

# LE CONTENU INFORMATIF DE L'ÉCHELLE DES TAUX D'INTÉRÊT : ASPECTS THÉORIQUES ET EMPIRIQUES

Frank Browne et Paolo Manasse

## TABLE DES MATIÈRES

Introduction .....	64
I. L'explication de l'échelle des taux par les anticipations .....	65
II. L'échelle des taux en tant qu'indicateur avancé de l'inflation .....	69
A. Le modèle de Mishkin .....	69
B. Mesures .....	71
C. Quelques considérations économétriques .....	72
III. Résultats. ....	74
A. Moindres carrés ordinaires .....	74
B. Méthodes des doubles moindres carrés à deux phases .....	75
IV. Conclusions .....	79
<b>Annexes :</b>	
1. Le modèle de Mishkin.. .....	83
2. Résultats obtenus par la méthode des moindres carrés ordinaires .....	85
3. Description des données .....	88
Bibliographie .....	90

---

Les auteurs, qui sont respectivement administrateur à la Division des politiques monétaires et budgétaires et consultant à la Division de la balance des paiements, tiennent à remercier, pour leurs précieuses observations et suggestions, leurs collègues du Département des affaires économiques et statistiques, notamment Adrian Blundell-Wignall, Stefano Cavaglia, Jean-Claude Chouraqui et Robert Ford. Leurs remerciements vont aussi à John Campbell, qui a bien voulu leur faire part de son point de vue et de ses commentaires.

---

## INTRODUCTION

Au cours des années 80, la déréglementation des marchés financiers et les innovations financières ont rendu beaucoup plus complexe l'interprétation des agrégats monétaires, qui sont devenus des indicateurs moins fiables de la politique monétaire dans certains pays. De ce fait, il est maintenant plus difficile pour les autorités d'arriver à déterminer si leur politique est trop rigoureuse ou trop laxiste. D'où l'apparition ces dernières années d'une conception beaucoup plus pragmatique de la formulation de cette politique, qui fait davantage appel au jugement et prend en compte une gamme plus large d'indicateurs, financiers et réels, pouvant avoir une utilité.

Parmi ces indicateurs, il en est un qui retient de plus en plus l'attention, à savoir l'échelle des taux d'intérêt selon l'échéance considérée comme un moyen de mesurer l'inflation anticipée'. On fait observer qu'un redressement de la courbe des rendements signifie que les opérateurs s'attendent à une accélération de l'inflation. Si, effectivement, celle-ci semble se confirmer, le redressement de la courbe des rendements peut justifier un resserrement anticipé de la politique monétaire qui évitera d'avoir à prendre ultérieurement des mesures beaucoup plus sévères et génératrices de perturbations pour combattre une inflation plus solidement « enracinée ».

L'objet du présent article est donc d'examiner dans quelle mesure l'échelle des taux d'intérêt permet de prévoir l'inflation future. Les raisons qui incitent à penser qu'il existe une relation entre ces deux variables sont les suivantes. Lorsque des détenteurs d'actifs pensent (par exemple) que l'inflation va s'accélérer à l'avenir, ils ont tendance à substituer aux obligations à long terme qu'ils détiennent des actifs à court terme ou des actifs réels de façon à éviter une dépréciation de leur capital. Cette modification de la composition de la demande a pour effet de faire augmenter le rendement nominal des actifs longs par rapport à celui des actifs courts, c'est-à-dire d'accentuer la pente de la courbe des rendements. En termes approximatifs, on peut donc dire que plus les actifs d'échéances différentes sont substituables les uns aux autres et plus les anticipations inflationnistes sont rationnelles, plus l'échelle des taux d'intérêt permettra de prévoir avec précision l'évolution future de l'inflation.

Un modèle récemment mis au point par Mishkin sera utilisé aux fins de la présente analyse. Ce modèle s'appuie sur deux hypothèses, à savoir que la théorie de Fisher, selon laquelle les taux d'intérêt nominaux incorporent intégralement une prime destinée à compenser l'inflation, peut être retenue pour les actifs de toutes échéances, et que les anticipations inflationnistes sont formulées de façon rationnelle. La première de ces hypothèses revient à reconnaître la validité de l'explication de l'échelle des taux par les anticipations.

Étant donné l'importance capitale de la théorie des anticipations dans les études consacrées à l'échelle des taux d'intérêt selon l'échéance, on examinera dans la première section un certain nombre des arguments et des données d'expérience qui tendent à corroborer ou à infirmer cette théorie. Le modèle de Mishkin sera décrit dans la deuxième section. Enfin, les résultats des tests effectués pour les États-Unis, l'Allemagne, la France, le Royaume-Uni, l'Italie et le Canada seront donnés dans la troisième section.

## I. L'EXPLICATION DE L'ÉCHELLE DES TAUX PAR LES ANTICIPATIONS

Suivant la théorie de l'échelle des taux par les anticipations, le taux d'intérêt à long terme est une moyenne pondérée du taux d'intérêt à court terme actuel et du taux d'intérêt à court terme anticipé. Si l'on suppose que les taux courts resteront constants dans l'avenir, le taux long sera égal au taux court (majoré d'une prime de risque constante). En revanche, si l'on pense que les taux courts augmenteront, le taux long sera supérieur au taux court actuel majoré de la prime de risque constante, de manière à offrir le même rendement prévisible. Par conséquent, la forme de la courbe des rendements reflète les anticipations des marchés relatives au niveau des taux d'intérêt à court terme dans l'avenir. Cette théorie des anticipations implique que les titres à échéances diverses sont, *ex ante* ou dans les anticipations, parfaitement substituables les uns aux autres.

On peut reformuler cette théorie en disant que les revenus anticipés procurés par la détention d'obligations pendant une période donnée sont identiques quelle que soit l'échéance des titres, ou ne diffèrent que du montant des primes de risque constantes\*. Sans aucune perte de généralité, supposons qu'une « période » soit définie comme l'échéance du titre à court terme. Le rendement de cette obligation à court terme et le revenu assuré par sa détention jusqu'à l'échéance sont, par définition, identiques. Le revenu assuré par la détention d'un titre à long terme (à échéance plus longue que la ((période))) pendant une « période » est ce qu'on obtient en achetant un tel titre, en le conservant pendant une ((période)) et en le revendant au cours pratiqué sur le marché. La prime de durée est la différence entre le revenu anticipé de la possession d'une obligation à

long terme et celui d'une obligation à court terme. Les excédents de revenus obtenus, « *ex post* », sont donc égaux, par identité, à la somme de la prime de durée variant avec le temps ( $0_t$ ) et des erreurs d'anticipation ( $V_{t+1}$ ). La prime de durée,  $\theta_t$ , représente le rendement supplémentaire que les investisseurs exigent pour détenir l'obligation à long terme plutôt que l'obligation à court terme. Suivant la théorie expliquant l'échelle des taux par les anticipations,  $\theta_t$  est une constante, autrement dit  $\theta_t = 0$ . Si l'on considère que les anticipations sont rationnelles,  $V_{t+1}$  ne représente que les « nouvelles » relatives au taux long. Ainsi, la double hypothèse des anticipations rationnelles et de l'explication de l'échelle des taux par les anticipations débouche sur la conclusion que les excédents de rendement observés ne peuvent être prévus à l'aide des éléments d'information disponibles au moment  $t$ . Pour réfuter cette double hypothèse, il suffit dès lors de trouver des variables connues au moment  $t$  pouvant expliquer les excédents de rendement procurés par la détention d'obligations. De toute évidence, ces variables pourraient être les valeurs décalées de ces excédents.

L'explication par les anticipations a été testée, en utilisant les excédents de rendement procurés par la détention d'obligations (c'est-à-dire la différence entre les rendements procurés par la détention d'une obligation à long terme et d'une obligation à court terme<sup>3</sup>), avec des données mensuelles, sur deux périodes : janvier 1971–septembre 1979 et novembre 1979–avril 1989<sup>4</sup>. Les résultats (qui ne sont pas reproduits ici, mais que l'on peut obtenir auprès des auteurs) font apparaître qu'une ou plusieurs valeurs décalées des excédents de rendement obtenus pendant la période de détention des titres sont tout à fait significatives pour l'ensemble des pays et pour les deux périodes choisies. La double hypothèse de l'explication par les anticipations et des anticipations rationnelles est rejetée, pour tous les pays de l'échantillon, et pour tous les taux à long et à court terme employés, ainsi que pour les deux périodes.

Les tests de l'explication par les anticipations qui ont été publiés aboutissent également à des résultats défavorables. L'explication par les anticipations se trouve rejetée à **condition** que l'on pose certaines hypothèses concernant la manière dont se forment les anticipations relatives aux taux courts. Dans les travaux récents, c'est l'hypothèse des anticipations rationnelles qui a été retenue, comme dans l'analyse présentée ci-dessus. Le caractère peu concluant des résultats de ces tests est dû au fait qu'il s'agit de tests de deux hypothèses **conjointes** : celle de l'explication de l'échelle des taux d'intérêt par les anticipations et celle du caractère rationnel des anticipations relatives aux taux d'intérêt nominaux à court terme. Le rejet de cette double hypothèse est interprété par certains comme impliquant l'existence de primes de risque variant au cours du temps (autrement dit, l'explication de l'échelle des taux par les anticipations est incomplète) et par les autres comme indiquant que le taux long réagit par excès ou par défaut à une anticipation rationnelle des taux courts (c'est-à-dire que l'hypothèse des anticipations rationnelles ne tient pas). L'explication

par les anticipations est très contraignante, dans la mesure où il faut que le taux long varie exactement dans les mêmes proportions que les taux courts attendus, c'est-à-dire qu'il ne suffit pas que la corrélation entre les deux soit positive. Il n'est donc peut-être pas surprenant que cette explication soit rejetée (sous la condition d'anticipations rationnelles) dans de si nombreux tests (voir, pour des exemples relativement récents, Shiller, **1979**, Jones et Roley, **1983**, Shiller, Campbell et Schoenholtz, **1983**, Mankiw et Summers, **1984**, Mankiw, **1986** et Campbell et Shiller, **1987**).

Mankiw et Miron (**1986**) ont émis l'avis que les résultats des tests de la théorie des anticipations sont sensibles au mode d'intervention des autorités sur le marché monétaire. Entre octobre **1979** et octobre **1982**, la Réserve fédérale des États-Unis a cessé de chercher à lisser la courbe des taux d'intérêt, adoptant à la fin de cette période une politique d'écèlement partiel des fluctuations. Selon Mankiw et Miron, ce changement de procédure devrait rendre le comportement des taux d'intérêt plus favorable à la théorie des anticipations après octobre **1979**. Un test qui tient compte de cet argument Hardouvelis, (**1988**), bien que rejetant cette théorie dans sa formulation stricte, n'en constate pas moins qu'elle a une capacité de prévision importante après **1979**, mais beaucoup plus réduite avant cette date, ce qui tend à corroborer l'hypothèse de Mankiw-Miron. Un autre test effectué sur les données relatives aux anticipations de taux d'intérêt (Froot, **1988**) aboutit à des résultats analogues. De fait, dans ce dernier test, la théorie des anticipations n'est pas rejetée pour une catégorie d'obligations à long terme. D'autres auteurs (Hamilton, **1988**, Fama et Bliss, **1987**, et Fama, **1988**) tendent aussi à confirmer l'idée qu'il existe une forte corrélation entre les mouvements des taux longs et ceux des taux courts (dans l'hypothèse d'anticipations rationnelles), sans toutefois souscrire totalement à la théorie des anticipations.

Bien que les tests effectués récemment semblent plus favorables, il est rare que les données empiriques viennent confirmer sans équivoque la théorie des anticipations dans sa formulation stricte. Il convient dès lors de se demander à quoi il faut attribuer les résultats relativement médiocres obtenus avec la théorie des anticipations. Deux principaux facteurs ont été avancés pour expliquer ce phénomène : la variation des primes de risque dans le temps et un certain cloisonnement des marchés en fonction des préférences des investisseurs<sup>5</sup>.

Vouloir expliquer l'échec de la théorie des anticipations par la **variabilité des primes de risque dans le temps** serait un peu vain en l'absence d'une seconde théorie donnant les raisons de cette variabilité. De fait, les cas les plus frappants de rejet de l'hypothèse des anticipations se rencontrent généralement pour des données se rapportant à des échéances courtes, comme les bons du Trésor à trois et six mois<sup>6</sup>. Pour expliquer l'échec de la théorie en question par la variabilité des primes de risque dans ces cas-là, il faudrait identifier des variations considérables du risque dans un très court laps de temps, ce qui ne paraît pas possible

objectivement. On s'est néanmoins beaucoup attaché à rechercher des indicateurs de risque susceptibles d'avoir une relation significative avec l'écart entre taux longs et taux courts, mais sans grand succès<sup>7</sup>.

S'il était possible de trouver un moyen de mesurer le risque, et à condition que les anticipations soient rationnelles, la courbe des rendements pourrait être purifiée de cet élément, ce qui permettrait de l'interpréter conformément aux principes de la théorie des anticipations. En d'autres termes, une courbe des rendements qui, *corrigée du risque*, aurait une pente ascendante pourrait alors refléter l'attente par les marchés d'une hausse des taux courts dans l'avenir, et vice versa.

On peut par ailleurs tenter d'expliquer les lacunes apparentes de la théorie des anticipations en se demandant si *l'échelle des taux d'intérêt* n'est pas plus ou moins *segmentée*. Dans l'affirmative, les variations de l'offre et de la demande de titres à une échéance donnée influeraient sur la forme de la courbe des rendements. L'idée que les emprunteurs et les prêteurs pourraient avoir des préférences pour des échéances déterminées répondant à leurs besoins spécifiques et auxquelles ils ne renonceraient que sous l'attrait d'écarts de taux d'intérêt importants est débattue depuis longtemps.

Les tests empiriques auxquels a été soumise cette hypothèse s'appuient sur des modèles structurels de l'offre et de la demande et appliquent des contraintes inspirées de la théorie des portefeuilles (voir Brainard et Tobin, **1968**, et Smith, **1975**) à l'équation d'échelonnement des taux par échéance qu'implique le modèle structurel de choix de portefeuille compatible avec les données. Friedman et Roley (Friedman, **1977**, **1979**, Roley, **1981**, et Friedman et Roley, **1979**) ont examiné les déterminants de l'échelonnement des taux à l'aide de cette méthode. Leur manière implicite d'exprimer cet échelonnement cadre avec les données à peu près aussi bien que le modèle à une seule équation sous forme réduite qu'on utilise généralement. Néanmoins, leur simulation des effets des politiques de gestion de la dette publique montre que ces effets sont assez faibles. La même constatation résulte des autres travaux effectués à partir d'un modèle à une seule équation (Modigliani et Sutch, **1966**, par exemple). D'autres auteurs, qui ont cherché plus récemment à tester l'hypothèse de cloisonnement des marchés en incluant des variables supplétives dans les équations d'échelonnement des taux fondées sur un modèle à une seule équation de forme réduite, n'ont obtenu également que des résultats assez peu probants<sup>8</sup>.

Étant donné que la théorie des anticipations s'appuie sur des variables non observées (niveau futur attendu des taux courts), pour la tester, il faut, comme on l'a vu plus haut, poser au départ certaines hypothèses concernant la formation des anticipations relatives aux taux courts. L'hypothèse généralement retenue est celle des anticipations rationnelles. Par conséquent, il est aussi possible que l'explication de l'échelle des taux d'intérêt par les anticipations soit souvent rejetée par les données parce que cette hypothèse concernant les anticipations

est incorrecte. Shiller (1979), Shiller, Campbell et Schoenholtz (1983), Campbell et Shiller (1987), et Mankiw et Summers (1984) ont testé l'hypothèse suivant laquelle la myopie des agents dans leurs anticipations provoquerait une **réaction excessive des taux longs** aux variations concomitantes des taux courts, qui serait responsable de l'échec de l'explication par les anticipations. Cependant, les tests économétriques de cette hypothèse l'infirmement nettement. On constate que les taux longs ne réagissent que partiellement aux variations effectives des taux courts. De ce fait, les taux longs réagissent de façon disproportionnée aux *futurs* taux courts au comptant tels qu'ils sont anticipés. En bref, l'hypothèse de la sensibilité excessive ne peut pas rendre compte des écarts enregistrés par rapport aux valeurs que font prévoir la double hypothèse des anticipations rationnelles et de l'explication de l'échelle des taux par les anticipations.

En résumé, bien que la théorie des anticipations dans son interprétation la plus stricte soit presque toujours rejetée par les tests économétriques, ni la variation des primes de risque dans le temps, ni les effets de cloisonnement ne semblent être suffisamment importants pour compromettre sensiblement la valeur de l'échelle des taux en tant qu'indicateur avancé de l'évolution future de l'inflation. Bien sûr, le fait que la théorie des anticipations ne soit pas confirmée par les tests économétriques n'oblige pas nécessairement à conclure que l'échelle des taux ne contient pas d'éléments d'information qui fassent d'elle un indicateur utile pour la politique monétaire. Il se pourrait que les variations des anticipations relatives aux taux courts expliquent encore l'essentiel de l'élément systématique des variations des taux longs actuels. Le problème est d'extraire cette information, étant donné le «bruit» introduit dans les séries soit par des primes de risque variant dans le temps, soit par une volatilité excessive du taux long, soit encore par ces deux facteurs (voir plus loin). Par conséquent, pour que l'échelle des taux puisse être un moyen de prévision, ou un indicateur précurseur utile, de l'inflation future, il n'est pas nécessaire que la théorie des anticipations soit totalement vérifiée, mais, si elle l'était, l'échelle des taux d'intérêt serait évidemment un indicateur plus fiable.

## II. L'ÉCHELLE DES TAUX EN TANT QU'INDICATEUR AVANCÉ DE L'INFLATION

### A. Le modèle de Mishkin

Mishkin (1988) a mis au point, il y a quelque temps, un modèle destiné à tester la capacité de prévision de l'échelle des taux en ce qui concerne l'inflation future. Ce modèle (dont la construction est décrite de façon détaillée à l'annexe 1)

est fondé sur l'équation de Fisher pour différentes échéances, avec des anticipations rationnelles. L'équation utilisée pour les prévisions est la suivante :

$$\pi_{m,t} - \pi_{n,t} = \alpha_{m,n} + \beta_{m,n} [i_{m,t} - i_{n,t}] + \eta_t, \quad [1]$$

dans laquelle

$$\alpha_{m,n} = \bar{r}_n - \bar{r}_m,$$

$$\eta_t = \epsilon_{m,t} - \epsilon_{n,t} - u_{m,t} + u_{n,t},$$

$$u_{m,t} = r_{m,t} - \bar{r}_m,$$

$$u_{n,t} = r_{n,t} - \bar{r}_n.$$

$\pi_{m,t}$  et  $\pi_{n,t}$  sont les taux d'inflation effectifs au cours des périodes m et n correspondant aux échéances des actifs à long terme et à court terme, dont les rendements sont dénotés par  $i_{m,t}$  et  $i_{n,t}$  respectivement.  $r_{m,t}$  et  $r_{n,t}$  sont les rendements réels correspondants *ex ante*. Dans l'équation [1], l'ordonnée à l'origine représente la différence entre les taux réels moyens *ex ante* sur les échéances correspondantes.  $\epsilon_{m,t}$  et  $\epsilon_{n,t}$  sont les erreurs de prévision de l'inflation aux horizons correspondant aux périodes m et n. Si l'échelle des taux réels est constante, (c'est-à-dire si  $u_{m,t}$ ,  $u_{n,t} = 0$ ), le terme relativement complexe représentatif de l'erreur se réduit en fait à  $\epsilon_{m,t} - \epsilon_{n,t}$ . Les anticipations étant censées être rationnelles, ce dernier terme est indépendant de l'échelle contemporaine des taux nominaux ( $i_{m,t} - i_{n,t}$ ), condition nécessaire pour obtenir des estimations convergentes. Cependant, étant donné que dans le cas qui nous intéresse, les observations se recoupent, cette condition ne garantit pas une estimation efficace des paramètres (cette question sera examinée plus loin).

A des fins de recherche, il est intéressant de noter que l'équation [1] peut être réécrite de la manière suivante :

$$r_{m,t}^P - r_{n,t}^P = -\alpha_{m,n} + (1 - \beta_{m,n}) [i_{m,t} - i_{n,t}] - \eta_t, \quad [2]$$

où  $r_m^P$  et  $r_n^P$  sont les taux d'intérêt réels *ex post* sur les obligations de durée m et n au temps t.

Si, dans l'équation [1],  $\beta_{m,n}$  est significativement différent de zéro, la pente de l'échelle des taux, définie par  $i_m - i_n$  à la période t, permet de prévoir, **dans une certaine mesure**, l'inflation sur l'intervalle de temps  $(t + m) - (t + n)$ , sachant que  $n < m$ . Le rejet de l'égalité de  $\beta_{m,n}$  à zéro équivaut au rejet de l'hypothèse nulle selon laquelle l'échelle des taux d'intérêt réels *ex post* suit exactement la même évolution que l'échelle des taux d'intérêt nominaux (voir équation [2]). En revanche, le rejet de l'égalité de  $\beta_{m,n}$  à 1 équivaut au rejet de l'hypothèse selon laquelle **toutes** les modifications de la pente de l'échelle des taux d'intérêt nominaux sont dues à des variations de l'inflation (anticipée de façon rationnelle) et la pente de l'échelle des taux d'intérêt réels ne varie pas avec le temps. On peut

donc aussi considérer que, dans ce cas, les variations de la pente de l'échelle des taux d'intérêt nominaux contiennent des informations sur les variations de la pente de l'échelle des taux d'intérêt réels. Si l'on tient compte de la possibilité que  $\beta_{m,n}$  ne soit pas égal à 1, mais si l'on continue à supposer que les anticipations sont rationnelles et que les taux réels sont constants, l'équation [1] donne :

$$\alpha_{m,n} = [(\beta_{m,n} i_{n,t} - E_t \pi_{n,t}) - (\beta_{m,n} i_{m,t} - E_t \pi_{m,t})].$$

Elle n'est égale à la différence entre les taux d'intérêt réels *ex ante* (Constants) que si  $\beta_{m,n} = 1$ . Il convient donc d'interpréter avec prudence le coefficient  $\alpha_{m,n}$  dans les résultats présentés ci-après.

## B. Mesures

Il convient de noter que les taux d'intérêt et d'inflation utilisés dans l'équation [1] sont exprimés de la même manière, C'est-à-dire qu'ils sont composés de façon cumulative et continue. Plus précisément, considérons que  $i_{j,t}^A$  est le taux d'intérêt annualisé pratiqué au cours de la période mensuelle (8.65 pour cent sur les bons du trésor à 3 mois, en avril 1989, dans le cas des États-Unis, par exemple). Le taux composé sur le nombre  $j$  de périodes d'un mois à courir jusqu'à l'échéance, correspondant au taux pratiqué à la période  $t$  converti en taux annualisé, est le suivant :

$$i_{j,t} = [(i_{j,t}^A/100 + 1)^{j/12} - 1] * 100, \quad j = m, n.$$

Il représente donc le rendement nominal d'un placement de 1 dollar en obligation à taux fixe dont l'échéance est  $t + j$ .

Le taux d'inflation est composé non pas sur la base du taux effectif observé au cours de la période  $t$  (comme pour le taux d'intérêt), mais sur la base des taux d'inflation effectifs observés sur toutes les périodes à courir jusqu'à l'échéance de l'actif dont le rendement est comparé au taux d'inflation, c'est-à-dire :

$$\pi_{j,t} = [(\pi_{t+1}^A/100 + 1)^{1/12} (\pi_{t+2}^A/100 + 1)^{1/12} \dots (\pi_{t+j-1}^A/100 + 1)^{1/12} - 1] * 100$$

$j = m, n$

où  $\pi_t$  est le taux d'inflation annualisé de la période  $t$ . On notera que, de ce fait, la constante estimée dans les équations reproduites ci-après correspond à la différence moyenne, sur la période considérée, entre les rendements réels *ex post* annualisés et cumulés ou composés d'obligations de durées  $m$  et  $n$  ( $m > n$ ), à condition que  $\beta_{m,n}$  soit égal à 1. Pour convertir cette différence en différence annualisée par période  $\tilde{\alpha}_{m,n}$ , plus facile à interpréter, il faut procéder à la transformation suivante :

$$\tilde{\alpha}_{m,n} = [\alpha_{m,n}]^{1/(m-n)}$$

Le signe de  $\tilde{\alpha}_{m,n}$  dépend de la pente de la course des rendements réels.

### C. Quelques considérations économétriques

Les études consacrées à l'estimation de modèles contenant des anticipations rationnelles s'appuie sur trois principales approches.

- i) Une méthode à information complète (voir, par exemple, Hansen et Sargent 1980 et 1982), qui consiste à estimer simultanément l'ensemble du système. La solution du modèle est utilisée pour générer les variables d'anticipation, si bien que des contraintes entre les équations sur la valeur des paramètres assurent la convergence des estimations. La plus grande efficacité de cette approche a pour contrepartie les difficultés que soulève l'estimation d'un système (éventuellement) volumineux ; par ailleurs, une mauvaise spécification d'une seule équation risque de nuire à la convergence des estimations de tous les paramètres.
- ii) La méthode de la variable non observable n'impose pas de solution unique (convergente) au modèle d'anticipations rationnelles, mais traite les variables anticipatives comme des variables d'état inobservables et applique les techniques de filtrage de Kalman. Cette approche est utile quand on teste des phénomènes en ((bulle)), c'est-à-dire lorsque l'on ne veut pas écarter, dès le départ, les solutions non convergentes (voir Burmeister et Wall, 1982). Ce n'est pas le cas ici.
- iii) La méthode la plus courante (et la plus facile) est la méthode à information limitée, qui a été proposée par McCallum (1976). Elle consiste à substituer des valeurs futures effectives aux valeurs anticipées dans les équations (voir l'annexe 1), et à utiliser des variables instrumentales pour tenir compte de la nonindépendance des régresseurs qui ne font pas partie de l'ensemble des informations conditionnelles ainsi que de l'erreur « composée » qui comprend alors les perturbations structurelles aussi bien que les erreurs de prévision.

L'estimation par la méthode des moindres carrés ordinaires pose certains problèmes quand il se produit un phénomène de ((chevauchement)) des observations dans les modèles fondés sur des anticipations à long terme, chaque fois que l'intervalle d'échantillonnage est plus rapproché que l'horizon des prévisions. Les erreurs de prévision ne sont pas connues tant que l'on n'a pas atteint l'horizon des prévisions. Si l'on se réfère de nouveau à l'équation [1], on voit que le terme représentatif de l'erreur de prévision  $\epsilon_{m,t}$  ne se matérialise pas avant la période  $t+m$ . Les anticipations rationnelles ne peuvent qu'exclure toute corrélation entre l'erreur de prévision (matérialisée au moment  $t+m$ ) et les variables faisant partie de l'ensemble des informations conditionnelles (au temps  $t$ ), qui comprennent les erreurs de prévision matérialisées au temps  $t$  ou antérieurement. Elles ne peuvent exclure une corrélation sérielle dans les erreurs de prévision matérialisées entre  $t+1$  et  $t+m$ , puisque celles-ci ne font pas

partie des informations conditionnelles. Par conséquent, l'erreur « composée » suivra sans doute un processus de moyenne mobile d'ordre  $(m-1)^9$ . La conséquence en sera, comme on le constate fréquemment, une perte d'efficacité des estimations par la méthode des moindres carrés ordinaires et un manque de convergence des erreurs types, dû aux corrélations sérielles. Ce phénomène se traduit, dans la quasi-totalité des équations estimées par la méthode des moindres carrés ordinaires, par des valeurs très élevées du test d'autocorrélation du  $\chi^2A$  (voir plus loin).

Lorsque la structure des taux d'intérêt réels ne varie pas dans le temps, l'estimation de l'équation [1] par la méthode des moindres carrés ordinaires aboutira à des valeurs convergentes pour  $\beta_{m,n}$ . Cela tient au fait que l'erreur composée,  $\eta$ , ne comprendra alors que les erreurs de prévision de l'inflation, c'est-à-dire  $\epsilon_s$ , qui seront orthogonales à toutes les informations disponibles au temps  $t$ , y compris l'échelle des taux d'intérêt nominaux. Inversement, si la structure des taux d'intérêt réels varie dans le temps,  $\beta_{m,n}$  ne sera plus un indicateur optimal, car l'information contenue dans les variables  $u$  ne sera pas exploitée. De plus, s'il existe une corrélation entre la courbe des rendements nominaux et la courbe des rendements réels, l'erreur composée,  $\eta$ , sera corrélée avec  $i_m - i_n$ , et les estimations de  $\beta_{m,n}$  (and  $\alpha_{m,n}$ ) par la méthode des moindres carrés ordinaires ne seront pas convergentes. D'où la nécessité d'avoir recours à certaines variables instrumentales, comme dans la méthode proposée par McCallum.

La méthode de McCallum doit toutefois être développée de manière à pouvoir rendre compte, le cas échéant, de l'existence d'une corrélation sérielle des perturbations structurelles. Les moyens généralement utilisés pour corriger l'autocorrélation (par exemple, la méthode des doubles moindres carrés généralisée proposée par Theil, 1961) auraient pour effet d'« aggraver » la situation, car ils réintroduiraient une non convergence des estimations par le ((filtrage) des variables instrumentales et de l'erreur composée (voir Cumby, Huizinga et Obstfeld, 1983). La méthode des doubles moindres carrés en deux étapes, qui est employée ici, vise à permettre des estimations efficaces, en éliminant l'autocorrélation des résidus, sans nuire pour autant à la convergence des estimations dans un contexte d'anticipations rationnelles. Cet estimateur est convergent, asymptotiquement normal et asymptotiquement efficace dans la catégorie des estimateurs de la « méthode généralisée des moments » élaborée par Hansen (1982). Il suffit simplement qu'il existe certains instruments « prédéterminés » par rapport à l'erreur, et que la corrélation sérielle du modèle s'estompe dans un temps fini. Pour satisfaire à ces deux conditions, l'erreur doit être débarrassée de sa composante autorégressive, les observations doivent être quasi différenciées (filtrées) et des variables instrumentales affectées de retards appropriés doivent être utilisées (le retard le plus « court » devant être supérieur à l'ordre de la composante « moyenne mobile » de l'erreur).

L'équation [1] peut être spécifiée pour divers horizons de prévision. Ces différents horizons se chevauchent dans le cas des taux d'intérêt choisis pour la présente analyse. Toutefois, étant donné qu'il existe vraisemblablement une forte corrélation entre les erreurs de prévision contemporaines de différentes équations relatives à la structure des taux d'intérêt, l'utilisation d'un système du type SURE pour ces différentes équations permettra sans doute d'obtenir une estimation plus efficace des paramètres.

La première étape consiste donc à obtenir une estimation convergente du système en appliquant la méthode des variables instrumentales. Les variables instrumentales employées sont la production industrielle et les taux d'intérêt retardés. On obtient alors une estimation convergente de la matrice des variances et des covariances des résidus, et l'on applique ensuite la méthode des moindres carrés généralisée au système (deuxième étape). Cet estimateur tient compte de la corrélation sérielle des erreurs ainsi que de la corrélation des perturbations entre les différentes équations, tout en préservant la convergence grâce aux variables instrumentales. De plus, il tient compte de l'hétéroscédasticité des résidus (problème qui ne se pose que dans quelques-unes des équations seulement) observée lors de l'estimation de la matrice des variances et des covariances au cours de la première étape. Il emploie, pour les périodes considérées, les coefficients de pondération proposés par Newey et West (1986), dans les cas où cette matrice n'est pas définie positive.

### III. RÉSULTATS

#### A. Moindres carrés ordinaires

Afin de mesurer le gain d'efficacité résultant de l'emploi de la méthode des doubles moindres carrés en deux étapes, l'équation [1] a d'abord été estimée par la méthode des moindres carrés ordinaires pour tous les horizons de prévision et pour tous les pays considérés. Les résultats détaillés sont reproduits dans le tableau A I de l'annexe 2. Étant donné que la méthode des moindres carrés ordinaires n'est pas appropriée dans ce cas, les résultats n'appellent que peu de commentaires<sup>10</sup>.

Ces résultats donnent à penser que l'échelle des taux d'intérêt à court terme (3 à 12 mois) contient des informations sur l'inflation pour les périodes correspondantes (voir les résultats obtenus pour les États-Unis, la France et l'Italie). En revanche, sauf dans le cas de l'Allemagne et, peut-être, du Canada, le profil de l'échelle des taux d'intérêt ne permet pas de prévoir l'inflation lorsqu'on emploie comme taux longs les taux les plus longs de l'échelle". Cela n'a

absolument rien d'étonnant. Plus l'horizon est éloigné, plus des chocs imprévisibles risquent d'influer sur l'évolution effective de l'inflation. Pour que la courbe des rendements formée par les taux des titres publics à 5 ans (considérés comme les taux longs) ait eu une bonne capacité de prévision de l'évolution du taux d'inflation dans les années 70, par exemple, il aurait fallu que les détenteurs de ces titres aient pu prévoir les deux chocs pétroliers et la réaction générale des autorités à ces chocs. Pour les années 80, il aurait fallu qu'ils puissent prévoir la politique de désinflation menée par la Réserve fédérale au début des années 80. En plus, il aurait été nécessaire qu'ils puissent prévoir ces événements environ 5 ans à l'avance.

A certains égards, cependant, les résultats obtenus par la méthode des moindres carrés ordinaires sont décevants. Un seul résultat « non pervers » a été obtenu (dans le cas du Royaume-Uni). Plusieurs estimations de  $\beta$  sont sensiblement supérieures à un. Par ailleurs, on observe une bonne dispersion des  $\beta$  négatifs mais, sauf dans le cas du Royaume-Uni et du coefficient  $\beta_{60,3}$  pour l'Allemagne, les valeurs ne sont pas statistiquement significatives.

## B. Méthodes des doubles moindres carrés en deux étapes

L'ordre des moyennes mobiles des erreurs ne correspond pas toujours à celui que laissait prévoir la théorie (c'est-à-dire  $m - n$ ), notamment lorsque celui-ci est très élevé. Il a donc été jugé préférable de le déterminer de façon pragmatique, en utilisant les diagnostics des équations.

Les résultats obtenus avec la méthode des doubles moindres carrés en deux étapes<sup>12</sup> sont indiqués dans le tableau 1. Sur un aspect qualitatif, l'impression générale que l'on peut retirer des résultats obtenus par cette méthode est à peu près la même que celle que donne la méthode des moindres carrés ordinaires. L'échelle des taux d'intérêt a en général une meilleure capacité de prévision de l'inflation future sur le court terme que sur le long terme, la principale exception étant là encore l'Allemagne. En revanche, à plusieurs autres égards, les résultats sont bien meilleurs que ceux que l'on obtient avec la méthode des moindres carrés ordinaires. Il n'y a plus d'estimation de  $\beta$  supérieur à un (sauf dans le cas de l'Italie, avec  $\beta_{12,3}$ ). Les  $\beta$  négatifs disparaissent eux aussi pratiquement. En fait, le seul point qui pose vraiment problème est la valeur négative, statistiquement significative, de  $\beta_{60,3}$  pour l'Allemagne.

Pour les États-Unis, toutes les estimations du paramètre  $\beta_{m,n}$  se situent entre zéro et un mais, comme dans le cas des estimations faites avec la méthode des moindres carrés ordinaires, seul le coefficient de  $\beta_{6,3}$  est significativement différent de zéro. La courbe des taux d'intérêt nominaux à court terme contient des informations sur l'inflation future dans un intervalle de 3 à 6 mois. Cela ne concorde pas avec l'un des résultats donnés par Mishkin (1988) selon lequel

**Tableau 1. Equations de prévision de l'inflation par l'échelle des taux d'intérêt**  
(Doubles moindres carrés en deux étapes)

Mois (m,n)	$\hat{\alpha}_{m,n}$	$\hat{\beta}_{m,n}$	$e_1$	$R^2$
(6,3)	0.86 (2.76)	0.49 (3.88)	1.11 (21.32)	0.979
(60,3)	0.04 (0.00)	0.32 (1.07)	0.99 (135.74)	0.990
(60,6)	0.52 (0.02)	0.35 (1.09)	0.98 (126.17)	0.989
~				
(60,3)	37.59 (12.26)	-0.39 (4.47)	0.87 (28.89)	0.948
(132,3)	13.40 (2.51)	0.27 (5.86)	0.81 (20.99)	0.958
(132,6)	-20.68 (4.73)	0.53 (10.33)	0.77 (18.57)	0.958
~				
(3,1)	47.10 (0.00)	0.57 (2.31)	1.00 (44.281)	0.992
(6,1)	-2.46 (0.49)	0.38 (1.73)	0.99 (110.02)	0.998
(6,3)	-0.32 (0.50)	0.53 (1.76)	0.97 (65.88)	0.994

3

Mois (m,n)	$\alpha_{m,n}$	$\hat{\beta}_{m,n}$	$\hat{e}_1$	R <sup>2</sup>
(60,3)	-27.32 (0.011)	-0.01 (0.32)	0.99 (17.131)	0.999
(120,3)	229.60 (6.66)	0.01 (0.28)	1.04 (48.10)	0.999
(120,6)	125.88 (4.78)	0.03 (0.88)	1.04 (61.49)	0.999

(6,3)	-0.01 (0.04)	0.92 (3.16)	0.99 (256.10)	0.886
(12,3)	0.26 (1.00)	2.39 (8.161)	1.03 (39.37)	0.960
(12,6)	0.02 (0.16)	0.50 (4.71)	1.01 (55.01)	0.973

(24,3)	14.19 (6.491)	0.25 (2.581)	1.04 (64.21)	0.993
(48,3)	37.26 (7.06)	0.14 (2.211)	1.02 (134.21)	0.997
(48,24)	25.79 (2.43)	0.08 (1.111)	1.01 (1166.60)	0.997

4

« l'échelle des taux d'intérêt correspondant à des échéances de six mois ou moins ne contient pratiquement pas d'information sur l'évolution future de l'inflation » (p. 16, op. *cit.*). Toutefois, étant donné que  $\beta_{6,3}$  est lui aussi significativement différent de un, l'échelle des taux nominaux comporte également des informations sur l'échelle des taux d'intérêt réels. Si l'on utilise le taux des titres à 5 ans comme taux long, les résultats donnent à penser que l'échelle des taux nominaux ne contient que des informations sur l'échelle des taux réels.

Pour l'Allemagne, les estimations du paramètre  $\beta_{m,n}$  ne sont pas très différentes des estimations correspondantes effectuées à l'aide de la méthode des moindres carrés ordinaires,  $\beta_{132,3}$  et  $\beta_{132,60}$  se situant encore entre zéro et un, ce qui donne à penser que l'échelle des taux contient à la fois des informations sur l'échelle des taux réels et sur l'inflation future. Comme avec la méthode des moindres carrés ordinaires, les résultats obtenus pour l'Allemagne avec la méthode des doubles moindres carrés en deux phases sont une fois encore les seuls qui permettent de penser que l'échelle des taux peut permettre de prévoir l'inflation à très long terme<sup>13</sup>.

Dans le cas de la France, les paramètres estimés pour  $\beta_{m,n}$  sont tous inférieurs et les erreurs types correspondantes sont toutes beaucoup plus élevées avec la méthode des doubles moindres carrés en deux étapes qu'avec la méthode des moindres carrés ordinaires. Les conclusions que l'on peut tirer des résultats sont différentes, sur le plan qualitatif également, dans la mesure où les  $\beta_{m,n}$  obtenus avec la méthode des doubles moindres carrés en deux étapes se situent tous entre zéro et un,  $\beta_{6,1}$  et  $\beta_{6,3}$  n'étant significativement différents de zéro qu'au niveau de 10 pour cent. Pour le Royaume-Uni, l'échelle des taux n'a aucun pouvoir de prédiction, tous les  $\beta$  étant en fait égaux à zéro.

En dehors de la valeur peu plausible obtenue pour  $\beta_{12,3}$ , les résultats concernant l'Italie donnent à penser que l'échelle des taux permet de prévoir dans une très large mesure l'inflation.  $\beta_{6,3}$  n'est pas significativement différent de un, tandis que  $\beta_{12,6}$  se situe à mi-chemin entre zéro et un. Les résultats obtenus pour le Canada font aussi apparaître un certain pouvoir de prédiction de l'inflation future qui, comme pour les autres pays, s'estompe à mesure que les échéances sont plus longues et que l'horizon est plus lointain.

Globalement, lorsqu'une estimation de  $\beta$  est significativement positive, elle tend également à être significativement **inférieure** à un, valeur théorique dictée par la double hypothèse nulle découlant de l'explication de l'échelle des taux par les anticipations et de la théorie des anticipations rationnelles. La seule exception est  $\beta_{12,3}$  pour l'Italie, qui est significativement supérieur à un. La méthode d'estimation par les doubles moindres carrés en deux étapes pouvant être à l'origine de simultanéité, celle-ci ne peut pas être imputée à un biais dans les moindres carrés. Par conséquent, tous les résultats prouvent que la double hypothèse nulle est rejetée, sans pour autant permettre de dire laquelle des deux hypothèses constitutives est responsable de cet état de fait<sup>14</sup>.

Dans la mesure où la pente de la courbe des rendements nominaux ne permet pas de prévoir l'inflation future, ~~elle reflète~~, par définition, des variations de la courbe des rendements réels ex post (voir l'équation [2]). Les variations de l'échelle des taux réels influent sur l'économie réelle. Par conséquent, les résultats obtenus pour l'ensemble des pays peuvent être provisoirement interprétés de la manière suivante : les variations de la courbe des taux d'intérêt, construite sur la base d'un taux d'intérêt long pour les échéances a long terme, reflètent exclusivement des variations de la structure des taux réels (sauf dans le cas de l'Allemagne) et peuvent, par conséquent, anticiper les variations futures de la production: les variations de la courbe des rendements construite sur des taux «longs» et courts de relativement courtes échéances contiennent des informations sur l'inflation future et sur la structure des taux réels et, par l'intermédiaire de ces derniers, sur la production future en termes réels.

#### IV. CONCLUSIONS

Avec la rupture de la relation à long terme entre la masse monétaire nominale, d'une part, et la production réelle et les prix, d'autre part, les autorités monétaires de certains pays de l'OCDE se sont retrouvés sans point d'ancrage solide pour la formulation de leurs politiques. Celles-ci procèdent maintenant d'une démarche plus éclectique qui associe aux agrégats monétaires toute une série d'indicateurs réels et financiers. L'une des variables financières qui retiennent le plus l'attention à cet égard est la courbe des taux d'intérêt en fonction de l'échéance, dont on a pensé que le profil pourrait être un indicateur des anticipations des marchés en ce qui concerne l'inflation future. Si ces anticipations réagissent à des tensions inflationnistes naissantes qui n'ont pas encore été révélées par la publication des indices de prix, on a là un indicateur extrêmement précieux. Il permettrait aux autorités monétaires d'agir de manière préventive pour éviter que l'inflation n'apparaisse effectivement et ne s'enracine dans les anticipations du public.

La capacité de prévision de la hiérarchie des taux en ce qui concerne l'inflation future a été testée pour six grands pays de l'OCDE et pour toute une gamme d'actifs d'échéances diverses. Toute l'attention voulue a été portée aux problèmes d'ordre économétrique. Pour obtenir des estimations homogènes et relativement efficaces des paramètres, compte tenu des anticipations rationnelles, du chevauchement des observations, de la simultanéité et de la probabilité d'une corrélation contemporaine des erreurs de prévision à des horizons différents mais se chevauchant, il a fallu utiliser une méthode d'estimation spéciale. Les résultats permettent de dégager un schéma général. La structure des taux par échéance a

une capacité de prévision considérable, mais celle-ci s'estompe à mesure que l'on emploie, comme taux «longs», les rendements d'actifs ayant une échéance de plus en plus lointaine. Dans le cas des pays pour lesquels on retrouve ce schéma général, la structure des taux à long terme reflète des variations de l'échelle des taux réels et peut donc contenir des informations utiles sur l'évolution future de la production.

Par conséquent, la pratique actuelle qui consiste à utiliser la marge entre un taux à très long terme (généralement le taux des obligations publiques à 10 ans) et le taux des bons du Trésor à 3 mois, comme taux courts, pour donner une idée approximative de l'inflation anticipée par le marché, est sans doute sujette à caution. Les résultats obtenus ici donnent à penser que les rendements des titres à échéance relativement courte (de l'ordre de 3 mois à 2 ans), sont des indicateurs plus fiables des anticipations du marché. L'utilisation de ces indicateurs présenterait aussi l'avantage d'une plus grande homogénéité avec les horizons retenus par les banques centrales.

## NOTES

1. Ont également été cités d'autres indicateurs comme les prix des produits de base, le taux de change, les agrégats de crédit, les indicateurs conjoncturels de l'activité réelle et, bien entendu, les agrégats monétaires.
2. Voir Cox, Ingersoll et Ross (1981). Si l'on utilise des rendements linéarisés sur la période de détention des titres, l'équivalence est exacte, ainsi que le démontrent Shiller, Campbell et Schoenholtz (1983).
3. Le revenu procuré par la détention d'une obligation à long terme ( $H_t$ ) est défini de la manière suivante :

$$H_t = \frac{1}{P_t} + \frac{P_{t+1} - P_t}{P_t} \\ = R_t - \frac{(R_{t+1} - R_t)}{R_{t+1}}$$

où  $R_t$  est le rendement d'une obligation à long terme à coupon qui peut être assimilée à un titre d'emprunt perpétuel. Par conséquent,  $R_t = 1/P_t$  lorsque  $P_t$  est le prix de l'emprunt perpétuel. Pour un actif correspondant à une période, le revenu procuré par la détention est égal au rendement.

4. Pour ce type de test, le choix de la période étudiée est important. Selon certains chercheurs (Blanchard, 1984, Mankiw et Miron, 1986, et Belongia et Koedijk, 1988), il est probable que, dans le contexte des États-Unis, les tests de l'explication de l'échelle des taux par les anticipations sont sensibles aux changements apportés aux méthodes de contrôle monétaire par la Réserve fédérale en octobre 1979. À la suite de ces changements, les taux d'intérêt à court terme ont pu accuser des fluctuations beaucoup plus fortes que précédemment. Étant donné l'importance des États-Unis dans le système financier international, il est probable que cette instabilité accrue s'est transmise à d'autres pays de l'OCDE, dans lesquels un changement structurel s'est donc implicitement produit après octobre 1979. Cette question est examinée plus loin de façon plus détaillée.
5. Des effets de segmentation peuvent aussi avoir pour origine différents types de réglemmentations officielles et de mesures fiscales.
6. Les exemples sont nombreux. Pour une analyse récente et sélective des études consacrées à cette question, voir, par exemple, Jones et Roley (1983), Shiller, Campbell et Schoenholtz (1983), Mankiw (1986) et Hardouvelis (1988).
7. L'indice de risque utilisé par Mankiw (1986) est la valeur absolue de la différence première en pourcentage du taux de l'obligation à long terme. Un autre indice souvent utilisé est l'écart type mobile des taux à court terme (voir, par exemple, Modigliani et Shiller, 1973, et, pour une analyse plus récente, Jones et Roley, 1983). D'autres indices de la variabilité des taux d'intérêt ont été utilisés par Mishkin (1982) et Bodie, Kane et MacDonald (1984). Ces indices mesurent en général l'instabilité *ex post* des taux d'intérêt, et ne sont donc pas parfaitement adaptés à l'usage que l'on veut en faire.

8. Dans le cadre d'un test de la double hypothèse des anticipations rationnelles et de l'explication de l'échelle des taux par les anticipations, Jones et Roley (1983) ont utilisé quatre de ces variables : les émissions de bons du Trésor, le taux de chômage, une variable représentative du risque et les avoirs étrangers (plus particulièrement, les titres du Trésor des États-Unis détenus par des banques centrales étrangères). D'après ces auteurs, la dernière de ces variables est significative à 5 pour cent dans un modèle qui rejette la double hypothèse nulle. Ils expliquent cet effet de la manière suivante : les banques centrales étrangères ont une «préférence» pour les bons du Trésor des États-Unis à trois mois. Lorsque les investisseurs observent qu'un volume important de bons du Trésor est détenu par des non résidents, ils s'attendent à de nouveaux achats de ces titres pendant la période suivante et donc à une baisse du taux d'intérêt à court terme et à une augmentation du taux correspondant à la détention du titre pendant six mois. Il en résulte que le risque de moins-value est réduit, ce qui diminue la prime correspondante. Shiller, Campbell et Schoenholtz (1983) ont également essayé de voir si le volume relatif des transactions sur titres à une extrémité ou à l'autre de la gamme des échéances permet d'expliquer la prime de durée. Ils aboutissent à la conclusion que la variable représentative du volume des transactions contribue effectivement à expliquer l'excédent de revenu assuré par la détention des titres et qu'en fait, elle remplace la variable risque (mesurée par l'écart type mobile du taux d'intérêt à court terme) qui est significative dans une équation des excédents de revenu ne faisant pas intervenir la variable représentative du volume des transactions.
9. Bien entendu, si le taux d'intérêt réel n'est pas constant,  $u_{n,t}$  pourrait suivre un processus de moyenne mobile d'un ordre plus élevé que  $(m - 1)$ . Toutefois, même si l'on tient compte de cette possibilité, les résultats ne se trouvent pas qualitativement modifiés.
10. L'horizon effectivement retenu dépend des données disponibles. On trouvera une description complète des données disponibles à l'annexe 3.
11. Pour pouvoir procéder à une comparaison plus juste, il aurait fallu pouvoir disposer d'au moins deux taux à court terme et d'au moins un taux à long terme. Cela n'est malheureusement pas toujours le cas.
12. Il convient de noter qu'il n'est pas possible d'utiliser le taux des obligations publiques à 10 ans pour la période postérieure à 1979 car le calcul du taux d'inflation cumulé sur les dix années suivantes, pour avril 1979, utilise toutes les autres observations disponibles, jusqu'en avril 1989. D'une manière plus générale, les transformations nécessaires pour obtenir l'inflation cumulée sur l'échéance souhaitée, conjuguées à la méthode d'estimation par les doubles moindres carrés en deux étapes, impliquent une perte d'observations si importante qu'il n'est pas possible de procéder à des estimations pour la période postérieure à octobre 1979, sauf dans le cas de la France et de l'Italie, où l'on utilise des actifs à échéances relativement courtes.
13. Les taux des obligations du secteur public sur le marché secondaire sont donnés pour des échéances de (3-7) et (7-15) ans. Dans les deux cas, on a choisi le milieu de ces fourchettes comme durée restant à courir jusqu'à l'échéance. Les données disponibles étant limitées, il a fallu combiner les taux des titres du secteur public et du secteur privé pour les tests relatifs à l'Allemagne.
14. Les ordres de grandeur de certaines des constantes des équations, bien qu'apparemment très importants, sont raisonnables si on les transforme de la manière indiquée dans la section III.B. On notera également que le surcroît d'efficacité apporté par l'estimation SURE se reflète dans les corrélations très importantes entre les erreurs des différentes équations.

## Annexe 1

### LE MODÈLE DE MISHKIN

Mishkin (1988) prend comme point de départ l'étude de Fama (1975) sur les variations du niveau des taux d'intérêt nominaux en tant qu'indicateur de l'évolution future du taux d'inflation. Conformément à l'équation de Fisher, l'inflation attendue sur  $m$  périodes est égale au taux d'intérêt nominal au cours de la période  $m$ , minoré du taux d'intérêt réel ex *ante* pour cette même période, c'est-à-dire :

$$E_t \pi_{m,t} = i_{m,t} - rr_{m,t} \quad [A1]$$

où  $E_t \pi_{m,t}$  est l'inflation anticipée sur la période  $m$  au temps  $t$ ,  $i_{m,t}$  est le taux d'intérêt nominal pour la période  $m$  au temps  $t$ , et  $rr_{m,t}$  est le taux d'intérêt réel ex *ante* pour la période  $m$  au temps  $t$ . On suppose que les anticipations inflationnistes sont engendrées de façon rationnelle, c'est-à-dire :

$$\pi_{m,t} = E_t \pi_{m,t} + \epsilon_{m,t} \quad [A2]$$

où  $\epsilon_{m,t}$  est l'erreur de prévision sur la totalité des périodes  $m$ . Si l'on substitue **A2** dans **A1**, en réarrangeant l'équation, on obtient :

$$\pi_{m,t} = \alpha_m + \beta_m i_{m,t} + \eta_{m,t} \quad [A3]$$

où :

$$\alpha_m = -\overline{rr_{m,t}}$$

$$\beta_m = 1$$

$$\eta_{m,t} = \epsilon_{m,t} - u_{m,t}$$

$$u_{m,t} = rr_{m,t} - \overline{rr_m}$$

Pour examiner les informations que contient l'échelle des taux d'intérêt (par opposition à leur niveau) sur l'évolution future du taux d'inflation, Mishkin soustrait l'équation **A3** du taux d'inflation de la période  $n$  de l'équation **A3** du taux d'inflation de la période  $m$ , aboutissant au résultat suivant :

$$\pi_{m,t} - \pi_{n,t} = \alpha_{m,n} + \beta_{m,n} [i_{m,t} - i_{n,t}] + \eta_t \quad [A4]$$

où :

$$\alpha_{m,n} = \overline{rr_n} - \overline{rr_m}$$

$$\beta_{m,n} = 1$$

$$\eta_t = \epsilon_{m,t} - \epsilon_{n,t} - u_{m,t} + u_{n,t}$$

$$u_{n,t} = \overline{rr_{n,t}} - \overline{rr_{n,t}}$$

$\epsilon_{n,t}$  = erreur de prévision à l'horizon de la période  $n$ .

A mesure que la valeur estimée de  $\beta_{m,n}$  varie de zéro à un, la valeur des informations contenues dans la courbe des rendements augmente en ce qui concerne l'inflation future tandis qu'elle diminue en ce qui concerne l'échelle des taux d'intérêt réels.

*Annexe 2*

**RÉSULTATS OBTENUS PAR LA MÉTHODE  
DES MOINDRES CARRÉS ORDINAIRES**

Mois (m,n)	$\alpha_{m,n}$	$\hat{\beta}_{m,n}$	$\hat{R}^2$	$\hat{F}(t)$	$\hat{\chi}^2_{A(12)}$	$\hat{\chi}^2_{B(1)}$
(6,3) (a)	-0.65 (4.11)	1.52 (16.80)	0.75	282	76	0.4
(b)	-0.55 (2.46)	0.84 (8.84)	0.42	78	97	1.9
(60,3) (a)	43.1 (10.05)	0.17 (1.67)	0.02	2.8	91	14.6
(b)	30.9 (5.06)	-0.09 (1.20)	0.01	1.4	48	9.7
(60,6) (a)	43.7 (9.79)	0.11 (1.04)	0.00	1.1	91	9.6
(b)	30.1 (5.64)	-0.11 (1.59)	0.03	2.5	48	9.6
(60,3) (a)	29.4 (43.0)	-0.12 (8.08)	0.49	65.2	65.4	8.3
(b)	0.75 (0.13)	0.25 (2.20)	0.07	4.8	49.8	10.6
(132,3) (a)	19.15 (12.64)	0.20 (19.35)	0.88	374.4	37.2	4.1
(b)	-	-	-	-	-	-
(132,6) (a)	-6.38 (4.32)	0.32 (21.50)	0.90	462.3	40.3	7.5
(b)	-	-	-	-	-	-
<b>FRANCE</b>						
(3,1) (a)	-0.51 (3.26)	1.06 (12.09)	0.53	146	123.8	23.6
(b)	-1.27 (10.21)	1.41 (20.94)	0.80	438	91.7	6.0
(6,1) (a)	-1.56 (3.59)	1.11 (11.58)	0.51	134	125.6	22.8
(b)	-3.63 (10.83)	1.49 (20.76)	0.80	431	94.8	3.6
(6,3) (a)	-1.01 (3.66)	1.13 (11.08)	0.49	123	126.1	19.9
(b)	-2.32 (10.611)	1.52 (19.70)	0.78	388	95.9	2.7

ROYAUME-UNI							
(60,3)	(a)	107.9 (13.2)	-0.24 (2.00)	0.03	4.0	92	3.3
	(b)	6.30 (0.97)	0.33 (4.26)	0.25	18.1	46	27.5
(120,3)	(a)	284.9 (11.62)	-0.42 (3.79)	0.13	14.3	85	0.2
	(b)	-	-	-	-	-	-
(120,6)	(a)	171.0 (10.26)	-0.47 (4.37)	0.17	19.1	85	0.3
	(b)	-	-	-	-	-	-
ITALIE							
(6,3)	(a)	-0.92 (3.06)	1.04 (13.46)	0.56	181.1	117.3	0.2
	(b)	-1.82 (5.03)	1.26 (13.22)	0.62	114	92.3	0.2
(12,3)	(a)	-3.10 (2.51)	1.09 (10.35)	0.44	107	131.9	3.6
	(b)	-5.42 (4.35)	1.21 (11.63)	0.57	135	87.3	0.7
(12,6)	(a)	0.22 (0.24)	0.79 (6.66)	0.24	44	135.9	19.9
	(b)	-3.68 (4.28)	1.19 (11.27)	0.56	127	87.0	0.7
CANADA							
(24,3)	(a)	13.96 (11.35)	0.27 (3.12)	0.09	9.7	88.6	5.2
	(b)	-2.69 (1.09)	0.68 (6.25)	0.30	39.1	84.2	1.4
(48,3)	(a)	29.6 (13.7)	0.36 (5.73)	0.26	32.8	89.0	17.2
	(b)	13.44 (2.23)	0.20 (2.02)	0.05	4.07	60.5	3.0
(48,24)	(a)	14.15 (6.48)	0.50 (4.62)	0.18	21.4	85.6	13.2
	(b)	12.60 (5.60)	-0.04 (0.56)	-0.01	0.3	56.1	3.2

$\chi^2_A(12)$ :  $\chi^2_A$  est le résultat d'un test utilisant le multiplicateur de Lagrange et destiné à déterminer s'il y a corrélation sérielle des résidus (voir Godfrey, 1978). Les tables de  $\chi^2$  donnent des valeurs de 21.03 et 26.22

### Annexe 3

#### DESCRIPTION DES DONNÉES

Toutes les données relatives aux taux d'intérêt ont été obtenues auprès de la Direction des affaires financières, fiscales et des entreprises de l'OCDE, et les données relatives à l'inflation (indice implicite des prix du PNB/PIB) et à la production proviennent du Département des affaires économiques et statistiques de l'OCDE.

Certaines statistiques de taux d'intérêt disponibles à l'OCDE n'étaient pas tout à fait adaptées à l'usage que l'on a voulu en faire. Les problèmes sont plus ou moins graves selon les pays : dans le cas des États-Unis, par exemple, on disposait de quatre séries chronologiques relativement satisfaisantes; pour le Japon, en revanche, il n'a pas été possible de faire le moindre test, les données relatives aux taux d'intérêt n'étant pas suffisamment utilisables. Pour la plupart des pays, le problème général est le suivant : les taux d'intérêt mensuels communiqués sont le plus souvent des moyennes mensuelles des taux quotidiens. Il serait sans doute préférable de disposer des chiffres de fin de mois, qui concorderaient mieux avec les données concernant les prix et la production. Cependant, ainsi que le fait remarquer Mishkin (1988), il n'est pas toujours simple d'attribuer une date précise à l'indice des prix à la consommation, à l'intérieur d'un mois donné (du moins dans le cas des États-Unis), car les prix des différentes composantes de l'indice sont relevés à des dates différentes au cours du mois.

**États-Unis** : Pour ce pays, on dispose des quatre séries de taux d'intérêt, dont trois ont été utilisées dans les tests qui ont été effectués : les taux des bons du Trésor à 3 et 6 mois et ceux des titres publics à 5 et 10 ans. Les taux des bons du Trésor sont des moyennes mensuelles calculées à partir des cours de clôture quotidiens. Ils sont calculés sur la base de la méthode d'actualisation et ne sont donc qu'une approximation du taux actuariel. Les taux des titres publics sont également des moyennes mensuelles des cotations quotidiennes des bons et obligations à 5 et 10 ans sur le marché secondaire.

**Allemagne** : Compte tenu des limites imposées par les données, il n'a pas été possible d'établir une distinction entre le secteur privé et le secteur public dans les tests. Par conséquent, les résultats obtenus pour ce pays peuvent être faussés du fait que le risque de défaut n'est pas perçu de la même manière pour les titres publics et les titres privés. Le FIBOR (taux interbancaire offert à Francfort) à 3 mois est disponible pour l'ensemble de la période examinée. En revanche, le FIBOR à 6 mois n'est disponible qu'à partir de septembre 1985, et la série chronologique des bons du Trésor à 3 mois se termine en novembre 1981. Par conséquent, le seul taux à court terme disponible est le FIBOR à 3 mois, qui est un taux du secteur privé. Les taux des obligations du secteur public sur le marché secondaire à échéance de 3 à 7 et 7 à 15 ans sont les seuls taux à long terme disponibles. Les taux des titres publics susmentionnés sont pondérés par l'encours des obligations pris en compte dans les calculs. Il s'agit généralement de moyennes mensuelles des taux quotidiens. Toutefois, jusqu'en janvier 1986, les taux des

obligations publiques étaient calculés sur la base de quatre taux hebdomadaires pour chaque mois. Il existe également une série de taux d'obligations du secteur privé, mais leur échéance n'est pas précisée.

**France** : Les taux utilisés sont ceux des titres du secteur privé. Il s'agit du PIBOR (taux interbancaire offert à Paris) à 1, 3 et 6 mois. Ce sont là encore des moyennes mensuelles. Les taux des obligations du secteur privé sur le marché secondaire sont également pris en compte. Les échéances de ces obligations sont d'au moins sept ans. Ces taux n'ont toutefois pas été utilisés dans les tests économétriques présentés ici.

**Royaume-Uni** : Trois séries de taux d'intérêt sont utilisées dans les tests concernant ce pays. Jusqu'en août 1977, le taux des bons du Trésor à 91 jours correspond à la moyenne pondérée du taux d'escompte des bons du Trésor à 91 jours au moment de l'adjudication hebdomadaire du dernier vendredi du mois. Depuis cette date, il s'agit de moyennes mensuelles des taux hebdomadaires. Les taux des titres publics sont les taux bruts, au remboursement, de titres de certaines échéances, calculés par ajustement des courbes de rendement observées à un modèle mathématique du marché des titres publics. Les impôts ne sont pas pris en compte. Jusqu'en février 1980, les chiffres sont des moyennes des cotations du mercredi; de mars 1980 à décembre 1981, il s'agit de la moyenne de toutes les observations (3 par semaine); à partir de janvier 1982, il s'agit de moyennes des cotations quotidiennes.

**Canada** : Le taux des bons du Trésor à 3 mois est une moyenne pondérée des rendements des bons du Trésor à 3 mois vendus par adjudication le dernier jeudi du mois. A partir d'avril 1981, il s'agit de moyennes mensuelles des taux cotés le jeudi. Les taux des titres publics sur le marché secondaire sont des moyennes non pondérées des rendements des émissions non garanties. Les cotations utilisées se situent à mi-chemin entre les prix offerts et demandés à la clôture, le dernier mercredi du mois. A partir d'avril 1981, il s'agit de moyennes mensuelles des cours du mercredi.

**Italie** : Les taux des bons du Trésor à 3, 6 et 12 mois employés dans les tests sont des taux en fin de mois.

## BIBLIOGRAPHIE

- Belongia, M.T. et K.G. Koedijk (1988). « Testing the expectations model of the term structure : some conjectures on the effects of institutional changes), *The Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, vol. 70, n° 5, (septembre/octobre), pp. 37-45.
- Blanchard, O.J. (1984), «The Lucas critique and the Volcker deflation», *American Economic Review*, vol. 74, n° 2, (mai), pp. 211-215.
- Bodie, Z., A. Kane et R. McDonald (1983). «Why are real interest rates so high?» *National Bureau of Economic Research Working Paper n° 1141*.
- Brainard, W.C. et J. Tobin (1968). «Pitfalls in financial model building», *American Economic Review*, vol. 58, (mai), pp. 99-121.
- Burmeister, E. et K.D. Wall (1982), «Kalman filtering estimation of unobserved rational expectations with an application to the German hyperinflation», *Journal of Econometrics*, vol. 20, n° 2, pp. 255-284.
- Campbell, J.Y. et R.J. Shiller (1987). «Cointegration and test of present value models», *Journal of Political Economy*, vol. 95, n° 5, (octobre), pp. 1062-1088.
- Cox, J., J. Ingersoll et S. Ross (1981), «A re-examination of traditional hypotheses about the term structure of interest rates», *Journal of Finance*, vol. 36, (septembre), pp. 769-799.
- Cumby, R.E., J. Huizinga et M. Obstfeld (1983), «Two-step two-stage least squares estimation in models with rational expectations», *Journal of econometrics*, vol. 21, pp. 333-355.
- Fama, E.F. (1984), «The information in the term structure», *Journal of Financial Economics*, vol. 13, (décembre), pp. 509-528.
- Fama, E.F. (1988). «Term structure forecasts of interest rates, inflation and real returns», *Working Paper n° 233*, Graduate School of Business, University of Chicago (janvier).
- Fama, E.F. et R.R. Bliss (1987). «The information in long-maturity forward rates», *American Economic Review*, 77, (septembre), pp. 680-692.
- Friedman, B.M. (1977), « Financial flow variables and the short-run determination of long-term interest rates), *Journal of Political Economy*, vol. 85, (août), pp. 661-689.
- Friedman, B.M. (1979). ((Substitution and expectation effects on long-term borrowing behaviour and long-term interest rates)), *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. II, (mai), pp. 131-150.
- Friedman, B.M. et V.V. Royley (1979). « Investors' portfolio behaviour under alternative models of long-term interest rate expectations : unitary, rational or autoregressive», *Econometrica*, vol. 47, (novembre), pp. 1475-1497.
- Froot, K.A. (1988), ((New hope for the expectations hypothesis of the term structure of interest rates», *National Bureau of Economic Research Working Paper n° 2363*, (août).

- Godfrey, L.G. (1978), «Testing for higher order serial correlation in regression equations when the regressors include lagged dependent variables», *Econometrica*, vol. 46, (novembre), pp. 1303-1310.
- Hamilton, J.D. (1988), «Rational-expectations econometric analysis of changes in regime : an investigation of the term structure of interest rates», *Journal of Economic Dynamics and Control*.
- Hansen, L.P. (1982), «Large sample properties of generalised method of moments estimators», *Econometrica*, vol. 50, pp. 1029-1054.
- Hansen, L.P. et T.J. Sargent (1980), «Formulating and estimating dynamic linear rational expectations models», *Journal of Economic Dynamics and Control*, vol. 2, pp. 7-46.
- Hansen, L.P. et T.J. Sargent (1982), «(Instrumental variables procedures for estimating linear rational expectations models», *Journal of Monetary Economics*, vol. 9, pp. 263-269.
- Hardouvelis, G.A. (1988), «The Predictive power of the term structure during recent monetary regimes», *Journal of Finance*, vol. XLIII, n° 2, (juin) pp. 339-356.
- Jones, D.S., et V.V. Roley, (1983), «Rational expectations and the expectations model of the term structure. A test using weekly data», *Journal of Monetary Economics*, vol. 12, (septembre), pp. 453-465.
- Mankiw, G.N. (1986), «The term structure of interest rates revisited», *Brookings Papers on Economic Activity*, n° 1, (printemps) pp. 61-110.
- Mankiw, G.N. et L.H. Summers (1984), «Do long-term interest rates overreact to short-term interest rates», *Brookings Papers on Economic Activity*, n° 1, (printemps), pp. 223-242.
- Mankiw, G.N. et J.A. Miron (1986), «The changing behaviour of the term structure of interest rates», *Quarterly Journal of Economics*, vol. 101, (mai), pp. 211-228.
- McCallum, B.T. (1976). «Rational expectations and the natural rate hypothesis : some consistent estimates», *Econometrica*, vol. 44, pp. 43-52.
- Mishkin, F.S. (1982), «Monetary policy and short-term interest rates : an efficient markets-rational expectations approach», *The Journal of Finance*, vol. 37, n° 1, (mars), pp. 1063-1072.
- Mishkin, F.S. (1988), «What does the term structure tell us about future inflation?», *First Boston Working Paper Series*, FB-88-29, (juin).
- Modigliani, F. et R.J. Shiller (1973), «(Inflation, rational expectations and the term structure of interest rates», *Economica*, vol. 40, (février), pp. 12-45.
- Modigliani, F. et R. Sutch (1966). «Innovations in interest rate policy», *American Economic Review*, vol. 56, (mai), pp. 178-197.
- Newey, W. et K. West, «A simple, positive definite, heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix», *Discussion Paper 92* (Princeton University, Woodrow Wilson School : Princeton, N.J.).
- Roley, V.V. (1981), «The determinants of the treasury security yield curve», *Journal of Finance*, vol. 36, (décembre), pp. 1103-1126.
- Shiller, R.J. (1979), «The volatility of long-term interest rates and expectations models of the term structure», *Journal of Political Economy*, vol. 87, (décembre), pp. 1190-1219.
- Shiller, R.J., J.Y. Campbell et K.L. Schoenholtz (1983), «Forward rates and future policy : interpreting the term structure of interest rates», *Brookings Papers on Economic Activity*, n° 1, (printemps), pp. 173-217.

Smith, G. (1975), «Pitfalls in financial model building : a clarification», *American Economic Review*, vol. 65, (juin), pp. 510-516.

Theil, H. (1961), *Economic Forecasts and Policy* (North-Holland, Amsterdam).