

---

**NOTES D'ÉTUDES**

**ET DE RECHERCHE**

---

**LE CONTENU EN INFORMATION DE  
LA PENTE DES TAUX :  
APPLICATION AU CAS DES TITRES  
PUBLICS FRANÇAIS**

Eric Jondeau et Roland Ricart

juin 1997

**NER # 43**



**LE CONTENU EN INFORMATION DE  
LA PENTE DES TAUX :  
APPLICATION AU CAS DES TITRES  
PUBLICS FRANÇAIS**

Eric Jondeau et Roland Ricart

juin 1997

**NER # 43**

# Le contenu en information de la pente des taux : application au cas des titres publics français

Eric Jondeau\*      Roland Ricart†

juillet 1997  
(Version révisée)

## Abstract

This paper evaluates the information content of the term structure regarding future changes in interest rates and changes in inflation rate, in France. A data set has been constructed, which contains zero-coupon yield curves on government bonds over the period 1980-95. The information content is generally very weak over the whole period. On the contrary, over the period 1985-95, the term structure contains information for certain maturities. On the one hand, spreads vis-à-vis 2-year rates are informative for future changes in short-term rates, whereas spreads vis-à-vis 3-year rates are informative for both future changes in short-term rates and future changes in long-term rates; on the second hand, the spreads from (2- versus 1-year rates) to (5- versus 1-year rates) and (4- versus 2-year rates) are the most informative for future changes in inflation rate.

## Résumé

Ce papier propose d'évaluer le contenu en information de la pente des taux d'intérêt concernant l'évolution future des taux d'intérêt et des taux d'inflation en France. Une base de données contenant des courbes de taux d'intérêt zéro-coupon sur titres publics a été construite à cette fin pour la période 1980-95. Le contenu en information de la pente des taux est en général très faible sur l'ensemble de la période. Entre 1985 et 1995 en revanche, la pente a, pour certains horizons, un pouvoir prédictif assez net. Ainsi, les pentes de taux vis-à-vis du taux à 2 ans contiennent de l'information sur l'évolution future des taux courts, les pentes de taux vis-à-vis du taux à 3 ans à la fois sur l'évolution des taux courts et des taux longs ; les pentes de taux (2 ans - 1 an) à (5 ans - 1 an) et (4 ans - 2 ans) ont un pouvoir prédictif concernant l'évolution de l'inflation.

Mots-clés : Structure par terme des taux d'intérêt, théorie des anticipations, relation de Fisher, contenu en information.

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 courbe des taux d'intérêt est souvent considérée avec une grande attention, car elle est supposée traduire les anticipations des investisseurs sur certaines grandeurs économiques :

- le plus naturellement, la pente des taux à un instant donné reflète, si les agents sont rationnels, leurs anticipations concernant l'évolution des taux futurs. En effet, quand la théorie des anticipations est vérifiée, on peut écrire que le taux à deux ans aujourd'hui est une moyenne du taux à un an aujourd'hui et du taux à terme à un an dans un an. La pente entre les taux à deux et un an aujourd'hui est alors égale, à une prime constante près, à la variation du taux à un an entre aujourd'hui et dans un an ;

- de façon moins directe, la pente des taux est supposée contenir de l'information sur l'évolution anticipée de l'inflation. Cette analyse a pour point de départ la relation de Fisher, selon laquelle le taux réel (défini comme le taux nominal moins le taux d'inflation anticipé pour la période couverte par les intérêts) est constant au cours du temps. La pente entre les taux à deux et un an aujourd'hui serait ainsi égale à l'écart entre le taux d'inflation annualisé anticipé pour les deux ans à venir et le taux d'inflation pour l'année à venir.

De nombreuses études ont ainsi cherché à mesurer le pouvoir prédictif de la pente des taux d'intérêt. Concernant la prévision des taux d'intérêt, l'hypothèse des anticipations est confirmée pour certains types de tests ou certaines maturités, mais très largement rejetée pour d'autres<sup>1</sup>. Concernant la prévision de l'inflation, le résultat assez général est que la pente contient de l'information sur l'évolution future de l'inflation pour des titres de maturité suffisamment longue<sup>2</sup>.

La plupart des études sur ce sujet ont porté sur des données américaines ou sur des taux à court terme. En effet, autant il est aisé de disposer de données sur les titres de court terme (interbancaire, sur euro-devises), autant la construction de courbes de taux (incluant des taux de maturités longues) est délicate et coûteuse. Ainsi Mishkin (1991) a pu étudier les structures par terme de dix pays, à partir des marchés euro-devises, alors que Jorion et Mishkin (1991) n'ont pu considérer que quatre pays (Etats-Unis, Royaume-Uni, Allemagne et Suisse) dans leur étude sur le contenu en information de la pente des taux. Encore a-t-il été nécessaire d'utiliser des données d'origines différentes : les taux américains et britanniques proviennent des titres publics, les taux suisses sont issus des marchés euro-devises, les taux allemands ont été estimés par la méthode d'interpolation de la Bundesbank. Browne et Manasse (1990) ont également eu recours à des données de sources différentes : pour l'Allemagne par exemple, ils ont été amenés à utiliser des taux du marché interbancaire pour les maturités courtes et des taux des titres publics pour les maturités longues. De même, la plus large comparaison internationale concernant la théorie des anticipations (Gerlach et Smets, 1997) a dû être menée sur des taux à court terme (sur euro-

---

<sup>1</sup>Campbell et Shiller (1991) et Campbell (1995) mettent en évidence que la pente des taux a un contenu en information important concernant l'évolution des taux courts, mais pas concernant l'évolution des taux longs. Fama et Bliss (1987), sur données américaines, puis Jorion et Mishkin (1991), dans le cadre d'une comparaison internationale, montrent que l'écart entre taux à terme et taux comptant ne contient de l'information sur l'évolution future des taux à un an que pour des horizons assez éloignés.

<sup>2</sup>Mishkin (1990a, 1990b, 1991) et Jorion et Mishkin (1991) montrent que le contenu en information est plus important pour les taux à long terme que pour les taux à court terme et pour des horizons de prévision assez éloignés. Gerlach (1995) obtient un résultat similaire sur données allemandes.

devises).

Certains auteurs ont pallié le manque d'information sur la partie longue de la courbe en étudiant le contenu informationnel de l'écart entre les taux à 10 ans et à 3 mois (Hardouvelis, 1994, Estrella et Mishkin, 1995). Du fait de son rôle de *benchmark* dans la plupart des pays, le taux à 10 ans est en effet aisément accessible et disponible sur longue période. Néanmoins l'utilisation du taux à 10 ans n'est pas elle-même exempte de défauts :

- tout d'abord, il n'est pas évident que ce soit le taux à 10 ans qui contienne le plus d'information sur les taux d'intérêt ou d'inflation futurs. D'une part, en effet, les courbes de taux sont en général très plates entre 5 et 10 ans ; d'autre part, il est probable que les investisseurs aient une vision beaucoup plus précise de l'inflation au cours des 2 à 5 prochaines années que de l'inflation dans les 10 prochaines années. Autrement dit, on peut craindre que la prise en compte du taux à 10 ans (plutôt que du taux à 5 ans par exemple) dans ce type d'analyse conduise à introduire du bruit supplémentaire.

- d'autre part, qu'il s'agisse de la prévision des taux d'intérêt ou des taux d'inflation, la pente 10 ans-3 mois doit contenir de l'information sur les taux d'intérêt ou les taux d'inflation dans 10 ans. Toute étude économétrique fondée sur ces données doit donc se traduire par la perte des observations des 10 années les plus récentes (la pente entre les taux à 10 ans et à 3 mois la plus récente pour laquelle on observe la réalisation du taux d'intérêt ou du taux d'inflation futurs date de 1987). Autrement dit, on perd de la sorte le comportement d'anticipation des investisseurs sur les années les plus récentes, qui sont *a priori* les plus propices pour mettre en évidence une certaine forme d'efficience des marchés.

L'utilisation du taux à 10 ans semble donc plus liée à l'absence de données disponibles sur les maturités intermédiaires qu'à un choix explicite en faveur du taux à 10 ans.

Concernant le contenu informationnel de la pente des taux en France, autant la partie courte de la courbe a pu faire l'objet d'un certain nombre d'études, autant l'analyse de la partie longue n'a pas encore pu être menée de façon systématique faute de données disponibles sur les courbes de taux.

Les études menées sur la partie courte de la courbe de taux française sont dans l'ensemble plutôt favorables à la théorie des anticipations : Gerlach et Smets (1997) et Jondeau et Ricart (1996) concluent (à partir de données euro-devises) que la pente des taux contient de l'information sur les taux futurs et que, dans la plupart des cas, on ne peut pas rejeter les implications de la théorie des anticipations. De même, Mishkin (1991) souligne qu'en matière d'inflation la France est le seul pays, parmi ceux qu'il étudie, pour lequel la structure par terme présente une capacité prédictive très nette. Browne et Manasse (1990) obtiennent également des résultats assez favorables sur données françaises pour la période 1979-88. Artus et Kaabi (1991) trouvent que, sur la période 1977-90, la pente 6 mois - 1 mois est un bon prédicteur de l'évolution de l'inflation au cours des deux prochains trimestres.

Le présent papier se poursuit de la façon suivante : la section 2 détaille la méthodologie retenue pour estimer des courbes de taux zéro-coupon, à partir de titres publics français, sur la période 1980-95. La section 3 considère la capacité de la pente des taux à prévoir l'évolution des taux d'intérêt. La section 4 est consacrée à la mesure du pouvoir prédictif de la pente des taux en termes d'inflation. La section 5 conclut le papier.

## 2 La reconstitution des courbes de taux et les données

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<sup>3</sup>. 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 les 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). De plus, ces catégories de titres n'étaient pas elles-mêmes homogènes, puisque de nombreuses clauses particulières pouvaient être incluses lors de l'émission d'un titre : possibilité offerte à l'émetteur de modifier le coupon à partir d'une certaine date, mode de remboursement (par tirage au sort, *in fine*, avec différé), report possible de l'amortissement, etc. Enfin, pour certains titres, des caractéristiques ont été modifiées par le Trésor Public au cours de la vie du titre : remboursement anticipé, réévaluation du capital remboursé. Du fait de ces nombreuses spécificités, les rendements de ces différentes catégories de titres sont souvent peu comparables.

Le test de la théorie des anticipations nécessite la connaissance des rendements pour un ensemble de maturités fixées (1 an, 2 ans, ..., 10 ans). De ce point de vue, le marché des titres publics au début des années quatre-vingt pose un double problème, qui s'atténue progressivement par la suite : d'une part, le nombre de lignes émises est très limité et les volumes de transactions sont généralement réduits ; d'autre part, la coexistence de titres aux caractéristiques parfois très différentes rend peu réaliste l'hypothèse d'un marché de titres publics unique et parfaitement arbitré. Deux approches alternatives sont alors possibles, en l'absence d'interpolation des courbes de taux. Ou bien, l'ensemble des titres cotés est conservé et le titre choisi est celui dont la maturité résiduelle est la plus proche de la maturité désirée ; le risque est alors d'obtenir des pentes de taux qui soient fondées sur des titres aux caractéristiques (et donc aux rendements) très différents. Ou bien, seuls sont sélectionnés les titres dont les caractéristiques sont semblables ; mais, dans ce cas, il peut exister des décalages importants entre les maturités désirées et la maturité résiduelle des titres sélectionnés. Une solution à ce problème consiste à interpoler, à partir de titres comparables, les courbes de taux sur titres publics. 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.

### 2.1 La sélection des titres retenus pour l'estimation

Les 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>4</sup>. Cette définition

---

<sup>3</sup>Entre 1980 et 1985, l'endettement public, exprimé en pourcentage du PIB, a progressé en moyenne dans le G7 de 12,1 points, et de 7,7 points en France (données OCDE).

<sup>4</sup>Cette définition ne prend pas en compte notamment les Bons du Trésor Négociables, émis à partir de 1986. Deux raisons expliquent ce choix. D'une part, il n'existe pas, à notre connaissance,

regroupe pour l'essentiel les rentes (perpétuelles ou amortissables), les Emprunts d'Etat et les OAT. Néanmoins, un certain nombre d'ajustements ont été nécessaires pour obtenir une certaine cohérence entre les caractéristiques principales des titres émis.

Les rentes ont ainsi dû être supprimées des interpolations, du fait de la difficulté à évaluer leur rendement *ex post* : non seulement, elles présentaient de nombreuses clauses particulières apparues après l'émission du titre (comme la réévaluation des prix de remboursement) ; mais surtout, leur remboursement a eu lieu, pour la plupart, avant l'échéance<sup>5</sup>. De plus, les volumes de transaction étaient réduits ce qui pouvait conduire à des cotations aberrantes<sup>6</sup>. De même, les titres remboursés par tirage au sort ont été exclus des interpolations. En effet, le calcul du rendement *ex post* faisait apparaître des primes importantes par rapport aux titres à remboursement *in fine*. Enfin, certains Emprunts d'Etat ou OAT présentant des spécificités trop marquées ont également été éliminés : c'est le cas notamment des Emprunts d'Etat avec paiement différé des premiers coupons ou des OAT avec option d'échange. L'annexe 1 reprend l'ensemble des titres retenus pour les interpolations, ainsi que leurs principales caractéristiques.

Le début des années quatre-vingt (de 1980 à 1983) a nécessité un traitement spécifique pour l'estimation de la partie courte de la courbe. En effet, la mise en place des différents filtres indiqués ci-dessus conduit à un nombre insuffisant de titres publics de maturité résiduelle courte (typiquement, à moins de deux ans). 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). La solution adoptée consiste à inclure dans les interpolations les taux du marché interbancaire (taux au jour le jour, taux 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). Il s'agit certes d'une approximation, puisqu'il existe *a priori* une prime entre titres publics et titres du marché interbancaire de même maturité résiduelle. Toutefois, au moins sur la période 1980-83, en l'absence de titres publics de court terme, il n'est pas possible d'estimer cette prime entre les différents types d'émetteurs. Par la suite (à partir de 1984), l'existence de titres publics de maturité résiduelle courte a permis d'éviter le recours aux taux du marché interbancaire<sup>7</sup>.

Le nombre de titres retenus pour les interpolations augmente très nettement à partir de 1985 : entre 1980 et 1983, 10 taux ont été pris en compte en moyenne (y compris les taux du marché interbancaire), contre 18 en moyenne entre 1984 et 1989 et 20 en moyenne entre 1990 et 1995. Les courbes de taux pour le début de la période (jusqu'en 1983), interpolées à partir d'un nombre assez faible de titres, doivent être considérées avec prudence. Il est important de noter toutefois que le

---

d'historique de cotations des Bons du Trésor avant 1990. D'autre part, par souci de cohérence avec le début de la période, il est apparu préférable de ne pas utiliser ces titres de court ou moyen terme, même quand cela était possible.

<sup>5</sup>Le Trésor a procédé en avril 1987 au remboursement de l'ensemble des rentes perpétuelles et amortissables encore en vie à cette date. Il est donc peu réaliste de déterminer *ex post* le taux de rendement actuariel de ces titres, fin 1986 par exemple, comme relevant de rentes perpétuelles.

<sup>6</sup>D'une part, l'encours des rentes perpétuelles était très faible ; d'autre part, ces rentes étaient très largement détenues par des organismes publics ou semi-publics.

<sup>7</sup>Le taux au jour le jour a toutefois été conservé pour les interpolations, de façon à assurer l'ancrage de la courbe sur le taux le plus court du marché. Il faut noter que, comme nous ne nous intéressons pas aux maturités les plus courtes (moins d'un an), cette approximation sur la partie courte de la courbe n'est sans doute pas déterminante.

nombre relativement réduit de titres retenus pour les interpolations est la contrepartie d'une sélection, volontairement rigoureuse, de titres aux caractéristiques homogènes.

## 2.2 Méthode d'interpolation des courbes de taux

Les courbes de taux d'intérêt zéro-coupon sont extraites des taux de rendement actuariel des titres publics sélectionnés. L'interpolation est fondée sur la démarche initialement proposée par Nelson et Siegel (1987). Les caractéristiques de la fonction d'interpolation ainsi que les principales étapes de la méthode peuvent être résumées de la manière suivante<sup>8</sup>. Le taux d'intérêt zéro-coupon s'exprime comme une fonction non linéaire de la durée de vie résiduelle du titre :

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

où  $i_t^{(m)}(\alpha)$  est le taux zéro-coupon théorique (exprimé en temps continu) à la date  $t$  pour un titre de maturité résiduelle  $m$  et 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  $\tau_1$ ).

La deuxième propriété permet de contraindre aisément l'estimation du paramètre  $\mu_2$  de telle sorte que  $(\mu_1 + \mu_2)$  soit égal, par construction, au taux le plus court du marché (ici, le taux au jour le jour du marché interbancaire). En période de tensions monétaires, cette possibilité apparaît empiriquement très importante lorsque le nombre de titres disponibles sur le segment court de la courbe des taux est réduit.

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

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

où  $c$  est le coupon,  $P_t^{(m)}(\alpha)$  est le prix théorique (exprimé en pourcentage du nominal),  $M$  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 théoriques (exprimé en temps discret)  $y_t^{(m)}(\alpha)$  des titres observés, en résolvant l'équation suivante :

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

---

<sup>8</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 la présence d'un second point de retournement dans 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.

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 :

$$\min_{\{\alpha\}} \sum_{k=1}^{K_t} \left\{ (y_{k,t}^{(m),o} - y_{k,t}^{(m)}(\alpha)) \right\}^2 \quad (4)$$

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

### 2.3 Les données

Les données concernant les titres publics ont été collectées à partir de la Cote Officielle, pour le dernier jour ouvré du mois. A partir de l'interpolation, pour chaque mois, de la courbe des taux zéro-coupon, nous avons extrait les taux à 1 an, 2 ans, ..., 10 ans. L'annexe 2 donne la liste des taux zéro-coupon associés aux maturités de 1 à 10 ans, pour la période 1980-95.

Les prix sont représentés par l'indice des prix de détail (source Datastream). L'inflation en  $t$ , pour la période allant de  $t$  à  $t + m$ , notée  $\pi_t^{(m)}$ , est calculée par la formule suivante :

$$\pi_t^{(m)} = 100 \left[ \left( \frac{P_{t+m}}{P_t} \right)^{1/m} - 1 \right] \quad (5)$$

où  $P_t$  est l'indice de prix à la date  $t$ . Dans la suite, l'inflation indicée en  $t$  correspond donc à l'inflation pour les  $m$  années à venir et non, comme c'est le cas usuellement, pour les  $m$  années écoulées. Cette notation assure la cohérence avec la définition usuelle des taux d'intérêt. Le taux d'intérêt réel *ex ante* est ainsi défini par  $E_t r_t^{(m)} = i_t^{(m)} - E_t \pi_t^{(m)}$ , le taux réel *ex post* par  $r_t^{(m)} = i_t^{(m)} - \pi_t^{(m)}$ .  $E_t$  est l'espérance conditionnelle à l'information disponible en  $t$ .

Les graphiques 1, 2 et 3 représentent respectivement l'évolution des taux d'intérêt, des taux d'inflation et des taux d'intérêt réels *ex post*.

Deux périodes ont été systématiquement étudiées dans l'analyse empirique : la première va de 1980 à 1995 et la seconde de 1985 à 1995. L'intérêt porté plus spécifiquement à la fin de la période correspond à une double préoccupation : d'une part, considérer une période associée à des marchés financiers "modernes" et pour laquelle la qualité des courbes de taux estimées est relativement robuste ; d'autre part, considérer une période au cours de laquelle les taux d'intérêt et les taux d'inflation ont connu une relative stabilité, par opposition à la période 1980-85 caractérisée par une forte désinflation (de 14% en 1981 à 3% en 1985 pour l'inflation sur l'année à venir) et une baisse sensible des taux d'intérêt (de 18% en 1981 à 10% en 1985 pour le taux à 1 an).

La comparaison entre les estimations provenant des deux périodes permet ainsi, par contraste, de mieux comprendre si les mouvements de désinflation et de baisse des taux observés durant la première moitié des années quatre-vingt avaient été anticipés par les investisseurs.

### 3 Pente de taux et taux d'intérêt futurs

#### 3.1 Aspects théoriques

Le rendement d'un titre long (de maturité  $n$ ) peut être décomposé en deux éléments : la moyenne des rendements anticipés à la date  $t$  de placements successifs, en  $t, t+m, \dots, t+n-m$ , 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>9</sup> :

$$i_t^{(n)} = E_t h_t^{(m,n)} + c_t^{(m,n)} \quad (6)$$

où  $i_t^{(n)}$  est le rendement en  $t$  d'un titre de maturité  $n$  ;  $h_t^{(m,n)} = \frac{m}{n} \sum_{k=0}^{\frac{n}{m}-1} i_{t+km}^{(m)}$  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. Nous ne considérons ici que le cas de bons zéro-coupon, compte tenu des données utilisées pour l'application empirique.

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

$$E_t h_t^{(m,n)} = i_t^{(m)} + \varphi_t^{(m,n)} \quad (7)$$

où  $h_t^{(m,n)} = (n i_t^{(n)} - (n-m) i_{t+m}^{(n-m)}) / m$  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  $t+m$  ( $m < n$ ).

La relation entre pente des taux et taux d'intérêt futurs est généralement abordée sous l'angle de la théorie des anticipations de la structure par terme. Cette théorie a été abondamment étudiée (par exemple, Campbell et Shiller, 1987, 1988, 1991, Shiller, 1990, Fama, 1984, Fama et Bliss, 1987). Fondée sur l'hypothèse jointe d'absence d'opportunité d'arbitrage et de rationalité des anticipations, elle suppose 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  $n$  :  $c_t^{(m,n)} = c^{(m,n)}$ ,  $\varphi_t^{(m,n)} = \varphi^{(m,n)}$ ,  $\forall t$ .

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 (6) et (7), avec la pente des taux comme régresseur<sup>10</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 (7) :

$$\frac{n-m}{m} (i_{t+m}^{(n-m)} - i_t^{(n)}) = \alpha_1 + \beta_1 S_t^{(m,n)} + \varepsilon_{1,t+m}^{(n-m)} \quad (8)$$

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

Comme dans la suite, les paramètres sont théoriquement indicés par les maturités  $m$  et  $n$  ; ces indices sont toutefois omis pour alléger les notations. La théorie des

<sup>9</sup>Cette écriture, proposée initialement par Shiller (1979), constitue en fait une approximation linéaire de la relation, non linéaire, d'absence d'opportunité 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>10</sup>D'autres formulations ont également été étudiées, notamment fondées sur le taux à terme (Fama, 1984 et 1990, Fama et Bliss, 1987).

anticipations implique que les paramètres associés aux maturités  $m$  et  $n$  vérifient :  $\alpha_1 = \varphi^{(m,n)}$ ,  $\beta_1 = 1$ .

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  $i_t^{(m)}$  aux deux membres de l'équation (6) :

$$S_t^{*(m,n)} \equiv E_t h_t^{(m,n)} - i_t^{(m)} = \alpha_2 + \beta_2 S_t^{(m,n)} + \varepsilon_{2,t+n-m}^{(m)} \quad (9)$$

où  $S_t^{*(m,n)}$  est la variation moyenne entre  $t$  et  $t+n$  des taux courts futurs.

Le terme résiduel,  $\varepsilon_{1,t+m}^{(n-m)}$ , s'interprète comme l'excès de rendement *ex post* d'un titre à  $n$  périodes, acheté en  $t$  et revendu après  $m$  périodes, par rapport à un placement à  $m$  périodes. Il comporte deux termes : l'erreur d'anticipation et l'éventuelle composante variable de la prime de portage. Comme les données se chevauchent, le terme résiduel présente *a priori*, quel que soit le mode de formation des anticipations, une composante *MA* d'ordre  $(m-1)$ , si  $m$  est exprimé en mois<sup>11</sup>. De façon similaire,  $\varepsilon_{2,t+n-m}^{(m)}$  s'interprète comme l'excès de rendement *ex post* d'un placement à  $n$  périodes par rapport à une succession de placements roulants en titres de maturité  $m$  durant  $n$  périodes et présente une composante *MA* d'ordre  $(n-m-1)$ .

### 3.2 Résultats empiriques

Les résultats des estimations sont présentés dans les tableaux 1 et 2, pour l'ensemble de la période 1980-95, puis pour la période 1985-95. Ces estimations portent sur des maturités "courtes" allant de  $m=1$  à 3 ans et des maturités "longues" allant de  $n=2$  à 6 ans. Le choix de la maturité "longue" maximale a été imposé par la dimension des échantillons (16 ans et 11 ans) qui rendrait peu robustes des estimations fondées sur des maturités "longues" trop éloignées. Compte tenu de l'*overlapping*, les écarts-types indiqués sous les coefficients sont les écarts-types asymptotiques, calculés de la façon suivante : ils sont modifiés 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, la matrice de variance-covariance des erreurs est modifiée comme suggéré par Newey et West (1987) pour assurer sa semi-positivité. Pour le niveau de significativité des tests, nous avons adopté la stratégie proposée par Mishkin (1990b) pour obtenir des valeurs critiques prenant en compte les propriétés des séries à distance finie (cf. annexe 3).

Sur la période 1980-95, la capacité de la pente des taux à prévoir l'évolution à court terme des taux longs s'avère extrêmement réduite (tableau 1) : quelle que soit la combinaison de maturités considérée, le coefficient estimé est systématiquement négatif et toujours non significativement différent de 0. En outre, la qualité de l'ajustement (mesurée par le  $R^2$  corrigé de la régression) est très faible, en particulier pour les pentes vis-à-vis du taux à 1 an.

Les résultats obtenus pour la prévision à long terme des taux courts futurs ne sont guère plus satisfaisants : le coefficient estimé est systématiquement positif pour

<sup>11</sup> L'erreur d'anticipations concerne la prévision en  $t$  d'un taux observé en  $t+m$ . Donc, dès que  $m \geq 2$ , les prévisions faites en  $t$  et  $t+1$  pour  $t+m$  et  $t+m+1$  sont fondées sur une information partiellement commune. Ce phénomène d'*overlapping* est source, même si la théorie des anticipations est valide et que les anticipations sont rationnelles, d'une composante moyenne mobile dans le processus suivi par le résidu.

les pentes vis-à-vis du taux à 1 an mais négatif pour les pentes vis-à-vis des taux à 2 ou 3 ans. De plus, là encore, on ne peut jamais rejeter l'égalité à 0 du coefficient de la pente et les  $R^2$  corrigés indiquent que la pente n'apporte aucune information significative à l'explication des taux futurs.

Lorsque l'estimation débute en 1985, les résultats obtenus sont très sensiblement améliorés (tableau 2) :

- en ce qui concerne le test fondé sur la variation du taux long, le coefficient estimé de la pente est négatif (entre -0,05 et -0,20) mais non significativement différent de 0, pour les pentes vis-à-vis du taux à 1 an. Lorsqu'il s'agit de la pente vis-à-vis du taux à 2 ou 3 ans en revanche, ce coefficient est compris entre 1,3 et 2,2 et le  $R^2$  corrigé est supérieur à 5%. De plus, pour les combinaisons de maturités (5 ans - 3 ans) et (6 ans - 3 ans), le coefficient de la pente de taux peut être considéré comme significatif (le seuil de significativité est inférieur à 16%, que celui-ci soit obtenu par simulation de Monte-Carlo ou par *bootstrapping*) (graphique 4) ;

- pour les tests fondés sur le taux court, on observe la même amélioration concernant la valeur du coefficient de la pente : le coefficient de la pente est toujours positif et, au-delà de la combinaison 2 ans - 1 an, très proche de 1. En outre, les  $R^2$  corrigés augmentent très sensiblement par rapport à ceux obtenus sur la période 1980-95 (entre 20% et 30%). Les tests de nullité indiquent toutefois que seules les pentes de taux vis-à-vis des taux à 2 et 3 ans peuvent être considérées comme apportant de l'information significative concernant les taux courts futurs (le seuil de significativité est inférieur à 17%) (graphique 5).

Si la phase de forte désinflation du début des années 1980 est exclue de la période d'estimation, la pente des taux donc semble avoir un contenu en information important concernant l'évolution future des taux d'intérêt, pour un grand nombre de combinaisons de maturités. Ce résultat concerne aussi bien les taux à long terme que les taux à court terme.

Pour préciser la capacité prédictive des pentes de taux concernant l'évolution des taux longs futurs, il est utile de calculer l'écart-type de l'erreur de prévision faite par chacune des équations<sup>12</sup>. Le tableau 3 présente l'écart-type de l'erreur de prévision du taux d'intérêt (obtenu à partir des équations estimées sur la période 1985-95), ainsi que l'écart-type de la variation du taux d'intérêt (correspondant à la prévision optimale si le taux d'intérêt suit une marche aléatoire). Il apparaît que les pentes de taux exprimées vis-à-vis des taux à 2 ou 3 ans donnent de meilleures prévisions que celles obtenues à partir de l'hypothèse de marche aléatoire, confirmant les résultats présentés dans le tableau 2 ; l'utilisation de la pente des taux permet donc d'améliorer, dans certains cas très sensiblement, la prévision des taux d'intérêt.

## 4 Pente de taux et taux d'inflation futurs

### 4.1 Aspects théoriques

Le contenu en information de la pente des taux concernant l'évolution future de l'inflation a été étudié initialement par Mishkin (1990a, 1990b, 1991), Jorion et Mishkin

<sup>12</sup>Ainsi l'équation fondée sur la variation du taux long, pour  $m$  et  $n$  donnés, permet de prévoir le taux à  $n - m$  périodes dans  $m$  périodes ; de même, l'équation fondée sur la variation du taux court, pour  $m$  donné et  $n = 2m$ , permet de prévoir le taux à  $m$  périodes dans  $m$  périodes. Quand  $n > 2m$ , cette spécification prévoit l'évolution d'une combinaison de taux à  $m$  périodes : la moyenne des taux à  $m$  périodes dans  $m$ ,  $2m$ , ...,  $n - m$  périodes.

(1991), Fama (1990). A l'origine de cette analyse, la relation de Fisher établit que le taux d'intérêt réel *ex ante* entre  $t$  et  $t + m$ ,  $E_t r_t^{(m)}$ , égal au taux nominal  $i_t^{(m)}$  moins l'inflation anticipée  $E_t \pi_t^{(m)}$ , est constant au cours du temps :

$$E_t r_t^{(m)} = i_t^{(m)} - E_t \pi_t^{(m)} \quad (10)$$

Ainsi, si le taux réel est relativement stable par rapport au taux nominal et au taux d'inflation, le taux nominal, connu dès la date  $t$ , doit permettre de prévoir le taux d'inflation, dont la réalisation ne sera connue qu'à la date  $t + m$ . Si l'inflation est écrite comme la somme d'une composante anticipée,  $E_t \pi_t^{(m)}$ , et d'une composante non anticipée,  $\varepsilon_{t+m}^{(m)}$  :

$$\pi_t^{(m)} = E_t \pi_t^{(m)} + \varepsilon_{t+m}^{(m)} \quad (11)$$

l'équation (10) devient :

$$\pi_t^{(m)} = i_t^{(m)} - E_t r_t^{(m)} + \varepsilon_{t+m}^{(m)} \quad (12)$$

Enfin, l'écriture de l'écart entre l'inflation au cours des  $n$  prochaines années et l'inflation au cours des  $m$  prochaines années ( $n > m$ ) conduit finalement à l'équation d'inflation suivante :

$$\pi_t^{(n)} - \pi_t^{(m)} = a_1 + b_1 S_t^{(m,n)} + \eta_{1,t+n}^{(m,n)} \quad (13)$$

Si la relation de Fisher est vérifiée, les contraintes suivantes s'imposent à l'équation (13) :  $a_1 = E_t r_t^{(m)} - E_t r_t^{(n)}$ ,  $b_1 = 1$  et  $\eta_{1,t+n}^{(m,n)} = \varepsilon_{t+n}^{(n)} - \varepsilon_{t+m}^{(m)}$ . En fait, l'hypothèse nécessaire pour assurer la constance de  $a_1$  (c'est-à-dire que la pente des taux réels *ex ante* est constante au cours du temps) est moins forte que la relation de Fisher, puisqu'elle autorise des translations de la pente des taux réels. Comme pour la prévision des taux d'intérêt futurs, l'*overlapping* conduit à la présence d'une composante moyenne mobile d'ordre  $n - 1$  dans le processus des perturbations.

Dans la littérature, l'intérêt a porté à la fois sur l'égalité à 0 et à 1 de  $b_1$  pour interpréter le pouvoir prédictif de la pente des taux : si  $b_1 \neq 0$ , la pente des taux contient de l'information sur l'inflation future ; si  $b_1 \neq 1$ , la pente des taux contient de l'information sur les taux réels *ex post* futurs. Il est en effet possible de décomposer la pente des taux nominaux en deux termes : la pente des taux d'inflation  $\pi_t^{(n)} - \pi_t^{(m)}$  et la pente des taux réels *ex post*  $r_t^{(n)} - r_t^{(m)}$ . L'équation de taux réels s'écrit alors :

$$r_t^{(n)} - r_t^{(m)} = a_2 + b_2 S_t^{(m,n)} + \eta_{2,t+n}^{(m,n)} \quad (14)$$

Par construction, il existe des contraintes entre les paramètres des deux régressions : les constantes des deux régressions sont égales au signe près ( $a_1 + a_2 = 0$ ) ; la somme des coefficients de la pente des taux est égale à 1 ( $b_1 + b_2 = 1$ ). Néanmoins, comme l'a souligné Gerlach (1995), la comparaison des  $R^2$  corrigés associés aux deux régressions est intéressante, car elle permet de mesurer sur quelle composante la pente des taux nominaux est susceptible de fournir le plus d'information.

## 4.2 Résultats empiriques

Les tableaux 4 et 5 présentent les résultats des estimations des équations (13) et (14), le premier pour la période 1980-95, le second pour la période 1985-95.

Les résultats obtenus à partir de l'estimation de l'équation d'inflation (13) sur la période 1980-95 sont assez homogènes : quelle que soit la combinaison de maturités, les coefficients de la pente des taux sont non significatifs, que le test soit réalisé asymptotiquement (en utilisant les valeurs critiques de la loi normale) ou à distance finie (à partir des valeurs critiques obtenues par simulation).

De plus, dans tous les cas, les  $R^2$  corrigés sont extrêmement faibles : ils ne dépassent jamais 5% pour toutes les équations d'inflation. Il semble donc clair que, sur l'ensemble de la période, la pente des taux d'intérêt n'apporte aucune information significative sur l'évolution future de l'inflation.

Pour les prévisions de taux d'intérêt réels, par opposition, on rejette dans de nombreux cas l'hypothèse d'égalité à 0 du coefficient de la pente et notamment pour les horizons les plus courts. De plus, les  $R^2$  corrigés sont assez élevés pour ces mêmes combinaisons de maturités.

Lorsque l'estimation porte sur la période allant de 1985 à 1995, les résultats s'améliorent très nettement en ce qui concerne la prévision de l'inflation : les coefficients sont presque toujours positifs. Pour certaines combinaisons de maturités, non seulement l'égalité à 0 du paramètre est rejetée, mais, de plus, les  $R^2$  corrigés sont satisfaisants (supérieurs à 0,15) : c'est le cas notamment des pentes de taux (3 ans - 1 an) à (5 ans - 1 an) et (4 ans - 2 ans). Si l'on compare les équations de taux d'inflation et de taux d'intérêt réels pour une même combinaison de maturités, on observe que le contenu en information est plus important pour l'inflation dans deux cas seulement : (4 ans - 1 an) et (5 ans - 1 an) (à la fois en termes de coefficient et de  $R^2$  corrigé).

Sur la période récente, il semble donc bien possible, pour certains horizons de prévision, de dégager de l'information à partir de la pente des taux d'intérêt concernant l'inflation future (graphique 6).

## 5 Conclusion

En ce qui concerne l'évolution future des taux d'intérêt, plusieurs éléments sont à souligner :

- les résultats sont extrêmement sensibles à la période retenue pour les estimations : sur la période 1980-95, aucun coefficient positif n'est significativement différent de 0, quelle que soit l'écriture ou la combinaison de maturités retenue. En revanche, les résultats sont nettement plus satisfaisants sur la période 1985-95, puisque certaines estimations permettent de conclure à l'existence d'un contenu en information de la pente concernant l'évolution future des taux d'intérêt ;

- l'absence de contenu en information pour la période 1980-95 a deux explications complémentaires : d'une part, le marché financier était en cours de développement entre 1980 et 1985 et présentait un certain nombre de contraintes et de rigidité, ce qui peut conduire à des cotations reflétant moins précisément les anticipations des investisseurs ; de plus, cette période a correspondu à une phase de décrue très forte des taux d'intérêt (et des taux d'inflation). Un mouvement d'une telle ampleur a peut-être été mal anticipé par les investisseurs ;

- enfin le calcul des erreurs de prévision pour les rendements futurs montre que l'information apportée par la pente des taux pour prévoir l'évolution des taux futurs peut être relativement importante dans certains cas.

S'agissant de la relation entre la pente des taux d'intérêt et l'inflation, le coefficient

de la pente des taux est significatif dans l'équation de taux d'inflation, pour certains horizons et sur la période 1985-95. Dans ces cas, le  $R^2$  corrigé de la régression indique que l'apport d'information est important. Néanmoins, pour les autres cas, l'apport apparaît négligeable, en particulier lorsque l'estimation porte sur la période 1980-95. La pente des taux a alors un contenu en information sur l'évolution des taux réels futurs (notamment pour des maturités assez courtes).

D'une manière générale, si l'on se réfère à la fois à la significativité des coefficients de la pente et à la qualité des ajustements, il apparaît que, en excluant la période de désinflation du début des années 1980, la pente des taux est en mesure d'aider à la prévision dans trois directions :

- l'évolution à court terme des taux longs futurs, à partir des pentes de taux vis-à-vis des taux à 3 ans ;
- l'évolution à long terme des taux courts futurs, à partir des pentes de taux vis-à-vis des taux à 2 et 3 ans ;
- la pente des taux d'inflation, à partir des pentes de taux (2 ans - 1 an) à (5 ans - 1 an) ou à partir de la pente de taux (4 ans - 2 ans).

Les estimations réalisées dans cet article permettent donc de conclure que la pente des taux d'intérêt contient, pour certains couples de maturités, de l'information sur l'évolution future des taux d'intérêt et de l'inflation. Toutefois, leur capacité prédictive reste relativement modeste. Il convient donc de rester prudent lorsqu'on cherche à réaliser des prévisions.

## Références

- Artus, P., et M. Kaabi (1991) : “L’information prévisionnelle contenue dans la structure par terme des taux d’intérêt en France”, Document de Travail de la Caisse des dépôts et consignations n° 1991-18/T.
- Browne, F., et P. Manasse (1990) : “Le contenu informatif de l’échelle des taux d’intérêt : Aspects théoriques et empiriques”, *Revue de l’OCDE*, 14, pp. 63-92.
- Campbell, J.Y. (1995) : “Some Lessons from the Yield Curve”, *Journal of Economic Perspectives*, 9(3), 129-52.
- Campbell, J.Y., et R.J. Shiller (1987) : “Cointegration and Tests of Present Value Models”, *Journal of Political Economy*, 95, 1062-1088.
- Campbell, J.Y., et R.J. Shiller (1988) : “Interpreting Cointegrated Models”, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, 505-22.
- Campbell, J.Y., et R.J. Shiller (1991) : “Yield Spreads and Interest Rate Movements: A Birds’ Eye View”, *Review of Economic Studies*, 58, 495-514.
- Estrella, A., et F.C. Mishkin (1995) : “The Term Structure of Interest Rates and its Role in Monetary Policy for the European Central Bank”, NBER Working Paper n° 5279.
- Fama, E.F. (1984) : “The Information in the Term Structure”, *Journal of Financial Economics*, 13, 509-528.
- Fama, E.F. (1990) : “Term-Structure Forecasts of Interest Rates, Inflation, and Real Returns”, *Journal of Monetary Economics*, 25, 59-76.
- Fama, E.F., et R.R. Bliss (1987) : “The Information in Long-Maturity Forward Rates”, *American Economic Review*, 77, 680-692.
- Gerlach, S. (1995) : “The Information Content of the Term Structure: Evidence for Germany”, BIS Working Paper n° 29.
- 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.
- Hannan, E.J., and B.G. Quinn (1979) : “The Determination of the Order of an Autoregression”, *Journal of the Royal Statistical Society*, B, 41, 190-95.
- Hansen, L.P., et R.J. Hodrick (1980) : “Forward Rates as Optimal Predictors of Future Spot Rates”, *Journal of Political Economy*, 88, 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, 255-283.
- Jondeau, E., et R. Ricart (1996) : “The Expectation Theory: Tests on French, German, and American Euro-Rates”, Banque de France, Notes d’Etudes et de Recherche #35.
- Jorion, P., et Mishkin F. C. (1991) : “A Multicountry Comparison of Term-Structure Forecasts at Long Horizons”, *Journal of Financial Economics*, 29, 59-80.
- Mishkin, F. C. (1990a) : “What Does the Term Structure Tell Us about Future Inflation?”, *Journal of Monetary Economics*, 25, 77-95.
- Mishkin, F. C. (1990b) : “The Information in the Longer-Maturity Term Structure about Future Inflation”, *Quarterly Journal of Economics*, 55, 815-828.
- 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, 2-22.

Nelson, C.R., et A.F. Siegel (1987) : “Parsimonious Modeling of Yield Curves”, *Journal of Business*, 60(4), 473-89.

Newey, W.K., et K.D. West (1987) : “A Simple, Positive Definite, Heteroscedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix”, *Econometrica*, 55, 703-708.

Ricart, R., et Sicsic P. (1995) : “Estimation d’une structure par terme des taux d’intérêt sur données françaises”, Banque de France, Bulletin mensuel, octobre.

Shiller, R.J. (1979) : “The Volatility of Long-Term Interest Rates and Expectations Theories of the Term Structure”, *Journal of Political Economy*, 87, 1190-1219.

Shiller, R.J. (1990) : “The Term Structure of Interest Rates”, in *Handbook of Monetary Economics*, volume 1, Friedman, B.M., et F.H. Mahn (éditeurs), Elsevier.

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.

Svensson, L.E.O. (1994) : “Estimating and Interpreting Forward Interest Rates: Sweden 1992-4”, CEPR Discussion Paper n° 1051.

White, H. (1980) : “A Heteroscedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroscedasticity”, *Econometrica*, 48, 817-38.

Tableau 1 : Estimation des spécifications (8) et (9) sur la période 1980-1995  
Ce tableau reporte les estimations des spécifications suivantes :

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

$$h_t^{(m,n)} - i_t^{(m)} = \beta_2 S_t^{(n)} + \alpha_2 + \varepsilon_{2,t+n-m}^{(m)} \quad (9)$$

$m - n$	Variation du taux long (8)			Variation du taux court (9)		
	$\beta_1$	R <sup>2</sup> corrigé	t-stat ( $\beta_1=0$ )	$\beta_2$	R <sup>2</sup> corrigé	t-stat ( $\beta_2=0$ )
1 - 2	-0,11 (0,71)	0,00	-0,16 [0,89;0,80]	0,44 (0,35)	0,04	1,25 [0,35;0,39]
1 - 3	-0,46 (0,97)	0,00	-0,47 [0,68;0,73]	0,37 (0,38)	0,03	0,97 [0,53;0,54]
1 - 4	-0,86 (1,23)	0,01	-0,69 [0,62;0,61]	0,32 (0,41)	0,02	0,79 [0,65;0,62]
1 - 5	-1,31 (1,48)	0,02	-0,88 [0,52;0,51]	0,10 (0,36)	0,00	0,29 [0,90;0,88]
1 - 6	-1,79 (1,71)	0,03	-1,04 [0,47;0,45]	0,08 (0,31)	0,00	0,26 [0,91;0,85]
2 - 3	-0,97 (1,02)	0,04	-0,96 [0,52;0,54]	—	—	—
2 - 4	-1,39 (1,18)	0,07	-1,18 [0,48;0,51]	-0,19 (0,59)	0,00	-0,33 [0,82;0,91]
2 - 5	-1,91 (1,36)	0,10	-1,40 [0,37;0,50]	—	—	—
2 - 6	-2,50 (1,55)	0,13	-1,61 [0,26;0,38]	-0,48 (0,62)	0,03	-0,77 [0,64;0,67]
3 - 4	-1,73 (1,09)	0,11	-1,59 [0,37;0,41]	—	—	—
3 - 5	-2,13 (1,16)	0,14	-1,83 [0,32;0,42]	—	—	—
3 - 6	-2,70 (1,26)	0,19	-2,13 [0,28;0,32]	-0,85 (0,63)	0,08	-1,34 [0,45;0,58]

**Note :** L'estimation de la constante n'est pas reportée dans le tableau. Les écarts-types, entre parenthèses, sont les écarts-types asymptotiques. t-stat est la statistique de student associée au test de l'hypothèse  $\beta_1 = 0$  ou  $\beta_2 = 0$ . Les nombres entre crochets représentent les p-values associées aux t-stat, évaluées par simulation de Monte-Carlo et par *bootstrapping* (voir annexe 3). Pour la spécification (9), les estimations n'ont été réalisées que pour des valeurs de  $n$  multiples de  $m$ . Les estimations sont réalisées sur la période allant de 1980:1 à 1995:12 moins  $m$  années pour la spécification (8), sur la période allant de 1980:1 à 1995:12 moins  $n - m$  années pour la spécification (9).

Tableau 2 : Estimation des spécifications (8) et (9) sur la période 1985-1995  
Ce tableau reporte les estimations des spécifications suivantes :

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

$$h_t^{(m,n)} - i_t^{(m)} = \beta_2 S_t^{(n)} + \alpha_2 + \varepsilon_{2,t+n-m}^{(m)} \quad (9)$$

$m - n$	Variation du taux long (8)			Variation du taux court (9)		
	$\beta_1$	R <sup>2</sup> corrige	t-stat ( $\beta_1=0$ )	$\beta_2$	R <sup>2</sup> corrige	t-stat ( $\beta_2=0$ )
1 - 2	-0,16 (1,03)	0,00	-0,17 [0,89;0,97]	0,42 (0,47)	0,04	0,88 [0,61;0,57]
1 - 3	-0,15 (1,29)	0,00	-0,12 [0,96;0,99]	0,78 (0,39)	0,21	2,01 [0,28;0,25]
1 - 4	-0,14 (1,57)	0,00	-0,09 [0,94;0,88]	1,00 (0,39)	0,29	2,56 [0,28;0,31]
1 - 5	-0,13 (1,81)	0,00	-0,07 [0,97;0,83]	0,97 (0,33)	0,25	2,90 [0,25;0,26]
1 - 6	-0,13 (2,02)	0,00	-0,06 [0,97;0,85]	0,99 (0,31)	0,28	3,07 [0,30;0,31]
2 - 3	1,31 (0,83)	0,12	1,59 [0,32;0,37]	—	—	—
2 - 4	1,62 (0,85)	0,13	1,89 [0,30;0,27]	1,31 (0,43)	0,29	3,06 [0,12;0,11]
2 - 5	1,84 (0,93)	0,12	1,98 [0,28;0,24]	—	—	—
2 - 6	2,01 (1,01)	0,11	2,00 [0,21;0,21]	1,74 (0,43)	0,41	3,87 [0,16;0,17]
3 - 4	1,78 (0,69)	0,10	2,58 [0,24;0,21]	—	—	—
3 - 5	1,94 (0,61)	0,10	3,16 [0,16;0,15]	—	—	—
3 - 6	2,00 (0,59)	0,09	3,40 [0,16;0,14]	1,50 (0,29)	0,19	5,10 [0,05;0,04]

**Note :** L'estimation de la constante n'est pas reportée dans le tableau. Les écarts-types, entre parenthèses, sont les écarts-types asymptotiques. t-stat est la statistique de student associée au test de l'hypothèse  $\beta_1 = 0$  ou  $\beta_2 = 0$ . Les nombres entre crochets représentent les p-values associées aux t-stat, évaluées par simulation de Monte-Carlo et par *bootstrapping* (voir annexe 3). Pour la spécification (9), les estimations n'ont été réalisées que pour des valeurs de  $n$  multiples de  $m$ . Les estimations sont réalisées sur la période allant de 1985:1 à 1995:12 moins  $m$  années pour la spécification (8), sur la période allant de 1985:1 à 1995:12 moins  $n - m$  années pour la spécification (9).

Tableau 3 : Ecart-types des erreurs de prévision sur les taux d'intérêt futurs

Ce tableau reporte les écarts-types (en %) des erreurs de prévision faites en utilisant deux modèles de prévision alternatifs (sur la période 1985-95) :

(i) une marche aléatoire :  $i_{t+m}^{(n-m)} = i_t^{(n-m)} + \varepsilon_{0,t+m}^{(n-m)}$

(ii) l'équation (8) :

$$\frac{n-m}{m} \left( i_{t+m}^{(n-m)} - i_t^{(n)} \right) = \alpha_1 + \beta_1 S_t^{(m,n)} + \varepsilon_{1,t+m}^{(n-m)}$$

Dans les deux cas, la prévision porte sur le taux de maturité  $n - m$  en  $t + m$ . La dernière colonne du tableau correspond au rapport des deux écarts-types.

$m - n$	variation de taux (i)	spécification (ii)	rapport (ii)/(i)
1 - 2	1,54	1,50	0,974
1 - 3	1,55	1,52	0,983
1 - 4	1,54	1,52	0,985
1 - 5	1,53	1,51	0,987
1 - 6	1,51	1,49	0,989
2 - 3	1,80	1,45	0,806
2 - 4	1,60	1,35	0,841
2 - 5	1,49	1,29	0,866
2 - 6	1,42	1,26	0,784
3 - 4	2,28	1,87	0,818
3 - 5	2,01	1,73	0,861
3 - 6	1,83	1,63	0,895

**Note** : L'équation (9) ne permet d'obtenir une prévision pour un taux d'intérêt unique que dans le cas où  $n = 2m$ . Dans ce cas, la prévision est, par construction, la même que celle obtenue à partir de l'équation (8).

Tableau 4 : Estimation des spécifications (13) et (14) sur la période 1980-1995  
 Ce tableau reporte les estimations des spécifications suivantes :

$$\pi_t^{(n)} - \pi_t^{(m)} = b_1 S_t^{(m,n)} + a_1 + \eta_{1,t+n}^{(m,n)} \quad (13)$$

$$r_t^{(n)} - r_t^{(m)} = b_2 S_t^{(m,n)} + a_2 + \eta_{2,t+n}^{(m,n)} \quad (14)$$

$m - n$	Variation du taux d'inflation (13)			Variation du taux d'intérêt réel (14)		
	$b_1$	R <sup>2</sup> corrigé	t-stat ( $b_1 = 0$ )	$b_2$	R <sup>2</sup> corrigé	t-stat ( $b_2 = 0$ )
1 - 2	-0,42 (0,31)	0,05	-1,36 [0,33;0,33]	1,42 (0,31)	0,38	4,56 [0,01;0,01]
1 - 3	-0,36 (0,36)	0,03	-0,98 [0,54;0,58]	1,36 (0,36)	0,35	3,72 [0,03;0,03]
1 - 4	-0,28 (0,37)	0,01	-0,77 [0,67;0,67]	1,28 (0,37)	0,24	3,48 [0,08;0,07]
1 - 5	-0,08 (0,30)	0,00	-0,26 [0,90;0,92]	1,08 (0,30)	0,14	3,60 [0,10;0,09]
1 - 6	0,13 (0,33)	0,00	0,40 [0,83;0,85]	0,87 (0,33)	0,07	2,59 [0,27;0,24]
2 - 3	-0,42 (0,47)	0,03	-0,91 [0,54;0,60]	1,42 (0,47)	0,29	3,03 [0,09;0,10]
2 - 4	-0,40 (0,45)	0,02	-0,89 [0,62;0,68]	1,40 (0,45)	0,25	3,12 [0,12;0,11]
2 - 5	-0,20 (0,45)	0,00	-0,44 [0,85;0,80]	1,20 (0,45)	0,14	2,67 [0,21;0,22]
2 - 6	0,08 (0,58)	0,00	0,15 [0,95;0,98]	0,92 (0,58)	0,07	1,58 [0,49;0,45]
3 - 4	-0,63 (0,41)	0,04	-1,56 [0,38;0,40]	1,63 (0,41)	0,22	4,02 [0,05;0,08]
3 - 5	-0,29 (0,46)	0,00	-0,62 [0,76;0,75]	1,29 (0,46)	0,13	2,79 [0,18;0,16]
3 - 6	0,09 (0,63)	0,00	0,15 [0,90;0,95]	0,91 (0,63)	0,06	1,43 [0,55;0,49]

**Note** : L'estimation de la constante n'est pas reportée dans le tableau. Les écarts-types, entre parenthèses, sont les écarts-types asymptotiques. t-stat est la statistique de student associée au test de l'hypothèse  $b_1 = 0$  ou  $b_2 = 0$ . Les nombres entres crochets représentent les p-values associées aux t-stat, évaluées par simulation de Monte-Carlo et par *bootstrapping* (voir annexe 3). Les estimations sont réalisées sur la période allant de 1980:1 à 1995:12 moins  $n$  années.

Tableau 5 : Estimation des spécifications (13) et (14) sur la période 1985-1995  
 Ce tableau reporte les estimations des spécifications suivantes :

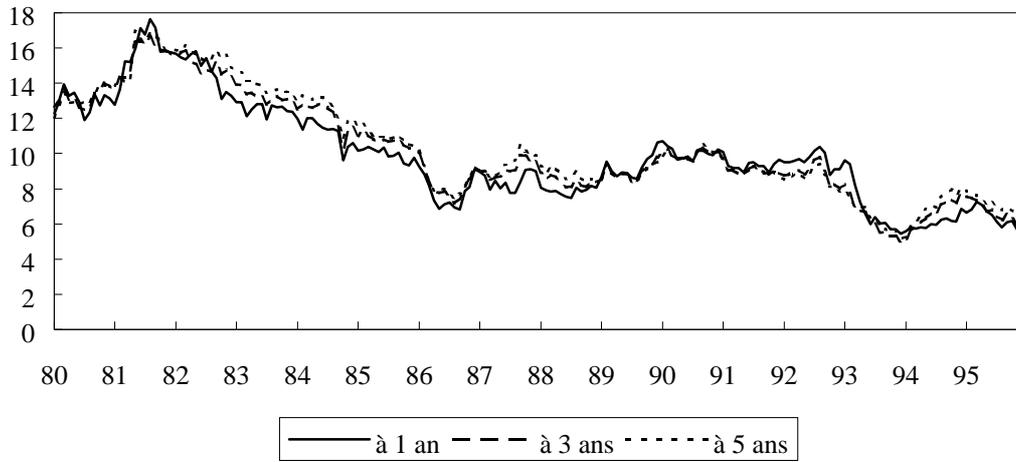
$$\pi_t^{(n)} - \pi_t^{(m)} = b_1 S_t^{(m,n)} + a_1 + \eta_{1,t+n}^{(m,n)} \quad (13)$$

$$r_t^{(n)} - r_t^{(m)} = b_2 S_t^{(m,n)} + a_2 + \eta_{2,t+n}^{(m,n)} \quad (14)$$

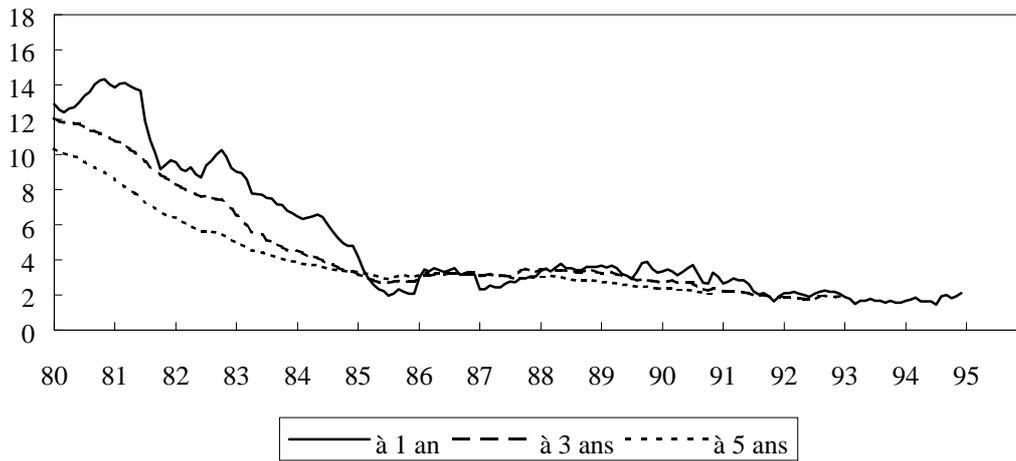
$m - n$	Variation du taux d'inflation (13)			Variation du taux d'intérêt réel (14)		
	$b_1$	R <sup>2</sup> corrigé	t-stat ( $b_1 = 0$ )	$b_2$	R <sup>2</sup> corrigé	t-stat ( $b_2 = 0$ )
1 - 2	0,26 (0,11)	0,09	2,39 [0,10;0,10]	0,74 (0,11)	0,47	6,89 [0,00;0,00]
1 - 3	0,39 (0,10)	0,24	3,82 [0,08;0,07]	0,61 (0,10)	0,43	5,91 [0,03;0,02]
1 - 4	0,53 (0,06)	0,28	8,77 [0,00;0,01]	0,47 (0,06)	0,23	7,69 [0,02;0,01]
1 - 5	0,58 (0,10)	0,28	5,53 [0,09;0,09]	0,42 (0,10)	0,17	4,08 [0,19;0,19]
1 - 6	0,40 (0,11)	0,11	3,46 [0,29;0,29]	0,60 (0,11)	0,27	5,25 [0,17;0,12]
2 - 3	0,32 (0,17)	0,10	1,85 [0,33;0,32]	0,68 (0,17)	0,36	3,96 [0,07;0,07]
2 - 4	0,47 (0,10)	0,17	4,64 [0,12;0,08]	0,53 (0,10)	0,20	5,08 [0,08;0,07]
2 - 5	0,42 (0,19)	0,10	2,21 [0,47;0,45]	0,58 (0,19)	0,20	3,10 [0,30;0,27]
2 - 6	0,19 (0,21)	0,01	0,90 [0,78;0,76]	0,81 (0,21)	0,30	3,77 [0,32;0,33]
3 - 4	0,26 (0,18)	0,02	1,45 [0,55;0,51]	0,74 (0,18)	0,19	4,17 [0,09;0,09]
3 - 5	0,16 (0,22)	0,00	0,71 [0,82;0,80]	0,84 (0,22)	0,22	3,82 [0,20;0,21]
3 - 6	-0,12 (0,20)	0,00	-0,60 [0,84;0,82]	1,12 (0,20)	0,33	5,80 [0,17;0,15]

**Note** : L'estimation de la constante n'est pas reportée dans le tableau. Les écarts-types, entre parenthèses, sont les écarts-types asymptotiques. t-stat est la statistique de student associée au test de l'hypothèse  $b_1 = 0$  ou  $b_2 = 0$ . Les nombres entres crochets représentent les p-values associées aux t-stat, évaluées par simulation de Monte-Carlo et par *bootstrapping* (voir annexe 3). Les estimations sont réalisées sur la période allant de 1985:1 à 1995:12 moins  $n$  années.

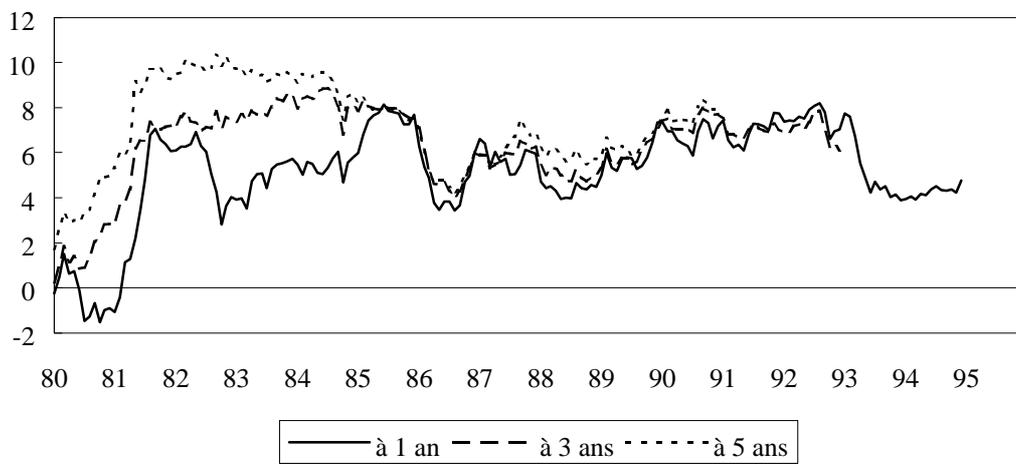
**Graphique 1 : Taux d'intérêt nominal**



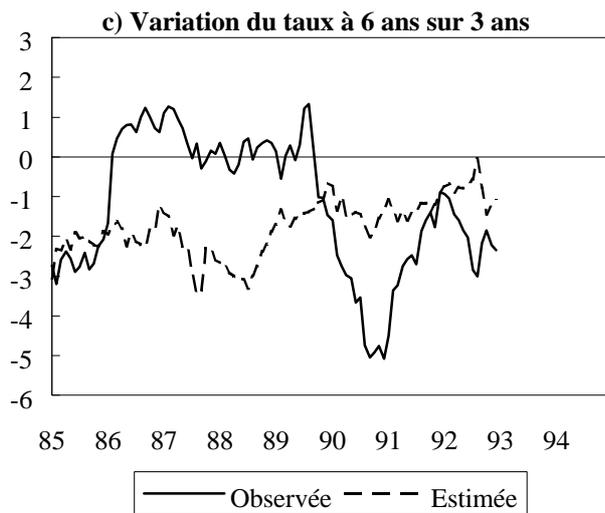
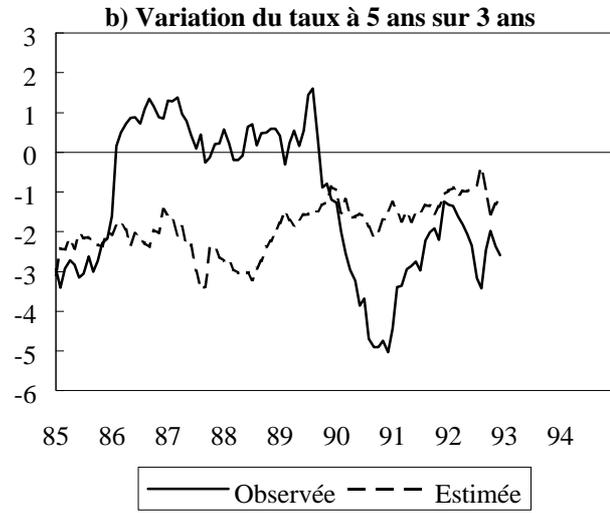
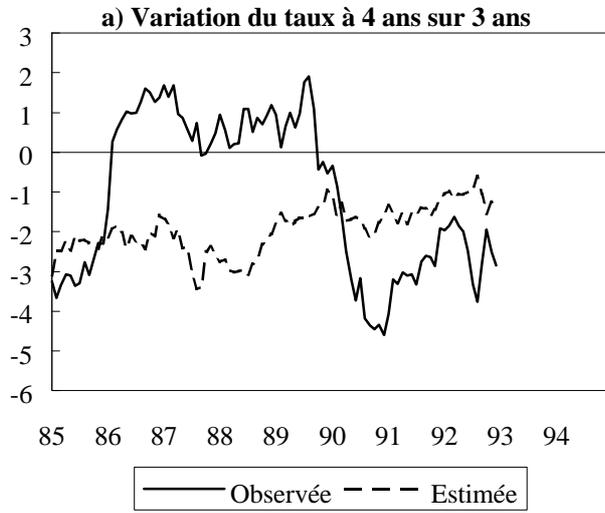
**Graphique 2 : Taux d'inflation *ex post***



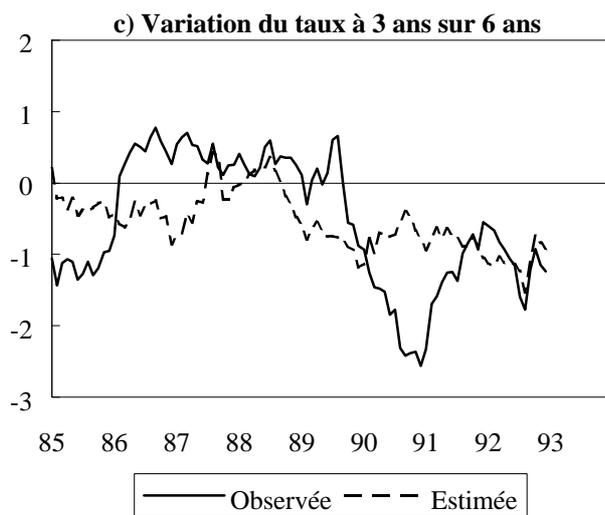
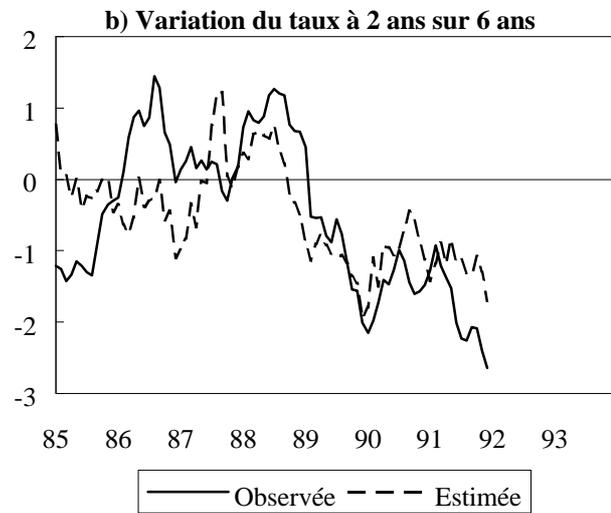
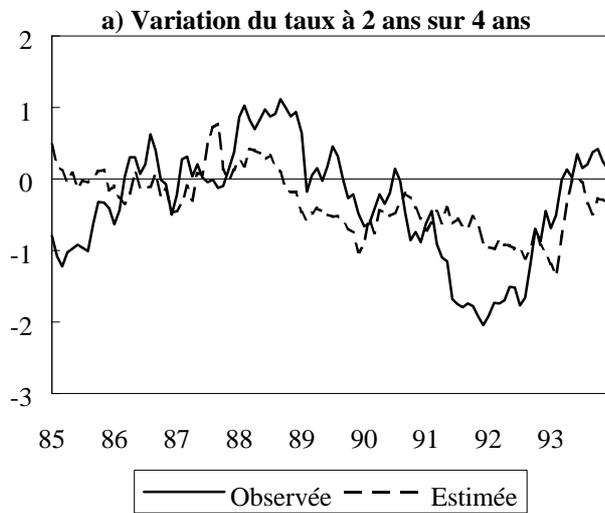
**Graphique 3 : Taux d'intérêt réel *ex post***



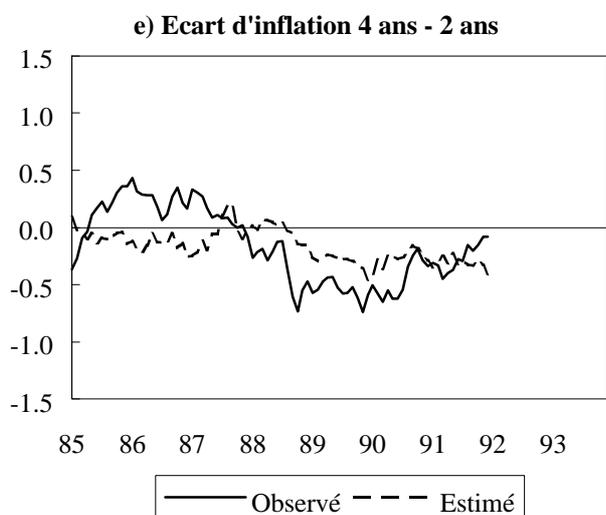
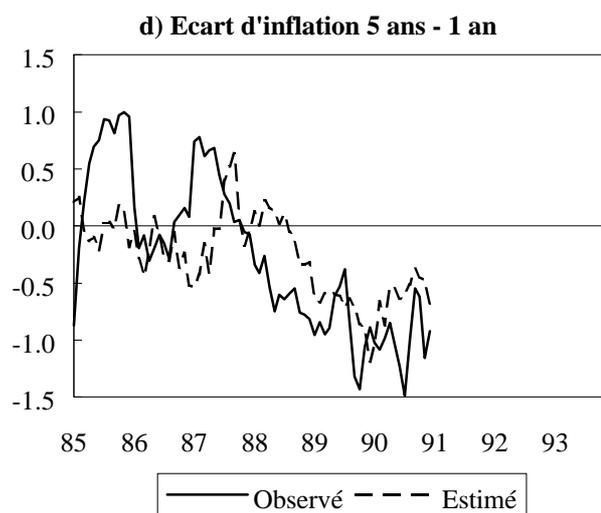
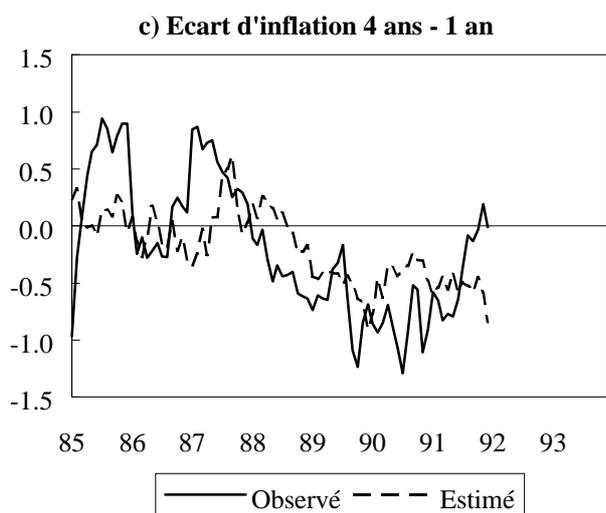
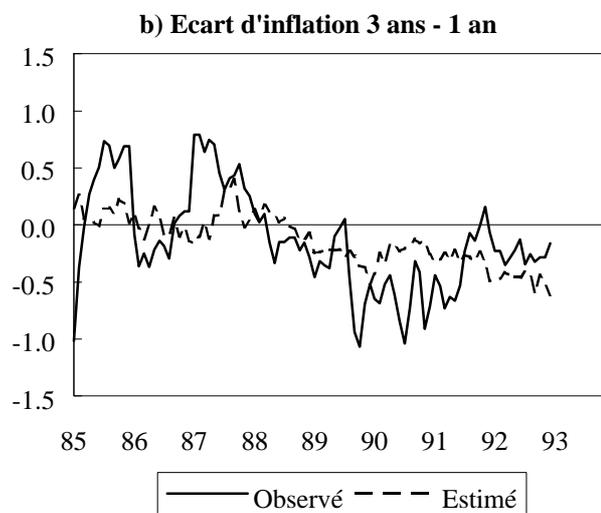
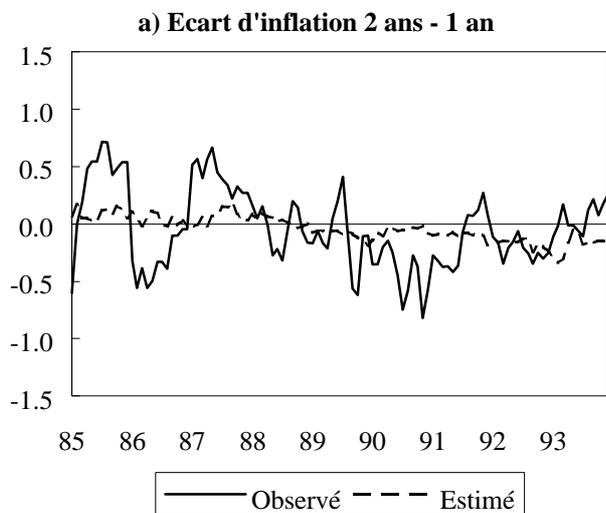
**Graphique 4 : Contenu en information sur les taux à long terme futurs  
(estimation sur la période 1985-95)**



**Graphique 5 : Contenu en information sur les taux à court terme futurs  
(estimation sur la période 1985-95)**



**Graphique 6 : Contenu en information sur les taux d'inflation futurs  
(estimation sur la période 1985-95)**



## Annexe 1 : Liste des titres retenus pour les interpolations

Emprunts d'Etat		OAT	
EE 10%	1976-1991	OAT 10%	1985-2000
EE 10%	1978-1993	OAT 9,9%	1985-1994
EE 9,8%	1978-1993	OAT 9,9%	1985-1991
EE 9,45%	1978-1993	OAT 7,5%	1986-1995
EE 8,8%	1978-1986	OAT 7,5%	1986-2001
EE 9%	1979-1994	OAT 8,5%	1987-1994
EE 10%	1979-1994	OAT 8,5%	1987-1997
EE 10,8%	1979-1994	OAT 8,5%	1987-2002
EE 12%	1980-1986	OAT 8,5%	1987-2012
EE 13,25%	1980-1990	OAT 8,7%	1988-1995
EE 13,8%	1980-1987	OAT 9,5%	1988-1998
EE 16,75%	1981-1987	OAT 8,125%	1989-1999
EE 16,2%	1982-1990	OAT 8,5%	1989-2019
EE 16%	1982-1990	OAT 8,25%	1989-2004
EE 15,75%	1982-1989	OAT 8,5%	1990-2000
EE 15,3%	1982-1992	OAT 9,5%	1991-2001
EE 14,6%	1983-1991	OAT 8,5%	1992-2023
EE 13,7%	1983-1993	OAT 8,5%	1992-2003
EE 13,4%	1983-1993	OAT 8,5%	1992-2008
EE 12,9%	1984-1991	OAT 6,75%	1993-2003
EE 12,2%	1984-1992	OAT 5,5%	1993-2004
EE 11%	1985-1999	OAT 6%	1994-2025
EE 10,26%	1986-1996	OAT 6,75%	1994-2004
		OAT 7,5%	1994-2005
EE 6%	1993-1997	OAT 7,75%	1994-2005
		OAT 7,25%	1995-2006

**Note** : EE : Emprunt d'Etat, OAT : Obligation Assimilable du Trésor.

Annexe 2 : Taux zéro-coupon estimés pour les titres publics français  
(intérêts composés continûment, fin de mois, 1/1980-12/1995)

	1 an	2 ans	3 ans	4 ans	5 ans	6 ans	7 ans	8 ans	9 ans	10 ans
<b>1980</b>										
1	12,64	12,48	12,32	12,18	12,05	11,94	11,83	11,74	11,65	11,58
2	13,04	12,96	12,89	12,82	12,76	12,71	12,66	12,62	12,59	12,56
3	13,92	13,80	13,68	13,57	13,46	13,35	13,25	13,15	13,05	12,96
4	13,28	13,17	13,07	12,97	12,88	12,79	12,71	12,63	12,55	12,49
5	13,46	13,30	13,15	13,03	12,91	12,81	12,72	12,64	12,56	12,50
6	12,90	12,67	12,62	12,67	12,78	12,91	13,04	13,17	13,30	13,41
7	11,90	12,11	12,47	12,75	12,95	13,09	13,20	13,28	13,34	13,39
8	12,33	12,48	12,63	12,77	12,90	13,02	13,14	13,24	13,34	13,44
9	13,36	13,41	13,42	13,43	13,43	13,43	13,44	13,44	13,44	13,44
10	13,39	13,87	14,00	13,98	13,92	13,84	13,77	13,71	13,66	13,62
11	13,32	13,88	13,99	13,97	13,90	13,84	13,78	13,74	13,70	13,67
12	13,11	13,65	13,81	13,83	13,80	13,77	13,73	13,70	13,67	13,65
<b>1981</b>										
1	12,77	13,37	13,67	13,83	13,91	13,95	13,98	14,00	14,02	14,03
2	13,65	14,14	14,33	14,37	14,32	14,23	14,13	14,02	13,92	13,83
3	13,88	14,08	14,13	14,14	14,15	14,15	14,15	14,15	14,15	14,15
4	13,76	14,02	14,17	14,25	14,30	14,34	14,37	14,39	14,40	14,42
5	15,94	15,82	16,31	16,69	16,96	17,14	17,27	17,36	17,44	17,50
6	17,14	16,66	16,50	16,42	16,37	16,34	16,32	16,30	16,29	16,28
7	16,77	16,17	16,17	16,28	16,39	16,47	16,54	16,59	16,63	16,66
8	17,63	16,90	16,66	16,68	16,82	17,01	17,22	17,43	17,62	17,79
9	17,16	16,19	16,13	16,38	16,70	16,99	17,25	17,46	17,63	17,78
10	15,77	15,59	15,88	16,18	16,42	16,60	16,73	16,83	16,91	16,98
11	15,81	15,81	15,86	15,88	15,90	15,91	15,92	15,92	15,93	15,93
12	15,76	15,73	15,72	15,72	15,71	15,71	15,71	15,71	15,71	15,71
<b>1982</b>										
1	15,67	15,46	15,52	15,69	15,89	16,09	16,26	16,42	16,55	16,67
2	14,93	15,39	15,61	15,73	15,80	15,85	15,88	15,91	15,93	15,94
3	15,34	15,56	15,84	16,01	16,12	16,19	16,24	16,28	16,31	16,34
4	15,65	15,08	15,24	15,57	15,90	16,18	16,41	16,59	16,73	16,85
5	15,82	15,12	15,06	15,28	15,61	15,96	16,30	16,61	16,87	17,11
6	14,97	14,45	14,57	14,95	15,42	15,89	16,33	16,71	17,04	17,33
7	15,42	15,10	15,09	15,21	15,39	15,58	15,75	15,91	16,04	16,16
8	14,73	14,82	15,07	15,30	15,48	15,61	15,71	15,79	15,85	15,90
9	14,28	14,78	15,29	15,63	15,87	16,03	16,14	16,23	16,30	16,35
10	13,08	13,76	14,50	15,02	15,37	15,62	15,79	15,93	16,03	16,12
11	13,51	14,09	14,74	15,23	15,59	15,84	16,03	16,17	16,28	16,36
12	13,26	13,84	14,36	14,70	14,92	15,08	15,19	15,27	15,34	15,39
<b>1983</b>										
1	12,93	13,37	13,92	14,37	14,71	14,95	15,14	15,28	15,39	15,48
2	12,91	13,38	13,90	14,30	14,57	14,77	14,91	15,02	15,10	15,17
3	12,11	12,72	13,37	13,82	14,12	14,33	14,48	14,60	14,69	14,76
4	12,53	12,93	13,46	13,88	14,17	14,39	14,54	14,66	14,75	14,83
5	12,80	12,88	13,22	13,61	13,96	14,26	14,51	14,71	14,88	15,01
6	12,80	12,88	13,21	13,57	13,87	14,12	14,32	14,47	14,60	14,70
7	11,95	12,27	12,79	13,19	13,47	13,66	13,81	13,91	14,00	14,06
8	12,75	12,82	13,07	13,33	13,55	13,73	13,87	13,98	14,07	14,14
9	12,64	12,93	13,26	13,49	13,64	13,74	13,82	13,88	13,92	13,96
10	12,65	12,79	13,04	13,27	13,46	13,61	13,73	13,82	13,89	13,95
11	12,42	12,74	13,09	13,35	13,54	13,67	13,76	13,83	13,89	13,93
12	12,39	12,74	13,05	13,24	13,36	13,45	13,50	13,55	13,58	13,61

	1 an	2 ans	3 ans	4 ans	5 ans	6 ans	7 ans	8 ans	9 ans	10 ans
<b>1984</b>										
1	11,97	12,17	12,52	12,79	12,97	13,10	13,19	13,26	13,32	13,36
2	11,34	12,26	12,80	13,09	13,27	13,38	13,47	13,53	13,58	13,62
3	12,00	12,30	12,71	13,00	13,20	13,34	13,44	13,51	13,57	13,62
4	12,00	12,21	12,59	12,88	13,07	13,21	13,30	13,38	13,43	13,48
5	11,69	12,29	12,78	13,07	13,26	13,38	13,47	13,54	13,59	13,63
6	11,47	12,37	12,82	13,06	13,20	13,30	13,37	13,42	13,46	13,49
7	11,35	12,19	12,62	12,85	12,99	13,08	13,15	13,20	13,24	13,27
8	11,38	11,98	12,34	12,55	12,68	12,77	12,83	12,88	12,92	12,95
9	11,28	11,36	11,63	11,86	12,05	12,18	12,28	12,36	12,42	12,47
10	9,63	9,80	10,23	10,57	10,82	11,00	11,12	11,22	11,30	11,36
11	10,37	10,86	11,32	11,61	11,80	11,93	12,02	12,09	12,14	12,19
12	10,58	11,06	11,50	11,78	11,96	12,08	12,17	12,24	12,29	12,33
<b>1985</b>										
1	10,16	10,59	11,02	11,31	11,51	11,64	11,73	11,81	11,86	11,91
2	10,24	11,07	11,39	11,56	11,66	11,73	11,78	11,81	11,84	11,86
3	10,39	10,75	11,03	11,20	11,30	11,37	11,42	11,46	11,49	11,51
4	10,25	10,61	10,82	10,93	11,00	11,05	11,09	11,11	11,13	11,15
5	10,09	10,38	10,64	10,80	10,91	10,98	11,03	11,07	11,10	11,12
6	10,34	10,64	10,81	10,90	10,95	10,99	11,01	11,03	11,04	11,06
7	9,82	10,44	10,67	10,78	10,85	10,89	10,92	10,95	10,97	10,98
8	9,87	10,52	10,73	10,84	10,91	10,95	10,98	11,01	11,02	11,04
9	10,05	10,56	10,80	10,92	11,00	11,05	11,08	11,11	11,13	11,15
10	9,44	10,20	10,50	10,64	10,73	10,79	10,83	10,86	10,89	10,91
11	9,32	9,99	10,29	10,44	10,53	10,59	10,64	10,67	10,70	10,72
12	9,75	10,13	10,29	10,37	10,41	10,45	10,47	10,49	10,50	10,51
<b>1986</b>										
1	9,26	9,82	10,01	10,10	10,16	10,20	10,22	10,24	10,26	10,27
2	8,81	9,12	9,22	9,28	9,31	9,33	9,34	9,35	9,36	9,37
3	8,21	8,32	8,38	8,41	8,43	8,45	8,46	8,46	8,47	8,47
4	7,32	7,67	7,81	7,88	7,92	7,95	7,97	7,98	7,99	8,00
5	6,87	7,46	7,75	7,91	8,00	8,06	8,10	8,14	8,16	8,18
6	7,12	7,65	7,83	7,92	7,97	8,01	8,03	8,05	8,07	8,08
7	7,24	7,38	7,52	7,64	7,72	7,78	7,83	7,86	7,89	7,91
8	6,95	7,03	7,18	7,31	7,40	7,47	7,52	7,56	7,59	7,61
9	6,81	7,18	7,45	7,60	7,70	7,77	7,81	7,85	7,87	7,90
10	7,87	8,01	8,10	8,17	8,22	8,25	8,27	8,28	8,28	8,28
11	8,11	8,39	8,54	8,63	8,68	8,71	8,72	8,73	8,73	8,74
12	9,12	9,24	9,26	9,24	9,20	9,17	9,13	9,11	9,08	9,06
<b>1987</b>										
1	8,95	8,99	9,01	9,01	9,00	8,99	8,97	8,95	8,93	8,92
2	8,76	8,91	8,98	9,01	9,01	9,00	8,99	8,97	8,96	8,94
3	7,93	8,31	8,49	8,59	8,65	8,69	8,72	8,74	8,76	8,77
4	8,46	8,56	8,64	8,69	8,73	8,75	8,77	8,78	8,79	8,79
5	8,02	8,45	8,71	8,87	8,96	9,02	9,07	9,10	9,13	9,15
6	8,36	8,81	9,07	9,22	9,31	9,37	9,42	9,45	9,47	9,49
7	7,78	8,53	9,01	9,29	9,46	9,58	9,66	9,72	9,77	9,81
8	7,77	8,51	9,06	9,42	9,66	9,83	9,95	10,04	10,11	10,16
9	8,39	9,30	9,90	10,26	10,48	10,63	10,74	10,83	10,89	10,94
10	9,06	9,57	9,86	10,03	10,13	10,19	10,22	10,25	10,26	10,28
11	9,10	9,34	9,53	9,68	9,78	9,86	9,92	9,97	10,00	10,03
12	9,00	9,31	9,57	9,76	9,90	10,01	10,08	10,14	10,19	10,22

	1 an	2 ans	3 ans	4 ans	5 ans	6 ans	7 ans	8 ans	9 ans	10 ans
<b>1988</b>										
1	8,07	8,56	8,91	9,13	9,27	9,37	9,45	9,50	9,54	9,58
2	7,90	8,25	8,53	8,74	8,90	9,01	9,10	9,16	9,21	9,26
3	7,86	8,37	8,79	9,05	9,23	9,34	9,43	9,49	9,54	9,58
4	7,87	8,29	8,68	8,96	9,15	9,28	9,38	9,45	9,51	9,56
5	7,70	8,07	8,43	8,70	8,90	9,04	9,15	9,23	9,29	9,34
6	7,54	7,79	8,10	8,36	8,57	8,73	8,85	8,95	9,02	9,09
7	7,49	7,80	8,12	8,41	8,65	8,84	9,00	9,12	9,22	9,30
8	8,07	8,28	8,53	8,77	8,97	9,13	9,26	9,37	9,46	9,53
9	7,83	7,99	8,22	8,42	8,59	8,72	8,82	8,90	8,96	9,01
10	7,96	7,99	8,11	8,24	8,36	8,46	8,55	8,62	8,68	8,73
11	8,16	8,24	8,35	8,46	8,56	8,64	8,71	8,77	8,81	8,85
12	8,07	8,24	8,38	8,46	8,51	8,54	8,56	8,58	8,59	8,60
<b>1989</b>										
1	8,67	8,55	8,53	8,55	8,58	8,62	8,66	8,69	8,72	8,74
2	9,54	9,46	9,41	9,39	9,37	9,37	9,37	9,38	9,39	9,41
3	8,99	8,93	8,91	8,92	8,95	8,98	9,01	9,04	9,07	9,09
4	8,72	8,65	8,65	8,69	8,73	8,77	8,80	8,82	8,85	8,86
5	8,94	8,86	8,86	8,87	8,89	8,90	8,90	8,91	8,92	8,92
6	8,90	8,85	8,83	8,82	8,82	8,81	8,81	8,81	8,81	8,81
7	8,64	8,44	8,41	8,40	8,39	8,39	8,39	8,39	8,39	8,39
8	8,57	8,50	8,47	8,46	8,45	8,44	8,44	8,44	8,44	8,43
9	9,22	9,05	9,00	8,97	8,95	8,94	8,93	8,93	8,92	8,92
10	9,68	9,38	9,27	9,21	9,18	9,15	9,14	9,12	9,11	9,11
11	9,90	9,57	9,43	9,36	9,31	9,28	9,26	9,25	9,23	9,22
12	10,62	10,06	9,79	9,64	9,54	9,48	9,43	9,40	9,37	9,35
<b>1990</b>										
1	10,70	10,31	10,09	9,96	9,87	9,82	9,77	9,74	9,72	9,70
2	10,40	10,30	10,26	10,24	10,23	10,23	10,22	10,22	10,21	10,21
3	10,27	10,03	9,89	9,81	9,75	9,71	9,69	9,67	9,65	9,64
4	9,66	9,69	9,70	9,71	9,71	9,71	9,72	9,72	9,72	9,72
5	9,73	9,74	9,75	9,75	9,75	9,75	9,76	9,76	9,76	9,76
6	9,82	9,75	9,72	9,71	9,70	9,70	9,70	9,69	9,69	9,69
7	9,58	9,55	9,55	9,55	9,55	9,55	9,55	9,55	9,55	9,55
8	10,15	10,11	10,16	10,21	10,25	10,28	10,30	10,31	10,33	10,34
9	10,17	10,23	10,34	10,43	10,50	10,55	10,59	10,62	10,64	10,66
10	9,99	9,99	10,07	10,14	10,20	10,23	10,26	10,28	10,30	10,31
11	9,91	9,99	10,03	10,05	10,06	10,06	10,07	10,07	10,07	10,08
12	10,24	10,12	10,08	10,05	10,04	10,03	10,03	10,02	10,02	10,01
<b>1991</b>										
1	10,07	9,84	9,72	9,65	9,61	9,58	9,55	9,54	9,53	9,51
2	9,30	9,12	9,03	9,00	8,99	8,99	9,00	9,01	9,02	9,03
3	9,17	9,03	9,02	9,04	9,07	9,09	9,10	9,11	9,12	9,13
4	9,17	8,95	8,86	8,83	8,82	8,83	8,83	8,83	8,84	8,84
5	8,93	8,82	8,85	8,88	8,89	8,90	8,91	8,92	8,92	8,93
6	9,45	9,20	9,11	9,08	9,08	9,10	9,11	9,13	9,15	9,16
7	9,50	9,36	9,31	9,29	9,27	9,27	9,26	9,26	9,26	9,25
8	9,28	9,15	9,06	9,00	8,97	8,95	8,94	8,94	8,95	8,96
9	9,28	9,07	8,96	8,91	8,88	8,86	8,84	8,83	8,82	8,81
10	8,94	8,85	8,82	8,80	8,79	8,79	8,78	8,78	8,78	8,78
11	9,39	9,15	9,05	9,00	8,97	8,95	8,94	8,93	8,92	8,91
12	9,65	9,10	8,89	8,78	8,71	8,66	8,63	8,61	8,59	8,58

	1 an	2 ans	3 ans	4 ans	5 ans	6 ans	7 ans	8 ans	9 ans	10 ans
<b>1992</b>										
1	9,49	9,00	8,76	8,62	8,54	8,49	8,45	8,42	8,40	8,38
2	9,52	9,06	8,81	8,67	8,58	8,52	8,47	8,44	8,41	8,39
3	9,59	9,19	9,00	8,90	8,83	8,79	8,76	8,74	8,72	8,70
4	9,68	9,27	9,05	8,92	8,84	8,78	8,74	8,72	8,69	8,67
5	9,50	9,05	8,82	8,70	8,62	8,56	8,52	8,50	8,47	8,46
6	9,80	9,36	9,11	8,97	8,89	8,83	8,80	8,77	8,75	8,74
7	10,17	9,84	9,61	9,45	9,34	9,27	9,21	9,17	9,14	9,12
8	10,37	10,05	9,78	9,56	9,38	9,24	9,14	9,07	9,03	9,02
9	10,07	9,28	9,02	8,88	8,81	8,75	8,72	8,69	8,67	8,65
10	8,78	8,29	8,14	8,12	8,13	8,14	8,16	8,17	8,18	8,19
11	9,12	8,52	8,26	8,17	8,16	8,18	8,22	8,26	8,30	8,33
12	9,10	8,35	8,02	7,89	7,87	7,89	7,92	7,97	8,01	8,04
<b>1993</b>										
1	9,63	8,61	8,23	8,05	7,96	7,89	7,85	7,82	7,79	7,77
2	9,39	8,23	7,75	7,55	7,48	7,46	7,47	7,48	7,49	7,50
3	8,22	7,22	6,97	6,96	7,01	7,07	7,12	7,17	7,20	7,23
4	7,22	6,75	6,74	6,84	6,94	7,04	7,11	7,16	7,21	7,25
5	6,56	6,52	6,70	6,85	6,95	7,03	7,08	7,12	7,15	7,18
6	5,98	5,85	6,03	6,23	6,37	6,48	6,56	6,62	6,67	6,71
7	6,39	5,86	6,01	6,19	6,32	6,41	6,48	6,53	6,57	6,61
8	6,03	5,55	5,53	5,65	5,78	5,90	6,00	6,08	6,15	6,20
9	6,08	5,59	5,51	5,57	5,69	5,82	5,93	6,03	6,11	6,18
10	5,69	5,30	5,31	5,45	5,60	5,74	5,85	5,95	6,02	6,09
11	5,71	5,31	5,31	5,44	5,60	5,75	5,87	5,98	6,07	6,14
12	5,45	5,01	4,96	5,05	5,19	5,32	5,45	5,55	5,64	5,72
<b>1994</b>										
1	5,59	5,16	5,08	5,14	5,25	5,38	5,51	5,62	5,71	5,79
2	5,80	5,60	5,64	5,74	5,85	5,95	6,03	6,09	6,14	6,19
3	5,74	5,71	5,86	6,02	6,17	6,28	6,37	6,45	6,50	6,55
4	5,81	5,88	6,08	6,28	6,46	6,60	6,71	6,79	6,86	6,92
5	5,77	6,03	6,34	6,61	6,84	7,02	7,17	7,28	7,38	7,45
6	6,00	6,33	6,61	6,85	7,04	7,19	7,32	7,42	7,50	7,57
7	5,96	6,30	6,56	6,77	6,94	7,08	7,19	7,28	7,36	7,42
8	6,25	6,74	7,09	7,34	7,52	7,66	7,76	7,85	7,91	7,97
9	6,30	6,86	7,27	7,56	7,78	7,94	8,06	8,14	8,21	8,26
10	6,17	6,89	7,39	7,71	7,93	8,08	8,19	8,27	8,34	8,39
11	6,13	6,77	7,19	7,46	7,63	7,75	7,84	7,90	7,96	8,00
12	6,86	7,47	7,78	7,96	8,07	8,15	8,20	8,24	8,27	8,30
<b>1995</b>										
1	6,66	7,23	7,55	7,75	7,87	7,96	8,02	8,07	8,11	8,14
2	6,81	7,22	7,48	7,64	7,76	7,84	7,90	7,94	7,98	8,01
3	7,28	7,21	7,35	7,50	7,64	7,74	7,82	7,88	7,93	7,97
4	7,07	7,02	7,19	7,36	7,51	7,62	7,70	7,76	7,81	7,85
5	6,70	6,55	6,71	6,91	7,08	7,22	7,32	7,41	7,47	7,52
6	6,49	6,54	6,80	7,05	7,25	7,40	7,51	7,60	7,67	7,73
7	6,13	6,17	6,41	6,68	6,91	7,10	7,26	7,38	7,48	7,56
8	5,80	5,96	6,24	6,52	6,77	6,99	7,16	7,30	7,42	7,52
9	6,08	6,34	6,58	6,79	6,98	7,15	7,31	7,44	7,57	7,68
10	6,16	6,14	6,30	6,51	6,72	6,92	7,09	7,24	7,37	7,47
11	5,66	5,79	5,96	6,14	6,33	6,52	6,69	6,85	7,00	7,14
12	5,05	5,28	5,54	5,79	6,02	6,23	6,42	6,59	6,73	6,86

### Annexe 3 : Construction des tables de test

Les niveaux de significativité des tests menés dans cet article sont calculés de la façon suivante :

- i) dans un premier temps, les différentes variables d'intérêt sont modélisées sous la forme d'un modèle AR. Il s'agit des variations de taux, des pentes de taux et du taux d'inflation mensuel. Le nombre de retards de l'AR est déterminé par le critère HQ (Hannan et Quinn, 1979) ;
- ii) puis, 1000 échantillons de ces différents modèles AR sont simulés (la dimension de la série simulée correspond au nombre d'observations des séries). Les erreurs sont engendrées selon deux approches alternatives : selon la première, les erreurs sont tirées dans une loi normale centrée (méthode de Monte-Carlo), dans la seconde, les erreurs sont tirées directement dans la loi empirique des résidus estimés (*bootstrapping*). Les pentes de taux d'inflation sont recalculées à partir des taux d'inflation mensuels simulés. Les trajectoires pour les variations (de taux d'intérêt ou de taux d'inflation) et les pentes de taux sont indépendantes par construction ;
- iii) enfin, les relations (8) et (9) d'une part et (13) et (14) d'autre part sont estimées pour chacun des échantillons simulés. Les p-values indiquées dans les tableaux 1, 2, 4 et 5 représentent la proportion de rejet de l'hypothèse de nullité du coefficient de la pente (parmi les échantillons simulés), la statistique de Student étant calculée à partir des écarts-types asymptotiques.

## 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.

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