 (0,33)	4,62 (0,32)	3,14 (0,53)	0,31 (0,57)	0,23 (0,62)

Note : Le test LR de l'hypothèse $H_0 : \alpha = 0, \beta = 1$ suit un $\chi^2(2)$; celui de l'hypothèse $H_0 : \beta = 1$ suit un $\chi^2(1)$; 5 retards sont considérés pour le test LM ; les valeurs entre crochets représentent les statistiques de Student ; les valeurs entre parenthèses sont les *p-values* ; les valeurs critiques du test de Student s'élevaient à 1,96 pour un seuil de confiance de 5 % et à 1,64 pour un seuil de confiance de 10 %.

Pour l'ensemble des modèles considérés, les tests de White et les tests LM confirment respectivement l'absence d'hétéroscédasticité et d'autocorrélation des résidus. Ces résultats assurent donc que les tests de significativité des coefficients ne sont pas biaisés et que l'interprétation des résultats ne sera pas erronée.

Deux résultats majeurs sont mis en évidence dans le tableau 4. En premier lieu, pour des horizons de 3 mois et 12 mois, la relation de PTINC est rejetée : le taux de change à terme constitue un prédicteur biaisé du taux de change futur. En effet, le coefficient β est négatif et significatif et la relation de long terme ne vérifie pas les contraintes $\alpha = 0$ et $\beta = 1$. En second lieu, pour un horizon de 2 ans, la PTINC semble vérifiée puisque les coefficients β s'avèrent positifs et significatifs et d'autre part, les contraintes $\alpha = 0$ et $\beta = 1$ imposées sur la relation de long terme ne sont pas rejetées. Ainsi, la PTINC n'est pas vérifiée à court terme (3 mois et 1 an) mais serait vérifiée à long terme (pour des horizons supérieurs à 2 ans).

Ces résultats sont retrouvés dans la littérature puisque pour des horizons allant de 1 à 12 mois, la relation de PTINC est rejetée quelle que soit la méthode de régression utilisée (voir Engle, 1995 et Sarno et Taylor, 2002). Inversement, à long terme (à partir de 2 ans et plus), Meredith et Chinn (1998) montrent que la PTINC est vérifiée⁶. Selon Meredith et Chinn, la vérification de la PTINC à long terme serait expliquée par le fait que la dynamique du change répond à long terme à celle des fondamentaux. Inversement, toujours selon les mêmes auteurs l'échec de la PTINC à court terme serait justifié par l'existence à court terme d'une prime de risque variable dans le temps.

Ainsi, une première hypothèse avancée sur les causes du rejet de la PTINC serait l'omission d'une prime de risque variable au cours du temps. En effet, nous avons supposé en construisant la relation (11) que les agents étaient neutres au risque. L'hypothèse d'aversion au risque se traduit par l'introduction d'une prime de risque (ρ) éventuellement variable dans le temps dans le membre de droite de la relation (1), soit :

$$s^a_{t+1} - s_t = r_t^* - r_t + \rho_t \quad (13)$$

La présence d'une prime de risque signifie que les actifs ne sont pas parfaitement substituables. Les investisseurs considèrent qu'un actif est plus risqué que l'autre et, pour détenir cet actif risqué, ils requièrent un rendement plus élevé. Dans le cadre du taux de change, la présence d'une prime de risque est justifiée par une perte de confiance sur le rendement anticipé des actifs d'une économie. À titre d'exemple, lorsque les investisseurs estiment que l'endettement externe d'une économie a un caractère insoutenable, ils vont anticiper un risque de dépréciation du taux de change. Comme cette dépréciation fait diminuer la valeur des actifs libellés dans la devise de cette économie, ces mêmes investisseurs vont demander un rendement

6. Meredith et Chinn (1998) montrent que pour des horizons allant de 3 mois à 12 mois, le coefficient β est négatif et significatif alors que pour des horizons de 3 ans à 10 ans, ce même coefficient est positif et significatif.

plus élevé (donc une augmentation de la prime de risque) pour compenser cette baisse de rendement anticipé. Cependant, les modèles empiriques proposés par la littérature ne réussissent pas à introduire une prime de risque pertinente dans la relation (11) (voir Sarno et Taylor, 2002).

D'autres explications ont été proposées par les chercheurs pour expliquer l'échec empirique de la PTINC à court terme. Le problème du peso⁷ et/ou les phénomènes d'apprentissage⁸ en constituent des explications. Toutefois, ces explications ne permettent pas de valider la relation de PTINC dans le marché des changes. En effet, comme le font remarquer Sarno et Taylor (2002), ces explications reflètent plutôt des problèmes statistiques de taille de l'échantillon et restent en conséquence insuffisantes pour fournir une explication globale à l'échec de la PTINC. L'absence de vérification empirique de la PTINC à court terme reste donc une énigme.

2.1.4. Les anticipations de change sont-elles conformes au modèle d'anticipations rationnelles ?

■ Une analyse économétrique de l'hypothèse d'anticipations rationnelles

L'hypothèse d'anticipations rationnelles suppose que les agents ne font pas d'erreurs systématiques dans leurs prévisions du change futur. Cette hypothèse a été formalisée précédemment à travers la relation (9). En traduisant cette dernière relation sous forme économétrique, il vient :

$$s_{t+k} - s_t = \alpha + \beta(s_{t+k}^a - s_t) + \varepsilon_{t+k} \quad (14)$$

Les anticipations des agents seront considérées comme rationnelles et sans biais si les contraintes suivantes sont validées sur la relation (14) : $\alpha = 0$ et $\beta = 1$ et ε_{t+k} est un bruit blanc. Le tableau 5 recense les résultats obtenus pour les devises euro, livre et yen vis-à-vis du dollar. En raison de la non-stationnarité des données, nous employons la même méthode de test que précédemment basée sur un modèle multivectoriel à correction d'erreur et sur le test du rapport de vraisemblance.

L'hypothèse d'anticipations rationnelles est fortement rejetée pour toutes les devises. À court terme (3 mois et 1 an) comme à moyen/long terme (2 ans), les coefficients sont fortement négatifs et significatifs. Cela signifie que lorsque les agents anticipent une appréciation du change en $t+k$ (avec $k = 3, 12$ et 24), le taux de change se déprécie en $t+k$! Ce résultat apparaît très clairement dans les graphiques 1b, 1d et 1f, où sont représentées les évolutions du change courant et des taux de change anticipés par les économistes interrogés par Consensus Forecast. Une

7. Le problème du peso illustre une situation dans laquelle les agents anticipent avec une probabilité faible un événement important qui n'intervient pas au cours de la période d'observation. Dans la mesure où cet événement n'intervient pas sur la période, cela donne l'impression d'être face à une erreur de prévision alors qu'il s'agissait de la prise en compte d'un risque potentiel.

8. Le caractère systématique des erreurs d'anticipations peut être justifié par l'existence de chocs affectant l'économie de manière structurelle. Des phénomènes d'apprentissages peuvent jouer à la suite de tels chocs justifiant ainsi que les individus mettent un certain temps à tenir compte des modifications structurelles dans la formation de leurs anticipations (voir Lewis, 1988, 1989).

stratégie de change profitable consisterait dès lors à prendre des positions à l'encontre des prévisions de change publiées par Consensus Forecast.

Par conséquent, l'échec de la PTINC à court terme serait expliqué notamment par les erreurs systématiques de prévisions de change des agents. À moyen/long terme (2 ans), ces erreurs de prévision expliquent pourquoi le coefficient β n'est pas égal à l'unité dans le test de la PTINC (tableau 4) ; même si la relation de PTINC semble vérifiée significativement à 2 ans.

Tableau 5 : Tests de l'hypothèse d'anticipations rationnelles à 3 mois, 1 an et 2 ans entre janvier 1999 et décembre 2008

Devises	Horizon (mois)	λ	α	β	R2adj	White	LM	J&B	$\beta = 1$	$\alpha = 0, \beta = 1$
Euro	3	-0,49 [-5,11]	-0,01 [-1,82]	-0,74 [1,86]	0,19	45,01 (0,03)	8,84 (0,06)	3,01 (0,55)	7,69 (0,00)	6,50 (0,01)
	12	-0,07 [-1,89]	0,10 [-3,09]	-1,82 [3,11]	0,01	12,74 (0,80)	3,87 (0,42)	1,98 (0,73)	11,17 (0,00)	4,12 (0,04)
	24	-0,04 [-1,64]	0,16 [-2,54]	-1,54 [1,82]	0,03	50,39 (0,01)	0,90 (0,92)	1,12 (0,88)	7,54 (0,00)	10,52 (0,00)
Livre	3	-0,43 [-4,59]	$-6,0 \times 10^{-3}$ [-1,30]	-1,48 [2,47]	0,17	27,81 (0,58)	39,35 (0,00)	2,29 (0,68)	7,71 (0,00)	6,71 (0,00)
	12	-0,07 [-1,91]	0,04 [-1,66]	-3,80 [2,15]	0,10	60,48 (0,66)	5,41 (0,24)	4,98 (0,28)	6,31 (0,01)	4,07 (0,04)
	24	-0,07 [-2,12]	0,059 [-1,80]	-2,68 [1,85]	0,17	139,49 (0,05)	2,91 (0,57)	12,64 (0,01)	5,76 (0,01)	6,75 (0,00)
Yen	3	-0,37 [-5,24]	$-9,9 \times 10^{-3}$ [1,16]	-0,61 [1,64]	0,19	27,58 (0,06)	10,38 (0,03)	3,62 (0,45)	9,02 (0,00)	7,71 (0,00)
	12	-0,08 [-2,01]	0,06 [1,72]	-2,02 [2,43]	0,03	15,99 (0,59)	3,14 (0,53)	4,85 (0,30)	4,25 (0,03)	3,45 (0,06)
	24	-0,08 [-2,56]	$3,0 \times 10^{-4}$ [-0,00]	1,88 [-1,40]	0,15	79,68 (0,95)	7,54 (0,10)	12,67 (0,01)	X	X

Note : Les tests LR des hypothèses $H_0 : \alpha = 0, \beta = 1$ et $H_0 : \beta = 1$, suivent respectivement un $\chi^2(2)$, un $\chi^2(1)$; 5 retards sont considérés pour le test LM ; les valeurs entre crochets représentent les statistiques de Student ; les valeurs entre parenthèses sont les *p-values* ; les valeurs critiques du test de Student s'élèvent à 1,96 pour un seuil de confiance de 5 % et à 1,64 pour un seuil de confiance de 10 %.

Au final, il apparaît que le modèle d'anticipation des agents n'est pas conforme à celui des anticipations rationnelles. La question qui vient naturellement est la suivante : si les agents ne forment pas d'anticipations rationnelles, quel modèle permet d'approcher au mieux les anticipations des agents interrogés par Consensus Forecast ?

■ **Quel est le modèle d'anticipation des agents sur le marché des changes ?**

Nous testons trois modèles d'anticipations pour les devises euro, livre et yen vis-à-vis du dollar, sur la période janvier 1999-décembre 2008 (voir Bouveret et Di Filippo, 2009) :

– Un modèle d'anticipations extrapolatives :

$$s^a_{h,t} - s_t = a (s_t - s_{t-1}) \text{ avec } a > 0 \quad (15)$$

– Un modèle d'anticipations adaptatives :

$$s^a_{h,t} - s_t = b (s^a_{t-h} - s_t) \text{ avec } 0 < b < 1 \quad (16)$$

– Un modèle d'anticipations régressives :

$$s^a_{h,t} - s_t = d (\bar{s}_t - s_t) \text{ avec } 0 < d < 1 \quad (17)$$

Trois résultats émergent de notre analyse (Bouveret et Di Filippo, 2009). Premièrement, les anticipations des agents sont rétrospectives et stabilisatrices ($a < 0$) et non extrapolatives. Deuxièmement, le modèle d'anticipations adaptatives est accepté significativement pour tous les horizons ; ce modèle semble donc caractériser les anticipations des agents interrogés par Consensus Forecast. Cependant, les coefficients b sont plutôt faibles (proches de 0,2 en moyenne pour l'euro et la livre). Cela signifie que les agents ne révisent que faiblement leurs erreurs d'anticipations passées. Enfin, le coefficient d est significatif et positif dans les cas euro/dollar et livre/dollar pour tous les horizons. Il reste néanmoins très faible à court terme (à 3 mois), traduisant le fait que la force de rappel dirigeant le taux de change observé vers sa valeur d'équilibre \bar{s}_t est très faible à cet horizon. Inversement, dans le cas yen/dollar le coefficient d est significatif, négatif et supérieur à l'unité en valeur absolue pour tous les horizons. Cela signifie que les anticipations des agents tendent à éloigner fortement le taux de change observé de son niveau d'équilibre.

Ces résultats sont retrouvés dans les études de Bénassy-Quéré *et al.* (2003) et Bizimana (2008b) qui étudient respectivement les anticipations à partir d'enquêtes auprès d'économistes (Consensus Forecast) et de *traders* (Reuters) sur des périodes différentes.

Au total, l'analyse du modèle d'anticipation des agents montre que les anticipations des agents interrogés par Consensus Forecast ne sont pas conformes au modèle d'anticipations rationnelles. Elles possèdent plutôt un caractère rétrospectif. Les agents se réfèrent à l'évolution passée des taux de change et aux fondamentaux passés du taux de change pour former leurs anticipations de change dans le futur. Les anticipations des agents semblent également stabilisatrices (sauf dans le cas yen/dollar) et ce, même pour des horizons de court terme (de l'ordre de 3 mois).

2.1.5. Quelles justifications peut-on apporter aux écarts entre taux de change à terme et taux de change anticipé par Consensus Forecast ?

Afin de tester la significativité des écarts entre taux de change anticipé et taux de change à terme, nous régressons la variation anticipée du taux de change donnée par les enquêtes ($s^a_{t+k} - s_t$) sur la prime de terme ($f_{t,k} - s_t$) :

$$s^a_{t+k} - s_t = \alpha + \beta (f_{t,k} - s_t) + \varepsilon_{t+k} \quad (18)$$

Les écarts entre taux de change anticipé et taux de change à terme seront non-significatifs si les contraintes suivantes sont validées sur la relation (18): $\alpha = 0$ et $\beta = 1$ et ε_{t+k} est un bruit blanc. Étant donné la non-stationnarité des séries utilisées, nous utilisons la même méthode de test que précédemment basée sur un modèle multivectoriel à correction d'erreur et sur le test du rapport de vraisemblance. Le tableau 6 recense les résultats obtenus.

Tableau 6 : Test de la significativité des écarts entre taux de change anticipé et taux de change à terme à 3 mois, 1 an et 2 ans entre janvier 1999 et décembre 2008

Devises	Horizon (mois)	λ	α	β	R2adj	White	LM	J&B	$\beta = 1$	$\alpha = 0, \beta = 1$
Euro	3	-0,33 [-3,18]	0,01 [4,69]	2,58 [2,64]	0,24	34,74 (0,77)	7,45 (0,11)	6,01 (0,35)	1,30 (0,25)	2,62 (0,10)
	12	-0,13 [-1,66]	0,04 [-7,43]	0,96 [-2,14]	0,17	38,95 (0,93)	6,49 (0,16)	6,88 (0,14)	5,96 (0,95)	2,88 (0,08)
	24	-0,60 [2,50]	$-1,9 \times 10^{-3}$ [0,00]	1,51 [-6,71]	0,18	30,44 (0,44)	4,54 (0,33)	5,15 (0,27)	2,53 (0,11)	10,11 (0,00)
Livre	3	-0,80 [-3,24]	$7,6 \times 10^{-3}$ [-3,30]	1,21 [-2,64]	0,51	98,94 (0,56)	0,82 (0,93)	4,90 (0,29)	0,21 (0,64)	2,75 (0,09)
	12	-0,38 [-3,16]	0,01 [-4,43]	0,72 [-3,06]	0,30	20,27 (0,90)	1,80 (0,77)	3,07 (0,54)	1,29 (0,25)	4,71 (0,02)
	24	-0,68 [-4,12]	0,04 [-5,18]	1,46 [-6,43]	0,54	24,29 (0,75)	1,80 (0,77)	3,66 (0,45)	3,70 (0,05)	3,46 (0,06)
Yen	3	-0,14 [-2,33]	0,00 [0,52]	0,37 [-0,22]	0,27	26,27 (0,66)	1,46 (0,83)	5,77 (0,21)	X	X
	12	-0,08 [-1,83]	-0,02 [0,64]	0,42 [-0,40]	0,20	53,66 (0,48)	5,10 (0,27)	4,91 (0,29)	X	X
	24	0,02 [-0,35]	0,02 [-0,35]	1,67 [-1,85]	0,15	15,82 (0,60)	6,49 (0,16)	4,66 (0,32)	0,04 (0,84)	3,14 (0,07)

Note : Les tests LR des hypothèses $H_0 : \alpha = 0, \beta = 1$ et $H_0 : \beta = 1$, suivent respectivement un $\chi^2(2)$, un $\chi^2(1)$; 5 retards sont considérés pour le test LM ; les valeurs entre crochets représentent les statistiques de Student ; les valeurs entre parenthèses sont les *p-values* ; les valeurs critiques du test de Student s'élèvent à 1,96 pour un seuil de confiance de 5 % et à 1,64 pour un seuil de confiance de 10 %.

Le tableau 6 montre l'existence de différences significatives entre le taux de change anticipé et le taux de change à terme. En effet, pour toutes les devises et tous les horizons considérés, les contraintes $\alpha = 0$ et $\beta = 1$ ne sont pas acceptées à un seuil significatif. Cependant, il convient de noter que les écarts entre taux anticipé et taux à terme ne sont pas caractérisés par des écarts de sens de variation mais par des écarts d'amplitude des variations du change.

Ces différences entre le taux de change anticipé et le taux de change à terme (notamment à court terme) peuvent résulter de plusieurs facteurs.

Tout d'abord, l'hétérogénéité des anticipations : il se peut que les anticipations des agents interrogés par Consensus Forecast ne reflètent pas celles du marché dans son ensemble.

Ensuite, il convient de noter que les économistes interrogés par Consensus Forecast sont plutôt fondamentalistes. Or, nous savons qu'à court terme, les agents forment en majorité leurs anticipations à partir d'une analyse chartiste (à long terme, les agents utilisent majoritairement l'analyse fondamentaliste⁹). Étant donné qu'à court terme, les économistes interrogés par Consensus Forecast n'utilisent pas les mêmes méthodes d'évaluation que les agents sur les marchés financiers, cela expliquerait les écarts entre taux de change anticipé et taux de change à terme. Cet argument apparaît d'autant plus pertinent que les écarts entre taux de change anticipé et taux de change à terme se réduisent au fur et à mesure que l'horizon s'allonge (voir tableau 3, colonne 5) c'est-à-dire lorsqu'une majorité d'agents sur les marchés utilisent les mêmes méthodes de prévisions que les agents interrogés par Consensus Forecast c'est-à-dire des méthodes fondamentalistes (dans le tableau 3, colonne 5, les coefficients de corrélations sont proches de l'unité pour des horizons de 2 ans pour les cas livre/dollar et yen/dollar). La causalité peut également jouer en sens inverse à long terme : étant donné qu'il est difficile de prévoir les taux de change au fur et à mesure que l'horizon s'allonge, les individus interrogés par Consensus Forecast préfèrent se baser sur les taux de change à terme pour des horizons longs. D'où la forte corrélation entre taux anticipé et taux à terme pour un horizon de deux ans.

Enfin, indépendamment du choix des méthodes de valorisation (chartiste et/ou fondamentaliste), étant donné que les économistes de Consensus Forecast n'interviennent pas directement dans le marché, il se peut très bien que les individus interrogés par Consensus Forecast ne disposent pas du même stock d'information que les agents qui interviennent directement dans le marché, ce qui expliquerait les différences entre taux anticipé par Consensus Forecast et taux à terme.

2.1.6. Bilan sur la vérification de l'hypothèse d'efficience fondamentale

Les tests empiriques de l'efficience fondamentale ont permis de mettre en évidence trois résultats principaux. Tout d'abord, un rejet systématique de la relation de PTINC pour les devises euro/dollar, livre/dollar et yen/dollar sur la période janvier 1999-décembre 2008 à court terme (de 3 mois à 1 an). Ensuite, l'analyse des anticipations de change des agents interrogés par Consensus Forecast a révélé que les anticipations des agents ne sont pas conformes au modèle d'anticipations rationnelles à court terme comme à long terme. Ces anticipations s'avèrent plutôt rétrospectives et stabilisatrices (de type adaptatives et régressives). Au final, les erreurs d'anticipations systématiques à court terme comme à long terme conduisent à rejeter de manière systématique la vérification de l'efficience fondamentale ou efficience au sens de Fama à court terme comme à long terme.

9. Voir Allen et Taylor (1992), Lui et Mole (1998), Cheung et Chinn (2001), Menkhoff et Taylor (2007).

2.2. Les tests empiriques de l'efficience spéculative : la spéculation est-elle profitable sur le marché des changes ?

Nous testons successivement deux méthodes spéculatives couramment utilisées sur le marché des changes : une méthode purement chartiste, basée sur l'utilisation d'une règle *momentum* et une stratégie de *carry trade* qui se base sur l'analyse des fondamentaux en exploitant la violation de la PTINC sur le marché des changes.

2.2.1. Le chartisme est-il profitable ?

Le chartisme est une méthode d'analyse de court terme (de l'infra-journalier à un an¹⁰) qui consiste à prévoir le taux de change futur à partir de l'évolution des tendances passées du change. Les règles chartistes sont généralement classées en deux catégories. On distingue d'une part, l'analyse graphique qui consiste à prévoir le taux de change futur à partir des tendances lourdes et des points de rupture dans l'évolution passée du taux de change et d'autre part, l'utilisation de règles mécaniques souvent basées sur des moyennes mobiles. La règle *momentum* en constitue une illustration.

■ Une évaluation de la profitabilité d'une règle *momentum*

Afin de vérifier empiriquement la profitabilité des règles chartistes, nous analysons la profitabilité d'une règle *momentum* appliquée aux taux de change euro/dollar, livre/dollar et yen/dollar. La période d'étude s'étend de janvier 1998 à décembre 2008. La fréquence des données est journalière.

Il est à noter que notre analyse se base sur une application naïve de la règle *momentum* puisque nous apprécions la profitabilité d'une règle chartiste sans avoir évalué au préalable la performance de ce modèle dans une sous-période de notre échantillon.

Une stratégie *momentum* consiste à prévoir les taux de change futurs à partir de la différence entre deux tendances passées représentées par deux moyennes mobiles :

$$\Delta s_{t+1}^a = ma_{t+1}^{st} - ma_t^{lt} \quad (19)$$

$$\text{avec } ma_t^{st} = \frac{\sum_{k=0}^{N_{st}} s_{t-k}}{N_{st}} \quad \text{et} \quad ma_t^{lt} = \frac{\sum_{k=0}^{N_{lt}} s_{t-k}}{N_{lt}}$$

où $N_{st} < N_{lt}$ et N désigne le nombre de jours.

En considérant un taux de change coté au certain, si la moyenne mobile des taux de changes passés à court terme est supérieure à la moyenne mobile passée à long terme : $ma_{t-1}^{st} > ma_{t-1}^{lt}$, cela signifie que le taux de change s'est apprécié dans le passé, donc que le chartiste va acheter la devise qui s'apprécie, accentuant de fait l'appréciation de cette devise (et inversement si $ma_{t-1}^{st} < ma_{t-1}^{lt}$). Dans la lignée de Vigfusson (1996), nous considérons $N_{st} = 14$ jours et $N_{lt} = 200$ jours.

10. Voir Allen et Taylor (1992), Lui et Mole (1998), Cheung et Chinn (2001), Menkhoff et Taylor (2007).

La stratégie *momentum*, qui repose sur la description fournie par Neely (1997), est décrite de la manière suivante : l'agent investit en euros en $t + 1$ si $ma^{14}_t > ma^{200}_t$. Il conserve ensuite sa position jusqu'à ce que $ma^{14}_{t+k} > ma^{200}_{t+k}$ où il vend ses devises en $t + k + 1$.

Nous comparons cette stratégie *momentum* à différentes stratégies d'investissement : une stratégie d'investissement passive de *buy-and-hold* sur le S&P500 et des placements monétaires et obligataires aux États-Unis. Pour cela, nous calculons le rendement annuel moyen des différentes stratégies sur l'ensemble de la période d'étude. Pour simplifier, nous avons choisi dans le cadre de notre règle *momentum*, d'imposer une fermeture des positions en devises au 31 décembre de chaque année. Ces positions sont ensuite ouvertes après le 1^{er} janvier, lorsque la règle *momentum* nous le recommandera. Le tableau 7 recense les résultats obtenus.

Tableau 7 : Comparaison des rendements annuels moyens cumulés sur la période janvier 1998-décembre 2008 entre une stratégie *momentum* (MM), une stratégie de *buy-and-hold* (B&H) et une stratégie de placements monétaire et obligataire

Stratégies \ Périodes	MM €/€	MM £/£	MM ¥/¥	B&H	US T-Bill 3 mois	US T-Bonds 10 ans
1998	9,37	1,90	5,43	26,31	5,20	5,26
1999	-16,65	-4,30	10,87	24,00	4,73	5,64
2000	-10,67	-20,12	-9,76	8,76	5,46	6,03
2001	-4,60	-3,93	-10,94	-15,32	5,15	5,02
2002	18,74	17,03	6,09	-15,43	2,29	4,59
2003	25,48	19,51	10,06	-1,23	1,32	3,99
2004	10,55	14,29	4,39	19,24	1,06	4,26
2005	-15,72	-16,49	-11,94	8,68	2,30	4,29
2006	15,65	27,28	-0,80	10,59	4,15	4,79
2007	15,90	2,78	5,88	14,79	4,95	4,63
2008	-11,51	-15,54	25,69	-15,69	2,95	3,64
Rendement annuel moyen	3,31	2,04	3,18	5,88	3,60	4,74
Rendement Maximum	25,48	27,28	25,69	26,31	5,46	6,34
Rendement Minimum	-16,65	-20,12	-11,94	-15,69	1,06	3,64
Écart-Type	14,66	15,19	10,65	14,96	1,58	0,68
Ratio de Sharpe	-0,02	-0,10	-0,04	-0,02		

Note : Le ratio de Sharpe est calculé comme le rapport entre le rendement d'une stratégie spéculative relativement à celui d'un placement monétaire à 3 mois, rapporté au risque associé à la stratégie spéculative ; les rendements sont tous exprimés en dollars.

Les rendements offerts par la stratégie *momentum* diffèrent suivant les devises considérées et suivant les périodes. La règle chartiste génère des rendements très élevés pour certaines périodes (de janvier 2002 à décembre 2004 pour les cas euro/

dollar et livre/dollar) et très faibles pour d'autres (entre janvier 1999 et décembre 2001 pour les cas euro/dollar et livre/dollar). Comparée à une stratégie d'investissement monétaire dans des bons du Trésor américain à 3 mois, la stratégie *momentum* offre un couple rendement/risque inférieur ou égal à celui d'une stratégie d'investissement passif sur le S&P500.

Au total, l'application naïve d'une règle chartiste ne semble pas surperformer par rapport à des placements de risque équivalent (investissement boursier) voire moins risqués (stratégies monétaire ou obligataire).

Les résultats obtenus doivent être néanmoins relativisés. Nous avons appliqué une stratégie *momentum* de manière très naïve. En effet, notre stratégie n'a fait l'objet d'aucune étude empirique préalable de la profitabilité de la règle chartiste utilisée pour les devises considérées. Par ailleurs, notre modèle n'a pas été révisé après des périodes successives de pertes. Également, aucune limite (de type *stop-loss*) n'a été fixée quant aux pertes acceptées à la suite de l'application de cette règle. En réalité, l'analyse chartiste est plus complexe que la simple application d'une règle *momentum*. D'où la nécessité de considérer les résultats obtenus avec une certaine prudence.

■ Le point de vue de la littérature sur la profitabilité des règles chartistes

De nombreuses études ont évalué la profitabilité des règles chartistes. Nous exposons ci-dessous les conclusions qui nous semblent les plus pertinentes ainsi que leurs explications (Park et Irwin, 2007 ; Neely, Weller et Ulrich, 2007).

Au niveau académique, une forte incertitude règne sur la profitabilité des règles chartistes. De nombreuses études montrent que pour les décennies 1970 et 1980, l'utilisation de règles chartistes est profitable (Logue et Sweeney, 1977 ; Cornell et Dietrich, 1978 ; Sweeney, 1986). Inversement, à partir de la décennie 1990, les résultats sont plus incertains. Certaines études soutiennent que les règles chartistes ne sont pas performantes (Curcio, Goodhart, Guillaume et Payne, 1997 ; Neely et Weller, 2001) tandis que d'autres démontrent une certaine profitabilité des techniques chartistes (Neely, Weller et Dittmar, 1997 ; Okunev et White, 2003).

Une explication possible à la forte incertitude affectant la profitabilité des règles chartistes est liée à l'absence de robustesse des tests entrepris (ces derniers sont en effet soumis à un biais de sélection ¹¹) et d'autre part à la forte tradition académique

11. Le biais de sélection (*data snooping* ou *selection bias* ou *data mining*) est retrouvé dans les études où se déroule une sélection de méthodes d'investissement (*data mining*). Si les chercheurs sélectionnent une règle chartiste particulière, la plus profitable possible sur une période donnée, parmi un ensemble de règles données, il y a le risque que la règle chartiste sélectionnée ait été profitable simplement par pure chance sur la période considérée. Ainsi les études *ante-1980* se sont basées sur des règles chartistes simples, les plus utilisées par les investisseurs. Cependant, c'est justement en sélectionnant ces règles que ces études ont validé les performances de l'analyse chartiste alors que ces mêmes règles simples ont pu générer des profits uniquement par pure chance. La preuve en est que les profits générés par ces règles simples ont diminué, voire disparu, après 1990. Autrement dit, la corrélation entre le rendement obtenu et l'utilisation d'une règle chartiste particulière n'implique pas pour autant une causalité entre ces deux variables. Il s'ensuit que lorsqu'un test fait preuve d'un biais de sélection, les résultats associés à ce test sont fallacieux.

de croire en l'efficacité des marchés (ce qui encourage les tenants de l'efficacité des marchés à rejeter la profitabilité des règles chartistes).

Deuxièmement, de nombreuses études montrent que la profitabilité des règles chartistes simples (de type filtres ou moyennes mobiles) a diminué significativement après 1990 (Olson, 2004 ; Schulmeister, 2007). L'explication qui nous semble la plus pertinente est la suivante : un effet d'apprentissage a pu jouer au sein des opérateurs. En particulier, les revues académiques ont commencé à publier à partir des années 1990 des études empiriques confirmant la profitabilité de l'utilisation de règles chartistes. Ceci a sans doute encouragé de plus en plus d'opérateurs à utiliser les techniques chartistes sur le marché des devises, si bien que les profits potentiels pouvant être exploités à partir de telles règles ont diminué en termes relatifs.

Au total, aucun consensus académique ne semble émerger concernant la profitabilité des règles chartistes. Il semble néanmoins que du côté des praticiens, la profitabilité de l'utilisation de règles chartistes à court terme sur le marché des changes est confirmée comme en témoignent les enquêtes d'Allen et Taylor (1992) et Cheung et Chinn (2001). Ces enquêtes menées auprès d'opérateurs sur le marché des changes montrent que pour un horizon de court terme (de l'ordre de l'infra-journalier à un horizon de six mois) l'utilisation de règles chartistes est très répandue au sein des investisseurs car considérée comme très profitable.

2.2.2. Le *carry trade* est-il profitable ?

Le *carry trade* (ou opération de portage) consiste à emprunter dans une devise offrant un taux d'intérêt faible pour investir dans une devise bénéficiant d'un taux d'intérêt plus élevé. La profitabilité du *carry trade* provient de l'échec de la PTINC. En effet, si la PTINC était vérifiée empiriquement, les rendements relatifs entre deux actifs libellés en monnaies différentes seraient strictement identiques et les investisseurs ne pourraient tirer aucun profit d'une opération de *carry trade*.

Nous évaluons ici la profitabilité d'une opération de *carry trade* sur les devises dollar/yen, euro/yen et livre/yen, sur la période janvier 1998-décembre 2008 (la fréquence des données est trimestrielle). À l'instar de Burnside, Eichenbaum, Kleshchelski et Rebelo (2006), les taux de rendement considérés sont les taux d'intérêt interbancaires à trois mois pour les quatre zones économiques (États-Unis, Japon, Royaume-Uni et zone euro).

Si l'on considère un *carry trade* entre les États-Unis et le Japon, la stratégie d'investissement peut être décrite comme suit : étant donné que les taux d'intérêt japonais sont plus faibles que les taux d'intérêt américains ($R_{t-1} < R^*_{t-1}$) sur l'ensemble de la période d'étude, une opération de *carry trade* consiste à emprunter au Japon (au taux d'intérêt japonais R_{t-1}) pour investir aux États-Unis (au taux d'intérêt américain R^*_{t-1}). Le profit trimestriel de cette opération est donné par la relation suivante :

$$\pi_t = \frac{S_t}{S_{t-1}}(1+R^*_{t-1}) - (1+R_{t-1}) \quad (20)$$

Avec S_t , le taux de change dollar/yen (le yen est coté à l'incertain) ; R_{t-1}^* , le taux d'intérêt interbancaire à trois mois aux États-Unis ; R_{t-1} , le taux d'intérêt interbancaire à trois mois au Japon.

Ainsi, plus le taux d'intérêt américain est élevé par rapport au taux japonais, plus le placement est profitable. Également, plus la monnaie de placement s'apprécie, plus la stratégie de placement est profitable. Inversement, plus la monnaie d'emprunt se déprécie et plus la stratégie de placement est profitable.

Tableau 8 : Comparaison des rendements annuels cumulés* sur la période janvier 1998-décembre 2008 entre une stratégie de *carry trade* (CT), une stratégie de *buy-and-hold* (B&H) et une stratégie de placement monétaire

Périodes	Stratégies					
	CT €/Y	CT £/Y	CT \$/Y	B&H	US T-Bill 3 mois	US T-Bonds 10 ans
1998	3,02	11,78	4,33	26,31	5,20	5,26
1999	-12,52	5,76	8,44	24,00	4,73	5,64
2000	16,72	27,29	39,67	8,76	5,46	6,03
2001	20,45	26,04	24,99	-15,32	5,15	5,02
2002	15,41	13,44	-2,11	-15,43	2,29	4,59
2003	16,67	13,70	-4,61	-1,23	1,32	3,99
2004	11,37	23,81	4,89	19,24	1,06	4,26
2005	8,75	19,49	24,22	8,68	2,30	4,29
2006	20,57	30,58	18,29	10,59	4,15	4,79
2007	14,71	14,56	12,39	14,79	4,95	4,63
2008	-11,26	-32,54	-15,24	-15,69	2,95	3,64
Rendement annuel moyen	9,45	13,99	10,48	5,88	3,60	4,74
Rendement Maximum	20,57	30,58	39,67	26,31	5,46	6,34
Rendement Minimum	-11,26	-32,54	-15,24	-15,69	1,06	3,64
Écart-Type	12,41	17,09	16,42	14,96	1,58	0,68
Ratio de Sharpe	0,68	0,83	0,58	-0,02		

Note : Le ratio de Sharpe est calculé comme le rapport entre le rendement d'une stratégie spéculative relativement à celui d'un placement monétaire à 3 mois, rapporté au risque associé à la stratégie spéculative ; les rendements sont tous exprimés en dollars.

* Les rendements cumulés pour une année donnée ont été calculés comme suit : $R_{AC} = \prod_{T=1}^4 (1 + R_T) - 1$.

Pour chaque devise, entre janvier 1998 et décembre 2007, les rendements offerts par la stratégie de *carry trade* sont relativement élevés (tableau 8). Ces rendements deviennent négatifs en fin de période (janvier 2008-décembre 2008) à cause de l'appréciation du yen et des baisses de taux opérées aux États-Unis, au Royaume-Uni et en zone euro, à la suite de la crise financière.

Cependant, sur l'ensemble de la période, la stratégie de *carry trade* semble offrir un couple rendement/risque plus élevé que celui d'une stratégie d'investissement passif sur le S&P500. La volatilité des stratégies de *carry trade* est de loin plus forte que celle d'un placement monétaire ou obligataire mais même corrigé du risque, le *carry trade* offre un rendement plus élevé que les stratégies sans risque.

Au total, les stratégies de *carry trade* ont été globalement profitables sur la période janvier 1998-décembre 2008. Ce résultat retrouvé chez Burnside *et al.* (2006, 2008) corrobore celui associé à l'échec de la PTINC au niveau empirique.

2.2.3. Bilan sur la vérification de l'hypothèse d'efficience spéculative

Au final, des incertitudes règnent sur la validation empirique de l'efficience spéculative. Les mauvaises performances de l'application (certes naïve) de la règle *momentum* tendent à accepter ce type d'efficience tandis que la spéculation basée sur le *carry trade* qui s'avère profitable sur le marché des changes tend à rejeter l'hypothèse d'efficience spéculative.

2.3. Les tests empiriques de l'efficience macroéconomique

2.3.1. Test des première et deuxième conditions de l'efficience macroéconomique

Pour tester la première condition de l'hypothèse d'efficience, à savoir l'existence d'une relation de long terme entre le taux de change et ses fondamentaux, nous utilisons un modèle BEER à correction d'erreur. Malgré ses limites (voir section 1.6), ce modèle offre la structure la plus adaptée pour tester la première condition de l'hypothèse d'efficience macroéconomique étant donné qu'il permet de modéliser une relation de court terme et une relation de long terme vers laquelle le taux de change est supposé converger.

Le modèle BEER est appliqué aux devises euro, livre et yen relativement au dollar. La relation de long terme du modèle — celle définissant la valeur d'équilibre du taux de change — est définie par ¹² :

$$q_t = b_0 + b_1(r_t - r_t^*) + b_2(a_t - a_t^*) + b_3(niip_t - niip_t^*) + \varepsilon_t \quad (21)$$

Avec q_t , le (log du) taux de change réel euro/dollar (dollar coté à l'incertain), $(r_t - r_t^*)$, le différentiel de taux d'intérêt réel à long terme ; $(a_t - a_t^*)$, le (log du) différentiel de productivité ; $(niip_t - niip_t^*)$, le différentiel des avoirs externes rapportés au PIB. Le terme ε_t représente un terme d'erreur. Les séries $(a_t - a_t^*)$ et $(niip_t - niip_t^*)$ ont été filtrées à l'aide d'un filtre Hodrick-Prescott ¹³.

12. Voir annexe A pour une description détaillée des variables considérées.

13. L'utilisation de ces deux variables sans les filtrer aboutit à des coefficients estimés ayant le mauvais signe dans le modèle (21). De plus, les données n'étant disponibles qu'en fréquence annuelle, le filtre Hodrick-Prescott permet d'obtenir des séries lissées utilisables en fréquence mensuelle.

Le modèle BEER est estimé en fréquence mensuelle sur la période janvier 1975-décembre 2008. La non-stationnarité de premier ordre des variables sur cette période permet d'estimer ce modèle sur la base d'un modèle à correction d'erreur. Pour cela, nous suivons la méthode de Banerjee, Dolado et Mestre (1998).

Dans un premier temps, nous vérifions le nombre de relations de cointégration entre les variables à l'aide du test de la Trace et du test du maximum de la valeur propre (*Maximum Eigenvalue*). Comme le montre le tableau B.1 de l'annexe B, ces tests valident la présence d'une seule relation de cointégration entre les variables sélectionnées pour nos trois devises, en considérant un modèle linéaire avec une constante, sans tendance. Cela nous permet d'estimer un modèle à correction d'erreur univarié.

Dans un second temps, nous procédons à l'estimation de la relation de long terme (21) pour chaque devise. La méthode utilisée est celle des moindres carrés ordinaires.

La stationnarité des résidus des relations de long terme est testée à l'aide des valeurs critiques tabulées par Engle et Yoo (1987), Phillips et Ouliaris (1990) et McKinnon (1991). Les résultats sont disponibles en annexe B, tableau B.2. Les résidus de la relation de long terme sont stationnaires pour nos trois modèles, ce qui valide l'existence d'une relation de cointégration entre les taux de change considérés et leurs fondamentaux. Nous estimons ensuite un modèle à correction d'erreur, du type :

$$\Delta q_t = \sum_{i=1}^k \beta_{1,i} \Delta q_{t-i} + \sum_{i=-m}^k \beta_{2,i} \Delta(r_{t-i} - r_{t-i}^*) + \sum_{i=-m}^k \beta_{3,i} \Delta(a_{t-i} - a_{t-i}^*) + \sum_{i=-m}^k \beta_{4,i} \Delta(niip_{t-i} - niip_{t-i}^*) + \lambda [q_{t-1} - b_0 - b_1(r_{t-1} - r_{t-1}^*) - b_2(a_{t-1} - a_{t-1}^*) - b_3(niip_{t-1} - niip_{t-1}^*)] + \varepsilon_t \quad (22)$$

Le modèle (22) est estimé par la méthode des MCO dynamiques sur la base de la méthode de Banerjee *et al.* (1998). Dans la lignée de Banerjee *et al.*, 4 retards et 2 avances sont considérés dans la dynamique de court terme ($m = 2$ et $k = 4$). La sélection des retards est basée sur la méthode récursive d'Engle, Hendry et Richard (1983) qui consiste à partir du nombre le plus élevé d'avances/retards puis à éliminer successivement les variables dont les coefficients ne sont pas significatifs au seuil de confiance de 5 %. Les estimations sont corrigées de la présence d'hétéroscédasticité et d'autocorrélation dans les résidus à l'aide de la correction HAC (*Heteroscedasticity and Autocorrelation Consistent Covariances*) de Newey-West (1987). Le tableau 9 recense les résultats obtenus pour les relations de long terme des trois modèles.

Concernant les tests de diagnostic, nous constatons qu'en dépit de la correction HAC, les modèles livre/dollar et yen/dollar témoignent de la présence d'hétéroscédasticité (test ARCH) et d'autocorrélation (test LM) dans les résidus (contrairement au modèle euro/dollar). Par ailleurs, les résidus ne suivent pas significativement une loi normale (test de Jarque et Bera (J&B)) pour les cas livre/dollar et yen/dollar. Le test RESET valide la spécification retenue pour le modèle

euro/dollar uniquement. Les coefficients de détermination ajustés du nombre de variables considérées dans chaque modèle (R2-Adj) sont faibles pour le modèle dans sa globalité : dans le cas euro/dollar le modèle considéré explique environ 6 % de la variance du taux de change considéré en différence (la relation de long terme explique elle environ 70 % de la variance du taux de change considéré en niveau). Ce faible pouvoir explicatif est couramment retrouvé dans la littérature. Inversement, les coefficients de détermination des relations de long terme (R2-Adj LT) sont plus satisfaisants : pour l'ensemble des taux de change considérés, le modèle considéré à long terme explique au moins 60 % de la variance du taux de change réel considéré en niveau.

Tableau 9 : Résultats de l'estimation des modèles à correction d'erreur entre janvier 1975 et décembre 2008

Devises	λ	b_0	b_1	b_2	b_3	R2adj	R2adj LT	ARCH	LM	J&B	RESET
Euro	-0,06 [-3,29]	-0,49	4,08	5,43	0,28	0,06	0,69	1,72 (0,88)	9,16 (0,10)	1,62 (0,44)	2,61 (0,26)
Livre	-0,05 [-3,62]	1,13	0,85	2,87	0,19	0,07	0,62	15,47 (0,00)	13,49 (0,01)	67,68 (0,00)	5,35 (0,06)
Yen	-0,11 [-4,10]	-6,04	0,97	0,45	0,85	0,16	0,83	26,99 (0,00)	29,36 (0,00)	6,15 (0,04)	6,21 (0,04)

Note : les valeurs entre crochets représentent les statistiques de Student ; les valeurs critiques du test de Student s'élèvent à 1,96 pour un seuil de confiance de 5 % et à 1,64 pour un seuil de confiance de 10 % ; les valeurs entre parenthèses sont les *p-values* ; 5 retards ont été considérés pour les tests ARCH et LM.

L'utilisation d'un modèle à correction d'erreur pour modéliser la dynamique des taux de change semble validée ici puisque les coefficients λ relatifs à la relation de long terme sont tous significatifs et négatifs. Cela signifie qu'à long terme une force de rappel ramène le taux de change vers sa valeur d'équilibre estimée. Cette force de rappel apparaît néanmoins plutôt faible. Ainsi, le délai d'ajustement des taux de change à la suite d'un choc exogène ou demi-vie¹⁴ s'élève à 12 mois pour l'euro, 14 mois pour la livre et 7 mois pour le yen. Dans le cas euro/dollar, cela signifie que l'euro met environ 2 ans pour revenir à son niveau d'équilibre de long terme suite à un choc.

Dans la relation de long terme, les coefficients associés aux variables explicatives possèdent tous les signes attendus. Ainsi, une hausse de 1 % du taux d'intérêt de la zone euro à court terme produit une appréciation de l'euro à long terme de 4 %. Une hausse de 1 % de la productivité au Royaume-Uni à court terme induit à long terme, une appréciation d'environ 3 % de la livre. Enfin, une amélioration du solde

14. La demi-vie, exprimée en mois, est calculée de la manière suivante : demi-vie = $\ln(0,5)/\ln(1-\lambda)$. Elle mesure le temps nécessaire au taux de change réel pour absorber la moitié de l'impact d'un choc exogène.

des avoirs extérieurs nets de 10 % au Japon induit une appréciation de 8,5 % du yen par rapport au dollar à long terme.

Au total, la première condition de l'efficacité macroéconomique est respectée pour nos trois devises puisque nous venons de mettre en évidence l'existence d'une relation de long terme entre le taux de change et ses fondamentaux. La deuxième condition de l'efficacité semble également vérifiée pour l'ensemble de nos devises puisque nous obtenons un signe positif devant le différentiel d'avoirs extérieurs nets. Ainsi, lorsque la position extérieure se dégrade à long terme ($(niip_{t-i} - niip_{t-i}^*) < 0$), le taux de change réel de l'économie considérée se dépréciera. Cette dépréciation permettra de relancer la compétitivité de l'économie et par suite, de ramener le solde des avoirs extérieurs nets vers une trajectoire plus soutenable.

2.3.2. Tests de la troisième condition de l'efficacité macroéconomique

Afin de tester la troisième condition de l'efficacité macroéconomique – celle associée à la qualité des prévisions de change à partir des fondamentaux – nous effectuons des tests de prévisions en dehors de la période d'estimation par méthode récursive¹⁵. Cette méthode permettra d'évaluer la qualité des prévisions de notre modèle en fonction de l'horizon considéré. Les horizons considérés vont de 1 mois à 10 ans.

Les tests de prévisions s'effectuent à partir d'un modèle à correction d'erreur pour lequel nous réestimons la relation de long terme après chaque prévision. Nous aurons donc :

$$\Delta s_{t+k}^{BEER} = \Delta q_{t+k} - \Delta p_{t+k} + \Delta p_{t+k}^* \quad (23)$$

avec $\Delta q_{t+k} = \alpha + \lambda_k [q_t - b_{0,k} - b_{1,k}(r_t - r_t^*) - b_{2,k}(a_t - a_t^*) + b_{3,k}(niip_t - niip_t^*) + \varepsilon_{t+k}$

La période d'estimation s'étend de janvier 1975 à décembre 1995 (une période jugée amplement suffisante en termes de nombre de données (252 données) pour estimer un modèle contenant cinq coefficients plus une constante) et celle de prévision en dehors de la période d'estimation de janvier 1996 à décembre 2007. La fréquence des données est mensuelle.

Les prévisions issues de la relation de long terme de notre modèle BEER seront comparées à deux autres modèles :

– Un modèle *momentum* : $\Delta s_{t+k}^{MOM} = \mu_k + v_k [ma_{t-k}^{st} - ma_t^{st}] + \varepsilon_{t+k} \quad (24)$

$$\text{avec } ma_t^{st} = \frac{\sum_{k=0}^{N_{st}} s_{t-k}}{N_{st}} \quad \text{où } N_{st} = 50 \text{ jours (soit environ 2 mois)}$$

15. La méthode de prévision récursive consiste à estimer le modèle sur un intervalle donné (fenêtre d'estimation) puis à effectuer une prévision en dehors de la période d'estimation. Le pas de notre procédure étant trimestriel, nous rajoutons ensuite trois mois à notre intervalle d'estimation. Nous réestimons notre modèle et effectuons des prévisions sur la base de notre nouvel échantillon. Cette procédure est itérée jusqu'à ce que l'on atteigne la fin de l'échantillon.

$$\text{et } ma_t^{lt} = \frac{\sum_{k=0}^{N_{lt}} s_{t-k}}{N_{lt}} \quad \text{où } N_{lt} = 200 \text{ jours (soit environ 6 mois)}$$

– Un modèle de marche aléatoire : $s_{t+k}^{RW} = s_t + \varepsilon_{t+k}$ avec $\varepsilon_{t+k} \rightarrow \text{iidN}(0, \sigma_\varepsilon^2)$ (25)

Les statistiques de Diebold et Mariano (1995) indiquent pour la majorité des cas que les erreurs de prévision ne sont pas significativement différentes entre les modèles considérés. En dépit de ce résultat, nous continuons notre analyse en mettant en évidence les principaux résultats du tableau 10.

Premièrement, pour des horizons de très court terme (1 mois), le modèle de marche aléatoire (ligne RW) offre les meilleures prévisions, suivi par le modèle *momentum* (ligne MM) puis par le modèle BEER. Ce cas est vérifié pour les devises livre et yen. Inversement, pour l'euro, le modèle BEER offre les meilleures prévisions, suivi de très près cependant par le modèle de marche aléatoire.

Deuxièmement, pour des horizons de court/moyen terme (de 3 mois à 2 ans), le modèle *momentum* fournit les meilleures prévisions en battant la marche aléatoire. Dans le cas euro et livre, le modèle BEER fournit les plus mauvaises prévisions entre 3 mois et 12 mois. Ce constat confirme le fort potentiel des règles chartistes à prévoir la dynamique des changes pour des horizons de court/moyen terme. Le pouvoir prédictif de la règle chartiste s'estompe néanmoins fortement au fur et à mesure que l'horizon s'allonge.

Ainsi, pour des horizons de long terme (compris entre 5 ans et 10 ans), le modèle *momentum* offre les pires prévisions pour toutes les devises. Inversement, à long terme, le modèle BEER s'avère très performant pour toutes les devises puisqu'il bat le modèle de marche aléatoire et le modèle *momentum*.

Au total, et d'un point de vue général, les meilleures prévisions sont fournies par le modèle de marche aléatoire à très court terme (1 mois), par la règle *momentum* à court/moyen terme (3 mois à 2 ans) et par le modèle BEER à long terme (5 et 10 ans).

Notons cependant que la hiérarchie des horizons est différente au niveau des taux de change considérés individuellement. C'est le cas par exemple du yen pour lequel le modèle BEER offre les meilleures prévisions à partir de 12 mois. Au total, la troisième condition de l'efficience – la possibilité de prévoir à long terme le change sur la base des fondamentaux – est vérifiée pour l'ensemble des devises considérées.

Tableau 10 : Comparaison des erreurs de prévisions de change *out-of-sample* par méthode réursive entre un modèle BEER, une règle chartiste et un modèle de marche aléatoire

Devises	Modèle	Stat	1 mois	3 mois	6 mois	1 an	2 ans	5 ans	10 ans	
Euro	BEER	RMSE	0,0300	0,0574	0,0816	0,1218	0,1688	0,2127	0,1579	
		MAE	0,0221	0,0468	0,0695	0,1072	0,1400	0,1931	0,1497	
		U-Theil	1,0101	1,0830	1,0461	1,0637	0,9017	0,8383	0,7410	
		DM	0,2655 (0,7918)	0,8042 (0,4253)	0,4000 (0,6910)	0,5280 (0,6002)	-0,4713 (0,6400)	-0,7478 (0,4608)	-0,6292 (0,5491)	
	MM	RMSE	0,0304	0,0539	0,0709	0,1033	0,1644	0,3139	0,2576	
		MAE	0,0225	0,0445	0,0553	0,0879	0,1303	0,2744	0,2211	
		U-Theil	1,0235	1,0169	1,0423	0,9022	0,8782	1,2373	1,2088	
		DM	1,5342 (0,1317)	0,1959 (0,8455)	-0,8204 (0,4162)	-0,6730 (0,5044)	-0,5530 (0,5833)	1,3924 (0,1747)	0,3786 (0,7162)	
	RW	RMSE	0,0297	0,0530	0,0780	0,1145	0,1872	0,2537	0,2131	
		MAE	0,0218	0,0426	0,0655	0,1009	0,1617	0,2111	0,1778	
	Livre	BEER	RMSE	0,0280	0,0557	0,0793	0,1179	0,1659	0,2317	0,1551
			MAE	0,0223	0,0455	0,0619	0,0862	0,1123	0,1909	0,1336
U-Theil			0,9556	1,0353	1,0167	1,0660	0,9975	0,9441	0,6401	
DM			-0,9559 (0,3440)	0,3190 (0,7511)	0,1010 (0,9199)	0,2480 (0,8053)	-0,0551 (0,9563)	1,0619 (0,2973)	-2,3096 (0,0542)	
MM		RMSE	0,0297	0,0534	0,0717	0,1074	0,1636	0,3097	0,4481	
		MAE	0,0240	0,0422	0,0592	0,0892	0,1327	0,2458	0,4452	
		U-Theil	1,0136	0,9925	0,9192	0,9710	0,9837	1,2620	1,8494	
		DM	0,9727 (0,3356)	-0,0750 (0,9405)	-0,7802 (0,4392)	-0,1975 (0,8443)	-0,0897 (0,9290)	1,6901 (0,1021)	8,9853 (0,0000)	
RW		RMSE	0,0293	0,0538	0,0780	0,1106	0,1663	0,2454	0,2423	
		MAE	0,0230	0,0437	0,0623	0,0923	0,1337	0,1985	0,2036	
Yen		BEER	RMSE	0,0223	0,0439	0,0585	0,0737	0,1061	0,1423	0,1641
			MAE	0,0174	0,0366	0,0490	0,0578	0,0903	0,1276	0,1422
	U-Theil		1,0100	1,0305	0,8770	0,7717	0,7628	1,1448	0,6084	
	DM		0,1715 (0,8645)	0,2696 (0,7886)	-0,8616 (0,3934)	-1,1994 (0,2368)	-1,1823 (0,2440)	0,7457 (0,4620)	-1,6264 (0,1479)	
	MM	RMSE	0,0232	0,0407	0,0570	0,0767	0,1160	0,1513	0,3966	
		MAE	0,0176	0,0329	0,0466	0,0619	0,0974	0,1294	0,3826	
		U-Theil	1,0497	0,9553	0,8545	0,8031	0,8339	1,2172	1,4705	
		DM	1,1330 (0,2629)	-0,5669 (0,5734)	-1,3429 (0,1859)	-1,4037 (0,1674)	-0,8923 (0,3775)	1,3395 (0,1912)	11,8677 (0,0000)	
	RW	RMSE	0,0221	0,0426	0,0667	0,0955	0,1391	0,1243	0,2697	
		MAE	0,0165	0,0329	0,0509	0,0789	0,1142	0,1031	0,2466	

Note : RMSE = $((1/T)\sum(y_{t+s} - f_{t,s})^2)^{1/2}$; MAE = $(1/T)\sum|y_{t+s} - f_{t,s}|$; U-Theil = RMSEm/RMSErw ; les statistiques de Diebold et Mariano (1995) sont calculées par rapport à la marche aléatoire ; les *p-values* associées à ces statistiques sont mentionnées entre parenthèses.

2.3.3. Bilan sur la vérification de l'hypothèse d'efficacité macroéconomique

Nos tests valident les deux premières conditions de l'efficacité macroéconomique c'est-à-dire respectivement, l'existence d'une relation de long terme entre le taux de change et ses fondamentaux et l'existence de forces de rappel permettant de corriger les déséquilibres liés au change (notamment les déséquilibres courants). En effet, la significativité de la force de rappel associée à la relation de long terme dans l'estimation des modèles BEER pour les trois devises considérées montre que la première condition est vérifiée pour l'ensemble des taux de change considérés. Les coefficients positifs et significatifs associés aux avoirs extérieurs nets dans la relation de long terme impliquent que la deuxième condition est validée pour l'ensemble des devises considérées. La troisième condition de l'efficacité qui suppose la possibilité de prévoir l'évolution future du taux de change à l'aide des fondamentaux macroéconomiques à long terme, est également validée pour l'ensemble des taux de change considérés.

Au final, il semble qu'à long terme l'évolution des taux de change est compatible avec l'efficacité macroéconomique. Toutefois, le retour à l'équilibre est très lent et le taux de change peut être durablement éloigné de sa valeur fondamentale. Enfin, la notion même de valeur fondamentale du taux de change est fragile à la fois d'un point de vue théorique et également d'un point de vue empirique. Cela nous amène à considérer la validation de l'efficacité macroéconomique avec retenue.

2.4. La mise en évidence de différents types d'efficacité sur le marché des changes en fonction de l'horizon considéré

L'échec de la PTINC à court terme (3 mois et 1 an), les mauvaises performances prédictives des modèles BEER à court/moyen terme (1 mois à 2 ans) et l'invalidation du modèle d'anticipations rationnelles (pour tous les horizons) rejettent clairement la forme 1 de l'efficacité ; c'est-à-dire l'efficacité fondamentale quel que soit l'horizon considéré. Par conséquent, l'hypothèse d'efficacité au sens de Fama n'est pas vérifiée sur le marché des changes.

Les qualités médiocres du modèle BEER en termes de prévisions par rapport au modèle de marche aléatoire à très court terme (1 mois) et au modèle chartiste à court/moyen terme (3 mois à 2 ans), conduisent au rejet à court/moyen terme de la forme 2 d'efficacité, c'est-à-dire, l'efficacité macroéconomique pure. Inversement, la profitabilité du *carry trade* sur des périodes longues, l'existence de forces de rappel du taux de change vers sa valeur d'équilibre à long terme et les bonnes performances en matière de prévision du change pour le BEER à long terme (5 ans et 10 ans) nous conduisent à accepter à long terme (à partir de 5 ans pour l'ensemble des devises) l'efficacité macroéconomique (forme 2).

L'efficacité spéculative pure (forme 3) est rejetée à court terme mais acceptée à moyen terme (entre 1 an et 2 ans). En effet, à court terme (de 3 mois à 1 an), la PTINC n'est pas vérifiée mais semble vérifiée à moyen/long terme (à partir de 2 ans), limitant ainsi à moyen/long terme les profits associés à une stratégie de *carry*

trade. Par ailleurs, nous avons démontré que l'application d'une règle *momentum* n'est globalement pas profitable sur une période longue mais peut générer ponctuellement des profits. Enfin, les prévisions de change sur la base d'une règle *momentum* s'avèrent satisfaisantes pour des horizons de court/moyen terme (entre 3 mois et 2 ans) mais se dégradent à long terme (à partir de 5 ans), ce qui limite la profitabilité de la spéculation basée sur une règle *momentum* à long terme.

L'inefficience pure (forme 4) est acceptée à court terme (entre 1 mois et 1 an) mais pas à long terme. Ceci est notamment justifié par les mauvaises performances à court terme du modèle BEER en termes d'explication et de prévision de la dynamique des taux de change, et également par la possibilité de réaliser ponctuellement des profits à l'aide de stratégies *momentum* et/ou de *carry trade*. L'échec de la PTINC à court terme (1 mois et 1 an) justifie également le non-rejet de l'inefficience pure à court terme.

Au total, à court terme (entre 1 mois et 1 an), l'inefficience pure semble caractériser le marché des changes. En effet, le marché des changes n'apparaît pas efficient aussi bien d'un point de vue fondamental (rejet de la PTINC), spéculatif (profitabilité du *carry trade* et bonnes performances des règles *momentum* en matière de prévision du taux de change) que macroéconomique (désalignements durables du taux de change à sa valeur d'équilibre et piètres prévisions du modèle BEER).

À moyen terme (entre 1 an et 2 ans), l'efficience spéculative est vérifiée sur le marché des changes mais pas à long terme.

Enfin, à long terme (à partir de 5 ans), le marché des changes n'est pas efficient d'un point de vue fondamental mais semble davantage efficient d'un point de vue macroéconomique (meilleures capacités prédictives du BEER et existence d'une force de rappel significative), même si l'ajustement est très lent et que la valeur d'équilibre du taux de change est sujette à caution et est entachée d'une forte incertitude.

Le tableau 11 résume les différents résultats obtenus ainsi que leurs justifications.

Au final, le marché des changes semble caractérisé à court terme par une certaine difficulté à expliquer et prévoir les taux de change sur la base des fondamentaux et également par la possibilité de faire des gains (inefficience pure). Inversement, à long terme, le marché des changes témoigne d'une relative stabilité (efficience macroéconomique). La section suivante avance un modèle simple permettant d'expliquer ces résultats.

Tableau 11 : Résultats associés aux différentes formes d'efficacités aux différentes formes d'efficience

Type d'efficience	Résultats	Conclusion
Efficience fondamentale	-Rejet à court terme (1 mois à 1 an) de la PTINC -Validation à moyen terme (2 ans) de la PTINC -Rejet de l'hypothèse d'anticipations rationnelles pour tous les horizons	Rejet de l'efficience fondamentale à court, moyen et long terme
Efficience macroéconomique	-Existence d'une relation de cointégration et d'une force de rappel à long terme -Retour à l'équilibre lent -Mauvaises capacités prédictives du BEER à court/moyen terme (de 1 mois à 2 ans) mais meilleures que la marche aléatoire et la règle <i>momentum</i> sur des horizons longs (5 et 10 ans)	-Rejet de l'efficience macroéconomique à court terme -Validation (sous réserve) de l'efficience macro-économique à long terme
Efficience spéculative	-Pas de gains systématiques liés à l'utilisation de règles chartistes à long terme -Bonnes capacités prédictives des règles chartistes à moyen terme mais pas à long terme (à partir de 5 ans)	-Rejet de l'efficience spéculative à court terme -Validation à moyen terme -Rejet à long terme

3. Les enseignements d'un modèle à agents hétérogènes

3.1. Présentation du modèle

Cette section propose un modèle théorique illustrant les faits empiriques établis dans les sections précédentes : la possibilité de réaliser des profits à court terme, l'existence de forces de rappel macroéconomiques à moyen terme et la possibilité d'ajustement brutal du taux de change ¹⁶. Ce modèle est basé sur un relâchement de l'hypothèse d'anticipations rationnelles et homogènes au profit de l'hypothèse d'agents hétérogènes. Nous reprenons ici les modèles à agents hétérogènes se focalisant sur l'interaction entre les agents chartistes et les agents fondamentalistes (Frankel et Froot, 1986 ; DeGrauwe et Dewachter, 1993).

Les agents chartistes sont supposés former leurs anticipations de change en extrapolant les mouvements passés du taux de change :

$$s_{t+1}^{a,c} = s_t + \beta(s_t - s_{t-1}) \text{ avec } \beta > 0 \quad (26)$$

Les agents fondamentalistes forment des anticipations régressives : le taux de change anticipé converge lentement vers sa valeur d'équilibre (supposée fixe pour simplifier) :

$$s_{t+1}^{a,f} = s_t + \theta(\bar{s} - s_t) \text{ avec } 0 < \theta < 1 \quad (27)$$

16. Dans ce modèle, le taux de change est coté à l'incertain : une hausse (baisse) de s_t signifie une dépréciation (appréciation) du change.

Sur le marché, le taux de change est déterminé par les anticipations des agents chartistes et fondamentalistes, par les fondamentaux, ainsi que par un bruit blanc :

$$s_{t+1} = \alpha_t s_{t+1}^{a,c} + (1 - \alpha_t) s_{t+1}^{a,f} + F_t + \varepsilon_t \quad \text{où } \varepsilon_t \rightarrow N(0;0,01) \quad (28)$$

Le taux de change dépend donc à la fois des anticipations des agents et des fondamentaux. Dans ce modèle, le caractère autoréalisateur des anticipations des chartistes accentue les mouvements de change et conduit à des trajectoires explosives. L'introduction des fondamentaux F_t permet d'assurer la stabilité du modèle. Les fondamentaux se résument ici à la position extérieure nette ¹⁷, définie comme le cumul des balances commerciales ¹⁸. La balance commerciale dépend uniquement du taux de change courant ($bc_t = n\delta_t$) : si le taux de change courant s'apprécie, la balance commerciale est déficitaire et la position extérieure nette se dégrade. Les investisseurs étrangers demandent un rendement d'autant plus élevé que la position extérieure nette est dégradée. L'équation de détermination du taux de change est donc donnée par :

$$s_{t+1} = \alpha_t \left(\underbrace{s_t + \beta(s_t - s_{t-1})}_{\text{anticipations des chartistes}} \right) + (1 - \alpha_t) \left(\underbrace{s_t + \theta(s_t - s_{t-1})}_{\text{anticipations des fondamentalistes}} - \frac{f_t}{k} \right) + \varepsilon_t \quad (30)$$

$$f_t = \underbrace{f_{t-1}}_{\text{position extérieure nette passée}} + \underbrace{n\delta_t}_{\text{balance commerciale}}$$

À chaque période, les agents achètent la devise s'ils anticipent une appréciation et vendent cette devise dans le cas d'une dépréciation.

Enfin, on suppose que la proportion d'agents chartistes et fondamentalistes se modifie au cours du temps en fonction de la profitabilité passée des deux stratégies respectives. Le poids des chartistes (α_t) évolue lentement en fonction de la profitabilité relative de la stratégie chartiste (si elle est supérieure à la stratégie fondamentaliste, le poids des chartistes augmente) :

$$\alpha_t = \alpha_{t-1} + \mu D_t \quad \text{avec } D_t = \begin{cases} 1 & \text{si } \pi_t^c > \pi_t^f \\ -1 & \text{si } \pi_t^c < \pi_t^f \end{cases} \quad (30)$$

La profitabilité des deux stratégies est calculée comme le cumul des rendements passés, où le rendement à chaque période est défini par l'écart entre le taux de change passé et le taux de change courant multiplié par le signe de la position (positif si le taux de change anticipé en $t-1$ pour la période t est supérieur au taux de change en $t-1$, négatif sinon).

$$\pi_t^i = \pi_{t-1}^i + G_t(s_t - s_{t-1}) \quad \text{avec } G_t = \begin{cases} 1 & \text{si } s_t^a > s_{t-1} \\ -1 & \text{si } s_t^a < s_{t-1} \end{cases} \quad (31)$$

17. Dans les modèles de portefeuille, l'équation du taux de change est donnée par $s_{t+1} = s_t + i_t - i_t^* - f_t/k$ (voir Bouveret et Sterdyniak, 2005), on supposera ici pour simplifier que le différentiel de taux d'intérêt est nul.

18. Une modélisation plus réaliste de la position extérieure nette devrait intégrer également le rendement des actifs détenus et de la dette extérieure ajustée des variations du change.

Ce type de modélisation permet ainsi de retrouver plusieurs caractéristiques importantes du marché des changes. Premièrement, la part des chartistes augmente lorsque la profitabilité de cette stratégie est élevée, accentuant les mouvements du change. Deuxièmement, les fondamentaux exercent une force de rappel sur le taux de change : plus le taux de change est apprécié, plus la position extérieure nette se creuse exerçant une pression à la baisse sur la devise.

3.2. Simulations du modèle stochastique ¹⁹

À partir des équations présentées ci-dessus, on simule une série de chocs aléatoires : à chaque période le taux de change évolue en fonction des anticipations des agents, des fondamentaux et d'un choc aléatoire qui frappe l'économie à chaque période.

On peut ainsi obtenir une évolution du taux de change compatible avec les deux faits stylisés présentés précédemment. Pendant certaines périodes, le chartisme est plus profitable et accentue la volatilité du change (périodes 50 à 70 par exemple). Cependant, lorsque le taux de change est trop éloigné de sa valeur d'équilibre, des mécanismes macroéconomiques, en l'occurrence l'évolution de la position extérieure nette, exercent une force de rappel et ramènent le change vers sa valeur d'équilibre. Pendant la convergence, la profitabilité de la stratégie chartiste diminue. Enfin, lorsque le taux de change est proche des fondamentaux, la stratégie chartiste redevient profitable.

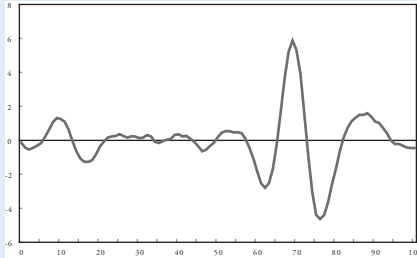
Ce type de modèle permet ainsi d'engendrer une dynamique du taux de change compatible avec les caractéristiques observées du change au niveau empirique, à savoir la succession de périodes de relative stabilité (périodes 1 à 60 par exemple), suivies de périodes de forte instabilité (caractérisées par de fortes appréciation/dépréciation du change), puis d'ajustements brutaux du taux de change (voire de sur-réaction, comme dans les périodes 65 à 80) et enfin par un retour à une relative stabilité.

Au total, le modèle volontairement très simple développé ici permet de montrer que l'interaction entre agents hétérogènes peut rendre compte des formes d'efficience définies à la section précédente. Le caractère autoréalisateur des anticipations des chartistes leur procure du profit mais en amplifiant les mouvements de change, renforce la force de rappel exercée par les fondamentaux (un taux de change très élevé par rapport à sa valeur d'équilibre dégrade fortement la position extérieure nette qui exerce en retour une pression à la baisse sur le taux de change) et augmente ainsi le poids des fundamentalistes dans le marché.

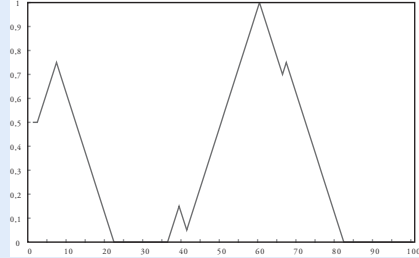
19. Les simulations sont réalisées pour $n\delta = 0,25$; $k = 4$; $\mu = 0,05$; $\theta = 0,2$; $\beta = 1,1$; $\alpha_I = 0,5$; $s = 0$.

Graphique 2 : Dynamique du change, hétérogénéité des comportements et ajustements macroéconomiques

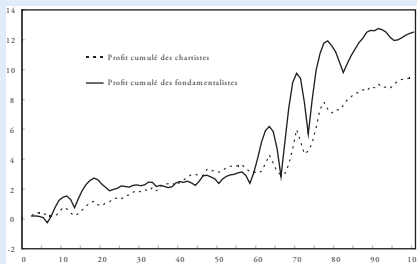
2a. Évolution du taux de change



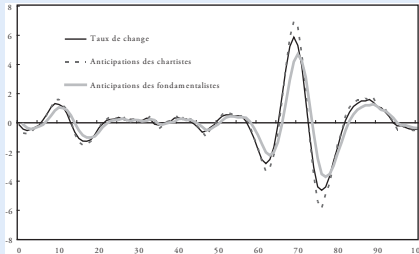
2b. Poids des chartistes



2c. Profitabilité des stratégies



2d. Anticipations du taux de change et taux de change observé



Source : Calculs des auteurs.

■ **Conclusion**

La présente étude analyse l'efficacité du marché des changes. À partir des contradictions internes à la définition de l'efficacité fournie par Fama et ses disciples, nous avons proposé trois définitions de l'efficacité : l'efficacité fondamentale, l'efficacité spéculative et l'efficacité macroéconomique.

Les tests empiriques entrepris pour valider ces formes d'efficacité font ressortir deux résultats principaux. Premièrement, l'efficacité fondamentale au sens de Fama n'est pas validée sur le marché des changes quel que soit l'horizon considéré : les évolutions du taux de change ne correspondent pas à celles des fondamentaux ni aux anticipations du taux de change mesurées par les données d'enquêtes.

Deuxièmement, l'efficacité d'un marché doit s'apprécier en fonction de l'horizon considéré. À court terme (entre 1 mois et 1 an), le marché est totalement inefficace : l'explication et la prédiction du change sur la base des fondamentaux sont insatisfaisantes. Les modèles de marche aléatoire et les modèles *momentum* offrent ici les meilleures prévisions du change futur et la spéculation peut générer des profits.

À moyen terme (entre 1 an et 2 ans), l'efficacité spéculative caractérise le marché des changes. Cette forme d'efficacité est cependant rejetée à long terme du fait de la validation de la PTINC à partir de 2 ans (ce qui limite les profits issus du *carry trade* à long terme) et des mauvaises performances des règles chartistes en matière de prévision.

Enfin, si à long terme (à partir de 5 ans), l'existence d'une relation de cointégration entre les fondamentaux et le taux de change semble exister, le retour à l'équilibre est très lent et le taux de change peut être durablement sous- ou surévalué, d'autant plus qu'il existe de nombreuses limites et incertitudes sur les estimations de taux de change d'équilibre. Les évolutions du taux de change n'apparaissent donc pas stabilisantes.

Dans ce contexte, plusieurs explications peuvent être avancées pour justifier l'existence de spéculateurs sur le marché des changes. Si les agents sont hétérogènes, au regard de leur mode de formation des anticipations et des modèles utilisés ou de leur accès à l'information, certains d'entre eux peuvent réaliser des gains tandis que d'autres font des pertes. La question cruciale est alors de déterminer les raisons pour lesquelles les agents continuent à spéculer tout en sachant qu'il n'existe pas de modèle robuste permettant de réaliser des gains systématiques.

Plus généralement, l'imprévisibilité des taux de change engendre des risques importants pour l'économie mondiale puisque les fortes variations du change affectent directement les fondements de l'économie mondialisée en propageant les déséquilibres au lieu de les corriger. Si le retour à un système de taux de change fixe est à la fois extrêmement difficile d'un point de vue politique et d'un point de vue économique (définitions des modalités et des parités notamment), la croyance en un mécanisme de marché autorégulateur, invisible et sans coût est aussi illusoire que dangereuse.

Références bibliographiques

- Allen Helen et Mark P. Taylor, 1992, « The Use of Technical Analysis in the Foreign Exchange Market », *Journal of International Money and Finance*, Volume 11, n° 3, p. 304-314, juin.
- Andersen Torben G., Tim Bollerslev, Francis X. Diebold et Clara Vega, 2003, « Micro Effects of Macro Announcements: Real-Time Price Discovery in Foreign Exchange », *American Economic Review*, Vol. 93, n° 1, p. 38-62, mars.
- Banerjee Anindya, Juan J. Dolado et Ricardo Mestre, 1998, « Error Correction Mechanism Tests for Cointegration in a Single-Equation Framework », *Journal of Time Series Analysis*, Vol. 19, n° 3, p. 267-283, mai.
- Blanchard Olivier J. et Mark W. Watson, 1984, « Bulles, anticipations rationnelles et marchés financiers », *Annales de l'INSEE*, n° 54, p. 88-99, avril-juin.

- Bénassy-Quéré Agnès, Sophie Larribeau et Ronald MacDonald, 2003, « Models of Exchange Rate Expectations: How Much Heterogeneity? », *Journal of International Financial Markets, Institutions & Money*, Vol. 13, n° 2, p. 113-136, avril.
- Bénassy-Quéré Agnès, Pascale Duran-Vigneron, Amina Lahrèche-Révil et Valérie Mignon, 2004, « Real Equilibrium Exchange Rates: A G20 Panel Cointegration Approach », *CEPII Working Paper*, CEPII et University Paris-X Nanterre.
- Bénassy-Quéré Agnès, Sophie Béreau et Valérie Mignon, 2008, « Equilibrium Exchange Rates: a Guidebook for the Euro-Dollar Rate », *CEPII Working Paper*, n° 2008-02, mars.
- Bizimana Olivier, 2008a, « L'Euro/Dollar et les fondamentaux : comment expliquer les tendances récentes? », Crédit Agricole, Direction des Études Économiques, *ECO News*, n° 88, p. 1-4, février.
- Bizimana Olivier, 2008b, « Essais sur la dynamique du taux de change et l'intégration financière », *Thèse de doctorat en sciences économiques*, Université Paris-IX Dauphine, novembre.
- Borowski Didier et Cécile Couharde, 2002, « The Exchange Rate Macroeconomics Balance Approach: New Methodology and Results for the Euro, the Dollar, the Yen and the Pound Sterling », CEPN, Centre d'Économie de l'Université Paris Nord, CNRS-UMR.
- Bouveret Antoine et Henri Sterdyniak, 2005, « Les modèles de taux de change: équilibre de long terme, dynamique et hystérèse », *Revue de l'OFCE*, n° 93, p. 1-42, avril.
- Bouveret Antoine et Gabriele Di Filippo, 2009, « Les marchés financiers sont-ils efficaces ? L'exemple du marché des changes », *Document de travail*, mai.
- Burnside Craig, Martin Eichenbaum, Isaac Kleshchelski et Isaac Rebelo, 2006, « The Returns to Currency Speculation », National Bureau of Economic Research, *Working Paper* n° 12489, novembre.
- Burnside Craig, Martin Eichenbaum, Isaac Kleshchelski et Sergio Rebelo, 2008, « Do Peso Problems Explain the Returns to the Carry Trade? », *Working Paper*, mai.
- Cheung Yin-Wong et David Chinn Menzie, 2001, « Currency Traders and Exchange Rate Dynamics: A Survey of the US Market », *Journal of International Money and Finance*, Vol. 20, n° 4, p. 439-471, août.
- Clark Peter B. et Ronald MacDonald, 1998, « Exchange Rates and Economic Fundamentals: A Methodological Comparison of BEERs and FEERs », *IMF Working Paper*, n° 67.
- Clostermann Jörg et Bernd Schnatz, 2000, « The Determinants of The Euro-Dollar Exchange Rate: Synthetic Fundamentals and a Non-Existing Currency », *Discussion Paper 2/00*, Economic Research Group, Deutsche Bundesbank, mai.
- Cornell Bradford W. et Kimball J. Dietrich, 1978, « The Efficiency of the Market for Foreign Exchange under Floating Exchange Rates », *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 60, n° 1, p. 111-120, février.
- Curcio Riccardo, Charles Goodhart, Dominique Guillaume et Richard Payne, 1997, « Do Technical Trading Rules Generate Profits? Conclusions from the Intra-Day Foreign Exchange Market », *Working Paper*, juin.
- Diebold Francis X. et Roberto S. Mariano, 1995, « Comparing Predictive Accuracy », *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 13, n° 3, p. 253-263, juillet.

- De Grauwe Paul et Hans Dewachter, 1993, « A Chaotic Model of the Exchange Rate: The Role of Fundamentalists and Chartists », *Open Economies Review*, Vol. 4, n° 4, p. 351-379, décembre.
- Engle Robert F., David F. Hendry et Jean-François Richard, 1983, « Exogeneity », *Econometrica*, Vol. 51, n° 2, p. 277-304, mars.
- Engle Charles, 1995, « The Forward Discount Anomaly and the Risk Premium: A Survey of Recent Evidence », *Working Paper 5312*, National Bureau of Economic Research, octobre.
- Fama Eugene F., 1965, « The Behaviour of Stock Market Prices », *Journal of Business*, Vol. 38, n° 1, p. 31-105, janvier.
- Fama, Eugene F., 1991, « Efficient Capital Markets: II », *Journal of Finance*, Vol. 46, n° 5, p. 1575-1617, décembre.
- Férolidi Mathieu et Henri Sterdyniak, 1984, « De la dynamique du taux de change : Variation sur un thème de Dornbush », *Document de Travail OFCE*.
- Frankel Jeffrey A. et Kenneth A. Froot, 1986, « The Dollar as a Speculative Bubble: A Tale of Chartists and Fundamentalists », *National Bureau of Economic Research Working Paper Series*, n° 1854, mars.
- Frankel Jeffrey A. et Kenneth A. Froot, 1987, « Using Survey Data to Test Standard Propositions Regarding Exchange Rate Expectations », *American Economic Review*, Vol. 77, n° 1, p. 133-153, mars.
- Frankel Jeffrey A. et Kenneth A. Froot, 1989, « Forward Discount Bias: Is It an Exchange Rate Premium? », *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 104, n° 1, p. 139-161, février.
- Friedman Milton, 1953, *Essays in Positive Economics*, University of Chicago Press.
- Gehrig Thomas et Lukas Menkhoff, 2003, « Technical Analysis in Foreign Exchange – The Workhorse Gains Further Ground », *Discussion Paper* n° 278, mars.
- Grossman Sanford J. et Joseph E. Stiglitz, 1980, « On the Impossibility of Informationally Efficient Markets », *American Economic Review*, Vol. 70, n° 3, p. 393-408, juin.
- Hainaut Carole, 2006, « *Quid* de l'évolution des marchés ? Euro/Dollar : Recherche référence désespérément... », Natexis Banques Populaires, *Economie & Marchés*, n° 462, juin.
- Jensen Michael C., 1978, « Some Anomalous Evidence Regarding Market Efficiency », *Journal of Financial Economics*, Volume 6, n° 2-3, p. 95-101, juin-septembre.
- Johansen Soren et Katarina Juselius, 1990, « Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Applications to the Demand for Money », *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Department of Economics, University of Oxford, Vol. 52, n° 2, p. 169-210, mai.
- Koen Vincent, Laurence Boone, Alain de Serres et Nicola Fuchs-Schündeln, 2001, « L'insoutenable légèreté de l'euro », *Économie Internationale*, Vol. 88, n° 4, p. 77-106, septembre.
- Lewis Karen K., 1994, « Puzzles in International Financial Markets », *NBER Working Paper*, n° 4951, décembre.
- Lewis Karen K., 1989, « Changing Beliefs and Systematic Rational Forecast Errors with Evidence from Foreign Exchange », *American Economic Review*, Vol. 79, n° 4, p. 621-636, septembre.

- Logue Dennis E. et Richard James Sweeney, 1977, « White Noise in Imperfect Markets: the Case of the Franc/Dollar Exchange Rate », *Journal of Finance*, Vol. 32, n° 3, p. 761-768, juin.
- Lui Yu-Hon et David Mole, 1998, « The Use of Fundamental and Technical Analyses by Foreign Exchange Dealers: Hong Kong Evidence », *Journal of International Money and Finance*, Vol. 17, n° 3, p. 535-545, juin.
- Maeso-Fernandez Francisco, Chiara Osbat et Bernd Schnatz, 2002, « Determinants of the Euro Real Effective Exchange Rate: A BEER/PEER Approach », *Australian Economic Papers*, Vol. 41, n° 4, p. 437-461, décembre.
- Malkiel Burton G., 2003, « The Efficient Market Hypothesis and Its Critics », *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 17, n° 1, p. 59-82, printemps.
- Menkhoff Lukas et Mark P. Taylor, 2007, « The Obstinate Passion of Foreign Exchange Professionals: Technical Analysis », *Journal of Economic Literature*, Vol. 45, n° 4, p. 936-972, décembre.
- Meredith Guy et D. Menzie Chinn, 1998, « Long Horizon Uncovered Interest Rate Parity », National Bureau of Economic Research, *Working Paper* 6797, novembre.
- Neely Christopher J., 1997, « Technical Analysis in the Foreign exchange Market: A Layman's Guide », *Federal Reserve Bank of Saint Louis Review*, septembre-octobre.
- Neely Christopher J., Paul A. Weller et Rob Dittmar 1997, « Is Technical Analysis in the Foreign Exchange Market Profitable? A Genetic Programming Approach », *Journal of financial and Quantitative Analysis*, Vol. 32, n° 4, p. 405-426, décembre.
- Neely Christopher J. et Paul A. Weller, 2001, « Intraday Technical Trading in the Foreign Exchange Market », *Federal Reserve Bank of Saint Louis Working Paper*, janvier.
- Neely Christopher J., Paul A. Weller et Joshua M. Ulrich, 2007, « The Adaptive Markets Hypothesis: Evidence from the Foreign Exchange Market », *Federal Reserve Bank of Saint Louis Working Paper*, mars.
- Okunev John et Derek White, 2003, « Do Momentum-Based Strategies Still Work in Foreign Currency Markets? », *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 38, n° 2, p. 425-447, juin.
- Olson Dennis, 2004, « Have Trading Rules Profits in the Currency Markets Declined Over Time? », *Journal of Banking & Finance*, Vol. 28, n° 1, p. 85-105, janvier.
- Orléan André, 2004, « Efficience, finance comportementaliste et convention : une synthèse théorique », in Boyer R., Dehove M. et D. Plihon, *Les crises financières*, Rapport du Conseil d'Analyse Économique, octobre 2004, Compléments A, 241-270.
- Park Cheol-Ho et Scott H. Irwin, 2007, « What do we know about the Profitability of Technical Analysis? », *Journal of Economic Surveys*, Vol. 21, n° 4, p. 786-826, septembre.
- Sarno Lucio et Mark P. Taylor, 2002, *The Economics of Exchange Rate*, Cambridge University Press.
- Schulmeister Stephan, 2000, « Die Kaufkraft des Euro innerhalb und außerhalb der Währungsunion », WIFO-Studie, Österreichisches Institut für Wirtschaftsforschung, Austrian Federal Chamber of Labour, février.
- Schulmeister Stephan, 2007, « Components of the Profitability of Technical Currency Trading », Austrian Institute of Economic Research (WIFO), *Working Paper*, n° 263.
- Stein Jerome L. et Polly Reynolds Allen, 1995, *Fundamental Determinants of Exchange Rates*, Oxford University Press, Clarendon Press.

- Sweeney Richard J., 1986, « Beating the Foreign Exchange Market », *Journal of Finance*, Vol. 41, n° 1, p. 163-182, mars.
- Téléïtche Jérôme, 2003, « Le taux de change euro/dollar : Une perspective de long terme », *Revue Economique*, Vol. 54, n° 2, p. 295-320, mars.
- Vigfusson Robert John, 1997, « Switching Between Chartists and Fundamentalists: A Markov Regime-Switching Approach », *International Journal of Finance and Economics*, Vol. 2, n° 4, p. 291-305, octobre.
- Wadhvani Sushil B., 1999, « Currency Puzzles », *Monetary Policy Committee*, Bank of England, 16 septembre.
- Williamson John, 1994, « Estimates of FEERs », in Williamson John Ed., *Estimating Equilibrium Exchange Rate*, Institute of International Economics.

Annexes

A. Construction du modèle BEER

1. Définition du taux de change réel : $q_t = \log(Q_t) = \log(S_t P_t / P_t^*)$; avec S_t le taux de change euro/dollar *au certain* (un euro permet d'acquérir S unités de dollars) ; P_t^* , l'indice des prix à la consommation aux États-Unis ; P_t , l'indice des prix à la consommation en zone euro.

2. Le différentiel de taux d'intérêt réels à long terme : $(r_t - r_t^*) = (i_t - \pi_t) - (i_t^* - \pi_t^*)$; avec $\pi_t = [CPI_t - CPI_{t-12}] / CPI_{t-12} \times 100$ et $\pi_t^* = [CPI_t^* - CPI_{t-12}^*] / CPI_{t-12}^* \times 100$; i_t et i_t^* , respectivement les taux d'intérêt nominaux sur les obligations d'État à dix ans, pour la zone euro et les États-Unis ; π_t et π_t^* , les taux d'inflation en zone euro et aux États-Unis calculés respectivement comme le taux de croissance des indices des prix à la consommation en zone euro (CPI_t) et aux États-Unis (CPI_t^*).

3. Le différentiel de productivité : $(a_t - a_t^*) = \log(PIB_t / \text{emploi}_t) - \log(PIB_t^* / \text{emploi}_t^*)$; avec PIB_t et PIB_t^* , les produits intérieurs bruts en zone euro et aux États-Unis ; emploi_t et emploi_t^* , le nombre de personnes employées en zone euro et aux États-Unis.

4. L'indicateur du différentiel d'avoir externe : $(niip_t - niip_t^*) = NIIP_t / PIB_t - NIIP_t^* / PIB_t^*$; avec $NIIP_t$ et $NIIP_t^*$ respectivement, les positions extérieures nettes de la zone euro et des États-Unis ; PIB_t et PIB_t^* , les produits intérieurs bruts respectifs de la zone euro et des États-Unis.

B. Tests associés à la construction du modèle BEER

Tableau B.1 : Identification du nombre de relations de cointégration au seuil de 5 %

Euro					
Data Trend	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Type de Test	No Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept Trend	Intercept Trend
Trace	1	1	1	1	1
Max-Eigenvalue	1	1	1	2	2
Livre					
Data Trend	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Type de Test	No Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept Trend	Intercept Trend
Trace	1	1	1	1	1
Max-Eigenvalue	1	1	1	1	1
Yen					
Data Trend	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Type de Test	No Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept Trend	Intercept Trend
Trace	2	3	1	2	4
Max-Eigenvalue	2	1	1	1	1

Note : les valeurs critiques de ce test sont fournies par *EViews 5* et basées sur la table de MacKinnon, Haug et Michelis (1999).

Tableau B.2 : Valeurs critiques pour le test de cointégration ADF

Tables	Seuil de confiance	1 %	5 %	10 %	T-Stat Euro	T-Stat Livre	T-Stat Yen
Engle et Yoo (1987)	T = 200, N = 3	- 4,34	- 3,78	- 3,51	-4,37	-4,18	-4,37
Phillips et Oulliaris (1990)	sans constante, sans trend	- 4,30	- 3,74	- 3,44	-4,19	-4,18	-4,38
	avec constante, sans trend	- 4,73	- 4,11	- 3,83	-4,18	-4,17	-4,37
	avec constante, avec trend	- 5,04	- 4,49	- 4,20	-4,37	-4,18	-4,37
McKinnon (1991)	avec constante, sans trend	- 4,30	- 3,74	- 3,45	-4,18	-4,17	-4,37
	avec constante, avec trend	- 4,67	- 4,12	- 3,84	-4,37	-4,18	-4,37