
NOTES D'ÉTUDES

ET DE RECHERCHE

**LA PENTE DES TAUX CONTIENT-ELLE DE
L'INFORMATION SUR L'ACTIVITE
ECONOMIQUE FUTURE**

Franck Sédillot

juin 1999

NER # 67



DIRECTION GÉNÉRALE DES ÉTUDES

**LA PENTE DES TAUX CONTIENT-ELLE DE
L'INFORMATION SUR L'ACTIVITE
ECONOMIQUE FUTURE**

Franck Sédillot

juin 1999

NER # 67

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 Web de la Banque de France « www.banque-france.fr ».

La pente des taux contient-elle de l'information sur l'activité économique future ?

Franck Sédillot*

Juin 1999

Résumé

Nous étudions dans ce papier le lien entre pente des taux et croissance en Allemagne, aux États-Unis et en France. Cette relation est analysée selon deux approches. La première, communément mise en œuvre, consiste à régresser le taux de croissance du PIB pour différents horizons sur le *spread* de taux. Dans la seconde, plus rarement appliquée sur données européennes, c'est l'occurrence d'une récession que l'on cherche à prévoir. Dans ce cas, il faut recourir à l'estimation d'un modèle probit. Pour chacun des termes de cette alternative, une analyse des propriétés prédictives en échantillon et hors échantillon est menée. La stabilité des différentes relations, appréhendée au travers des erreurs de prévision récursives et glissantes, est aussi abordée.

Abstract

We investigate in this paper the ability of the yield spread to forecast economic activity in Germany, the United States and France. Two approaches are implemented. The first one, widely used, consists in regressing the growth rate of the GDP computed on various horizons on the yield spread. In the second one, we examine the usefulness of the yield spread in predicting whether or not the economy will be in recession in the future. So, in that particular case we use a probit model. For both approaches, we analyze the in-sample forecasting ability as well as the out-of-sample accuracy of the outcomes. The stability of the relation, based on time-varying root mean squares errors, is also analyzed.

*Correspondance : Banque de France, 41-1391 DGE-DEER-Centre de recherche, 31 rue Croix des Petits Champs, 75001 PARIS, tel 01-42-92-62-54, email fsedillot@banque-france.fr. Je remercie vivement S. Avouyi-Dovi, C. Cortet, E. Jondeau, R. Lacroix, H. Lebihan, P. Sicsic et les participants à l'atelier de recherche pour leurs commentaires et suggestions.

1 Introduction

La théorie économique enseigne que le prix des actifs, comme les taux d'intérêt ou les cours boursiers, reflète les anticipations des intervenants sur les marchés financiers. Trois exemples illustrent cette idée : la théorie des anticipations de la structure par terme selon laquelle le taux à long terme s'exprime comme une moyenne pondérée des taux courts futurs anticipés, à une prime de risque constante dans le temps près ; la relation de Fisher qui stipule que le taux d'intérêt nominal est la somme du taux réel et du taux d'inflation anticipée ; le modèle des dividendes actualisés qui pose que le cours d'une action est égal au flux des profits futurs actualisés. Ainsi, la structure par terme contiendrait de l'information relative aux taux courts futurs (et par conséquent à la politique monétaire), à l'inflation anticipée et à la croissance économique. Dans la suite de ce papier, nous nous intéresserons exclusivement au lien entre la pente des taux —la différence entre un taux à long terme et un taux à court terme— et la croissance¹.

La corrélation entre ces deux variables permet de mesurer simplement l'ampleur du lien qui les unit². En Allemagne, aux États-Unis et en France, les trois pays étudiés dans ce papier, elle est de l'ordre de 0,45 pour un retard de trois trimestres. Ce résultat est conforme à ceux mis en avant dans la plupart des travaux menés sur ce thème. Sur données américaines, la conclusion est sans équivoque : la pente des taux apporte de l'information sur l'activité économique future (Harvey [1988], Stock et Watson [1989], Estrella et Hardouvelis [1991] et Estrella et Mishkin [1997 et 1998]). Estrella et Mishkin [1998] montrent que l'écart de taux a un pouvoir explicatif à un horizon d'un an non seulement supérieur à celui d'autres variables financières (comme la masse monétaire ou l'écart de taux entre les billets de trésorerie et les bons du Trésor à six mois —CPBILL—) mais aussi à celui d'indicateurs dits «avancés». Les comparaisons internationales sont tout aussi convaincantes. Elles concluent que cette relation est aussi valide dans la plupart des pays industrialisés³.

Toutefois, l'évolution des corrélations au cours du temps (graphiques 1 et 2) met en évidence de sensibles disparités⁴. Plus la taille de l'échantillon augmente, plus la corrélation diminue aux États-Unis. Après une période de stabilité entre 1974 et 1984, le coefficient de corrélation entre croissance et pente des taux avancée de trois trimestres passe de 0,60 à 0,40. En revanche, en Allemagne, cette grandeur est très stable, autour de 0,45 depuis 1980. En France, le profil est légèrement plus accusé :

¹On trouvera dans Jondeau et Ricart [1998] une étude détaillée relative au contenu en information de la courbe des taux concernant les taux courts futurs et l'inflation anticipée.

²Il s'agit du coefficient de corrélation entre la pente des taux et le taux de croissance du PIB lissé sur trois trimestres.

³On pourra notamment se référer à Harvey [1991], Bernard et Gerlach [1998], Bonser-Neil et Morley [1997], Davis et Fagan [1997], Estrella et Mishkin [1997], Hu [1993], Kosicki [1997] et Nelson et Plosser [1994].

⁴Dans chacun des trois pays on calcule des corrélations récursives et des corrélations glissantes. Dans le premier cas, on démarre avec une corrélation initiale qui porte sur la période 1960-1970 (1970-1980 pour la France). Puis, on calcule à nouveau cette corrélation avec un trimestre supplémentaire. Dans le second cas, on décale à la fois le début et la fin de l'échantillon. Dix ans glissants sont alors couverts. Ces corrélations sont calculées entre un lissage sur trois trimestres du taux de croissance du PIB et la pente des taux décalée de neuf mois.

notamment, le retournement à la baisse de la conjoncture en 1992 a bien été capté contrairement à la phase de reprise qui a suivi. L'analyse des résultats sur une période glissante de 10 ans est un peu moins claire mais confirme le diagnostic précédent. En définitive, aux États-Unis, il semble que la corrélation se soit affaiblie au cours des dix dernières années. Pour les deux pays européens, la relation apparaît plus stable, excepté au début des années quatre-vingt dix. Ces différentes observations amènent naturellement à s'interroger sur l'évolution au cours du temps du lien entre ces deux variables.

Pour cela, il convient de faire une distinction entre pouvoir explicatif et contenu prédictif. Le premier fait référence à l'analyse en échantillon (une mesure en est le \bar{R}^2), alors que pour le second, il faut recourir à une analyse hors échantillon (en comparant par exemple des prévisions réalisées en dehors de la période d'estimation de différents modèles concurrents). Aux États-Unis, Thoma et Gray [1994] réalisent cet exercice et montrent que le pouvoir prédictif du CPBILL face à la masse monétaire est dû à la seule observation du mois de décembre 1974. Stock et Watson [1992] soulignent que les indicateurs financiers n'ont pas fourni les signaux adéquats pour prévoir le retournement à la baisse de la conjoncture en 1991. Plus récemment, Haubrich et Dombrosky [1996] puis Dotsey [1998] indiquent que l'information en terme d'activité future contenue dans l'écart de taux s'est sensiblement affaiblie outre-Atlantique. Pour les pays de l'Union Européenne, Davis et Fagan [1997] montrent que la pente des taux combinée aux valeurs passées du taux de croissance du PIB ne permet pas de mieux prévoir l'activité que les seuls retards du taux de croissance du PIB. Alonso *et alii* [1997] font un exercice similaire sur données espagnoles. Ils concluent que les modèles utilisant la pente des taux ont, hors échantillon, un pouvoir prédictif inférieur à un simple modèle autorégressif. Au total, ces travaux donnent des résultats plus contrastés que l'analyse en échantillon.

Dans cette étude, nous nous concentrons plus particulièrement sur la stabilité de cette relation depuis 1960. Dans les trois pays étudiés, la pente des taux permet de prévoir l'activité future, mais seule l'Allemagne présente une relation relativement stable. L'analyse hors échantillon souligne que le gain prédictif apporté par la pente des taux est de faible amplitude. En outre, il apparaît que l'écart de taux semble plus pertinent pour prévoir les phases de récession que les périodes de croissance. C'est pour cela que, dans la lignée d'Estrella et Mishkin [1998], nous avons estimé un modèle probit. Les résultats apparaissent alors sensiblement plus convaincants.

Le reste du papier s'articule de la façon suivante : dans la section deux, nous rappelons les principaux résultats empiriques trouvés ainsi que les modèles économétriques utilisées. Dans la section trois, une analyse en échantillon est menée en appliquant ces différentes méthodes aux trois pays étudiés. La section quatre est consacrée à l'analyse hors échantillon. Enfin, la section 5 conclut.

2 Les enseignements de la littérature

2.1 L'écart de taux et la croissance : quelques éléments théoriques

2.1.1 Trois raisons théoriques sont en général avancées

D'un point de vue théorique, trois explications sont à l'origine du lien entre pente des taux et activité économique : les anticipations de la politique monétaire, les effets de la politique monétaire et, enfin, le lissage intertemporel de la consommation⁵.

La première fait directement appel à la théorie des anticipations de la structure par terme. Selon cette théorie, le taux long, pour une échéance donnée, s'écrit comme une moyenne pondérée des taux courts futurs anticipés à une prime de risque près. Une anticipation de faible croissance implique celle d'une détente de la politique monétaire et donc des baisses futures des taux courts qui doivent se traduire, dès maintenant, dans les taux longs. L'amplitude et le sentier de la baisse des taux dépendront de la sévérité et de la durée de la récession anticipée par les agents, si ces derniers pensent que la banque centrale réagit à la croissance et à l'inflation. La causalité va alors de l'anticipation de l'activité vers la pente des taux.

Dans la seconde, l'écart de taux représente le degré de restriction ou de relâchement de la politique monétaire. Ainsi, lorsque les taux à court terme augmentent, les taux à long terme augmentent mais moins que les taux à court terme. Le *spread* se réduit. Estrella et Mishkin [1997] observent que la variation des taux à long terme consécutive à une variation des taux à court terme est d'autant moins forte que la politique monétaire est crédible. À la limite, si cette dernière était parfaitement anticipée et parfaitement crédible, alors les taux courts futurs resteraient à leur niveau actuel et les taux longs ne bougeraient pas. En définitive, selon cette explication, une courbe des taux peu pentue signifie que, en réponse à une politique monétaire restrictive, l'activité et l'inflation déclineraient. Dans ces conditions, l'écart de taux est conditionnel à la politique monétaire. C'est pourquoi, dans les tests empiriques, une variable de politique monétaire (taux d'intervention ou taux réel) est introduite. Elle permet de vérifier si le *spread* de taux contient une information autre que celle de la politique monétaire *stricto sensu*. Les effets de la politique monétaire sont aussi à relier au canal du crédit. En effet, une hausse des taux courts se traduit par un accroissement plus faible des taux longs. La marge d'intermédiation des banques diminue. Ces dernières, pour maintenir leur rentabilité, éliminent de leur portefeuille les emprunteurs les plus risqués ce qui réduit l'investissement et donc l'activité.

La troisième repose sur un cadre théorique initialement proposé par Harvey [1988] en temps discret puis par Hu [1993] en temps continu. Elle s'appuie sur le comportement de maximisation intertemporelle du consommateur : certains agents veulent consommer plus aujourd'hui que dans un an ; d'autres veulent épargner aujourd'hui pour consommer plus dans un an. Le taux d'intérêt est le prix qui assure l'équilibre du marché entre les prêteurs et les emprunteurs. On suppose que les ménages aspirent à la stabilité de leur consommation, c'est-à-dire qu'ils sont averses au risque. Si, par

⁵On pourra se reporter à Dubois et Janci [1994] pour un exposé plus détaillé.

exemple, ils anticipent une perte de leur revenu dans un an (une récession est donc anticipée), ils souhaiteront épargner plus de façon à garantir un certain niveau de consommation pour les mauvais jours. Ainsi, ils achèteront des titres longs qui leur assureront des revenus pendant la récession. Ces achats seront financés par des ventes de titres courts. La demande de titres longs s'accroît ce qui entraîne une hausse de leur prix et par conséquent une baisse de leur rendement. Dans le même temps, la demande de titres courts décroît ce qui se traduit par une diminution de leur prix et une augmentation de leur rendement. L'aplatissement de la pente des taux résulte de ces deux mouvements. On peut montrer cet effet plus formellement. En reprenant Harvey [1988], le consommateur résout le programme suivant⁶ :

$$\max_{C_t, A_{t+1}} \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \frac{C_t^{1-\nu}}{1-\nu} \quad (1)$$

sous contrainte $A_{t+1} = (1 + r_t)(A_t + Y_t - C_t)$

où β représente le coefficient d'actualisation, ν l'aversion pour le risque, A_t la richesse réelle du consommateur, C_t sa consommation réelle, Y_t les revenus salariaux réels et r_t le taux d'intérêt réel qui s'applique entre les périodes t et $t + 1$ ⁷. La résolution de (1) donne les conditions d'équilibre suivantes :

$$\begin{aligned} \frac{\partial \ell}{\partial C_t} &= \beta^t C_t^{-\nu} - (1 + r_t) \lambda_t = 0 \\ \frac{\partial \ell}{\partial C_{t+1}} &= \beta^{t+1} C_{t+1}^{-\nu} - (1 + r_{t+1}) \lambda_{t+1} = 0 \\ \frac{\partial \ell}{\partial A_{t+1}} &= -\lambda_t + \lambda_{t+1} (1 + r_{t+1}) = 0 \end{aligned} \quad (2)$$

où ℓ est le lagrangien du programme du consommateur donné par (1). En réarrangeant les équations du système (2) et en linéarisant (les minuscules dénotent le logarithme sauf pour le taux d'intérêt), on obtient les deux relations suivantes :

$$\begin{aligned} c_{t+1} - c_t &= \frac{\log(\beta)}{\nu} + \frac{1}{\nu} r_t \\ c_{t+j} - c_t &= j \frac{\log(\beta)}{\nu} + \frac{1}{\nu} \sum_{i=0}^{j-1} r_{t+i}. \end{aligned} \quad (3)$$

De (3), on tire la relation suivante :

$$c_{t+j} - c_{t+1} = (j-1) \frac{\log(\beta)}{\nu} + \frac{1}{\nu} s_t + \frac{1}{\nu} (j-1) r_t \quad (4)$$

⁶Nous présentons une version très simplifiée du programme d'optimisation.

⁷ r_t s'assimile donc à un taux court réel.

où $s_t = \sum_{i=0}^{j-1} r_{t+i} - jr_t$ représente j fois la pente des taux entre t et $t + j$. D'après (4), le taux de croissance cumulé de la consommation entre les périodes $t + 1$ et $t + j$ est une fonction croissante de la pente des taux. Par commodité, nous récrivons (4) :

$$c_{t+j} - c_{t+1} = \alpha_0 + \alpha_1 s_t + \alpha_2 r_t \quad (5)$$

où $\alpha_0 = (j - 1) \frac{\log(\beta)}{\nu}$, $\alpha_1 = \frac{1}{\nu}$ et $\alpha_2 = \frac{1}{\nu} (j - 1)$. α_1 représente donc à la fois l'inverse du degré d'aversion pour le risque des consommateurs et le taux de croissance de la consommation lorsque la structure par terme est plate. L'équation (5) servira de cadre de référence pour l'analyse économétrique.

2.1.2 Une maquette simple permet de synthétiser ces trois effets

Une maquette, représentant la forme réduite d'un modèle en économie fermée, permet de synthétiser l'ensemble des trois effets précédents⁸. Elle se compose des cinq équations suivantes :

$$\begin{aligned} y_t - \bar{y} &= (y_{t+1} - \bar{y}) - \frac{1}{\nu} (\rho_t - \bar{\rho}) \\ \rho_t &= R_t - \frac{1}{n} \sum_{k=0}^{n-1} \pi_{t+k} \\ R_t &= \frac{1}{n} \sum_{k=0}^{n-1} i_{t+k} \\ \pi_t &= \alpha \pi_{t+1} + (1 - \alpha) \pi_{t-1} + \gamma (y_t - \bar{y}) \\ i_t &= \bar{\rho} + \pi_t + \beta_1 (\pi_t - \bar{\pi}) + \beta_2 (y_t - \bar{y}) \end{aligned} \quad (6)$$

où y_t représente le revenu, \bar{y} le revenu d'équilibre, R_t le taux à long terme, i_t le taux à court terme nominal, ρ_t le taux à long terme réel, $\bar{\rho}$ le taux à long terme réel d'équilibre, π_t le taux d'inflation et $\bar{\pi}$ la cible d'inflation de la banque centrale. La première équation n'est autre que la courbe IS. C'est aussi l'équation (3), à ceci près que c_t a été remplacé par y_t . Cette courbe IS est légèrement modifiée par rapport à une écriture traditionnelle où, en général, ce sont les termes passés du revenu qui interviennent⁹. McCallum et Nelson [1997] justifient la présence d'un terme avancé en maximisant une fonction d'utilité intertemporelle du consommateur. Ainsi, on retrouve l'effet de lissage de la consommation par ce biais puisque la résolution de ce programme conduit à la condition de premier ordre décrite par le système (2) où le rapport des utilités marginales de la consommation aux dates $t + 1$ et t équivaut au taux d'actualisation. Les effets de la politique monétaire transitent par l'écart entre le taux réel et son niveau de long terme dans la courbe IS. Dans la deuxième équation, le taux long réel s'écrit comme la différence entre le taux à long terme nominal et

⁸ Ces formes réduites sont abondamment utilisées dans la littérature. On trouvera un exposé détaillé des propriétés de convergence de ce type de modèle dans Kerr et King [1996].

⁹ Par exemple, sur données américaines, il est généralement modélisé par un $AR(2)$ dont la somme des coefficients est inférieure à l'unité (Fuhrer [1997]).

le taux d'inflation future. C'est la relation de Fisher. On retrouve dans la troisième équation la théorie des anticipations de la structure par terme des taux d'intérêt. Le taux à long terme (zéro-coupon) s'écrit comme une moyenne arithmétique des taux courts futurs anticipés sur n périodes. La quatrième équation est une forme réduite de la boucle prix-salaires. C'est, plus exactement, une courbe de Phillips augmentée. L'introduction du terme avancé peut se justifier par l'existence de contrats salariaux imbriqués comme, par exemple, chez Fuhrer et Moore [1995]¹⁰. Enfin, la dernière équation représente la règle de Taylor. Cette équation combinée à l'équation de taux long donne l'influence des anticipations de la politique monétaire.

En définitive, on retrouve bien dans cette maquette les trois raisons qui expliquent que la pente des taux et l'activité sont corrélées. À long terme, les grandeurs réelles d'équilibre sont données par \bar{y} et \bar{p} tandis que les grandeurs nominales sont déduites de la cible d'inflation $\bar{\pi}$ des autorités monétaires. Nous avons simulé un choc de demande positif anticipé par les agents¹¹ pour vérifier qu'un aplatissement de la pente des taux s'accompagne bien d'un ralentissement futur de l'activité économique. Les graphiques 3 et 4 détaillent les résultats de cette simulation. Juste après le choc, la banque centrale réagit au surcroît d'activité et d'inflation par une hausse des taux directeurs. Dans le même temps, les agents ont déjà intégré que cette hausse des taux à court terme allait résorber l'excès de croissance et d'inflation et conduire à une détente de la politique monétaire. C'est pourquoi le niveau des taux courts futurs anticipés est inférieur à celui des taux courts actuels. Comme les taux longs sont une moyenne des taux courts futurs, ils augmentent alors moins que les taux courts ce qui conduit à une inversion de la pente des taux au moment où l'*output gap* est maximal (1 %). Ensuite, la politique monétaire se desserre au fur et à mesure que les surcroîts d'activité et d'inflation se résorbent. Les taux courts se détendent alors plus rapidement que les taux longs et la pente des taux revient vers son niveau d'équilibre.

2.2 En échantillon, la pente des taux aide à prévoir l'activité

Empiriquement, cette relation a d'abord été testée sur données américaines, notamment par Estrella et Hardouvelis [1991]. Plus récemment, des travaux comparatifs ont été menés : Bernard et Gerlach [1998], Davis et Fagan [1997], Estrella et Mishkin [1997], Harvey [1991], Hu [1993] et Nelson et Plosser [1994]. Enfin, sur données françaises, on pourra se reporter au travail de Dubois et Jancsi [1994]. Ces études ont en commun de régresser le taux de croissance du PIB sur la pente des taux (plus éventuellement d'autres variables financières ou monétaires) selon trois méthodes.

¹⁰ On trouvera aussi dans Roberts [1997] une revue de la littérature détaillée et une estimation sur données américaines de la courbe de Phillips néo-keynésienne.

¹¹ Le modèle est présenté ici à titre illustratif. Les paramètres utilisés lors de la simulation sont les suivants : $\frac{1}{\nu} = 0,3$, $\alpha = 0,3$, $\gamma = 0,2$ et $\beta_1 = \beta_2 = 0,5$. Ces valeurs correspondent au calibrage usuel sur données américaines.

2.2.1 Le modèle traditionnel

Pour tester le lien entre pente des taux et croissance, une première série d'étude s'intéresse à la relation suivante dont la formulation est similaire à l'équation (5)¹² :

$$\left(\frac{400}{k}\right) \log\left(\frac{y_{t+k}}{y_t}\right) = \alpha_0 + \alpha_1 s_t + \epsilon_{t+k} \quad (7)$$

où k représente l'horizon considéré et s_t la pente des taux. Pour chacune des valeurs de k on estime l'équation (7). L'horizon pour lequel l'écart de taux apporte le plus d'information est la valeur de k pour laquelle, d'une part, le coefficient de détermination (\bar{R}^2) est le plus élevé et, d'autre part, α_1 est significatif¹³. Dans les études citées, le retard maximal est compris entre un et deux ans et reste significatif jusqu'à trois ans. En outre, α_1 a une interprétation simple : il mesure la variation de la croissance correspondant à une hausse de 100 points de base de la pente des taux. Comme on s'attend à ce que α_1 soit positif, plus la pente des taux est importante, plus l'activité sera forte à l'horizon k . On peut noter que l'équation (7) mesure un taux de croissance cumulé annualisé¹⁴. Enfin, comme nous l'avons vu, l'écart de taux est conditionnel à la politique monétaire. C'est pourquoi les équations précédentes sont aussi testées en introduisant une variable représentant le degré de restriction de la politique monétaire¹⁵. En outre, les valeurs passées du taux de croissance du PIB sont introduites ainsi que d'autres variables censées apporter une information sur l'activité future. Cela permet de tester la robustesse des relations précédentes en vérifiant si la pente des taux apporte bien une information qui lui est propre. L'équation (7) devient alors :

¹²Trois légères différences subsistent. Premièrement, dans l'équation (5), la pente des taux intervient en $t-1$ et non en t . Deuxièmement, le taux court réel en $t-1$ est aussi une variable explicative. Troisièmement, la pente des taux dépend de l'horizon considéré. En toute rigueur, à un an, il faudrait utiliser le taux à un an moins le taux à trois mois. Enfin, il faut noter que dans le modèle théorique on soustrait deux taux réels alors que dans l'équation estimée, on soustrait deux taux nominaux. En toute rigueur, il faudrait construire une série d'inflation anticipée (Harvey [1988]). Harvey [1989] contourne ce problème en supposant que l'inflation anticipée suit un processus IMA(1,1).

¹³Dès que k est supérieur à un, les horizons de prévisions sont imbriqués. Le résidu de l'équation (7) s'exprime comme une moyenne mobile des $k-1$ résidus passés. Dans ce cas, la matrice de variance-covariance des estimateurs obtenue par les MCO est biaisée. Par conséquent, le test d'égalité à zéro des coefficients n'est plus valide (il conduira à rejeter trop souvent l'hypothèse de nullité d'un coefficient). C'est pourquoi la matrice de variance-covariance des estimateurs est corrigée par la méthode de Newey et West [1994].

¹⁴Empiriquement, ces travaux se sont aussi intéressés à l'équation suivante :

$$\left(\frac{400}{j}\right) \log\left(\frac{y_{t+k}}{y_{t+k-j}}\right) = \alpha_0 + \alpha_1 s_t + \epsilon_{t+k}.$$

Elle mesure l'effet de la pente des taux à k trimestres sur le taux de croissance pour j trimestres consécutifs (si $j = 1$, il s'agit du taux de croissance trimestriel). Dans ce type de spécification, la pente des taux contient de l'information sur un horizon de 6 trimestres.

¹⁵Dotsey [1998] multiplie la pente des taux par une variable muette qui vaut un lorsque le taux des *fed funds* est augmenté de plus de 50 points de base. Estrella et Mishkin [1997], Kosicki [1997] utilisent un taux court réel.

$$\left(\frac{400}{k}\right) \log\left(\frac{y_{t+k}}{y_t}\right) = \alpha_0 + \alpha_1 s_t + \sum_{j=0}^l \left(\frac{400}{k}\right) b_j \log\left(\frac{y_{t-jk}}{y_{t-(j+1)k}}\right) + \sum_{j=0}^l c_j r_{t-j} + \epsilon_{t+k}. \quad (8)$$

Dans l'équation (8), les termes retardés du PIB sont introduits de façon à éviter toute multi-colinéarité. Les résultats sont, là encore, concluants. L'ensemble des études montrent que le *spread* de taux apporte une information qui va au-delà de celle contenue dans la politique monétaire et des autres indicateurs économiques sur un horizon d'un an et plus. Toutefois, pour un horizon court (un ou deux trimestres), les indicateurs avancés peuvent s'avérer plus performants (Estrella et Mishkin [1998]).

2.2.2 Le modèle avec asymétrie

On peut penser que la pente des taux n'a pas le même effet sur l'activité en période de récession ou en période de croissance. Il existerait alors une asymétrie. Ceci revient à estimer une équation de la forme :

$$\left(\frac{400}{k}\right) \log\left(\frac{y_{t+k}}{y_t}\right) = \alpha_0 + \alpha_1 h s_t + \alpha_2 m s_t + \alpha_3 l s_t + \epsilon_{t+k} \quad (9)$$

où $h s_t$ et $l s_t$, prennent la valeur du *spread* lorsque ce dernier est respectivement supérieur ou inférieur à un seuil haut et à un seuil bas. $m s_t$ équivaudra au *spread* lorsque ce dernier sera compris dans l'intervalle délimité par les seuils haut et bas. Cette question a été rarement abordée dans la littérature. À notre connaissance, seul Dotsey [1998] teste explicitement un tel effet. Dans son article, la pente des taux prend la valeur $h s_t$ lorsqu'elle s'écarte de plus de 0,42 écart-type de sa moyenne. Il conclut que sur l'ensemble de la période couverte on peut rejeter l'égalité des coefficients. Il remarque aussi que la croissance répond plus fortement à des valeurs négatives du *spread*.

2.2.3 Le modèle probit

Dans les deux modèles précédents, on cherche à estimer simultanément l'ampleur des récessions et des périodes de croissance ainsi que leurs dates d'apparition. D'autres méthodes ont été proposées. Ainsi, certaines études se sont attachées à prévoir l'état de l'économie et plus précisément l'occurrence d'une récession plutôt que le taux de croissance du PIB. Cet état, noté RE_t , est codé 1 si l'économie est en récession et 0 sinon. La probabilité de récession à la date t pour un horizon de k périodes est donnée par la relation suivante :

$$P(RE_t = 1) = \Phi(\alpha_0 + \alpha_1 x_{t-k}) \quad (10)$$

où Φ est la fonction de répartition de la loi normale et x_{t-k} un vecteur de variables explicatives qui contient l'écart de taux ou tout autre variable financière (cours boursiers, masse monétaire...) combinée éventuellement avec une variable d'activité (indicateur avancé...). Une des difficultés de cette méthode est de disposer des dates de

récession. Aux États-Unis, le NBER fournit officiellement ces dates. En Europe, il n'existe pas de datation officielle des récessions.

Estrella et Hardouvelis [1991] sont les premiers à estimer l'équation (10). Estrella et Mishkin [1998] développent le papier originel d'Estrella et d'Hardouvelis [1991] et testent d'abord la performance de la pente des taux contre celle d'une vingtaine d'autres variables qui comprennent les indicateurs avancés du Département du Commerce, ceux calculés par Stock et Watson, les indices boursiers ainsi que d'autres écarts de taux comme celui entre les bons du Trésor à six mois et les billets de trésorerie. Ils montrent que, pour un horizon supérieur à un an, l'écart de taux surpasse toutes les autres variables explicatives en terme de *pseudo-R*². Ensuite, ils combinent cet écart de taux avec chacun des autres indicateurs financiers. En général, l'introduction de la pente des taux fait perdre la significativité des autres variables financières. Dueker [1997] fait un exercice similaire et montre notamment que la récession de 1991 est mieux captée avec le modèle défini par la variable dépendante retardée et la pente des taux. Il montre aussi qu'en permettant aux coefficients de changer de valeurs en fonction d'une variable cachée binaire, les résultats, en échantillon, sont nettement plus convaincants. Sur données européennes, Bernard et Gerlach [1998] concluent que pour la plupart des pays européens, la pente des taux du pays considéré permet d'anticiper assez bien un retournement d'activité. Ils testent, dans la lignée de Plosser et Rouwenworth [1994], si l'introduction d'un *spread* étranger ne permet pas d'améliorer la prévision. Ils montrent que cela n'augmente que très marginalement le *pseudo-R*² des équations comparé au cas où seul le *spread* domestique intervient.

Cette rapide revue de la littérature a montré que la pente des taux contient de l'information sur l'activité future¹⁶. Pourtant, aux États-Unis, les variables financières n'ont pas permis de prévoir le retournement de conjoncture en 1991. Bernanke [1990] avançait déjà qu'en faisant des prévisions hors échantillon, le pouvoir prédictif du CPBILL s'était très nettement affaibli au cours des années quatre-vingt. Stock et Watson [1992] constatent l'échec de leur indicateur avancé pour prévoir la récession du début des années quatre-vingt-dix aux États-Unis. Ils concluent que l'inclusion des variables financières était probablement à l'origine de cet échec car ce retournement de conjoncture n'était pas lié à la politique monétaire. Une étude de la stabilité des relations et du comportement en prévision hors échantillon semble donc incontournable.

¹⁶La pente des taux n'est pas le seul indicateur financier à avoir un pouvoir explicatif important. Par exemple, aux États-Unis, l'écart entre les billets de trésorerie et les bons du Trésor à six mois (CPBILL) s'est révélé, jusqu'au début des années quatre-vingt dix, être un meilleur indicateur pour prévoir l'activité que la pente des taux. Cette question ne relève pas du sujet de la présente étude. On trouvera notamment des éléments relatifs à cette question dans Bernanke [1990] et Friedman et Kuttner [1989, 1992, 1993 et 1998].

3 L'analyse économétrique en échantillon pour l'Allemagne, les États-Unis et la France

3.1 L'estimation du modèle traditionnel

Nous présentons ici quelques résultats standard sur le lien entre pente des taux et croissance en utilisant l'équation (7)¹⁷. Le tableau 1 récapitule ces résultats¹⁸. Sur l'ensemble des trois pays, la pente des taux apporte de l'information jusqu'à trois ans pour l'équation cumulée. Les retards maximaux sont les mêmes aux États-Unis et en France (cinq trimestres). Pour l'Allemagne, les délais sont plus longs (sept trimestres)¹⁹.

Tableau 1
Relation entre pente des taux et croissance cumulée

à k trimestre	États-Unis				Allemagne				France	
	de 60 à 97		de 73 à 97		de 60 à 97		de 73 à 97		de 73 à 97	
	α_1	\bar{R}^2	α_1	\bar{R}^2	α_1	\bar{R}^2	α_1	\bar{R}^2	α_1	\bar{R}^2
1	0,53	0,04	0,64	0,08	0,64	0,03	0,48	0,04	0,44	0,06
2	0,67	0,11	0,80	0,20	0,65	0,09	0,56	0,12	0,57	0,17
3	0,65	0,13	0,78	0,24	0,66	0,15	0,59	0,21	0,60	0,25
4	0,62	0,14	0,74	0,26	0,68	0,23	0,61	0,27	0,58	0,28
5	0,62	0,17	0,74	0,31	0,70	0,26	0,60	0,30	0,56	0,31
6	0,56	0,16	0,68	0,30	0,67	0,27	0,59	0,32	0,49	0,27
7	0,51	0,15	0,63	0,29	0,65	0,29	0,57	0,35	0,43	0,24
8	0,46	0,14	0,57	0,28	0,61	0,28	0,53	0,33	0,40	0,23
12	0,23	0,05	0,30	0,14	0,46	0,25	0,33	0,21	0,22	0,10

Par ailleurs, aux États-Unis, un échantillon plus large a pour effet de diminuer le coefficient α_1 ²⁰ et de faire baisser sensiblement la qualité de l'estimation. Un résultat similaire s'observe pour les équations marginales. En Allemagne, il convient de souligner la stabilité du pouvoir explicatif pour différentes périodes d'estimation alors que le coefficient α_1 augmente lorsque le nombre d'observations s'accroît. En outre, le coefficient α_1 n'est pas très différent de celui trouvé aux États-Unis (soit 0,6), de même que la part de la variance expliquée du taux de croissance du PIB, du moins de 1973 à 1997. En définitive, on retrouve l'idée que la relation entre pente des taux

¹⁷Les estimations relatives au taux de croissance marginale ont aussi été menées. Les résultats sont conformes à ceux des autres travaux.

¹⁸Les données (PIB et taux d'intérêt) proviennent respectivement de la base de données du secteur des entreprises de l'OCDE (BSDB) et de Datastream. Pour l'Allemagne, nous avons utilisé le PIB de la partie ouest après 1991. La pente des taux est définie comme le taux à 10 ans moins le taux à trois mois.

¹⁹Pour l'horizon optimal nous avons testé directement l'influence de la politique monétaire en introduisant le taux à court terme en niveau. En France et aux États-Unis, la pente des taux reste toujours significative. En revanche, en Allemagne, elle perd tout pouvoir explicatif.

²⁰Tout les résultats présentés dans le tableau 1 sont significatifs au seuil de 5 %. L'écart-type des coefficients est corrigé par la méthode de Newey et West [1994].

et croissance semble plus stable en Allemagne qu'aux États-Unis : en intégrant la période des années soixante, le pouvoir explicatif de la régression est presque deux fois plus élevé qu'aux États-Unis.

Les graphiques 5 à 7 combinent, pour chacun des trois pays, la croissance cumulée, la simulation de l'équation (7) pour le meilleur horizon et la pente des taux. Concernant les États-Unis, on peut faire deux observations : tout d'abord, la pente des taux permet d'anticiper correctement les creux d'activité. Les pics sont moins bien pris en compte. Ensuite, ce lien a tendance à devenir plus lâche sur la période récente comme l'atteste le fait que la récession de 1991 n'est pas anticipée. Si on scinde l'échantillon en deux sous-périodes, c'est encore plus flagrant. De 1970 à 1982, le \bar{R}^2 est deux fois plus élevé et l'ajustement en échantillon bien plus convaincant. En Allemagne, la pente des taux est un bon prédicteur des retournements d'activité et la relation semble perdre de sa vigueur, surtout après 1989. La France apparaît, à bien des égards, comparable à l'Allemagne. Cependant, au moment de la reprise de 1994, la relation est devenue moins nette. Sur la période récente, le lien semble à nouveau correctement opérer. Dans les deux pays européens, l'asymétrie semble bien moins apparente qu'aux États-Unis. Les retournements d'activité, tant à la hausse qu'à la baisse, sont correctement pris en compte par la pente des taux de 1970 à 1989.

3.2 Le modèle avec asymétrie

Le constat précédent nous amène donc à autoriser des effets d'asymétrie dans l'équation (7), en introduisant trois niveaux de *spread* (haut, bas, moyen), d'une façon similaire à celle de Dotsey [1998]²¹. On estime alors la relation (9) en ajoutant les retards passés de la variable expliquée. Par exemple, dans le cas de la croissance cumulée, on compare la capacité prédictive (en échantillon) des trois équations suivantes :

$$\left(\frac{400}{k}\right) \log\left(\frac{y_{t+k}}{y_t}\right) = \alpha_0 + \alpha_1 s_t + \sum_{j=0}^l \left(\frac{400}{k}\right) b_j \log\left(\frac{y_{t-jk}}{y_{t-(j+1)k}}\right) + \epsilon_{t+k} \quad (11)$$

$$\left(\frac{400}{k}\right) \log\left(\frac{y_{t+k}}{y_t}\right) = \alpha_0 + \alpha_1 h s_t + \alpha_2 m s_t + \alpha_3 l s_t + \sum_{j=0}^l \left(\frac{400}{k}\right) b_j \log\left(\frac{y_{t-jk}}{y_{t-(j+1)k}}\right) + \epsilon_{t+k} \quad (12)$$

²¹L'utilisation d'un modèle à changement de régime serait une autre façon de traiter ce problème. Il s'agirait alors d'estimer le modèle suivant :

$$\left(\frac{400}{k}\right) \log\left(\frac{y_{t+k}}{y_t}\right) = \alpha_{0,E_t} + \alpha_{1,E_t} s_t + \epsilon_{t,E_t}, \quad i = 1, 2$$

où E_i est une variable inobservable qui suit un processus markovien défini par :

$$\begin{aligned} E_i &\in \{1, 2\} \\ P(E_t = 1 \mid E_{t-1} = 1) &= q \\ P(E_t = 0 \mid E_{t-1} = 0) &= p. \end{aligned}$$

$$\left(\frac{400}{k}\right) \log\left(\frac{y_{t+k}}{y_t}\right) = \alpha_0 + \sum_{j=0}^l \left(\frac{400}{k}\right) b_j \log\left(\frac{y_{t-jk}}{y_{t-(j+1)k}}\right) + \epsilon_{t+k}. \quad (13)$$

Pour chacune de ces équations nous calculons l'erreur quadratique moyenne de prévision (RMSE). Ensuite, les RMSE des équations (11) et (12) sont rapportées à la RMSE de l'équation (13). En échantillon, ces deux rapports sont mécaniquement inférieurs à un puisque la pente des taux est ajoutée aux termes autorégressifs du PIB. Mais si le premier rapport est différent du second alors l'hypothèse d'asymétrie ne semblera pas appropriée. Le tableau 2 résume ces statistiques. On remarque que décomposer la pente des taux améliore sensiblement le contenu prédictif aux États-Unis (le rapport des RMSE passe de 0,91 à 0,84). Ce résultat est identique à celui de Dotsey [1998]. En revanche, il n'apporte pas d'information supplémentaire dans les pays européens comme on pouvait s'y attendre en observant les graphiques 5 à 7 (le rapport est stable aux environs de 0,85).

Tableau 2
Rapport des RMSE en échantillon

	Sans asymétrie	Avec asymétrie
États-Unis	0,91	0,84
Allemagne	0,83	0,81
France	0,85	0,84

3.3 Le modèle probit

Recourir à un modèle probit est une autre façon de tenir compte de cette asymétrie. Dans chacun des trois pays, nous avons testé, en fréquence mensuelle, la relation (10) pour des horizons allant de 1 à 24 mois. L'utilisation de cette technique d'estimation soulève trois difficultés. La première tient à la datation des récessions. Ce sont celles publiées par le NBER pour les États-Unis. Pour l'Allemagne et la France, nous avons utilisé, comme Bernard et Gerlach [1998], celles proposées par Artis *et alii* [1995]. Ces derniers, en utilisant une méthode proche de celle mise en œuvre par le NBER, proposent une datation des récessions (la variable n'est pas le PIB mais la production industrielle) dans les pays du G7. La deuxième tient à la définition du *pseudo-R*² qui mesure le pouvoir explicatif de ce modèle par analogie au cas linéaire. Les mesures traditionnellement utilisées ne permettent pas d'avoir une interprétation similaire à celle du modèle linéaire. En effet, il n'est généralement pas possible de comparer deux *pseudo-R*² lorsque ces derniers sont compris entre 0 et 1. Plus exactement, une régression avec un *pseudo-R*² plus grand ne signifie pas forcément que son pouvoir explicatif est meilleur qu'une régression avec un *pseudo-R*² plus faible. Estrella [1998] propose une mesure qui respecte aussi le dernier critère mentionné²². Enfin, dans le modèle probit, on postule *a priori* la non-autocorrélation des erreurs. Or, comme dans le cas linéaire, les horizons de prévisions sont imbriqués. On peut

²² $pseudo-R^2 = 1 - \left(\frac{\log(L_u)}{\log(L_c)}\right)^{-\left(\frac{2}{n} \log(L_c)\right)}$ où L_u représente la vraisemblance du modèle 10 et L_c la vraisemblance du modèle (10) dans lequel les éléments du vecteur α_1 ont été contraints à 0.

alors penser que cette hypothèse n'est pas vérifiée. La matrice de variance-covariance des estimateurs est biaisée. Estrella et Rodrigues [1998] proposent une méthode simple pour éliminer ce biais (cf. annexe 1 pour le détail de la méthode).

En prenant en compte l'ensemble des considérations précédentes, nous avons estimé, en fréquence mensuelle, un modèle probit de 1972 à 1995²³ (les résultats ne sont pas modifiés lorsque les estimations débutent en 1960). Le retard optimal pris en compte est celui pour lequel le *pseudo-R*² est le plus élevé et la pente des taux significative. Le tableau 3 récapitule les résultats et les graphiques 8 à 10 donnent, en échantillon, la probabilité de récession associée à la variable R_t . Le retard optimal, pour les trois pays, est de six mois. On observe que ce type de modèle fonctionne relativement bien, et particulièrement en Allemagne qui, en terme de *pseudo-R*², arrive assez largement en tête avec une valeur de 0,60 devant les États-Unis (0,30) et la France (0,20). On note que pour le États-Unis et l'Allemagne, la pente des taux est significative jusqu'à six trimestres pour seulement quatre trimestres en France (la statistique de student corrigée de l'écart de taux est inférieure à 2).

Tableau 3
Pseudo- R^2 et statistique de student pour le modèle probit

	Récession dans k trimestres					
	1	2	3	4	6	8
États-Unis						
Pseudo- R^2	0,26	0,33	0,34	0,26	0,10	0,01
<i>Student (non corrigé)</i> ²⁴	-8,1	-8,9	-8,8	-8,1	-5,4	-1,4
<i>Student (corrigé)</i> ²⁵	-4,3	-5,0	-4,5	-4,0	-2,9	-0,8
Allemagne						
Pseudo- R^2	0,53	0,66	0,60	0,45	0,17	0,02
<i>Student (non corrigé)</i>	-9,9	-9,2	-9,3	-9,2	-6,5	-2,2
<i>Student (corrigé)</i>	-4,4	-5,3	-5,9	-4,7	-3,0	-1,1
France						
Pseudo- R^2	0,16	0,21	0,17	0,05	0,02	0,01
<i>Student (non corrigé)</i>	-6,4	-7,0	-6,5	-3,7	-2,0	-2,0
<i>Student (corrigé)</i>	-3,5	-4,1	-3,4	-1,7	-0,9	-1,2

Enfin, on peut aussi calculer la valeur de la pente des taux correspondant à une probabilité de récession donnée. Le tableau 4 donne cette information par seuil de 10 %. Par exemple, aux États-Unis, lorsque l'écart entre le taux à long terme et le taux à court terme vaut -2,83 %, la probabilité qu'une récession apparaisse dans les six prochains mois est de 90 %.

²³Nous n'avons pas prolongé l'estimation jusqu'en 1997. Pour cela, il aurait fallu mettre en œuvre la méthode proposée par Artis *et alii* pour obtenir une datation des récessions après 1995.

²⁴*Student* désigne la valeur de la statistique de student de la pente des taux.

²⁵Corrigé signifie après correction de la matrice de variance covariance par la méthode d'Estrella et Rodrigues [1998].

Tableau 4
Pente des taux et probabilité de récession à six mois

Seuil d'occurrence	Valeur de la pente des taux		
	États-Unis	Allemagne	France
10 %	1,77 %	1,18 %	1,85 %
30 %	0,40 %	0,43 %	0,16 %
60 %	-0,98 %	-0,61 %	-1,57 %
90 %	-2,83 %	-1,36 %	-3,87 %

4 Le comportement des équations hors échantillon

L'analyse menée jusqu'à présent a porté le pouvoir explicatif de la pente des taux. Les tests menés ont donc été réalisés en échantillon, c'est-à-dire sur l'ensemble de la période d'estimation. Les résultats, assez probants, sont sensiblement modifiés lorsqu'on analyse le comportement des équations hors échantillon. La méthode la plus usitée consiste à se placer dans les conditions d'un prévisionniste à une date t . Ce dernier va comparer une équation contenant un ou plusieurs retards de la variable expliquée (PIB ou production industrielle) et un la pente des taux à celle ne contenant que les retards de la variable expliquée. On estime chacune de ces deux équations jusqu'à la date t . On réalise ensuite une prévision pour un horizon donné (d'un à douze trimestres en général) et on stocke les deux simulations. Les deux équations précédentes sont estimées à nouveau jusqu'à la date $t + 1$. Elles sont ensuite simulées et les prévisions sont stockées. En répétant cette opération k fois, on dispose, pour chacun des deux modèles, de k prévisions réalisées en dehors de la période d'estimation.

4.1 Le contenu prédictif du modèle quantitatif

Pour évaluer le contenu prédictif hors échantillon de nos différentes équations, nous avons mis en œuvre la méthode précédente. Nous avons retenu les meilleures équations avec le *spread* et sans *spread* (équations (11) (13)) dans le cas du taux de croissance cumulée²⁶. Nous estimons alors chacune des deux équations sur une période initiale de 1960 à 1970 pour l'Allemagne et les États-Unis et de 1970 à 1980 en France. On fait ensuite une prévision à l'aide des deux équations précédentes. Elle débute en 1971 T1 aux États-Unis, en 1971 T3 en Allemagne et en 1981 T1 en France. On réestime les deux équations et on les simule à nouveau ce qui donne une prévision supplémentaire en 1971 T2 pour les États-Unis, 1971 T4 en Allemagne et 1981 T2 en France. Enfin, on itère le processus jusqu'à la fin de l'échantillon (1997 T4). On dispose alors de deux séries de PIB simulées hors échantillon par pays que l'on peut comparer aux réalisations. Pour chacun des deux modèles, on calcule alors une RMSE. On rapporte la RMSE de l'équation (11) à la RMSE de l'équation (13). Si le rapport est inférieur à l'unité, alors la pente des taux apporte de l'information par rapport au seul passé de la variable explicative. Le tableau 5 donne les résultats de cet exercice.

²⁶ Ceci a aussi été réalisé pour le taux de croissance marginale.

Tableau 5
Rapport des RMSE du modèle quantitatif

	En échantillon	Hors échantillon
États-Unis	0,91 (0,13)	0,97 (0,79)
Allemagne	0,83 (0,04)	0,96 (0,62)
France	0,85 (0,08)	0,96 (0,86)

On remarque que les rapports des RMSE en échantillon et hors échantillon sont assez différents. Il n'y a pas de différences hors échantillon entre les trois pays. En revanche, l'Allemagne et la France arrivent assez largement en tête en échantillon. Dans les deux cas, les États-Unis font le plus mauvais score. On peut aussi se demander si les rapports des RMSE du tableau 5 sont significativement différentes de un, c'est-à-dire si la capacité prédictive de l'équation (11) est meilleure que celle de l'équation (13) Diebold et Mariano [1995] proposent un test valable sous des hypothèses peu restrictives (cf. annexe 2 pour une présentation du test). Les chiffres entre parenthèses du tableau 5 donnent la probabilité de rejet de l'hypothèse nulle qui est, dans ce cas, l'égalité des deux RMSE (rapport égal à un). Comme on pouvait s'y attendre, on ne peut pas rejeter au seuil de 5 % l'égalité des RMSE.

Toutefois, cette vision ne donne pas d'information sur la stabilité de la relation au cours du temps. Pour s'en convaincre, les graphiques 11 et 12 présentent les prévisions du PIB réalisées lors de l'exercice précédent. On remarque qu'aux États-Unis, la relation se détériore continuellement à partir de 1985. Ce résultat est comparable à celui de Dotsey [1998]. En Allemagne, c'est l'inverse. La relation entre pente des taux et croissance ne joue pas dans les années soixante ce qui fait que le début de période est mal prévu. En revanche, comme la récession de 1973 est bien prise en compte (en échantillon, graphique 6), la relation s'améliore par la suite (car le poids des points des années soixante diminue) pour se dégrader à nouveau au début des années quatre-vingt dix. Le tableau 6 illustre ce fait de façon quantitative.

Tableau 6
Rapport des RMSE (à partir de 1980)

	En-échantillon	Hors-échantillon
États-Unis	0,91 (0,13)	1,17 (0,32)
Allemagne	0,83 (0,04)	0,74 (0,06)

Dans le cas de l'Allemagne et des États-Unis, nous avons renouvelé l'exercice précédent en faisant démarrer les prévisions en 1980. Dans ce cas, aux États-Unis, la pente des taux perd tout son contenu prédictif relativement au passé du PIB alors qu'en Allemagne, le rapport des RMSE est meilleur qu'en échantillon.

Pour étudier comment les RMSE évoluent au cours du temps, nous avons, comme pour l'étude des corrélations, analysé leur évolution réursive et glissante. Pour cela, nous utilisons les prévisions hors échantillon réalisées précédemment et calculées sur la base d'une estimation réursive. Dans le cas réursif, nous calculons, à partir des

équations (11) et (13) une première RMSE sur douze trimestres. Ainsi, aux États-Unis, la première RMSE récurrente débute en 1973 T4 (1971 T3 pour la première prévision plus douze prévisions suivantes), 1975 T2 en Allemagne et 1983 T4 en France. Ensuite on ajoute une prévision pour le calcul de la RMSE. La dernière RMSE correspondra à celle du tableau 6. Les résultats de cette simulation sont donnés par le graphique 13. Aux États-Unis, la dégradation du contenu prédictif est manifeste depuis le milieu des années quatre-vingt, le rapport des RMSE passant de 0,5 à près de 1. En Allemagne, c'est l'inverse qui se produit. Le rapport des RMSE diminue sensiblement et reste étonnamment stable par la suite à 0,95. En France, l'évolution est moins régulière. On observe une sensible amélioration en 1993 et 1994 et une dégradation par la suite. La reprise de 1994 n'a pas bien été captée par la pente des taux.

Le calcul des RMSE glissantes est voisin des RMSE récurrentes. Seulement au lieu d'ajouter un point à l'erreur de prévision, on prend une fenêtre fixe de 32 trimestres (environ la durée d'un cycle) que l'on déplace dans le temps. Aux États-Unis, la première RMSE glissante démarre en 1978 T4 (soit les 32 premières erreurs de prévision entre 1971 T1 et 1978 T4). La deuxième prendra les 32 erreurs de prévisions entre 1971 T2 et 1979 T1 et ainsi de suite. Le graphique 14 donne un aperçu de cet exercice. On remarque que les résultats observés avec les RMSE récurrentes se trouvent amplifiés. Aux États-Unis, la dégradation du contenu prédictif en échantillon est manifeste puisque le rapport des RMSE passe de 0,5 à 1,5. En Allemagne, on observe bien que la forte hausse de l'activité en 1990 n'a pas été captée par la pente des taux. Toutefois, on note une légère amélioration sur la fin de période. En France, la dégradation intervient plus tardivement (1994) et s'est stabilisée. Le rapport des RMSE est toutefois supérieur à un.

4.2 Le contenu prédictif hors échantillon du modèle qualitatif

L'apport informationnel des équations cumulées pour trois pays apparaît, à la lumière des conclusions précédentes, assez mitigé. En revanche, l'utilisation des variables qualitatives semble plus prometteuse. En cela, nous retrouvons des résultats comparables à ceux d'Estrella et Mishkin sur données américaines et d'Alonso *et alii* sur données espagnoles. Nous reprenons ici, sur données mensuelles, la méthode précédente appliquée aux probabilités de récession hors échantillon à six mois. Elles sont calculées avec les trois modèles suivants :

$$P(RE_t = 1) = \Phi(\alpha_0 + \alpha_1 RE_{t-6}) \quad (E1)$$

$$P(RE_t = 1) = \Phi(\alpha_0 + \alpha_1 s_{t-6}) \quad (E2)$$

$$P(RE_t = 1) = \Phi(\alpha_0 + \alpha_1 s_{t-6} + \alpha_2 RE_{t-6}). \quad (E3)$$

Ensuite pour chacun des trois modèles, on calcule un *pseudo-R*² en prenant comme modèle de référence une équation dans laquelle n'entre en compte qu'une constante. Le résultat de cet exercice est donné dans le tableau 7 pour une simulation démarrant en 1971 M6 en Allemagne et aux États-Unis et en 1980 M6 en France. On remarque qu'en échantillon, l'Allemagne surpasse les États-Unis et la France. Il est frappant de

constater, que, hors échantillon, les $pseudo-R^2$ ne se dégradent pas. Ils s'améliorent même pour l'Allemagne et c'est encore ce pays qui affiche les meilleurs résultats. On peut, à titre de comparaison avec le modèle quantitatif, faire le rapport $\frac{1-pseudo-R_{E3}^2}{1-pseudo-R_{E1}^2}$. Pour les trois pays, ce ratio est voisin de 0,7 contre 0,95 pour le modèle quantitatif.

Tableau 7
 $pseudo-R^2$ (prévision à six mois)

	États-Unis			Allemagne			France		
	E1	E2	E3	E1	E2	E3	E1	E2	E3
En échantillon	0,21	0,26	0,45	0,44	0,46	0,63	0,13	0,21	0,28
hors échantillon	0,23	0,23	0,37	0,49	0,48	0,66	0,15	0,20	0,28

On peut aussi décrire l'évolution du ratio $\frac{1-pseudo-R_{E3}^2}{1-pseudo-R_{E1}^2}$ au cours du temps. La démarche est identique à celle de modèle quantitatif. Les prévisions à six mois sont tirées de l'estimation récursive des équations (E1) et (E3). On calcule ensuite des $pseudo-R^2$ récurifs et glissants qui permettront de calculer le ratio précédent. Les graphiques 15 et 16 détaillent les résultats. Ils fournissent des indications légèrement différentes des graphiques 13 et 14. Pour les États-Unis, la dégradation s'arrête en 1982²⁷. En Allemagne les résultats sont très stables. Seule la fenêtre glissante fait apparaître une dégradation temporaire au début des années quatre vingt dix. Elle est imputable, comme le montre le graphique 4b, à la forte probabilité de récession (0,6) au moment de la réunification. Enfin, en France, les résultats sont moins décevants que dans le cas quantitatif.

Prévoir une récession est une autre façon de valider ce modèle. En Allemagne, la dernière récession débute en juillet 1991 et en mai 1992 dans le cas français. Pour ces deux pays, nous avons estimé puis simulé le modèle probit (l'estimation de l'équation s'arrête six mois avant la baisse de l'activité). Pour l'Allemagne, la probabilité pour juillet 1991 est de 0,63. En France elle s'établit à 0,42. Lorsque cet exercice est répété pour les mois suivants, la probabilité augmente régulièrement dans les deux pays pour atteindre 0,9 en Allemagne et 0,7 en France.

5 Conclusion

Nous avons comparé deux approches pour tester le lien entre la pente des taux et la croissance : une approche usuelle dans laquelle on cherche à prévoir le taux de croissance du PIB (ou d'une autre variable réelle) et une approche qualitative où c'est l'occurrence d'une récession qui est modélisée.

Dans le premier cas, l'apport prédictif du *spread* s'avère assez probant sur la période d'estimation. En revanche, les résultats se dégradent sensiblement lorsqu'on met en œuvre un exercice de validation en dehors de la période d'estimation. En

²⁷Le fait d'utiliser les dates de récessions relatives à la production industrielle doit améliorer sensiblement les résultats car la chute de l'activité débute en 1989 et non en 1990 comme dans le cas du PIB.

effet, d'une part, la pente des taux ne permet pas d'améliorer significativement les prévisions d'activité si on met en concurrence une première équation faisant intervenir pente des taux et valeurs retardées de la croissance et une seconde équation où seules les valeurs retardées de l'activité sont introduites. D'autre part, le contenu informationnel de l'écart de taux s'est nettement affaibli aux États-Unis. En revanche, il est relativement stable en Allemagne. En France, la pente des taux contient une information limitée sur l'activité future. Le pouvoir prédictif de l'écart de taux s'est sensiblement amélioré au début des années quatre-vingt dix pour se dégrader à nouveau légèrement à partir du début 1994. Seule l'équation marginale, c'est-à-dire la prévision à partir de la pente des taux du trimestre courant du taux de croissance dans deux trimestres, affiche une certaine régularité.

Dans le second cas, l'apport prédictif du *spread* apparaît aussi très probant en échantillon. Mais les simulations effectuées hors échantillon montrent que le modèle probit apparaît comme une alternative intéressante au modèle quantitatif traditionnel. En effet, d'une part, le gain en prévision hors échantillon semble relativement convaincant en Allemagne (sauf au moment de la réunification où un faux signal de recession est apparu), aux États-Unis et en France. D'autre part, son contenu informationnel apparaît nettement plus stable que celui du modèle quantitatif.

Références

- [1] Alonso, F., J. Ayuso et J. Martinez-Pagés [1997] : "How Informative are Financial Asset Prices in Spain", *Banco de Espana Working Paper*, n°26.
- [2] Artis, M.J., Kontolemis Z.G., et D.R. Osborn [1995] : "Classical Business Cycles for G7 and European Countries", *CEPR Discussion Paper*, 1137.
- [3] Bernanke, B.S., [1990] : "On the Predictive Power of Interest Rates and Interest Rates Spread", *New England Economic Review of the Federal Reserve Bank of Boston*, (septembre/novembre), pp 51-68.
- [4] Bernard, H., et S. Gerlach [1998] : "Does the Term Structure Predict Recession? The International Evidence", *CEPR Discussion Paper*, 1892.
- [5] Bonser-Neal, C., et T.R. Morley [1997] : "Does the Yield Spread Predict Real Economic Activity? A Multicountry Analysis", *The Economic Review of the Federal Reserve Bank of Kansas City*, 3^{ème} trimestre, 39-57.
- [6] Davis, E.P., et G. Fagan [1997] : "Are Financial Spreads Useful Indicators of Future Inflation and Output Growth in EU Countries?", *Journal of Applied Econometrics*, 12, 701-714.
- [7] Diebold, X.F., et R.S. Mariano [1995] : "Comparing Predictive Accuracy", *Journal of Business and Economics Statistics*, 13 (3), 253-263.
- [8] Dotsey, M. [1998] : "The Predictive Content of the Interest Rate Term Spread for Future Economic Growth", *The Economic Quarterly of the Federal Reserve Bank of Richmond*, n°84/3, 31-51.
- [9] Dubois, E., et D. Janci [1994] : "Prévision du PIB et courbe des taux : une constatation empirique en quête de théorie", *Économie et Prévision*, 112, 69-85.

- [10] Dueker, M.J. [1997] : “Strengthening the Case for the Yield Curve as a Predictor of Recessions”, *The Economic Review of the Federal Reserve Bank of Saint Louis*, Mars/avril, 41-51.
- [11] Estrella, A., et G.A Hardouvelis [1991] : “The Term Structure as a Predictor of Real Economic Activity”, *Journal of Finance*, XLVI (2), 555-576.
- [12] Estrella, A.[1998] : “A New Measure of Fit for Equations With Dichotomous Dependent Variables”, *Journal of Business and Economics Statistics*, 16 (2), 198-205.
- [13] Estrella, A., et F.S. Mishkin [1997] : “The Predictive Power of Term Structure of Interest Rates in Europe and United States : Implication for the European Central Bank”, *European Economic Review*, 41, 1375-1401.
- [14] Estrella, A., et F.S. Mishkin [1998] : “Predicting U.S. Recessions : Financial Variables as Leading Indicators”, *Review of Economics and Statistics*, LXXX (1), 45-61.
- [15] Estrella, A., et A.P. Rodrigues [1998] : “Consistent Covariance Matrix Estimation In Probit Models with Autocorrelated Disturbances”, *Federal Reserve Bank of New York Research Paper* (avril).
- [16] Friedman, B.M., et K.N. Kuttner [1989] : “Money, Income, Prices After the 1980s”, *NBER Working Paper*, 2852.
- [17] Friedman, B.M., et K.N. Kuttner [1992] : “Money, Income, Prices and Interest Rates”, *American Economic Review*, 82 (juin), 472-492.
- [18] Friedman, B.M., et K.N. Kuttner [1993] : “Why Does the Paper Bill Spread Predict Real Economic Activity ?” in J.H. Stock and M.W. Watson, eds., *Business Cycles Indicators, and Forecasting*, NBER Studies In Business Cycles, 25, The University Chicago Press, 213-253.
- [19] Friedman, B.M., et K.N. Kuttner [1998] : “Indicators Properties of the Paper-Bill Spread : Lessons from Recent Experience”, *Review of Economics and Statistics*, LXXX (1), 34-44.
- [20] Fuhrer, J.C., et G.R. Moore [1995] : “Inflation Persistence”, *Quarterly Journal of Economics* 110 (Fevrier), 127-159.
- [21] Fuhrer, J.C. [1997] : “Towards a Compact, Empirically-Verified Rational Expectations Model for Monetary policy Analysis”, *Carnegie-Rochester Conference on Public Policy*, 47, 197-230.
- [22] Hamilton, J.D. [1989] : “A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle”, *Econometrica*, 57(2), 357-384.
- [23] Hamilton, J.D. [1990] : “Analysis of Time Series Subject to Changes in Regime”, *Journal of Econometrics*, 45, 39-70.
- [24] Harvey, C.R. [1988] : “The Real Term Structure and Consumption Growth”, *Journal of Financial Economics*, 22, 305-333.
- [25] Harvey, C.R. [1991] : “Les taux d’intérêt et la croissance économique en France”, *Analyse financière*, 3^{ème} trimestre, 97-103.

- [26] Harvey, C.R. [1991] : “Interest Rate Based Forecasts of German Economic Growth”, *Weltwirtschaftliches Archiv*, 4, 701-717.
- [27] Hu, Z. [1993] : “The Yield Curve and Real Activity”, *IMF Staff Paper*, 40 (4), 781-807.
- [28] Jondeau, E., et R. Ricart [1998] : “Le contenu en information de la pente des taux concernant l’évolution future des taux d’intérêt et de l’inflation en France”, *Bulletin de la Banque de France*, n°54 (juin).
- [29] Kerr, W., et R.G. King [1996] : “Limits on Interest Rates Rules in the IS-LM Model”, *Federal Reserve Bank of Richmond Economic Quarterly*, 82 (printemps), 47-75.
- [30] Kosicki, S. [1997] : “Predicting Real Growth and Inflation With the Yield Spread”, *The Economic Review of the Federal Reserve Bank of Kansas City*, 4^{ème} trimestre, 39-57.
- [31] McCallum, B.T., et E. Nelson [1997] : “An Optimizing Specification For Monetary Policy and Business Cycle Analysis”, *NBER Working Paper 5875*.
- [32] Newey, W.K, et K.D. West [1994] : “Automatic Lag Selection in Covariance Matrix Estimations”, *Review of Economics Studies*, 61, 631-653.
- [33] Plosser, C.I., et K.G. Rouwenworth [1994] : “International Term Structure and Real Economic Growth”, *Journal of Monetary Economics*, 33 (1), 133-155.
- [34] Roberts, J.M. [1995] : “New Keynesian Economics and the Phillips Curve”, *Journal of Money, Credit, and Banking*, 27, 975-984.
- [35] Smets, F., et K. Tsatsaronis [1997] : “Why Does Yield Curve Predict Economic Activity?”, *BIS Working Paper*, n°49.
- [36] Stock, J.H., et M.W. Watson [1989] : “New Indexes of Coincident and Leading Indicators”, in O. Blanchard and S. Fisher, eds., *NBER Macroeconomic Annual*, Cambridge, MA : MIT Press, 1989, 351-394.
- [37] Stock, J.H., et M.W. Watson [1992] : “A Procedure for Predicting Recessions with Leading Indicators : Econometric Issues and Recent Experiences”, *NBER Working Paper*, 4104.
- [38] Taylor, J.B. [1993] : “Discretion Versus Policy Rules in Practice”, *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 39, 195-214.
- [39] Thoma, M.A., et J.A. Gray [1994] : “On Leading Indicators : Is there a Leading Contender?”, *mimeo*, University of Oregon.

Annexe 1

La correction de la matrice de variance covariance du modèle probit

Nous utilisons la méthode du maximum de vraisemblance comme cas particulier des moments généralisés pour corriger la matrice de variance-covariance. La log vraisemblance du modèle probit s'écrit :

$$\log L = \sum_{t=1}^T y_t \Phi(\beta' x_t) + (1 - y_t) (1 - \Phi(\beta' x_t)).$$

Les conditions du premier ordre correspondant au programme de maximisation par rapport à β donnent :

$$\frac{\partial \log L}{\partial \beta} = \sum_{t=1}^T \frac{(y_t - \Phi(\beta' x_t)) \frac{\partial \Phi(\beta' x_t)}{\partial \beta} x_t}{\Phi(\beta' x_t) (1 - \Phi(\beta' x_t))} = \sum_{t=1}^T h_t(\beta)$$

où $h_t(\beta)$ est le gradient de l'observation t . La matrice de variance-covariance de β s'écrit :

$$E \left[(\hat{\beta} - \beta_0) (\hat{\beta} - \beta_0)' \right] \cong \frac{1}{T} \left\{ \hat{D}_T \hat{S}_T^{-1} \hat{D}_T' \right\}^{-1}$$

où $\hat{D}_T = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \frac{\partial h_t(\beta)}{\partial \beta'}$. On remarque que $\frac{\partial h_t(\beta)}{\partial \beta'}$ n'est autre que la matrice hessienne associée à la maximisation de la log vraisemblance de l'observation t . Par ailleurs, \hat{S}_t vaut :

$$\hat{S}_T = \hat{\Gamma}_{0,T} + \sum_{j=1}^m \left\{ 1 - \left(\frac{j}{m+1} \right) \right\} (\hat{\Gamma}_{j,T} + \hat{\Gamma}'_{j,T})$$

où $\hat{\Gamma}_{j,T} = \frac{1}{T} \sum_{t=j+1}^T h_t(\beta) h_{t-j}(\beta)$. La valeur de m a été prise égale à $4 \left(\frac{T}{100} \right)^{\frac{2}{9}}$.

Annexe 2

Le Test de Diebold et Mariano

Ce test permet de comparer la capacité prédictive de deux modèles dans un cadre relativement général. En effet, la fonction de perte associée au test n'est pas uniquement quadratique ; les erreurs de prévisions ne suivent pas forcément une loi normale et peuvent être autocorrélées. Dans le cas étudiée, l'autocorrélogramme des erreurs de prévision fait apparaître une corrélation jusqu'à l'ordre 4. Brièvement, le test proposé repose sur le théorème central limite appliqué à un processus stationnaire présentant une autocorrélation. Dans ce cas, on peut écrire que :

$$\sqrt{T} (\bar{d} - \mu) \xrightarrow{L} N(0, 2\pi f_d(0))$$

où $\bar{d} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T [g(e_{it}) - g(e_{jt})] = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T d_t$, $g(e_{it})$ représente la fonction de perte (RMSE par exemple) associée au modèle de prévision i (respectivement j) et $f_d(0) = \frac{1}{2\pi} \sum_{\tau=-\infty}^{\infty} \gamma_d(\tau)$ est la densité spectrale de d_t à la fréquence 0. Enfin, $\gamma_d(\tau) = E[(d_t - \mu)(d_{t-\tau} - \mu)]$.

Sous l'hypothèse que les deux modèles fournissent des prévisions équivalentes, c'est-à-dire $\mu = 0$, alors la quantité pivotale s'écrit :

$$S_1 = \frac{\bar{d}}{\sqrt{\frac{2\pi \hat{f}_d(0)}{T}}} \text{ et } S_1 \xrightarrow{L} N(0, 1)$$

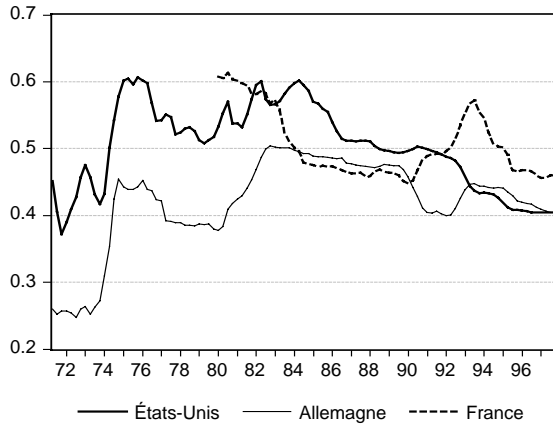
où

$$2\pi \hat{f}_d(0) = \hat{\Gamma}_{0,T} + \sum_{j=1}^m \left\{ 1 - \left(\frac{j}{m+1} \right) \right\} (\hat{\Gamma}_{j,T} + \hat{\Gamma}'_{j,T})$$

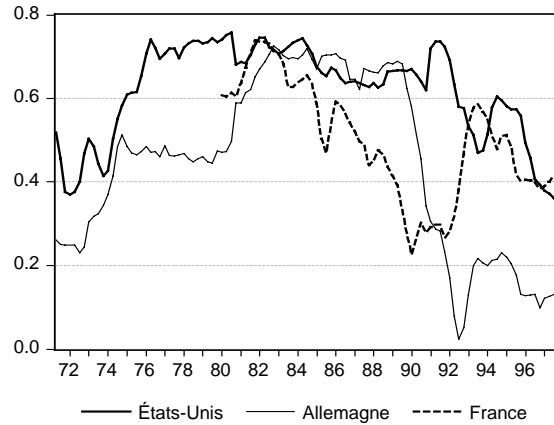
avec $\hat{\Gamma}_{j,T} = \frac{1}{T} \sum_{t=j+1}^T (d_t - \bar{d})(d_{t-j} - \bar{d})$. La valeur de m a été prise égale à $4 \left(\frac{T}{100} \right)^{\frac{2}{9}}$.

Corrélations entre taux de croissance du PIB et pente des taux

Graphique 1
(Récurusif)



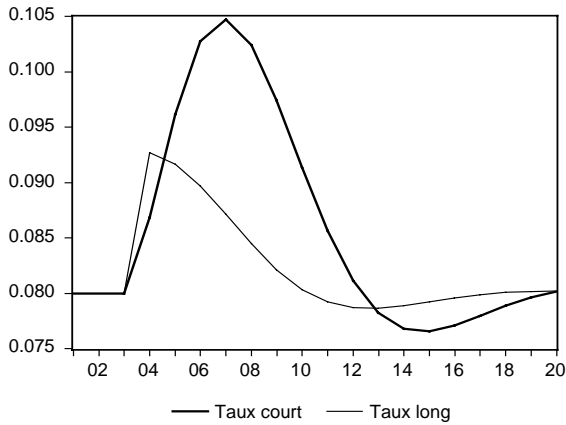
Graphique 2
(glissant)



Effet d'une hausse anticipée de 1% de l'output gap

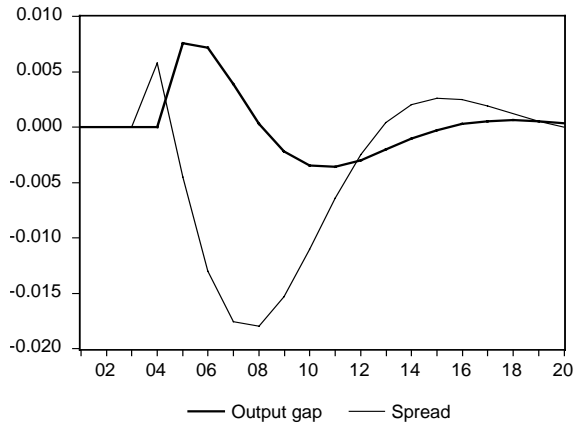
Graphique 3

Taux d'intérêt



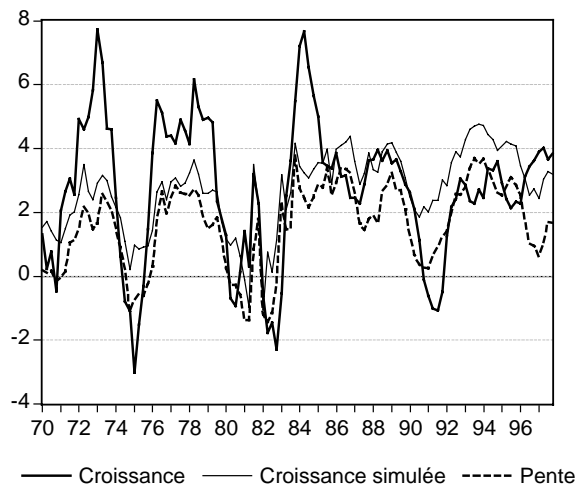
Graphique 4

Output gap et structure par terme



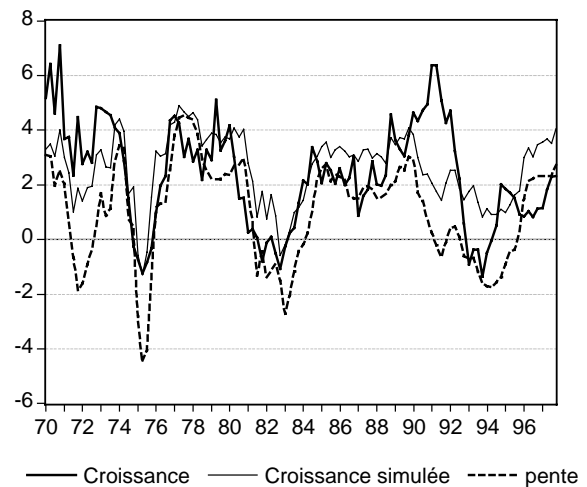
Graphique 5

Croissance et pente des taux aux États-Unis (horizon de cinq trimestres)

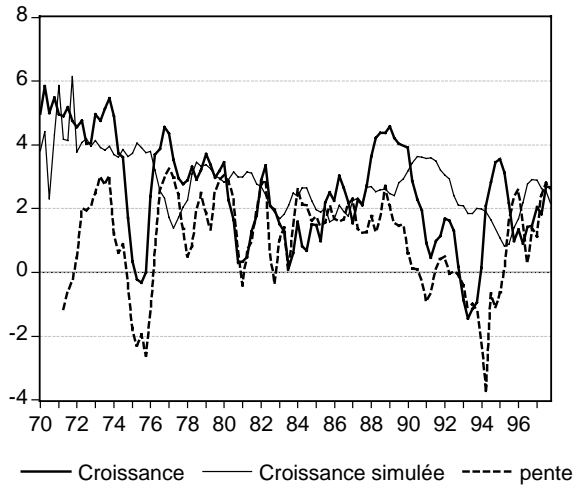


Graphique 6

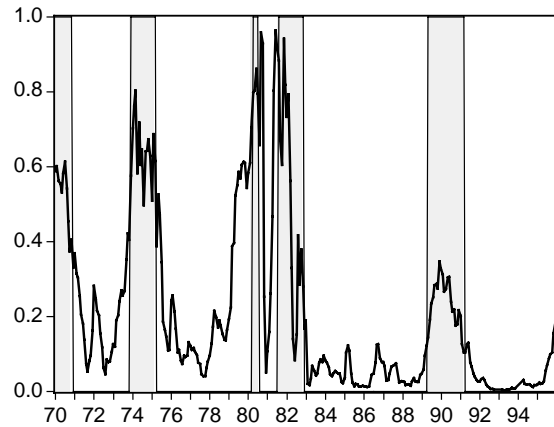
Croissance et pente des taux en Allemagne (horizon de sept trimestres)



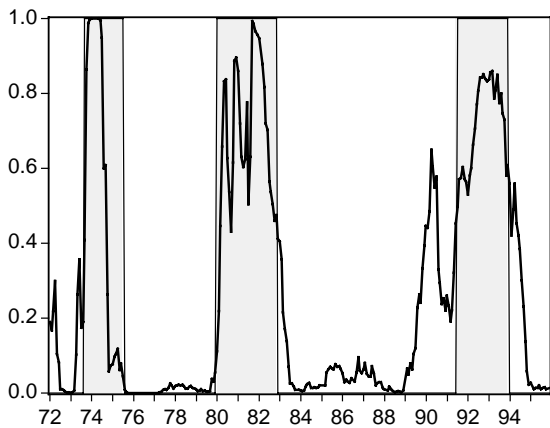
Graphique 7
Croissance et pente des taux en Allemagne
(horizon de cinq trimestres)



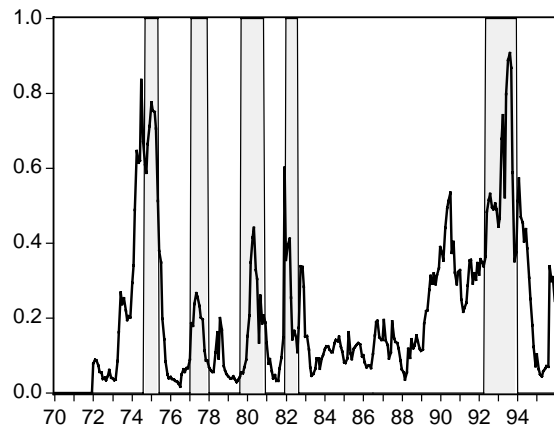
Graphique 8
Probabilité d'une récession à six mois aux États-Unis



Graphique 9
Probabilité d'une récession à six mois en Allemagne

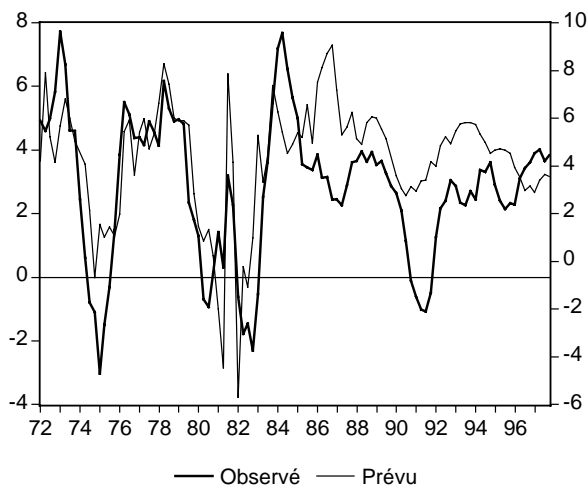


Graphique 10
Probabilité d'une récession à six mois en France

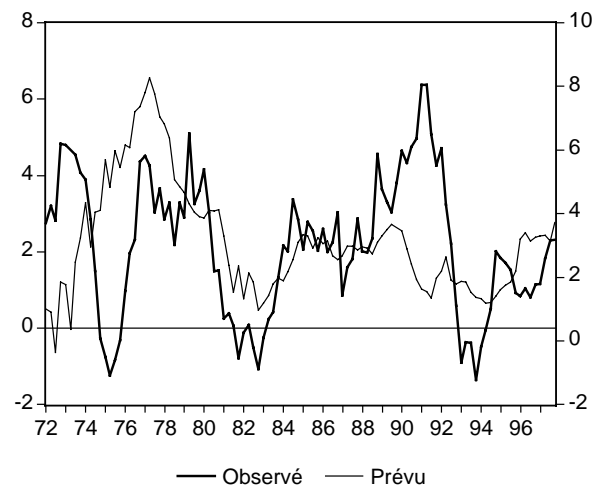


Prévisions hors échantillon du PIB

Graphique 11
États-Unis
Horizon de cinq trimestres

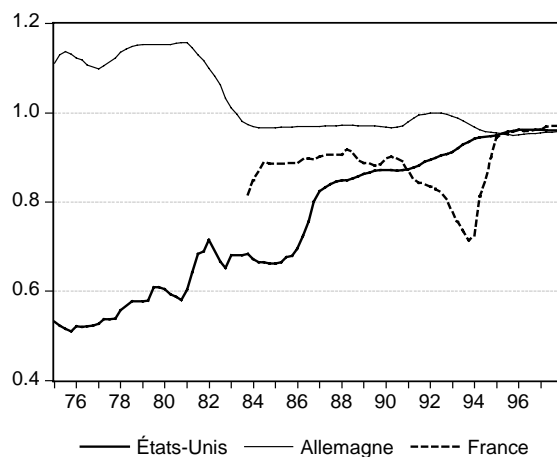


Graphique 12
Allemagne
Horizon de sept trimestres

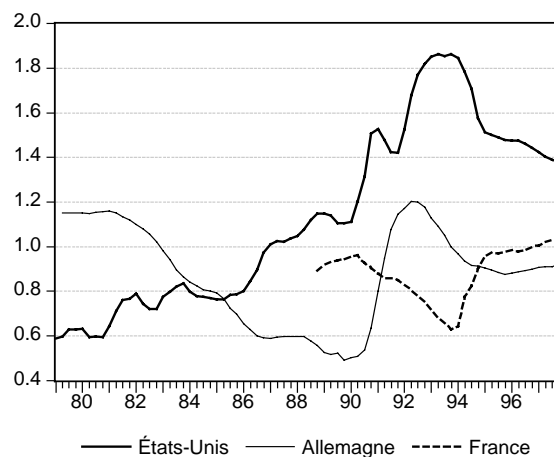


Rapport des RMSE

Graphique 13
(récursives)

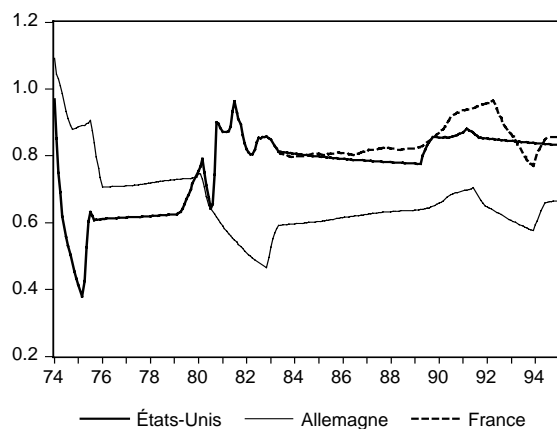


Graphique 14
(glissantes)

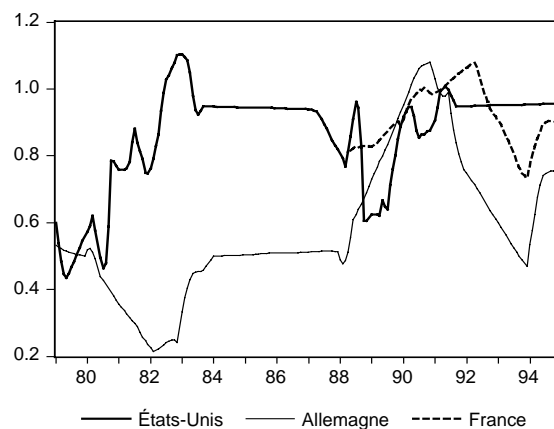


$$\frac{1 - \text{pseudo } R_{E3}^2}{1 - \text{pseudo } R_{E1}^2} \text{ hors échantillon (récession à six mois)}$$

Graphique 15
(Récursif)



Graphique 16
(glissant)



Notes d'Études et de Recherche

1. C. Huang and H. Pagès, "Optimal Consumption and Portfolio Policies with an Infinite Horizon: Existence and Convergence," May 1990.
2. C. Bordes, « Variabilité de la vitesse et volatilité de la croissance monétaire : le cas français », février 1989.
3. C. Bordes, M. Driscoll and A. Sauviat, "Interpreting the Money-Output Correlation: Money-Real or Real-Real?," May 1989.
4. C. Bordes, D. Goyeau et A. Sauviat, « Taux d'intérêt, marge et rentabilité bancaires : le cas des pays de l'OCDE », mai 1989.
5. B. Bensaid, S. Federbusch et R. Gary-Bobo, « Sur quelques propriétés stratégiques de l'intéressement des salariés dans l'industrie », juin 1989.
6. O. De Bandt, « L'identification des chocs monétaires et financiers en France : une étude empirique », juin 1990.
7. M. Boutillier et S. Dérangère, « Le taux de crédit accordé aux entreprises françaises : coûts opératoires des banques et prime de risque de défaut », juin 1990.
8. M. Boutillier and B. Cabrillac, "Foreign Exchange Markets: Efficiency and Hierarchy," October 1990.
9. O. De Bandt et P. Jacquinot, « Les choix de financement des entreprises en France : une modélisation économétrique », octobre 1990 (English version also available on request).
10. B. Bensaid and R. Gary-Bobo, "On Renegotiation of Profit-Sharing Contracts in Industry," July 1989 (English version of NER n° 5).
11. P. G. Garella and Y. Richelle, "Cartel Formation and the Selection of Firms," December 1990.
12. H. Pagès and H. He, "Consumption and Portfolio Decisions with Labor Income and Borrowing Constraints," August 1990.
13. P. Sicsic, « Le franc Poincaré a-t-il été délibérément sous-évalué ? », octobre 1991.
14. B. Bensaid and R. Gary-Bobo, "On the Commitment Value of Contracts under Renegotiation Constraints," January 1990 revised November 1990.
15. B. Bensaid, J.-P. Lesne, H. Pagès and J. Scheinkman, "Derivative Asset Pricing with Transaction Costs," May 1991 revised November 1991.
16. C. Monticelli and M.-O. Strauss-Kahn, "European Integration and the Demand for Broad Money," December 1991.
17. J. Henry and M. Phelipot, "The High and Low-Risk Asset Demand of French Households: A Multivariate Analysis," November 1991 revised June 1992.
18. B. Bensaid and P. Garella, "Financing Takeovers under Asymmetric Information," September 1992.

19. A. de Palma and M. Uctum, "Financial Intermediation under Financial Integration and Deregulation," September 1992.
20. A. de Palma, L. Leruth and P. Régibeau, "Partial Compatibility with Network Externalities and Double Purchase," August 1992.
21. A. Frachot, D. Janci and V. Lacoste, "Factor Analysis of the Term Structure: a Probabilistic Approach," November 1992.
22. P. Sicsic et B. Villeneuve, « L'Afflux d'or en France de 1928 à 1934 », janvier 1993.
23. M. Jeanblanc-Picqué and R. Avesani, "Impulse Control Method and Exchange Rate," September 1993.
24. A. Frachot and J.-P. Lesne, "Expectations Hypothesis and Stochastic Volatilities," July 1993 revised September 1993.
25. B. Bensaïd and A. de Palma, "Spatial Multiproduct Oligopoly," February 1993 revised October 1994.
26. A. de Palma and R. Gary-Bobo, "Credit Contraction in a Model of the Banking Industry," October 1994.
27. P. Jacquinet et F. Mihoubi, « Dynamique et hétérogénéité de l'emploi en déséquilibre », septembre 1995.
28. G. Salmat, « Le retournement conjoncturel de 1992 et 1993 en France : une modélisation V.A.R. », octobre 1994.
29. J. Henry and J. Weidmann, "Asymmetry in the EMS Revisited: Evidence from the Causality Analysis of Daily Eurorates," February 1994 revised October 1994.
30. O. De Bandt, "Competition Among Financial Intermediaries and the Risk of Contagious Failures," September 1994 revised January 1995.
31. B. Bensaïd et A. de Palma, « Politique monétaire et concurrence bancaire », janvier 1994 révisé en septembre 1995.
32. F. Rosenwald, « Coût du crédit et montant des prêts : une interprétation en terme de canal large du crédit », septembre 1995.
33. G. Cette et S. Mahfouz, « Le partage primaire du revenu : constat descriptif sur longue période », décembre 1995.
34. H. Pagès, "Is there a Premium for Currencies Correlated with Volatility ? Some Evidence from Risk Reversals," January 1996.
35. E. Jondeau and R. Ricart, "The Expectations Theory : Tests on French, German and American Euro-rates," June 1996.
36. B. Bensaïd et O. De Bandt, « Les stratégies "stop-loss" : théorie et application au Contrat Notionnel du Matif », juin 1996.

37. C. Martin et F. Rosenwald, « Le marché des certificats de dépôts. Écarts de taux à l'émission : l'influence de la relation émetteurs-souscripteurs initiaux », avril 1996.
38. Banque de France - CEPREMAP - Direction de la Prévision - Erasme - INSEE - OFCE, « Structures et propriétés de cinq modèles macroéconomiques français », juin 1996.
39. F. Rosenwald, « L'influence des montants émis sur le taux des certificats de dépôts », octobre 1996.
40. L. Baumel, « Les crédits mis en place par les banques AFB de 1978 à 1992 : une évaluation des montants et des durées initiales », novembre 1996.
41. G. Cette et E. Kremp, « Le passage à une assiette valeur ajoutée pour les cotisations sociales : Une caractérisation des entreprises non financières "gagnantes" et "perdantes" », novembre 1996.
42. S. Avouyi-Dovi, E. Jondeau et C. Lai Tong, « Effets "volume", volatilité et transmissions internationales sur les marchés boursiers dans le G5 », avril 1997.
43. E. Jondeau et R. Ricart, « Le contenu en information de la pente des taux : Application au cas des titres publics français », juin 1997.
44. B. Bensaid et M. Boutillier, « Le contrat notionnel : Efficience et efficacité », juillet 1997.
45. E. Jondeau et R. Ricart, « La théorie des anticipations de la structure par terme : test à partir des titres publics français », septembre 1997.
46. E. Jondeau, « Représentation VAR et test de la théorie des anticipations de la structure par terme », septembre 1997.
47. E. Jondeau et M. Rockinger, « Estimation et interprétation des densités neutres au risque : Une comparaison de méthodes », octobre 1997.
48. L. Baumel et P. Sevestre, « La relation entre le taux de crédits et le coût des ressources bancaires. Modélisation et estimation sur données individuelles de banques », octobre 1997.
49. P. Sevestre, "On the Use of Banks Balance Sheet Data in Loan Market Studies : A Note," October 1997.
50. P.-C. Hautcoeur et P. Sicsic, "Threat of a Capital Levy, Expected Devaluation and Interest Rates in France during the Interwar Period," January 1998.
51. P. Jacquinet, « L'inflation sous-jacente à partir d'une approche structurelle des VAR : une application à la France, à l'Allemagne et au Royaume-Uni », janvier 1998.
52. C. Bruneau et O. De Bandt, « La modélisation VAR structurel : application à la politique monétaire en France », janvier 1998.
53. C. Bruneau et E. Jondeau, "Long-Run Causality, with an Application to International Links between Long-Term Interest Rates," June 1998.
54. S. Coutant, E. Jondeau et M. Rockinger, "Reading Interest Rate and Bond Futures Options' Smiles: How PIBOR and Notional Operators Appreciated the 1997 French Snap Election," June 1998.

55. E. Jondeau et F. Sédillot, « La prévision des taux longs français et allemands à partir d'un modèle à anticipations rationnelles », juin 1998.
56. E. Jondeau et M. Rockinger, "Estimating Gram-Charlier Expansions with Positivity Constraints," January 1999.
57. S. Avouyi-Dovi et E. Jondeau, "Interest Rate Transmission and Volatility Transmission along the Yield Curve," January 1999.
58. S. Avouyi-Dovi et E. Jondeau, « La modélisation de la volatilité des bourses asiatiques », janvier 1999.
59. E. Jondeau, « La mesure du ratio rendement-risque à partir du marché des euro-devises », janvier 1999.
60. C. Bruneau and O. De Bandt, "Fiscal policy in the transition to monetary union: a structural VAR model," January 1999.
61. E. Jondeau and R. Ricart, "The Information Content of the French and German Government Bond Yield Curves: Why Such Differences?" February 1999.
62. J.-B. Chatelain et P. Sevestre, « Coûts et bénéfices du passage d'une faible inflation à la stabilité des prix », février 1999.
63. D. Irac et P. Jacquinot, « L'investissement en France depuis le début des années 1980 », Avril 1999.
64. F. Mihoubi, « Le partage de la valeur ajoutée en France et en Allemagne », mars 1999.
65. S. Avouyi-Dovi and E. Jondeau, "Modelling the French Swap Spread," April 1999.
66. E. Jondeau and M. Rockinger, "The Tail Behavior of Stock Returns: Emerging Versus Mature Markets," June 1999.
67. F. Sédillot, « La pente des taux contient-elle de l'information sur l'activité économique future ? », juin 1999.

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

For any comment or enquiries on the Notes d'Études et de Recherche, contact the library of the Centre de recherche at the following address:

BANQUE DE FRANCE
41.1391 - Centre de recherche
75 049 Paris CEDEX
tél : 01 42 92 49 55
fax : 01 42 92 62 92
email : thierry.demoulin@banque-france.fr