

# L'efficience et la formation des anticipations sur le marché des changes\*

**Catherine Bruno et Rahim Loufir,**

*Département des études de l'OFCE*

**Pascal Jacquinot,**

*Service d'études macro-économiques sur la France de la Banque de France*

*L'objet de cet article est d'abord d'analyser les propriétés d'efficience des marchés des changes du franc et du dollar puis de déterminer la nature des anticipations de change sur ces marchés pour des horizons prévisionnels d'un et trois mois sur la période 1980-1990.*

*La mise en œuvre du test d'efficience — fondé sur l'hypothèse jointe d'absence de prime de risque et d'erreurs systématiques d'anticipations — prend explicitement en compte le caractère non stationnaire des données et l'interaction possible entre les devises — le franc, le dollar, la livre, le yen, le mark et la lire. A ce stade de l'analyse, on doit conclure que seuls les marchés des changes du franc vis-à-vis du dollar ainsi que du mark vis-à-vis du franc sont efficaces sur la période.*

*Le rejet de l'efficience pour les autres marchés des changes conduit à s'interroger sur la formation des anticipations de change dont la nature est adaptative, régressive ou extrapolative. En effet, l'hétérogénéité des anticipations selon l'horizon prévisionnel constitue une explication possible de l'inefficience. Plus généralement, la détermination de la nature des anticipations de change permet de mieux connaître l'évolution des taux de change au comptant futurs.*

*A partir d'une modélisation en temps continu présentant notamment l'avantage d'éviter de donner une expression arbitraire à des variables inobservables comme la cible de change, on est amené à conclure que les anticipations de change pour le dollar, la livre, le yen vis-à-vis du franc et pour le mark vis-à-vis du dollar sont régressives pour les deux horizons prévisionnels considérés. Par conséquent, la nature de ces anticipations étant homogène, elle ne peut pas constituer une explication de l'inefficience des marchés des changes correspondants.*

---

\* Nous tenons à remercier M. M. Boutillier pour ses conseils avisés. Naturellement, les opinions exprimées dans cet article n'engagent que les auteurs et les éventuelles erreurs restent leurs.

La question de l'efficience des marchés de capitaux suscite, depuis longtemps, un grand intérêt dans la littérature économique (Fama, 1970, 1976). En effet, si les marchés sont efficients, alors il n'existe pas d'opportunités d'arbitrage car l'information est universellement disponible aux agents et entièrement révélée par le prix des actifs financiers. Ainsi décrite, l'efficience des marchés des capitaux est équivalente à l'hypothèse d'anticipations rationnelles (Muth, 1961) — efficience au sens strict. Si on ajoute l'hypothèse d'absence de prime de risque (les agents sont neutres à l'égard du risque), l'efficience est qualifiée de spéculative. S'agissant du marché des changes, il est efficient lorsque le marché à terme révèle parfaitement les anticipations du taux de change au comptant ; le taux de change à terme est alors un prédicteur sans biais du taux de change au comptant.

Cependant, bon nombre d'études concluent que les marchés des changes sont inefficients. Deux explications sont généralement évoquées.

La première repose sur l'existence de primes de risque variables révélatrices d'une imparfaite substituabilité entre les différentes devises. Ainsi, selon Cumby (1988), de fortes primes de risque contre le dollar, au début des années quatre-vingt, expliqueraient l'appréciation de celui-ci sur cette période. Une seconde explication est la présence de biais dans les anticipations des agents sur le marché des changes. L'erreur de prévision, qui est un bruit blanc si les anticipations sont rationnelles, devient corrélée avec les variables explicatives du taux de change au comptant (taux d'intérêt, taux de change à terme). Ces deux éléments d'explication, généralement indiscernables, sont souvent étudiés séparément.

Les auteurs qui privilégient l'étude de la prime de risque sont amenés à faire des hypothèses sur la formation des anticipations. Mundell (1962), Fleming (1962), comme Branson, Halthunen et Masson (1977) supposent que la dépréciation anticipée de change est nulle, autrement dit que les anticipations de change sont statiques. Meese et Rogoff (1983) négligent également l'erreur de prévision en montrant que le processus d'évolution suivi par le taux de change est une marche aléatoire si les anticipations de change sont rationnelles. Il n'est pas intéressant, selon eux, d'étudier l'erreur de prévision du taux de change qui, par définition, est négligeable. La prime de risque constitue alors le seul élément explicatif du biais précédemment énoncé.

Frankel et Froot (1987, 1990), pour leur part, s'intéressent à la formation des anticipations. A partir d'enquêtes de sondage, ils s'interrogent d'une part, sur la formation des anticipations de change — régressives, adaptatives ou extrapolatives — et, d'autre part, sur leur rationalité. Cependant, le rejet de la rationalité ne relève pas, selon eux, d'un comportement irrationnel des agents économiques : il est expliqué soit par le « problème du peso » <sup>(1)</sup> qui empêche

---

1) Dans les années soixante-dix, bien que le taux de change entre le peso mexicain et le dollar américain fixe, il était sous-évalué en raison de fortes anticipations de dépréciation. Ce fut chose faite en 1976. Plus généralement, le « problème du peso » désigne un événement de forte amplitude dont la probabilité de réalisation est très faible.

alors l'erreur de prévision de suivre une loi normale, soit par une période d'apprentissage consécutive à un changement de régime — dans ce cas-là, le taux de change d'équilibre de long terme est modifié à taux d'intérêt inchangés. Selon Frankel et Froot (1990) et Takagi (1990), l'hétérogénéité des comportements des agents en matière d'anticipations de change est à l'origine du rejet de la rationalité. En effet, les anticipations de très court terme extrapolent généralement les tendances récentes du taux de change (comportement charliste). De ce fait, le marché des changes intègre à court terme un phénomène de « *noise trading* »<sup>(2)</sup> qui n'est pas lié au « fondamental » du taux de change et qui accroît anormalement la volatilité des changes. En revanche, les anticipations à moyen terme — un ou trois mois — sont plutôt régressives : les investisseurs pensent que le taux de change à long terme converge vers son niveau d'équilibre donné par la parité des pouvoirs d'achat (comportement « fondamentaliste »). Néanmoins, Davanne (1990) n'hésite pas à remettre en cause l'hypothèse de comportement rationnel des agents en matière d'anticipations de change à moyen terme. Selon lui, les investisseurs qui pensent à un retour progressif du taux de change vers son niveau d'équilibre, sans intégrer le mécanisme de surajustement du taux de change au taux d'intérêt, sont irrationnels.

L'objet de cette étude est de tester, dans un premier temps, l'efficience du marché des changes pour, dans un second temps, déterminer la nature des anticipations de change en recourant à l'économétrie en temps continu. Plusieurs raisons justifient le choix du temps continu.

Fischer (1970), dans le cadre du débat sur la compatibilité entre la causalité et la simultanéité, montre que l'on a toutes les raisons de devoir distinguer un intervalle d'observation, celui des données, d'un intervalle économique qui recouvrirait l'ajustement vrai, en temps réel, des grandeurs économiques. La simultanéité dans les modèles n'est autre que le résultat de la convergence du processus sous-jacent vers un équilibre. Pour Bergstrom (1976), le vrai modèle est spécifié en temps continu.

Dans cette étude, une modélisation des comportements économiques en temps continu, où le processus d'évolution des variables serait donc décrit non plus par des équations en différence mais des équations différentielles, devrait nous rapprocher des « vrais » modèles sous-jacents ; et ce, d'autant plus que nous étudierons le marché des changes où les interventions sont réalisées en temps quasi-continu. De plus, les modèles théoriques, et notamment d'anticipations, sont généralement définis en temps continu et souvent mal discrétisés. D'un point de vue empirique, ce type d'approche a été popularisé par les travaux de Wymer (1976), Bergstrom (1976), et plus récemment par Avouyi-Dovi, Boutillier et Topol (1989) qui ont modélisé les anticipations de taux d'intérêt.

---

(2) La notion de « *noise trading* » n'est pas propre aux marchés des changes mais plutôt aux marchés d'actifs financiers en général. Elle décrit une situation dans laquelle l'investisseur choisit un portefeuille qui n'est pas optimal au vu de l'arbitrage entre risque et rendement mais qui donne un rendement comparable, voire supérieur, à la moyenne du marché au prix d'un risque mal dominé (Shleifer et Summers, 1990).

Après avoir présenté puis testé l'efficience (section 1), nous analyserons le processus de formation des anticipations de change en supposant que des primes de risque variables existent (section 2). Les modèles décrivant l'évolution du taux de change seront alors présentés en temps continu. Notre démarche est à rapprocher de celle de Frankel et Froot (1987), si ce n'est que nous ne travaillons pas à partir de données d'enquêtes et que nous ne jugeons pas du caractère rationnel des anticipations de change. Notre but est donc, dans un premier temps, de définir la nature des anticipations de change pour, dans un second temps, distinguer pour des horizons prévisionnels d'un et trois mois, les anticipations de change de court terme de celles de long terme. Enfin, nous ne concluons à l'absence de différence notable entre les anticipations de change à un et trois mois que pour certaines monnaies : elles sont de nature régressive, donc révélatrices d'un comportement de long terme de la part des investisseurs.

## Le marché des changes est-il efficient?

### L'efficience

Dans un univers où les agents sont neutres à l'égard du risque — ils sont indifférents entre un actif dont le rendement est sûr et un autre rapportant en moyenne le même rendement — et rationnels, le marché des changes est efficient si et seulement si les parités de taux d'intérêt couverte et non couverte sont respectées simultanément. En effet, dans un environnement économique où les marchés à terme sont suffisamment organisés, les fonds disponibles d'arbitrages suffisants et les coûts de transaction négligeables, la parité des taux d'intérêt est couverte si

$$\frac{F_t^k}{S_t} = \frac{1 + R_t^k}{1 + R_t^{*k}}$$

où  $S_t$  est le taux de change au comptant,  $F_t^k$  le taux de change à terme,  $R_t^k$  et  $R_t^{*k}$  des taux d'intérêt correspondant à des titres de maturité  $t + k$  respectivement domestique et étranger. Cette relation traduit l'équivalence entre deux placements de mêmes caractéristiques l'un, domestique, rapportant  $1 + R_t^k$  et l'autre, étranger, rapportant  $\frac{1 + R_t^{*k}}{S_t}$ . La parité des taux d'intérêt couverte est

toujours vérifiée, quel que soit le comportement des agents vis-à-vis du risque puisqu'elle ne fait pas intervenir le risque. En revanche, la parité des taux d'intérêt non couverte est vérifiée si les agents sont neutres au risque. Dans ce cas,

$$S_{t+k}^c = \frac{1 + R_t^k}{1 + R_t^{*k}}$$

L'anticipation du taux de change au comptant  $S_{t+k}^c$  est incertaine, c'est pourquoi le placement domestique est sans risque alors que le placement étranger, lui, est risqué.

Du fait de la simultanéité des deux relations en cas d'efficience du marché des changes, le taux à terme est alors le meilleur prédicteur du taux au comptant futur et correspond à son espérance mathématique :

$$F_t^k = E_t [S_{t+k}] = S_{t+k}^c$$

$E_t$  est l'espérance conditionnelle à un ensemble d'information  $I_t$ . L'erreur d'anticipation  $u_{t+k} = S_{t+k} - E_t[S_{t+k}]$  est un bruit blanc si les anticipations ne sont pas biaisées. La présence d'autocorrélation dans les résidus de l'équation

$$S_{t+k} = F_t^k + u_{t+k}$$

révélerait l'existence d'un biais. Les agents n'exploiteraient alors pas toute l'information mise à leur disposition.

Dans le cas où l'hypothèse de parfaite substituabilité entre les actifs est abandonnée — les agents ne sont plus neutres vis-à-vis du risque —, la différence entre  $F_t^k$  et  $E_t [S_{t+k}]$  correspond à la prime de risque non nulle ( $\eta_t$ ) et on a

$$S_{t+k} = F_t^k + u_{t+k} + \eta_t$$

ou

$$S_{t+k} = F_t^k + v_{t+k}$$

Les  $v_{t+k}$  sont, *a posteriori*, observables mais il existe un problème d'identification entre la part due à l'erreur d'anticipation et celle due à l'existence d'une prime de risque non nulle. Si les  $v_{t+k}$  ne sont pas blancs, les causes de l'inefficience — la présence d'une prime de risque variable et/ou d'anticipations biaisées — ne sont pas identifiables. En revanche, si les anticipations sont considérées comme rationnelles, le rejet de l'efficience est exclusivement imputable à la prime de risque alors que s'il est supposé une prime de risque nulle, l'inefficience est expliquée par le biais d'anticipation. En dehors de ces deux cas polaires, la distinction entre ces deux sources d'erreur semble fort délicate. Souvent, on prête aux intervenants sur le marché des changes des anticipations rationnelles car un agent irrationnel serait complètement dominé par les agents rationnels, qui pourraient disposer ainsi d'opportunités de profit très importantes. Dans ce cas, le rejet de l'efficience, sur lequel un grand nombre d'études converge, s'expliquerait exclusivement par l'existence d'une prime de risque différente de zéro<sup>(3)</sup>.

3) Pour d'autres, la faillite des tests est attribuée à la présence de bulles rationnelles ou d'un problème du peso (c'est-à-dire de non-normalité de la loi suivie par les résidus). Si un choc est attendu alors son ampleur et la probabilité de sa réalisation croissent avec le temps.

En outre, il est intéressant de citer Lewis (1989) qui suggère que la présence d'un biais n'exclut pas la rationalité des anticipations si les agents font face à un choc sur les « fondamentaux », par exemple, sur la demande de monnaie. Dans une telle situation, les agents, par un mécanisme d'apprentissage, révisent leur croyance jusqu'à une parfaite assimilation du nouvel environnement. Toutefois, comme le note l'auteur, cette interprétation ne saurait à elle seule expliquer toute l'ampleur du biais ni sa permanence.

Cependant, certains auteurs (Adler et Dumas, 1983 ; Fama, 1984) pensent que l'existence de primes de risque est uniquement due à l'aversion pour le risque et n'a rien à voir avec l'inefficience des marchés. Selon eux, seule l'efficience au sens strict doit être considérée.

## Les données

Les monnaies étudiées sont le franc français (FRF), le deutschemark (DEM) et la lire italienne (ITL) pour les monnaies appartenant, sur la période d'estimation, au Système monétaire européen (SME) ainsi que la livre sterling (GBP), le dollar (USD) et le yen (JPY) pour les autres. Deux monnaies de référence sont considérées : le FRF et le USD. Nos estimations couvrent la période allant de janvier 1980 à décembre 1990. Les taux d'intérêt considérés sont des taux sur les euro-marchés. Ainsi, les taux de change à terme, obtenus par simple application de la formule de la parité des taux d'intérêt couverte, portent sur les euro-monnaies. Le terme des taux d'intérêt est identique à la périodicité des données pour éviter les problèmes d'autocorrélation que cela risquerait d'entraîner (Hansen et Hodrick, 1980). Puisque cette étude est un préalable à la formulation en temps continu des anticipations sur le marché des changes, nous écartons le cas des variables « emboîtées », c'est-à-dire des variables dont le terme prévisionnel ne correspond pas à leur fréquence. Nous envisageons donc les deux situations suivantes : terme mensuel avec des données mensuelles et terme trimestriel avec des données trimestrielles.

## Les tests d'efficience

Par nature, tout test sur l'efficience des marchés <sup>(4)</sup> est un test joint. Une ambiguïté vient du fait qu'aucune des deux hypothèses ne peut être testée séparément. Pour cette raison, on est *a priori* obligé de prendre le parti pris de supposer une des deux hypothèses comme vraie.

---

(4) Il existe d'autres formes de tests, notamment sur le gain à utiliser des règles de gestion (*filter rules* comme, par exemple, la règle du k pour-cent). S'il y a efficience, le coût de telles pratiques élimine tout profit : Poole (1986), Dooley et Shafer (1983).

Tout d'abord, avant de décrire le test, il faut signaler que, concrètement, les taux de change doivent être exprimés en logarithme au risque, sinon, de tomber sous le coup du paradoxe mis en évidence par Siegel (1972). En effet, le maintien des variables en niveau peut amener une contradiction entre les anticipations de change côté au certain et à l'incertain en raison de l'inégalité de Jensen selon laquelle

$$\frac{1}{E(x_t)} \neq E\left(\frac{1}{x_t}\right).$$

Par la suite, les variables en minuscule représenteront des variables exprimées en logarithme. D'autre part, nous nous sommes placés jusqu'à maintenant dans le cas général où le terme de la prévision  $k$  dépasse la périodicité des données sans évoquer les complications économétriques qu'implique cette situation. En effet, Hansen et Hodrick (1980) ont montré que, dans le cas où  $k > 1$ , les résidus étaient autocorrélés et que leur stricte exogénéité avec les régresseurs n'était plus vérifiée. Ne pouvant plus appliquer les méthodes économétriques habituelles, Hansen et Hodrick proposent une méthode dite des moments généralisés. Pour cette raison, de nombreux auteurs ont retenu  $k = 1$ . C'est ce que nous supposons par la suite.

Le test d'efficience est présenté de trois manières :

### Tests d'orthogonalité

La méthode consiste à tester l'orthogonalité des erreurs de prévision,  $s_{t+1} - f_t$ , à un ensemble de variables  $x_t$ . Sous l'hypothèse nulle, le vecteur des paramètres  $\beta$  de la relation

$$s_{t+1} - f_t = x_t \beta + u_{t+1}$$

doit être nul. Dans le cas présent, le taux à terme et le taux au comptant anticipé se confondent. Une autre démarche consiste à retenir les informations fournies par des données d'enquête — dont on connaît les limites ; leur relative imprécision — mais qui sont, néanmoins, d'excellents révélateurs du comportement des agents économiques. Ainsi, Frankel et Froot (1987) procèdent de la manière suivante. Ils modélisent, dans un premier temps, les anticipations et ensuite examinent si leurs déterminants peuvent expliquer les erreurs d'anticipation. Si c'est le cas, alors les anticipations sont biaisées. En effet, les variables retenues dans la modélisation des anticipations ne devraient pas être corrélées avec l'erreur de prévision. Si

$$e_{t+1} = s_{t+1}^a - s_{t+1}$$

où  $s_{t+1}^a$  est issue de l'enquête et

$$s_{t+1}^a = f(s_t, z_t) + \varepsilon_t$$

alors le test porte sur l'orthogonalité entre  $e_{t+1}$  et  $f(s_t, z_t)$  —  $s_t$  et  $z_t$  appartenant à l'ensemble d'information disponible en  $t$ .

### Tests « à la » Fama

Fama (1984), à partir d'un modèle où les anticipations sont rationnelles et la prime de risque variable, constate que la variance de l'écart entre taux à terme et taux au comptant dans l'équation :

$$f_t - s_t = \eta_t + E_t [s_{t+1} - s_t]$$

se décompose entre une part due à la variance de la prime de risque  $\eta_t$  et une autre due à la variance de la variation anticipée du taux au comptant et que ces deux composantes sont négativement corrélées.

Fama obtient ces résultats à partir des décompositions suivantes :

$$\begin{aligned} f_t - s_{t+1} &= a_0 + b_0 (f_t - s_t) + u_{t+1} \\ s_{t+1} - s_t &= a + b (f_t - s_t) + v_{t+1} \end{aligned} \quad (M1)$$

en remarquant, à partir de la seconde relation, que l'efficience est vérifiée si simultanément  $a$  est nul et  $b$  égal à un. De nombreux auteurs, dont nous faisons partie, retiennent cette présentation des tests d'efficience. Cette préférence est guidée par la nature non-stationnaire des taux de change. En effet, cette écriture, en faisant intervenir des taux en différence, ou des différentiels de taux, corrige explicitement le problème de la non-stationnarité. En outre, cette présentation s'apparente à celle d'un mécanisme à correction d'erreur (MCE), ce qui permet de tester l'efficience à la lumière de l'économétrie des séries non-stationnaires.

En effet, les tests usuels ne sont pas pertinents lorsque les taux au comptant et à terme sont considérés en niveau :

$$s_{t+1} = a + bf_t$$

Par conséquent l'on ne peut pas tester si  $a$  et  $b$  valent respectivement et simultanément 0 et 1. Pour cette raison, Hakkio (1981) et Baillie, Lippens et Mc Mahon (1983) ont proposé d'utiliser ce dernier modèle en différence première puisque cela suffit généralement à rendre stationnaires  $s_t$  et  $f_t$  <sup>(5)</sup>. Soit

$$\Delta s_{t+1} = a + b\Delta f_t$$

Mais, de fait, l'efficience est testée sous une forme affaiblie car elle n'est pas nécessairement respectée à la période initiale. C'est la raison pour laquelle l'écriture proposée par Fama est préférable. Dans ce cas, la prime à terme ( $f_t - s_t$ ) doit être stationnaire <sup>(6)</sup> : ce qui équivaut à ce que  $f_t$  et  $s_t$  soient cointé-

(5) L'efficience n'implique pas nécessairement que les taux de change suivent une marche aléatoire, ce ne serait le cas que si le différentiel de taux est nul (le taux de dépréciation anticipé d'une monnaie est égal au différentiel de taux car l'anticipation de profit par un arbitrage est nul).

(6) Les tests de stationnarité utilisés sont ceux désormais habituels de Dickey et Fuller. Ils consistent à détecter la présence d'une racine égale à un en comparant le Student (qui ne suit pas une loi standard) du coefficient  $\phi$  du modèle

$$\Delta x_t = \phi x_{t-1} + \gamma + \delta T + \varepsilon_t$$

où  $\varepsilon_t$  est un bruit blanc, aux valeurs critiques données par les tables de Fuller (1976). Pour corriger le modèle d'une éventuelle autocorrélation des résidus, des retards sur la variable endogène sont introduits. La série  $x_t$  est non stationnaire si  $\phi$  est nul. La significativité des composantes déterministes,  $\gamma$  et  $\delta$ , est testée, suivant le même principe, à partir des tables de Dickey et Fuller (1981). Si la tendance n'était pas significative, le modèle considéré ne comporterait qu'une dérive. En outre, si une composante déterministe est significative, la présence d'une racine unitaire peut être testée par un simple Student. Une variable stationnaire est qualifiée de  $I(0)$  et une variable stationnaire en différence est dénommée  $I(1)$ .

grés —  $s_t$  et  $f_t$  sont  $I(1)$  et stationnaires par combinaison linéaire  $(CI(1,1))$  — avec un coefficient de long terme unitaire. En outre, on sait, en vertu du théorème de Granger, qu'il existe pour des variables cointégrées  $CI(1,1)$  une représentation à correction d'erreur. Cela suggère (Hakkio et Rush, 1989) que le modèle « à la Fama » est incomplet s'il existe des influences de court terme. C'est pourquoi on introduit le taux à terme en variation :

$$\Delta s_{t+1} = a + b (df_{t-1} - s_t) + c\Delta f_t \quad (M2)$$

On suppose donc qu'il existe une relation de cointégration entre  $s_t$  et  $f_{t-1}$ . La condition d'efficience devient alors :  $a = 0$ ,  $d = b = c = 1$ . Toutefois, cette démarche présente une limite majeure. Dans le cas univarié que l'on a adopté dans notre présentation, il n'est pas possible de tester si dans le vecteur cointégrant  $d$  est significativement différent de 1. En outre, la cointégration entre taux au comptant et à terme est une condition d'efficience au mieux nécessaire mais pas suffisante car la combinaison linéaire de  $f_t$  et  $s_t$  conduit à une quantité stationnaire mais pas obligatoirement indépendante et identiquement distribuée. Des résidus stationnaires mais autorégressifs révéleraient ainsi l'existence d'un biais.

### *La prise en compte de l'interaction entre les devises*

La cointégration peut être utilisée d'une autre façon pour tester l'efficience. En effet, selon Granger (1986), la cointégration de deux prix d'actifs va à l'encontre de toute efficience, car l'un d'entre eux contribue à expliquer l'évolution de l'autre. Si le marché des changes est efficace, les taux de change incorporent toute l'information disponible et il n'est pas possible de prévoir un taux de change par un autre. D'autre part, cela suppose que les différentes monnaies mises en relation soient des actifs réellement différents et, par voie de conséquence, que les économies associées à ces devises aient des caractéristiques propres : politique économique, niveau technologique. Menant de front ces deux démarches (estimation d'un MCE et tests de cointégration entre les taux *spot* ou *forward*), Hakkio et Rush (1989) ont obtenu des résultats contradictoires pour la livre et le deutschemark (exprimés en dollar). Les premiers tests les conduiraient à rejeter l'hypothèse jointe d'absence de prime de risque et d'utilisation efficace de l'information par les agents alors que simultanément les taux au comptant des deux monnaies comme leurs taux à terme ne seraient pas cointégrés. En fait, la contradiction n'est qu'apparente : Stephent et Larsen (1991) ont trouvé une relation de cointégration en considérant un ensemble de monnaies plus large (en ajoutant le yen et le dollar canadien). Avec un modèle composé de quatre monnaies et en utilisant la méthode de Johansen (1988), ils ont trouvé un vecteur cointégrant. Ce résultat n'est pas dû à l'utilisation de la méthode de Johansen car, avec seulement deux monnaies, ils ne trouvent aucun vecteur cointégrant. En conséquence de quoi, il apparaît que, pour tester correctement l'efficience, il semble préférable de retenir un ensemble d'information assez large et surtout considérer que les évolutions des différentes monnaies sont liées. De même, pour les tests utilisant la forme à correction d'erreur, il semble pertinent d'intégrer les évolutions des taux de change à terme et au comptant d'autres monnaies dans

l'ensemble d'information. Il peut exister des déterminants communs à plusieurs monnaies.

Ce type de réflexion a conduit Hodrick et Hansen (1980) à utiliser des modèles plus étendus :

$$s_{t+k}^i - f_t^i = a_i + \sum_{j=1}^n b_i^j (s_t^j - f_{t-k}^j)$$

où  $s_t^i$  (respectivement  $f_t^i$ ) est le taux de change au comptant (respectivement à terme) de la monnaie du pays  $i$  à la période  $t$ ,  $n$  est le nombre de taux de change alternatifs considérés, en recourant, à l'instar de Fama, à des estimateurs SUR (Seemingly Unrelated Regression) qui permettent la correction d'éventuelles corrélations contemporaines des résidus.

## La démarche et les résultats

Nous situant dans la logique proposée par Hakkio et Rush (1989) (reprise par Boutillier et Cabrillac, 1992), nous testons l'efficacité du marché des changes en utilisant une forme à correction d'erreur. Suivant la démarche usuelle pour estimer ce type de modèles, la stationnarité des séries — leur ordre d'intégration — est examinée avant de rechercher d'éventuelles relations de cointégration entre le taux au comptant et le taux à terme pour chacune des devises.

Ainsi, pour tester l'efficacité, notre démarche est la suivante. Tout d'abord, nous estimons une spécification « à la Fama » (modèle M1) puis un modèle plus complet « à la Hakkio et Rush ». Pour cela, le terme de rappel, qui correspond également au différentiel de taux, est enrichi d'effets de court terme avec, tout d'abord, la variation du taux à terme (modèle M2) puis, également, des variations des taux à terme des autres monnaies. Soit :

$$\Delta s_{t+1}^i = a + b (f_{t-1}^i - s_t^i) + c \Delta f_t^i + \sum_{j=1}^4 c_j \Delta f_t^j \quad (M3)$$

avec  $j \neq i$ . Un modèle plus complet a été envisagé avec des retards sur les  $\Delta s_{t+1}^i$  ou des retards supplémentaires sur les  $\Delta f_t^i$  mais nos conclusions n'en ont pas été modifiées.

Les résultats sur données mensuelles sont d'abord présentés. En outre, les modèles M2 et M3 sont estimés grâce aux méthodes des Moindres Carrés Ordinaires (MCO) et des régressions apparemment non reliées entre elles (SUR). Dans chacun des cas, il faut, pour avoir efficacité, que simultanément  $b$  et  $c$  soient égaux à 1 et que tous les autres paramètres du modèle soient nuls (la constante  $a$  comme les coefficients  $c$  ou  $c_j$ ).

Le résultat est sans surprise : les taux de change au comptant, comme à terme, sont stationnaires en différence, avec parfois la présence d'une compo-

sante déterministe (dérive ou tendance). Généralement, lorsque de telles situations se présentent, il est habituel de corriger de manière adéquate la série afin de tester la cointégration entre des variables homogènes. Nous ne l'avons pas fait pour deux raisons : d'une part, ces composantes sont souvent faibles ; d'autre part, tester l'efficience à partir de séries « détendancialisées » serait difficilement interprétable. La présence d'un trend dans les variables en différence (JPY contre FRF, ou FRF et ITL contre USD) dénote souvent, en fait, la présence de ruptures dans la tendance. Comme on pouvait s'y attendre, on n'observe guère de différence entre taux au comptant et taux à terme.

Préalablement à l'estimation des modèles M1, M2 et M3, nous avons testé la cointégration entre le taux au comptant et le taux à terme. Dans chacun des cas, l'hypothèse nulle d'absence de cointégration est rejetée pour toutes les monnaies. Que les devises soient exprimées en franc ou en dollar, le paramètre associant les deux taux est généralement proche de un (sans que l'on puisse en tester la significativité) alors que la constante est faible. Cependant, pour l'ensemble des monnaies pour lesquelles les conditions d'efficience sembleraient *a priori* respectées, il est bon de rappeler que la cointégration entre  $s_t$  et  $f_{t-1}$  est une condition nécessaire mais non suffisante. Toutefois, la valeur du coefficient de long terme,  $d$ , nous a incité à le contraindre à l'unité et à tester le Modèle à correction d'erreur (MCE) en considérant l'écart entre les deux taux ( $f_t - s_t$  pour le premier modèle et  $f_t - s_{t-1}$  pour le second). L'application des tests de stationnarité aux différentiels de taux nous indique que, généralement, ils sont stationnaires. Les résultats obtenus sur la stationnarité et la cointégration sont standards. Dans un souci de parcimonie, nous ne les présentons pas ici.

Dans le modèle M1, lorsque le franc est la référence, ni  $a$  ni  $b$  ne sont significatifs sauf dans le cas de l'Allemagne. Lorsque le dollar est la référence, soit aucun coefficient n'est significatif, soit le terme de rappel est affecté d'un paramètre qui l'est mais avec un signe négatif (DEM, GBP et JPY). En outre, autant contre le franc que contre le dollar, le coefficient de détermination ajusté,  $\bar{R}^2$ , est compris entre 0 et 0,15.

Bien qu'ils soient plus complets que le modèle M1, les modèles M2 et M3 ont un pouvoir explicatif relativement pauvre. En effet, peu de paramètres sont significatifs même en corrigeant des corrélations contemporaines entre les résidus (méthode SUR). Cela nous suggère une mauvaise spécification, faible commune aux tests de cette nature (Hakkio et Rush, 1989, par exemple).

Au vu des tableaux 1 et 2 où le franc est la monnaie de référence et le terme est à un mois, il ressort néanmoins que l'on n'est pas en mesure de rejeter l'efficience pour le mark. La considération d'un horizon plus long — trois mois — (tableaux 5 et 6) ne change pas nos conclusions.

Le Système monétaire européen a d'ailleurs accru la stabilité des taux de change nominaux, en particulier celle du taux de change mark contre franc : Galy (1988) montre que le marché des changes du mark contre le franc est effICIENT sur la période 1981-1987. Ce résultat est à rapprocher de celui de Galy.

Lorsque le dollar est la monnaie de référence (tableaux 3, 4, 7 et 8), on ne peut rejeter l'hypothèse jointe d'absence de prime de risque et d'absence de biais dans la formation des anticipations pour le franc. Là encore, le changement du terme prévisionnel et donc de la périodicité ne modifie en rien nos résultats.

Afin d'expliquer une éventuelle inefficience des marchés des changes du dollar et du franc, nous sommes obligés de nous tourner vers les explications traditionnelles : l'existence des primes de risque variables et l'irrationalité des anticipations. Malheureusement nous sommes incapables de nous prononcer sur ce second point, car nous ne disposons pas de données sur la variation anticipée de change correspondant à notre étude. En revanche, nous avons des éléments d'information concernant le premier point, issus d'études menées par des économistes spécialisés dans le domaine des changes. Frankel et Froot (1987) constatent, à partir d'estimations, que la prime de risque sur le dollar au début des années quatre-vingt était fortement négative car le dollar était une devise très demandée pour des raisons ayant trait à son rôle de valeur refuge et à la forte liquidité des marchés financiers américains (Davanne, 1990).

## **Formation des anticipations de change en temps continu**

### **Formation des anticipations de change**

Jusqu'ici, nos résultats rejetaient clairement l'hypothèse d'efficience sur les marchés des changes — hormis pour le mark/franc et pour le franc/dollar — sur la période 1980-1990 : la dépréciation anticipée de change ne serait donc pas nécessairement égale au différentiel de taux d'intérêt. Ceci nous amène néanmoins à nous interroger sur la formation des anticipations de change en vue d'une meilleure connaissance de l'évolution des taux de change au comptant. Nous présentons successivement des anticipations de nature adaptative, extrapolative et régressive.

L'anticipation du taux de change courant ( $s^e$ ) est de nature adaptative si l'investisseur prend en compte l'erreur de prévision effectivement commise à la période précédente.

$$Ds^e = \delta(s - s^e) \quad (1)$$

$$\delta > 0$$

D est l'opérateur de dérivation. Si le coefficient d'ajustement du taux de change anticipé au taux de change courant est positif, le constat d'une dépréciation non anticipée de change ( $s > s^e$ ) incite l'investisseur à anticiper pour l'avenir une dépréciation.

L'anticipation du change est de nature extrapolative si elle ne dépend que du passé du taux de change ( $s^*$ ). Elle « extrapole » la tendance récente de ce taux, ce qui justifie le signe positif du coefficient de proportionnalité.

$$Ds^e = \beta(s - s^*) \quad (2)$$

$$\beta > 0$$

En effet, lorsque le taux de change au comptant observé est supérieur à la cible de change,  $s^*$ , l'investisseur constate une dépréciation de change. Il répercute cet écart sur la variation anticipée de change ( $Ds^e > 0$ ) : il anticipe donc une dépréciation de change. Ce type d'anticipation est révélateur du phénomène de surajustement de change développé par Dornbusch (1976) dans un modèle de type monétariste à prix rigides.

L'anticipation est de nature régressive si elle est fonction d'une valeur de référence qui peut être son passé, une combinaison de ce dernier et d'une valeur séculaire du taux de change, une valeur d'équilibre ou encore la parité des pouvoirs d'achat ( $s^{**}$ ).

$$Ds^e = \lambda (s - s^{**}) \quad (3)$$

$$\lambda < 0$$

L'effet de l'écart entre taux au comptant observé et taux de référence sur la variation anticipée de change est négatif. En effet, si le taux de change au comptant observé est supérieur à la valeur d'équilibre de long terme, l'investisseur constatant une dépréciation de change anticipe alors une appréciation car il s'attend à un retour du taux de change vers son niveau d'équilibre  $s^{**}$ .

Par conséquent, les anticipations régressives traduisent un comportement des investisseurs en matière de taux de change qualifié de long terme. En revanche, les anticipations adaptatives et extrapolatives, que nous ne pouvons pas discriminer, sont plutôt révélatrices d'un comportement de court terme. Disposant d'informations sur les taux de change à un et trois mois, nous déterminons dans cette étude la nature des anticipations de change pour ces deux horizons temporels. Cette recherche présente de l'intérêt dans la mesure où la discussion n'est pas tranchée sur la nature des anticipations de change à un mois (Takagi, 1990). Par ailleurs, les anticipations à trois mois sont généralement qualifiées d'anticipations de long terme.

## Modélisation en temps continu

Cette étude n'a pas la prétention de présenter « l'état de l'art » de l'économétrie en temps continu. Nous renvoyons le lecteur intéressé aux travaux de Bergstrom (1976), Gandolfo (1981, 1987) et Wymer (1972, 1976, 1979). Néanmoins, sans s'engager dans un débat dépassant l'objet de ce travail et portant sur la supériorité de l'une des deux approches (temps continu ou temps discret), il est pertinent de rappeler quelques avantages de la modélisation en temps continu.

L'économétrie en temps continu évite le problème d'incohérence temporelle. En effet, à défaut d'un traitement différencié des variables selon qu'elles sont observées à un instant donné ou à un intervalle de temps donné — tel est le cas de l'économétrie en temps discret —, les résultats de l'estimation des paramètres n'ont pas de sens <sup>(7)</sup>. L'estimation en temps discret présente souvent des problèmes en raison de la multicollinéarité due à des structures de retards complexes et/ou à la forme autorégressive entraînée par la dynamique des comportements étudiés. Même si ces problèmes sont pris en compte par différentes techniques économétriques (notamment la méthode d'Almon), les résultats obtenus restent insatisfaisants du point de vue économique (du fait de l'imposition du profil de retards...). En revanche, la spécification en temps continu contourne ces problèmes tout en explicitant, à l'instar de la spécification en temps discret, la forme des anticipations et leur dynamique : ainsi, les valeurs estimées des paramètres structurels sont obtenues directement avec la forme des anticipations. Elle n'impose pas arbitrairement une périodicité et elle fournit ainsi des paramètres indépendants de la base de temps. Il est à préciser qu'il n'y a pas d'unité de temps « naturelle » et que la théorie économique reste muette sur cette question.

Toute spécification en temps continu, au stade de l'estimation, doit être ramenée à une présentation en temps discret en raison de la disponibilité des données sur un intervalle de temps donné. Le passage se fait de deux manières différentes : la première, appelée équivalent discret exact, est très précise mais souffre de sa mise en forme fastidieuse ; la seconde, appelée équivalent discret approché, est séduisante du fait de la simplicité de son écriture et de son estimation. Par ailleurs, le biais introduit par la seconde est insignifiant <sup>(8)</sup>. Par conséquent, nous optons pour la deuxième démarche.

Dans ce qui suit et dans le cadre des équivalents discrets d'un système d'équations en temps continu regroupant des variables de flux et des variables de stocks, nous rappelons les étapes préalables à l'estimation de tels systèmes.

---

(7) May (1970) dans son analyse en temps continu du modèle de Patinkin traite différemment les variables instantanées et les variables mesurées sur un intervalle d'observation. Wymer (1976) fait de même dans son équation de taux d'intérêt expliqué par la demande de monnaie.

(8) Phillips (1972) a montré que le biais introduit décroît avec le cube de l'intervalle d'observation et qu'il était, suite à des études de Monte-Carlo, faible pour des données trimestrielles.

Tout système stochastique différentiel d'ordre  $k$  peut se ramener au système suivant par des manipulations usuelles :

$$Dy(t) = Vy(t) + Wx(t) + u(t)$$

où  $y$  est le vecteur des variables endogènes,  $x$  le vecteur des variables exogènes,  $u$  le vecteur des perturbations vérifiant les hypothèses classiques,  $V$  et  $W$  les matrices des paramètres structurels.

Les deux équivalents discrets de ce modèle sont les suivants :

### *L'équivalent discret approché*

En intégrant le système sur l'intervalle  $[t-1, t]$  et en utilisant les formules — la première est exacte, la seconde est approchée — suivantes :

$$\int_0^1 Dz(t-\theta) d\theta = z(t-1) = \Delta z_t$$

$$\int_0^1 z(t-\theta) d\theta = 0,5 (z(t) + z(t-1)) = Mz_t$$

on obtient

$$\Delta y_t = VMy_t + WMx_t + \eta_t$$

où  $\Delta = 1 - L$ ,  $M = 0,5 (1 + L)$ ,  $L$  est l'opérateur retard.  $\eta$  est le vecteur des perturbations dépendant de  $u$  et des erreurs d'approximation.

Cependant, comme signalé plus haut, en présence de variables de flux et de variables de stocks, un traitement cohérent s'impose. Une intégration supplémentaire sur l'intervalle d'observation permet de passer des variables inobservables (flux instantanés) à des variables observables (flux observables sur l'ensemble de la période) :

$$z^*(t) = \int_0^1 z(t-\theta) d\theta$$

En revanche, s'agissant de variables instantanées (stocks), leurs intégrales ne sont pas observables et doivent, par conséquent, être évaluées à partir de la moyenne de deux observations consécutives. Ainsi le stock observable est remplacé par sa moyenne observable sur l'ensemble de la période :

$$z^*(t) = \int_0^1 z(t-\theta) d\theta = M z(t)$$

En somme, si le modèle contient des variables de flux et des variables de stocks, il doit être intégré deux fois : une première fois afin d'obtenir des variables mesurables ; une seconde fois afin d'obtenir un équivalent discret approché. Il est à remarquer que l'hypothèse de bruit blanc sur les perturbations du modèle en temps continu n'est plus conservée à la suite de ces intégrations successives. Il est donc nécessaire de la reconstituer en procédant à

l'opération dite de « blanchiment des données<sup>(9)</sup> » (ultérieurement, les données blanchies auront l'exposant "°").

Ainsi, le système s'écrit :

$$\Delta y_t^\circ = V M y_t^\circ + W M x_t^\circ + v_t$$

L'estimation de ce système par la méthode du maximum de vraisemblance à information complète (éventuellement avec des contraintes sur les coefficients) se fait à partir de l'une des écritures suivantes :

$$(I - 0,5V)y_t^\circ = (I + 0,5V)y_{t-1}^\circ + 0,5W(x_t^\circ + x_{t-1}^\circ) + v_t$$

ou

$$(I - 0,5V)\Delta y_t^\circ = V y_{t-1}^\circ + 0,5W(x_t^\circ + x_{t-1}^\circ) + v_t$$

### *L'équivalent discret exact*

En intégrant le système sur l'intervalle  $[t-1, t]$ , on obtient :

$$y(t) = e^V y(t-1) + \int_0^1 e^{V\theta} W x(t-\theta) d\theta + \int_0^1 e^{V\theta} d\zeta(t-\theta)$$

Après l'opération de blanchiment des séries, le système s'écrit :

$$y^\circ(t) = e^V y^\circ(t-1) + \int_0^1 e^{V\theta} W x^\circ(t-\theta) d\theta + \varepsilon(t)$$

Là aussi, l'estimation des paramètres se fait par la méthode du maximum de vraisemblance à information complète. Cependant, en raison de sa complexité, nous opterons pour l'équivalent discret approché.

La spécification en temps continu conduit à des formes réduites contenant une bonne part de l'information sur la nature des anticipations formées par les agents. Les coefficients de ces formes réduites sont fonction de ceux de la forme structurelle. Il convient de souligner qu'il n'est pas possible cependant de discriminer deux formes structurelles lors de l'estimation. C'est le problème de sous-identification des paramètres structurels (comme nous le verrons plus bas) qui ne permet pas dans certains cas de discriminer deux processus. Par conséquent, nos conclusions ne peuvent être que qualitatives.

## **Présentation des modèles décrivant l'évolution du taux de change**

Selon la nature des anticipations, trois modèles sont successivement étudiés. Tous intègrent une équation (4) traduisant que la parité des taux d'intérêt non couverte n'est pas vérifiée.

---

9) Wymer (1977). Pour retrouver les propriétés classiques des perturbations, il faut appliquer les transformations suivantes aux séries :  $z^\circ = (1 + 0,268L)^{-1} z^*$  ;  $z^* = (1 - 0,268L + 0,268^2 L^2 - 0,2683 L^3) z^\circ$ .

$$Ds^e = \alpha (r - r^*) + c \quad (4)$$

$$\alpha > 0$$

$c$  est une constante.

Le modèle avec anticipations adaptatives se compose des équations (1) et (4). Afin d'éliminer la variation anticipée de change, nous procédons en deux temps. Premièrement, on tire de (1) et de (4).

$$\delta (s - s^e) = \alpha (r - r^*) + c$$

Cependant, il subsiste l'anticipation de change,  $s^e$ . Deuxièmement, la différenciation à l'ordre un de cette équation et le remplacement de  $Ds^e$  par son expression dans (1) définissent alors l'évolution du taux de change au comptant en fonction des seuls taux d'intérêt pris en niveau et en différence (équation 5).

$$\delta (Ds - Ds^e) = \alpha (Dr - Dr^*)$$

et

$$Ds^e = \alpha (r - r^*) + c$$

entraînent

$$Ds = \frac{\alpha}{\delta} (Dr - Dr^*) + \alpha (r - r^*) + c \quad (5)$$

S'agissant des modèles à anticipations extrapolatives et régressives, le système se compose des équations (2) et (4) et d'une équation supplémentaire (6) décrivant l'évolution de la cible de change. Pour le modèle à anticipations extrapolatives

$$Ds^* = \gamma (s - s^*) \quad (6)$$

$$\gamma > 0$$

Pour le modèle à anticipations régressives,

$$Ds^{**} = \kappa (s - s^{**}) \quad (7)$$

$$\kappa > 0$$

Ainsi, si le taux de change observé est supérieur à la cible, celle-ci évoluera de façon à réduire cet écart en intégrant partiellement la nouvelle valeur du taux de change.

L'élimination des variables inobservables du modèle — la cible et la variation anticipée de change — s'effectue de la façon suivante. Des équations (2) et (6), nous obtenons l'expression de  $Ds^e$  en fonction de la cible,

$$Ds^e = \frac{\beta}{\gamma} Ds^*$$

expression que nous intégrons dans (4)

$$\alpha (r - r^*) + c = \frac{\beta}{\gamma} Ds^*$$

Puis, nous différencions cette équation.

$$\alpha (Dr - Dr^*) = \frac{\beta}{\gamma} D^2s^*$$

Nous remplaçons alors la variation seconde de la cible par son expression dans (6) que nous avons au préalable différenciée.

Si

$$D^2s^* = \gamma (Ds - Ds^*)$$

alors

$$\alpha (Dr - Dr^*) = \beta (Ds - Ds^*)$$

Enfin, nous substituons à la variation de la cible son expression tirée de (4).

Comme

$$Ds^* = \alpha \frac{\gamma}{\beta} (r - r^*) + c$$

alors

$$\alpha (Dr - Dr^*) = \beta (Ds - (\alpha \frac{\gamma}{\beta} (r - r^*) + c))$$

Finalement, nous obtenons, lorsque les anticipations sont extrapolatives, l'évolution du taux de change en fonction des seuls taux d'intérêt pris en niveau et en différence.

$$Ds = \frac{\alpha}{\beta} (Dr - Dr^*) + \alpha \frac{\gamma}{\beta} (r - r^*) + c$$

Lorsque les anticipations sont régressives, l'évolution du taux de change est la suivante :

$$Ds = \frac{\alpha}{\lambda} (Dr - Dr^*) + \alpha \frac{\kappa}{\lambda} (r - r^*) + c$$

Conscients des forces et des faiblesses de la spécification en temps continu, nous sommes en mesure de présenter l'équivalent discret approché des modèles pour les trois types d'anticipations étudiés. Le modèle à estimer est le suivant<sup>(10)</sup> :

$$\Delta s^{\circ} = A (\Delta r^{\circ} - \Delta r^{*\circ}) + B (Mr^{\circ} - Mr^{*\circ}) + c^{\circ}$$

où A et B sont les matrices des paramètres estimés.

## Résultats

Examinons l'ensemble des valeurs et le signe que prennent les coefficients A et B de l'équation (9) selon la nature des anticipations. Nous rappelons que nous ne sommes pas en mesure de donner la valeur exacte de chaque coefficient estimé lorsque les anticipations sont extrapolatives ou régressives, exceptées les valeurs de  $\gamma$  ou de  $\kappa$ , pour des raisons liées à la sous-identifica-

---

(10) A première vue, les étapes à emprunter pour mener l'estimation d'un système d'équations en temps continu paraissent inextricables. En outre, le logiciel de Wymer (Wymer, 1977) — le seul à notre connaissance qui traite de façon convenable ce genre de systèmes — n'est pas de mise en œuvre facile, d'où, les réticences à utiliser l'économétrie en temps continu. Dans une note méthodologique, Avouyi-Dovi, Boutillier, Topol (1990) montrent, exemple à l'appui, que moyennant un traitement simple et préalable des équations et des données, on peut, à l'aide d'un logiciel standard d'estimation, obtenir les mêmes résultats que ceux donnés par le logiciel de Wymer.

tion des modèles présentés (deux régresseurs, trois paramètres structurels). Nous supposons que l'existence de primes de risque ne remet pas en cause la positivité du coefficient  $\alpha$ .

Lorsque les anticipations sont extrapolatives :

$$A = \frac{\alpha}{\beta} > 0$$

$$B = \alpha \frac{\gamma}{\beta} > 0$$

Lorsque les anticipations sont régressives :

$$A = \frac{\alpha}{\lambda} < 0$$

$$B = \alpha \frac{\kappa}{\lambda} < 0$$

Lorsque les anticipations sont adaptatives :

$$A = \frac{\alpha}{\delta} > 0$$

$$B = \alpha > 0$$

Lorsque le franc est la monnaie de référence, sur données mensuelles le tableau 9 suggérerait des anticipations plutôt régressives hormis le cas du mark pour lequel le coefficient B est positif et le cas de la lire pour laquelle les paramètres ne sont pas significatifs. La nature de l'anticipation du taux de change mark contre franc n'est pas identifiable : elle serait de nature régressive si la cible,  $s^{**}$ , avait une évolution divergente, c'est-à-dire si  $\kappa$  était négatif. Cependant ce cas nous paraît peu vraisemblable. L'estimation SUR <sup>(11)</sup> à l'horizon de trois mois (tableau 11) donne des résultats similaires, en l'occurrence, des anticipations régressives pour le dollar, le yen et la livre.

Dans le tableau 10 où les monnaies sont exprimées en dollar et le terme prévisionnel est à un mois, l'estimation par la méthode des MCO conduit à des anticipations régressives avec, cependant, certains coefficients faiblement significatifs. En revanche, l'estimation par la méthode SUR conduit à conclure que seules les anticipations sur le mark et le yen sont de nature régressive. Pour les autres monnaies, on ne peut pas conclure. Le passage à un terme trimestriel restreint le comportement régressif au seul mark.

Au terme de cette analyse, il apparaît que sur le marché du franc les comportements seraient homogènes et notamment régressifs pour le dollar, le yen et la livre que le terme soit à un mois ou à trois mois. En revanche, s'agissant du marché du dollar, nous ne pouvons réellement conclure à l'homogénéité des comportements que pour le mark : les anticipations sont régressives.

Par ailleurs, sur les trois modèles initialement choisis, un seul ressort clairement des estimations : le modèle d'anticipations régressives. Il est à noter que les monnaies sur lesquelles on ne pouvait conclure sur la nature des anticipa-

---

(11) La corrélation des résidus de change révèle l'interdépendance des anticipations des taux de change bilatéraux effectuées par les investisseurs. Par exemple, l'anticipation du taux de change mark contre franc dépend de l'anticipation du taux de change mark contre dollar.

tions sont également celles pour lesquelles on ne pouvait rejeter l'efficiencia : mark contre franc et franc contre dollar.

En résumé, les anticipations de change identifiées à un et trois mois révèlent un comportement des investisseurs que nous pouvons qualifier de comportement de long terme, dans le sens où ces derniers anticipent, dans la plupart des cas, un retour progressif du taux de change au comptant vers le taux d'équilibre ou de référence, la parité des pouvoirs d'achat par exemple.

## Conclusion

Dans cette étude, on montre que, sur la période d'observation 1980-1990, les marchés des changes à terme — à un et à trois mois — du franc vis-à-vis du mark et du dollar vis-à-vis du franc semblent être efficients. Toutefois, le cas où la forte volatilité de la prime de risque assimile cette dernière aux autres variables ou au résidu ne peut être écarté : l'efficiencia spéculative ne conduit alors pas nécessairement à l'inexistence de la prime de risque (Boutillier et Cabrillac, 1992). Pour les autres devises, on ne peut pas conclure. Ceci est peut-être dû à la formulation du test. Peut-être n'avons-nous pas retenu le bon modèle malgré l'extension du modèle à la Hakkio et Rush avec les taux à terme des autres monnaies. Si inefficiencia il y a, elle n'est pas à rechercher du côté des régimes de change. En effet, la lire, le mark, le franc et la livre (depuis seulement octobre 1990) appartiennent au Système monétaire européen alors que le dollar et le yen sont deux monnaies flottantes n'appartenant pas à un mécanisme de change. De même, l'inefficiencia du marché des change ne peut pas s'expliquer par une différence des réglementations bancaires et financières car on utilise dans cette étude des euro-taux d'intérêt. En revanche, le statut international de ces devises et la crédibilité des politiques monétaires mises en œuvre par les gouvernements des pays considérés peuvent être deux éléments d'explication de l'inefficiencia des marchés de changes du dollar et du franc. Ainsi, le dollar et le mark sont des monnaies refuges sur lesquelles le phénomène de substitution joue peu — mais sont très sensibles à la spéculation —, alors que la livre et la lire, par exemple, ne constituent pas des placements financiers de premier choix (Nancy, Fuguet et Lai Tong, 1988).

Dans la seconde partie, on envisage, à la lumière des travaux de Frankel et Froot, la formation d'anticipations adaptatives, extrapolatives et régressives dans le cadre restreint où termes prévisionnels et fréquences (un et trois mois) des observations coïncident. Nous adoptons la modélisation en temps continu, particulièrement adaptée aux marchés des changes où les interventions se font en temps quasi-continu ; elle évite également de donner une expression arbitraire à des variables inobservables comme la cible de change. Les anticipations de change à un et trois mois sont de nature régressive pour le dollar, le yen et la livre contre le franc et le mark contre le dollar, traduisant ainsi un comportement de long terme par opposition aux anticipations adaptatives et extrapolatives qui sont plutôt de court terme. Comme ces anticipations restent régressives quel que soit l'horizon, cela indique qu'elles sont homogènes.

## Annexes

### 1. Modèle M2

Périodicité et terme mensuels

Période d'observation : 80.1 - 90.12

$$\text{Equation : } \Delta s_{t+1} = a + b (f_{t-1} - s_t) + c \Delta f_t$$

Réf. franc	a	b	c	R <sup>2</sup>	DW	F <sub>b=c=1</sub>
<b>MCO</b>						
DEM	-0,003 (-2,08)	1,60 (5,23)	1,48 (4,88)	0,16	1,96	2,37
GBP	0,0005 (0,23)	-0,47 (-0,70)	-0,35 (-0,51)	0,005	1,94	3,87
USD	0,003 (0,74)	-0,55 (-0,5)	-0,5 (-0,44)	-0,01	2,01	1,34
ITL	0,0004 (0,23)	0,46 (0,93)	0,4 (0,81)	-0,006	1,97	0,80
JPY	0,005 (1,1)	0,4 (0,53)	0,41 (0,52)	-0,013	2	0,31
<b>SUR</b>						
DEM	-0,002 (-0,8)	1,2 (3,16)	1,11 (2,94)	0,15	2,06	1,50
GBP	0,0003 (0,11)	-1,33 (-1,56)	-1,25 (-1,43)	-0,0008	1,84	2,98
USD	0,004 (0,84)	-1,45 (-1,1)	-1,38 (-1,02)	-0,017	2,09	0,89
ITL	-0,0006 (-0,32)	0,07 (0,13)	0,03 (0,06)	-0,01	2,01	0,46
JPY	0,009 (1,58)	-0,61 (-0,61)	-0,61 (-0,6)	-0,03	2	0,25

Test de Fisher :  $b = c = 1 : F_{5\%}(2,129) = 3,07$ .

Notations: DEM = mark ; USD = dollar ; ITL = lire ; JPY = yen ; GBP = livre ; FRF = franc.

Sources : BRI, estimations faites par les auteurs.

## 2. Modèle M3

Périodicité et terme mensuels

Période d'observation : 80.1 - 90.12

$$\text{Equation : } \Delta s_{t+1}^i = a + b (f_{t-1}^i - s_t^i) + c \Delta f_t^i + \sum_{j=1}^4 c_j \Delta f_t^j$$

Réf. franc	a	b	c	R <sup>2</sup>	DW	F <sub>b=c=1</sub> c <sub>j</sub> = 0
<b>MCO</b>						
DEM	-0,003 (-2,08)	1,67 (5,4)	1,56 (5,09)	0,17	1,89	1,69
GBP	0,0008 (0,31)	-0,5 (-0,7)	-0,37 (-0,5)	0,005	1,92	1,86
USD	0,003 (0,91)	-0,25 (-0,22)	-0,26 (-0,22)	-0,03	2	0,68
ITL	0,0006 (0,37)	0,44 (0,85)	0,44 (0,86)	-0,03	1,94	0,45
JPY	0,004 (0,9)	0,39 (0,48)	0,82 (0,47)	-0,03	2,02	0,44
<b>SUR</b>						
DEM	-0,002 (-0,87)	1,28 (3,44)	1,19 (3,19)	0,16	1,96	1,41
GBP	0 (-0,02)	-1,78 (-1,74)	-1,7 (-1,59)	-0,03	1,87	1,29
USD	0,005 (-0,95)	-1,5 (-1,01)	-1,52 (-1,01)	-0,04	1,98	0,49
ITL	-0,0002 (-0,12)	0,09 (0,16)	0,1 (0,18)	-0,03	1,94	0,36
JPY	0,008 (1,38)	-0,7 (-0,65)	-0,72 (-0,65)	-0,04	2,01	0,14

Test de Fisher : b = c = 1 et c<sub>j</sub> = 0 : F<sub>5%</sub>(6,129) = 2,17.

Notations: DEM = mark ; USD = dollar ; ITL = lire ; JPY = yen ; GBP = livre ; FRF = franc.

Sources : BRI, estimations faites par les auteurs.

3. Modèle M2

Périodicité et terme mensuels  
Période d'observation : 80.1 - 90.12

$$\text{Equation : } \Delta s_{t+1} = a + b (f_{t-1} - s_t) + c \Delta f_t$$

Réf. dollar	a	b	c	R <sup>2</sup>	DW	F <sub>b=c=1</sub>
<b>MCO</b>						
DEM	0,017 (2,79)	- 6,24 (- 2,97)	- 6,29 (- 2,95)	0,05	1,98	6,15
GBP	- 0,01 (- 3,04)	- 5,87 (- 4,47)	- 5,97 (- 4,43)	0,12	2,03	14,09
FRF	- 0,003 (- 0,74)	- 0,55 (- 0,49)	- 0,5 (- 0,44)	- 0,01	2,01	1,34
ITL	- 0,006 (- 1,15)	- 0,81 (- 0,79)	- 0,76 (- 0,73)	- 0,007	1,98	1,89
JPY	0,01 (2,83)	- 3,82 (- 2,55)	- 3,83 (- 2,50)	0,04	2,01	5,52
<b>SUR</b>						
DEM	0,0007 (0,16)	0,15 (0,2)	0,15 (0,19)	- 0,02	1,9	1,28
GBP	- 0,005 (- 1,09)	- 2,45 (- 1,84)	- 2,43 (- 1,79)	0,08	2,12	10,11
FRF	- 0,0002 (- 0,04)	1,14 (2,61)	1,19 (2,66)	- 0,03	1,92	0,12
ITL	- 0,0007 (- 0,18)	0,46 (1,2)	0,5 (1,30)	- 0,02	1,95	1,09
JPY	0,006 (1,03)	- 0,8 (- 0,51)	- 0,76 (- 0,48)	0,006	2,01	3,39

Test de Fisher :  $b = c = 1 : F_{5\%}(2,129) = 3,07.$

Notations: DEM = mark ; USD = dollar ; ITL = lire ; JPY = yen ; GBP = livre ; FRF = franc.

Sources : BRI, estimations faites par les auteurs.

#### 4. Modèle M3

Périodicité et terme mensuels

Période d'observation : 80.1 - 90.12

$$\text{Equation : } \Delta s_{t+1}^i = a + b (s_{t-1}^i - s_t^i) + c \Delta f_t^i + \sum_{j=1}^4 c_j \Delta f_t^j$$

Réf. dollar	a	b	c	$\bar{R}^2$	DW	$F_{b=c=1}$ $c_j = 0$
<b>MCO</b>						
DEM	0,02 (2,63)	-6,63 (-3,05)	-6,25 (-2,87)	0,04	1,96	2,51
GBP	-0,02 (-3,83)	-7,09 (-5,06)	-7,15 (-5,01)	0,14	2,08	6,02
FRF	-0,003 (-0,91)	-0,26 (-0,22)	-0,13 (-0,1)	-0,03	2	0,68
ITL	-0,005 (-1,1)	-0,56 (-0,52)	-0,88 (-0,8)	-0,03	1,99	0,86
JPY	0,01 (2,68)	-4,62 (-2,92)	-4,63 (-2,91)	0,05	2,07	2,85
<b>SUR</b>						
DEM	-0,0008 (-0,15)	0,37 (0,49)	0,68 (0,75)	-0,04	2	0,72
GBP	-0,008 (-1,39)	-3,21 (-1,97)	-3,22 (-1,93)	0,09	2,1	4,47
FRF	-0,001 (-0,23)	1,46 (3,41)	1,58 (2,39)	-0,05	2	0,32
ITL	-0,002 (-0,38)	0,46 (1,12)	0,1 (0,16)	-0,03	2,01	0,71
JPY	0,004 (0,62)	-0,74 (-0,43)	-0,73 (-0,42)	0,004	2,06	1,76

Test de Fisher :  $b = c = 1$  et  $c_j = 0$  :  $F_{5\%}(6,125) = 3,07$

Notations: DEM = mark ; USD = dollar ; ITL = lire ; JPY = yen ; GBP = livre ; FRF = franc.

Sources : BRI, estimations faites par les auteurs.

5. Modèle M2

Périodicité et terme trimestriels  
Période d'observation : 80.1 - 90.4

$$\text{Equation : } \Delta s_{t+1} = a + b (f_{t-1} - s_t) + c \Delta f_t$$

Réf. franc	a	b	c	R <sup>2</sup>	DW	F <sub>b=c=1</sub>
<b>MCO</b>						
DEM	-0,007 (-1,61)	1,13 (3,65)	1,29 (4,62)	0,32	1,95	1,00
GBP	0,002 (0,32)	-0,18 (-0,23)	-0,23 (-0,28)	-0,05	1,85	1,20
USD	0,002 (0,2)	0,39 (0,28)	0,63 (0,44)	0,005	1,9	1,44
ITL	-0,004 (-0,72)	-0,12 (-0,22)	-0,26 (-0,51)	-0,02	1,87	3,27
JPY	0,008 (0,67)	0,51 (0,66)	0,73 (0,95)	0,02	1,85	1,40
<b>SUR</b>						
DEM	-0,004 (-0,88)	0,97 (2,65)	1,1 (3,34)	0,31	1,96	0,77
GBP	0,003 (0,25)	-1,32 (-1,41)	-1,43 (-1,47)	-0,1	1,69	0,05
USD	0,007 (0,48)	-0,53 (-0,38)	-0,32 (-0,22)	-0,005	1,89	1,20
ITL	0,003 (0,45)	0,67 (1,04)	0,66 (1,04)	-0,11	2,22	1,29
JPY	0,015 (0,98)	-0,03 (-0,03)	0,21 (0,23)	0,009	1,91	1,14

Test de Fisher:  $b = c = 1 : F_{5\%}(2,41) = 2,84$ .

Notations: DEM = mark ; USD = dollar ; ITL = lire ; JPY = yen ; GBP = livre ; FRF = franc.

Sources : BRI, estimations faites par les auteurs.

6. Modèle M3

Périodicité et terme trimestriels

Période d'observation : 80.1 - 90.4

$$\text{Equation : } \Delta s_{t+1}^i = a + b (f_{t-1}^i - s_t^i) + c \Delta f_t^i + \sum_{j=1}^4 c_j \Delta f_t^j$$

Réf. franc	a	b	c	R <sup>2</sup>	DW	F <sub>b=c=1</sub> c <sub>j</sub> = 0
<b>MCO</b>						
DEM	-0,007 (-1,5)	1,007 (2,92)	1,19 (3,82)	0,28	1,9	0,66
GBP	0,002 (0,23)	0,008 (0,008)	0,07 (0,06)	-0,08	1,89	0,83
USD	-0,008 (-0,63)	-0,81 (-0,48)	-0,48 (-0,28)	0,05	1,83	1,51
ITL	-0,008 (-1,73)	-0,09 (-0,18)	-0,43 (-0,86)	0,15	1,71	3,32
JPY	0 (0,004)	1,55 (0,14)	1,76 (1,68)	0,04	1,86	1,27
<b>SUR</b>						
DEM	-0,007 (-1,17)	1,24 (2,9)	1,07 (2,44)	0,28	1,86	0,65
GBP	-0,001 (-0,09)	-0,94 (-0,65)	-0,93 (-0,7)	-0,1	1,87	0,68
USD	-0,007 (-0,35)	-0,88 (-0,37)	-1,21 (-0,51)	0,05	1,84	1,50
ITL	-0,007 (-1,12)	-0,23 (-0,4)	0,13 (0,23)	0,14	1,71	3,27
JPY	0,008 (0,38)	0,91 (0,55)	0,71 (0,44)	0,02	1,88	1,24

Test de Fisher : b = c = 1 et c<sub>j</sub> = 0 : F<sub>5%</sub>(6,37) = 2,36.

Notations: DEM = mark ; USD = dollar ; ITL = lire ; JPY = yen ; GBP = livre ; FRF = franc.

Sources : BRI, estimations faites par les auteurs.

7. Modèle M2

Périodicité et terme trimestriels  
Période d'observation : 80.1 - 90.4

$$\text{Equation : } \Delta s_{t+1} = a + b (f_{t-1} - s_t) + c \Delta f_t$$

Réf. dollar	a	b	c	R <sup>2</sup>	DW	F <sub>b=c=1</sub>
<b>MCO</b>						
DEM	0,03 (1,38)	- 3,38 (- 1,39)	- 3,3 (- 1,31)	0,04	2,06	2,88
GBP	- 0,02 (- 2,32)	- 4,7 (- 3,39)	- 4,76 (- 3,23)	0,22	2,13	10,35
FRF	- 0,002 (- 0,2)	0,39 (0,28)	0,63 (0,44)	0,005	1,9	1,44
ITL	0,01 (0,88)	1,59 (1,4)	1,94 (1,67)	0,1	1,89	2,68
JPY	0,06 (3,07)	- 5,08 (- 2,84)	- 5,2 (- 2,79)	0,13	2,06	6,07
<b>SUR</b>						
DEM	- 0,003 (- 0,21)	0,7 (1,11)	0,88 (1,35)	- 0,03	1,79	1,32
GBP	- 0,02 (- 1,36)	- 3,37 (- 2,31)	- 3,38 (- 2,2)	0,2	2,07	9,64
FRF	0,0004 (0,03)	1,08 (2,79)	1,28 (3,31)	- 0,005	1,76	1,21
ITL	- 0,001 (- 0,1)	0,39 (0,86)	0,6 (1,34)	0,06	1,67	1,73
JPY	0,02 (1,18)	- 1,33 (- 0,84)	- 1,24 (0,76)	0,03	2,17	3,40

Test de Fisher:  $b = c = 1 : F_{5\%}(2,41) = 3,23$ .

Notations: DEM = mark ; USD = dollar ; ITL = lire ; JPY = yen ; GBP = livre ; FRF = franc.

Sources : BRI, estimations faites par les auteurs.

### 8. Modèle M3

Périodicité et terme trimestriels  
Période d'observation : 80.1 - 90.4

$$\text{Equation : } \Delta s_{t+1}^i = a + b (f_{t-1}^i - s_t^i) + c \Delta f_t^i + \sum_{j=1}^4 c_j \Delta f_t^j$$

Réf. dollar	a	b	c	R <sup>2</sup>	DW	F <sub>b=c=1</sub> c <sub>j</sub> = 0
<b>MCO</b>						
DEM	0,04 (1,53)	- 2,82 (- 1,09)	- 3,33 (- 1,24)	0,02	1,94	1,44
GBP	- 0,009 (- 0,58)	- 3,42 (- 1,78)	- 3,38 (- 1,73)	0,2	1,93	3,87
FRF	0,008 (0,63)	- 0,81 (- 0,48)	- 0,63 (- 0,37)	0,05	1,83	1,51
ITL	0,02 (0,91)	1,45 (0,98)	2,16 (1,58)	0,04	1,9	1,10
JPY	0,06 (3,08)	- 4,93 (- 2,26)	- 4,97 (- 2,24)	0,08	1,93	2,25
<b>SUR</b>						
DEM	0,009 (0,44)	0,67 (0,92)	0,17 (0,13)	- 0,03	1,84	1,08
GBP	0,004 (0,16)	- 1,4 (- 0,66)	- 1,33 (- 0,61)	0,17	1,89	3,57
FRF	0,01 (0,62)	0,67 (1,25)	0,72 (0,58)	0,03	1,81	1,35
ITL	0,01 (0,52)	0,74 (1,6)	1,56 (1,58)	0,03	1,89	1,05
JPY	0,04 (1,55)	- 2,01 (- 0,85)	- 2,02 (- 0,83)	0,04	1,93	1,86

Test de Fisher : b = c = 1 et c<sub>j</sub> = 0 : F<sub>5%</sub>(6,37) = 1,53.

Notations: DEM = mark ; USD = dollar ; ITL = lire ; JPY = yen ; GBP = livre ; FRF = franc.

Sources : BRI, estimations faites par les auteurs.

### 9. Formation des anticipations de change

Périodicité et terme mensuels

Période d'observation : 80.1 - 90.12

$$\text{Equation : } \Delta s_t^{\circ} = A \left( \Delta r_t^{\circ} - \Delta r_t^{* \circ} \right) + B \left( M r_t^{\circ} - M r_t^{* \circ} \right) + \text{constante}$$

<b>Réf. franc</b>					
<b>MCO</b>	<b>DEM</b>	<b>USD</b>	<b>ITL</b>	<b>JPY</b>	<b>GBP</b>
A	- 2,18 (- 6,6)	- 3,24 (- 2,9)	- 0,82 (- 1,7)	- 2,75 (- 2,7)	- 1,41 (- 1,6)
B	1,04 (2,6)	- 2,43 (- 1,7)	- 0,12 (- 0,1)	- 0,38 (- 0,3)	- 1,34 (- 1,5)
Cte	- 0,001 (- 0,6)	0,005 (1,2)	- 0,001 (- 0,4)	0,007 (1,4)	0,0003 (0,13)
- R <sup>2</sup>	0,27	0,07	0,01	0,04	0,02
DW	2,61	2,51	2,61	2,52	2,27
<b>SUR</b>					
A	- 1,56 (- 5,2)	- 1,76 (- 1,7)	- 0,30 (- 0,7)	- 2,09 (- 2,16)	- 1,45 (- 1,7)
B	0,94 (2,7)	- 2,38 (- 1,8)	- 0,015 (- 0,02)	- 1,22 (- 1,27)	- 2,31 (- 2,8)
Cte	- 0,0007 (- 0,4)	0,005 (1,2)	- 0,0007 (- 0,4)	0,01 (2,17)	0,001 (0,04)
- R <sup>2</sup>	0,28	0,08	0,03	0,06	0,04
DW	2,63	2,51	2,60	2,50	2,23

Notations : DEM = mark; USD = dollar; ITL = lire; JPY = yen; GBP = livre ; FRF = franc.

$A = \frac{\alpha}{\beta}$  ou  $\frac{\alpha}{\delta}$  selon la nature des anticipations.

$B = \frac{\alpha\gamma}{\beta}$  ou  $\alpha$  selon la nature des anticipations.

Sources : BRI, estimations faites par les auteurs.

### 10. Formation des anticipations de change

Périodicité et terme mensuels

Période d'observation : 80.1 - 90.12

$$\text{Equation : } \Delta s_t^{\circ} = A (\Delta r_t^{\circ} - \Delta r_t^{* \circ}) + B (Mr_t^{\circ} - Mr_t^{* \circ}) + \text{constante}$$

<b>Réf. dollar</b>					
<b>MCO</b>	<b>DEM</b>	<b>FRF</b>	<b>ITL</b>	<b>JPY</b>	<b>GBP</b>
A	- 6,93 (- 2)	- 3,24 (- 2,9)	- 1,23 (- 1,0)	- 7,95 (- 2,1)	- 1,56 (- 0,51)
B	- 7,40 (- 2,8)	- 2,43 (- 1,7)	- 1,48 (- 1,35)	- 4,40 (- 2,3)	- 5,60 (- 3,3)
Cte	0,02 (2,6)	- 0,005 (- 1,2)	- 0,01 (- 1,5)	0,015 (2,4)	- 0,01 (- 2,2)
- R <sup>2</sup>	0,08	0,07	0,01	0,06	0,07
DW	2,64	2,51	2,49	2,51	2,6
<b>SUR</b>					
A	- 1,12 (- 0,8)	- 1,60 (- 4,1)	- 0,27 (- 0,6)	- 3,45 (- 1,22)	0,63 (0,29)
B	- 1,22 (- 1,2)	0,26 (0,49)	0,83 (0,15)	- 1,69 (- 1,20)	- 2,93 (- 2,4)
Cte	0,004 (0,9)	- 0,001 (- 0,39)	- 0,002 (- 0,55)	0,008 (1,58)	- 0,006 (- 1,4)
- R <sup>2</sup>	0,10	0,06	0,01	0,08	0,08
DW	2,55	2,45	2,47	2,49	2,63

Notations : DEM = mark; USD = dollar; ITL = lire; JPY = yen; GBP = livre ; FRF = franc.

$A = \frac{\alpha}{\beta}$  ou  $\frac{\alpha}{\delta}$  selon la nature des anticipations.

$B = \frac{\alpha\gamma}{\beta}$  ou  $\alpha$  selon la nature des anticipations.

Sources : BRI, estimations faites par les auteurs.

11. Formation des anticipations de change

Périodicité et terme trimestriels  
Période d'observation : 80.1 - 90.4

$$\text{Equation : } \Delta s_t^{\circ} = A (\Delta r_t^{\circ} - \Delta r_t^{* \circ}) + B (Mr_t^{\circ} - Mr_t^{* \circ}) + \text{constante}$$

<b>Réf. franc</b>					
<b>MCO</b>	<b>DEM</b>	<b>USD</b>	<b>ITL</b>	<b>JPY</b>	<b>GBP</b>
A	- 1,16 (- 4,9)	- 2,37 (- 2,3)	0,56 (0,9)	- 1,48 (- 1,8)	- 1,56 (- 1,8)
B	0,87 (2,4)	- 2,47 (- 1,4)	- 0,19 (- 0,2)	0,18 (0,02)	- 1,09 (- 1,07)
Cte	- 0,002 (- 0,4)	0,01 (1,2)	- 0,003 (- 0,5)	0,02 (1,1)	0,002 (0,2)
- R <sup>2</sup>	0,39	0,11	- 0,02	0,03	0,05
DW	1,83	1,76	2,75	1,87	2,27
<b>SUR</b>					
A	- 1 (- 4,6)	- 0,99 (- 1,1)	0,09 (0,19)	- 1,16 (- 1,5)	- 1,44 (- 1,89)
B	0,78 (2,4)	- 2,28 (- 1,4)	0,09 (0,14)	- 0,58 (- 0,6)	- 2,48 (- 2,8)
Cte	- 0,01 (- 0,2)	0,01 (1,2)	- 0,001 (- 0,19)	0,02 (1,75)	0,002 (0,26)
- R <sup>2</sup>	0,44	0,15	0,03	0,09	0,10
DW	1,87	1,86	2,79	1,87	2,03

Notations : DEM = mark; USD = dollar; ITL = lire; JPY = yen; GBP = livre ; FRF = franc.

A =  $\frac{\alpha}{\beta}$  ou  $\frac{\alpha}{\delta}$  selon la nature des anticipations.

B =  $\frac{\alpha\gamma}{\beta}$  ou  $\alpha$  selon la nature des anticipations.

Sources : BRI, estimations faites par les auteurs.

## 12. Formation des anticipations de change

Périodicité et terme trimestriels

Période d'observation : 80.1 - 90.4

$$\text{Equation : } \Delta s_t^{\circ} = A (\Delta r_t^{\circ} - \Delta r_t^{* \circ}) + B (Mr_t^{\circ} - Mr_t^{* \circ}) + \text{constante}$$

<b>Réf. dollar</b>					
<b>MCO</b>	<b>DEM</b>	<b>FRF</b>	<b>ITL</b>	<b>JPY</b>	<b>GBP</b>
A	-3,69 (-2,4)	-2,37 (-2,3)	-2 (-2,4)	-1,18 (-0,5)	-1,36 (-0,9)
B	-7,09 (-2,8)	-2,47 (-1,4)	-0,56 (-0,3)	-5,27 (-2,4)	-5,35 (-3,5)
Cte	0,06 (2,6)	-0,01 (-1,2)	-0,01 (-0,6)	0,05 (2,58)	-0,02 (-2,29)
- R <sup>2</sup>	0,23	0,11	0,09	0,09	0,21
DW	2,21	1,76	1,58	2,64	2,35
<b>SUR</b>					
A	-1,33 (-1,7)	-1,27 (-2,4)	-0,44 (-1,0)	1,27 (0,9)	0,63 (0,6)
B	-3,04 (-2,6)	0,25 (0,3)	0,28 (0,4)	-2,30 (-1,7)	-3,94 (-3,4)
Cte	0,02 (1,9)	-0,004 (-0,3)	-0,004 (-0,29)	0,03 (1,9)	-0,02 (-1,9)
- R <sup>2</sup>	0,28	0,12	0,13	0,10	0,22
DW	2,15	1,8	1,7	2,5	2,4

Notations : DEM = mark; USD = dollar; ITL = lire; JPY = yen; GBP = livre ; FRF = franc.

$A = \frac{\alpha}{\beta}$  ou  $\frac{\alpha}{\delta}$  selon la nature des anticipations.

$B = \frac{\alpha\gamma}{\beta}$  ou  $\alpha$  selon la nature des anticipations.

Sources : BRI, estimations faites par les auteurs.

## Références bibliographiques

- ADLER M., B. DUMAS 1983 : « International Portfolio Choice and Corporate Finance : Synthesis », *Journal of Finance*, XXXVIII, 925-984.
- AVOUYI-DOVI S., M. BOUTILLIER, R. TOPOL, 1989 : « Du peu de pertinence des anticipations sur le taux d'intérêt à court terme : retour à la théorie de l'habitat préféré », *Economie et société, série monétaire*, MO7, 43-70.
- AVOUYI-DOVI S., M. BOUTILLIER, R. TOPOL, 1990 : « Temps discret et temps continu : une confrontation », communication présentée au colloque des 17-18 septembre organisé par l'Association Française de Science Economique sur le thème « Méthodologie de l'économie théorique et appliquée aujourd'hui ».
- BAILLIE T., T. BOLLERSLEV, 1989 : « Common Stochastic Trends in a System of Exchange Rates », *Journal of Finance*, 44, 167-181.
- BAILLIE T., R. E. LIPPENS, P. C. MC MAHON, 1983 : « Testing Rational Expectations and Efficiency in the Foreign exchange Market », *Econometrica*, 51, 553-563.
- BERGSTROM A. R., 1976 : *Statistical Inference in Continuous Time Economic Models*, NORTH HOLLAND, AMSTERDAM.
- BOUTILLIER M., B. CABRILLAC, 1992 : « Marché des changes : efficience et hiérarchie, in *Finance internationale : l'état actuel de la théorie*, éd. E. GIRARDIN, *Economica*.
- BRANSON W., H. HALTTUNEN, P. MASSON, 1977 : « Exchange Rates in the Short Run : The Dollar-Deutschemark Rate », *European Economic Review*, 10, 303-24.
- CUMBY R., 1988 : « Is it risk? Explaining Deviations from Uncovered Interest Parity », *Journal of Monetary Economics*, 22.
- DAVANNE O., 1990 : « La dynamique des taux de change », *Economie et Statistiques* n° 236, octobre.
- DICKEY D. A., FULLER W., 1979 : « Distribution of Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root », *Journal of the American Statistical Association*, 74, 427-431.
- DICKEY D. A., FULLER W., 1981 : « The Likelihood Ratio Statistic for Autoregressive Time Series with Unit Root », *Econometrica*, 49, 1057-1072.
- DOOLEY M. P., J. SHAFER, 1983 : *Analysis of Short-Run Exchange Rate Behavior, Exchange Rate and Trade Instability : Causes, Consequences, and Remedies* (Bigman et Taya), Cambridge, Massachusetts, Ballinger.
- DORNBUSCH R., 1976 : « *Expectations and Exchange Rate Dynamics* », 84.
- FAMA E., 1970 : « Efficient Capital Markets : Review of Serie and Empirical Work » *Journal of Finance*, XXV, 383-417.
- FAMA E., 1984 : « Forward and Spot Exchange Rates » *Journal of Monetary Economics*, 14, 319-38.
- FISHER F. M., 1970 : « A correspondance Principle for Simultaneous Equation Models », *Econometrica*, 38.
- FLEMMING J. M., 1962 : « Dynamic Financial Policies Under Fixed and Floating Exchange Rates », *IMF Staff Papers*, novembre.
- FRANKEL J., K. FROOT, 1987 : « Using Survey Data to Test Standard Propositions Regarding Exchange Rate Expectations », *American Economic Review*, mars.
- FRANKEL J., K. FROOT, 1990 : « Exchange Rate Forecasting Techniques, Survey Data, and Implications for the Foreign Exchange Market ». *IMF Working Paper*.
- FULLER W., 1976 : *An Introduction to Statistical Time Series*, New York, Wiley.
- GALY M., 1988 : « Le marché des changes est-il efficient? » *Revue économique*. Volume 39. Numéro 5, septembre.

- GANDOLFO G. C., 1981 : *Qualitative Analysis and Econometric Estimation of Continuous Time Dynamic Model*, North Holland, Amsterdam.
- GANDOLFO G. C., 1987 : « A propos de la construction des modèles macroéconométriques : l'approche en temps continu », in *Modélisation en biologie et économie*, Demongeot J. et P. Malgrange éditeurs, Presses Universitaires de Dijon, Dijon.
- GRANGER C.W., 1986 : « Developments in the Study of Cointegrated Economic Variables », *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 48, 213-228.
- HAKKIO C. S., 1981 : « Expectations and the Forward Exchange Rate », *International Economic Review*, 22, 663-678.
- HAKKIO C. S., M. RUSH, 1989 : « Market Efficiency and Cointegration : An Application to the Sterling and Deutschemark Exchange Market », *Journal of International Money and Finance*, 9, 75-88.
- HANSEN L.P., R.J. HODRICK, 1980 : « Forward Exchange Rates as Optimal Predictors of Future Spot Rates : An Econometric Analysis », *Journal of Political Economy*, 88, 829-853.
- JOHANSEN S., 1988 : « Statistical Analysis of Cointegration Vectors », *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, 231-254.
- LEWIS K., 1989 : « Changing Beliefs and Systematic Rational Forecast Errors with Evidence from Foreign Exchange », *The American Economic Review*, 79, 621-636.
- MAY J., 1970 : « Period Analysis and Continuous Analysis in Patinkin's Macroeconomic Model », *Journal of Economic Theory*, 2, 1-9.
- MEESE R., K. ROGOFF, 1983 : « Empirical Exchange Rate Models of the Seventies : Do They Fit Out of Sample? », *Journal of International Economics*, 14, 3-24.
- MUNDELL R.A., 1962 : « The Appropriate Use of Monetary and Fiscal Policy for Internal and External Stability », *IMF Staff papers*, mars.
- MUTH J., 1961 : « Rational Expectations and the Theory of Price Movements », *Econometrica*, 315-35.
- NANCY G., J. FUGUET, H. W. Lai Tong, 1988 : « Mobilité imparfaite des capitaux et dynamique des cours de change : le cas du SME ». *Revue économique*. Volume 39. n° 5, septembre.
- POOLE W., 1967 : « Speculative Prices as Random Walk : An Analysis of Ten Time Series of Flexible Exchange Rates », *Southern Economic Journal*, 33, 468-478.
- PHILLIPS P. C. B., 1972 : « Econometric Estimation of a Stochastic Differential Equation System », *Econometrica*, 40(3), 565-77.
- SHLEIFER A., L. SUMMERS, 1990 : « The Noise Trader Approach to Finance », *Journal of Economic Perspectives*.
- SIEGEL J. J., 1972 : « Risk, Interest Rates, and the Forward Exchange », *Quarterly Journal of Economics*, 89, 303-309.
- STEPHTON, LARSEN, 1991 : « Tests of Exchange Market Efficiency : Fragile Evidence from Cointegration Tests », *Journal of International Money and Finance*, 10, 561-570.
- TAKAGI S., 1990 : « Exchange Rate Expectations : a Survey Study », *IMF Working Paper*.
- WYMER C. R., 1972 : « Econometric Estimation of Stochastic Differential Equation Systems », *Econometrica* 40, 565-577.
- WYMER C. R., 1976 : « Continuous Time Model in Macro-Economics : Specification and Estimation », communication présentée à la Conférence SSRC-Ford Fondation sur « Macroeconomic Policy and Adjustment in Open Economics », Ware (U.K.), avril-mai.
- WYMER C. R., 1977 : *Computer Programs : Continuous System Manual*, mimeo.
- WYMER C. R., 1979 : « *The Use of Continuous Time Models in Economics* », Unpublished manuscript.