



**AgEcon** SEARCH  
RESEARCH IN AGRICULTURAL & APPLIED ECONOMICS

*The World's Largest Open Access Agricultural & Applied Economics Digital Library*

**This document is discoverable and free to researchers across the globe due to the work of AgEcon Search.**

**Help ensure our sustainability.**

Give to AgEcon Search

AgEcon Search

<http://ageconsearch.umn.edu>

[aesearch@umn.edu](mailto:aesearch@umn.edu)

*Papers downloaded from **AgEcon Search** may be used for non-commercial purposes and personal study only. No other use, including posting to another Internet site, is permitted without permission from the copyright owner (not AgEcon Search), or as allowed under the provisions of Fair Use, U.S. Copyright Act, Title 17 U.S.C.*

*No endorsement of AgEcon Search or its fundraising activities by the author(s) of the following work or their employer(s) is intended or implied.*

# Prix industriels et prix alimentaires dans la relation prix-salaires

*C. TAVERA*

L'usage de la modélisation dans les prévisions comme dans les diagnostics de politique économique est maintenant largement répandu en France. La plupart de ces modèles macroéconomiques font appel à la courbe de Phillips qui relie évolution des salaires et fluctuations du chômage. Or, la forme de cette courbe — et donc le contenu précis de cette relation — est grandement déterminée par celle de la boucle prix-salaires. Ces modèles sont, bien évidemment, mis à l'épreuve d'une critique scientifique que leur impact en matière de politique économique rend indispensable. C'est ainsi que les concepteurs de ces instruments, à la direction de la Prévision du ministère de l'Economie et des Finances et à l'INSEE particulièrement, se sont attachés à évaluer "la robustesse des principales quantifications contenues dans les modèles de l'économie française", comment l'indiquent J.F. Loué et P. Morin (1985). Ces auteurs montrent que, en contrepartie "ce souci de robustesse implique une certaine simplification des blocs prix-salaires".

Notre propos sera ici, à l'aide — et dans les limites — de tests simples, de fournir des éléments visant à préciser le rôle des prix alimentaires dans l'interaction prix-salaires.

En effet, dans sa formulation la plus générale, la boucle prix-salaires est "dynamisée" par l'interaction d'un mécanisme de maintien (ou de rat-trapage) du pouvoir d'achat et d'un mécanisme d'inflation par les coûts salariaux. La plupart du temps, les prix sont alors représentés par le niveau général des prix à la consommation. L'agrégation de l'ensemble des prix en une variable unique est une simplification considérable ; les modes de détermination des prix industriels et des prix alimentaires ne sont en effet pas identiques. Des travaux empiriques ont procédé à cette comparaison en se fondant sur des techniques d'analyse des causalités du type modélisation vectorielle autorégressive ; dans la plupart des cas, les études ont mis en lumière les différences suivantes :

— Les prix des produits alimentaires sont très sensibles aux variations des coûts des intrants dans ce secteur (McFall Lamm, Wescott 1981). Leur mode de fixation s'explique en grande partie par un mécanisme de majoration de type *mark-up*, c'est-à-dire par l'imposition d'une marge sur les coûts (Dale, Heien, 1980).

— Dans le cadre d'une politique monétaire expansionniste, les prix des produits alimentaires s'ajustent rapidement (Belongia, King, 1983 et Lombra, Mehra, 1984) et leur réaction semble précéder celle des prix industriels (Bordo, 1980).

En nous référant à cette différence de comportement entre prix des produits industriels et prix des produits alimentaires — et tout en sachant qu'une analyse plus complète de l'interaction prix-salaires requerrait de prendre aussi en compte les prix des services — nous allons examiner les rôles respectifs que jouent ces prix au sein de cette interaction.

Nous procéderons pour cela à des tests sur les relations de causalité entre prix alimentaires, prix industriels et salaires.

Les trois variables retenues sont :

- SA, taux de salaire nominal des ouvriers (toutes activités pour la France entière) ;
- PI, indice des prix à la consommation des produits manufacturés ;
- PA, indice des prix à la consommation des produits alimentaires.

Ces variables sont trimestrielles et portent sur une période de dix-sept ans (du premier trimestre 1970 au quatrième trimestre 1986).

Dans un premier temps, nous examinerons les résultats de l'analyse des causalités conduite sur les variables prises deux à deux (analyse bivariable). Après cette étude en information limitée, nous développerons l'analyse en information complète, à l'aide d'un modèle vectoriel autorégressif (VAR). Enfin dans une dernière partie, seront comparés les effets des prix industriels et des prix alimentaires sur les salaires (1).

## Analyse des causalités

### ...en information limitée

Nous allons examiner la causalité à l'intérieur de chaque modèle bivariable. Pour chaque paire de variables, les liens de causalités seront analysés tout d'abord par la technique de Pierce-Haugh puis par celle de Granger.

La mise en place de la technique de Pierce-Haugh nécessite l'estimation dans un premier temps d'une modélisation ARIMA univariée pour chacune des variables. Les tests de Pierce-Haugh proprement dits portent ensuite sur les résidus de ces modèles.

Toutes les techniques de détection des causalités présentées par la suite nécessitent l'utilisation de séries temporelles stationnaires (2). Afin de devenir stationnaire, chacune des séries SA, PI et PA subira donc, respectivement, une transformation logarithmique et une différenciation à l'ordre 1.

### Modélisation ARIMA de chaque variable

Nous allons sélectionner et estimer pour chacune des variables retenues  $Z_t$  (salaires, prix alimentaires, prix industriels), une représentation ARIMA univariée de forme générale :

$$\phi(L). D^d Z_t = C + \theta(L). U_{zt} \quad (2.1)$$

où  $\phi(L) = 1 + \phi_1 L + \dots + \phi_p L^p$  et  $\theta(L) = 1 + \theta_1 L + \dots + \theta_q L^q$  sont des polynômes retard d'ordres respectifs  $p$  et  $q$ , dont les racines sont hors du cercle unité (3);  $D$  est l'opérateur de différences ( $D^d Z_t = (1-L)^d Z_t$ ),  $C$  est une constante et  $U_{zt}$  est un bruit blanc scalaire de variance  $T^2$ . L'identification des modèles ARIMA (choix de  $p$ ,  $d$  et  $q$ ) s'effectue à partir des fonctions d'autocorrélation (ACF) et d'autocorrélation partielle (PACF). Les variables ayant toutes été différenciées une fois ( $d = 1$ ), chacune d'elles intervient par son taux de croissance.

Les modèles finalement identifiés sont estimés par la méthode de Gauss-Newton. On vérifie ensuite la "bonne spécification" des modèles retenus en s'assurant que les résidus estimés sont engendrés aléatoirement. Pour cela, on se base sur l'examen de la fonction d'autocorrélation des résidus estimés et sur des tests de Box-Pierce de nullité des autocovariances (4).

(1) Je remercie Hervé Guyomard pour ses commentaires.

(2) Nous retenons ici un concept de stationnarité faible qui impose la permanence des deux premiers moments. Celui-ci est principalement vérifié à partir de la fonction d'autocorrélation et de la fonction d'autocorrélation partielle.

(3) A cette condition, les modèles ARIMA demeurent stationnaires et inversibles.

(4) On vérifie pour cela que la quantité  $Q = N \cdot \sum_{k=1}^M \hat{\rho}_k^2$  suit une  $\chi_M^2$  ( $N$  étant le nombre d'observations et  $\rho_k$  l'autocorrélation des résidus à l'ordre  $k$ ).

Les modèles unitaires obtenus sont alors les suivants, sachant que pour chaque coefficient estimé, la valeur correspondante du quotient de Student est présentée entre parenthèses sous le coefficient. Q représente la valeur de la statistique de Ljung-Box :

Variable salaire ( $DSA_t = D \text{ Log } SA_t$ )

$$(1-0,933 L) DSA_t = 1,81 + (1-0,801L + 0,330.L^4) U_{\text{sat}} \quad (2.2)$$

(17,63)            (1,17)    (-8,81)            (3,72)

Q(18) = 14,20

Variable prix industriels ( $DPI_t = D \text{ Log } PI_t$ )

$$(1-0,807 L) DPI_t = 0,868 + U_{\text{pit}} \quad (2.3)$$

(10,59)                            (2,15)

Q (20) = 13,66

Variable prix alimentaires ( $DPA_t = D \text{ Log } PA_t$ )

$$DPA_t = 5,11 + (1 - 0,269 L) U_{\text{pat}} \quad (2.4)$$

(7,84)            (-2,16)

Q(20) = 5,12

**Tests de causalité de Pierce-Haugh**

L'analyse "d'indépendance linéaire" de Pierce-Haugh porte sur les innovations estimées pour chaque processus à partir des modèles ARIMA précédents. On estime alors, pour chaque paire de variables, la fonction de corrélation croisée des deux processus correspondants. On applique ensuite à ces corrélations croisées le test "d'indépendance linéaire" suggéré par Haugh pour les petits échantillons :

$$S(m) = N^2 \cdot \sum_{k=-m}^m (N-k)^{-1} \cdot r_{ij}^k \sim \chi^2_{2m+1}$$

où N est le nombre d'observations, où m correspond au nombre de corrélations retenues (la statistique S est ici calculée pour m = 4, 8 et 12 trimestres) tandis que  $r_{ij}^k$  est le coefficient de corrélation entre la série i et le retard d'ordre k de la série j.

On analyse alors la causalité unidirectionnelle en ne calculant la statistique S que pour les corrélations d'ordre positif ( $S^+$ ) et négatif ( $S^-$ ). Néanmoins, ne disposant pas de la distribution de ces statistiques sous une hypothèse de causalité unidirectionnelle, on ne peut que se limiter à la description de ces grandeurs.

Pour chaque paire de variables, les tableaux 1, 2 et 3 présentent les valeurs de S,  $S^+$ ,  $S^-$ . Les tests de  $\chi^2$  sont effectués au seuil de 5 %.

L'hypothèse d'indépendance linéaire est ici clairement rejetée et la mesure de la relation des prix industriels vers les salaires ( $S^-$ ) apparaît nettement plus importante que celle de la relation inverse ( $S^+$ ) (tableau 1).

Tableau 1.  
Tests de Pierce-Haugh  
sur le modèle  
salaires-prix  
industriels

m	S <sup>+</sup>	S <sup>-</sup>	S	$\chi^2_{2m+1}$
4	2,87	19,04	21,18	16,9
8	7,58	23,94	30,81	27,6
12	17,79	34,92	51,99	37,7

A l'intérieur du modèle salaires - prix alimentaires, la statistique S permet également de rejeter l'hypothèse nulle d'indépendance linéaire au seuil de 5%. Cependant, la proximité des valeurs de S<sup>+</sup> et S<sup>-</sup> paraît témoigner de l'existence de *feedbacks* dans les relations de causalité entre les salaires et les prix alimentaires (tableau 2).

Tableau 2.  
Tests de Pierce-Haugh  
sur le modèle  
salaires-prix  
alimentaires

m	S <sup>+</sup>	S <sup>-</sup>	S	$\chi^2_{2m+1}$
4	19,77	26,92	38,69	16,9
8	25,47	29,78	47,26	27,6
12	27,91	33,70	53,61	37,7

Enfin, pour le modèle prix alimentaires-prix industriels (tableau 3), l'hypothèse nulle d'indépendance linéaire est une fois de plus rejetée. Les statistiques S<sup>+</sup> et S<sup>-</sup> semblent de plus révéler une causalité unidirectionnelle allant des prix des produits industriels vers les prix des produits alimentaires.

Tableau 3.  
Tests de Pierce-Haugh  
sur le modèle  
prix alimentaires-  
prix industriels

m	S <sup>+</sup>	S <sup>-</sup>	S	$\chi^2_{2m+1}$
4	2,78	17,68	19,86	16,9
8	12,66	19,68	31,74	27,6
12	20,12	30,77	50,29	37,7

### La causalité au sens de Granger

Pour chaque paire de variables (X, Y), on examine maintenant les causalités entre X et Y au moyen d'un test de Granger. De nombreux travaux présentent la mise en place de ces tests <sup>(5)</sup>.

De façon générale, nous identifions dans un premier temps pour chaque paire de variables (X, Y) le modèle autorégressif bidimensionnel optimal :

$$\begin{bmatrix} X_t \\ Y_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} A_{xx}(L) & A_{xy}(L) \\ A_{yx}(L) & A_{yy}(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} X_t \\ Y_t \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} U_t \\ V_t \end{bmatrix} \quad (2.6)$$

où les  $A_{ij}(L) = \sum_{k=1}^{m_j} (a_{ij})_k$  (avec  $i, j = X, Y$ ) sont les structures de retard optimales

dont l'ordre  $m_j$  est déterminé à partir du critère d'Akaike.

<sup>(5)</sup> Par exemple, Barnett, Bessler, Thompson (1983) ou bien Mehra (1977).

Le modèle (2.6) est estimé par la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO). La causalité est ensuite examinée à partir du test usuel de significativité de Fisher sur l'adjonction d'un ensemble de variables. A l'issue de ce test, on conclut alors que X détermine Y si un coefficient de  $A_{yx}(L)$  est significativement non nul et que Y détermine X si un coefficient de  $A_{xy}(L)$  est significativement non nul (tableau 4). Le détail de la procédure est donné en annexe.

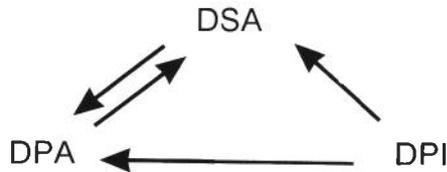
Tableau 4.  
Tests de causalité  
de Granger  
sur chaque modèle  
bivarié

Modèle	Retards optimaux	HO <sup>(a)</sup>	valeur calculée de F	valeur tabulée de F <sup>(b)</sup>	acceptation rejet de HO
SA, PI PI, SA	(4,1) (1,1)	PI SA	3,377 0,002	2,5 7,08	rejet. accept.
SA, PA PA, SA	(4,1) (1,1)	PA SA	13,80 19,6	7,08 7,08	rejet rejet
PI, PA PA, PI	(1,1) (1,1)	PA PI	8,036 0,006	7,08 7,08	rejet accept.

(a) La colonne HO précise la variable sur laquelle porte le test de nullité des coefficients.

(b) Les tests de Fisher sont effectués au seuil de 1 %.

Ces résultats semblent clairement confirmer ceux obtenus par la méthode de Pierce-Haugh et l'ensemble des causalités détecté peut être représenté par le schéma ci-dessous.



Ce schéma causal appelle trois commentaires :

— Les prix industriels (PI) apparaissent comme l'unique variable exogène du modèle : ils déterminent à la fois les salaires et les prix des produits alimentaires mais ils ne sont à aucun moment déterminés par l'une de ces deux variables.

— Les prix industriels et les prix alimentaires jouent des rôles différents dans la dynamique de la boucle prix-salaires. Tous deux entraînent en effet l'évolution des salaires nominaux selon un mécanisme de maintien du pouvoir d'achat, mais seuls les prix alimentaires subissent l'effet en retour des salaires.

— Si la détermination exogène des prix industriels semble se faire à l'extérieur du modèle, les prix des produits alimentaires sont influencés à la fois par l'évolution des salaires et par celle des prix industriels. Leur mode de fixation semble donc relever d'un mécanisme de hausse de type *mark-up*, c'est-à-dire qu'il est conforme aux hypothèses communément retenues pour le comportement de court terme des prix de détail du secteur des produits alimentaires (McHeien, 1980). A court terme, ces prix sont en effet supposés déterminés par l'imposition d'une marge sur les coûts unitaires (et principalement sur les coûts unitaires du travail représentés ici par le niveau du salaire nominal).

Il est possible de préciser ce comportement de marge en représentant l'offre de court terme des détaillants de produits alimentaires à l'aide d'une fonction de production de type Léontief selon laquelle la production d'une unité de produit (output) nécessite l'emploi d'inputs (travail, capital, consommations intermédiaires) dans des proportions constantes. En supposant que les inputs peuvent être regroupés en deux catégories, travail (T) et autres inputs (AI), une telle fonction peut s'écrire ici :

$$D = \min\left(\frac{T}{a}; \frac{AI}{b}\right) \quad (2.7)$$

où  $D$  est la quantité d'output produit et  $a$  et  $b$  sont les proportions d'utilisation de chaque input.

Avec une hypothèse de rendements à l'échelle constants, la fonction de coût (C) associé à une telle technologie est :

$$C = (aW + b \text{ PI}) \cdot D \quad (2.8)$$

où  $W$  — le salaire nominal — représente le prix du travail et  $\text{PI}$  est le prix des autres inputs.

Sous des hypothèses de concurrence pure et parfaite, le prix de l'output  $P$  est égal au coût marginal.

$$P = \frac{\delta C}{\delta D} = aW + b \cdot \text{PI} \quad (2.9)$$

Si l'on admet que, dans notre modèle,  $W$  est mesuré par la variable salaire ( $\text{SA}_t$ ) alors que la variable ( $\text{PI}_t$ ) est une mesure du prix des autres inputs, l'équation (2.9) peut servir de base à l'explication de comportement de marge observé.

Les résultats des causalités jusqu'ici obtenus semblent montrer que les prix des produits alimentaires de détail sont déterminés par l'imposition d'une marge sur les coûts. Or, comme le montre l'équation (2.9), un tel résultat peut être expliqué par la représentation qui a été faite de l'offre du secteur des produits alimentaires de détail (fonction de production de type Léontief avec rendements à l'échelle constants).

En d'autres termes, cela revient à justifier ce comportement de marge par le fait qu'à court terme la technologie du secteur des produits alimentaires de détail est fixe et insensible aux variations des prix des facteurs de production. Nous devons cependant préciser qu'une telle explication est compatible avec nos résultats car ces derniers concernent justement le court terme (la causalité est basée sur la prédictibilité à court terme). En effet, une technologie Léontief implique que le taux de substitution entre les inputs (ici entre le travail (T) et les autres inputs (AI)) est nul. Il est bien clair que si une telle hypothèse peut paraître valide à court terme, elle ne serait pas acceptable pour une analyse de long terme où les inputs doivent être supposés variables.

### **... et en information complète**

Jusqu'ici les liens de causalité entre les trois variables ont été déterminés à l'aide de tests bivariés qui négligent par conséquent une partie de l'information. Nous allons dans cette partie réexaminer le schéma causal précédemment obtenu en considérant la totalité de l'information disponi-

ble. Pour cela, nous allons étudier le modèle vectoriel autorégressif (VAR) trivarié (DPI, DPA, DSA). Cette procédure possède en effet l'avantage de prendre en compte l'ensemble des interactions des trois variables pour estimer l'effet net d'un choc sur l'une d'elles.

### Présentation du modèle VAR

Soit  $Z_t$  le vecteur formé des trois variables : salaires, prix agricoles et prix industriels. Si  $U_t$  représente le vecteur formé des innovations des trois variables, le modèle VAR s'écrit :

$$B(L).Z_t = U_t \quad (3.1)$$

$B(L)$  est alors une matrice ( $3 \times 3$ ) dont les éléments sont des polynômes en l'opérateur retard :  $B(L) = (I + B_1.L + B_2.L^2 + \dots + B_s.L^s)$  et dont les racines sont hors du cercle unité afin d'assurer l'existence de  $B^{-1}(L)$ .  $B(L)$  est estimée par les moindres carrés ordinaires.

Un modèle VAR est caractérisé par l'absence de variables exogènes. L'interprétation des équations de régression sous la forme (3.1) est donc relativement ambiguë puisque l'utilisation habituelle des modèles consiste à déterminer l'effet sur une variable dépendante d'un choc sur une variable exogène. Suivant l'approche de Sims (1980), on s'intéresse donc à la forme moyenne mobile vectorielle (VMA) de  $Z_t$  :

$$Z_t = C(L).U_t \quad (3.2)$$

où  $C(L) = B^{-1}(L)$  est un polynôme d'ordre infini. La forme VMA de  $Z_t$  décrit alors les réponses dynamiques de chaque variable endogène à chacune des innovations. On peut ainsi calculer les fonctions de réponses qui décrivent l'évolution d'une variable du système à la suite d'un choc sur elle-même ou sur une quelconque des deux autres variables. Plus précisément, les coefficients de la forme VMA montrent la façon dont un choc sur une variable particulière en un instant quelconque peut modifier l'évolution prévue de chaque variable du modèle par rapport à l'évolution qu'elle aurait suivie en l'absence de tout choc.

Or, avant d'exploiter la forme VMA du système, il est nécessaire d'éliminer les corrélations instantanées au sein de  $U_t$ . Soit  $H = E(U_t.U_t')$  la matrice de variance-covariance de  $U_t$  et soit  $K$  la matrice triangulaire inférieure telle que  $K'K = H$ .

On pose alors  $V_t = K^{-1}.U_t$  où  $V_t$  est de variance unité :  $E(V_t.V_t') = I$ , la matrice  $K$  étant déterminée de façon unique lorsque l'ordre des variables dans  $Z_t$  et  $H$  est donné. On peut donc réécrire la forme VMA de la façon suivante :

$$Z_t = C(L).K.V_t \quad (3.3)$$

La matrice de séries en  $L$  :  $C(L).K$  donne alors les réponses de chaque variable à leurs innovations normalisées <sup>(6)</sup>.

La forme VMA va également décrire la façon dont les innovations d'une variable décrivent la variation d'une autre.

Soit  $D(L) = (D_0 + D_1 + \dots + D_k.L^k + \dots) = C(L).K$  et soit  $D_{ijk}$  l'élément  $(i, j)$  de la matrice  $D_k$ .

<sup>(6)</sup> Notons cependant que les fonctions de réponses vont dépendre à la fois des estimations du VAR et de l'ordre imposé aux variables lors de la normalisation des résidus. Par conséquent, il est nécessaire dans ce type d'analyse de tester la robustesse des fonctions de réponses par rapport à l'ordre des variables.

La variance de l'erreur de prévision à q périodes de la variable r et la part de cette variance qui est due aux innovations de la variable s sont respectivement :

$$V(r, q) = \sum_{k=0}^q \sum_{j=0}^n (D_{rjk})^2 \quad (3.4)$$

$$V(r, s, q) = \sum_{k=0}^q (D_{rsk})^2 \quad (3.5)$$

On définit alors l'importance relative de la variable s dans l'explication de la variation de la variable r à l'horizon q comme la part de la variance de la prévision de r à q périodes qui est "expliquée" par les innovations de la variable s :

$$SV(r, s, q) = \frac{V(r, s, q)}{V(r, q)} \quad (3.6)$$

Ce mode de décomposition de la variance de la prévision des variables, obtenu à partir de la forme VMA, fournit une analyse intuitive de la causalité entre les variables. En effet, plus une variable est "expliquée" par ses propres innovations, moins elle est dite "causée" par les autres.

L'analyse empirique du VAR comporte donc quatre étapes. Le modèle est tout d'abord estimé par les moindres carrés ordinaires. C'est ensuite la matrice de covariance des innovations qui est estimée à partir des résidus. On calcule enfin après avoir choisi l'ordre des variables la forme VMA du VAR pour en dériver les fonctions de réponses et la décomposition de la variance de l'erreur de prévision selon (3.6).

### Résultats du modèle VAR

Le modèle VAR est formé de trois variables (salaires, prix agricoles et prix industriels) devenues stationnaires après transformation logarithmique et différenciation à l'ordre 1. Le nombre des retards est fixé à cinq pour chacune des variables (s=5) et la forme auto-régressive du modèle est estimée par les moindres carrés ordinaires sur la période (1<sup>er</sup> trimestre 1972-4<sup>e</sup> trimestre 1986). Du fait des causalités précédemment obtenues, c'est la variable prix industriels qui est placée en première position lorsque le modèle est orthonormalisé. Si les résultats fournis correspondent à l'ordre des variables suivant : DPI, DPA, DSA, ceux-ci sont quasiment inchangés lorsque l'on permute l'ordre des deux dernières variables (DPA et DSA).

Pour chaque équation du VAR, on effectue un test en F de nullité des retards de chacune des variables. Le tableau 5 donne alors la probabilité du test en F sous l'hypothèse nulle (de nullité des retards).

Tableau 5.  
Niveau de significativité des variables retardées dans chaque équation du VAR (niveau de significativité de la statistique F)

Variable dépendante	Variables retardées		
	Prix industriels	Salaires	Prix agricoles
prix industriels	x	0,60	0,67
salaires	0,0049	x	0,056
prix agricoles	0,031	x	0,0024

Les valeurs encadrées indiquent le rejet de l'hypothèse nulle au seuil 95 %.  
x : indique un niveau de significativité inférieur à 0,001.

Si ces résultats mettent en évidence une interaction générale des variables, certaines relations semblent se détacher. Les prix industriels apparaissent encore relativement exogènes : ainsi, s'ils sont significatifs à la fois dans l'équation des prix alimentaires et dans celle des salaires, ils sont presque exclusivement "expliqués" par leur propre passé. L'interaction des variables est ensuite relativement forte dans les équations des salaires et des prix alimentaires. En particulier, les coûts du secteur alimentaire (salaire et prix industriels) ont une part de responsabilité certaine dans l'évolution des prix alimentaires.

La différence de comportement des deux secteurs révélée par l'analyse bivariée des causalités n'est pas contredite par ces résultats. Les tableaux 6, 7 et 8 présentent une décomposition de la variance de l'erreur de prévision des trois variables du modèle pour les 31 trimestres à venir.

L'exogénéité des prix industriels apparaît à nouveau (tableau 6). En effet, si la part explicative de leur propre histoire décroît régulièrement (essentiellement au profit des prix alimentaires), elle reste toujours supérieure à 83 %. Néanmoins, l'influence des prix alimentaires sur les prix industriels croît dans le temps pour atteindre à terme 13 %. Si ce résultat ne contredit pas le caractère relativement exogène observé jusqu'ici des prix industriels, il apparaît ici pour la première fois.

Tableau 6.  
Pourcentage de la variance de l'erreur de prévision à q périodes de la variable prix industriels "expliqué" par les innovations de chaque variable.

Périodes q	Chocs sur la variable		
	PI	SA	PA
PI			
1	96,94	0,004	3,05
4	94,51	1,26	4,23
7	92,06	1,89	6,04
10	90,41	2,01	7,58
13	88,93	2,31	8,75
16	87,69	2,54	9,77
19	86,66	2,73	10,61
22	85,76	2,90	11,34
25	84,98	3,04	11,98
28	84,30	3,17	12,53
31	83,71	3,28	13,01

Tableau 7.  
Pourcentage de la variance de l'erreur de prévision à q périodes de la variable salaires "expliqué" par les innovations de chaque variable.

Périodes q	Chocs sur la variable		
	PI	SA	PA
SA			
1	73,92	13,03	14,05
4	79,49	6,47	14,03
7	77,45	6,99	15,56
10	76,18	6,75	17,07
13	75,31	6,69	18,00
16	74,54	6,65	18,81
19	73,89	6,63	19,47
22	73,38	6,62	20,0
25	72,95	6,62	20,44
28	72,59	6,61	20,8
31	72,28	6,60	21,11

La décomposition des salaires décrite par le tableau 7 n'est pas en contradiction avec les résultats de l'analyse de causalité. Les prix alimentaires et les prix industriels "expliquent" en moyenne à eux deux 92 % de la fluctuation des salaires. Cependant l'effet des prix industriels est quatre fois plus fort que celui des prix alimentaires. Notons néanmoins que si le rôle des prix alimentaires est croissant, celui des prix industriels se réduit à chaque période.

Tableau 8.  
Pourcentage de la variance de l'erreur de prévision à q périodes de la variable prix alimentaires "expliqué" par les innovations de chaque variable.

Périodes q	Chocs sur la variable		
	PI	SA	PA
PA			
1	0,011	65,96	34,03
4	65,05	11,41	23,54
7	67,5	10,57	21,94
10	67,73	10,38	21,88
13	67,70	10,31	21,99
16	67,72	10,21	22,07
19	67,69	10,14	22,17
22	67,68	10,07	22,25
25	67,65	10,01	22,33
28	67,63	9,96	22,41
31	67,62	9,91	22,47

C'est l'explication des prix alimentaires qui semble la plus complexe (tableau 8). Clairement, la formation des prix alimentaires répond à nouveau à la logique du *mark-up*. Ces prix sont en effet fortement et rapidement influencés par les variations des coûts de production (ici représentés par les salaires et les prix des produits industriels). Cependant, les délais d'incorporation de ces coûts ne sont pas identiques pour les coûts salariaux (SA) et les coûts non salariaux (PI est considéré comme une mesure du coût des intrants industriels pour le secteur alimentaire).

Le tableau 9 permet de comparer les rôles différents que jouent les coûts lors de la formation des prix industriels et des prix alimentaires.

Tableau 9.  
Comparaison de la part explicative des coûts dans l'évolution des prix alimentaires et industriels\*

	Part des coûts dans l'explication des prix					
	Prix alimentaires			Prix industriels		
	Salaire	Prix indust.	Total	Salaire	Prix alim.	Total
Période 1	66 %	0 %	66 %	0 %	3 %	3 %
Période 31	10 %	67 %	77 %	13 %	3 %	13 %

(\*) PI et SA mesurent alors les coûts dans le secteur alimentaire et, par symétrie, PA et SA mesurent les coûts dans le secteur industriel.

Si l'influence des coûts sur la dynamique des prix industriels n'excède jamais 14 %, les prix du secteur alimentaire en grande partie "s'expliquent" par les coûts de ce secteur. De plus, comme le montre le tableau 9, il y a modification au cours du temps de la part des prix alimentaires "expliquée" par chacun des coûts. Au terme du premier trimestre, seuls les coûts salariaux ont une incidence sur les prix alimentaires. A la période 1, ces derniers sont en effet "expliqués" à 66 % par les salaires. Le rôle des prix industriels est alors nul. Passé ce délai, la part des salaires dans la formation des prix alimentaires chute à 10-11 %. Ce sont alors les prix

industriels qui deviennent le facteur explicatif principal (67 %) des fluctuations des prix alimentaires.

On retrouve ici les résultats de Mc Fall Lamm et Paul C. Wescott (1981) et de Dale M. Heien (1980) quant à la rapidité constatée de l'influence des coûts sur la formation des prix alimentaires. Les mouvements de salaires sont immédiatement reportés sur le consommateur, mais les résultats de la modélisation VAR semblent montrer de plus que, si l'effet du prix des intrants est plus lent à se mettre en place, il est par contre plus durable.

Les prix des produits alimentaires reflètent clairement un mode de fixation du type *mark-up* où les marges sur salaires et intrants semblent jouer un rôle déterminant. A l'inverse, les prix industriels sont dans notre analyse clairement exogènes par rapport aux salaires et aux prix alimentaires. Leur trajectoire peut par conséquent être en grande partie attribuée à la situation du marché ou à des variables non prises en compte par notre modèle. N'oublions pas en effet que ce dernier ne comporte que trois variables et que ses enseignements ne se réfèrent par conséquent qu'aux mécanismes économiques transitant par ces variables-là.

## Effets des prix industriels et alimentaires sur les salaires

Dans cette dernière partie, nous allons comparer les rôles des prix industriels et des prix alimentaires dans le mécanisme de maintien du pouvoir d'achat. Pour cela, nous allons identifier une à une chacune des équations du modèle vectoriel trivarié par la méthode des fonctions de transfert.

De plus, étant donné l'exogénéité précédemment constatée des prix industriels, nous nous limiterons à l'identification du modèle bloc récursif suivant :

$$\begin{bmatrix} \text{DPI}_t \\ \text{DSA}_t \\ \text{DPA}_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_1(L) & 0 & 0 \\ a_2(L) & b_2(L) & c_2(L) \\ a_3(L) & b_3(L) & c_3(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \text{DPI}_t \\ \text{DSA}_t \\ \text{DPA}_t \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a \\ b \\ c \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_{\text{pit}} \\ u_{\text{sat}} \\ u_{\text{pat}} \end{bmatrix} \quad (4.1)$$

On conserve donc pour les prix industriels la modélisation AR(1) déjà estimée. Pour chacune des deux autres équations, les retards les plus significatifs des variables explicatives sont détectés à partir de l'analyse des fonctions de corrélations croisées entre les séries pré-blanchies.

Plus précisément, si  $X_t$  est une série stationnaire qui doit être expliquée par les séries stationnaires  $X_t^1$  et  $X_t^2$  selon la relation :

$$Y_t = \sum_{i=1}^{k_1} V_i^1 \cdot X_{t-i}^1 + \sum_{j=1}^{k_2} V_j^2 \cdot X_{t-j}^2 + u_t \quad (4.2)$$

et si, de plus, les séries  $X_t^1$  et  $X_t^2$  ont pour représentation ARMA univariée :

$$X_t^1 = \frac{\phi_2(L)}{\theta_1(L)} \cdot u_t^1 \quad \text{et} \quad X_t^2 = \frac{\phi_2(L)}{\theta_2(L)} \cdot u_t^2$$

une façon de repérer les retards les plus significatifs dans la relation (4.2) consiste à appliquer tout d'abord successivement ces modèles ARMA à la série  $Y_t$  selon :

$$Y_t = \frac{\phi_1(L)}{\theta_1(L)} w_t^1 \quad \text{et} \quad Y_t = \frac{\phi_2(L)}{\theta_2(L)} w_t^2$$

On calcule ensuite la fonction de corrélations croisées (CCF) entre  $(u_t^1)$  et  $(w_t^1)$  afin d'identifier les  $V_1^1$  puis entre  $(u_t^2)$  et  $(w_t^2)$  afin d'identifier les  $V_2^2$ .

Dans chaque cas, les corrélations sont calculées jusqu'à l'ordre 10 et seules les valeurs supérieures à deux écarts-types sont retenues comme significatives. Le tableau 10 reproduit les valeurs calculées des corrélations croisées.

Tableau 10.  
Corrélations croisées  
entre les séries  
pré-blanchies

k	CCF	DSA <sub>t</sub> — DPI <sub>t-k</sub>	DSA <sub>t</sub> — DPA <sub>t-k</sub>	DPA <sub>t</sub> — DSA <sub>t-k</sub>	DPA <sub>t</sub> — DPI <sub>t-k</sub>
0		0,1999	0,4281*	0,3544*	-0,0343
1		0,3426*	-0,0173	0,0802	0,2268
2		-0,0626	0,2268	-0,0174	-0,2360*
3		0,1175	0,2210	-0,0179	0,0822
4		-0,0916	0,1808	0,0297	0,1167
5		0,0019	0,1041	0,1173	-0,1597
6		0,1016	-0,0043	0,0880	0,1415
7		-0,1533	0,0387	-0,0242	-0,1075
8		0,1823	0,0199	0,0954	-0,0071
9		0,1696	-0,0537	0,0473	0,1508
10		-0,1958	-0,0984	-0,0874	-0,0003

\* Valeurs les plus significatives.

En ne retenant que les valeurs significatives, le modèle vectoriel autorégressif contraint prend la forme :

$$\begin{bmatrix} \text{DPI}_t \\ \text{DSA}_t \\ \text{DPA}_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_1^1 \cdot L & 0 & 0 \\ a_2^1 \cdot L & b_2^1 \cdot L & c_2^0 \\ a_3^1 \cdot L^2 & b_3^0 & c_3^1 \cdot L \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \text{dDPI}_t \\ \text{dDSA}_t \\ \text{dDPA}_t \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a \\ b \\ c \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} u_{\text{pit}} \\ u_{\text{sat}} \\ u_{\text{pat}} \end{bmatrix} \quad (4.3)$$

### Le mécanisme de maintien du pouvoir d'achat

L'estimation de l'équation des salaires <sup>(8)</sup> nous permet de comparer les rôles des prix industriels et des prix alimentaires dans la détermination des salaires.

$$\text{DSA}_t = 0,009 + 0,378 \text{ DPI}_{t-1} + 0,107 \text{ DPA}_t + 0,327 \text{ DSA}_{t-1} + u_{\text{sat}} \quad (4.4)$$

(3,18)      (3,46)                      (2,26)                      (2,75)

$$R^2 = 0,51 \quad \text{DW} = 1,88 \quad \text{Q}(20) = 29,62$$

Cette équation peut être reformulée de la façon suivante afin de faire apparaître un mécanisme d'ajustement partiel :

$$\text{DSA}_t = 0,673 \cdot (0,013 + 0,562 \text{ DPI}_{t-1} + 0,158 \text{ DPA}_t) + (1 - 0,673) \text{ DSA}_{t-1} \quad (4.5)$$

Les équations (4.4) et (4.5) permettent alors de comparer les élasticité prix industriels et prix alimentaires du salaire dans le court terme (CT) et dans le long terme (LT).

	Prix industriels		Prix alimentaires	
	CT	LT	CT	LT
Elasticité du salaire	0,378	0,562	0,107	0,158

L'effet de long terme des prix industriels sur les salaires est à peu près trois fois et demie plus important que celui des prix alimentaires. Ces élasticité de long terme sont à comparer à la place respective qu'occupent les prix industriels et les prix alimentaires dans le calcul par l'INSEE du niveau général des prix. Sur la période d'estimation 1970-1986, ces pondérations moyennes INSEE des prix industriels et des prix alimentaires sont respectivement 42,65 % et 28,3 %.

Globalement, l'équation (4.5) peut être considérée comme un mécanisme d'alignement des salaires sur le niveau général des prix puisque la somme des élasticité des prix industriels et des prix alimentaires (0,72) est quasiment égale à la somme des pondérations de ces deux agrégats de prix (0,71) dans le niveau général des prix.

Néanmoins les élasticité-prix de long terme des salaires semblent révéler une surindexation des salaires (0,562) par rapport au poids des prix industriels (0,426) et une sous-indexation (0,158) par rapport au poids des prix alimentaires (0,283).

**Multiplicateurs dynamiques des effets prix sur les salaires**

La prise en compte du modèle vectoriel contraint (4.3) permet de comparer l'évolution dans le temps des effets des prix industriels et des prix alimentaires sur l'évolution des salaires.

Pour cela, nous simulons alternativement à l'aide de ce modèle les variations de salaires consécutives à des variations de 1 % des prix industriels et des prix alimentaires. Les résultats sont représentés sur les figures 1 et 2.

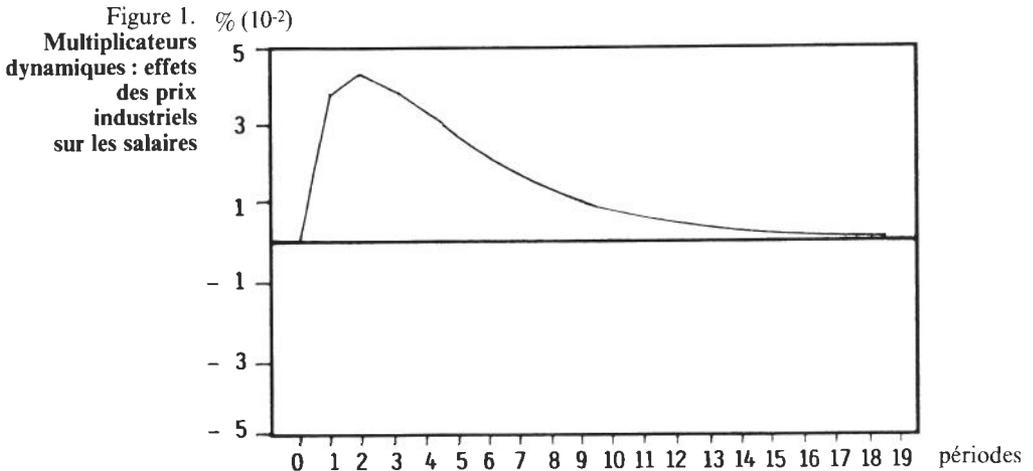
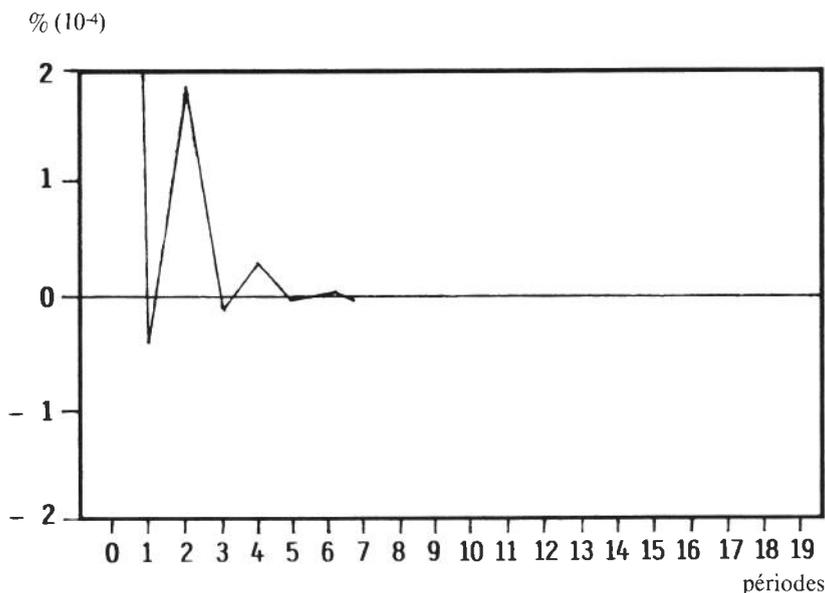


Figure 2.  
**Multiplicateurs  
dynamiques : effets  
des prix alimentaires  
sur les  
salaires**



Une deuxième différence semble alors apparaître entre les deux effets-prix. Clairement, les effets des prix industriels sont beaucoup plus durables que ceux des prix alimentaires. Ainsi immédiatement après l'impact initial, le multiplicateur des prix alimentaires décroît rapidement et s'anule après la cinquième période. A l'inverse, l'effet des prix industriels croît jusqu'au troisième trimestre mais ne se réduit ensuite que progressivement.

## Conclusion

Quand on compare le rôle des prix industriels et celui des prix alimentaires dans la boucle prix-salaires, deux types de résultats paraissent se dégager de façon nette.

L'analyse tout d'abord des causalités à l'intérieur du modèle trivarié prix industriels — prix alimentaires — salaires aboutit à des conclusions conformes aux résultats obtenus dans d'autres études (McFall Lamm, Wescott, 1981 ; Heien, 1980).

Le mode de fixation des prix alimentaires est un mécanisme fonctionnant à la hausse de type *mark-up*. Les prix alimentaires sont en effet déterminés à la fois par les salaires et par les prix industriels. De plus, ils absorbent rapidement les variations de coût : un choc sur les salaires est répercuté sur le consommateur au terme du premier trimestre alors qu'un choc sur les prix des produits manufacturés n'est incorporé qu'au terme du second trimestre.

A l'inverse, les prix industriels sont toujours exogènes par rapport au modèle trivarié retenu. Par conséquent, si un blocage de l'ensemble des salaires peut aboutir à une réduction de l'inflation dans le secteur des produits alimentaires, ce type de mesure est sans effet sur l'évolution des prix dans le secteur des produits manufacturés.

Les salaires sont toujours déterminés par les prix industriels et par les prix alimentaires selon un mécanisme classique de maintien du pouvoir d'achat. La somme des coefficients des prix des produits alimentaires et des prix des produits manufacturés est égale à la part globale de ces deux indices de prix dans le calcul du niveau général des prix. Cela reste donc compatible avec l'hypothèse traditionnelle selon laquelle une hausse de 1 % du niveau général des prix conduit à une hausse de 1 % du salaire nominal afin de maintenir le salaire réel inchangé.

Enfin, l'estimation d'un modèle vectoriel trivarié contraint nous a permis de préciser et de comparer les effets des prix industriels et des prix alimentaires sur la détermination des salaires.

Globalement les élasticités de long terme des salaires par rapport aux deux "agrégats" prix sont compatibles avec un mécanisme d'indexation des salaires sur le niveau général des prix : la somme des effets des prix industriels et des prix alimentaires est quasiment égale à la part globale de ces deux prix dans le niveau général des prix de l'INSEE. En revanche et par comparaison des parts respectives des prix alimentaires (0,426) et des prix industriels (0,283) dans le calcul par l'INSEE du niveau général des prix, les élasticités de long terme de l'équation des salaires semblent révéler un surajustement des salaires par rapport aux prix industriels (0,562) et un sous-ajustement par rapport aux prix alimentaires (0,158).

Ainsi, si les politiques de fixation des prix des produits agricoles peuvent permettre une compression des coûts dans le secteur alimentaire et, par là, une réduction des prix de détail des produits alimentaires, ce type de mesure n'aura qu'une efficacité limitée sur la réduction du taux de croissance des salaires nominaux du fait de la sous-indexation des salaires par rapport aux prix de ces produits. A l'inverse, une augmentation des prix des produits agricoles n'induera à terme qu'une hausse des salaires inférieures à la part des produits alimentaires dans la consommation globale des ménages.

Enfin, l'impact des prix alimentaires sur les salaires est instantané. Un choc sur les prix alimentaires est transmis durant le trimestre aux salaires, mais l'impact des prix alimentaires s'annule ensuite très rapidement. A l'opposé, un choc sur les prix industriels n'est transmis aux salaires qu'avec un délai d'un trimestre, mais par la suite, l'effet des prix industriels est beaucoup plus durable que celui des prix alimentaires.

Il est clair que ces résultats ne constituent qu'une première approche de débroussaillage des relations prix-salaires. Une étude plus ample consisterait à prendre en compte les prix autres que ceux des biens alimentaires et des biens manufacturés et à spécifier une équation plus fine de détermination des salaires (prise en compte du chômage, de la productivité). Cela devrait permettre de comparer l'impact de chacune des catégories de produits intervenant dans le calcul du niveau général des prix sur les fluctuations du salaire. Enfin, notre modèle est un modèle d'équilibre partiel qui ne prend pas en compte l'aspect demande de travail. Néanmoins notre formalisation est typiquement une formalisation de court terme pour laquelle la demande de travail peut être supposée exogène.

ANNEXE

## Mise en place des tests de causalité de Granger

La procédure pour effectuer ces tests comporte deux étapes : la sélection des modèles autorégressifs optimaux puis les tests de causalité proprement dits. Pour cela, et pour chaque paire de variables ( $X_t$ ,  $Y_t$ ) nous avons procédé de la façon suivante :

### Sélection des modèles optimaux

On commence par fixer *a priori* un retard maximal  $M$ . Nous avons ici retenu un retard maximal de 16 trimestres ( $M = 16$ ) soit quatre ans.

Nous estimons ensuite successivement par les moindres carrés ordinaires les  $2 M$  régressions univariées :

$$X_t = a_1 + \sum_{k=1}^{m_1} a_{1k} \cdot X_{t-k} + u_{1t} \quad \text{avec } m_1 = 1, 2, \dots, M \quad (\text{A.1})$$

$$Y_t = a_2 + \sum_{k=1}^{m_2} a_{2k} \cdot Y_{t-k} + u_{2t} \quad \text{avec } m_2 = 1, 2, \dots, M \quad (\text{A.2})$$

Pour chacune des équations (A.1) et (A.2) on détermine le retard optimal en calculant à chaque estimation le FPE (*final predictor error*) du test d'Akaike.

$$\text{FPE}(m_i) = \frac{T+m_i+1}{T-m_i-1} \cdot \frac{\text{SSR}(m_i)}{T} \quad (\text{A.3})$$

$$\text{avec } m_i = m_1, m_2$$

où  $T$  est le nombre d'observations et  $\text{SSR}$  la somme des carrés des résidus.

Selon les critères d'Akaike, on retient les équations dont le FPE est minimum pour déterminer le retard optimal  $m_i$  sur chacun des modèles autorégressifs unidimensionnels :

$$\hat{m}_i = \min_{k=1}^M \text{FPE}(m_{ik}) \quad \text{avec } m_i = m_1, m_2 \quad (\text{A.4})$$

La structure des modèles autorégressifs bivariés est ensuite identifiée à partir des retards optimaux précédents en estimant par les MCO (7) les  $2 M$  régressions bivariées suivantes :

$$X_t = a_3 + \sum_{k=1}^{\hat{m}_1} a_{1k} \cdot X_{t-k} + \sum_{k=1}^{m_2} a_{2k} \cdot Y_{t-k} + u_{2t} \quad (\text{A.5})$$

$$\text{avec } m_2 = 1, 2, \dots, M$$

$$Y_t = a_4 + \sum_{k=1}^{\hat{m}_4} a_{4k} \cdot Y_{t-k} + \sum_{k=1}^{m_3} a_{3k} \cdot X_{t-k} + u_{3t} \quad (A.6)$$

avec  $m_3 = 1, 2, \dots, M$

Une nouvelle application du critère d'Akaike permet alors de retenir les modèles optimaux dont le FPE est minimum :

$$FPE(m_i, m_j) = \frac{T+m_i+m_j+1}{T-m_i-m_j-1} \cdot \frac{SSR(m_i, m_j)}{T} \quad (A.7)$$

avec  $(m_i, m_j) = (m_1, m_2)$  et  $(m_4, m_3)$ .

### Test de causalité

La causalité est examinée à partir du test usuel de Fisher sur l'adjonction d'un ensemble de variables. Ce test en F est fait sur la base des deux couples d'équations (A.1 ; A.5) et (A.2 ; A.6).

On calcule pour cela la quantité :

$$F = \frac{SSR(m_i) - SSR(m_i, m_j)}{SSR(m_i, m_j)} \cdot \frac{T - (m_i + m_j + 1)}{m_j} \quad (A.8)$$

avec  $(m_i, m_j) = (m_1, m_2)$  pour le couple (A.1 ; A.5) et  $(m_i, m_j) = (m_3, m_4)$  pour le couple (A.2 ; A.6).

Si cette quantité suit une loi de Fisher à  $(T - m_i - m_j - 1)$  et  $m_j$  degrés de liberté on accepte alors l'hypothèse nulle : "les  $m_j$  variables additionnelles n'améliorent pas le modèle".

(7) Conformément aux hypothèses de la courbe de Phillips, l'estimation d'une équation de salaire suppose la prise en compte des déséquilibres sur le marché du travail. Nous avons donc réestimé l'équation (4.4) en y ajoutant comme variable représentative du taux de chômage le logarithme (U) du rapport des demandes d'emplois non satisfaites aux offres d'emplois non satisfaites :

$$DSA_t = 0,026 - 0,004 U_t + 0,508 DPI_t + 0,112 DPA_t + u_{sai}^*$$

(10,0)    (-4,8)    (6,0)    (2,89)

La valeur du coefficient de la variable taux de chômage est relativement conforme à la plupart des études françaises : un accroissement de 1 % du taux de chômage réduit le taux de croissance des salaires nominaux de 0,4 %. Les coefficients des variables-prix sont à rapprocher des élasticités-prix du salaire de long terme données par l'équation (4.5). Ces élasticités apparaissent robustes face à l'incorporation de la variable taux de chômage.

## BIBLIOGRAPHIE

BARNETT (R.C.), BESSLER (D.A.), THOMPSON (R.L.), 1983 — “The money supply and nominal agricultural prices”, *American Journal of Agricultural Economics*, vol. 65, n° 2, mai, pp. 303-307.

BELONGIA (M.), KING (R.A.), 1983 — “A monetary analysis of food price determination”, *American Journal of Agricultural Economics*, vol. 65, n° 1, février, pp. 131-135.

BESSLER (D.A.), 1984 — “Relative prices and money: a vector autoregression on Brazilian data”, *American Journal of Agricultural Economics*, vol. 66, n° 1, février, pp. 25-30.

BORDO (M.D.), 1980 — “The effects of monetary changes on relative commodity prices and the role of long-term contracts”, *Journal of Political Economy*, vol. 88, n° 6, pp. 1088-1109.

CAINES (P.E.), KENG (C.W.), SETHI (S.P.), 1981 — “Causality analysis and multivariate autoregressive modelling with an application to supermarket sales analysis”, *Journal of Economic Dynamics and Control*, pp. 267-298.

DEVADOSS (S.), MEYERS (W.H.), 1987 — “Relative prices and money: further results for the United States”, *American Journal of Agricultural Economics*, vol. 69, n° 4, novembre, pp. 838-842.

FIORI (G.), FLORENS (J.P.), LAI TONG (H.W.), 1982 — “Analyse des innovations dans un processus multivarié. Application à des données françaises”, *Annales de l'INSEE*, n° 46, avril-juin, pp. 1-24.

FIORI (G.), FLORENS (J.P.), 1985 — *Relations dynamiques entre la monnaie et le chômage: le cas français*, Marseille, GREQE, document de travail n° 8507, 27 p.

FIORI (G.), FLORENS (J.P.), LAI TONG (H.W.), 1985 — *Les prix et les salaires en France: 1963-1981*, Marseille, GREQE, document de travail n° 8505, janvier, 49 p.

FRANKEL (J.A.), 1986 — “Expectations and commodity price dynamic: the overshooting model”, *American Journal of Agricultural Economics*, vol. 68, n° 2, mai, pp. 344-348.

FRISCH (H.), 1983 — *Theories of inflation*, Cambridge University Press.

GUYOMARD (H.), JAYET (P.A.), SAHUC (P.), 1986 — *Prévision à court terme du prix de quelques produits agricoles: viande bovine, viande porcine, oeufs*, mémoire ENSAE, juin, 94 p.

HEIEN (D.M.), 1980 — “Mark-up pricing in a dynamic model of the food industry”, *American Journal of Agricultural Economics*, vol. 62, n° 1, février, pp. 10-18.

LOMBRA (R.E.), MEHRA (Y.P.), 1983 — “Aggregate demand, food prices and the underlying rate of inflation”, *Journal of Macroeconomics*, vol. 5, n° 4, pp. 383-398.

LOUE (J.F.), MORIN (P.), 1986 — “La boucle prix-salaires des modèles de l'économie française. Structure et robustesse”, *Revue Economique*, vol. 37, n° 6, novembre, pp. 1067-1092.

McFALL LAMM (R.), WESTCOTT (P.C.), 1981 — “The effects of changing input costs on food prices”, *American Journal of Agricultural Economics*, vol. 63, n° 2, pp. 187-196.

MEHRA (Y.P.), 1977 — “Money, wages and causality”, *Journal of Political Economy*, vol. 85, n° 6, pp. 1227-1244.

SARGENT (T.J.), 1979 — *Macroeconomic theory*, New-York, Academic Press.

SIMS (C.A.), 1980 — “Macroeconomics and reality”, *Econometrica*, vol. 48, n° 1, janvier, pp. 1-48.