

---

**NOTES D'ÉTUDES**

**ET DE RECHERCHE**

---

**LA THEORIE DES ANTICIPATIONS DE LA  
STRUCTURE PAR TERME :  
TEST A PARTIR DES TITRES PUBLICS FRANÇAIS**

Eric Jondeau et Roland Ricart

septembre 1997

**NER # 45**



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

**LA THEORIE DES ANTICIPATIONS DE LA  
STRUCTURE PAR TERME :  
TEST A PARTIR DES TITRES PUBLICS FRANÇAIS**

Eric Jondeau et Roland Ricart

septembre 1997

**NER # 45**

Les Notes d'Études et de Recherche reflètent les idées personnelles de leurs auteurs et n'expriment pas nécessairement la position de la Banque de France.

# La théorie des anticipations de la structure par terme : test à partir des titres publics français

Eric Jondeau\*      Roland Ricart†

septembre 1997  
(Version préliminaire)

## Abstract

This paper focuses on the expectations theory of the term structure on long-term government bonds. Standard tests (based on the relationships between the change in the long-term rate and the spread and between the change in the short-term rate and the spread) lead to a puzzle close to the one obtained by Campbell and Shiller (1991) using US data. An approach based on stationarity of excess returns and error-correction models gives more details on these results: the expectations hypothesis is widely accepted when holding return is considered whereas it is systematically rejected when rollover return is considered.

## Résumé

Nous étudions dans ce papier la théorie des anticipations sur les rendements des titres publics français. Les tests usuels (fondés sur les relations entre la variation du taux long et la pente des taux et entre la variation du taux court et la pente des taux) conduisent à un *puzzle* proche de celui mis en évidence par Campbell et Shiller (1991) sur données américaines. Une approche fondée sur la stationnarité des excès de rendement et la représentation à correction d'erreur qui s'en déduit conduit à amender ces résultats : la théorie des anticipations apparaît validée lorsque le rendement de portage est considéré, mais systématiquement rejetée lorsque le rendement de capitalisation est considéré.

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

Classification JEL : E43.

---

\*Correspondance : Banque de France, 41-1391 DGE-DEER-Centre de Recherche, 31 rue Croix des Petits Champs, 75049 Paris, France, tél. : 01-42-92-49-89, e-mail : ejondeau@banque-france.fr.

†Banque de France, 41-1376 DGE-DEER-SEMEF, 31 rue Croix des Petits Champs, 75049 Paris, France.

# 1 Introduction

La théorie des anticipations de la structure par terme des taux d'intérêt, selon laquelle le taux à long terme est une moyenne de taux courts futurs anticipés plus une prime de risque supposée indépendante du temps, constitue, à de nombreux points de vue, un véritable enjeu. Si cette théorie est valide, la pente des taux aujourd'hui contient de l'information à la fois sur l'évolution à court terme du taux long et sur l'évolution moyenne sur longue période du taux court. Il est alors possible d'extraire de la courbe des taux observée les anticipations des investisseurs concernant l'évolution future des taux d'intérêt (Svensson, 1994).

De nombreuses études ont cherché à valider la théorie des anticipations. En l'absence de données spécifiques sur les anticipations des investisseurs (comme des données d'enquête), le test porte en fait sur l'hypothèse jointe d'absence d'opportunité d'arbitrage et de rationalité des anticipations. C'est sur cette base qu'ont été construits la plupart des tests empiriques <sup>1</sup>.

Les tests menés sur les taux à long terme américains par Campbell et Shiller (1987, 1988 et 1991) et Campbell (1995) conduisent généralement à rejeter la théorie des anticipations et à mettre en évidence le *puzzle* suivant : alors que la théorie prédit un coefficient unitaire, la régression de la variation du taux long sur la pente des taux donne un coefficient généralement négatif, et la régression de la variation moyenne sur longue période du taux court sur la pente donne un coefficient positif mais inférieur à 1. Ce résultat a été confirmé par la suite pour les titres courts américains (Evans et Lewis, 1994). En revanche, les études récentes n'ont pu rejeter la théorie des anticipations pour d'autres pays, notamment européens, que ce soit pour des titres longs (Jorion et Mishkin, 1991, Hardouvelis, 1994, Gerlach, 1996) ou pour des titres courts (Mishkin, 1991, Gerlach et Smets, 1997 pour une comparaison internationale ; Hurn *et alii*, 1995, et Cuthbertson, 1996, sur données britanniques ; Dahlquist et Jonsson, 1995 sur données suédoises ; Jondeau et Ricart, 1996, sur données françaises).

Le rejet de la théorie des anticipations peut avoir plusieurs sources, mais les deux explications les plus satisfaisantes reposent sur l'existence d'une prime de risque variable et la non rationalité des anticipations (Evans et Lewis, 1994, Hardouvelis, 1994). Ces deux hypothèses se traduisent par des excès de rendement –définis comme la prime de risque plus l'erreur d'anticipations concernant les taux futurs– stationnaires mais non nécessairement bruits blancs (comme le postule la théorie des anticipations). De fait, la stationnarité des excès de rendement peut être considérée comme une exigence “minimale” ou de “long terme” de la théorie des anticipations (cf également Hall *et alii*, 1992).

L'existence de cette dynamique complexe des excès de rendement nous conduit à considérer, dans ce papier, une représentation à correction d'erreur, dans laquelle les excès de rendement jouent le rôle de forces de rappel vers l'équilibre de long terme. Cette spécification permet de ne pas imposer un ajustement instantané et complet des rendements (de portage ou de capitalisation) aux variations de taux d'intérêt (court ou long), comme c'est le cas pour les tests standard. Dans ce cas, l'erreur observée est partiellement corrigée, expliquant la déconnexion apparente entre la pente des taux

---

<sup>1</sup> Par exemple Mankiw et Miron (1986), Campbell et Shiller (1987, 1988, 1991) et Campbell (1995) se sont intéressés au pouvoir prédictif de la pente des taux d'intérêt concernant l'évolution future des taux d'intérêt ; Fama (1984, 1990) et Fama et Bliss (1987) ont considéré le pouvoir prédictif du taux à terme.

et la variation de taux, et donc le rejet de la théorie des anticipations dans le cadre des tests usuels de Campbell et Shiller. L'objectif de ce papier est ainsi d'étendre aux tests de Campbell et Shiller l'écriture proposée par Hakkio et Rush (1989) dans le cadre du test de la théorie des anticipations fondé sur l'écart entre le taux de change à terme et le taux au comptant.

L'application empirique porte sur les taux à long terme français, qui, faute de données disponibles, n'ont pas encore fait l'objet de travaux approfondis. De fait, pour étudier la théorie des anticipations sur les titres longs français, il est apparu nécessaire de reconstituer des courbes de taux zéro-coupon. Nous avons utilisé pour cela à des cotations de titres publics français sur la période 1980-95. L'intérêt de cette démarche est en effet d'obtenir à la fois un large spectre de maturités et des taux homogènes pour l'ensemble des maturités.

L'organisation du papier est la suivante. La section 2 présente succinctement la méthodologie de Nelson et Siegel (1987), retenue pour l'interpolation des courbes de taux zéro-coupon, et discute l'ordre d'intégration des séries de taux d'intérêt obtenues. La section 3 passe en revue les principales hypothèses de la théorie des anticipations et met en évidence, pour les taux longs français, un *puzzle* semblable à celui rencontré, sur données américaines, dans le cadre des tests proposés par Campbell et Shiller. La section 4 est consacrée à l'étude de la stationnarité des excès de rendement et à la représentation sous forme à correction d'erreur du test de la théorie des anticipations ; d'un côté, l'excès de rendement de capitalisation (associé à des placements successifs sur longue période) apparaît non-stationnaire, pour la plupart des maturités ; de l'autre côté, l'excès de rendement de portage (associé à des placements en titres longs sur courte période) semble clairement stationnaire, quelle que soit la maturité et le test mené à partir du modèle à correction d'erreur ne permet pas de rejeter la théorie des anticipations. La section 5 conclut le papier.

## **2 Les données : construction et propriétés statistiques**

### **2.1 La reconstitution des courbes de taux**

Comme dans de nombreux pays, la croissance de l'endettement public en France est un phénomène relativement récent datant du début des années quatre-vingt. Mais l'effort d'harmonisation et d'homogénéisation des émissions de titres publics (destiné à favoriser la liquidité du marché) a été mené par les autorités publiques plus tardivement, à partir de 1985-86 : il a débuté avec la création des Obligations Assimilables du Trésor (la première OAT a été émise en mai 1985), alors que les Bons du Trésor Négociables ont fait leur apparition en janvier 1986. Ainsi, jusqu'au milieu des années quatre-vingt, le marché des titres publics français a reposé sur d'anciennes catégories de titres et était à la fois peu liquide et peu homogène : coexistaient des Rentes Perpétuelles ou Amortissables (jusqu'en 1987), des Emprunts d'Etat (à partir de 1976), mais également des titres plus spécifiques (comme les Obligations du Trésor ou les Emprunts Nationaux).

Le test de la théorie des anticipations nécessite la connaissance des rendements pour un ensemble de maturités fixées (1 an, 2 ans, ..., 10 ans). Ces rendements sont obtenus par interpolation de courbes de taux zéro-coupon à partir de titres comparables. Les courbes de taux ainsi obtenues sont alors homogènes d'une date à l'autre et permettent, dans un second temps, de sélectionner le taux de rendement estimé associé à chacune des maturités désirées. Ces courbes de taux ont été reconstituées à

partir des titres obligataires, à taux fixe, émis en franc par l'Etat français, et cotés sur la place de Paris <sup>2</sup>. Cette définition regroupe, pour l'essentiel, les rentes (perpétuelles ou amortissables), les Emprunts d'Etat et les OAT.

Un certain nombre d'ajustements sont nécessaires pour obtenir une cohérence minimale des caractéristiques principales des titres émis. Les rentes, les titres remboursés par tirage au sort et certains Emprunts d'Etat ou OAT présentant des spécificités trop marquées ont ainsi dû être supprimés des interpolations, du fait de la difficulté à évaluer leur rendement *ex post*. La mise en place de ces filtres conduit à nombre insuffisant de titres publics de maturité résiduelle courte (typiquement, à moins de deux ans) pour le début des années quatre-vingt (de 1980 à 1983) <sup>3</sup>. La solution adoptée a consisté à inclure dans les interpolations les taux du marché interbancaire (taux au jour le jour, à 7 jours, 1 mois, 3 mois, 6 mois et 1 an) et à imposer l'ancrage de la partie courte de la courbe estimée au taux le plus court du marché (le taux au jour le jour). Par la suite (à partir de 1984), l'existence de titres publics de maturité résiduelle suffisamment courte a permis d'éviter le recours aux taux du marché interbancaire.

L'interpolation est fondée sur la démarche initialement proposée par Nelson et Siegel (1987) <sup>4</sup>. Le taux d'intérêt zéro-coupon s'exprime comme une fonction non linéaire de la durée de vie résiduelle du titre :

$$R_t^{(m)}(\alpha) = \mu_1 + \mu_2 \frac{1 - e^{-m/\tau_1}}{m/\tau_1} + \mu_3 \left( \frac{1 - e^{-m/\tau_1}}{m/\tau_1} - e^{-m/\tau_1} \right) \quad (1)$$

où  $R_t^{(m)}(\alpha)$  est le taux zéro-coupon continu théorique à la date  $t$  pour un titre de maturité résiduelle  $m$ , pour un vecteur de paramètres  $\alpha = \{\mu_1, \mu_2, \mu_3, \tau_1\}$  donné. Cette fonction d'interpolation présente trois propriétés remarquables :  $\mu_1$  est le taux d'intérêt à un horizon infini ;  $(\mu_1 + \mu_2)$  représente le taux d'intérêt instantané ; le couple  $(\mu_3, \tau_1)$  permet de rendre compte de la présence éventuelle d'une inflexion dans la courbe de taux. Les courbes de taux issues de cette interpolation ont donc trois composantes : un niveau (représenté par  $\mu_1$ ), une pente (représentée par  $\mu_2$ ) et une convexité (représentée par  $\mu_3$  et  $\tau_1$ ).

A partir de la formule usuelle de valorisation d'une obligation, on peut exprimer le prix théorique d'un titre donné sous la forme :

$$P_t^{(m)}(\alpha) = \sum_{k=0}^M c \exp\left(- (k + f) R_t^{(k+f)}(\alpha)\right) + 100 \exp\left(-m R_t^{(m)}(\alpha)\right) \quad (2)$$

où  $P_t^{(m)}(\alpha)$  est le prix théorique du titre (exprimé en pourcentage du nominal),  $c$  est le coupon,  $M$  est le nombre d'années entières restant à courir et  $f = m - M$  la fraction d'année complémentaire. On déduit alors les taux de rendement actuariel

---

<sup>2</sup>La méthodologie mise en œuvre pour la reconstitution des courbes des taux zéro-coupon sur titres publics français est présentée en détail dans Jondeau et Ricart (1997).

<sup>3</sup>Ce problème est accentué par l'absence de titres publics de court terme cotés (les Bons du Trésor Négociables n'étant apparus qu'en 1986).

<sup>4</sup>La méthodologie détaillée est présentée dans Ricart et Sicsic (1995). Svensson (1994) a proposé une extension de la méthode de Nelson et Siegel, permettant une plus grande flexibilité de la partie courte de la courbe de taux. Compte tenu de l'absence de marché des titres de court terme, cette "augmentation" n'a pas paru opportune.

théoriques  $y_t^{(m)}(\alpha)$  des titres observés, en résolvant l'équation suivante :

$$P_t^{(m)}(\alpha) = \sum_{k=0}^M \frac{c}{[1 + y_t^{(m)}(\alpha)]^{k+f}} + \frac{100}{[1 + y_t^{(m)}(\alpha)]^m} \quad (3)$$

Un critère de minimisation de la somme des carrés des résidus peut alors être appliqué sur les rendements afin d'estimer les paramètres  $\alpha$  du modèle :

$$\min_{\alpha} \sum_{n=1}^{N_t} \left\{ (y_{n,t}^{(m),o} - y_{n,t}^{(m)}(\alpha)) \right\}^2$$

où  $y_{n,t}^{(m),o}$  est le taux de rendement actuariel observé du titre  $n$ , de maturité résiduelle  $m$ , à la date  $t$  ;  $y_{n,t}^{(m)}(\alpha)$  est le taux de rendement actuariel théorique du titre  $n$  ;  $N_t$  est le nombre de titres retenus pour l'interpolation à la date  $t$ . Le vecteur de paramètres  $\alpha$  est donc estimé, indépendamment, pour chaque date  $t$ .

## 2.2 L'ordre d'intégration des taux d'intérêt

Les données concernant les titres publics ont été collectées à partir de la Cote Officielle, pour le dernier jour ouvré de chaque mois au cours de la période 1980-1995. A partir de l'interpolation des courbes des taux zéro-coupon mensuelles, une base contenant les taux à 1 an, 2 ans, ..., 10 ans a été constituée.

Le tableau 1 permet de préciser l'ordre d'intégration des séries de taux d'intérêt, à travers les tests *ADF* (Dickey et Fuller, 1979) et *KPSS* (Kwiatkowski *et alii*, 1992). Le premier test considère l'hypothèse nulle de non-stationnarité du processus, alors que le second considère l'hypothèse nulle de stationnarité. Les tests ont été réalisés à la fois sur les variables en niveau (test  $I(1)$  contre  $I(0)$  et  $I(0)$  contre  $I(1)$ , respectivement) et sur les variables en différence première (test  $I(2)$  contre  $I(1)$  et  $I(1)$  contre  $I(2)$ , respectivement). Les résultats indiquent clairement que, quelle que soit la maturité considérées, l'hypothèse de racine unitaire ne peut pas être rejetée pour les taux d'intérêt. En revanche, l'hypothèse de racine unitaire est systématiquement rejetée pour les variations de taux d'intérêt. Les taux d'intérêt peuvent donc être considérés comme  $I(1)$  <sup>5</sup>.

En ce qui concerne les pentes de taux vis-à-vis du taux à 1 an, les tests *ADF* tendent à rejeter la non-stationnarité pour les maturités les plus courtes (1-2 ans à 1-4 ans). En revanche, les tests *KPSS* ne peuvent rejeter la stationnarité pour l'ensemble des maturités au seuil de 5%.

## 3 Le *puzzle* des tests usuels

### 3.1 Le cadre théorique

Le rendement d'un titre long (de maturité  $n$ ) peut être décomposé en deux éléments : la moyenne des rendements anticipés de placements successifs, en  $t$ ,  $t + m$ , ...,  $t +$

---

<sup>5</sup>En théorie, les taux d'intérêt ne peuvent pas présenter de racine unitaire, puisqu'ils sont bornés par zéro. Néanmoins, leur comportement apparaît suffisamment proche, sur la période étudiée et avec la fréquence retenue, de la stationnarité en différence (la racine est suffisamment proche de 1) pour que l'on puisse les considérer comme engendrés par des processus  $I(1)$ .

$n - m$ , en titres courts (de maturité  $m$ ) plus une prime de risque (dite prime de capitalisation), non observable, notée  $c_t^{(m,n)}$ . Cette égalité peut s'écrire <sup>6</sup> :

$$R_t^{(n)} = E_t h_t^{(m,n)} + c_t^{(m,n)} \quad (4)$$

où  $R_t^{(n)}$  est le rendement en  $t$  d'un titre de maturité  $n$  ;  $h_t^{(m,n)} = \frac{m}{n} \sum_{i=0}^{\frac{n}{m}-1} R_{t+im}^{(m)}$  est le rendement de capitalisation, c'est-à-dire la moyenne des rendements de placements successifs, en  $t, t+m, \dots$ , et  $t+n-m$ , en titres de maturité  $m$  ;  $\frac{n}{m}$  est supposé entier ;  $E_t$  est l'espérance conditionnelle à l'information disponible en  $t$ . Nous considérons ici le cas de bons zéro-coupon, qui correspond aux données utilisées dans l'application empirique.

Une seconde prime de risque (dite prime de portage), notée  $\varphi_t^{(m,n)}$ , est définie par l'égalité suivante :

$$E_t h_t^{(m,n)} = R_t^{(m)} + \varphi_t^{(m,n)} \quad (5)$$

où  $h_t^{(m,n)} = \left( nR_{t+m}^{(n)} - (n-m)R_{t+m}^{(n-m)} \right) / m$  est le rendement de portage, c'est-à-dire le rendement lié à l'achat en  $t$  d'un titre de maturité  $n$  et revendu en  $t+m$  ( $m < n$ ) <sup>7</sup>.

La théorie des anticipations implique que les primes de capitalisation et de portage doivent être constantes au cours du temps, même si elles peuvent varier avec les maturités  $m$  et  $n$  :  $c_t^{(m,n)} = c^{(m,n)}$ ,  $\varphi_t^{(m,n)} = \varphi^{(m,n)}$ ,  $\forall t$  <sup>8</sup>.

Une littérature abondante a porté sur le test des implications de la théorie des anticipations. Campbell et Shiller (1987, 1988 et 1991) ont proposé des formulations, issues directement des équations (4) et (5), avec la pente des taux comme régresseur <sup>9</sup>. La première représentation est fondée sur la relation entre la variation anticipée sur  $m$  périodes du rendement d'un titre long et la pente des taux. Elle est obtenue en réarrangeant les termes de l'équation (5) et en imposant  $\varphi_t^{(m,n)} = \varphi^{(m,n)}$ ,  $\forall t$  :

$$\frac{n-m}{m} \left( E_t R_{t+m}^{(n-m)} - R_t^{(n)} \right) = S_t^{(m,n)} - \varphi^{(m,n)} \quad (6)$$

où  $S_t^{(m,n)} = R_t^{(n)} - R_t^{(m)}$  est la pente en  $t$  entre les taux à  $n$  et à  $m$  périodes.

La deuxième représentation est fondée sur la relation entre la variation moyenne anticipée sur longue période des taux courts futurs et la pente des taux. Elle s'obtient directement en soustrayant le taux court présent  $R_t^{(m)}$  aux deux membres de l'équation (4) et en imposant  $c_t^{(m,n)} = c^{(m,n)}$ ,  $\forall t$  :

$$E_t S_t^{*(m,n)} \equiv E_t h_t^{(m,n)} - R_t^{(m)} = S_t^{(m,n)} - c^{(m,n)} \quad (7)$$

<sup>6</sup>Cette écriture, proposée initialement par Shiller (1979), constitue une approximation linéaire de la relation, non linéaire, d'absence d'opportunités d'arbitrage entre un placement court et un placement long. Shiller *et alii* (1983) ont montré que l'erreur d'approximation est suffisamment petite pour pouvoir être négligée dans les applications pratiques.

<sup>7</sup>En itérant vers le futur la relation (5) et en sommant les termes, la prime de capitalisation s'exprime comme une moyenne de primes de portage :  $c_t^{(m,n)} = \frac{m}{n} \sum_{i=0}^{\frac{n}{m}-1} E_t \varphi_{t+im}^{(m,n-im)}$ .

<sup>8</sup>Selon la théorie "pure" des anticipations, les primes associées aux différentes versions de la théorie sont nulles. Or, dans un modèle en temps continu avec taux d'intérêt aléatoire, Cox *et alii* (1981) ont montré que ces différentes versions sont mutuellement incompatibles (par exemple, on ne peut pas avoir l'équivalent en temps continu de (4) et (5) si  $c_t^{(m,n)}$  et  $\varphi_t^{(m,n)}$  sont nuls). Campbell (1986) a toutefois mis en évidence que les différentes versions de la théorie ne sont pas nécessairement incompatibles, si les primes sont supposées constantes non nulles.

<sup>9</sup>D'autres formulations ont également été étudiées, fondées notamment sur le taux à terme (Fama, 1984 et 1990, Fama et Bliss, 1987).

où  $S_t^{*(m,n)}$  est la variation moyenne entre  $t$  et  $t+n$  des taux courts futurs. Ces écritures prennent en compte les propriétés de non-stationnarité des taux d'intérêt, puisque les variables endogènes et exogènes de (6) et (7) sont toutes stationnaires lorsque les taux d'intérêt sont  $I(1)$  et que la théorie des anticipations est valide.

### 3.2 Les résultats empiriques

Les tests des implications de la théorie des anticipations, fondés sur l'estimation des spécifications (6) et (7), nécessitent une hypothèse supplémentaire sur le mode de formation des anticipations : les agents économiques sont supposés rationnels. La contrepartie empirique de (6) s'écrit alors :

$$\frac{n-m}{m} \left( R_{t+m}^{(n-m)} - R_t^{(n)} \right) = \alpha_1 + \beta_1 S_t^{(m,n)} + \varepsilon_{t+m}^1 \quad (8)$$

Comme dans la suite, les paramètres doivent être indicés par les maturités  $m$  et  $n$  ; ces indices sont toutefois omis pour alléger les notations. La théorie des anticipations implique que les paramètres associés aux maturités  $m$  et  $n$  vérifient :  $\alpha_1 = -\varphi^{(m,n)}$ ,  $\beta_1 = 1$ . Dans ce cas, l'excès de rendement de portage  $\varepsilon_{t+m}^1$  se décompose alors sous la forme :

$$\varepsilon_{t+m}^1 = \frac{n-m}{m} \eta_{t+m}^1 + \left( \varphi_t^{(m,n)} - \varphi^{(m,n)} \right) \quad (9)$$

où  $\eta_{t+m}^1 = \left( R_{t+m}^{(n-m)} - E_t R_{t+m}^{(n-m)} \right)$  est l'erreur d'anticipation en  $t$  concernant le taux à  $n-m$  périodes en  $t+m$  et où  $\left( \varphi_t^{(m,n)} - \varphi^{(m,n)} \right)$  est l'éventuelle composante variable de la prime de portage.

Dès que l'horizon de prévision  $m$  dépasse un mois, les anticipations faites à des dates proches utilisent une information partiellement commune et les erreurs d'anticipation présentent une certaine forme d'autocorrélation. Plus précisément, le terme résiduel de (8) présente *a priori*, même si les anticipations sont rationnelles, une composante moyenne mobile d'ordre  $(m-1)$ . Ainsi les erreurs d'anticipation, hors effets d'*overlapping*, doivent être non autocorrélées, c'est-à-dire que  $\eta_{t+m}^1$  ne doit pas être corrélé avec  $\eta_t^1$ .

De la même manière, la contrepartie empirique de (7) s'écrit :

$$S_t^{*(m,n)} = \alpha_2 + \beta_2 S_t^{(m,n)} + \varepsilon_{t+n-m}^2 \quad (10)$$

avec, lorsque la théorie des anticipations est valide, la décomposition de l'excès de rendement de capitalisation  $\varepsilon_{t+n-m}^2$  sous la forme :

$$\varepsilon_{t+n-m}^2 = \eta_{t+n-m}^2 - \left( c_t^{(m,n)} - c^{(m,n)} \right) \quad (11)$$

où  $\eta_{t+n-m}^2 = \left( h_t^{(m,n)} - E_t h_t^{(m,n)} \right)$  est l'erreur d'anticipation concernant le rendement de capitalisation de titres à  $m$  périodes pendant  $n$  périodes. Compte tenu de l'*overlapping*, le terme résiduel  $\varepsilon_{t+n-m}^2$  a une composante moyenne mobile d'ordre  $(n-m-1)$ .

Le tableau 2 présente les estimations des équations (8) et (10) pour les titres publics français pour la période 1980-95. Comme cela a déjà été noté par de nombreux auteurs pour d'autres pays (Shiller *et alii*, 1983, Campbell et Shiller, 1991, Hardouvelis, 1994, Evans et Lewis, 1994, Campbell, 1995), le coefficient de la pente

dans la régression (8) est généralement négatif, alors que la théorie des anticipations prédit un coefficient unitaire. De plus, le coefficient de la pente décroît avec la maturité  $n$  du titre long, passant de -0,12 pour  $n = 2$  à -3,91 pour  $n = 10$ .

Les résultats obtenus pour l'équation (10) sont, comme dans les études déjà citées, plus favorables à la théorie des anticipations : le coefficient de la pente est presque systématiquement positif, mais nettement inférieur à 1 et décroît sensiblement avec l'horizon des placements, de 0,44 pour  $n = 2$  à -0,01 pour  $n = 10$ .

Le test proprement dit de la théorie des anticipations repose sur la statistique de Student associée à  $(\beta_i - 1)$  dans les régressions (8) et (10). Comme les horizons de placement dépassent ici la périodicité des données (les données sont mensuelles, alors que l'horizon de placement le plus court est d'un an), cette statistique doit être corrigée de la composante moyenne mobile dans le processus des erreurs. La statistique de Student est alors fondée sur l'écart-type asymptotique du paramètre <sup>10</sup>.

Les tests d'égalité à 1 du paramètre de la pente nuancent dans une certaine mesure ces conclusions défavorables pour la théorie des anticipations. En effet, les tests menés pour l'équation (8) conduisent à ne pas rejeter l'hypothèse des anticipations, au seuil de 10%, pour les combinaisons de maturités allant de 1-2 ans à 1-6 ans. En ce qui concerne l'équation (10) en revanche, le rejet de l'hypothèse nulle est *quasi* systématique, à l'exception du couple de maturités 1-2 ans.

Le *puzzle* mis en évidence sur données américaines par Campbell et Shiller a deux caractéristiques principales : un coefficient systématiquement négatif pour la relation (8), un coefficient inférieur à 1 pour la relation (10). Comme corollaire, la théorie des anticipations est rejetée dans le premier cas, acceptée dans le second. Les résultats obtenus sur les titres longs français au cours de la période 1980-95 confirment clairement le *puzzle* concernant le signe des coefficients; en revanche, les tests menés ne permettent pas de confirmer le corollaire : l'égalité à 1 du paramètre de la pente des taux est souvent acceptée pour la relation (8) mais en général rejetée pour la relation (10).

## 4 La stationnarité des excès de rendement

Deux explications sont couramment avancées pour rendre compte du rejet de la théorie des anticipations <sup>11</sup> :

- la première explication est l'existence d'une prime de risque variable au cours du temps, stationnaire et corrélée avec la pente des taux (Fama, 1984, ou Evans et Lewis, 1994). Elle remet clairement en cause l'une des hypothèses de base de la théorie des anticipations, puisqu'elle indique que la pente des taux contient de l'information à la fois sur les taux futurs anticipés, mais également sur la prime de risque.

<sup>10</sup>L'écart-type asymptotique est calculé de la façon suivante : la matrice de variance-covariance des résidus est modifiée par la correction de Hansen et Hodrick (1980), qui permet de prendre en compte l'existence d'une composante moyenne mobile dans le processus des erreurs, et par la correction de White (1980), tenant compte de l'éventuelle hétéroscédasticité des erreurs ; enfin, elle est modifiée comme suggéré par Newey et West (1987) pour assurer sa semi-positivité.

<sup>11</sup>Campbell (1995) suggère que le *puzzle* pourrait être lié à l'existence d'erreurs de mesure sur le taux à long terme, qui biaiserait vers -1 le coefficient de la pente dans l'équation de taux long (8) et vers 0 le coefficient de la pente dans l'équation de taux court (10). Bekaert *et alii* (1996) proposent une autre explication du *puzzle*, selon laquelle le biais dans l'estimation des coefficients de la pente serait dû à une persistance élevée dans la dynamique du taux à court terme. Il apparaît néanmoins que cette persistance devrait biaiser les coefficients de la pente vers les valeurs positives. Ces deux approches alternatives n'ont toutefois pas donné de résultats empiriques convaincants.

- la seconde explication est la sur-réaction des taux longs par rapport aux taux courts futurs (Mankiw et Summers, 1984, Campbell et Shiller, 1991, Hardouvelis, 1994). Cette hypothèse remet directement en cause l'hypothèse de rationalité des anticipations : la pente des taux contient, comme dans la théorie des anticipations, de l'information sur les taux courts futurs anticipés, mais les investisseurs accordent plus de poids aux taux futurs qu'ils ne le devraient.

Même s'il semble difficile de discriminer entre ces deux explications en l'absence d'information supplémentaire (comme des données d'enquête), le rejet de la théorie des anticipations paraît devoir s'expliquer par l'existence d'une corrélation entre la pente des taux et une variable manquante stationnaire (qui expliquerait alors la dynamique de l'excès de rendement). Cet argument est confirmé par certaines études. Les propriétés statistiques des excès de rendement ont en effet été abordées sous cet angle par certains auteurs. Evans et Lewis (1994), supposant les anticipations rationnelles, interprètent la stationnarité de la prime de risque comme une implication minimale de la théorie des anticipations. Ils testent alors la stationnarité des excès de rendement, à travers l'existence de relations de cointégration entre des rendements définis de façon adéquate. Hardouvelis (1994), cherchant à mettre en évidence un phénomène de sur-réaction, explique le biais sur le paramètre de la pente dans l'équation (8) par la corrélation entre la pente et une variable manquante, la variation du taux court, qu'il interprète comme une *proxy* de l'erreur d'anticipation. De même, Tzavalis et Wickens (1996) étendent le modèle VAR bivarié proposé par Campbell et Shiller (1987) (contenant la variation du taux court et la pente des taux), en ajoutant l'excès de rendement de portage, de façon à obtenir une représentation stationnaire de cette variable.

Une approche alternative peut être fondée sur la reconnaissance explicite du caractère dynamique des excès de rendement. En effet, si les excès de rendement sont stationnaires mais non bruits blancs, ils sont en partie prévisibles, et une prévision optimale des taux futurs devrait prendre en compte la composante prévisible des excès de rendement. Les équations (4) et (5) peuvent s'interpréter comme des relations de cointégration. Elles permettent d'établir un lien avec les modèles à correction d'erreur (MCE). Engle et Granger (1987) ont en effet montré que, quand deux variables sont  $I(1)$  et cointégrées, il existe une représentation à correction d'erreur, qui impose des restrictions sur la dynamique de court terme des séries, et notamment la présence du résidu de long terme retardé, qui joue alors le rôle de force de rappel vers le niveau de long terme, défini par la relation de cointégration.

#### 4.1 L'écriture sous forme de relation de cointégration

Comme dans Evans et Lewis (1994), la stationnarité des excès de rendement est analysée à travers l'existence de relations de cointégration : toutefois, alors que ces auteurs récrivent les relations (6) et (7) en faisant dépendre le taux au comptant futur du taux à terme correspondant, les relations estimées proviennent ici directement des relations (4) et (5). De façon immédiate, on a en effet les relations théoriques suivantes :

$$E_t h_t^{(m,n)} = R_t^{(m)} + \varphi_t^{(m,n)} \quad (12)$$

$$E_t h_t^{l(m,n)} = R_t^{(n)} - c_t^{(m,n)} \quad (13)$$

ou les contreparties empiriques :

$$h_t^{(m,n)} = \mu_1 + \delta_1 R_t^{(m)} + u_{t+m}^1 \quad (14)$$

$$h_t^{(m,n)} = \mu_2 + \delta_2 R_t^{(n)} + u_{t+n-m}^2 \quad (15)$$

La section 2 a montré que les taux d'intérêt sont  $I(1)$ , donc que les variables endogènes et exogènes de (14) et (15) sont  $I(1)$ . Or si la théorie des anticipations est valide, on a  $\delta_1 = \delta_2 = 1$  et les excès de rendement  $u_1$  et  $u_2$  sont stationnaires. Les équations (14) et (15) ont alors le statut de relations de cointégration. Dans ce cas, même si les excès de rendement sont corrélés avec la variation de taux ou la pente des taux, les estimations de  $\delta_1$  et  $\delta_2$  restent convergentes, ce qui n'était pas le cas pour les paramètres des régressions (8) et (10). En effet, les paramètres  $\delta_1$  et  $\delta_2$  sont estimés de façon super-convergente, dès que l'excès de rendement est stationnaire (Stock, 1987). Seules une prime de risque et/ou une erreur d'anticipation non-stationnaires sont susceptibles de biaiser asymptotiquement l'estimation de  $\delta_1$  et  $\delta_2$ .

La stationnarité des excès de rendement impose deux contraintes aux équations (14) et (15). D'une part, il doit s'agir de relations de cointégration, c'est-à-dire que les résidus  $u_{t+m}^1$  et  $u_{t+n-m}^2$  doivent être stationnaires. D'autre part, les paramètres  $\delta_1$  et  $\delta_2$  doivent être égaux à 1. Or malgré la super-convergence asymptotique des estimateurs, les estimations des paramètres de long terme par les MCO peuvent être biaisées à distance finie. De plus, leur loi asymptotique n'est pas normale, ce qui interdit un test direct sur ces paramètres. Ce problème peut être résolu selon deux approches :

- les paramètres  $\delta_1$  et  $\delta_2$  peuvent être supposés égaux à 1, et la stationnarité des résidus  $u_1$  et  $u_2$  peut être directement testée ; il s'agit alors simplement d'un test de stationnarité des excès de rendement, qui peut être fondé, comme dans la section précédente, sur une hypothèse nulle de non-stationnarité (test *ADF*) ou de stationnarité (test *KPSS*) ;

- les biais à distance finie des estimateurs des MCO peuvent être corrigés pour permettre un test de l'hypothèse  $\delta_i = 1$  ; par exemple, l'approche de Phillips et Hansen (1990), fondée sur une correction non paramétrique de  $\delta$  permet, si les résidus sont stationnaires, de tester cette hypothèse <sup>12</sup>.

## 4.2 L'écriture à correction d'erreur

Une fois mise en évidence la stationnarité des excès de rendement, l'intérêt de la représentation à correction d'erreur est de prendre en compte explicitement leur dynamique : il existe un niveau moyen, dont l'excès de rendement ne peut s'éloigner durablement ; un écart par rapport à ce niveau moyen à une date donnée sera donc partiellement corrigé, aux périodes suivantes, et, toutes choses égales par ailleurs, l'excès de rendement se rapprochera de ce niveau moyen. Si le rejet de la théorie des anticipations est dû en fait à l'existence d'anticipations non rationnelles, l'écriture sous forme MCE apparaît assez naturelle : à chaque période, les erreurs d'anticipation de la période précédente sont prises en compte et partiellement corrigées lors de l'évaluation des rendements de portage ou de capitalisation. De façon alternative, si la théorie des anticipations est rejetée du fait de l'existence d'une prime de risque variable, mais stationnaire, l'écriture sous forme MCE précise le mécanisme de retour

---

<sup>12</sup>L'estimation par maximum de vraisemblance, selon la procédure proposée par Johansen (1988), n'est pas adaptée ici. D'une part, comme le précisera la section suivante, l'*overlapping* conduit à une écriture à correction d'erreur différente des écritures usuelles : l'écart entre deux retards dans la dynamique du modèle à correction d'erreur est de  $m$  périodes pour le rendement de portage et de  $n - m$  pour le rendement de capitalisation ; de plus, les relations de cointégration (14) et (15) font intervenir des variables connues à des dates différentes.

vers le niveau moyen de cette prime : si celle-ci s'accroît à une date donnée, le rendement (de portage ou de capitalisation) s'ajustera au cours des périodes suivantes de sorte que la prime retrouve progressivement son niveau moyen. L'écriture MCE permet ainsi d'améliorer la prévision des taux futurs en tenant compte de la vitesse de retour à la moyenne.

Compte tenu de l'*overlapping*, l'écriture du MCE est ici légèrement différente de l'écriture usuelle : à la date  $t$ , des deux placements alternatifs apparaissant dans les relations de cointégration (14) (respectivement (15)), seul le taux zéro-coupon est parfaitement connu en  $t$ , le rendement de portage (respectivement le rendement de capitalisation) étant connu en  $t + m$  (respectivement en  $t + n - m$ ). L'excès de rendement est alors effectivement observé  $m$  et  $n - m$  périodes après la fixation du taux zéro-coupon. La correction de cette erreur ne peut donc avoir lieu que  $m$  (respectivement  $n - m$ ) périodes plus tard. Les écritures MCE associées aux relations (14) et (15) doivent donc avoir comme variables endogènes les différences d'ordres  $m$  et  $n - m$  du rendement de portage et du rendement de capitalisation respectivement. En l'absence de termes retardés, on a alors les écritures suivantes :

$$h_t^{(m,n)} - h_{t-m}^{(m,n)} = a_1 \left( h_{t-m}^{(m,n)} - \mu_1 - \delta_1 R_{t-m}^{(m)} \right) + b_1 \left( R_t^{(m)} - R_{t-m}^{(m)} \right) + v_{t+m}^1 \quad (16)$$

$$h_t^{(m,n)} - h_{t-n+m}^{(m,n)} = a_2 \left( h_{t-n+m}^{(m,n)} - \mu_2 - \delta_2 R_{t-n+m}^{(n)} \right) + b_2 \left( R_t^{(n)} - R_{t-n+m}^{(n)} \right) + v_{t+n-m}^2 \quad (17)$$

Pour ces deux équations, les termes en différence sont stationnaires si les rendements sont  $I(1)$  ; l'excès de rendement décalé (le premier terme du membre de droite des équations), qui joue le rôle de force de rappel, est stationnaire. Si l'hypothèse  $\delta_i = 1$  ne peut pas être rejetée, la mise en œuvre des techniques économétriques standard est possible et conduit à des estimateurs convergents.

On note que lorsque l'on impose  $-a_i = b_i = \delta_i = 1$  aux paramètres des deux équations (16) et (17), on retrouve exactement les équations initiales (6) et (7).

### 4.3 Les résultats empiriques

L'étude de la stationnarité des excès de rendement est fondée sur deux séries de test : la première considère les excès de rendement eux-mêmes (tests *ADF* et *KPSS*, colonnes 2 et 3 du tableau 3) ; la seconde porte sur les résidus des relations de cointégration (14) et (15). Concernant l'excès de rendement de portage, le test *ADF* conduit à rejeter systématiquement la non-stationnarité, alors que le test *KPSS* ne rejette jamais la stationnarité, quelle que soit la combinaison de maturités considérée. De même, la non-stationnarité des résidus de la relation de cointégration (14) est toujours rejetée, à l'exception de la combinaison de maturités 1-2 ans.

Les tests fondés sur l'excès de rendement de capitalisation sont beaucoup plus défavorables vis-à-vis de la théorie des anticipations : la non-stationnarité n'est rejetée que pour la combinaison de maturités 1-2 ans avec le test *ADF* ; le test *KPSS* ne rejette la stationnarité que pour les combinaisons de maturités 1-5 ans à 1-9 ans au seuil de 10% (1-7 ans et 1-8 ans au seuil de 5%). En outre, la non-cointégration n'est rejetée que pour deux combinaisons de maturités (1-8 ans et 1-9 ans) et au seuil de 10% seulement.

La colonne 5 du tableau 3 indique que les coefficients  $\delta_i$  des relations de cointégration, estimés selon la méthode de Phillips et Hansen (1990) ; la colonne 6 reporte la statistique de Student associée à  $\delta_i - 1$ . Cette statistique repose sur une variance de

long terme calculée à partir d'une fenêtre de Bartlett, dont la taille est déterminée de façon optimale (Den Haan et Levin, 1996). S'agissant de la relation (14) entre rendement de portage et taux court, le coefficient de long terme  $\hat{\delta}_1$  est systématiquement supérieur à 1 (entre 1,13 et 1,57), mais il n'est jamais significativement différent de 1. A l'inverse, pour la relation (15) entre rendement de capitalisation et taux long, le paramètre  $\delta_2$  est toujours inférieur à 1 (entre 0,27 et 0,93) ; mais, à l'exception de la combinaison de maturités 1-2 ans, l'hypothèse d'égalité à 1 est systématiquement rejetée.

Les résultats concernant la stationnarité des excès de rendement peuvent être résumés de la façon suivante. Tout d'abord, l'implication de la théorie des anticipations selon laquelle les équations (14) et (15) sont des relations de cointégration avec  $\delta_1 = 1$  est validée pour la relation entre rendement de portage et taux court : les tests confirment la stationnarité des excès de rendement et l'existence d'une relation de cointégration est acceptée, avec un coefficient du taux court non significativement différent de 1. En ce qui concerne la relation entre rendement de capitalisation et taux long, la stationnarité des excès de rendement n'est acceptée que pour les maturités les plus courtes (1-2 ans pour le test *ADF*, 1-2 ans à 1-4 ans pour le test *KPSS*) ; de plus, la cointégration est rejetée dans la plupart des cas ; la seule exception concerne la combinaison 1-2 ans pour laquelle l'égalité à 1 du coefficient du taux long est également acceptée (mais, dans ce cas, la cointégration est rejetée).

Cette opposition entre excès de rendement de portage et de capitalisation (déjà mise en évidence par Evans et Lewis, 1994) peut s'expliquer par le fait que l'excès de rendement de capitalisation est une moyenne d'excès de rendement de portage de maturités plus courtes et que la puissance des tests de stationnarité et de cointégration est en général assez faible pour des échantillons de taille modeste. On remarque en effet que le nombre d'observations utilisées pour l'estimation de la relation (15) décroît avec la maturité  $n$  (de 15 ans pour  $n = 2$  à 7 ans pour  $n = 10$ ).

Le tableau 4 reporte les estimations du MCE fondé sur le rendement de portage, à partir des écritures (16) et

$$\begin{aligned} h_t^{(m,n)} - h_{t-m}^{(m,n)} &= a_1' \left( h_{t-m}^{(m,n)} - R_{t-m}^{(m)} \right) \\ &\quad + b_1' \left( R_t^{(m)} - R_{t-m}^{(m)} \right) + c_1' \left( h_{t-m}^{(m,n)} - h_{t-2m}^{(m,n)} \right) + v_{t+m}^{1'} \end{aligned} \quad (18)$$

dans laquelle le coefficient associé à l'endogène retardée ( $c_1'$ ) est théoriquement nul, selon la théorie des anticipations. Dans le premier cas, les coefficients estimés apparaissent proches de leur valeur prédite par la théorie des anticipations : le coefficient de la force de rappel est compris entre -0,70 et -1,06, alors que celui de la variation du taux court est compris entre 1,22 et 1,65. De plus, les tests de Fisher ne peuvent pas rejeter l'hypothèse nulle d'égalité à -1 et 1 de  $a_1$  et  $b_1$ , quelle que soit la combinaison de maturités. Ce résultat apparaît quelque peu paradoxal après le rejet de la théorie des anticipations à travers les tests usuels, mais s'explique par le fait que l'équation à correction d'erreur prend explicitement en compte la dynamique de l'excès de rendement <sup>13</sup>.

<sup>13</sup>Ce problème a déjà été soulevé par Hakkio et Rush (1989) dans le cadre du test de l'hypothèse d'efficiency sur le marché des changes. Hakkio et Rush ont montré en effet que, lorsque le taux au comptant et le taux à terme sont cointégrés, le cadre adapté pour tester la théorie des anticipations est le MCE. Dans ce cas, l'écriture usuelle (la régression de la variation du taux au comptant sur la prime de terme, ce qui correspond aux équations (8) et (10)) peut conduire à un biais de spécification.

La seconde représentation (18) permet de vérifier que le terme supplémentaire a bien un coefficient nul, comme cela est prédit par la théorie des anticipations. On observe deux résultats intéressants : d'une part,  $c'_1$  n'est jamais significativement différent de 0 ; d'autre part, l'introduction de ce terme supplémentaire ne perturbe pas statistiquement l'estimation des autres paramètres. Le coefficient  $a'_1$  est légèrement plus faible (entre -0,79 et -1,19), alors que  $b'_1$  est plus proche de 1 (entre 1,08 et 1,49). Enfin, l'hypothèse jointe  $a'_1 = b'_1 = 1$  et  $c'_1 = 0$  n'est rejetée, au seuil de 10% seulement, que pour la combinaison de maturités 1-2 ans.

L'étude de la stationnarité des excès de rendement et des représentations à correction d'erreur permet de préciser les résultats obtenus à partir des tests usuels. D'une part, la stationnarité de l'excès de rendement de capitalisation est nettement rejetée, donnant ainsi une interprétation claire du rejet de la théorie des anticipations à partir du test fondé sur la relation (10) entre la pente des taux et variation sur longue période des taux courts futurs : la non-stationnarité de la prime de risque associée au rendement de capitalisation et/ou, de façon moins probable, des erreurs d'anticipation sur les taux courts futurs, conduit à rejeter cette forme de la théorie des anticipations.

D'autre part, l'excès de rendement de portage apparaît stationnaire pour la plupart des combinaisons de maturités. L'écriture sous forme à correction d'erreur permet de tester explicitement la théorie des anticipations en tenant compte de l'existence d'une relation de cointégration entre rendement de portage et taux court ; cette estimation confirme que l'on ne peut pas rejeter la théorie des anticipations sur les titres longs français, mais surtout le problème du signe du coefficient de la pente dans le test usuel disparaît. En effet, les coefficients obtenus dans l'estimation du MCE sont très proches (et non statistiquement différents) des coefficients prédits par la théorie.

## 5 Conclusion

A partir d'une base de données originale portant sur la période 1980-95, ce papier établit un diagnostic sur la théorie des anticipations concernant les titres publics à long terme français. Il met en évidence deux résultats importants : les excès de rendement de capitalisation sont, pour la plupart, non-stationnaires, ce qui explique le rejet de la théorie des anticipations à partir des tests usuels ; la théorie des anticipations n'est pas rejetée lorsque l'écriture est fondée sur le rendement de portage. Si la conclusion des tests usuels est quelque peu ambiguë (signe contraire, mais coefficient non significativement différent de celui prédit par la théorie), les résultats obtenus à partir de l'estimation du MCE sont clairs : les excès de rendement de portage sont systématiquement stationnaires et les coefficients sont proches (et non significativement différents) des valeurs prédites par la théorie.

L'estimation du MCE permet donc de résoudre deux problèmes. D'un point de vue théorique, cette écriture n'est pas sujette aux éventuels biais de spécification (Hakkio et Rush, 1989). D'un point de vue empirique, elle permet d'obtenir des résultats plus convaincants concernant la théorie des anticipations : le rejet de la théorie fondé sur le rendement de capitalisation semble clairement dû à la non-stationnarité de l'excès de rendement de capitalisation ; l'acceptation de la théorie fondé sur le rendement de portage coïncide avec des coefficients cohérents avec la théorie.

Une difficulté demeure cependant : la théorie des anticipations est rejetée avec

l'une des formulations, acceptée avec l'autre. Deux arguments (l'un statistique, l'autre économique) peuvent être avancés pour expliquer ce résultat. Dans le premier cas, la non-stationnarité de l'excès de rendement de capitalisation peut s'expliquer par le fait qu'il s'agit d'une moyenne d'excès de rendement de portage, ce lissage pouvant conduire, compte tenu de la faible puissance des tests de stationnarité, au rejet à tort de la théorie des anticipations. Dans le second cas, la non-stationnarité peut avoir une origine économique, liée à la non-stationnarité de la prime de risque de capitalisation ou des erreurs d'anticipations. Donner une explication satisfaisante de ces deux implications économiques de la non-stationnarité de l'excès de rendement de capitalisation constitue un programme de recherche pour des travaux futurs.

## Références

- Bekaert, G., R.J. Hodrick, D.A. Marshall (1996) : "On Biases in Tests of the Expectations Hypothesis of the Term Structure of Interest Rates", NBER Technical Working Paper 191.
- Campbell, J.Y., (1986) : "A Defense of Traditional Hypotheses about the Term Structure of Interest Rates", *Journal of Finance*, 41(1), 183-193.
- Campbell, J.Y., (1995) : "Some Lessons from the Yield Curve", *Journal of Economic Perspectives*, 9(3), 129-152.
- Campbell, J.Y., et R.J. Shiller (1987) : "Cointegration and Tests of Present Value Models", *Journal of Political Economy*, 95(5), 1062-1088.
- Campbell, J.Y., et R.J. Shiller (1988) : "Interpreting Cointegrated Models", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12(2/3), 505-522.
- Campbell, J.Y., et R.J. Shiller (1991) : "Yield Spreads and Interest Rate Movements: A Birds' Eye View", *Review of Economic Studies*, 58(3), 495-514.
- Cox, J.C., J.E. Ingersoll et S.A. Ross (1981) : "A Re-Examination of Traditional Hypotheses About the Term Structure of Interest Rates", *Journal of Finance*, 36(4), 769-799.
- Cuthbertson, K. (1996) : "The Expectations Hypothesis of the Term Structure: The UK Interbank Market", *Economic Journal*, 106(436), 578-592.
- Dahlquist, M., et G. Jonsson (1995) : "The Information in Swedish Short-Maturity Forward Rates", *European Economic Review*, 39(6), 1115-1131.
- Den Haan, W.J., et A.T. Levin (1996) : "A Practitioner's Guide to Robust Covariance Matrix Estimation", NBER Technical Working Paper 197.
- Dickey, D.A., et W.A. Fuller (1979) : "Distribution for the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Journal of the American Statistical Association*, 74(366), 427-431.
- Engle, R., et C.W.J. Granger (1987) : "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing", *Econometrica*, 55(2), 251-76.
- Evans, M.D.D., et K.K. Lewis (1994) : "Do Stationary Risk Premia Explain It All?", *Journal of Monetary Economics*, 33(2), 285-318.

- Fama, E.F. (1984) : “The Information in the Term Structure”, *Journal of Financial Economics*, 13(4), 509-528.
- Fama, E.F. (1990) : “Term-Structure Forecasts of Interest Rates, Inflation, and Real Returns”, *Journal of Monetary Economics*, 25(1), 59-76.
- Fama, E.F., et R.R. Bliss (1987) : “The Information in Long-Maturity Forward Rates”, *American Economic Review*, 77(4), 680-692.
- Fuller, W.A. (1976) : *Introduction to Statistical Time Series*, New York, Wiley.
- Gerlach, S. (1996) : “Monetary Policy and the Behaviour of Interest Rates: Are Long Rates Excessively Volatile?”, BIS Working Paper n°34.
- Gerlach, S., et F. Smets (1997) : “The Term Structure of Euro-Rates: Some Evidence in Support of the Expectations Hypothesis”, *Journal of International Money and Finance*, 16(2), 305-321.
- Hakkio, C.S., et M. Rush (1989) : “Market Efficiency and Cointegration: An Application to the Sterling and Deutschmark Exchange Markets”, *Journal of International Money and Finance*, 8(1), 75-88.
- Hall, A.D., H.M. Anderson et C.W.J. Granger (1992) : “A Cointegration Analysis of Treasury Bill Yields”, *Review of Economics and Statistics*, 74(1), 116-126.
- Hansen, L.P., et R.J. Hodrick (1980) : “Forward Rates as Optimal Predictors of Future Spot Rates”, *Journal of Political Economy*, 88(5), 829-853.
- 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(2), 255-283.
- Hurn, A.S., T. Moody et V.A. Muscatelli (1995) : “The Term Structure of Interest Rates in the London Interbank Market”, *Oxford Economic Papers*, 47(3), 418-436.
- Johansen, S. (1988) : “Statistical Analysis of Cointegration Vectors”, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12(2/3), 231-254.
- Jondeau, E., et R. Ricart (1996) : “The Expectation Theory: Tests on French, German, and American Euro-Rates”, Banque de France, NER #35.
- Jondeau, E., et R. Ricart (1997) : “Le contenu en information de la pente des taux : application au cas des titres publics français”, Banque de France, NER #43, à paraître dans *Economie et Prévision*.
- Jorion, P., et F. C. Mishkin (1991) : “A Multicountry Comparison of Term-Structure Forecasts at Long Horizons”, *Journal of Financial Economics*, 29(1), 59-80.
- Kwiatkowski, D., P.C.B. Phillips, P. Schmidt et Y. Shin (1992) : “Testing the Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of a Unit Root”, *Journal of Econometrics*, 54(1-3), 159-178.
- Mankiw, N.G., et J.A. Miron (1986) : “The Changing Behavior of the Term Structure of Interest Rates”, *Quarterly Journal of Economics*, 101(2), 211-228.
- Mankiw, N.G., et L.H. Summers (1984) : “Do Long-Term Interest Rates Overreact to Short-Term Interest Rates?”, *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, 223-242.
- Mishkin, F.C. (1991) : “A Multi-Country Study of the Information in the Shorter

- Maturity Term Structure about Future Inflation”, *Journal of International Money and Finance*, 10(1), 2-22.
- Nelson, C.R., et A.F. Siegel (1987) : “Parsimonious Modeling of Yield Curves”, *Journal of Business*, 60(4), 473-489.
- Newey, W.K., et K.D. West (1987) : “A Simple, Positive Definite, Heteroscedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix”, *Econometrica*, 55(3), 703-708.
- Phillips, P.C.B., et L.P. Hansen (1990) : “Statistical Inference in Instrumental Variables Regression with  $I(1)$  Processes”, *Review of Economic Studies*, 57(1), 99-125.
- Phillips, P.C.B., et S. Ouliaris (1990) : “Asymptotic Properties of Residual Based Tests for Cointegration”, *Econometrica*, 58(1), 165-193.
- Ricart, R., et P. Sicsic (1995) : “Estimation d’une structure par terme des taux d’intérêt sur données françaises”, Banque de France, Bulletin mensuel, octobre.
- Schwert, G.W. (1989) : “Tests for Unit Roots: A Monte Carlo Investigation”, *Journal of Business and Economic Studies*, 7(2), 147-159.
- Shiller, R.J. (1979) : “The Volatility of Long-Term Interest Rates and Expectations Models of the Term Structure”, *Journal of Political Economy*, 87(6), 1190-1219.
- Shiller, R.J., J.Y. Campbell et K.L. Schoenholtz (1983) : “Forward Rates and Future Policy: Interpreting the Term Structure of Interest Rates”, *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, 173-217.
- Stock, J.H. (1987) : “Asymptotic Properties of Least Squares Estimators of Cointegrating Vectors”, *Econometrica*, 55(2), 1035-56.
- Svensson, L.E.O. (1994) : “Estimating and Interpreting Forward Interest Rates: Sweden 1992 - 1994”, IMF Working Paper 114.
- Tzavalis, E., et M. Wickens (1996) : “A Re-Examination of the Rational Expectations Hypothesis of the Term Structure: Reconciling the Evidence from Long-Run and Short-Run Tests”, mimeo.
- White, H. (1980) : “A Heteroscedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroscedasticity”, *Econometrica*, 48(4), 817-838.

Tableau 1a : Tests de stationnarité des taux d'intérêt

maturité (année)	<i>ADF</i>		<i>KPSS</i>	
	niveau	variation	niveau	variation
1	-0,798	-5,216 <sup>a</sup>	1,124 <sup>a</sup>	0,080
2	-0,751	-4,782 <sup>a</sup>	1,229 <sup>a</sup>	0,082
3	-0,741	-4,844 <sup>a</sup>	1,264 <sup>a</sup>	0,089
4	-0,742	-4,980 <sup>a</sup>	1,273 <sup>a</sup>	0,097
5	-0,752	-5,104 <sup>a</sup>	1,271 <sup>a</sup>	0,104
6	-0,765	-5,228 <sup>a</sup>	1,264 <sup>a</sup>	0,111
7	-0,787	-5,335 <sup>a</sup>	1,257 <sup>a</sup>	0,115
8	-0,810	-5,432 <sup>a</sup>	1,248 <sup>a</sup>	0,119
9	-0,829	-5,524 <sup>a</sup>	1,240 <sup>a</sup>	0,122
10	-0,845	-5,614 <sup>a</sup>	1,232 <sup>a</sup>	0,123

Tableau 1b : Test de stationnarité des pentes de taux d'intérêt

maturité (année)	<i>ADF</i>		<i>KPSS</i>	
	niveau	variation	niveau	variation
2 - 1	-3,167 <sup>b</sup>	-6,558 <sup>a</sup>	0,355 <sup>c</sup>	0,061
3 - 1	-2,883 <sup>c</sup>	-6,556 <sup>a</sup>	0,368 <sup>c</sup>	0,070
4 - 1	-2,692 <sup>c</sup>	-6,640 <sup>a</sup>	0,362 <sup>c</sup>	0,079
5 - 1	-2,559	-6,465 <sup>a</sup>	0,353 <sup>c</sup>	0,088
6 - 1	-2,472	-6,387 <sup>a</sup>	0,344	0,096
7 - 1	-2,419	-6,359 <sup>a</sup>	0,335	0,102
8 - 1	-2,385	-6,375 <sup>a</sup>	0,328	0,107
9 - 1	-2,375	-6,421 <sup>a</sup>	0,322	0,110
10 - 1	-2,365	-6,494 <sup>a</sup>	0,317	0,112

**Note :** Pour les tests *ADF*, le nombre de retards  $p$  est sélectionné de façon à assurer la blancheur des résidus (à partir de la statistique de Ljung-Box). Pour les tests *KPSS*, la variance de long terme est calculée avec 12 retards, conformément à la recommandation de Schwert (1989) pour des variables mensuelles. Les valeurs critiques du test *ADF* proviennent de Fuller (1976) et les valeurs critiques du test *KPSS* proviennent de Kwiatkowski *et alii* (1992). <sup>a</sup>, <sup>b</sup> et <sup>c</sup> indiquent que la statistique est significative aux seuils de 1%, 5% et 10% respectivement.

Tableau 2 : Estimation des spécifications (8) et (10) sur la période 1980-95

$m - n$ (années)	$\hat{\beta}_i$	$\hat{\sigma}(\hat{\beta}_i)$	$\bar{R}^2$	$t$ -stat
Equation (8)				
1 - 2	-0,115	0,709	0,001	-1,572
1 - 3	-0,459	0,973	0,008	-1,499
1 - 4	-0,858	1,235	0,018	-1,505
1 - 5	-1,309	1,480	0,028	-1,560
1 - 6	-1,789	1,714	0,039	-1,628
1 - 7	-2,293	1,935	0,048	-1,702 <sup>c</sup>
1 - 8	-2,825	2,156	0,052	-1,774 <sup>c</sup>
1 - 9	-3,364	2,370	0,060	-1,842 <sup>c</sup>
1 - 10	-3,906	2,584	0,067	-1,899 <sup>c</sup>
Equation (10)				
1 - 2	0,443	0,354	0,046	-1,572
1 - 3	0,366	0,381	0,038	-1,663 <sup>c</sup>
1 - 4	0,322	0,408	0,026	-1,661 <sup>c</sup>
1 - 5	0,103	0,359	0,002	-2,501 <sup>b</sup>
1 - 6	0,081	0,312	0,001	-2,947 <sup>a</sup>
1 - 7	0,008	0,208	0,000	-4,776 <sup>a</sup>
1 - 8	0,136	0,249	-0,007	-3,479 <sup>a</sup>
1 - 9	0,073	0,211	-0,010	-4,401 <sup>a</sup>
1 - 10	-0,011	0,218	-0,012	-4,643 <sup>a</sup>

**Note :** L'estimation de la constante n'est pas reportée dans le tableau.  $\hat{\sigma}(\hat{\beta})$  est l'écart-type asymptotique de  $\hat{\beta}$ .  $t$ -stat est la statistique de Student du test de l'hypothèse nulle  $\beta = 1$ . Les estimations sont réalisées sur la période allant de 1980:1 à 1994:12 pour la spécification (8), sur la période allant de 1980:1 à 1995:12 moins  $(n - m)$  années pour la spécification (10). <sup>a</sup>, <sup>b</sup> et <sup>c</sup> indiquent que la statistique est significative aux seuils de 1%, 5% et 10% respectivement.

$$\begin{aligned} \text{Equation (8) :} & \quad \frac{n-m}{m} \left( R_{t+m}^{(n-m)} - R_t^{(n)} \right) = \alpha_1 + \beta_1 S_t^{(m,n)} + \varepsilon_{t+m}^1 \\ \text{Equation (10) :} & \quad S_t^{*(m,n)} = \alpha_2 + \beta_2 S_t^{(m,n)} + \varepsilon_{t+n-m}^2 \end{aligned}$$

Tableau 3 : Test de stationnarité des excès de rendement

$m - n$ (années)	Test de stationnarité de l'excès de rendement		Relation de cointégration		
	$ADF$	$KPSS$	$ADF$	$\hat{\delta}_1$	$t_{\delta_1-1}$
Equation (14)					
1 - 2	-2,753	<sup>b</sup> 0,170	-2,449	1,128	1,344
1 - 3	-4,168	<sup>a</sup> 0,136	-3,602	<sup>a</sup> 1,243	1,498
1 - 4	-4,195	<sup>a</sup> 0,118	-3,830	<sup>a</sup> 1,313	1,325
1 - 5	-4,016	<sup>a</sup> 0,111	-4,064	<sup>a</sup> 1,365	1,146
1 - 6	-4,194	<sup>a</sup> 0,108	-4,236	<sup>a</sup> 1,410	1,007
1 - 7	-4,287	<sup>a</sup> 0,108	-4,332	<sup>a</sup> 1,452	0,899
1 - 8	-3,942	<sup>a</sup> 0,108	-4,339	<sup>a</sup> 1,494	0,817
1 - 9	-3,885	<sup>a</sup> 0,108	-3,913	<sup>a</sup> 1,532	0,751
1 - 10	-3,829	<sup>a</sup> 0,108	-3,847	<sup>a</sup> 1,572	0,700
Equation (15)					
1 - 2	-2,753	<sup>b</sup> 0,170	-2,399	0,928	-1,567
1 - 3	-2,142	0,267	-2,604	0,744	-3,795 <sup>a</sup>
1 - 4	-2,096	0,294	-2,412	0,657	-4,681 <sup>a</sup>
1 - 5	-1,839	0,380 <sup>c</sup>	-2,257	0,526	-6,621 <sup>a</sup>
1 - 6	-1,657	0,433 <sup>c</sup>	-2,763	0,431	-7,704 <sup>a</sup>
1 - 7	-1,502	0,507 <sup>b</sup>	-3,043	0,351	-11,692 <sup>a</sup>
1 - 8	-1,338	0,464 <sup>b</sup>	-3,382 <sup>c</sup>	0,318	-13,222 <sup>a</sup>
1 - 9	-1,582	0,388 <sup>c</sup>	-3,198 <sup>c</sup>	0,317	-13,431 <sup>a</sup>
1 - 10	-1,370	0,310	-2,958	0,276	-18,276 <sup>a</sup>

**Note** : Les valeurs critiques du test  $ADF$  proviennent de Fuller (1976) et les valeurs critiques du test  $KPSS$  proviennent de Kwiatkowski *et alii* (1992). Les valeurs critiques du test  $ADF$  de cointégration proviennent de Phillips et Ouliaris (1990).  $\hat{\delta}_1$  est l'estimation *fully modified* du paramètre de long terme.  $t_{\delta_1-1}$  est la statistique de Student du test d'égalité à 1 du paramètre  $\delta_1$  (Phillips et Hansen, 1990) ; dans cette statistique, la variance de long terme est calculée à partir d'une fenêtre de Bartlett, dont la taille est déterminée de façon optimale. <sup>a</sup>, <sup>b</sup> et <sup>c</sup> indiquent que la statistique est significative aux seuils de 1%, 5% et 10% respectivement.

$$\text{Equation (14) : } h_t^{(m,n)} = \mu_1 + \delta_1 R_t^{(m)} + u_{t+m}^1$$

$$\text{Equation (15) : } h_t^{(m,n)} = \mu_2 + \delta_2 R_t^{(n)} + u_{t+n-m}^2$$

Tableau 4 : Estimation des MCE (16) et (18)

$m - n$ (années)	Equation (16)					
	$\hat{a}_1$	$\hat{\sigma}(\hat{a}_1)$	$\hat{b}_1$	$\hat{\sigma}(\hat{b}_1)$	$\bar{R}^2$	$F-stat$
1 - 2	-0,695	0,361	1,349	0,357	0,836	2,833 <sup>c</sup>
1 - 3	-0,960	0,354	1,317	0,731	0,759	1,800
1 - 4	-1,055	0,326	1,251	1,029	0,724	2,035
1 - 5	-1,062	0,312	1,218	1,324	0,701	1,833
1 - 6	-1,044	0,305	1,355	1,624	0,682	1,431
1 - 7	-1,026	0,299	1,442	1,921	0,668	1,093
1 - 8	-1,008	0,294	1,530	2,215	0,655	0,825
1 - 9	-0,997	0,289	1,596	2,500	0,645	0,633
1 - 10	-0,990	0,284	1,650	2,782	0,637	0,500

$m - n$ (années)	Equation (18)							
	$\hat{a}'_1$	$\hat{\sigma}(\hat{a}'_1)$	$\hat{b}'_1$	$\hat{\sigma}(\hat{b}'_1)$	$\hat{c}'_1$	$\hat{\sigma}(\hat{c}'_1)$	$\bar{R}^2$	$F-stat$
1 - 2	-0,785	0,373	1,170	0,435	-0,078	0,095	0,797	2,636 <sup>c</sup>
1 - 3	-1,003	0,388	1,126	0,849	-0,072	0,113	0,716	1,842
1 - 4	-1,119	0,391	1,075	1,193	-0,039	0,122	0,683	1,944
1 - 5	-1,165	0,387	1,084	1,522	-0,009	0,127	0,663	1,944
1 - 6	-1,180	0,381	1,144	1,849	0,016	0,130	0,648	1,855
1 - 7	-1,186	0,374	1,224	2,172	0,036	0,132	0,637	1,794
1 - 8	-1,185	0,366	1,322	2,495	0,052	0,134	0,629	1,752
1 - 9	-1,186	0,360	1,407	2,809	0,065	0,135	0,623	1,747
1 - 10	-1,187	0,354	1,494	3,123	0,075	0,136	0,619	1,769

**Note :** L'estimation de la constante n'est pas reportée dans le tableau.  $\hat{\sigma}(\hat{a})$ ,  $\hat{\sigma}(\hat{b})$  et  $\hat{\sigma}(\hat{c})$  sont les écarts-types asymptotiques de  $\hat{a}$ ,  $\hat{b}$  et  $\hat{c}$  respectivement.  $F-stat$  est la statistique de Fisher associée au test joint de l'hypothèse nulle  $-a_1 = b_1 = 1$  pour la spécification (16) et  $-a_1 = b_1 = 1$  et  $c_1 = 0$  pour la spécification (18). Les estimations sont réalisées sur la période allant de 1980:1 plus  $m$  année(s) à 1995:12 moins  $m$  année(s) pour la spécification (16), sur la période allant de 1980:1 plus  $2m$  année(s) à 1995:12 moins  $m$  année(s) pour la spécification (18). <sup>c</sup> indique que la statistique est significative aux seuils de 10%.

$$\begin{aligned} \text{Equation (16) : } \quad & h_t^{(m,n)} - h_{t-m}^{(m,n)} = a_1 \left( h_{t-m}^{(m,n)} - R_{t-m}^{(m)} \right) + b_1 \left( R_t^{(m)} - R_{t-m}^{(m)} \right) + v_{t+m}^1 \\ \text{Equation (18) : } \quad & h_t^{(m,n)} - h_{t-m}^{(m,n)} = a'_1 \left( h_{t-m}^{(m,n)} - R_{t-m}^{(m)} \right) \\ & + b'_1 \left( R_t^{(m)} - R_{t-m}^{(m)} \right) + c'_1 \left( h_{t-m}^{(m,n)} - h_{t-2m}^{(m,n)} \right) + v_{t+m}^1 \end{aligned}$$

## 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. Bensaïd, 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. Bensaïd 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. Bensaïd and R. Gary-Bobo, "On the Commitment Value of Contracts under Renegotiation Constraints," January 1990 revised November 1990.
15. B. Bensaïd, 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. Bensaïd 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.
36. B. Bensaid et O. De Bandt, « Les stratégies "stop-loss" : théorie et application au Contrat Notionnel du Matif », juin 1996.
37. C. Martin et F. Rosenwald, « Le marché des certificats de dépôts. Écarts de taux à l'émission : l'influence de la relation émetteurs-souscripteurs initiaux », avril 1996.

38. Banque de France - CEPREMAP - Direction de la Prévision - Erasme - INSEE - OFCE, « Structures et propriétés de cinq modèles macroéconomiques français », juin 1996.
39. F. Rosenwald, « L'influence des montants émis sur le taux des certificats de dépôts », octobre 1996.
40. L. Baumel, « Les crédits mis en place par les banques AFB de 1978 à 1992 : une évaluation des montants et des durées initiales », novembre 1996.
41. G. Cette et E. Kremp, « Le passage à une assiette valeur ajoutée pour les cotisations sociales : Une caractérisation des entreprises non financières “gagnantes” et “perdantes” », novembre 1996.
42. S. Avouyi-Dovi, E. Jondeau et C. Lai Tong, « Effets “volume”, volatilité et transmissions internationales sur les marchés boursiers dans le G5 », avril 1997.
43. E. Jondeau et R. Ricart, « Le contenu en information de la pente des taux : Application au cas des titres publics français », juin 1997.
44. B. Bensaid et M. Boutillier, « Le contrat notionnel : Efficience et efficacité », juillet 1997.
45. E. Jondeau et R. Ricart, « La théorie des anticipations de la structure par terme : test à partir des titres publics français », septembre 1997.

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