

Interactions des prix mondiaux des produits de l'alimentation animale sur le marché de Rotterdam

Christophe TAVÉRA, Yves DRONNE *

RÉSUMÉ. – L'objet de ce travail est d'apporter un éclairage empirique sur deux controverses entre la CEE et les USA concernant : (i) les effets sur les exportations américaines de soja du soutien accordé par la politique Agricole Commune aux producteurs européens de produits riches en protéines, (ii) le degré de substituabilité entre le corn-gluten-feed (produit exclusivement par les USA) et les produits énergétiques ou protéiques dans la demande de matières premières du secteur européen de l'aliment composé. Nous utilisons pour cela une modélisation de type VAR des prix des principaux produits de l'alimentation animale.

Dynamic Relationships among World Prices for Animal Feed Products

ABSTRACT. – In this paper the Caines-Keng-Sethi procedure is used to investigate the dynamic relationships between Rotterdam prices for the main products of animal feed.

Results show that (i) Dynamic price relationships highlight substitution and complementarity relationships among the various products and results seem consistent with nutritional compositions. (ii) Corn-gluten-feed behaves as a substitute for both protein and energy rich products. (iii) The only significative influence of variations in the \$-Ecu exchange rate is on the price of corn-gluten-feed.

* C. TAVÉRA et Y. DRONNE : INRA, Économie Rurale, 65, rue de Saint-Brieuc, 35042 Rennes Cedex.

1 Introduction

L'industrie des aliments composés pour animaux (près de 100 millions de tonnes en 1988) occupe depuis une vingtaine d'années une place prépondérante dans l'alimentation du cheptel communautaire. Compte tenu de l'importance du coût des matières premières dans son chiffre d'affaires (environ 80 %), cette industrie a dû développer des méthodes efficaces de formulation des rations et d'approvisionnement.

La formulation est la technique qui permet en partant du prix et de la composition en nutriments (énergie, protéines, acides aminés, minéraux...) des différentes matières premières ainsi que des besoins alimentaires des différentes catégories d'animaux, de déterminer le pourcentage d'incorporation de chaque ingrédient qui minimise le coût du kilo de chaque type d'aliment composé. Cette approche basée sur la programmation linéaire, actuellement généralisée dans toute la CEE, a pour conséquence d'établir des relations entre les prix des différentes matières premières. Chaque firme d'aliments composés étant « price-taker », sa formulation la conduit à diminuer sa demande de tout ingrédient dont le prix à un instant donné est supérieur à son prix d'intérêt et, en sens inverse, à augmenter sa demande de produits substituables à celui-ci et de diminuer sa demande de produits complémentaires. Un tel processus tend donc à rapprocher le prix de chaque matière première de son prix d'intérêt.

Pour élargir leur gamme de matières premières et rendre plus efficace leur formulation, les firmes d'aliments composés se sont largement tournées vers le marché mondial. Cette industrie se trouve donc au confluent d'influences d'une part du marché mondial, d'autre part des diverses organisations communes de marché (OCM) mises en place dans la CEE, particulièrement celles concernant les céréales, les oléagineux et les produits de substitution des céréales (PSC).

Compte tenu des prix élevés garantis aux producteurs dans la Communauté et de l'importance de sa production de viande, la CEE constitue un débouché de premier plan pour les tourteaux et les PSC produits partout dans le monde. Les États-Unis occupaient traditionnellement une place dominante sur le marché international du soja et ont considérablement, au cours des dix dernières années, développé leurs exportations de corn gluten-feed vers la CEE.

Face à la réduction des importations européennes de soja américain, les États-Unis ont, à de multiples occasions, critiqué les politiques agricoles mises en place dans la CEE. Un des conflits les plus importants a débuté en décembre 1987 quand l'ASA (American Soybean Association) a déposé une plainte au GATT contre la réglementation sur le secteur oléagineux, mise en place en 1966, en accusant celle-ci d'être responsable de la baisse de l'utilisation et des importations de graines et de tourteaux des États-Unis. La CEE a pour sa part expliqué que le recul des exportations nord-américaines était dû (i) à la concurrence des producteurs sud-américain de

tourteaux de soja (ii), au développement des utilisations d'autres tourteaux importés du reste du monde (coprah, palmiste, lin, etc.) et (iii) à la stagnation de la trituration européenne dont les marges s'étaient fortement dégradées. La Commission a également montré que la CEE restait le plus grand importateur du monde de tourteaux et de PSC et que sa propre production de graines oléagineuses (principalement colza et tournesol) se trouvait dorénavant totalement contrôlée par le mécanisme des quantités maximales garanties (QMG).

Pour la Commission le rôle de l'OCM oléagineux est pratiquement neutre puisque le total des importations de tourteaux a continué à croître au cours des années de développement de la production intérieure de graines. Dans cet argumentaire, la politique communautaire a seulement un rôle marginal sur le marché intérieur qui reflète très rapidement les cours internationaux et aucun effet sur le marché mondial puisqu'il n'y a pas de restitutions à l'exportation.

Le but de ce papier est d'apporter un éclairage à cette controverse en analysant les relations dynamiques entre les prix des principaux ingrédients de l'alimentation animale sur le marché de Rotterdam. Plus précisément, il s'agit d'analyser le sens et l'intensité des relations entre d'une part, les prix des produits importés non directement inclus dans les réglementations communautaires (tourteau de soja, corn-gluten-feed et manioc) et d'autre part, ceux des ingrédients issus de la trituration communautaire et subissant donc directement l'influence de la PAC. Les résultats de cette analyse sur les prix doivent permettre de déterminer les mécanismes d'ajustement des prix et donc de trancher entre la thèse communautaire et la thèse américaine. En tant que sous-produit cette analyse fournira également des informations sur une autre controverse qui oppose la CEE et les États-Unis à propos de la nature du corn-gluten-feed. Ce produit est-il un ingrédient complémentaire de céréales en raison de sa teneur moyenne en protéines comme l'affirment les États-Unis, ou un substitut de céréale, en raison de sa valeur énergétique élevée comme l'affirme la CEE, ce qui justifierait une demande d'autolimitation des exportations de ce produit pour protéger la marché céréalier intérieur de la CEE?

C'est à partir de l'analyse des relations dynamiques entre les prix de ces différentes matières premières que l'on va examiner ces deux questions. Pour cela, nous utilisons la méthode de Caines-Keng and Sethi de détection des liaisons causales. Une telle procédure possède l'avantage de prendre en considération la totalité de l'information contenue dans l'ensemble des données disponibles au lieu de se limiter à l'information contenue dans chaque paire de variables. Les prix retenus sont les cours en CAF à Rotterdam. Ces prix constituent en effet la référence pour la plupart des transactions entre les fabricants d'aliments composés des différents pays de la CEE, les importateurs et les triturateurs.

2 Analyse théorique des relations entre les prix des produits

Dans cette partie nous établissons les liaisons théoriques entre les prix de matières premières de l'alimentation animale à partir du programme de production du secteur européen de l'aliment composé. Nous supposons pour cela que dans le court-terme, le secteur européen de l'aliment composé cherche à minimiser la partie variable de ses coûts de production étant donné le vecteur des volumes d'aliments composés produits \bar{Q} , le vecteur des prix $P=(P_1, \dots, P_n)$ associé au vecteur des inputs variables $X=(X_1, \dots, X_n)$ et le vecteur des inputs quasi-fixes \bar{Z} . Il existe alors une fonction de coût restreinte duale de la fonction de transformation sous-jacente F :

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

$$(1') \quad = RC(P; \bar{Q}, \bar{Z}).$$

En supposant que RC vérifie les conditions usuelles de régularité,¹ l'application du lemme de Shephard permet d'établir la fonction de demande compensée conditionnelle de chaque input i :

$$(2) \quad D_i = \delta RC(\cdot) / \delta P_i = D_i(P; \bar{Q}, \bar{Z}) \quad \text{pour } i=1, \dots, n.$$

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 ($\bar{S}_i = D_i$), il vient alors :

$$(3) \quad ED_i(P; \bar{\theta}_i) = 0 \quad \text{pour } i=1, \dots, n$$

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

Le système (3) permet alors 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 $\bar{\theta}_i^*$, $i=1, \dots, n$:

$$(4) \quad ED_i(P^*, \bar{\theta}_i^*) = 0 \quad \text{pour } i=1, \dots, n$$

A partir de cette position d'équilibre, toute modification exogène du déplaceur d'excès de demande d'un bien k : $d\bar{\theta}_k \simeq \bar{\theta}_k - \bar{\theta}_k^*$ 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

1. 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.

$d\bar{\theta}_k$ dépendent des relations de substituabilité-complémentarité entre les différents ingrédients.

En effet, la linéarisation de (4) au voisinage de l'équilibre conduit à :

$$(5a) \quad \sum_{j=1}^n e_{ij} \cdot (dP_j/d\bar{\theta}_k) = 0 \quad \text{pour } i=1, \dots, n \text{ et } i \neq k$$

$$(5b) \quad \sum_{j=1}^n e_{kj} \cdot (dP_j/d\bar{\theta}_k) + \frac{\delta ED_k}{\delta \bar{\theta}_k} = 0 \quad \text{pour } i=k$$

où e_{ij} est la dérivée partielle de la fonction de demande de produit i par rapport au prix du produit j alors que $\delta ED_k/\delta \bar{\theta}_k$ représente la dérivée de la fonction d'excès de demande de produit k par rapport à $\bar{\theta}_k$.

Le système (5) peut être réécrit sous forme matricielle selon :

$$(6) \quad E \cdot P_{\theta_k} + D_{\theta_k} = 0$$

où $E=[e_{ij}]$ est la matrice ($n \times n$) des dérivées partielles des fonctions de demande, P_{θ_k} est le vecteur colonne ($n \times 1$) dont les composantes sont $dP_i/d\bar{\theta}_k$ ($i=1, \dots, n$) et D_{θ_k} est le vecteur colonne ($n \times 1$) dont le k -ième élément est égal à la dérivée de la fonction d'excès de demande du bien k par rapport à $\bar{\theta}_k$ ($\delta ED_k/\delta \bar{\theta}_k$) et tous les autres éléments sont égaux à zéro. La solution de (6) est alors donnée par

$$(7) \quad \begin{cases} dP_i/d\bar{\theta}_k = -(E_{ik}/|E|) \cdot (\delta ED_k/\delta \bar{\theta}_k), \\ \forall_i = 1, \dots, n. \end{cases}$$

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.² Nous supposons donc ici que deux produits riches en énergie (ou en protéine) se comportent comme des produits substitués alors que deux produits, l'un riche en protéine 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 :

$$(8) \quad \text{signe}(e_{il} \cdot e_{lj}) = \text{signe}(e_{ij}), \quad \forall_{i,j,l} \text{ distincts}$$

où $\text{signe}(x)$ 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 (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 .

2. 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].

Sous les hypothèses de stabilité usuelles du système (5) il est alors possible de montrer à partir de l'équation (5) que (MURATA [1986]) :

$$(9a) \quad \text{signe}(dP_i/d\bar{\theta}_k) = \text{signe}((e_{ik} \cdot (\delta ED_k / \delta \bar{\theta}_k)))$$

pour $i = 1, \dots, n$ et $i \neq k$ et $E_{ii}/|E| < 0$, soit

$$(9b) \quad \text{signe}(dP_k/d\bar{\theta}_k) = \text{signe}(\delta ED_k / \delta \bar{\theta}_k) \quad \text{pour } i = k$$

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 augmentation (réduction) du prix des produits substitués (compléments) du bien k . Par conséquent, si l'on suppose que sur le marché de Rotterdam les prix des matières premières 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 analysant les réactions des prix de ces ingrédients à la suite d'un choc exogène sur l'un d'entre eux.

Dans ce travail, nous faisons tout d'abord l'hypothèse que 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 :

$$(10) \quad D(L)P_t = U_t$$

où P_t 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 et 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. Les équations autorégressives du modèle VAR constituent alors une représentation de l'évolution prévisible des prix des matières premières ainsi que les déplacements par rapport à cette évolution prévisible à la suite d'un choc non anticipé. Ces chocs sont mesurés par les termes d'erreur des équations autorégressives. Sous l'hypothèse d'une offre exogène à court terme, ces chocs sont alors interprétables comme les effets de variations exogènes de la demande de matières premières.

Cependant, les coefficients de la forme autorégressive d'un modèle VAR n'étant pas directement interprétables, les effets de chocs exogènes sur l'évolution des prix des matières premières (et donc les relations de complémentarité et de substitution entre les produits) seront analysés à partir des multiplicateurs dérivés du modèle VAR.³

3. Notons ici que le modèle (4) dérivé d'un programme de mimisation des coûts statique 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.

3 La méthode de Caines-Keng-Sethi d'analyse des causalités

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 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.

Cette méthode comprend cinq étapes :

(i) Tout d'abord un modèle bivarié autorégressif optimal est élaboré pour chaque couple de processus stationnaires à partir du critère d'Akaike. (ii) 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. (iii) 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. (iv) Les équations ainsi obtenues pour chaque variable sont estimées sous forme de modèle par la méthode de Zellner (Seemingly Unrelated Relationships). (v) 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. 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]). Par contre cette méthode néglige la prise en compte d'éventuelles relations de cointégration entre les variables. Il est donc possible que certaines relations causales de « long terme » intervenant sous forme de correction d'erreurs soient oubliées dans ce travail (ENGLE et GRANGER [1987]). Cependant, nous nous situons dans une perspective de court terme où les offres de chaque ingrédient sont supposées rigides ou du moins inélastiques par rapport aux prix. Nous focalisons par conséquent notre attention sur la recherche de liaisons causales de court terme et nous supposons que l'oubli de tels mécanismes correcteurs d'erreurs ne biaisent pas trop les relations estimées. La présence de relations de long terme du type relation de cointégration serait de plus difficile à commenter à l'intérieur du cadre d'analyse que nous avons retenu.

Lorsque des liens de causalités sont mis en évidence, il est possible de préciser les propriétés dynamiques du système à partir du calcul des multiplicateurs dynamiques (CHOW [1975]) et de mesures de causalité proposées par Geweke (GEWEKE [1982]).

— Les multiplicateurs résument 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 endogènes retardés 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 :

$$(11) \quad P_t = D^{-1}(L) \cdot U_t.$$

Dans ce papier, seuls les multiplicateurs totaux seront commentés. Ces derniers représentent alors par exemple 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 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 total correspondant (LM_{ij}) représente la variation totale de l'évolution prévue de P_i lorsque m tend vers l'infini :

$$(12) \quad LM_{ij} = \lim_{m \rightarrow \infty} \frac{\delta E[P_{t+m}^i]}{\delta P_t^j} = \sum_{h=1}^{\infty} \frac{\delta E[\Delta P_{t+h}^i]}{\delta P_t^j} = \sum_{h=1}^{\infty} IM_{ij}^{(h)}.$$

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

La vitesse d'ajustement du prix P_i à la variation initiale du prix P_j est 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.⁴

4. 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 du 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.

— Afin d'affiner la description des schémas de causalité, nous calculerons pour chaque relation causale allant d'un prix P_j vers le prix P_i la mesure de causalité C_{ij} proposée par GEWEKE [1982]. Celle-ci permet de quantifier la causalité allant de P_j vers P_i et fournit donc une base de comparaison de la force des différentes relations causales. De façon pratique cette mesure est égale à :

$$(13) \quad C_{ij} = T \cdot \text{Log}(\det V / \det V_{ij})$$

où $(\det V)$ est le déterminant de la matrice de variance-covariance du modèle vectoriel autorégressif de départ et $(\det V_{ij})$ est le déterminant de la matrice de variance-covariance du modèle vectoriel autorégressif obtenu en supprimant le passé de la variable P_j de l'équation de la variable P_i . T est le nombre d'observations.⁵ Sous l'hypothèse nulle de non causalité, la statistique C_{ij} est distribuée selon une χ^2 à m degrés de liberté où m est le nombre de retards associés à la variable P_j dans l'équation de la variable P_i .

4 Définition et caractéristiques des données

Les prix utilisés pour cette analyse sont ceux en CAF Rotterdam du tourteau de soja US44 % (T. Soj), du manioc hard pellets (Man), du corn-gluten-feed (CGF), du tourteau de tournesol (T. Tour) 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 (T. Col). Tous les prix sont des prix au comptant exprimés en dollars par tonne métrique (US \$/MT). Les séries sont hebdomadaires et portent sur la période 1^{er} janvier 1981-16 juillet 1987. Bien qu'une certaine quantité de tourteaux de soja soit directement achetée par les éleveurs (principalement dans le secteur laitier), l'essentiel du tonnage des matières premières retenues est destiné à l'industrie des aliments composés. Ces produits représentent globalement 44,8 % de la production totale d'aliments de ce secteur alors que les céréales ne représentent plus que 32,8 %.

En ce qui concerne les céréales il existe également des cotations hebdomadaires en CAF Rotterdam, mais celles-ci reflètent les conditions de l'offre et de la demande sur le marché mondial et non les prix effectivement payés par les utilisateurs de la CEE. En effet l'organisation commune du marché des céréales prévoit une différenciation entre les prix mondiaux et les prix intérieurs. L'écart entre les deux est compensé au moment de l'importation par un prélèvement variable perçu par le FEOGA.

5. Le détail du calcul et de la signification de cette mesure de la causalité est fourni dans GEWEKE [1982].

En fait depuis 1980/1981, la CEE est devenue structurellement excédentaire en céréales et le rôle de l'importation a considérablement diminué. Les prix intérieurs sont essentiellement dépendants des décisions du Conseil concernant les prix d'intervention et les majorations mensuelles. Bien que ces prix exprimés en ECU soient valables pour l'ensemble des pays de la CEE, l'unicité du marché communautaire n'est plus réalisée depuis qu'en 1971 ont été introduits deux taux de conversion pour chaque monnaie par rapport à l'ECU (le taux pivot et le taux « vert »). Ce système a permis de ne pas répercuter sur les prix des produits agricoles bénéficiant de garanties de prix à l'intervention toutes les conséquences de la dévaluation ou réévaluation d'une monnaie (c'est-à-dire d'une modification du taux pivot), mais s'est traduit par la nécessité d'introduire des montants compensatoires monétaires (MCM) au moment du franchissement des frontières intracommunautaires. Il n'existe donc pas de prix représentatifs pour l'ensemble des pays de la CEE mais seulement des prix différents valables à l'intérieur de chaque pays qu'il aurait été très difficile d'introduire dans l'analyse.

Pour l'ensemble des produits retenus dans cette analyse on peut admettre une hypothèse d'exogénéité de l'offre par rapport aux prix au comptant au niveau de la semaine. En effet, la plupart de ces matières premières (corn-gluten-feed, tourteaux de colza et de tournesol et, dans une moindre mesure tourteaux de soja) correspondent à des sous-produits d'activités industrielles (amidonnerie et trituration) dont le niveau de production est avant tout déterminé par la demande du produit principal (respectivement l'amidon de maïs et les huiles végétales). A l'exception du soja, le sous-produit ne représente qu'une faible part de la valorisation de la matière première. Le fait que ces produits ne soient pas stockables pendant une période importante et que les stocks au niveau des industriels producteurs soient généralement très faibles, entraîne une forte rigidité de l'offre. De plus une part importante de ces matières premières est importée par bateau de pays tels que les États-Unis, le Brésil ou l'Argentine. La durée de transport des marchandises à laquelle il faut ajouter le délai de modification des rythmes de production des usines implique qu'il s'écoule nécessairement plusieurs semaines entre une modification du prix comptant à Rotterdam et un éventuel ajustement des quantités physiques offertes sur ce marché. Dans le cas du manioc les quantités mises sur le marché physique à Rotterdam ne peuvent suivre les prix qu'avec retard compte tenu des délais de transport (depuis la Thaïlande ou l'Indonésie) et d'obtention de licences d'exportation. De plus, la liaison prix-volumes offerts est brouillée par l'existence des contingents annuels d'importation de la CEE.

Comme la plupart des méthodes d'analyse des séries temporelles, la procédure de Caines-Keng-Sethi porte sur des séries stationnaires. Or aucune des séries retenues n'est immédiatement stationnaire.

Étant donné que les résultats des tests de causalité de Granger sont parfois sensibles à la procédure de stationnarisation retenue (STOCK et WATSON [1989]), la méthode de stationnarisation adéquate pour chacune de ces séries est déterminée à l'aide des tests de racine unité de DICKEY et FULLER [1979 et 1981]. Ces tests s'appuient sur les estimations par MCO

des expressions suivantes :

$$(a) \quad \Delta^{d-1} P_t^i = \rho \Delta^{d-1} P_{t-1}^i + \sum_{l=1}^p \theta_l \Delta^d P_{t-l}^i + u_t$$

$$(b) \quad \Delta^{d-1} P_t^i = \alpha + \rho \Delta^{d-1} P_{t-1}^i + \sum_{l=1}^p \theta_l \Delta^d P_{t-l}^i + u_t$$

$$(c) \quad \Delta^{d-1} P_t^i = \alpha + \beta t + \rho \Delta^{d-1} P_{t-1}^i + \sum_{l=1}^p \theta_l \Delta^d P_{t-l}^i + u_t$$

où P_t^i est le prix du produit i à l'instant t , t est un trend linéaire déterministe, $\Delta P_{t-l}^i = (P_{t-l}^i - P_{t-l-1}^i)$ et $u_t \sim \text{NID}(0, \sigma^2)$. Le nombre de retards p est choisi de façon à ce que les erreurs soient de type bruit blanc. Cependant, si les erreurs sont spontanément de type bruit blanc, les tests portent sur des expressions semblables à (a), (b) et (c) mais n'incluant pas comme variables explicatives les valeurs retardées $\Delta^d P_{t-1}^i, \Delta^d P_{t-2}^i, \dots, \Delta^d P_{t-p}^i$. Les hypothèses nulles testées sont :

$$H_0: \left[\Delta^d P_t^i = \sum_{l=1}^p \theta_l \Delta^d P_{t-l}^i + u_t, u_t \sim \text{NID}(0, \sigma^2) \right]$$

et

$$H_0: \left[\Delta^d P_t^i = \alpha + \sum_{l=1}^p \theta_l \Delta^d P_{t-l}^i + u_t, u_t \sim \text{NID}(0, \sigma^2) \right].$$

Sous chacune de ces hypothèses nulles, la série P_t^i incorpore une racine unité et doit donc être différenciée afin d'être rendue stationnaire. Les statistiques de test utilisées sont les Student associées aux estimateurs de $(p-1)$ dans les modèles (a), (b), (c) ainsi que les rapports de vraisemblance de H_0 et H_0' contre (a), (b) ou (c). Cependant les distributions limites de ces statistiques sont non standard sous l'hypothèse de non-stationnarité et les valeurs à utiliser se trouvent dans FULLER [1976] et DICKEY et FULLER [1981].

Le détail de ces tests ainsi que les tables de valeurs critiques adéquates sont présentés dans le tableau 1.

Le nombre de retards p retenu pour effectuer ces tests a été choisi entre 1 et 8. Les tests sont effectués au seuil de 5 % sur les séries prises en niveau ($d=1$) et en différence première ($d=2$).

Les résultats sont regroupés dans le tableau 2.

Pour les séries prises en niveau, les hypothèses nulles testées ne sont jamais rejetées au seuil de 5 %. Aucun trend déterministe ne peut être retenu et le test \mathcal{O}_2 indique que la constante n'est jamais significative. Toutes les séries retenues incorporent donc une racine unité. Pour les séries en différence première, les hypothèses nulles testées sont toujours rejetées à 5 %. La différenciation à l'ordre un semble donc permettre de rendre stationnaires les séries considérées.

TABLEAU 1

Tests de Dickey-Fuller, modèles utilisés, hypothèses nulles et tables de lois asymptotiques

Modèle	Hypothèse nulle	Test	Statistique de test	Tables de valeurs critiques
(a)	$\rho = 1$	τ	Student	Fuller (1976)
(b)	$\rho = 1$	τ_μ	Student	Fuller (1976)
(b)	$(\alpha, \rho) = (0, 1)$	$\hat{\rho}_1$	Rapp. vrais (*)	Dickey-Fuller (1981)
(c)	$\rho = 1$	τ_c	Student	Fuller (1976)
(c)	$(\alpha, \beta, \rho) = (0, 0, 1)$	$\hat{\rho}_2$	Rapp. vrais (*)	Dickey-Fuller (1981)
(c)	$(\beta, \rho) = (0, 1)$	$\hat{\rho}_3$	Rapp. vrais (*)	Dickey-Fuller (1981)

(*) Rapp. vrais = rapport de vraisemblance.

TABLEAU 2

Tests de Dickey-Fuller

Résultats des tests de Dickey-Fuller												
Séries en niveau					Séries en différence première							
	τ_c	$\hat{\rho}_2$	$\hat{\rho}_3$	τ_μ	$\hat{\rho}_1$	τ	τ_c	$\hat{\rho}_2$	$\hat{\rho}_3$	τ_μ	$\hat{\rho}_1$	τ
Série P _{1,1} (p)(a) :												
T. Soj. (5)	-2,13	1,58	2,30	-1,89	1,85	-0,65	-7,01*	16,43*	24,65*	-7,02*	24,64*	-7,02*
T. Col. (1)	-2,51	2,32	3,17	-1,31	1,15	-1,12	-13,72*	62,72*	94,08*	-13,73*	94,31*	-13,72*
T. Tour. (1)	-2,00	1,99	2,54	-2,19	2,87	-1,50	-10,60*	37,43*	56,14*	-10,35*	55,40*	-10,49*
CGF (4)	-2,00	1,43	2,03	-1,67	1,52	-0,76	-6,77*	15,32*	22,98*	-6,78*	22,99*	-6,77*
Man. (1)	-1,73	1,01	1,47	-1,67	1,45	0,04	-13,95*	64,57*	96,85*	-13,94*	97,12*	-13,95*
\$ Ecu (1)	-0,80	1,69	2,51	-0,65	0,24	0,16	-13,00*	56,30*	84,45*	-12,76*	81,34*	-12,77*

\$ Ecu : Taux de change \$. Ecu.

(a) : p représente le nombre de retards retenu.

* rejet de l'hypothèse nulle à 5 %.

5 Relations dynamiques entre les prix des différents tourteaux, du corn gluten feed et du manioc

5.1. La structure des interactions des marchés

Les tests de causalité sont effectués à la fois dans un cadre bivarié et dans un cadre multivarié. La présentation détaillée des résultats des tests de causalité est fournie en annexe où le tableau A1 regroupe les statistiques de l'analyse bivariée alors que le résultat final de l'analyse multivariée ainsi que les tests de Ljung-Box d'indépendance des résidus ⁶ sont présentés dans le tableau A2.

Les causalités retenues à l'aide des modèles bivariés révèlent une quasi interaction de toutes les séries de prix. La plupart de ces causalités sont conformes à ce que l'on pouvait attendre en examinant la composition nutritionnelle de ces différentes matières premières. La liaison positive entre le manioc et le tourteau de tournesol qui indique une possibilité de substitution entre ces deux produits constitue cependant une exception. Par ailleurs, les multiplicateurs de signe différent associés aux relations de feedback corn gluten feed – manioc et corn-gluten-feed – tourteau de tournesol sont difficiles à interpréter : dans un sens la liaison causale représenterait une relation de substitution entre les produits (multiplicateur positif) alors que dans d'autre sens, elle indiquerait une relation de complémentarité (multiplicateur négatif). Une partie des relations causales obtenues en univers bivarié semblent donc artificielles et induites par la non prise en compte d'autres variables. Nombre de ces relations disparaissent en fait en information complète où le schéma des causalités devient le suivant :

Les effets multiplicateurs et les détails d'ajustement correspondant à ce schéma sont repris dans le tableau 3.

Sur la figure 1, 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 1 fait apparaître une structure de marchés à trois niveaux : les deux extrêmes concernent l'un le manioc – produit purement énergétique pratiquement sans protéine – et l'autre le tourteau de soja – produit leader en tant qu'apport de protéine 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

6. L'hypothèse nulle de résidus bruits blanc n'est jamais rejetée par les tests de Ljung-Box effectués avec 4 et 50 retards au seuil de 5 %.

FIGURE 1

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

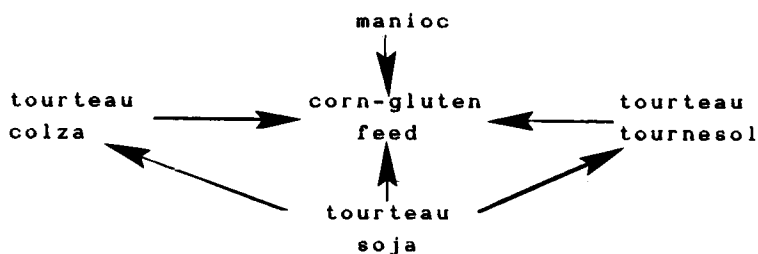


TABLEAU 3

Relations causales, multiplicateurs de long terme, délais d'ajustement et mesures de Geweke de la causalité obtenus à l'issue de la procédure de Caines-Keng-Sethi

Relations causales $P_j \Rightarrow P_i$	Multiplicateurs totaux LM_{ij}	Délais d'ajustement (semaines)	Mesure de la causalité de Geweke $C_{ij}(k)^*$
Man \Rightarrow CGF	0,275	9	15,512** (7)
T. Col \Rightarrow CGF	0,048	9	9,200** (2)
T. Tour \Rightarrow CGF	0,078	5	8,106** (2)
T. Soj \Rightarrow CGF	0,293	6	13,541** (4)
T. Soj \Rightarrow T. Col	0,263	7	11,396** (1)
T. Soj \Rightarrow T. Tour	0,553	7	32,347** (4)

* k indique le nombre de degrés de libertés des χ^2 correspondant au test de causalité de Geweke.

** Rejet de l'hypothèse nulle de non-causalité à 5%.

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 protéine et énergie typiquement une matière première mixte.

La structure causale représentée sur la figure 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 qui est donc plus proche du coefficient de Boyd et Brorsen).

Le marché du tourteau de soja apparaît sur la figure 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. La diminution des importations de tourteaux de soja dans la CEE 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 1 met en lumière un autre phénomène. Alors que les contenus en protéine 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 acceptée 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.

Enfin la liaison 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.

5.2. Interprétation des multiplicateurs et des mesures de la causalité

L'interprétation des coefficients 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 du soja qui contient 44 % de protéine se traduirait par une hausse de $1/0,44 = 2,27$ \$ de la valeur du point protéine, ce qui se traduirait par 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 coefficients trouvés sont tous beaucoup plus faibles. Cela semble confirmer que dans les conditions communautaires où le prix de l'énergie (dont la référence reste la céréale malgré son poids

décroissant) est beaucoup plus élevé par rapport à celui de la protéine 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 protéine et en partie par son 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 protéine, 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 protéine que le colza, mais plus riche en énergie que lui, puisse être davantage influencé par le prix du tourteau de soja.

Les signes positifs ainsi que la proximité des multiplicateurs des relations entre le manioc et le corn-gluten-feed d'une part et 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 PSC (produit de substitution des céréales) et la thèse américaine qui classe ce produit comme une matière riche en protéine assimilée aux tourteaux ne constituent que des approches partielles. La réalité semble par conséquent se situer quelque part entre les deux positions.

Cependant, nous devons noter ici que notre modélisation VAR n'incorpore pas le prix des céréales alors que les céréales représentent à peu près 30 % de la ration animale type en Europe. Or le prix de l'énergie et le prix de la protéine 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.

Les estimations de la mesure de la causalité de Geweke sont compatibles à la fois avec le rôle leader du marché du tourteau de soja et avec le fait que son influence s'exerce principalement sur les tourteaux de tournesol et de colza. La valeur élevée du coefficient associé à la relation soja-tournesol s'explique par le fait que la part du tournesol dans le commerce international des tourteaux et des graines étant plus importante que celle du colza, les conditions communautaires influencent moins le prix du tourteau de tournesol que le prix du tourteau de colza.

Même si le corn-gluten-feed apparaît quant à lui causé par tous les autres produits, la faiblesse de la mesure de causalité associée à la liaison tournesol-CGF peut s'expliquer par le fait que le prix du tourteau de tournesol n'apporte que peu d'information complémentaire par rapport au prix du tourteau de soja dans la détermination du prix du corn-gluten-feed. Par

contre, cela ne semble pas être le cas pour le manioc et le tourteau de colza dont les prix sont influencés par des variables exogènes spécifiques (prix de l'énergie et contingent européen d'importations pour le manioc; règlements communautaires et aides à la trituration pour le colza) qui ne jouent pas sur la formation du prix mondial du tourteau de soja.

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 le prix de ces produits et le taux de change du dollar en Écus. La relation que nous nous attendions à obtenir entre la valeur du dollar en Écus et le cours du tourteau de Soja n'est jamais apparue significative. La seule liaison causale mise en évidence va du taux dollar-Écu 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 la CEE. Toute modification de la demande communautaire de corn-gluten-feed induite par une variation du cours du dollar en Écus ne peut avoir qu'un effet non négligeable sur le prix du corn-gluten-feed. Ici en fait, toute réduction de la valeur du dollar de 1 % provoque 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.⁷ Ces auteurs montrent en effet que le prix du corn-gluten-feed sur le marché de Chicago étant causé par le 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.

6 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 de l'industrie des aliments composés, on en déduit que les multiplicateurs que nous avons calculés pour les différents ingrédients indiquent les niveaux de substituabilité ou de complémentarité entre ces produits. Ces résultats fournissent une approche différente mais complémentaire de celle basée sur la programmation linéaire.

7. BOYD et BRORSEN [1986, p. 209].

Les relations obtenues pour l'ensemble des produits sont conformes à ce que laissait attendre l'examen des compositions nutritionnelles. 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). Cela signifie que si le corn-gluten-feed se substitue bien pour une part à des produits riches en protéine, comme l'affirment les États-Unis, il est également, pour une part comme l'affirme la CEE, un substitut de produits riches en énergie tels que le manioc (et donc les céréales).

A ce titre, un contingentement des importations de ce produit aurait une certaine efficacité quant à la protection des débouchés intérieurs des céréales en alimentation animale. L'analyse du lien entre les prix communautaires de celles-ci et le prix à l'importation du corn-gluten-feed n'a pu être réalisée dans le cadre de ce travail, mais confirmerait probablement de façon directe cette conclusion.

Au moment où la CEE tente de promouvoir un rééquilibrage de sa protection extérieure pour corriger un certain nombre de « disharmonies », il est plus important que jamais de bien comprendre l'articulation entre les grands marchés internes et externes de matières premières. De ce point de vue, compte tenu des tonnages en jeu (plus de 100 millions de tonnes) l'alimentation animale constitue un enjeu essentiel et l'analyse du comportement dynamique de prix, enregistrée à un stade où s'expriment directement ces diverses influences, contribue assurément à une meilleure compréhension des interactions entre marchés et produits.

Les résultats des tests de causalité bivariés et multi-variés

TABLEAU A1

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

Modèle (P_i, P_j)	Retards optimaux	FPE $_{P_i}(P_j)$ (a)	Nullité des coefficients de P_j F calculé (b)	Multipli- cateurs totaux LM $_{ij}$ (c)	Délai d'ajus- tement (d)
(Man, T. Soj)	(1,1)	23,124	0,983	—	—
(Man, T. Col)	(1,1)	23,004	2,508	—	—
(Man, CGF)	(1,17)	21,224	3,549*	-0,004*	8
(Man, T. Tour)	(1,3)	22,194	5,766*	0,125*	2
(T. Soj., T. Col)	(5,10)	32,003	2,249**	0,047**	17
(T. Soj, Man)	(5,6)	31,891	2,612**	-0,069**	13
(T. Soj, CGF)	(5,1)	32,409	1,120	—	—
(T. Soj, T. Tour)	(5,1)	32,159	3,364***	0,178***	5
(T. Col, T. Soj)	(1,1)	93,164	11,610*	0,286	5
(T. Col, Man)	(1,2)	93,594	2,034	—	—
(T. Col, CGF)	(1,1)	96,271	1,811	—	—
(T. Col, T. Tour)	(1,1)	94,611	6,968*	0,302*	3
(CGF, T. Soj)	(4,4)	101,630	5,034*	0,398*	8
(CGF, Man)	(4,7)	88,322	10,390*	0,466*	9
(CGF, T. Col)	(4,2)	103,780	3,936*	0,126*	5
(CGF, T. Tour)	(4,2)	101,520	8,230*	0,325*	6
(T. Tour, T. Soj)	(1,4)	20,189	6,543*	0,527*	5
(T. Tour, T. Col)	(1,1)	21,516	0,794	—	—
(T. Tour, CGF)	(1,6)	21,404	2,042**	-0,002**	6
(T. Tour, Man)	(1,2)	21,430	1,973	—	—

(a) FPE $_{P_i}(P_j)$ est la valeur du FPE correspondant au retard optimal de la variable P_j dans l'équation de la variable P_i .

(b) Cette colonne donne la valeur du F de Fisher sous l'hypothèse nulle que les coefficients de la variable P_j dans l'équation de P_i sont nuls.

(c) LM $_{ij}$ est le multiplicateur total de P_j sur P_i (sa valeur n'est précisée que lorsque P_j cause P_i).

(d) Nombre de semaines nécessaires à ce que 95 % de l'ajustement de P_i à P_j soient réalisés.

* Significatif à 1 %.

** Significatif à 5 %.

*** Significatif à 10 %.

Modèle VAR contraint retenu à l'issue de la procédure d'analyse des causalités en information complète pour le marché des matières premières de l'alimentation animale.

	Coefficients associés aux variables explicatives (a)					Test de Ljung-Box (b)	
	Man	T. Soj.	T. Col.	T. Tour.	CGF	Q (4)	Q (50)
Équation de :							
Man.	$a_1^1(L)$	0	0	0	0	3,191	34,589
T. Soj.	0	$b_2^5(L)$	0	0	0	0,714	35,217
T. Col.	0	$b_3^1(L)$	$b_3^1(L)$	0	0	1,572	17,353
T. Tour. . . .	0	$b_4^4(L)$	0	$d_4^1(L)$	0	3,071	27,738
CGF	$a_5^7(L)$	$b_5^4(L)$	$c_5^2(L)$	$d_5^2(L)$	$e_5^4(L)$	0,603	23,111

(a) Les coefficients des variables explicatives sont représentés de la façon suivante :
 $x_j^i(L) = x_j^1 L + x_j^2 L + \dots + x_j^i L^i$.

(b) Q est la valeur de la statistique de Ljung-Box calculée selon $Q(M) = T(T+2) \sum_{h=1}^M (T-h)^{-1} \hat{\rho}_h^2$
 où $\hat{\rho}_h$ est la valeur de l'autocorrélation à l'ordre h de la série des résidus de l'équation. Sous l'hypothèse nulle d'indépendance des résidus, Q suit asymptotiquement une $\chi^2(M)$. Les tests sont effectués ici pour $M=4$ et $M=50$.

● Références bibliographiques

- AKAIKE, H. (1970). — « Autoregressive model fitting for control », *Annals of the Institute of Statistical Mathematics*, 22, pp. 163-180.
- BOYD, S. M. et 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. et SETHI, S. P. (1981). — « Causality Analysis and Multivariate Autoregressive Modeling with an Application to Supermarket Sales Analysis », *Journal of Economic Dynamics and Control*, 3, (August), pp. 267-298.
- CCE, (1988). — « La situation de l'agriculture dans la Communauté », *Rapport annuel*, 1987.
- CHOW, G. C. (1975). — « Analysis and Control of Dynamic Systems », New York, Wiley.
- DICKEY, D. A. et FULLER, W. A. (1979). — « Distribution of the estimates for autoregressive time series with a unit root », *Journal of the American Statistical Association*, 24, pp. 427-431.
- DICKEY, D. A. et FULLER, W. A. (1981). — « Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root », *Econometrica*, 49, (4), pp. 1057-1072.
- ENGLE, R. F. et GRANGER, C. W. J. (1987). — « Co-Intégration and Error-Correction: Representation, Estimation and Testing », *Econometrica*, 55, n° 2, pp. 251-276.
- FULLER, W. A. (1976). — « Introduction to Statistical Time Series », New York, John Wiley and Sons.

- GEWEKE, J. (1982). – « Measurement of linear dependence and feedback between multiple time series », *Journal of the American Statistical Association*, 77, pp. 304-313.
- 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. et CHAVAS, J. P. (1983). – « Grain Price Interrelationships », *Agricultural Economics Research*, 35 (1), pp. 1-9.
- GUYOMARD, H. (1989). – « Quasi-fixed Factors and Production Theory: the Case of Self-Employed Labor in French Agriculture », *Irish Journal of Agricultural Economics and Rural Sociology*, 14.
- GUYOMARD, H. et VERMERSCH, D. (1989). – « Dérivation of Long-run Factor Demands from Short-run Responses », *Agricultural Economics*, 3, pp. 213-230.
- ISTA, (1988). – Oil world Annual.
- MAHE, L. P. (1984). – « A lower but more balanced protection for European Agriculture », *European Review of Agricultural Economics*, 11, (2), pp. 217-234.
- MURATA, Y. (1977). – « Mathematics for stability and Optimization of Economic Systems, Academic Press, New York.
- STOCK, J. H. et WATSON, M. W. (1989). – « Interpreting the evidence on money-income causality », *Journal of Econometrics*, 40, pp. 161-181.
- TAVERA, (1989). – « Causalité vs Cointégration : le cas des cours mondiaux des produits du soja », *Papier présenté au Congrès de la SFER*, 27 et 28 septembre 1989.
- USDA, (1988). – « World Oilseeds Situation and Market Highlights », *Foreign Agricultural Service* (different issues).