

Rationalité des anticipations et modèle de taux naturel : quelques résultats économétriques concernant la France

Françoise HYAFIL *

RÉSUMÉ. — Cet article présente, pour la France, un certain nombre de résultats économétriques concernant la proposition dite « d'inefficacité des politiques de gestion de la demande ». Les résultats obtenus lorsque le PIB réel est associé successivement aux variables nominales : inflation et masse monétaire conduisent à rejeter l'hypothèse jointe de neutralité et de rationalité. L'hypothèse de neutralité testée séparément est également rejetée; l'hypothèse de rationalité par contre, est rejetée dans le cas de l'inflation et acceptée dans le cas de la masse monétaire.

Rational Expectations and the Natural Rate Model : Some Evidence for France

ABSTRACT. — In this paper, the policy ineffectiveness proposition is empirically evaluated for France. The results of the tests presented here, have been obtained from quarterly data, with successively the inflation rate and the money growth as the aggregate demand policy variable and the GDP as real variable. It turns out that the rationality and the neutrality hypothesis are jointly rejected. The separate test for the neutrality hypothesis also leads to a rejection. The evidence for the rationality hypothesis is mixed; The hypothesis is rejected in the case of inflation, but it is accepted in the case of the money growth.

* F. HYAFIL : Université Paris-V, Chercheur-visiteur à Brown University (Rhode-Island, USA). Cette recherche a bénéficié d'un soutien financier de la part du Ministère de la Recherche et de l'Enseignement Supérieur (projet n° 87. A. 0640), ainsi que de la part du Service des Bourses de Recherche Scientifique et Technique de l'OTAN. L'auteur remercie Jérôme Stein ainsi que deux rapporteurs anonymes qui lui ont permis d'améliorer une première version de ce travail. L'auteur tient à remercier également l'équipe de développement du programme SAS (États-Unis, Caroline du Nord) et plus particulièrement Donna Woodward, pour l'aide qui lui a été apportée en prolongeant la macro-instruction %PDL liée à la procédure SYSNLIN, de façon à obtenir directement les valeurs, écart-types et T de Student associés aux coefficients, lorsque ceux-ci sont soumis à une contrainte polynomiale. L'auteur reste cependant, bien évidemment responsable des erreurs qui ont pu subsister.

1 Introduction

L'Hypothèse du taux naturel, initialement développée par PHELPS [1967] et FRIEDMAN [1968] relie les fluctuations cycliques des agrégats économiques réels aux erreurs d'anticipation d'inflation. De façon plus précise, le comportement des agents privés reposant sur des anticipations exactes d'inflation engendre des niveaux uniques d'emploi de production ou de chômage surnommés « taux naturels ». Un taux d'inflation observé supérieur (inférieur) au taux anticipé aura pour conséquence un niveau de production ou d'emploi supérieur (inférieur) au taux naturel.

L'idée novatrice des anticipations rationnelles, introduite initialement par MUTH [1961],¹ alliée à celle du taux naturel eut, tout au moins dans un premier temps, des conséquences drastiques. Toute politique de gestion de la demande obéissant à une règle de contrôle de type déterministe, ne peut avoir d'effet réel, même à court terme. BARRO [1976] montre d'autre part, qu'une politique monétaire de type purement aléatoire ne peut qu'accroître l'ampleur des fluctuations de la production ou de l'emploi autour de leur niveau naturel.

Baptisée par MODIGLIANI [1977] « Macro Rational Expectation Hypothesis » et principalement développée par LUCAS [1972], SARGENT-WALLACE [1975] cette propriété de neutralité ou d'inefficacité des politiques économiques remettait en question les principes centraux de la macroéconomie d'inspiration keynésienne.

Par la suite, d'autres modèles furent élaborés au sein desquels les politiques de stabilisation retrouvaient leur rôle. Toujours dans la tradition de l'équilibre des marchés, un premier type d'argument développé par FISCHER [1979], consiste à introduire un effet de l'inflation anticipée sur l'évolution du stock de capital. Un second type d'argument introduit par SARGENT [1973] et TURNOVSKY [1980] consiste à rendre disponible l'information relative à la période courante dans le processus de formation des anticipations relatives aux périodes futures. Cependant, l'objection la plus forte avancée à l'encontre de la proposition de neutralité se fonde sur une remise en cause de l'hypothèse de flexibilité des prix. FISCHER [1977] et TAYLOR [1979 *a*, 1979 *b*] redonnent une place aux politiques de stabilisation en introduisant une rigidité des salaires à court terme par l'intermédiaire de contrats négociés sur deux ou plusieurs périodes. Ils établissent que les composantes anticipées et non anticipées d'une politique monétaire activiste peuvent affecter à court terme la production réelle même si elles n'ont pas d'effet sur le long terme. Il apparaît donc aujourd'hui, à la lumière des différents travaux de nature théorique, réalisés sur ce thème que la prise en compte de l'hypothèse

1. Selon cette hypothèse, l'anticipation relative à la variable X_t , faite par les agents à la date $t-1$ pour la date t est égale à l'espérance mathématique conditionnelle de cette variable compte tenu de l'information disponible en $t-1$, soit $X_t^a = E(X_t | I_{t-1})$.

d'anticipations rationnelles dans les modèles macroéconomiques n'a pas eu pour conséquence de détruire mais plutôt d'affaiblir la pertinence des politiques de stabilisation, en rendant plus difficiles à réaliser les conditions nécessaires à leur réussite.

Le recours à une investigation de type économétrique apparaît donc comme d'autant plus nécessaire, le débat pouvant difficilement être clos sur la base d'arguments purement théoriques.

Cet article présente pour la France, les résultats du test des hypothèses, jointes et séparées, de neutralité des grandeurs nominales et de rationalité des anticipations. L'agrégat réel retenu est le PIB; deux grandeurs nominales ont été successivement retenues : l'inflation et la masse monétaire. Les résultats ont été obtenus à partir de données trimestrielles, sur la période : 67-2/88-1.

La partie II expose le cadre général du modèle ainsi que la procédure économétrique mise en place pour le tester. La partie III présente les résultats empiriques et les compare aux résultats obtenus, dans le cadre de cette même méthodologie, pour d'autres pays.

Enfin la conclusion reprend l'essentiel des résultats obtenus.

2 Le modèle de taux naturel

Ce modèle s'écrit :

$$(1) \quad Y_t = Y_{nt} + \sum_{i=0}^n \alpha_i \{ X_{t-i} - X_{t-i}^a \} + u_t$$

avec :

Y_t : la grandeur réelle étudiée : emploi, chômage ou production;

Y_{nt} : le niveau ou taux « naturel » qui lui est associé. Celui-ci dépend des caractéristiques microéconomiques des marchés. Il peut évoluer dans le temps, sous l'effet par exemple de facteurs démographiques mais également en fonction du niveau du stock de capital ou de la productivité;²

X_t : la variable nominale ou variable de politique économique, comme le taux d'inflation, la croissance de la masse monétaire ou du revenu nominal;

X_t^a : l'anticipation de la variable X, faite en $t-1$ et relative à la période t ;

u_t : le terme d'erreur.

2. FRIEDMAN [1968] définit le taux naturel comme « déterminé dans le long terme à partir des équations d'équilibre général d'un système walrasien qui prendraient en compte les imperfections des marchés ».

En raison des coûts d'ajustement, les erreurs passées peuvent affecter indirectement Y_t par l'intermédiaire de ses valeurs passées, ce qui explique la prise en compte d'un certain nombre de retards dans le modèle (voir McCALLUM [1979]).

La forme plus générale (2) permet de comparer les effets respectifs des composantes anticipées et non anticipées de la variable nominale :

$$(2) \quad Y_t = Y_{nt} + \sum_{i=0}^n \alpha_i \{ X_{t-i} - X_{t-i}^a \} + \sum_{i=0}^n \beta_i X_{t-i}^a + u_t.$$

Il est supposé que les modèles (1) et (2) sont de vraies formes réduites, autrement dit, que les variables figurant à droite de l'équation de chacun des modèles sont exogènes et donc non corrélées avec le terme d'erreur.

L'hypothèse d'anticipations rationnelles implique que les agents forment leurs anticipations de façon optimale, à partir de toute l'information dont ils disposent. Les anticipations relatives à la variable X peuvent être déduites à partir d'un modèle linéaire de prévision, soit :

$$(3) \quad X_t^a = a Z_{t-1} + b \quad \text{avec} \quad X_t = a Z_{t-1} + b + e_t$$

où Z_{t-1} représente un vecteur de variables connues à l'instant $t-1$ (pouvant éventuellement inclure des variables relatives aux périodes antérieures à $t-1$) et e_t un terme d'erreur. (b)

On utilise ici la méthodologie développée par MISHKIN [1982 a, 1982 b, 1983]. Cette méthodologie consiste à estimer conjointement par une procédure non linéaire, l'équation d'anticipation et l'équation réelle. Elle permet de tester conjointement et/ou séparément les hypothèses de rationalité des anticipations et de neutralité.

Un test du rapport de vraisemblance appliqué au système contraint :

$$(A) \quad \begin{cases} X_t = a Z_{t-1} + b + e_t \\ Y_t = Y_{nt} + \sum_{i=0}^n \alpha_i \{ X_{t-i} - a Z_{t-1-i} - b \} + u_t. \end{cases}$$

et au système non contraint :

$$(B) \quad \begin{cases} X_t = a Z_{t-1} + b + e_t \\ Y_t = Y_{nt} + \sum_{i=0}^n \alpha_i \{ X_{t-i} - a^* Z_{t-1-i} - b^* \} + \sum_{i=0}^n \beta_i \{ a^* Z_{t-1-i} + b^* \} + u_t. \end{cases}$$

permet d'examiner la validité conjointe des hypothèses de rationalité et de neutralité.

Les tests sont conduits en comparant la somme des carrés des résidus des systèmes contraint (SSRC) et non contraint (SSRNC). La statistique du rapport de vraisemblance, utilisée a pour expression : $2N \log(SSRC/SSRNC)$, où N représente le nombre d'observations. Cette statistique est distribuée sous l'hypothèse nulle selon un $\chi_2(q)$, où q est égal au nombre de contraintes testées, ou encore au nombre de paramètres

identifiables estimés dans le système non contraint diminué du nombre de paramètres identifiables estimés dans le système contraint.

Dans le cas d'un rejet des deux hypothèses retenues conjointement, il est possible, en relâchant successivement chacune d'elles, de déterminer laquelle contribue le plus à ce rejet.³

Tester l'hypothèse de neutralité ($\beta_i = 0$, pour tout i) en maintenant l'hypothèse de rationalité ($a = a^*$, et $b = b^*$) revient à comparer le système (A) au système non contraint (C):

$$(C) \begin{cases} X_t = aZ_{t-1} + b + e_t \\ Y_t = Y_m + \sum_{i=0}^n \alpha_i \{ X_{t-i} - aZ_{t-1-i} - b \} + \sum_{i=0}^n \beta_i \{ aZ_{t-1-i} + b \} + u_t. \end{cases}$$

Tester l'hypothèse de rationalité en maintenant l'hypothèse de neutralité revient à comparer le système (A) au système non contraint (D)

$$(D) \begin{cases} X_t = aZ_{t-1} + b + e_t \\ Y_t = Y_m + \sum_{i=0}^n \alpha_i \{ X_{t-i} - a^*Z_{t-1-i} - b^* \} + u_t \end{cases}$$

Les estimations ont été réalisées à l'aide de la procédure SYSNLIN du programme SAS, le PIB réel (PIBV) a été successivement associé aux deux grandeurs nominales suivantes : le taux d'inflation calculé à partir du déflateur du PIB⁴ et le taux de croissance de la masse monétaire.

3 Résultats empiriques

3.1. Détermination des anticipations

La spécification de l'équation d'anticipation ne peut reposer sur des considérations purement théoriques. En effet, une variable peut se révéler être un bon prédicteur de X_t , sans qu'aucune justification théorique puisse être avancée, dans la mesure où les responsables politiques peuvent néanmoins prendre en compte cette variable dans la conduite de leur politique.

3. Ce qui n'est pas possible lorsque l'on retient une procédure d'estimation en deux étapes comme c'est le cas dans un certain nombre d'études sur ce sujet (voir par exemple : BARRO [1977, 1978, 1979], SMALL [1979], BARRO et RUSH [1980]). Les équations (1) ou (2) et (3) sont estimées séparément par la méthode des moindres carrés ordinaires; la composante non anticipée de la variable X étant alors construite à partir des résidus obtenus lors de l'estimation de l'équation (3).

4. Le modèle renvoie alors à une fonction d'offre de LUCAS [1973]

C'est pourquoi, une approche de type purement statistique est en général retenue pour déterminer quelles sont les variables pertinentes à retenir. La procédure statistique adoptée ici pour sélectionner les composantes du vecteur Z , repose sur le concept de causalité de Granger.⁵ Cette méthode consiste dans un premier temps, à estimer un modèle explicatif de la variable nominale X_t , à partir d'un large ensemble de variables supposées résumer toute l'information disponible en $t-1$. Pour spécifier l'équation finale d'anticipation, on sélectionne les variables dont les valeurs retardées possèdent le plus grand pouvoir explicatif (mesuré par le F de Fisher). Cette méthode a l'avantage d'imposer une certaine discipline dans la recherche des variables à retenir. Il n'est pas exclu cependant que certaines variables pertinentes puissent être oubliées dans la mesure où réintroduites une à une dans la forme finale elles peuvent se révéler significatives.⁶

L'ensemble d'information est supposé constitué des variables suivantes : les quatre valeurs retardées de la variable X_t elle-même, ainsi que les quatre valeurs retardées des variables macroéconomiques suivantes : CMR le taux de l'argent au jour le jour, WH le salaire horaire dans le secteur manufacturier, IRM le prix des matières premières importées, DEFPU le déficit public, DPU les dépenses publiques, SC le solde courant, PIBV la production réelle, ainsi que les variables de change suivantes : dans le cas de la masse monétaire, E^{US} et E^{DM} le taux de change du Franc par rapport respectivement au Dollar et au Mark; dans le cas de l'inflation E le taux de change pondéré du Franc par rapport au Mark et au Dollar (voir en annexe l'origine des données ainsi qu'une définition plus précise des variables).⁷ Toutes les variables sont exprimées sous forme de différence de logarithmes, à l'exception de DEFPU et SC qui sont exprimées en niveau et de CMR, exprimée en différence de niveaux.

Le tableau 1 présente les résultats des tests de Fisher lorsque l'on retient successivement comme variable nominale l'inflation (P) et la masse monétaire ($M1$).

5. GRANGER [1969] propose la définition suivante de la causalité : Y cause X si dans la projection de X_t sur les valeurs passées de X et de Y , soit :

$$(1) \quad X_t = \sum_{j=1}^{\infty} a_j X_{t-j} + \sum_{j=1}^{\infty} b_j Y_{t-j} + u_t$$

les coefficients b_j ne sont pas tous nuls.

SARGENT [1976 a] élargit ce test au cas multivarié en ajoutant d'autres variables au côté droit du modèle (1). Ainsi, dans le cas de trois variables, X , Y et Z , tester la causalité de Z vers X , étant donné Y , revient à tester l'hypothèse selon laquelle $c_j = 0$ pour tout j , dans la projection de X sur les valeurs passées de X , Y et Z soit :

$$X_t = \sum_{j=1}^{\infty} a_j X_{t-j} + \sum_{j=1}^{\infty} b_j Y_{t-j} + \sum_{j=1}^{\infty} c_j Z_{t-j} + U_t$$

6. MISHKIN [1983, p. 54] montre que dans ce cas, si les paramètres estimés ne sont plus convergents, les résultats des tests de rationalité et de neutralité n'en demeurent pas moins valides.
7. Il convient de souligner également une difficulté pratique liée à cette méthode, dans la mesure où certaines de ces variables sont publiées avec un trimestre ou plus de retard.

TABLEAU 1

Période d'estimation : 1967-2/1988-1.

Statistique de Fisher		
Variable expliquée	P	M1
P	1,67 (0,17)	2,13 (0,09)
M1	1,25 (0,30)	7,50** (0,1 · 10 ⁻³)
CMR	3,09* (0,02)	1,74 (0,16)
WH	2,59* (0,04)	0,88 (0,48)
IRM	0,70 (0,59)	1,08 (0,38)
DEFPU	1,42 (0,24)	1,01 (0,41)
DPU	0,85 (0,50)	0,82 (0,52)
SC	0,75 (0,54)	0,70 (0,59)
PIBV	7,22** (0,15 · 10 ⁻³)	0,89 (0,48)
E	0,25 (0,91)	—
E ^{DM}	—	3,83** (0,01)
E ^{US}	—	1,72 (0,16)

Notes : * Significatif à 5 % ; ** significatif à 1 %. Le niveau de significativité figure entre parenthèses.

On a choisi de retenir dans le modèle final d'anticipation les variables pour lesquelles la statistique de Fisher associée aux quatre valeurs retardées a un niveau de significativité supérieur à 5 %. Cette statistique est distribuée ici selon un F(4,43) dans le cas de l'inflation et selon un F(4,39) dans le cas de la masse monétaire.

Ceci nous conduit à retenir comme modèle d'anticipation, le modèle suivant :

$$P_t = 0,008$$

$$(0,003)$$

$$+ 0,175 WH_{t-1} + 0,190 WH_{t-2} + 0,066 WH_{t-3} + 0,104 WH_{t-4}$$

$$(0,070) \quad (0,078) \quad (0,076) \quad (0,071)$$

$$F(4,71) = 12,38**$$

$$S = 0,535(0,077)**$$

$$+0,164 \text{CMR}_{t-1} + 0,088 \text{CMR}_{t-2} + 0,207 \text{CMR}_{t-3} - 0,093 \text{CMR}_{t-4}$$

(0,083) (0,094) (0,093) (0,083)

$$F(4,71) = 4,21^{**}$$

$$S = 0,366 (0,125)^{**}$$

$$-0,299 \text{PIBV}_{t-1} - 0,154 \text{PIBV}_{t-2} - 0,148 \text{PIBV}_{t-3} - 0,034 \text{PIBV}_{t-4} + e(t)$$

(0,064) (0,070) (0,070) (0,067)

$$F(4,71) = 7,46^{**}$$

$$S = -0,635 (0,158)^{**}$$

$R^2 = 0,57$, $SEE = 0,007$, $DW = 2,04$. Période d'estimation : 67,2/88,1.

* Significatif à 5 %, ** significatif à 1 %, S représente la somme des coefficients des quatre valeurs retardées de la variable; les écart-types figurent entre parenthèses.

La stabilité des coefficients du modèle sur l'ensemble de la période ne peut pas être rejetée. En effet, la statistique de Fisher associée au test de Chow et distribuée ici selon un $F(13,54)$ a pour valeur 0,42 (niveau de significativité 0,95), lorsque l'on scinde l'ensemble de la période d'estimation en son milieu.⁸

Dans le cas de la masse monétaire, le modèle d'anticipation retenu s'écrit :⁹

$$M I_t = 0,032$$

(0,010)

$$-0,390 M I_{t-1} - 0,247 M I_{t-2} - 0,219 M I_{t-3} - 0,544 M I_{t-4}$$

(0,098) (0,106) (0,106) (0,098)

$$F(4,75) = 54,27^{**}$$

$$S = -0,312 (0,348)$$

$$-0,537 E_{t-1}^{DM} - 0,258 E_{t-2}^{DM} - 0,377 E_{t-3}^{DM} - 0,486 E_{t-4}^{DM} + e(t)$$

(0,170) (0,179) (0,178) (0,174)

$$F(4,75) = 4,45^{**}$$

$$S = 0,170 (0,271)$$

$R^2 = 0,76$, $SEE = 0,0395$, $DW = 2,14$. Période d'estimation : 67,2/88,1.

* Significatif à 5 %, ** significatif à 1 %, S représente la somme des coefficients des quatre valeurs retardées de la variable; les écart-types figurent entre parenthèses.

8. LITTERMAN et WEISS [1985] font également ressortir un rôle important des taux d'intérêt nominaux dans l'explication de l'inflation anticipée, à partir de données américaines, sur la période, 1949/2, 1983/2, et dans le cadre de l'estimation d'un système vectoriel autorégressif.

9. SARGENT [1976 b] et MISHKIN [1983] montrent que pour que l'on puisse dans le cas d'un nombre de retards N non nul, distinguer le modèle I du modèle II, les valeurs retardées d'au moins une variable autre que la variable dépendante doivent figurer dans le modèle servant à former les anticipations, ce qui est le cas pour les deux modèles présentés ci-dessus.

La stabilité des coefficients du modèle ne peut là non plus être rejetée : la statistique de Fisher associée au test de Chow et distribuée ici selon un $F(9,62)$ vaut 0,77 (niveau de significativité 0,64), toujours, lorsque l'on scinde en son milieu la période d'estimation.

3.2. Estimation du modèle de taux naturel

On a supposé que la non-stationnarité de la série réelle est bien représentée par des fluctuations stationnaires autour d'une tendance stochastique (voir NELSON et PLOSSER [1982]). En effet, les tests de DICKEY-FULLER [1981] ne permettent pas de rejeter la présence d'une racine unitaire dans le PIB réel français, sur la période considérée.¹⁰ La variable réelle Y_t est donc exprimée sous forme de logarithme de taux de croissance, et le taux naturel Y_m égal à une constante. Douze valeurs retardées des composantes anticipées et non anticipées de la variable nominale ont été retenues. Les coefficients associés à la valeur courante et aux douze valeurs retardées de chacune des composantes ont été contraints à se situer sur un polynôme de degré 4 sans contrainte finale.¹¹ L'autocorrélation des résidus a été corrigée à l'aide d'une forme autorégressive d'ordre 4 du terme d'erreur.

Les tableaux 2 et 3 présentent les résultats de l'estimation du modèle de Taux Naturel, obtenus dans le cadre du système (A). Les résultats de l'estimation du modèle n° 1 (tableau 2) où l'on retient comme variable nominale l'inflation, montrent que, contrairement à l'hypothèse « MRE », les variations anticipées de l'inflation sont plus corrélées avec les fluctuations de la production que ne le sont les variations non anticipées. Le nombre de coefficients significatifs associés aux composantes anticipées est plus élevé que celui associé aux composantes non anticipées, leur valeur absolue est en général plus élevée avec un niveau de significativité le plus souvent de l'ordre de 1%. On constate également que les coefficients associés à la composante non anticipée sont de signe négatif, ce qui là encore est contraire à ce que l'on attendrait, conformément à la fonction d'offre de Lucas, qui relie positivement les « surprises » du niveau des prix aux variations de la production.

Dans le cas de la masse monétaire, les résultats de l'estimation du modèle n° 2 présentés dans le tableau 3, font également ressortir un effet de la masse

10. L'hypothèse $a_1 = 1$ et $\beta_1 = 0$, ne peut être rejetée dans le modèle :

$$z_t = \beta_0 + \beta_1 L z_t + a_1 z_{t-1} + g_1 v_{t-1} + \dots + b_p v_{t-p} + e_t$$

avec $v_t = (1-L)z_t$, où z_t représente le logarithme de PIBV, L l'opérateur retard et e_t un bruit blanc. En effet, la statistique $\Phi 3$ (voir DICKEY-FULLER [1981], tableau VI, p. 1063) distribuée ici selon un $F(2,77)$ vaut 5,24 sur la période 67/2-88/1, lorsque l'on retient quatre valeurs retardées de la variable v_t .

11. La statistique liée au test de la contrainte polynomiale et distribuée selon un $\chi^2(16)$, dans le modèle où figurent à la fois les composantes anticipées et non anticipées, ne permet pas de rejeter l'hypothèse nulle. En effet, lorsque la variable nominale est l'inflation, cette statistique vaut : $\chi^2(16) = 16,76$, dans le cas de la masse monétaire, elle vaut : $\chi^2(16) = 5,45$; la valeur critique pour un niveau de confiance de 5% est 26,3.

TABLEAU 2

Estimation non linéaire de l'équation de PIB avec pour grandeur nominale l'inflation.

Modèle n° 1 :

$$PIBV_t = c + b_1 D_1 + b_2 D_2 + \sum_{i=0}^{12} \alpha_i \{ P_{t-i} - P_{t-i}^e \} + \sum_{i=0}^{12} \beta_i P_{t-i}^e - \tau_1 u_{t-1} - \tau_2 u_{t-2} - \tau_3 u_{t-3} - \tau_4 u_{t-4} + u_t$$

c	0,019 (0,005)**	τ_1	-0,166 (0,155)	τ_2	-0,157 (0,147)
b_1	-0,086 (0,007)**		-		-
b_2	0,048 (0,012)**	τ_3	0,339 (0,145)**	τ_4	0,178 (0,146)

Composante anticipée		Composante non anticipée	
	β_i		α_i
$i=0$	1,234 (0,353)**	$i=0$	-0,020 (0,152)
	1-0,359 (0,120)**		1-0,107 (0,122)
	2-0,893 (0,199)**		2-0,197 (0,125)
	3-0,779 (0,180)**		3-0,273 (0,113)*
	4-0,354 (0,125)**		4-0,322 (0,109)**
	5 0,124 (0,125)		5-0,339 (0,118)**
	6 0,476 (0,158)**		6-0,322 (0,124)*
	7 0,599 (0,163)**		7-0,276 (0,117)*
	8 0,466 (0,135)**		8-0,211 (0,107)
	9 0,130 (0,117)		9-0,142 (0,109)
	10-0,279 (0,138)*		10-0,089 (0,119)
	11-0,556 (0,141)**		11-0,077 (0,111)
	12-0,415 (0,201)*		12-0,139 (0,126)

R²=0,88; SEE=0,006; DW=1,97.

Période d'estimation: 1967-2/1988-1.

Notes :

D_1 et D_2 : variables muettes égales respectivement à 1 en, 1968-2 et 1968-3.

* Significatif à 5 %. ** Significatif à 1 %.

Les écarts-types figurent entre parenthèses: SEE écart-type estimé de la régression; DW statistique de Durbin-Watson.

L'estimation a été effectuée selon l'option OLS de la procédure SYSNLIN. Le processus itératif retenu pour minimiser la somme des carrés des résidus correspond à l'option METHOD =GAUSS.

monétaire anticipée sur la production même si celui-ci semble comparable à celui exercé par la masse monétaire non anticipée. On remarque également que le nombre de coefficients significatifs est bien inférieur à ce qu'il était dans le cas de l'inflation.¹²

Les résultats du test du Maximum de Vraisemblance présentés dans le tableau 4 montrent que, quelle que soit la grandeur nominale considérée,

12. Les résultats de l'estimation de l'équation réelle du système(A) où ne figurent que la composante non anticipée de la grandeur nominale viennent confirmer ces résultats. Ils ne sont pas présentés ici mais sont disponibles sur demande.

TABLEAU 3

Estimation non linéaire de l'équation de PIB avec pour grandeur nominale la masse monétaire.

Modèle n° 2 :

$$PIBV_t = c + b_1 D_1 + b_2 D_2 + \sum_{i=0}^{12} \alpha_i \{ M 1_{t-i} - M 1_{t-i}^e \} + \sum_{i=0}^{12} \beta_i M 1_{t-i}^e - \tau_1 u_{t-1} - \tau_2 u_{t-2} - \tau_3 u_{t-3} - \tau_4 u_{t-4} + u_t$$

c	0,012 (0,009)	τ_1	0,027 (0,135)	τ_2	-0,075 (0,133)
b_1	-0,077 (0,007)**	-	-	-	-
b_2	0,087 (0,007)**	τ_3	-0,228 (0,130)	τ_4	-0,017 (0,130)

Composante anticipée		Composante non anticipée	
β_i		α_i	
$i=$	0 - 0,212 (0,136)	$i=$	0 - 0,080 (0,112)
	1 - 0,088 (0,204)		1 - 0,079 (0,106)
	2 0,067 (0,239)		2 - 0,061 (0,131)
	3 0,198 (0,260)		3 - 0,038 (0,134)
	4 0,266 (0,286)		4 - 0,02 (0,141)
	5 0,252 (0,310)		5 - 0,019 (0,156)
	6 0,153 (0,317)		6 - 0,036 (0,164)
	7 - 0,016 (0,300)		7 - 0,074 (0,156)
	8 - 0,219 (0,271)		8 - 0,132 (0,138)
	9 - 0,406 (0,248)		9 - 0,204 (0,124)
	10 - 0,507 (0,235)*		10 - 0,284 (0,126)*
	11 - 0,434 (0,202)*		11 - 0,361 (0,132)**
	12 - 0,081 (0,127)		12 - 0,420 (0,136)*

R² = 0,85; SEE = 0,007; DW = 2,00.

Période d'estimation : 1967-2/1988-1.

Voir notes relatives au tableau 2.

l'hypothèse jointe de neutralité et de rationalité doit être rejetée, ce rejet s'avérant plus fort dans le cas de l'inflation que dans le cas de la masse monétaire. En effet, dans ce cas, chacune des deux hypothèses neutralité et rationalité peut être rejetée avec un niveau de confiance de 1%. Dans le cas de la masse monétaire au contraire, c'est l'hypothèse de neutralité qui apparaît comme seule responsable de ce rejet, même si ce rejet est moins fort que dans le cas précédent, le résultat des tests ne permettant pas de rejeter l'hypothèse de rationalité des anticipations en matière de croissance monétaire.

Ces résultats s'inscrivent dans la lignée de ceux obtenus dans le cadre d'autres études utilisant cette même procédure jointe d'estimation. Dans le cas des États-Unis, MISHKIN [1982 a, 1982 b] rejette l'hypothèse « MRE », lorsque vingt retards sont introduits dans le modèle et qu'est retenue une tendance de type déterministe. Ce rejet intervient quelque soit le couple

Test du Maximum de Vraisemblance

	Hypothèses jointes	Neutralité (^a)	Rationalité (^b)
<i>Var. nominale :</i>			
P	$\chi^2(12) = 78,65^{**}$	$\chi^2(5) = 46,36^{**}$	$\chi^2(11) = 24,13^{**}$
<i>Var. nominale :</i>			
M1	$\chi^2(12) = 22,98^*$	$\chi^2(5) = 17,81^{**}$	$\chi^2(7) = 5,89$

Notes :

(^a) Le nombre de degrés de liberté q de la statistique du χ^2 associée au test de l'hypothèse de neutralité, lorsque l'on suppose vérifiée l'hypothèse de rationalité, est égal au nombre de degrés de liberté du polynôme sur lequel sont contraints de se situer les coefficients, soit ici 5.

(^b) Le nombre de degrés de liberté q de la statistique du χ^2 associée au test de rationalité, lorsque l'on suppose vérifiée l'hypothèse de neutralité, est égal au nombre de paramètres identifiables estimés dans l'équation d'anticipation (soit ici, 13 dans le cas de l'inflation et 9 dans le cas de la masse monétaire) diminué du nombre de paramètres non identifiables dans le système non contraint (D), soit 2 (on vérifie en effet que les paramètres c et b^* ne sont pas identifiables (voir MISHKIN [1983], p. 37). Ils ont été fixés *a priori* lors de l'estimation. Le paramètre q vaut donc 11 dans le cas où la variable nominale est l'inflation et 7 dans le cas de la masse monétaire.

grandeur réelle-grandeur nominale retenu, en raison principalement d'un rejet de la neutralité. Par contre, les résultats concernant la rationalité des anticipations varient selon le couple grandeur réelle-grandeur nominale retenue.

A partir de données mensuelles, GOCHOCO [1985] pour le Japon rejette l'hypothèse jointe, quel que soit le type de tendance retenue. L'hypothèse de rationalité est par contre acceptée, ceci dans le cas d'un retard relativement court (11 mois) avec pour agrégat réel la production industrielle et pour grandeur nominale la masse monétaire.

5 Conclusion

Les différents résultats présentés ci-dessus conduisent à rejeter la proposition d'inefficacité des politiques de gestion de la demande, proposition soutenue par la prise en compte de l'hypothèse d'anticipation rationnelle dans le modèle de taux naturel.

Les estimations effectuées pour la France, à partir de données trimestrielles sur la période 1967-2/1988-1, montrent que les variations anticipées de l'inflation et de la croissance monétaire ont un effet réel. Même si ce résultat ressort de façon particulièrement nette dans le cas de l'inflation, il

n'en demeure pas moins vrai également dans le cas de la masse monétaire. Les tests séparés des hypothèses de rationalité et de neutralité font ressortir l'absence de neutralité comme principale cause du rejet de l'hypothèse jointe.

Les résultats concernant l'hypothèse de rationalité des anticipations sont moins décisifs. En effet, si l'hypothèse est rejetée dans le cas de l'inflation, elle est par contre acceptée dans le cas de la masse monétaire.

Il convient cependant, d'interpréter ces résultats avec prudence. En effet, ceux-ci reposent au départ sur l'hypothèse selon laquelle l'équation réelle est une vraie forme réduite. Ces résultats d'autre part ne sont valides que si l'équation d'anticipation est bien spécifiée. Enfin, on a supposé que la non stationarité de la série réelle relevait d'une tendance stochastique.

Sous ces réserves, les conclusions de cette étude, incitent à penser qu'une politique de gestion de la demande de type « systématique » peut avoir un impact sur les fluctuations cycliques de la production.

Variables et origine des données

Toutes les séries sont extraites des « International Financial Statistics » du FMI à l'exception de la série de PIB réel (PIBV) et de la série de prix du PIB (P), qui sont extraites de la publication : « Archives et Documents » de l'INSEE. Toutes les séries sont désaisonnalisées; les séries qui ne l'étaient pas originellement, comme M 1, DPU, et DEFPU l'ont été à l'aide de la procédure X 11 du programme SAS.

M 1 : Taux de croissance trimestriel de M 1, exprimé sous forme de différence première de logarithmes et calculé à partir de la série 34.

CMR : Variation du taux des emprunts contre effets privés, au jour le jour, exprimée sous forme de différence en niveau et calculée à partir de la série 60 b.

WH : Taux de croissance trimestriel du salaire horaire dans le secteur manufacturier, exprimé sous forme de différence première de logarithmes et calculé à partir de la série 65.

DEFPU : Déficit public exprimé en niveau, série 80.

IRM : Taux de croissance trimestriel du prix des matières premières importées, exprimé sous forme de différence première de logarithmes et calculé à partir de la série 63 b.

DPU : Taux de croissance trimestriel des dépenses publiques (y compris les prêts et moins les recouvrements, exprimé sous forme de différence première de logarithmes et calculé à partir de la série 82 z.

SC : Solde courant de la balance des paiements exprimé en Francs, calculé à partir des séries 77 *ad* et *rf*.

PIBV : Taux de croissance trimestriel du Produit intérieur Brut en volume, exprimé sous forme de différence première de logarithmes.

P : Taux de croissance trimestriel du déflateur du PIB, exprimé sous forme de différence première de logarithmes.

E^{US} : Taux de croissance trimestriel du taux de change du franc par rapport au dollar, exprimé sous forme de différence première de logarithmes (série *rf*).

E^M : Taux de croissance trimestriel du taux de change du franc par rapport au mark exprimé sous forme de différence première de logarithmes (séries *rf*).

E : Taux de croissance trimestriel d'un taux de change pondéré du franc par rapport au mark et au dollar exprimé sous forme de différence première de logarithmes (séries *rf*).

● Références bibliographiques

- BARRO, R. (1976). — « Rational Expectations and the Role of Monetary Policy », *Journal of Political Economy*.
- BRRO, R. (1977). — « Unanticipated Money Growth and Unemployment in the United States », *American Economic Review*, 67.
- BARRO, R. (1978). — « Unanticipated Money, Output and the Price Level in the United States », *Journal of Political Economy*, 86.
- BARRO, R. (1979). — « Unanticipated Money Growth and Unemployment in the United States: Reply », *American Economic Review*, 69.
- BARRO, R. et RUSH, M. (1980). — « Unanticipated Money and Economic Activity, In *Rational Expectations and Economic Policy*, Chicago. University of Chicago Press for the National Bureau of Economic Research.
- DICKEY, D. et FULLER, W. (1981). — « Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root », *Econometrica*, 49.
- FISHER, S. (1977). — « Long Term Contracts, Rational Expectations and the Optimal Money Supply Rule », *Journal of Political Economy*, vol. 85.
- FISHER, S. (1979). — « Anticipations and the Non-neutrality of Money », *Journal of Political Economy*, vol. 87.
- FRIEDMAN, M. (1968). — « The Role of Monetary Policy », *American Economic Review*, 58.
- GOCHOCO, M. (1986). — « Test of the Money Neutrality and Rationality Hypothesis : The case of Japan 1973-1985 », *Journal of Money Credit and Banking*, vol. 18, n° 4.
- GRANGER, C. (1969). — « Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods », *Econometrica*, 37.
- LITTELMAN, R. et WEISS, L. (1985). — « Money, Real Interest Rates and Output: A Reinterpretation of Postwar U.S. Data », *Econometrica*, 53.
- LUCAS, R. (1972). — « Expectations and the Neutrality of Money », *Journal of Economic Theory*, 4.
- LUCAS, R. (1973). — « Some International Evidence on Output-Inflation Tradeoffs », *American Economic Review*, 63.
- MCCALLUM, B. (1979). — « On the Observational Inequivalence of Classical and Keynesian Models », *Journal of Political Economy*, 87.
- MISHKIN, F. (1982 a). — « Does Anticipated Monetary Policy Matter? An econometric Investigation », *Journal of Political Economy*, 90.
- MISHKIN, F. (1982 b). — « Does Anticipated Monetary Policy Matter? Further Econometric Results », *American Economic Review*, 72.
- MISHKIN, F. (1983). — « A Rational Expectation Approach to Macroeconomics: Testing Policy Ineffectiveness and Efficient-Markets Models », Chicago: University of Chicago Press.
- MODIGLIANI, F. (1977). = « The Monetarist Controversy or, Should we Forsake Stabilization Policies?, *American Economic Review*, 67.
- MUTH, J. (1961). — « Rational Expectations and the Theory of Price Movements ». *Econometrica* 29.

- NELSON, C. et PLOSSER, C. (1982). — « Trends and Random Walk in Macroeconomic Time Series: Some Evidence and Implications », *Journal of Monetary Economics*, 10.
- PHELPS, E. (1967). — « Phillips Curves, Expectations of Inflation and Optimal Unemployment over Time », *Economica*, 34.
- SARGENT, T. (1973). — « Rational Expectations, the Real Rate of Interest and the Natural Rate of Unemployment », *Brookings Papers on Economic Activity*, vol. 2.
- SARGENT, T. (1976 a). — « A Classical Macroeconometric Model for the United States », *Journal of Political Economy*, vol. 84, n° 2.
- SARGENT, T. (1976 b). — « The Observational Equivalence of Natural and Unnatural Rate Theories of Macroeconomics », *Journal of Political Economy*, 84, n° 3.
- SARGENT, T. et WALLACE, N. (1975). — « Rational Expectations, the Optimal Monetary Instrument and the Optimal Money Supply Rule », *Journal of Political Economy*, 83.
- SMALL, D. (1979). — « Unanticipated Money Growth and Unemployment in the United States Comment », *American Economic Review*, 69.
- TAYLOR, J. (1979 a). — « Staggered Wage Setting in a Macromodel », *American Economic Review*, 69.
- TAYLOR, J. (1979 b). — « Aggregate Dynamics and Staggered Contracts », *American Economic Review*, 69.
- TURNOVSKY, S. (1980). — « The choice of Monetary Instruments under alternative forms of Price Expectations », Manchester School.