
NOTES D'ÉTUDES

ET DE RECHERCHE

**LA THEORIE DES ANTICIPATIONS
DE LA STRUCTURE PAR TERME :
TESTS A PARTIR DES TAUX SUR EURO-DOLLAR,
EURO-MARK, EURO-FRANC ET EURO-LIVRE**

Eric Jondeau et Roland Ricart

Juin 1996
(révisé Décembre 1998)

NER # 35



DIRECTION GÉNÉRALE DES ÉTUDES
DIRECTION DES ÉTUDES ÉCONOMIQUES ET DE LA RECHERCHE

LA THEORIE DES ANTICIPATIONS
DE LA STRUCTURE PAR TERME :
TESTS A PARTIR DES TAUX SUR EURO-DOLLAR,
EURO-MARK, EURO-FRANC ET EURO-LIVRE

Eric Jondeau et Roland Ricart

Juin 1996
(révisé Décembre 1998)

NER # 35

La théorie des anticipations de la structure par terme : Tests à partir des taux sur euro-dollar, euro-mark, euro-franc et euro-livre

Eric Jondeau^{a,*}, Roland Ricart^a

^aBanque de France, 31 rue Croix des Petits Champs, 75049 Paris, France

Version révisée : Décembre 1998

Résumé

Nous testons dans ce papier la théorie des anticipations de la structure par terme pour les taux sur euro-dollar, euro-mark, euro-franc et euro-livre. Trois tests sont étudiés. Le premier est fondé sur le taux à terme, les deux autres sur la pente des taux. Tout d'abord, nous montrons que le puzzle portant sur le signe mis en évidence par Campbell et Shiller (1991) pour les Etats-Unis ne se pose pas pour les taux à court terme français et britanniques. D'autre part, nous proposons un test de la théorie des anticipations fondé sur les modèles à correction d'erreur. A partir de ce test, le puzzle portant sur le signe disparaît, mais les différences internationales persistent.

Abstract

This paper tests the expectations hypothesis of the term structure on US, German, French, and UK Euro-rates. Three tests are examined : the first is based on forward rates and the other two are based on the interest rates spread. First, we show that the 'sign puzzle' highlighted by Campbell and Shiller (1991) for US data does not arise in the cases of French and UK short-term rates. Second, we propose tests for the expectations hypothesis based on error-correction models. With these tests the sign puzzle disappears, but the 'country puzzle' remains.

Mots-clés : Structure par terme des taux d'intérêt, théorie des anticipations, modèle à correction d'erreur.

Classification JEL : E43.

*Correspondant : Tél. : 01-42-92-49-89, fax : 01-42-92-27-66, e-mail : ejondeau@banque-france.fr.

1 Introduction

La relation entre le taux long et le taux court fait depuis longtemps l'objet d'une attention particulière dans la modélisation macroéconomique et la conduite de la politique monétaire. La structure par terme des taux d'intérêt peut être abordée sous l'angle de la théorie des anticipations (TA), qui établit que le taux long est une moyenne des taux courts futurs anticipés plus une prime de risque indépendante du temps. La TA a été abondamment étudiée dans la littérature empirique, mais les résultats dépendent fortement de la période, de l'implication testée, du segment de la courbe étudiée.

Si nous nous intéressons tout d'abord aux taux américains, les implications de la TA ont été contestées par de nombreux travaux empiriques (Shiller, 1990, pour un survey). Trois implications "standard" ont été plus particulièrement étudiées. La première établit que le taux à terme est un prédicteur sans biais des taux courts futurs (Fama, 1984, Fama et Bliss, 1987, Mishkin, 1988). Dans les deux autres spécifications, la pente des taux —l'écart entre le taux long et le taux court— est un prédicteur sans biais des variations à court terme des taux longs futurs et des variations cumulées des taux courts futurs (Mankiw, 1986, Mankiw et Miron, 1986, Campbell et Shiller, 1991, Evans et Lewis, 1994, Campbell, 1995). Alors que les taux à terme semblent avoir un contenu prédictif concernant les taux futurs, les résultats obtenus pour la pente des taux sont plus problématiques : la pente des taux apparaît comme un bon prédicteur des variations cumulées des taux courts futurs, mais une augmentation de la pente des taux est généralement suivie d'une diminution, plutôt qu'une augmentation, des taux longs. Ce puzzle portant sur le signe du coefficient de la pente a été mis en évidence par Campbell et Shiller (1991) et étudié plus récemment par Hardouvelis (1994).

La comparaison internationale des résultats pose également des problèmes. Les travaux récents sur la partie courte de la pente des taux (pour des titres à moins d'un an) montre que la TA est plus souvent acceptée pour les données européennes. Gerlach and Smets (1997) ont ainsi conclu que la structure par terme des taux sur l'euro-dollar est la moins favorable pour la TA, alors que pour la Belgique, la France, l'Allemagne, l'Italie et l'Espagne, ils trouvent des résultats plus satisfaisants. A partir de la même approche, Hurn et al. (1995) obtiennent des résultats favorables envers la TA pour les taux interbancaires britanniques. Dahlquist et Jonsson (1995), à partir d'un test fondé sur le taux à terme, ne rejettent pas la TA pour les bons du trésor suédois. Il apparaît ainsi que le rejet de la TA est moins net pour les données non-américaines.

En ce qui concerne les courbes de taux pour des maturités à plus d'un an, certaines études trouvent que les données non-américaines sont plus favorables envers la TA. Dans leur test fondé sur le taux à terme, pour l'Allemagne, la Suisse, le Royaume-Uni et les Etats-Unis, entre 1973 et 1989, Jorion et Mishkin (1991) trouvent que la régression de la variation du taux au comptant sur la pente taux à terme-taux au comptant donne des coefficients non significativement différents de 1. Pour les Etats-Unis pourtant, ces coefficients sont négatifs pour les maturités les plus courtes. De plus, à partir des taux à 3 mois et à 10 ans pour les pays du G7, Hardouvelis (1994) étudie la capacité de la pente des taux à prévoir les variations futures des taux longs.

Il montre que la TA est aisément acceptée pour tous les pays exceptés les Etats-Unis.

L'approche développée dans ce papier est fondée sur le fait que les taux d'intérêt apparaissent non-stationnaires. Cette propriété est prise implicitement en compte dans la formulation des tests standard de la TA, à partir de l'utilisation de pente des taux et de variations de taux. Néanmoins, la dynamique des taux d'intérêt devrait être spécifiée sous la forme d'un modèle à correction d'erreur (MCE), comme l'ont montré Engle et Granger (1987). Cette omission dans les tests standard peut conduire à des biais de spécifications¹.

Nous testons la TA à partir des taux fin de mois pour l'euro-dollar, l'euro-mark, l'euro-franc et l'euro-livre entre janvier 1975 et décembre 1997. Les principaux résultats empiriques sont les suivants : la TA est confirmée pour la France et le Royaume-Uni, indépendamment de la spécification testée. En revanche, elle est rejetée pour les Etats-Unis et l'Allemagne. Pour ces deux derniers pays, nous obtenons un puzzle portant sur le signe : le coefficient de la pente est proche de 1 quand la pente des taux est utilisée pour prévoir les variations cumulées des taux courts futurs ; mais il est négatif quand la pente est utilisée pour prévoir les variations de court terme des taux longs futurs. A partir de l'approche par le MCE, le puzzle portant sur le signe disparaît, et les coefficients estimés sont généralement proches de ceux prédits par la TA. Toutefois le puzzle portant sur le pays demeure.

Le reste du papier est organisé de la façon suivante. La section 2 présente les trois tests standard de la TA et les résultats empiriques obtenus pour les quatre marchés étudiés. La section 3 traite des tests de la TA à partir des MCE. Dans la section 4, nous proposons une interprétation des résultats obtenus à partir des deux approches. La section 5 conclut.

2 La TA à partir de l'approche standard

2.1 Définition des primes de risque

La TA établit que deux stratégies d'investissement à la date t pour le même horizon doit avoir le même rendement anticipé, à une prime de risque près, qui est supposée constante dans le temps, mais susceptible de varier avec la maturité. Shiller (1990) définit trois primes indépendantes du temps.

La *prime de terme* $\varphi_f^{(m,n)}$ est la différence entre le rendement d'un placement à terme en t pour la date $t + n - m$ en un titre de maturité $t + n$ et le rendement anticipé en t d'un investissement en $t + n - m$ en un titre de maturité $t + n$:

$$\varphi_f^{(m,n)} = f_t^{(m,n)} - E_t r_{t+n-m}^{(m)} \quad 0 < m < n \quad (1)$$

où E_t est l'espérance conditionnelle à l'information disponible à la date t et $r_t^{(m)}$ est le rendement en t d'un bon zéro-coupon de maturité m . Le taux à terme est le rendement en t lié à la détention d'un bon zéro-coupon de maturité m entre $t + n - m$

¹Hakkio et Rush (1989) ont proposé une application dans le cas de la modélisation des taux de change.

et $t + n$. Il est évalué par :

$$f_t^{(m,n)} = \frac{1}{m} \left(nr_t^{(n)} - (n - m)r_t^{(n-m)} \right).$$

La *prime de portage* $\varphi_h^{(m,n)}$ est la différence entre le rendement anticipé en t lié à l'achat en t d'un bon d'échéance $t + n$ revendu en $t + m$, et le rendement d'un investissement au comptant en t en un titre d'échéance $t + m$:

$$\varphi_h^{(m,n)} = E_t h_t^{(m,n)} - r_t^{(m)} \quad 0 < m < n \quad (2)$$

où le rendement de portage est le rendement en t de l'achat d'un bon zéro-coupon de maturité $t + n$ revendu en $t + m$. Il s'écrit sous la forme :

$$h_t^{(m,n)} = \frac{1}{m} \left(nr_t^{(n)} - (n - m)r_{t+m}^{(n-m)} \right).$$

Enfin la *prime de capitalisation* $\varphi_k^{(m,n)}$ est la différence entre le rendement d'un investissement au comptant en t en un bon de maturité $t + n$ et le rendement anticipé en t d'une séquence de placements en $t, t + m, \dots, t + n - m$ en titres de maturité m :

$$\varphi_k^{(m,n)} = r_t^{(n)} - E_t k_t^{(m,n)} \quad 0 < m < n \quad (3)$$

où $\frac{n}{m}$ est un entier. Le rendement de capitalisation est le rendement en t dans une séquence de placement $t, t + m, \dots, t + n - m$ en bons zéro-coupon de maturité m . Il s'écrit :

$$k_t^{(m,n)} = \frac{m}{n} \sum_{i=0}^{\frac{n}{m}-1} r_{t+im}^{(m)}.$$

2.2 Les spécifications fondées sur l'approche standard

Trois tests peuvent être directement déduits des équations (1) à (3). Dans chaque cas, la relation est écrite avec une variation de taux à gauche et une pente à droite. Cela permet de prendre en compte l'éventuelle non-stationnarité des taux d'intérêt.

La première équation est fondée sur la relation entre la variation anticipée du taux au comptant et la pente taux à terme-taux au comptant :

$$E_t r_{t+n-m}^{(m)} - r_t^{(m)} = \left(f_t^{(m,n)} - r_t^{(m)} \right) - \varphi_f^{(m,n)}. \quad (4)$$

La seconde équation est fondée sur la relation entre la variation anticipée du rendement d'un titre long et la pente des taux :

$$E_t r_{t+m}^{(n-m)} - r_t^{(n)} = \frac{m}{n-m} \left(r_t^{(n)} - r_t^{(m)} \right) - \frac{m}{n-m} \varphi_h^{(m,n)}. \quad (5)$$

La troisième équation est fondée sur la relation entre la variation cumulée anticipée du taux court et la pente des taux :

$$E_t k_t^{(m,n)} - r_t^{(m)} = \left(r_t^{(n)} - r_t^{(m)} \right) - \varphi_k^{(m,n)}, \quad (6)$$

avec $E_t k_t^{(m,n)} - r_t^{(m)} = \frac{n}{m} \sum_{i=1}^{\frac{n}{m}-1} \sum_{j=1}^{im} E_t \Delta r_{t+j}^{(m)}$.

L'équation (4) indique que, lorsque le taux à terme est supérieur au taux au comptant, les agents anticipent une augmentation des taux au comptant futurs. Les équations (5) et (6) montrent qu'une augmentation de la pente des taux devrait être accompagnée d'une augmentation future à la fois des taux longs et des taux courts. L'écart initial devrait toutefois se réduire, car le taux court devrait augmenter plus que le taux long (dès que $n > 2m$).

Comme les équations (4) à (6) sont directement déduites de la TA, si l'une est vérifiée pour tout m et tout n , alors les deux autres devraient également être vérifiées pour tout m et tout n . Néanmoins, ces différentes spécifications ont été abondamment étudiées dans la littérature empirique, car elles permettent de se concentrer sur des aspects différents de la TA. Chacune d'entre elles peut être utile pour étudier un aspect particulier de la TA.

2.3 Les résultats empiriques

Nous considérons les taux sur euro-devises pour quatre maturités (1 mois, 3 mois, 6 mois et 12 mois) et pour quatre pays (Etats-Unis, Allemagne, France et Royaume-Uni). L'échantillon couvre la période allant de janvier 1975 à décembre 1997. Les données sont des moyennes fin de mois des taux offerts et demandés, donnant 276 observations. Les données viennent de Datastream. Les taux d'intérêt sont exprimés en taux zéro-coupon composés continûment, comme recommandé par McCulloch (1993) et Shea (1992)². Le choix des euro-taux permet d'obtenir une certaine homogénéité entre les marchés étudiés, favorisant les comparaisons internationales.

Dans le tableau 1, nous reportons les résultats des tests ADF de non-stationnarité pour les différentes séries. Les taux zéro-coupon, qui sont à la base de la définition de tous les rendements, sont tous intégrés d'ordre 1 au seuil de significativité de 5% dans tous les pays et pour toutes les maturités. Dans la plupart des cas (sauf pour $(m, n) = (3, 12)$ et $(6, 12)$ mois aux Etats-Unis), la pente des taux et l'écart taux à terme-taux au comptant peuvent être considérés comme stationnaires. Cela implique que, pour presque toutes les paires de maturités, les régressions standard sont équilibrées : les variables de gauche et de droite de l'équation sont stationnaires.

Les équations (4) à (6) sont alors estimées pour tester la TA. Leur estimation nécessite une hypothèse supplémentaire de rationalité des anticipations. En effet, sous cette hypothèse, les équations (4) à (6) peuvent être réécrites sous la forme :

$$r_{t+n-m}^{(m)} - r_t^{(m)} = \alpha_f + \beta_f \left(f_t^{(m,n)} - r_t^{(m)} \right) + u_{f,t+n-m} \quad (7)$$

$$r_{t+m}^{(n-m)} - r_t^{(n)} = \alpha_h + \beta_h \frac{m}{n-m} \left(r_t^{(n)} - r_t^{(m)} \right) + u_{h,t+m} \quad (8)$$

$$k_t^{(m,n)} - r_t^{(m)} = \alpha_k + \beta_k \left(r_t^{(n)} - r_t^{(m)} \right) + u_{k,t+n-m} \quad (9)$$

où $u_{i,t}$, $i = f, h, k$, est le terme d'erreur.

²Les taux d'intérêt pour les maturités intermédiaires (utilisés pour calculer certains taux à terme et rendements de portage) ne sont pas disponibles sur l'ensemble de la période. Ils ont été évalués par interpolation.

Sous sa forme "pure", la TA implique $\alpha_i = 0$ et $\beta_i = 1$, mais, dans les travaux empiriques, l'hypothèse de prime nulle ($\alpha_i = 0$) est souvent négligée pour se concentrer sur l'égalité à 1 du paramètre β_i . Ce test est compatible avec l'existence d'une prime constante dans le temps, mais dépendante de la maturité.

Le tableau 2 indique les estimations de β_i , $i = f, h, k$, leur écart-type asymptotique, le R^2 corrigé et la p-value pour le test de $\beta_i = 1$. Les écarts-types asymptotiques sont corrigés pour le chevauchement des horizons de prévision (Hansen et Hodrick, 1980)³ et pour l'hétéroscédasticité (White, 1980), alors que la matrice de variance-covariance est estimée comme suggéré par Newey et West (1987). Les p-values sont calculées à partir de simulations par *bootstrapping*⁴.

Les spécifications standard (7) à (9) sont estimées pour chaque paires de maturités pour les taux américains, allemands, français et britanniques. Nous obtenons des résultats sensiblement différents en ce qui concerne la TA. Les résultats pour les taux américains sont très proches de ceux obtenus dans des études antérieures : pour les équations (7) et (9), β_f et β_k sont significativement inférieurs à 1 (entre 0,3 et 0,6), et pour (8) β_h est négatif (entre $-0,3$ et $-0,8$). La TA est ainsi généralement rejetée, puisque nous ne pouvons pas rejeter l'hypothèse $\beta_i = 1$ dans seulement 6 cas sur 18. De plus, dans tous les cas, les \bar{R}^2 sont proches de 0. Dans la même manière, la TA est généralement rejetée pour les taux allemands (nous acceptons l'hypothèse nulle pour 7 cas seulement). Les estimations de β_f et β_k sont significativement inférieures à 1 (entre 0,3 et 0,7) et les estimations de β_h sont négatives dans la plupart des cas (entre 0,3 et $-0,6$). Les \bar{R}^2 sont de nouveau très bas (inférieurs à 0,17).

Au contraire, pour les taux français, la TA n'est presque jamais rejetée : nous ne rejetons l'hypothèse nulle $\beta_i = 1$, $i = f, h, k$, que dans deux cas ($(m, n) = (1, 12)$ et $(3, 12)$ mois pour la relation fondée sur le taux à terme). Il est important de noter que les estimations de β_i sont assez proches les unes des autres : l'estimation de β_h (qui reflète le lien entre la pente des taux et la variation du rendement d'un titre long) est proche de 1, entre 0,5 et 1,1 (et non négative, comme dans le cas des taux américains et allemands) ; de plus, pour les équations (7) et (9), les pentes contiennent de l'information concernant les variations des taux futurs (les \bar{R}^2 sont compris entre 0,2 et 0,5). En ce qui concerne les taux britanniques, la TA est également acceptée pour presque toutes les paires de maturités. Elle n'est rejetée que pour les paires (1,3) et (1,6) pour l'équation (8). Pour (7) et (9), les pentes contiennent de l'information pour les variations de taux futurs (les \bar{R}^2 sont compris entre 0,1 et 0,3), mais pour l'équation (8) les \bar{R}^2 sont proches de 0.

Nous concluons donc que, en ce qui concerne l'approche standard, la TA est gé-

³Bien que les erreurs d'anticipations soient supposées non-corrélées dans le temps, les résidus des équations (7) à (9) ne sont pas des bruits blancs. Ils suivent en effet des processus $MA(n - m - 1)$, $MA(m - 1)$ et $MA(n - m - 1)$ respectivement.

⁴Elles sont obtenues de la façon suivante : dans une première étape, les deux variables des spécifications standard sont estimées comme un modèle AR (dans lequel le nombre de retards est obtenu par le critère HQ) ; un grand nombre d'échantillons de modèle AR sont obtenus par simulation de résidus (engendrés à partir de la distribution empirique des résidus) ; enfin, les spécifications standard sont estimées et les p-values sont définies comme la proportion d'échantillons pour lesquels l'hypothèse nulle $\beta_i = 1$ n'est pas rejetée. Dans le tableau 3, les p-values pour les tests de la TA à partir des MCE sont évaluées de façon similaire.

néralement acceptée pour les taux français et britanniques, alors qu'elle est rejetée pour les données américaines et allemandes. Nous obtenons alors un puzzle portant sur le signe : les estimations de β_f et β_k sont positives mais inférieures à 1, alors que les estimations de β_h sont généralement négatives.

Globalement, ces résultats sont compatibles avec les résultats antérieures. Pour les Etats-Unis, nous trouvons des résultats similaires de ceux obtenus, par exemple, par Evans et Lewis (1994) pour les bons du trésor américain ou par Campbell (1995) à partir des rendements des bons zéro-coupon évalués par McCulloch (1990) sur les titres publics américains. En ce qui concerne l'Allemagne, nous obtenons des résultats moins favorables que ceux de Gerlach et Smets (1997), qui utilisent des taux sur euro-mark : nous rejetons l'hypothèse nulle $\beta_k = 1$ pour $(m, n) = (1, 3)$ et $(1, 6)$ mois, alors qu'ils rejettent la TA pour la paire $(1, 3)$ seulement. Cette différence entre les deux études semblent provenir d'une différence dans les échantillons. En effet, l'échantillon retenu par Gerlach et Smets va de 1972 à 1993. Mais durant la crise pétrolière de 1973-74, nous observons une augmentation des taux courts importante mais peu durable. Cela a conduit à une forte diminution de la pente des taux et de la variation cumulée des taux courts, impliquant une forte corrélation entre les deux séries. Il est toutefois important de noter que notre rejet de la TA à partir de l'approche standard est essentiellement fondée sur les résultats des équations (7) et (8), qui, à notre connaissance, n'ont pas encore été estimées sur ces données.

Gerlach et Smets (1997) obtiennent des résultats très favorables envers la TA à partir des taux sur l'euro-franc entre 1977 et 1993 (essentiellement le même échantillon que le nôtre), puisqu'ils ne rejettent pas l'hypothèse $\beta_k = 1$ pour les paires $(m, n) = (1, 3)$, $(1, 6)$ et $(1, 12)$ mois. Enfin, en ce qui concerne les taux britanniques, certains travaux récents (Hurn et al., 1995, Cuthbertson, 1996, à partir des taux LIBOR, Cuthbertson et al., 1996, à partir des taux sur les certificats de dépôts) ne rejettent généralement pas l'hypothèse $\beta_k = 1$.

Ce contraste entre les résultats empiriques des différents pays a été mis en évidence par Hardouvelis (1994) pour la partie longue de la courbe des taux. Ici, pour la partie courte, nous obtenons un puzzle similaire, dans lequel la TA est rejetée à la fois pour les Etats-Unis et l'Allemagne, mais acceptée pour la France et le Royaume-Uni.

De nombreuses explications du rejet de la TA ont été avancées (par exemple, Campbell et Shiller, 1991, ou Hardouvelis, 1994). Les explications les plus populaires sont l'erreur de mesure sur le taux long, l'hypothèse de surréaction et l'hypothèse de prime de risque variable. La première hypothèse tend à expliquer le biais vers -1 dans la régression (8) et le biais vers 0 dans la régression (9) (Mankiw, 1986, ou Campbell, 1995). Selon la deuxième explication, les taux longs surréagissent aux taux courts futurs, remettant en cause la rationalité des anticipations, puisque les agents font des erreurs d'anticipations systématiques (Mankiw et Summers, 1984, Hardouvelis, 1994). L'hypothèse de prime de risque variable indique que le taux long ne contient pas seulement de l'information sur les taux courts futurs, mais également sur la prime de risque variable (Mankiw et Miron, 1986). Le principal résultat obtenu par Hardouvelis (1994) est que l'erreur de mesure sur le taux long est suffisante pour expliquer le rejet de la TA pour la plupart des pays du G7 (en particulier l'Allemagne). Mais pour les Etats-Unis, les résultats empiriques ne peuvent être expliqués que par

l'hypothèse de surréaction.

Nous considérons dans la section suivante une explication alternative du puzzle portant sur le signe, liée au choix des variables dans les spécifications standard. Cet argument est à relier à celui proposé par Hakkio et Rush (1989), qui établissent que la relation fondée sur le taux à terme n'est pas adaptée pour tester la TA.

3 La TA à partir de l'approche MCE

3.1 Cointégration et approche standard

La plupart des travaux sur la TA ont pris en compte la non-stationnarité des taux d'intérêt. En effet, les équations (7) à (9) sont écrites avec des variables stationnaires uniquement (la variation des taux d'intérêt, l'écart taux à terme-taux au comptant, la pente des taux). Mais une relation de cointégration entre deux séries implique certaines restrictions sur la dynamique de ces séries. Plus précisément, si deux variables sont non-stationnaires et cointégrées, alors la dynamique complète du système peut s'écrire sous la forme d'un MCE (Engle et Granger, 1987).

Les implications pour la TA de la non-stationnarité éventuelle des taux d'intérêt ont été abondamment étudiées (Campbell et Shiller, 1987, 1988, Shea, 1992). Certains tests de la TA ont été proposés dans le cadre d'un VAR contraint, dans lequel les variables sont la variation du taux court et la pente des taux. Le test le plus étudié est fondé sur la significativité des pentes des taux présente et passées dans l'équation de variation du taux court. Ce test prend explicitement en compte les propriétés des séries, puisqu'il est déduit d'un VAR contraint (équivalent de la représentation MCE).

Toutefois, les trois spécifications standard décrites dans la section 2 ne sont pas directement compatibles avec ce cadre. Hakkio et Rush (1989) ont mis en évidence ce problème à propos de l'équation (7). Ils étudient la compatibilité entre le MCE et l'équation standard pour le test de l'efficience du marché des changes. Ils montrent que, quand le taux au comptant et le taux à terme sont cointégrés, alors le MCE est le cadre approprié pour tester l'efficience. Dans ce cas, le test mené à partir des équations standard peut conduire à des biais de spécifications. Plus précisément, ils montrent que sous l'hypothèse alternative les équations standard impliquent des contraintes trop restrictives. Hakkio et Rush (1989) et Dahlquist et Jonsson (1995) ont alors proposé des MCE alternatifs à l'équation (7). Dans cette représentation, la prime de terme *ex post*, c'est-à-dire l'écart entre le taux au comptant courant et le taux à terme passé, est le terme à correction d'erreur dans la dynamique de la variation du taux au comptant.

Il est possible de montrer que les équations (8) et (9) ne sont pas compatibles avec les cadres MCE ou VAR contraints. En effet, l'utilisation de la pente des taux comme terme à correction d'erreur implique le recours à la variation du taux long ou à la variation du taux court comme l'une des variables du système. Mais l'équation (8) est fondée sur la variation du rendement d'un titre long (et non la variation du taux long, sauf dans le cas d'une rente perpétuelle, comme dans Campbell et Shiller, 1987); et l'équation (9) est fondée sur la variation cumulée des taux courts futurs (et non la variation du taux court). Donc aucune de ces spécifications ne peut être

considérée comme faisant partie d'un MCE ou d'un VAR contraint avec la pente des taux comme terme à correction d'erreur. Ce résultat n'implique pas que l'approche standard n'est pas valide, puisque selon la TA les spécifications sont compatibles avec les MCE. Mais la puissance des tests qui s'en déduisent peut être assez faible face à certaines hypothèses alternatives. Des détails supplémentaires sont donnés dans la section 4.

3.2 Les relations de long terme

Comme dans Hakkio et Rush (1989) et Dahlquist et Jonsson (1995), nous estimons des MCE univariés dans lesquels la prime de portage ex post et la prime de capitalisation ex post (obtenues à partir des séries observées de (2) et (3)) jouent le rôle de terme à correction d'erreur. Comme nous l'avons vu dans la section 2, si les taux d'intérêt sont non-stationnaires, la TA implique que les trois primes sont constantes dans le temps. Donc les primes ex post sont stationnaires, puisque les erreurs d'anticipations sont stationnaires sous l'hypothèse de rationalité.

Nous pouvons donc déduire de (1) - (3) les trois relations de cointégration suivantes :

$$r_{t+n-m}^{(m)} = \delta_f f_t^{(m,n)} - \mu_f + z_{f,t+n-m} \quad (10)$$

$$h_t^{(m,n)} = \delta_h r_t^{(m)} + \mu_h + z_{h,t+m} \quad (11)$$

$$k_t^{(m,n)} = \delta_k r_t^{(n)} - \mu_k + z_{k,t+n-m} \quad (12)$$

où $z_{i,t}$, $i = f, h, k$, est la somme de l'erreur d'anticipation et, éventuellement, de la composante variable (mais stationnaire) de la prime de risque. Sous la TA, nous obtenons directement que $\delta_i = 1$ et $\mu_i = \varphi_i^{(m,n)}$. Ces conditions sont nécessaires mais insuffisantes pour que la TA soit valide, puisque les anticipations doivent être en outre rationnelles. Les erreurs associées aux équations (10) à (12) sont définies de la façon suivante sous la TA :

$$z_{f,t+n-m} = r_{t+n-m}^{(m)} - E_t r_{t+n-m}^{(m)} \quad (13)$$

$$z_{h,t+m} = h_t^{(m,n)} - E_t h_t^{(m,n)} = -\frac{n-m}{m} \left(r_{t+m}^{(n-m)} - E_t r_{t+m}^{(n-m)} \right) \quad (14)$$

$$z_{k,t+n-m} = k_t^{(m,n)} - E_t k_t^{(m,n)} = \frac{m}{n} \sum_{i=0}^{\frac{n}{m}-1} \left(r_{t+im}^{(m)} - E_t r_{t+im}^{(m)} \right). \quad (15)$$

Il est clair que ces erreurs s'expriment directement en fonction des erreurs d'anticipations, qui sont des bruits blancs sous l'hypothèse de rationalité des anticipations. De plus, les termes d'erreur définis dans les équations (13) à (15) sont observés à des dates différentes : dans (13) et (14), les erreurs proviennent d'anticipations en t concernant $t+n-m$ et $t+m$ respectivement ; dans (15), les erreurs proviennent d'anticipations en t concernant $t+m$, $t+2m$, ..., $t+n-m$. Donc même sous l'hypothèse de rationalité, les termes d'erreur $z_{i,t}$ dans (13) à (15) ne sont, généralement pas des bruits blancs, du fait du chevauchement des horizons de prévision⁵. Il s'en suit que

⁵Pour (13) et (15), les erreurs ont une composante MA d'ordre $(n-m-1)$ dès que $n-m > 1$; pour (14), les erreurs ont une composante MA d'ordre $(m-1)$ dès que $m > 1$.

la cadre de la cointégration n'est pas adapté pour tester toutes les implications de la TA. En effet, la cointégration (ou en d'autres termes, la stationnarité des primes ex post) est une implication de la plupart des modèles de structure par terme, et non spécifiquement de la TA. Par exemple, l'hypothèse de surréaction ou l'hypothèse de prime de risque variable sont toutes deux compatibles avec la stationnarité des primes de risque ex post. Pour être complet, la cointégration est vérifiée dès que les primes de risque et les erreurs d'anticipations sont stationnaires.

Certains auteurs (Hall et al., 1992, Shea, 1992, Engsted et Tanggaard, 1994) ont adopté un cadre MCE pour tester certaines implications de long terme de la TA, quand deux ou plusieurs taux d'intérêt sont considérés : dans un système de N taux d'intérêt, Hall et al. ont montré que la TA implique $N - 1$ relations de cointégration, chacune d'elles s'exprimant sous la forme d'une pente entre un taux quelconque et le taux le plus court. Notons toutefois que l'objectif est alors de tester les implications de la TA concernant la dynamique de long terme (et non l'ensemble de la dynamique), puisque l'ensemble des contraintes induites par la TA sur le MCE ne sont pas décrites. Dans la section suivante, nous écrivons l'ensemble de ces contraintes.

3.3 Les modèles à correction d'erreur

L'existence des relations de cointégration (10) à (12) implique des écritures des MCE légèrement différentes des écritures usuelles. Les équations (10) à (12) reflètent l'égalité des rendements anticipés ajustés du risque de placements alternatifs sur un même horizon. A la date t , un seul rendement est parfaitement connu (le taux à terme dans (10) et le taux zéro-coupon dans (11) et (12)), l'autre taux étant connu après $n - m$, m et $n - m$ périodes respectivement. Donc les ordres de différenciation doivent être compatibles avec le nombre de périodes nécessaires pour que les termes à correction d'erreur soient connus à la date t et donc ne soient pas corrélés avec les termes d'erreur. Les MCE associés aux équations (10) à (12) s'écrivent alors respectivement, en l'absence des termes retardés :

$$r_{t+n-m}^{(m)} - r_t^{(m)} = a_f \left(r_t^{(m)} + \mu_f - \delta_f f_{t-n+m}^{(m,n)} \right) + b_f \left(f_t^{(m,n)} - f_{t-n+m}^{(m,n)} \right) + \varepsilon_{f,t+n-m} \quad (16)$$

$$h_t^{(m,n)} - h_{t-m}^{(m,n)} = a_h \left(h_{t-m}^{(m,n)} - \mu_h - \delta_h r_{t-m}^{(m)} \right) + b_h \left(r_t^{(m)} - r_{t-m}^{(m)} \right) + \varepsilon_{h,t+m} \quad (17)$$

$$k_t^{(m,n)} - k_{t-n+m}^{(m,n)} = a_k \left(k_{t-n+m}^{(m,n)} + \mu_k - \delta_k r_{t-n+m}^{(n)} \right) + b_k \left(r_t^{(n)} - r_{t-n+m}^{(n)} \right) + \varepsilon_{k,t+n-m} \quad (18)$$

où $\varepsilon_{i,t}$, $i = f, h, k$, est le terme d'erreur. Le terme de gauche et le second terme de droite sont stationnaires si les taux d'intérêt sont $I(1)$. De plus, si la TA est valide, le terme à correction d'erreur, qui est le premier terme de droite, est stationnaire. Donc si δ_i est supposé connu, les techniques standard peuvent être utilisées pour estimer (16) à (18) et elles donnent des estimateurs convergents de a_i et b_i , $i = f, h, k$.

Il est aisé de remarquer que les spécifications standard et les MCE sont compatibles sous la TA, puisque celle-ci implique $\beta_i = 1$ dans (7) à (9) et $-a_i = \delta_i = b_i = 1$ dans

(16) et (18). Cependant, la situation est plus délicate sous l'hypothèse alternative. Si on commence avec le MCE pour le taux à terme (équation (16)), il est clair que, après une simple réorganisation des variables, la spécification standard (7) est emboîtée dans le MCE, sous la seule hypothèse supplémentaire que $\delta_f = 1$. En effet, si $\delta_f = 1$, l'équation (16) peut s'écrire :

$$r_{t+n-m}^{(m)} - r_t^{(m)} = a_f \left(r_t^{(m)} - f_t^{(n-m,n)} \right) + (a_f + b_f) \left(f_t^{(n-m,n)} - f_{t-n+m}^{(n-m,n)} \right) + a_f \mu_f + \varepsilon_{f,t+n-m} \quad (19)$$

et la restriction supplémentaire $b_f = -a_f$ est imposée à la spécification standard (7). Donc si le taux au comptant et le taux à terme sont cointégrés, c'est-à-dire si le MCE est le vrai modèle, le fait d'imposer la contrainte $b_f = -a_f$ lors de l'estimation de la relation standard peut conduire à un biais de variable omise dans l'estimation de β_f (Hakkio et Rush, 1989). Cela implique que, sous l'hypothèse nulle, l'équation (7) est trop restrictive, puisqu'elle induit que le taux à terme a le même effet sur le taux au comptant à court terme et à long terme. Le biais est lié à la corrélation entre l'écart taux à terme-taux au compte, qui est présent dans l'équation (7), et la variation du taux à terme, qui est manquante.

Pour les deux autres tests (fondés sur la variation du taux long et du taux court), les spécifications standard ne peuvent pas être directement écrites comme des cas particuliers des MCE. Néanmoins, quand les taux sont cointégrés, la dynamique du système composé des différents taux devrait s'écrire comme un MCE et il existe donc un biais de spécification potentiel pour les tests fondés sur l'approche standard.

3.4 Les résultats empiriques

Nous avons déduit les implications de la TA dans un cadre MCE, en supposant que les primes ex post sont toutes stationnaires. Le tableau 1 montre les résultats des tests ADF de stationnarité des primes ex post. Pour les taux allemands, français et britanniques, les primes sont toutes stationnaires, quelle que soit la maturité. Dans le cas des taux américains, l'hypothèse nulle de non-stationnarité n'est pas rejeté seulement pour les primes de terme et de portage ex post du couple (3, 12) mois. Les primes ex post peuvent donc généralement être utilisées comme termes à correction d'erreur des MCE (16) à (18).

Nous estimons donc les trois MCE (16) à (18) pour chaque paire de maturités. Le tableau 3 indique les estimations de a_i et b_i , qui doivent être égaux à -1 et 1 respectivement sous la TA, et les seuils de significativité des tests de l'hypothèse jointe $-a_i = b_i = 1$. Comme dans le cas des spécifications standard, les p-values sont calculées à partir de simulations par *bootstrapping*.

Notons tout d'abord que les estimations sont beaucoup plus proches les unes des autres selon les spécifications et les pays que pour les spécifications standard : pour $i = f, h, k$, a_i est compris entre $-1,21$ et $-0,24$ et b_i entre $0,07$ et $1,48$, quelle que soit la paire de maturités. Nous pouvons donc conclure que le puzzle portant sur le signe mis en évidence par Campbell et Shiller (1991) disparaît. De plus, la TA est plus souvent acceptée quand les tests sont fondés sur les MCE que lorsqu'ils sont fondés

sur l'approche standard. Néanmoins, les taux américains et allemands sont encore mal expliqués par la TA : nous ne rejetons pas la TA dans 8 cas sur 18 pour les taux américains et pour 9 cas sur 18 pour les taux allemands. Il est intéressant de noter que les résultats les moins favorables sont obtenus pour la relation portant sur le taux à terme (16). Ce résultat est compatible avec les tests fondés sur les spécifications standard, emboîtées dans les MCE. En outre, on observe que la TA est généralement acceptée pour la relation fondée sur le rendement de portage (17) : les estimations de a_h et b_h sont assez proches de -1 et 1 respectivement.

Pour les taux français et britanniques, les paramètres sont très proches des valeurs induites par la TA : a_i est compris entre $-0,6$ et $-1,2$ et b_i entre $0,6$ et $1,3$. Pour les taux français, la TA n'est jamais rejetée, alors que pour les taux britanniques, la TA n'est rejetée que dans un cas (la paire (1,3) pour la relation fondée sur le taux à terme). Ces estimations sont favorables envers la TA.

Enfin, même quand la TA est rejetée, les estimations ne sont jamais très éloignées des valeurs prédites par la théorie. La principale exception de ce résultat général est le test fondé sur le taux à terme pour les Etats-Unis et, dans une moindre mesure, pour l'Allemagne. Dans le cas américain, a_1 est compris entre $-0,26$ et $-0,46$ et b_1 entre $0,07$ et $0,45$; dans le cas allemand, a_1 est entre $-0,28$ et $-0,62$ et b_1 entre $0,47$ et $0,91$.

4 Interprétation des résultats

4.1 Comparaison entre l'approche standard et les MCE

Si l'on compare l'approche standard et les MCE, on doit noter que le puzzle portant sur le signe disparaît globalement avec la seconde approche. Dans ce cas, les estimations sont similaires pour les équations fondées sur les rendements de portage et les rendement de capitalisation. Ce résultat est intéressant, puisque le puzzle portant sur le signe est une question ancienne. Notre résultat permet de donner une interprétation à ce puzzle.

Comme on l'a déjà indiqué, la comparaison de l'approche standard et des MCE montre que l'équation fondée sur les taux à terme (7) est la seule emboîtée dans le MCE (équation (16)). En revanche, les équations (8) et (9) fondées sur la pente des taux ne peuvent pas être interprétées dans des cas particuliers des équations (17) et (18). Cela implique qu'une stricte comparaison entre les modèles n'est possible que dans le cas des taux à terme. Les tableaux 2 et 3 montrent des résultats très proches pour l'approche standard et le MCE quand la TA est testée à partir de l'équation portant sur le taux à terme. Un tel résultat n'est pas surprenant puisque l'hypothèse nulle est la même dans les deux cas.

De façon à identifier plus précisément les liens entre l'approche standard et le MCE, on suppose que $-a_i = b_i$ dans le MCE (17) et (18)⁶. Donc nous pouvons écrire que les spécifications standard (8) et (9), en ignorant les termes constants, sous la

⁶ Il est clair que, quand $-a_f = b_f$, (7) et (16) représentent la même équation.

forme :

$$h_t^{(m,n)} - r_t^{(n)} = \beta_h \left(r_t^{(m)} - r_t^{(n)} \right) + u_{h,t+m} \quad (20)$$

$$k_t^{(m,n)} - r_t^{(m)} = \beta_k \left(r_t^{(n)} - r_t^{(m)} \right) + u_{k,t+n-m} \quad (21)$$

alors que les MCE (17) et (18) peuvent être réécrits comme :

$$h_t^{(m,n)} - h_{t-m}^{(m,n)} = b_h \left(r_t^{(m)} - h_{t-m}^{(m,n)} \right) + \varepsilon_{h,t+m} \quad (22)$$

$$k_t^{(m,n)} - k_{t-n+m}^{(m,n)} = b_k \left(r_t^{(n)} - k_{t-n+m}^{(m,n)} \right) + \varepsilon_{k,t+n-m}. \quad (23)$$

De ces équations, il apparaît que la principale différence entre les deux approches (une fois que l'on a supposé $-a_i = b_i$ dans les MCE) réside dans la variable utilisée pour rendre les deux côtés de l'équation stationnaires. Dans (20) et (21), la stationnarité est obtenue en utilisant le taux long et le taux court respectivement, ce qui permet d'introduire la pente des taux à droite de l'équation. Le terme de gauche ne s'exprime donc pas comme une variation de taux. Au contraire, le terme de droite de (22) et (23) contient une variable ad hoc (similaire à l'écart taux à terme-taux au comptant dans (7)), mais les variables de gauche s'interprètent clairement comme des variations de taux.

La principale différence entre ces deux approches est de modifier sensiblement le ratio signal-bruit, c'est-à-dire le rapport de l'écart-type de la variable de gauche sur l'écart-type de la variable de droite, quand on considère les équations (22) et (20). Le tableau 4 reporte les ratios signal-bruit pour les équations (20) à (23). En ce qui concerne l'équation (20), le ratio est le plus faible en France (entre 2,9 et 4,6, selon les maturités) et le plus élevé pour les Etats-Unis (entre 3,7 et 7,8). Pour l'équation (22), ce ratio est très bas, entre 0,97 et 1,36 pour tous les pays. Au contraire, le ratio signal-bruit pour les équations (21) et (23) reste presque inchangé : il est compris entre 1,2 et 2,4 pour l'équation (21) et entre 1,2 et 1,5 pour l'équation (23).

La faible variabilité de la pente des taux comparée à celle de la variation du rendement d'un titre long (20) permet d'expliquer à la fois le large écart-type de β_h et les très faibles \bar{R}^2 (comme le montre le tableau 2). Ces caractéristiques des tests standard fondés sur le taux long disparaissent quand le test est fondé sur le rendement de portage (tableau 3).

4.2 Comparaison entre les pays

L'explication du puzzle portant sur les pays reste une question importante. Quand les résultats obtenus à partir des spécifications standard sont comparés à ceux obtenus à partir des MCE, nous trouvons que deux groupes de pays peuvent être distingués. Dans le premier groupe (France et Royaume-Uni), la TA n'est rejetée par aucune des deux approches. Dans le second (Etats-Unis et Allemagne), la TA est généralement rejetée à partir des deux approches, même si le test fondé sur les MCE donne des résultats plus favorables envers la théorie.

Gerlach et Smets (1997) suggèrent que l'échec des tests standard pour certains pays pourrait être dû au manque de prévisibilité des taux à court terme, associé à

une prime de risque variable dans le temps. Ils montrent que les pays pour lesquels le coefficient de la pente des taux est le plus large sont les pays à régime de change quasi-fixe et qui ont connu des crises de change. L'argument est que les crises de change induisent généralement des pentes des taux et des variations cumulées des taux courts importantes et négatives, conduisant à des estimations de β_k proches de l'unité. Cette hypothèse pourrait être un bon candidat pour expliquer nos résultats pour les taux français et britanniques, puisque ces deux pays ont connu des crises de change au cours de la période étudiée.

De façon à analyser cet argument, nous étudions la stabilité des paramètres des spécifications standard et des MCE. Les paramètres estimés devraient être proches de 1 durant les périodes d'attaques spéculatives. Cette analyse est fondée sur des régressions roulantes sur 5 ans, suivant Dahlquist et Jonsson (1995). Les graphiques 1 et 2 montrent les estimations des paramètres et les intervalles de confiance à 95% pour chaque pays pour la maturité $(m, n) = (3, 6)$ mois. Le principal résultat est que la différence entre les deux groupes de pays semble indépendante des chocs de politique monétaire. En effet, pour les Etats-Unis et l'Allemagne, le coefficient de la pente est généralement nettement inférieur à 1 : dans le cas américain, le changement de procédures monétaires de la Fed au cours de la période 1979-82 n'a eu aucun effet sensible sur l'estimation des paramètres, alors que les estimations sont plus proches de l'unité à la fin de l'échantillon. Pour l'Allemagne, nous observons le même résultat général, mais avec des écarts-types plus faibles. C'est la raison pour laquelle la TA n'est pas rejetée pour la paire (3, 6) mois aux Etats-Unis pour les deux spécifications fondées sur la pente des taux (équations (8) et (9)).

En ce qui concerne le second groupe de pays, nous trouvons que les crises de change impliquent généralement une diminution du coefficient de la pente des taux, plutôt qu'une augmentation comme le suggèrent Gerlach et Smets (1997). En effet, les estimations sont presque toujours proches de l'unité sauf en 1981 (c'est-à-dire au cours de la sous-période 1977-81) et en 1992 en France, de 1993 à 1997 pour le Royaume-Uni. Dans le cas français, les attaques spéculatives associées à des augmentations importantes des taux courts conduisent au rejet de la TA sur ces seules sous-périodes. La forte baisse des taux courts britanniques entre 1990 et 1993 conduit à un rejet persistant de la TA.

Ce résultat ne réfute pas nécessairement l'argument de Gerlach et Smets, mais le lien entre le régime de change quasi-fixe et le non-rejet de la TA pourrait ne pas être directement lié aux attaques spéculatives. Dans le cas de la France par exemple, la participation au mécanisme de change européen pourrait avoir induit une forte prévisibilité des taux courts, dont les mouvements sont contraints par les accords de change. Cet argument est semblable à celui développé par Mankiw et Miron (1986). Ils montrent que le rejet de la TA pourrait être dû à la très faible prévisibilité des taux courts, induite par la crédibilité de la politique monétaire. A l'inverse, les régimes de change quasi-fixe impliquent une certaine forme de prévisibilité des taux courts, lorsque les taux de change s'approchent de leurs bornes, puisque les participants des marchés anticipent alors une intervention de la banque centrale sur le marché des changes ou le marché monétaire. L'Allemagne n'a pas connu de telles situations, du fait du rôle leader du mark.

5 Conclusion

L'objectif de ce papier était double. Tout d'abord, nous avons proposé une approche alternative au test de la TA, qui prenne en compte la non-stationnarité potentielle des taux d'intérêt, dans un cadre MCE. Une telle procédure a déjà été développée pour tester la capacité des taux à terme à prévoir les taux au comptant futurs (Hakkio et Rush, 1989, ou Dahlquist et Jonsson, 1995), mais pas pour étudier la capacité de la pente des taux à prévoir les variations de taux d'intérêt futurs. L'approche MCE semble mieux adaptée pour tester la TA, puisqu'elle prend en compte les relations de cointégration entre les taux d'intérêt. Ces liens de long terme ont été pris explicitement en compte par exemple par Campbell et Shiller (1987, 1988) dans le cadre d'un VAR contraint, ou par Hall et al. (1992) dans un MCE, mais pas pour étudier des régressions univariées. Nous montrons que ces MCE ne sont pas directement comparables aux spécifications standard proposées Campbell et Shiller (1991). Plus précisément, la différence entre les deux approches est liée à la variable choisie pour rendre les variables des régressions stationnaires.

D'autre part, nous avons testé la TA pour les taux sur euro-dollar, euro-mark, euro-franc et euro-livre sur la période 1975-97. Concernant l'approche standard, nous ne rejetons presque jamais la théorie pour les taux français et britanniques, alors que nous rejetons généralement la TA pour les taux américains et allemands. De plus, pour un pays donné, les différentes spécifications testées conduisent en général à la même conclusion. Pour les taux américains et allemands, nous obtenons en outre le puzzle portant sur le signe mis en évidence par Campbell et Shiller (1991).

Les MCE donnent des résultats plus proches pour les trois différents tests que les spécifications standard et le puzzle portant sur le signe disparaît. Cependant, le puzzle portant sur les pays demeure, puisque la TA est encore rejetée pour les Etats-Unis et l'Allemagne. Gerlach et Smets (1997) suggèrent que la participation à un régime de change quasi-fixe (comme la France) pourrait expliquer ce résultat. Une analyse récursive des paramètres montre que cette interprétation peut être valide, mais pas directement du fait du rôle particulier joué par les attaques spéculatives. En effet, les fortes variations de taux courts dues aux crises de change (en France et au Royaume-Uni) induisent généralement une diminution du coefficient estimé. La participation à un régime de change quasi-fixe pourrait renforcer la prévisibilité des taux courts et donc expliquer pourquoi la TA n'est pas rejetée en France, alors qu'elle est rejetée pour l'Allemagne, dont la politique monétaire n'a pas été contrainte par les accords de change. Il est important de noter cependant que cet argument permet d'expliquer pourquoi la TA n'est pas rejetée pour certains pays, mais pas d'expliquer pourquoi elle est rejetée dans d'autres.

Références

- [1] Campbell, J.Y. (1995) Some Lessons from the Yield Curve, *Journal of Economic Perspectives*, 9, 129-152.
- [2] Campbell, J.Y., and Shiller, R.J. (1987) Cointegration and Tests of Present Value Models, *Journal of Political Economy*, 95, 1062-1088.
- [3] Campbell, J.Y., and Shiller, R.J. (1988) Interpreting Cointegrated Models, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, 505-522.
- [4] Campbell, J.Y., and Shiller, R.J. (1991) Yield Spreads and Interest Rate Movements : A Bird's Eye View, *Review of Economic Studies*, 58, 495-514.
- [5] Cuthbertson, K. (1996) The Expectations Hypothesis of the Term Structure : The UK Interbank Market, *Economic Journal*, 106, 578-592.
- [6] Cuthbertson, K., Hayes S. and Nitzsche D. (1996) The Behaviour of Certificate of Deposit Rates in the UK, *Oxford Economic Papers*, 48, 397-414.
- [7] Dahlquist, M., and Jonsson, G. (1995) The Information in Swedish Short-Maturity Forward Rates, *European Economic Review*, 39, 1115-1131.
- [8] Engle, R., and Granger, C.W.J. (1987) Cointegration and Error Correction : Representation, Estimation, and Testing, *Econometrica*, 55, 251-276.
- [9] Engsted, T., and Tanggaard, C. (1994) Cointegration and the US Term Structure, *Journal of Banking and Finance*, 18(1), 167-181.
- [10] Evans, M.D.D., and Lewis, K.K. (1994) Do Stationary Risk Premia Explain It All ?, *Journal of Monetary Economics*, 33, 285-318.
- [11] Fama, E.F. (1984) The Information in the Term Structure, *Journal of Financial Economics*, 13, 509-528.
- [12] Fama, E.F., and Bliss, R.R. (1987) The Information in Long-Maturity Forward Rates, *American Economic Review*, 77, 680-692.
- [13] Fuller, W.A. (1976) *Introduction to Statistical Time Series*, New York, Wiley.
- [14] Gerlach, S., and Smets, F. (1997) The Term Structure of Euro-Rates : Some Evidence in Support of the Expectations Hypothesis, *Journal of International Money and Finance*, 16, 305-321.
- [15] Hakkio, C.S., and Rush, M. (1989) Market Efficiency and Cointegration : An Application to the Sterling and Deutschemark Exchange Markets, *Journal of International Money and Finance*, 8, 75-88.
- [16] Hall, A.D., Anderson, H.M. and Granger, C.W.J. (1992) A Cointegration Analysis of Treasury Bill Yields, *Review of Economics and Statistics*, 74, 116-126.
- [17] Hardouvelis, G.A. (1994) The Term Structure Spread and Future Changes in Long and Short Rates in the G7 Countries, *Journal of Monetary Economics*, 33, 255-283.
- [18] Hansen, L.P., and Hodrick, R.J. (1980) Forward Rates as Optimal Predictors of Future Spot Rates, *Journal of Political Economy*, 88, 829-853.

- [19] Hurn, A.S., Moody, T. and Muscatelli, V.A. (1995) The Term Structure of Interest Rates in the London Interbank Market, *Oxford Economic Papers*, 47, 418-436.
- [20] Jorion, P., and Mishkin, F.S. (1991) A Multicountry Comparison of Term-Structure Forecasts at Long Horizons, *Journal of Financial Economics*, 29, 59-80.
- [21] Mankiw, N.G. (1986) The Term Structure of Interest Rates Revisited, *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, 61-96.
- [22] Mankiw, N.G., and Miron, J.A. (1986) The Changing Behaviour of the Term Structure of Interest Rates, *The Quarterly Journal of Economics*, 101, 211-228.
- [23] Mankiw, N.G., and Summers L.H. (1984) Do Long-Term Interest Rates Overreact to Short-Term Interest Rates ?, *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, 223-242.
- [24] McCulloch, J.H. (1990) U.S. Government Term Structure Data, in *The Handbook of Monetary Economics*, vol. 1, Friedman, B.M., et F.H. Hahn (eds), Elsevier.
- [25] McCulloch, J.H. (1993) A Reexamination of Traditional Hypotheses About the Term Structure : A Comment, *Journal of Finance*, 30, 811-830.
- [26] Mishkin, F.S. (1988) The Information in the Term Structure : Some Further Results, *Journal of Applied Econometrics*, 3, 307-314.
- [27] Newey, W.K., and West, K.D. (1987) A Simple, Positive Definite, Heteroscedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix, *Econometrica*, 55, 703-708.
- [28] Shea, G.S. (1992) Benchmarking the Expectations Hypothesis of the Interest-Rate Term Structure : An Analysis of Cointegration Vectors, *Journal of Business and Economic Statistics*, 10, 347-366.
- [29] Shiller, R.J. (1990) The Term Structure of Interest Rates. In *Handbook of Monetary Economics*, eds. B.M. Friedman and F.H. Mahn, Vol. 1, Elsevier.
- [30] White, H. (1980) A Heteroscedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroscedasticity, *Econometrica*, 48, 817-838.

Tableau 1 : Tests de stationnarité

Le tableau présente les statistiques de test de Dickey et Fuller augmenté pour l'hypothèse $H_0 : \varphi = 0$ dans la régression : $\Delta x_t = \mu + \varphi x_{t-1} + \sum_{i=1}^l \theta_i \Delta x_{t-i} + u_t$, où x_t est le taux d'intérêt et u_t le terme d'erreur. L'ordre du processus autorégressif, l , est sélectionné de façon à blanchir les résidus. Les valeurs critiques viennent de Fuller (1976). ^a, ^b et ^c indiquent que la statistique est significative aux seuils de 1%, 5% et 10% respectivement.

<i>m, n</i>	Etats-Unis	Allemagne	France	Roy.-Uni	
Taux d'intérêt					
1	-1,599	-2,437	-1,836	-1,886	
3	-1,370	-2,839	^c -1,500	-1,963	
6	-1,628	-2,577	^c -1,542	-1,980	
12	-1,432	-2,648	^c -1,145	-2,291	
Pente des taux					
1, 3	-8,121	^a -3,313	^b -8,747	^a -3,844	^a
1, 6	-3,282	^b -3,466	^a -7,530	^a -4,647	^a
1, 12	-3,480	^a -3,337	^b -6,617	^a -4,380	^a
3, 6	-3,588	^a -3,382	^b -3,396	^b -5,064	^a
3, 12	-2,485	-3,472	^a -4,568	^a -3,889	^a
6, 12	-2,580	^c -3,674	^a -4,199	^a -3,571	^a
Ecart taux à terme-taux au comptant					
1, 3	-8,121	^a -3,313	^b -8,747	^a -3,844	^a
1, 6	-3,392	^b -3,242	^b -7,106	^a -5,145	^a
1, 12	-3,076	^b -3,530	^a -4,383	^a -3,413	^b
3, 6	-3,588	^a -3,382	^b -3,396	^b -5,064	^a
3, 12	-1,988	-3,763	^a -6,876	^a -3,365	^b
6, 12	-2,580	^c -3,674	^a -4,199	^a -3,571	^a
Prime de terme <i>ex post</i>					
1, 3	-5,014	^a -5,766	^a -5,610	^a -5,497	^a
1, 6	-4,127	^a -3,391	^b -3,623	^a -4,986	^a
1, 12	-3,491	^a -3,427	^b -3,748	^a -4,163	^a
3, 6	-4,339	^a -3,846	^a -9,330	^a -4,696	^a
3, 12	-2,511	-3,013	^b -5,971	^a -3,034	^b
6, 12	-3,042	^b -3,870	^a -5,516	^a -3,604	^a
Prime de portage <i>ex post</i>					
1, 3	-5,484	^a -6,180	^a -8,798	^a -5,758	^a
1, 6	-5,344	^a -4,217	^a -11,430	^a -5,586	^a
1, 12	-6,487	^a -3,829	^a -8,340	^a -7,365	^a
3, 6	-4,339	^a -3,846	^a -9,330	^a -4,696	^a
3, 13	-4,139	^a -3,545	^a -8,172	^a -5,066	^a
6, 12	-3,042	^b -3,870	^a -5,516	^a -3,604	^a
Prime de capitalisation <i>ex post</i>					
1, 3	-4,893	^a -5,654	^a -9,040	^a -5,895	^a
1, 6	-5,213	^a -4,061	^a -4,222	^a -5,277	^a
1, 12	-3,913	^a -3,179	^b -4,252	^a -4,817	^a
3, 6	-4,339	^a -3,846	^a -9,330	^a -4,696	^a
3, 12	-2,632	^c -3,261	^b -4,783	^a -4,586	^a
6, 12	-3,042	^b -3,870	^a -5,516	^a -3,604	^a

Tableau 2 : Estimation des spécifications standard

Le tableau reporte les estimations des équations (2.7) à (2.9). Les estimations portent sur la période 1975-97. L'estimation de la constante n'est pas indiquée. Les écarts-types asymptotiques, entre parenthèses, sont corrigés pour *overlapping* (Hansen et Hodrick, 1980) et pour hétéroscédasticité (White, 1980). La matrice de variance-covariance est estimée comme suggéré par Newey et West (1987). p-value est le niveau de significativité du test de l'hypothèse $\beta_i = 1$, fondé sur les simulations par *bootstrapping* (1000 échantillons simulés).

m, n	Equation (2.7)		Equation (2.8)		Equation (2.9)	
	β_f (s.e.)	\bar{R}^2 (p-val)	β_h (s.e.)	\bar{R}^2 (p-val)	β_k (s.e.)	\bar{R}^2 (p-val)
Etats-Unis						
1, 3	0,447 (0,17)	0,049 (0,00)	-0,322 (0,30)	0,001 (0,00)	0,525 (0,19)	0,062 (0,03)
1, 6	0,395 (0,20)	0,043 (0,02)	-0,818 (0,42)	0,010 (0,00)	0,505 (0,17)	0,064 (0,03)
1, 12	0,368 (0,19)	0,067 (0,03)	-0,505 (0,47)	0,001 (0,01)	0,465 (0,16)	0,090 (0,02)
3, 6	0,308 (0,29)	0,013 (0,03)	-0,381 (0,57)	0,003 (0,06)	0,308 (0,29)	0,013 (0,08)
3, 12	0,241 (0,17)	0,024 (0,01)	-0,470 (0,84)	0,004 (0,28)	0,349 (0,20)	0,041 (0,04)
6, 12	0,337 (0,25)	0,029 (0,08)	-0,326 (0,51)	0,004 (0,11)	0,337 (0,25)	0,029 (0,07)
Allemagne						
1, 3	0,581 (0,09)	0,131 (0,00)	0,255 (0,26)	0,000 (0,01)	0,702 (0,10)	0,166 (0,02)
1, 6	0,454 (0,15)	0,095 (0,03)	-0,179 (0,34)	-0,003 (0,01)	0,568 (0,12)	0,137 (0,01)
1, 12	0,538 (0,21)	0,134 (0,28)	-0,528 (0,41)	0,003 (0,00)	0,558 (0,20)	0,139 (0,19)
3, 6	0,335 (0,13)	0,034 (0,01)	-0,329 (0,26)	0,006 (0,00)	0,335 (0,13)	0,034 (0,02)
3, 12	0,484 (0,22)	0,093 (0,28)	-0,525 (0,34)	0,012 (0,01)	0,459 (0,22)	0,080 (0,25)
6, 12	0,367 (0,20)	0,039 (0,09)	-0,265 (0,40)	0,002 (0,11)	0,367 (0,20)	0,039 (0,08)

m, n	Equation (2.7)		Equation (2.8)		Equation (2.9)	
	β_f (s.e.)	\bar{R}^2 (p-val)	β_h (s.e.)	\bar{R}^2 (p-val)	β_k (s.e.)	\bar{R}^2 (p-val)
France						
1, 3	0,761 (0,23)	0,205 (0,35)	1,090 (0,27)	0,054 (0,72)	0,978 (0,24)	0,276 (0,89)
1, 6	0,912 (0,13)	0,383 (0,53)	0,854 (0,26)	0,034 (0,57)	1,018 (0,15)	0,436 (0,90)
1,12	0,718 (0,08)	0,320 (0,01)	0,619 (0,27)	0,016 (0,16)	0,893 (0,08)	0,495 (0,24)
3, 6	0,982 (0,22)	0,293 (0,99)	0,948 (0,44)	0,087 (0,88)	0,982 (0,22)	0,293 (0,92)
3,12	0,649 (0,14)	0,246 (0,04)	0,633 (0,45)	0,036 (0,52)	0,859 (0,11)	0,397 (0,28)
6,12	0,757 (0,12)	0,214 (0,09)	0,514 (0,23)	0,027 (0,12)	0,757 (0,12)	0,214 (0,09)
Royaume-Uni						
1, 3	0,696 (0,14)	0,148 (0,07)	0,070 (0,30)	-0,004 (0,00)	0,726 (0,14)	0,142 (0,08)
1, 6	0,639 (0,15)	0,164 (0,10)	0,174 (0,35)	-0,003 (0,02)	0,722 (0,16)	0,194 (0,19)
1,12	0,840 (0,19)	0,261 (0,55)	0,339 (0,43)	-0,001 (0,14)	0,834 (0,20)	0,260 (0,61)
3, 6	0,690 (0,18)	0,120 (0,21)	0,380 (0,36)	0,007 (0,19)	0,690 (0,18)	0,120 (0,24)
3,12	0,825 (0,22)	0,208 (0,60)	0,474 (0,49)	0,006 (0,40)	0,813 (0,23)	0,202 (0,62)
6,12	0,811 (0,24)	0,134 (0,56)	0,618 (0,49)	0,019 (0,59)	0,811 (0,24)	0,134 (0,59)

Tableau 3 : Estimation des modèles à correction d'erreur

Le tableau reporte les estimations des équations (3.7) à (3.9). Les estimations portent sur la période 1975-97. L'estimation de la constante n'est pas indiquée. Les écarts-types asymptotiques, entre parenthèses, sont corrigés pour *overlapping* (Hansen et Hodrick, 1980) et pour hétéroscédasticité (White, 1980). La matrice de variance-covariance est estimée comme suggéré par Newey et West (1987). p-value est le niveau de significativité du test de l'hypothèse jointe $-a_i = b_i = 1$, fondé sur les simulations par *bootstrapping* (1000 échantillons simulés).

m, n	Equation (3.7)			Equation (3.8)			Equation (3.9)		
	a_f (s.e.)	b_f (s.e.)	\bar{R}^2 (p-val)	a_h (s.e.)	b_h (s.e.)	\bar{R}^2 (p-val)	a_k (s.e.)	b_k (s.e.)	\bar{R}^2 (p-val)
Etats-Unis									
1, 3	-0,462 (0,20)	0,453 (0,16)	0,047 (0,00)	-0,921 (0,11)	0,732 (0,22)	0,623 (0,02)	-0,914 (0,23)	0,971 (0,13)	0,518 (0,84)
1, 6	-0,392 (0,22)	0,115 (0,28)	0,092 (0,00)	-0,953 (0,10)	0,372 (0,48)	0,515 (0,04)	-0,738 (0,22)	0,742 (0,15)	0,345 (0,05)
1, 12	-0,421 (0,19)	0,551 (0,24)	0,086 (0,08)	-0,780 (0,09)	1,413 (0,74)	0,459 (0,02)	-0,656 (0,34)	0,910 (0,21)	0,459 (0,26)
3, 6	-0,269 (0,26)	0,075 (0,23)	0,040 (0,00)	-0,665 (0,35)	1,392 (0,34)	0,799 (0,28)	-0,243 (0,34)	0,546 (0,16)	0,381 (0,01)
3, 12	-0,283 (0,18)	0,351 (0,24)	0,029 (0,01)	-0,859 (0,29)	1,411 (0,71)	0,644 (0,67)	-0,499 (0,29)	0,783 (0,21)	0,411 (0,12)
6, 12	-0,304 (0,26)	0,218 (0,33)	0,029 (0,04)	-0,429 (0,27)	1,465 (0,32)	0,776 (0,08)	-0,246 (0,32)	0,617 (0,20)	0,422 (0,02)
Allemagne									
1, 3	-0,549 (0,11)	0,559 (0,08)	0,130 (0,00)	-0,940 (0,11)	1,090 (0,19)	0,693 (0,82)	-0,707 (0,10)	0,820 (0,06)	0,517 (0,04)
1, 6	-0,407 (0,14)	0,632 (0,13)	0,172 (0,00)	-0,861 (0,09)	1,385 (0,38)	0,569 (0,29)	-0,574 (0,18)	0,905 (0,08)	0,656 (0,02)
1, 12	-0,616 (0,24)	0,913 (0,21)	0,248 (0,19)	-0,908 (0,08)	1,479 (0,64)	0,514 (0,47)	-0,848 (0,26)	1,100 (0,11)	0,711 (0,19)
3, 6	-0,286 (0,13)	0,479 (0,11)	0,086 (0,00)	-0,620 (0,15)	1,140 (0,14)	0,758 (0,02)	-0,382 (0,15)	0,789 (0,07)	0,627 (0,00)
3, 12	-0,579 (0,24)	0,868 (0,24)	0,197 (0,14)	-0,857 (0,14)	0,651 (0,35)	0,538 (0,05)	-0,774 (0,25)	1,051 (0,12)	0,677 (0,17)
6, 12	-0,386 (0,19)	0,610 (0,20)	0,093 (0,03)	-0,718 (0,22)	0,961 (0,21)	0,747 (0,07)	-0,523 (0,25)	0,897 (0,13)	0,627 (0,06)

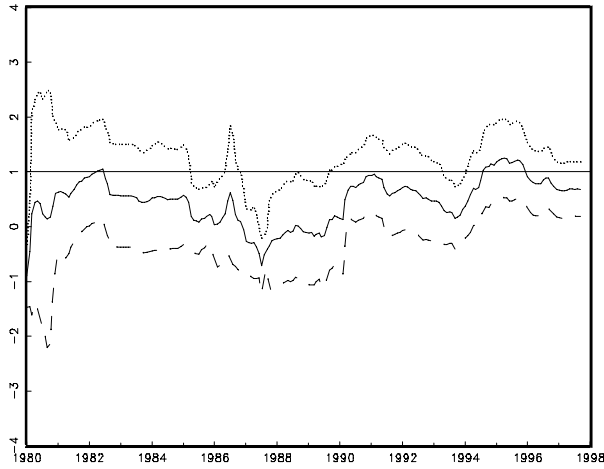
m, n	Equation (3.7)			Equation (3.8)			Equation (3.9)		
	a_f (s.e.)	b_f (s.e.)	\bar{R}^2 (p-val)	a_h (s.e.)	b_h (s.e.)	\bar{R}^2 (p-val)	a_k (s.e.)	b_k (s.e.)	\bar{R}^2 (p-val)
France									
1, 3	-0,771 (0,23)	0,716 (0,23)	0,208 (0,11)	-0,941 (0,12)	1,256 (0,19)	0,748 (0,25)	-0,878 (0,29)	0,928 (0,29)	0,471 (0,66)
1, 6	-0,921 (0,12)	0,820 (0,17)	0,385 (0,63)	-0,887 (0,09)	1,168 (0,23)	0,622 (0,44)	-0,867 (0,15)	0,818 (0,16)	0,374 (0,22)
1, 12	-0,713 (0,08)	0,720 (0,12)	0,314 (0,14)	-0,856 (0,08)	1,169 (0,28)	0,550 (0,13)	-0,888 (0,19)	1,005 (0,14)	0,442 (0,79)
3, 6	-0,960 (0,21)	0,852 (0,21)	0,294 (0,75)	-1,047 (0,20)	0,984 (0,19)	0,818 (0,92)	-0,993 (0,24)	0,974 (0,11)	0,450 (0,91)
3, 12	-0,654 (0,14)	0,622 (0,14)	0,247 (0,05)	-0,956 (0,13)	0,935 (0,18)	0,671 (0,62)	-0,866 (0,23)	0,990 (0,14)	0,468 (0,68)
6, 12	-0,785 (0,13)	0,847 (0,21)	0,223 (0,42)	-0,879 (0,18)	0,980 (0,18)	0,783 (0,45)	-0,818 (0,20)	0,969 (0,13)	0,500 (0,50)
Royaume-Uni									
1, 3	-0,666 (0,15)	0,713 (0,15)	0,148 (0,04)	-1,212 (0,12)	0,722 (0,23)	0,710 (0,25)	-0,750 (0,13)	0,879 (0,07)	0,557 (0,16)
1, 6	-0,663 (0,17)	0,710 (0,14)	0,176 (0,13)	-1,109 (0,10)	0,713 (0,40)	0,605 (0,48)	-0,831 (0,17)	0,966 (0,09)	0,607 (0,49)
1, 12	-0,845 (0,19)	0,769 (0,20)	0,268 (0,76)	-0,994 (0,09)	1,033 (0,69)	0,539 (0,99)	-1,086 (0,17)	1,015 (0,11)	0,572 (0,88)
3, 6	-0,674 (0,20)	0,740 (0,18)	0,120 (0,14)	-0,670 (0,17)	1,237 (0,16)	0,791 (0,16)	-0,614 (0,20)	0,842 (0,10)	0,571 (0,10)
3, 12	-0,852 (0,21)	0,739 (0,22)	0,224 (0,75)	-0,899 (0,15)	1,102 (0,42)	0,626 (0,72)	-1,022 (0,19)	1,007 (0,11)	0,544 (0,99)
6, 12	-0,823 (0,24)	0,828 (0,23)	0,133 (0,79)	-0,978 (0,23)	0,966 (0,24)	0,793 (0,90)	-0,895 (0,25)	0,970 (0,13)	0,521 (0,90)

Tableau 4 : Ratios signal-bruit

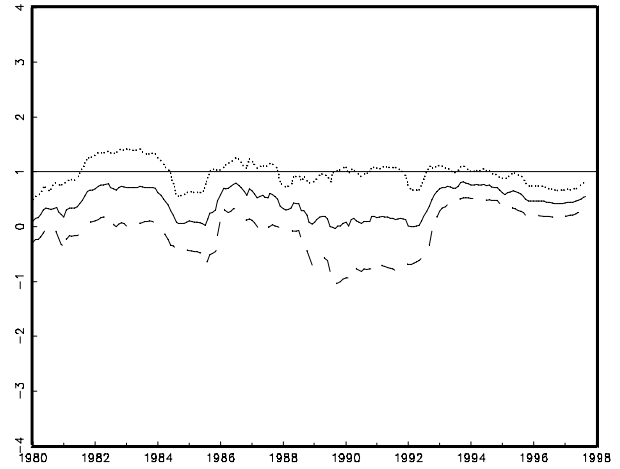
Le tableau reporte les ratios signal-bruit, c'est-à-dire le ratio de l'écart-type de la variable de gauche sur l'écart-type de la variable de droite des équations (4.1) à (4.4).

m, n	Spécifications standard		MCE	
	Eq. (4.1)	Eq. (4.2)	Eq. (4.3)	Eq. (4.4)
Etats-Unis				
1, 3	4,96	2,05	1,09	1,39
1, 6	7,00	1,95	1,20	1,26
1, 12	7,84	1,52	1,23	1,42
3, 6	4,83	2,43	1,15	1,32
3, 12	5,34	1,65	1,25	1,41
6, 12	3,71	1,87	1,07	1,40
Allemagne				
1, 3	4,23	1,71	1,19	1,21
1, 6	5,58	1,52	1,26	1,26
1, 12	6,72	1,48	1,32	1,38
3, 6	3,39	1,72	1,00	1,31
3, 12	4,25	1,59	1,10	1,40
6, 12	3,50	1,78	0,97	1,44
France				
1, 3	4,54	1,85	1,23	1,36
1, 6	4,38	1,53	1,22	1,34
1, 12	4,44	1,24	1,23	1,47
3, 6	3,16	1,79	1,12	1,43
3, 12	3,19	1,36	1,16	1,46
6, 12	2,93	1,63	1,05	1,48
Royaume-Uni				
1, 3	4,88	1,90	1,24	1,25
1, 6	5,73	1,63	1,34	1,28
1, 12	7,18	1,63	1,36	1,34
3, 6	3,70	1,97	1,08	1,29
3, 12	4,77	1,79	1,20	1,36
6, 12	4,10	2,18	1,09	1,41

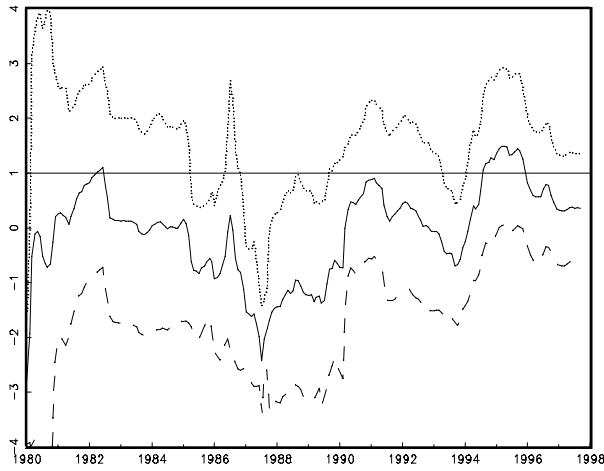
Taux sur l'euro-dollar : 3 mois-6 mois
Rendement de capitalisation



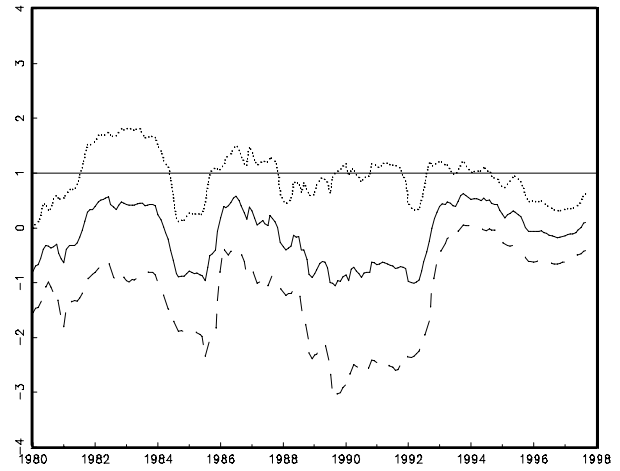
Taux sur l'euro-mark : 3 mois-6 mois
Rendement de capitalisation



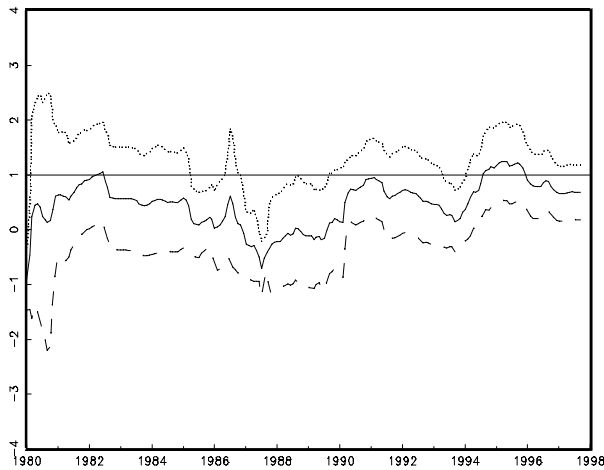
Taux sur l'euro-dollar : 3 mois-6 mois
Rendement de portage



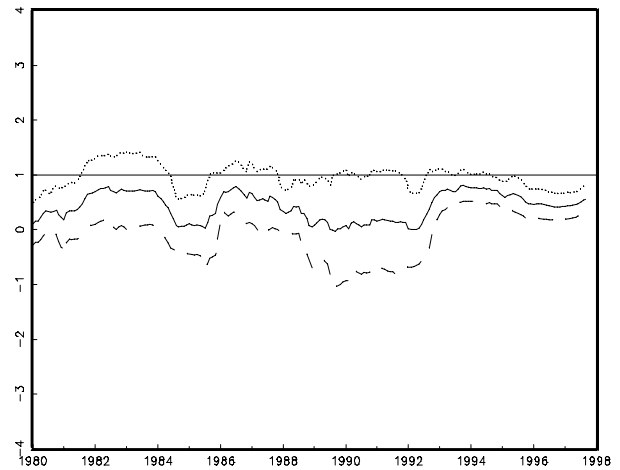
Taux sur l'euro-mark : 3 mois-6 mois
Rendement de portage



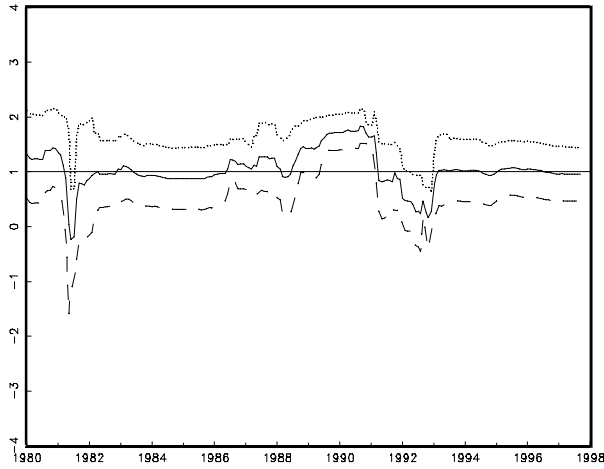
Taux sur l'euro-dollar : 3 mois-6 mois
Taux a terme



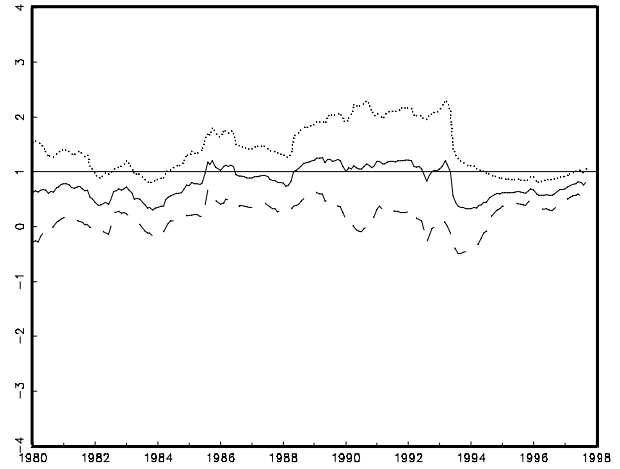
Taux sur l'euro-mark : 3 mois-6 mois
Taux a terme



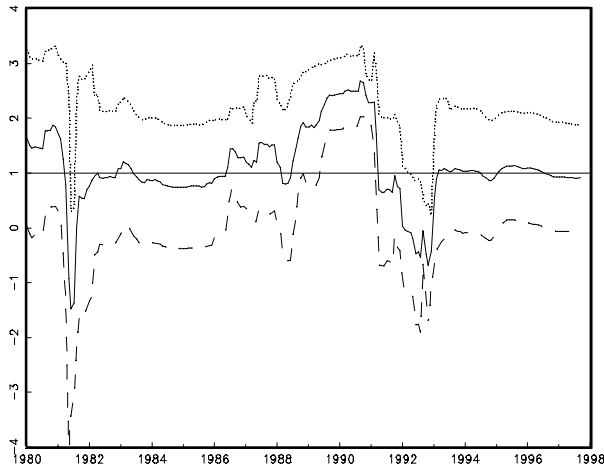
Taux sur l'euro-franc : 3 mois-6 mois
Rendement de capitalisation



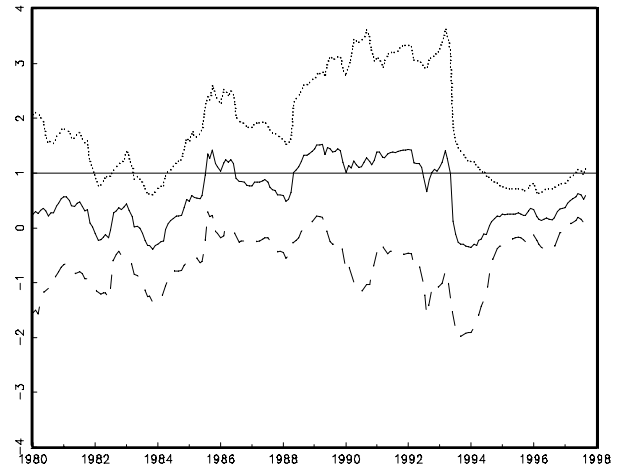
Taux sur l'euro-livre : 3 mois-6 mois
Rendement de capitalisation



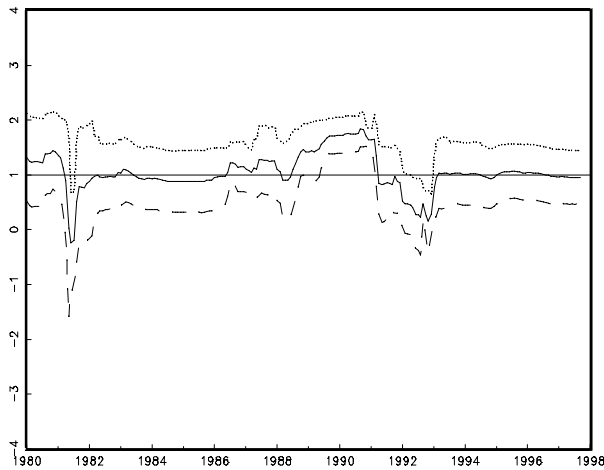
Taux sur l'euro-franc : 3 mois-6 mois
Rendement de portage



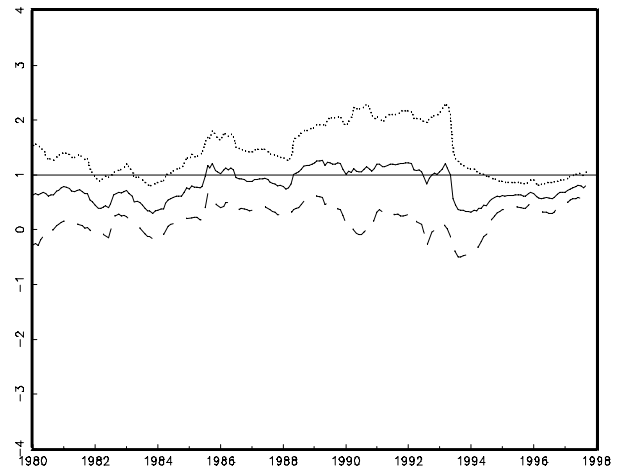
Taux sur l'euro-livre : 3 mois-6 mois
Rendement de portage



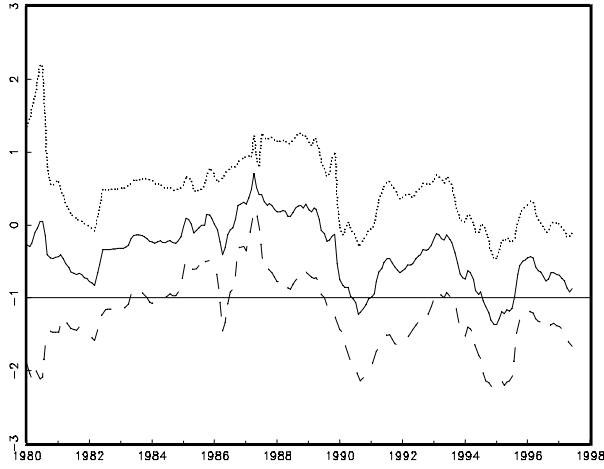
Taux sur l'euro-franc : 3 mois-6 mois
Taux a terme



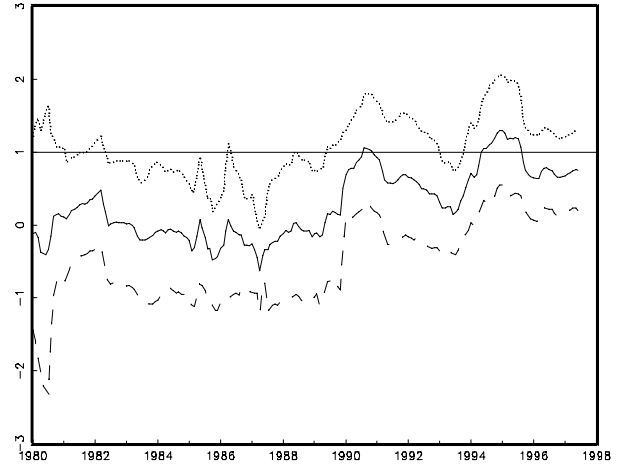
Taux sur l'euro-livre : 3 mois-6 mois
Taux a terme



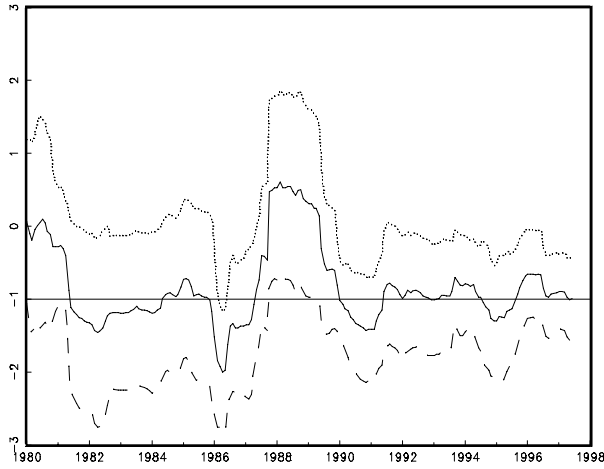
Taux sur l'euro-dollar (3-6)
Rendement de capitalisation: a



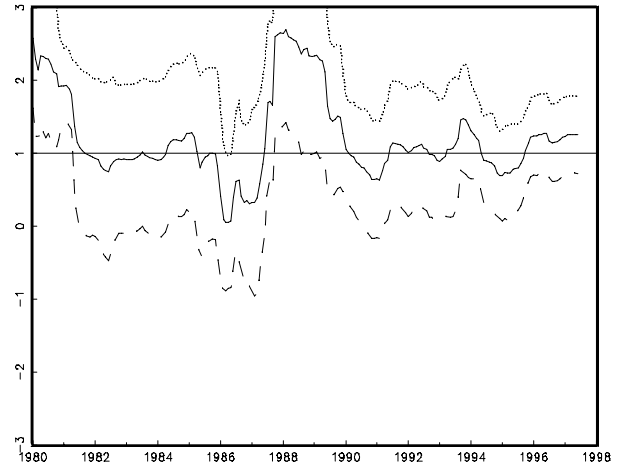
Taux sur l'euro-dollar (3-6)
Rendement de capitalisation: b



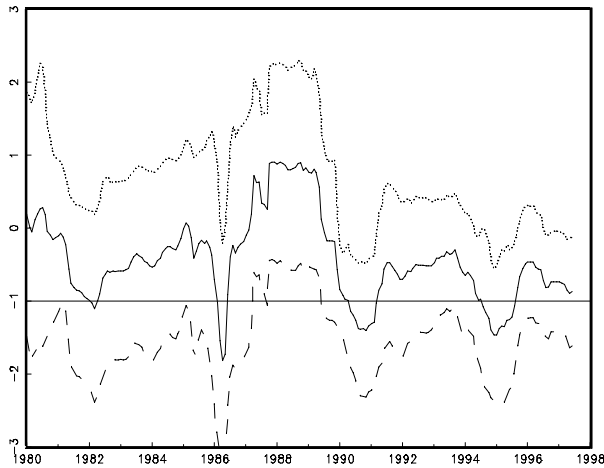
Taux sur l'euro-dollar (3-6)
Rendement de portage: a



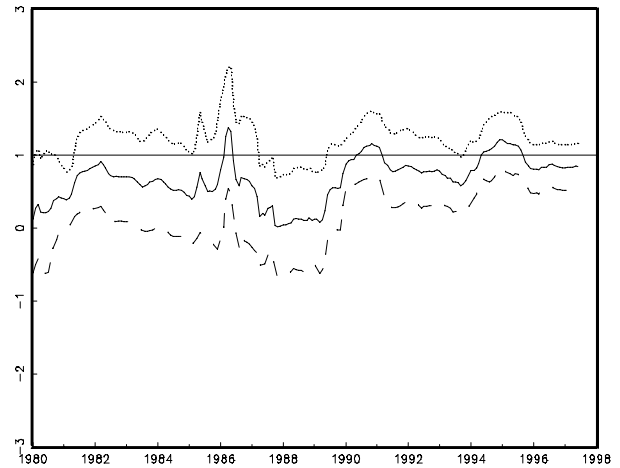
Taux sur l'euro-dollar (3-6)
Rendement de portage: b



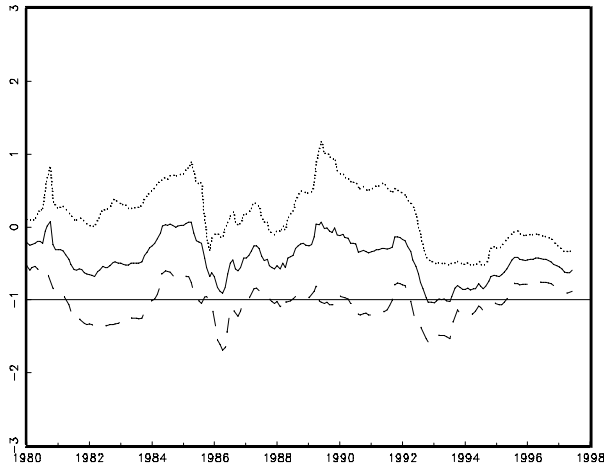
Taux sur l'euro-dollar (3-6)
Taux a terme: a



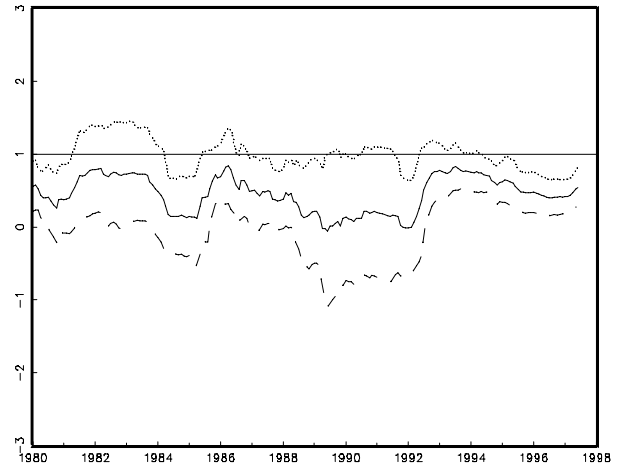
Taux sur l'euro-dollar (3-6)
Taux a terme: b



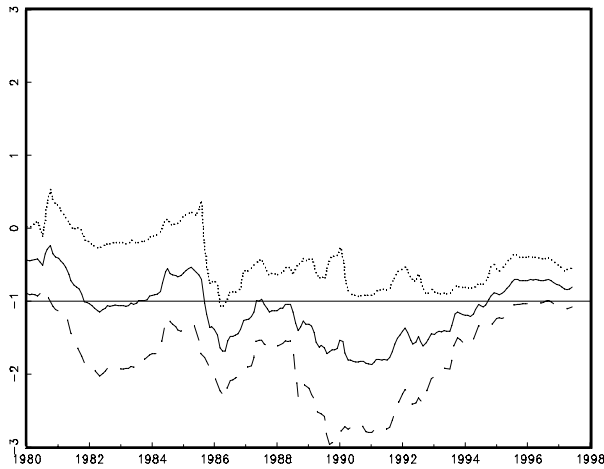
Taux sur l'euro-mark (3-6)
Rendement de capitalisation: a



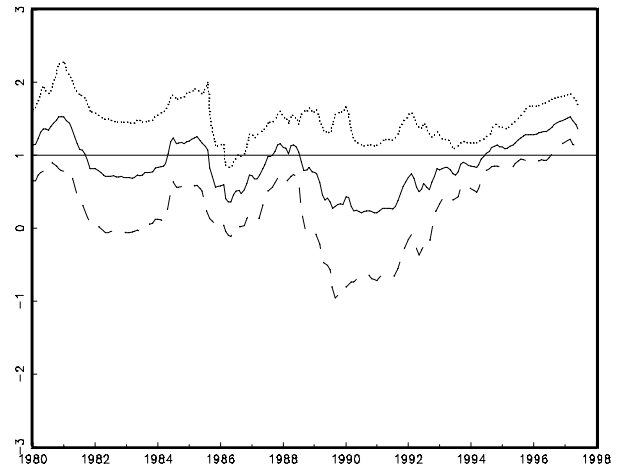
Taux sur l'euro-mark (3-6)
Rendement de capitalisation: b



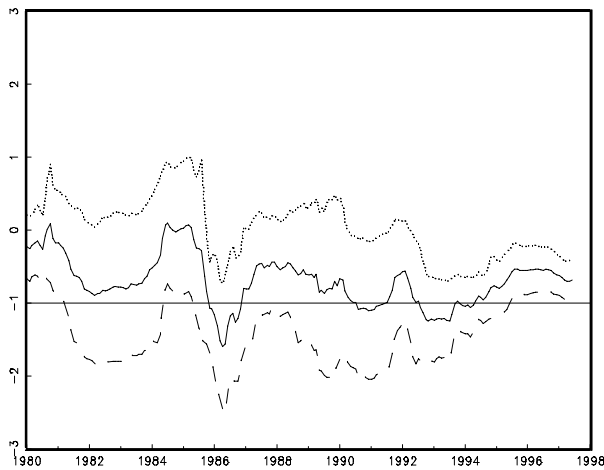
Taux sur l'euro-mark (3-6)
Rendement de portage: a



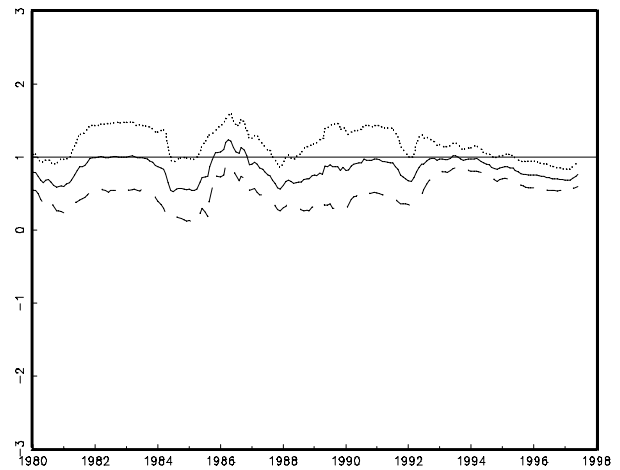
Taux sur l'euro-mark (3-6)
Rendement de portage: b



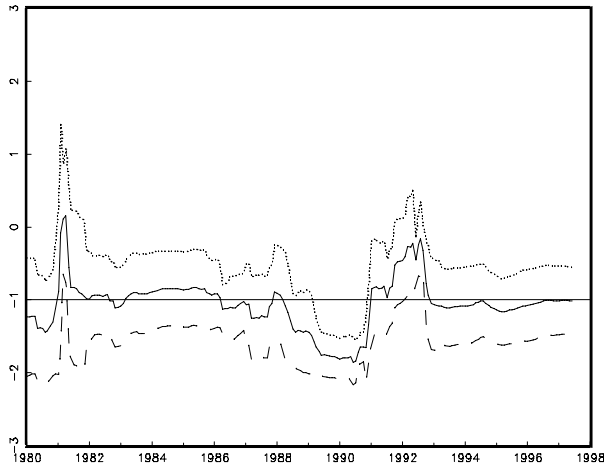
Taux sur l'euro-mark (3-6)
Taux a terme: a



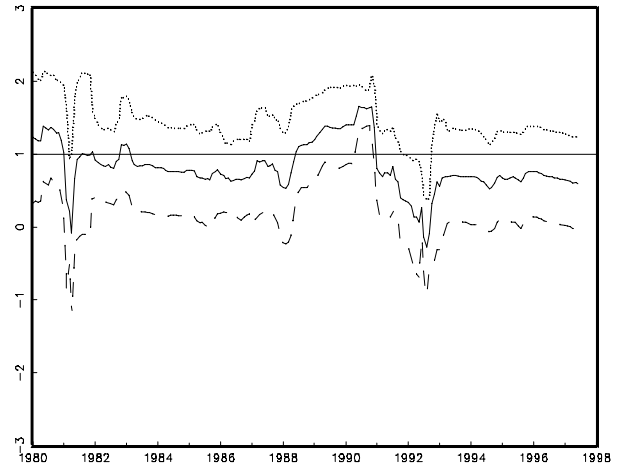
Taux sur l'euro-mark (3-6)
Taux a terme: b



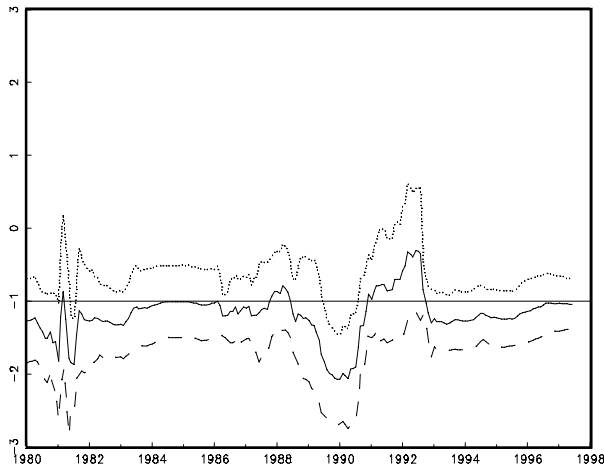
Taux sur l'euro-franc (3-6)
Rendement de capitalisation: a



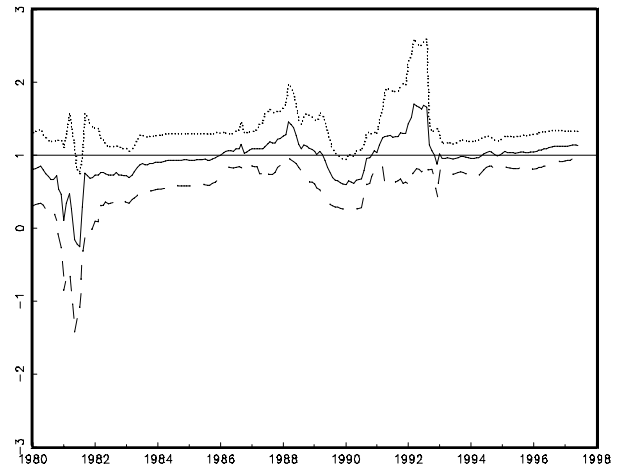
Taux sur l'euro-franc (3-6)
Rendement de capitalisation: b



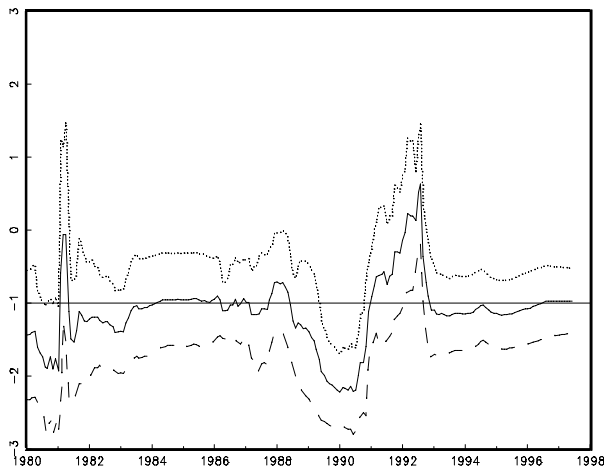
Taux sur l'euro-franc (3-6)
Rendement de portage: a



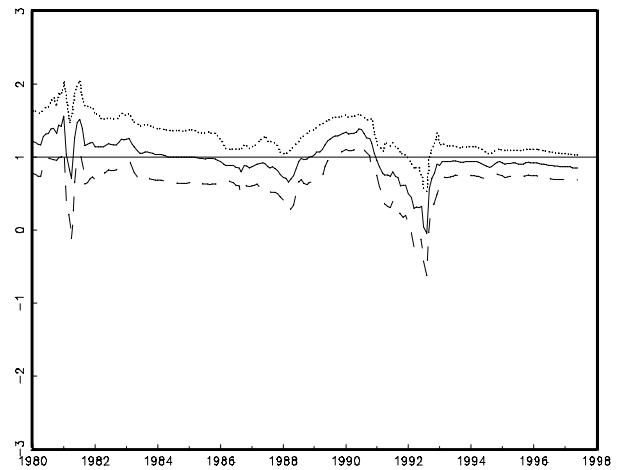
Taux sur l'euro-franc (3-6)
Rendement de portage: b



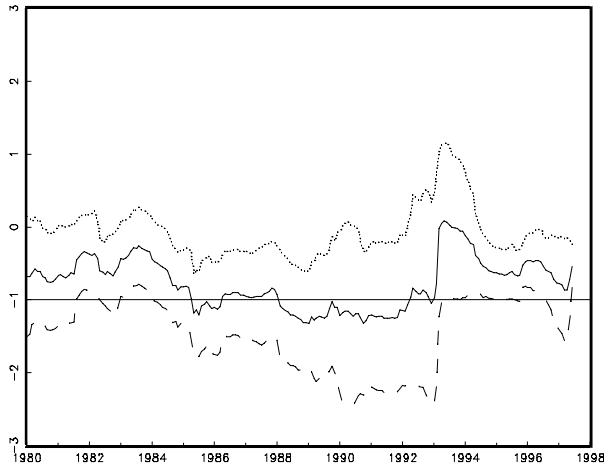
Taux sur l'euro-franc (3-6)
Taux a terme: a



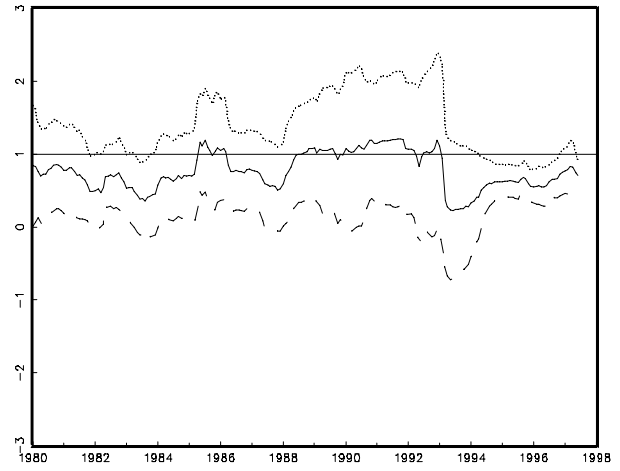
Taux sur l'euro-franc (3-6)
Taux a terme: b



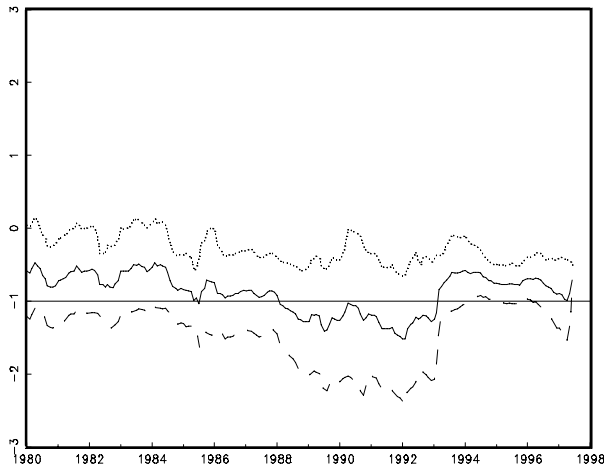
Taux sur l'euro-livre (3-6)
Rendement de capitalisation: a



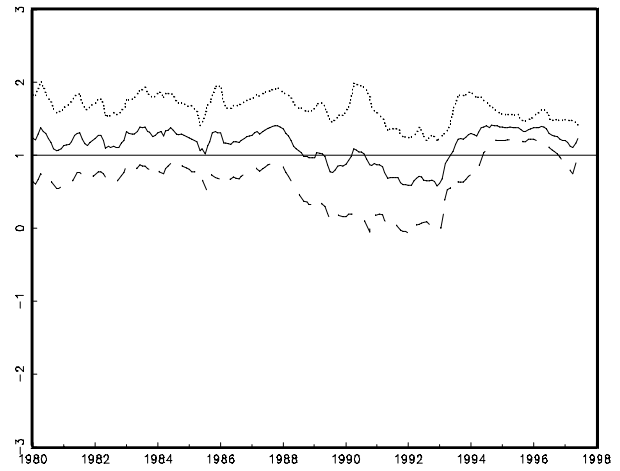
Taux sur l'euro-livre (3-6)
Rendement de capitalisation: b



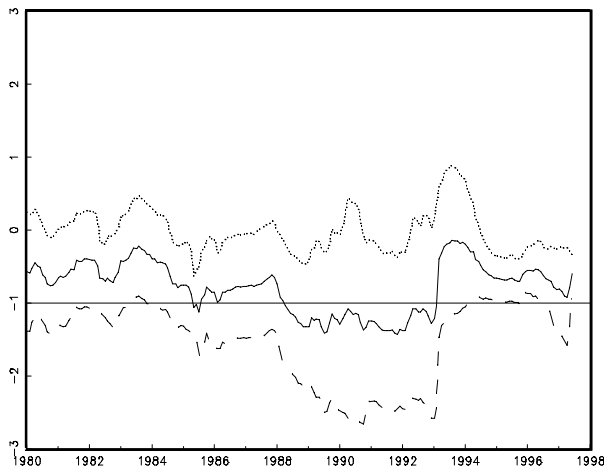
Taux sur l'euro-livre (3-6)
Rendement de portage: a



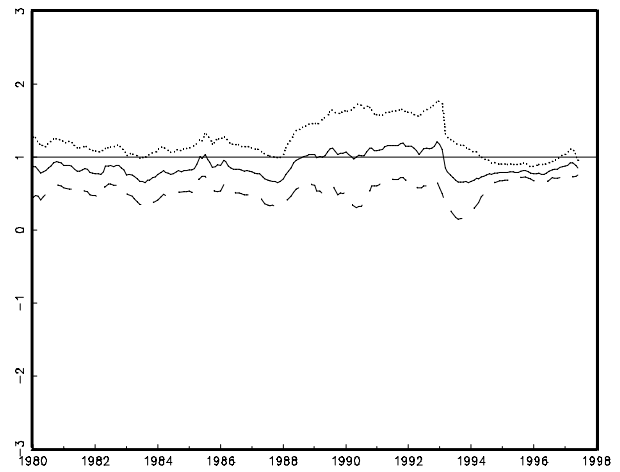
Taux sur l'euro-livre (3-6)
Rendement de portage: b



Taux sur l'euro-livre (3-6)
Taux a terme: a



Taux sur l'euro-livre (3-6)
Taux a terme: b



Notes d'Études et de Recherche

1. C. Huang and H. Pagès, "Optimal Consumption and Portfolio Policies with an Infinite Horizon: Existence and Convergence," May 1990.
2. C. Bordes, « Variabilité de la vitesse et volatilité de la croissance monétaire : le cas français », février 1989.
3. C. Bordes, M. Driscoll and A. Sauviat, "Interpreting the Money-Output Correlation: Money-Real or Real-Real?," May 1989.
4. C. Bordes, D. Goyeau et A. Sauviat, « Taux d'intérêt, marge et rentabilité bancaires : le cas des pays de l'OCDE », mai 1989.
5. B. Bensaid, S. Federbusch et R. Gary-Bobo, « Sur quelques propriétés stratégiques de l'intéressement des salariés dans l'industrie », juin 1989.
6. O. De Bandt, « L'identification des chocs monétaires et financiers en France : une étude empirique », juin 1990.
7. M. Boutillier et S. Dérangère, « Le taux de crédit accordé aux entreprises françaises : coûts opératoires des banques et prime de risque de défaut », juin 1990.
8. M. Boutillier and B. Cabrillac, "Foreign Exchange Markets: Efficiency and Hierarchy," October 1990.
9. O. De Bandt et P. Jacquinot, « Les choix de financement des entreprises en France : une modélisation économétrique », octobre 1990 (English version also available on request).
10. B. Bensaid and R. Gary-Bobo, "On Renegotiation of Profit-Sharing Contracts in Industry," July 1989 (English version of NER n° 5).
11. P. G. Garella and Y. Richelle, "Cartel Formation and the Selection of Firms," December 1990.
12. H. Pagès and H. He, "Consumption and Portfolio Decisions with Labor Income and Borrowing Constraints," August 1990.
13. P. Sicsic, « Le franc Poincaré a-t-il été délibérément sous-évalué ? », octobre 1991.
14. B. Bensaid and R. Gary-Bobo, "On the Commitment Value of Contracts under Renegotiation Constraints," January 1990 revised November 1990.
15. B. Bensaid, J.-P. Lesne, H. Pagès and J. Scheinkman, "Derivative Asset Pricing with Transaction Costs," May 1991 revised November 1991.
16. C. Monticelli and M.-O. Strauss-Kahn, "European Integration and the Demand for Broad Money," December 1991.
17. J. Henry and M. Phelipot, "The High and Low-Risk Asset Demand of French Households: A Multivariate Analysis," November 1991 revised June 1992.
18. B. Bensaid and P. Garella, "Financing Takeovers under Asymmetric Information," September 1992.

19. A. de Palma and M. Uctum, "Financial Intermediation under Financial Integration and Deregulation," September 1992.
20. A. de Palma, L. Leruth and P. Régibeau, "Partial Compatibility with Network Externalities and Double Purchase," August 1992.
21. A. Frachot, D. Janci and V. Lacoste, "Factor Analysis of the Term Structure: a Probabilistic Approach," November 1992.
22. P. Sicsic et B. Villeneuve, « L'Afflux d'or en France de 1928 à 1934 », janvier 1993.
23. M. Jeanblanc-Picqué and R. Avesani, "Impulse Control Method and Exchange Rate," September 1993.
24. A. Frachot and J.-P. Lesne, "Expectations Hypothesis and Stochastic Volatilities," July 1993 revised September 1993.
25. B. Bensaid and A. de Palma, "Spatial Multiproduct Oligopoly," February 1993 revised October 1994.
26. A. de Palma and R. Gary-Bobo, "Credit Contraction in a Model of the Banking Industry," October 1994.
27. P. Jacquinet et F. Mihoubi, « Dynamique et hétérogénéité de l'emploi en déséquilibre », septembre 1995.
28. G. Salmat, « Le retournement conjoncturel de 1992 et 1993 en France : une modélisation V.A.R. », octobre 1994.
29. J. Henry and J. Weidmann, "Asymmetry in the EMS Revisited: Evidence from the Causality Analysis of Daily Eurorates," February 1994 revised October 1994.
30. O. De Bandt, "Competition Among Financial Intermediaries and the Risk of Contagious Failures," September 1994 revised January 1995.
31. B. Bensaid et A. de Palma, « Politique monétaire et concurrence bancaire », janvier 1994 révisé en septembre 1995.
32. F. Rosenwald, « Coût du crédit et montant des prêts : une interprétation en terme de canal large du crédit », septembre 1995.
33. G. Cette et S. Mahfouz, « Le partage primaire du revenu : constat descriptif sur longue période », décembre 1995.
34. H. Pagès, "Is there a Premium for Currencies Correlated with Volatility? Some Evidence from Risk Reversals," January 1996.
35. E. Jondeau and R. Ricart, "The Expectations Theory: Tests on French, German and American Euro-rates," June 1996.

Pour tous commentaires ou demandes sur les Notes d'Études et de Recherche, contacter la bibliothèque du Centre de recherche à l'adresse suivante :

For any comment or enquiries on the Notes d'Études et de Recherche, contact the library of the Centre de recherche at the following address:

BANQUE DE FRANCE
41.1391 - Centre de recherche
75 049 Paris CEDEX
tél : 01 42 92 49 59