
NOTES D'ÉTUDES

ET DE RECHERCHE

LA PRÉVISION DES TAUX D'INTÉRÊT
À PARTIR DE CONTRATS FUTURES :
L'APPORT DE VARIABLES
ÉCONOMIQUES ET FINANCIÈRES

Jérôme Coffinet

Janvier 2008

NER - E # 193



**LA PRÉVISION DES TAUX D'INTÉRÊT
À PARTIR DE CONTRATS FUTURES :
L'APPORT DE VARIABLES
ÉCONOMIQUES ET FINANCIÈRES**

Jérôme Coffinet

Janvier 2008

NER - E # 193

Les Notes d'Études et de Recherche reflètent les idées personnelles de leurs auteurs et n'expriment pas nécessairement la position de la Banque de France. Ce document est disponible sur le site internet de la Banque de France « www.banque-france.fr ».

Working Papers reflect the opinions of the authors and do not necessarily express the views of the Banque de France. This document is available on the Banque de France Website "www.banque-france.fr".

La prévision des taux d'intérêt à partir de contrats *futures* : l'apport de variables économiques et financières

Jérôme Coffinet¹

Banque de France (Service d'Etudes et de Recherche sur la Politique Monétaire)

Janvier 2008

¹Email : jerome.coffinet@banque-france.fr. Adresse : Service d'Etudes et de Recherche sur la Politique Monétaire DGEI-DIR-POMONE 41-1422 1, rue de la Vrillière 75049 PARIS Cedex 01.

Ce document n'exprime pas nécessairement la position de la Banque de France.

Je remercie tout particulièrement Adrien Verdelhan, les participants aux Journées de l'AFSE 2006, aux Journées Internationales d'Economie Monétaire et Bancaire 2006, à un séminaire interne à la Banque de France, ainsi que Laurent Clerc, Daniel Cohen, Françoise Drumetz, Caroline Jaret, Jean-Stéphane Mésonnier et Christian Pfister pour leurs commentaires.

Résumé

Nous évaluons et proposons une méthode d'amélioration du pouvoir de prévision des contrats à terme (*futures*) sur Euribor 3 mois. Nous montrons d'abord que les taux à échéance déduits directement de ces contrats sont affectés d'un écart de prévision contracyclique, en moyenne positif et croissant avec l'horizon de prévision. Nous proposons ensuite une méthode de correction des taux à terme à partir de certaines variables macroéconomiques, financières et issues d'enquêtes. Enfin, nous montrons, dans le cadre d'un exercice hors-échantillon, que les taux des *futures* corrigés selon la méthodologie proposée constituent de meilleures prévisions de politique monétaire à moyen terme.

Classification JEL : E43, E44, G13.

Mots clés : politique monétaire, taux d'intérêt, futures, écart de prévision, prime de risque.

Abstract

This study evaluates the predictive content of the 3-month Euribor contracts futures. We initially show that there is a forecast error on these contracts, on average positive and increasing with the forecast horizon. Then, we propose a method for correcting futures rates thanks to macroeconomic and financial variables. Finally, in the framework of an out-of-sample forecast exercise, we demonstrate that corrected rates are better forecasts of future monetary policy path on the medium-term.

JEL Classification: E43, E44, G13.

Keywords: monetary policy, interest rate forecast, futures contracts, forecast error, risk premia.

Résumé non-technique

Les anticipations de taux d'intérêt constituent des informations essentielles pour les banques centrales. Parce que les taux à terme permettent aux agents financiers de fixer le taux d'intérêt auquel ils pourront s'endetter ou prêter à différents horizons, les contrats de futures semblent particulièrement adaptés à l'analyse des prévisions de taux. Cependant, l'ensemble des travaux visant à déterminer le caractère prédictif des taux à terme a toujours conclu que ceux-ci étaient des estimateurs biaisés des taux futurs.

La présente étude se propose de corriger les taux implicites des contrats de futures sur Euribor 3 mois pour en améliorer le pouvoir prédictif. Elle constitue une extension dans le cas de la zone euro de l'étude menée par Piazzesi et Swanson (2008) aux Etats-Unis. Les données de taux futures utilisées sont constituées des cours de fermeture quotidiens des contrats trimestriels de futures sur Euribor 3 mois issus du marché Liffe. Par rapport à d'autres études de ce type menées sur le cas de la zone euro, nous disposons d'un cycle monétaire entier, ce qui réduit les risques de biais dans les estimations.

La première partie de l'étude s'attache à montrer que l'écart de prévision – défini comme la différence entre le taux implicite issu de la lecture directe des prix des futures d'une part et le taux Euribor 3 mois effectivement réalisé à l'échéance du contrat d'autre part – est en moyenne positif et croissant avec l'horizon de prévision. Par ailleurs, l'écart de prévision est contracyclique – négatif au cours des phases de hausses de taux, positif lorsque les taux suivent une tendance baissière ou lorsqu'ils sont stables. Enfin, les estimations quotidiennes de l'écart de prévision révèlent une forte hétérogénéité selon le contrat considéré, en particulier selon la phase du cycle de politique monétaire.

Aussi la deuxième partie est-elle consacrée à une méthode d'estimation en temps réel de l'écart de prévision. Certains indicateurs conjoncturels financiers – l'indice Eurostoxx 50 pour le court terme – et macroéconomiques – l'inflation sous-jacente pour le moyen terme – permettent d'expliquer une part importante de la variance de l'écart de prévision. En outre, une combinaison de ces deux variables non colinéaires présente un coefficient de corrélation avec l'écart de prévision variant de 57% pour un horizon de 3 mois à 80% pour un horizon de 12 mois.

La troisième partie de l'étude montre, dans le cadre d'un exercice hors-échantillon, que les mesures de contrats de futures corrigés constituent de meilleures prévisions de politique monétaire que les taux implicites directement tirés des cotations, en particulier pour des horizons supérieurs à 3 mois. En revanche, à très court terme, les taux implicites directement lus sur le marché sont plus performants.

Ainsi, les résultats de cette étude plaident pour l'utilisation de taux de futures corrigés pour l'évaluation des prévisions de taux d'intérêt à moyen terme. L'indicateur décrit dans la dernière partie de l'étude présente également l'avantage d'être disponible en temps réel, actualisable quotidiennement et facile à mettre en œuvre.

Non technical summary

Interest rate expectations are among the key variable indicators considered by central banks in their decision process making. Because they allow the financial agents to set the interest rate at which they will be able to enter into debts or loans at various horizons, futures contracts seem particularly adapted to the analysis of interest rates forecasts. However, the whole literature has always concluded that futures rates are biased estimators of the future rates.

The present study proposes to correct the implicit rates of futures on 3-month Euribor to improve their predictive power. It constitutes an extension in the case of the zone euro of the study carried out by Piazzesi and Swanson (2008) for the US. The data stem from daily closing quotation of quarterly 3-month Euribor futures contracts on the Liffe market. Compared to other studies carried out on the euro area case, we have a whole cycle monetary, which reduces the risks of biased estimates.

The first part of the study shows that the prediction error - defined as the difference between the implicit rate resulting from the futures prices on the one hand and the actual 3-month Euribor rate at maturity on the other hand - is on average positive and grows with the forecast horizon. In addition, it is found countercyclical. Lastly, the daily estimates of the prediction error reveal a strong heterogeneity according to the contract considered, in particular linked to the chronology of the monetary cycle.

Hence, the second part is devoted to a method estimating the prediction error in real time. Some indicators of the economic juncture, such as financial ones - the Eurostoxx 50 the prediction error for the short term - and macroeconomic ones - core inflation for medium term - make it possible to explain a significant part of the variance of the prediction error. Moreover, a combination of those two variables, which are not collinear, presents a high R^2 : 57% for a 3-month horizon; 80% for a 12-month horizon.

The third part shows, running out-of-sample exercises, that corrected futures rates allow for better forecasts of monetary policy than the implicit rates directly derived from quotations, in particular for horizons higher than 3 months. By contrast, in the very short term, the implicit rates stemming directly from the market are better predictors.

Thus, the results of this study plead for the use of futures rates corrected for prediction errors on the medium-term. The indicator described in the last part of the study has also the advantage of being available in real-time, updatable at a daily frequency and easy to implement.

1 Introduction

Parmi l'ensemble des informations susceptibles d'être extraites des marchés financiers, la prévision des mouvements de taux d'intérêt apparaît essentielle. Du point de vue des investisseurs, une prévision fiable de la trajectoire future de la politique monétaire doit permettre de prévenir un mouvement non anticipé des taux. Du point de vue de la banque centrale, une appréciation correcte des anticipations de taux permet de juger du degré de surprise potentiel d'un ajustement monétaire. De nombreux instruments financiers peuvent contribuer à ce diagnostic, dont les options (*swaps*) et les contrats à terme (*forwards, futures*). Parce qu'ils permettent aux agents financiers de fixer le taux d'intérêt auquel ils pourront s'endetter ou prêter à différents horizons, les contrats de *futures* sont particulièrement adaptés à l'analyse des prévisions de taux.

Toutefois, selon Fama et Bliss (1978), le pouvoir prédictif des contrats à terme (*forwards* dans leur cas), est relativement faible et corrélé aux variations de l'aversion au risque. Gale et Stiglitz (1989) montrent que l'efficacité des marchés de contrats à terme tient à la condition nécessaire et suffisante que l'aversion au risque soit constante.

Les études empiriques sur *futures* connaissent un essor certain depuis que Krueger et Kuttner (1996) ont montré que leurs taux constituent de bonnes anticipations de ceux des Fonds de la Réserve Fédérale américaine. Ce résultat est confirmé par Robertson et Thornton (1997), qui mettent cependant en évidence une erreur de prévision significativement positive et croissant avec l'horizon. Ils lui donnent la justification suivante : les banques de grande taille, qui participent au marché monétaire, se couvrent sur le marché des *futures* contre un mouvement non anticipé des taux. Ce mécanisme est également développé par Mishkin (2004).

Enfin, Sack (2002) rappelle l'intérêt des *futures* sur taux d'intérêt : premièrement, leurs prix sont directement liés au taux d'intérêt de court terme ; deuxièmement, ils présentent une grande liquidité à des horizons variés. A l'instar de Durham (2003), Sack met en évidence une prime de risque variable dans le temps et croissant avec l'horizon considéré. Selon Gürkaynak, Sack et Swanson (2002), à un horizon inférieur à 5 mois, les *futures* constituent les meilleurs indicateurs avancés des évolutions de la politique monétaire : leur pouvoir de prévision est supérieur à celui des autres contrats et ils contiennent toute l'information disponible dans les autres instruments.

Concernant plus particulièrement les *futures* sur Euribor 3 mois, qui ont connu un essor important depuis 1999 (voir figure 1), Bernoth et Von Hagen (2003) montrent qu'ils constituent des indicateurs avancés efficaces : les agents participant au marché utilisent toute l'information pour fixer leur prix. Hissler (2004) met en évidence une erreur de prévision positive et contra-cyclique. A l'instar du cas américain (Piazzesi et Swanson, 2008), elle serait corrélée aux variations de l'emploi.

Dans cette étude, nous adoptons une démarche agnostique et purement empirique. Nous nous

demandons si la prise en compte de certaines variables macroéconomiques et financières permet d'accroître le pouvoir de prévision des contrats de *futures* sur Euribor 3 mois. Notre démarche suit celle de Hissler (2004), qui met en avant un écart de prévision cyclique sur données européennes. Toutefois, il ne l'estime que sur les données disponibles de 1999 à mi-2004 c'est-à-dire grossièrement sur un demi-cycle monétaire. De ce fait, ses estimations sont biaisées : par exemple, il sur-estime l'écart de prévision moyen. Le premier apport de la présente étude repose sur la prise en compte d'un cycle de taux entier. Le second apport de notre démarche repose sur l'extension de la méthode proposée par Piazzesi et Swanson (2008) à une combinaison de variables non multicolinéaires rendant compte de la variance de l'écart de prévision. Ainsi, nous prouvons, dans le cadre d'un exercice hors-échantillon, qui constitue la troisième innovation du présent papier, que les mesures de contrats de futures corrigés en temps réel constituent de meilleures prévisions de politique monétaire à moyen terme que les taux implicites directement tirés des cotations des contrats de *futures*.

La section 2 de cette étude rappelle les principales caractéristiques de l'écart de prévision. La section 3 en propose plusieurs méthodes d'estimation à partir d'indicateurs conjoncturels, macroéconomiques et financiers. La section 4 évalue empiriquement les méthodes proposées dans le cadre d'un exercice hors-échantillon. La section 5 illustre l'intérêt des résultats de cette étude pour une banque centrale en proposant un exercice de prévision à la date du 15 mars 2006. La section 6 conclut sur l'intérêt des contrats de *futures* corrigés comme indicateurs de court et moyen termes des anticipations de politique monétaire.

2 Caractéristiques de l'écart de prévision²

2.1 Définition et calcul de l'écart de prévision

Nous utilisons les données quotidiennes (cours de fermeture) de taux de contrats de *futures* sur Euribor 3 mois fournies par le Liffe de janvier 1999 à mars 2007, soit 29 contrats. Le marché Liffe concentre, avec l'Eurex, l'essentiel des transactions portant sur les contrats Euribor 3 mois. De ce fait, il présente une liquidité et une profondeur suffisantes pour en permettre l'étude, *a fortiori* sur ce type de sous-jacent. Nous nous restreignons aux contrats trimestriels afin de disposer de séries suffisamment longues³. Par ailleurs, la période d'étude embrasse un cycle de taux complet,

²Les études disponibles (Hissler, 2004 ; Piazzesi et Swanson, 2008) confondent généralement erreur de prévision, prime de risque et rendement excédentaire : l'approche adoptée ici est purement empirique et ne permet donc pas de les distinguer. En toute rigueur, l'appellation *erreur de prévision* est abusive, en ce sens qu'elle suppose que les marchés ne fixent le taux du contrat à terme qu'en fonction de l'anticipation du taux à échéance. Or, rien n'indique *a priori* que le taux du contrat *future* correspond à l'espérance du prix spot futur (Hull, 2003). On préférera donc dans la présente étude le terme *écart de prévision* moins catégorique du point de vue de l'interprétation. Aussi nous contenterons-nous ici de cette convention sémantique, tout en rappelant dans la partie 2.3 les diverses interprétations économiques qui y sont potentiellement associées

³Depuis 2004, le Liffe propose des contrats à fréquence mensuelle.

contrairement à Hissler (2004), ce qui nous permet d'atténuer de potentiels biais liés à la position dans le cycle. Le tableau 1 présente les principales caractéristiques institutionnelles des contrats *futures* sur Euribor 3 mois.

Soit r_t le taux de marché (Euribor 3 mois) à une date de cotation t quelconque. Notons $f_t^{(n)}$ le prix du contrat de *futures* à la date t correspondant à la date de livraison $t+n$. L'écart de prévision à la date t pour l'horizon n , défini comme la différence entre le taux du contrat de future à la date t et le taux du sous-jacent à la date $t+n$, est alors (Hissler, 2004 ; Piazzesi et Swanson, 2008) :

$$ep_t^{(n)} = f_t^{(n)} - r_{t+n},$$

où r_{t+n} est le taux du sous-jacent (Euribor 3 mois) à la date $t+n$, c'est-à-dire à la date de livraison du contrat.

2.2 Une écart de prévision en moyenne positif et croissant, mais fortement hétérogène

Nous calculons la moyenne des écarts de prévision en fonction de l'horizon n considéré. Le tableau 2 présente la moyenne des écarts de prévision sur la période 1999-2007 et la compare dans le tableau 3 aux résultats obtenus par Hissler (2004) sur l'échantillon 1999-2004 dans la zone euro et Piazzesi et Swanson (2008) dans le cas américain. Il montre qu'une estimation trop partielle de cet écart - sur un demi-cycle - conduit à le surestimer, l'écart de prévision étant positif en phase de baisse et négatif en phase de hausse des taux. Il apparaît donc fondamental de faire porter les estimations sur un nombre entier de cycles de taux. Une comparaison avec le cas américain (3ème colonne du tableau 2) tend à prouver que cet écart de prévision est moindre dans la zone euro.

Les écarts de prévision sur Euribor 3 mois apparaissent donc en moyenne positifs et ils croissent avec l'horizon. Toutefois, le fait qu'un changement d'échantillon modifie significativement les résultats atteste un comportement variable dans le temps. Aussi le but de cette étude est-il d'en quantifier les variations.

Par ailleurs, nos résultats montrent que, contrairement aux Etats-Unis (Piazzesi et Swanson, 2008), cet écart de prévision n'est pas significatif au seuil de 95% sur l'échantillon considéré en zone euro. Il semble donc abusif d'y voir un *biais* de prévision, qui supposerait un écart de prévision significativement positif et systématique. La figure 2 illustre l'évolution quotidienne de l'écart de prévision moyenne en pourcents plus ou moins deux écarts-types en fonction de l'horizon de prévision en jours. Par exemple, l'écart de prévision moyen entre le taux du contrat et le taux Euribor 3 mois est d'environ 0,15% soit 15 points de base si l'on se place 270 jours soit 9 mois avant l'échéance, c'est-à-dire typiquement en juin 2006 pour le contrat d'échéance mars 2007. Elle montre aussi que l'écart de prévision est une fonction croissante de l'horizon considéré. Par ailleurs,

l'écart de prévision moyen, supposé ne dépendre que de l'horizon, n'apparaît pas significatif sauf pour les horizons très courts (inférieurs à 2 mois)⁴.

Cependant, l'évolution de l'écart de prévision moyen masque une forte hétérogénéité de comportement lorsque l'on s'intéresse aux contrats de *futures* individuellement. La figure 3 illustre l'évolution de l'écart de prévision contrat par contrat (le cadran en haut à gauche représente l'évolution de l'écart de prévision - en taux d'intérêt - en fonction de l'horizon entre la date considérée et la date d'échéance du contrat i.e. mars 2000, le cadran immédiatement à droite pour le contrat arrivant à échéance en juin 2000, puis septembre 2000 etc. de gauche à droite et de haut en bas jusqu'au contrat arrivant à échéance en mars 2007). Elle montre par exemple que les écarts de prévision sur un contrat particulier peuvent atteindre plus de 100 points de base à horizon d'un an et que leur signe peut être positif (généralement en phase d'assouplissement monétaire) ou négatif (en phase de durcissement).

2.3 Interprétations de l'écart de prévision

Une première interprétation tient à la définition comptable de l'écart de prévision, qui du strict point de vue financier, correspond à un *rendement excédentaire*. D'une manière générale, les spéculateurs ne prennent une position sur les contrats futures que si le profit espéré est positif et inversement, les *hedgers* acceptent une espérance de rentabilité négative en contrepartie de la réduction du risque obtenue (Hull, 2003). L'existence d'un écart de prévision en moyenne positif pourrait s'expliquer par le fait qu'il y a en moyenne sur l'ensemble du cycle plus de spéculateurs en position courte que longue. Compte tenu de l'efficience et de la liquidité du marché des contrats à terme sur Euribor 3 mois, cette explication ne permet pas d'expliquer l'ensemble des variations de l'écart de prévision. Ce résultat fait écho à l'interprétation de Robertson et Thornton (1997), intuitive et largement étayée, selon laquelle les grandes banques se couvriraient essentiellement sur le marché des *futures* contre une hausse non anticipée des taux directeurs.

Une deuxième explication possible découle d'un *retard dans les anticipations*, lui-même dû à une mauvaise appréhension des retournements conjoncturels par les marchés ainsi qu'à la sous-estimation de la fonction de réaction de la Banque centrale (Hissler, 2004). Pour illustrer cette interprétation, la figure 4 reproduit, sur l'ensemble de l'échantillon, les valeurs réalisées des taux Euribor 3 mois aux dates de livraison des contrats, ainsi que les anticipations tirées directement des contrats de *futures* 3, 6 et 9 mois auparavant. Elle met en évidence le "retard" d'anticipation des marchés - à supposer que le taux tiré des contrats à terme représente leurs anticipations de la

⁴L'examen de la figure 2 semble faire apparaître une saisonnalité d'environ 3 mois de la moyenne des écarts de prévision. En réalité, ce comportement résulte de choix statistiques, comme l'atteste l'absence de cette saisonnalité si l'on choisit de représenter la médiane des écarts de prévision plutôt que la moyenne. En outre, l'examen de l'écart de prévision contrat par contrat (cf. figure 3) ne met pas en évidence de saisonnalité systématique de l'écart de prévision.

politique monétaire future - d'autant plus important que l'on s'éloigne de l'échéance.

Enfin, trois arguments incitent à considérer une composante *prime de risque* dans l'écart de prévision, à l'instar de Piazzesi et Swanson (2008) : en premier lieu, on peut assimiler l'écart de prévision à une approximation *ex post* de la prime de risque si les marchés sont efficients. Or, cette hypothèse a été vérifiée empiriquement par Bernoth et Von Hagen (2003), précisément dans le cas des *futures* sur Euribor 3 mois. En deuxième lieu, le comportement de l'écart moyenne de prévision (positive et croissante) s'apparente à celui d'une prime de risque. En troisième lieu, les résultats des estimations sont très proches de celles d'une prime de risque définie sur la base d'un modèle de reconstitution de la courbe des taux à la Nelson-Siegel (1987) ou de modèles structurels affines. A cette fin, le tableau 4 compare sur la période 1999-2004 les écarts de prévision estimées dans la partie 2.2 de la présente étude à des estimations de primes de risques mobilisant différentes techniques d'estimation : ajustement par la moyenne historique de la prime de risque (Duffie et Kan, 1996 (DK)), courbe des taux basée sur la forme fonctionnelle de Nelson-Siegel (Hördal, Tristani et Vestin, 2004 (HTV)) et modèles structurels affines (Diebold et Li, 2004 (DL)). Ainsi, il s'avère que - au moins sur la période 1999-2004 - non seulement le comportement de l'écart de prévision moyen est proche de celui d'une prime de risque, mais quantitativement, les valeurs obtenues sont également très comparables. Cependant, l'estimation sur une portion de cycle de taux est susceptible de fausser les résultats obtenus compte tenu du caractère variable dans le temps de l'écart de prévision.

Les origines de ces écarts de prévision sont donc potentiellement multiples et diverses. Il n'est pas dans l'objectif de ce papier de les distinguer ni de les identifier. Nous nous plaçons dans un cadre agnostique purement empirique et cherchons à rendre au mieux compte de leur variance afin d'en corriger en temps réel les taux *futures*.

3 Des variables rendant compte des écarts de prévision

3.1 Modèle et données

Nous estimons, à l'instar de Piazzesi et Swanson (2008), le modèle (1)

$$(1) \quad ep_t^{(n)} = \alpha + \beta reg_t + \gamma f_t^{(n)} + \epsilon_t,$$

où $f_t^{(n)}$ est le taux *future* retardé d'un jour ouvrable plutôt que le taux contemporain, qui n'est pas connu des agents à la date à laquelle ils forment leurs anticipations⁵. Nous retenons le taux du contrat comme variable d'échelle : toutes choses égales par ailleurs, un taux plus élevé

⁵En effet, les données portent sur les cours de clôture. Au demeurant, les résultats obtenus ne diffèrent pas de manière significative, eu égard à la structure fortement autorégressive du prix des contrats.

pourrait conduire à un écart de prévision plus important. α est une constante et reg_t représente une variable explicative conjoncturelle décrite ultérieurement.

Afin de nous assurer de la pertinence du modèle, nous estimons dans un premier temps l'équation (1) sans variable explicative autre que la variable d'échelle. Les résultats présentés dans le tableau 5 montrent que le pouvoir explicatif du modèle est alors très faible (R^2 inférieur à 0.20 quel que soit l'horizon de prévision) et que, à une exception près (horizon de 12 mois), les variables exogènes ne sont pas significatives.

Nous testons ensuite différents régresseurs conjoncturels, dont le choix est dicté par leur disponibilité sur l'ensemble de la zone euro, les résultats obtenus dans la littérature, leur capacité à approcher les mouvements du cycle et les anticipations des agents sur le comportement de la banque centrale. Les séries utilisées sont issues des bases de la Banque des Règlements Internationaux ou publiées par Eurostat.

Le traitement des données est différent selon qu'il s'agit de données macroéconomiques et d'enquêtes d'une part ou de données financières d'autre part. Dans la mesure où nous n'intégrons dans cette étude à dessein que des données observables, dans le cas de données financières (fréquence quotidienne), nous supposons que l'écart de prévision est déterminé par rapport à la valeur contemporaine de la variable explicative considérée. En revanche, l'exploitation des données macroéconomiques et d'enquêtes (fréquence mensuelle ou trimestrielle) s'appuie sur la dernière publication disponible à la date courante.

L'estimation est réalisée à l'aide de la méthode des moindres carrés ordinaires, les écart-types étant corrigés selon la méthode de Newey-West tenant compte à la fois de l'autocorrélation et de l'hétéroscédasticité des résidus. Compte tenu du nombre d'observations, et selon les critères standards, le nombre de retards est fixé à 3. Par ailleurs la stationnarité des séries retenues est vérifiée à l'aide des tests standards de Dickey-Fuller augmenté (ADF) et d'Elliot, Rothenberg et Stock (ERS) (tableau 6). Notons enfin que compte-tenu du faible nombre de points (29) d'éventuels biais de petits échantillons sont susceptibles de fausser légèrement la valeur des t-stats. Toutefois, les coefficients étant en général fortement significatifs, cela ne risque pas de modifier fondamentalement ni les résultats économétriques, ni l'interprétation économique.

Après avoir testé la significativité et le pouvoir explicatif des variables envisagées individuellement, nous proposons ensuite d'expliquer une part encore plus importante de la variance de l'écart de prévision en retenant une combinaison des variables reg_1 et reg_2 . A cet effet, nous estimons l'équation (2) :

$$(2) \quad ep_t^{(n)} = \alpha + \beta_1 reg_{1,t} + \beta_2 reg_{2,t} + \gamma f_{t-1}^{(n)} + \epsilon_t$$

selon la même méthodologie.

Compte-tenu de leur interprétation, il peut sembler légitime d'évaluer les écarts de prévision à l'aide de deux séries, l'une financière, l'autre macroéconomique :

- d'un point de vue économique, l'indicateur macroéconomique peut refléter une anticipation de la fonction de réaction de la banque centrale (notamment dans le cas de l'inflation) tandis que la série financière peut correspondre soit à une approximation de l'aversion au risque (valeurs refuges) soit à une anticipation de retournements conjoncturels (Euro Stoxx 50) ;

- d'un point de vue économétrique, la combinaison de séries retenue (inflation sous-jacente et indice boursier Eurostoxx 50) ne pose pas de problèmes de multicollinéarité⁶.

3.2 Résultats

3.2.1 Variables macroéconomiques

Conformément aux résultats de Piazzesi et Swanson (2006) et de Hissler (2004), l'emploi (soit dans cette étude, les taux de vacance de l'emploi publiés par Eurostat) permet d'expliquer une part importante de la variance de $ep_t^{(n)}$. En particulier, au-delà d'un horizon de 6 mois, les coefficients relatifs à la constante, au taux de vacance de l'emploi et au taux du contrat de future sont significatifs, tandis que le coefficient de corrélation de la régression varie de 0.26 à 0.58, tout en croissant avec l'horizon (tableaux 7).

Toutefois, certains éléments sont susceptibles de remettre en cause la pertinence de cet indicateur, en particulier vis-à-vis d'autres variables comme l'inflation sous-jacente :

- premièrement, le choix de l'emploi comme régresseur semble *ad hoc*, dans la mesure où il est inhabituel de considérer l'emploi comme un facteur de risque spécifique aux taux d'intérêt ;

- deuxièmement, s'il peut sembler raisonnable de trouver un lien significatif entre primes de risque et emploi aux Etats-Unis (Piazzesi et Swanson, 2008), dans la mesure où ce dernier fait explicitement partie des objectifs de la Réserve Fédérale américaine, ce résultat semble surprenant dans le cas de la zone euro ;

- troisièmement, le choix d'une variable macroéconomique ne permet pas d'actualiser les anticipations de politique monétaire à une fréquence suffisamment élevée : des événements sont susceptibles de les affecter entre la publication des données macroéconomiques et la date à laquelle l'écart de prévision est calculée (par exemple, une communication accrue de la banque centrale destinée à préparer les marchés à un mouvement de politique monétaire). Ceci peut également

⁶La multicollinéarité est testée à l'aide de la méthode de Klein (1962). Ce test est fondé sur la comparaison du coefficient de détermination calculé sur le modèle à deux variables et les coefficients de corrélation simple entre les variables explicatives. Si le premier est inférieur au second, il y a présomption de multicollinéarité. Il ne s'agit donc pas d'un test d'hypothèses mais d'un simple critère de présomption de multicollinéarité. La combinaison retenue par la suite fait l'objet de ce test dont les résultats ne présentent pas de risque de multicollinéarité. Nous avons testé la colinéarité croisée des régresseurs entre eux et des régresseurs avec la variable d'échelle. Nous concluons en particulier à l'absence de colinéarité entre inflation sous-jacente et indice Eurostoxx 50 et entre inflation sous-jacente et niveau courant du *future*. L'absence de colinéarité entre indice Eurostoxx 50 et niveau courant du *future* se révèle moins catégorique sur certains horizons de prévision courts.

expliquer pourquoi l'impact est généralement plus important à un horizon d'un an qu'à un horizon de court terme dans la mesure où, à court terme, les données les plus fréquentes sont privilégiées.

L'inflation sous-jacente en zone euro n'est pas soumise aux deux premières critiques et constitue donc *a priori* un candidat plus pertinent. De surcroît, les résultats obtenus sont significatifs à partir d'un horizon plus proche (3 mois) et le pouvoir explicatif est sensiblement supérieur, y compris pour des horizons rapprochés (de 0.23 à 3 mois à 0.77 à un horizon d'un an, voir tableau 5). Ce résultat peut traduire l'influence prépondérante (par rapport à l'emploi) de l'inflation sous-jacente sur les prévisions de taux dans la zone euro, ce qui n'est pas surprenant compte tenu de la définition des objectifs de l'Eurosystème.

3.2.2 Variables financières

Les variables financières envisagées (tableaux 8) sont disponibles à une fréquence quotidienne ; à ce titre, elles présentent donc un avantage important sur les variables macroéconomiques. De plus, elles constituent soit des mesures approximatives de l'aversion au risque en tant que valeurs refuges (prix de l'or, taux de change euro contre franc suisse), soit des indicateurs avancés de retournements conjoncturels (indice Eurostoxx50, écart de taux).

Les séries du prix de l'or (prix de l'once d'or) et du taux de change de l'euro contre le franc suisse (CHF/EUR), que l'on considère généralement comme des valeurs refuges, semblent de bons candidats *a priori* parmi les variables financières susceptibles de rendre compte des primes de risque.

Plus précisément, il semble que les variations du prix de l'or soient significatives à partir d'un horizon de 6 mois, avec un pouvoir explicatif relativement important et croissant avec l'horizon (de 0.26 à 6 mois à 0.52 à un an). En outre, le taux de change de l'euro contre le franc suisse est lui aussi significatif mais à partir d'un horizon beaucoup plus faible (2 mois). Le pouvoir explicatif de ce régresseur est l'un des plus importants et il croît également avec l'horizon (jusqu'à 0.66 à un horizon de 12 mois).

On peut proposer l'interprétation économique suivante : un prix de l'or élevé ou un taux de change de l'euro contre le franc suisse faible correspondent à un mouvement de portefeuille des agents vers des actifs moins risqués traduisant un risque plus élevé sur les autres marchés, notamment celui des *futures*. Les agents demanderaient donc une prime de risque plus élevée afin de se prémunir contre une variation de taux non anticipée.

Par ailleurs, le choix d'un indice boursier peut être justifié par les résultats de Bellone, Gautier et Le Coent (2006), qui montrent que les marchés financiers anticipent les retournements conjoncturels à un horizon compris entre 3 à 6 mois. L'Euro Stoxx 50 présente ainsi un pouvoir explicatif élevé. Les coefficients de corrélation sont importants (supérieurs à 0.55 à partir d'un horizon de 3 mois) et

les coefficients estimés significatifs à partir d'un horizon relativement faible (2 mois). En période de conjoncture haute, où l'indice Euro Stoxx 50 est élevé, l'aversion au risque serait faible, ce qui réduirait la prime de risque réclamée par les agents. Le résultat suggère à nouveau que le comportement de l'écart de prévision est contracyclique.

3.2.3 Enquêtes

Nous mesurons le pouvoir explicatif de quatre indicateurs tirés d'enquêtes de conjoncture : l'indice de confiance dans les services, dans la construction, l'indice de confiance des consommateurs publiés par Eurostat⁷, ainsi que l'indice de la production industrielle et les anticipations d'inflation extraites des *Consensus Forecasts* relatives à la zone euro.

Ces indices, en particulier les indices de confiance dans les services et la construction, offrent un pouvoir explicatif élevé et croissant avec l'horizon considéré (tableaux 9). Par ailleurs, les coefficients estimés sont tous significatifs, quel que soit l'horizon.

Enfin, les résultats obtenus à partir des données des *Consensus Forecasts* sont significatifs et présentent un coefficient de corrélation relativement élevé (de l'ordre de 0.5 à horizon 9 à 12 mois). En particulier, le coefficient relatif aux anticipations d'inflation est significativement positif à partir d'un horizon de 4 mois. Une interprétation inspirée de Robertson et Thornton (1997) est la suivante : les agents anticipant une hausse de l'inflation à moyen terme susceptible de conduire la banque centrale à modifier ses taux directeurs se couvrent contre une éventuelle impulsion de politique monétaire et accroissent la prime de risque qu'ils acceptent de payer sur les contrats de *futures*.

3.2.4 Combinaison de variables

Cette sous-partie concerne l'estimation de l'équation (2) que, par souci de simplicité, et compte-tenu des résultats de l'estimation de l'équation (1), ainsi que des contraintes de non-multicolinéarité des régresseurs, nous avons limitée à deux combinaisons : inflation et Eurostoxx 50 d'une part (spécification a), inflation, Eurostoxx 50 et indice de confiance dans les services d'autre part (spécification b). Deux principaux constats émergent des résultats présentés dans les tableaux 10.

Premièrement, la spécification a améliore sensiblement le pouvoir explicatif des régresseurs considérés individuellement, qu'il s'agisse de l'inflation sous-jacente ou de l'indice boursier. Ainsi, la part de la variance de l'écart de prévision expliquée par cette combinaison de variables est supérieure à 55% à partir d'un horizon de 3 mois et atteint 78% pour un horizon d'un an. Nous constatons également que la variable d'échelle est toujours significative. En revanche, la significativité des

⁷Issus d'enquêtes de conjoncture, l'indicateur de confiance dans l'industrie, dans les services et l'indicateur agrégé du sentiment économique sont disponibles à une fréquence mensuelle depuis avril 2001. L'indicateur du climat économique est constitué de quatre indicateurs de confiance ayant des pondérations différentes : indicateur de confiance de l'industrie (40%), indicateur de confiance des consommateurs (20%), indicateur de confiance de la construction (20%) et indicateur de confiance du commerce de détail (20%).

autres variables exogènes dépend de l'horizon : pour des horizons moyens e.g. inférieurs à 9 mois, c'est l'Eurostoxx 50 qui est le plus significatif (coefficient β_2) ; en revanche, l'inflation sous-jacente est significative à partir d'un horizon de 6 mois (coefficient β_1). Nous confirmons ici les résultats obtenus à partir de l'équation (1), qui montrent que l'indice boursier apparaît pertinent pour des horizons courts et l'inflation sous-jacente pour des horizons plus élevés. La prise en compte simultanée de ces deux variables complémentaires permet donc de prévoir une part maximale de la variance de l'écart de prévision⁸.

Deuxièmement, la prise en compte d'une variable issue d'enquêtes dans le cadre de la spécification b n'améliore pas sensiblement le pouvoir explicatif du modèle (gain de l'ordre de 1 à 2 points de pourcentage de R^2). Ensuite, cette variable n'apparaît pas significative sauf pour un horizon très lointain (12 mois). En outre, elle tend à réduire la significativité de l'Eurostoxx 50 pour les horizons courts. Enfin, la prise en compte d'une troisième variable rend beaucoup plus lourde la production d'un indicateur régulier, complique l'interprétation économique de l'écart de prévision (la distinction court/moyen terme étant plus aisée avec seulement l'inflation et l'Eurostoxx 50) et pose des problèmes de multicolinéarité. C'est pourquoi la présentation de cette spécification b semble peu pertinente et ne sera pas poursuivie dans la suite de l'étude.

4 Prévision hors-échantillon

4.1 Principe

Dans cette partie nous nous proposons de mesurer le pouvoir de prévision des contrats *futures* corrigés. Par souci de simplicité, et pour répondre aux objectifs que nous nous sommes fixés, nous nous retenons que deux variables, l'une macroéconomique, l'autre financière. Notre choix, s'il peut sembler arbitraire, repose essentiellement sur les coefficients de corrélation moyens obtenus sur l'ensemble des horizons. A ce titre, l'inflation sous-jacente et l'Eurostoxx 50 présentent des R^2 assez élevés pour des horizons supérieurs à 3 mois et sont assez complémentaires, dans la mesure où le pouvoir explicatif de l'Eurostoxx est relativement à l'inflation plus élevé pour des horizons compris entre 3 et 6 mois, tandis que l'inflation présente un pouvoir explicatif plus important sur des horizons plus lointains. Le tableau 11 synthétise les résultats précédents en présentant les meilleurs régresseurs en termes de pouvoir explicatif (R^2) par horizon de prévision.

Dans un premier exercice, nous considérons que les coefficients estimés dans les régressions sont "structurels", au sens où ils sont inertes sur l'ensemble de la période d'estimation et correspondent à ceux estimés dans la partie 3. Cela revient à calculer les taux prévus à la date t pour la date $t+n$ $tp_t^{(n)}$ comme suit :

⁸Ces résultats seront confirmés dans le cadre de l'exercice hors-échantillon de la partie 4.

$$\begin{aligned}
tp_t^{(n)} &= f_t^{(n)} - (\alpha + \beta reg_t + \gamma f_{t-1}^{(n)}) \quad (3) ; \\
tp_t^{(n)} &= f_t^{(n)} - (\alpha + \beta_1 reg_{1,t} + \beta_2 reg_{2,t} + \gamma f_{t-1}^{(n)}) \quad (3') .
\end{aligned}$$

Dans un second exercice, nous considérons des coefficients variables au cours du temps, ce qui nous amène à calculer les taux de la manière suivante :

$$\begin{aligned}
tp_t^{(n)} &= f_t^{(n)} - (\alpha_{|t} + \beta_{|t} reg_t + \gamma_{|t} f_{t-1}^{(n)}) \quad (4) ; \\
tp_t^{(n)} &= f_t^{(n)} - (\alpha_{|t} + \beta_{1|t} reg_{1,t} + \beta_{2|t} reg_{2,t} + \gamma_{|t} f_{t-1}^{(n)}) \quad (4') .
\end{aligned}$$

Dans ce second exercice, et compte tenu du faible nombre de points disponibles, et afin de ne pas trop obérer la significativité des résultats, nous considérons que la phase d'estimation débute en mars 1999 et s'achève au minimum en décembre 2002 (12 points). La phase de prévision, quant à elle, débute le trimestre suivant la fin de la phase d'estimation - au minimum en mars 2003 - et s'achève en mars 2007 (17 points).

Nous estimons ensuite pour chaque modèle, c'est-à-dire la lecture directe des taux (que nous appelons "naïve"), la correction de l'écart de prévision moyen, et les corrections tenant compte soit de l'inflation sous-jacente, soit de l'Eurostoxx 50, soit de ces deux variables, et pour chaque horizon, la différence entre le taux réalisé et le taux prévu par le modèle. Nous calculons ensuite la racine carrée de la somme des carrés des écarts de prévision, statistique communément appelée RMSE. Le rapport des RMSE teste alors l'acuité relative des différents modèles en termes de prévision. Notre cadre de référence étant l'estimateur "naïf", nous mesurons pour chaque horizon le rapport de la RMSE du modèle à la RMSE de l'estimateur naïf. Plus ce rapport est petit, plus la prise en compte de la (des) variable(s) améliore le pouvoir de prévision des taux *futures*.

4.2 Résultats

Les résultats de la prévision hors-échantillon sont présentés dans les tableaux 12 (coefficients structurels) et 13 (coefficients variables dans le temps). En outre, les figures 5 (resp. 6) présentent les valeurs réalisées de l'Euribor 3 mois et les taux prévus par les différentes méthodes 3, 6, 9 et 12 mois auparavant sous l'hypothèse de coefficients constants (resp. variables dans le temps). Cette approche nous permet également de proposer une estimation récursive des coefficients à partir de mars 2003. Comme pour le cas général, cette estimation est réalisée à partir de la méthode de Newey-West avec 3 retards.

Concernant la première série d'exercices, le tableau 12 met en évidence la supériorité de la prise en compte d'une méthode de correction, quelle qu'elle soit, et quel que soit l'horizon, sur la lecture directe des taux *futures* (en effet, les rapports de RMSE sont tous inférieurs à 1). Par ailleurs, l'évolution du rapport des RMSE avec l'horizon témoigne d'abord de l'intérêt croissant de n'importe quelle méthode de correction (le rapport des RMSE étant généralement une fonction décroissante

de l'horizon), ensuite du bénéfice apporté par une variable conjoncturelle en comparaison d'une correction fondée sur le seul écart de prévision moyen (dans ce dernier cas, le rapport des RMSE reste supérieur à 0.94 quel que soit l'horizon, alors qu'il peut être deux fois moindre dans le premier cas). Nous constatons également que l'inflation sous-jacente et l'Eurostoxx50 apportent des corrections très complémentaires, en ce sens que l'indice boursier présente des performances prédictives supérieures à l'inflation pour des horizons inférieurs à 6 mois (le rapport des RMSE étant inférieur), mais qu'à partir d'un horizon de 6 mois, c'est à l'inflation de présenter un pouvoir prédictif plus important (0.45 contre 0.57 à 12 mois). Cette constatation est parfaitement conforme aux résultats obtenus en échantillon, qui attribuaient également un pouvoir prédictif supérieur à l'indice boursier jusqu'à 6 mois et à l'inflation sous-jacente de 6 à 12 mois (cf. tableau 11, colonne "ensemble"). En outre, la prise en compte simultanée des deux variables améliore *toujours* le pouvoir prédictif des taux *futures*. Notons enfin que si les performances prédictives de l'écart de prévision constant en fonction de l'horizon stagnent rapidement (avec un rapport des RMSE autour de 0.95-0.96 quel que soit l'horizon), elles restent proches des niveaux atteints par les méthodes de correction fondées sur l'inflation et/ou l'Eurostoxx50 pour les horizons inférieurs à 3 mois. Il ne peut donc être exclu, à l'instar de Hamilton (2007), que les taux des *futures* tirés directement du marché Liffe constituent, sinon la prévision la plus fiable, à tout le moins une conjecture fidèle de la trajectoire de très court terme (moins de 3 mois) de l'Euribor 3 mois.

En ce qui concerne le second exercice, le fait d'actualiser les coefficients au cours du temps ne change globalement pas les résultats (tableau 13). Nous constatons essentiellement pour des horizons de très court terme (typiquement 1 mois), la lecture "naïve" des taux *futures* fournit de meilleurs résultats que les méthodes de correction proposées (avec un rapport des RMSE supérieur à 1). Toutefois, la prise en compte de méthodes de correction est bénéfique à partir d'un horizon d'un mois. Par ailleurs, la combinaison de variables améliore toujours les performances prédictives, mais avec une ampleur moindre que dans le premier cas. A ce titre, l'Eurostoxx 50 apparaît alors comme le meilleur prédicteur pour tous les horizons, même si sa supériorité est moindre pour des horizons lointains, où l'inflation sous-jacente recouvre un pouvoir prédictif très proche de l'indice boursier.

Globalement, ces résultats montrent que l'apport de variables macroéconomiques et financières permet d'améliorer considérablement les performances prédictives des contrats de *futures* sur Euribor 3 mois pour des horizons strictement supérieurs à 3 mois. En-deçà, la lecture directe des taux tirés directement des contrats à terme ou corrigée d'une prime constante - par ailleurs minimale - est suffisante, en ce sens que la prise en compte de variables supplémentaires n'ajoute que très peu à la performance de la prévision. En outre, elle est susceptible d'y ajouter de l'incertitude. Nous retrouvons ainsi dans le cas de la zone euro les résultats de Hamilton (2007) qui amendent sur le

très court terme l'étude de Piazzesi et Swanson (2008) menée dans le cas américain.

5 Une courbe des anticipations de taux corrigée

Dans cette partie, nous présentons un graphique résumant les résultats de cette étude. Nous nous plaçons à la date du 15 mars 2006. Nous nous posons la question suivante : compte-tenu des taux des contrats *futures* et de l'information disponible à cette date sur l'inflation sous-jacente en zone euro et l'Eurostoxx 50, quelle est la trajectoire de de l'Euribor 3 mois la plus probable sur le court-moyen terme ?

Compte tenu des résultats présentés dans les parties précédentes, nous retenons cinq méthodes de correction : premièrement, une prévision dite "naïve", correspondant à une lecture directe des taux tirés des contrats ; deuxièmement, une prévision fondée sur un écart de prévision dite "constante" c'est-à-dire ne variant qu'avec l'horizon ; troisièmement, une méthode de correction basée sur les variations de l'inflation ; quatrièmement, une prédiction reposant sur l'Eurostoxx 50 ; cinquièmement, une prévision assise sur une combinaison de variables macroéconomique et financière, à savoir l'inflation sous-jacente et l'Eurostoxx 50.

Nous présentons sur la figure 8 l'ensemble des anticipations résultant de ces différentes corrections à la date du 15 mars 2006, ainsi que, à des fins de comparaison, la trajectoire réalisée de l'Euribor 3 mois.

En premier lieu, on constate que les différentes corrections envisagées sont relativement concordantes et envisagent unanimement une hausse des taux directeurs jusqu'en décembre 2006. La correction avec une prime constante donne des résultats légèrement différents des autres méthodes à partir de décembre 2006 et sensiblement divergents à horizon mars 2007. Cet écart peut s'expliquer par l'estimation empirique de ce modèle, dont nous avons déjà signalé le fort caractère cyclique et les faibles capacités prédictives à moyen terme. De ce fait, cette méthode de correction apparaît moins fiable en l'espèce que la lecture directe des taux des contrats à terme. Toutefois, le diagnostic tiré de cette estimation ne vient qu'à l'appui des autres ; il s'agit plus ici de croiser un faisceau d'informations que de lire des anticipations de taux courbe par courbe sans tenir compte du contexte économique.

En deuxième lieu, nous retrouvons dans ce cas particulier les résultats énoncés de manière beaucoup plus générale dans la partie 4. En effet, il apparaît qu'à court terme (inférieur ou égal à 3 mois), ce sont la lecture directe des taux *futures* ainsi que la correction menée à partir de la prime constante qui permettent de rendre au mieux compte de l'évolution future de l'Euribor 3 mois. A partir d'un horizon plus lointain (supérieur à 3 mois), la courbe des taux réalisés rejoint celle obtenue à partir des écarts de prévisions estimées à partir des variables macroéconomiques

et financières. Par la suite, la prévision la plus proche des valeurs réalisées est, conformément aux résultats énoncés dans les parties 3 et 4, celle se fondant sur l'inflation sous-jacente et l'indice boursier Eurostoxx 50.

Enfin, la présentation de ces résultats permet de lever certaines ambiguïtés concernant l'interprétation des résultats de cette étude. Il ne s'agit en aucun cas de considérer l'écart de prévision intégralement comme une prime de risque ; autrement dit, la prime de risque n'est qu'une composante parmi d'autres (à laquelle peuvent s'ajouter une mauvaise anticipation du retournement conjoncturel, la présence de rendements excédentaires ou déficitaires propres au fonctionnement des marchés des contrats à terme) de l'écart de prévision. Le fait que les prévisions tirées de variables macroéconomiques et financières soient à la fois plus performantes et supérieures à une lecture directe des taux en atteste⁹. Une façon de réconcilier l'ensemble de ces interprétations serait de voir dans ces taux corrigés les anticipations formulées par les marchés financiers des taux futurs à la condition que ces derniers cherchent à fixer le taux du *future* au niveau futur de l'Euribor 3 mois et qu'ils apprennent à estimer leur écart de prévision sur la période précédente. Quelle que soit l'interprétation donnée aux prévisions tirées des méthodes de correction présentées dans cette étude, elles n'en restent pas moins utiles pour prévoir la trajectoire future des taux d'intérêt.

6 Conclusion

Dans cette étude, nous étudions le pouvoir de prévision des contrats de futures sur Euribor 3 mois. Nous montrons d'abord que les prévisions de taux tirées directement des contrats à terme (*futures*) présentent systématiquement un écart de prévision contracyclique, en moyenne positif et croissant avec l'horizon. Elles ne peuvent donc pas être utilisées pour mesurer de manière triviale les anticipations de mouvements de taux par les marchés. Cet écart de prévision peut partiellement être interprété comme une prime de risque, une sous-évaluation de la fonction de réaction de la Banque centrale et un rendement excédentaire (ou déficitaire, selon la phase du cycle) sur les contrats futures sur Euribor 3 mois. En outre, nous montrons qu'une estimation portant sur une portion de cycle de taux, comme cela a jusqu'à maintenant été fait dans les principales études afférentes dans la zone euro, conduit à surestimer l'écart de prévision moyen.

Nous développons ensuite une méthode d'estimation en temps réel de l'écart de prévision à partir de certaines variables macroéconomiques, financières et issues d'enquêtes. Notre objectif est de fournir un prédicteur des taux d'intérêt futurs le plus performant possible. De ce fait, nous étendons la méthode traditionnelle d'estimation de l'écart de prévision à une combinaison de deux variables non multicolinéaires (e.g. indice Eurostoxx50 et inflation sous-jacente). Cela nous

⁹S'il n'y avait qu'une composante "prime de risque" nécessairement positive, la prévision tirée de variables macroéconomiques et financières devrait être inférieure à une lecture "naïve" des taux des contrats à terme.

permet de rendre compte *en échantillon* d'une part allant de 55% à 78% de la variance de l'écart de prévision pour des horizons compris entre 3 et 12 mois.

Nous prouvons enfin, dans le cadre d'un exercice *hors-échantillon*, que les taux des *futures* corrigés des écarts de prévision selon cette méthode constituent de meilleures prévisions à moyen terme de la trajectoire future des taux d'intérêt que les autres approches envisagées. L'approche naïve consistant à considérer directement le taux du contrat à échéance permet de prévoir correctement le taux réalisé pour des horizons de prévision très courts e.g. inférieurs à 2 mois.

Aussi cette méthode améliore-t-elle le pouvoir prédictif des contrats de *futures*. Elle permet notamment à la banque centrale d'affiner ses mesures d'anticipations de taux par les marchés et, ce faisant, de juger du degré de surprise potentielle d'une décision de politique monétaire.

Bibliographie

1. Bellone B., Gautier E. et Le Coent S. (2006) : "Les marchés financiers anticipent-ils les retournements conjoncturels?", *Economie et Prévision*, n°172, juin.
2. Bernoth K. et von Hagen J. (2004) : "The Euribor Futures Market : Efficiency and the Impact of ECB Policy Announcements", *International Finance* 7:1, pp. 1–24.
3. Diebold F. et Li (2004) : Forecasting the Term Structure of Government Bond Yield, *NBER Working Paper*, No. 10048.
4. Duffie D. et Kan R. (1996) : "A Yield-Factor Model of Interest Rates" *Mathematical Finance*, 6(4):379-406.
5. Durham J. (2003) : "Estimates of the term premium on near-dated federal funds futures contracts," *Finance and Economics Discussion Series* 2003-19, Board of Governors of the Federal Reserve System, juin.
6. Fama E. et Bliss R. (1987) : "The Information in Long-Maturity Forward Rates." *American Economic Review*, 77, 680-692.
7. Gale I. et Stiglitz J. (1989) : "A Simple Proof that Futures Markets are almost always informationnally inefficient", *NBER Working Paper Series*, No. 3209, December.
8. Gürkaynak R., Sack B. et Swanson E. (2002) : "Market-Based Measures of Monetary Policy Expectations", *Feds Working Paper*, No. 2002-40, Federal Reserve Board.
9. Hamilton J. (2007) : "Daily Changes in Fed Funds Futures Prices", *Journal of Money, Credit and Banking*, forthcoming.
10. Hissler S. (2004) : "L'existence d'un biais dans les anticipations de marché sur la politique monétaire en zone euro", *Diagnostics Prévisions et Analyses Economiques*, No. 57, Ministère de l'Economie des Finances et de l'Industrie, décembre.
11. Hördal P., Tristani O. et Vestin D. (2004) : "A joint econometric model of macroeconomic and term structure dynamics", *ECB Working Paper* No. 405.
12. Hull, J.C. (2003) : "Options, Futures and Other Derivatives", 5th Edition, Prentice Hall International, London.
13. Krueger J. et Kuttner K. (1996) : "The Fed Funds Futures Rate as a Predictor of Federal Reserve Policy", *Journal of Futures Markets*, No 16, 865-879, décembre.

14. Mishkin F. (2004) : "The Economics of Money, Banking, and Financial Markets", 7th edition, Addison-Wesley, Boston.
15. Nelson C. et Siegel A. (1987) : "Parsimonious Modeling of Yield curves, *Journal of Business*, 60, pp. 473-489.
16. Piazzesi M. et Swanson E. (2008) : "Futures Prices as Risk-Adjusted Forecasts of Monetary Policy", *Journal of Monetary Economics*, à paraître.
17. Robertson J. et Thornton D. (1997) : "Using Federal Funds Futures Rates to Predict Federal Reserve Actions", *Review of the Federal Reserve Bank of Saint-Louis*, pp 45-53, November/December.
18. Sack B. (2002) : "Extracting the Expected Path of Monetary Policy from Futures Rates", *Finance and Economics Discussion Series*, 2002-56, Board of Governors of the Federal Reserve System.

Annexes

Tableau 1 : caractéristiques des contrats de futures sur Euribor 3 mois

Unité	1 million d'euros
Mois de livraison	Mars, juin, septembre, décembre (jusqu'en 2004)
Cotation	100.00 moins le taux d'intérêt
Mouvement minimum	0.005 (12.5€)
Dernier jour de cotation	Deux jours ouvrables avant le troisième mercredi du mois de délivrance
Jour de livraison	Premier jour ouvrable après le dernier jour de cotation
Heures de cotation	7h02 - 18h00

Tableau 2 : moyenne des écarts de prévision (en points de base)

Horizon n (mois)	$ep_t^{(n)}$	$t - stat$
1	0.02	2.11
2	0.02	0.82
3	0.01	0.30
4	0.07	1.29
5	0.06	0.88
6	0.06	0.68
7	0.16	1.30
8	0.15	1.06
9	0.15	0.89
10	0.24	1.12
11	0.27	1.16
12	0.28	1.09

Tableau 3 : moyenne des écarts de prévision (en points de base)

Horizon n (mois)	$ep_t^{(n)}$	Hissler	Piazzesi-Swanson
3	1	7	13
6	6	13	37
9	15	27	—
12	28	48	—

Tableau 4 : moyenne des écarts de prévision sur la période 1999-2004 et comparaison avec la prime de risque estimée selon différentes méthodes

Horizon (n)	$ep_t^{(n)}$	DK	HTV	DL
1 mois	2	8	5	7
3 mois	6	8	6	15
6 mois	13	12	16	24
9 mois	25	24	25	32
12 mois	40	41	37	39

Tableau 5 : estimation de l'équation (1) sans variable macroéconomique ni financière

Horizon	α	γ	R ² a
1 mois	-0.05	0.02	0.10
3 mois	-0.02	0.01	0.01
6 mois	-0.16	0.07	0.03
9 mois	-0.47	0.19	0.09
12 mois	-1.04	0.39***	0.19

Tableau 6 : tests de stationnarité des séries des écarts de prévision et des séries de régresseurs correspondantes

Horizon	ADF tstat	p-value	ERS ¹⁰ tstat
1 mois	-4.58	0.00	-0.83
2 mois	-4.84	0.00	-4.12
3 mois	-4.33	0.00	-3.86
4 mois	-3.97	0.00	-1.48
5 mois	-3.52	0.01	-1.88
6 mois	-3.50	0.01	-3.17
7 mois	-2.76	0.07	-2.49
8 mois	-2.64	0.09	-2.26
9 mois	-2.51	0.12	-2.02
10 mois	-3.04	0.04	-1.44
11 mois	-2.97	0.05	-1.55
12 mois	-1.94	0.30	-1.70

¹⁰Valeurs critiques aux seuils de 1%, 5% et 10% de respectivement -2.65, -1.95 et -1.60.

Tableaux 7 : variables macroéconomiques

Horizon	Taux de vacance des emplois			
	α	β	γ	R^2_a
1 mois	-0.03	0.00	0.02	0.04
3 mois	-0.09	-0.02	0.02	0.02
6 mois	-0.60*	-0.08**	0.18*	0.26
9 mois	-1.22**	-0.15***	0.38***	0.49
12 mois	-2.12***	-0.19***	0.65***	0.58

Horizon	Taux de chômage			
	α	β	γ	R^2_a
1 mois	-1.10***	0.08***	0.07***	0.21
3 mois	-0.67	0.05	0.04	0.01
6 mois	0.45	-0.04	0.05	0.03
9 mois	3.23	-0.27	0.04	0.12
12 mois	6.03	-0.51	0.11	0.26

Horizon	Taux d'inflation sous-jacente			
	α	β	γ	R^2_a
1 mois	-0.06*	0.01	0.02***	0.10
3 mois	-0.48***	0.22***	0.04***	0.29
6 mois	-1.49***	0.62***	0.16***	0.54
9 mois	-2.67***	1.06***	0.33***	0.70
12 mois	-3.89***	1.41***	0.55***	0.77

Horizon	Taux d'inflation			
	α	β	γ	R^2_a
1 mois	-0.03	-0.01	0.02***	0.10
3 mois	-0.21	0.09	0.00	0.03
6 mois	-1.00***	0.41*	0.06*	0.16
9 mois	-1.68***	0.61***	0.16***	0.25
12 mois	-2.64***	0.82***	0.35***	0.37

Tableaux 8 : variables financières

Horizon	Prix de l'or (glissement annuel)			
	α	β	γ	R ² a
1 mois	0.02	0.24	-0.00	0.01
3 mois	-0.07	-1.97*	0.04*	0.05
6 mois	-0.45***	-10.38***	0.22***	0.26
9 mois	-0.87***	-22.96***	0.42***	0.47
12 mois	-1.36***	-32.42***	0.61***	0.52

Horizon	Taux de change eur/chf			
	α	β	γ	R ² a
1 mois	0.40**	-0.29**	0.02***	0.13
3 mois	3.53***	-2.31***	0.01	0.31
6 mois	8.31***	-5.54***	0.08***	0.41
9 mois	14.37***	-9.63***	0.17***	0.58
12 mois	18.14***	-12.43***	0.36***	0.66

Horizon	Indice Eurostoxx 50			
	α	β	γ	R ² a
1 mois	-0.01	-0.03**	0.05***	0.15
3 mois	0.28***	-0.28***	0.23***	0.55
6 mois	0.45***	-0.63***	0.57***	0.56
9 mois	0.40*	-0.97***	0.95***	0.63
12 mois	-0.07	-1.14***	1.27***	0.64

Horizon	Ecart de taux			
	α	β	γ	R ² a
1 mois	-0.05	0.00	0.02***	0.10
3 mois	-0.14	0.05	0.03	0.02
6 mois	-0.33	0.07	0.09	0.04
9 mois	-0.50	0.01	0.19	0.09
12 mois	-1.24	0.10	0.41***	0.19

Tableaux 9 : variables issues d'enquêtes

Horizon	Confiance dans les services			
	α	β	γ	R^2_a
1 mois	-0.05*	-0.00	0.02***	0.10
3 mois	-0.13**	-0.01***	0.09***	0.16
6 mois	-0.50***	-0.03***	0.29***	0.26
9 mois	-1.05***	-0.05***	0.57***	0.45
12 mois	-1.73***	-0.06***	0.86***	0.59

Horizon	Confiance dans la construction			
	α	β	γ	R^2_a
1 mois	-0.06***	-0.00*	0.02***	0.10
3 mois	-0.30***	-0.01***	0.06***	0.16
6 mois	-1.06***	-0.05***	0.23***	0.31
9 mois	-2.31***	-0.10***	0.48***	0.49
12 mois	-3.61***	-0.14***	0.76***	0.59

Horizon	Confiance des consommateurs			
	α	β	γ	R^2_a
1 mois	-0.21*	-0.01*	0.05***	0.15
3 mois	-1.09***	-0.04***	0.24***	0.33
6 mois	-2.16***	-0.07***	0.50***	0.28
9 mois	-3.31***	-0.10***	0.78***	0.32
12 mois	-4.53***	-0.12***	1.09***	0.47

Horizon	Indice de la production industrielle			
	α	β	γ	R^2_a
1 mois	0.03	-0.01	-0.00	0.03
3 mois	-0.04	-0.01	0.04***	0.05
6 mois	-0.31***	-0.05***	0.18***	0.21
9 mois	-0.58***	-0.12***	0.36***	0.41
12 mois	-0.95***	-0.21***	0.55***	0.56

Horizon	Consensus Forecasts			
	α	β	γ	R^2_a
1 mois	0.03	-0.01	-0.00	0.03
3 mois	-0.04	-0.01	0.04***	0.05
6 mois	-0.31***	-0.05***	0.18***	0.21
9 mois	-0.58***	-0.12***	0.36***	0.41
12 mois	-0.95***	-0.21***	0.55***	0.56

Tableaux 10 : combinaisons de variables

Horizon	Inflation sous-jacente et Eurostoxx50				
	α	β_1	β_2	γ	R^2_a
1 mois	0.06	-0.03	-0.05*	0.06***	0.16
3 mois	0.33***	-0.02	-0.29***	0.24***	0.55
6 mois	-0.50**	0.33***	-0.38***	0.42***	0.63
9 mois	-1.61***	0.72***	-0.41***	0.61***	0.74
12 mois	-3.14***	1.16***	-0.29	0.74***	0.78

Horizon	Inflation sous-jacente, confiance dans les services et Eurostoxx50					
	α	β_1	β_2	β_3	γ	R^2_a
1 mois	-0.09	-0.03	-0.00	-0.03	0.07***	0.18
3 mois	-0.04	-0.01	-0.01	-0.25***	0.27***	0.57
6 mois	-1.15*	0.33***	-0.02	-0.32***	0.50***	0.64
9 mois	-2.17***	0.71***	-0.02	-0.36***	0.67***	0.75
12 mois	-4.32***	1.12***	-0.04***	-0.15***	0.86***	0.80

Tableaux 11 : meilleurs régresseurs selon l'horizon de prévision

Horizon	Macro	Financier	Enquêtes
1 mois	Chômage	Eurostoxx 50	Conf. conso
3 mois	Inflation sous-jacente	Eurostoxx 50	Conf. conso
6 mois	Inflation sous-jacente	Eurostoxx 50	Conf. construction
9 mois	Inflation sous-jacente	Eurostoxx 50	Conf. construction
12 mois	Inflation sous-jacente	Change EUR/CHF	Conf. construction et conf. services

Horizon	Ensemble
1 mois	Chômage
3 mois	Eurostoxx 50
6 mois	Eurostoxx 50
9 mois	Inflation sous-jacente
12 mois	Inflation sous-jacente

Tableau 12 : rapport de la RMSE de chaque modèle à la RMSE de l'estimateur dit "naïf" (coefficients constants)

Horizon	Constante	Inflation	Eurostoxx	Inflation et Eurostoxx
1 mois	0.9623	0.9138	0.9506	0.8826
3 mois	0.9995	0.8440	0.6790	0.6701
6 mois	0.9869	0.6686	0.6531	0.6043
9 mois	0.9695	0.5284	0.5896	0.4946
12 mois	0.9496	0.4537	0.5715	0.4427

Tableau 13 : rapport de la RMSE de chaque modèle à la RMSE de l'estimateur dit "naïf" (coefficients variables dans le temps)

Horizon	Constante	Inflation	Eurostoxx	Inflation et Eurostoxx
1 mois	0.9859	1.2547	1.2112	1.1578
3 mois	0.9691	0.9086	0.8038	0.8004
6 mois	0.9746	0.8066	0.7916	0.7875
9 mois	0.9293	0.5771	0.5634	0.5358
12 mois	0.9073	0.4440	0.4217	0.4188

Figure 1 : nombre de contrats Pibor et Euribor 3 mois échangés sur les marchés
Matif et Liffe

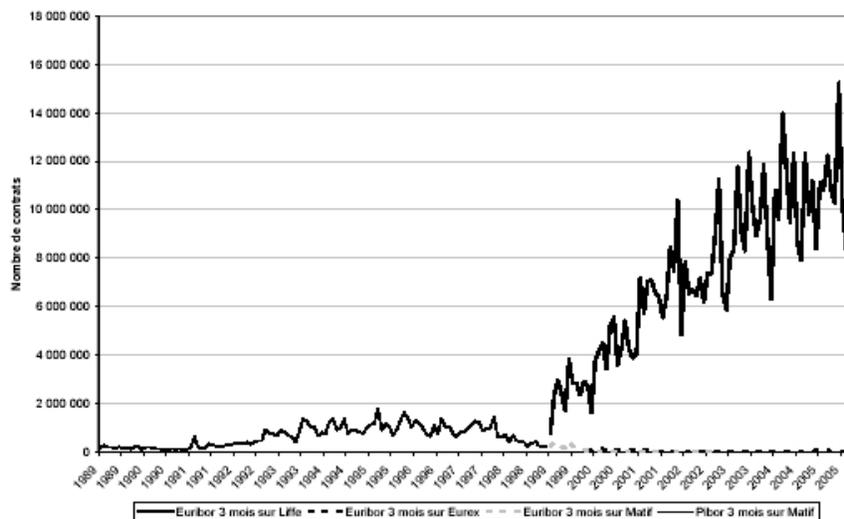


Figure 2 : écarts de prévision (plus ou moins deux écarts-types) sur Euribor 3 mois

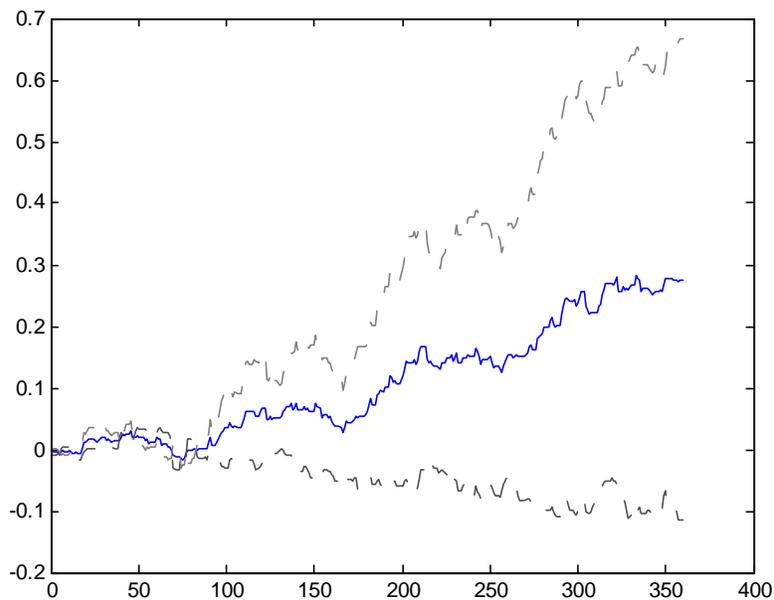


Figure 3 : écart de prévision en fonction de l'horizon pour chaque contrat

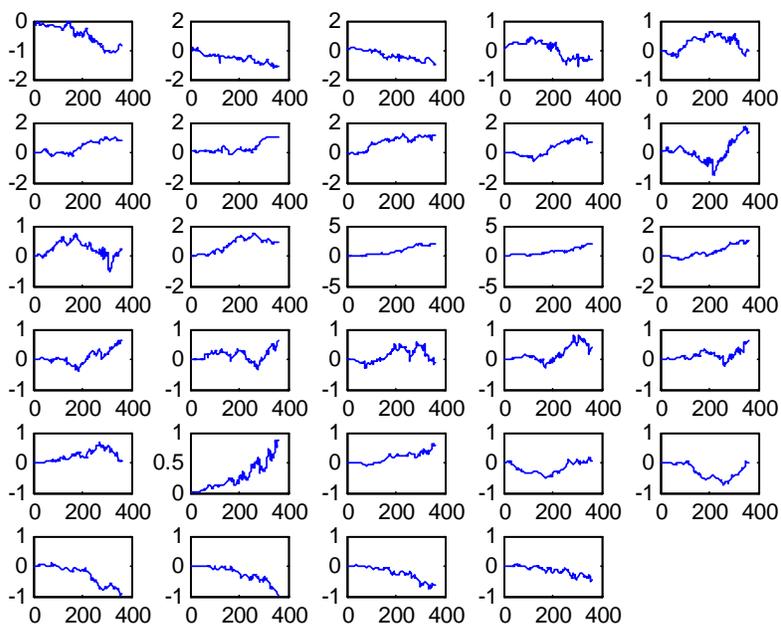


Figure 4 : valeurs réalisées de l'Euribor 3 mois et anticipations tirées des contrats futures 3, 6 et 9 mois auparavant

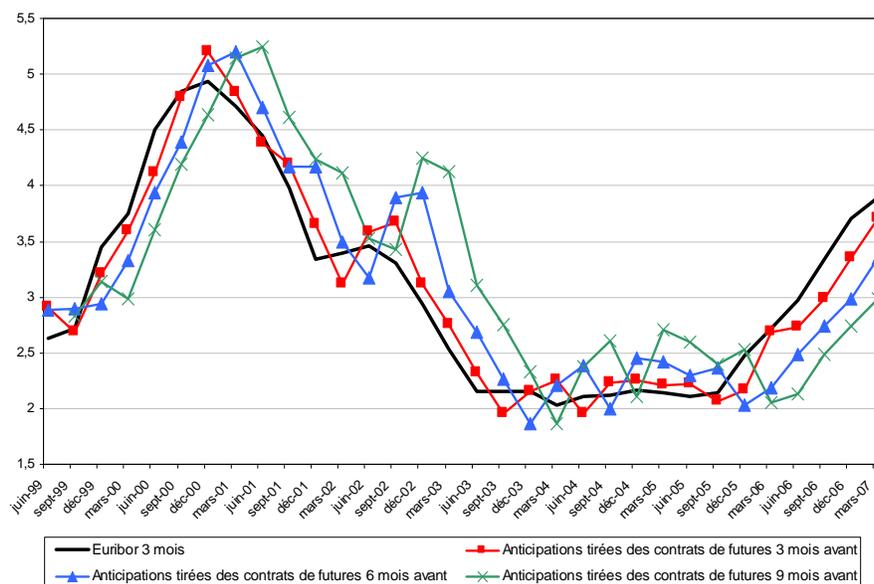
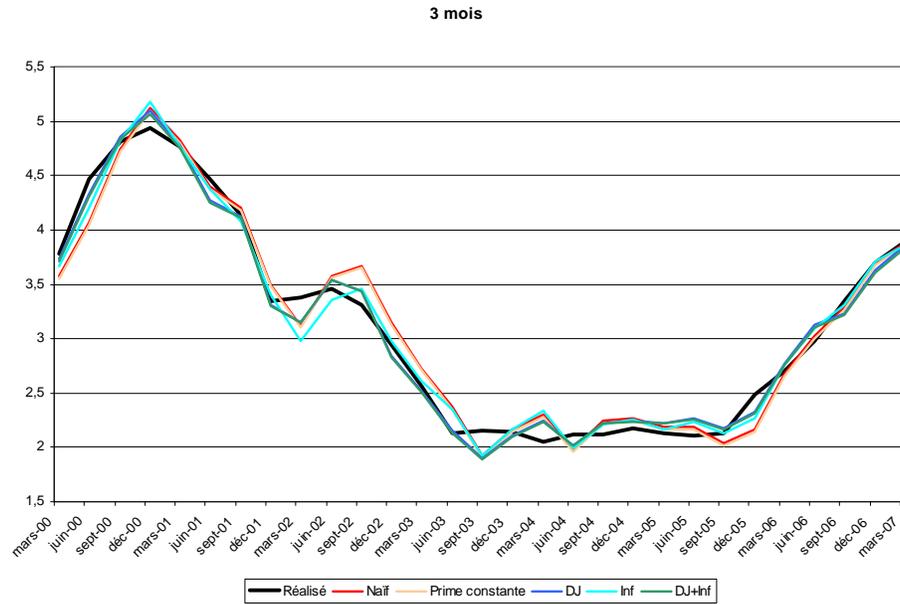
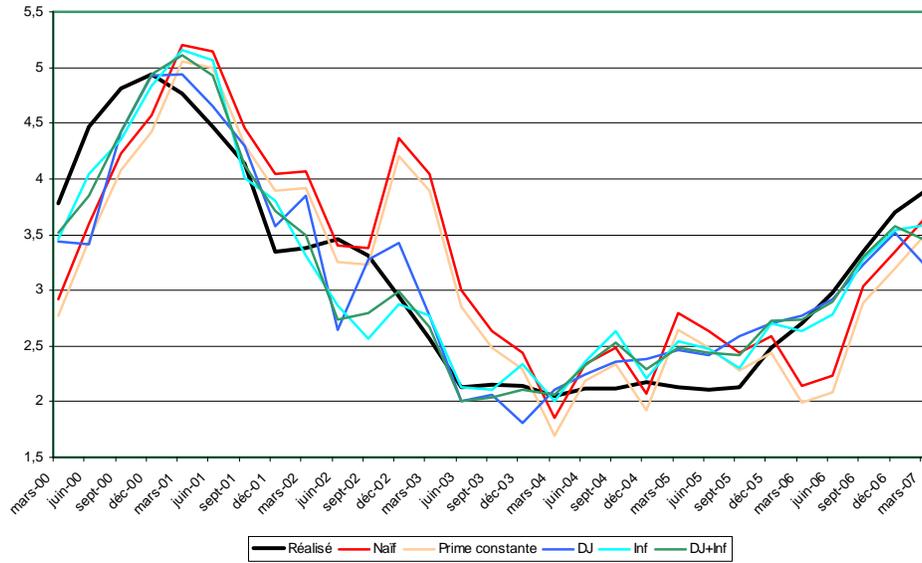


Figure 5 : valeurs réalisées de l'Euribor 3 mois et taux prévus par les différentes méthodes 3, 6, 9 et 12 mois auparavant (coefficients constants)



9 mois



12 mois

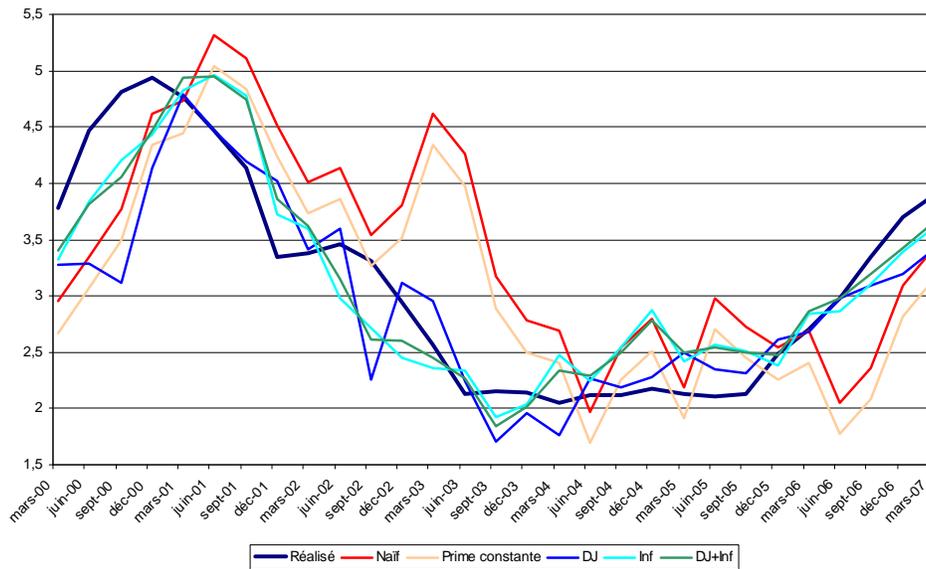
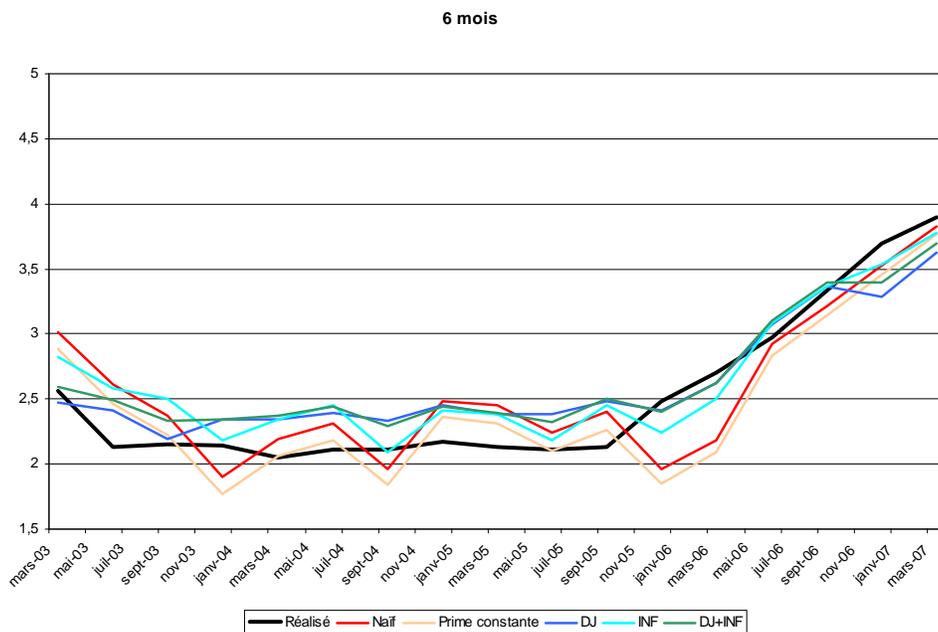
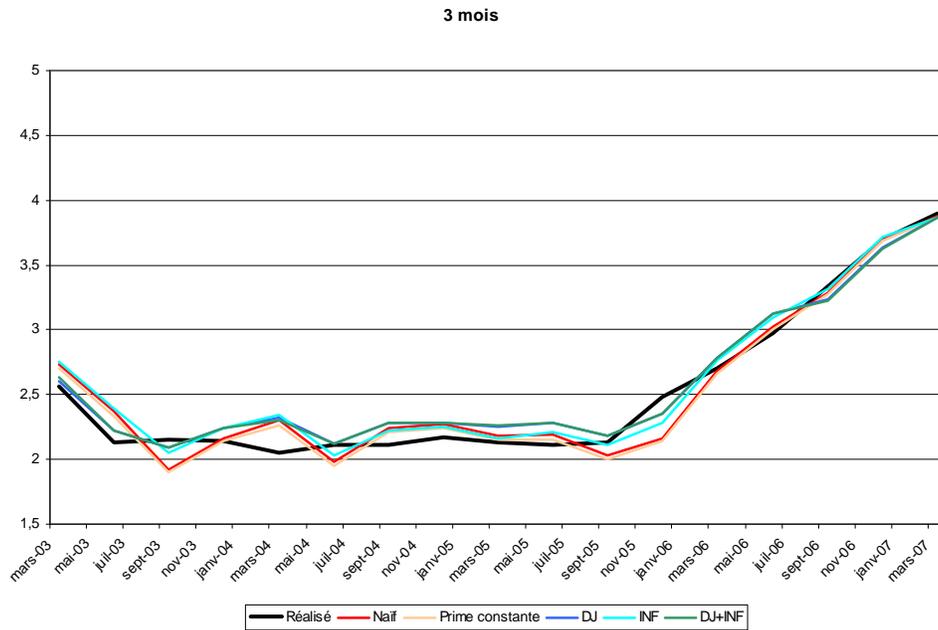
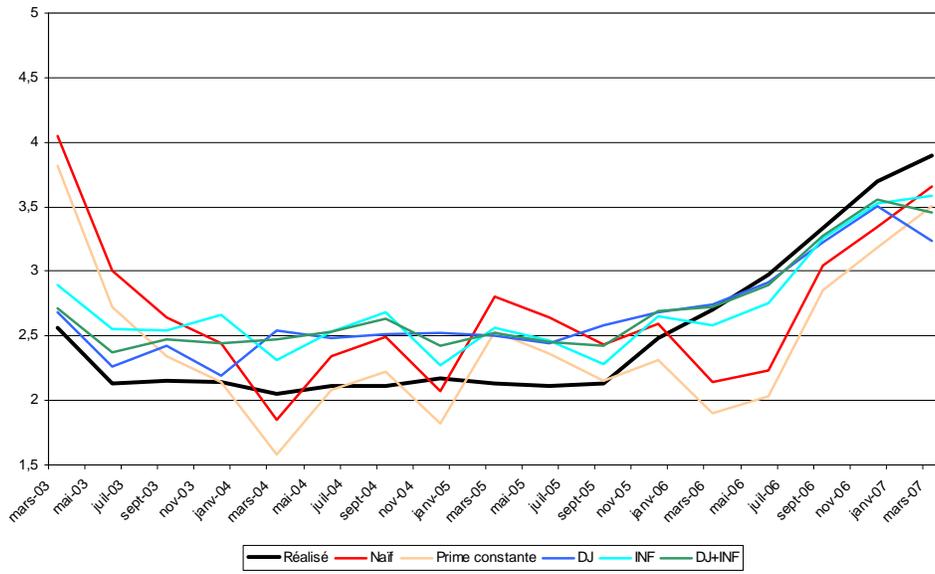


Figure 6 : valeurs réalisées de l'Euribor 3 mois et taux prévus par les différentes méthodes 3, 6, 9 et 12 mois auparavant (coefficients variables)



9 mois



12 mois

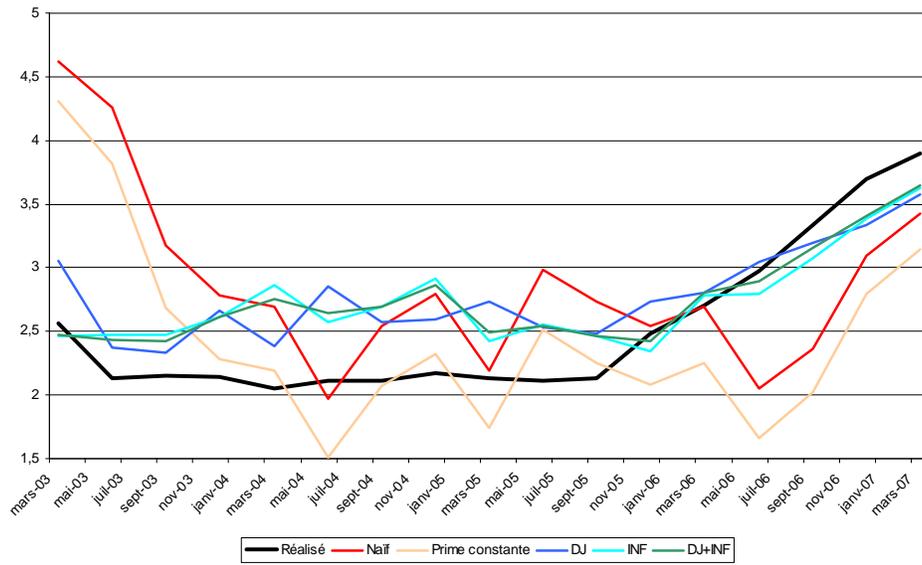
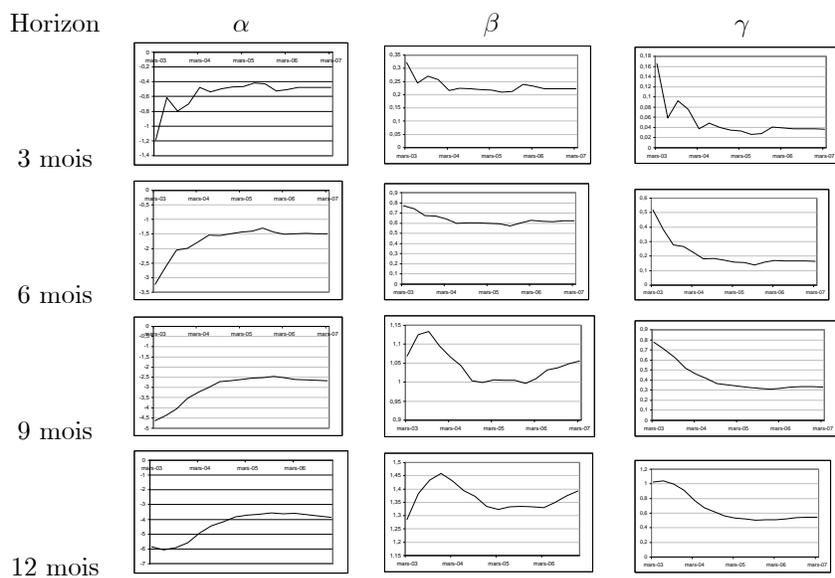
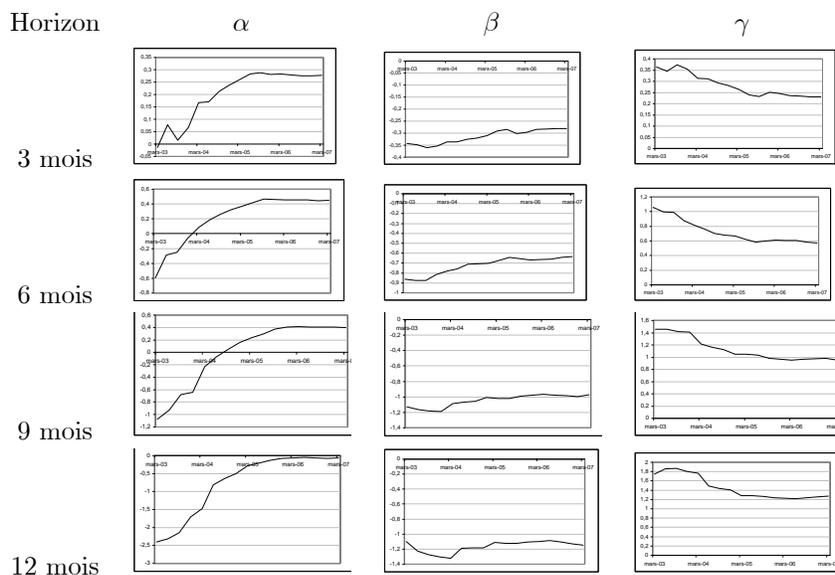


Figure 7 : estimation récursive des coefficients selon différents horizons de prévision

Cas où la variable explicative conjoncturelle est l'inflation



Cas où la variable explicative conjoncturelle est l'Eurostoxx 50



Cas où les variables explicatives conjoncturelles sont l'inflation et l'Eurostoxx 50

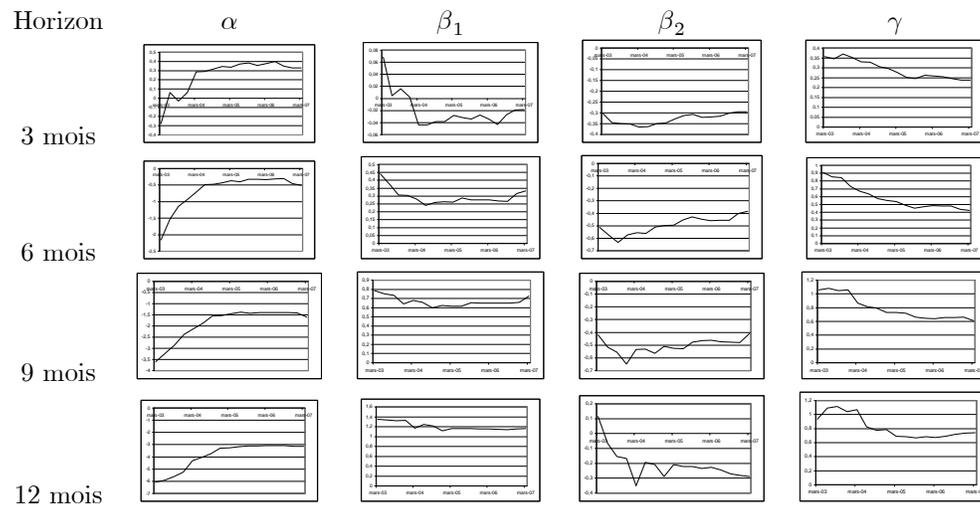
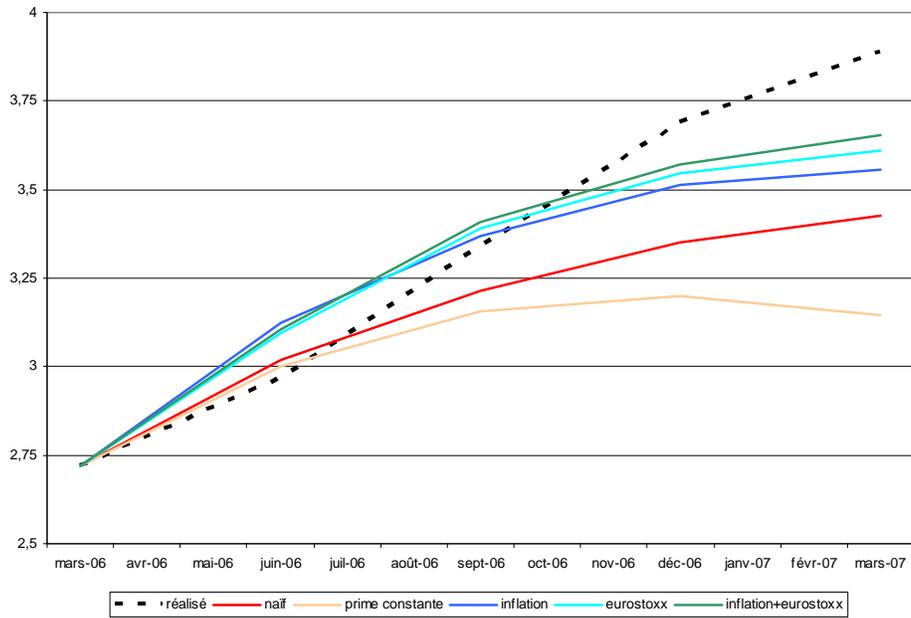


Figure 8 : valeurs prévues en mars 2006 de l'Euribor 3 mois à des horizons de 3, 6, 9 et 12 mois selon les différentes méthodes



Notes d'Études et de Recherche

171. O. Darné et V. Brunhes-Lesage, « L'Indicateur Synthétique Mensuel d'Activité (ISMA) : une révision », Juillet 2007.
172. R. Kierzenkowski et V. Oung, « L'évolution des crédits à l'habitat en France : une grille d'analyse en termes de cycles », Juillet 2007.
173. O. de Bandt, A. Banerjee and T. Koźluk, "Measuring Long-Run Exchange Rate Pass-Through," July 2007.
174. J. Alho and V. Borgy, "Global Ageing and Macroeconomic Consequences of Demographic Uncertainty in a Multi-regional Model," July 2007.
175. J.-S. Mésonnier and J.-P. Renne, "Does uncertainty make a time-varying natural rate of interest irrelevant for the conduct of monetary policy?," September 2007.
176. J. Idier and S. Nardelli, "Probability of informed trading: an empirical application to the euro overnight market rate," September 2007.
177. H. Partouche, "Time-Varying Coefficients in a GMM Framework: Estimation of a Forward Looking Taylor Rule for the Federal Reserve," September 2007.
178. C. Ewerhart and N. Valla, "Financial Market Liquidity and the Lender of Last Resort," September 2007.
179. C. Ewerhart and N. Valla, "Forced Portfolio Liquidation," September 2007.
180. P.-A. Beretti and G. Cetto, "Indirect ICT Investment," September 2007.
181. E. Jondeau and J.-G. Sahuc, "Testing heterogeneity within the euro area," September 2007.
182. J.-G. Sahuc and Frank Smets, "Differences in Interest Rate Policy at the ECB and the Fed: An Investigation with a Medium-Scale DSGE Model," September 2007.
183. J. Coffinet and S. Gouteron, "Euro Area Market Reactions to the Monetary Developments Press Release," October 2007.
184. C. Poilly, "Does Money Matter for the Identification of Monetary Policy Shocks: A DSGE Perspective," October 2007.
185. E. Dhyne, C. Fuss, H. Pesaran and P. Sevestre, "Lumpy Price Adjustments: a Microeconometric Analysis," October 2007.
186. R. Cooper, H. Kempf and D. Peled, "Regional Debt in Monetary Unions: Is it Inflationary?," November 2007.
187. M. Adanero-Donderis, O. Darné and L. Ferrara, « Deux indicateurs probabilistes de retournement cyclique pour l'économie française », Novembre 2007.
188. H. Bertholon, A. Monfort and F. Pegoraro, "Pricing and Inference with Mixtures of Conditionally Normal Processes," November 2007.
189. A. Monfort and F. Pegoraro, "Multi-Lag Term Structure Models with Stochastic Risk Premia," November 2007.

190. F. Collard, P. Fève and J. Matheron, "The Dynamic Effects of Disinflation Policies," November 2007.
191. A. Monfort and F. Pegoraro, "Switching VARMA Term Structure Models - Extended Version," December 2007.
192. V. Chauvin and A. Devulder, "An Inflation Forecasting Model For The Euro Area," January 2008.
193. J. Coffinet, « La prévision des taux d'intérêt à partir de contrats futures : l'apport de variables économiques et financières », Janvier 2008.

Pour accéder à la liste complète des Notes d'Études et de Recherche publiées par la Banque de France veuillez consulter le site : <http://www.banque-france.fr/fr/publications/ner/ner.htm>

For a complete list of Working Papers published by the Banque de France, please visit the website: <http://www.banque-france.fr/gb/publications/ner/ner.htm>

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

For any comment or enquiries on the Working Papers, contact the library of the Research Directorate at the following address :

BANQUE DE FRANCE
41- 1404 Labolog
75049 Paris Cedex 01
tél : 0033 (0)1 42 92 49 55 ou 62 65
fax :0033 (0)1 42 92 62 92
email : thierry.demoulin@banque-france.fr
jeannine.agoutin@banque-france.fr