

TAUX D'INTÉRÊT RÉELS A LONG TERME : INDICATIONS FOURNIES PAR LES SÉRIES CHRONOLOGIQUES GROUPÉES

Adrian Orr, Malcolm Edey et Michael Kennedy

TABLE DES MATIÈRES

Introduction	84
Les tendances des taux d'intérêt à long terme et leurs possibles déterminants	85
Tendances des taux d'intérêt réels	86
Influences à long terme.. ..	88
Influences à court terme.. ..	93
Un modèle multi-pays des taux d'intérêt réels à long terme	93
Résultats empiriques	97
Les déterminants à long terme	103
Les déterminants à court terme	106
Explication de la hausse des taux d'intérêt à long terme depuis les années 70	107
Conclusions	109
Annexe : Sources des données et définitions.. ..	113
Bibliographie	115

Les auteurs souhaitent remercier leurs collègues de l'OCDE Jørgen Elmeskov, Andrew Gurney, Peter Hoeller, Ketil Hviding, John P. Martin, Giuseppe Nicoletti et Dave Turner; John Murray, David Longworth et Agatha Côté de la Banque du Canada; Paul Masson et Edward Gardner du FMI; David Archer de la Banque centrale de Nouvelle-Zélande; ainsi que Joseph Gagnon du ministère des Finances des États-Unis pour leurs précieux commentaires. Ils remercient également Laure Meuro de son aide dans les travaux statistiques, ainsi que Paula Simonin et Andrea Prowse de leurs compétences en matière de secrétariat. Les opinions exprimées dans ce document sont celles des auteurs et ne sont pas nécessairement partagées par l'OCDE.

INTRODUCTION

Les taux d'intérêt réels à long terme sont d'importants déterminants des décisions d'épargne et d'investissement à long terme, et leur influence sur les dépenses des entreprises, l'investissement des ménages et la consommation de biens durables joue un rôle fondamental dans le cycle de l'activité économique et dans la transmission des politiques macroéconomiques. Il s'est produit d'assez importantes variations du niveau des taux d'intérêt réels à l'échelle mondiale ces vingt dernières années. Les taux d'intérêt réels ont enregistré une hausse marquée entre les années 70 et les années 80. Au début des années 90, les taux d'intérêt réels se sont orientés à la baisse dans la plupart des pays, mais cette tendance s'est brusquement inversée en 1994 et on a observé dans un certain nombre de pays un creusement notable des écarts de taux d'intérêt par rapport aux grandes économies. Il est important pour la politique économique de définir quelles sont les causes de ces évolutions et d'apprécier dans quelle mesure elles peuvent être déterminées par des facteurs liés aux politiques appliquées. Il convient notamment d'évaluer le bien-fondé des craintes que les taux d'intérêt ne soient « trop élevés » en raison des pénuries d'épargne pouvant résulter des politiques mises en œuvre.

Cet article examine certains des principaux déterminants potentiels des taux d'intérêt réels et présente un modèle empirique permettant l'estimation de leur influence. Cette estimation a pour caractéristique fondamentale de s'appuyer sur un échantillon tiré de séries chronologiques groupées réunissant des données provenant de 17 pays Membres de l'OCDE; l'estimation impose des contraintes de cohérence entre le comportement des taux d'intérêt réels dans le temps et la détermination des écarts d'un pays à l'autre. Cette approche exploite donc les informations fournies par les comparaisons internationales, qui sont susceptibles de jouer un rôle particulièrement important dans la détermination des effets des déficits budgétaires sur les taux d'intérêt réels.

La suppression des réglementations financières qui maintenaient les taux d'intérêts à un niveau artificiellement bas est un des facteurs qui a vraisemblablement contribué à la hausse des taux d'intérêt réels entre les années 70 et les années 80. Comme cela représentait une profonde mutation structurelle, l'essentiel de l'étude empirique porte sur la période postérieure à 1980. Cependant, si on les fait remonter jusque dans les années 70, les estimations obtenues à l'aide du modèle retenu suggèrent que le modèle empirique explique une bonne part (environ la moitié) de l'ensemble de la hausse enregistrée depuis cette époque, le reste

étant vraisemblablement expliqué par des facteurs non pris en compte dans le modèle, dont la déréglementation financière. En ce qui concerne la période postérieure à 1980, une constatation empirique fondamentale est que les variables relevant de la politique monétaire et de la politique budgétaire ont une importante influence sur les taux d'intérêt réels à long terme et sur leurs écarts d'un pays à l'autre, mais que l'essentiel des variations des taux d'intérêt à court terme est déterminée par l'évolution des anticipations.

Cette étude s'articule en cinq parties qui présentent respectivement un examen des tendances des taux d'intérêt réels à long terme et de leurs possibles déterminants; le fondement théorique et les détails du modèle empirique; les résultats des estimations; une explication de la hausse des taux d'intérêt réels depuis les années 70; ainsi que des remarques finales qui insistent sur les conséquences de ces résultats pour la politique économique.

LES TENDANCES DES TAUX D'INTÉRÊT A LONG TERME ET LEURS POSSIBLES DÉTERMINANTS

Dans cette étude, on considérera que les taux d'intérêt à long terme correspondent aux obligations publiques à faible risque, en général des obligations du secteur public à échéance d'une dizaine d'années (voir *annexe*). La décision de privilégier ces taux comporte plusieurs avantages, dont le fait qu'ils sont immédiatement disponibles et qu'ils offrent une certaine comparabilité entre les pays comme dans le temps, ainsi que le faible risque de défaut que présentent ces titres. Elle introduit toutefois plusieurs risques de distorsion lorsque l'on compare les tendances des taux d'intérêts réels dans le temps et entre les pays. Tout d'abord, l'utilisation d'un seul taux réel à long terme ne tient pas compte de la diversité des taux proposés aux différents agents économiques, des différences internationales concernant l'importance relative du financement à long terme et du financement à court terme, et des différentes primes de risque applicables à des catégories comparables d'emprunteurs. Il n'est par ailleurs pas tenu compte des différences de régime fiscal selon les pays ou dans le temps (voir par exemple Scott, 1993). Enfin, la libéralisation financière a eu lieu à des dates et à des rythmes différents, ce qui affecte la mesure des taux d'intérêt réels et exerce peut-être une pression à la hausse sur les taux réels au travers d'effets négatifs sur l'épargne (voir Hayashi, 1985). En ce qui concerne les deux dernières questions, le fait de prendre pour point de départ de l'analyse empirique le début des années 80 peut aider à réduire les risques de distorsion, compte tenu de la baisse générale des taux marginaux d'imposition dans les années 80 (voir OCDE, 1990a et Dean *et al.*, 1990) et des progrès de la libéralisation financière pendant cette période (voir Blundell-Wignall *et al.*, 1991, OCDE, 1991a et OCDE, 1992).

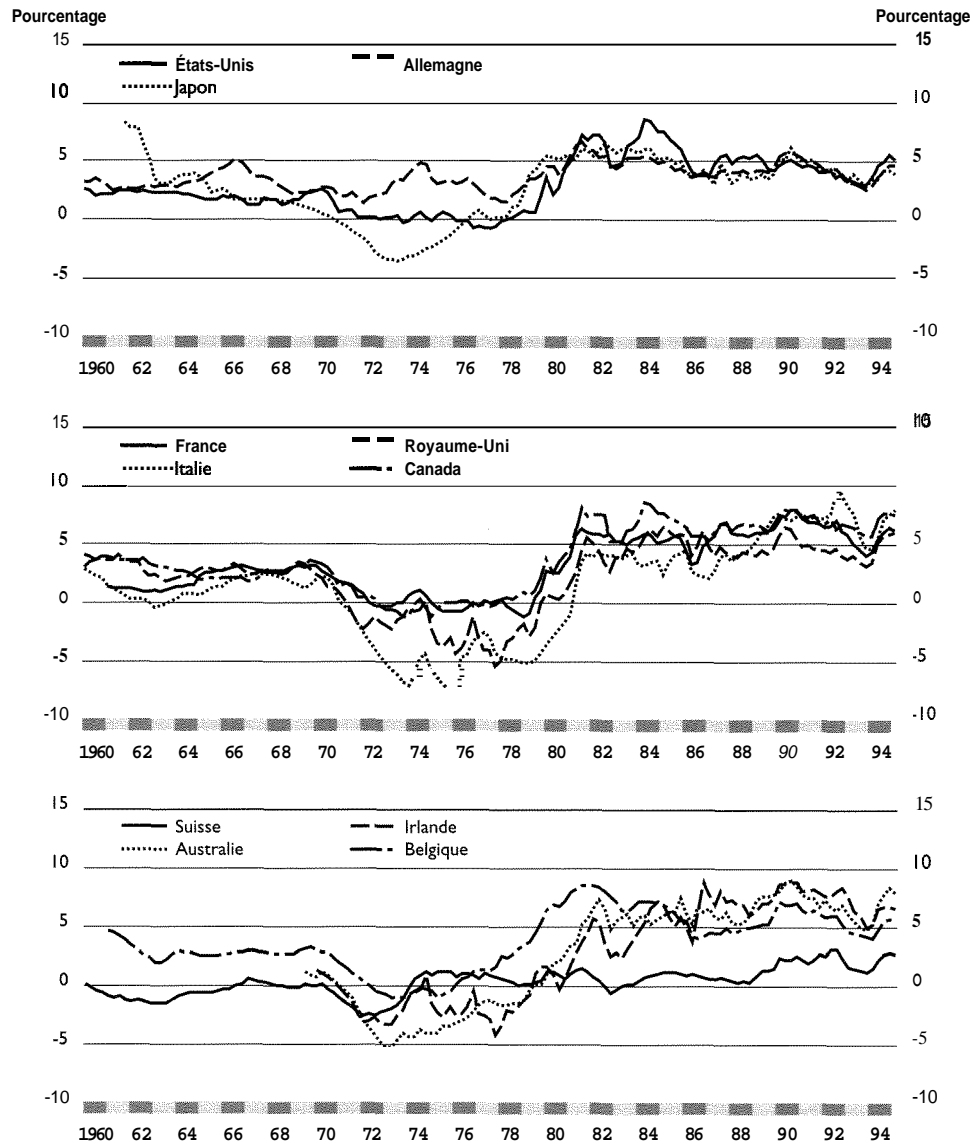
Une difficulté demeure en ce qui concerne la mesure des taux d'intérêt réels à long terme *ex ante* en l'absence de données comparables sur les anticipations de l'inflation à long terme. La différence entre le rendement des obligations publiques indexées et non indexées en fournit une mesure, bien qu'elle puisse également être la conséquence d'autres facteurs que les anticipations inflationnistes, dont les différences de régime fiscal, l'incertitude concernant l'inflation, et les primes de liquidité'. Sur un plan plus pratique, les obligations indexées sont relativement récentes et limitées à un petit nombre de pays seulement; ainsi parmi les pays de l'OCDE les obligations indexées n'existent que depuis 1981 au Royaume-Uni, depuis 1985 en Australie et depuis 1991 au Canada.

Dans la pratique, les anticipations de l'inflation à long terme sont généralement remplacées par certaines estimations de l'inflation tendancielle. Orr, Edey et Kennedy (1995) comparent une série de variables de remplacement des anticipations inflationnistes. Ils parviennent à la conclusion que les tendances des taux d'intérêt réels à moyen terme ne sont pas notablement affectées par le choix exact parmi une série de variables de remplacement raisonnables de l'inflation tendancielle, bien que la position temporelle des points de retournement puisse différer sensiblement dans les périodes où l'inflation est très variable. La mesure retenue dans cette étude remplace l'inflation tendancielle par la composante à basse fréquence du déflateur du PIB calculée à l'aide d'un filtre de Hodrick-Prescott (voir l'annexe pour une description)². Cette mesure a été retenue parce qu'elle incorpore aussi bien des éléments prospectifs que des éléments rétrospectifs du processus inflationniste dans une sorte de calcul de la moyenne par un processus de «va-et-vient».

Tendances des taux d'intérêt réels

Les taux d'intérêt réels à long terme estimés dans une série de pays de l'OCDE sont présentés au graphique 1. Plusieurs caractéristiques méritent d'être notées. Premièrement, les taux d'intérêt réels sont bien plus élevés depuis les années 80 que pendant les deux décennies précédentes. Deuxièmement, on note une convergence internationale croissante (bien qu'incomplète) (voir Throop, 1994). Troisièmement, les taux d'intérêt réels étaient sensiblement plus bas dans la plupart des pays au début des années 90 par rapport aux pics relevés dans les années 80 et ils ont également enregistré une nouvelle baisse marquée dans la plupart des pays en 1992-93. Enfin, les taux réels ont fortement augmenté en 1994 de façon relativement synchrone, bien qu'ils soient restés dans la fourchette observée ces 10 à 15 dernières années. Cependant, dans un certain nombre de cas les écarts de taux d'intérêt réels se sont creusés en 1994, inversant en partie la tendance antérieure à la convergence.

Graphique I. **Taux d'intérêt réels à long terme**
Définition de l'inflation selon H-P¹



1. Anticipations de l'inflation obtenues avec la composante à basse fréquence du déflateur du PIB en utilisant le filtre de Hodrick-Prescott.

Source: OCDE ; voir précisions à l'annexe.

Lorsque l'on tente d'expliquer ces évolutions, il semble utile de distinguer les influences à court terme, telles que la politique monétaire et les évolutions conjoncturelles, des influences à long terme telles que les modifications structurelles du taux de rendement du capital, le risque, ainsi que les préoccupations concernant la viabilité budgétaire. Ces déterminants à long terme peuvent être considérés comme les facteurs fondamentaux qui influent sur l'évolution de l'épargne et de l'investissement, alors que les variables de remplacement de ces déterminants introduisent dans le modèle les anticipations concernant ces facteurs fondamentaux. Qui plus est, dans un marché mondial des capitaux où s'opère un arbitrage international, on peut raisonnablement supposer que ces facteurs fondamentaux à long terme ont des effets similaires dans tous les pays (c'est-à-dire que leurs coefficients sont égaux dans tous les pays), tandis que la formation des anticipations varie d'un pays à l'autre, compte tenu que les agents économiques anticipent des évolutions propres à chaque pays. Ces grandes caractéristiques sont prises en compte dans la structure du modèle présenté dans la troisième section de cet article.

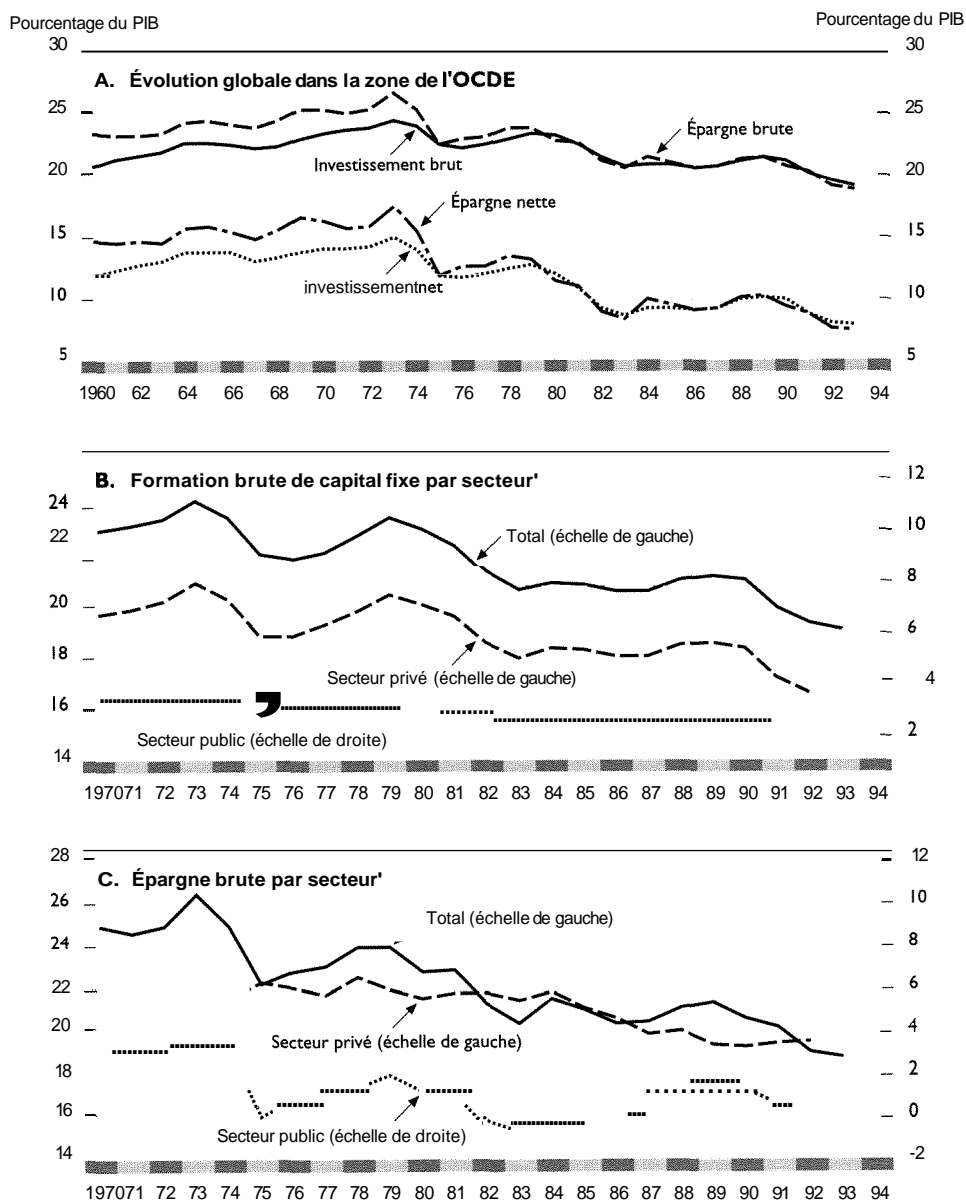
Influences à long terme

Évolutions de l'épargne et de l'investissement

Pour expliquer la composante à long terme (la tendance) des taux d'intérêt réels, il est nécessaire d'identifier les facteurs exogènes qui influent sur le comportement d'épargne et d'investissement. La hausse des taux d'intérêt peut s'expliquer si les facteurs qui induisent une réduction *ex ante* de l'épargne par rapport à l'investissement l'emportent. Les tendances des agrégats de l'épargne et de l'investissement (par rapport au PIB) indiquent que l'un comme l'autre ont sensiblement diminué dans la zone de l'OCDE par rapport aux sommets atteints au début des années 70 (graphique 2), bien qu'il faille tenir compte d'importants problèmes de mesure³. En ce qui concerne l'épargne, une grande partie de la baisse est due à la contraction de l'épargne des administrations publiques. La composition de l'épargne privée s'est également modifiée dans plusieurs pays, la diminution de l'épargne des ménages étant en partie compensée par un accroissement de l'épargne du secteur des entreprises. L'inverse est vrai en ce qui concerne l'investissement, la plus grande partie de la baisse des dépenses d'investissement nominales (par rapport au PIB) survenant dans le secteur privé.

La contraction globale des taux d'épargne a plusieurs causes possibles dont la libéralisation financière, qui a sans doute réduit la propension à épargner en supprimant les contraintes de liquidité; une décreue de l'inflation qui a pu limiter le besoin d'une épargne de précaution; et les facteurs démographiques à plus long terme (voir Dean *et al.*, 1990). Le principal facteur démographique susceptible d'influencer l'épargne est le vieillissement de la population dans la plupart des pays

Graphique 2. **Évolution de l'épargne et de l'investissement dans la zone de l'OCDE**



]. Moyenne du G7 à l'exclusion de l'Italie.
Source : OCDE, comptes nationaux.

de l'OCDE, qui entraîne une élévation des taux de dépendance (c'est-à-dire du rapport inactifs/actifs) et diminue donc potentiellement l'épargne nationale. Cependant, les effets nets du vieillissement de la population sur le comportement d'épargne global est très complexe et varie selon les pays⁴ comme dans le temps. Certaines hypothèses donnent ainsi à penser que l'épargne privée pourrait bien augmenter en prévision de l'augmentation des taux de dépendance, bien qu'il soit généralement admis que les besoins d'épargne du secteur public augmenteront en raison de la progression de la demande de services et de compléments de ressources publiques associée au vieillissement de la population. Si ce dernier effet l'emporte, il est possible que la prévision des évolutions démographiques futures suscite des anticipations de pénuries d'épargne, exerçant ainsi des pressions à la hausse sur les taux d'intérêt réels bien avant que n'apparaissent ces pénuries. Cela va à l'encontre de l'hypothèse ricardienne de neutralité de la dette, selon laquelle l'anticipation d'une baisse de l'épargne des administrations publiques entraînera une augmentation équivalente de l'épargne privée et n'aura guère d'influence sur les taux d'intérêt réels (voir Barro, 1974 et Nicoletti, 1988).

En ce qui concerne l'investissement, les facteurs exogènes exerçant des pressions à la hausse sur le rendement de l'investissement des entreprises devrait se traduire par des taux d'intérêt réels plus élevés (voir Howe et Pigott, 1992). L'augmentation tendancielle du rendement du capital dans le secteur des entreprises depuis le début des années 80 conforte cette hypothèse⁵. Parmi les facteurs à l'origine de cette progression on peut citer les réformes structurelles de l'économie, la libéralisation des échanges, la décade de l'inflation, ainsi que la suppression des restrictions frappant l'investissement direct étranger. Compte tenu que ces facteurs ont un effet positif sur les bénéfices escomptés, il semble que ce soit la hausse des rendements qui détermine celle des taux d'intérêt réels et non l'inverse, ce qui cadre avec l'impact des chocs technologiques dans un cycle conjoncturel réel. Deux éléments qui se sont manifestés dans les années 80 paraissent confirmer cette hypothèse. Premièrement, le niveau élevé des coefficients de capitalisation des résultats observés ne semble compatible avec des taux d'intérêt réels élevés que s'ils sont au moins partiellement soutenus par l'attente d'une rentabilité plus forte des entreprises (voir Blanchard et Summers, 1984). Par contre, si la hausse des taux d'intérêt réels était l'élément moteur, on pourrait s'attendre à constater un effet de substitution du capital par le travail dans le processus de production, or il n'existe guère d'indices que tel ait été le cas dans les grands pays de l'OCDE (voir Tease *et al.*, 1991).

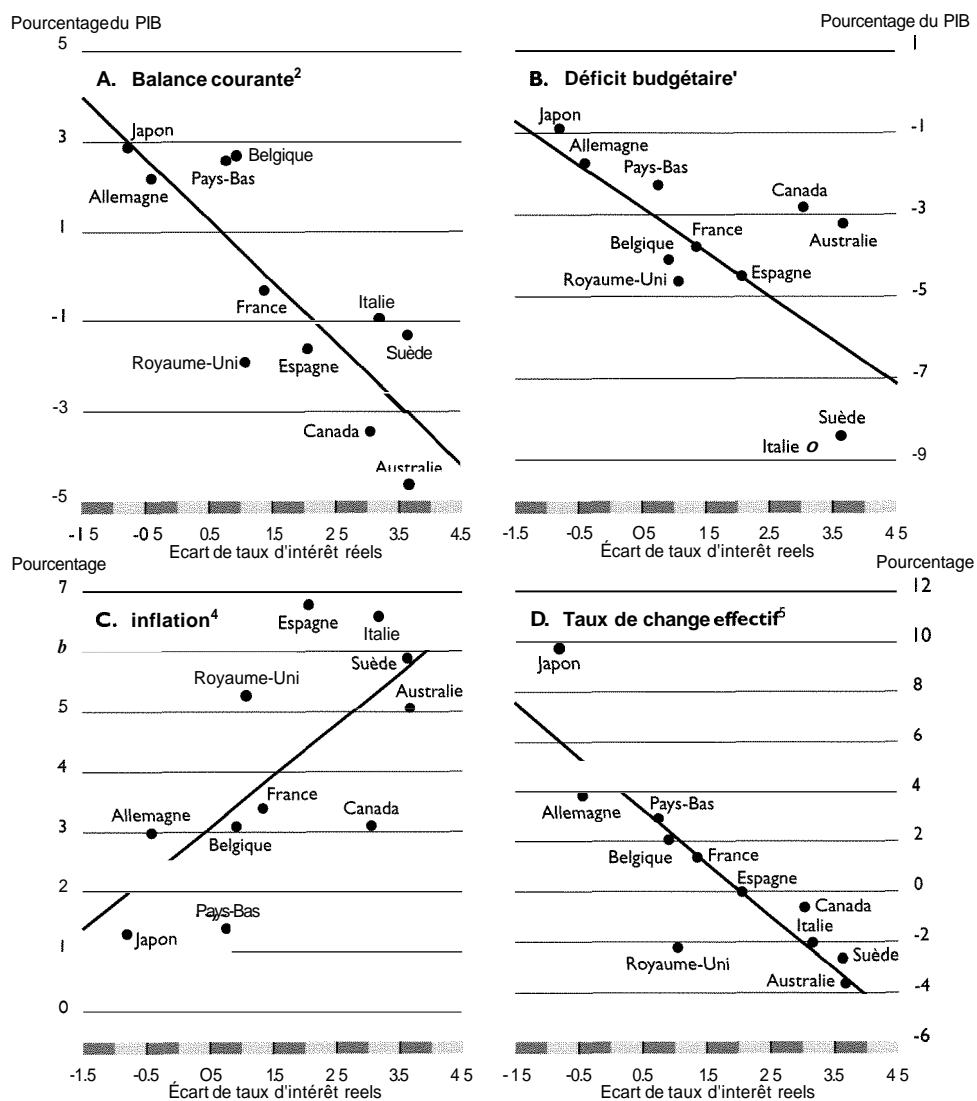
La montée des demandes de capitaux d'investissement dans les pays non membres de l'OCDE est une autre source potentielle de pressions à la hausse sur les taux d'intérêt. En particulier, on peut supposer que les réformes de politique économique en Europe centrale et orientale et en Amérique latine sont susceptibles de placer ces économies sur un sentier de croissance plus rapide et d'induire

une augmentation considérable de la demande d'investissement. En revanche, on ne sait pas dans quelle mesure l'accélération de la croissance engendrera une progression de l'épargne intérieure, si bien que le processus serait largement auto-financé, comme cela s'est en général produit dans les économies d'Asie en forte expansion. Herd (1989) présente ainsi à titre indicatif un calcul de l'impact de l'augmentation des besoins de financement des pays d'Europe centrale et orientale. A supposer que ces pays aient des déficits courants accrus équivalents à 3-4 pour cent de leur PIB, cela représenterait un besoin de financement supplémentaire inférieur à $\frac{1}{4}$ de point au PIB de la zone OCDE. Il en ressort qu'une augmentation permanente de cet ordre de grandeur de la demande de financement émanant de la zone non OCDE serait peu susceptible d'avoir un effet marqué sur les taux d'intérêt réels dans les pays de l'OCDE.

Facteurs nationaux

De façon générale, l'intégration des marchés financiers à l'échelle mondiale semble conduire à une certaine convergence des taux d'intérêt réels⁶, surtout dans le compartiment du long terme, bien que de notables écarts de taux d'intérêt réels persistent entre les pays (voir Obstfeld, 1994 et Throop, 1994). L'explication la plus courante de ces écarts est l'existence de primes de risque financier variables d'un pays à l'autre. Ces primes de risque peuvent être *grosso modo* définies comme les majorations de rendement requises par les épargnants pour compenser l'incertitude liée à des facteurs comme le risque de défaut, l'instabilité des marchés et la variabilité de l'inflation. Plusieurs facteurs interdépendants sont susceptibles d'influer sur le montant de ces primes, dont l'évaluation de la viabilité des positions budgétaires des administrations publiques et l'appréciation de l'attachement à la discipline monétaire. En ce qui concerne les positions budgétaires, quoique la dette publique ait enregistré une croissance tendancielle dans tous les pays de l'OCDE durant les années 90, son évolution a été bien différente selon les pays. Dans les cas extrêmes, une dette publique élevée peut avoir conforté le sentiment qu'il sera plus difficile d'éviter l'inflation ou une fiscalité plus lourde à l'avenir⁷. Les résultats passés de la lutte contre l'inflation et de la politique de stabilité des changes peuvent également être d'importants indicateurs de l'attachement des autorités monétaires aux objectifs de maîtrise de l'inflation. Enfin, lorsqu'elles impliquent des déséquilibres persistants entre l'épargne et l'investissement à un niveau national, les positions de la balance courante ou de l'endettement extérieur ont pu par ailleurs conduire à l'anticipation d'ajustements de change futurs, et donc influer là encore sur les primes de risque-pays incluses dans les taux d'intérêts réels. Si l'importance relative de ces facteurs est difficile à chiffrer, les corrélations simples entre les pays résumées aux graphiques 3A à 3D donnent à penser qu'un certain nombre d'entre eux sont sans doute liés à des écarts de taux d'intérêt réels d'un pays à l'autre.

Graphique 3. **Corrélation entre les écarts de taux d'intérêt réels et quelques variables économiques¹**



1. Écart de taux d'intérêt réels par rapport aux États-Unis au troisième trimestre 1994
 2. Moyenne annuelle 1985-93
 3. 1994, estimation du déficit budgétaire structurel.
 4. Taux annuel moyen de variation du déflateur du PIB, 1985-93
 5. Taux annuel moyen de variation du taux de change effectif, 1985-93.
- Source : OCDE ; voir précisions à l'annexe.

influences à court terme

Les facteurs conjoncturels, en particulier ceux liés à l'évolution des politiques monétaire et budgétaire, sont probablement les plus importants de ceux qui exercent une influence passagère sur les taux d'intérêt réels à long terme. Cette influence a sans doute été renforcée par l'intégration et la libéralisation des marchés financiers mondiaux, qui ont considérablement accru la vitesse de réaction des marchés aux nouvelles informations. En ce qui concerne la politique monétaire, les trois derniers cycles conjoncturels aux États-Unis montrent par exemple que les taux d'intérêt à long terme ont eu nettement tendance à réagir aussi bien aux fluctuations observées qu'aux fluctuations prévues des taux à court terme réglementés. Ces réactions pourraient en partie s'expliquer par l'incidence des taux d'intérêt à court terme sur le coût de détention des titres à long terme. Cependant, l'effet de signal des ajustements des taux officiels semble aussi avoir joué un rôle important. Autrement dit, les variations des taux officiels ont eu tendance à être liées à des changements de plus grande portée des perspectives de croissance et d'inflation, qui interviennent dans la détermination des rendements des obligations à long terme.

L'influence à court terme de l'évolution de la politique budgétaire sur les taux d'intérêts réels est moins directement observable, la relation attendue se trouvant probablement affaiblie à court terme par des évolutions conjoncturelles générales. Ainsi, durant une phase de ralentissement de l'activité, bien que les emprunts publics risquent de croître avec la dégradation de la situation budgétaire, les demandes d'investissement du secteur privé et les anticipations de l'inflation future sont également susceptibles de décroître. Néanmoins, dans les pays où les problèmes budgétaires revêtent une extrême acuité (par exemple en Italie et en Suède), même des dérapages budgétaires conjoncturels pourraient avoir un impact majeur sur les marchés obligataires s'ils paraissent menacer la viabilité budgétaire.

UN MODÈLE MULTI-PAYS DES TAUX D'INTÉRÊT RÉELS A LONG TERME

Compte tenu de ce qui précède, il apparaît qu'une analyse empirique des déterminants des taux d'intérêt réels à long terme devrait dans l'idéal identifier les facteurs fondamentaux qui régissent l'évolution des taux réels à long terme, mais qui permettent également que les taux effectifs observés sur les marchés s'écartent de la tendance en réponse aux facteurs à court terme qui influent sur les anticipations. En outre, en raison de l'intégration mondiale des marchés de capitaux et de la possibilité qu'il existe des influences entre les pays (surtout exercées par les grands pays sur les petits), toute estimation devrait également identifier par quel processus les taux d'intérêt réels évoluent de pair au plan international, malgré des écarts persistants entre les pays. Cette section vise à définir un cadre d'analyse empirique qui satisfasse certains de ces impératifs.

Le modèle des taux d'intérêt à long terme présenté ci-après se fonde sur l'analyse des relations entre les taux d'intérêt internationaux dans un environnement caractérisé par des taux de change flottants (voir Throop, 1994). Il s'appuie sur le postulat fondamental que sur un marché à l'échelle mondiale les investisseurs transfèrent leurs capitaux d'un pays à l'autre à la recherche du rendement le plus élevé après correction pour tenir compte du risque, et qu'ils assurent ce faisant la cohérence internationale de la détermination des taux d'intérêt réels. Des écarts de taux d'intérêt réels peuvent cependant persister entre les pays et varier dans le temps par suite de l'action de facteurs tels que le degré de divergence des paramètres fondamentaux de leurs économies qui transparaît dans l'incertitude concernant les variations anticipées des taux de change réels; les facteurs qui peuvent différencier les actifs étrangers des actifs nationaux, dont la liquidité, le risque d'insolvabilité et le régime fiscal; et enfin les différences dans les politiques et/ou les institutions des pouvoirs publics qui s'opposent à la circulation des capitaux par-delà les frontières⁵.

Dans un modèle de portefeuille de ce type, les taux d'intérêt réels tendanciels à long terme de chaque pays sont fonction des facteurs fondamentaux observables dont la variation est la plus lente, qui indiquent l'évolution de l'épargne et de l'investissement, ainsi que des indicateurs des primes de risque éventuellement exigées par les investisseurs. La relation pour le pays (i) au moment (t) est spécifiée de la façon suivante :

$$\hat{r}_{it} + \delta_2 \text{gd}_{it} + \delta_3 \beta_{it} + \delta_4 \bar{ca}_{it} + \delta_5 (\bar{\pi} - \pi^e)_{it} + \hat{e}_{it} \quad [1]$$

où \hat{r} est le taux d'intérêt réel tendanciel à long terme

ρ est la mesure du taux de rendement du capital

gd est un indicateur de la position d'épargne des administrations publiques, par exemple le déficit public par rapport au PIB (défini de telle sorte qu'un déficit soit représenté par un nombre positif) ou encore leur position d'endettement net par rapport au PIB

β est une mesure du risque lié à la détention d'un portefeuille d'obligations nationales

ca est le solde de la balance des opérations courantes par rapport au PIB calculé sous forme de moyenne mobile sur cinq ans (et défini de telle sorte qu'un nombre positif représente un excédent)

$\bar{\pi}$ est une moyenne à long terme de l'inflation passée

π^e correspond à l'anticipation de l'inflation future mesurée à l'aide d'un filtre de Hodrick-Prescott et

\hat{e} est le résidu.

Les définitions précises de toutes les variables utilisées dans l'équation sont données dans l'annexe.

Le premier terme du membre de droite de l'équation [1], le taux de rendement du capital, est une variable de remplacement du coût d'opportunité de la détention d'une obligation. Celui-ci peut être défini comme le rendement minimum que doivent offrir les obligations pour qu'un investisseur envisage d'acheter des obligations plutôt qu'un autre type d'actifs (voir Howe et Pigott, 1992). En principe, à mesure que les facteurs économiques fondamentaux convergent vers leurs valeurs d'équilibre, les taux de rendement font de même, tout comme par conséquent les taux d'intérêt à long terme. La prise en compte du taux national de rendement du capital de préférence à quelque valeur approchée du taux mondial permet d'obtenir un équilibre temporaire dans lequel le processus de convergence internationale n'est pas encore achevé. Le risque lié à la détention d'un portefeuille d'obligations nationales ne pouvant être diversifié (dont β fournit une valeur approchée) mesure le risque qu'il y a à détenir des obligations plutôt que des actions dans un pays donné. Cela indique la prime de risque requise pour compenser l'incertitude concernant la valeur future du patrimoine créé par la détention des obligations. Le déficit public et/ou une dette publique nette constituent des indicateurs des influences exogènes sur les tendances de l'épargne nette. Un déficit persistant ou une dette publique nette de plus en plus lourde peuvent ainsi faire soupçonner une insuffisance *ex ante* de l'épargne intérieure par rapport à l'investissement, nécessitant toutes choses égales par ailleurs des taux d'intérêt réels courants plus élevés.

Dans l'idéal, dans un modèle de portefeuille, les rendements devraient dépendre des stocks existants d'actifs nationaux et étrangers. Cette approche soulève cependant un certain nombre de problèmes de mesure graves, par exemple concernant le volume du portefeuille total d'actifs nationaux et étrangers. Aussi cet article adopte-t-il une approche plus éclectique qui incorpore aussi bien des variables de stock que des variables de flux, bien que ces dernières aient dans la pratique une place prépondérante dans les résultats empiriques.

Les autres variables de l'équation [1] peuvent être considérées comme des valeurs approchées de la prime de risque de change incluse dans le taux d'intérêt réel tendanciel. Le fait que des déficits persistants de la balance des opérations courantes (ca) aient été enregistrés par le passé peut ainsi conduire à l'anticipation d'une dépréciation du taux de change réel. Sur un marché international, il en résulte que les taux intérieurs doivent être augmentés d'une prime de risque pour attirer les investisseurs. Le dernier terme indique la prime de risque liée à la crédibilité de la lutte contre l'inflation. Si l'évolution à long terme de l'inflation passée (x) est médiocre par rapport aux anticipations existantes (π^e), les investisseurs peuvent exiger que les obligations offrent un rendement additionnel en plus de celui correspondant à l'anticipation de l'inflation moyenne sur le marché. Dans un certain sens, cela va à l'encontre de l'hypothèse de Fisher, selon laquelle les taux

nominaux sont supposés refléter parfaitement l'inflation prévue. Sur un marché financier international, une faible crédibilité de la lutte contre l'inflation se traduirait par l'anticipation d'une dépréciation du taux de change réel.

Dans un monde caractérisé par la mobilité du capital, il apparaît intuitivement rationnel de traiter l'évolution de ces variables à long terme de façon identique pour tous les pays. Les investisseurs internationaux sont supposés se forger une opinion sur le rendement réel que doit offrir une obligation à long terme d'un pays donné en comparant l'évolution des facteurs fondamentaux de ce pays aussi bien dans le temps que par rapport aux autres pays. Les opérations d'arbitrage des investisseurs sur un marché des obligations à l'échelle mondiale ont donc pour conséquence de limiter les possibilités de profit – lorsque les rendements réels sont de façon persistante plus élevés sur un marché que sur un autre après prise en compte des différences de facteurs fondamentaux. On peut donc raisonnablement penser que l'équation [1] s'applique avec les mêmes paramètres à tous les pays, de sorte que la valeur attachée aux facteurs de risque est déterminée de façon uniforme à tout moment et dans tous les pays. Cette hypothèse présente deux caractéristiques séduisantes. Tout d'abord, deux équations quelconques peuvent être soustraites l'une de l'autre afin d'obtenir une équation de même forme permettant d'exprimer l'écart de taux d'intérêts réels en fonction des différences de facteurs fondamentaux. En second lieu, les équations peuvent en principe être additionnées pour obtenir un modèle de même forme permettant de déterminer un taux réel moyen mondial. Dans cette équation globale, la somme des positions de la balance des paiements courants serait égale à zéro (si le groupe de pays est suffisamment important), de sorte que ce facteur serait écarté en tant qu'explication des taux d'intérêts réels mondiaux.

Lors de l'estimation de l'évolution des taux d'intérêt réels à long terme, il convient de prendre en compte le fait qu'il existe également des influences à court terme. Comme cela a été précédemment mentionné, il en résulte de nouvelles variations des taux réels d'un pays à l'autre, ainsi qu'une divergence temporaire des taux effectifs par rapport à leurs niveaux tendanciels. Il en est tenu compte dans l'estimation à l'aide d'un coefficient de correction de l'erreur grâce auquel les taux réels observés s'orientent vers leur niveau à long terme à une vitesse d'ajustement (λ) spécifiée dans l'équation [2] :

$$\Delta r_{it} = \lambda (r_{it-1} - r_{it-1}^A) + \gamma_i \Delta z_{it} + u_{it}^A \quad [2]$$

Dans la procédure d'estimation, λ doit être identique dans tous les pays, principalement pour simplifier les calculs. Permettre que la valeur de λ varie d'un pays à l'autre imposerait de soumettre l'ensemble des équations à des restrictions non linéaires concernant les coefficients à long terme. Les facteurs à court terme inclus dans les variables z de l'équation [2] comprennent une variable dépendante retardée, les taux d'intérêt réels à court terme, le déficit budgétaire structurel et les variations trimestrielles de l'inflation effective ainsi que de chacune des variables

qui apparaissent dans la composante à long terme. Les variations des taux d'intérêt réels à long terme des trois plus grands pays sont également incluses dans les variables z , compte tenu que les évolutions enregistrées dans les grands pays influent sur les taux réels dans les pays plus petits. D'où la nécessité d'une procédure d'estimation simultanée, dans laquelle des variables instrumentales sont utilisées pour estimer les différences premières des taux réels des pays du G3⁹.

En somme, l'équation [2] représente le modèle de base estimé simultanément à l'aide de variables instrumentales pour 17 pays de l'OCDE. La composante à long terme de l'équation est complétée dans le cas des pays plus petits par l'adjonction du taux d'intérêt réel d'un pays du G3 (le taux retenu étant celui des États-Unis pour le Canada, la Nouvelle-Zélande et l'Australie, et celui de l'Allemagne pour les autres pays n'appartenant pas au G3)¹⁰. Les coefficients des variables à court terme ne sont soumis à aucune contrainte pour l'ensemble des pays, ce qui reflète l'hypothèse qu'elles constituent des valeurs approchées des anticipations non observables concernant les évolutions propres à chaque pays. L'évolution des variables similaires dans les différents pays, par exemple celle des taux d'intérêt à court terme, peut alors avoir d'importants effets à court terme sur les écarts entre les pays.

RÉSULTATS EMPIRIQUES

Les résultats empiriques sont pour une bonne part résumés aux tableaux 1 et 2 ci-après. L'estimation a été effectuée en allant du général au particulier, seules les variables statistiquement significatives au seuil de 5 pour cent étant de façon

Tableau 1a. **Équation des taux d'intérêt à long terme'**
Estimation simultanée pour 17 pays

Variable dépendante : différence première des taux d'intérêt réels à long terme
Données trimestrielles du second trimestre 1981 au second trimestre 1994

Variable	Coefficient ECM	Coefficient t	Coefficient implicite à long terme
	Coefficients soumis à des contraintes		
Correction de l'erreur	-0.079	-8.42	
Rendement du capital	0.019	5.06	0.24
Risque	0.122	4.44	1.54
Inflation passée moins inflation anticipée	0.027	3.31	0.34
Balance courante	-0.012	-2.31	-0.15
Déficit public	0.012	2.32	0.15

1 Voir sources des données à l'annexe

Tableau 1a (suite). **Équation des taux d'intérêt réels a long terme'**

Estimation pour 17 pays

Variable dépendante : différence première des taux d'intérêt réels à long terme
Données trimestrielles du second trimestre 1981 au second trimestre 1994

	Taux étranger	Coefficient t	Taux étranger/temps	Coefficient t	Coefficient à long terme
	Coefficients sans contrainte		taux étrangers*		
États-Unis					
Japon					
Allemagne					
France	0.027	3.06			0.33
Italie	-0.048	-2.98	0.25	3.85	-0.60
Royaume-Uni					
Canada			0.16	5.23	
Australie	0.023	2.00			0.28
Autriche	0.011	2.38			0.14
Belgique	0.024	2.31	-0.11	-3.28	0.30
Danemark	0.029	1.69			0.36
Irlande					
Pays-Bas					
Nouvelle Zélande					
Espagne			-0.16	-2.03	
Suède	0.019	1.52			0.24
Suisse			-0.07	-2.41	

1 Voir sources des données et définitions à l'annexe

2 Pour les pays du G3, les taux des deux autres pays du G3 sont pris en compte. Pour les pays plus petits, le taux étranger est celui de l'Allemagne, sauf pour le Royaume-Uni, le Canada et l'Australie, pour lesquels c'est celui des États-Unis qui a été retenu

générale retenues. Cette démarche a abouti à une différenciation de la spécification finale des facteurs à court terme selon les pays, bien que toutes les variables aient un signe identique dans tous les pays, conformément à nos postulats. Toutes les variables incluses dans l'équation étaient supposées être I(0) (c'est-à-dire stationnaires) pour des raisons économiques, comme le confirment les tests de racine unitaire. La régression à long terme permet d'obtenir un vecteur de cointégration pour tous les pays (voir note au tableau 2a). En outre, toutes les variables à long terme du membre de droite de l'équation [1] sont statistiquement exogènes compte tenu qu'elles interviennent avec un décalage dans le temps. Les variables statistiquement non significatives ont été supprimées de la fonction. Parmi elles figurent les variations des taux de change décalées dans le temps, les soldes budgétaires structurels et les ratios d'endettement du secteur public. Le solde budgétaire effectif est la variable budgétaire qui s'est révélée le plus systématiquement significative et elle a donc été retenue.

Tableau 2a. **Équation des taux d'intérêt réels à long terme : coefficients sans contrainte'**
 Estimation simultanée pour 17 pays (coefficients entre parenthèses)

Variable dépendante : différence première des taux d'intérêt réels à long terme
 Données trimestrielles du second trimestre 1981 au second trimestre 1994

Variables	Etats-Unis	Japon	Allemagne	France	Italie	Royaume-Uni	Canada
Variable dépendante retardée	0.17 (185)	-0.27 (-365)	0.10 (194)	0.17 (3.00)	0.11 (149)		
A taux étranger						0.42 (554)	0.69 (1306)
i) États-Unis			0.19 (4.81)				
ii) Japon			0.27 (6.49)				
iii) Allemagne	0.72 (349)	0.87 (6.31)		0.72 (6.16)	0.32 (1.98)		
A taux à court terme	0.30 (3.69)	0.29 (3.06)	0.19 (5.52)	0.19 (6.06)	0.32 (6.88)	0.34 (8.86)	0.15 (6.37)
A inflation	0.36 (281)	0.23 (20.4)	0.11 (2.32)	0.08 (1.77)	0.40 (4.66)	0.24 (4.53)	0.12 (2.59)
A rendement du capital			0.41 (2.63)				
A risque							
A balance des opérations courantes							
A déficit structurel							
A taux de change					-0.03 (-1.68)	-0.02 (-1.98)	
R ²	0.35	0.43	0.65	0.58	0.51	0.63	0.86
Écart-type de l'équation estimée	0.53	0.44	0.23	0.37	0.54	0.45	0.26
ML ²	1.84	2.10	3.74	1.71	0.47	2.07	1.48
DFA ³	23.7	-11.8	-12.4	-15.4	-8.6	-17.8	-23.3

Voir notes à la page suivante

Taux d'intérêt réels à long terme : indications fournies par les séries chronologiques groupées

Tableau 2a (suite). Équation des taux d'intérêt réels à long terme : coefficients sans contrainte¹

Variable dépendante : différence première des taux d'intérêt réels à long terme
Données trimestrielles du second trimestre 1981 au second trimestre 1994

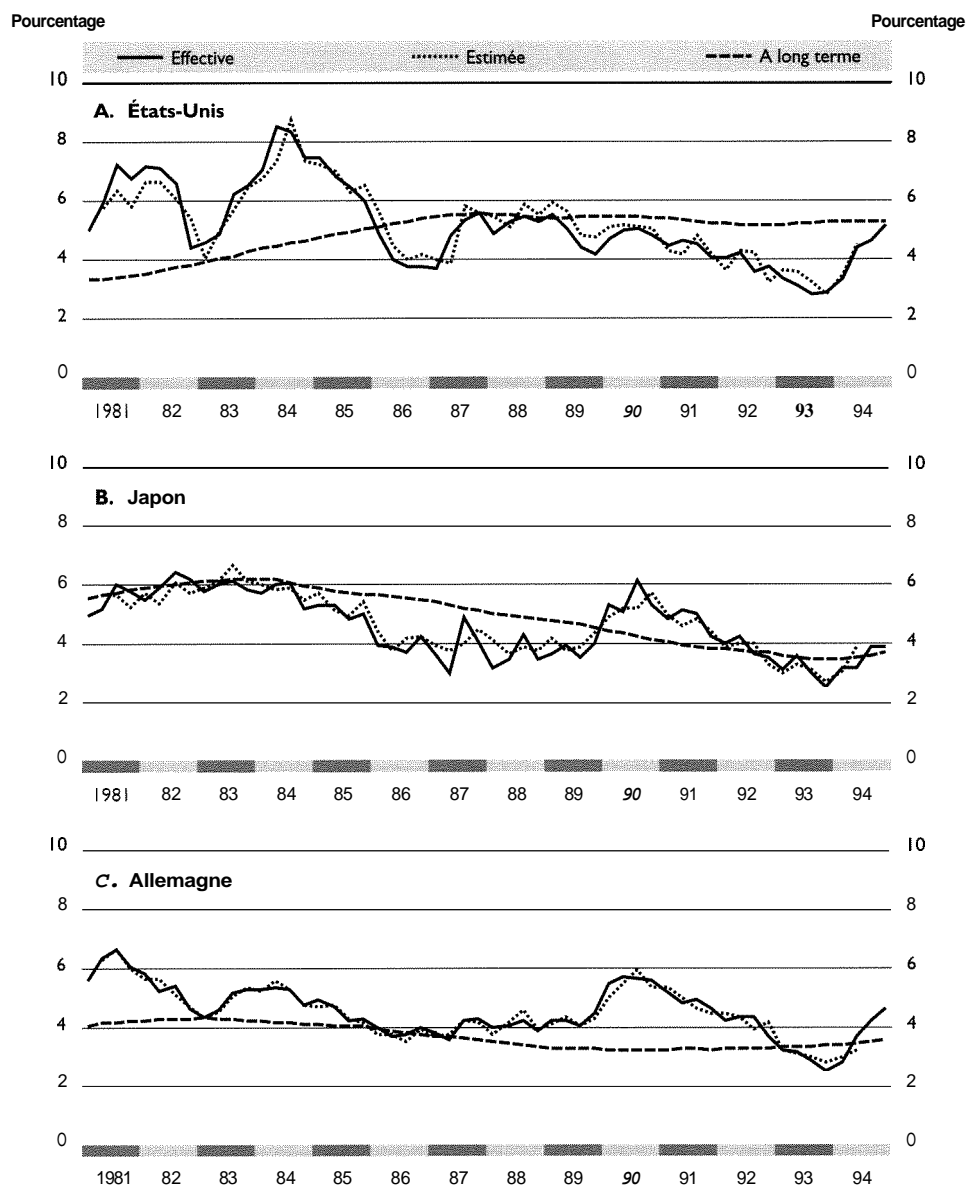
Variables	Australie	Autriche	Belgique	Danemark	Irlande	Pays-Bas	Espagne	Suède	Nouvelle-Zélande	Suisse
Variable dépendante retardée		0.38 (716)	0.10 (1.62)	0.21 (2.71)			0.30 (3.64)	0.33 (4.48)		0.18 (1.98)
A taux étranger										
<i>i)</i> États-Unis	0.54 (5.33)								-0.14 (-0.85)	
<i>ii)</i> Allemagne		0.53 (Y.05)	0.50 (5.44)	0.90 (4.13)	0.85 (3.84)	0.59 (7.45)	0.48 (2.25)	0.43 (2.73)		0.28 (3.33)
A taux à court terme	0.23 (5.58)	0.08 (3.25)	0.16 (5.74)	0.24 (6.63)	0.13 (4.87)	0.31 (9.10)	0.26 (5.76)	0.24 (6.45)	0.19 (3.76)	0.13 (4.03)
A inflation	0.22 (3.11)	0.06 (2.62)	0.23 (4.29)	0.45 (5.85)	0.11 (1.24)	0.37 (9.75)	0.45 (5.19)	0.24 (4.59)	0.19 (3.55)	0.16 (4.30)
A rendement du capital			0.31 (2.53)							0.09 (1.08)
A risque	1.43 (3.97)			1.12 (2.18)						
A balance des opérations courante		-0.55 (-2.71)	-0.55 (-3.45)							
A déficit structurel		0.11 (1.45)			0.29 (2.24)					
A taux de change	-0.02 (-2.23)								-0.07 (-4.54)	
R ²	0.45	0.72	0.54	0.42	0.36	0.82	0.39	0.49	0.25	0.46
Écart-type de l'équation estimée	0.55	0.18	0.29	0.71	0.71	0.21	0.69	0.49	0.93	0.23
ML ²	2.58	3.13	0.79	3.69	2.66	7.10	2.75	2.18	5.36	2.58
DFA ³	-11.5	-14.6	-15.9	-1.88	-36.1	-18.7	-18.1	-19.4	-27.4	-19.2

¹ Voir sources des données et définitions à l'annexe

² ML est le test F utilisant le multiplicateur de Lagrange pour l'autocorrélation des résidus d'ordre 4 ou inférieur, avec une valeur critique de 2.69 (4.02) au seuil de 5 pour cent (1 pour cent)

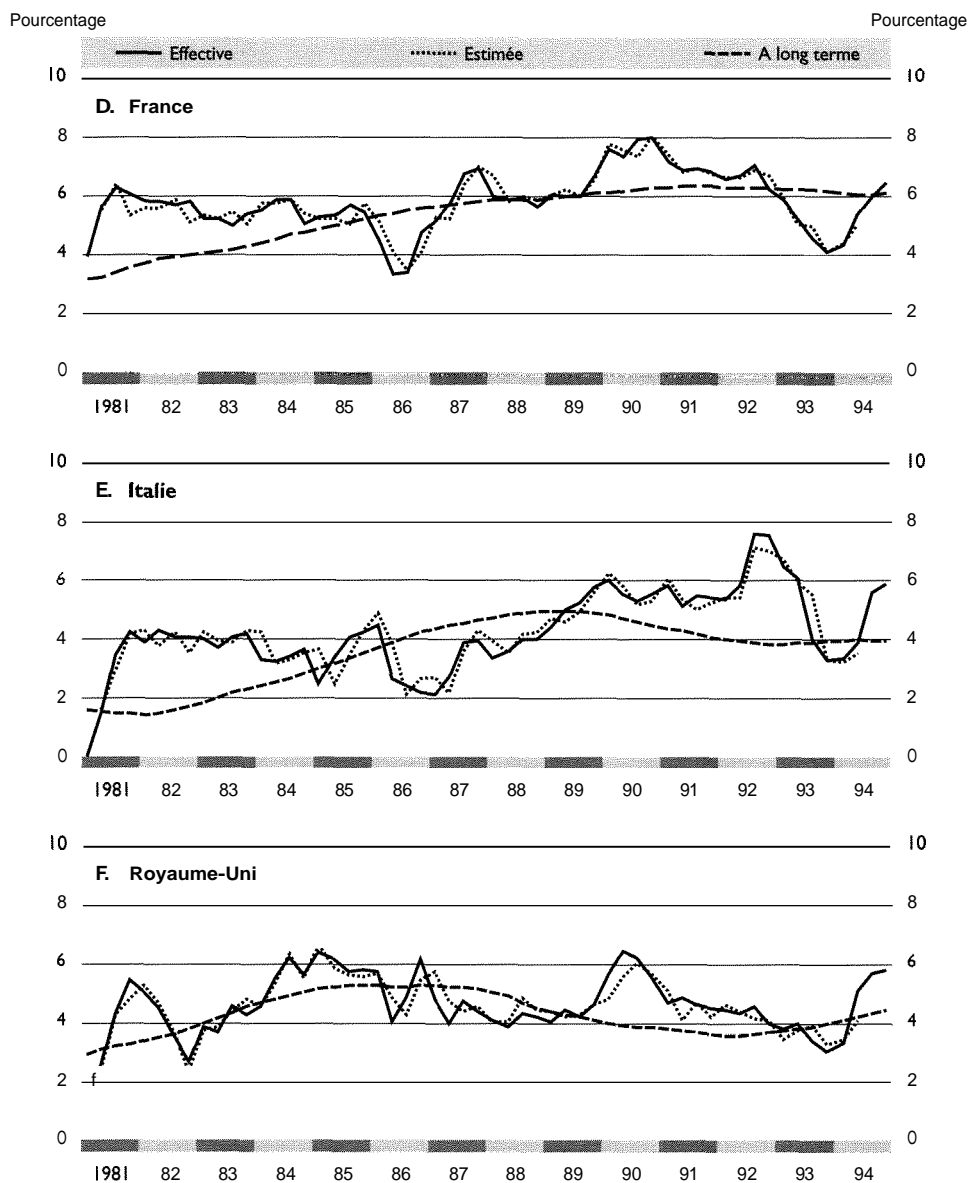
³ Coefficient de Dickey-Fuller augmenté pour la stationnarité du vecteur de cointégration de la composante à basse fréquence, avec une valeur critique du ratio de vraisemblance de -5.13. Il n'a pas été effectué de test de l'unicité du vecteur de cointégration

Graphique 4. *Taux d'intérêt réels à long terme : composante effective, composante estimée et composante à long terme*



Source : OCDE.

Graphique 4. (suite) **Taux d'intérêt réels à long terme :**
composante effective, composante estimée et composante à long terme



Le graphique 4 montre que les taux réels estimés sont assez proches des taux effectifs. Dans le même temps, bien qu'ils n'expliquent guère les variations à court terme, les taux à long terme suivent la tendance générale des taux réels et paraissent donc plausibles. Néanmoins, les taux estimés s'écartent de leur tendance à long terme pendant des périodes considérables. Les diagrammes permettent également une interprétation de la hausse des taux réels dans les pays de l'OCDE en 1994, qui semble correspondre à une correction les rapprochant de la tendance estimée après la baisse conjoncturelle de 1993. Plusieurs pays ont également connu une hausse de leur taux d'intérêt réel tendanciel. On peut y voir une évolution positive si elle est due à une augmentation du taux de rendement du capital (par exemple aux États-Unis), ou au contraire un fait regrettable dû à une détérioration relative des facteurs fondamentaux (par exemple à une dégradation de la position relative de la balance des opérations courantes de l'Allemagne).

Les déterminants à long terme

Conformément au cadre d'analyse précédemment décrit, les coefficients des facteurs fondamentaux – les déterminants à long terme – doivent être égaux dans les 17 pays, y compris le coefficient de correction de l'erreur. Compte tenu des raisons théoriques qui imposent de les soumettre à certaines restrictions et de la complexité de l'estimation non linéaire nécessaire pour assouplir celles-ci, ces restrictions n'ont pas été testées. Le niveau du taux réel d'un pays étranger du G3 (r^*) est également inclus dans chacune des équations correspondant aux pays plus petits, bien que le coefficient ne soit pas obligatoirement identique pour tous les pays. Un coefficient positif statistiquement significatif indique que le taux réel à long terme d'un pays inclut une prime dont le montant est supérieur à celui suggéré par ses facteurs fondamentaux. Parmi les explications possibles de cette prime de risque additionnelle, on peut citer le fait que les actifs nationaux et étrangers ne sont pas parfaitement substituables, d'où une préférence des investisseurs des grands pays pour les actifs de leur pays d'origine; la complexité relative des marchés financiers, les grands pays offrant peut-être des types d'actifs d'une plus grande diversité; et une plus grande incertitude concernant la stabilité de la politique économique des petits pays, compte tenu qu'ils sont davantage exposés aux chocs exogènes externes. La possibilité d'une prime de risque temporaire a également été prise en compte grâce à l'introduction d'un estimateur additionnel : le taux réel étranger divisé par une tendance temporelle (r^*/t)¹¹. Un coefficient positif (négatif) indique que la prime de risque a baissé (augmenté) durant la période considérée.

Les résultats des estimations présentés au tableau 1a donnent à penser que les taux réels d'un certain nombre de pays qui ont suivi une politique de monnaie assez forte (la France, l'Autriche, la Belgique et le Danemark) ou dont l'intégration à un grand marché des capitaux est très poussée (l'Australie et la Suède) ont inclus

une prime de risque additionnelle liée au niveau du taux réel étranger¹². La prime de risque n'a diminué qu'au Canada (par rapport aux États-Unis), alors qu'elle a augmenté en Belgique, en Espagne et en Suisse (par rapport à l'Allemagne) au cours de la période considérée. La prime négative incluse dans le taux réel italien est difficile à justifier et peut être davantage due à des problèmes de mesure qu'aux facteurs fondamentaux. Le niveau des taux réels italiens est probablement sous-estimé compte tenu que les titres de la dette publique italienne se caractérisent par des échéances relativement courtes, surtout au début de la période. L'exclusion du taux italien à long terme du modèle ne modifie pas sensiblement les résultats. Il faut cependant également observer que les résultats empiriques ne sont pas notablement modifiés si le taux réel correspondant du G3 est exclu de toutes les équations. Les coefficients des facteurs fondamentaux soumis à des contraintes restent significatifs et s'écartent peu des valeurs présentées au tableau 1.

Inflation : incertitude ou erreur de mesure ?

On peut interpréter de deux façons l'importance que revêt dans un modèle des taux d'intérêts réels l'inflation passée (par rapport aux anticipations actuelles). Celle-ci peut tout d'abord être considérée comme une variable de remplacement de la crédibilité des efforts de lutte contre l'inflation des autorités monétaires, les investisseurs exigeant que le taux de rendement réel inclue une prime de risque proportionnelle au degré auquel l'inflation passée a dépassé les anticipations. Le fait que cette variable soit une moyenne mobile sur dix ans de l'inflation passée a pour conséquence que les taux réels ne s'ajusteront que lentement à une amélioration des résultats en la matière¹³, ce qui signifie que la crédibilité est longue à établir. Le coefficient de l'inflation passée suggère néanmoins qu'un gain de crédibilité (représenté dans le modèle par le maintien de l'inflation effective aux niveaux courants pendant plusieurs années) pourrait être à l'origine d'une baisse des taux réels n'atteignant pas moins d'un tiers de point de pourcentage.

La seconde raison pour laquelle l'inflation passée a une telle importance est qu'elle permet de corriger les erreurs de mesure des anticipations inflationnistes. Cela cadre avec l'opinion selon laquelle les taux d'intérêt réels *ex ante* s'écartent considérablement de leurs valeurs approchées *ex post*, peut-être en raison du lent ajustement des anticipations inflationnistes¹⁴. Pour évaluer la validité de l'hypothèse concernant les anticipations inflationnistes, la spécification finale présentée aux tableaux 1 et 2 a été réestimée comme s'il s'agissait d'un modèle des taux d'intérêt nominaux. Autrement dit, la série des anticipations inflationnistes – obtenue à l'aide du filtre de Hodrick-Prescott – a été traitée comme une variable explicative s'ajoutant à l'inflation actuelle et à la moyenne mobile sur dix ans de l'inflation effective. Les coefficients de ces variables devaient également être identiques pour tous les pays. Le coefficient des anticipations inflationnistes ne s'écartait pas de façon significative de l'unité, les autres variables de l'inflation n'étant pas

statistiquement significatives et la somme de leurs coefficients étant proche de zéro – ce qui suppose une répercussion à long terme de l'inflation dans les taux nominaux. Il paraît en somme raisonnable de considérer les résultats présentés au tableau 1 comme une spécification des taux réels, une prime de risque étant attachée à la crédibilité de la politique monétaire.

Taux de rendement du capital

Le taux de rendement du capital des entreprises est un facteur statistiquement important du niveau des taux d'intérêt réels à long terme. Cette variable peut être considérée comme une valeur approchée du coût d'opportunité de la détention d'obligations et comme un substitut des indices du prix des actions quelquefois utilisés dans l'analyse des séries chronologiques des taux d'intérêt, par exemple par Barro et Martin (1990). Le coefficient à long terme estimé suggère que l'augmentation du taux de rendement du capital entre le début des années 80 et 1994 (dont la moyenne pondérée pour le G7 est passée de 13 pour cent dans la première moitié des années 80 à 16 pour cent en 1994) contribue pour environ $\frac{3}{4}$ de point de pourcentage à la hausse totale des taux d'intérêt réels à long terme.

Plus généralement, le profil temporel et la comparaison internationale des taux de rendement du capital rendent crédible l'hypothèse d'un « rattrapage » économique dans les pays de l'OCDE qui cadre bien avec les caractéristiques à plus long terme du modèle empirique. Autrement dit, les taux d'intérêts réels à long terme convergent vers le taux de rendement intérieur du capital à moyen terme, et ils ne convergent qu'à plus long terme au plan international au fur et à mesure de l'égalisation de la rentabilité des facteurs. Il importe cependant de noter que les autres variables explicatives demeurent relativement robustes même lorsque le taux de rendement du capital est remplacé soit par une constante unique, soit par une moyenne pondérée des taux réels des pays du G3 (c'est-à-dire imposant une forme de convergence plus stricte).

Déséquilibres entre l'épargne et l'investissement

Les résultats des estimations indiquent que les balances des opérations courantes et les déficits publics sont d'importants déterminants des variations des taux d'intérêts réels. Cela confirme les observations de Ford et Laxton (1995), bien qu'ils mettent davantage l'accent sur la position débitrice nette des administrations publiques que sur le déficit¹⁵. La signification statistique de ces deux variables peut révéler l'influence de plusieurs facteurs connexes. Comme cela a été précédemment mentionné, un déséquilibre persistant de la balance des opérations courantes accroît la probabilité d'une correction future, d'où une certaine incertitude quant à la valeur future du taux de change. Les déséquilibres persistants de la balance des opérations courantes reflètent également un déséquilibre structurel entre l'épargne et l'investissement intérieurs, peut-être en raison d'un déficit public persistant. En

cas de déficits publics et/ou de déficits externes persistants, les taux réels à long terme subiront une pression à la hausse fournissant aux investisseurs étrangers une compensation du risque de change tout en contribuant à corriger le déséquilibre entre l'épargne et l'investissement intérieurs. Le coefficient estimé suggère qu'une augmentation du déficit public d'un pays équivalent à 1 pour cent du PIB pourrait entraîner une hausse des taux d'intérêt réels d'environ 1/6 point de pourcentage s'il est exclusivement financé par le secteur privé national. Toutefois, si ce déficit aboutit à une dégradation équivalente de la balance des opérations courantes (c'est-à-dire si le déficit est intégralement financé par l'étranger), la hausse correspondante des taux d'intérêt réels serait environ deux fois supérieure. Ces résultats paraissent compatibles avec un empirisme pragmatique. Ainsi, les écarts de taux d'intérêt réels au cours des 15 dernières années ont été relativement faibles dans les pays qui ont enregistré des déficits publics élevés mais dont la balance des opérations courantes est demeurée assez équilibrée (par exemple la Belgique et les Pays-Bas). Les finances publiques de l'Australie ont par contre été relativement équilibrées mais le pays a connu un déficit persistant de la balance des opérations courantes qui a abouti à une hausse des taux réels. Enfin, le Canada a enregistré des déficits publics et des déficits courants supérieurs à la moyenne, ainsi que des taux d'intérêt réels relativement élevés. L'existence d'un cercle vertueux paraît évidente en matière de politique budgétaire : une réduction des déficits publics, et notamment de ceux qui exercent une influence positive sur la balance des paiements courants, entraînera une baisse progressive des taux d'intérêt à long terme et par voie de conséquence une diminution des coûts de financement.

Les déterminants à court terme

On peut observer au graphique 4 que l'évolution des facteurs fondamentaux à long terme n'expliquent guère les variations à plus court terme des taux d'intérêt réels. L'essentiel du pouvoir explicatif du modèle réside dans les facteurs à court terme, et plus particulièrement dans l'interdépendance des taux d'intérêt réels et de la politique monétaire nationale des pays du G3 et des autres pays. Au nombre des variables explicatives à court terme figurent les différences premières de tous les déterminants à long terme précédemment énumérés, outre une variable dépendante retardée, les variations de l'inflation trimestrielle, ainsi que des variables supplétives de l'orientation de la politique monétaire et budgétaire [tableau 2]. Ces deux dernières variables ont été respectivement remplacées par les différences premières du taux d'intérêt réel à court terme et par le solde budgétaire structurel (en proportion du PIB). La différence première du taux réel d'un pays du G3 a par ailleurs été incluse dans le même temps (imposant une estimation à l'aide de variables instrumentales), ce qui permet de déterminer de façon simultanée les taux réels au plan mondial. Une fois encore, ces variables sont décrites en détail dans l'annexe.

Les variations des taux d'intérêt réels à court terme sont significatives dans tous les pays, ce qui conforte l'idée que les mesures de politique monétaire – prises en réaction aux évolutions conjoncturelles – ont amené les taux d'intérêt réels à long terme à s'écarter de leur niveau tendanciel. En outre, les influences à court terme des mesures de politique monétaire des pays du G3 se transmettent d'un pays à l'autre. Le resserrement de la politique monétaire américaine en 1994, qui s'est suivi d'une hausse des taux à long terme aux États-Unis comme à l'échelle internationale, en fournit un exemple récent. Comme cela a été précédemment mentionné, le coefficient positif des taux réels à court terme paraît compatible avec leur effet sur le coût de détention des titres à long terme et avec une fonction indicatrice des variations des taux officiels; celles-ci sont généralement liées à des évolutions plus larges des perceptions concernant les perspectives de croissance et d'inflation, facteurs qui influent sur la détermination du rendement des obligations à long terme. L'évolution de la politique budgétaire à court terme, dont les variations du solde budgétaire structurel sont une variable supplétive, ne s'avère significative que dans deux pays (l'Autriche et l'Irlande) bien que, comme cela a été précédemment noté, l'indicateur budgétaire joue un rôle important dans l'explication de la tendance à plus long terme. Le fait que cette variable ne soit pas significative dans la spécification à court terme peut être dû à la nécessité d'interpoler des données budgétaires annuelles, ce qui risque de n'offrir qu'une médiocre approximation des influences dynamiques sur les taux d'intérêt réels.

EXPLICATION DE LA HAUSSE DES TAUX D'INTÉRÊT A LONG TERME DEPUIS LES ANNÉES 70

Afin de déterminer si le modèle est capable d'expliquer la hausse des taux réels à long terme entre les années 70 et les années 80, le modèle dont la structure est présentée aux tableaux 1 et 2 a été réestimé sur la période allant du premier trimestre 1975 au second trimestre 1994, durant laquelle a eu lieu une considérable hausse des taux d'intérêt réels dans tous les pays. Les coefficients à long terme sont demeurés significatifs, de même signe et du même ordre de grandeur, sauf en ce qui concerne la variable correspondant au risque (β) et le déficit public qui sont tous deux non significatifs lorsqu'on les estime sur cette période plus longue (voir tableau 3). L'ordre de grandeur du coefficient de correction de l'erreur s'est cependant avéré considérablement moindre, ce qui suggère que les taux effectifs se sont plus durablement écartés de leur tendance à long terme.

Une simulation du modèle pour les pays du G7 sur la période 1975-94 suggère que les facteurs fondamentaux inclus dans le modèle peuvent expliquer environ la moitié de la hausse moyenne de 4 points de pourcentage enregistrée par les taux d'intérêt réels entre les années 70 et les années 80 (voir graphique 5). Les ajustements tardifs aux fortes variations des taux d'inflation paraissent constituer le facteur explicatif le plus important, alors que la hausse des taux de rendement du

Tableau 3. **Équation des taux d'intérêt réels à long terme estimée depuis 1975**¹

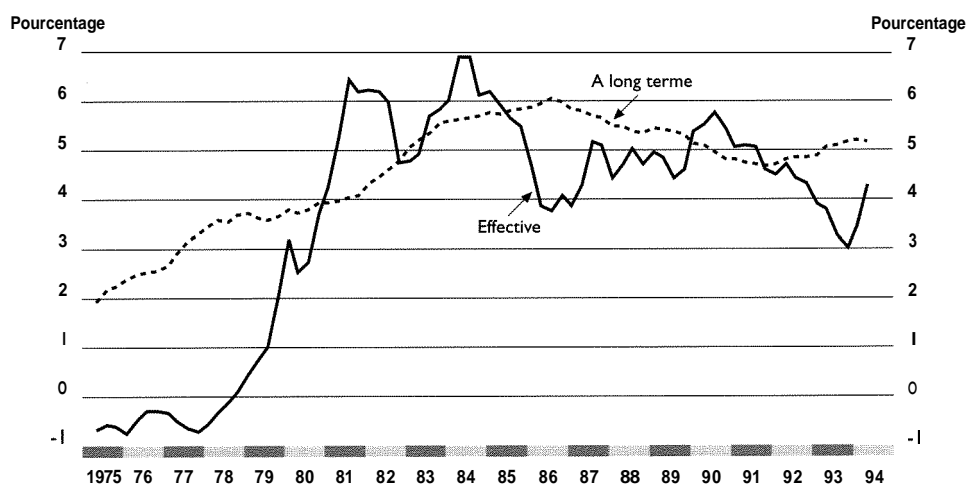
Estimation simultanée pour 17 pays

Variable dépendante : différence première des taux d'intérêt réels à long terme
Données trimestrielles du second trimestre 1975 au second trimestre 1994

Variable	Coefficient ECM	Coefficient t	Coefficient implicite à long terme
	Coefficients à long terme soumis à des contraintes		
Correction de l'erreur	-0.044	6.71	
Rendement du capital	0.012	4.63	0.27
Risque	0.021	0.77	0.48
inflation passée moins inflation anticipée	0.022	3.21	0.50
Balance courante	-0.010	-2.22	-0.23
Déficit public	0.004	0.81	0.09

1 Voir sources des données et définitions à l'annexe

Graphique 5 **Taux d'intérêt réels à long terme estimés pour les pays du G7 depuis 1975**
Composante effective et composante à long terme pondérées en fonction du PIB



capital expliquent systématiquement environ 10 pour cent de la hausse tendancielle dans les différents pays.

En somme, il apparaît que le modèle estimé ne peut expliquer qu'une partie de la hausse des taux réels à long terme observée dans les années 80. Il semble probable que la suppression des réglementations financières qui avaient artificiellement réduit les taux d'intérêt dans les années 70 explique également en grande partie la hausse observée, bien qu'elle ne soit pas explicitement prise en compte dans le modèle.

CONCLUSIONS

L'analyse des séries chronologiques groupées suggère que le taux de rendement du capital, l'inflation passée, les balances des opérations courantes et les déficits publics sont tous d'importants déterminants des taux d'intérêts réels tendanciels à long terme – qu'on les considère globalement ou les uns par rapport aux autres. Cependant l'évolution de ces facteurs fondamentaux n'explique guère les variations à plus court terme des taux réels, les taux d'intérêt réels effectifs s'écartant de façon persistante de leurs niveaux tendanciels durant de longues périodes. Il en résulte que l'analyse ne permet pas d'interpréter correctement l'instabilité des taux d'intérêt d'un trimestre sur l'autre, qui paraît déterminée par des variations en grande partie non observables des anticipations des marchés. Cependant, sur des périodes plus longues, l'analyse permet en partie d'interpréter les tendances des taux d'intérêt réels et d'expliquer la persistance d'écarts entre les pays.

L'importance des facteurs explicatifs à plus long terme précédemment décrits suggère un certain nombre de conclusions spécifiques en matière de politique économique. Premièrement, on peut espérer que le maintien de l'inflation à un niveau faible et stable aboutisse à une baisse des taux d'intérêt réels. Les fruits d'une telle stratégie ne devraient cependant être recueillis qu'après un considérable laps de temps, car la crédibilité de la politique économique est longue à établir. Deuxièmement, les déficits publics ont une influence significative sur le niveau des taux d'intérêt réels. Le maintien d'un budget relativement équilibré au cours du cycle conjoncturel devrait aboutir à une baisse des taux d'intérêt réels, voir même amorcer un cercle vertueux – compte tenu de la diminution du coût futur du service de la dette publique éventuelle. Troisièmement, les effets positifs de l'assainissement des finances publiques sur les taux d'intérêt réels sont d'autant plus grands que la réduction des déficits publics se traduit par une augmentation de l'épargne nationale et par une amélioration de la balance des opérations courantes. Enfin, les taux d'intérêt réels à long terme peuvent devoir inclure une prime de risque additionnelle lorsqu'un pays s'est engagé dans une politique de monnaie forte mais que ses facteurs économiques fondamentaux n'ont pas totalement convergé vers ceux du pays pris pour point d'ancrage.

NOTES

1. Voir Deacon et Derry (1994) et Duenwald (1994). La prime de risque d'inflation peut augmenter si les agents économiques sont disposés à payer davantage (c'est-à-dire à accepter un moindre taux réel) pour un actif dont le rendement réel est garanti. En outre, les anticipations inflationnistes des marchés financiers peuvent ne pas être identiques à celles du grand public (c'est-à-dire des épargnants et des emprunteurs ordinaires), ce qui implique que les décisions d'épargne et d'investissement sont influencées par des rendements « réels » différents. Le marché des obligations indexées diffère également par le degré de liquidité entre les pays, d'où une certaine variation des primes de liquidité.
2. Cette méthode d'estimation de la tendance est décrite dans King et Rebelo (1989).
3. Un certain nombre de problèmes de mesure affecte les tendances des agrégats de l'épargne et de l'investissement. D'une manière générale, les difficultés concernent le calcul du revenu total, la ventilation précise des dépenses entre consommation et investissement, et la mesure de la répartition sectorielle de ces agrégats entre les ménages, les entreprises et les administrations publiques. Des tentatives empiriques ont eu lieu pour ajuster les taux d'épargne (calculés dans le cadre du SNC) en fonction de plusieurs de ces problèmes de mesure (voir Elmeskov *et al.*, 1991). Certains de ces ajustements ont des répercussions sensibles sur les niveaux mesurés de l'épargne et de l'investissement, par exemple à l'aide de différents déflateurs, bien que la plupart d'entre eux n'affectent pas l'équilibre global entre l'épargne et l'investissement au niveau agrégé.
4. Les taux de dépendance sont en hausse depuis les années 50 aux États-Unis, au Japon et en Europe. Cet effet a cependant été dans une certaine mesure compensé par l'accroissement des taux d'activité, surtout aux États-Unis. Dans ce pays, le rapport de la population active à la population totale augmente depuis les années 60 et ne devrait atteindre son point culminant que vers 2010. Au Japon et en Europe, les prévisions indiquent que le pic a été atteint en 1990. Voir Cutler *et al.* (1990), Auerbach *et al.* (1989), ainsi que Hagemann et Nicoletti (1989).
5. Les taux de rendement brut du capital des entreprises sont sujets à des erreurs de mesure, surtout à cause de l'absence d'un déflateur du stock de capital total. Il a fallu recourir à un déflateur de l'investissement brut des entreprises, mais comme le prix relatif des biens d'investissement a diminué, cette méthode conduit sans doute à sous-estimer le taux de croissance de la valeur du stock de capital, et donc à surestimer l'augmentation du taux de rendement du capital. Voir Keese *et al.* (1991).

6. Il importe de se rappeler que la convergence des taux d'intérêt réels à long terme sur la dette publique n'exclut pas d'importantes possibilités de divergence pour d'autres taux, par exemple ceux concernant les entreprises et les ménages, en fonction de leur solvabilité, de leur situation fiscale et de leurs opportunités d'investissement.
7. On peut toutefois faire valoir que plus récemment la possibilité pour les pays de résorber leur dette par l'inflation s'est réduite, les objectifs de faible inflation des banques centrales devenant plus transparents. Cette transparence accrue s'est par ailleurs souvent inscrite dans le contexte d'une plus grande indépendance vis-à-vis du processus de décision gouvernementale (tel est par exemple le cas en Espagne, en Italie, en France, au Mexique et en Nouvelle-Zélande), si bien qu'il existe des moyens institutionnels plus efficaces de s'opposer à un financement inflationniste.
8. L'analyse pourrait s'appuyer sur le modèle de Mundell (1968) et de Fleming (1962) qui assure que les taux d'intérêt de tous les pays convergent lorsque les actifs nationaux sont parfaitement substituables et que les anticipations du taux de change réel sont constantes. Throop (1994) montre pourquoi les taux d'intérêt des différents pays divergent lorsque l'on assouplit les strictes hypothèses du modèle de Mundell-Fleming. Kasman et Pigott (1988) offrent également une analyse générale des écarts persistants des taux d'intérêt.
9. Parmi les variables instrumentales utilisées pour estimer les taux d'intérêt réels à long terme des pays du G3 figurent le décalage d'un trimestre des variations trimestrielles effectives des taux d'intérêt à court et à long terme, le déficit public et la balance des opérations courantes, le taux de rendement du capital et le coefficient β .
10. Une analyse empirique plus poussée permettrait de préciser quel est parmi les taux des grands pays étrangers celui qui est le plus approprié pour les équations des petits pays, ce taux pouvant même être une moyenne pondérée. Ainsi, l'équation pourrait inclure pour l'Irlande le taux réel du Royaume-Uni en plus de celui de l'Allemagne.
11. La tendance temporelle débute au deuxième trimestre 1981, tout comme l'échantillon de données. Il est toutefois possible que cette solution ne soit pas optimale, plusieurs pays ayant connu des changements de régime durant la période considérée. L'Espagne et le Royaume-Uni se sont ainsi assez tardivement engagés à participer au mécanisme de change, et plusieurs pays ont procédé à une déréglementation financière. Parmi les perfectionnements empiriques envisageables dans le futur, on pourrait faire varier le début de la tendance temporelle afin qu'il coïncide avec ces événements propres à chaque pays.
12. Les Pays-Bas constituent une surprenante exception compte tenu de leur fort engagement à participer au mécanisme de change. Il est cependant possible que leur intégration à l'économie allemande en soit à un stade si avancé que seules des divergences dans les facteurs fondamentaux peuvent expliquer un écart de taux réels.
13. Plusieurs moyennes mobiles de l'inflation passée ont été estimées dans la spécification initiale (par exemple sur des périodes de 3, 5, 8 et 10 ans), et la moyenne sur 10 ans s'est systématiquement révélée la plus significative au plan statistique.

- 14.** Une telle explication pourrait réduire sensiblement l'écart observé entre les taux réels des années 70 et des années 80, l'inflation ayant été systématiquement supérieure aux anticipations dans les années 70 et inférieure à celles-ci dans les années 80.
- 15.** Les positions débitrices brutes et nettes des administrations publiques ont été testées dans notre spécification mais elles se sont avérées non significatives.

Annexe

SOURCES DES DONNÉES ET DÉFINITIONS

Taux d'intérêt réels à long terme (r) : ils sont définis comme le taux d'intérêt réel nominal à long terme avant impôts diminué de l'inflation anticipée.

Taux d'intérêt nominaux à long terme : ils correspondent au rendement des obligations du secteur public à échéance d'une dizaine d'années prises pour référence. États-Unis, Japon, Royaume-Uni, Danemark, Australie et Nouvelle-Zélande : obligations publiques à dix ans; Allemagne : obligations du secteur public à 7-15 ans; France : obligations des secteurs public et parapublic à dix ans; Italie : rendement net des bons du Trésor à dix ans; Canada : obligations de l'administration fédérale à long terme à plus de dix ans; Autriche : obligations du secteur public; Belgique : obligations de l'administration centrale (à plus de cinq ans); Irlande : obligations publiques à 15 ans; Pays-Bas : obligations de l'administration centrale à cinq-huit ans; Espagne : obligations publiques (à plus de deux ans); Suède : obligations publiques à long terme à cinq ans; Suisse : obligations du secteur privé à dix ans. *Source* : Base de données analytique de l'OCDE.

Anticipations de l'inflation (π^e) : elles sont obtenues avec la composante à basse fréquence du pourcentage de variation annuelle du déflateur du PIB en utilisant un filtre de Hodrick-Prescott. Dans le processus de filtrage, la valeur de λ est de 1 600. *Source* : Secrétariat de l'OCDE.

Inflation passée ($\bar{\pi}$) : c'est une moyenne mobile sur dix ans du pourcentage de variation annuelle du déflateur du PIB. *Source* : Secrétariat de l'OCDE.

Inflation : elle est égale au pourcentage de variation annuelle du déflateur du PIB. *Source* : Base de données analytique de l'OCDE.

Taux d'intérêt réels à court terme : il s'agit des rendements de référence à trois mois diminués de l'inflation annuelle. Les rendements de référence à trois mois correspondent pour les États-Unis aux bons du Trésor à trois mois; pour le Japon aux certificats de dépôt à trois-six mois; pour l'Allemagne, la France, l'Italie, le Royaume-Uni, le Danemark et l'Espagne au taux interbancaire à trois mois; pour le Canada au papier commercial à 90 jours; pour l'Autriche au taux de l'argent au jour-le-jour; pour la Belgique aux bons du Trésor à trois mois; pour l'Irlande aux bons

du Trésor à 91 jours jusqu'en 1983 et au taux interbancaire à trois mois depuis 1984; pour les Pays-Bas au taux interbancaire à trois mois pratiqué à Amsterdam; pour la Suède aux bons du Trésor à prime d'émission à trois mois; pour la Suisse au taux de rémunération des dépôts à trois mois; pour l'Australie et la Nouvelle-Zélande aux effets bancaires à 90 jours. *Source* : Base de données analytique de l'OCDE.

Rendement du capital (ρ) : il est égal à l'excédent brut d'exploitation du secteur des entreprises divisé par le stock de capital de ce même secteur. Voir Keese *et al.* (1991) pour une description complète des sources et des méthodes utilisées pour calculer les données relatives au stock de capital. *Source* : Base de données analytique de l'OCDE.

Risque (coefficient β) : il est défini comme une moyenne mobile sur 12 mois de la covariance entre le rendement *ex post* des obligations et le rendement d'un portefeuille de valeurs nationales, divisée par la variance du rendement *ex post* de ce dernier. Le portefeuille de valeurs nationales comprend des obligations et des actions nationales, pondérées par leur part respective dans la valeur totale des obligations et des actions nationales. Lors du calcul des gains de capital tirés des obligations nationales, on suppose que leur durée effective moyenne est de six ans et demi. *Source* : Comptes financiers de l'OCDE, partie 2; Bureau central de statistique du Royaume-Uni, Statistiques financières; Salomon Brothers, Economic and Market Analysis Bulletin.

Balance des Opérations courantes (ca) : elle correspond à une moyenne mobile sur cinq ans de la balance des opérations courantes exprimée en pourcentage du PIB. *Source* : Secrétariat de l'OCDE.

Déficit public (gd) : c'est le solde financier des administrations publiques en pourcentage du PIB. *Source* : Secrétariat de l'OCDE.

Solde budgétaire structurel : il est égal au solde financier des administrations publiques corrigé des variations conjoncturelles en pourcentage du PIB. *Source* : Secrétariat de l'OCDE.

Taux de change : il est égal au pourcentage de variation annuelle du taux de change nominal effectif. *Source* : Base de données analytique de l'OCDE.

BIBLIOGRAPHIE

- ATKINSON, P. et J.C. CHOURAQUI (1985), « Les causes du niveau élevé des taux d'intérêt réels », *Revue économique de l'OCDE*, n° 5, (automne).
- AUERBACH, A.J., L.C. KOTLIKOFF, R. P. HAGEMANN et G. NICOLETTI (1989), « Conséquences du vieillissement démographique sur l'évolution de l'économie : une étude sur le cas de quatre pays de l'OCDE », *Revue économique de l'OCDE*, n° 12, (printemps).
- BARRO, R.J. (1974), « Are government bonds net wealth? », *Journal of Political Economy*, vol. 82, pp. 1095-1117.
- BARRO, R.J. et X.S.I. MARTIN (1990), « World real interest rates », NBER Working Paper, n° 3317, (avril).
- BLANCHARD, O. et L.H. SUMMERS (1984), « Perspectives on high world real interest rates », *Brookings Papers on Economic Activity*, 1984:2.
- BLUNDELL-WIGNALL, A., F. BROWNE et S. CAVAGLIA (1991), « Financial liberalisation and consumption smoothing », Documents de travail du Département des affaires économiques et statistiques de l'OCDE, n° 81.
- BLUNDELL-WIGNALL, A. et F. BROWNE (1991), « Macroeconomic consequences of financial liberalisation: A summary report », Documents de travail du Département des affaires économiques et statistiques de l'OCDE, n° 98.
- BROWNE, F. et P. MANASSE (1990), « Le contenu informatif de l'échelle des taux d'intérêt : aspects théoriques et empiriques », *Revue économique de l'OCDE*, n° 14, (printemps).
- CUTLER, D.M., J.M. POTERBA, L.M. STEINER et L.H. SUMMERS (1990), « An ageing society: Opportunity or challenge », *Brookings Papers on Economic Activity*, 1.
- DEACON, M. et A. DERRY (1994), « Estimating market interest rate and inflation expectations from the prices of UK government bonds », *Bank of England Bulletin*, (août), pp. 232-240.
- DEAN, A., M. DURAND, J. FALLON et P. HOELLER (1990), « L'épargne dans les pays de l'OCDE : tendances et comportement », *Revue économique de l'OCDE*, n° 14, (printemps).
- DUENWALD, C. (1993), « British index-linked government bonds: A preliminary assessment of implicit inflation forecasts », Banque du Canada, note interne, 20 août, dossier 245-6-22c.
- ELMESKOV, J., J.R. SHAFER et W. TEASE (1991), « Saving trends and measurement issues », Documents de travail du Département des affaires économiques et statistiques de l'OCDE, n° 105.

- FLEMING, J.M. (1962), «Domestic financial policies under fixed and floating exchange rates»), *IMF Staff Papers*, (novembre), pp 369-379.
- FORD, R. et D. LAXTON (1995), «World public debt and real interest rates»), *IMF Working Paper*, n° 95/30.
- FUKAO, M. et M. HANAZAKI (1987), «L'internationalisation des marchés de capitaux et la répartition du capital», *Revue économique de l'OCDE*, n° 8, (printemps).
- HAYASHI, F. (1985), «The permanent income hypothesis and consumption durability», *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 100, pp. 1083-1113.
- HAGEMANN, R.P. et G. NICOLETTI (1989), «Les effets économiques du vieillissement démographique et ses conséquences pour le financement des retraites publiques», *Revue économique de l'OCDE*, n° 12, (printemps).
- HERD, R. (1989), «The impact of increased government saving on the economy», *Documents de travail du Département des affaires économiques et statistiques de l'OCDE*, n° 68.
- HOWE, H. et C. PIGOTT (1991-92), «Determinants of long-term interest rates: An empirical study of several industrial countries», *Federal Reserve Bank of New York Quarterly Review*, vol. 16, n° 4, (hiver).
- KING, R.G. et J.T. REBELO (1989), «Low frequency filtering and real business cycles», *Discussion paper, Rochester Center for Economics Research*, n° 205, (octobre).
- KASMAN, B. et C. PIGOTT (1988), «Interest rate divergences amongst the major nations», *Federal Reserve Bank of New York Quarterly Review*, (automne), pp. 28-44.
- KEESE, M., G. SALOU et P. RICHARDSON (1991), «The measurement of output and factors of production for the business sector in OECD countries», *Documents de travail du Département des affaires économiques et statistiques de l'OCDE*, n° 99.
- MISHKIN, F. (1984), «Are real interest rates equal across countries? An empirical investigation of international parity conditions»), *Journal of Finance*, vol. 34.
- MUNDELL, R.A. (1968) *International economics*, New York, MacMillan.
- NICOLETTI, G. (1988), «Consommation privée, inflation et "hypothèse de neutralité de la dette publique" : une étude comparative»), *Revue économique de l'OCDE*, n° 11, (automne).
- OBSTFELD, M. (1994), «(International capital mobility in the 1990s», *CEPR Discussion Paper*, n° 902, Londres.
- OCDE (1990a), «(Taxation and savings – A survey», *DAFFE/CFA/WP2(90)26*, document préparé par R.S. Smith pour le Groupe de travail n° 2, 13-15 novembre.
- OCDE (1992), *Nouveaux défis pour les banques*, Paris.
- OCDE (1994), *Perspectives économiques de l'OCDE* n° 53, OCDE, Paris.
- SCOTT, M. (1993), «Real interest rates: Past and future»), *National Institute Economic Review*, (février).
- STURM, P. (1983), «Les déterminants de l'épargne : théorie et études empiriques»), *Revue économique de l'OCDE* n° 1, (automne).

TEASE, W., A. DEAN, J. ELMESKOV et P. HOELLER (1991), ((Tendances des taux d'intérêt réels : l'influence de l'épargne, de l'investissement et d'autres facteurs», *Revue économique de l'OCDE*, n° 17, (automne).

THROOP, A. (1994), «International financial market integration and linkages of national interest rates», *Federal Reserve Bank of San Francisco Economic Review*, n° 3.