

REVUE DE STATISTIQUE APPLIQUÉE

PIERRE RICHARD AGENOR

La mesure directe des anticipations inflationnistes

Revue de statistique appliquée, tome 32, n° 2 (1984), p. 31-43

http://www.numdam.org/item?id=RSA_1984__32_2_31_0

© Société française de statistique, 1984, tous droits réservés.

L'accès aux archives de la revue « *Revue de statistique appliquée* » (<http://www.sfds.asso.fr/publicat/rsa.htm>) implique l'accord avec les conditions générales d'utilisation (<http://www.numdam.org/conditions>). Toute utilisation commerciale ou impression systématique est constitutive d'une infraction pénale. Toute copie ou impression de ce fichier doit contenir la présente mention de copyright.

NUMDAM

Article numérisé dans le cadre du programme
Numérisation de documents anciens mathématiques
<http://www.numdam.org/>

LA MESURE DIRECTE DES ANTICIPATIONS INFLATIONNISTES

Pierre Richard AGENOR

*Chargé d'enseignement aux facultés des Sciences Economiques
et de Sociologie de l'Université de Bordeaux*
Research Associate
Department of Economics
University of Liverpool
L69 3BX
Royaume-Uni

INTRODUCTION

De nombreux travaux menés en Grande-Bretagne et aux Etats-Unis au cours de ces dernières années ont abouti à l'élaboration d'une méthode de mesure directe des anticipations à partir d'informations qualitatives contenues dans les sondages d'opinion. Les principes de cette méthode sont tout d'abord exposés puis appliqués aux résultats des enquêtes mensuelles de l'INSEE sur les anticipations d'inflation des entrepreneurs, au cours de la période décembre 1973-décembre 1981. Il est montré que les prévisions inflationnistes sont, en premier lieu, *instables* et *non optimales* et, en second lieu, influencées principalement par l'évolution passée des prix effectifs.

I. LA METHODE⁽¹⁾

Considérons une population formée de N individus ; chaque individu "i" est supposé former sa propre distribution de probabilité subjective de la valeur future d'une variable quelconque, le niveau des prix par exemple, noté p . Soit p_{it+1}^*/t cette prévision, formée en t pour la période $t + 1$; c'est une variable aléatoire dont la loi de probabilité diffère en général d'un agent à l'autre ou de période à période. Trois hypothèses permettent alors de caractériser la méthode "conventionnelle" de mesure directe des prévisions :

– une modification à la hausse (resp. à la baisse) du niveau des prix futurs par rapport à son niveau actuel est supposée perceptible par l'individu i qu'à condition qu'elle soit supérieure (resp. inférieure) à un coefficient δ_{it} ; la *zone d'imperceptibilité* des variations de la valeur future des prix par rapport à la valeur actuelle est donc de $(-\delta_{it}, +\delta_{it})$. Cette zone est supposée *indépendante* des agents ($\delta_{it} = \delta_t, \forall i$) et *proportionnelle* au niveau des prix ($\delta_t = \nu p_t$) ;

(1) Les Principales références dans ce domaine sont les études de KNOBL (1974), CARLSON et PARKIN (1975), et de MENIL et BHALLA (1975). Voir également CARLSON (1977), VISCO (1979), FISHE et LAHIRI (1981), PRAET (1981), BATCHELOR (1981), PESARAN et GULAMANI (1982).

– soit $\bar{p}_{it+1/t}^*$ l'espérance mathématique de la variable aléatoire $p_{it+1/t}^*$; c'est le niveau *moyen* des prix anticipé par l'agent i à la période t . La valeur future des prix anticipée par la population totale, $p_{t+1/t}^*$, est par hypothèse égale à la moyenne arithmétique des prévisions formées au niveau individuel (la même importance est ainsi accordée à la prévision élaborée par chaque agent) :

$$p_{t+1/t}^* = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N p_{it+1/t}^*$$

La valeur moyenne des prix anticipée par l'agent i est alors supposée égale à la valeur moyenne prévue par l'ensemble de la population

$$\bar{p}_{it+1/t}^* = E(p_{it+1/t}^*) = \bar{p}_{t+1/t}^*$$

– enfin, la loi de probabilité de la prévision $p_{it+1/t}^*$ dans la population totale est supposée normale, et identique pour tous les agents ; cette loi est donc caractérisée par deux paramètres :

$$E(p_{it+1/t}^*) = \bar{p}_{t+1/t}^* \quad (1)$$

$$V(p_{it+1/t}^*) = \sigma_t^2 \quad (2)$$

Si $p_{it+1/t}^*$ suit une loi normale dans la population totale, elle suivra aussi une loi normale dans tout échantillon de taille n prélevé aléatoirement. Les paramètres (1) et (2) sont ainsi estimés par

$$m_t = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n p_{it+1/t}^*$$

$$s_t^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (p_{it+1/t}^* - m_t)^2$$

La meilleure estimation de la moyenne de la population est en effet la moyenne de l'échantillon ; un tel estimateur est sans biais, convergent et efficace. L'estimateur s^2 est également sans biais et convergent. Les résultats du sondage effectué en t permettent d'estimer la probabilité pour qu'un agent ait prévu un écart entre la valeur anticipée des prix futurs et leur valeur actuelle

- supérieur à δ_t : $\text{Prob}(p_{it+1/t}^* - p_t > \delta_t) = p_{at}$
- inférieur à $-\delta_t$: $\text{Prob}(p_{it+1/t}^* - p_t < -\delta_t) = p_{bt}$
- compris entre $(-\delta_t, +\delta_t)$: $\text{Prob}(-\delta_t < p_{it+1/t}^* - p_t < \delta_t) = p_{st}$

Soit

$$f_{at} = \text{Prob}(p_{it+1/t}^* > p_t + \delta_t) \quad (3)$$

$$f_{bt} = \text{Prob}(p_{it+1/t}^* < p_t - \delta_t) \quad (4)$$

f_{at} (resp. f_{bt}) représentant la proportion des personnes interrogées pensant que les prix futurs vont augmenter (resp. baisser) par rapport à leur valeur actuelle et f_{st} la proportion des personnes interrogées pensant que les prix futurs vont rester stables ($f_{at} + f_{bt} + f_{st} = 1$ si l'on néglige les personnes sans opinion).

En raisonnant sur des variables centrées réduites, les équations (3) et (4) peuvent s'écrire

$$\text{Prob } \frac{p_{it+1/t}^* - m_t}{s_t} > \frac{p_t + \delta_t - m_t}{s_t} = f_{at} \quad (5)$$

$$\text{Prob } \frac{p_{it+1/t}^* - m_t}{s_t} < \frac{p_t - \delta_t - m_t}{s_t} = f_{bt} \quad (6)$$

Etant donné que, par hypothèse, $p_{it+1/t}^*$ suit une loi normale, la variable $\tau = (p_{it+1/t}^* - m_t)/s_t$ suit une loi normale centrée réduite. Or, les valeurs de f_{at} et f_{bt} permettent d'obtenir par lecture de la table de la fonction intégrale de la loi de Laplace – Gauss a_t et b_t tels que

$$\text{Prob } (\tau > a_t) = f_{at} \quad (7)$$

$$\text{Prob } (\tau < b_t) = f_{bt} \quad (8)$$

Par identification des équations (5) et (7) ainsi que (6) et (8) on obtient

$$a_t = \frac{p_t + \delta_t - m_t}{s_t}$$

$$b_t = \frac{p_t - \delta_t - m_t}{s_t}$$

Soit deux équations que l'on peut résoudre pour m_t et s_t

$$m_t = p_t - \delta_t \frac{a_t + b_t}{a_t - b_t} \quad (9)$$

$$s_t = \frac{2\delta_t}{a_t - b_t} \quad (10)$$

Le coefficient δ_t étant supposé *proportionnel* au niveau actuel des prix

$$\delta_t = \nu p_t \quad (11)$$

Le taux d'inflation moyen anticipé $\dot{p}_{t+1/t}^*$ est dans ce cas égal à

$$\dot{p}_{t+1/t}^* = \frac{p_{t+1/t}^* - p_t}{p_t} = \frac{m_t}{p_t} - 1 = -\nu d_t \quad (12)$$

avec $d_t = (a_t + b_t)/(a_t - b_t)$. La valeur donnée à ν est alors supposée telle que sur la période d'analyse la valeur moyenne du taux d'inflation anticipé est égale au taux d'inflation moyen observé (hypothèse d'absence de biais) :

$$-\nu \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T d_t = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^{T-1} \dot{p}_{t+1}$$

soit

$$\nu = - \sum_{t=1}^{T-1} p_{t+1} \sum_{t=1}^T d_t \quad (13)$$

avec $\dot{p}_{t+1} = (p_{t+1} - p_t)/p_t$. Par la suite, et pour des raisons de commodité, nous supposons que la prévision du niveau des prix est formée en $t-1$ pour la période t .

II. LES ANTICIPATIONS INFLATIONNISTES DES ENTREPRENEURS FRANÇAIS, 1973-1981.

La méthode précédente a été appliquée à une analyse des enquêtes mensuelles effectuées par l'INSEE depuis 1963 sur les prévisions d'inflation des entrepreneurs⁽²⁾. La question posée est

“Quelle tendance vous paraît actuellement la plus probable pour l'évolution au cours des trois ou quatre prochains mois du niveau général des prix des produits industriels ?”

Elle appelle une réponse qualitative, puisque, pour y répondre, le chef d'entreprise interrogé doit entourer une flèche orientée vers le haut si sa réponse est “hausse”, une flèche horizontale si sa réponse est “stabilité” et une flèche orientée vers le bas si sa réponse est “baisse”. L'analyse porte sur la période allant de décembre 1973 à décembre 1981 (soit 89 observations, puisqu'il n'y a pas d'enquêtes au mois d'août), le choix de la période étant fonction des séries mensuelles de taux de salaires disponibles.

Le seuil d'imperceptibilité, calculé sous l'hypothèse d'absence de biais sur l'ensemble de la période (équation 13) est égal à 0.36. Ce paramètre signifie que les agents n'anticipent aucune variation des prix tant que le taux d'inflation mensuel effectif est compris entre $\pm 0.36\%$.

Le tableau I permet d'étudier d'une part l'évolution sur l'ensemble de la période et par sous-périodes des valeurs moyennes et de la variabilité des taux d'inflation effectifs et anticipés, et d'autre part l'évolution de l'erreur de prévision ($e = \dot{p} - \dot{p}^*$). La figure 1 représente l'évolution des taux d'inflation effectifs et anticipés, tandis que les variations non prévues des prix sont représentés dans la figure 2.

TABLEAU I

	m	σ	v	min.	max.
P_t					
déc. 73-déc. 81	0.6811	1.2653	1.8776	- 1.6700	5.5650
déc. 73-déc. 77	0.5182	1.6396	3.1638	- 1.6700	5.5650
janv. 78-déc. 81	0.8470	0.6853	0.8085	- 0.3720	2.1672
$P_{t/t-1}^*$					
déc. 73-déc. 81	0.6780	0.4541	0.6697	0.1872	3.4577
déc. 73-déc. 77	0.6441	0.6006	0.9324	0.1872	3.4527
janv. 78-déc. 81	0.7127	0.2247	0.3152	0.4024	1.3254
e_t^*					
déc. 73-déc. 81	- 0.1245	0.9228	- 7.4073	- 2.2528	2.2386
déc. 73-déc. 77	- 0.4175	1.0204	- 2.4436	- 2.2528	2.2386
janv. 78-déc. 81	0.1584	0.7953	5.0207	- 1.3124	2.1444

m : moyenne ; σ : écart-type ; v : coefficient de variation

(2) G. DENIS (1979) ainsi que J.M. ROUSSEAU et J.P. SARDIN (1982) ont également analysé les résultats de ces enquêtes.

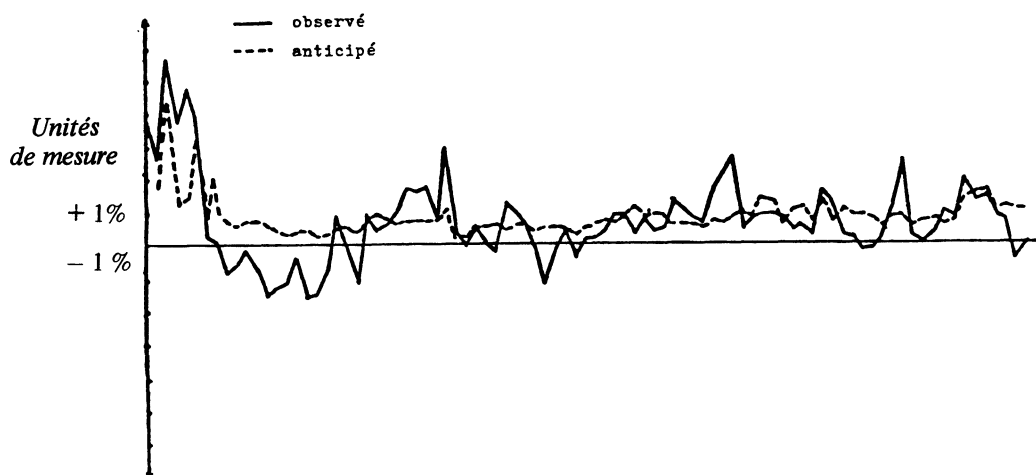


Figure 1

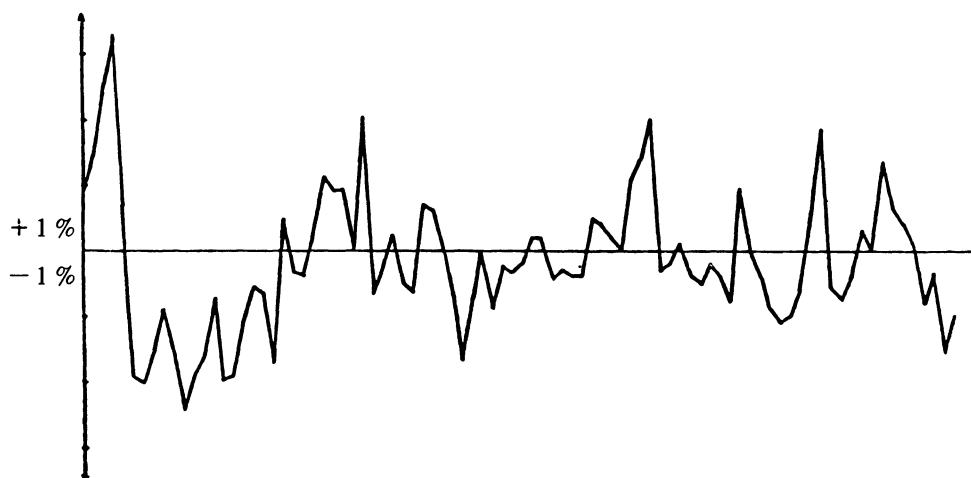


Figure 2

L'examen des résultats conduit aux conclusions suivantes⁽³⁾ :

- dans le contexte inflationniste qui prévaut depuis le début des années soixante dix, les anticipations de prix se font toujours à la hausse ; elles ont cependant un caractère *instable* qui semble, au moins en partie, lié à l'évolution effective du taux d'inflation ;
- le taux d'inflation effectif est beaucoup plus variable que le taux mesuré ;
- les taux d'inflation effectif et anticipé ont *en moyenne augmenté* entre

(3) La série de taux d'inflation anticipés est reproduite dans l'Annexe III (tableau A.III.a) de notre thèse.

la première et la seconde sous-période ; leur *variabilité* a cependant diminué ;

- le taux d'inflation moyen observé sur l'ensemble de la période est à peu près correctement prévu ; ce résultat est directement lié aux hypothèses faites pour le calcul du seuil d'imperceptibilité. Au cours de la première sous-période cependant, le taux d'inflation effectif est *sur-évalué* tandis qu'au cours de la seconde sous-période la hausse effective des prix industriels est *sous-évaluée* ;
- l'erreur moyenne de prévision est, par conséquent, *négative* au cours de la première sous-période et *positive* au cours de la seconde. Sur l'ensemble de la période, elle reste néanmoins négative ;
- la diminution de la variabilité, entre les deux sous-périodes, des taux d'inflation effectif et anticipé a pour conséquence une baisse de la variabilité de l'erreur de prévision d'à peu près 20 %.

Le mode de formation des anticipations d'inflation ⁽⁴⁾ a été également testé à partir de la série mesurée.

• Le modèle extrapolatif a été testé en utilisant, pour spécifier la structure des retards, la méthode d'ALMON⁽⁵⁾. Le tableau II indique les résultats obtenus pour un polynôme de degré trois et pour des délais allant de un à cinq mois. En retenant la spécification des retards conduisant à la somme des carrés des résidus la plus faible – ou, ce qui revient au même, au r^2 le plus élevé – il apparaît que l'effet décalé des prix sur les prévisions est de trois mois. La "mémoire" des entrepreneurs semble donc relativement courte.

TABLEAU II

Retards

	1 mois	2 mois	3 mois	4 mois	5 mois
a_c	0.5142	0.5116	0.4887	0.4741	0.4920
\dot{p}_t	0.1563 (3.5971)	0.0140 (0.5175)	0.0075 (0.3889)	0.0282 (1.8858)	0.0102 (1.0164)
\dot{p}_{t-1}	0.0708 (1.6515)	0.0721 (6.5547)	0.0462 (3.5346)	0.0500 (3.5690)	0.0299 (2.0265)
\dot{p}_{t-2}		0.0941 (3.6982)	0.0811 (7.3174)	0.0618 (7.9159)	0.0345 (4.4248)
\dot{p}_{t-3}			0.0774 (4.3932)	0.0508 (5.2765)	0.0415 (6.9344)
\dot{p}_{t-4}				0.0404 (3.0914)	0.0405 (4.6666)
\dot{p}_{t-5}					0.0278 (3.3348)
r^2	0.3481	0.3652	0.4555	0.4538	0.3774
$\hat{\rho}(1)$	0.1637	0.1299	0.1008	0.1229	0.3712

(4) Une présentation des différents processus de formation des anticipations peut être trouvée par exemple dans l'ouvrage de D. LACQUE-LABARTHE (1980, pp. 127-161).

(5) Pour un exposé de la méthode d'ALMON, voir par exemple MADDALA (1977, pp. 355-359).

Les résidus d'estimation sont cependant fortement auto-corrélés au premier ordre. Pour déterminer dans quelle mesure l'auto-corrélation observée traduit l'oubli de variables explicatives pertinentes, le modèle extrapolatif a été ré-estimé, en prenant en compte plusieurs variables supplémentaires, notamment l'effet des coûts salariaux, approximé par le taux de croissance de l'indice du coût de la main-d'oeuvre dans les industries mécaniques et électriques. Aucune liaison significative n'a pu être établie entre ces différentes variables et le taux d'inflation anticipé par les entrepreneurs, ce qui tend à indiquer l'existence d'un facteur subjectif (non-économique) important dans la formation des prévisions en très courte période.

• L'optimalité des prévisions a été testée selon trois procédures différentes. Sous la forme *forte*, le test d'optimalité consiste à estimer les coefficients de l'équation (cf. THEIL, 1966)

$$\dot{p}_t = a_0 + a_1 \dot{p}_{t/t-1}^* + u_t \quad (14)$$

et à tester l'hypothèse nulle

$$H_0 : a_0 = 0 \quad \text{et} \quad a_1 = 1 \quad (15)$$

Si cette hypothèse ne peut être rejetée, les anticipations sont *sans biais*. En retranchant $\dot{p}_{t/t-1}^*$ de chaque membre de l'équation (14), on obtient

$$e_t = b_0 + b_1 \dot{p}_{t/t-1}^* + u_t \quad (16)$$

avec

$$b_0 = a_0 \quad \text{et} \quad b_1 = a_1 - 1$$

L'hypothèse nulle (15) s'écrit dans ce cas :

$$H_0 : b_0 = b_1 = 0 \quad (17)$$

et peut être testée à l'aide de la statistique F de Fisher-Snédecor. Les résultats de l'estimation de l'équation (16) obtenus sur l'ensemble de la période sont les suivants :

$$e_t = -0.4371 + 0.6223 \dot{p}_{t/t-1}^* \quad (18)$$

(-2.2179) (2.5462)

$$r^2 = 0.0701 \quad \text{SCR} = 90.845 \quad F = 6.4833 \quad \hat{\rho}(1) = 0.5318$$

r^2 représentant le carré du coefficient de corrélation, SCR la somme des carrés des résidus, F la statistique de Fisher-Snédecor permettant de tester l'hypothèse d'égalité à zéro de l'ensemble des coefficients estimés des variables explicatives et $\hat{\rho}(1)$ l'estimation du coefficient d'auto-corrélation au premier ordre des résidus ; les chiffres situés en dessous des coefficients estimés représentent les t de Student. Aux seuils d'erreur habituels, l'hypothèse nulle (17) est rejetée.

Sous la forme *faible*, le test d'optimalité des prévisions inflationnistes peut être effectué de deux manières. Dans le premier cas, il consiste à estimer les paramètres de l'équation (cf. PESANDO, 1976 ; MULLINEAUX, 1978 ; ABEL et MISHKIN, 1981, pp. 2-6).

$$e_t = \dot{p}_t - \dot{p}_{t/t-1}^* = \sum_{i=1}^n a_i \dot{p}_{t-i} + u_t \quad (19)$$

c'est-à-dire à regresser l'erreur de prévision des prix industriels sur les valeurs passées du taux d'inflation. Si les anticipations sont faites à partir de l'utilisation optimale de l'information disponible sur les valeurs passées des prix, les coefficients estimés ne doivent pas être significativement différents de zéro.

Sur l'ensemble de la période, les résultats obtenus sont les suivants :

$$\begin{aligned}
 e_t = & -0.2898 + 0.513 \dot{p}_{t-1} - 0.010 \dot{p}_{t-2} + 0.006 \dot{p}_{t-3} \\
 & \quad (4.505) \quad \quad 0.080 \quad \quad (0.048) \\
 & - 0.009 \dot{p}_{t-4} - 0.055 \dot{p}_{t-5} - 0.055 \dot{p}_{t-6} \\
 & \quad (0.072) \quad \quad (-0.471) \quad \quad (-0.569)
 \end{aligned} \quad \left. \vphantom{e_t} \right\} (20)$$

$$r^2 = 0.2759 \quad \text{SCR} = 50.571 \quad F = 4.826 \quad \hat{\rho}(1) = 0.0065$$

L'erreur de prévision est significativement liée au niveau atteint au cours du mois précédent par le taux de croissance effectif des prix industriels.

Dans le second cas, le test d'optimalité au sens faible consiste à estimer les paramètres de l'équation (cf. par exemple PRAET, 1981)

$$e_t = \sum_{i=1}^n a_i e_{t-i} + u_t \quad (21)$$

et à tester l'hypothèse nulle d'absence de corrélation sérielle des erreurs de prévision ($a_i = 0, \forall i$). Les résultats obtenus sur l'ensemble de la période sont les suivants :

$$\begin{aligned}
 e_t = & -0.0966 + 0.293 e_{t-1} + 0.011 e_{t-2} + 0.049 e_{t-3} \\
 & \quad (2.271) \quad \quad (0.351) \quad \quad (0.351) \\
 & - 0.064 e_{t-4} + 0.037 e_{t-5} - 0.068 e_{t-6} \\
 & \quad (-0.456) \quad \quad (0.262) \quad \quad (-0.575)
 \end{aligned} \quad \left. \vphantom{e_t} \right\} (22)$$

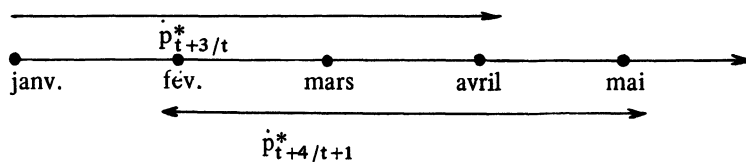
$$r^2 = 0.1014 \quad \text{SCR} = 62.753 \quad F = 1.430 \quad \hat{\rho}(1) = 0.3858$$

L'erreur de prévision des prix des produits industriels décalé d'une période affecte significativement la valeur courante de cette variable (6).

Pour terminer, il faut noter que l'imprécision de la question posée aux entrepreneurs entraîne quelques difficultés d'interprétation de l'*horizon temporel* des prévisions mesurées : portent-elles de manière *exacte* sur le taux de croissance des prix à un mois, deux mois, trois mois ou quatre mois ou peuvent-elles être comprises comme indiquent simplement une *valeur moyenne* anticipée du taux d'inflation à *très court terme*, c'est-à-dire du taux supposé prévaloir aussi bien au cours du mois suivant que dans trois ou quatre mois ? C'est la seconde interprétation qui a été retenue dans cette étude (en considérant un taux anticipé à un mois). La première interprétation – plus discutable – a été retenue notamment par PRAET (1981) ; il se produit dans ce cas un phénomène de *recouvrement* (overlapping). Supposons par exemple que le taux de croissance des prix prévu en t porte sur la période $t + k$.

(6) Il faut remarquer que quelle que soit la forme du test d'optimalité retenue, on ne peut rien dire quant à l'ensemble informationnel utilisé par les agents ; l'hypothèse d'anticipations rationnelles (MUTH, 1961) ne peut pas, par conséquent, être véritablement testée.

Soit $p_{t+k/t}^*$ ce taux ; on a, pour un horizon de trois mois



L'accroissement de l'information disponible entre les périodes t et $t + 3$ étant en général fortement corrélé avec l'accroissement de l'information disponible entre les périodes $t + 1$ et $t + 4$, il en résulte la plupart du temps une forte liaison temporelle entre les prix anticipés. La solution généralement retenue dans ce cas consiste à éliminer les prévisions mesurées *au cours* du trimestre – et donc à ne retenir que quatre observations par année. La conséquence en est une perte considérable d'information, ce qui est susceptible à son tour de conduire à une explication erronée des faits. Dans la mesure où les fluctuations d'un mois à l'autre des anticipations ne sont pas prises en compte, en effet, les anticipations du niveau général des prix par les entrepreneurs peuvent apparaître plus "rationnelles" qu'elles ne le sont en réalité. DENIS (1979) par exemple, dans une étude en données trimestrielles, montre que les prévisions des chefs d'entreprise ont un contenu informationnel assez large ; elles sont influencées par les variables courantes représentant l'activité économique interne (taux de chômage, productivité du travail, . . .) et par l'environnement international. Les résultats de cette étude semblent au contraire indiquer qu'à très court terme, les anticipations inflationnistes des entrepreneurs sont influencées principalement par l'évolution récente des prix et par des facteurs subjectifs.

CONCLUSION

La grande difficulté liée à la méthode de mesure directe des anticipations qui a été présentée réside dans le choix de l'hypothèse de normalité des prévisions. Celle-ci peut être justifiée par le recours au *Théorème Central limite*, selon lequel une somme de n variables aléatoires de même loi de probabilité tend vers une loi de Gauss lorsque n augmente indéfiniment. Elle revient à supposer que la prévision formée par un individu i quelconque est le résultat du traitement d'une multitude d'informations, d'importance équivalente, dont les influences sont *additives*.

Elle implique de plus que la distribution de la prévision est *symétrique*. Des travaux menés sur les anticipations de prix aux Etats-Unis⁽⁷⁾ ont cependant permis de montrer que la loi de probabilité des prévisions est généralement *asymétrique*. Par exemple, si la loi de distribution réelle est aplatie à *gauche*, l'hypothèse de normalité conduit à *sous-estimer* le taux moyen d'inflation anticipé. Inversement, lorsque la distribution réelle est aplatie à *droite*, l'hypothèse de normalité conduit à *sur-estimer* le taux moyen d'inflation anticipé. Il existe plusieurs méthodes pour prendre en compte l'hypothèse d'asymétrie. La plus générale consiste à recourir à

(7) Cf. CARLSON (1975, 1977).

la catégorie des *lois stables*, dont la loi normale n'est qu'un cas particulier⁽⁸⁾. Mais dans ce cas un nouveau problème apparaît, qui n'a malheureusement pas encore reçu de solution satisfaisante : celui des critères de sélection d'une distribution particulière des prévisions à l'intérieur de cette classe.

REFERENCES

- A.B. ABEL & F.S. MISHKIN (1981). – *An Integrated View of Tests of Rationality, Market Efficiency and the Short-run Neutrality of Monetary Policy*, National Bureau of Economic Research, Working Paper n° 726 (août), multigraphié.
- P.R. AGENOR (1982). – *Le Traitement des Anticipations en Économétrie*, Thèse, Université de Paris I (Panthéon-Sorbonne), 97 pp. multigraphiée.
- R.A. BATCHELOR (1981). – Aggregate Expectations under the Stable Laws, *Journal of Econometrics*, vol. XVI, n° 2 (juin), 199-210.
- R.A. BACHELOR (1982). – Expectations, Output and Inflation: the European Evidence, *European Economic Review*, vol. XVII, n° 1 (janv.), 1-26.
- J.A. CARLSON (1975). – Are Price Expectations Normally Distributed? *Journal of the American Statistical Association*, vol. LXX, n° 352 (déc.), 749-754.
- J.A. CARLSON (1977). – A Study of Price Forecasts, *Annals of Economic and Social Measurement*, vol. VI, n° 1 (automne), 27-56.
- J.A. CARLSON & M. PARKIN (1975). – Inflation Expectations, *Economia*, vol. XLII, n° 166 (mai), 123-138.
- G. DENIS (1979). – *Anticipations de Prix et Inflation*, Thèse, Université de Bordeaux, multigraphiée.
- R.P.H. FISHE & K. LAHIRI (1981). – On the Estimation of Inflationary Expectations from Qualitative Responses, *Journal of Econometrics*, vol. XVI, n° 1 (mai), 89-102.
- A. KNOBL (1974). – Price Expectations and Actual Price Behaviour in Germany, *I.M.F. Staff Papers*, vol. XXI, n° 1 (mars), 83-100.
- D. LACQUE-LABARTHE (1980). – *Analyse Monétaire*, Dunod, Paris.
- G.S. MADDALA (1977). – *Econometrics*, Mc Graw Hill, New York.
- G. de MENIL & S.S. BHALLA (1975). – Direct Measurement of Popular Price Expectations, *American Economic Review*, vol. LXV, n° 1 (mars), 169-180.
- D.J. MULLINEAUX (1978). – On Testing for Rationality: Another Look at the Livingstone Price Expectations Data, *Journal of Political Economy*, vol. LXXVII, n° 2 (avril), 390-394.
- J.F. MUTH (1961). – Rational Expectations and the Theory of Price Movements, *Econometrica*, vol. XXIX, n° 3 (juil.), 315-335.
- J. PESANDO (1976). – Rational Expectations and Distributed Lag Expectations Proxies, *Journal of the American Statistical Association*, vol. LXXI, n° 353 (mars), 36-42.

(8) Cf. BATCHELOR (1981) et AGENOR (1982, pp. 21-39).

- M.H. PESARAN & R. GULAMANI (1982). – *Expectations Formations and Macroeconometric Modelling*, Colloque International sur les Développements Récents de la Modélisation Macroéconomique, Paris, 13-15 sept. 1982, multigraphié.
- P. PRAET (1981). – A Comparative Approach to the Measurement of Expected Inflation, *Cahiers Economiques de Bruxelles*, n° 90 (2^e trim.), 147-171.
- J.M. ROUSSEAU & J.P. SARDIN (1982). – *Le Taux de Chômage Naturel en France: Une vérification par la Mesure Directe des Taux d'Inflation Anticipés*, Laboratoire d'Analyse de Recherches Economiques, Bordeaux, juin, multigraphié.
- H. THEIL (1966). – *Applied Economic Forecasting*, Amsterdam, North-Holland.
- I. VISCO (1979). – *The Measurement and Analysis of Inflation Expectations*, in Bank of Italy Economic Papers, Rome, 149-232.

REMARQUES SUR L'ARTICLE DE P.R. AGENOR

par Jacky FAYOLLE

DIRECTION DES SYNTHÈSES ÉCONOMIQUES

Service de la Conjoncture, INSEE

La conclusion économique de l'article de P.R. AGENOR peut être largement partagée : le modèle d'anticipation des prix par les entreprises incorpore une forte composante extrapolative mais "la très forte auto-corrélation du premier ordre des résidus d'estimation semble indiquer l'existence d'autres variables affectant l'évolution des prix anticipés".

Des études menées au Service de la Conjoncture de l'INSEE sur ce même thème, il ressort en effet que, si la composante extrapolative est bien présente, les autres variables explicatives peuvent être identifiées. En gros : les entreprises cherchent à atteindre un prix désiré qu'elles déterminent relativement à la tendance spontanée que représente l'extrapolation et ce prix désiré incorpore une norme de rentabilité jugée satisfaisante. Les entreprises extrapolent, mais modulent cette extrapolation pour obtenir une rentabilité jugée suffisante (ce qui ne se réalisera pas obligatoirement puisqu'il s'agit d'anticipations).

Néanmoins ces études manifestent des différences avec le travail de P.R. AGENOR : elles ont été menées sur les séries d'anticipations du taux de variation de leurs prix que fournissent les entreprises à l'enquête de conjoncture trimestrielle sur l'activité. Chaque trimestre, les entreprises fournissent cette anticipation directement quantifiée. P.R. AGENOR travaille sur les anticipations qualitatives issues de l'enquête mensuelle, en n'utilisant que celles qui concernent le mouvement d'ensemble des prix et non pas celles qui concernent le mouvement des prix pratiqués par les entreprises elles-mêmes (les perspectives générales plutôt que les perspectives personnelles). Les deux sources sont homogènes : l'enquête trimestrielle n'est qu'un élargissement du questionnaire de l'enquête mensuelle et le même échantillon est interrogé. On a donc des anticipations qualitatives et quantitatives.

Or, la série anticipée quantifiée que reconstruit P.R. AGENOR par son modèle (cf. p. 35) est particulièrement inerte et rigide par rapport à la réalité. Il doit être clair qu'on ne peut attribuer ce défaut à la pauvreté du contenu des anticipations d'entreprises : lorsqu'on interroge directement celles-ci sur leurs prévisions quantifiées de prix, les séries qui en sont issues sont beaucoup plus proches de l'inflation observée certes avec des erreurs d'anticipations, mais elles n'ont rien de l'inertie de la série quantifiée reconstruite.

Il en résulte que cette dernière privilégie outre mesure la part de l'extrapolation et qu'il serait sans doute difficile d'y mettre en évidence un comportement d'anticipation très approfondi. Ce n'est pas la qualité des anticipations des entreprises qui est en cause, puisque la connaissance directe des anticipations quantifiées montre que les entreprises savent anticiper les cycles inflationnistes malgré l'existence d'erreurs au demeurant explicables. Ce qui est en cause, c'est la capacité du modèle présenté à quantifier correctement les prévisions qualitatives : les hypothèses imposées (quoiqu'elles soient habituelles) sont sans doute trop rigides par rapport au comportement de réponse réel des entreprises.

En ce sens l'enseignement de l'article serait plutôt du style (et cela ne vaut pas seulement pour les variables de prix) : soyons modestes lorsque nous essayons de quantifier les variables d'opinion issues des enquêtes de conjoncture.

REPONSE

De toute évidence, il est toujours préférable d'utiliser, lorsqu'elles sont disponibles, des séries de prévisions directement quantifiées : toute méthode de quantification de résultats qualitatifs comporte une part d'arbitraire. Il est inutile de revenir ici sur les difficultés posées par la méthode retenue ; elles sont exposées — quoique brièvement — dans la conclusion de l'article.

Il existe certes, en France, une série d'anticipations directement quantifiées sur les prix ; elle concerne les prix de vente pratiqués par les entreprises interrogées. L'utilisation de cette série comme mesure de la prévision de l'ensemble des prix industriels, comme semble le recommander M. FAYOLLE, pose cependant une difficulté fondamentale : elle repose sur une confusion entre les mouvements des prix *relatifs* et ceux du niveau *général* des prix. Les mouvements de l'un ne reflète pas nécessairement les mouvements des autres ; c'est même l'un des postulats essentiels du néo-classicisme en économie que de supposer l'indépendance entre prix relatifs et prix absolus. Lorsqu'un entrepreneur répond qu'il anticipe une hausse du prix de vente de son produit de $x\%$, c'est l'évolution du prix du bien qu'il fabrique *par rapport* aux autres produits qu'il évalue et non l'évolution de l'ensemble des prix industriels. En d'autres termes, l'agrégation des réponses ne fournit pas le taux moyen de variation anticipé de l'ensemble des prix industriels mais plutôt le taux moyen de variation anticipé par les entrepreneurs des prix (relatifs) des produits qu'ils fabriquent.

En toute rigueur, pour apprécier la capacité prédictive des prévisions personnelles des entrepreneurs, il serait nécessaire de mener — comme l'a récemment fait Saunders (1983) en Australie — une analyse *désagrégée* : comparer les prévisions personnelles de prix des entrepreneurs dans les industries textiles avec le prix des produits textiles, etc. C est là une importante voie de recherche.

REFERENCE

SAUNDERS P. (1983). — A Disaggregate Study of the Rationality of Australian Producers' Price Expectations, *Manchester School*, vol. LI, n° 4 (déc.), 380-398.