



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.*

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.

Substitution dans l'alimentation animale : l'apport des modèles de séries temporelles

Yves DRONNE
Christophe TAVÉRA

Substitution in the French feed ingredient sector: the contribution of time series models

Summary – Several papers are aimed at estimating demand relationships for feed inputs for European countries. Many of them use an econometric model derived from the neoclassical theory of the firm and the duality theory. Direct and cross price substitution elasticities for feed ingredients are then estimated under given hypothesis concerning the characteristics of the production function for compound feed.

Such analysis admit three weaknesses :

– First, the whole spectrum of available feed ingredients is generally divided into three to five groups on the basis of an a priori examination of their nutritional content : cereals, protein feed and cereal substitutes for example. The matrix of estimated cross and direct elasticities then highlight the substitutability among groups of products.

Two justifications can be given. At first, it is necessary to reduce the number of estimable parameters and so the number of estimated equations in order to avoid multicollinearity problems. Secondly, a translog specification is generally chosen for the production function of the compound feed sector, so that the estimated equations are cost-shares equations which often lead to bad empirical results when some cost-shares are too small. But the dependance of estimated results on the initially retained partition is the real problem because, if cereals can be considered as a relatively homogeneous group, protein rich products and several intermediary products cannot be. Lastly, it is very difficult to estimate substitution elasticities for individual products.

– Second, the identification of just one given econometric model with a priori exclusion and cross-equations restrictions derived from economic theory can hide some characteristics not quite in line with the chosen economic theory.

– Third, many of those studies use one period models of the firm. However, provided that the compound feed sector does not make instantaneous adjustments in response to a changing market situation, a dynamic factor demand model would be more convenient. But compared to the vast literature on flexible functional forms, little attention has been given to dynamic models of firm behaviour.

The aim of this paper is to highlight short-run substitution relationships among the main feed ingredients with an alternative method grounded on a vectorial time series model for feed input prices (The model is estimated with French monthly data for the period : january 1977-november 1987).

Such a procedure has the advantage not to impose a priori restrictions on the econometric model and the estimated equations are all derived from the information imbedded in the data at hand usual with time series models. A second advantage lies in the fact that the partition of the various feed ingredients into groups of products is unnecessary: the individual behaviour of ingredient can be examined. However due to the lack of underlying economic theory, our results are not directly interpretable in terms of classical substitution elasticities. They just act as indicators of the short-run substitution-complementarity relationships among feed ingredients.

Résumé – Plusieurs auteurs ont cherché à représenter le comportement de demande de matières premières du secteur français de l'aliment composé. Ils utilisent un modèle économétrique identifié à partir de la théorie néoclassique du producteur et de la théorie de la dualité.

Cet article propose une méthode alternative d'analyse des relations de substitutabilité/complémentarité de court-terme entre les matières premières de l'alimentation animale fondée sur l'estimation d'un modèle VAR des prix de ces produits. Cette procédure possède deux avantages. D'une part, elle ne repose que sur les régularités observées entre les séries de prix et aucune contrainte théorique (si ce n'est le choix du vecteur de prix retenu) n'est donc imposée aux données. D'autre part, il n'est plus nécessaire de regrouper les produits par famille et le comportement de chacune des matières peut être examiné individuellement.

* Chercheur à la station d'économie et sociologie rurales de l'INRA de Rennes
65, rue de Saint-Brieuc, 35042 Rennes Cedex

** Enseignant à l'Université de Rennes I, Faculté des sciences économiques
7 place Hoche, 35000 Rennes.

Key-words: VAR model,
France, time series,
animal feed, prices

**Substitution dans
l'alimentation animale:
l'apport des modèles de
séries temporelles**

Mots-clés: modèle VAR,
alimentation animale, prix,
France, séries temporelles

Plusieurs auteurs ont cherché à représenter le comportement de demande de matières premières du secteur de l'alimentation animale en France, ou dans d'autres pays européens. La plupart de ces travaux utilisent un modèle économétrique identifié à partir de la théorie néoclassique du producteur et de la théorie de la dualité. Sous diverses hypothèses relatives aux caractéristiques de la fonction de production d'aliments composés, il est alors possible d'estimer les élasticités de substitution directes et croisées entre les différents ingrédients utilisés par ce secteur (voir par exemple Surry et Moschini, 1984; Surry, 1990; Dronne et Le Hénaff, 1990).

Or ce type d'approche souffre de trois inconvénients majeurs :

— Tout d'abord, les différentes matières premières sont regroupées par familles sur la base d'un examen *a priori* de leurs compositions nutritionnelles. Le découpage standard se fait généralement en céréales, produits riches en protéines et produits de substitution des céréales. Une telle méthode se justifie par le fait que l'estimation simultanée d'un modèle de demande dérivée comprenant autant d'équations que de produits deviendrait vite ingérable. Une autre justification peut être trouvée dans le fait que la fonction de production utilisée étant fréquemment une fonction translog, les équations de demande estimées sont en fait des équations de parts des différents produits dans le coût total du secteur. Or les résultats économétriques sont rarement convenables lorsque ces parts sont faibles. Ce type de procédure pose donc le problème de la dépendance des résultats obtenus par rapport au regroupement retenu. De plus, certains produits utilisés par ce secteur (pulpe de betterave, sons...) ont parfois une composition nutritionnelle "mixte". Il est alors difficile de les inclure *a priori* dans telle ou telle famille.

— En second lieu, la majeure partie de ces travaux repose sur l'estimation de fonctions de demandes dérivées statiques où les décisions des producteurs sont basées sur les prix observés. Or il est difficile d'imaginer que les firmes de l'aliment composé réalisent instantanément leurs plans optimum. Il semble en effet beaucoup plus concevable que ces firmes n'adaptent que graduellement leur demande de matière première au niveau désiré, selon un mécanisme d'ajustement dynamique. De plus, si ces entreprises réagissent, non pas aux prix observés des matières premières, mais plutôt aux prix anticipés, il est alors possible de montrer que les fonctions de demande doivent être réécrites sous forme dynamique (Sargent, 1978). Sous certaines hypothèses d'anticipations rationnelles le modèle économétrique adéquat est alors un modèle vectoriel autorégressif (VAR) contraint (Rossi, 1988). Il faut cependant reconnaître ici que les modèles dynamiques du comportement de la firme n'ont été que peu étudiés, en comparaison du nombre de travaux réalisés sur les formes fonctionnelles flexibles.

— Enfin, les résultats obtenus sont souvent sensibles à la forme fonctionnelle retenue pour la fonction de production (Cobb-Douglas, Translog...).

Les résultats de ces différents travaux ont des implications directes sur l'analyse des effets de la Politique agricole commune (PAC) et de ses propositions de réforme soumises actuellement au GATT, dans le cadre de l'*Uruguay Round*. En effet, la position défendue par la CEE — le ré-équilibrage de la protection extérieure — prévoit une action directe sur les prix des principaux produits utilisés par l'industrie des aliments composés. L'analyse des conséquences possibles de ces décisions nécessite donc d'avoir une connaissance aussi précise que possible des interactions entre les marchés des différentes matières premières.

L'objectif de ce travail est de proposer une méthode alternative d'analyse des relations de substituabilité/complémentarité de court-terme entre les matières premières de l'alimentation animale, fondée sur l'estimation d'un modèle VAR des prix de ces produits. Une telle procédure possède deux types d'avantages. D'une part, elle ne repose que sur les régularités observées entre les séries de prix, et aucune contrainte théorique (si ce n'est le choix du vecteur de prix retenu) n'est, a priori, imposée aux données. Ce type de technique de modélisation s'inspire donc d'une approche de type séries temporelles où seule l'information contenue dans les données est utilisée. D'autre part, il n'est plus nécessaire de regrouper les produits par famille et l'on peut examiner le comportement de chacune des matières premières prises individuellement.

Par contre, les résultats obtenus ne peuvent pas être interprétés en termes d'élasticités de substitution. Ils doivent être considérés comme des indicateurs du degré de substituabilité/complémentarité à court terme des produits retenus.

Cette méthode est appliquée ici au secteur français⁽¹⁾ de l'aliment composé. Le vecteur des produits considéré couvre approximativement 70 % du volume des matières premières utilisées, et l'estimation porte sur la période janvier 1977-novembre 1987.

LE MARCHÉ FRANÇAIS DES MATIÈRES PREMIÈRES POUR L'ALIMENTATION ANIMALE

Le secteur de l'alimentation animale en France représente, en 1988, une consommation d'environ 30 millions de tonnes de produits concentrés (autres que les fourrages).

⁽¹⁾ Bien que le problème des relations entre les matières premières de l'alimentation animale se pose pour tous les pays de la CEE, il est intéressant d'examiner le cas de la France. En effet, devenue le premier producteur d'aliments composés de la Communauté, elle constitue un ensemble moins hétérogène que l'ensemble de la CEE, où les disparités de structure de consommation d'ingrédients entre, par exemple, les Pays-Bas et l'Italie demeurent considérables.

Il constitue de loin le premier débouché intérieur pour un certain nombre de grandes cultures françaises (notamment les céréales, les oléagineux et les protéagineux), mais utilise aussi des tonnages très importants de produits importés, tels que le tourteau de soja ou le manioc. A côté de ces grands produits, on trouve également, pour des tonnages sans cesse croissants, de nombreux produits divers, obtenus en France ou importés, qui sont dans la plupart des cas des sous-produits de l'industrie agro-alimentaire : *corn gluten feed*, *corn-distillers*, pulpes de betteraves et agrumes.

Globalement, le secteur français de l'alimentation animale peut être décomposé en trois sous-secteurs :

— **L'autoconsommation** (essentiellement de céréales) qui, en 1988, représente à peu près 10 millions de tonnes. Malgré son tonnage, ce sous-secteur n'est pas pris en compte dans ce travail car les produits autoconsommés ne sont pas commercialisés.

— **Les achats directs par les éleveurs** de matières premières destinées à compléter les produits autoconsommés (3,6 millions de tonnes en 1988). Ces matières sont, soit utilisées en l'état, soit incorporées dans des aliments composés fermiers, soit complémentées par des aliments composés achetés à l'industrie. Dans tous les cas, compte tenu du faible nombre de cellules de stockage dont disposent les éleveurs, la variété des matières premières utilisées est faible.

— **L'industrie des aliments composés** qui constitue le sous-secteur le plus important, à la fois par son tonnage (16,1 millions de tonnes de matières premières en 1988⁽²⁾), et par son rôle dans la détermination des prix des différents ingrédients. Les matières premières représentant près de 80 % du coût de production des aliments composés, cette industrie a recours à la technique de la formulation, afin de diversifier ses consommations de matières premières tout en optimisant la composition de ses divers types d'aliments.

Cette technique, basée sur la programmation linéaire, part du principe que les différents types d'animaux n'ont pas besoin spécifiquement de telle ou telle matière première, mais seulement d'un ensemble de nutriments (énergie, protéines, acides aminés, cellulose) en quantité minimum ou maximum. Etant donné les prix des différentes matières premières, il est alors possible de calculer les rations correspondant au coût minimum du kilo d'aliment, ainsi que le taux d'incorporation de chaque matière première dans chaque ration. Le développement des moyens informatiques permet de réviser fréquemment ces calculs.

⁽²⁾ Ce chiffre ne prend pas en compte les produits utilisés pour la fabrication des aliments d'allaitement qui sont — pour la plupart — très spécifiques et peu substituables à ceux destinés aux aliments pour porcs, volailles, bovins, etc...

Même si quelques matières premières jouent un rôle prédominant (céréales, tourteaux,...), il existe en fait un très grand nombre de produits régulièrement utilisés par l'industrie des aliments composés⁽³⁾. Ceux-ci sont généralement regroupés en quatre catégories "standard": les céréales (principalement le maïs, le blé, l'orge et dans une moindre mesure l'avoine et le sorgho), les matières riches en protéines ou MRP (tourteaux d'oléagineux, farines de viande et de poissons), les produits de substitution des céréales ou PSC (la définition réglementaire regroupe le manioc, la patate douce, les sons de blé, de riz et d'autres céréales, les drêches de brasserie et de distillerie, le *corn gluten feed*, la pulpe de betterave, les pulpes d'agrumes et les déchets de fruits) et les produits divers (luzerne déshydratée, matières grasses animales et végétales...).

Cependant, bien que consacrée par l'usage, cette répartition "standard" pose plusieurs problèmes pour l'analyse des interactions entre les différents marchés.

Le premier tient à l'hétérogénéité de la composition des matières à l'intérieur d'une même famille. Ce phénomène, qui est particulièrement important pour les MRP, les PSC et a fortiori les produits divers, laisse prévoir que les comportements de complémentarité-substitution des différents produits d'une même famille peuvent être en fait très différents⁽⁴⁾.

Le second problème tient au fait que tous les produits d'une même famille ne dépendent pas toujours d'une même organisation de marché. En dehors de la catégorie "divers" (qui représente 23 % du tonnage total), cela est particulièrement net pour les PSC où l'on trouve aussi bien des produits soumis à un système de prélèvement comme le son, que des produits soumis à un système de contingentement comme le manioc et la patate douce, ou des produits dont le marché est totalement libre, sans aucun droit de douane ni aucune limite quantitative à l'importation, comme le *corn gluten feed* et les pulpes d'agrumes. De même, à l'intérieur des MRP, il existe jusqu'à la période actuelle, une différence d'organisation de marché importante entre le secteur du soja, dans lequel la plupart des tourteaux sont importés librement des pays tiers, et celui du colza-tournesol dans lequel la plupart des tourteaux sont produits dans la CEE, après avoir bénéficié d'aides communautaires versées aux tritrateurs et destinées à combler l'écart entre les prix intérieurs et les prix mondiaux de ces graines.

⁽³⁾ L'enquête périodique du SCEES sur les consommations de matières premières dans les aliments composés en recense plus de 80.

⁽⁴⁾ Dans la plupart des modèles économétriques, l'existence de ces familles est supposée a priori et les tests de séparabilité forte ou faible sont rarement réalisés. Cela conduit, généralement, à sous-estimer les élasticités-prix directes et croisées des ingrédients individuels, mais cela a par contre l'avantage de simplifier les modèles et de les rendre plus stables.

L'objectif de ce travail est donc d'étudier le degré de substituabilité-complémentarité des différentes matières premières, sans regrouper a priori les produits en plusieurs catégories. Nous avons pour cela recours à l'analyse des relations dynamiques entre les prix de marché de chaque matière première prise individuellement.

Nous avons retenu dans ce travail les 11 matières premières présentées dans le cadre supérieur du tableau 1. Celles-ci représentent globalement un tonnage de 11,2 millions de tonnes, soit 70 % des ingrédients utilisés dans les aliments composés.

Tableau 1. Utilisation des ingrédients en alimentation animale en France (1988)

	Industrie des aliments composés	Achats des éleveurs	TOTAL commer- cialisé	non com- mercialisé*
Blé	1 972	300	2 300	3 600
Maïs	2 293	500	2 800	1 700
Orge	632	200	830	3 500
T. de soja**	2 158	1 277	3 435	—
T. de colza**	575	75	650	—
T. de tournesol**	504	—	504	—
Pulpe de betterave	195	800	1 000	—
Luzerne	384	186	570	—
Son de blé	1 448	—	1 448	—
Matières grasses	304	—	304	—
Manioc	685	—	685	—
Total	11 150	3 338	14 488	8 800
Oléagineux/protéagineux	1 498	ε	1 498	ε
CGF+solubles de maïs	793	ε	793	ε
Farines animales	506	—	506	—
Autres tourteaux	379	31	410	—
Divers	1 773	200	1 973	1 300
Total	16 099	3 569	19 668	10 100

* Il s'agit de l'autoconsommation

** T. de soja: Tourteau de soja; T. de colza: Tourteau de colza

T. de tournesol: Tourteau de tournesol; CGF: *Corn Gluten Feed*

Sources: SCEES/ONIC/Estimations

Unité: milliers de tonnes

Par rapport aux catégories "standard" précédemment définies et par rapport au tonnage total représenté par chaque catégorie, les produits sélectionnés correspondent à 97 % des céréales (blé, maïs, orge), 70 % des MRP (tourteau de soja, de colza et de tournesol), 71 % des PSC (manioc, son de blé, pulpe de betterave) et seulement 19 % des "divers" (luzerne déshydratée et matières grasses). En dehors de cette dernière catégorie, les produits retenus fournissent donc une assez bonne représentation des familles d'ingrédients.

La sélection des matières premières pour l'étude a été faite en tenant compte du tonnage représenté par chaque produit, mais aussi de la disponibilité d'une série de prix mensuels homogènes sur une assez longue période. L'absence de telles séries explique la non prise en compte de produits qui sont devenus en 1988 aussi importants que le pois protéagineux et le *corn gluten feed* (ou soluble de distillerie). En effet le développement de la consommation de ces produits étant, en France, assez récent, les séries de prix sont trop courtes pour se prêter à une analyse statistique efficace.

DÉRIVATION THÉORIQUE DES RELATIONS ENTRE LES PRIX

Dans cette partie, nous établissons les liaisons théoriques entre les prix des matières premières de l'alimentation animale à partir du programme de production du secteur français de l'aliment composé. Nous supposons pour cela que dans le court terme, la demande de chaque input i émanant de ce secteur peut s'écrire :

$$D_i = D_i(P, Z_i) \text{ pour } i = 1, \dots, n \quad (1)$$

où $P = (P_1, \dots, P_n)$ représente le vecteur des prix associé au vecteur des n matières premières disponibles,

et Z_i représente un ensemble de déplaceurs exogènes de la demande de bien i .

A court terme, l'offre de chaque matière première i sur le marché de Rotterdam est supposée prédéterminée et constante au niveau \bar{S}_i . En supposant que chaque marché est en position d'équilibre ($S_i = D_i$), il vient alors :

$$ED_i(P; \theta_i) = 0 \text{ pour } i = 1, \dots, n \quad (2)$$

où ED_i est la fonction d'excès de demande du bien i et $\theta_i = (Z_i, \bar{S}_i)$.

Le système (3) permet de calculer le système des prix d'équilibre

$P^* = (P_1^*, \dots, P_n^*)$ en fonction des valeurs d'équilibre des déplaceurs d'excès de demande $\theta_i^*, i = 1, \dots, n$:

$$ED_i(P^*; \theta_i^*) = 0 \text{ pour } i = 1, \dots, n \quad (3)$$

A partir de cette position d'équilibre, toute modification exogène du déplaceur d'excès de demande d'un bien k : $d\theta_k \simeq \theta_k - \theta_k^*$ va produire un déséquilibre sur le marché du bien k qui va affecter l'ensemble des autres marchés. Durant le processus d'ajustement vers la nouvelle position d'équilibre, les variations des prix des différents ingrédients consécutives au choc $d\theta_k$ dépendent des relations de substituabilité-complémentarité entre les différents ingrédients.

La linéarisation de (3) au voisinage de l'équilibre conduit à :

$$\left\{ \begin{array}{l} \sum_{j=1}^n e_{ij} (dP_j/d\theta_k) = 0 \quad \text{pour } i = 1, \dots, n \text{ et } i \neq k \\ \sum_{j=1}^n e_{kj} (dP_j/d\theta_k) + \delta ED_k/\delta\theta_k = 0 \quad \text{pour } i = k \end{array} \right. \quad (4a)$$

$$\sum_{j=1}^n e_{kj} (dP_j/d\theta_k) + \delta ED_k/\delta\theta_k = 0 \quad \text{pour } i = k \quad (4b)$$

soit sous forme matricielle :

$$E.P_{\theta k} + D_{\theta k} = 0 \quad (5)$$

où $E = [e_{ij}]$ est la matrice ($n \times n$) des dérivées partielles des fonctions de demande,

$P_{\theta k}$ est le vecteur colonne ($n \times 1$) dont les composantes sont $dP_i/d\theta_k$ ($i = 1, \dots, n$)

$D_{\theta k}$ est le vecteur colonne ($n \times 1$) dont le $k^{\text{ème}}$ élément est égal à la dérivée de la fonction d'excès de demande du bien k par rapport à θ_k ($\delta ED_k/\delta\theta_k$) et tous les autres éléments sont égaux à zéro.

La solution de (5) est alors donnée par :

$$dP_i/d\theta_k = (E_{ik}/|E|) \cdot (\delta ED_k/\delta\theta_k) \quad \forall i = 1, \dots, n. \quad (6)$$

où E_{ik} est le cofacteur de l'élément (i, k) de la matrice E et $|E|$ est le déterminant de E .

Dans le court terme, les relations de substitution-complémentarité entre les différents ingrédients sont essentiellement basées sur leur teneur en énergie et en protéines⁽⁵⁾. Nous supposons donc ici que deux produits riches en énergie (ou en protéines) se comportent comme des produits substitués alors que deux produits, l'un riche en protéines et l'autre riche en énergie, se comportent plutôt comme des produits complémentaires. Dans ce papier, nous supposons de plus que la matrice E des dérivées partielles des fonctions de demande vérifie la règle de Morishima :

$$\text{signe}(e_{il} - e_{lj}) = \text{signe}(e_{ij}) \quad \forall i, j, l \text{ distincts} \quad (7)$$

où le signe (x) représente le signe du terme x .

Cela revient à supposer que :

- (a) si le bien i est le substitut d'un substitut (ou le complément d'un complément) du bien j , le bien i est alors un substitut du bien j ,

⁽⁵⁾ En nous situant dans le court terme, nous ne prenons pas en considération les éventuels effets d'expansion de plus long terme qui peuvent transformer certaines relations de substitution en relations de complémentarité. Voir par exemple Guyomard et Vermersch (1989).

(b) si le bien i est un complément d'un substitut (ou un substitut d'un complément) du bien j , le bien i est complémentaire du bien j .

Sous les hypothèses de stabilité usuelles du système (4) il est alors possible de montrer à partir de l'équation (5) que (Murata, 1977):

$$\text{signe } (dP_i/d\theta_k) = \text{signe } (e_{ik} (\delta ED_k / \delta \theta_k))$$

pour $i = 1, \dots, n$ et $i \neq k$ (8a)

$$\text{signe } (dP_k/d\theta_k) = \text{signe } (\delta ED_k / \delta \theta_k)$$

pour $i = k$ (8b)

En d'autres termes une augmentation exogène de l'excès de demande de bien k aboutit à une hausse du prix du bien k et à une augmentation (réduction) du prix des produits substituts (compléments) du bien k . Par conséquent, si l'on suppose que les prix des matières premières de l'alimentation animale sont principalement déterminés à court terme par la demande du secteur de l'aliment composé, il est possible de clarifier les relations de substitution-complémentarité entre ces produits en analysant les réactions des prix de ces ingrédients à la suite d'un choc exogène sur l'un d'entre eux.

LE MODÈLE ÉCONOMÉTRIQUE

Dans ce travail, nous faisons tout d'abord l'hypothèse que du fait des coûts d'ajustements ou des effets d'anticipations dans le comportement du secteur de l'aliment composé, les relations du système (6) ne sont pas réalisées à chaque instant et que la transmission des variations des prix prend un certain temps.

L'ensemble des interactions dynamiques des prix des différents produits est alors estimé à l'aide du modèle vectoriel autorégressif (VAR) suivant :

$$D(L)P_t = U_t \quad (9)$$

où P_t est un processus stochastique stationnaire dont les composantes sont les prix des matières premières de l'alimentation animale,

$D(L)$ est une matrice dont les éléments sont des polynômes retard d'ordre p

U_t est un bruit blanc vectoriel (de matrice des variances Σ) qui représente les innovations de P_t .

Le vecteur U_t représente donc les chocs imprévisibles pouvant faire dévier les prix de leur niveau d'équilibre (voir par exemple Orden, 1986 et Sims, 1980, pour une présentation détaillée des caractéristiques et des techniques d'utilisation des modèles vectoriels autorégressifs).

Cependant, les coefficients de la forme autorégressive d'un modèle VAR n'étant pas directement interprétables, les relations de complémentarité de substitution entre les produits seront donc analysées à partir des multiplicateurs dérivés du modèle VAR⁽⁶⁾.

Il existe plusieurs techniques pour déterminer le degré d'autorégressivité d'un modèle VAR. Cependant leur application se restreint aux modèles où toutes les variables entrent dans le système avec le même ordre d'autorégressivité. Or cette restriction peut non seulement réduire l'efficacité de la procédure de détermination de l'ordre du système, mais elle peut également biaiser la valeur retenue pour l'ordre du modèle (Akaike, 1970). Qui plus est, lorsque chaque variable influence les autres variables avec un retard du même ordre — ce qui est le cas avec les modèles VAR usuels — le nombre de paramètres croît avec le carré du nombre de variables et épuise rapidement le nombre de degrés de liberté.

La procédure CKS proposée par Caines, Keng et Sethi (1981) permet d'identifier les coefficients de la matrice $D(L)$ sans imposer l'égalité des retards de chaque variable, et sans faire appel à un quelconque a priori théorique: toute l'information utilisée dans cette procédure de spécification est extraite des données disponibles. Cette méthode est une approche séquentielle basée sur le concept de causalité de Granger et le FPE d'Akaike. Elle aboutit à une réduction du nombre de coefficients estimés, en autorisant chaque variable à intervenir avec un nombre de retards spécifique et en permettant à chaque variable d'être expliquée par un sous-ensemble de l'espace des variables. Le détail de cette méthode est présenté en annexe.

Les propriétés dynamiques du système finalement identifié sont déterminées à partir du calcul des multiplicateurs dynamiques. Les multiplicateurs résument en fait l'ensemble des interactions qui existent entre les variables du modèle. Or, dans le cadre d'une modélisation VAR, toutes les variables prédéterminées sont des variables endogènes retardées et les multiplicateurs dynamiques sont donc calculés à partir d'un choc stochastique unitaire sur le terme d'erreur et sur la base de la représentation moyenne mobile multivariée (VMA) du modèle VAR:

$$P_i = D^{-1}(L) \cdot U_i \quad (10)$$

Dans ce papier, seuls les multiplicateurs de long terme seront commentés. Ils représentent ainsi l'effet total d'une variation exogène du prix P_j du bien j sur la valeur prévue du prix P_i du bien i une fois la

⁽⁶⁾ Notons ici que le modèle (4), dérivé d'un programme statique de minimisation des coûts, ne doit pas être considéré comme la justification d'une modélisation VAR qui est par nature dynamique. Les relations (4) ne sont là que pour permettre d'interpréter les résultats du modèle VAR quant aux relations entre les prix des produits de l'alimentation animale en termes de substituabilité-complémentarité entre ces produits.

nouvelle position d'équilibre atteinte. Plus précisément si $IM_{ij}^{(m)}$ est le multiplicateur instantané qui mesure l'impact sur l'évolution prévue de la variable P_i à la période $(t + m)$ d'une modification de la variable P_j en t , le multiplicateur de long terme correspondant (LM_{ij}) représente la variation totale de l'évolution prévue de P_i lorsque m tend vers l'infini :

$$LM_{ij} = \lim_{m \rightarrow \infty} \frac{\delta E [P_{i, t+m}]}{\delta P_{jt}} = \sum_{b=1}^{\infty} \frac{\delta E [\Delta P_{i, t+b}]}{\delta P_{jt}} = \sum_{b=1}^{\infty} IM_{ij}^{(b)} \quad (11)$$

où $E(.)$ est l'opérateur espérance.

Un multiplicateur positif (négatif) révèle alors une relation de substituabilité (complémentarité) entre les ingrédients i et j .

DÉFINITION ET CARACTÉRISTIQUES DES DONNÉES

Les prix utilisés dans cette analyse sont les prix mensuels du blé (*Blé*), du maïs (*Maïs*), de l'orge (*Orge*), du tourteau de soja (*Soj*), du tourteau de tournesol (*Tour*), du tourteau de colza (*Col*), de la pulpe de betterave (*Bet*), de la luzerne (*Luz*), du son gros (*Son*), de la graisse (*Gra*) et du manioc (*Man*), pour la période janvier 1977- novembre 1987.

Comme la plupart des méthodes d'analyse des séries temporelles, les modèles VAR s'appliquent à des séries stationnaires. Or aucune des séries retenues n'est immédiatement stationnaire. Elles incorporent toutes une tendance et/ou une composante saisonnière.

L'examen de la fonction d'autocorrélation des séries révèle que seules les séries du prix du blé et du prix de l'orge incorporent une composante saisonnière très marquée.

Après avoir subi une transformation logarithmique, les séries retenues sont toutes différenciées à l'ordre 1, afin d'être purgées de leur *trend*, et les séries du prix du blé et du prix de l'orge sont de plus filtrées par une différence saisonnière à l'ordre 12, afin d'être purgées de leur composante saisonnière.

L'identification du modèle VAR est effectuée sur la base de la causalité au sens de Granger. Or, les résultats des tests de causalité de Granger sont parfois sensibles à la procédure de stationnarisation retenue (Kang, 1985). Les séries de prix ont donc subi plusieurs tests de racine unité de type Dickey-Fuller (1981) pour les séries non saisonnières, et de type Hasza-Fuller (1982) pour les séries saisonnières. Les détails de ces tests ne sont pas présentés dans cet article mais le lecteur intéressé peut se reporter à Dronne et Tavéra (1990).

Les résultats de ces tests semblent indiquer que les séries non saisonnières prises en niveau incorporent toutes une racine unité. La constante et le *trend* linéaire ne sont jamais apparus significatifs. Enfin l'hypothèse nulle de non stationnarité est systématiquement rejetée à 5 % lorsque ces séries sont prises en différence première. Pour les niveaux des séries saisonnières, l'hypothèse nulle d'une tendance et d'une composante saisonnières stochastiques n'est jamais rejetée par les données. Par contre, une fois différenciées, à l'ordre 1 et à l'ordre 12 ces séries paraissent stationnaires.

Les tests de racines unité semblent donc confirmer que la transformation des données par une différence première pour les séries non saisonnières, et par une différence première et une différence saisonnière pour les séries saisonnières, permettent effectivement de rendre ces séries stationnaires.

La recherche d'éventuelles relations de cointégration n'est pas effectuée dans ce travail. Nous inscrivons donc notre analyse et la portée des résultats dans une perspective de court terme, ce qui est conforme à l'hypothèse théorique retenue de rigidité de l'offre. Nous sommes cependant conscients que le modèle néglige l'existence d'éventuelles relations causales de long terme intervenant sous forme de mécanismes correcteurs d'erreurs (Engle et Granger, 1987).

LIAISONS DYNAMIQUES ET RELATIONS DE SUBSTITUTION-COMPLÉMENTARITÉ ENTRE PRODUITS

A l'issue des tests de causalité bivariés réalisés à la seconde étape de la procédure CKS, une grande partie des relations causales unilatérales et bilatérales testées ne sont pas rejetées par les données au seuil de 5 %. Les prix de marché des ingrédients de l'alimentation animale semblent donc étroitement reliés.

Nombre de ces relations causales bivariées disparaissent lorsque les tests de causalité sont réalisés en information multivariée. Le tableau 2 représente le modèle VAR finalement identifié au seuil de 5 %.

A peu près 50 % des relations causales retenues en information bivariée ne sont pas rejetées à l'issue de la procédure CKS. Ce résultat illustre donc le fait connu que l'analyse des causalités en information bivariée peut conduire au non rejet de relations causales artificielles. Ces résultats montrent de plus que de nombreuses analyses d'économie agricole qui examinent les relations dynamiques entre les prix de certains produits à l'aide de modèles bivariés (voir par exemple Brorsen *et al.*, 1985 ; Boyd et Brorsen, 1986 ou Grant *et al.*, 1983) peuvent aboutir à une surestimation du degré d'interactions des prix retenus.

Afin de vérifier la qualité du modèle retenu, nous avons successivement ajouté un et deux retards à chaque polynôme autorégressif. Plusieurs tests en *F* ont alors montré que les retards additionnels n'étaient jamais significativement différents de zéro. La capacité prédictive du modèle finalement retenu a été testée à l'aide de la statistique du *U* de Theil associé à chaque variable pour une prévision de 6 mois. Les résultats sont fournis dans les deux dernières colonnes du tableau 2. Les tests de Ljung-Box indiquent que l'hypothèse de non-autocorrélation des résidus ne peut être rejetée au seuil de 5 %. Les tests du *U* de Theil montrent, quant à eux, que les modèles VAR et univariés fournissent de meilleures prévisions qu'un modèle naïf de type marche aléatoire. De plus les statistiques du *U* de Theil calculés pour le modèle VAR sont presque toutes inférieures à celles calculées pour les modèles univariés, ce qui paraît montrer que la capacité prédictive du modèle VAR est supérieure à celle des modèles univariés. La prise en compte du passé des différents prix permet donc effectivement d'améliorer les prévisions des prix des différents marchés.

Tableau 2. Nombre de retards retenu pour chaque variable dans chaque équation à l'aide de la méthode CKS

	Nombre de retards associés aux variables											Tests de spécification		
	<i>Blé</i>	<i>Maïs</i>	<i>Orge</i>	<i>Soj</i>	<i>Col</i>	<i>Tour</i>	<i>Bet</i>	<i>Luz</i>	<i>Son</i>	<i>Gra</i>	<i>Man</i>	<i>Q</i> (30) ^(a)	<i>U</i> ^(b) univ.	<i>U</i> ^(c) VAR
Equation														
<i>Blé</i>	2	0	2	0	0	0	0	0	0	0	0	25,64	0,93	0,92
<i>Maïs</i>	4	6	2	0	0	0	12	0	0	0	0	19,11	0,86	0,85
<i>Orge</i>	0	0	2	0	0	0	0	0	0	0	4	25,19	0,80	0,79
<i>Soj</i>	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	20,88	0,69	0,69
<i>Col</i>	3	1	0	0	2	2	1	0	0	0	0	20,63	0,86	0,82
<i>Tour</i>	0	0	0	1	1	1	0	9	0	8	0	20,64	0,52	0,52
<i>Bet</i>	0	0	0	0	0	0	6	0	0	0	1	19,01	0,87	0,85
<i>Luz</i>	0	1	0	1	0	6	0	2	0	1	0	11,31	0,49	0,44
<i>Son</i>	0	2	0	2	0	0	5	2	6	0	0	20,71	0,86	0,85
<i>Gra</i>	0	0	0	0	0	0	0	0	0	3	0	17,55	0,82	0,79
<i>Man</i>	0	0	0	0	0	0	1	0	2	0	1	22,70	0,63	0,62

^(a) *Q*(30) représente la valeur de la statistique de Ljung-Box pour les 30 premières autocorrélations des résidus.
^(b) et ^(c) : Le *U* de Theil permet de comparer les prévisions du modèle à des prévisions naïves. Une valeur inférieure à l'unité indique que les prévisions fournies par le modèle sont supérieures à des prévisions naïves. La valeur de la statistique du *U* de Theil est ici calculée pour les prévisions à 6 mois réalisées à partir des modèles univariés (univ.) et du modèle VAR (VAR) identifié par la procédure CKS.

Multiplicateurs dynamiques

Afin de mesurer le degré de substitution-complémentarité entre les produits retenus, les multiplicateurs de long terme sont calculés à l'aide de la forme moyenne mobile vectorielle du modèle VAR estimé. Les résultats sont présentés dans le tableau 3.

Tableau 3. Multiplicateurs de long terme

Effet multiplicateur de long terme consécutif à un choc unitaire ponctuel sur ^(a)											
Réponse de	<i>Blé</i>	<i>Maïs</i>	<i>Orge</i>	<i>Soj</i>	<i>Col</i>	<i>Tour</i>	<i>Bet</i>	<i>Luz</i>	<i>Son</i>	<i>Gra</i>	<i>Man</i>
<i>Blé</i>	0,821	0,002	0,155	-0,001	-0,000	-0,000	0,002	-0,001	-0,002	0,000	0,015
<i>Maïs</i>	0,168	0,800	0,202	-0,001	-0,000	-0,001	0,000	-0,001	-0,002	0,001	0,024
<i>Orge</i>	0,002	0,008	0,820	-0,005	-0,001	-0,002	0,009	-0,006	-0,009	0,002	0,086
<i>Soj</i>	—	—	—	1,148	—	—	—	—	—	—	—
<i>Col</i>	-0,287	-0,521	-0,157	0,167	1,423	0,411	-0,146	0,100	0,006	-0,070	-0,056
<i>Tour</i>	-0,070	-0,147	-0,045	0,461	0,313	1,152	-0,032	0,273	0,001	-0,193	-0,013
<i>Bet</i>	0,004	0,017	0,005	-0,010	-0,010	-0,005	0,688	-0,011	-0,020	0,005	0,182
<i>Luz</i>	-0,063	-0,213	-0,056	-0,456	0,143	0,527	-0,016	1,246	0,001	-0,514	-0,010
<i>Son</i>	-0,154	-0,698	-0,174	0,434	0,055	0,202	-0,044	0,477	0,798	-0,197	-0,031
<i>Gra</i>	—	—	—	—	—	—	—	—	—	1,796	—
<i>Man</i>	0,022	0,101	0,027	-0,063	-0,008	-0,029	0,118	-0,069	-0,116	0,029	-1,102

^(a) Un — indique qu'aucun multiplicateur ne peut être calculé du fait du caractère exogène de la variable en ligne.

Les multiplicateurs de long terme fournissent une mesure de l'intensité des différentes relations dynamiques. Les signes des multiplicateurs sont symétriques: l'effet d'une variation d'un prix P_i sur un prix P_j est de même signe que l'effet d'une variation du prix P_j sur le prix P_i . Ce résultat paraît conforter l'idée que les multiplicateurs dynamiques sont représentatifs des relations de substitution-complémentarité entre les matières premières. De plus, l'examen des triplets de multiplicateurs révèle que les différents ingrédients retenus vérifient effectivement la règle de Morishima. Cela renforce à nouveau "l'interprétabilité" des multiplicateurs en termes de substitution-complémentarité. Les résultats obtenus suggèrent les commentaires suivants:

1 — Deux produits apparaissent "autonomes": le tourteau de soja et la graisse. Les prix de ces produits semblent donc ne pas subir l'influence des prix des autres matières premières. En fait, dans le cas du soja, la demande française ne représente que 5 % de la consommation mondiale et n'a donc qu'une influence très faible sur la détermination

des cours mondiaux à Chicago. Ceux-ci dépendent avant tout des conditions et des perspectives de production de graines aux Etats-Unis, au Brésil, et en Argentine, de la demande dans d'autres pays comme l'URSS, le Japon et les Etats-Unis eux-mêmes et des cours du dollar. Les prix "internationaux" se répercutent ensuite de façon assez mécanique en France et dans les différents pays de la CEE, en fonction de la valeur de leur monnaie et des frais de transport depuis Rotterdam qui reste la place de référence, même si une grande partie des approvisionnements (en particulier en Bretagne) s'effectue dorénavant directement à partir des pays producteurs (principalement le Brésil).

L'exogénéité de la graisse par rapport aux prix des autres matières premières de l'alimentation animale peut s'expliquer par le fait que ce sont les conditions de production (niveau des abattages de porcs et de bovins), de l'approvisionnement extérieur de la CEE (notamment en provenance des Etats-Unis) et de la conjoncture générale du marché des corps gras (en particulier de celle des huiles de palme et de soja) qui jouent le rôle dominant dans la fixation du prix de ce produit. De plus, les graisses animales sont surtout utilisées dans le secteur des aliments d'allaitement pour veaux qui constitue un ensemble distinct de celui des aliments pour porcs, volailles et bovins : il dépend très fortement de l'évolution de la demande en viande de veau et de la nature des interventions communautaires sur le marché de la poudre de lait écrémé.

2 — Globalement, ce sont les céréales qui semblent avoir le plus d'influence sur les prix des autres matières premières. Elles apparaissent complémentaires par rapport aux tourteaux secondaires, à la luzerne et au son, et au contraire substitués par rapport au manioc. Ce comportement correspond en fait parfaitement à la composition des produits. Une hausse exogène du prix des céréales conduira donc à une diminution de leur utilisation et — avec un certain décalage — à une augmentation de la demande de produits riches en énergie (le manioc dans le cas des porcs) et à une diminution — selon l'espèce considérée de tourteaux secondaires (colza, tournesol) ou de produits intermédiaires (luzerne, son). Tout se passe en fait comme si l'ensemble "céréales — tourteau secondaire ou produit intermédiaire" était en partie remplacé par un mélange manioc et soja ayant la même valeur énergétique et le même apport en protéines.

3 — A l'intérieur du bloc céréales, on constate que tous les produits sont substituables entre eux. L'orge influence à la fois le prix du blé et du maïs, alors que le blé n'influence que celui du maïs. On peut penser que la relation blé-orge est en fait induite par l'influence commune sur ces deux marchés des décisions communautaires (prix d'intervention, majorations mensuelles), alors que celle entre ces deux céréales et le maïs traduit bien un comportement économique. Une hausse du prix de l'un de ces deux produits rend plus compétitif le maïs dans tous les aliments, et une augmentation de la demande de celui-ci peut se traduire

par une hausse de prix, compte tenu de la marge de fluctuation qui existe entre le prix d'intervention et le prix de seuil.

4 — En ce qui concerne les MRP, on constate que les prix de ces produits influencent ceux des produits secondaires (luzerne, son) et du manioc, mais pas ceux des céréales. Cette constatation n'est pas contradictoire avec l'hypothèse généralement admise que le prix des tourteaux (en particulier celui du soja) influence la consommation de céréales. En effet le tableau 2 montrait l'existence de relations instantanées entre les prix des céréales et des tourteaux (en particulier orge-soja, orge-colza, orge-tournesol et maïs-colza). On peut donc conclure que l'ensemble des ajustements de prix allant des tourteaux vers les céréales s'effectue à l'intérieur du mois. Le fait que les MRP soient des substituts de luzerne et de son, et au contraire des compléments de manioc, s'explique dans ce cas par une relation de type MRP et manioc remplaçant des produits intermédiaires relativement riches en protéines. La pulpe de betteraves plus énergétique, mais plus pauvre en protéines, n'est pas concernée par ce processus.

A l'intérieur du bloc MRP, tous les produits sont bien des substituts mais tandis que le soja influence les deux autres, le colza n'influence que le tournesol et le tournesol n'influence que le colza.

5 — Dans le cas des produits intermédiaires, il apparaît une différence de comportement totale entre, d'une part la luzerne et le son et d'autre part, la pulpe. L'examen des relations à l'intérieur du bloc montre que seuls la luzerne et le son sont des substituts. La pulpe présente un comportement de produit "énergétique" (complément de colza et substitut de manioc) alors que la luzerne présente des relations exactement inverses. Ce secteur bien que subissant principalement l'influence des deux premiers (céréales, MRP) a cependant une certaine influence sur les produits des autres familles.

6 — La graisse qui, comme nous l'avons dit, est un produit exogène, se présente comme un complément de produits peu énergétiques tels que le colza, la luzerne et le son. Enfin, le manioc riche en énergie et pauvre en protéines est un complément du colza et un substitut de l'orge et de la pulpe.

Bien que non interprétables en termes d'élasticités de substitution/complémentarité, nos résultats peuvent être comparés à ceux de Surry (1990) et de Peeters (1989). Leur méthodologie est cependant très différente de la nôtre puisque l'approche de Surry est basée sur l'estimation d'un modèle économétrique classique portant sur cinq ingrédients⁽⁷⁾ (trois céréales, le son et les matières riches en protéines), alors

⁽⁷⁾ Le manioc est introduit de façon spécifique dans le modèle, qui ne permet qu'un calcul partiel des élasticités croisées.

que l'étude de Peeters se ramène à des ajustements effectués sur des pseudo-données générées par un modèle de formulation d'aliments basé sur la programmation linéaire (ce dernier modèle comporte 13 ingrédients ou familles d'ingrédients dont 6 céréales).

Par rapport aux résultats de Surry, les principales différences proviennent du fait que, dans son modèle, l'orge et le maïs sont des compléments et que les MRP sont des substituts de maïs et d'orge, alors que dans le nôtre il s'agit respectivement de substituts et de compléments. De plus, le son, qui pour Surry est un substitut de toutes les céréales, est au contraire dans nos résultats un complément de ces produits⁽⁸⁾. Par contre, on retrouve dans les deux cas les mêmes substitutions entre blé et maïs, blé et orge, son et MRP et la même complémentarité entre blé et MRP. Un certain nombre de ces différences s'expliquent probablement par le fait que les trois tourteaux, séparés dans notre modèle, sont inclus chez Surry dans la catégorie MRP. De plus, alors que son modèle est centré sur l'année 1980, le nôtre couvre la période 1977-1987.

En ce qui concerne l'étude de Peeters, il est possible d'effectuer les comparaisons avec nos propres résultats pour cinq produits (blé, maïs, orge, tourteau de soja, manioc), les autres (luzerne, tourteau de colza, pulpes, etc.) ayant été regroupés dans des familles trop globales et hétérogènes. On observe d'abord un certain nombre de similitudes avec nos résultats : toutes les céréales ont le même comportement, elles sont substituables entre elles et peuvent se substituer au manioc. De plus dans les deux cas, il y a complémentarité entre le manioc et le tourteau de soja. Les différences essentielles portent sur les relations entre le tourteau de soja et les céréales. Pour Peeters, il y a toujours substitution, alors que dans nos résultats il y a complémentarité. Ce phénomène peut s'expliquer par le mode de génération des pseudo-données de Peeters, ainsi que par le fait que la période de référence soit la campagne 1984/85 qui correspond à des prix relatifs assez élevés du tourteau de soja et du manioc⁽⁹⁾.

Globalement, il existe donc un certain nombre de convergences à propos du comportement de complémentarité-substitution des différentes matières premières, mais il reste cependant un problème important : celui de la relation entre céréales et MRP pour laquelle les résultats divergent.

⁽⁸⁾ On peut remarquer que dans ce modèle, compte tenu notamment du comportement spécifique de l'orge par rapport aux autres céréales, la règle de Morshima n'est pas respectée.

⁽⁹⁾ On peut penser que dans cette conjoncture, une augmentation du prix des céréales se traduit par une augmentation du coût marginal de l'énergie qui bénéficie au tourteau de soja, non seulement riche en protéines mais aussi en énergie. Le manioc n'intervenant pas dans le mécanisme dans la mesure où son prix est assez élevé, l'UF du tourteau devient compétitive et on en utilise une plus grande quantité, quitte à dépasser les taux protéiques minima des diverses rations.

Schéma causal estimé en information multivariée

L'interprétation des différents résultats en terme nutritionnel n'est pas toujours évidente, cela tient essentiellement à trois facteurs.

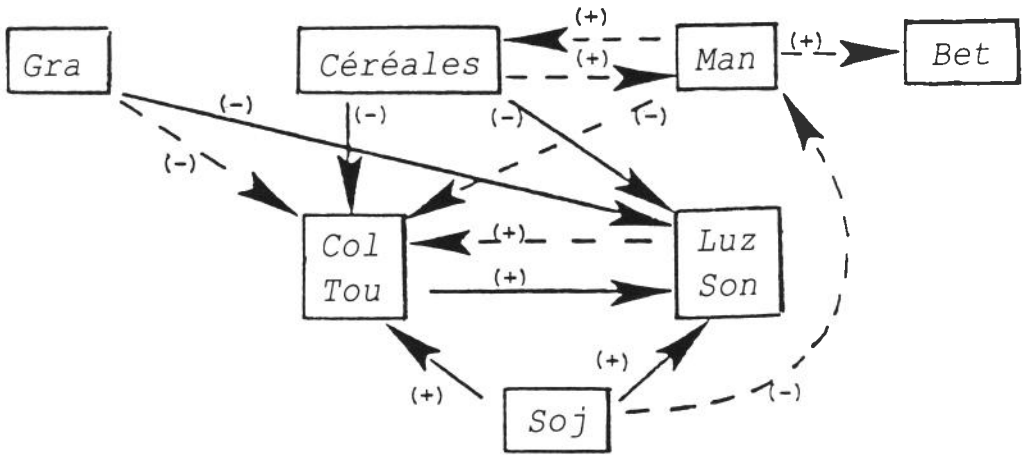
— L'alimentation animale est en fait constituée de trois secteurs (les aliments pour porcs, volailles et bovins) dans lesquels les matières premières utilisées et les critères nutritionnels sont totalement différents. Pour cette raison, les "équations de substitution", valables dans une conjoncture donnée, varient d'une espèce à l'autre.

— Ces trois secteurs ne sont pas "étanches". Ainsi, par exemple, une augmentation du prix du manioc (produit essentiellement utilisé dans les aliments porcs) conduira à une augmentation du prix d'intérêt des céréales dans cet aliment. Celles-ci étant mieux valorisées dans cette ration, les fabricants d'aliments composés auront tendance à utiliser en priorité les quantités dont ils disposent dans cet aliment et donc à rechercher des substituts de celles-ci pour les autres formules où ils utilisaient précédemment des céréales (même en faible quantité). Dans le cas de l'aliment bovin, ils peuvent augmenter la part de la pulpe de betterave pour remplacer des céréales. On voit donc sur cet exemple que globalement une relation s'est établie entre le prix du manioc et la demande — donc le prix différé — de pulpe, alors même que ces deux produits ne sont pas utilisés dans les mêmes aliments et ne sont pas même "nutritionnellement" substituables. On doit penser qu'un grand nombre de relations mises en évidence correspondent à des phénomènes de ce genre.

— Le type de substitution qui s'effectue entre les matières premières dépend de la conjoncture. On peut prendre deux exemples extrêmes. Dans une conjoncture où le prix de l'énergie est très élevé et celui des protéines très faible, les rations contiendront le minimum requis d'énergie mais un taux de protéines nettement supérieur au minimum nécessaire (c'est le cas général dans la CEE, lorsque le prix du manioc est élevé et celui du tourteau de soja bon marché). Si une baisse du prix du manioc survient, celui-ci pourra, jusqu'à ce que la contrainte protéine soit saturée, remplacer une partie du soja. Le manioc apparaît alors comme un substitut de soja. Au contraire, dans une conjoncture de prix élevé des protéines, cette contrainte est saturée. Les céréales par exemple ne pourront être remplacées que par un mélange de manioc et de tourteau de soja. Dans ce cas, le manioc et le tourteau de soja apparaissent bien comme des compléments, ainsi que le suggéraient leurs compositions analytiques.

Malgré ces réserves, le modèle identifié par la procédure CKS est compatible avec le schéma causal suivant.

Figure 1. Schéma causal identifié par la méthode CKS



Le signe entre parenthèses indique le signe du multiplicateur total.

—> : multiplicateur supérieur à 0,20 en valeur absolue.

-----> : multiplicateur compris entre 0,05 et 0,20 en valeur absolue.

Gra : prix de la graisse ; Céréales : prix des céréales ; Man : prix du manioc ; Bet : prix de la betterave ; Col : prix du colza ; Tou : prix du tournesol ; Luz : prix de la luzerne ; Son : prix du son gros ; Soj : prix du soja.

On s'aperçoit alors qu'il existe globalement deux grandes familles de produits :

— les produits essentiellement énergétiques : graisse, céréales (blé, orge, maïs), manioc et pulpe de betterave,

— les produits essentiellement protéiques : tourteau de soja, tourteaux secondaires (colza, tournesol) et deux produits intermédiaires (luzerne déshydratée et son).

A l'intérieur de chacune de ces familles, tous les produits sont des substituts (multiplicateurs positifs). En sens inverse, toutes les relations existant entre des produits de deux familles différentes sont des relations de complémentarité.

En ce qui concerne la famille des produits énergétiques, la graisse joue un rôle particulier puisqu'elle est exogène et qu'elle n'influence aucun autre produit de sa famille. Au contraire les céréales (qui sont toutes trois des substituts entre elles) apparaissent comme des substituts faibles du manioc (multiplicateur compris entre 0,05 et 0,20). La relation de substitution faible entre manioc et pulpe de betterave est plus surprenante puisque, comme nous l'avons indiqué, ces deux matières premières ne sont pas utilisées pour les mêmes espèces animales et ne sont donc pas nutritionnellement des substituts. Outre les raisons que nous avons déjà données, cette liaison peut également s'expliquer

par le fait que le prix de la pulpe de betterave est très lié à celui de deux produits non pris en compte dans le modèle, à savoir la pulpe d'agrumes et le *corn gluten feed*. Or, le prix de ces produits, comme celui du manioc, dépend fortement de la conjoncture mondiale et notamment des cours du dollar. Une hypothèse est donc que la relation manioc-pulpe de betterave soit en fait une relation indirecte passant par les cours du dollar.

Par ailleurs les céréales et la graisse apparaissent comme des compléments forts (multiplicateurs supérieurs à 0,20 en valeur absolue) pour la luzerne et le son, et dans une moindre mesure pour les tourteaux de colza et de tournesol.

En ce qui concerne la famille des produits riches en protéines, les relations de substitution forte sont très marquées entre les trois blocs (tourteau de soja, tourteaux secondaires, produits intermédiaires). Le tourteau de soja exogène a un rôle nettement déterminant, mais la relation de substitution entre tourteaux secondaires et produits intermédiaires est aussi très marquée. Ces interactions s'expliquent en fait très bien par la composition de ces produits. On observe également une relation de complémentarité faible entre le tourteau de soja et le manioc.

CONCLUSION

L'analyse précédente permet de mettre en évidence un certain nombre de relations dynamiques entre les prix des différentes matières premières sur le marché français.

Les interrelations sont décomposées en un effet immédiat (à l'intérieur du mois) et un effet décalé dans le temps. Le fait de n'avoir disposé pour le calcul que de données mensuelles, et non de données hebdomadaires, a conduit à une situation où les relations instantanées ont une très grande importance et où les effets décalés sont nettement moins marqués.

Malgré cela, l'ensemble des résultats obtenus sur le tableau sont conformes à l'intuition. Les relations de substitution-complémentarité entre les divers ingrédients révélées par les multiplicateurs sont généralement compatibles avec la composition et la valeur nutritionnelle des produits. De plus, la règle de Morshima semble vérifiée. On constate bien, par exemple, que si orge et tournesol sont des compléments et que tournesol et luzerne sont des substituts, orge et luzerne se comportent comme des compléments. De même, le maïs et la luzerne ainsi que la luzerne et le manioc sont des compléments et on vérifie que le maïs et le manioc sont des substituts.

Même si les multiplicateurs estimés ne sont pas directement interprétables en termes d'élasticités, l'analyse des relations dynamiques entre les prix mensuels des différents ingrédients pour l'alimentation animale

sur le marché français permet de mettre en évidence un comportement à court terme de substitution-complémentarité entre les différents produits. Elle permet également de retrouver un certain nombre de relations qui étaient prévisibles, compte tenu de la composition nutritionnelle de certains produits et elle précise le comportement d'autres ayant une composition intermédiaire. Cette analyse suggère ainsi certains regroupements en blocs ou familles de produits ayant, les uns par rapport aux autres, des comportements assez homogènes. A ce titre, l'analyse de causalité apporte certaines informations sur la constitution a priori de "familles d'ingrédients" dans les modèles économétriques d'estimation de fonction de demande.

Elle fournit également une méthode alternative, ou préalable, aux modèles économétriques pour tester l'influence sur les prix des différents ingrédients de modifications exogènes apportées aux prix de certains d'entre eux, suite à des variations du marché mondial (exemple du prix du tourteau de soja), ou des réformes de la politique agricole (exemple du prix des céréales).

BIBLIOGRAPHIE

- AKAIKE (H.), 1970 — Autoregressive model fitting for control, *Annals of the Institute of Statistical Mathematics*, 22, pp. 163-180.
- BOYD (M.S.), BRORSEN (B.W.), 1986 — Dynamic price relationships for US and EC corn gluten feed and related markets, *European Review of Agricultural Economics*, vol. 13, pp. 199-215.
- BRORSEN (B.W.), GRANT (W.R.), CHAVAS (J.P.), 1985 — Dynamic relationships and efficiency of rice by product prices, *Agricultural Economic Research*, 37(2), pp. 15-26.
- 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* (3), pp. 267-298.
- DICKEY (D.A.), FULLER (W.A.), 1981 — Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root, *Econometrica*, 49, pp. 1057-1072.
- DRONNE (Y.), TAVÉRA (C.), 1989 — Relations dynamiques entre les prix des principaux composants de l'alimentation animale, *Cahiers d'Economie et Sociologie Rurales*, n° 11, pp. 5-22.
- DRONNE (Y.), LE HENAFF (G.), 1990 — Les ingrédients utilisés par l'industrie des aliments composés en Belgique, Document de travail INRA, 67 p.

- DRONNE (Y.), TAVÉRA (C.), 1990 — Alimentation animale et dynamique des prix des matières premières sur le marché français, Document de travail INRA n° 90.07.
- ENGLE (R.F.), GRANGER (C.W.J.), 1987 — Co-integration and error-correction: representation, estimation and testing, *Econometrica*, 55, n° 2, pp. 251-276.
- GRANGER (C.W.J.), 1980 — Testing for causality: a personal viewpoint, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 2, pp. 329-352.
- GRANT (W.R.), NGENGE (A.W.), BRORSEN (B.W.), CHAVAS (J.P.), 1983 — Grain Price Interrelationships, *Agricultural Economics Research*, vol. 35 (1), pp. 1-9.
- GUYOMARD (H.), VERMERSCH (D.), 1989 — Derivation of long-run factor demands from short-run responses, *Agricultural Economics*, 3, pp. 212-230.
- HASZA (D.P.), FULLER (W.A.), 1982 — Testing for non stationary parameters specifications in seasonal time series models, *The Annals of Statistics*, 10, pp. 1209-1216.
- KANG (H.), 1985 — The effects of detrending in Granger causality tests, *Journal of Business and Economic Statistics*, 3(4), pp. 344-349.
- MURATA (Y.), 1977 — *Mathematics for stability and optimization of economic systems*, New-York, Academic Press.
- ORDEN (D.), 1986 — Money and agriculture: the dynamics of money financial market analysis trade linkages, *Agricultural Economics Research*, 38, n° 3, pp. 14-32.
- PEETERS (L.), 1989 — Een Ruimtelijk evenwichts-model van de graanmarkten in de E.G. empirische specificatie en beleidstoepassing, Thèse de doctorat, Katholieke Universiteit Leuven.
- ROSSI (P.), 1989 — Comparison of dynamic factor demand models, in BARNETT, BRENDT AND WHITE (Ed.), *Dynamic Econometric Modeling*, Cambridge University Press, pp. 357-376.
- SARGENT (T.), 1978 — Estimation of dynamic labour demand schedules under rational expectations, *Journal of Political Economy*, 86, pp. 1009-1044.
- SIMS (C.A.), 1980 — Macroeconomics and reality, *Econometrica*, 48, pp. 1-48.
- SURRY (Y.), MOSCHINI (G.), 1984 — Input substitutability in the EC compound feed industry, *European Review of Agricultural Economics*, 11 (4), pp. 455-464.
- SURRY (Y.), 1990 — Econometric modelling of the European Community compound feed sector: an application to France, *Journal of Agricultural Economics*, pp. 404-421.

ANNEXE

LA PROCÉDURE DE CAINES-KENGH-SETHI D'IDENTIFICATION DES
MODÈLES VECTORIELS AUTORÉGRESSIFS

Cette méthode comprend cinq étapes :

- 1 — Tout d'abord un modèle bivarié autorégressif optimal est élaboré pour chaque couple de processus stationnaires à partir du critère d'Akaike.
- 2 — A partir de ces modèles bivariés, on détermine ensuite pour chaque variable P_i un ensemble de m variables causales au sens de Granger (P_j), $j = 1, \dots, m$. A partir des FPE obtenus pour chacune de ces variables dans les modèles bivariés (P_i, P_j), $j = 1, \dots, m$, ces variables causales sont classées dans l'ordre croissant de leur FPE .
- 3 — On construit alors pour chaque processus "causé" P_i le modèle auto-régressif univarié optimal à partir du FPE , puis les variables causales de P_i sont séquentiellement ajoutées à ce processus univarié selon l'ordre précédemment établi. Le retard optimal sur chacune de ces variables est à nouveau défini à partir du FPE . Cette étape aboutit donc au modèle autorégressif univarié "multivariable" de la variable P_i en fonction de ses variables causales.
- 4 — Les équations ainsi obtenues pour chaque variable sont estimées sous forme de modèle par la méthode de Zellner (*seemingly unrelated relationships*).
- 5 — Enfin plusieurs tests de spécifications sont effectués sur le système précédent en tant qu'hypothèse initiale.

Les modèles finalement retenus servent alors à déterminer la nature bloc-réursive du modèle vectoriel autorégressif. Une telle procédure permet d'éviter certains des problèmes de "causalité artificielle" liés à l'analyse de causalité en information bivariée (voir par exemple Granger, 1980).