

STEFAN KELLER

FRANCK MARTIN

**L'efficience des marchés de taux sur les euro devises  
: réexamen à partir de tests glissants**

*Journal de la société statistique de Paris*, tome 139, n° 1 (1998),  
p. 73-87

[http://www.numdam.org/item?id=JSFS\\_1998\\_\\_139\\_1\\_73\\_0](http://www.numdam.org/item?id=JSFS_1998__139_1_73_0)

© Société de statistique de Paris, 1998, tous droits réservés.

L'accès aux archives de la revue « Journal de la société statistique de Paris » (<http://publications-sfds.math.cnrs.fr/index.php/J-SFdS>) implique l'accord avec les conditions générales d'utilisation (<http://www.numdam.org/conditions>). Toute utilisation commerciale ou impression systématique est constitutive d'une infraction pénale. Toute copie ou impression de ce fichier doit contenir la présente mention de copyright.

NUMDAM

Article numérisé dans le cadre du programme  
Numérisation de documents anciens mathématiques  
<http://www.numdam.org/>

**L'EFFICIENCE  
DES MARCHÉS DE TAUX  
SUR LES EURO DEVISES :  
RÉEXAMEN A PARTIR DE TESTS GLISSANTS**

**Stefan KELLER**

**GMR, Banque Nationale de Paris<sup>1</sup>  
CEBI, Université de Paris I, Panthéon-Sorbonne**

**Franck MARTIN**

**CREREG, Université Rennes I<sup>2</sup>  
CNCA – INDOCAM**

---

*Les auteurs remercient Antonio BELLIL pour son aide sur le traitement de la base de données.*

- 
1. 20, boulevard des Italiens, 75009 Paris, e-mail : skeller@bnp.fr
  2. 7, place Hoche, 35065 Rennes cedex

**ABSTRACT** – This paper investigates the information content of the term structure of short interest rates for eleven OECD countries: France, Germany, USA, UK, Japan, Canada, Italy, Netherlands, Belgium, Denmark and Switzerland. More precisely, it examines if, in accordance with the Expectations Theory of the term structure of interest rates, implicit forward rates are good predictors of future spot rates. Much recent research focused on the Expectations Hypothesis, using US interest data. The majority of the tests rejected this hypothesis and concluded equivalently on an inefficiency of interest rate markets. The econometric tests presented below are conducted within an univariate Error Correction Model. These tests are implemented on monthly data covering the period June 1985 – October 1996. The novelty of our paper lies in the examination of a time-varying Fisher statistic (joint hypothesis test); this enables us to introduce a periodisation of market efficiency rather than estimate a unique test covering only one period. Therefore, we implement a series of regressions and tests over a five year period progressively moving from June 1985–June 1990 to October 1991–October 1996.

**RÉSUMÉ** – Ce papier porte sur le contenu informationnel de la partie courte de la structure par terme des taux d'intérêt des onze pays suivants : France, Allemagne, Etats-Unis, Royaume-Uni, Canada, Japon, Italie, Pays-Bas, Belgique, Danemark et Suisse. Plus précisément, on tente de savoir si, conformément à la théorie des anticipations de la structure des taux, les taux forward implicites à la partie courte des courbes de rendement, sont de bons prédicteurs des taux spots futurs. Dans la littérature récente, les tests de ce type sont surtout effectués sur le marché américain, et dans la plupart des cas, ils concluent à l'existence de prévisions non rationnelles, ou de manière équivalente à l'inefficience des marchés de taux. Les tests économétriques que nous proposons sont réalisés dans le cadre usuel d'un modèle à correction d'erreur univarié. Ils portent sur des données mensuelles couvrant la période juin 1985 – octobre 1996. L'originalité de notre travail est d'examiner la variabilité dans le temps des statistiques de Fisher utilisées pour le test d'hypothèses jointes, ce qui permet d'établir une périodisation des phases d'efficience et d'inefficience des marchés, plutôt que de formuler un jugement global fondé sur un test unique portant sur une seule période. Nous réalisons pour cela une série de régressions et de tests sur une période de 5 ans glissant progressivement de la période juin 1985–juin 1990 à la période octobre 1991–octobre 1996.

**ZUSAMMENFASSUNG** – Dieses Papier erörtert den Informationsgehalt der kurzfristigen Zinsstrukturkurve der folgenden elf OECD-Länder : Frankreich, Deutschland, USA, Grossbritannien, Kanada, Japan, Italien, Niederlande, Belgien, Dänemark und Schweiz. Es wird untersucht, ob, der Erwartungstheorie der Zinsstruktur folgend, die aus den Spotsätzen implizit gewonnenen Forward-Zinssätze gute Vorhersagen für zukünftige Spotsätze sind. In der heutigen Literatur findet man hauptsächlich empirische Prüfungen der Erwartungstheorie auf dem nordamerikanischen Markt : die Mehrheit dieser Studien hat diese Hypothese verworfen, und verweisen auf die Ineffizienz der Zinsmärkte. Unsere Überprüfungen werden im Rahmen eines Error Correction Models (ECM) durchgeführt und befassen sich mit monatlichen Daten zwischen Juni 1985 bis Oktober 1996. Die hier eingeführte zeitliche Variierung des Fisher-Tests erlaubt es uns, eine Periodisierung der Effizienz und der Ineffizienz der Märkte aufzuzeigen, statt eine auf einem einzigen Test (mit einer Periode) basierende Aussage zu treffen. Eine Reihe an Regressionen über eine gleitende 5-Jahres Periode von Juni 1985-Juni 90 bis Oktober 1991-Oktober 96 werden durchgeführt.

**Keywords** : Term structure, expectation theory, information

**JEL classification** : E43

## 1. Introduction

Le contenu informationnel de la structure par terme des taux d'intérêt est depuis longtemps un sujet de débat dans le contexte de l'hypothèse des anticipations et reste examiné aujourd'hui. Cette théorie reste en effet la plus répandue des explications de la structure par terme, devant les théories de la segmentation des marchés ou encore celle de l'habitat préféré. La théorie des anticipations implique que les taux longs dépendent des taux courts actuels et futurs. C'est la raison pour laquelle la pente de la courbe de taux (c'est-à-dire le spread entre les taux courts et les taux longs) reflète la prévision du marché des changements à venir des taux d'intérêt. Comme il peut y avoir de nouvelles informations, l'anticipation du marché n'est pas nécessairement réalisée. Néanmoins, sous l'hypothèse d'anticipations rationnelles, la théorie des anticipations implique qu'une courbe de taux pentue devrait en moyenne signaler une hausse des taux d'intérêt. Si la théorie des anticipations est vérifiée, le spread entre le taux court et le taux long contient de l'information significative pour anticiper les changements futurs du taux d'intérêt à long terme.

La question de l'efficience des marchés est régulièrement soulevée dans la littérature empirique. En effet, les réponses à la question de savoir si les anticipations des taux courts futurs sont la principale force déterminant les taux longs actuels sont mitigées. Une grande partie des études ont privilégié les Etats-Unis [CAMPBELL et SHILLER (1991)]. Des travaux récents sur la partie courte d'autres marchés [Etats-Unis, France et Allemagne chez JONDEAU et RICART (1996), Grande-Bretagne chez ROSSI (1996)] ont montré que des estimations dans le cadre d'un modèle à correction d'erreurs (MCE) sont favorables à la théorie des anticipations.

Ce travail est consacré au contenu informationnel de la partie courte de la courbe de taux et présente une vérification empirique de la théorie des anticipations sur une période allant de Juin 1985 à Octobre 1996. Plus précisément, ces tests permettent d'examiner si, en accord avec la théorie des anticipations, les taux à terme implicites sont de bons prédicteurs des taux comptants futurs dans les pays suivants : France, Allemagne, Etats-Unis, Grande-Bretagne, Japon, Canada, Italie, Pays-Bas, Belgique, Danemark et Suisse.

Les tests préliminaires de racine unitaire indiquent que les taux comptants sont intégrés d'ordre un (cf Annexe, tests DF et ADF). Cette propriété permet de travailler dans le cadre d'un MCE en utilisant des variables de taux exprimées en variation (différence première).

## 2. Données

Les tests couvrent une période allant de juin 1985 à octobre 1996 avec des données à fréquence mensuelle.

### Taux comptants

Les taux utilisées sont des euro-taux cotés à Londres, disponibles sur *Datatreem*. L'échantillon retenu couvre des données fin de mois pour une période allant de juin 1985 à octobre 1996 pour l'Allemagne, la Belgique, le Canada, le Danemark, les Etats-Unis, la France, la Grande-Bretagne, l'Italie, le Japon, les Pays-Bas et la Suisse.

Les taux cotés sont des taux à 1, 3, 6 et 12 mois. Nous avons utilisé une interpolation linéaire pour obtenir les taux comptants intermédiaires. Si elle est imparfaite, cette méthode est la plus adaptée afin d'obtenir des données uniformes pour tous les pays étudiés car il n'y a pas d'hypothèse sous-jacente sur la forme de la courbe.

Nous avons choisi des euro-taux sur le marché interbancaire londonien pour travailler sur une base de données harmonisée. Ainsi, une comparaison internationale des résultats est possible.

### Taux forward

Pour les examens d'efficience effectués, les taux forward sont extraits des taux comptants. La méthode d'évaluation retenue pour obtenir les différents taux suit celle proposée par SHILLER (1990) :

Soit  $r(t, t+m)$  le taux comptant du marché monétaire en  $t$  avec une maturité résiduelle  $m$ .

Le taux à terme peut être calculé à partir du taux long en  $t$  avec une maturité résiduelle  $n$  et du taux court en  $t$  avec une maturité résiduelle  $m$ . Le taux forward en  $t$  qui s'applique à l'intervalle allant de  $t+n-m$  à  $t+n$ , ( $m < n$ ) s'écrit alors :

$$f(t, t+n-m, t+n) = \frac{nr(t, t+n) - (n-m)r(t, t+n-m)}{m}$$

## 3. Présentation du test

Traditionnellement, les tests sur le théorie des anticipations de la structure par terme des taux d'intérêt sont effectués à partir d'un modèle linéaire expliquant les variations du taux spot par l'écart entre le taux forward passé et le taux spot passé. Le test consiste précisément à examiner si le coefficient du spread est égal à l'unité, auquel cas la théorie des anticipations sera respectée puisque le modèle se simplifie et identifie alors le taux spot au taux forward passé moins la prime de terme (i.e. le taux à terme, c'est à dire le taux anticipé par le marché). Si cette méthode permet effectivement de s'affranchir des problèmes statistique liés à la non stationnarité, des séries elle n'intègre cependant pas la

relation de cointégration qui doit exister entre le taux spot et le taux forward si la théorie des anticipations est pertinente. Dans ce cas le théorème de la représentation de Granger s'applique et le modèle approprié pour décrire la dynamique des taux est un modèle à correction d'erreur. Les biais d'estimation dus à une représentation incomplète de la dynamique des taux ont été mis en évidence par JONDEAU et RICART (1996) pour des tests sur les marchés américain, français et allemand.

Le modèle à correction d'erreur (MCE) propose une représentation plus complète de la dynamique des taux en distinguant les relations de court terme et de long terme entre les taux spots et les taux forward. Précisément la dynamique de court terme représente le lien entre les variations des taux spots et les variations passées des taux forward. Toute modification des taux forward doit être répercutée partiellement ou intégralement (c'est en partie l'objet du test) sur les mouvements futurs des taux spots. Ces variations de court terme doivent s'ajuster sur l'équilibre de long terme entre le niveau du taux spot et le taux forward moins la prime de terme. On estime donc le modèle suivant :

$$\begin{aligned}
 [r(t+n-m, t+n) - r(t, t+m)] = & \\
 & a[r(t, t+m) - f(t-n+m, t, t+m) + \varphi(n-m, n)] \\
 & + b[f(t, t+n-m, t+n) - f(t-n+m, t, t+m)] \\
 & + \varepsilon(t+n-m)
 \end{aligned} \tag{i}$$

où  $\varphi(n-m, m)$  désigne la prime de terme.

L'équation (i) peut être réécrite de la façon suivante :

$$\begin{aligned}
 [r(t+n-m, t+n) - r(t, t+m)] = & \\
 & c_0 + c_1[f(t-n+m, t, t+m) - r(t, t+m)] \\
 & + c_2[f(t, t+n-m, t+n) - f(t-n+m, t, t+m)] \\
 & + \varepsilon(t+n-m)
 \end{aligned} \tag{ii}$$

avec  $c_0 = a[\varphi(n-m, m)]$ ,

$c_1 = -a$ ,

$c_2 = b$ .

Ensuite, par un test de Fisher, nous examinons l'hypothèse nulle  $H_0$  :  $c_1 = c_2 = 1$  contre l'hypothèse alternative  $H_a$  :  $c_1 \neq 1$  et/ou  $c_2 \neq 1$ . Si l'hypothèse nulle  $H_0$  est vérifiée, la théorie des anticipations peut être considérée comme correcte puisque les taux comptants futurs apparaissent comme le taux forward moins une prime de terme (i.e. le taux à terme). Ceci traduirait alors une forme d'efficacité du marché à travers la capacité prédictive des taux à terme.

## 4. Résultats

Le test de Fisher a été mis en oeuvre sur une période allant de juin 1985 à octobre 1996 avec une "mémoire" de cinq ans pour chaque taux à terme et pour chaque pays. Cela signifie que le premier résultat couvre la période 06:85 à 06:90 (représentée sur les graphiques suivants comme 06:90), le second couvre la période 07:85 à 07:90 etc. jusqu'à 10:91 à 10:96 (représenté comme 10:96). Cette méthode d'un test de Fisher glissant nous permet de faire ressortir l'efficacité d'un taux à terme mois par mois, ce qui, à son tour, facilite la prise en compte des mouvements spécifiques d'un pays ou d'une devise. Un taux à terme peut être considéré efficace si le résultat de la statistique de Fisher est sous un seuil (à 5 %) de 3,15 à 3,25 en fonction de la maturité du taux et de son horizon. Dans tous les pays sauf deux (Danemark et Suisse), nous avons obtenu une forte variabilité de la statistique de Fisher, ce qui souligne une alternance entre des périodes d'inefficacité et d'efficacité. Cela signifie qu'il n'est pas possible de donner un diagnostic général sur l'efficacité d'un marché. Par conséquent, la séparation en différentes périodes s'est avérée fructueuse et justifie ex-post notre méthode d'une statistique de Fisher glissante. Pour tous les pays, y compris ceux du G5, il n'y a pas de relation particulière entre les périodes d'inefficacité et d'efficacité des marchés. Néanmoins, nous avons observé que les marchés allemand, belge, suisse et celui des Pays-Bas s'avèrent moins efficace depuis la mi-1995 (périodes testées allant de 05:90-05:95 à 10:91-10:96).

Dans l'ensemble, il y a bien un lien positif entre le niveau de la statistique de Fisher, c'est-à-dire le régime d'efficacité et l'horizon du taux à terme. En effet, le taux à terme de 6 et 9 mois du taux à 3 mois est souvent inefficace dans les pays suivants : Allemagne, Belgique, Canada, Etats-Unis, Italie, les Pays-Bas et la Suisse.

Par ailleurs, le fait que les marchés ne sont pas efficaces durant une période très volatile, ressort clairement de ces tests. Une période très volatile est, par exemple, une hausse soudaine et inattendue des taux monétaires par une banque centrale (comme lors des crises de change en France pendant l'été 1992, l'été 1993 ainsi que pendant le printemps et l'automne 1995 ; la fin de l'année 1992 et celle de l'année 1994 au Danemark).

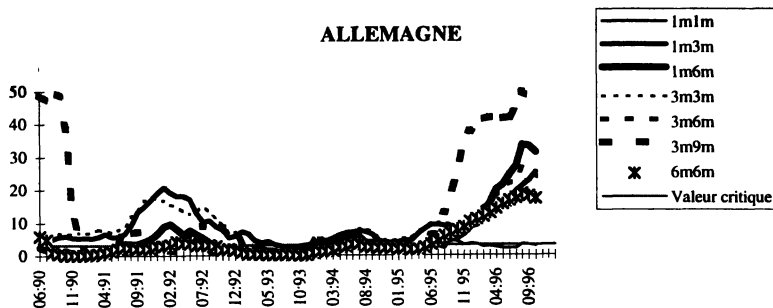
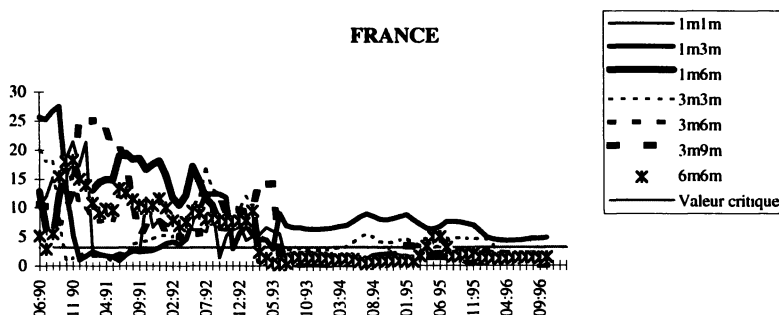
L'efficacité du marché américain est relativement bonne tout au long de la période. Depuis le début de la période d'observation, le taux à terme à horizon 3 mois est généralement efficace pour les taux à 1 et à 3 mois. Pendant 16 mois (depuis août 1995), l'horizon 6 mois pour tous les taux à 1, 3 et 6 mois a été très mal anticipé par les taux à terme.

Par ailleurs, l'existence d'un marché de futurs semble favoriser l'efficacité des taux à terme. Ceci est clairement le cas aux Etats-Unis et en Grande-Bretagne où les taux à terme du taux 1 mois et du taux 3 mois à 3 mois montrent un niveau similaire d'efficacité. En revanche, ceci n'est ni le cas pour la France ni pour l'Allemagne. En ce qui concerne l'Allemagne, le choc de l'unification (Union économique, monétaire et sociale Allemande en juillet 1990) s'est traduit par une période d'inefficacité du marché monétaire. Comme pour les

## RÉEXAMEN À PARTIR DE TESTS GLISSANTS

Etats-Unis, l'inefficience s'accroît depuis l'été 1995. De plus, on peut noter que les Pays-Bas ne connaissent pas seulement le même profil que l'Allemagne sur les taux d'intérêt nominaux mais aussi sur l'efficience des taux à terme : ceci est tout à fait normal puisque les taux à terme sont extraits des taux comptants actuels.

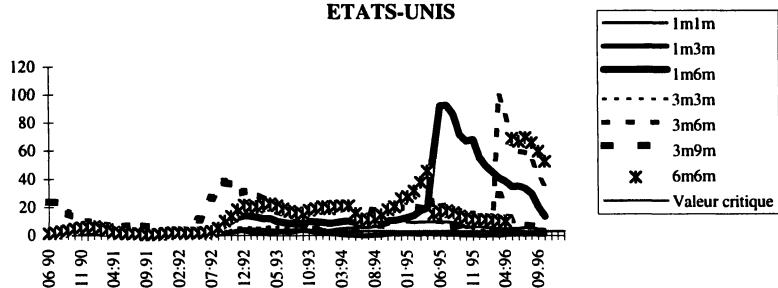
Enfin, nous souhaitons attirer l'attention sur un résultat particulièrement intéressant. La France, l'Italie et la Grande-Bretagne sont entrées dans une période plus efficiente concernant leurs marchés de taux d'intérêt à court terme à la suite de la redéfinition de leur lien vis-à-vis du SME. Tout comme la Grande-Bretagne, l'Italie a quitté le SME au moment de la crise de change de Septembre 1992. Quant à la France, l'efficience des taux à terme est rejetée au début de la période étudiée ; suite à l'élargissement des bandes de fluctuation en août 1993, le marché devient progressivement efficient. Au total, il semble que les politiques monétaires soient plus "lisibles" lorsque le poids des facteurs domestiques –et non plus une contrainte de taux de change– augmente dans les décisions de politique monétaire.



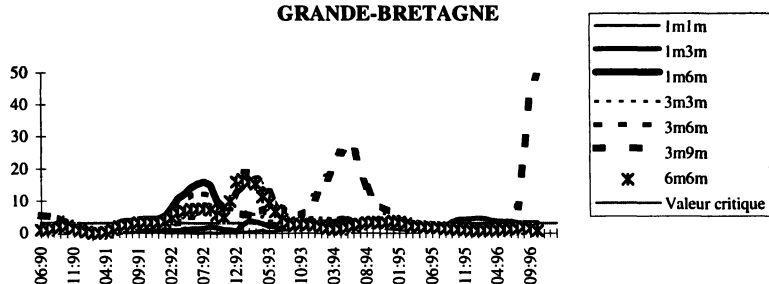


# RÉEXAMEN À PARTIR DE TESTS GLISSANTS

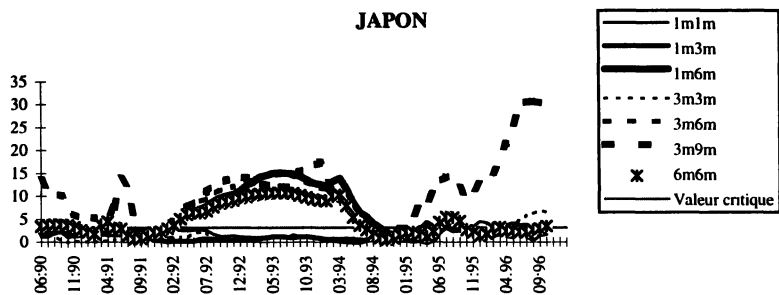
## ETATS-UNIS



## GRANDE-BRETAGNE

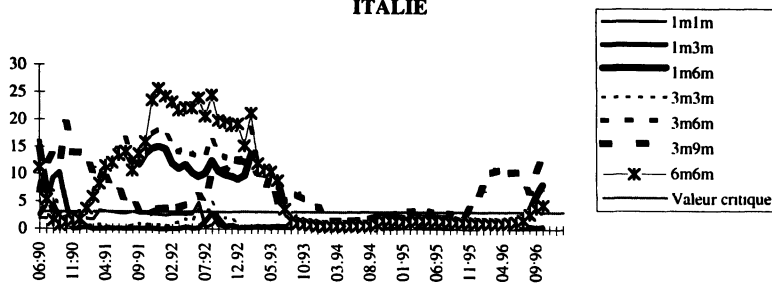


## JAPON

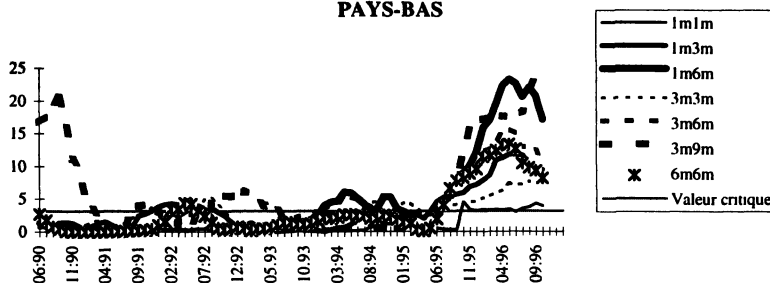


# RÉEXAMEN À PARTIR DE TESTS GLISSANTS

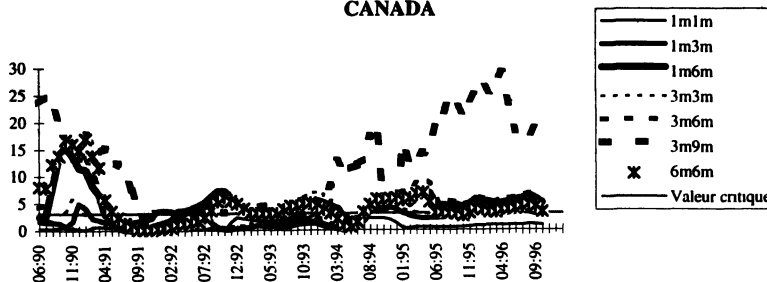
## ITALIE



## PAYS-BAS

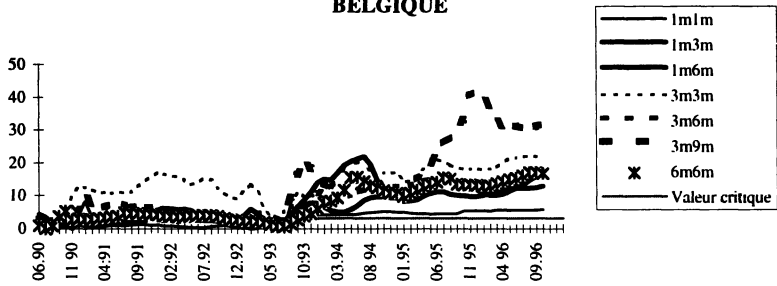


## CANADA

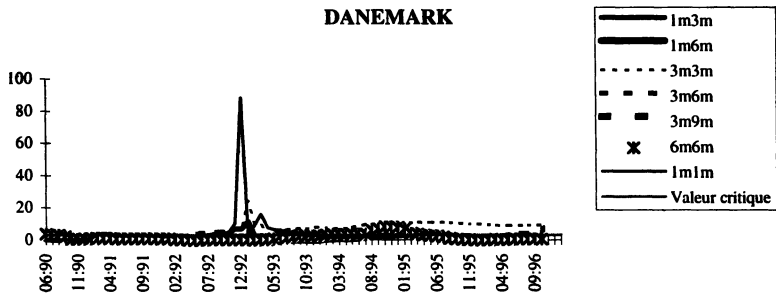


RÉEXAMEN À PARTIR DE TESTS GLISSANTS

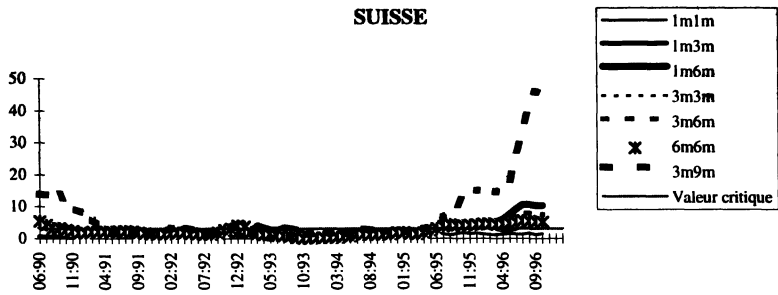
BELGIQUE



DANEMARK



SUISSE



## 5. Conclusion

L'objet de ce travail consistait à analyser le pouvoir prédictif des taux à terme de 1, 3, 6 et 12 mois, extraits des euro-taux comptants. L'originalité du travail réside dans l'examen sur une période glissante de la statistique de Fisher (test d'hypothèses jointes) relatif à l'efficacité du marché. Cette méthode, validée ex-post par les résultats obtenus, permet une périodisation de l'efficacité du marché, ce qui affine des résultats antérieurs basés sur un test unique qui couvre toute la période. La mise en oeuvre de ces tests glissants implique une prime de terme qui varie dans le temps. Dans ce sens, les tests économétriques présentés ne peuvent pas être assimilés à une vérification stricte de la théorie des anticipations de la structure par terme des taux d'intérêt (GERLACH et SMETS, 1997).

Au total, les tests montrent que les marchés euro-taux des onze monnaies analysées ont tous connu, à des degrés divers, des périodes d'efficacité et d'inefficacité entre 1985 et 1996. Il y a peu de concordance entre les pays par rapport à ces régimes d'efficacité. Dans la plupart des cas, le changement d'un régime efficace vers un régime inefficace peut être expliqué par des facteurs domestiques ponctuels. En effet, ceci était le cas pour la Grande-Bretagne et l'Italie, lorsque ces pays ont quitté le SME, mais également pour la France quand les bandes de fluctuation étaient élargies de  $\pm 2,25\%$  à  $\pm 15\%$ . Dans ces trois cas, l'appartenance à un système de change semi-flexible semble avoir compliqué l'interprétation et l'anticipation de la politique monétaire.

# RÉEXAMEN À PARTIR DE TESTS GLISSANTS

## Annexes

### FRANCE

| Séries           | Test DF<br>sur les niveaux<br>pour I(0) | Test DF sur les<br>différences premières<br>pour I(1) |
|------------------|-----------------------------------------|-------------------------------------------------------|
| 1-mois comptant  | -1,80392                                | -7,51161 *                                            |
| 3-mois comptant  | -1,05792                                | -7,82556 *                                            |
| 6-mois comptant  | -1,16904                                | -8,29132 *                                            |
| 12-mois comptant | -0,85941                                | -7,35833 *                                            |

\* = significatif au niveau 1 %

### ALLEMAGNE

| Séries           | Test DF<br>sur les niveaux<br>pour I(0) | Test DF sur les<br>différences premières<br>pour I(1) |
|------------------|-----------------------------------------|-------------------------------------------------------|
| 1-mois comptant  | -1,02331                                | -5,33758 *                                            |
| 3-mois comptant  | -0,91076                                | -5,65035 *                                            |
| 6-mois comptant  | -0,49233                                | -5,89465 *                                            |
| 12-mois comptant | -0,60362                                | -5,95963 *                                            |

\* = significatif au niveau 1 %

### ETATS-UNIS

| Séries           | Test DF<br>sur les niveaux<br>pour I(0) | Test DF sur les<br>différences premières<br>pour I(1) |
|------------------|-----------------------------------------|-------------------------------------------------------|
| 1-mois comptant  | -1,84404                                | -5,03354 *                                            |
| 3-mois comptant  | -1,79755                                | -3,07227 ***                                          |
| 6-mois comptant  | -1,49639                                | -5,71505 *                                            |
| 12-mois comptant | -1,69421                                | -6,25170 *                                            |

\* = significatif au niveau 1 %

\*\*\* = significatif au niveau 5 %

### GRANDE-BRETAGNE

| Séries           | Test DF<br>sur les niveaux<br>pour I(0) | Test DF sur les<br>différences premières<br>pour I(1) |
|------------------|-----------------------------------------|-------------------------------------------------------|
| 1-mois comptant  | -0,98203                                | -6,23990 *                                            |
| 3-mois comptant  | -0,88763                                | -6,51953 *                                            |
| 6-mois comptant  | -0,84311                                | -6,61552 *                                            |
| 12-mois comptant | -0,86775                                | -6,55006 *                                            |

\* = significatif au niveau 1 %

# RÉEXAMEN À PARTIR DE TESTS GLISSANTS

## JAPON

| Séries           | Test DF<br>sur les niveaux<br>pour I(0) | Test DF sur les<br>différences premières<br>pour I(1) |
|------------------|-----------------------------------------|-------------------------------------------------------|
| 1-mois comptant  | -0,16421                                | -4,98073 *                                            |
| 3-mois comptant  | -1,15320                                | -5,15372 *                                            |
| 6-mois comptant  | -1,00549                                | -5,09801 *                                            |
| 12-mois comptant | -0,95524                                | -3,83987 *                                            |

\* = significatif au niveau 1 %

## ITALIE

| Séries           | Test DF<br>sur les niveaux<br>pour I(0) | Test DF sur les<br>différences premières<br>pour I(1) |
|------------------|-----------------------------------------|-------------------------------------------------------|
| 1-mois comptant  | -2,91356                                | -6,29243 *                                            |
| 3-mois comptant  | -2,42017 ***                            | -6,66804 *                                            |
| 6-mois comptant  | -1,99338                                | -3,58788 *                                            |
| 12-mois comptant | -1,97439                                | -6,59968 *                                            |

\* = significatif au niveau 1 %

\*\*\* = significatif au niveau 5 %

## PAYS-BAS

| Séries           | Test DF<br>sur les niveaux<br>pour I(0) | Test DF sur les<br>différences premières<br>pour I(1) |
|------------------|-----------------------------------------|-------------------------------------------------------|
| 1-mois comptant  | -0,21980                                | -4,00319 *                                            |
| 3-mois comptant  | -0,66733                                | -4,63883 *                                            |
| 6-mois comptant  | -0,67880                                | -4,67498 *                                            |
| 12-mois comptant | -0,79900                                | -6,11857 *                                            |

\* = significatif au niveau 1 %

## CANADA

| Séries           | Test DF<br>sur les niveaux<br>pour I(0) | Test DF sur les<br>différences premières<br>pour I(1) |
|------------------|-----------------------------------------|-------------------------------------------------------|
| 1-mois comptant  | -1,20637                                | -6,94460 *                                            |
| 3-mois comptant  | -1,12698                                | -6,59889 *                                            |
| 6-mois comptant  | -0,55350                                | -6,50156 *                                            |
| 12-mois comptant | -0,61080                                | -6,62029 *                                            |

\* = significatif au niveau 1 %

# RÉEXAMEN À PARTIR DE TESTS GLISSANTS

## BELGIQUE

| Séries           | Test DF<br>sur les niveaux<br>pour I(0) | Test DF sur les<br>différences premières<br>pour I(1) |
|------------------|-----------------------------------------|-------------------------------------------------------|
| 1-mois comptant  | -1,23469                                | -7,99440 *                                            |
| 3-mois comptant  | -0,15490                                | -5,50084 *                                            |
| 6-mois comptant  | -0,03666                                | -8,25101 *                                            |
| 12-mois comptant | -0,17705                                | -7,64728 *                                            |

\* = significatif au niveau 1 %

## DANEMARK

| Séries           | Test DF<br>sur les niveaux<br>pour I(0) | Test DF sur les<br>différences premières<br>pour I(1) |
|------------------|-----------------------------------------|-------------------------------------------------------|
| 1-mois comptant  | -1,37384                                | -9,13873 *                                            |
| 3-mois comptant  | -0,97554                                | -8,86038 *                                            |
| 6-mois comptant  | -0,71551                                | -8,21055 *                                            |
| 12-mois comptant | -0,28099                                | -7,67059 *                                            |

\* = significatif au niveau 1 %

## SUISSE

| Séries           | Test DF<br>sur les niveaux<br>pour I(0) | Test DF sur les<br>différences premières<br>pour I(1) |
|------------------|-----------------------------------------|-------------------------------------------------------|
| 1-mois comptant  | -0,91196                                | -6,31174 *                                            |
| 3-mois comptant  | -1,36874                                | -5,70974 *                                            |
| 6-mois comptant  | -1,30136                                | -5,31278 *                                            |
| 12-mois comptant | -1,36278                                | -5,23238 *                                            |

## Références

- CAMPBELL John Y. and Robert SHILLER (1991) "Yield Spreads and Interest Rate Movements. A Bird's Eye View", *Review of Economic Studies*, 58.
- FAMA Eugène (1970) "Efficient Capital Markets : a Review of theory and empirical work", *Journal of Finance*, 25.
- FAMA Eugène (1991) "Efficient Capital Markets II", *Journal of Finance*, 46.
- GERLACH Stefan and Frank SMETS (1997) "The Term Structure of Euro-Rates : some Evidence in Support of the Expectations Hypothesis", *Journal of International Money and Finance*, Vol. 16.2.
- JONDEAU Eric and Roland RICART (1996) *The Expectation Theory : Tests on French, German and American Euro-Rates*, Banque de France, Ner # 35.
- ROSSI Marco (1996) *The Information Content of the Short End of the Term Structure of Interest Rates*, Bank of England Working Paper, 55.
- SHILLER Robert, John Y CAMPBELL and Kermit SCHOENHOLTZ (1983) *Forward Rates and Future Policy : Interpreting the Term Structure of Interest Rates*, Brookings Papers of Economic Activity I.
- SHILLER Robert (1990) "The Term Structure of interest Rates", in *Friedman B.M. and Mahn F.H., ed., Handbook of Monetary Economics*, Vol. I, (Elsevier).