



**HAL**  
open science

## Trois essais sur les anticipations d'inflation

Jean-Pierre Allegret, Jean-François Goux

► **To cite this version:**

Jean-Pierre Allegret, Jean-François Goux. Trois essais sur les anticipations d'inflation. 2003. halshs-00178539

**HAL Id: halshs-00178539**

**<https://shs.hal.science/halshs-00178539>**

Submitted on 11 Oct 2007

**HAL** is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.



Centre National  
de la Recherche  
Scientifique

**GATE**  
**Groupe d'Analyse et de Théorie**  
**Économique**  
UMR 5824 du CNRS



**DOCUMENTS DE TRAVAIL - WORKING PAPERS**

**W.P. 03-01**

## **Trois essais sur les anticipations d'inflation**

Jean-Pierre ALLEGRET  
Jean-François GOUX

Mai 2003

GATE Groupe d'Analyse et de Théorie Économique  
UMR 5824 du CNRS  
93 chemin des Mouilles – 69130 Écully – France  
B.P. 167 – 69131 Écully Cedex  
Tél. +33 (0)4 72 86 60 60 – Fax +33 (0)4 72 86 60 90  
Messagerie électronique [gate@gate.cnrs.fr](mailto:gate@gate.cnrs.fr)  
Serveur Web : [www.gate.cnrs.fr](http://www.gate.cnrs.fr)

# TROIS ESSAIS SUR LES ANTICIPATIONS D'INFLATION

Jean-Pierre ALLEGRET\* et Jean-François GOUX\*

Juin 2002

**Résumé :** Ce *working paper* regroupe trois projets d'articles qui ont pour même thème les anticipations d'inflation et leur utilisation dans le cadre de la politique monétaire. Ils est apparu opportun de les synthétiser sous la forme de trois parties d'un seul document, permettant ainsi au lecteur d'avoir une vision aussi complète que possible sur cette question. La première partie est d'ordre théorique et présente la littérature. La deuxième rappelle cette littérature, précise les caractéristiques d'une politique monétaire fondée sur le ciblage direct de l'inflation, et propose une vérification économétrique dans le cas français. La troisième étend cette méthodologie au cas de la zone euro et en montre les difficultés.

**Mots-clefs :** politique monétaire, anticipations, cible d'inflation, taux d'intérêt, co-intégration

**Abstract :** This working paper gathers three projects of articles which have as a same subject inflation expectations and their use within the framework of monetary policy. It appeared convenient to synthesize them in the form of three parts of only one document, thus making it possible to the reader to have a vision as complete as possible on this question. The first part is of a theoretical nature and presents the literature. The second points out this literature, specifies the characteristics of a monetary policy founded on a direct target of inflation, and proposes an econometric analyse in the French case. The third extends this methodology to the case of the euro zone and shows the difficulties of it.

**Keywords :** monetary policy, expectations, target of inflation, interest rate, cointegration

**JEL :** C32, E47

## Introduction générale

La politique monétaire a connu dans les pays développés d'importantes mutations depuis le milieu des années 80. On a ainsi observé la remise en cause de la conduite traditionnelle de la politique monétaire fondée sur des objectifs intermédiaires d'agrégats de monnaie. La caractéristique fondamentale de cette politique réside dans le fait que les variables économiques sont supposées relier entre elles par des

---

\* GATE Monnaie-Finance, UMR du CNRS et Université Lyon 2, 93 chemin des Mouilles 69130 Écully. E-mail : [allegret@gate.cnrs.fr](mailto:allegret@gate.cnrs.fr) ; [goux@univ-lyon2.fr](mailto:goux@univ-lyon2.fr)

canaux de transmission et par des relations de causalité. Aussi, la raison d'être d'une telle structuration de la politique monétaire est-elle l'existence de relations causales stables entre ces variables. Or, des travaux empiriques ont montré les difficultés à élaborer une politique monétaire fondée par le contrôle des agrégats de monnaie. D'une part, il résulte des tests de cointégration menés pour les principaux pays de l'OCDE un affaiblissement des relations de long terme entre la monnaie (agrégats étroits et larges) et le revenu (Blundell-Wignall, Browne et Manasse 1990 ; De Bandt 1991 ; Friedman 1994a et 1996). D'autre part, les relations de court terme entre ces deux variables ont elles-mêmes subi d'importantes transformations depuis la fin des années 70. La monnaie est un indicateur de plus en plus retardé du revenu nominal. Friedman (1996), entre autres, utilise une modélisation VAR et des décompositions de variance pour montrer que, dans le cas des Etats-Unis, l'agrégat M1 ne contribue plus que faiblement à la prédiction des mouvements des prix et du produit. En outre, si l'agrégat M2 explique encore significativement les mouvements du produit, ce n'est pas le cas des changements des prix. Au total, la relation traditionnelle monnaie - revenu qui servait de guide à la politique monétaire n'est plus vérifiée. On ne peut plus considérer que des variations dans les agrégats monétaires sont nécessairement le signe de variations subséquentes des prix et/ou du produit et appellent une réaction des autorités monétaires.

Les mutations des systèmes financiers nationaux et l'intensification des mouvements internationaux de capitaux représentent des facteurs explicatifs importants de cette remise en cause. En effet, comme le souligne Bisignano (1995), l'accroissement des possibilités d'arbitrage entre les différents segments des marchés financiers a affaibli la capacité des autorités monétaires à contrôler effectivement les variables financières prix et quantités. Dans cette perspective, les banques centrales tendent à se comporter comme des acteurs des marchés. Ainsi, elles s'appuient davantage sur des procédures de marché pour intervenir sur le marché monétaire. En outre, elles entretiennent une double relation avec les acteurs du marché : d'un côté, les autorités monétaires essaient d'identifier les anticipations des acteurs concernant certaines variables clés utiles à la conduite de la politique monétaire et, d'un autre côté, elles cherchent à envoyer des informations aux marchés (signaux) à propos de ses véritables intentions.

Dans ce nouveau contexte monétaire et financier, certaines banques centrales ont, au début des années 90, choisi de fixer directement une norme d'évolution des prix. Il s'agit de la Nouvelle-Zélande en 1990, du Canada et d'Israël en 1991, du Royaume-Uni en 1992, de la Suède et de la Finlande en 1992, du Mexique et de l'Espagne en 1994 (Haldane, 1995). Selon Freedman (1989), même les autorités monétaires qui ont adopté de manière formelle un ou des agrégats de monnaie ne réagissent pas

mécaniquement à leurs évolutions, ce qui illustre le recul de leur rôle dans la conduite de la politique monétaire<sup>1</sup>.

Les agrégats de monnaie et de crédit font désormais partie d'un ensemble plus vaste de variables financières et non financières susceptibles de servir de guide pour la politique monétaire. Ces guides constituent des variables informationnelles, c'est-à-dire des variables qui ont pour fonction de transmettre des informations aux autorités monétaires à propos des mouvements contemporains (mais connus avant) ou à venir de l'activité économique et/ou des prix. Il s'agit notamment d'utiliser des indicateurs avancés dans la conduite de la politique monétaire. La propriété la plus importante des variables informationnelles est de ne reposer sur aucune causalité avec les autres variables de la politique monétaire et de pas être directement sensibles aux manipulations des instruments. Un nombre très important de travaux a testé la capacité de certaines variables financières et non financières à prévoir les fluctuations de l'activité<sup>2</sup>. La principale conclusion de ces travaux est que les indicateurs de taux d'intérêt doivent être suivis de manière minutieuse par les autorités monétaires pour apprécier les mouvements futurs de l'activité.

Ce texte se situe dans cet axe de recherche sur les variables informationnelles. Cependant, notre analyse se restreint à l'analyse de la capacité des taux d'intérêt à anticiper les mouvements à venir de l'inflation<sup>3</sup>. Nous nous situons ainsi très largement dans le cadre des politiques monétaires fondés sur le ciblage direct d'inflation. Dans une première partie, nous rappelons les principales propriétés de cette politique monétaire dans sa relation avec les taux d'intérêt. Dans une seconde partie, nous essayons d'identifier de telles relations à travers une étude

---

<sup>1</sup>.- La pratique monétaire de la Bundesbank tend à confirmer ce point de vue. Ainsi, Von Hagen (dans Leiderman et Svensson, 1995) et Bernanke et Mishkin (1997) soulignent le fait que la Banque centrale allemande a souvent renoncé à un encadrement strict de l'agrégat monétaire cible sans pour autant remettre en cause l'objectif de moyen - long terme de stabilité des prix. Dans son commentaire de Friedman (1994a), R. Köning, Directeur du département d'économie de la Bundesbank, rappelle que les autorités monétaires allemandes ont souvent permis des déviations de court terme par rapport à l'objectif monétaire pour répondre de manière flexible aux modifications des conditions macroéconomiques. L'épisode de l'automne 1992 est représentatif de ce type de comportement : la baisse des taux d'intérêt, alors même que l'agrégat monétaire dépassait sa cible, était justifiée par l'anticipation d'un recul de l'activité (impliquant un ralentissement de l'accroissement de l'agrégat monétaire) et d'une appréciation du mark. Cet exemple montre que l'objectif d'inflation semble primordial en Allemagne par rapport aux objectifs intermédiaires.

<sup>2</sup>.- Voir, entre autres : Barran, Coudert et Mojon (1995) ; Estrella et Mishkin (1996) ; Bernard et Gerlach (1996) ; Davis et Henry (1994).

<sup>3</sup>. - D'autres travaux se sont intéressés à la prévision de l'inflation à partir de variables macro-économiques. Il ressort de ces travaux que si les agrégats étroits de monnaie ont un contenu informationnel pertinent pour les autorités monétaires, il n'en va pas de même pour d'autres variables telles que le crédit ou le taux de change. Voir notamment: Baumgartner et Ramaswamy (1996) ; Astley et Haldane (1995) pour le Royaume-Uni ; Baumgartner, Ramaswamy et Zettergen (1997) pour la Suède ; Friedman (1997b) pour les États-Unis ; Freedman (1996) ; Armour, Atta-Mensah, Engert et Henry (1996) pour le Canada.

économétrie fondée sur le cas français. Dans une troisième partie, nous élargissons l'application au cas européen.

## 1<sup>ère</sup> partie :

### UNE ANALYSE FISHERIENNE DES POLITIQUES MONÉTAIRES D'ANCRAGE NOMINAL : LES APPROCHES THEORIQUES\*

Le ciblage direct d'inflation est une politique monétaire fondée sur les projections d'inflation. Cette démarche *forward-looking* repose sur les trois propriétés suivantes des projections d'inflation (Astley et Haldane 1995) : (i) être contrôlables, (ii) être prévisibles et (iii) avoir des indicateurs avancés à un terme cohérent avec l'horizon de la politique monétaire. La recherche du contenu en information des taux d'intérêt s'inscrit largement dans cette troisième propriété. Après avoir rappelé les principales caractéristiques du ciblage direct d'inflation (I), nous focalisons notre attention sur les travaux relatifs à l'utilisation de la structure des taux d'intérêt et de la courbe des rendements pour prévoir l'inflation (II).

#### I. Les principes directeurs de la détermination d'une cible directe d'inflation

La conduite d'une politique monétaire fondée sur la détermination d'une cible directe d'inflation a trois caractéristiques particulièrement importantes.

Les deux premières permettent de comprendre le cadre général dans lequel s'élabore cette approche. En effet, une telle stratégie s'inscrit dans une conception aujourd'hui partagée par l'ensemble des banquiers centraux selon laquelle la politique monétaire ne peut à long terme qu'affecter les variables nominales. En conséquence, la stabilité des prix est l'objectif de long terme de la banque centrale. On en déduit la première caractéristique du ciblage direct de l'inflation : les autorités annoncent de manière explicite un objectif quantitatif d'inflation, généralement sous la forme d'une bande d'évolution des prix (bande d'inflation)<sup>4</sup>. La deuxième caractéristique significative du ciblage direct de l'inflation est l'absence d'objectif intermédiaire explicite. Cette caractéristique est la conséquence de l'instabilité de la fonction de demande de monnaie qui conduit à considérer qu'une relation directe entre l'inflation et les instruments de politique monétaire a une stabilité supérieure relativement à celle de la relation agrégats de monnaie - instruments. Notons, cependant, qu'une partie de la littérature, Svensson (1997) en particulier, considère

---

\* Origine de la première partie : Jean-Pierre Allégret (1998)

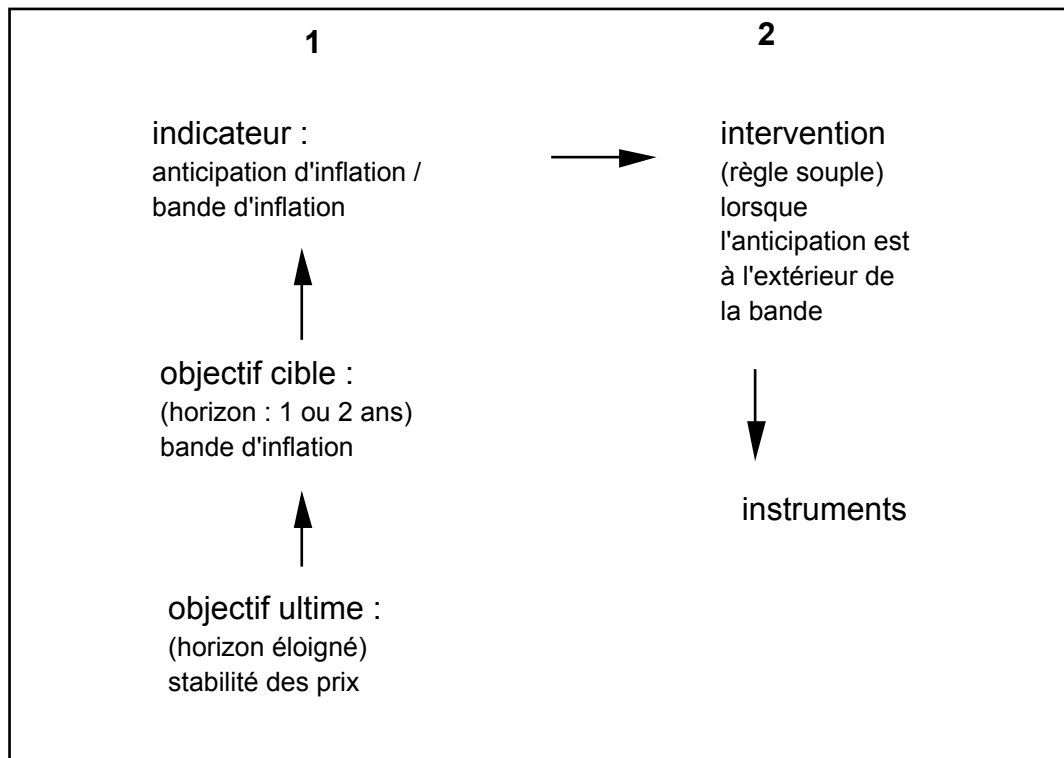
<sup>4</sup>.- La Banque du Canada a une norme d'évolution de 1 à 3% pour un horizon temporel de 18 mois ; la Banque de Réserve de Nouvelle-Zélande une norme de 0 à 2% jusqu'à novembre 1996 et 0 à 3% depuis sur un horizon de un an ; la Banque d'Angleterre une norme de 1 à 4% avec pour objectif la bande basse (soit 1-2%) d'octobre 1992 jusqu'au printemps 1997, puis de 2<sup>1/2</sup>% ou moins depuis, l'horizon de référence étant la fin de la législature parlementaire. La Suède a un objectif de 2% plus ou moins 1 sur un horizon continu (ongoing).

l'anticipation d'inflation comme un objectif intermédiaire et non comme un indicateur. Nous ne suivrons pas, dans cet article, cette dernière position.

Dans le cadre d'une cible directe d'inflation, les retards qui affectent la transmission de la politique monétaire signifient que l'inflation ne réagit pas immédiatement à la manipulation des instruments de la politique monétaire. On en déduit la troisième caractéristique de cette stratégie monétaire, essentielle du point de vue des variables informationnelles : la démarche *forward-looking* est prépondérante. La conduite de la politique monétaire est fondée sur la prévision de l'inflation.

En s'inspirant de Green (1996), on peut schématiser cette politique, qui s'appuie sur un processus en deux étapes, de la manière suivante.

schéma 1 : la politique monétaire de cible directe d'inflation



A ce niveau, l'élément le plus déterminant concerne la définition de l'horizon de prévision de l'inflation. Les autorités monétaires doivent effectuer un arbitrage entre le choix d'un horizon temporel qui tienne compte des retards de transmission et le choix d'un horizon pertinent du point de vue des anticipations des agents économiques. Si l'horizon est trop court eu égard aux retards de transmission, la politique monétaire risque d'être inefficace dans la recherche de l'ajustement du taux d'inflation effectif au taux cible. Si l'horizon est trop éloigné de l'horizon décisionnelle de référence des agents privés, la cible ne permet d'infléchir leurs



anticipations inflationnistes. En dépit de cet arbitrage difficile, il existe un certain consensus pour considérer qu'un horizon minimal de deux ans est satisfaisant (avec un maximum de quatre à cinq ans). Dans la perspective de l'identification de variables informationnelles pertinentes, il en résulte qu'une telle variable doit pouvoir précéder suffisamment à l'avance l'inflation (entre quatre et huit trimestres) pour être utilisable par les autorités monétaires. Si l'anticipation est trop courte (un trimestre ou moins) ou trop longue, elle ne peut constituer une variable informationnelle.

Le cadre d'analyse est en apparence similaire à la démarche de la politique monétaire fondée sur un objectif intermédiaire. En effet, comme dans cette dernière, il s'agit de faire évoluer le contrôle monétaire dans un contexte dynamique où les retards de comportement et les retards économiques – retards qui laissent apparaître des délais de transmission plus ou moins aléatoires – ne permettent pas d'établir une relation fiable et directe entre les objectifs finals et les instruments de la politique monétaire. Cependant, l'introduction des variables informationnelles se différencie de la démarche précédente sur un point essentiel : l'identification d'une causalité entre les objectifs finals et les variables informationnelles n'est plus nécessaire. Friedman et Kuttner (1992) vont même jusqu'à considérer que n'importe quelle forme de causalité apparente – qu'elle soit effective, inverse ou fallacieuse – constitue une source d'information exploitable. Friedman écrivait, dès 1988, que « *ce qui importe est simplement le fait de savoir si les mouvements de quelques variables-quantité financières transportent de l'information à propos des mouvements futurs du revenu ou des prix, cette information n'étant pas déjà contenue dans les mouvements observés du revenu ou des prix eux-mêmes* » (1988 : p.442). Cette absence de nécessaire causalité laisse une large place au « jugement et à la discrétion » selon l'expression de Friedman (1994b). On en déduit une autre différence entre variable informationnelle et objectif intermédiaire : alors que ce dernier conduit à une conception quantitative de la politique monétaire (toute variation non anticipée implique une manipulation des instruments), la première est fondée sur une approche qualitative (par absence de modification automatique des instruments).

Ainsi, les autorités monétaires sont-elles conduites à utiliser toutes les sources d'information jugées pertinentes pour anticiper l'inflation. A cette fin, elles peuvent recourir simultanément à différentes approches (Freedman, 1996) : modèles structurels, modèles VAR non structurel, enquêtes sur les anticipations d'inflation des agents privés et jugements de prévisionnistes. La diversité de ces approches illustre le fait que les facteurs de tensions inflationnistes ne sont pas clairement identifiés par l'analyse économique, d'où l'idée de recourir à une gamme étendue de techniques d'extraction de l'information afin de prévoir l'inflation future. On

retrouve toujours l'idée fondamentale selon laquelle, si les causalités ne sont pas essentielles, il n'en demeure pas moins que la variable informationnelle a pour fonction cardinale de permettre aux autorités monétaires de percevoir les mouvements contemporains ou anticipés de l'inflation afin de faire jouer leur politique de stabilisation.

## II. L'utilisation de la courbe des rendements et de la structure des taux d'intérêt pour prévoir l'inflation : les apports de l'équation de Fisher

La relation taux d'intérêt - anticipation de l'inflation a fait l'objet d'une abondante littérature. Trois types de travaux nous paraissent particulièrement importants : (i) ceux issus des tests économétriques d'essence a-théorique ; (ii) ceux issus de la théorie des anticipations (notamment Frankel 1982 et Frankel Lown 1994) ; (iii) ceux issus de l'équation de Fisher. Après avoir brièvement rappelé les principaux résultats des deux premières approches, nous développons l'analyse fondée sur l'équation de Fisher.

- Approche a-théorique et théorie des anticipations

Baumgartner et Ramaswamy (1996) pour le Royaume-Uni et Baumgartner, Ramaswamy et Zettergen (1997) pour la Suède utilisent des VAR non structurels pour déterminer le contenu en informations de certaines variables macroéconomiques.

Dans une première étape, ils cherchent à déterminer le contenu en information en utilisant des tests de causalité à la Granger et des décompositions de variance. Les tests de causalité permettent d'établir une relation entre les variables objectifs et les variables indicateurs sans présupposer pour autant qu'il existe des liens structurels entre elles. L'hypothèse nulle d'absence de causalité à la Granger est estimée à l'aide du test de F. Les décompositions de variance permettent de voir en quoi une variable supposée informationnelle explique ou non l'erreur de prévision (en fait sa variance) sur la variable objectif. Ces différents tests sont effectués avec des spécifications bi-variées de la forme :

$$(1) \quad \Delta X_t = \alpha(L)\Delta X_{t-1} + \beta(L)\Delta Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

avec X le vecteur des objectifs finals de la politique monétaire et Y le vecteur des variables indicateurs. L est l'opérateur de retard ;

et des spécifications multi-variées de la forme :

$$(2) \quad \Delta X_t = \alpha(L)\Delta X_{t-1} + \beta(L)\Delta Z_{t-1} + \phi(L)\Delta Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

avec  $X$  et  $Y$  comme définis précédemment, et  $Z$  le vecteur des variables de contrôle susceptibles de contenir une information sur les variables objectifs. Il s'agit pour les variables prix du déflateur du PIB et des termes de l'échange.

Dans la perspective adoptée par Sims, une variable aura un contenu informationnel sur les prix si elle contient des informations supplémentaires sur les mouvements futurs des prix à celles déjà contenues dans les mouvements des prix eux-mêmes. Les régression (3) et (4) expliquent les valeurs courantes de l'objectif final par ses valeurs retardées, mais aussi par les valeurs retardées d'un certain nombre de variables macroéconomiques.

Le fait qu'une variable ait un contenu informationnel sur l'inflation future ne suffit pas à garantir son utilité pour la politique monétaire. En effet, compte tenu des délais entre la manipulation des instruments et la variation effective de l'objectif final, il est nécessaire que le contenu informationnel des variables sélectionnées soit perçu suffisamment en avance par rapport à l'observation de cet objectif. On introduit donc une dimension temporelle dans la recherche des variables informationnelles. C'est la seconde étape de la démarche adoptée. A cette fin, les approches non structurelles étudient la réponse de la variable objectif aux innovations sur les variables indicateurs. Il s'agit de déterminer si la variable informationnelle prédit l'inflation suffisamment loin dans le futur pour être une source pertinente d'information dans le cadre de la conduite de la politique monétaire.

Quels sont les principaux résultats de ces tests du point de vue de la relation taux d'intérêt - anticipation d'inflation ?

Selon Baumgartner et Ramaswamy (1996) les taux longs britanniques (mesurés ici par les rendements des titres privés à 25 ans et les obligations de première qualité (*gilts*) à 10 ans et 20 ans) ont un contenu en information. Les innovations sur ces taux montrent que cette information est opératoire pour les autorités monétaires (pic entre 5 et 6 trimestres). Si les taux courts (taux de base, taux interbancaire et taux des bons du Trésor à 3 mois) ont un certain contenu informationnel au sens de Granger (mais pour des retards très supérieurs à un agrégat monétaire étroit), cette information ne peut être utilisée comme le montre la procédure des chocs : l'impact maximum sur l'inflation se manifeste au bout de trois trimestres, délais trop court à l'échelle de la politique monétaire. Pour la Suède, Baumgartner, Ramaswamy et Zettergen (1997) montrent que, les taux d'intérêt à court terme (bons du Trésor à 3 mois) et à moyen terme (obligations d'Etat à 5 ans) causent au sens de Granger l'inflation, leur pouvoir prédictif a un horizon temporel trop réduit pour être utilisable par les autorités monétaires.

Selon la théorie des anticipations, le taux d'intérêt long est une moyenne des taux courts futurs anticipés à laquelle on ajoute une prime de risque supposée

indépendante du temps. Frankel (1982) et Frankel - Lown (1994) utilisent cette approche théorique pour relier les taux longs aux anticipations d'inflation. Ils proposent à cette fin le principe suivant : pour une maturité donnée, le taux d'intérêt s'interprète comme la moyenne pondérée d'un taux d'intérêt instantané à court terme supposé sensible aux tensions de la politique monétaire courante et d'un taux d'intérêt infini à long terme dépendant uniquement du taux d'inflation anticipé. Autrement dit, à long terme, les taux courts évoluent de concert avec l'inflation de longue période. Comme le soulignent Jondeau et Sédillot (1998), le principe établi par Frankel repose sur deux hypothèses : d'une part, le taux long reflète l'évolution des taux courts futurs anticipés et, d'autre part, les agents économiques anticipent que le taux d'inflation lié à l'état stationnaire est progressivement incorporé dans les taux nominaux. Frankel (1982) et Frankel - Lown (1994) ont testé cette relation sur longue période pour les Etats-Unis et concluent à la pertinence de leur approche. Jondeau et Sédillot (1998) l'ont testé pour la France et l'Allemagne, mais avec des résultats mitigés.

C'est la raison pour laquelle l'approche fondée sur l'équation de Fisher nous paraît demeurer la plus pertinente et, surtout, la plus applicable empiriquement.

- L'équation de Fisher

L'équation de Fisher établit un lien entre la formation du taux d'intérêt et l'anticipation de l'inflation. Elle spécifie en effet que le taux d'intérêt nominal de période en période s'ajuste en fonction de l'inflation anticipée. Une autre manière de la présenter est de considérer que l'inflation anticipée pour  $m$  périodes est égale au taux d'intérêt nominal de la période  $m$  moins le taux réel de la période  $m$ , soit :

$$(3) \quad E_t \pi^m = i_t^m - r_t^m$$

avec  $E_t$  l'opérateur d'anticipation à  $t$ ,  $\pi_t^m$  le taux d'inflation de  $t$  à  $t+m$ ,  $i_t^m$  le taux d'intérêt nominal à  $t$  pour un titre de maturité  $m$  et  $r_t^m$  le taux d'intérêt réel ex ante à  $t$  pour un titre de maturité  $m$ , c'est-à-dire le taux de rendement réel pour un titre de maturité  $m$  à  $t$  pour  $t+m$ .

En termes de changement d'inflation (Mishkin 1990), l'équation de Fisher explique que la variation de l'inflation entre une période future  $m$  et la période  $n$  ( $\pi_t^m - \pi_t^n$ ) doit être égale à la différence entre le taux d'intérêt à  $m$  et le taux d'intérêt à  $n$  – soit ( $i_t^m - i_t^n$ ) – qui n'est autre que la structure par terme des taux d'intérêt (dit aussi spread ou pente de la courbe des rendements). Au sens strict, la relation de Fisher implique la constance du taux d'intérêt réel. Ce type d'approche a servi de cadre d'analyse pour estimer la capacité de la structure par terme des taux d'intérêt à prévoir l'inflation. En termes de variable informationnelle, les autorités monétaires pourront obtenir des informations sur l'inflation future dans la mesure où, l'équation de Fisher

étant vérifiée, une courbe des taux descendante reflète l'anticipation d'une baisse du taux d'inflation alors qu'une pente ascendante et raide reflète l'anticipation d'un taux croissant d'inflation.

Mishkin (1990) et Estrella - Mishkin (1995) testent cette approche informationnelle à partir de la régression suivante :

$$(4) \quad \pi_t^m - \pi_t^n = \alpha_{m,n} + \beta_{m,n} [i_t^m - i_t^n] + \eta_t^{m,n}$$

avec  $\alpha$  la différence entre les taux réels moyens correspondants (soit  $\bar{r}^n - \bar{r}^m$ ) et  $\eta$  les bruits des prévisions d'inflation plus les variations des taux réels autour de leurs moyennes.

Lorsque l'équation de Fisher est vérifiée strictement,  $b_{m,n} = 1$ . Autrement dit, pour que la structure par terme contienne de l'information sur l'inflation future, il faut que  $b_{m,n}$  soit significativement différent de zéro et proche de 1. Le coefficient  $b_{m,n}$  s'interprète en effet comme un estimateur de l'intensité du contenu en information présente dans la pente de la structure par terme des taux d'intérêt nominaux à propos des variations de l'inflation future. Un  $b_{m,n}$  statistiquement différent de zéro signifie, d'une part, que la pente contient une information significative concernant les variations à venir de l'inflation et, d'autre part, que les pentes de la structure des taux nominaux et de celle des taux réels n'évoluent pas de manière strictement proportionnelle. Un  $b_{m,n}$  statistiquement différent de un implique, d'une part, que la pente de la structure des taux réels n'est pas constante au cours du temps et, d'autre part, que la structure des taux nominaux a un contenu informationnel concernant les taux réels.

Mishkin (1990) teste la régression (6) pour les Etats-Unis sur la période février 1964 / décembre 1986 ; les spreads de taux sont calculés sur la base de taux des bons du Trésor de 1 à 12 mois. Lorsque les maturités sont courtes (de 1 à 6 mois), la structure des taux a un faible pouvoir prédictif des changements futurs de l'inflation. En conséquence, il apparaît que la plupart des variations dans la pente de la structure des taux d'intérêt reflète, non pas des modifications dans les anticipations d'inflation, mais des changements dans la pente de la structure des taux d'intérêt réels. Le pouvoir prédictif s'accroît significativement pour des maturités plus longues (de 9 à 12 mois), les  $b_{12,6}$  et  $b_{12,9}$  étant proches de 1 et significativement différent de zéro. Estrella et Mishkin (1995) ont étendu ces résultats sur la période 1973-1995 pour l'Allemagne, la France, l'Italie, le Royaume-Uni et les Etats-Unis. S'ils confirment que les maturités courtes ont un faible pouvoir prédictif, ils montrent que pour des horizons éloignés (le spread testé étant un taux d'intérêt à 10 ans moins un taux à 3 mois) le pouvoir prédictif du spread est très important. En moyenne, le spread

anticipe l'inflation sur un horizon de 3 à 5 ans, ce qui est supérieur à l'horizon de prévision pour l'activité (1 à 2 ans)<sup>5</sup>).

Day et Lange (1997) arrivent, dans le cas du Canada au cours de la période 1967 – 1993 à des conclusions similaires. Ils montrent en effet que la structure des taux d'intérêt a un contenu informationnel significatif concernant l'inflation à moyen terme, mais que, pour des horizons inférieurs à un an, il existe des chocs réels qui modifient la relation de Fisher de manière temporaire.

Les résultats précédents tendent à montrer que la relation de Fisher au sens strict – reposant sur la constance du taux d'intérêt réel – n'est pas vérifiée empiriquement. Ce constat a donné lieu à d'autres types de travaux qui cherchent à identifier plus précisément les dynamiques des taux d'intérêt impliquées par la relation de Fisher constatée empiriquement.

Mehra (1994) analyse, dans le cas américain sur données trimestrielles au cours de la période 1955-I – 1993-IV, les déterminants des taux longs nominaux appréhendés par les obligations d'Etat. Trois composantes des taux longs sont distinguées : (i) une composante réelle, estimée, dans une optique fonds prêtables, par les déficits publics ; (ii) une composante reflétant les anticipations d'inflation et (iii) une composante tenant compte des impulsions de la politique monétaire (appréhendées à travers les taux des fonds fédéraux). Afin de tenir compte de la probable non vérification de la relation de Fisher à court terme, Mehra utilise une stratégie de tests fondée sur la cointégration et la correction d'erreur. Il peut ainsi distinguer entre les déterminants de long terme et de court terme des taux nominaux longs. Cinq résultats nous paraissent particulièrement importants.

Premièrement, les taux longs sont cointégrés avec l'inflation courante ou anticipée et avec les déficits publics, mais non avec les fonds fédéraux. La politique monétaire n'a donc pas d'effet de long terme sur les taux nominaux longs. En deuxième lieu, les relations de long terme entre les taux nominaux, l'inflation et les déficits publics sont conformes à l'intuition : les taux s'accroissent avec les deux dernières variables. Troisièmement, les taux nominaux ne s'ajustent pas exactement à l'inflation. Les résultats de Mehra montrent en effet qu'un accroissement de l'inflation de un point conduit à long terme à une augmentation des taux nominaux de 60 à 80 points de base<sup>6</sup>. En quatrième lieu, lorsque la cointégration est testée à partir de l'hypothèse d'une relation de Fisher au sens strict, l'effet de la variable déficit disparaît. Ce résultat tend à suggérer que, contrairement à une optique fonds prêtables où le déficit exerce une influence sur la composante réelle des taux longs, les déficits

---

<sup>5</sup>.- Pour l'Allemagne et les Etats-Unis, l'horizon est de 5 ans ; pour l'Italie et le Royaume-Uni respectivement 9 - 12 mois et 12 - 13 mois. Le spread n'est pas significatif pour la France.

<sup>6</sup>.- Un accroissement de un point du ratio déficit public / PIB induit une augmentation des taux longs de 40 à 80 points de base.

accroissent les taux longs via leur effet positif sur l'inflation anticipée. Ainsi, un accroissement des déficits engendrerait des anticipations croissantes d'inflation d'où résulterait des tensions sur les taux longs. Enfin, la dynamique de court terme montre qu'une augmentation d'un point de l'inflation accroît le taux long de 30 à 60 points de base et qu'une élévation de un point des fonds fédéraux exerce une tension à la hausse du taux long de 14 à 35 points de base. L'utilisation du modèle à correction d'erreur montre - en précisant la dynamique de court terme - que la relation de Fisher n'est pas vérifiées à court terme.

L'étude de St-Amant (1996) constitue une systématisation de la distinction entre un effet Fisher de court terme et un effet Fisher de long terme. Si le premier correspond à la relation de Fisher au sens strict puisqu'elle exige la constance du taux réel, la relation de long terme repose sur une condition moins restrictive : la stationnarité du taux réel<sup>7</sup>. L'auteur utilise la méthodologie de Blanchard et Quah pour décomposer les taux d'intérêt nominaux américains entre une composante inflation anticipée - correspondant à la relation de Fisher - et une composante taux d'intérêt réel *ex ante*. Cette méthodologie consiste à estimer un modèle VAR structurel et à identifier différents types de chocs sur la base d'hypothèses de long terme sur la structure de l'économie étudiée. Dans une perspective fishérienne, St-Amant pose comme restriction de long terme que les chocs d'inflation anticipée ont un effet permanent sur les taux d'intérêt alors que les chocs de taux d'intérêts réels ont un effet temporaire. Dans le cas contraire, l'hypothèse minimale de stationnarité des taux réels ne serait pas vérifiée. Le modèle est testé sur la période février 1957 - juin 1995 en considérant les taux des titres d'Etat américain à un an et à dix ans. Les estimations obtenues montrent que les changements dans l'inflation anticipée et dans les taux réels *ex ante* sont tous deux significatifs pour expliquer les fluctuations des taux nominaux. Cependant, l'analyse des réponses des taux nominaux aux innovations sur les taux réels montre que, si leurs effets sont importants à court terme, ils s'estompent dans les deux années suivantes. Enfin, les décompositions de variance permettent de distinguer les périodes dans lesquelles les taux nominaux sont particulièrement, affectées par des chocs sur l'inflation anticipée ou sur les taux réels. A ce niveau, les résultats obtenus par St-Amant - confirmés par d'autres travaux (Ireland, 1996) - suggèrent que l'inflation anticipée explique le mieux les hausses des taux nominaux dans les années 70 et au début des années 80 (chocs pétroliers) alors que les changements dans les taux réels *ex ante* apparaissent comme la variable la plus significative en 1994 - 1995.

---

<sup>7</sup>.- Il convient de noter la proximité entre cette version relaxée de la relation de Fisher et l'interprétation de la parité des pouvoirs d'achat qui repose désormais sur l'hypothèse de la stationnarité du taux de change réel.

L'utilité de ces résultats pour la banque centrale est strictement limitée à la dimension indicateur avancé de la structure des taux. En effet, si l'horizon de prévision est satisfaisant d'un point de vue opérateur, la stabilité de la relation entre le spread et l'inflation future n'est pas suffisante pour que les autorités monétaires puissent donner à ce spread un rôle plus formel dans la conduite de la politique monétaire. Mishkin (1990) avait déjà mis en évidence ce résultat en montrant que le coefficient  $b$  est sensible à la variabilité de l'inflation future anticipée et aux pentes de la structure par terme réel. Dans cette perspective, conduire une politique monétaire à partir de la structure des taux modifierait sa capacité prédictive de l'inflation future.

Engsted (1995) cherche à déterminer si le spread entre le taux d'intérêt à long terme et le taux d'inflation sur une période a un pouvoir prédictif de l'inflation future. Le spread s'écrit :

$$(5) \quad S_t = R_t - b\pi_t$$

Sur des données trimestrielles entre 1962-I et 1993-II et pour quelques pays de l'OCDE, Engsted (1995) montre que  $S_t$  cause au sens de Granger la variation de l'inflation, le coefficient  $b$  étant significativement positif<sup>8</sup>. Les résultats pour le Japon, le Danemark, la Suède, la Suisse et le Royaume-Uni sont très favorables à une version stricte de l'équation de Fisher. Ils montrent en effet qu'un accroissement (une baisse) du spread prédit de manière significative une augmentation (un recul) du taux future d'inflation pour une période. La vérification de l'équation de Fisher est beaucoup moins bonne pour le Canada, les Etats-Unis, l'Australie, la France et l'Italie. La Belgique, l'Allemagne et l'Irlande sont des cas intermédiaires.

Mehra (1994) obtient des résultats mitigés à propos de l'utilité de la structure des taux d'intérêt pour les autorités monétaires. En effet, il constate que son estimation des taux nominaux longs ne permet pas de rendre compte d'importantes fluctuations à court terme de ces taux. Ainsi, les résultats sur la période 1979-I – 1994-II suggèrent qu'il existe des fluctuations à court terme des déterminants de long terme des taux nominaux, notamment de l'inflation anticipée. Plus précisément, les variations des taux nominaux au cours de cette période pourraient s'expliquer en partie par une réponse de ceux-ci à une anticipation de l'inflation à court terme, même si l'inflation à long terme reste stable. Cependant, Mehra souligne que son estimation des taux nominaux longs a de meilleures performances en termes de prévision un an en avance de l'inflation qu'un modèle simple des taux longs de type AR (8) : l'erreur de prédiction moyenne est inférieure dans le premier modèle par rapport au second.

---

<sup>8</sup>.- Après avoir effectué les tests de stationnarité habituels des séries, des tests de cointégration entre l'inflation et le spread et utilisé un modèle VAR. Les exceptions à ce résultat sont le Canada, l'Australie, la Belgique, la France et l'Italie.



Day et Lange (1997), constatant eux aussi une instabilité des coefficients dans certaines périodes spécifiques – tels les chocs pétroliers – considèrent qu’il existe des chocs non anticipés qui ne peuvent être incorporés dans la structure des taux d’intérêt. La question qui se pose alors est celle de savoir si les autorités monétaires peuvent utiliser cette structure des taux comme variable informationnelle. Une manière de répondre à cette question est d’essayer de déterminer si d’autres variables interviennent dans l’évolution des taux nominaux, perturbant ainsi la relation de ces derniers avec les changements de l’inflation. Dans un premier temps, les auteurs intègrent les erreurs de prévision faites par les agents économiques : la différence entre la structure des taux nominaux et les variations de l’inflation pourrait résulter d’une non prise en compte de l’ensemble des informations concernant l’inflation. L’équation de la structure des taux d’intérêt est d’abord complétée par la prise en compte du niveau courant de l’inflation :

$$(6) \quad \pi_{k,t} - \pi_{1,t} = \alpha_k + \beta_k (i_{k,t} - i_{1,t}) + \gamma_k \pi_t + \varepsilon_{k,t}$$

Les estimations de (8) indiquent que le niveau courant de l’inflation contient d’importantes informations à propos du changement de l’inflation à moyen terme, information non prise en compte dans le spread (les  $\bar{R}^2$  sont plus élevés). Ensuite, Day et Lange intègrent dans leur régression les erreurs d’anticipation :

$$(7) \quad \pi_{k,t} - \pi_{1,t} = \alpha_k + \beta_k (i_{k,t} - i_{1,t}) + \gamma_k e_{k,t-k} + \varepsilon_{k,t}$$

Il apparaît que l’information contenue dans l’erreur de prévision accroît le pouvoir prédictif à des horizons de trois et quatre ans de la structure des taux d’intérêt de près de 50 %.

Dans un deuxième temps, Day et Lange cherchent à déterminer si des variables financières ou réelles permettent d’améliorer le pouvoir prédictif de la structure des taux d’intérêt. Les auteurs prennent en compte des agrégats de monnaie, l’indice de la bourse de Toronto, l’indice des prix de la Banque du Canada et un écart de production (output gap), deux variables susceptibles d’influencer l’inflation. La régression testée est la suivante :

$$(8) \quad \pi_{k,t} - \pi_{1,t} = \alpha_k + \beta_k (i_{k,t} - i_{1,t}) + \sum_j \gamma_{k,j} (Z_{j,t} - Z_{j,t-p}) + \varepsilon_{k,t}$$

avec  $Z$  les variables monétaires et réelles. Il convient de noter que ces variables sont intégrées en différences puisque l’on cherche à prévoir l’inflation  $k$  années en avance relativement au taux d’inflation un an en avance. L’intégration de ces nouvelles variables ne remet pas en cause le pouvoir prédictif de la structure des taux d’intérêt, suggérant que l’information qu’elle contient est unique. Cependant, les estimations des régressions sont améliorées par ces variables indicatrices de l’inflation.

Enfin, dans un dernier temps, Day et Lange effectuent des prévisions en dehors de l'échantillon. Les erreurs moyennes sont moins importantes depuis les années 80 par rapport aux estimations sur l'ensemble de la période considérée (1967 - 1995). On retrouve ici l'impact des chocs non anticipés qu'ont été les chocs pétroliers. Surtout, l'intégration d'autres variables que la structure des taux d'intérêt n'améliore pas la performance des prédictions de l'inflation.

Au total, les estimations de ces différents travaux tendent à montrer que la structure des taux est un prédicteur significatif de l'inflation future. A ce titre, ils semblent devoir être surveillés par les autorités monétaires. Ces résultats confirment le bien fondé de l'utilisation des spreads de taux pour prévoir l'inflation dans une perspective fishérienne.

### **Conclusion**

Les limites des politiques monétaires fondées sur des objectifs intermédiaires (agrégats de monnaie et/ou taux de change) ont été très tôt soulignées par Benjamin Friedman (1975 et 1990). Si ces limites sont longtemps demeurées cantonnées dans les débats théoriques, elles ont pris un contenu opératoire lorsqu'au début des années 90 certaines banques centrales ont renoncé à conduire leur politique monétaire fondée sur des objectifs intermédiaires. La détermination d'une cible directe d'inflation a modifié de manière significative la manière d'appréhender la politique monétaire. En effet, les autorités monétaires doivent désormais élaborer un processus décisionnel incorporant une large gamme d'informations, et non plus seulement la surveillance d'une ou deux variables objectifs, et exploitant cette information par des ré-examens fréquents de la conduite de la politique monétaire<sup>9</sup>. Les nombreux tests effectués dans les pays à cible directe d'inflation montrent qu'il existe des variables ayant un contenu en information sur l'inflation future.

---

<sup>9</sup>.- Ce que Friedman (1994b) appelle respectivement une conception "*inclusive*" et "*intensive*" de l'utilisation des informations.

2<sup>ème</sup> partie :

**TAUX D'INTERET ET ANTICIPATION D'INFLATION**  
**Une analyse fisherienne des politiques monétaires**  
**de cible d'inflation\***

Les différents travaux analysés en première partie tendent à montrer que les taux d'intérêt ou la structure des taux sont des prédicteurs significatifs de l'inflation future. Peut-on étendre cette conclusion cas de la France ?

Nous allons, dans un premier temps, préciser le modèle testé, puis, dans un deuxième temps, les données utilisées, avant de présenter, dans un troisième temps, les résultats.

### I. Le modèle

Afin de déterminer le contenu en information des taux d'intérêt nominaux, nous nous appuyons sur l'équation de Fisher dans sa forme traditionnelle (cf. équation 2 de la première partie).

D'après Mishkin (1992), s'il y a effet Fisher à long terme, le taux d'intérêt réel *ex ante*  $r_{t,m}$  est stationnaire, autrement dit  $I(0)$ , et non strictement constant ; la constance étant une hypothèse plus lourde caractéristique de l'effet Fisher à court terme. Cela implique que le taux nominal subit des chocs permanents d'anticipation d'inflation et que les chocs de taux réel ne sont que transitoires et disparaissent à long terme. On peut en inférer que le taux d'intérêt nominal  $i$  et l'anticipation du taux d'inflation  $E(\pi)$  sont CI (1, -1).

L'erreur d'anticipation est :

$$(9) \quad \varepsilon_{t,m} = \pi_{t,m} - E(\pi)_{t,m}$$

avec :

$\pi_{t,m}$  : taux d'inflation moyen réalisé sur la période  $t, t + m$

D'où :

---

\* Origine de cette partie : Jean-Pierre Allégret, Jean-François Goux, septembre 1999

$$(10) \quad \underline{r}_{t,m} = i_{t,m} - \pi_{t,m} = r_{t,m} - \varepsilon_{t,m}$$

avec :

$\underline{r}_{t,m}$  : taux d'intérêt réel *ex post* sur la période  $t, t + m$

Si les anticipations sont rationnelles, on peut en déduire que l'erreur d'anticipation  $\varepsilon_{t,m}$  est stationnaire, c'est-à-dire  $I(0)$ . Dans ce cas, si l'on considère qu'il y a effet Fisher à long terme,  $r_{t,m}$  est  $I(0)$ , et donc on peut en déduire, d'après l'équation (10), que  $i$  et  $\pi$  sont  $CI(1, -1)$ . Ce point est facile à vérifier. Mais on peut déjà avoir des doutes. Artus (1996) montre que dans de nombreux pays, pour la période 1976-1996, les taux d'intérêt réels sont négativement corrélés avec le taux d'inflation. Une telle affirmation était déjà présente chez Mishkin (1992) et également chez Day et Lange (1996). Cependant, Engsted (1995), sur une période plus ancienne, aboutit à une conclusion plus mitigée, en particulier dans le cas de la France.

On peut également, à la suite d'Engsted (1995), prendre en considération le *spread*  $S_{t,m}$  entre  $i_{t,m}$  et  $\pi_{t,m}$  avec la relation suivante<sup>10</sup> :

$$(11) \quad S_{t,m} = i_{t,m} - b\pi_{t,m}$$

Si le *spread*  $S_{t,m}$  est  $I(0)$  et si  $i_{t,m}$  et  $\pi_{t,m}$  sont de nature  $I(1)$ , le taux d'intérêt nominal et le taux d'inflation sont alors co-intégrés avec un vecteur cointégrant  $(1, -b)$ . Le coefficient  $b$ , qui représente alors le degré d'inertie des prix, n'est pas obligatoirement proche de 1. Nous vérifierons ce résultat<sup>11</sup>, moins contraignant que le précédent puisqu'il n'impose pas les valeurs du vecteur co-intégrant ; il reste cependant soumis à de fortes hypothèses.

On peut enfin abandonner l'hypothèse d'information parfaite au profit de celle, proposée par la Nouvelle école classique, d'information incomplète. Les individus n'ont plus une connaissance parfaite et instantanée des mouvements de prix. Ils ne connaissent bien que des nouvelles (*news*) accumulées portant sur les prix. Nous proposons d'utiliser, comme indicateur de ces *news*, le prix du pétrole, suivant en

---

<sup>10</sup> La symbolisation des variables a été modifiée afin d'uniformiser les termes employés.

<sup>11</sup> Sur des données trimestrielles entre 1962-I et 1993-II et pour quelques pays de l'OCDE, Engsted (1995) montre que  $S_t$  cause au sens de Granger la variation de l'inflation, le coefficient  $b$  étant significativement positif. Les résultats pour le Japon, le Danemark, la Suède, la Suisse et le Royaume-Uni sont très favorables à une version stricte de l'équation de Fisher. Ils montrent en effet qu'un accroissement (une baisse) du *spread* prédit de manière significative une augmentation (un recul) du taux futur d'inflation pour une période. La vérification de l'équation de Fisher est beaucoup moins bonne pour le Canada, les Etats-Unis, l'Australie, la France et l'Italie. La Belgique, l'Allemagne et l'Irlande sont des cas intermédiaires.

cela une intuition de Johansen et Juselius (1992) et Hansen et Juselius (1995) qui considèrent que les variations de ce prix sont à l'origine de chocs permanents.

Les agents économiques font des anticipations rationnelles à partir de deux éléments d'information : les *news* (N) et l'anticipation rationnelle *a priori* du taux d'inflation  $E(\pi)_{t,m}$ . Cela les amène à réviser leurs anticipations de la manière suivante :

$$(12) \quad \pi^e_{t,m} = \theta \pi(N) + (1 - \theta) E(\pi)_{t,m}$$

où :

$\pi^e_{t,m}$  est l'anticipation rationnelle *a posteriori* du taux d'inflation

$\pi(N)$  est l'anticipation d'inflation induite par les chocs de prix du pétrole

$\theta$ , compris entre 0 et 1, dépend de la situation économique générale, du contexte plus ou moins instable, de l'apprentissage des agents économiques, etc.

On peut simplifier l'écriture précédente en retenant une forme simple pour la fonction  $\pi(N)$ , du type  $\pi(N) = cN$ . D'où :

$$(13) \quad \pi^e_{t,m} = \theta cN_t + (1 - \theta) E(\pi)_{t,m}$$

Le coefficient  $c$  n'a pas d'interprétation particulière, il sert simplement à harmoniser les échelles de mesure. On notera qu'en raison de ce choc de prix permanent et de l'imperfection des anticipations, le taux d'intérêt réel *ex post* peut différer durablement du taux *ex ante* et que le premier n'est donc pas forcément stationnaire, au contraire même.

L'équation de Fisher prend alors la forme suivante :

$$(14) \quad i_{t,m} = r_{t,m} + \pi^e_{t,m}$$

que l'on peut écrire, en tenant compte de (13) et de (9) :

$$(15) \quad i_{t,m} = r_{t,m} + \theta cN_t - (1 - \theta) \varepsilon_{t,m} + (1 - \theta) \pi_{t,m}$$

Comme par hypothèse  $r_{t,m}$  et  $\varepsilon_{t,m}$  sont  $I(0)$ , on peut en déduire que le taux d'intérêt nominal, le prix du pétrole et le taux d'inflation sont co-intégrés avec un vecteur de co-intégration  $(1, -\theta c, \theta - 1)$ . Nous vérifierons également la pertinence de ce modèle à trois variables.

## II. Les données

L'étude porte sur la période 1970 - I à 1997 - III. Toutes les données sont trimestrielles.

Le taux d'inflation est mesuré par la variation en glissement annuel de l'indice des prix à la consommation, CVS. Il est I(1) comme le montre le tableau 1 ; l'indice des prix serait alors I(2). On peut cependant suspecter l'existence d'une rupture dans la série (Goux, 1997). Dans ce cas, le taux d'inflation serait stationnaire autour d'une constante différente selon la période. Conformément aux critiques de Perron (1989), il est certain que ce changement dans le niveau de la constante biaise les résultats en faveur de l'hypothèse de racine unitaire. A la suite de cela, dans une précédente étude, nous avons considéré le taux d'inflation comme stationnaire autour d'une constante comportant une rupture de niveau. L'origine de cette rupture ne posait pas de problèmes puisqu'elle était imposée a priori. Il n'en est pas de même dans la présente recherche où elle n'est pas déterminée de manière totalement exogène. Plutôt que d'imposer une ou plusieurs dates de rupture *ad hoc*, nous considérons que la présence du prix du pétrole permet de tenir compte de manière satisfaisante de ce changement dans le rythme de l'inflation et joue ainsi le même rôle qu'une constante avec changement de niveau.

Le taux d'intérêt nominal est : soit un taux à court terme, comme le taux du marché monétaire, au jour le jour (ij)<sup>12</sup>, ou le TIOP 3 mois (is), soit un taux à long terme, comme le taux de rendement à l'émission des obligations de première catégorie (il). Le taux au jour le jour (ij) et le taux court (is) comportent une racine unitaire I(1). Le taux long (il) est également I(1), confirmant donc la présence d'une racine unitaire au niveau du taux court si l'on admet un *spread* stationnaire. Le taux d'intérêt réel *ex post* (rj ou rs ou rl), défini comme le taux nominal moins le taux d'inflation, est I(1) dans tous les cas<sup>13</sup>.

Le prix du pétrole (poil) est le prix international en dollars du baril de brut<sup>14</sup>. Il est également de nature I(1).

---

<sup>12</sup> Le taux retenu est la moyenne mensuelle (TMM ou son équivalent) du taux au jour le jour (TMP depuis 1986) pratiqué sur le marché interbancaire - ou monétaire avant les réformes de 1986 - dans le cadre de pensions entre banques contre effets privés sous dossier. Sources : *bulletins statistiques* et *bulletins trimestriels de la Banque de France*.

<sup>13</sup> Il est cependant stationnaire sur la période 1970 - 1981.

<sup>14</sup> sources : pour la période 1970 I - 1987-II : Hansen et Juselius (1995) ; pour la période 1987 III -1997 III :

tableau 1 : la stationnarité des variables

variable	ADF	tests joints (F)			trend = 0	c = 0	concl.
	t	psi 1	psi 2	psi 3	t	t	
$\pi$ (1)	-2,44(-3,41)			4,24(6,25)			
70 - 97	-0,45(-2,86)	0,25(4,59)					I(1)
	-0,70(-1,95)						
poil (2)	-1,86(-3,41)			2,69(6,25)			
	-1,76(-2,86)	1,65(4,59)					
	-0,39(-1,95)						I(1)
ij (1)	-1,83(-3,41)			1,86(6,25)			
70 - 97	-1,84(-2,86)	1,74(4,59)					I(1)
	-0,80(-1,95)						
rj (1)	-2,71(-3,41)			3,69(6,25)			
70 - 97	-1,70(-2,86)	1,48(4,59)					I(1)
	-1,09(-1,95)						
is (1)	-1,59 (-3,41)			1,69 (6,25)			
70 - 97	-1,35(-2,86)	1,06(4,89)					I(1)
	-0,91(-1,95)						
rs (1)	-2,07(-3,41)			2,23(6,25)			
70 - 97	-1,74(-2,86)	1,52(4,59)					I(1)
	-1,19(-1,95)						
il (1)	-1,07(-3,49)			2,27(6,25)			
70 - 97	-0,44(-2,86)	0,25(4,59)					I(1)
	-0,64(-1,95)						
rl (1)	-2,40 (-3,41)			3,63 (6,25)			
72 - 95	-1,87(-2,86)	1,75 (4,59)					I(1)
	-0,46 (-1,95)						

Note. : Nous avons utilisé la version la plus complète du test ADF de Dickey et Fuller (1981) comportant la vérification des hypothèses jointes sur la constante et le trend, selon la procédure proposée par Holden et Perman (1994). La présentation du détail de ces procédures dépassant le cadre de cet article, le lecteur est prié de se reporter aux références citées. Notons seulement que le test de l'hypothèse jointe est un F appliqué aux hypothèses : psi1 : (alpha, rho)=(0,1), psi 2 : (alpha, bêta, rho)=(0,0,1) et psi3 : (alpha,bêta, rho)=(alpha,0,1). Ces tests ont été effectués d'après une procédure RATS mise au point par Paco Goerlich. Le nombre de périodes de retard pris en compte est indiqué entre parenthèses à la suite du nom de la variable testée, il correspond à la médiane des tests AIC, BIC, LM, LB. Les autres chiffres entre parenthèses indiquent la valeur critique du test. Le risque, lorsqu'il n'est pas indiqué, est de 5 %.

### III. Les résultats

Nous allons d'abord choisir le modèle le plus pertinent parmi les trois solutions retenues, puis l'estimer de manière plus précise, avant de mesurer les délais d'anticipation afin de vérifier s'ils sont compatibles avec les contraintes d'efficacité de la politique monétaire.

#### III. 1 La détermination du modèle

Le premier résultat notable, issu du tableau précédent, est la non stationnarité des taux d'intérêt réels *ex post*, quel que soit le terme retenu. Le graphique 4 en annexe confirme ce résultat ainsi que la corrélation négative avec le taux d'inflation. On ne peut donc pas considérer que  $i$  et  $\pi$  sont CI (1, -1).

Nous vérifions alors s'il existe un autre vecteur cointégrant par une procédure simple fondée sur l'éventuelle stationnarité du résidu de la régression linéaire entre le taux d'intérêt et le taux d'inflation. Le tableau 2, ci-dessous, indique la valeur du coefficient  $b$  et la valeur du test ADF<sup>15</sup>.

tableau 2 : détermination du modèle à 2 variables

taux d'intérêt	$b$	ADF (5%)
ij	0,43 (0,06)	-2,42 (-1,95)
is	0,49 (0,06)	-2,09 (-1,95)
il	0,50 (0,04)	-1,38 (-1,95)

Il en ressort que, pour les taux courts (ij ou is), l'hypothèse de stationnarité est acceptable et donc qu'il existe bien une relation de cointégration entre ces taux d'intérêt et le taux d'inflation. On notera cependant qu'en réduisant le risque, le résultat serait moins net. En revanche, pour le taux long, la stationnarité et donc la co-intégration sont écartés. Dans tous les cas, le coefficient  $b$  est très éloigné de 1 et traduit plutôt un effet d'inertie des prix.

Dans le cadre de l'hypothèse d'anticipations rationnelles avec information incomplète, nous testons la présence d'un indicateur de *news*, en l'occurrence le prix du pétrole. Le tableau 3 rend compte des résultats.

tableau 3 : détermination du modèle à 3 variables

taux d'intérêt	$1 - \theta$	ADF (5%)
ij	0,21 (0,05)	-2,67 (-1,95)
is	0,32 (0,05)	-2,47 (-1,95)
il	0,28 (0,03)	-2,44 (-1,95)

<sup>15</sup> Le test est le même que celui du tableau 1. Nous n'avons reporté ici que le résultat final (test effectué sans trend ni constante)



Dans tous les cas, l'hypothèse de stationnarité et donc de cointégration est acceptée et de manière beaucoup plus nette que dans le cas précédent. On notera la faible différence entre les chiffres, indiquant que les anticipations seraient peu sensibles au terme ; la différence est plutôt entre taux de marché (is ou il) et taux administré (ij). Nous conserverons donc ce modèle à 3 variables dans la suite des calculs.

### III. 2. L'estimation du modèle

Le modèle de base est un VAR à  $p$  dimensions ( $p=3$ ), avec des erreurs suivant une distribution de Gauss, de la forme suivante :

$$(16) \quad x_t = A_1 x_{t-1} + \dots + A_k x_{t-k} + \mu + \gamma D_t + e_t$$

avec  $t = 1, \dots, T$ ,  $k$  est le nombre de retards, et où  $x_t$  est un vecteur ( $3 \times 1$ ) de variables stochastiques tel que  $x'_t = (\text{poil}_t \ \pi_t \ i_t)$ ,  $e_t$  est un terme d'erreur *niid*  $(0, \Sigma)$  et  $D_t$  un vecteur de variables non stochastiques (coefficients saisonniers, trend temporel, variables auxiliaires) ou de variables stochastiques exclues de l'espace de cointégration (variables incluses dans la dynamique de court terme, mais pas dans l'espace de cointégration). Les matrices  $A$  contiennent les coefficients.

Conformément au théorème de représentation de Engle et Granger (1987), le modèle (16) peut être reformulé dans une version à correction d'erreur (VECM) :

$$(17) \quad \Delta x_t = \Gamma_1 \Delta x_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta x_{t-k+1} + \Pi x_{t-1} + \mu + \gamma D_t + e_t$$

où les matrices  $\Gamma$  et  $\Pi$  contiennent les coefficients, les premiers concernent les relations de court terme, les seconds, le long terme. Seul ce dernier élément nous intéresse ici.

Nous allons utiliser les travaux récents de l'économétrie des séries non stationnaires appropriée à une telle situation, en particulier l'approche développée par Johansen (1988, 1995), Johansen et Juselius (1990, 1992, 1994), Hansen et Juselius (1995). La théorie de la cointégration multivariée<sup>16</sup>, dans le cadre des modèles auto régressifs vectoriels (VAR), qu'ils proposent, devrait nous permettre, à la fois, de déterminer un modèle pertinent sans perte d'information - variables en niveau - et de tester différentes hypothèses structurelles grâce au recours systématique à la

---

<sup>16</sup> Pour une vision synthétique et complète, le lecteur est renvoyé au dernier ouvrage de Johansen (1995).

méthode du maximum de vraisemblance qui se révèle particulièrement adaptée à cet objet.

Nous supposons, dès le départ, que les chocs de prix du pétrole sont faiblement exogènes<sup>17</sup> et donc que la ligne correspondante de la matrice A est toujours nulle. Le fondement de cette hypothèse est évident dans la mesure où il est impossible de considérer un quelconque phénomène de convergence du prix mondial du pétrole vers une relation de long terme propre à la situation française.

La co-intégration est testée avec un seuil de 5 % et deux retard dans l'équation 12 :  $k = 2$ . Les résultats obtenus avec les trois variantes de taux sont ceux du tableau 4.

tableau 4 : détermination du nombre (r) de relations de cointégration

taux d'intérêt	H1(r)/H1(p)	r (95 %)
il	17,62 / 15,34	1
is	16,39 / 15,34	1
ij	16,97 / 15,34	1

La relation de co-intégration est donc bien présente dans tous les cas, confirmant ainsi les précédents tests. Examinons plus en détail les différents résultats (tableau 5).

Pour les trois catégories de taux d'intérêt, deux variantes sont successivement testées : la première avec le prix du pétrole et la deuxième avec le prix du pétrole et le taux d'inflation comme variables faiblement exogènes. Rappelons que l'exogénéité faible est obtenue en annulant le poids ( $\alpha$ ) de la variable dans le VECM.

<sup>17</sup> Avec le sens donné par R.F. Engle, D.F. Hendry et J.F. Richard (1983) à cette expression, à savoir des variables n'apportant pas d'information sur la relation de cointégration ( $\alpha = 0$ ) ; en d'autres termes, les variables faiblement exogènes sont explicatives, mais non expliquées, dans le VECM.

tableau 5 : résultats détaillés

taux d'intérêt	$\beta$			$\alpha$		
	i	$\pi$	poil	i	$\pi$	poil
il	1	-0,405	-0,001	-0,111 (2,763)	0,085 (1,521)	0
il	1	-0,383	-0,001	-0,139 (3,342)	0	0
is	1	-0,330	-0,001	-0,159 (2,954)	0,017 (0,560)	0
is	1	-0,308	-0,001	-0,170 (3,168)	0	0
ij	1	-0,344	-0,001	-0,164 (3,021)	0,015 (0,508)	0
ij	1	-0,323	-0,001	-0,176 (3,226)	0	0

Note :  $\beta$  est le vecteur des coefficients et  $\alpha$  le vecteur des poids, indiquant la vitesse de convergence vers l'équilibre. La normalisation porte systématiquement sur le taux d'intérêt.

Dans le cas du taux long (il), il se confirme que le coefficient relatif au taux d'inflation est nettement inférieur à un et que seule l'équation du taux d'intérêt dans le VECM a un poids différent de 0, ce que montrent les t de student des poids respectifs et ce que confirme la deuxième ligne du tableau. Cela signifie que le système cointégré formé par les trois variables comporte une seule relation de cointégration (correspondant à la relation de Fisher de l'équation 10, dont on peut identifier les termes<sup>18</sup>) et deux tendances communes clairement identifiées : les chocs permanents de prix du pétrole et de taux d'inflation. On peut donc considérer que le taux long intègre une anticipation de l'inflation. Ces conclusions s'étendent sans difficulté aux cas des taux courts (is et ij). Peut-on alors se servir de cette propriété dans le cadre de la politique monétaire ? Il faut que l'horizon d'anticipation soit suffisamment long.

### III. 3. L'horizon d'anticipation

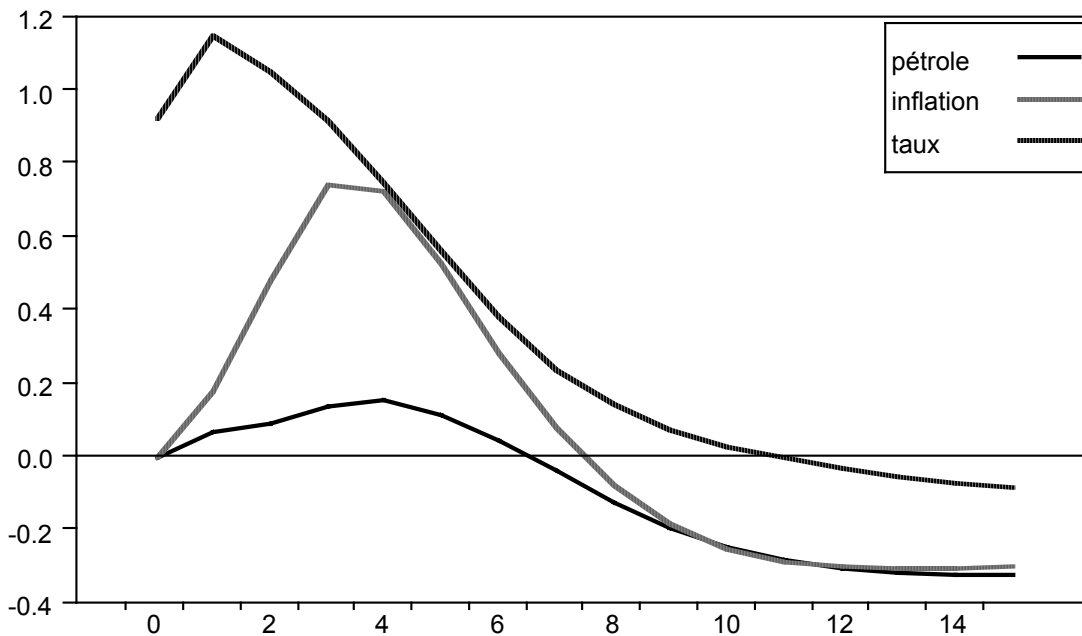
Afin de déterminer les délais de réaction, où ici l'horizon d'anticipation, nous allons utiliser la méthodologie traditionnelle des chocs<sup>19</sup> dans le VAR correspondant à l'équation 16, dont on utilise les multiplicateurs dynamiques.

<sup>18</sup>  $\theta = 0,62$  et  $c = 0,0016$ . Ces valeurs impliquent que les chocs de prix du pétrole jouent un plus grand rôle que l'anticipation rationnelle *a priori*.

<sup>19</sup> La factorisation de Choleski a été retenue comme procédure d'orthogonalisation. L'ordre d'introduction des variables ne pose aucun problème, du plus au moins exogène : prix du pétrole, taux d'inflation, taux d'intérêt.

La stratégie de test que nous adoptons est la suivante<sup>20</sup>. Elle consiste à analyser la causalité selon l'approche préconisée par Sims (1980). Selon lui, une série ne cause pas une autre série si un choc sur la première n'a pas d'impact sur la deuxième. On assimilera le choc aux innovations. Dans la méthodologie de Lüktepohl (1990) l'impact est mesuré par le multiplicateur dynamique relatif aux deux séries ; nous utiliserons de manière équivalente les graphiques d'impulsions, suivant en cela l'interprétation causale préconisée par Doan (1992). Cet indicateur habituellement interprété comme mesurant l'impact d'un choc sera considéré, de manière plus générale qu'en terme de causalité, comme le degré d'information propre à chaque variable<sup>21</sup> et permet ainsi de mesurer les délais de prise en compte de l'information et donc d'anticipation.

graphique 1 : le délai d'anticipation par le taux court

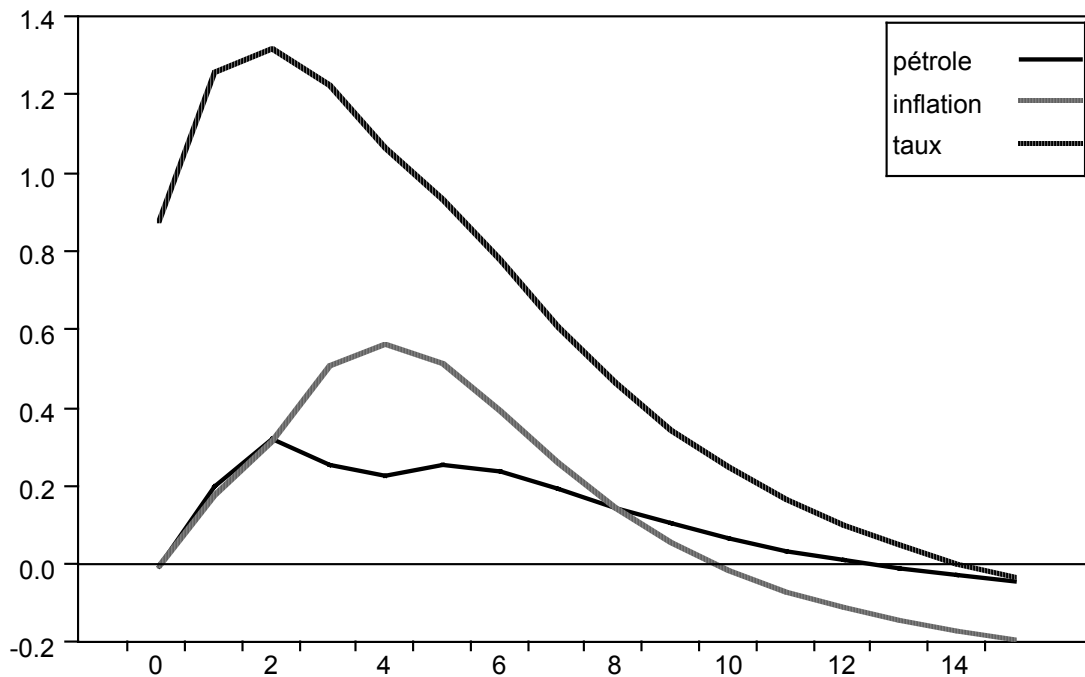


Afin de tenter de mesurer ces délais de transmission de l'information, ou d'anticipation, nous allons prendre en considération le temps écoulé entre une impulsion et son effet maximum sur une des autres variables du modèle. Ainsi, le graphique 1 montre que le choc sur les taux courts met 3 ou 4 trimestres pour se transmettre complètement au taux d'inflation. On considérera donc qu'il s'agit là de l'horizon d'anticipation. Le graphique 2 montre que cet horizon est également de l'ordre de 4 trimestres dans le cas du taux long.

<sup>20</sup> Elle est proche de celle de Baumgartner et Ramaswany (1996).

<sup>21</sup> Cf. Friedman (1975, 1988, 1990) et Friedman et Kuttner (1992).

graphique 2 : le délai d'anticipation par le taux long



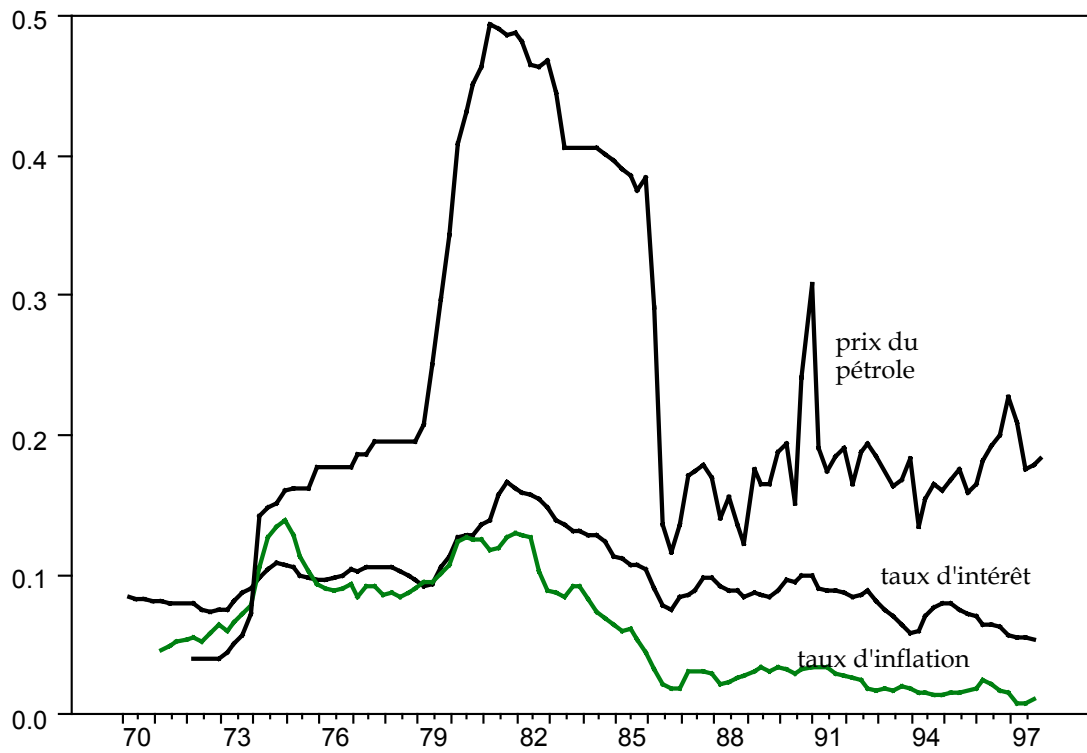
Ces horizons d'anticipation sont sans doute un peu courts pour permettre une utilisation optimale de cette information dans le cadre de la politique monétaire dont les délais d'action sont habituellement plus longs comme nous l'avons déjà relevé dans la première partie de cet article.

### Conclusion

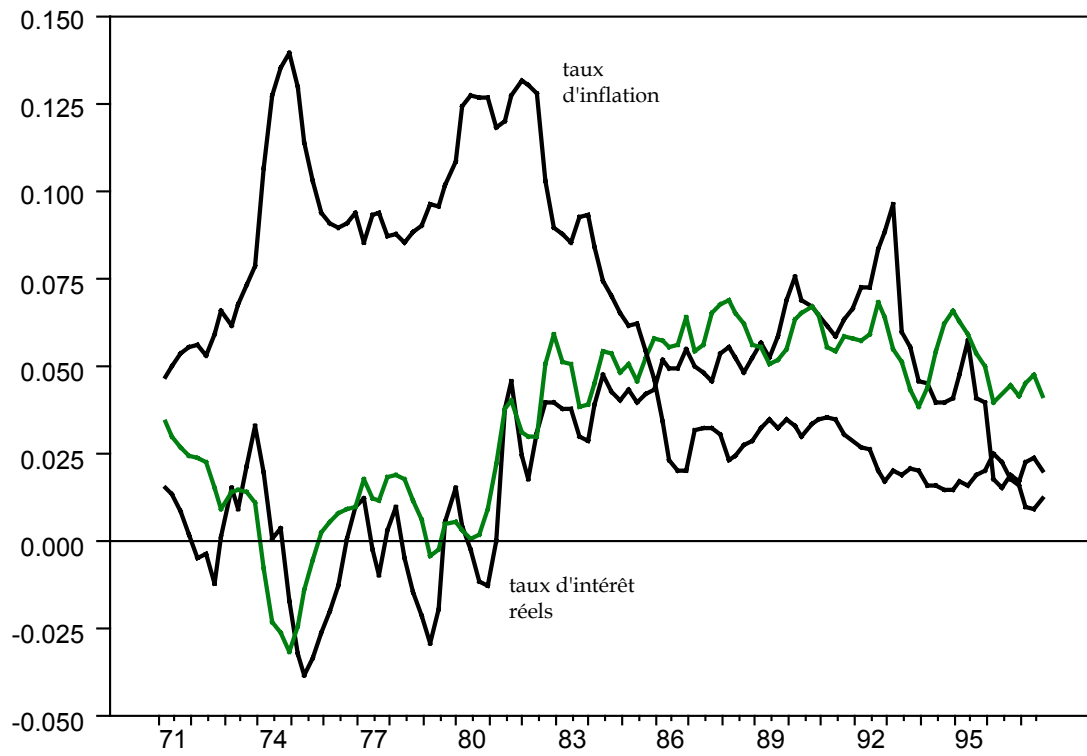
Dans le cas de l'économie française, le taux d'intérêt (court ou long) contient bien une information sur l'inflation future conformément à l'hypothèse de Fisher, mais les horizons d'anticipation trop courts ne permettent pas vraiment d'envisager d'utiliser celle-ci dans le cadre de la politique monétaire avec toute l'efficacité nécessaire.

## Annexe 1

graphique 3 : taux d'inflation, taux d'intérêt à long terme et prix du pétrole



Note : pour le prix du pétrole, exprimé en dollars, l'échelle doit être multipliée par 100.

graphique 4 : taux d'intérêt réels<sup>22</sup> et taux d'inflation

<sup>22</sup> taux court (TIOP 3 mois) et taux long.

### 3<sup>ème</sup> partie :

#### LES ANTICIPATIONS D'INFLATION SUR LES MARCHES FINANCIERS : UN OUTIL POUR LA POLITIQUE MONETAIRE DANS LA ZONE EURO ? \*

La stratégie actuelle de politique monétaire au sein de l'UEM, axée sur la stabilité, comporte trois éléments (BCE, 1999, 2000) : une définition quantifiée de l'objectif de stabilité des prix et les « deux piliers » de la stratégie mise en œuvre pour atteindre cet objectif. Ces deux éléments sont : premièrement, un rôle primordial accordé à la monnaie (annonce d'une valeur de référence quantifiée de croissance d'un agrégat monétaire large), et, deuxièmement, l'utilisation d'une gamme d'indicateurs des perspectives d'évolution des prix et des risques d'instabilité de ceux-ci. De ce point de vue, les prix des actifs financiers et leur rendement jouent un rôle majeur car ils reflètent les anticipations des marchés en raison de leur nature, par essence, prospective. Les indications qu'ils contiennent sont utilisées par la BCE comme une source d'information privilégiée, mais une grande prudence s'impose.

En effet, parmi les analyses portant sur les difficultés de la politique monétaire au sein de l'UEM, nombreuses sont celles qui ont mis l'accent sur les risques d'effets asymétriques (Baran, Couderc, Mojon, 1996, Borio, 1996, Borio et Fritz, 1995, Bouscharain et *alii*, 1999, Mojon, 1998, etc.). Les explications en sont multiples : structures financières différentes, modes de financement variés, diversité des canaux de transmission, etc. Mais plus rarement, l'accent a été mis sur la dissymétrie de l'information, en dehors d'études plus générales sur les variables informationnelles<sup>23</sup>. Or, le problème se pose avec une acuité particulière lorsque la banque centrale qui conduit la politique monétaire délaisse les objectifs intermédiaires au profit d'une cible directe d'inflation ou même lorsqu'elle complète simplement l'objectif intermédiaire par des indicateurs. En effet, il est alors particulièrement important de disposer d'une mesure fiable de l'inflation anticipée.

---

\* Origine de cette partie : Jean-François Goux, juillet 2000



Déjà, dans le cas d'un seul pays, plusieurs indicateurs peuvent fournir des signaux divergents ; mais, en plus, dans le cas d'une union monétaire, le même indicateur peut fonctionner différemment selon les pays. C'est ce dernier point que nous voudrions apprécier dans le cas de l'UEM, plus précisément dans le cas des trois plus grands pays appartenant aujourd'hui à l'UEM (Allemagne, France, Italie) et pour un indicateur financier particulier : le taux d'intérêt à long terme<sup>24</sup>.

Notre étude portera sur une période historique (1974 - 1999) qui n'appartient pas à celle de l'UEM ; elle suppose donc implicitement, non seulement que le passé est porteur de leçons pour le présent et l'avenir, mais, également, que ce qui était vrai pour des pays ayant des politiques monétaires indépendantes les unes des autres, l'est toujours lorsque la politique monétaire devient unique au sein de l'UEM.

Anticiper l'inflation à partir d'un indicateur quelconque comporte cependant une double difficulté. La première est assez évidente, elle porte sur la plus ou moins grande capacité de cet indicateur à prévoir l'inflation. La deuxième est plus délicate à cerner. Il faut, tout d'abord, que l'indicateur apporte une information originale aux autorités monétaires, c'est-à-dire une information qu'elles ne possèdent pas déjà par ailleurs, sinon elle est inutile. Mais, il faut également que cette information ne soit pas plus ou moins directement issue de celles fournies par les autorités monétaires à travers les actions de politique monétaire, sinon le cas de prévisions auto-réalisatrices n'est pas à écarter, comme le souligne Woodford (1994). La suite de ce papier examine successivement ces deux difficultés.

## **I - Taux d'intérêt et anticipation d'inflation**

Après une présentation du fondement théorique retenu, nous préciserons le modèle économétrique et terminerons par une analyse détaillée des résultats.

### **1 - Le fondement théorique : l'équation de Fisher**

---

<sup>23</sup> Voir les deux premières parties pour une présentation de la littérature

<sup>24</sup> Les raisons empiriques de ce choix sont précisées plus loin. Ce choix est également justifié par l'abondante littérature portant sur les liens entre le taux à long terme et l'inflation ; l'un des meilleurs articles est celui de Summers (1986), mais on peut également citer : Mishkin (1992), Ducks (1993), Evans et Lewis (1995), Pelaez (1995), Crowder et Hoffman (1996), Coppock et Poitras (2000).

Afin de déterminer le contenu en information des taux d'intérêt nominaux, nous nous appuyons sur l'équation de Fisher dans sa forme traditionnelle. L'équation de Fisher établit un lien entre la formation du taux d'intérêt et l'anticipation de l'inflation. Elle spécifie en effet que le taux d'intérêt nominal s'ajuste en fonction de l'inflation anticipée.

$$i_{t,m} = r_{t,m} + E_t(\pi)_{t,m} \quad (1)$$

avec :

$i_{t,m}$  : taux d'intérêt nominal de maturité  $m$ , à la date  $t$

$r_{t,m}$  : taux d'intérêt réel *ex ante* de maturité  $m$ , à la date  $t$

$E_t(\pi)_{t,m}$  : taux d'inflation moyen anticipé sur la période  $t, t + m$  ;  $E_t$  est l'espérance conditionnelle à la date  $t$

D'après Mishkin (1992), s'il y a effet Fisher à long terme, le taux d'intérêt réel *ex ante*  $r_{t,m}$  est stationnaire, autrement dit  $I(0)$ , et non strictement constant ; la constance étant une hypothèse plus lourde caractéristique de l'effet Fisher à court terme. Cela implique que le taux nominal subit des chocs permanents d'anticipation d'inflation et que les chocs de taux réel ne sont que transitoires et disparaissent à long terme. On peut en inférer que le taux d'intérêt nominal  $i$  et l'anticipation du taux d'inflation  $E(\pi)$  sont CI (1, -1), pour une même maturité  $m$ . Afin de rendre compte de cette propriété de stationnarité du taux d'intérêt réel, nous remplacerons  $r_{t,m}$  par  $r + \eta_t$ , avec  $r$ , le taux d'intérêt réel constant, et  $\eta_t$  un aléas  $I(0)$  de type bruit blanc.

L'équation (1) devient :

$$i_{t,m} = r + E_t(\pi)_{t,m} + \eta_t \quad (2)$$

Il existe au moins deux méthodes pour tester cet effet. La première consiste en une estimation directe de l'équation de Fisher, à partir de techniques économétriques appropriées. La deuxième se focalise sur les propriétés de la structure par terme des taux d'intérêt. Elle est plus robuste que la première, mais elle exige des séries statistiques de taux difficiles à obtenir ou à construire. Nous lui préférons donc la première, selon l'interprétation qui suit.

D'après Shiller, Siegel (1977) et Campbell, Shiller (1987), on peut lier, grâce au « modèle de valeur actuelle », deux variables  $y_t$  et  $Y_t$ , où  $Y_t$  est une fonction linéaire

de la valeur actualisée d'une valeur rationnellement anticipée future  $y_t$ , selon l'écriture suivante :

$$Y_t = a(1-b) \sum_{j=0}^{\infty} b^j E_t y_{t+j} + c \quad (3)$$

Suivant en cela Engsted (1995), on peut appliquer cette propriété à l'hypothèse de Fisher dans le cas de l'équation (2) lorsque le taux d'intérêt est à long terme<sup>25</sup>. Celle-ci devient :

$$i_{t,m} = r + \eta_t + (1-b) \sum_{j=0}^{\infty} b^j E_t \pi_{t+j} \quad (4)$$

$i_{t,m}$  est le taux d'intérêt nominal à long terme (multi-période),  $r$  est la partie constante du taux d'intérêt réel,  $\eta_t$  la partie aléatoire,  $b$  est le facteur d'actualisation<sup>26</sup>,  $\pi_{t+j}$  est le taux d'inflation de période à la date  $t+j$ ,  $E_t$  est l'espérance conditionnelle à la date  $t$ .

Toujours d'après Engsted (1995), mais auparavant Campbell, Shiller (1987), on peut réécrire l'équation (4), en introduisant un *spread*  $S_{t,m}$  entre  $i_{t,m}$  et  $\pi_t$  tel que :

$$S_{t,m} = i_{t,m} - b\pi_t \quad (5)$$

d'où (en développant et en réarrangeant) :

$$S_{t,m} = r + \eta_t + \sum_{j=1}^{\infty} b^j E_t (\Delta\pi)_{t+j} \quad (6)$$

Il est facile de démontrer que  $S_{t,m}$  est  $I(0)$ . En effet :  $r$  est une constante,  $\eta_t$  est  $I(0)$ , ainsi que le terme en sommation si le taux d'inflation est  $I(1)$ . Dans ce cas, d'après Campbell, Shiller (1988), son anticipation rationnelle est également  $I(1)$  et l'anticipation de sa variation est alors  $I(0)$ . On peut donc en déduire, si le taux d'intérêt nominal à long terme est  $I(1)$ , que  $i_{t,m}$  et  $\pi_t$  sont co-intégrés avec un vecteur co-intégrant  $(1-b)$ . Cette proposition est empiriquement facilement testable puisque le taux d'inflation est celui de la période en cours.

On peut cependant abandonner l'hypothèse d'information parfaite au profit de celle, proposée par la Nouvelle école classique, d'information incomplète. Les individus n'ont plus une connaissance parfaite et instantanée des mouvements de prix. Ils ne

<sup>25</sup> Cette proposition n'est pas valable si le taux d'intérêt est à court terme, puisque dans ce cas, la somme sur l'infini ne se justifie plus.

<sup>26</sup> En principe :  $b = e^{-r} = 1/(1+r)$ . Si  $r$  est d'environ 3 %,  $b$  est de l'ordre de 0,97.

connaissent bien que des nouvelles (*news*) accumulées portant sur les prix. Nous proposons d'utiliser, comme indicateur de ces *news*, le prix du pétrole, suivant en cela une intuition de Johansen et Juselius (1992) et Hansen et Juselius (1995) qui considèrent que les variations de ce prix sont à l'origine de chocs permanents.

Les agents économiques font des anticipations rationnelles à partir de deux éléments d'information : les *news* ( $N$ ) et l'anticipation rationnelle *a priori* du taux d'inflation  $E(\pi)_{t,m}$ . Cela les amène à réviser leurs anticipations de la manière suivante :

$$\pi^e_{t,m} = \theta \pi(N) + (1 - \theta) E(\pi)_{t,m} \quad (7)$$

où :

$\pi^e_{t,m}$  est l'anticipation rationnelle *a posteriori* du taux d'inflation, à la date  $t$ , pour la période  $t, t+m$ .

$\pi(N)$  est l'anticipation d'inflation induite par les *news*, ici le chocs de prix du pétrole, à la date  $t$

$\theta$ , compris entre 0 et 1, dépend de la situation économique générale, du contexte plus ou moins instable, de l'apprentissage des agents économiques, etc.

On peut simplifier l'écriture précédente en retenant une forme simple pour la fonction  $\pi(N)$ , du type  $\pi(N) = cN$ . D'où :

$$\pi^e_{t,m} = \theta cN_t + (1 - \theta) E_t(\pi)_{t,m} \quad (8)$$

Le coefficient  $c$  n'a pas d'interprétation particulière, il sert simplement à harmoniser les échelles de mesure. On notera qu'en raison de ce choc de prix permanent et de l'imperfection des anticipations, le taux d'intérêt réel *ex post* peut différer durablement du taux *ex ante* et que le premier n'est donc pas forcément stationnaire.

L'équation de Fisher prend alors la forme suivante :

$$i_{t,m} = r_{t,m} + \pi^e_{t,m} \quad (9)$$

que l'on peut écrire, en tenant compte de (8) et de (2) à (6) :

$$i_{t,m} = r + (1 - \theta)b\pi_t + \sum_{j=1}^{\infty} b^j E_t(\Delta\pi)_{t+j} + \theta cN_t + \eta_t \quad (10)$$

Comme par hypothèse  $r$  et  $\eta_t$  sont  $I(0)$ , de même que le terme en sommation, on peut en déduire que le taux d'intérêt nominal, le prix du pétrole et le taux d'inflation de la période sont co-intégrés avec un vecteur de co-intégration  $(1, -\theta c, (\theta - 1)b)$ .

Nous vérifierons donc la pertinence de ce modèle à trois variables afin d'établir le bien-fondé de la relation de Fisher ainsi modifiée.

## 2 - Le modèle économétrique

Le modèle de base est un VAR à  $p$  dimensions ( $p=3$ ), avec des erreurs suivant une distribution de Gauss, de la forme suivante :

$$x_t = A_1 x_{t-1} + \dots + A_k x_{t-k} + \mu + \gamma D_t + \epsilon_t \quad (11)$$

avec  $t = 1, \dots, T$ ,  $k$  est le nombre de retards, et où  $x_t$  est un vecteur ( $3 \times 1$ ) de variables stochastiques tel que  $x'_t = (l_{poil_t} \quad \pi_t \quad i_t)^{27}$ ,  $\epsilon_t$  est un terme d'erreur *niid* ( $0, \Sigma$ ) et  $D_t$  un vecteur de variables non stochastiques (coefficients saisonniers, trend temporel, variables auxiliaires) ou de variables stochastiques exclues de l'espace de co-intégration (variables incluses dans la dynamique de court terme, mais pas dans l'espace de co-intégration). Les matrices  $A$  contiennent les coefficients.

Conformément au théorème de représentation de Engle et Granger (1987), le modèle (11) peut être reformulé dans une version à correction d'erreur (VECM) :

$$\Delta x_t = \Gamma_1 \Delta x_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta x_{t-k+1} + \Pi x_{t-1} + \mu + \gamma D_t + \epsilon_t \quad (12)$$

où les matrices  $\Gamma$  et  $\Pi$  contiennent les coefficients, les premiers concernent les relations de court terme, les seconds, le long terme. Seul ce dernier élément nous intéresse ici.

L'hypothèse de co-intégration est formulée en terme de rang ( $r$ ) de la matrice  $\Pi$ .

$$H(r) : \Pi = \alpha \beta'$$

Où  $\alpha$ , la matrice (ou le vecteur lorsque  $r=1$ ) des facteurs des termes de correction d'erreur de chaque équation du VAR, mesure la vitesse de convergence vers l'équilibre de long terme, et  $\beta$  l'espace de co-intégration (le vecteur co-intégrant lorsque  $r=1$ ).

Nous allons utiliser les travaux récents de l'économétrie des séries non stationnaires appropriée à une telle situation, en particulier l'approche développée par Johansen (1988, 1995), Johansen et Juselius (1990, 1992, 1994), Hansen et Juselius (1995). La théorie de la co-intégration multivariée<sup>28</sup>, dans le cadre des modèles auto régressifs vectoriels (VAR), qu'ils proposent, devrait nous permettre, à la fois, de déterminer un modèle pertinent sans perte d'information - variables en niveau - et de tester différentes hypothèses structurelles grâce au recours systématique à la méthode du maximum de vraisemblance qui se révèle particulièrement adaptée à cet objet.

### 3 - Les résultats

De la même manière, pour les trois pays, le début de la période étudiée (1<sup>er</sup> trimestre 1974) a été fixé après le premier choc pétrolier, afin de prendre en compte le processus d'apprentissage initié par cet épisode économique et retenir ainsi un processus d'anticipation plus actuel et plus homogène.

#### 3.1 Allemagne

Nous vérifions tout d'abord la non stationnarité des variables. D'après le tableau de l'annexe 2, alors que le prix du pétrole et le taux d'intérêt sont sans ambiguïté  $I(1)$ , le taux d'inflation semble  $I(0)$ . Cependant, l'analyse graphique (annexe 3) ne confirme pas parfaitement ce dernier résultat. Nous testerons ultérieurement son éventuelle stationnarité de manière plus sûre, en vérifiant si l'espace de co-intégration contient une relation entre cette variable et le vecteur unité. Comme la méthode d'analyse de la co-intégration utilisée n'est pas sensible à la nature stochastique des variables, nous conservons cette dernière variable indépendamment de ce résultat .

---

<sup>27</sup> Voir l'annexe 1 pour une définition précise des variables utilisées.

<sup>28</sup>Pour une vision synthétique et complète, le lecteur est renvoyé au dernier ouvrage de Johansen (1995) ainsi qu'à celui d'Amisano et Giannini (1997). Salanié (1999) en propose une excellente présentation sous forme de guide pratique.

Le nombre de retards  $k$  du modèle déterminé à l'aide de différents tests (AIC, BIC, HQ) est de deux. Le nombre de relations de co-intégration  $r$  est déterminé à l'aide du test de la trace dans différentes configurations possibles pour les variables non stochastiques. Le tableau 1 reproduit les résultats les plus satisfaisants avec la présence de coefficients saisonniers et d'une constante non restreinte à la relation de co-intégration (ce qui autorise la présence d'un trend linéaire dans les données  $I(1)$  et d'une constante dans les données  $I(0)$ ).

Tableau 1 : détermination du rang de co-intégration

r	statistique	Quantile (95%)
0	52,89	29,68
1	15,14	15,41
2	2,70	3,76

Le VAR contient bien une relation de co-intégration que l'on peut aisément identifier comme la relation de Fisher recherchée en normalisant à un la variable taux d'intérêt. Le vecteur co-intégrant est alors le suivant (l'ordre des variables est : prix du pétrole, taux d'inflation, taux d'intérêt) :

$$-0,0615 \quad (4,2944e-3)$$

$$-0,6422 \quad (0,0522)$$

1

Le signe et la valeur des coefficients sont conformes à l'attente. Il reste à vérifier la non stationnarité du taux d'inflation, ce que nous faisons en testant l'hypothèse  $H_0 : \beta = (1, \phi)$  à l'aide d'un  $X^2$ . Le test<sup>29</sup> conduit à ne pas accepter la stationnarité. Nous vérifions également la possibilité ou non d'exclure chacune des variables, en testant, toujours à l'aide d'un  $X^2$ , la nullité du coefficient  $\beta$  propre à la variable. Aucune variable ne peut être exclue, ce qui confirme bien la nécessité de prendre en compte le prix du pétrole. Enfin, le caractère éventuellement faiblement exogène de chacune des variables est vérifié en testant la nullité du coefficient  $\alpha$  propre à la variable. Il apparaît que seul le prix du pétrole est de cette nature, ce qui était prévisible. Le

<sup>29</sup> Les résultats détaillés concernant tous les tests de  $X^2$  qui suivent sont disponibles auprès de l'auteur.

modèle est donc recalculé en considérant cette dernière variable comme faiblement exogène. Le vecteur co-intégrant est alors le suivant (ordre des variables : taux d'inflation, taux d'intérêt, prix du pétrole) :

$$\begin{matrix} -0,6738 & (0,0541) \\ 1 \\ -0,0145 & (4,4480e-3) \end{matrix}$$

Si l'on considère que  $b$  est de l'ordre de 0,96 (taux réel de 4%)<sup>30</sup>, cela implique que  $\theta$  est approximativement de 30% ; autrement dit, l'anticipation rationnelle *a priori* représente 70%, et est révisée *a posteriori* à hauteur de 30%, en tenant compte du prix du pétrole.

### 3.2 France

Dans le cas de la France, toutes les variables sont I(1), comme le montrent le tableau de l'annexe 2 et le graphique de l'annexe 3. Le nombre de retard  $k$  du VAR déterminé par les mêmes tests que précédemment est de deux. Le nombre de relations de co-intégration a été déterminé avec un modèle comportant des coefficients saisonniers et une constante non restreinte à la relation de co-intégration (cf. tableau 2).

Tableau 2 : détermination du rang de co-intégration

r	statistique	Quantile (95%)
0	29,80	29,68
1	9,74	15,41
2	1,42	3,76

Le VAR contient une relation de co-intégration, que l'on peut, comme dans le cas de l'Allemagne, identifier comme une relation de Fisher en normalisant à un la variable taux d'intérêt. Le vecteur co-intégrant est le suivant :

<sup>30</sup> Approximé par le taux d'intérêt réel ex post moyen.



-0,0350 (8,6343e-3)

-0,6538 (0,0624)

1

Le signe et la valeur des coefficients sont à nouveau conformes à ce qui était attendu. Aucune variable n'est stationnaire dans le cadre du modèle. Le test d'exclusion est négatif ; il confirme donc, comme dans le cas de l'Allemagne, la cohérence du modèle retenu. Enfin, il apparaît que le prix du pétrole est une variable faiblement exogène. Nous recalculons le modèle avec cette contrainte, ce qui conduit au nouveau vecteur co-intégrant :

-0,6474 (0,0619)

1

-0,0377 (8,5628e-3)

En retenant une valeur de 0,97 pour  $b$  (taux réel de 3%)<sup>31</sup>, cela implique que  $\theta$  est de l'ordre de 33%.

La proximité de ces résultats avec ceux de l'Allemagne incite à vérifier leur identité, ce que nous faisons à l'aide d'un test du  $\chi^2$ , en imposant, au coefficient français de la variable taux d'inflation, la même valeur que le coefficient allemand. Le résultat est tout à fait probant puisque le  $\chi^2(3) = 0,092$  correspond à un niveau de significativité de 0,99, largement supérieur à 5%. On ne peut donc pas rejeter l'hypothèse d'identité de ce coefficient, indiquant que la réaction au taux d'inflation est d'une ampleur identique dans les deux pays. Il n'en est cependant pas de même pour l'influence du prix du pétrole.

### 3.3 Italie

Là encore, peu de difficultés pour repérer la nature  $I(1)$  des variables, comme le montrent le tableau de l'annexe 1 et le graphique de l'annexe 3. Les variables non stochastiques sont introduites de la même manière que pour les deux pays

---

<sup>31</sup> Approximé par le taux d'intérêt réel ex post moyen.

précédents ; le retard est également identique. Le test du rang de co-intégration est reproduit dans le tableau suivant :

Tableau 3 : détermination du rang de co-intégration

r	statistique	Quantile (95%)
0	35,90	29,68
1	9,63	15,41
2	0,99	3,76

La présence d'une relation de co-intégration est indiscutable. Le vecteur co-intégrant est le suivant :

$$\begin{matrix} -0,0018 & (7,4614e-4) \\ -0,7286 & (0,0793) \\ 1 \end{matrix}$$

Ces résultats sont satisfaisants et relativement proches de ceux des deux autres pays étudiés. En outre, aucune variable n'est stationnaire. Cependant, le test du X2 indique que la variable prix du pétrole peut être exclue. Si l'on retient cette solution, le nouveau vecteur co-intégrant devient :

$$\begin{matrix} -0,9413 & (0,1238) \\ 1 \end{matrix}$$

On peut alors aisément identifier la relation de Fisher, puisque  $\theta$  est égal à 0. La valeur calculée de r serait de 6,4%. Cependant, un test de X2 nous montre que le coefficient de la variable taux d'inflation n'est pas significativement différent de -1, ce qui implique que r pourrait être nul. Cette valeur éventuellement proche de zéro pour le taux d'intérêt réel *ex ante* italien est alors beaucoup plus plausible.

En conclusion, il apparaît que les résultats pour les trois pays étudiés sont assez proches :

- les taux d'intérêt à long terme contiennent une anticipation de l'inflation de longue période conformément au modèle de Fisher ;
- dans deux pays (Allemagne, France), l'anticipation rationnelle est révisée *a posteriori* en tenant compte du prix du pétrole ;
- les valeurs des coefficients sont très proches, voire quasi identiques pour la France et l'Allemagne, mettant ainsi en évidence une grande similitude dans le mécanisme même d'anticipation.

Nous avons, par précaution, vérifié que les trois taux d'intérêt à long terme n'étaient pas co-intégrés<sup>32</sup>, ce que montre également le dernier graphique de l'annexe 3 où l'on voit bien que la relation entre les taux n'est pas stable : ils divergent pendant de nombreuses années et convergent à partir des années 90 en raison précisément des perspectives de mise en place de l'UEM. Il y a donc bien un processus d'anticipation propre à chaque pays et non la duplication, à travers les taux longs, du mécanisme à l'œuvre dans un seul pays.

Afin de déterminer si cette information est exploitable, nous allons vérifier si elle est originale, c'est-à-dire différente de celle dont disposent déjà les autorités monétaires.

## II - L'originalité de l'information

### 1 - le modèle

S'il ne fait aucun doute que les taux d'intérêt à long terme contiennent de l'information sur le taux d'inflation anticipé, cela ne garantit pas l'originalité de celle-ci. Comment déterminer si elle est différente ou supérieure à celle qui est mobilisée par les autorités monétaires ?

Nous allons supposer que toute l'information dont disposent les autorités monétaires est utilisée pour fixer le taux d'intervention sur le marché monétaire, noté C. Si cette information diffère durablement de celle des intervenants sur les marchés financiers, il y aura une divergence permanente entre les deux, autrement dit les

---

<sup>32</sup> S'il y avait co-intégration des taux longs, cela signifierait que la co-intégration constatée dans chaque pays avec l'inflation serait fallacieuse, dupliquant sans doute ce qui se passe en Allemagne et non vraiment dans chaque pays.

deux taux ne seront pas co-intégrés. En revanche, s'il y a absence de divergence à long terme, il y aura co-intégration. La présence d'une relation de cointégration entre les deux taux, ou la stationnarité du spread, permet donc d'affirmer que la fonction de réaction des autorités monétaires contient les mêmes variables, ou des variables co-intégrés avec celles utilisées par les investisseurs sur les marchés financiers. Seules demeurent des divergences à court terme (délais ou ampleur de réaction différents), lors de chocs, qui se résorbent ensuite.

Plus précisément, le degré d'information propre à chaque variable sera mesuré, conformément à l'approche de Friedmann (1975, 1988, 1990) et Friedmann et Kuttner (1992), grâce à une analyse de la causalité à la Granger. C'est également la méthode utilisée par les experts du FMI : Baumgartner et Ramaswany (1996), Baumgartner, Ramaswany et Zettergren (1997). Nous utiliserons cependant une méthodologie plus complexe permettant de tester la causalité dans le cas de VAR co-intégrés, celle de Mosconi et Giannini (1992)<sup>33</sup>.

La stratégie du test est la suivante. Nous construisons un VAR bivarié comportant les deux taux d'intérêt. Il est contraint au niveau de la constante, soit absente, soit restreinte à l'espace de co-intégration, ce qui est cohérent pour un VAR qui ne comporte que des taux d'intérêt. En principe, dans ce cas, il n'y a pas non plus de saisonnalité à corriger. Si une relation de co-intégration apparaît, nous vérifions ensuite la causalité grâce au test de Mosconi et Giannini, spécifique au cas des VAR co-intégrés. En cas de non co-intégration, le taux d'inflation et éventuellement le prix du pétrole seront réintroduits dans le VAR afin de retrouver une relation co-intégrante et de poursuivre les tests.

## 2 - les résultats

### 2.1 *Allemagne*

Le VAR bivarié estimé sans saisonnalité ni constante<sup>34</sup> et avec 4 retards contient bien une relation de co-intégration comme l'indique le tableau 4. Cela

---

<sup>33</sup> Mosconi et Giannini développent les résultats de Sims, Stock et Watson (1990) qui montrent qu'en présence de variables intégrées et sous l'hypothèse de co-intégration de ces variables, les tests usuels de non causalité tendent asymptotiquement vers une distribution standard.

<sup>34</sup> L'introduction d'une constante restreinte à la relation de co-intégration modifie peu les résultats.

signifie que, dans le cas de l'Allemagne, le taux d'intérêt à long terme ne contient aucune information supplémentaire sur les anticipations d'inflation que les autorités monétaires négligeraient systématiquement d'exploiter. Il n'y a ni erreur, ni omission permanente.

Tableau 4 : détermination du rang de co-intégration

r	statistique	Quantile (95%)
0	21,71	12,53
1	1,91	3,84

L'identification du vecteur co-intégrant ne présentant pas d'intérêt particulier, nous ne rendons compte ici que du test de causalité (tableau 5).

Tableau 5 : test de causalité

test	X <sup>2</sup> (4)	p
C → i	6,052	0,1953
i → C	14,952	0,0048

La non causalité est acceptée quand  $p \geq 0,05$ . Il apparaît clairement que C ne Granger-cause pas i, alors que i Granger-cause C. Cela peut signifier plusieurs choses : soit une véritable causalité, en terme d'information, entre les deux (les autorités monétaires utilisent effectivement l'information issue des marchés), soit une incorporation plus rapide des anticipations d'inflation dans le taux d'intérêt à long terme que dans le taux d'intervention (démontrant ainsi l'efficacité des marchés), soit un horizon d'anticipation plus long de la part des intervenants sur les marchés financiers que de la part des autorités monétaires. Nous y reviendrons en conclusion.

## 2.2 France

Un même VAR bivarié est également utilisé, avec seulement 2 retards. Une relation de co-intégration existe comme l'indique le tableau 6.

Tableau 6 : détermination du rang de co-intégration

r	statistique	Quantile (95%)
0	16,29	12,53
1	0,66	3,84

La causalité s'établit de la manière suivante :

Tableau 7 : test de causalité

test	X <sup>2</sup> (2)	p
C → i	1,320	0,5168
i → C	18,742	0,0001

Comme dans le cas allemand, C ne Granger-cause pas i, alors que i Granger-cause C. On peut retenir la même interprétation.

### 2.3 Italie

Le VAR bivarié, estimé dans les mêmes conditions que précédemment, ne contient pas de relation de co-intégration, quelle que soit la composante déterministe<sup>35</sup>. En revanche, l'introduction du taux d'inflation<sup>36</sup> modifie ce résultat en faveur de la co-intégration, comme l'indique le tableau 8.

Tableau 8 : détermination du rang de co-intégration

r	statistique	Quantile (95%)
0	49,57	29,68
1	8,82	15,41
2	1,22	3,76

Le test de causalité donne les résultats suivants :

<sup>35</sup> Tests disponibles auprès de l'auteur.

<sup>36</sup> Dans un VAR avec 2 retards, des coefficients saisonniers et une constante non contrainte.

Tableau 9 : test de causalité

test	$\chi^2(3)$	p
$C+\pi \rightarrow i$	15,124	0,0017
$i +\pi \rightarrow C$	0,638	0 ,8877

Le taux d'intérêt à long terme est Granger-causé par le taux d'inflation et le taux d'intervention des autorités monétaires. On en déduira que le marché financier italien n'est peut-être pas parfaitement efficient et que les opérateurs corrigent leurs prévisions en tenant compte de l'attitude des autorités monétaires. En revanche, le taux d'intervention n'est pas Granger-causé par le taux d'intérêt et le taux d'inflation.

### Conclusion

Le taux d'intérêt à long terme contient une information sur le taux d'inflation permettant ainsi de l'anticiper, conformément au modèle de Fisher à long terme. Cette information ne diffère pas de celle qui est utilisée par les autorités monétaires allemande et française. En revanche, le cas italien montre que les investisseurs sur les marchés financiers utilisent une information plus réduite que les autorités monétaires. Ces dernières n'ont donc rien à gagner à l'utiliser. Il n'en est pas de même, pour l'Allemagne et la France, où cette information permettrait de réduire les délais de prise en compte de l'information ou de stabiliser les réactions des autorités monétaires<sup>37</sup>.

Dans le cadre actuel de l'UEM, la BCE peut donc continuer à utiliser les taux d'intérêt à long terme allemand et français pour améliorer sa connaissance des anticipations inflationnistes dans ces deux pays. Dans le cas de l'Italie, il faudrait cependant d'abord vérifier si l'efficiency du marché financier s'est améliorée avant d'incorporer, sans précaution, le taux d'intérêt dans la palette des indicateurs à surveiller.

---

<sup>37</sup> En effet, les tests montrent que la réaction des marchés est moins forte, sans doute parce qu'elle est plus rapide, que celle des autorités monétaires.

## Annexe 3.1 : définitions et sources des variables

*France :*

FDLP : taux d'inflation en glissement annuel, calculé à partir de l'indice des prix à la consommation FRACPI (source : OECD MEI Database), 1974 : 01 - 1999 : 04, trimestriel

FTAUX : taux d'intérêt à long terme (10 ans), calculé à partir de TAUX\_ROBT (source : DP, INSEE), 1974 : 01 - 1999 : 04, trimestriel

FCALL : moyenne trimestrielle de la moyenne mensuelle du taux d'intérêt au jour le jour sur le marché monétaire (source : Banque de France), 1974 : 01 - 1999 : 04, trimestriel

*Allemagne :*

ADLP : taux d'inflation en glissement annuel, calculé à partir de l'indice des prix de détail DEUCPI (source : OECD MEI Database), 1974 : 01 - 1999 : 04, trimestriel

ATAUX : taux d'intérêt à long terme, calculé à partir de TAUX\_RBGDM et de DEUMBOND (source : INSEE et OECD MEI Database), 1974 : 01 - 1999 : 04, trimestriel

ACALL : taux d'intervention des autorités monétaires sur le marché monétaire, calculé à partir de DEUCALL (source : OCDE MEI Database), 1974 : 01 - 1999 : 04, trimestriel

*Italie :*

IDLP : taux d'inflation en glissement annuel, calculé à partir de l'indice des prix de détail ITACPITOT (source : OECD MEI Database), 1974 : 01 - 1999 : 04, trimestriel

ITAUX : taux d'intérêt à long terme, calculé à partir de ITACBOND (source : OECD MEI Database), 1974 : 01 - 1998 : 02, trimestriel

ICALL : taux d'intervention officiel des autorités monétaires, calculé à partir de ITADISCR (source : OECD MEI Database), 1974 : 01 - 1998 : 04, trimestriel



***Ensemble :***

POIL : prix du baril de pétrole (en \$), référence OPEP jusqu'à 1985 :03, puis brent ensuite, (source : INSEE, prix des matières premières importées), 1974 : 01 - 1999 : 04, trimestriel

LPOIL : logarithme de POIL

## Annexe 3.2 : la stationnarité des variables

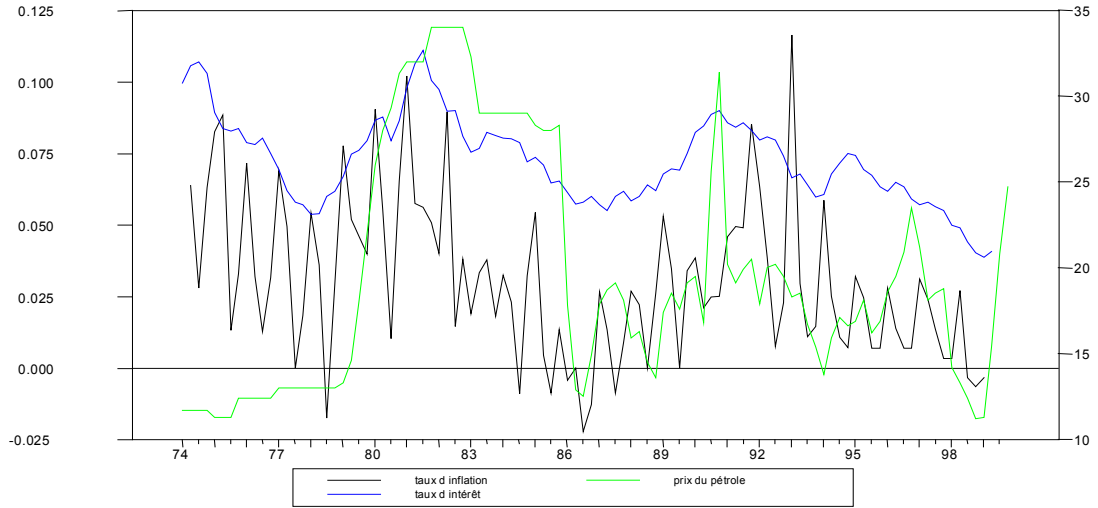
## Test ADF avec 4 retards

tests	LPOIL	ADLP	ATAU X	ACAL L	FDLP	FTAUX	FCALL	IDLP	ITAUX	ICALL
$\rho_u$	-7,44	-24,31	-6,63	-7,61	-6,60	-1,44	-3,76	-7,89	-2,04	-5,77
$\tau_u$	-2,05	-2,08	-2,07	-2,69	-1,20	-0,84	-1,17	-1,33	-0,84	-1,90
$\Phi 1$	2,11	2,79	2,25	3,61	1,43	0,54	0,81	1,20	0,51	1,81
$\rho_t$	-7,03	-29,16	-9,62	-8,07	-23,07	-5,84	-9,40	-38,20	-7,17	-5,14
$\tau_t$	-1,95	-2,21	-2,68	-2,85	-1,98	-2,40	-2,38	-3,24	-2,42	-1,69
$\Phi 2$	2,07	2,08	2,73	2,99	1,83	2,45	2,39	3,73	3,02	1,88
$\Phi 3$	3,10	2,48	3,89	4,49	2,02	3,48	3,46	5,25	4,35	2,81

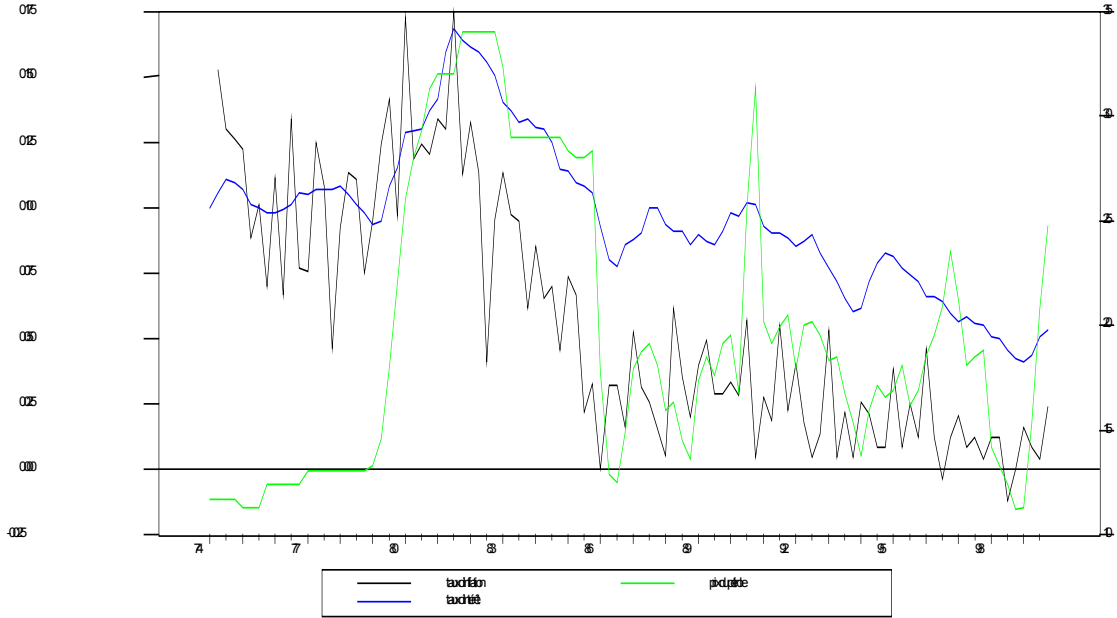
Les valeurs respectives des différents tests, avec un risque de 5%, sont : -13,70 ; -2,89 ; 4,71 ; -20,70 ; -3,45 ; 4,88 ; 6,49.

Annexe 3.3 : graphiques

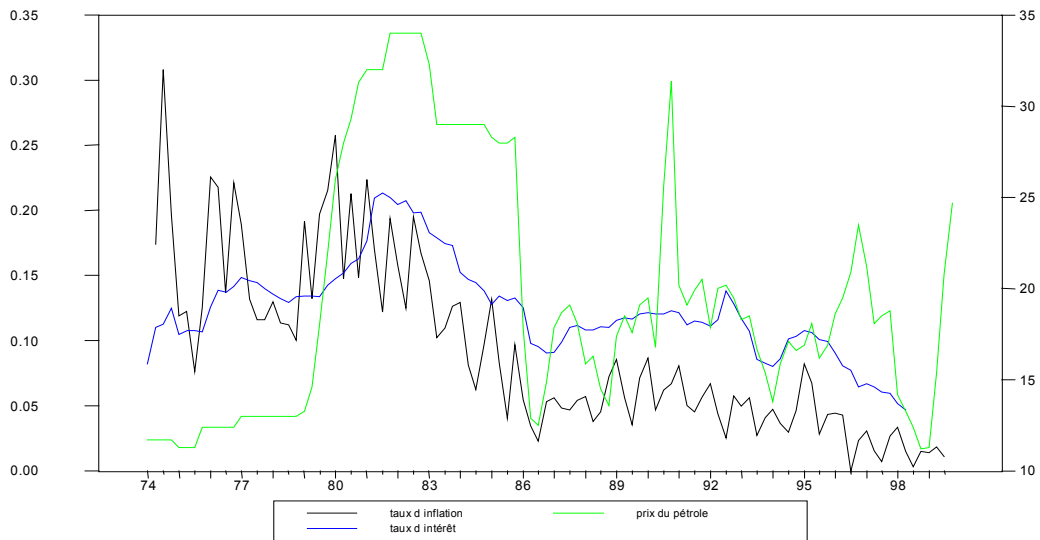
*Allemagne : taux d'intérêt, taux d'inflation et prix du pétrole*



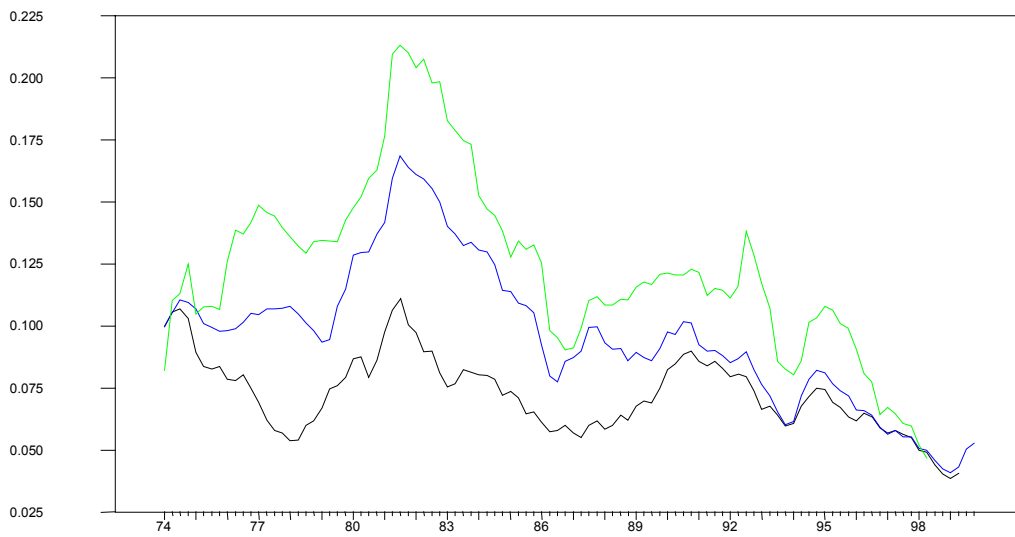
*France : taux d'intérêt, taux d'inflation et prix du pétrole*



*Italie : taux d'intérêt, taux d'inflation et prix du pétrole*



*Taux à long terme  
(de bas en haut : Allemagne, France, Italie)*



## *Bibliographie*

- Allégret J.P. et Goux J.F. (1999), « Taux d'intérêt et anticipation d'inflation : une analyse fisherienne des politiques monétaires de cible directe d'inflation », *working paper*, à paraître.
- Amisano G., Cesura M., Giannini C., Seghelini M. (1998), « The transmission mechanism among italian interest rates », *Statistica*.
- Amisano G., Giannini C. (1997), *Topics in structural VAR econometrics*, 2<sup>ème</sup> édition, Springer Verlag, New York.
- Armour J., Atta-Mensah J., Engert W. et Hendry S. (1996), " A distant-early-warning model of inflation based on M1 disequilibria ", *Bank of Canada, Working Paper*, n°96-5, April.
- Artus P. (1996), " Taux d'intérêt réels et inflation ", *CDC, Document de travail, Série Macroéconomie*, n°1996-04/F, Septembre.
- Artus P. (1997), " Which objectives for a central bank ? ", *CDC, Document de travail, Série Macroéconomie*, n°1997-07/MA, Avril.
- Artus P. (1998), "L'inflation anticipée est-elle un bon objectif intermédiaire pour une banque centrale ? La comparaison avec l'objectif final", *CDC, Document de travail, Série Macroéconomie*, n° 1998-30/MA, novembre.
- Astley M.S. et Haldane A.G. (1995), " Money as an indicator ", *Bank of England, Working Paper Series*, n°35, May.
- Barran F., Coudert V. et Mojon B. (1995), " Taux d'intérêt, spreads, comportement bancaire - les effets sur l'activité réelle ", *Revue Economique*, vol.46, n°3, 1995, p.625-634.
- Baumgartner J. et Ramaswamy R. (1996), " Inflation targeting in the United Kingdom : information content of financial and monetary variables ", *IMF Working Paper*, WP/96/44, May.
- Baumgartner J., Ramaswamy R. et Zettergren G. (1997), " Monetary policy and leading indicators of inflation in Sweden ", *IMF Working Paper*, WP/97/34, April.
- BCE (1999), « La stratégie de politique monétaire axée sur la stabilité de l'Eurosystème », *Bulletin mensuel de la BCE*, janvier, p. 41-53.
- BCE (2000), « Les informations contenues dans les taux d'intérêt et les instruments dérivés de taux pour la politique monétaire », *Bulletin mensuel de la BCE*, mai, p. 37-56.
- Berk J.M., Van Bergeijk P. (2000), « Is the yield curve a useful information variable for the eurosystem ? », *Working paper n°11, European Central Bank, Working paper series*, February.
- Bernanke B.S. et Mishkin F.S. (1997), " Inflation targeting : a new framework for monetary policy ? ", *Journal of Economic Perspectives*, vol.11, n°2, p.97-116.
- Bernard H. et Gerlach S. (1996), " Does the term structure predict recessions ? The international evidence ", *BIS, Working Paper*, n°37, September.
- Bisignano J. (1995), " Varieties of monetary policy operating procedures : balancing monetary objectives with market efficiency ", *BIS Working Paper*, n°35, July.

- Blundell-Wignall A., Browne F. et Manasse P. (1990), " La politique monétaire dans le contexte de la libéralisation financière ", *Revue Economique de l'OCDE*, n°15, Automne, p.163-195.
- Borio E.V.C. (1996), « Credit characteristics and the monetary transmission mechanism in fourteen industrial countries », *Financial and monetary studies*, vol 31, Kluwer academics.
- Borio E.V.C. et Fritz W. (1995), « The response of short term bank lending rates : a cross country perspective », in BIS *Financial structure and the monetary policy transmission mechanism*.
- Bouscharain L., Herbet J.B., Menard L. (1999), « Les réactions des économies européennes à une hausse des taux d'intérêt », *Note de conjoncture*, INSEE, décembre, p. 16-25.
- Coppock L., Poitras M. (2000), « Evaluating the Fisher effect in long-term cross-country averages », *International Review of Economics and Finance*, 9, p. 181-192.
- Crowder W., Hoffman D. (1996), « The long run relationship between nominal interest rates and inflation : the Fisher equation revisited », *Journal of Money, Credit and Banking*, 28, p. 102-118.
- Davis E.P. et Henry S.G.B. (1994), " The use of financial spreads as indicator variables : evidence for the United Kingdom and Germany ", *IMF Staff Papers*, vol.41, n°3, p.517-525.
- Day J. et Lange R. (1997), " The structure of interest rates in Canada : information content about medium-term inflation ", *Bank of Canada, Working Paper*, n°97-10.
- De Bandt O. (1991), " Politique monétaire et agrégats de monnaie en France ", *Bulletin de la Banque de France*, n°78, Juin, p.79-93.
- Dickey D., Fuller W. (1981), "Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root", *Econometrica*, 49, p. 1057-1072.
- Doan T. (1992), *RATS, User's manual version 4*, Estima..
- Duck N. (1993), « Some international evidence on the quantity theory of money », *Journal of Money, Credit and Banking*, 25, p. 1-12.
- Engle R. F., Granger C. W. (1987), "Co-integration and error correction : representation, estimation and testing", *Econometrica*, 55, p. 251-276.
- Engle R.F., Hendry D.F., Richard J.F. (1983), "Exogeneity", *Econometrica*, 51, p. 277-304.
- Engsted T.(1995), " Does the long-term interest rate predict future inflation ? A multi-country analysis ", *The Review of Economics and Statistics*, vol. 77, n° 1, février, p. 42-54.
- Estrella A. et Mishkin F.S. (1995), " The term structure of interest rates and its role in monetary policy for the European Central Bank ", *NBER Working Paper*, n°5279, September.
- Estrella A. et Mishkin F.S. (1996), " Predicting US recessions : financial variables as leading indicators ", *Federal Reserve Bank of New-York, Research Paper*, n°9609, May.
- Evans M., Lewis K. (1995), « Do expected shifts in inflation affect estimates of the long-run Fisher relation ? », *Journal of Finance*, 50, p. 225-253.
- Fama E. (1975), « Short term interest rates as predictors of inflation », *American Economic Review*, juin, 65, p.269-282.

- Frankel J. (1992), « A technique for extracting a measure of expected inflation from the interest rate term structure », reproduit in J. Frankel (ed.), *Financial markets and monetary policy*, MIT Press, Cambridge, Mass., p.107-116.
- Frankel J. et Lown C. (1994), « An indicator of future inflation extracted from the steepness of the interest rate yield curve along its entire length », *Financial markets and monetary policy*, MIT Press, Cambridge, Mass., p.117-130.
- Freedman (1989), "Monetary policy in the 1990s : lessons and challenges", in *Monetary Policy Issues in the 1990s*, a symposium sponsored by The Federal Reserve Bank of Kansas City, p.1-45.
- Freedman C. (1996), "What operating procedures should be adopted to maintain price stability ? Practical issues", in Federal Reserve Bank of Kansas City, *Achieving price stability*, p.241-286.
- Friedman B.M. (1975), "Targets, instruments, and indicators of monetary policy", *Journal of Monetary Economics*, vol.1, p.443-473.
- Friedman B.M. (1988), "Monetary policy without quantity variables", *American Economic Review*, vol.78, n°2, p.440-445.
- Friedman B.M. (1990), "Targets and instruments of monetary policy", in B.M. Friedman et F.H. Hahn (eds), *Handbook of monetary economics*, vol.2, Amsterdam, Elsevier Science Pub., p.1186-1230.
- Friedman B.M. (1994a), "Discussion", in J.C. Fuhrer (ed.), *op. cit.*, p.122-129.
- Friedman B.M. (1994b), "The role of judgment and discretion in the conduct of monetary policy : consequences of changing financial markets", in Federal Reserve Bank of Kansas City, *Changing capital markets : implications for monetary policy*, p.151-196.
- Friedman B.M. (1996), "The rise and fall of money growth targets as guidelines for US monetary policy", *NBER Working Paper Series*, n°5465, January.
- Friedman B.M. et Kuttner K.N. (1992), "Money, income, prices, and interest rates", *American Economic Review*, vol.82, n°3, p.472-492.
- Fuhrer J.C. (ed.) (1994), *Goals, guidelines, and constraints facing monetary policymakers*, Federal Reserve Bank of Boston, Conference Series n°38.
- Green J.H. (1996), "Inflation targeting : theory and policy implications", *IMF Staff Papers*, vol 43, n°4, décembre, p. 779-795.
- Haldane A. (1995), "Inflation targets", *Bank of England Quarterly Bulletin*, vol.35, n°3, p.250-259.
- Hansen H., Juselius K. (1995), *Cats in Rats. Cointegration analysis of time series*, Estima.
- Holden D., Perman R. (1994), "Unit roots and cointegration for the economist", in Rao B. (1994), chap. 3, p. 47-112.
- Ireland P.N. (1996), "Long-term interest rates and inflation : a Fisherian approach", *Economic Quarterly*, Federal Reserve Bank of Richmond, vol.82, 1, p.21-35.
- Johansen S. (1988), "Statistical analysis of cointegration vectors", *Journal of economic dynamics and control*, 12, p. 231-254.
- Johansen S. (1991), "Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in gaussian vector autoregressive models", *Econometrica*, 59, p. 1551-1580.
- Johansen S. (1995), *Likelihood-based inference in cointegrated vector auto-regressive models*, Oxford University Press.

- Johansen S., Juselius K. (1990), "Maximum likelihood estimation and inference on cointegration - with applications to the demand for money", *Oxford bulletin of economics and statistics*, 52, 2, p. 169-211.
- Johansen S., Juselius K. (1992): "Testing structural hypotheses in a multivariate cointegration analysis of the PPP and the UIP for UK", *Journal of econometrics*, 53, p. 211-244.
- Johansen S., Juselius K. (1994), "Identification of the long run and the short run structure. An application to the ISLM model", *Journal of Econometrics*.
- Johansen S., Juselius K. (1994), "The full information maximum likelihood procedure for inference on cointegration - with application to the demand of money", *Oxford bulletin of economics and statistics*, 52, p. 169-210.
- Jondeau E. (1999), "Le contenu en information des indicateurs des marchés financiers", *Bulletin de la Banque de France*, n° 61, Janvier, p. 95-100.
- Jondeau E. et Sédillot F. (1998), "La prévision des taux longs français et allemands à partir d'un modèle à anticipations rationnelles", Communication aux 15ème Journées Internationales d'Economie Monétaire et Bancaire, Toulouse, Juin.
- Leiderman L. et Svensson L.E.O. (eds) (1995), *Inflation targets*, CEPR, Londres.
- Mankiw N.G. (ed.) (1994), *Monetary policy*, NBER Studies in Business Cycles, vol.29, The University of Chicago Press, Chicago.
- Mehra Y.P. (1994), "An error-correction model of the long-term bond rate", *Economic Quarterly*, Federal Reserve Bank of Richmond, vol.80, 4, p.49-68.
- Mishkin F.S. (1990a), "What does the term structure tell us about future inflation", *Journal of Monetary Economics*, 25, p.77-95.
- Mishkin F.S. (1990b), "The information in the longer-maturity term structure about future inflation", *Quarterly Journal of Economics*, 105(3), p. 815-828.
- Mishkin F.S. (1992), « Is the Fisher effect for real ? A reexamination of the relationship between inflation and interest rates », *Journal of Monetary Economics*, 30, p. 195-215.
- Mojon B. (1998), « Structures financières et transmission de la politique monétaire en Europe. Analyses comparatives de l'Allemagne, la France, l'Italie et le Royaume Uni », *Document de travail du CEPII*.
- Mosconi R., Giannini C. (1992), « Non-Causality in Cointegrated Systems: Representation, Estimation and Testing », *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54, 3, p. 399-417.
- Pelaez R. (1995), « The Fisher effect: reprise », *Journal of Macroeconomics*, 17, p. 333-346.
- Perron P. (1989), "The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis", *Econometrica*, vol 10, n° 2, p. 1361-1401.
- Rao B. (1994), *Cointegration for the applied economist*, Mac Millan.
- Saint-Amant P. (1996), « Decomposing US nominal interest rates into expected inflation and ex ante real interest rates using structural VAR methodology », Bank of Canada, *Working Paper*, n° 96-2.
- Salanié P. (1999), « Guide pratique des séries non stationnaires », *Economie et prévision*, n° 137, p. 119-141.
- Sims C. (1980), "Macroeconomics and reality", *Econometrica*, janvier.
- Sims C. (1980), "Macroeconomics and reality", *Econometrica*, janvier.



- Stock J.H., Watson M.W. (1988), "Variable trends in economic time series", *Journal of economic perspectives*, vol 2, n° 3, p. 147-174.
- Summers L.H. (1986), « Estimating the long run relationship between interest rates and inflation », *Journal of Monetary Economics*, 18, p. 77-86.
- Svensson L.E.O. (1997), "Inflation forecast targeting : implementing and monitoring inflation targets", *European Economic Review*, vol. 41, p. 1111-1146.