

**ANTICIPATIONS, PRIME DE RISQUE ET
STRUCTURE PAR TERME DES TAUX D'INTERET:
UNE ANALYSE DES COMPORTEMENTS D'EXPERTS**

Georges Prat* et Remzi Uctum**

EconomiX (CNRS et Université de Paris-X Nanterre)

Bât. G, 200 avenue de la République, 92001 Nanterre Cédex, France

Résumé – Les anticipations de taux d'intérêt révélées par les enquêtes de Consensus Forecasts auprès d'experts sur le marché de l'Eurofranc ne vérifient pas l'hypothèse de rationalité. Elles résultent d'un processus mixte fondé sur une complémentarité entre les modèles anticipatifs traditionnels adaptatif, régressif et extrapolatif augmentés d'effets macroéconomiques (prix, revenu, monnaie). En utilisant une représentation espace-état dans le but de rendre compte de la part inobservable de l'actif long dans le portefeuille composé d'un actif long et d'un actif court, on montre que ces anticipations vérifient la relation de structure par terme de taux fondée sur un modèle de choix de portefeuille : (i) la prime de risque dépend de la variance du taux court et de la covariance entre ce dernier et l'inflation, (ii) les valeurs estimées du coefficient associé au spread de taux et du coefficient d'aversion sont conformes à la théorie. Toutefois, l'ajustement des taux de marché sur la relation d'équilibre de portefeuille ne s'effectue que progressivement, ce phénomène pouvant être attribué à l'existence de coûts de transaction.

Mots-clés : structure par terme des taux d'intérêt, anticipations, prime de risque

* CNRS/Université Paris-X, Tél./fax : +33 1 40 97 59 68, e-mail : prat@u-paris10.fr

** CNRS/Université Paris-X, Tél. : +33 1 40 97 78 48, e-mail : uctum@u-paris10.fr

EXPECTATIONS, RISK PREMIUM AND TERM STRUCTURE OF INTEREST RATES: AN ANALYSIS OF EXPERTS' BEHAVIOR

Abstract – Using Consensus Forecasts monthly surveys, we show that experts' interest rate expectations in the Eurofranc market do not verify the rational expectations hypothesis. Instead, these expectations are found to be generated by a mixed process combining the traditional adaptive, regressive and extrapolative processes augmented by macroeconomic effects (price, income, money). This mixed expectational process is shown to verify the term structure relation of interest rates based on the portfolio choice model with a long term asset and a short term asset, where a state-space representation is introduced to account for the unobservable part of the long term asset in the portfolio: (i) the risk premium depends on the variance of the short term asset and on the covariance between the latter and inflation, and (ii) the estimated values of the term structure parameter and of the risk aversion coefficient are in accordance with their theoretical values. Nevertheless, due to transaction costs, the adjustment of the market rates on the portfolio equilibrium relation occurs gradually.

Keywords : term structure of interest rates, expectations, risk premium

Classification JEL : D84, E44, G14

ANTICIPATIONS, PRIME DE RISQUE ET STRUCTURE PAR TERME DES TAUX D'INTERET: UNE ANALYSE DES COMPORTEMENTS D'EXPERTS

1. Introduction

La théorie de la structure par terme de taux d'intérêt repose en principe sur deux hypothèses. Tout d'abord, l'hypothèse d'absence d'opportunité d'arbitrage traduit un équilibre de marché et permet d'exprimer l'écart entre taux long et taux court (i.e. le spread) en fonction des anticipations de taux et d'une prime de risque (encore appelée « prime de terme » ou « prime de liquidité »): c'est la relation standard de structure de taux. Ensuite, une hypothèse sur la spécification de la prime de risque, cette spécification pouvant être déduite soit d'une modélisation ad-hoc (e.g. effets ARCH) soit d'un équilibre intertemporel de l'investisseur. Toute vérification empirique sur le sujet consiste en un test joint alliant ces deux hypothèses avec une troisième portant sur la représentation des anticipations de taux.

Il n'est pas possible de résumer ici les innombrables résultats empiriques de la littérature consacrée à l'analyse de la structure par terme des taux d'intérêt.¹ L'enseignement général qui se dégage de cette littérature est le caractère assez disparate des résultats obtenus. En effet, les résultats dépendent non seulement du pays, de la période, de la fréquence des données et de la maturité des titres, mais encore et naturellement des hypothèses faites sur les anticipations de taux et sur la détermination de la prime de risque. En fait, le test joint sus-visé ne permet ni de valider ni de rejeter la relation de structure de taux. Prenons deux exemples pour illustrer ce point important, en supposant pour simplifier que la prime est constante. Lorsque les anticipations sont supposées rationnelles, l'hypothèse jointe est presque systématiquement infirmée,² mais ce résultat ne permet pas d'invalider la relation de structure de taux, puisque les anticipations peuvent ne pas être

¹ Voir l'état de l'art proposé par Shiller (1990) concernant la littérature anglo-saxonne. Un résumé intégrant les travaux français est proposé par Jondeau (1998).

rationnelles. Supposons maintenant que les anticipations soient fondées sur les valeurs présentes et passées des taux ; bien que l'hypothèse jointe soit dans ce cas parfois validée, les coefficients composites estimés associés aux variations passées de taux ne permettent d'identifier ni le coefficient caractérisant la relation de structure de taux, ni les paramètres du processus anticipatif. On voit donc que, dans le premier exemple, le rejet empirique de l'hypothèse jointe ne permet pas de rejeter la relation de structure de taux, alors que dans le second exemple l'acceptation de l'hypothèse jointe n'est pas suffisante en elle-même pour valider cette relation.

Dans le but de lever ces indéterminations, certains auteurs ont exploité les anticipations de taux d'intérêt révélées par des enquêtes d'opinion auprès d'experts. De telles données permettent d'éviter le recours à des hypothèses sur la formation des anticipations et de calculer les valeurs implicites de la prime de risque *ex-ante* exigée par les experts. Une telle démarche permet à la fois de rechercher les facteurs de cette prime et d'identifier la valeur du coefficient caractéristique de la structure de taux, ce coefficient reliant les anticipations au spread. En outre, les données d'enquête permettent de rechercher le processus anticipatif sous-jacent aux réponses des experts. Cependant, le modèle théorique de structure de taux faisant intervenir les anticipations du marché et non celles des seuls experts de l'enquête, l'utilisation de données d'enquête suppose implicitement que ces dernières fournissent une approximation valable des anticipations du marché. Cette hypothèse de représentativité sera naturellement d'autant plus acceptable que les répondants aux enquêtes sont en nombre suffisant tout en étant directement concernés par le marché monétaire.

Les analyses de la structure de taux fondées sur l'exploitation des anticipations révélées par des enquêtes d'opinion sont très peu nombreuses. Une première série d'analyses est centrée sur la question de savoir comment se forment les anticipations de taux. Notamment, les travaux de Kane et Malkiel (1967) pour le marché américain et de Colletaz (1986) pour le marché français rejettent la rationalité des anticipations mais suggèrent l'existence de comportements adaptatifs conformes au modèle de révision proposé par Meiselman (1962). Toutefois, ces résultats souffrant d'un

² L'étude de Gerlach et Smets (1997) confirme ce résultat sur les taux des euro-devises de 1 à 12 mois pour 17 monnaies, les auteurs montrant la nécessité d'une prime de risque variable.

manque de robustesse, la question de savoir comment se forment effectivement les anticipations de taux reste actuellement sans véritable réponse. Une seconde série d'analyses porte sur la question de l'existence ou non d'une prime de risque variable.³ Froot (1989) ainsi que MacDonald et Macmillan (1994) rejettent le modèle de structure de taux fondé sur la théorie pure des anticipations d'après laquelle il n'existerait pas de prime de risque.⁴ Ils trouvent que l'écart entre le taux d'intérêt anticipé et le taux à terme n'est pas un bruit blanc, ce qui les conduit à conclure à l'existence d'une prime de risque significativement variable, sans toutefois en déterminer les facteurs.⁵ L'identification de ces facteurs reste donc un objectif de recherche à part entière. A notre connaissance, aucune étude ne cherche à identifier les paramètres du modèle de structure de taux tout en explicitant la formation des anticipations et les facteurs de la prime de risque en utilisant des données d'enquête. Ce travail a précisément pour objet de pallier ces lacunes sur les données françaises.

Dans le cadre de la théorie du choix de portefeuille, la partie 2 rappelle la relation entre le spread de taux d'intérêt, les anticipations de taux et les facteurs de la prime de risque. En exploitant les anticipations de taux d'intérêt sur le marché de l'Eurofranc révélées par les enquêtes du « Consensus Forecasts » auprès d'un panel d'experts, la partie 3 s'interroge sur la validité de cette relation tout en examinant la question de la formation des anticipations de taux d'intérêt. Enfin, la partie 4 présente des remarques conclusives.

2. Spread de taux, anticipations et prime de risque : rappels théoriques

L'analyse traditionnelle de la structure de taux fondée sur la théorie dite « des anticipations » nous vient de Fisher (1896), Hicks (1939) et Lutz (1940). Supposant que les agents sont neutres au risque, cette théorie « pure » des anticipations ne fait donc pas intervenir de prime de risque. Dans sa version initiale, cette théorie suppose que les investisseurs anticipent à chaque

³ Cette prime est datée au moment où les décisions sont prises sur le marché monétaire : c'est une prime *ex-ante* devant être soigneusement distinguée de la « prime rationnelle » *ex-post*.

⁴ Les pays analysés par le premier auteur sont les Etats-Unis, l'Allemagne, le Japon et l'Australie, tandis que les derniers auteurs utilisent pour le Royaume-Uni un panel d'anticipations individuelles.

instant les valeurs futures du taux d'intérêt à court terme pour des horizons allant jusqu'à la maturité du titre le plus long (version qualifiée « d'anticipations de taux par période de détention »). Une seconde version, dite des « anticipations locales » (Malkiel (1966), Maserà (1972)) suppose que les investisseurs anticipent pour « la période suivante » la gamme des taux des titres de différentes maturités. Ce travail privilégiera cette dernière version qui semble plus proche des comportements observés sur les marchés.

Considérons à présent le cas général d'agents adverses au risque, et supposons que l'horizon de placement de l'investisseur est de τ mois. Le taux d'intérêt sans risque est dans ce cas donné par le taux de rendement de l'actif de créance⁶ ayant une maturité résiduelle de τ mois, soit ${}_{\tau}r_t$. Soit au même instant un titre coté sur le marché ayant une maturité résiduelle de $n\tau$ mois et dont le rendement est ${}_{n\tau}r_t$ ($n > 1$). A l'instant t , l'investisseur est donc face aux choix suivants: (a) acheter le titre à τ mois lui permettant d'*assurer* la rentabilité ${}_{\tau}r_t$ entre t et $t+\tau$,⁷ ou (b) acheter le titre ayant une maturité de $n\tau$ dans la perspective de le revendre en $t+\tau$, sachant que la rentabilité ${}_{n\tau}h_{t,t+\tau}$ de ce titre entre t et $t+\tau$ est aléatoire, puisque son prix de $t+\tau$ est inconnu à l'instant t . L'investisseur (i.e. le prêteur) n'optera pour le choix (b) que si la rentabilité qu'il *espère* en achetant le titre long excède le taux sans risque d'une « prime » ayant un montant suffisant pour compenser le risque qu'il encourt. Lorsqu'il n'existe plus d'opportunités d'arbitrage sur le marché, « l'excès de rentabilité » correspond à la « prime de risque » exigée par l'ensemble des prêteurs et acceptée par les emprunteurs.

Supposons que les titres soient des bons « zéro coupon » et que la composition des intérêts s'effectue en temps continu.⁸ La condition d'absence d'opportunité d'arbitrage permet alors d'exprimer le spread de taux d'intérêt (l'écart entre taux long et taux court) par la relation suivante (voir Annexe A):

⁵ Pour un article de synthèse sur le sujet, voir MacDonald (2000).

⁶ On suppose l'absence de risque de défaut.

⁷ Pour l'actif à une période, le rendement et la rentabilité sont confondus.

⁸ Rappelons qu'une propriété d'un titre zéro coupon est que sa maturité résiduelle est confondue avec sa durée. Cette caractéristique est intéressante dans la mesure où c'est la durée (et non la maturité) qui importe dans les stratégies

$${}_{n\tau}r_t - {}_{\tau}r_t = \frac{n-1}{n} \left[E_t [{}_{(n-1)\tau}r_{t+\tau}] - {}_{\tau}r_t \right] + \frac{1}{n} {}_{n\tau}\phi_t \quad (1)$$

où E_t désigne l'opérateur espérance conditionnelle et ${}_{n\tau}\phi_t$ la prime de risque. En raison de la nature des données d'enquête disponibles, nous nous limitons dans ce travail à $n = 2$ et $\tau = 3$. Le titre ayant une maturité de 3 mois représentera donc le titre « court » et celui ayant une maturité de 6 mois le titre « long ». ⁹ Dans ce cas, la relation (1) devient :

$${}_6r_t - {}_3r_t = \frac{1}{2} \left[E_t [{}_3r_{t+3}] - {}_3r_t \right] + \frac{1}{2} {}_6\phi_t \quad (2)$$

Le modèle usuel de choix de portefeuille entre des actifs ayant différentes maturités permet de spécifier les facteurs de la prime de risque (Roll (1971), Artus (1990)). L'investisseur représentatif maximise sous sa contrainte budgétaire l'espérance de l'utilité de sa richesse réelle de la période suivante en répartissant son portefeuille d'une manière optimale entre les actifs de différentes maturités. En supposant que l'offre de titres est exogène et s'adapte instantanément à la demande et en mettant l'espérance de l'utilité sous la forme espérance-variance, on peut écrire le programme à deux actifs comme suit:

$$\begin{aligned} \underset{{}_6\omega_t}{\text{Max}} E_t \left[U \left(\frac{P_t}{P_{t+3}} W_{t+3} \right) \right] &= \underset{{}_6\omega_t}{\text{Max}} \left\{ E_t \left(\frac{P_t}{P_{t+3}} W_{t+3} \right) - \frac{\varphi}{2} V_t \left(\frac{P_t}{P_{t+3}} W_{t+3} \right) \right\} \\ \text{s.c. } W_t &= \frac{{}_3N_t}{1+{}_3r_t} + \frac{{}_6N_t}{(1+{}_6r_t)^2} \end{aligned} \quad (3)$$

d'immunisation au risque (i.e: un investisseur ayant un horizon de placement donné ne prend aucun risque si son portefeuille a une durée égale à son horizon).

⁹ Si le fait d'étudier une partie seulement de la structure des taux (3-6 mois) est une limite du point de vue de la liaison entre les taux courts et les taux « vraiment » longs (3, 5, 10 ans), cette limite ne constitue pas un obstacle à l'analyse des anticipations des agents privés et de leur comportement vis-à-vis du risque, laquelle fait l'objet de ce travail.

où ${}_6\omega_t = \frac{{}_6N_t}{W_t(1+{}_6r_t)^2}$ est la part de l'actif à 6 mois dans la richesse nominale W_t , P_t l'indice du prix des biens et services, $(1+{}_3r_t)^{-1}$ et $(1+{}_6r_t)^{-2}$ les cours des titres à 3 et 6 mois respectivement (on suppose que les valeurs nominales sont égales à 1), ${}_3N_t$ et ${}_6N_t$ les nombres de titres à 3 et 6 mois respectivement et φ le coefficient d'aversion relative au risque.

En exprimant la richesse future sous la forme $W_{t+3} = {}_3N_t + {}_6N_t / (1+{}_3r_{t+3})$ et en reportant cette expression dans le programme de maximisation (3), on trouve la valeur du spread correspondant à la solution suivante du programme de l'investisseur :

$${}_6r_t - {}_3r_t = \frac{1}{2} [E_t({}_3r_{t+3}) - {}_3r_t] + \frac{1}{2} \varphi {}_6\omega_t V_t({}_3r_{t+3}) + \frac{1}{2} \varphi \text{cov}_t(\pi_{t+3}, {}_3r_{t+3}) \quad (4)$$

où ${}_6\omega_t$ représentera désormais la part *optimale* de titres à 6 mois, $V_t({}_3r_{t+3})$ la volatilité attendue du taux court et $\text{cov}_t(\pi_{t+3}, {}_3r_{t+3})$ la covariance attendue entre l'inflation et le titre court. Par identification avec la relation (2), on voit que les deux derniers termes représentent la demi-prime de risque du portefeuille optimal. Sur un marché efficient, la relation (4) exprimera la valeur observée du spread.

3. Vérifications empiriques

Les anticipations du taux d'intérêt à trois mois intervenant dans la relation de structure de taux seront représentées par les données issues des enquêtes menées par l'institut londonien *Consensus Forecasts* (CF) (section 3.1). Un objectif de ce travail étant d'endogénéiser ces anticipations au sein de cette relation, la question se pose de savoir comment se forment ces dernières et notamment si l'hypothèse de rationalité est pertinente (section 3.2). Les déterminants de

la prime de risque étant spécifiés par le modèle de portefeuille, il devient possible d'examiner la validité empirique de la relation de structure de taux (section 3.3).

3.1. Les données

Les données utilisées dans ce travail couvrent la période allant d'Octobre 1989 à Septembre 1998, c'est-à-dire depuis le début des enquêtes du CF jusqu'à la veille de la mise en place de l'Euro. Les taux d'intérêt ${}_3r_t$ et ${}_6r_t$ considérés sont les taux du marché monétaire international de l'eurofranc, pour un placement à 3 et 6 mois respectivement.¹⁰ Il s'agit donc de taux sur un marché concurrentiel, que l'on peut assimiler à des taux de titres zéro coupon, conformément aux hypothèses de la partie 2. Pour ces deux séries, nous disposons d'observations quotidiennes. Au début de chaque mois, les enquêtes de CF demandent à une vingtaine d'institutions françaises s'intéressant aux prévisions macroéconomiques de révéler leurs anticipations sur les valeurs futures du taux d'intérêt de maturité 3 mois pour les horizons à 3 et 12 mois. Les répondants sont des experts directement intéressés par des prévisions de taux d'intérêt puisqu'ils représentent pour trois quarts les grandes banques françaises (BNP, Société Générale, Crédit Lyonnais, CCF...) et pour un quart des instituts de prévision macroéconomique (REXECODE, COE-CCIP, OFCE...). Ces grandes banques sont à la fois les prêteurs et les emprunteurs sur le marché monétaire français et les principaux gestionnaires de fonds sous forme de SICAV monétaires, et sont à ce titre directement concernées par les anticipations de taux et le risque de taux. Dans la mesure où les répondants ont intérêt à assurer la crédibilité de leurs institutions, on peut admettre que les prévisions qu'ils fournissent représentent leurs « vraies » opinions. Cette recherche de crédibilité est en outre de nature à décourager les comportements stratégiques consistant à afficher des prévisions dans le seul but d'inciter la Banque Centrale à intervenir sur le marché monétaire pour faire évoluer les taux

¹⁰ Les données ont été collectées dans la base DATASTREAM.

dans un sens désiré.¹¹ Par ailleurs, on constate qu'environ les deux tiers des répondants institutionnels restent les mêmes au cours de la période, ce qui confère une certaine stabilité à l'échantillon. Cependant, les changements survenus dans le tiers restant peuvent induire un biais résultant d'un défaut d'homogénéité dans la moyenne des réponses au cours du temps. Néanmoins, ce biais reste sans doute négligeable compte tenu de la dispersion relativement modérée des opinions (voir infra). Dans l'ensemble, ces remarques permettent de supposer que les opinions émises représentent valablement les anticipations de taux sur le marché monétaire.

Les anticipations du taux d'intérêt à 3 mois pour les 3 et 12 prochains mois sont publiées mensuellement dans la Lettre de CF sous la forme de moyennes arithmétiques, encore appelées « consensus ». Pour l'horizon à 3 mois, ce consensus traduit la variable $E_t({}_3r_{t+3})$ définie dans la partie 2. Sur l'ensemble de la période d'analyse, le coefficient de variation instantané entre les réponses (i.e. pour une enquête donnée, le rapport de l'écart-type des réponses à leur moyenne) est compris entre 0.02 et 0.07 pour l'anticipation à 3 mois du taux à trois mois et entre 0.04 et 0.12 pour l'anticipation à 12 mois de ce même taux. Ce dernier intervalle se ramène à [0.02, 0.06] dès lors que l'écart-type de l'anticipation à 12 mois est exprimé en base trimestrielle pour être comparé à celui de l'anticipation à 3 mois. L'hétérogénéité des anticipations individuelles n'est donc pas suffisamment forte pour poser des problèmes d'agrégation sérieux. Concernant la datation des réponses, celles-ci sont datées au premier lundi du mois jusqu'à mars 1994 et au deuxième lundi depuis avril 1994 sauf exception de jour férié, auquel cas elles sont reportées au jour ouvrable le plus proche. Les réponses étant concentrées sur un jour donné, on peut admettre qu'à chaque enquête tous les répondants observent les taux du marché ${}_3r_t$ et ${}_6r_t$ le même jour.

¹¹ Par exemple, si les banques souhaitent une hausse des taux d'intérêt et si elles croient que la Banque Centrale mène une politique anti-inflationniste par la hausse des taux, elles pourraient avoir pour stratégie d'afficher des anticipations haussières de taux dans le seul but de faire réagir la Banque Centrale dans le sens d'une hausse.

3.2. Formation des anticipations de taux d'intérêt

Si l'exploitation des données d'enquêtes présente l'avantage de ne pas nécessiter une hypothèse sur la formation des anticipations, elle a aussi l'inconvénient de ne pas identifier le processus anticipatif sous-jacent du taux à 3 mois, laissant donc une question en suspens dans la modélisation de la structure des taux. Pour lever cette indétermination, nous présentons dans cette section une analyse de la formation des anticipations de taux d'intérêt telles qu'elles sont révélées par les enquêtes auprès des experts. La théorie des anticipations *économiquement* rationnelles introduite par Feige et Pearce (1976) montre que la quantité optimale d'information choisie par le prévisionniste est celle qui égalise le gain marginal tiré d'une diminution de l'erreur de prévision au coût unitaire de l'information. Dans le cas limite où toute l'information pertinente serait utilisée, ce processus traduirait des anticipations rationnelles. Il semble donc naturel dans une première étape d'examiner si cette dernière hypothèse caractérise les anticipations de taux d'intérêt révélées par les enquêtes du CF. A cette fin, nous avons effectué des tests d'absence de biais à partir de l'équation suivante reliant la variation anticipée de taux à la variation observée ex-post sur un horizon de 3 mois:

$$\begin{aligned} E_t({}_3r_{t+3}) - {}_3r_t &= a({}_3r_{t+3} - {}_3r_t) + b + e_{t+3} \\ e_t &= \xi_t + \lambda_1 \xi_{t-1} + \lambda_2 \xi_{t-2} \end{aligned} \quad (5)$$

La spécification retenue en termes de variations de taux permet de travailler sur des variables dont les tests ADF (non présentés ici) ont montré qu'elles sont stationnaires au seuil de 1%, condition qui n'aurait pas été remplie si les niveaux de taux avaient été utilisés. Le choix de la variation anticipée en tant que variable endogène permet en outre d'éviter un biais d'endogénéité résultant d'erreurs de mesure sur le taux anticipé, contrairement à ce qu'aurait produit l'utilisation de cette variable comme régresseur. De plus, une représentation MA(2) des résidus a été retenue dans le but de capturer un éventuel biais d'estimation attribuable au chevauchement des données résultant de l'association d'une périodicité mensuelle avec un horizon d'anticipation de 3 mois (voir MacDonald (2000), p.179). Une condition nécessaire mais non suffisante à la rationalité des anticipations est la condition d'absence de biais, à savoir $a = 1$ et $b = 0$. Nous avons également

estimé la relation en espaçant les données de 3 mois, l'absence de chevauchement ainsi obtenue ne nécessitant donc plus la correction MA(2) (dans ce cas $\lambda_1 = \lambda_2 = 0$). Le Tableau 1 présente les résultats d'estimation sur la période 1989.10-1998.06 dans le cas de chevauchement avec et sans la correction ainsi que dans le cas d'absence de chevauchement:

< Insérer Tableau 1 >

Au regard du test de Wald, les trois estimations rejettent sans nuance l'hypothèse jointe ($a=1, b=0$), ce qui nous conduit à rejeter l'hypothèse d'anticipations rationnelles pour caractériser les réponses des experts. Ces derniers n'utilisent donc pas toute l'information disponible, ce qui est conforme à la théorie des anticipations économiquement rationnelles évoquée ci-dessus. Dès lors, se pose la question de savoir comment se forment ces anticipations.

Nous considérons l'hypothèse d'un processus anticipatif mixte admettant comme cas particulier les processus traditionnels de la littérature¹²: le processus extrapolatif $E_t({}_3r_{t+3}) - {}_3r_t = \gamma({}_3r_t - {}_3r_{t-s})$ avec $|\gamma| \leq 1$, le processus adaptatif $E_t({}_3r_{t+3}) - {}_3r_t = (1 - \beta)[E_{t-1}({}_3r_{t+2}) - {}_3r_t]$ avec $0 \leq \beta \leq 1$, le processus régressif $E_t({}_3r_{t+3}) - {}_3r_t = \mu_1[{}_3\bar{r}_{t-1} - E_{t-1}({}_3r_{t+2})] + \mu_2({}_3\bar{r}_t - {}_3\bar{r}_{t-1}) + [E_{t-1}({}_3r_{t+2}) - {}_3r_t]$ avec $0 \leq \mu_j \leq 1$ ($j=1,2$), et finalement un processus « fondamentaliste » d'expression générale $E_t({}_3r_{t+3}) - {}_3r_t = \sum_i \kappa_i X_{it}$ où les X_{it} sont des variables macroéconomiques exogènes, qu'elles soient observées ou anticipées. Concernant le processus extrapolatif, la valeur du retard s ne peut être déterminée que par l'analyse économétrique. Le processus adaptatif repose sur l'hypothèse d'une révision précoce des anticipations : lorsque le taux d'intérêt du marché est connu en début du mois, les individus comparent cette valeur à celle qu'ils avaient anticipée le mois précédent et non

¹² Prat et Uctum (2000) valident un processus mixte similaire sur le marché des changes.

celle qu'ils avaient anticipé 3 mois auparavant.¹³ Le processus régressif est représenté par un modèle à correction d'erreurs traditionnel, dans lequel le troisième terme du membre de droite est introduit afin de faire apparaître la variation anticipée du taux d'intérêt comme variable endogène.¹⁴ Le processus fondamentaliste contient des variables macroéconomiques observées ou anticipées. Un tel processus traduit la référence à des modèles macroéconomiques de détermination du taux d'intérêt ; par exemple, si un nombre significatif d'agents croit en la relation de Fisher, on peut s'attendre à une influence de l'inflation anticipée. Le processus mixte étant défini comme une moyenne pondérée des processus simples évoqués ci-dessus, l'analyse économétrique qui suit a pour objectif d'identifier le processus effectivement utilisé par l'ensemble des répondants à l'enquête menée par Consensus Forecasts. Un tel processus peut s'écrire :

$$\begin{aligned}
E_t({}_3r_{t+3}) - {}_3r_t &= k_0 + k_1({}_3r_t - {}_3r_{t-s}) + k_2[{}_3\bar{r}_{t-1} - E_{t-1}({}_3r_{t+2})] + k_3({}_3\bar{r}_t - {}_3\bar{r}_{t-1}) \\
&\quad + k_4[E_{t-1}({}_3r_{t+2}) - {}_3r_t] + \sum_{i=5}^q k_i X_{it} + \varepsilon_t \quad (6) \\
\varepsilon_t &= \zeta_t + \lambda_1 \zeta_{t-1} + \lambda_2 \zeta_{t-2}
\end{aligned}$$

où les coefficients composites k_i dépendent des paramètres structurels des processus simples et des pondérations associées au mixage de ces processus. Deux situations polaires peuvent conduire à l'équation (6) : (i) le marché est constitué de quatre groupes de prévisionnistes, chaque groupe utilisant l'un des processus simples définis ci-dessus (effet d'hétérogénéité de groupes) ; (ii) tous les prévisionnistes utilisent le même processus anticipatif mixte, défini comme une combinaison des 4 processus simples (effet de mixage individuel). En fait, les deux effets peuvent évidemment jouer simultanément, renforçant ainsi la représentation du consensus par un processus mixte.

¹³ Puisque le modèle adaptatif revient à définir le taux anticipé par une moyenne pondérée à décroissance géométrique des taux passés, il semble plus pertinent de considérer un retard d'un mois que de trois mois lorsque les données sont mensuelles. En effet, retenir cette dernière hypothèse (qui traduit la formulation traditionnelle) reviendrait à considérer une moyenne pondérée des taux passés à intervalles de trois mois, alors que les enquêtes sont de fréquence mensuelle.

¹⁴ Le processus adaptatif ne saurait être regardé comme un cas particulier du MCE: alors que dans ce dernier cas, l'anticipation converge vers la cible ${}_3\bar{r}_t$, dans le premier cas elle converge vers la valeur observée ${}_3r_t$.

Naturellement, la stabilité du modèle suppose que ces différents effets sont non-significativement variables au cours de la période. C'est pourquoi il importerait d'analyser la stabilité de la relation (6).

L'estimation de la relation (6) requiert une hypothèse sur la cible ${}_3\bar{r}_t$. On supposera que la valeur de cette cible est donnée par les anticipations à 12 mois de ce même taux, soit ${}_3\bar{r}_t = E_t({}_3r_{t+12})$. Concernant la composante extrapolative ${}_3r_t - {}_3r_{t-s}$, la valeur optimale trouvée pour le retard s est d'une semaine. Le terme constant ainsi que la spécification MA(2) des résidus s'étant révélés non significatifs,¹⁵ l'estimation de l'équation (6) excluant ces termes donne :

$$E_t({}_3r_{t+3}) - {}_3r_t = \underset{(4.1)}{0.13}({}_3r_t - {}_3r_{t-s}) + \underset{(8.0)}{0.19}[{}_3\bar{r}_{t-1} - E_{t-1}({}_3r_{t+2})] + \underset{(13.5)}{0.81}({}_3\bar{r}_t - {}_3\bar{r}_{t-1}) + \underset{(37.9)}{0.80}[E_{t-1}({}_3r_{t+2}) - {}_3r_t] \\ - \underset{(-2.1)}{0.04}(\Delta^{(3)}m_{2t} - \Delta^{(3)}m_{1t} - \overline{\Delta m}) + \underset{(4.7)}{0.09}E_t(\pi_{t+f} - \bar{\pi}) + \underset{(1.9)}{0.10}E_t(q_{t+f} - \bar{q}) + \hat{\varepsilon}_t \quad (7)$$

$\bar{R}^2 = 0.963$, $\overline{SE} = 0.115$ %, Ljung-Box Q-Stat p-value = 0.46 (3 retards), Arch TR² p-value = 0.429 (1 retard) et 0.279 (3 retards), Chow F p-value = 0.112 (1994.06), ADF t = -10.37 (0 retard),

où $\Delta^{(i)}$ désigne l'opérateur différence sur un intervalle de i mois, $E_t(\pi_{t+f})$ et $E_t(q_{t+f})$ le taux d'inflation et le taux de croissance anticipés pour l'année calendaire, $\Delta^{(3)}m_{1t}$ et $\Delta^{(3)}m_{2t}$ les taux de variation des définitions M1 et M2 de la masse monétaire sur les 3 derniers mois, et $\overline{\Delta m}$, $\bar{\pi}$ et \bar{q} les valeurs moyennes de $(\Delta^{(3)}m_{2t} - \Delta^{(3)}m_{1t})$, de $E_t(\pi_{t+f})$ et de $E_t(q_{t+f})$ respectivement.¹⁶

Remarquons que la présence de variables communes dans les termes du membre de droite de l'équation (6) peut induire un biais de colinéarité. En fait, nous avons vérifié qu'un tel biais n'affecte pas les estimateurs de manière significative.¹⁷ Par ailleurs, l'emploi de variables anticipées comme régresseurs peut conduire à des résultats biaisés car ces régresseurs sont entâchés d'erreurs

¹⁵ La non-significativité du MA(2) n'est pas surprenante dans la mesure où dans la relation (7) l'information est révisée entre deux mois successifs tandis que dans les tests d'absence de biais la variation ex-post contient par construction 2/3 d'information commune entre deux mois successifs.

¹⁶ Le fait de centrer les variables macroéconomiques permet de garantir la condition d'égalité entre le taux d'intérêt observé et le taux anticipé en régime d'équilibre dynamique.

de mesure. Ces erreurs impliquent en principe des corrélations non nulles entre le résidu $\hat{\varepsilon}_t$ et les régresseurs en question.¹⁸ Cependant une vérification ex-post nous permet de constater que ces corrélations sont quasi-nulles et de conclure que le biais d'erreurs de mesure n'est pas significatif. Au regard du test ADF, les variables $E_t(\pi_{t+f})$ et $E_t(q_{t+f})$ sont I(1) au seuil de 5%, les variables restantes y compris l'endogène étant toutes I(0). Concernant les résidus $\hat{\varepsilon}_t$, la statistique ADF indique que l'on peut admettre l'hypothèse de stationnarité (la valeur critique de MacKinnon (1991) basée sur les résidus est -4.00 au seuil de 1%). En outre, les hypothèses d'indépendance sérielle (Ljung-Box Q) et d'homoscédasticité (Arch) sont acceptées au seuil de 5%. Le modèle est stable au seuil de 5% au regard du test de Chow distinguant deux sous-périodes de tailles identiques, ce qui suggère une certaine stabilité structurelle des effets de mixage individuel et/ou d'hétérogénéité de groupe. On constate que les trois processus traditionnels sont significatifs. Parmi les variables macroéconomiques testées,¹⁹ le taux d'inflation anticipé, le taux de croissance anticipé et le taux de variation du rapport M2/M1 se sont révélées être les seules variables exerçant une influence significative sur la variation anticipée du taux d'intérêt, les deux premières avec un signe positif et la dernière avec un signe négatif. Ces résultats suggèrent l'existence de comportements fondamentalistes fondés sur les trois effets macroéconomiques traditionnels (Sargent (1969)) : l'« effet-prix » dû aux variations du niveau général du prix des biens et services (comportements « fishériens »), l'« effet-revenu » dû aux variations du revenu réel (comportements « wickselliens ») et l'« effet de liquidité » dû aux variations des encours monétaires (comportements « keynésiens »). Les deux premiers effets peuvent également être interprétés par le fait que les marchés connaissent la règle de Taylor sur laquelle serait fondée la fonction de réaction de la Banque Centrale. Quant à l'« effet de liquidité », il peut être interprété comme suit. L'indicateur $\Delta^{(3)}m_{2t} - \Delta^{(3)}m_{1t}$ traduit les

¹⁷ Si le R^2 de la régression de chaque régresseur sur tous les autres est inférieur ou égal à 0.9 et au R^2 de l'équation (7), on peut conclure que la colinéarité ne biaise pas les estimateurs (Johnston (1963), Kennedy (1965)). Nous avons vérifié que ces conditions sont ici largement satisfaites.

¹⁸ Voir par exemple Davidson et MacKinnon (2004), pp. 312-13.

¹⁹ Il s'agit des valeurs observées et anticipées du taux de variation des prix à la consommation, du taux de variation du PIB en volume, du taux de variation de l'investissement en volume, du solde de la balance courante, du solde budgétaire de l'Etat et du taux de chômage, ainsi que des valeurs observées du taux de variation de M1, du taux de

variations attendues du volume des placements liquides basées sur les variations observées au cours des 3 derniers mois. Une hausse attendue de ce type de placements devant conduire à une baisse de la variation anticipée du taux d'intérêt à court terme, cette dernière dépendra négativement de l'indicateur $\Delta^{(3)}m_{2t} - \Delta^{(3)}m_{1t}$.

Dans l'ensemble, une analyse de la variance (non reproduite ici) a montré que les processus traditionnels extrapolatif, régressif et adaptatif dominant largement les variables macroéconomiques dans la représentation des anticipations de taux.²⁰ Ceci confirme les résultats de la littérature montrant que les taux passés jouent un rôle essentiel dans la représentation des anticipations au sein des modèles de structure de taux.²¹ Ces taux passés constituant une information relativement peu coûteuse, leur influence prépondérante tend à valider l'hypothèse d'anticipations économiquement rationnelles évoquée ci-dessus.

3.3. Relation de structure de taux

D'un point de vue économétrique, la relation (4) pose à la fois un problème de biais résultant d'erreurs de mesure sur les anticipations de taux d'intérêt figurant parmi les variables exogènes et un problème de biais pouvant résulter de la présence du taux d'intérêt à trois mois à gauche et à droite de l'équation avec le même signe. On peut réécrire la relation (4) de manière équivalente en exprimant la variation anticipée du rendement du titre à 6 mois en fonction du spread et de la prime de risque, ce qui conduit à l'équation testable suivante²² :

variation de M2 et de la rentabilité des actions (CAC40). Les séries observées sont extraites de DATASTREAM et les séries anticipées de Consensus Forecasts.

²⁰ Notons que Gennotte and Leland (1990) ont montré, sur la base d'une enquête auprès des opérateurs sur le NYSE portant sur leurs méthodes de prévision, que ces derniers fondent leurs anticipations plus sur les prix du marché que sur les fondamentaux.

²¹ Voir notamment Meiselman (1962), Modigliani et Sutch (1966, 1967), Dobson, Sutch et Vanderford (1976) et Friedman et Roley (1979) pour les États-Unis ; Artus (1987) et Avouyi-Dovi, Boutillier et Topol (1989) pour la France ; Jondeau (1998) pour les USA, la France, l'Allemagne et le Royaume-Uni.

²² En effet l'équation (4) peut s'écrire $E_t(3r_{t+3}) - 3r_t = 2(6r_t - 3r_t) - \varphi \omega_t V_t(3r_{t+3}) - \varphi \text{COV}_t(\pi_{t+3}, 3r_{t+3})$. En retranchant le spread des membres de gauche et de droite, on obtient l'équation théorique $E_t(3r_{t+3}) - 6r_t = (6r_t - 3r_t) - \varphi \omega_t V_t(3r_{t+3}) - \varphi \text{COV}_t(\pi_{t+3}, 3r_{t+3})$ justifiant l'équation économétrique (8).

$$E_t({}_3r_{t+3}) - {}_6r_t = \lambda({}_6r_t - {}_3r_t) - \varphi {}_6\omega_t V_t({}_3r_{t+3}) - \varphi \text{COV}_t(\pi_{t+3}, {}_3r_{t+3}) + \mathcal{G}_t \quad (8)$$

La valeur attendue du coefficient du spread λ est égale à 1, tandis que la valeur maximale de φ est de l'ordre de 10, ce qui traduit une aversion « raisonnable » au risque.²³ Lorsque \mathcal{G}_t est un bruit blanc, la relation (8) traduit une relation d'équilibre fondée sur l'hypothèse d'un ajustement instantané entre le spread, les anticipations et la prime de risque. Cependant, en raison de l'existence de coûts de transaction, l'ajustement effectif peut ne pas se réaliser instantanément (Roley (1981)). Dans ce cas, \mathcal{G}_t sera autocorrélé mais doit être stationnaire pour que la partie déterministe de la relation (8) puisse être regardée comme une « cible » z_t vers laquelle s'ajuste progressivement le marché. La variation anticipée du taux long peut alors être représentée par le modèle à correction d'erreur (MCE) suivant :

$$\begin{aligned} \Delta[E_t({}_3r_{t+3}) - {}_6r_t] &= \mu_1 \Delta z_t + \mu_2 [z_{t-1} - (E_{t-1}({}_3r_{t+2}) - {}_6r_{t-1})] \\ &\quad + \sum_j \delta_j \Delta[E_{t-j}({}_3r_{t+3-j}) - {}_6r_{t-j}] + \sum_i \kappa_i X_{it} + \nu_t \\ z_t &= \lambda({}_6r_t - {}_3r_t) - \varphi {}_6\omega_t V_t({}_3r_{t+3}) - \varphi \text{COV}_t(\pi_{t+3}, {}_3r_{t+3}) \\ \nu_t &= \eta_t + \rho_1 \eta_{t-1} + \rho_2 \eta_{t-2} \end{aligned} \quad (9)$$

où Δ désigne l'opérateur différence première et η_t est un bruit blanc $N(0, \sigma_\eta^2)$. Le processus MA(2) caractérisant la partie stochastique du MCE est destiné à corriger les éventuels biais résultant du chevauchement des données. Les variables X_{it} représentent des variables macroéconomiques observables intervenant dans le processus d'ajustement (voir note 19). On vérifie que lorsque $\mu_1 = \mu_2 = 1$, $\kappa_i = \delta_j = 0 \forall i, j$ et $\rho_1 = \rho_2 = 0$, la relation (9) s'identifie à (8) avec $\eta_t = \nu_t = \mathcal{G}_t$. Par contre, lorsque μ_1 et μ_2 sont strictement compris entre 0 et 1, le marché ne s'ajuste vers la relation

La variable endogène correspond aux cas $\tau = 3$ et $n = 2$ dans l'expression générale de la variation anticipée du titre long à maturité $n\tau$ qui s'écrit $E_t[{}_{(n-1)\tau}r_{t+\tau}] - n\tau r_t$.

d'arbitrage (8) que progressivement. La variable ${}_6\omega_t$ n'étant pas observable, nous supposons qu'elle suit un processus AR(1), soit

$${}_6\omega_t = \gamma_0 + \gamma_1 {}_6\omega_{t-1} + u_t, \quad 0 \leq {}_6\omega_t \leq 1 \quad (10)$$

où u_t est un bruit blanc $N(0, \sigma_u^2)$ supposé indépendant de η_t . Dans le modèle à composante non-observable représenté par (9) et (10), la première équation définit l'équation de mesure et la seconde l'équation d'état, l'ensemble pouvant être estimé par la méthode du filtre de Kalman. Cette approche économétrique en une étape présente l'avantage d'estimer simultanément les paramètres du modèle de structure de taux et ceux du modèle à correction d'erreur. A l'issue de l'estimation, nous vérifierons la pertinence de la cible en analysant la stationnarité de la force de rappel. Les premières estimations ont montré que les valeurs estimées des paramètres ρ_1 et ρ_2 du processus MA(2) caractérisant les résidus se sont révélées systématiquement non significativement différentes de zéro (il en résulte donc que $\hat{v}_t = \hat{\eta}_t$), suggérant ainsi l'absence d'un biais significatif résultant du chevauchement des données. C'est pourquoi l'estimation économétrique sera réalisée sur le modèle sans MA(2). L'Annexe B présente la forme espace-état correspondant à ce modèle et les équations récurrentes du filtre de Kalman.

La relation (9) pose la question de la mesure de $V_t({}_3r_{t+3})$ et $\text{cov}_t(\pi_{t+3}, {}_3r_{t+3})$. Pour évaluer la covariance, les taux futurs ${}_3r_{t+3}$ et π_{t+3} étant naturellement inconnus en t , nous avons supposé que les agents prennent leurs décisions sur la base de l'idée qu'ils s'en font à l'instant t , à savoir $E_t({}_3r_{t+3})$ et $E_t(\pi_{t+f})$, où l'indice f indique la fin de l'année en cours (CF ne fournit pas le taux d'inflation anticipé à 3 mois).²⁴ La longueur de la période précédant le mois de l'enquête et sur laquelle est calculée de la covariance entre les valeurs anticipées du taux court et de l'inflation a été

²³ Voir Mehra et Prescott (1985), Lucas (1994).

²⁴ Remarquons que l'existence d'actifs ayant une maturité supérieure à 6 mois modifie l'expression de la prime de risque dans (4). Dans ce cas, il faut ajouter la somme pondérée (par les parts d'actifs) des covariances entre la rentabilité de l'actif à 6 mois et la rentabilité de tout actif ayant une maturité supérieure à 6 mois. Nous avons représenté cette somme au moyen d'une variable d'état AR(1). Après avoir augmenté l'équation (9) de cette composante non

déterminée par balayage de manière à minimiser la variance du résidu \hat{v}_t dans l'équation (9). La longueur optimale trouvée est de 3 mois, ce qui montre une symétrie entre la référence au passé et l'horizon futur considéré. De même, nous avons retenu comme proxy de $V_t({}_3r_{t+3})$ la variance en t du taux à terme de 3 mois de l'actif à 3 mois, ce taux étant égal à ${}_2{}_6r_t - {}_3r_t$. Les taux d'intérêt étant observés quotidiennement, nous pouvons ainsi estimer une volatilité proche de l'instant t , ce qui n'aurait pas été possible si l'on avait utilisé le taux anticipé (observable mensuellement) au lieu du taux à terme. La longueur optimale trouvée est de 7 jours. Cette asymétrie dans les durées sous-jacentes au calcul de la variance et de la covariance est intuitive dans la mesure où, en observant quotidiennement le taux d'intérêt, les répondants perçoivent une volatilité « du moment », ce qui n'est naturellement pas possible dans le cas de la covariance puisque l'inflation n'est observée que mensuellement. Puisque la covariance est calculée à partir des anticipations de taux d'intérêt et de taux d'inflation, sa nature ex-ante est bien respectée, et il en va de même pour la variance du taux court calculée à partir du taux à terme implicite.

Enfin, nous distinguons deux approches pour représenter les anticipations du taux à trois mois intervenant dans le membre de gauche de l'équation (9). La première consiste à utiliser directement les anticipations révélées par les enquêtes de CF (modèle A à anticipations exogènes). La seconde se propose d'endogénéiser l'opinion des experts en déduisant de (7) les valeurs calculées du taux anticipé à 3 mois $\hat{E}_t({}_3r_{t+3})$ et en les reportant dans tous les termes de la relation (9) faisant intervenir cette variable (modèle B à anticipations endogènes). Nous testons ainsi l'hypothèse jointe du processus anticipatif retenu et du modèle de structure de taux. Cette démarche en deux étapes est justifiée par l'absence constatée de corrélation significative entre le résidu $\hat{\varepsilon}_t$ du processus anticipatif (7) et le résidu \hat{v}_t issu de l'estimation de la relation de structure de taux (9) avec anticipations exogènes. Concernant l'équation d'état (10), la valeur initiale de la part d'actifs ${}_6\omega_t$ a été déterminée par balayage sur l'intervalle $[0,1]$ de manière à minimiser les critères

observable, l'estimation de l'équation de mesure a conduit à la non-significativité du processus AR(1). Il semble donc que le modèle à 2 actifs fournisse une approximation acceptable pour modéliser la prime de risque de l'actif à 6 mois.

d'information d'Akaike, de Schwarz et de Hannan et Quinn. Les premiers calculs ont montré que la valeur estimée de γ_0 est non significativement différente de 0. Deux retards de la variable endogène se sont révélés significatifs dans le MCE à anticipations endogènes, tandis que celui à anticipations exogènes n'en comportait qu'un seul. Seule la variation du taux de croissance de la production industrielle (notée Δq_t) est apparue significative parmi les variables macroéconomiques envisagées.

< Insérer Tableau 2 >

Il ressort de ces résultats que le modèle est globalement validé dans ses deux versions A et B concernant la représentation des anticipations (Tableau 2). Concernant le modèle A, le coefficient du spread λ reste non significativement différent de l'unité et le coefficient d'aversion au risque φ prend une valeur acceptable puisque des valeurs voisines de 10 sont comprises dans l'intervalle de confiance à 1%. Les coefficients μ_1 et μ_2 du MCE sont significatifs et largement inférieurs à 1, montrant ainsi l'existence d'un processus d'ajustement progressif. Le coefficient κ_1 indique une influence négative de la variation du taux de croissance de la production industrielle, ce qui semble compatible avec les nombreux résultats de la littérature montrant le fait stylisé suivant lequel le spread de taux contient de l'information sur la croissance future de la production.²⁵ Le modèle B conduit à des résultats relativement proches, validant ainsi l'hypothèse jointe du processus anticipatif et du modèle de structure de taux. Une exception tient cependant à la valeur estimée du coefficient d'aversion au risque qui dépasse largement 10, ce qui semble excessif. Néanmoins, l'intervalle de confiance joint des paramètres λ et φ (Figure 1) montre que le point correspondant aux valeurs attendues $\lambda = 1$ et $\varphi = 10$ sont admissibles au seuil de 1%.

²⁵ En effet, si le spread précède le taux de croissance de la production d'une durée θ , et si les grandeurs connaissent des fluctuations de période T , alors la variation du taux de croissance précèdera de $T/4$ le taux de croissance lui-même. Si $\theta = T/4$, alors le spread et la variation du taux de croissance seront en phase. C'est précisément ce que nous trouvons : en exprimant le spread en fonction des autres variables du modèle, la variation du taux de croissance de la production et le spread sont liés positivement sans décalage temporel.

Dans ce travail, nous nous intéressons à une interprétation structurelle (et non prédictive) du modèle. Pour cette raison, les valeurs des variables d'état et de mesure ainsi que les résidus associés sont à tout instant calculées en tenant compte de l'ensemble de l'échantillon (*smoothed inference*) et non seulement en fonction des seules données passées (Harvey (1992), Hamilton (1994)). Désormais les notations \hat{v}_t et \hat{u}_t seront utilisées pour désigner respectivement les résidus *lissés standardisés* des équations de mesure et d'état.

Nous examinons maintenant les propriétés statistiques de \hat{v}_t et \hat{u}_t . Les tests de diagnostic auxquels nous nous référons sont présentés dans l'Annexe C. Harvey et Koopman (1992) montrent que les résidus de la composante non-observable (la variable d'état) sont autocorrélés même si le modèle est bien spécifié. Afin de vérifier les propriétés des résidus des équations de mesure et d'état, ils proposent un test de normalité (N) et un test d'excès de kurtosis (K) corrigés de ce biais d'autocorrélation. Les auteurs suggèrent ces deux statistiques pour tester la présence d'observations aberrantes ou de changement structurel dans une série représentée au moyen d'un modèle structurel basique. Nous implémentons ces tests de normalité et de kurtosis aux résidus des équations de mesure et d'état pour examiner si les hypothèses sous-jacentes à la méthodologie du filtre de Kalman relatives à leur distribution et à leur indépendance (voir Annexe B) sont bien vérifiées. Au regard des valeurs de N et de K , on accepte fortement les hypothèses nulles de normalité et d'absence de kurtosis pour les deux résidus et pour les deux modèles A et B (Tableau 2). L'hypothèse de corrélation nulle entre \hat{v}_t et \hat{u}_t est également vérifiée puisque cette corrélation est égale à 0.06 pour le modèle à anticipations exogènes et 0.07 pour celui à anticipations endogène. L'hypothèse d'une distribution multivariée Gaussienne sous-jacente à la méthode du maximum de vraisemblance est donc validée par nos données. Nous avons aussi appliqué le test Q de Ljung-Box adapté par Harvey (1992) basé sur les 5 premières autocorrélations (Q^*) pour tester l'hypothèse nulle d'autocorrélation des résidus de l'équation de mesure: aucune autocorrélation significative n'a été décelée par le test pour aucun des modèles A et B. Ce résultat indique que les résidus de l'équation de mesure ne sont pas affectés par l'autocorrélation caractérisant les résidus de l'équation

d'état. Enfin, nous avons testé l'hétéroscédasticité des \hat{v}_t en utilisant la procédure de test proposée par Harvey (1992); il ressort de la valeur de la statistique hH que l'hypothèse nulle d'homoscédasticité n'est rejetée pour aucun des modèles A et B. L'ensemble de ces résultats confèrent aux résidus \hat{v}_t les bonnes propriétés statistiques attendues, que les anticipations soient exogènes ou endogènes. On se limitera désormais à discuter en détail les résultats du modèle à anticipations endogènes (modèle B) qui a un pouvoir explicatif plus large.

La Figure 2 représente l'évolution de la variable d'état ${}_6\omega_t$ estimée par le filtre de Kalman. On constate que les valeurs estimées de ${}_6\omega_t$ au cours de la période sont bien comprises dans l'intervalle théorique $[0,1]$ à l'exception de la période novembre 1997 - mai 1998 où ${}_6\omega_t$ prend des valeurs faiblement négatives. Cependant, des valeurs positives restent plausibles sur cette période compte tenu de l'intervalle de confiance à 5%. La tendance générale à la baisse de ${}_6\omega_t$ sur l'ensemble de la période peut être rapprochée de la diminution observée du taux d'inflation anticipé (CF) sur cette même période (le coefficient de corrélation entre les deux variables s'élève à 0.78) : la part de l'actif long dans le portefeuille est d'autant moins importante que l'inflation attendue est faible, ce qui confirme un résultat fréquent de la littérature.

Afin de vérifier la pertinence de la cible du MCE (9), nous avons analysé la stationnarité de l'écart à la cible $\hat{z}_t - (\hat{E}_t({}_3r_{t+3}) - {}_6r_t) = -\hat{v}_t$. En fait, comme le montre le Tableau 3, cette stationnarité est acquise du fait que tant la variable endogène $\hat{E}_t({}_3r_{t+3}) - {}_6r_t$ que les déterminants ${}_6r_t - {}_3r_t$, ${}_6\hat{\omega}_t V_t({}_3r_{t+3})$ et $\text{cov}_t(\pi_{t+3}, {}_3r_{t+3})$ de la cible sont des grandeurs stationnaires au seuil de 1%. On peut donc admettre que le modèle de portefeuille fournit une cible acceptable. La Figure 3 représente la variation anticipée du titre long $\hat{E}_t({}_3r_{t+3}) - {}_6r_t$ et ses valeurs calculées issues de l'équation de mesure (9).²⁶ Dans l'ensemble, les principaux mouvements sont représentés d'une manière acceptable par le modèle.

²⁶ Ces valeurs sont déterminées en ajoutant $\hat{E}_{t-1}({}_3r_{t+2}) - {}_6r_{t-1}$ aux valeurs calculées de $\Delta[\hat{E}_t({}_3r_{t+3}) - {}_6r_t]$ d'après (9).

Au total, les résultats du modèle à anticipations endogènes confirment l'hypothèse jointe selon laquelle les agents forment leurs anticipations de taux conformément au processus décrit par la relation (7) tout en prenant leurs décisions sur le marché en fonction d'une cible donnée par le modèle de choix de portefeuille. Les facteurs macroéconomiques influencent la structure des taux d'intérêt à la fois via les anticipations de taux et via la dynamique d'ajustement de court terme. Il en résulte notamment que la Banque Centrale peut, par des effets d'annonce sur la politique monétaire, infléchir les anticipations d'inflation des agents et modifier ainsi la structure des taux. Enfin, remarquons que la période étudiée est riche en chocs structurels comme la réunification allemande et la crise du SME. Les résultats obtenus montrent que, s'ils ont pu affecter les taux en général, ces chocs ne semblent pas avoir eu une incidence significative sur la structure de taux pour des horizons allant jusqu'à 6 mois.

3. Conclusion

En exploitant les anticipations de taux sur le marché de l'Eurofranc révélées par les enquêtes de Consensus Forecasts auprès d'experts, nous rejetons dans une première étape l'hypothèse d'anticipations rationnelles, ce résultat pouvant s'interpréter comme une conséquence de l'existence de coûts d'information. Nous trouvons que le modèle anticipatif décrivant les anticipations de taux combine les processus traditionnels de la littérature (extrapolatif, adaptatif et régressif) et des anticipations de type macroéconomique (inflation, revenu réel, monnaie). Dans une seconde étape, un modèle de structure de taux fondé sur la théorie du choix de portefeuille et intégrant ce processus anticipatif a été estimé sous la forme d'une représentation espace-état permettant d'évaluer la part non-observable du titre long dans le portefeuille. Ce modèle relie ainsi les anticipations de taux, le spread et la prime de risque. Les valeurs estimées des coefficients du spread et d'aversion au risque sont conformes à leurs valeurs théoriques. Les facteurs théoriques de la prime de risque, à savoir la volatilité du taux court et la covariance entre ce dernier et l'inflation, ont pu être validés par

l'analyse économétrique. Toutefois, il ressort que le marché ne s'ajuste que progressivement sur la valeur d'équilibre définie par le modèle de choix de portefeuille, ce phénomène pouvant être attribué à l'existence de coûts de transaction.

Dans l'ensemble, ces résultats montrent qu'il y a compatibilité entre le modèle de structure de taux et les anticipations des experts, suggérant ainsi que celles-ci constituent une approximation acceptable des anticipations du marché. Bien que les investisseurs se coordonnent sur le marché avec des anticipations non-rationnelles, ils effectuent néanmoins des choix intertemporels conformes à la rationalité sous-jacente au modèle de portefeuille.

Annexe A : Expression de la prime de risque ex-ante

Le cours du titre à $n\tau$ périodes est par définition égal à la valeur actualisée des recettes futures, soit²⁷

$${}_{n\tau}C_t = \frac{F}{e^{n\tau r_t}} \quad (A1)$$

où F représente la valeur nominale (connue en t) qui sera payée à l'échéance (intérêts composés et remboursement). L'espérance de rentabilité espérée du titre long entre t et $t+\tau$ a donc pour expression:²⁸

$$E_t[{}_{n\tau}h_{t,t+\tau}] = E_t\left[\ln \frac{{}_{(n-1)\tau}C_{t+\tau}}{{}_{n\tau}C_t}\right] \quad (A2)$$

où \ln est le logarithme népérien et E_t l'opérateur d'espérance conditionnelle. En reportant (A1) dans (A2) et en divisant par τ , on obtient l'expression en base mensuelle de la rentabilité espérée du titre long, soit

$$\frac{1}{\tau} E_t[{}_{n\tau}h_{t,t+\tau}] = n r_t - (n-1) E_t[{}_{(n-1)\tau}r_{t+\tau}] \quad (A3)$$

²⁷ Les taux sont exprimés ici sur la base d'un mois, en valeur décimale (et non en %).

On en déduit l'expression générale de la prime de risque pour un actif ayant une durée de $n\tau$ périodes:²⁹

$${}_{n\tau}\phi_t = \frac{1}{\tau} E_t[{}_{n\tau}h_{t,t+\tau}] - {}_{\tau}r_t = n {}_{n\tau}r_t - (n-1)E_t[{}_{(n-1)\tau}r_{t+\tau}] - {}_{\tau}r_t \quad (\text{A4})$$

ce qui conduit à la relation (1).

Annexe B : Modèle espace-état et équations du filtre de Kalman

Afin de simplifier les écritures, posons $\Phi_t = E_t({}_3r_{t+3}) - {}_6r_t$, $V_t = V_t({}_3r_{t+3})$ et $\text{cov}_t = \text{cov}_t(\pi_{t+3,3}r_{t+3})$. Le système formé par les équations (9) et (10) peut se mettre sous la forme espace-état suivant (voir Hamilton (1994), p.399 et suivantes ; Harvey (1992), ch.3):

$$y_t = F_t' \alpha_t + g_t + v_t \quad t = 1, \dots, T \quad (\text{B1})$$

$$\alpha_t = M\alpha_{t-1} + \gamma + R\xi_t \quad t = 1, \dots, T \quad (\text{B2})$$

où

$$\alpha_t = \begin{bmatrix} {}_6\omega_t \\ {}_6\omega_{t-1} \end{bmatrix}, F_t = \begin{bmatrix} -\mu_1\phi V_t \\ \phi(\mu_1 - \mu_2)V_{t-1} \end{bmatrix}, \gamma = \begin{bmatrix} \gamma_0 \\ \gamma_0 \end{bmatrix}, \xi_t = \begin{bmatrix} u_t \\ u_{t-1} \end{bmatrix}, y_t = \Delta\Phi_t, M = \gamma_1 I_{(2,2)}, R = I_{(2,2)},$$

$$g_t = \mu_1\lambda({}_6r_t - {}_3r_t) - \lambda(\mu_1 - \mu_2)({}_6r_{t-1} - {}_3r_{t-1}) - \mu_1\phi \text{cov}_t + \phi(\mu_1 - \mu_2)\text{cov}_{t-1} - \mu_2\Phi_{t-1} + \delta y_{t-1} + \kappa\Delta q_t.$$

α_t est un vecteur de composantes non-observables variables dans le temps, de valeur initiale α_0 ayant comme moyenne a_0 et comme matrice de covariance P_0 . F_t et g_t sont des vecteurs contenant des paramètres fixes et inconnus. v_t et ξ_t sont des perturbations telles que $E(v_t) = 0$, $V(v_t) = \sigma_v^2$ et $E(\xi_t) = 0$, $V(\xi_t) = Q = \sigma_u^2 I_{(2,2)}$ et supposées non-autocorrélées. Elles sont également non-corrélées mutuellement, soit $E(v_t, \xi_{t'}) = 0 \quad \forall t, t'^{30}$, et aussi non-corrélées avec α_0 .

²⁸ Remarquons que le titre à $n\tau$ périodes en t devient un titre à $(n-1)\tau$ périodes en $t + \tau$.

²⁹ Un point important est celui de l'horizon de placement de l'investisseur. La relation (A4) ne traduit une prime exigée (positive) que si l'horizon désiré de placement du prêteur est de τ mois (le prix du titre long en $t + \tau$ étant incertain en t , le prêteur encourt un risque de perte en capital), les emprunteurs désirant quant à eux une disponibilité des fonds sur $n\tau$ périodes (c'est pourquoi ils émettent des titres ayant une maturité égale à $n\tau$). Par contre, si l'horizon désiré est non pas d'une période, mais de $n\tau$ périodes, il est clair que le taux ${}_{n\tau}r_t$ représente alors le taux sans risque du prêteur : investir dans le titre à une période devient une opération risquée, puisque le prix de ce titre en $t + \tau$ reste inconnu en t (en achetant le titre à τ mois, le prêteur encourt donc un risque de réinvestissement de son capital).

³⁰ $E(v_t, \xi_{t'})$ peut être égale à une matrice à valeurs non-nulles si $t=t'$ et zéro sinon, c'est-à-dire les résidus peuvent être mutuellement corrélés. Dans ce cas les équations de prévision (B3) et (B4) restent inchangées mais les équations d'actualisation (B5) et (B6) doivent être modifiées suivant Harvey (1992, sous-ch. 3.2.4).

Le modèle retenu admet $\gamma_0 = 0$. Soit $\hat{\alpha}_{t/t}$ l'estimateur optimal (ou la mise à jour, v. infra) de α_t basé sur toute l'information disponible jusqu'à t , notée Ω_t . Soit $P_{t/t} = E[(\alpha_t - \hat{\alpha}_{t/t})(\alpha_t - \hat{\alpha}_{t/t})']$ la matrice de variance-covariance de l'erreur d'estimation. Le prédicteur optimal de α_{t+1} conditionnel à Ω_t est donné par :

$$\hat{\alpha}_{t+1/t} = M\hat{\alpha}_{t/t} \quad (\text{B3})$$

et on montre que la matrice de variance-covariance de l'erreur de prévision, $P_{t+1/t} = E[(\alpha_{t+1} - \hat{\alpha}_{t+1/t})(\alpha_{t+1} - \hat{\alpha}_{t+1/t})']$, peut se mettre sous la forme :

$$P_{t+1/t} = MP_{t/t}M' + Q \quad (\text{B4})$$

Les relations (B3) et (B4) constituent les *équations de prévision* du filtre de Kalman. En déduisant de (B1) l'expression de la prévision de y_t , on montre que l'erreur de prévision de y_t a pour variance $h_t = E[(y_t - \hat{y}_{t/t})(y_t - \hat{y}_{t/t})'] = F_t' P_{t/t-1} F_t + \sigma_v^2$. La projection linéaire de α_t sur Ω_t conduit aux *équations de mise à jour* suivantes :

$$\hat{\alpha}_{t,t} = \hat{\alpha}_{t/t-1} + K_t(y_t - F_t' \hat{\alpha}_{t/t-1} - g_t) \quad (\text{B5})$$

$$P_{t,t} = P_{t/t-1} - K_t F_t' P_{t/t-1} \quad (\text{B6})$$

où $K_t = P_{t/t-1} F_t' / h_t$ est un terme correctif, appelé le gain du filtre de Kalman, appliqué dans (B5) à l'erreur de prévision de y_t et dans (B6) à la covariance entre l'erreur de prévision de y_t et celle de α_t , soit $F_t' P_{t/t-1} = E[(y_t - \hat{y}_{t/t-1})(\alpha_t - \hat{\alpha}_{t/t-1})']$. Si v_t , ξ_t et α_0 suivent des distributions gaussiennes, alors y_t est $N(F_t' \hat{\alpha}_{t/t-1} + g_t, h_t)$. Les paramètres contenus dans les équations (B1) et (B2) sont alors estimés par la maximisation de la fonction de log-vraisemblance $L = \sum_{t=1}^T \log f(y_t)$,

où $f(y_t) = (2\pi h_t)^{-1/2} \exp\left(-\frac{1}{2}(y_t - F_t' \hat{\alpha}_{t/t-1} - g_t)^2 / h_t\right)$ est la fonction de densité de y_t .

Annexe C : Tests de diagnostic sur les résidus lissés standardisés

Nous décrivons les tests de normalité et d'excès de kurtosis proposés par Harvey et Koopman (1992) ainsi que le test d'autocorrélation et d'hétéroscédasticité de Harvey (1992). Nous appliquons les deux premiers aux résidus lissés standardisés des équations de mesure et d'état et les deux derniers à ceux de l'équation de mesure. Notons de façon générique par $\hat{\psi}_t$ les résidus lissés standardisés, et par γ_θ l'autocorrélation de $\hat{\psi}_t$ au retard $\theta = 1, \dots, p$. Nous retenons $p = \ln(T) \approx 5$ (Harvey (1992), p.259).

Tests de normalité et d'excès de kurtosis. Soit $m_\mu = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (\hat{\psi}_t - \bar{\hat{\psi}})^\mu$ le moment d'ordre μ de $\hat{\psi}_t$,

où $\bar{\hat{\psi}}$ représente sa moyenne sur l'échantillon. Les coefficients de kurtosis et de symétrie sont respectivement donnés par $k = m_4 / m_2^2$ et $s = m_3 / m_2^{3/2}$. Partant de la statistique du test de

normalité de Bowman-Shenton (1975), Harvey et Koopman (1992) proposent les statistiques d'excès de kurtosis $K = (k - 3) / \sqrt{24\rho_4 / T}$ et de normalité $N = Ts^2 / (6\rho_3) + K^2$, où $\rho_x = \sum_{\theta=1}^p \gamma_\theta^x$

($x=3,4$) permet de corriger du biais d'autocorrélation. Sous l'hypothèse nulle de normalité des $\hat{\psi}_t$, les distributions asymptotiques de K et N sont respectivement $N(0,1)$ et $\chi^2(2)$ (les valeurs critiques asymptotiques aux seuils de 10%, 5% et 1% sont respectivement 1.28, 1.64 et 2.33 pour un test asymétrique $N(0,1)$ et 4.61, 5.99 et 9.21 pour un $\chi^2(2)$).

Test d'autocorrélation et d'hétéroscédasticité. Suivant Harvey (1992), l'hypothèse nulle d'absence d'autocorrélation dans les résidus peut être testée au moyen de la statistique Q de Ljung-Box

modifiée $Q^* = T^* (T^* + 2) \sum_{\theta=1}^p \gamma_\theta^2 / (T^* - \theta)$, où $T^* = T - d$ (d est le nombre de composantes non-

stationnaires distinctes dans le vecteur d'état, soit ici 1, voir l'équation B2 de l'Annexe B et Figure 2). Sous l'hypothèse nulle, Q suit une $\chi^2(q)$ où $q = p - n = 8$, $n=2$ désignant le nombre

d'hyperparamètres à estimer (les valeurs critiques asymptotiques aux seuils de 10%, 5% et 1% d'une $\chi^2(8)$ sont respectivement 13.36, 15.51 et 20.1). L'auteur propose aussi un test

d'hétéroscédasticité fondé sur le rapport des sommes des carrés des résidus

$H(h) = \sum_{t=T-h+1}^T \hat{\psi}_t^2 / \sum_{t=d+1}^{d+1+h} \hat{\psi}_t^2$, où h est l'entier le plus proche de $T^* / 3$, égal à 33 pour notre échantillon.

La distribution asymptotique de la statistique $hH(h)$ est $\chi^2(h)$ (les valeurs critiques asymptotiques pour un $\chi^2(33)$ étant 28.4, 31.4 et 37.6 aux seuils respectifs de 10%, 5% et 1%).

REFERENCES

- Artus P.** (1987), « Structure par terme des taux d'intérêt : théorie et estimation dans le cas français », *Cahiers Economiques et Monétaires*, Banque de France, n°27.
- Artus P.** (1990), « Primes de risque et taux d'intérêt », *Economie et Statistiques*, N°236, Octobre, 25-36
- Avouyi-Dovi S., M. Boutillier et R. Topol** (1989), « Du peu de pertinence des anticipations sur le taux d'intérêt à court terme: retour sur la théorie de l'habitat préféré », *Economies et Sociétés*, Série MO, n°4-5.
- Bowman K.O. et L.R. Shenton** (1975), « Omnibus test contours for departures from normality based on $\sqrt{b_1}$ and $\sqrt{b_2}$ », *Biometrika*, 62, 243-50.
- Colletaz G.** (1986), « Prévisions explicites de taux d'intérêt en France, : une étude empirique sur la période 1981-1985 », *Finance*, 7(2), Décembre.
- Davidson R. et J.G. MacKinnon** (2004), « Econometric theory and methods », Oxford University Press, New York, Oxford.
- Dobson S.W., R.C. Sutch et D.E. Vanderford** (1976), « An evaluation of alternative empirical models of the term structure of interest rates », *The Journal of Finance*, 31, Septembre, 1035-65.
- Feige E.L. et D.K. Pearce** (1976), « Economically rational expectations : are innovations in the rate of inflation independant of innovations in measures of monetary and fiscal policy? », *Journal of Political Economy*, 84(3), 499-522.
- Fisher I.** (1896), *Appreciation and Interest*, Macmillan Company, New-York.
- Friedman B.M. et V. Roley** (1979), « Investor's portfolio behavior under alternative models of long term interest rate expectations : unitary, rational or autoregressive », *Econometrica*, 47, Novembre, 1475-97.
- Froot K.A.** (1989), « New hope for the expectations hypothesis of the term structure of interest rates », *Journal of Finance*, 44, 283-305.
- Gennotte G. et H. Leland** (1990), « Market liquidity, hedging and crashes », *The American Economic Review*, Décembre.
- 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), 305-21.
- Hamilton J.D.** (1994), *Time series analysis*, Princeton University Press, Princeton, New Jersey.
- Harvey A.C.** (1992), *Forecasting, structural time series models and the Kalman filter*, Cambridge University Press, Cambridge.
- Harvey A. C. et S. J. Koopman** (1992), "Diagnostic checking of unobserved-components time series models", *Journal of Business & Economic Statistics*, 10(4), Octobre, 377-89

- Hicks J.** (1939), *Value and capital*, Oxford, Clarendon Press.
- Johnston J.** (1963), *Econometric Methods*, McGraw-Hill, Tokyo
- Jondeau E.** (1998), « Représentation VAR et test de la théorie des anticipations de la structure par terme », *Journal de la Société de Statistique de Paris*, 139(1), 49-71.
- Kane E.J. et B.G. Malkiel** (1967), « The term structure of interest rates: an analysis of a survey of interest rate expectations », *Review of Economics and Statistics*, 49, 343-55.
- Kennedy P.** (1985), *A guide to econometrics*, Basil Blackwell, Southampton, UK
- Lucas D.** (1994), « Asset pricing with undiversifiable risk and short sales constraints : deepening the equity premium puzzle », *Journal of Monetary Economics*, 34(3), 325-42.
- Lutz F.A.** (1940), « The structure of interest rates », *Quarterly Journal of Economics*, 55, 36-63.
- MacDonald R.** (2000), « Expectations formation and risk in three financial markets : surveying what surveys says », Chap. 9 in : François Gardes et Georges Prat (Eds), *Price Expectations in Goods and Financial Markets : New Developments in Theory and Empirical Research*, Edward-Elgar, Cheltenham, UK.
- MacDonald R. et P. Macmillan** (1994), « On the expectations view of the term structure, term premia and survey-based expectations », *Economic Journal*, 104, 1070-86.
- MacKinnon J.G.** (1991), “Critical values for cointegration tests”, in R.F. Engle and W.J. Granger (Eds): *Long run economic relationships*, Oxford University Press, 267-76.
- Malkiel B.G.** (1966), *The term structure of interest rates, expectations and the behavior patterns*, Princeton University Press, Princeton.
- Masera R.** (1972), *The term structure of interest rates*, Oxford, Clarendon Press.
- Mehra R. et E.C. Prescott** (1985), « The equity premium : a puzzle », *Journal of Monetary Economics*, 15, 145-61.
- Meiselman D.** (1962), *The term structure of interest rates*, Englewood Cliffs (N.J.), Prentice Hall.
- Modigliani F. et R. Sutch** (1966), « Innovations in interest rate policy », *American Economic Review*, 56, Mai, 178-97.
- Modigliani F. et R. Sutch** (1967), « Debt management, and the term structure of interest rates : an empirical analysis of recent experience », *Journal of Political Economy*, 75, Août, 569-89.
- Prat G. et R. Uctum** (2000), « The evidence of a mixed expectation generating process in the foreign exchange market », Chap. 11 in : François Gardes et Georges Prat (Eds), *Price Expectations in Goods and Financial Markets : New Developments in Theory and Empirical Research*, Edward-Elgar, Cheltenham, UK.
- Roley V.V.** (1981), « The determinants of the treasury security yield curve », *Journal of Finance*, 36, 1103-26.
- Roll R.** (1971), « Investment diversification and bond maturity », *Journal of Finance*, 26, 51-66.

Sargent T.J. (1969), « Commodity price expectations and the interest rate », *Quarterly Journal of Economics*, 83(1), pp. 127-40.

Shiller R.J. (1990), « The term structure of interest rates », in : Eds B.M.Friedman et F.H. Hahn, *Handbook of monetary economics*, Vol.1, Chap.13, North-Holland, New-York, 627-722.

Tableau 1. Tests d'absence de biais

	a	b	λ_1	λ_2	Test de Wald pour (a=1, b=0)	\bar{R}^2	DW	N
chevauchement avec correction	0.43 (11.1)	-0.31 (-5.1)	0.78 (8.3)	0.25 (2.6)	F(2,101)=115 p=0.00	0.727	1.83	105
chevauchement sans correction	0.41 (9.7)	-0.32 (-7.5)			F(2,103)=109.67 p=0.00	0.473	0.48	105
absence de chevauchement	0.37 (4.5)	-0.37 (-4.9)			F(2,34)=35.52 p=0.00	0.359	0.62	36

Notes. Les résultats correspondent à l'équation (5). L'absence de chevauchement correspond à des données espacées de 3 mois. Les valeurs entre parenthèses représentent les t de Student. Test de Wald : les valeurs critiques asymptotiques pour la statistique F sont respectivement 4.82, 4.82 et 5.29 pour (2,101), (2,103) et (2,34) degrés de liberté au seuil de significativité de 1%.

Tableau 2 : Estimation de la relation de structure de taux par le filtre de Kalman

	Modèle avec anticipations exogènes (modèle A)	Modèle avec anticipations endogènes (modèle B)
	Variable dépendante : $\Delta[E_t({}_3r_{t+3}) - {}_6r_t]$	Variable dépendante : $\Delta[\hat{E}_t({}_3r_{t+3}) - {}_6r_t]$
<i>Equation de mesure (9)</i>		
λ	1.22 (0.21)	0.99 (0.19)
φ	12.94 (4.71)	25.83 (6.25)
μ_1	0.52 (0.08)	0.40 (0.07)
μ_2	0.23 (0.06)	0.32 (0.08)
δ_1	-0.22 (0.07)	-0.19 (0.07)
δ_2		-0.29 (0.08)
κ_1	-0.013 (0.003)	-0.013 (0.004)
c_1	-3.23 (0.18)	-3.32 (0.17)
N	7.07	2.53
K	1.3	0.58
Q^*	11.89	9.25
hH	26.91	21.18
<i>Equation d'état (10)</i>		
γ_1	0.79 (0.36)	0.97 (0.04)
c_2	-5.30 (3.06)	-5.94 (2.01)
N	8.64	3.38
K	1.07	-1.72
AIC	-0.121	-0.120
SC	0.112	0.139
HQC	-0.026	-0.015

Notes. Les estimations ont été réalisées sur la période 1990:05-1998:10 avec la méthode du maximum de vraisemblance (v. Annexe B). Les variances de \hat{v}_t et de \hat{u}_t ont été estimées respectivement sous la forme $\exp(c_1)$ et $\exp(c_2)$, garantissant leur positivité quels que soient les signes des paramètres estimés \hat{c}_1 et \hat{c}_2 . Les valeurs entre parenthèses représentent les écarts-types d'estimation des paramètres ; les p-values (non reportées) indiquent que ces derniers sont tous significatifs à 5% sauf \hat{c}_2 qui est significatif à 10% dans le modèle à anticipations exogènes. N , K , Q^* et hH sont respectivement les statistiques de normalité et d'excès de kurtosis corrigés de l'autocorrélation (Harvey et Koopman, 1992) et les statistiques d'autocorrélation de Ljung-Box modifié et d'hétéroscédasticité (Harvey, 1992) (v. Annexe C pour la description de ces statistiques et pour les valeurs critiques asymptotiques associées). AIC, SC et HQC désignent respectivement les critères d'information d'Akaike, de Schwarz et de Hannan et Quinn. Le coefficient κ_1 traduit l'influence de la variation du taux de croissance de la production industrielle. Les estimations présentées ont été effectuées sans la constante γ_0 de l'équation d'état, cette constante s'étant révélée non significative. $\hat{E}_t({}_3r_{t+3})$ est obtenu en ajoutant ${}_3r_t$ à l'espérance mathématique du membre de droite de l'équation (7).

Tableau 3 : Stationnarité de la force de rappel dans le modèle de structure de taux avec anticipations endogènes

Variabes	ADF	Retard
$\hat{E}_t(3r_{t+3}) - 6r_t$	-4.97	0
$6r_t - 3r_t$	-4.28	0
$6\hat{\omega}_t V_t(3r_{t+3})$	-3.74	1
$\text{cov}_t(\pi_{t+3}, 3r_{t+3})$	-8.45	0

Notes. $\hat{E}_t(3r_{t+3})$ et $6\hat{\omega}_t V_t(3r_{t+3})$ sont respectivement estimés suivant le processus anticipatif (7) et dans le cadre du modèle à composante inobservable (9)-(10). La valeur critique du t(ADF) est de -2.89 au seuil de 5% et -3.50 au seuil de 1%.

Figure 1. Intervalle de confiance joint pour les coefficients de structure de taux et d'aversion au risque (anticipations endogènes)

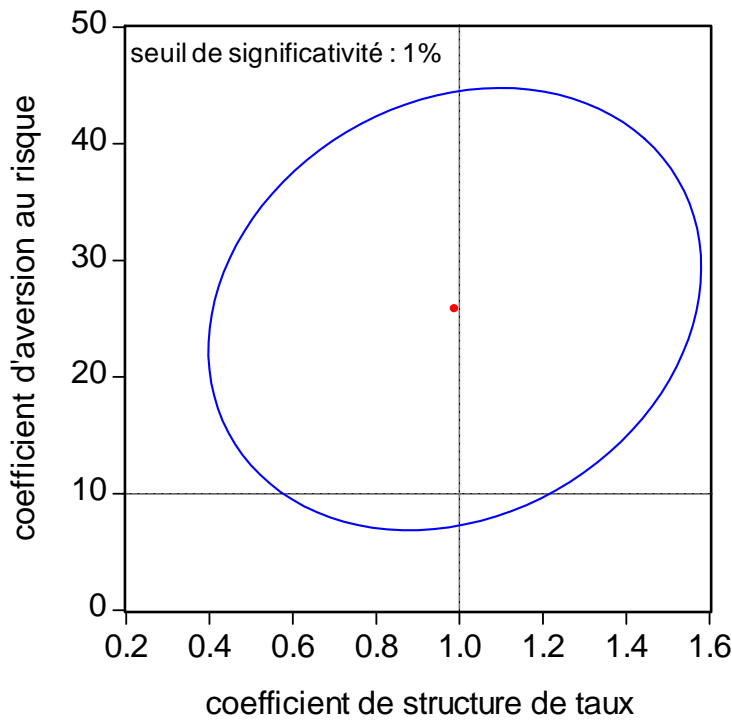


Figure 2. Evolution estimée de la part de l'actif long (anticipations endogènes)

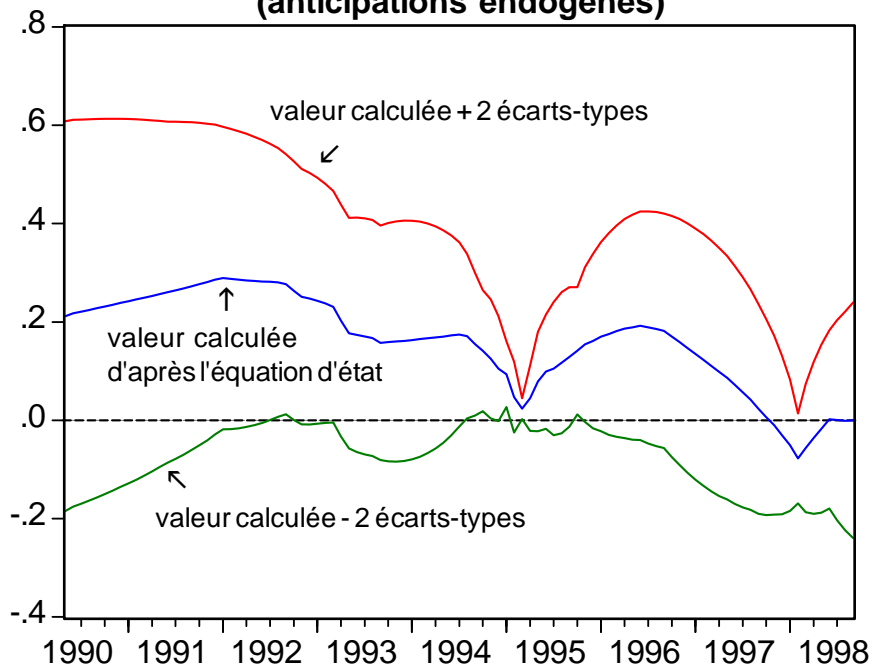


Figure 3. Variation anticipée de la rentabilité du titre long (anticipations endogènes)

