



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

*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.*

Fluctuations de court terme
des prix du porc dans
la CEE

Une réflexion sur
l'interaction des marchés

François BELLÉGO

L'objet de ce travail est la mise en évidence d'antériorités dans la formation des prix à la production du porc dans la CEE à court terme, voire à très court terme.

Hormis Mainsant et Vigne (1984), peu d'auteurs ont évoqué ce fonctionnement de la transmission des prix à la production du porc entre les différents marchés européens. Les travaux de Vernière (1987) et de Benjamin et Ollivier (1989) mentionnent ce fonctionnement de manière accessoire, en se cantonnant aux marchés français, belge et néerlandais, et en utilisant de plus des séries de prix mensuels, ce qui limite singulièrement les interprétations possibles à propos des transmissions de prix à très court terme. Cependant, ces deux derniers travaux présentent l'intérêt de faire appel à des techniques d'analyse de la causalité entre plusieurs prix et quantités en information limitée, c'est-à-dire dans le cadre d'une analyse bivariée.

L'instrument d'analyse utilisé sera, également ici, celui des tests de causalité au sens de Granger. Ces tests permettent en effet de dégager des antériorités entre prix, par exemple entre le prix du marché au cadran breton et le prix français. Trois tests de causalité sont successivement mis en œuvre :

- un test de Granger appliqué à une modélisation des prix sous forme autorégressive pure ;
- un test de Pierce-Haugh appliqué à cette même modélisation ;
- un test de Pierce-Haugh appliqué à une modélisation des prix sous forme autorégressive et moyenne mobile.

Les résultats obtenus permettent de présenter des éléments d'interprétation quant au fonctionnement dynamique à court terme de la transmission des prix du porc entre les différents marchés européens :

a) La formation des prix, trop souvent jugés accessoires, de certains pays (Danemark, Italie, Royaume-Uni) relève de comportements très spécifiques qu'il a été possible de caractériser :

- comportement d'exportateur "suiveur" du Danemark ;
- comportement d'importateur "indépendant" de l'Italie ;
- comportement d'importateur "traditionnel" du Royaume-Uni.

Cette nouvelle grille d'analyse permet de lever d'apparentes contradictions dans les résultats des différents tests.

b) Le fonctionnement du noyau central des prix (breton, allemand, néerlandais, belge et français) repose en grande partie sur le rôle prééminent du prix au cadran et du prix allemand. Ce rôle était déjà connu mais on insiste aussi sur d'autres éléments :

- la tendance qu'ont les prix des importateurs à orienter les prix des exportateurs ;
- l'originalité notable que constitue le rôle du prix néerlandais ;

- la nécessaire distinction qu'il faut opérer entre les relations d'influence mutuelle propres au très court terme, et les relations asymétriques caractérisant le court et moyen terme.

Les liens de "causalité" qui reposent malgré tout sur une forte interdépendance des prix, ne sont pas simples à mettre en évidence. L'utilisation des tests sur des séries hebdomadaires a pourtant permis de dégager d'intéressantes relations d'antériorité. Ces tests ont par ailleurs le mérite d'être relativement aisés à utiliser dans un environnement aussi complexe. A ce titre, ils sont plus intéressants que les modèles classiques dont le coût de mise en œuvre devient rapidement exorbitant si l'on désire effectuer une description fidèle de tous les mécanismes concernés.

TESTS DE CAUSALITÉ: PRÉSENTATION GÉNÉRALE

Tests de causalité de Granger

Soient deux processus stationnaires X_t et Y_t , $t = 1, \dots, T$. La causalité au sens de Granger peut être définie de la façon suivante :

$$X \text{ cause } Y \text{ si : } \sigma^2(Y_t/Y_{t-1}, \dots, X_{t-1}, X_{t-2}, \dots) < \sigma^2(Y_t/Y_{t-1}, \dots)$$

où σ^2 représente la variance de l'erreur de prévision.

En d'autres termes, la variable X "cause" la variable Y si le passé de X permet d'améliorer les prévisions de l'évolution de Y basées sur sa propre histoire.

En pratique, on ne s'intéresse qu'aux prédicteurs linéaires et les liens de causalité entre deux variables X et Y stationnaires sont examinées à partir du modèle autorégressif bivarié :

$$X_t = a_1 + a_{11}(B) X_t + a_{12}(B) Y_t + e_{1t}$$

$$Y_t = a_2 + a_{21}(B) X_t + a_{22}(B) Y_t + e_{2t}$$

où B est l'opérateur retard ($B^b Z_t = Z_{t-b}$), a_1 et a_2 des termes constants, e_{1t} et e_{2t} des bruits blancs indépendants de moyenne nulle et de variance respective σ_1^2 , σ_2^2 , et où $a_{ij}(B)$ est un polynôme infini en l'opérateur retard ($a_{ij}(B) = a_{ij1} B + a_{ij2} B^2 + \dots$).

Quatre cas de causalité peuvent alors apparaître :

$$X \rightarrow Y \text{ (} X \text{ cause } Y \text{)} : a_{12}(B) = 0 \text{ et } a_{21}(B) \neq 0$$

$$Y \rightarrow X \text{ (} Y \text{ cause } X \text{)} : a_{12}(B) \neq 0 \text{ et } a_{21}(B) = 0$$

$X \leftrightarrow Y$ (X cause Y et Y cause X): $a_{12}(B) \neq 0$ et $a_{21}(B) \neq 0$

$X \perp Y$ (X ne cause pas Y et Y ne cause pas X):

$a_{12}(B) = 0$ et $a_{21}(B) = 0$

En pratique, le nombre de décalages dans la régression est fini et on détermine le nombre optimal de retards K_{ij} à retenir pour chaque polynôme $a_{ij}(B)$:

$$a_{ij}(B) = \sum_{k=0}^{K_{ij}} a_{ij,k} B_k$$

de façon à obtenir le meilleur ajustement possible.

On utilise pour cela le critère du *final predictor error* (FPE) d'Akaike qui consiste à choisir le nombre de retards K_{ij} de façon à minimiser la valeur de:

$$FPE(K_{ij}) = \frac{T + m_i}{T - m_i} \cdot \frac{SCR(m_i)}{T}$$

où T est le nombre d'observations, m_i le nombre de coefficients estimés et SCR la somme des carrés des résidus de l'équation estimée. Comparé à d'autres critères tels que celui de Hannan (Hannan et Quinn, 1979), le CAT de Parzen (1974), ou l'AIC d'Akaike (1974), ce critère aboutit souvent à une surestimation du nombre de décalages. Il est cependant très souvent utilisé car il permet ainsi d'éviter l'omission de certaines liaisons causales décelables au bout d'un nombre élevé de retards. La procédure d'élaboration du processus bivarié optimal est alors la suivante.

Le critère du FPE d'Akaike est tout d'abord utilisé afin de déterminer les décalages optimaux K_{11} et K_{22} dans les modèles autorégressifs univariés suivants:

$$X_t = a_1 + \sum_{k=1}^{K_{11}} a_{11,k} X_{t-k} + e_{1t}$$

$$Y_t = a_2 + \sum_{k=1}^{K_{22}} a_{22,k} Y_{t-k} + e_{2t}$$

où chaque équation est estimée indépendamment par les moindres carrés ordinaires et où la non autocorrélation des résidus est vérifiée par le test de Ljung-Box (si l'hypothèse nulle de non-autocorrélation des résidus est rejetée, la sélection du nombre de décalages optimaux est alors reprise jusqu'au non-rejet de cette hypothèse).

De la même manière, on identifie alors le nombre de retards optimaux K_{12} et K_{21} dans les modèles bivariés suivants:

$$X_t = a_1 + \sum_{k=1}^{\hat{K}_{11}} a_{11,k} X_{t-k} + \sum_{k=1}^{K_{12}} a_{12,k} Y_{t-k} + e_{1t}$$

$$Y_t = a_2 + \sum_{k=1}^{K_{21}} a_{21,k} X_{t-k} + \sum_{k=1}^{\hat{K}_{22}} a_{22,k} Y_{t-k} + e_{2t}$$

où \hat{K}_{11} et \hat{K}_{22} sont les valeurs estimées de K_{11} et K_{22} à la première étape.

Le modèle est ensuite estimé par la méthode des MCO ou par la méthode SUR (*seemingly unrelated regression*) de Zellner en cas de corrélation sérielle des résidus.

La causalité entre X et Y est enfin examinée à l'aide d'un test de Fisher sur la significativité conjointe d'un groupe de variables, ici $a_{12}(B)$ et $a_{21}(B)$.

Le modèle bivarié précédemment identifié peut ensuite être modifié afin de déterminer l'existence de relations causales instantanées entre X et Y . Selon Granger, il y a causalité instantanée entre X et Y si :

$$\sigma^2 (Y_t/Y_{t-1}, \dots; X_t, X_{t-1}, X_{t-2}, \dots) < \sigma^2 (Y_t/Y_{t-1}, \dots; X_{t-1}, \dots)$$

Dans ce cas, il est cependant impossible de déterminer si la relation causale va de X vers Y ou de Y vers X . Dans la pratique, le test de causalité instantanée est effectué sur le modèle suivant :

$$X_t = a_1 + \sum_{k=1}^{K_{11}} a_{11,k} X_{t-k} + \sum_{k=0}^{K_{12}} a_{12,k} Y_{t-k} + e_{1t}$$

$$Y_t = a_2 + \sum_{k=0}^{K_{21}} a_{21,k} X_{t-k} + \sum_{k=1}^{K_{22}} a_{22,k} Y_{t-k} + e_{2t}$$

en testant, à l'aide du test de Fisher, la nullité des coefficients associés à Y_t ($a_{12,0}$) et à X_t ($a_{21,0}$), respectivement dans la première et dans la seconde équation.

Un inconvénient majeur du test de Granger provient de ce que l'utilisation d'un filtre autorégressif pour rendre compte de l'aspect auto-explicatif d'une série peut être insuffisante et une amélioration pourrait consister à introduire un terme moyenne mobile. Pour ces deux raisons, il est intéressant d'introduire les tests de causalité de Pierce et Haugh.

Tests de causalité de Pierce-Haugh

Pierce et Haugh (1977) ont montré que pour des processus stationnaires normaux ou bien modélisés par des représentations de type ARMA avec des innovations indépendantes, la causalité entre X et Y est caractérisée par les corrélations des innovations des deux processus X et Y. La procédure proposée par Pierce et Haugh débute par la modélisation ARMA (1) de chacune des deux séries X_t et Y_t selon :

$$\alpha(L) X_t = \beta(L) u_t \text{ et } \mu(L) Y_t = \delta(L) v_t$$

où $\alpha(L)$, $\beta(L)$, $\mu(L)$ et $\delta(L)$ sont des polynômes autorégressifs respectivement d'ordre p , q , r , s ; u_t et v_t sont alors les innovations des processus X_t et Y_t qui représentent la part de chacune de ces séries qui n'est pas linéairement explicable par leur propre passé. La causalité au sens de Pierce-Haugh est ensuite examinée à partir de la fonction de corrélation croisée de ces deux processus d'innovations :

$$\hat{\rho}_{\hat{u}\hat{v}}(h) = \sum_{t=1}^{T-h} \hat{u}_t \hat{v}_{t+h} / \left(\sum_{t=1}^T \hat{u}_t^2 \sum_{t=1}^T \hat{v}_t^2 \right)^{1/2}$$

où $\hat{\rho}_{\hat{u}\hat{v}}(h)$ représente la corrélation croisée d'ordre h entre les innovations estimées \hat{u}_t et \hat{v}_t .

La procédure classique d'utilisation des tests de Pierce-Haugh comprend deux étapes :

. On teste tout d'abord l'hypothèse nulle d'indépendance des processus X et Y, c'est-à-dire la nullité des corrélations $\hat{\rho}_{\hat{u}\hat{v}}(h)$; pour cela, on utilise la statistique S proposée par Pierce et Haugh (1977) :

$$S = T \sum_{h=-m}^m \hat{\rho}_{\hat{u}\hat{v}}^2(h)$$

Sous l'hypothèse nulle d'indépendance, S suit une loi du *chi-deux* à $2m + 1$ degrés de liberté.

. Lorsque l'hypothèse nulle d'indépendance des deux processus est rejetée, on tente de préciser la nature des relations causales entre X et Y à l'aide des statistiques suivantes proposées par Pierce et Haugh (1977) :

$$S_0 = T \hat{\rho}_{\hat{u}\hat{v}}^2(0); S_1 = T \sum_{h=-m}^{-1} \hat{\rho}_{\hat{u}\hat{v}}^2(h); S_2 = T \sum_{h=1}^m \hat{\rho}_{\hat{u}\hat{v}}^2(h)$$

Sous l'hypothèse nulle, "X ne cause pas instantanément Y", S_0 suit une *chi-deux* à 1 degré de liberté, alors que, sous l'hypothèse nulle, "X ne cause pas Y" ("Y ne cause pas X"), S_1 (S_2) suit une *chi-deux* à m degrés de liberté. Il convient de souligner que la loi asymptotique des statistiques S_1 et S_2 sous l'hypothèse nulle est encore inconnue. Par rapport

aux tests de causalité de Granger, les tests de Pierce-Haugh permettent de mieux cerner l'auto-explicabilité de chaque série et donc de mieux appréhender l'apport explicatif (causal) de l'autre variable. Cependant, les résultats de ces tests peuvent être affectés par le choix du nombre de décalages m et par la modélisation ARMA retenue.

CARACTÉRISTIQUES DES DONNÉES

Les séries retenues (cf. graphiques 1 et 2) concernent huit prix hebdomadaires du porc à la production dans la CEE, exprimés en monnaie nationale, sur une période allant de janvier 1983 à juillet 1987 inclus :

* Le prix au cadran; on a retenu le prix au cadran breton du jeudi pour trois raisons :

- Mainsant et Vigne (1984) ont clairement montré que le prix au cadran joue un rôle de prix directeur tant au plan national qu'au plan européen;
- les mêmes auteurs ont établi que le cadran du jeudi est en avance sur le cadran du lundi;

les nombreuses données manquantes du cadran du lundi compliquent sérieusement l'analyse en termes de séries temporelles.

Le prix au cadran correspond au prix du porc charcutier "classe II" jusqu'en juin 1986 et du prix "à 53 %" au-delà (source ITP);

- * PF; le prix français: cotation nationale "classe U" (source ITP);
- * PI; le prix italien: "classe II" (source ITP - OSCE);
- * PB; le prix belge: "classe I" (source ITP - OSCE);
- * PD; le prix allemand: "classe II" (source ITP - OSCE);
- * PNL; le prix néerlandais: il s'agit ici d'un prix à la sortie de l'abattoir et comprenant les frais d'abattage, il se réfère à la "classe II" (source ITP - OSCE);

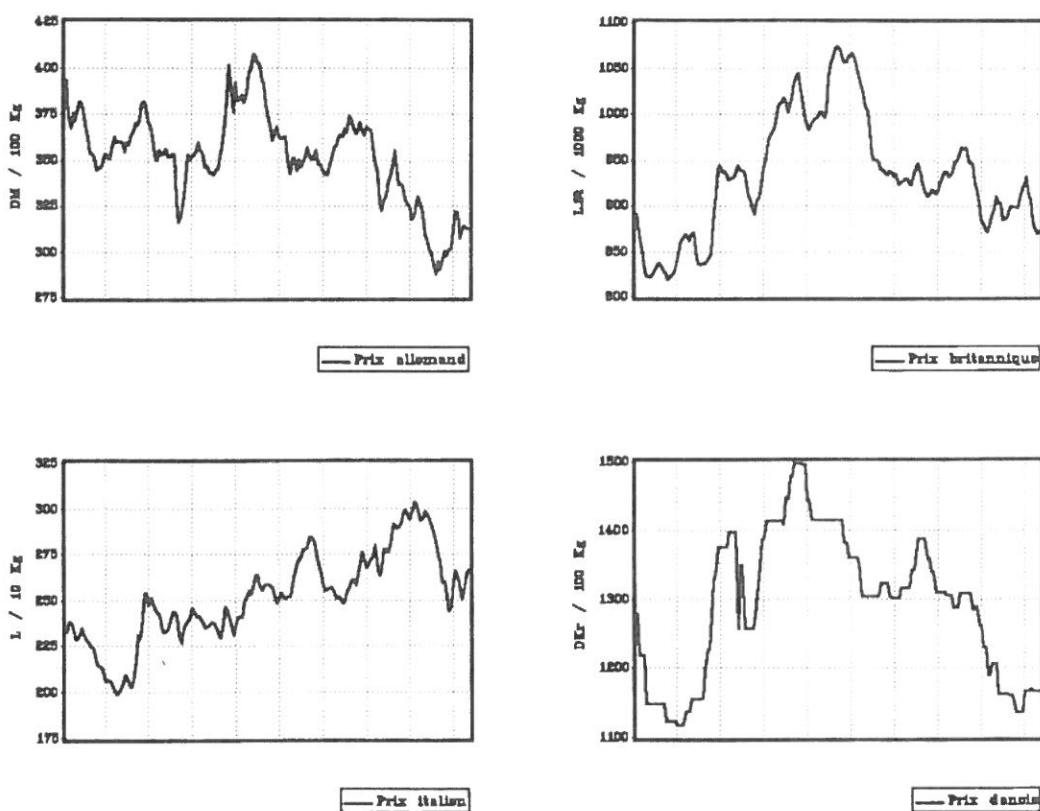
* PUK; le prix britannique "classe II" (source ITP - OSCE);

* PDK; le prix danois "classe I" (source ITP - OSCE): ce prix est particulier parce qu'il s'agit d'un prix d'acompte: sa représentation revêt donc l'allure de paliers. Il se pose alors la question de savoir s'il faut lisser les prix danois. Les travaux ont été effectués sans lissage, ce qui n'a pas causé de problème statistique particulier ni pour la stationnarisation ni pour la modélisation.

Il est important de noter que ces prix officiels ne sont pas toujours très proches des prix réels de transaction entre opérateurs. C'est tout particulièrement le cas des prix d'acompte danois. Il est donc nécessaire d'interpréter les résultats en gardant à l'esprit l'existence d'un filtre entre prix officiels et prix réels de transaction. Par ailleurs, la période retenue

ne découle pas d'un libre choix mais d'une contrainte : les résultats des tests de causalité sont extrêmement sensibles aux points exceptionnels et aux ruptures dans les séries. On a donc retenu une période suffisamment longue sans changement de référence dans la fixation des prix. Il aurait été délicat, du point de vue statistique, d'étudier une période plus courte. Il convient donc de noter que la période étudiée a été retenue sans tenir compte de la situation économique de l'époque et que les résultats sont datés et très probablement affectés par l'évolution de cette situation économique, notamment par l'entrée de l'Espagne dans la CEE en mars 1986.

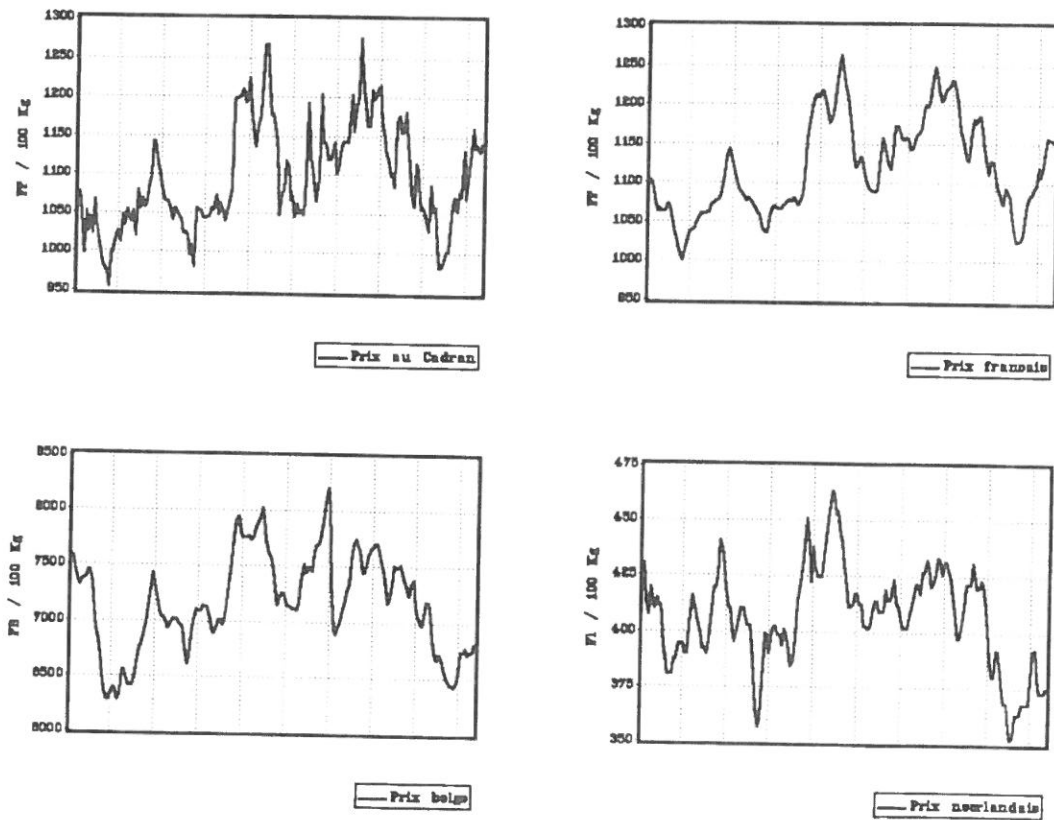
Graphique 1.
Prix du porc à la production (janvier 1983- juillet 1987)



Les méthodes d'analyse des séries temporelles reposent presque toutes sur l'utilisation de séries stationnaires, or aucune des séries brutes ne présente de stationnarité. Dans un premier temps, les données ont subi une transformation logarithmique, ce qui a pour avantage de supprimer les effets d'une croissance exponentielle de la tendance (ce n'est pas le cas pour les données étudiées) mais aussi de réduire les effets d'une crois-

sance de la variabilité d'une variable différenciée jointe à une stabilité en moyenne, c'est-à-dire d'une hétéroscédasticité croissante (Droesbeke, Fichet et Tassi, 1989). L'examen visuel des graphiques des séries brutes ne permet de détecter aucune tendance linéaire et celui des fonctions d'auto-corrélation aucune saisonnalité. Par conséquent, la méthode de stationnarisation retenue est déterminée à l'aide du test de Dickey-Fuller. Le détail des tests n'est pas reporté ici pour alléger la présentation (pour la théorie des tests, voir Fuller, 1976, et Dickey et Fuller, 1981 et pour leur application aux séries retenues, voir Bellégo, 1989, pp. 167-168).

Graphique 2. Prix du porc à la production
(janvier 1983- juillet 1987)



RÉSULTATS

On examine ici successivement les résultats des tests de Granger et de Pierce-Haugh.

Tableau 1.

Série stationnaire	Décalage optimal	FPE \times 1000	Q de Ljung-Box
PC	39	0,57185	Q(41) = 43,10
PF	39	0,16016	Q(41) = 40,74
PI	45	0,16428	Q(35) = 39,54
PB	43	0,10410	Q(37) = 41,29
PD	45	0,25130	Q(35) = 38,37
PNL	44	0,17796	Q(44) = 64,71
PUK	43	0,48131	Q(37) = 45,75
PDK	60	0,12210	Q(50) = 67,24

Résultats des tests de Granger

L'utilisation du critère du FPE d'Akaike conduit, pour les modèles autorégressifs univariés, aux décalages optimaux décrits dans le tableau 1. Pour chaque série, l'hypothèse nulle de non autocorrélation des résidus n'est jamais rejetée par le test de Ljung-Box (1978).

Ces décalages sont assez parlants en ce qui concerne les prix italien, belge, allemand, néerlandais et britannique. En effet, Badouard, Dagorn, Uhlen et Vaudelet (1986) trouvent, à partir d'un échantillon de 887 élevages ayant une activité de naisseurs-engraisseurs, qu'il faut 185 jours en moyenne à un éleveur français pour amener un porcelet de sa naissance à la vente d'un porc. Si l'on y ajoute les 115 jours de gestation et les 16 jours de décalages nécessaires en moyenne entre la mise bas d'une truie et une nouvelle saillie, on arrive à un total de $185 + 115 + 16 = 316$ jours, soit à peu près 45 semaines. Cela correspond sensiblement aux décalages optimaux retenus pour les séries italienne, belge, allemande, néerlandaise et britannique.

Il ne faudrait pas en tirer de conclusion hâtive, d'une part en raison de la faible longueur de la période étudiée, d'autre part pour les raisons qui suivent :

- il faut prendre en compte les activités de naissage et d'engraissage et non seulement celle de naissage-engraissage à moins de donner à cette dernière un rôle primordial dans la détermination des fluctuations d'activités;
- il serait peut-être possible de trouver des décalages optimaux d'ordre plus élevé encore si l'exploration se faisait plus avant. Cela pose le problème matériel de la longueur de la série étudiée et rien ne garantit que le choix ne s'est pas porté sur des décalages optimaux "locaux";

— enfin, il n'est pas facile d'expliquer pourquoi les décalages optimaux portant sur les prix breton, français et danois sont sensiblement différents de 45. En ce qui concerne le prix danois, la pratique du prix d'acompte, explicitement destinée au Danemark à la régularisation des fluctuations de production, peut être avancée comme élément d'explication. Mais il reste difficile de comprendre pourquoi les décalages obtenus sur les séries bretonne et française sont inférieurs à 40 semaines.

Les décalages optimaux obtenus ensuite dans les modèles bivariés sont représentés ainsi : pour chaque paire de prix X et Y , $(X, Y) = (N_1, N_2)$ signifie que le modèle autorégressif bivarié optimal est le suivant :

$$X_t = \sum_{i=1}^{N_1} \alpha_i X_{t-i} + \sum_{j=1}^{N_2} \beta_j Y_{t-j}$$

Les résultats sont présentés dans le tableau 2 et on obtient ainsi une première approche de la rapidité avec laquelle la variation des prix étrangers est prise en compte dans la fixation des prix nationaux.

Tableau 2.

X/Y	PC	PF	PB	PNL	PD	PUK	PDK	PI
PC	—	(39,8)	(39,8)	(39,8)	(39,8)	(39,8)	(39,8)	(39,8)
PF	(39,8)	—	(39,8)	(39,8)	(39,8)	(39,8)	(39,8)	(39,8)
PB	(43,2)	(43,2)	—	(43,2)	(43,2)	(43,2)	(43,2)	(43,2)
PNL	(44,1)	(44,1)	(44,1)	—	(44,1)	(44,1)	(44,1)	(44,1)
PD	(45,21)	(45,21)	(45,21)	(45,21)	—	(45,21)	(45,21)	(45,21)
PUK	(43,2)	(43,2)	(43,2)	(43,2)	(43,2)	—	(43,2)	(43,2)
PDK	(60,13)	(60,27)	(60,13)	(60,13)	(60,13)	(60,13)	—	(60,13)
PI	(45,21)	(45,21)	(45,21)	(45,21)	(45,21)	(45,21)	(45,21)	—

Les résultats des tests de Granger de causalité instantanée peuvent être résumés de la façon suivante (on note $X = Y$ pour "X cause instantanément Y") :

* Rejet de l'hypothèse nulle au seuil de $\alpha = 10\%$

$$PUK \bar{=} PNL$$

* Rejet de l'hypothèse nulle au seuil de $\alpha = 5\%$

$$PC \bar{=} PDK \quad PF \bar{=} PD \quad PB \bar{=} PC$$

* Rejet de l'hypothèse nulle au seuil de $\alpha = 1\%$

$$PC \bar{=} PD \quad PC \bar{=} PF \quad PC \bar{=} PNL$$

$$\begin{array}{lll}
 \text{PF} \bar{\cap} \text{PB} & \text{PF} \bar{\cap} \text{PNL} & \text{PB} \bar{\cap} \text{PNL} \\
 \text{PD} \bar{\cap} \text{PNL} & \text{PI} \bar{\cap} \text{PB} & \text{PD} \bar{\cap} \text{PB} \\
 \text{PD} \bar{\cap} \text{PF} & \text{PI} \bar{\cap} \text{PNL} & \text{PF} \bar{\cap} \text{PDK} \\
 \text{PNL} \bar{\cap} \text{PDK} & &
 \end{array}$$

Les résultats des tests de causalité doivent être interprétés avec prudence. On distingue cependant un groupe de 5 prix tous dépendants les uns des autres: il s'agit du prix au cadran, des prix français, allemand, néerlandais et belge. Les prix danois sont fortement liés au prix de leur principal concurrent (les Pays-Bas), au prix d'un importateur disputé (la France) et au seul prix publié instantanément (le prix au cadran). Le prix néerlandais est lié aux prix de ses plus importants acheteurs après l'Allemagne et la France, c'est-à-dire l'Italie et le Royaume-Uni. Le prix belge est lié quant à lui au prix d'un de ses clients importants: l'Italie. On voit donc qu'autour d'un noyau de cinq prix se greffent des relations qui ont probablement pour origine les relations commerciales plus ou moins intenses.

Les résultats des tests de causalité unidirectionnelle sont les suivants (on note $X \rightarrow Y$ pour "X cause Y"):

* rejet de l'hypothèse nulle au seuil de $10\% \geq \alpha > 5\%$

$$\begin{array}{lll}
 \text{PNL} \rightarrow \text{PB} & \text{PF} \rightarrow \text{PNL} & \text{PDK} \rightarrow \text{PUK} \\
 \text{PD} \rightarrow \text{PDK} & \text{PC} \rightarrow \text{PD} &
 \end{array}$$

* rejet de l'hypothèse nulle au seuil de $5\% \geq \alpha > 1\%$

$$\begin{array}{lll}
 \text{PC} \rightarrow \text{PB} & \text{PD} \rightarrow \text{PC} & \text{PD} \rightarrow \text{PF} \\
 \text{PUK} \rightarrow \text{PNL} & \text{PC} \rightarrow \text{PDK} & \text{PNL} \rightarrow \text{PDK}
 \end{array}$$

* rejet de l'hypothèse nulle au seuil de $\alpha \leq 1\%$

$$\begin{array}{ll}
 \text{PD} \rightarrow \text{PB} & \text{PC} \rightarrow \text{PF} \\
 \text{PI} \rightarrow \text{PNL} & \text{PF} \rightarrow \text{PDK}
 \end{array}$$

Ces résultats diffèrent quelque peu de ceux de Mainsant et Vigne (1984) puisqu'on considère ici le prix français (et non pas seulement le cadran) et le prix britannique. Par ailleurs, on n'observe plus de cloisonnement entre les prix danois et italien et le reste des prix européens.

Les relations de causalité peuvent être *a priori* classés en quatre grandes catégories (tableau 3):

- le prix d'un pays exportateur (importateur) peut influencer le prix d'un pays importateur (exportateur), ce que l'on notera:
 $\text{EXP} \rightarrow \text{IMP}$ ($\text{IMP} \rightarrow \text{EXP}$);

— le prix d'un pays importateur (exportateur) peut influencer le prix d'un autre pays importateur (exportateur):
 IMP → IMP (EXP → EXP).

Tableau 3.
 Relations de causalité

	IMP → IMP	EXP → EXP	IMP → EXP	EXP → IMP
$\alpha \leq 1\%$			PI → PNL PF → PDK PD → PB	PC → PF
$1\% < \alpha \leq 5\%$	PD → PF	PNL → PDK PC → PDK PC → PB	PUK → PNL PD → PC	
$5\% < \alpha \leq 10\%$		PNL → PB	PF → PNL PD → PDK	PDK → PUK PC → PD

Ce classement conduit à considérer la Bretagne comme un "pays exportateur" et la France, y compris la Bretagne, comme un "pays importateur". Par ailleurs on peut également prendre en compte le risque d'erreur dans le rejet de l'hypothèse de non-causalité c'est-à-dire le degré de "certitude" qu'on peut avoir quant à l'existence d'un lien de causalité.

On rappelle que les différents décalages peuvent être consultés dans le tableau 2. Toute comparaison systématique avec les décalages obtenus par Mainsant et Vigne (1984) est délicate car les méthodes d'obtention diffèrent sensiblement. A ce propos, il convient de noter que les prix allemand et italien – dans une moindre mesure, le prix danois – sont influencés par les prix étrangers avec un retard considérable, ce qui fragilise évidemment une interprétation sur un plan d'analyse de court terme. Enfin, seule l'utilisation de modèles multivariés pourrait permettre d'analyser en profondeur les relations transitives dont l'existence semble toutefois parfaitement naturelle. Toutefois l'utilisation de modèles bivariés a déjà le mérite de laisser apparaître des relations de *feed back*.

Tableau 4.
 Importations de viandes porcines fraîches, réfrigérées et congelées (provenance indifférenciée)

	1983	1984	1985	1986
Importations				
CEE (tonnes)	1 183 326	1 191 340	1 325 037	1 424 161
dont RFA (%)	36,00	35,72	33,21	32,91
dont Italie (%)	29,82	28,27	31,29	33,83
dont France (%)	22,72	22,81	25,50	22,41

Source: OCDE

Tableau 5.
Exportations de
viandes porcines
fraîches,
réfrigérées et congelées
(destination
indifférenciée)

	1983	1984	1985	1986
Exportations				
CEE (tonnes)	1 233 330	1 267 293	1 337 048	1 506 928
dont UEBL (%)	17,23	17,63	14,81	15,33
dont Pays-Bas (%)	43,96	45,13	46,25	44,01
dont Danemark (%)	24,48	23,78	25,61	25,74

Source: OCDE

Il apparaît alors que les liens de causalité les plus "forts" (hypothèse nulle de non-causalité rejetée à 1 %) sont dus à l'influence dominante de trois grands acheteurs: Italie, Allemagne et France; le prix néerlandais est rapidement influencé par le prix italien (1 semaine) et le prix belge presque aussi rapidement par le prix allemand (2 semaines), ce qui consacre le rôle déterminant de ces deux grands importateurs dans la fixation des prix à court terme par les exportateurs du Benelux.

A elles seules, la RFA et l'Italie regroupent près des deux tiers des importations européennes de viandes non transformées (cf. tableau 4), ce qui justifie *a posteriori* leur classement dans la catégorie des acheteurs dominants. Le prix danois est influencé avec un peu plus de retard (27 semaines) par le prix français. La France est en effet en Europe le troisième grand importateur de viandes porcines non transformées, les grands exportateurs étant les Pays-Bas, le Danemark et la Belgique (cf. tableau 5). Le retard plus important correspond probablement à la pratique de prix d'acompte par les Danois mais aussi sans doute à ce que les exportateurs danois valorisent surtout des produits transformés. De plus en plus concurrencés dans ce domaine par les exportateurs néerlandais, les Danois seront sans doute amenés à réduire leurs délais d'ajustement du prix des viandes non transformées. Les Britanniques importent à peu près 90 % des viandes porcines transformées qui circulent dans la Communauté. Ce rôle déterminant n'apparaît pas dans les résultats présentés ci-dessus et il convient à ce propos de rappeler que les séries portent sur les prix à la production: les coûts de transformation n'interviennent donc pas (sauf les frais d'abattage pour le prix néerlandais). Par ailleurs, les Néerlandais ont tendance à évincer les Danois sur les marchés de la viande transformée, en particulier au Royaume-Uni.

L'autre lien de causalité important est dû à l'influence du prix au cadran sur le prix français. C'est une relation tout à fait reconnue qui s'explique par la proportion supérieure à 50 % de la production française réalisée par les Bretons et par les procédures d'adaptation systématique des autres cotations régionales qui suivent le prix au cadran avec des retards variables mais faibles ainsi que Mainsant et Vigne (1984) l'ont montré.

Plusieurs liens de causalité apparemment plus "faibles" (hypothèse nulle de non causalité rejetée à 5%) peuvent ensuite être mis en lumière :

- D'abord, le prix allemand influence le prix français : il s'agit là d'un effet de concurrence entre les deux plus gros consommateurs de viande de porc, la taille du marché allemand pouvant expliquer la prédominance des prix allemands sur les prix français.
- Ensuite, le prix néerlandais influence le prix danois : il s'agit d'un effet de la concurrence entre les deux principaux pays exportateurs qui s'adressent aux mêmes acheteurs potentiels : le Royaume-Uni, la RFA, la France et l'Italie. Les Pays-Bas gagnent régulièrement des parts de marché à l'exportation vers ces différents clients, ce qui contraint le Danemark à adopter une attitude de défense, attitude se traduisant par un alignement des prix danois sur les prix néerlandais.
- Enfin, le prix britannique influence le prix néerlandais. Dans la mesure où les Néerlandais effectuent un effort particulier pour élargir leur part du marché britannique, cela les conduit à s'adapter rapidement aux fluctuations des prix britanniques.
- Il reste alors à prendre en compte trois relations faisant intervenir le prix au cadran. Ce dernier influence les prix danois et belges : cela peut être interprété soit comme un effet de la concurrence entre vendeurs, soit comme la traduction de la prise en compte par les Danois et les Belges d'un rôle d'information déterminant que joue le prix au cadran quant à l'état général du marché européen. On est alors en droit de se demander pourquoi le prix au cadran n'influence apparemment pas le prix néerlandais. C'est pourtant cette interprétation qu'il semble licite de retenir dans la mesure où le prix allemand influence le prix au cadran. Les Bretons n'exportant quasiment pas en RFA, cette relation doit traduire une évolution sur les prix des exportateurs européens due à des fluctuations de la demande allemande. Toutefois, les Bretons étant les concurrents directs des Danois et des Belges sur le marché français, on ne pourrait obtenir d'éclaircissement supplémentaire qu'en recourant à une analyse multivariée.

Les liens de causalité les plus "fragiles" statistiquement (hypothèse nulle de non causalité rejetée à 10%) touchent à une multiplicité d'effets : rôle déterminant du prix de l'acheteur (le prix français influence le prix néerlandais et le prix allemand influence le prix danois), rôle déterminant de relations de concurrence (le prix néerlandais influence le prix belge), rôle déterminant d'un informateur (le prix au cadran influence le prix allemand), rôle déterminant du prix du vendeur (le prix danois influence le prix britannique). Si ces liens de causalité sont apparemment plus fragiles, ils ne manquent cependant pas d'intérêt pour quatre raisons :

- le prix allemand n'est influencé que par le prix au cadran, ce qui donne à ce dernier un rôle stratégique. Le prix allemand n'influence pas, du moins directement, le prix néerlandais: cela paraît étonnant mais s'explique sans doute par la très forte causalité instantanée qui est établie entre ces deux prix;
- le seul rôle clairement déterminant du prix du vendeur est celui qui lie le prix britannique au prix danois. C'est probablement le reliquat du long monopole des exportateurs danois sur le marché britannique, maintenant de plus en plus battu en brèche par les exportateurs néerlandais;
- le rôle de concurrent dominant est clairement établi pour les Pays-Bas dont le prix influence le prix belge et encore plus fortement le prix danois;
- malgré cela, les prix néerlandais s'adaptent au prix français et encore plus fortement aux prix britannique et italien.

En résumé, les causalités instantanées permettent de dégager un groupe de cinq séries de prix s'influençant réciproquement: prix au cadran, prix français, prix belge, prix néerlandais, prix allemand. Il est difficile d'interpréter les autres relations: les prix danois sont liés au prix au cadran et aux prix français et néerlandais. Le prix italien est lié aux prix belge et néerlandais. Le prix britannique est lié au prix néerlandais.

Les causalités unidirectionnelles permettent de tirer davantage de conclusions:

- les causalités les plus fortes sont attachées à une influence du prix des grands importateurs sur les prix des grands exportateurs;
- les causalités plus faibles s'expliquent surtout par un rôle de véhicule privilégié de l'information tenu par le prix au cadran et le prix allemand, ainsi que par l'observation des variations de prix entre concurrents mais le prix néerlandais ne dépend pas des prix passés du cadran ou du prix allemand;
- le prix néerlandais influence les prix de ses concurrents exportateurs mais c'est lui qui s'adapte aux prix des acheteurs;
- le rôle du prix au cadran est ambigu mais il semble bien occuper une place stratégique.

Il ne faut toutefois pas vouloir effectuer des interprétations trop élaborées étant données les limites de l'analyse du test de Granger. En effet, les décalages sont fixés dès l'origine de manière unique et on passe ainsi sous silence des phénomènes plus complexes de transmission des influences. Par ailleurs, ces phénomènes peuvent très bien ne pas être identifiables au travers d'une analyse bivariée. C'est pourquoi, il est intéressant de détailler ce qui se passe à plusieurs niveaux de décalage grâce aux tests de Pierce-Haugh.

Résultats des tests de Pierce-Haugh

Les tests de Pierce-Haugh vont être effectués successivement sur les innovations des modèles autorégressifs univariés optimaux déterminés à l'aide du FPE d'Akaike puis sur les innovations des modèles ARMA identifiés. Les résultats sont difficiles à présenter de manière synthétique si l'on souhaite à chaque fois rendre compte de la totalité des décalages étudiés. Les résultats plus complets que ceux qui suivent, en particulier du point de vue des décalages, peuvent être consultés dans Bellégo (1989). Dans la plupart des études basées sur l'utilisation des tests de Pierce-Haugh, l'usage consiste à présenter les résultats pour un seul décalage m retenu arbitrairement; aussi porte-t-on un intérêt restreint à la valeur des décalages en ce qui concerne l'interprétation économique de court terme, c'est-à-dire correspondant de manière conventionnelle à un décalage maximal de $m = 20$.

Tests de Pierce-Haugh sur les innovations des modélisations autorégressives univariées

Les tests de Pierce-Haugh sont ici appliqués aux résidus des modèles autorégressifs univariés optimaux déterminés à l'aide du FPE d'Akaike et présentés dans le tableau 2. Les tests sont successivement effectués à partir des statistiques S , S_0 et S_1 pour les décalages $m = 1, 2, \dots, 20$.

L'hypothèse nulle étant: "X est indépendant de Y"; sur 28 relations testées à l'aide de la statistique S , 19 conduisent à rejeter pour au moins un décalage m l'hypothèse nulle d'indépendance. Il existe une forte dépendance entre le prix au cadran et les prix français, néerlandais, allemand et belge, entre le prix français et les prix néerlandais, belge et allemand, entre le prix allemand et les prix néerlandais et belge.

On utilise ensuite la statistique S_0 pour tester la causalité instantanée, qu'il vaut mieux appeler dépendance instantanée (Cf. tableau 6). On rappelle qu'il est ici impossible de déterminer un sens dans la "causalité". On observe une forte dépendance instantanée entre les prix au cadran, le prix belge, le prix néerlandais et le prix allemand. Seule dans ce groupe, une relation est absente entre le prix français et le prix allemand. On note encore la dépendance instantanée entre le prix italien, d'une part, et les prix belge et néerlandais d'autre part. Finalement, seuls les prix britannique et danois semblent parfaitement indépendants, du moins instantanément, des autres prix.

Enfin, le test de l'hypothèse nulle: "X ne cause pas Y", à l'aide de la statistique S_1 , laisse apparaître que, sur 56 relations testées, 25 conduisent à rejeter au moins une fois l'hypothèse nulle. Toutefois, il peut sembler abusif d'accepter l'hypothèse d'indépendance entre deux prix en se

Tableau 6

PF	PI	PB	PD	PNL	PUK	PDK	
***	-	**	**	***	-	-	PC
	-	***	-	**	-	-	PF
		**	-	**	-	-	PI
			***	***	-	-	PB
				***	-	-	PD
					-	-	PNL
						-	PUK

* $S_0 > \chi_1^2$ (10 %)

** $S_0 > \chi_1^2$ (5%)

*** $S_0 > \chi_1^2$ (1 %)

basant sur la statistique S et d'accepter l'hypothèse de causalité de l'un à l'autre prix ou même au pire entre chacun de ces deux prix. C'est pourquoi, il est souhaitable de présenter un résultat où seraient éliminées toutes les relations de causalité entre des prix dont on n'aurait pas pu établir la dépendance auparavant.

Clairement, il apparaît que trois prix jouent un rôle stratégique qui sont classés par vitesse d'influence sur les autres prix : le prix néerlandais, le prix allemand et le prix au cadran. Le prix au cadran semble jouer un rôle central puisque chacun des autres prix de ce bloc sont influencés par lui. Le retard avec lequel le prix au cadran influence les prix allemand et néerlandais tendrait à montrer que le rôle du prix au cadran est loin d'être seulement précurseur mais qu'il fait office de régulateur pour les prix tant du principal importateur que du principal exportateur.

Ce bloc central de trois prix (breton, néerlandais et allemand) fait partie de deux sous-blocs. Le premier sous-bloc rattache au bloc principal les prix belge et danois. Il regroupe toutes les régions exportatrices, les prix belges et surtout danois étant clairement des prix suiveurs. Là encore, le prix au cadran devient influent après un décalage élevé. Le deuxième sous-bloc rattache au bloc principal les prix italien et britannique. Ce sous-bloc met en évidence le rôle de pays importateurs fortement déficitaires dans la fixation des prix des exportateurs. Le rôle central est ici joué par le prix néerlandais. En effet, il est probable que l'influence du prix britannique sur le prix allemand et que l'influence du prix italien sur le prix français puissent s'interpréter comme une conséquence d'un comportement d'arbitrage par les Néerlandais sans que cela apparaisse à travers l'établissement d'un lien de causalité. Une interprétation du même ordre doit sans doute être évoquée en ce qui concerne l'influence du prix italien sur le prix britannique.

Tests de Pierce-Haugh sur les innovations de modélisations ARMA

Exactement comme pour l'application du test de Pierce-Haugh après une modélisation sous forme autorégressive, on applique le test aux résidus des régressions obtenues. Les estimations des modèles ARMA ne sont pas présentées ici (voir Bellégo, 1989, pp. 172-175). Pour chaque modèle, un test de stabilité de Chow a été utilisé pour tester l'existence d'un changement de régime entre deux sous-périodes prises ici d'égale longueur. L'hypothèse de stabilité n'est rejetée pour aucun des modèles. Les estimations des corrélations croisées sont considérées de 1 à 20 décalages m .

La détection de la causalité (dépendance) instantanée laisse entrevoir des relations du même ordre que précédemment mais où n'intervient toutefois pas le prix danois (cf. tableau 7). Il existe toujours le même noyau central de relations concernant le prix au cadran et les prix français, belge, allemand et néerlandais. Toutefois interviennent également les prix britannique, italien et danois. Ces relations peuvent s'expliquer comme la conséquence du calage des prix néerlandais sur les prix de deux de ses clients principaux, l'Italie et la RFA. Les Néerlandais, en arbitrant, tendent sinon à ajuster les prix italien et allemand (ces marchés connaissent une inertie propre), du moins à les faire mouvoir de manière corrélée. Dans la mesure où le Danemark connaît la pratique des prix d'acompte, il n'y a pas de raison *a priori* pour le voir s'ajuster instantanément sur le prix néerlandais. Cela n'est pas vrai du côté des Néerlandais, qui en se calant sur le prix danois peuvent ainsi arracher des parts de marché *in extremis* à leur principal concurrent.

Tableau 7

PF	PI	PB	PD	PNL	PUK	PDK	
***	-	***	***	***	-	-	PC
	-	***	**	***	-	-	PF
		***	**	*	**	-	PI
				***	***	-	PB
				***	-	-	PD
					**	*	PNL
						-	PUK

* $S_0 > \chi_1^2$ (10 %)

** $S_0 > \chi_1^2$ (5%)

*** $S_0 > \chi_1^2$ (5 %)

En ce qui concerne la dépendance des prix avec des décalages, on observe qu'il existe encore un noyau central, mais cette fois plus réduit, où les relations sont fortes sur la totalité des décalages étudiés. Il peut sem-

bler curieux que les prix néerlandais ne soient pas dépendants des prix français, belges et du prix au cadran sur la totalité des décalages. La relation qui unit le prix britannique au prix italien s'explique plus aisément par le fait que le Royaume-Uni et l'Italie constituent des débouchés pour lesquels la concurrence est la plus vive entre les Néerlandais, les Danois et le Belges. Ce lien de dépendance est donc à interpréter de manière indirecte.

Ensuite interviennent des relations de dépendance avec décalage qui ont pour caractéristique de s'établir sur un nombre de décalages limités. Une seule relation concerne les décalages les plus élevés entre le prix danois et le prix italien : cela s'explique par la pratique danoise du prix d'acompte. Les autres relations concernent les décalages les plus faibles. On note en particulier deux types de situations correspondant à un groupe d'acheteurs face à un groupe de vendeurs. D'une part, la France et la RFA sont l'enjeu d'une lutte entre les Bretons, les Néerlandais et les Belges. D'autre part, le Royaume-Uni, l'Italie et la RFA jouent un rôle identique en constituant l'enjeu d'une lutte entre les Néerlandais, les Belges et les Danois. Aussi peut-on s'étonner dans ce dernier cas de l'absence de relations entre le prix britannique et le prix allemand ainsi qu'entre le prix belge et le prix danois.

Si l'on considère les liens de causalités unidirectionnelles avec une significativité de $\alpha = 5\%$ pour la statistique S_1 , on se heurte rapidement à la difficulté d'interprétation d'un trop grand nombre de relations même lorsqu'on ne prend en compte la causalité entre les prix qu'à partir du moment où l'hypothèse d'indépendance entre ces prix a été rejetée. Il apparaît pourtant que cinq prix constituent encore une fois un noyau central mais que celui-ci peut être découpé en trois sous-ensembles. D'une part, le prix au cadran et le prix allemand s'influencent mutuellement sur un nombre de décalages réduit. D'autre part, le prix français influence le prix belge sur la totalité des décalages étudiés. Enfin, le prix néerlandais intervient dans ses relations avec les deux premiers sous-ensembles qui sont également liés entre eux. Un rôle déterminant semble donc devoir être joué simultanément par le prix au cadran et le prix allemand avec par ailleurs une influence du prix néerlandais sur l'ensemble des prix belge et français.

A cet ensemble, s'ajoutent les relations concernant les prix danois, britannique et italien. Il semble que la relation qui lie avec retard l'évolution du prix italien à celle du prix danois soit la résultante d'un effet d'arbitrage. En effet, le prix britannique et le prix italien influencent le prix danois avec retard. Comme le prix danois influence, pour les premiers décalages, les prix britannique et italien, on est en droit de penser que, par exemple, une baisse du prix britannique influençant avec retard le prix danois qui lui-même va influencer rapidement le prix italien, revient au même qu'une influence directe du prix britannique sur le prix italien avec retard. Par analogie, on peut penser que l'influence du prix

britannique sur le prix allemand relève d'une même analyse. Il est à noter que le prix danois interagit avec les prix de trois de ses clients et que le prix italien suit les prix de ses deux principaux vendeurs ainsi que ceux de deux autres débouchés de ces vendeurs. Les résultats ne sont donc pas absolument identiques à ceux obtenus lors des tests de Pierce-Haugh à partir des modélisations sous forme autorégressive.

Conclusion: comparaison et réinterprétation des résultats

Les différents tests conduisent à des résultats communs mais aussi à certains résultats contradictoires. Une révision des grilles d'analyse tenant compte de la diversité des approches possibles permet de reconsidérer l'ensemble des résultats et de proposer une interprétation synthétique tant pour des prix souvent jugés comme accessoires que pour les prix constituant le noyau central du fonctionnement des marchés européens.

Résumé des résultats

Après avoir mis en pratique trois types de tests de causalité, il est intéressant de comparer les résultats (tableaux 8 à 10) et on souhaite évidemment ne pas relever de contradictions. Dans la présentation qui suit, en ce qui concerne les tests de Pierce-Haugh, on ne distingue pas les différents décalages mais on considère la relation la mieux établie sur au moins un décalage m non nul.

Tableau 8. Tests de Granger sur forme autorégressive	Seuil de significativité	IMP → IMP	EXP → EXP	IMP → EXP	EXP → IMP
	$\alpha \leq 1\%$				PI → PNL PD → PB PF → PDK
$1\% < \alpha \leq 5\%$			PD → PF PC → PDK PC → PB	PNL → PDK PUK → PNL	PD → PC
$5\% < \alpha \leq 10\%$			PNL → PB	PD → PDK PF → PNL	PC → PD PDK → PUK

Bien que suggestive, la classification des relations en quatre catégories faisant apparaître des relations entre exportateurs et importateurs n'est probablement pas entièrement satisfaisante. En effet, l'observation

Tableau 9. Tests de Pierce-Haugh sur forme autorégressive		Seuil de significativité	IMP → IMP	EXP → EXP	IMP → EXP	EXP → IMP
		$\alpha \leq 1\%$		PB → PDK PNL → PDK	PD → PB	PC → PF PNL → PF
		$1\% < \alpha \leq 5\%$	PI → PF PI → PUK PD → PF PUK → PD	PC → PB PC → PNL PC → PDK PNL → PC	PF → PNL PI → PNL PD → PC PD → PDK PUK → PNL	PD → PC
		$5\% < \alpha \leq 10\%$	PF → PD	PNL → PB		PNL → PUK

montre que les comportements sont davantage spécifiques, c'est-à-dire qu'il y a plusieurs types d'exportateur et plusieurs types d'importateur. Une analyse plus fine s'impose donc, en particulier pour des pays comme le Danemark, l'Italie et le Royaume-Uni, qui sont souvent rangés dans la "catégorie" des exceptions. Or, ce sont surtout pour ces pays qu'apparaissent des contradictions entre les résultats selon que les tests ont été effectués sur les résidus issus de modélisations autorégressives (tableaux 8 et 9) ou sur ceux issus de modélisations ARMA (tableau 10). Pourtant chacun des résultats obtenus peut se concevoir dans la réalité, les premiers (tableaux 8 et 9) de manière occasionnelle, les seconds (tableau 10) de manière plus permanente. En effet, les modélisations AR effectuées ont pris en compte des décalages p très élevés (39 à 60), ce qui a contribué à retirer beaucoup plus du comportement d'"inertie" des résidus que

Tableau 10. Tests de Pierce-Haugh sur forme ARMA		Seuil de significativité	IMP → IMP	EXP → EXP	IMP → EXP	EXP → IMP
		$\alpha \leq 1\%$	PF → PI PI → PUK	PC → PB PNL → PB PNL → PDK	PI → PDK PD → PB PD → PC PF → PB	PC → PF PNL → PF PDK → PUK PC → PD
		$1\% < \alpha \leq 5\%$	PF → PD PD → PF PUK → PD PUK → PI	PC → PNL	PD → PNL PD → PDK PPUK → PDK	PNL → PI PDK → PI PDK → PD
		$5\% < \alpha \leq 10\%$	PI → PD	PNL → PC	PI → PB PI → PNL	

dans le cas des modélisations ARMA dont l'ordre p des termes AR n'a pas dépassé 3. Une distinction, de nature essentiellement statistique, peut alors être formulée et exploitée sur le plan de l'interprétation économique. C'est pourquoi en conclusion on considérera les résultats des tests de Pierce-Haugh obtenus après des modélisations autorégressives comme révélateurs d'effets de "circonstance" (schémas 2 et 4) et ceux obtenus après des modélisations ARMA comme révélateurs d'effets de "fond" (schémas 1 et 3), cette distinction étant appliquée à l'analyse du comportement successivement des prix jugés "accessoires" (schémas 1 et 2) et de ceux jouant un rôle réputé essentiel au niveau communautaire, regroupés ici sous l'appellation de "noyau central des prix" (schémas 3 et 4). En ce qui concerne les schémas relatifs aux résultats des tests de Pierce-Haugh, on ne les présente qu'à un seuil de 5% pour la statistique S_1 et à un seuil de 10% pour la statistique S , le tout sur au moins un décalage m .

Schéma 1.
Effet de fond sur les prix accessoires
(tests de Pierce-Haugh
avec modélisation ARMA)

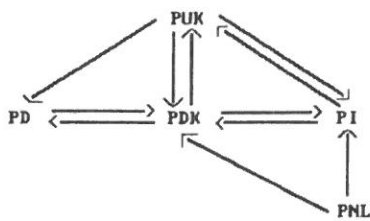


Schéma 2.
Effet de circonstance sur les prix accessoires
(tests de Pierce-Haugh avec modélisation AR)

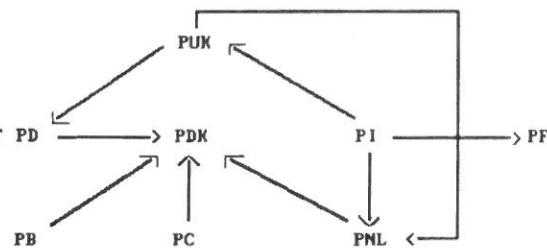


Schéma 3.
Effet de fond sur le noyau central des prix
(tests de Pierce-Haugh avec modélisation ARMA)

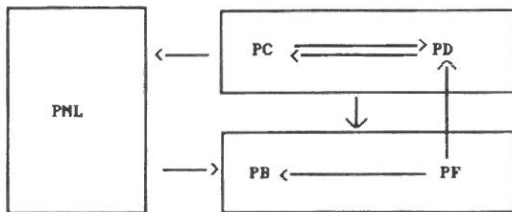
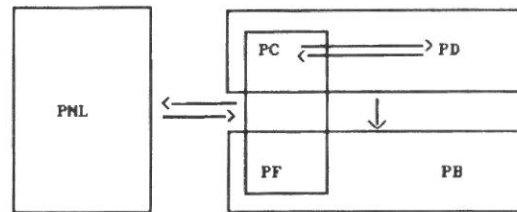


Schéma 4.
Effet de circonstance sur le noyau central des prix
(tests de Pierce-Haugh avec modélisation AR)



Rôle des prix "accessoires"

Dans la plupart des analyses concernant le fonctionnement du marché européen du porc, certains prix sont fréquemment jugés accessoires. C'est, en particulier, le cas des prix danois, italien et britannique. L'étude

de ces trois prix ne manque toutefois pas d'intérêt dans la mesure où elle met au jour trois types de comportement spécifique que l'on peut caractériser ainsi :

- comportement d'exportateur "suiveur" (Danemark);
- comportement d'importateur "indépendant" (Italie);
- comportement d'importateur "traditionnel" (Royaume-Uni).

L'exportateur "suiveur", le Danemark, peut être qualifié de suiveur à double titre. En effet, l'un de ses objectifs principaux est le "suivi" de ses clients. Les exportateurs danois sont réputés pour leur remarquable connaissance des marchés européens. Dès lors, il est normal qu'en moyenne (effet de fond), les prix allemand, britannique et italien soient liés au prix danois. L'importance de la part de marché contrôlée par le Danemark dans chacun des trois pays considérés conduit les prix allemand, britannique et italien à être influencés par le prix danois; le souci danois de préserver sa bonne insertion commerciale dans ces pays oblige le prix danois à s'adapter aux trois prix concernés. Mais le Danemark est un exportateur "suiveur" à un second titre car il doit en permanence composer avec l'évolution des prix à très court terme afin de défendre ses parts de marché. Les circonstances conduisent donc le prix danois à s'adapter aux fluctuations occasionnelles des prix de ses concurrents à l'exportation (Belgique, Pays-Bas) et des pays "leaders" (République Fédérale Allemande, Bretagne).

L'importateur "indépendant", l'Italie, marque cette indépendance par la capacité qu'il possède à permettre une certaine divergence occasionnelle de son prix par rapport aux autres prix européens. Les circonstances peuvent donc amener d'autres pays à devoir ajuster provisoirement leurs prix sur le sien, qu'il s'agisse d'un exportateur (Pays-Bas) ou d'autres clients traditionnels de cet exportateur (France, Royaume-Uni). Il reste que cette indépendance est un signe de faiblesse due à une mauvaise insertion sur le marché européen. Or, si une certaine autonomie est envisageable à très court terme, le poids des autres marchés conduira en moyenne (effet de fond) le prix de cet importateur structurel à s'ajuster sur les prix de ses fournisseurs les plus puissants (Pays-Bas, Danemark) et d'un client important de ces derniers (France).

L'importateur "traditionnel", le Royaume-Uni, est, au contraire de l'Italie tellement régulier dans ses achats, en particulier auprès du Danemark, que les circonstances l'amènent à jouer un rôle d'arbitre auprès d'autres importateurs (République Fédérale Allemande, Italie).

Fonctionnement du noyau central des prix

Rappeler que le prix au cadran et le prix allemand sont des indicateurs de premier plan quant à l'évolution tant à court terme qu'à moyen terme des prix européens ne constitue certes pas une originalité. Mais il

convient de bien souligner qu'en définitive les prix des importateurs orientent les prix des exportateurs et cela malgré une exception notable (prix néerlandais). Il faut donc distinguer les relations d'influence mutuelle propres aux effets de circonstance des relations asymétriques caractérisant les effets de fond.

Il n'est pas simple d'expliquer le rôle du prix au cadran car ce prix a un double statut. D'une part, la Bretagne est une région française et fait donc partie d'un bloc national structurellement importateur. D'autre part, cette région produit la moitié des porcs français et s'est dotée du seul marché au cadran existant en Europe. Cette originalité explique sans doute pourquoi le prix au cadran est comparable au prix allemand pour ce qui concerne la qualité des indications fournies quant à l'évolution future des prix européens, que ce futur soit plus ou moins proche. L'influence mutuelle existant entre ces deux prix (en raison probablement de la sensibilité du marché au cadran et du poids relatif important du marché allemand) contribue à consolider leur position dominante à un point tel que Français et Belges sont contraints d'adapter leurs prix en permanence à la suite de fluctuations de circonstances ou de mouvements de fond.

Cependant, une domination se manifeste aussi de la part des importateurs (France) sur les exportateurs (Belgique) en tant qu'effet de fond. A cette dernière règle échappent, dans une certaine mesure, les Pays-Bas dont la qualité d'exportateur dominant leur confère une influence sur la France (importatrice) et sur la Belgique (exportatrice nette).

Il s'agit là d'effets de fond dont la permanence ne doit pas être masquée par l'existence de relations d'influence mutuelle qui interviennent au gré des circonstances entre les prix néerlandais et le bloc "prix au cadran-prix français". On peut avancer que l'influence du prix néerlandais sur le prix au cadran est imputable à l'extrême sensibilité du prix au cadran breton qui s'oppose à une certaine inertie du prix allemand. Mais les relations de très court terme entre le prix néerlandais et le prix au cadran méritent certainement un approfondissement de l'analyse qui pourrait consister à prendre en compte le flux hebdomadaire des exportations néerlandaises par pays.

BIBLIOGRAPHIE

- AKAIKE (H.), 1970 — "Statistical predictor identification", *Annals of the Institute of Statistics and Mathematics*, 22, pp. 203-217.
- AKAIKE (H.), 1974 — "A new look at the statistical model identification", *IEEE Trans. Automat. Control*, 19, pp. 716-723.

- BADOUARD (B.), DAGORN (J.), UHLEN (J.-C.), VAUDELET (J.-C.), 1987 — "L'élevage et ses résultats: les résultats nationaux et régionaux pour l'année 1986", *Techni-Porc*, 10-3, pp. 21-33.
- BELLÉGO (F.), 1990 — Analyse de la compétition sur des marchés interdépendants; rôle des institutions et des stratégies des offreurs: le cas du porc dans la CEE, thèse de doctorat de l'Université de Rennes I, 294 p.
- BELLÉGO (F.), 1991 — "Relations dynamiques de court terme entre les prix du porc à la production dans la CEE: application des tests de causalité", *Journées recherche porcine en France*, 23, pp. 235-242
- BENJAMIN (C.), OLLIVIER (P.), 1989 — Marché du porc français: étude des relations entre les prix à la production, de gros, et de détail", *Mémoire de maîtrise*, Université de Rennes I.
- DICKEY (D.), FULLER (W.), 1981 — "Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root", *Econometrica*, 49-4, pp. 1057-1072.
- DROESBEKE (J.-J.), FICHET (B.), TASSI (P.) ed., 1989 — *Séries chronologiques: théorie et pratique des modèles ARIMA*, Paris, Economica.
- FULLER (W.), 1976 — *Introduction to statistical time series*. John Wiley and Sons.
- GRANGER (C.), 1969 — "Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods", *Econometrica*, 37-3, pp. 424-438.
- GRANGER (C.), 1980 — "Testing for causality: a personal viewpoint", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 2, pp. 329-352.
- GRANGER (C.), 1981 — "Some properties of time series data and their use in econometric model specification", *Journal of Econometrics*, pp. 121-130.
- HANNAN (E.), QUINN (B.), 1979 — "The determination of the order of an autoregression", *Journal of Royal Statistical Society*, 41, pp. 190-195.
- LJUNG (G.), BOX (G.), 1978 "On a measure of lack of fit in time series models", *Biometrika*, 65, pp. 297-304.
- MAINSANT (P.), VIGNE (A.), 1984 — La formation du prix du porc, ITP-INRA.
- PARZEN (E.), 1974 — "Some recent advances in time series modelling", *IEEE Trans. Automat. Control*, 19, pp. 723-730.

PIERCE (D.), HAUGH (L.), 1977 — "Causality in temporal systems: characterizations and a survey", *Journal of Econometrics*, 5, pp. 265-293.

VERNIÈRE (L.), 1987 — Marché du porc français: relations de causalité, document de travail, Direction de la Prévision.