

Les taux d'intérêt et la croissance économique en France

I. - INTRODUCTION

Les taux d'intérêt fournissent une projection sur la croissance économique future. L'intérêt représente le taux auquel les individus sont prêts à échanger de l'argent aujourd'hui contre de l'argent demain. Ce taux est fondamentalement lié aux anticipations de croissance économique.

Considérons un exemple simple. Supposons que les investisseurs veulent assurer leur bien-être économique, ainsi la plupart d'entre-eux préféreraient un niveau de revenu raisonnablement stable plutôt qu'un revenu très élevé à un stade du cycle économique et très bas lors d'une autre phase. Par conséquent, les agents économiques vont utiliser l'assurance ou les techniques de couverture pour se prémunir contre ce risque.

Supposons que l'économie soit actuellement dans une phase de croissance et qu'un ralentissement ou une récession fassent l'unanimité des prévisions pour l'année suivante. Ce désir de se prémunir contre le risque va inciter les consommateurs à acquérir un instrument financier leur assurant des revenus lors du ralentissement, tels que des bons à un an à intérêts précomptés. Si un nombre important d'individus achètent ce bon, le prix de ce titre de maturité un an va augmenter et son rendement à l'échéance diminuer. Pour financer l'achat des bons à un an, les consommateurs peuvent vendre leurs actifs à plus court terme. Cette pression à la vente va faire baisser le prix des instruments à court terme, et donc accroître leur rendement. Dans cet exemple, alors

qu'une récession est anticipée, les taux longs ont tendance à diminuer alors que les taux courts augmentent. Par conséquent, la structure à terme des taux (différence entre les taux longs et les taux courts) va s'aplatir voire même s'inverser. Ainsi, la forme actuelle de la structure à terme des taux d'intérêt fournit une prévision de la croissance économique future.

Ce seul exemple illustre clairement la simplicité de ce modèle basé sur les taux d'intérêt. Il comporte seulement deux éléments : le premier est la pente représentative de la structure à terme (le différentiel de rendement long terme-court terme) et le second est une mesure de la propension économique moyenne à se prémunir contre le risque. Avec cette donnée (estimée dans cet article), seuls une calculatrice et un exemplaire de journal économique sont nécessaires à l'obtention des prévisions de croissance économique basées sur les taux d'intérêt. En outre des prévisions plus élaborées (et plus coûteuses) basées sur des modèles de structure économétrique ne donnent vraisemblablement pas de prévisions plus fiables que le modèle de structure à terme.

II. - UN MODÈLE DE PRÉVISION BASÉ SUR LES TAUX D'INTÉRÊT

L'idée que les taux d'intérêt sont porteurs d'information relative à la croissance économique remonte à l'économiste américain Irving Fisher (1). Dans son œuvre de référence « Le taux d'intérêt » (1907), Fisher suggère que certaines personnes souhaitent transformer leurs revenus actuels en revenus futurs, alors que d'autres préfèrent renoncer à un revenu futur pour bénéficier de revenus additionnels dans le présent. Le taux d'intérêt réalise l'équilibre entre la demande et l'offre

(*) Professeur de Finance à la Fuqua School of Business, Duke University et à la Graduate School of Business, University of Chicago.
L'auteur remercie Sidhartha Kaul et Nathalie Mouradian pour leur aide respectivement en matière de recherche et de traduction de ce document.

dans ce processus de transfert intertemporel du revenu.

Deux éléments motivent ce désir de transférer le revenu : les anticipations des investisseurs concernant leur prochain niveau de consommation ainsi que leur volonté de protéger leur revenu. Une personne présentant une forte tolérance (ou une très faible aversion) au risque, n'aura pas le moindre désir de garantir sa consommation. Peu lui importe de se voir très riche au cours d'une période et très pauvre ultérieurement. Bien entendu, si chacun présentait un tel haut niveau de tolérance au risque, les taux d'intérêt ne comporteraient que peu ou pas d'information sur la croissance économique future.

Cependant la plupart des agents économiques présentent une aversion (faible tolérance) au risque. Ils achètent systématiquement de l'assurance. Par conséquent, les taux d'intérêt d'aujourd'hui devraient contenir des informations sur la croissance économique future. Il existe cependant certaines complications. Chaque investisseur ne présente pas le même niveau d'aversion au risque. Afin d'obtenir la prévision de croissance économique à partir de la structure à terme, il faut évaluer le niveau moyen de tolérance au risque dans l'économie.

Harvey (2) (1988, 1989) applique un modèle de prévision basé sur les taux d'intérêt. Le modèle consiste en une unique équation à une variable prévisionnelle :

$$\text{Croissance}_{t+1:t+5} = a + b (\text{TS})_t + u_t + 5, \quad (1)$$

où

Croissance = Croissance annuelle du P.I.B. réel du trimestre $t + 1$ au trimestre $t + 5$.

TS = Structure à terme ou différence de rendements annualisés à l'échéance entre les taux longs et courts observés au temps t .

u = Une erreur inattendue de prévision qui peut être utilisée pour évaluer la fiabilité du modèle prévisionnel,

a et b = coefficients estimés (ordonné à l'origine et pente).

Les coefficients de ce modèle peuvent facilement être estimés en utilisant la méthode des moindres carrés (3). L'estimation des statistiques t de Student sur les coefficients est plus complexe car la variable est calculée sur des périodes non-complémentaires. La technique de Newey et Wast (4) (1987) est utilisée pour obtenir des t de Student exacts.

Les coefficients ont l'interprétation suivante. Le coefficient ' b ' représente le niveau moyen de tolérance au risque dans l'économie. De même, ' $1/b$ ' constitue le niveau moyen d'aversion au risque. Le coefficient ' a ' représente le niveau estimé de croissance économique dans le cas où les taux à long terme et ceux à court terme sont égaux.

III. - AUTRES PRÉVISIONS FINANCIÈRES DE CROISSANCE

Le marché des actions constitue un autre indicateur de la croissance économique. De nombreux chercheurs ont étudié la relation entre rendements du marché des actions et croissance économique (5). Cependant, la bourse des actions ne s'est pas récemment révélée un indicateur fiable de la croissance future. Les signaux erronés transmis par le crash d'octobre 87 en constituent un exemple flagrant. Sur la base de cet événement, de nombreux analystes ont prévu une récession pour 1988. Une telle récession ne s'est pas produite.

De nombreux facteurs expliquent les raisons pour lesquelles les prévisions de croissance économiques basées sur le marché des actions sont moins fiables que celles fondées sur les taux d'intérêt. Le prix des actions ainsi que celui des obligations comportent des projections dans le futur. Considérons l'équation fondamentale de valorisation d'une action :

$$P_t = \sum_{i=1}^{\infty} \frac{d_{t+i}}{(1+k)^i}$$

où :

P_t = Prix de l'action à l'instant t .

d_{t+i} = Dividendes futurs escomptés de l'action (ou dividendes à percevoir jusqu'à la vente du titre et plus-value réalisée sur la vente).

k = Taux d'actualisation utilisé. Ce taux est souvent assumé constant.

Si l'on anticipe une détérioration de la situation économique, les dividendes vont probablement diminuer. Cette révision à la baisse des dividendes anticipés va provoquer une diminution du prix de l'action. Ainsi, un rendement négatif aujourd'hui peut refléter les anticipations de croissance économique future.

Pour quelles raisons le marché des actions a-t-il été un piètre indicateur de croissance économique ? Il existe trois différences fondamentales entre le modèle basé sur les taux d'intérêt et celui basé sur le marché des actions : différentes échelles temporelles, des cash-flows fixes contre des cash-flows stochastiques, ainsi que différents niveaux de risque.

Considérons tout d'abord l'échelle temporelle. Le prix d'une action est déterminé par la valeur actualisée des dividendes sur toute la durée de vie de l'entreprise. Tandis que la pondération des cash flows récents est plus importante, les dividendes potentiels couvrent de nombreux cycles économiques. Par contraste, les obligations présentent des maturités fixes.

La seconde différence concerne la nature des cash flows valorisés. Les dividendes futurs sont

aléatoires et c'est leur niveau anticipé qui détermine la valeur de l'action. Les paiements de dividendes peuvent également refléter de nombreux facteurs dont certains ne présentent aucun lien avec la croissance économique. Pour les Bons du Trésor à intérêts précomptés, la valeur future du principal est actuellement connue. Quant aux obligations à taux fixe, le montant futur des coupons et du principal sont également connus.

Enfin, considérons le risque différent présenté par les deux titres. Le taux actuariel, k , utilisé dans la formule de valorisation, reflète à la fois le niveau d'aversion au risque dans l'économie, et le risque relatif de l'actif. Toutes choses égales par ailleurs, une augmentation du risque de l'actif se traduit par une hausse du taux actuariel et une baisse du prix. Des changements du niveau de risque de l'action dans le temps peuvent être à l'origine de variations importantes de prix, n'ayant que peu de lien avec les anticipations de croissance économique. Par exemple, une hausse du taux actuariel k de moins de 100 points de base peut provoquer une chute du prix des actions d'une ampleur de celle observée en octobre 87. Les changements du niveau de risque présentent moins d'importance pour le marché des obligations. Il est largement reconnu que les actions comportent davantage de risque que les emprunts d'État à taux fixe.

Ces trois facteurs suggèrent que le marché des actions peut transmettre des prévisions erronées de croissance économique. Cependant, nous allons évaluer empiriquement la validité des prévisions issues de chacun de ces modèles, concernant la croissance de l'économie française.

IV. - MÉTHODES TRADITIONNELLES DE PRÉVISIONS

Il existe de nombreuses organisations, privées et publiques, s'employant à fournir des prévisions économiques. Ces prévisions sont nécessaires aux entreprises, pour leurs décisions relatives aux investissements, ainsi qu'au gouvernement, pour l'élaboration des politiques budgétaires et fiscales futures.

Les modèles de prévisions traditionnels utilisent des méthodes dites « structurelles », parce qu'elles proposent une structure économique simplifiée. Bien que ces modèles soient « simples », ils comportent généralement de nombreuses équations à estimer, ainsi que de nombreuses identités reliant les équations entre elles.

Ces modèles structurels présentent de nombreux désavantages. Ils sont lourds, coûteux et difficiles à mettre en œuvre. Ils s'appuient sur un ensemble complexe d'hypothèses concernant le fonctionnement de l'économie. L'utilisateur doit d'autre part rassembler des « prévisions » sur de nombreuses variables avant de faire tourner le modèle.

Mais surtout, les prévisions finales sont souvent de médiocre qualité.

Les erreurs dans ces prévisions peuvent être dues à des révisions d'informations, à des données incorrectement spécifiées, ou à une faute dans la spécification d'une (ou plusieurs) des nombreuses équations représentatives.

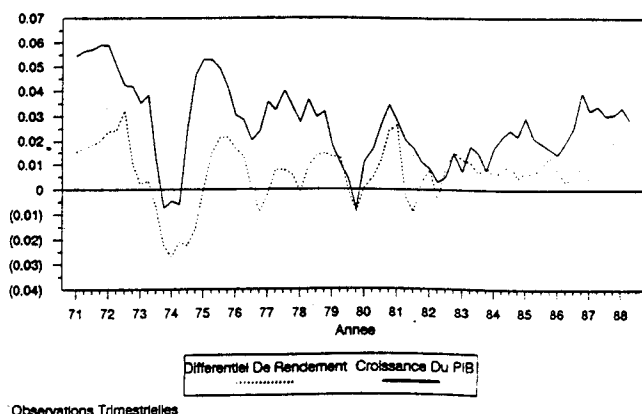
Le problème le plus important dans l'utilisation de ces modèles intervient lorsque la structure économique change et que par conséquent, le modèle doit être modifié. C'est exactement la situation à laquelle seront confrontées les économies européennes dans quelques années. Les changements fondamentaux résultant de l'ouverture de l'Europe de l'Est ainsi que de l'intégration économique de l'Europe de l'Ouest remettent en question l'application des méthodes structurelles de prévisions. Par opposition, aucun changement n'est nécessaire pour l'utilisation du modèle basé sur les taux d'intérêt.

Enfin, il est de plus en plus prouvé sur le plan international que les modèles structurels sont moins performants que les modèles basés sur les taux d'intérêt dans les prévisions de croissance des P.I.B. En utilisant le critère d'évaluation par la racine carrée de la moyenne des résidus au carré, Harvey (1989) a démontré qu'aucun des sept principaux services économétriques américains n'a pu faire mieux que les prévisions basées sur les taux d'intérêt. Certains modèles structurels comportent des centaines d'équations et des milliers de variables. Le modèle des taux d'intérêt ne comporte qu'une variable - la différence entre taux longs et taux courts.

V. - LA PREUVE

La figure 1 représente la relation entre le différentiel de taux (structure à terme) et la croissance économique réelle. Le premier graphique montre la croissance annuelle du P.I.B. (observée tous les trimestres) en relation avec la valeur décalée du diffé-

FIGURE 1
CROISSANCE ANNUELLE DU P.I.B.
ET DIFFÉRENTIEL DE RENDEMENT DECALE



rentiel de structure à terme. Plus précisément, le graphe du différentiel de taux du premier trimestre 1987 est comparé à quatre trimestres de croissance économique, du troisième trimestre 1987 au second trimestre 1988. Dans le cas particulier où le coefficient 'a' est nul et le coefficient 'b' égal à 1, le différentiel de taux correspond exactement à la prévision de croissance économique. Alors, la ligne pointillée correspond à la croissance prévue et la ligne continue représente la croissance effective du P.I.B.

Ce graphique illustre l'extraordinaire faculté du différentiel à coller à la croissance du P.I.B. réel. Les variables de taux d'intérêt suivent les mouvements du cycle économique et les principaux points de retournement sont mis en évidence par le différentiel. Ce dernier anticipe de manière exacte les récessions de 1971, 1974, ainsi que celle débutant en 1980. Il est également remarquable qu'aucun signal erroné n'apparaisse.

Le marché des actions ne semble pas posséder cette même aptitude à refléter la croissance économique. En se basant sur l'analyse des rendements trimestriels et annuels, le marché des actions semble prévoir une récession en 1973, 1977, 1981, ainsi qu'une sévère récession en 1988. Seulement deux de ces prévisions se sont réalisées. Les performances statistiques de ces prévisions sont évaluées dans le tableau I.

TABLEAU I

PRÉVISION DE CROISSANCE DU P.I.B. RÉEL FRANÇAIS
AU MOYEN DES MODÈLES BASÉS SUR LES DIFFÉRENTIELS DE TAUX
ET LES RENDEMENTS DU MARCHÉ DES ACTIONS : 1966:2-1989:3*

MODÈLE	a	b	R ²
1966:2-1989:3 (94 observations)			
Structure à terme031 [6.44]	0.323 [1.07]	.020
1971:1-1989:3 (70 observations)			
Structure à terme021 [6.61]	0.748 [4.10]	.287
Rendement des actions au 1 ^{er} trimestre026 [7.31]	0.101 [0.59]	.000
Rendement des actions au 4 ^e trimestre027 [6.90]	-0.440 [-0.49]	.000

(*) Le modèle estimé est : $\Delta FPIB_{t+1:t+5} = a + bX_t + u_{t+5}$. $\Delta FPIB$ représente la croissance annuelle logarithmique du Produit Intérieur Brut réel français du trimestre $t+1$ au trimestre $t+5$. X correspond à l'une des définitions suivantes : le logarithme du ratio d'1 plus le rendement des emprunts d'État divisé par 1 plus le taux monétaire, les rendements du premier trimestre de l'index de Morgan Stanley Capital International (M.S.C.I.) pour la France, ou les rendements du quatrième trimestre de l'index M.S.C.I. Les rendements trimestriels sont la moyenne arithmétique des rendements durant le trimestre. Le rendement des actions représente le rendement total (continu) pendant le trimestre (ou les quatre derniers trimestres). Les t -de Student sont entre crochets. Les écarts types sont corrigés du processus MA (4) et de l'hétéroscédasticité par la méthode de Newey and West (1987).

Les résultats du tableau I mettent en évidence la faculté des variables de taux d'intérêt à prévoir la croissance du P.I.B. après 1971. Les coefficients sont estimés précisément. Le coefficient de tolérance au risque est à plus de quatre écart-types de zéro. Le pourcentage de variance du P.I.B. expliqué par le modèle avoisine 30 %. Le tableau I indique également que le marché des actions en France n'a que peu ou pas d'aptitude à prévoir la croissance économique dans l'échantillon 1971-1988.

Le budget d'exactitude des prévisions est également mesuré par la moyenne de la valeur absolue des résidus ainsi que par la racine carrée de la moyenne des erreurs de prévision au carré. Concernant cette méthode d'évaluation, seules sont utilisées des provisions hors échantillon. Par exemple, une prévision de croissance pour 1982 est basée sur des coefficients estimés à partir de données disponibles en 1981. Le tableau II présente ces statistiques d'évaluation de prévision.

TABLEAU II

PERFORMANCE* HORS ÉCHANTILLON DES PRÉVISIONS
DU MODÈLE DE STRUCTURE À TERME
EN FRANCE : 1982:1-1988:4

VARIABLE	FRÉQUENCE DES PRÉVISIONS	MOYENNE DE LA VALEUR ABSOLUE DES RÉSIDUS	RACINE CARRÉE DE LA MOYENNE DES RÉSIDUS AU CARRÉ
Horizon Prévisionnel : 1982:1-1988:4			
Structure à terme	Trimestrielle	1.20 %	1.44 %
Structure à terme	Semestrielle	1.15 %	1.47 %
Structure à terme	Annuelle	0.94 %	1.28 %

(*) Le modèle estimé est : $\Delta FPIB_{t+1:t+5} = a_t + b_t X_t + u_{t+5}$. $\Delta FPIB$ est la croissance annuelle logarithmique du P.I.B. réel français. X correspond à l'une des définitions suivantes : le logarithme du ratio d'1 plus le rendement à long terme annuel divisé par le taux annuel du marché monétaire au jour le jour, le rendement trimestriel de l'index Morgan Stanley Capital International (M.S.C.I.) calculé en devise locale, ou les rendements des quatre trimestres de l'index M.S.C.I. Les coefficients, a et b , comportent des subscripts indiquant que les régressions sont ré-estimées à chaque instant de la série.

Trois différentes fréquences de prévision sont considérées : trimestrielles, semestrielles et annuelles. Pour chacune de ces fréquences, la prévision est annuelle : la fréquence trimestrielle signifie par exemple qu'une prévision annuelle est réalisée chaque trimestre. Les moyennes de la valeur absolue des erreurs de prévisions annuelles sont de 1,2 % pour la fréquence trimestrielle et diminuent à 0,9 % pour la fréquence annuelle. La racine carrée de la moyenne des résidus est de 1,4 % pour la fréquence trimestrielle et diminue à 1,2 % pour la fréquence annuelle.

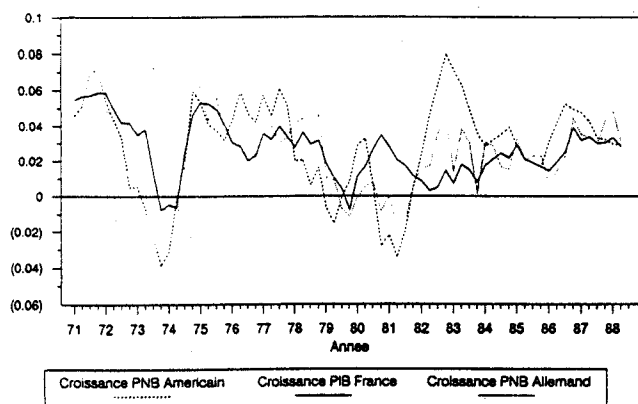
VI. - CROISSANCE ÉCONOMIQUE FRANÇAISE, ALLEMANDE ET AMÉRICAINE

Harvey (1989) a mis en évidence la relation entre la structure à terme des taux et la croissance économique aux États-Unis. Il est intéressant de considérer les liens entre la croissance économique française et celle de deux de ces importants partenaires commerciaux, à savoir les États-Unis et l'Allemagne, ainsi que la relation entre leurs structures à terme.

La figure 2 présente un graphe de la croissance annuelle réelle du P.I.B. en France (ligne continue), aux États-Unis et en Allemagne (lignes pointillées). Depuis 1971, ces trois économies sont fortement liées, l'unique exception intervenant au début des années 80. Les États-Unis et l'Allemagne ont connus deux récessions en 1979 et en 1981 tandis que la France n'en a connu qu'une, débutant en 1980. Le cycle économique apparaît ainsi moins volatile en France qu'aux États-Unis ou en Allemagne. De plus la figure 2 ne suggère en rien que l'économie américaine dirige les mouvements de l'économie française. Les récessions majeures de 1973-1974 et 1980 étaient vraisemblablement dues à des facteurs communs sur le plan international tels que la hausse des prix du pétrole. La corrélation entre les taux de croissance annuels américains et français est de 53 %.

FIGURE 2

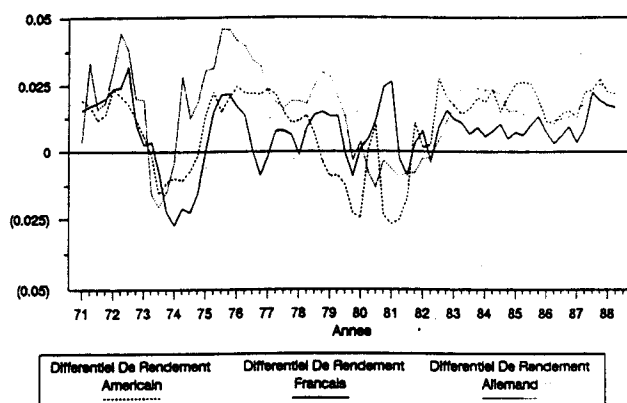
CROISSANCE ANNUELLE DU P.I.B. FRANÇAIS
DU P.N.B. AMÉRICAIN ET DU PNB ALLEMAND



La figure 3 décrit la structure à terme française (ligne continue), comparée à celles prévalant aux États-Unis et en Allemagne (lignes pointillées). Les structures à terme des trois pays présentent des similitudes. Les années 80 apparaissent particulièrement significatives. La différence entre taux courts et longs s'y révèle beaucoup plus importante que dans les deux autres pays. Remarquablement, ceci correspond à la différence dans les cycles économiques de ces pays.

FIGURE 3

DIFFÉRENTIEL DE RENDEMENT FRANÇAIS,
AMÉRICAIN ET ALLEMAND



Le tableau III fournit la preuve statistique de l'aptitude des structures à terme américaine et allemande à prévoir la croissance économique en France. Dans l'échantillon postérieur à 1971, la structure à terme allemande est capable d'expliquer 12,3 % des variations de la croissance de l'économie française (comparé à 28,7 % pour la structure à terme française). Pour le même échantillon, la structure à terme américaine peut expliquer 13,8 % de la croissance économique française.

TABLEAU III

PRÉVISION DE LA CROISSANCE ÉCONOMIQUE FRANÇAISE
À L'AIDE DES STRUCTURES À TERME
AMÉRICAIN ET ALLEMANDE*

STRUCTURE À TERME	a	b	R ²
Période d'Estimation : 1966:1-1989:3			
Taux d'Intérêt U.S.030 [6.97]	0.216 [0.94]	.007
Taux d'Intérêt R.F.A.023 [4.46]	0.586 [2.56]	.123
Taux d'Intérêt U.S.022 [7.19]	0.422 [2.47]	.138
Taux d'Intérêt R.F.A.019 [5.85]	0.461 [-4.03]	.180

(*) Le modèle estimé est : $\Delta FPIB_{t+1:t+5} = a + b_1 X_t + u_{t+5}$. $\Delta FPIB$ représente la croissance annuelle logarithmique du P.I.B. réel français du trimestre $t+1$ au trimestre $t+5$. X représente soit le logarithme du ratio d'1 plus le rendement des emprunts d'État à long terme divisé par 1 plus le rendement à court terme pour les États-Unis ou la France. Les t de Student sont entre crochets. Les écarts types sont corrigés du processus MA (4) et de l'hétéroscédasticité conditionnelle par la méthode de Newey and West (1987).

Le tableau IV montre les résultats de la combinaison des trois variables de structure à terme en une unique équation de prévision. Durant la période 1971-1989, les trois structures à terme sont capables d'expliquer 32,8 % des variations du taux de croissance du P.I.B. français. Ce modèle

explique une proportion plus importante des variations de la croissance de l'économie française que

le modèle de prévision présenté tableau I et qui ne comprenait que la structure à terme française.

TABLEAU IV
PRÉVISIONS DE LA CROISSANCE ÉCONOMIQUE FRANÇAISE
AU MOYEN DES STRUCTURES À TERME AMÉRICAINE, ALLEMANDE ET FRANÇAISE *

ÉCHANTILLON	a	b_1 (FRANCE)	b_2 (U.S.)	b_3 (ALLEMAGNE)	R^2
1966:2-1989:3	.023 [4.37]	0.126 [0.44]	0.499 [2.06]	- 0.072 [- 0.29]	.107
1971:1-1989:3	.017 [6.42]	0.577 [3.06]	0.224 [1.33]	0.095 [0.53]	.328
1976:1-1989:3	.015 [6.52]	0.422 [2.57]	0.136 [1.04]	0.100 [0.93]	.175

(*) Le modèle estimé est : $\Delta FPIB_{t+1:t+5} = a + b_1 TS_{1,t} + b_2 TS_{2,t} + b_3 TS_{3,t} + u_{t+5}$. $\Delta FPIB$ représente la croissance annuelle logarithmique du P.I.B. réel en France du trimestre $t+1$ au trimestre $t+5$. TS représente soit le logarithme du ratio d'1 plus le rendement des emprunts d'État à long terme divisé par 1 plus le rendement à court terme en France, aux États-Unis et en Allemagne. Les t -de Student sont entre crochets. Les écarts types sont corrigés du processus MA (4) et de l'hétéroscédasticité conditionnelle par la méthode de Newey and West (1987).

Les résultats présentés tableau III et IV suggèrent que les différences de structure à terme entre la France et les États-Unis seraient dues à des différences dans leurs cycles économiques. Cette proposition est testée dans le tableau IV. L'objectif est maintenant de prévoir le différentiel de taux de croissance des P.I.B. français et américain. Durant la période 1966:1-1989:3, les différences de structure à terme sont capables d'expliquer 8 % de la différence dans les taux de croissance. Cependant, l'exactitude des prévisions augmente fortement pour les données plus récentes. Concernant l'échantillon 1976:1-1989:3, la différence de structure à terme explique 37 % de la différence entre les taux de croissance français et américains.

La France n'est pas le seul pays pour lequel la

TABLEAU V
PRÉVISION DE DIFFÉRENCE DE CROISSANCE ÉCONOMIQUE
ENTRE LA FRANCE ET LES ÉTATS-UNIS
À PARTIR DE LA DIFFÉRENCE
DE LEUR STRUCTURE À TERME*

ÉCHANTILLON	a	b	R^2
1966:2-1989:3	.006 [1.14]	0.682 [2.82]	0.079
1971:1-1989:3	.000 [0.05]	0.919 [5.04]	0.268
1976:1-1989:3	- .005 [- 1.03]	1.008 [5.00]	0.371

(*) Le modèle estimé est : $\Delta FPIB_{t+1:t+5} - \Delta USPNB_{t+1:t+5} = a + b (FTS_t - USTS_t) + u_{t+5}$. $\Delta FPIB$ et $\Delta USPNB$ représentent les croissances économiques annuelles logarithmiques en France et aux États-Unis du trimestre $t+1$ au trimestre $t+5$. TS représente le logarithme du ratio d'1 plus le rendement des emprunts d'État à long terme divisé par 1 plus le rendement à court terme pour les États-Unis (USTS) ou la France (FTS). Les t -de Student sont entre crochets. Les écarts types sont corrigés du processus MA (4) et de l'hétéroscédasticité conditionnelle par la méthode de Newey and West (1987).

structure à terme américaine aide à prévoir la croissance économique.

Le tableau VI fournit une comparaison du pouvoir explicatif de la structure à terme américaine pour d'autres pays du G-7. Tous les modèles sont estimés sur la même période 1966:2-1989:1. Durant cette période, la structure à terme américaine n'explique qu'une infime proportion de la croissance économique française. Cependant, les

TABLEAU VI
PRÉVISION DE LA CROISSANCE ANNUELLE DU P.N.B. RÉEL
DES PAYS DU G-7 AU MOYEN
DE LA STRUCTURE À TERME DES ÉTATS-UNIS*

PAYS	ÉCHANTILLON	a	b	R^2
France	1966:2-1989:1 (92 obs.)	.030 [6.97]	0.224 [0.96]	.008
Canada	1966:2-1989:1 (92 obs.)	.032 [6.65]	0.882 [2.62]	.235
Allemagne ...	1966:2-1989:1 (92 obs.)	.021 [3.98]	0.758 [3.30]	.165
Italie	1966:2-1989:1 (92 obs.)	.035 [5.36]	0.549 [1.46]	.049
Japon	1966:2-1989:1 (92 obs.)	.057 [6.33]	0.012 [0.03]	.000
Royaume- Uni	1966:2-1989:1 (92 obs.)	.016 [4.67]	0.879 [3.90]	.246
États-Unis ...	1966:2-1989:1 (92 obs.)	.018 [5.22]	1.351 [6.72]	.482

(*) Le modèle estimé est : $\Delta PNB_{t+1:t+5} = a + bX_t + u_{t+5}$. ΔPNB_t représente la croissance annuelle logarithmique du P.N.B. réel des pays du G-7 du trimestre $t+1$ au trimestre $t+5$ (le P.N.B. réel est utilisé pour la France, l'Italie et le Royaume-Uni, X représente soit le logarithme du ratio d'1 plus le rendement de 10 ans américain (annualisé) divisé par 1 plus le taux des Bons du Trésor Américain à 90 jours (annually compounded). Les t -de Student sont entre crochets. Les écarts types sont corrigés du processus MA (4) et de l'hétéroscédasticité conditionnelle par la méthode de Newey and West (1987).

résultats présentés tableau III indiquent que cette proportion augmente substantiellement lorsque l'on examine des données plus récentes. Il apparaît peu surprenant que la structure à terme américaine puisse expliquer 23,6 % de la croissance économique canadienne du fait du haut degré d'intégration de deux économies. Cependant, la structure à terme américaine est capable d'expliquer 24,6 % de la croissance britannique et 16,5 % de la croissance allemande. Seulement 5 % de la croissance italienne est expliquée par la structure à terme américaine tandis que cette dernière n'explique en rien la croissance économique japonaise.

Les résultats des tableaux IV à VI suggèrent que la structure à terme américaine peut expliquer les composantes communes de nombreux cycles économiques nationaux. C'est-à-dire que la structure à terme américaine est susceptible de refléter les anticipations concernant le cycle économique mondial. Les changements des conditions économiques mondiales affectent la France aussi bien que d'autres pays. Les différences de structure à terme entre la France et les États-Unis indiqueraient l'existence d'éléments du cycle économique propres à chaque pays.

VII. - CONCLUSION

Aujourd'hui, il existe de nombreuses incertitudes concernant la voie de la croissance économique française. Un des facteurs à l'origine de cette incertitude est l'aptitude de la France à faire face à la concurrence au sein d'une Europe de plus en plus intégrée avec une économie allemande unifiée. Les modèles structurels traditionnels se révèlent d'une utilité limitée dans cette situation particulière, contrairement au modèle basé sur les taux d'intérêt.

L'incertitude concernant la croissance économique future comporte de nombreuses conséquences négatives. L'une des plus importantes concerne probablement le processus d'investissement des entreprises. Si la voie de la croissance économique est incertaine, il est probable que les entreprises diffèrent leurs projets d'investissement, ce qui est susceptible à son tour d'aggraver la situation de faible croissance.

Un modèle de prévision exact peut aider à réduire ces incertitudes. Il existe différentes méthodes de mesure de cette exactitude, cependant, on mesure traditionnellement l'exac-

titude des prévisions par la différence entre valeurs prévues et réalisées. Les résultats dans cet article montrent que les prévisions basées sur les structures à terme sont capables d'expliquer une large fraction des variations observées du P.I.B. français. L'exactitude est également mesurée par la faculté à mettre en évidence les points de retournement du cycle économique. Le modèle de structure à terme a correctement signalé tous les points de retournements du cycle économique au cours des 20 dernières années. Ce modèle de structure à terme possède également l'aptitude à mettre en évidence des points de retournements plus subtils (non indicateurs de récession).

RÉFÉRENCES

1. I. FISHER, *The Interest Rate* (New York : Macmillan, 1907) a initialement développé la structure d'analyse. Les développements sont fournis dans R.C. MERTON, "An Intertemporal Capital Asset Pricing Model", *Econometrica* 41 (1973), pp. 867-887; R.E. LUCAS Jr., "Asset Prices in an Exchange Economy", *Econometrica* 46 (1978), pp. 1429-1445 and D.T. BREEDEN, 1979, "An Intertemporal Asset Pricing Model with Stochastic Consumption and Investment Opportunities", *Journal of Financial Economics* 7 (1979), pp. 265-296.
2. Voir C.R. HARVEY, "The Real Term Structure and Consumption Growth", *Journal of Financial Economics* 22 (1988), pp. 305-334 and C.R. HARVEY, "Forecasts of Economic Growth from the Bond and Stock Markets", *Financial Analysts Journal*, September/October (1989), pp. 38-45.
3. HARVEY (1988), *op. cit.*, teste un modèle similaire au précédent en utilisant la croissance de la consommation réelle des ménages. Le modèle compare les différentiels de rendement réels anticipés à la croissance de la consommation réelle. Cependant, si l'inflation suit un processus I.M.A. (1), le différentiel de rendements nominal équivaut au différentiel anticipé réel. De plus, l'ordonné à l'origine comporte une autre variable, le taux d'intérêt réel à court terme anticipé, ce qui comme le montre HARVEY ne contribue pas au pouvoir explicatif du modèle à un ou trois trimestres d'horizon prévisionnels. Enfin, le différentiel de rendement devrait être entre une obligation d'une durée de vie de cinq trimestres jusqu'à maturité et une obligation d'une durée de vie d'un trimestre jusqu'à maturité. Étant donné que le rendement d'une obligation de cinq trimestres de durée de vie n'est pas disponible pour l'ensemble de l'échantillon, un rendement sur une durée plus courte est utilisé.
4. W.K. NEWBY and K.D. WEST, "A Simple, Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity Consistent and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix", *Econometrica* 55 (1987), pp. 703-708. Ces *t*-de student résistent également à l'hétéroscédasticité conditionnelle dans la régression des résidus.
5. E.F. FAMA, "Stock Returns, Real Activity, Inflation, and Money", *American Economic Review* 71 (1981), pp. 545-565 examine la relation entre le rendement des actions et la croissance des P.N.B. et de la production industrielle. HARVEY (1988), *op. cit.*, démontre le lien entre le rendement des actions et la croissance réelle des dépenses de consommation individuelles.