



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

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

**Help ensure our sustainability.**

Give to AgEcon Search

AgEcon Search

<http://ageconsearch.umn.edu>

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

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

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

Relations dynamiques  
entre les prix  
des principaux composants  
de l'alimentation animale

Y. DRONNE  
C. TAVÉRA

## ENJEUX ET OBJECTIFS DE L'ANALYSE

Le soja occupe depuis la fin de la Seconde Guerre mondiale une place à part dans le domaine des relations commerciales — souvent conflictuelles — entre la CEE et les Etats-Unis. Après la signature des accords du Dillon Round en 1962, la CEE a mis en place en 1966 une organisation commune de marché qui prévoit la libre pénétration dans la Communauté, sans aucun droit de douane, des graines et tourteaux d'oléagineux produits dans les pays tiers et la fixation pour chaque campagne de prix indicatifs et de prix d'intervention pour les graines de colza et de tournesol produites dans la CEE. Ceux-ci étant très généralement supérieurs aux cours mondiaux, le FEOGA assure, au nom de la préférence communautaire, le versement d'une aide à la trituration égale à l'écart entre les prix intérieurs et les prix mondiaux enregistrés au niveau de Rotterdam.

Au début des années 70, la physionomie du marché mondial a évolué avec l'émergence de la production de graines de soja du Brésil, puis quelques années plus tard de l'Argentine. Jusque là, les Etats-Unis et les grandes firmes multinationales de la trituration avaient principalement développé une stratégie d'exportation des graines sur l'Europe de l'Ouest, celles-ci étant ensuite transformées sur place en tourteau et en huile. Ainsi était évitée la constitution d'excédents importants de cette matière grasse aux Etats-Unis, excédents qui auraient dû être exportés dans des conditions coûteuses <sup>(1)</sup> sur le marché mondial. A l'opposé, les firmes implantées au Brésil ont au contraire développé une politique de trituration sur place de la presque totalité de leur production de graines, exportant sur les marchés mondiaux les tourteaux et huiles de soja ainsi obtenus. La CEE constituant de loin le premier débouché solvable, les principaux efforts commerciaux ont porté sur cette région du monde. La concurrence très vive exercée sur ce marché par les firmes brésiliennes, puis argentines, a entraîné non seulement un déplacement des exportations de tourteaux des Etats-Unis, mais également une pression accrue sur les marges de trituration des industriels européens. Ces derniers ont alors limité leurs investissements nouveaux et, grâce au développement des usines multigraines, recherché un meilleur équilibre entre la transformation de graines de soja (continuant à être importées principalement des Etats-Unis) et la transformation des graines riches en huile comme le colza et le tournesol.

Parallèlement à cette modification de la structure des exportations mondiales, la CEE a commencé à utiliser, à la fin des années 70, les possibilités que lui donnait sa réglementation en terme d'encouragement à la production intérieure de graines de colza et de tournesol. Les progrès de la génétique et des techniques culturales sur ces plantes, en même temps que les efforts importants réalisés par la CEE pour stabiliser la production communautaire des céréales, ont entraîné une réponse extrêmement forte aux incitations de prix de Bruxelles.

<sup>(1)</sup> Notamment dans le cadre de la loi PL480 ; cette loi sur l'aide alimentaire, qui date de 1954, donne la possibilité à l'Administration américaine d'effectuer des dons — ou de verser des subventions très importantes à l'exportation — concernant certains produits agricoles. Elle a, en fait, été largement utilisée pour écouler des excédents ou promouvoir des débouchés commerciaux dans certains pays.

Le secteur oléo-protéagineux de la CEE est ainsi devenu, dès le début des années 80, un ensemble très complexe qui joue pour le marché mondial un véritable rôle de plaque tournante. La Communauté européenne est le premier importateur mondial de graines oléagineuses, de tourteaux et d'huiles végétales et figure parmi les trois premiers tritrateurs mondiaux. Elle est également l'un des principaux producteurs de graines de colza et de tournesol et l'un des premiers exportateurs mondiaux d'huile de soja et de colza.

A de nombreuses reprises, les Etats-Unis ont critiqué la politique communautaire en matière d'oléagineux, et fait pression, avec succès ou non, pour empêcher certains ajustements de la réglementation (introduction en 1974 et 1979 de la graine de soja, à côté de celles de colza et de tournesol dans la liste des graines oléagineuses pouvant bénéficier des aides communautaires ; abandon au moins provisoire, en 1987, du système de stabilisation des prix communautaires des matières grasses). La crise la plus grave s'est en fait amorcée en décembre 1987 avec la plainte de l'*American Soybean Association* (ASA) contre la CEE, portée par l'Administration américaine devant le GATT. La Communauté est accusée par l'association américaine de pratiques commerciales déloyales et discriminantes en matière d'importation et d'utilisation de graines et de tourteaux de soja en provenance des Etats-Unis. Pour l'ASA, ces pratiques violent les accords du Dillon Round et l'Administration américaine demande donc le démantèlement immédiat de l'organisation de marché mise en place en 1966.

Pour les représentants de la CEE, le recul des exportations des Etats-Unis s'explique principalement par la concurrence des pays d'Amérique du Sud dans le secteur des tourteaux de soja, par le développement des importations d'autres tourteaux de pays du Tiers Monde (coprah des Philippines et d'Indonésie, tournesol et lin d'Argentine, colza de Chine et d'Inde, palmiste de Malaisie) et par la stagnation de la trituration communautaire de graines de soja en raison de la dégradation des marges. Les représentants européens affirment de plus que la CEE reste la zone la plus ouverte aux importations du monde, que l'expansion — certes très rapide — de la production intérieure de graines de colza et de tournesol est maintenant contrôlée par le mécanisme des quantités maximum garanties, et que le système des aides à la trituration n'a en fait seulement servi qu'à assurer la préférence communautaire au niveau de la trituration. En raison du mode de calcul, les effets ont été très faibles sur le marché intérieur et, en l'absence presque totale de restitutions à l'exportation, les effets sur les marchés extérieurs ont été nuls.

Il apparaît donc que deux thèses s'affrontent. Selon les Etats-Unis, la politique menée depuis vingt ans par la CEE (et tout particulièrement depuis 1980) a eu des effets importants sur les conditions de concurrence des produits de soja importés des Etats-Unis (graines et tourteaux). Pour la CEE, à l'inverse, les effets de sa politique ont été presque neutres, la demande de tourteaux ayant, en tonnage, crû plus vite que sa production de graines au cours des sept dernières années. Les prix intérieurs des différents produits se sont adaptés très rapidement aux conditions du marché mondial.

Ces deux thèses étant en présence, il est intéressant d'analyser à partir des diverses données disponibles sur le complexe oléo-protéagineux communautaire, les relations de causalité entre les prix des principaux produits.

L'analyse des relations dynamiques entre les cours, sur le marché de Rotterdam, des principaux oléo-protéagineux nous permettra en effet de préciser la nature des interactions qui sous-tendent le processus de formation des prix d'équilibre sur chacun de ces marchés. Cette analyse nous renseignera également sur le degré de substituabilité ou de complémentarité entre chacun des produits.

Contrairement à de nombreuses études où les relations causales sont déterminées à partir de modèles bivariés qui ne prennent en compte qu'une partie de l'information disponible, nous adopterons une approche multivariée de la causalité. L'avantage de ce type de procédure est de considérer simultanément la totalité de l'information contenue dans l'ensemble des variables afin de déterminer les relations causales. Dans un but de comparaison, nous présenterons à la fois les résultats obtenus à partir d'analyses bivariées traditionnelles et ceux fournis par la procédure en information totale. La causalité sera définie au sens de Granger et la technique d'analyse multivariée sera celle proposée par Caines, Keng et Sethi (1981). Deux raisons essentielles justifient ce parti pris méthodologique d'utilisation d'une approche athéorique du type Box-Jenkins de la formation des prix. Tout d'abord, aucune théorie économique unanimement admise (ainsi que le confirme la controverse entre les Etats-Unis et la Communauté quant à l'impact des politiques européennes sur les exportations américaines de tourteaux) n'autorise l'écriture de relations structurelles de détermination des cours oléo-protéagineux. Seules la connaissance des marchés et la réalité des effets volume peuvent suggérer la formalisation de certaines relations. Enfin, la coexistence à l'intérieur de la CEE de deux mécanismes d'interventions différents pour les produits céréaliers et les produits oléo-protéagineux empêche d'élaborer une modélisation précise des variations des cours en fonction des contenus en protéines et en énergie des différents oléo-protéagineux.

## LE SECTEUR EUROPEEN DE L'ALIMENT COMPOSE

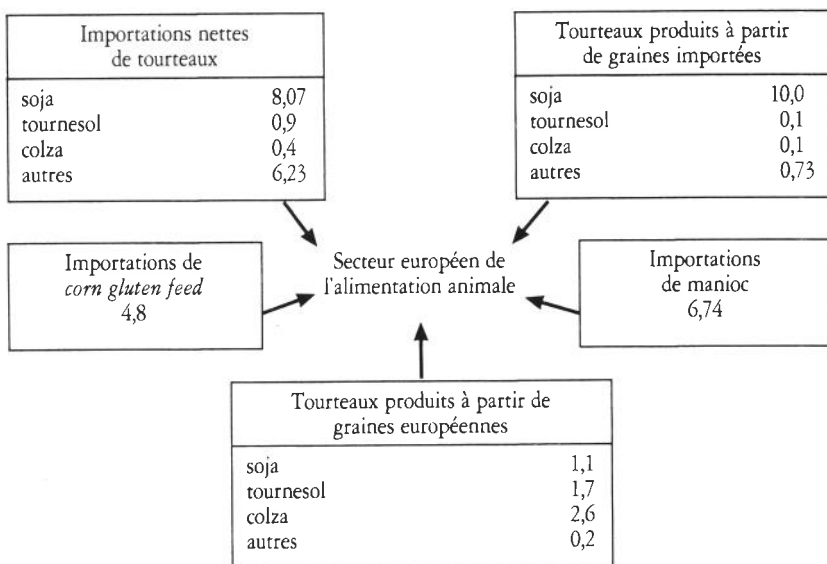
Bien qu'une certaine quantité de tourteaux de soja soit directement achetée par les éleveurs (principalement dans le secteur laitier), les matières premières retenues pour cette étude sont essentiellement destinées à l'industrie des aliments composés. Elles représentent globalement 44,8 % de la production totale d'aliments de ce secteur alors que les céréales ne représentent plus que 32,8 %. En effet, les proportions de ces deux grandes catégories se sont inversées en une douzaine d'années : ainsi, en 1975, les taux moyens d'incorporation, dans la CEE à 9, étaient de 44,9 % pour les céréales et de 30,3 % pour l'ensemble des tourteaux, du *corn gluten feed* et du manioc. L'utilisation de la programmation linéaire pour le calcul des rations optimales des différentes catégories d'aliments s'est généralisée. Ces modèles qui prennent en compte aussi bien les besoins alimentaires des différentes catégories d'animaux que la composition nutritionnelle et le prix de marché des divers ingrédients permettent un ajustement de plus en plus rapide de la demande aux prix.

Tandis que les prix des céréales peuvent varier assez fortement d'un pays à l'autre en fonction des conditions locales du marché et du niveau des MCM (montants compensatoires monétaires), les prix à l'importation pour les

tourteaux et les *PSC* ou produits de substitution des céréales (dont les principaux sont le *corn gluten feed* et le manioc) qui rentrent dans la CEE sans aucun droit de douane, sont directement liés aux cours internationaux et diffèrent surtout d'une zone à une autre en fonction des taux de fret et des coûts de déchargement (liés aux infrastructures portuaires). Rotterdam est le principal point d'importation de la CEE pour le *corn gluten feed*, le manioc, les graines et le tourteau de soja ainsi que pour un grand nombre de tourteaux secondaires tels que ceux de coprah, de palmiste, de coton. Ce port est également à proximité de la plus grande zone de trituration de la CEE pour les graines de soja importées et les graines de colza et de tournesol produites dans la Communauté.

En raison de cette particularité, les prix à Rotterdam en CAF ou FOB *ex mill* (et dans certains cas à Hambourg) sont pris comme référence dans la plupart des transactions sur ces produits même lorsque les marchandises ne transitent pas physiquement par cette zone. Les prix de tous ces produits dans les différents pays de la CEE peuvent donc être estimés à partir de ces cotations en prenant en compte les coûts de transport depuis cette zone.

Figure 1.  
Structure de la demande  
européenne de tourteaux,  
de *corn gluten feed*  
et de manioc  
pour l'année 1987  
(quantités exprimées en  
millions de tonnes)



Comme on peut le constater, le secteur des aliments composés est directement lié à quatre autres activités :

- L'importation des tourteaux (et en particulier des tourteaux de soja). En dehors de l'ensemble des céréales, cette famille de produits représente le plus fort tonnage incorporé dans les aliments composés : environ 15 millions de tonnes en 1987. Ceux-ci proviennent principalement du Brésil, mais aussi d'autres pays tels que l'Argentine, les Philippines, les Etats-Unis et la Chine.

- L'importation du *corn gluten feed* et du manioc soit environ 11,5 millions de tonnes. Ces produits proviennent principalement des Etats-Unis pour les premiers et de Thaïlande pour les seconds.

- La transformation de graines oléagineuses importées (principalement

des graines de soja des Etats-Unis). Ce secteur vient au troisième rang avec environ 11 millions de tonnes.

— La trituration des graines oléagineuses produites dans la CEE. Ce secteur bénéficie des aides communautaires et, bien que son tonnage soit relativement plus faible (5,6 millions de tonnes), il joue un rôle de plus en plus grand dans l'approvisionnement des firmes européennes d'aliments composés. Dans la pratique, même si certaines usines sont spécialisées, de nombreuses autres sont multigraines et peuvent aussi bien traiter des graines communautaires (colza, tournesol) que des graines importées (soja essentiellement).

## ANALYSE THEORIQUE DES RELATIONS ENTRE LES PRIX DES PRODUITS

Nous décrivons ici les liaisons théoriques entre les prix des matières premières de l'alimentation animale à partir du programme de production du secteur européen de l'aliment composé.

Nous supposons que le secteur européen de l'aliment composé a, dans le court terme, un comportement de minimisation des coûts. Ce secteur cherche donc à minimiser la partie variable de ses coûts de production étant donné le vecteur des volumes d'aliments composés produits  $\overline{Q}_{AC}$ , les prix  $P_x$  des inputs variables  $X$  et le vecteur des inputs quasi fixes  $\overline{Z}$ . Il existe alors une fonction de coût restreinte duale de la fonction de transformation sous-jacente  $F$  :

$$RC = \min_x [P'_x \cdot X ; F(\overline{Q}_{AC}, X, \overline{Z}) = 0] \quad (1)$$

$$= RC(\overline{Q}_{AC}, P_x, \overline{Z}) \quad (1')$$

En supposant que  $RC$  vérifie les conditions usuelles de régularité <sup>(2)</sup>, l'application du lemme de Shephard permet d'établir la fonction de demande compensée conditionnelle de chaque input  $i$  :

$$D_{x_i} = \delta RC(\bullet) / \delta P_{x_i} = D_{x_i}(P_x; \overline{\theta}) \quad (2)$$

pour  $i = \text{corn gluten feed (CGF), tourteau de soja, tourteau de colza, tourteau de tournesol et manioc}$  et pour  $\overline{\theta} = (\overline{Q}_{AC}, \overline{Z})$ .

Au moins dans une première approximation, l'offre de chaque matière première sur le marché de Rotterdam est supposée être une fonction croissante du prix du produit considéré.

$$S_{x_i} = S_{x_i}(P_{x_i}) \text{ avec } S'_{x_i} > 0 \quad (3)$$

pour chaque produit  $i$ .

En supposant que chaque marché soit en situation d'équilibre, il vient alors :

$$D_{x_i}(P_x; \overline{\theta}) = S_{x_i}(P_{x_i}) \quad (4)$$

pour chaque produit  $i$ .

<sup>(2)</sup>  $RC$  est non décroissante par rapport aux prix des inputs, non décroissante par rapport à l'output, non croissante par rapport aux facteurs quasi fixes, positive, linéairement homogène, concave, continue et deux fois différentiable par rapport aux prix des inputs variables.

$\bar{\theta}$  étant constant, la linéarisation de cette condition d'équilibre des marchés autour du point d'équilibre conduit à :

$$dP_{x_i} = \sum_{j \neq i} \alpha_{ij} \cdot dP_{x_j} \quad (5)$$

pour chaque produit  $i$ .

$$\text{avec } \alpha_{ij} = (\epsilon_{ij}^D \cdot D_{x_i}) / \left[ (P_{x_j} / P_{x_i}) (\epsilon_i^S \cdot S_{x_i} - \epsilon_i^D \cdot D_{x_i}) \right]$$

où  $\epsilon_{ij}^D$  est l'élasticité de demande et d'offre du produit  $i$  par rapport au prix du produit  $j$  et où  $\epsilon_i^S$  est l'élasticité-prix directe de l'offre du produit  $i$ .

L'équation (5) peut être réécrite de façon à faire apparaître les taux de croissance des prix ( $\dot{P}_{x_i} = dP_{x_i} / P_{x_i}$ ) :

$$\dot{P}_{x_i} = \sum_{j \neq i} \beta_{ij} \cdot \dot{P}_{x_j} \quad (5')$$

pour chaque produit

$$\text{avec } \beta_{ij} = \left[ (\epsilon_{ij}^D \cdot D_{x_i}) / (\epsilon_i^S \cdot S_{x_i} - \epsilon_{ii}^D \cdot D_{x_i}) \right].$$

Sous l'hypothèse que les élasticités d'offre de chaque produit sont proches de zéro dans le court terme ( $\epsilon_i^S = 0$ ), les coefficients des équations (5) et (5') se ramènent à

$$\alpha'_{ij} = \left[ - (P_{x_i} \cdot \epsilon_{ij}^D) / (P_{x_j} \cdot \epsilon_{ii}^D) \right]$$

$$\text{et } \beta'_{ij} = \left[ - (\epsilon_{ij}^D / \epsilon_{ii}^D) \right]$$

Ces deux coefficients peuvent être alternativement positifs ou négatifs selon que les produits  $i$  et  $j$  sont substitués ( $\epsilon_{ij}^D > 0$ ) ou complémentaires ( $\epsilon_{ij}^D < 0$ ) dans les rations animales.

Par conséquent, si l'on suppose que sur le marché de Rotterdam les prix des matières brutes de l'alimentation animale sont principalement déterminés à court terme par la demande du secteur européen de l'aliment composé, il est possible de clarifier les relations (substitution-complémentarité) entre ces produits en estimant un système tel que (5) ou (5').

Dans ce travail, nous estimons un système de ce type sous la forme d'un modèle vectoriel autorégressif (VAR). Cela revient alors à faire l'hypothèse que les relations du système (5) ne sont pas réalisées à chaque instant et que la transmission des variations du prix du bien  $i$  au prix du bien  $j$  prend un certain temps. On est alors conduit à spécifier à nouveau de façon dynamique les équations (5) selon

$$dP_{x_i} = \sum_{j \neq i} \alpha_{ij}(L) \cdot dP_{x_j} + u_t$$

pour chaque  $i$ .

Les  $\alpha_{ij}(L)$  sont des polynômes retard.

Cependant, les coefficients de la forme autorégressive d'un modèle VAR ne sont pas directement interprétables. Les relations de complémentarité de substitution entre les produits seront donc analysées à partir des multiplicateurs dérivés du modèle VAR.



## METHODE STATISTIQUE ET DONNEES UTILISEES

Même si, ces dernières années, plusieurs problèmes agricoles particuliers (relations entre les prix à la production, sur les marchés de gros et au détail pour un bien particulier, relations entre les prix d'un même produit, sur différents marchés internationaux...) ont été traités à partir des analyses bivariées des relations causales, cette méthode possède l'inconvénient de n'examiner la causalité qu'à l'intérieur d'un espace d'information réduit. Or les schémas de causalité qui apparaissent lorsque l'on considère l'ensemble de l'espace d'information disponible diffèrent parfois des schémas obtenus à partir d'analyses bivariées <sup>(3)</sup>.

Généralement l'analyse des causalités en information complète se fait à partir de modèles vectoriels auto-régressifs (VAR) incluant l'ensemble des séries temporelles disponibles

$$D(L) \cdot Z_t = U_t \quad (6)$$

où  $Z_t$  est un processus stochastique stationnaire comprenant  $m$  composantes,  $U_t$  un processus d'innovations à  $m$  composantes et  $D(L)$  une matrice dont les éléments sont des polynômes retard d'ordre  $p$ . Une mesure du degré d'endogénéité ou d'exogénéité de chaque variable est alors fournie par les résultats des tests en  $F$  relatifs à la nullité des coefficients des valeurs retardées d'une variable particulière dans chacune des équations du système et par la décomposition de la variance des prévisions à  $r$  périodes.

Si plusieurs techniques ont été suggérées afin de déterminer le degré d'autorégressivité du modèle VAR, 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 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 test de FPE (*final predictor error*) d'Akaike. Elle aboutit à une réduction du nombre de coefficients estimés en autorisant que chaque variable intervienne avec un nombre de retards spécifique et en permettant à chaque variable d'être expliquée par un sous-ensemble de l'espace des variables.

Cette méthode comprend cinq étapes :

1. Tout d'abord un modèle bivarié autorégressif optimal est élaboré pour

<sup>(3)</sup> Voir par exemple le cas présenté par Granger (1980, p. 39).

chaque couple de processus stationnaires à partir du critère d'Akaike.

2. A partir de ces modèles bivariés, on détermine ensuite pour chaque variable  $X$  un ensemble de variables causales au sens de Granger ( $Y^1 \dots Y^n$ ). A partir des FPE obtenus pour chacune de ces variables dans les modèles bivariés ( $X, Y^i$ )  $i = 1 \dots n$ , ces variables causales sont classées dans l'ordre croissant de leur FPE.

3. On construit alors pour chaque processus "causé"  $X$  le modèle autorégressif univarié optimal à partir du FPE et les variables causales de  $X$  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  $X$  en fonction de ces variables causales.

4. Les équations ainsi obtenues pour chaque variable sont estimées sous forme de modèle par la méthode du maximum de vraisemblance (FIML).

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 l'endogénéité et l'exogénéité de chaque variable puis à calculer les divers multiplicateurs dynamiques.

Lorsque des liens de causalité sont mis en évidence, il est possible de préciser les propriétés dynamiques du système (6) à partir du calcul des multiplicateurs dynamiques (Chow, 1975). Ces multiplicateurs résument en fait l'ensemble des interactions qui existent entre les variables  $X$  et  $Y$ . Néanmoins, puisque dans le cadre d'une modélisation VAR telle que (6) toutes les variables prédéterminées sont en fait des endogènes retardées, des multiplicateurs dynamiques sont calculés à partir d'un choc stochastique unitaire sur le terme d'erreur.

Ces multiplicateurs sont calculés à partir de la représentation moyenne mobile multivariée (VMA) du modèle VAR :

$$Z_t = D^{-1}(L) \cdot U_t$$

Dans cet article, seuls les multiplicateurs de long terme seront commentés. Ces derniers représentent l'effet total d'une modification d'une variable  $Y$  sur la valeur prévue d'une variable  $X$  une fois la nouvelle position d'équilibre atteinte.

Plus précisément si  $IM_{X,Y^i}^{(m)}$  est le multiplicateur instantané qui mesure l'impact sur l'évolution prévue de la variable  $X$  à la période  $(t + m)$  d'une modification de la variable  $Y^i$  en  $t$  :

$$IM_{X,Y^i}^{(m)} = \frac{\partial E [\Delta X (t + m)]}{\partial Y_t^i} \quad (7)$$

alors le multiplicateur de long terme correspondant ( $LM_{X,Y^i}$ ) représente la variation totale de l'évolution prévue de  $Y$  lorsque  $m$  tend vers l'infini :

$$LM_{X,Y^i} = \lim_{m \rightarrow \infty} \frac{\partial E [X (t + m)]}{\partial} = \sum_{h=1}^{\infty} \frac{\partial E [\Delta X (t + h)]}{\partial} = \sum_{h=1}^{\infty} IM_{X,Y^i}^{(h)} \quad (8)$$

Les séries utilisées dans cette analyse sont des séries de prix. Les multiplicateurs de long terme sont donc supposés être représentatifs du degré de substitution-complémentarité entre les produits. En effet, soit  $LM_{xyi}$  le multiplicateur de long terme correspondant à la relation allant de la variable  $Y^i$  (prix du produit  $Y^i$ ) vers la variable  $X$  (prix du produit  $X$ ). Si les produits  $X$  et  $Y^i$  sont substitués, une augmentation initiale et unitaire du prix de  $Y^i$  va inciter les producteurs d'aliments composés à substituer le bien  $X$  au bien  $Y^i$  dans leurs rations. Cela va conduire à un excès de demande sur le marché du bien  $X$  et par là à une hausse du prix de ce produit. Dans ce cas, le multiplicateur de long terme de la relation  $Y^i \rightarrow X$  sera positif ( $LM_{xyi} > 0$ ). Si au contraire ces produits sont complémentaires, la hausse initiale du prix du produit  $Y^i$  va aboutir à une réduction simultanée de la demande de ce produit et de la demande en bien  $X$  (effet de complémentarité). Dans ce cas, le prix du bien  $X$  va décroître, ce qui correspond à un multiplicateur négatif ( $LM_{xyi} < 0$ ).

Les multiplicateurs de long terme peuvent donc — du point de vue de leur interprétation — être comparés aux coefficients  $\alpha_{ij}$  et  $\beta_{ij}$  (ou  $\alpha'_{ij}$  et  $\beta'_{ij}$ ) des relations (5) et (5') qui indiquent les effets d'interaction entre les prix selon les valeurs des élasticités d'offre et de demande du modèle. Plus précisément, si l'on se place dans une perspective de court terme où l'offre des produits est constante, les coefficients  $\alpha'_{ij}$  et  $\beta'_{ij}$  montrent clairement que les multiplicateurs sont positifs lorsque les produits sont substitués ( $\epsilon_{ij}^D > 0$ ) et négatifs lorsque les produits sont complémentaires ( $\epsilon_{ij}^D < 0$ ).

La vitesse d'ajustement de la variable  $X$  à la variable  $Y^i$  sera ensuite approchée par le nombre de périodes nécessaire pour que la somme des multiplicateurs instantanés se stabilise à l'intérieur d'un intervalle correspondant à plus ou moins 5 % du multiplicateur de long terme <sup>(4)</sup>.

Les prix utilisés pour cette analyse sont ceux en CAF Rotterdam du tourteau de soja US 44 %, du manioc hors *pellets*, du *corn gluten feed*, du tourteau de tournesol d'Argentine 37/38 % (faute de cotations sur les tourteaux pailleux principalement produits dans la CEE) et celui en FOB *ex mill* Hambourg du tourteau de colza. Tous les prix sont des prix au comptant exprimés en dollars par millions de tonnes (US \$/MT).

Les séries sont hebdomadaires et portent sur la période 1<sup>er</sup> janvier 1981-16 juillet 1987. Chaque série est prise en logarithmes puis différenciée à l'ordre 1 afin d'être rendue stationnaire <sup>(5)</sup>.

## RELATIONS DYNAMIQUES ENTRE LES PRIX DES DIFFÉRENTS PRODUITS

Les tests de causalité sont effectués à la fois dans un cadre bivarié et dans un cadre multivarié. Cependant, seuls les résultats obtenus dans un cadre

<sup>(4)</sup> Cette mesure des vitesses d'ajustement est également utilisée par Grant et al. (1983) et Boyd et Brorsen (1986). Elle permet de préciser le degré d'inefficacité du marché considéré en termes de temps nécessaire pour que l'information circule d'un marché à l'autre. En fait, l'analyse des délais d'ajustement à partir des multiplicateurs de long terme révèle souvent un degré d'inefficacité supérieur à celui attendu.

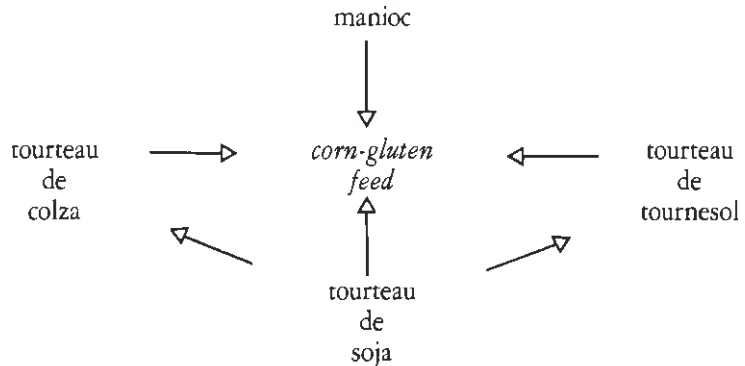
<sup>(5)</sup> Un tel choix est basé sur les résultats des tests de Dickey-Fuller (DF) et de Dickey-Fuller augmentés (ADF). Les résultats de ces tests sont reportés en annexe, tableau 2.

multivarié seront commentés du fait de leur aptitude à représenter l'ensemble de l'information disponible.

Une représentation détaillée des résultats des tests de causalité est fournie en annexe : le tableau 3 regroupe les statistiques de l'analyse bivariée, les statistiques de l'analyse multivariée sont présentées dans le tableau 4.

Les causalités retenues entre ces variables à l'aide des modèles bivariés révèlent une quasi-interaction de toutes les séries de prix. Cependant, nombre de ces relations causales disparaissent en information complète où le schéma des causalités devient le suivant :

Figure 2.  
Relations causales entre  
les prix des matières  
premières de  
l'alimentation animale



Les effets multiplicateurs et les délais d'ajustement correspondant à ce schéma sont repris dans le tableau 1.

Tableau 1.  
Multiplicateurs de long  
terme et délais  
d'ajustement sur le  
marché des matières  
premières de  
l'alimentation animale

Relations			Multiplicateurs	Délais d'ajustement (semaines)
Ma	→	CGF	0,275	9
T. Co	→	CGF	0,0476	9
T. Tou	→	CGF	0,0775	5
T. So	→	CGF	0,293	6
T. So	→	T. Co	0,263	7
T. So	→	T. Tou	0,553	7

Ma : manioc ; T : tourteau ; CGF : *corn gluten feed* ; So : soja ; Tou : tournesol ; Co : colza

Sur la figure 2, les prix du manioc et du tourteau de soja apparaissent clairement exogènes alors que le prix du *corn gluten feed* subit quant à lui l'influence de toutes les autres séries de prix.

Plus précisément, la figure 2 fait apparaître une structure de marchés à trois niveaux : les deux extrêmes concernent, l'un, le manioc — produit purement énergétique, pratiquement sans protéines — et l'autre, le tourteau de soja — produit leader en tant qu'apport de protéines en alimentation animale (teneur environ 44 %). Les trois produits situés au niveau intermédiaire sont des matières premières à teneur moyenne en protéines : 23/24 %

pour le *corn gluten feed*, 34 % pour le tourteau de colza et 37/38 % pour le tourteau de tournesol. En terme d'énergie nette pour les porcs ou ruminants, le manioc et le tourteau de soja se situent à des niveaux assez élevés, très supérieurs à ceux des tourteaux de colza et de tournesol qui contiennent beaucoup de cellulose. Le *corn gluten feed*, employé surtout pour les ruminants, possède une valeur énergétique inférieure de seulement 3 % et 11 % à celles de l'orge ou du blé. Ce dernier produit est donc, par sa composition en protéines et énergie, typiquement une matière première mixte.

La structure causale représentée sur la figure 2 est totalement compatible avec les résultats que l'on pouvait attendre à partir de l'examen des compositions. Le prix à l'importation du tourteau de soja influence directement et fortement le prix du *corn gluten feed* et des deux autres tourteaux. Remarquons ici que nous ne retrouvons pas les mêmes résultats que Boyd et Brorsen pour qui, sur le marché de Rotterdam, il y avait une relation de *feedback* instantanée entre le tourteau de soja et le *corn gluten feed* avec un coefficient de corrélation de l'ordre de 0,45. Si nous trouvons également que ces deux produits se comportent comme deux substituts, la seule relation causale détectée (à la fois dans l'analyse bivariée et dans l'analyse multivariée) montre que c'est en fait le prix du tourteau de soja qui pilote le prix du *corn gluten feed* avec un effet multiplicateur proche de 0,3 (l'analyse bivariée révèle un multiplicateur de l'ordre de 0,39 et donc plus proche du coefficient de Boyd et Brorsen).

Le marché du tourteau de soja apparaît sur la figure 2 comme un marché leader. En particulier, le prix du tourteau de soja semble piloter les prix du tourteau de colza et du tourteau de tournesol. Un tel schéma est totalement compatible avec la vision européenne selon laquelle les subventions versées par la PAC aux tritrateurs pour utiliser des produits européens n'ont pas d'effet sur le prix à l'importation du tourteau de soja. Du fait du mode de calcul de ces subventions à la trituration, la réduction des prix à l'importation des tourteaux de soja sur le marché de Rotterdam ne peut donc pas être expliquée par une politique délibérée de baisse des prix de la part des tritrateurs européens. Les prix des tourteaux européens semblent en effet suivre de façon passive les prix mondiaux du tourteau de soja.

La figure 2 met en lumière un autre phénomène. Alors que les contenus en protéines et les secteurs d'utilisation du *corn gluten feed*, du tourteau de colza et du tourteau de tournesol sont relativement similaires, aucune relation causale allant du *corn gluten feed* vers les deux autres produits n'est vérifiée par les données. Cet aspect unilatéral des relations causales qui s'étendent du tourteau de tournesol et du tourteau de colza vers le *corn gluten feed* peut donc révéler une certaine forme de préférence pour les produits communautaires. Une réduction du prix du *corn gluten feed* conduit donc à une demande accrue pour ce produit mais n'aboutit à aucune réduction du prix des tourteaux de colza et de tournesol. Un tel phénomène peut s'expliquer par le fait que ces tourteaux sont des produits très compétitifs sur le marché des produits de l'alimentation animale.

L'interprétation des multiplicateurs est plus délicate. Si les différents tourteaux étaient utilisés dans les aliments composés uniquement pour leur apport en protéines, une augmentation de 1 \$ du prix du tourteau de soja qui

contient 44 % de protéines se traduirait par une hausse de  $1/0,44 = 2,27$  \$ de la valeur du point protéines, ce qui conduirait à une hausse "mécanique" des prix d'intérêt de  $2,27 \times 0,34 = 0,77$  \$ pour le tourteau de colza, de  $2,27 \times 0,38 = 0,86$  \$ pour le tourteau de tournesol et  $2,27 \times 0,24 = 0,54$  \$ pour le *corn gluten feed*. En fait les multiplicateurs trouvés sont tous beaucoup plus faibles. Cela semble confirmer que dans les conditions communautaires où le prix de l'énergie (dont la référence reste les céréales malgré leur poids décroissant) est beaucoup plus élevé par rapport à celui des protéines que dans le cas du marché mondial, l'énergie intervient pour une part importante dans la détermination de la valeur d'usage des diverses matières premières. Le tourteau de soja lui-même est valorisé en partie par sa composante en protéines et en partie par celle en énergie. Donc la répercussion d'une hausse de prix du tourteau de soja qui globalement modifie la valeur marginale de l'énergie et de la protéine (dans des proportions qui ne pourraient être déterminées qu'à l'aide de modèles de programmation linéaire) est fonction pour chaque produit non seulement de sa teneur en protéines, mais également de sa teneur en énergie. Cela explique le niveau plus faible que prévu des différents coefficients et le fait que le *corn gluten feed* plus pauvre en protéines que le colza, mais plus riche en énergie que lui, puisse être davantage influencé par le prix du tourteau de soja.

La faiblesse des multiplicateurs, comparée aux contenus des produits, peut également être due à des effets d'offre ou de mise sur les marchés. Une analyse des mouvements de prix basée sur les contenus des matières premières de l'alimentation animale suppose nécessairement que l'offre de ces produits est constante. Dans ce cas, les variations de prix sont uniquement pilotées par les mouvements de la demande. Cependant, on peut supposer que nos multiplicateurs totaux — qui couvrent en fait plusieurs semaines — incluent à la fois des effets de demande et des effets d'offre ou de destockage.

Comme le montre la formule (5) — ou (5') —, l'hypothèse d'une élasticité-prix de l'offre positive ( $\epsilon_{ij}^S > 0$ ) aboutit à une réduction de la taille des coefficients  $\alpha_{ij}$  (ou  $\beta_{ij}$ ). Si l'on suppose donc que les multiplicateurs de long terme sont révélateurs non seulement des mouvements de la demande mais également (même si c'est dans une moindre mesure) d'un certain comportement de mise sur les marchés ou de déstockage de la part des producteurs, il est normal que les multiplicateurs calculés soient plus faibles que les rapports des teneurs en protéines des produits.

La liaison directe entre le prix du manioc importé et celui du *corn gluten feed* paraît surprenante à première vue, dans la mesure où ces deux matières premières sont destinées principalement, la première, à l'alimentation des porcs et la seconde, à celle des bovins. En fait, ces deux produits étant essentiellement énergétiques, ils sont fortement liés au coût marginal de l'énergie qui est dans la CEE largement déterminé par le prix des céréales.

Les signes positifs ainsi que la proximité des multiplicateurs associés aux relations entre le manioc et le *corn gluten feed* d'une part, le tourteau de soja et le *corn gluten feed* d'autre part, semblent montrer que le *corn gluten feed* a en fait une situation mixte : il est à la fois un substitut du tourteau de soja

et un substitut des produits énergétiques. Il apparaît donc que la thèse européenne qui classe ce produit comme un produit de substitution des céréales et la thèse américaine, qui le classe comme une matière riche en protéines assimilée aux tourteaux, ne constituent que des approches partielles. La réalité semble se situer quelque part entre ces deux positions.

Cependant, nous devons noter ici que notre modélisation VAR n'incorpore pas le prix des céréales alors celles-ci représentent à peu près 30 % de la ration animale-type en Europe. Or le prix de l'énergie et le prix des protéines constituent les principaux facteurs explicatifs des relations dynamiques entre les prix des matières brutes de l'alimentation animale. Il est donc tout à fait possible que la relation trouvée entre le manioc et le *corn gluten feed* soit totalement artificielle et induite par l'absence dans notre modèle du prix des céréales.

La prise en compte du prix des céréales pourrait en effet faire disparaître la relation manioc-*corn gluten feed* pour la remplacer par une relation céréales-manioc et une relation céréales-*corn gluten feed*. Dans ce cas, les multiplicateurs associés à de telles relations devraient être relativement élevés du fait de l'importance de la teneur énergétique de ces trois produits.

Enfin, il est tout à fait envisageable que les variations à court terme des cours mondiaux des produits de l'alimentation animale soient influencées par des facteurs monétaires. Nous avons donc effectué une série de tests de causalité entre les prix de ces produits et le taux de change du dollar en ECU. La relation que nous nous attendions à obtenir entre la valeur du dollar en ECU et le cours du tourteau de soja n'est jamais apparue significative. La seule liaison causale mise en évidence va du taux dollar-ECU vers le prix du *corn gluten feed* avec un délai d'ajustement de l'ordre de 9 semaines et un multiplicateur de long terme proche de 0,08. Cette relation n'est en fait que peu surprenante : le *corn gluten feed* est essentiellement produit par les États-Unis et 95 % de cette production est exportée vers l'Europe. Toute modification de la demande européenne de *corn gluten feed* induite par une variation du cours du dollar en ECU aura forcément un effet non négligeable sur le prix du *corn gluten feed*. Ici en fait, toute réduction de 1 % du taux de change \$/ECU provoquera à terme une hausse du cours du *corn gluten feed* sur le marché de Rotterdam de 0,081 % (avec un effet instantané de l'ordre de 0,071 %).

Ce résultat est compatible avec celui obtenu par Boyd et Brorsen (1986, p. 209). Ces auteurs montrent en effet que le prix du *corn gluten feed* sur le marché de Chicago étant directement lié au prix de ce produit sur le marché de Rotterdam, ce sont les conditions de la demande qui expliquent en grande partie le prix mondial du *corn gluten feed*.

## CONCLUSION

Les relations dynamiques mises en lumière entre les prix hebdomadaires des divers constituants du complexe oléo-protéagineux à Rotterdam fournissent un certain nombre d'informations sur les comportements des différents produits et des différents marchés. Si l'on admet que les variations de prix

sont principalement influencées à court terme par la demande qui émane des industriels (fabricants d'aliments composés, margariniers, huiliers, etc.), on en déduit que les multiplicateurs, que nous avons calculés pour les différentes huiles et les différentes matières premières destinées à l'alimentation animale, indiquent les niveaux de substituabilité ou de complémentarité entre produits. Ces résultats fournissent une approche différente mais complémentaire de celle basée sur la composition nutritionnelle des différents produits. Les critères — teneur en énergie, en protéines, en acides aminés, en acides gras — continuent à jouer un rôle fondamental dans la détermination des associations entre matières premières qui sont réalisées par les industriels. Cependant, dans le contexte communautaire où le prix de l'énergie intervient beaucoup plus que celui des protéines dans le coût des rations animales, et où le nombre de matières premières en jeu est très élevé, les règles de substitution ou de complémentarité sont très difficiles à prévoir.

Les relations obtenues pour l'ensemble des produits sont tout à fait conformes à ce que laissait attendre l'examen des compositions nutritionnelles et des secteurs d'utilisation. Dans le cas du *corn gluten feed*, les résultats nous paraissent plus originaux puisque le modèle de causalité dynamique fait nettement ressortir le caractère mixte de ce produit. Il est à la fois un substitut du tourteau de soja (multiplicateur : 0,29 et délai d'ajustement : 6 semaines) et un substitut du manioc (multiplicateur : 0,28 et délai d'ajustement : 9 semaines). La thèse américaine défend l'idée qu'un contingentement des importations de *corn gluten feed* dans la CEE n'entraînera pas, en Europe, un accroissement de l'utilisation des céréales en alimentation animale. Selon cette thèse, il y a en effet, substitution directe entre le tourteau de soja et le *corn gluten feed*. Les résultats obtenus semblent en fait montrer que le *corn gluten feed* devrait également être classé comme un substitut de produit énergétique. C'est la thèse que défend la CEE en classant ce produit parmi les PSC (produits de substitution des céréales). L'analyse du lien entre les prix à l'importation du *corn gluten feed* et les prix communautaires des principales céréales n'a pu être réalisée dans le cadre de ce travail mais confirmerait probablement ces résultats de façon directe.

Le développement des importations de *corn gluten feed*, de manioc et de tourteau de soja dans la CEE au cours des quinze dernières années, alors que, dans le même temps, les disponibilités en céréales croissaient de façon très forte, souligne une des contradictions actuelles de la PAC et l'importance du problème lié aux "disharmonies" c'est-à-dire au mauvais équilibre des protections extérieures de la CEE. Les cotations à Rotterdam des grands produits d'importation, ou d'exportation, sont la résultante d'influences provenant de la CEE et du marché mondial. L'analyse du comportement dynamique de ces prix qui permet de mieux comprendre le fonctionnement de ces marchés est donc un élément important à prendre en compte — à côté de considérations politiques ou budgétaires — pour porter un jugement sur l'opportunité de telle ou telle décision liée à la politique agricole commune.



## ANNEXES

## 1. TESTS DE DICKEY-FULLER DE RACINE UNITAIRE

L'ordre d'intégration ( $d$ ) de chaque série  $X_t$  est déterminé à partir des tests de Dickey-Fuller (DF) et de Dickey-Fuller augmentés (ADF). La stratégie de test consiste à estimer :

$$\Delta^d X_t = \alpha \cdot \Delta^{d-1} X_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \cdot \Delta^d x_{t-1} + ut \quad (a)$$

pour  $p = 1$  (DF) et pour  $p$  suffisamment large afin que  $ut$  soit non autocorré (ADF).  $\Delta^d$  est la différence d'ordre  $d$  de  $X_t$ . Les deux tests sont basés sur la valeur du  $T$  ratio associé au coefficient  $\alpha$ . Les valeurs critiques des tests sont données dans Fuller (1976, Table 8.5.2).

La série  $X_t$  est intégrée d'ordre  $d$  ( $X_t \sim I(d)$ ) si la valeur du  $T$  ratio estimée est inférieure à la valeur critique tabulée.

Tableau 2.  
Tests de Dickey-Fuller  
(DF) et de Dickey-Fuller  
augmentés (ADF)

Variable X	Série $\Delta X_t = (1-L) X_t$		Série $\Delta^2 X_t = (1-L)^2 X_t$	
	DF	ADF (p)	DF	ADF (p)
Tourteau soja	-0,68	-0,64 (7)	-12,18	-7,02 (5)
Tourteau colza	-1,12	-1,12 (2)	-13,72	-11,32 (2)
Tourteau tournesol	-1,33	-1,06 (8)	-21,25	-8,61 (7)
<i>Corn gluten feed</i>	-0,73	-0,74 (6)	-19,30	-6,54 (8)
Manioc	-0,90	-0,08 (8)	-23,26	-9,28 (7)
Dollar	0,16	0,11 (8)	-12,77	-5,44 (8)

Les tests sont effectués pour  $d = 1$  et  $d = 2$  et  $p$  est choisi entre 1 et 8. Les séries sont prises en logarithme et les résultats obtenus sont présentés dans le tableau 2. Les valeurs critiques de ces tests sont approximativement 3,37 à 5 % et 4,07 à 1 % pour DF et 3,17 à 5 % et 3,77 à 1 % pour ADF (Engle et Granger, 1987).

Les tests DF et ADF montrent clairement que toutes les séries sont intégrées d'ordre un. Afin d'être rendues stationnaires, ces séries (prises en logarithme) doivent donc subir une différenciation d'ordre un.

## 2. CAUSALITES OBTENUES A PARTIR DES MODELES BIVARIÉS

Tableau 3. Causalités obtenues à partir des modèles bivariés sur les prix des matières premières de l'alimentation animale

Modèle (X, Y)	Retards optimaux	FPE <sub>x</sub> (Y) (1)	Nullité des coefficients de Y : F calculé (2)	Multiplicateurs de long terme LM <sub>XY</sub> (3)	Délai d'ajustement (4)
(Ma, T. Soj)	(1, 1)	23,124	0,983	—	—
(Ma, T. Col)	(1, 1)	23,004	2,508	—	—
(Ma, CGF)	(1,17)	21,224	3,549*	— 0,004*	8
(Ma, T. Tou)	(1, 3)	22,194	5,766*	0,125*	2
(T. Soj, T. Col)	(5,10)	32,003	2,249**	0,047**	17
(T. Soj, Ma)	(5, 6)	31,891	2,612**	— 0,069**	13
(T. Soj, CGF)	(5, 1)	32,409	1,120	—	—
(T. Soj, T. Tou)	(5, 1)	32,159	3,364***	0,178***	5
(T. Col, T. Soj)	(1, 1)	93,164	11,610*	0,286	5
(T. Col, Ma)	(1, 2)	93,594	2,034	—	—
(T. Col, CGF)	(1, 1)	96,271	1,811	—	—
(T. Col, T. Tou)	(1, 1)	94,611	6,968*	0,302*	3
(CGF, T. Soj)	(4, 4)	101,63	5,034*	0,398*	8
(CGF, Ma)	(4, 7)	88,322	10,390*	0,466*	9
(CGF, T. Col)	(4, 3)	103,78	3,936*	0,126*	5
(CGF, T. Tou)	(4, 2)	101,52	8,23*	0,325*	6
(T. Tou, T. Soj)	(1, 4)	20,189	6,543*	0,527*	5
(T. Tou, T. Col)	(1, 1)	21,516	0,794	—	—
(T. Tou, CGF)	(1, 6)	21,404	2,042**	— 0,002**	6
(T. Tou, Ma)	(1, 2)	21,430	1,973	—	—

(1) FPE<sub>x</sub> (Y) est la valeur du FPE correspondant au retard optimal de la variable Y dans l'équation de la variable X.

(2) Cette colonne donne la valeur du F de Fisher sous l'hypothèse nulle que la somme des coefficients de la variable Y dans l'équation de X est nulle.

(3) LM<sub>XY</sub> est l'effet multiplicateur de long terme de Y sur X. Sa valeur n'est précisée que lorsque Y cause X.

(4) Nombre de semaines nécessaires à ce que 95 % de l'ajustement de X à Y soit réalisé.

T : tourteau ; Ma : manioc ; Soj : soja ; Col : colza ; CGF : corn gluten feed ; Tou : tournesol.

\* : significatif à 1 %

\*\* : significatif à 5 %

\*\*\* : significatif à 10 %

## 3. CAUSALITÉS OBTENUES A PARTIR DU MODELE MULTIVARIÉ

Tableau 4. Modèles retenus à l'issue de la procédure d'analyse des causalités en information complète pour le marché des matières premières de l'alimentation animale

$$\begin{bmatrix} \text{Ma}_t \\ \text{T. Soj}_t \\ \text{T. Col}_t \\ \text{T. Tou}_t \\ \text{CGF}_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_0 \\ b_0 \\ c_0 \\ d_0 \\ e_0 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_1^1(L) & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & b_2^5(L) & 0 & 0 & 0 \\ 0 & b_3^1(L) & c_3^1(L) & 0 & 0 \\ 0 & b_4^4(L) & 0 & d_4^1(L) & 0 \\ a_7^1(L) & b_5^4(L) & c_5^2(L) & d_5^2(L) & e_5^4(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \text{Ma}_t \\ \text{T. Soj}_t \\ \text{T. Col}_t \\ \text{T. Tou}_t \\ \text{CGF}_t \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_t^{\text{Ma}} \\ u_t^{\text{Soj}} \\ u_t^{\text{Col}} \\ u_t^{\text{Tou}} \\ u_t^{\text{CGF}} \end{bmatrix}$$

## BIBLIOGRAPHIE

- AKAIKE (H.), 1970 — "Autoregressive model fitting for control", *Annals of the Institute of Statistical Mathematics*, (22), pp. 163-180.
- BOYD (S.M.), BRORSEN (B.W.), 1986 — "Dynamic price relationships for US and EC corn gluten feed and related markets", *European Review of Agricultural Economics*, (13), pp. 199-215.
- CAINES (P.E.), KENG (C.W.), SETHI (S.P.), 1981 — "Causality analysis and multivariate autoregressive modeling with an application to super-market sales analysis", *Journal of Economic Dynamics and Control*, (3), août, pp. 267-298.
- COMMISSION DES COMMUNAUTÉS EUROPÉENNES, 1988 — *La situation de l'agriculture dans la Communauté*, Rapport annuel 1987, 486 p.
- CHOW (G.), 1983 — *Econometrics*, McGraw - Hill Inc., 432 p.
- ENGLE (R.F.), GRANGER (C.W.J.), 1987 — "Co-integration and error-correction : representation, estimation and testing", *Econometrica*, vol. 55, n° 2, pp. 251-276.
- FULLER (W.A.), 1976 — *Introduction to statistical time series*. New-York, Wiley, 373 p.
- GRANGER (C.W.J.), 1980 — "Testing for causality". A personal viewpoint, *Journal of Economic Dynamics and Control*, (2), pp. 329-352.
- GRANT (W.R.), NGERGE (A.W.), BRORSEN (B.W.), CHAVAS (J.P.), 1983 — "Grain price interrelationships", *Agricultural Economics Research*, 35(1), pp. 1-9.
- GUYOMARD (H.), 1988 — "Quasi-fixed factors and production theory : the case of self-employed labour in French agriculture", *Irish Journal of Agricultural Economics and Rural Sociology*, vol. 13, pp. 21-33.
- ISTA, 1988 — *Oil world annual*, Mielke GmbH, Hambourg, 250 p.
- MAHÉ (L.P.), 1984 — "A lower but more balanced protection for European agriculture", *European Review of Agricultural Economics*, vol. 11 (2), pp. 217-234.
- USDA, 1988 — World oilseeds situation and market highlights. *Foreign Agricultural Service*, éditions diverses.