



HAL
open science

Relations dynamiques entre les prix des principaux produits composant le complexe oleo-proteagineux de la CEE. Analyse des causalites en information complete

Yves Dronne, Christophe Tavera

► To cite this version:

Yves Dronne, Christophe Tavera. Relations dynamiques entre les prix des principaux produits composant le complexe oleo-proteagineux de la CEE. Analyse des causalites en information complete. [Rapport de recherche] INRA. 1988, 34 p. hal-01937058

HAL Id: hal-01937058

<https://hal.science/hal-01937058>

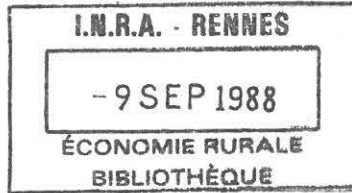
Submitted on 27 Nov 2018

HAL is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.



Distributed under a Creative Commons Attribution - NonCommercial - NoDerivatives 4.0 International License



CTYD8804

Institut National de la Recherche Agronomique
65, rue de St-Brieuc
35042 RENNES CEDEX

RELATIONS DYNAMIQUES ENTRE LES PRIX DES PRINCIPAUX PRODUITS
COMPOSANT LE COMPLEXE OLEO-PROTEAGINEUX DE LA CEE

Analyse des causalités en information complète

Y. DRONNE
C. TAVERA

Juillet 1988

1. 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 produits dans la CEE. Ceux-ci étant très généralement supérieurs aux cours mondiaux, la préférence communautaire est assurée par le versement par le FEOGA 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. Alors que les Etats-Unis et les grandes firmes multinationales de la trituration avaient jusque-là principalement développé une stratégie d'exportation des graines sur l'Europe de l'Ouest avec transformation sur place de celles-ci en tourteau et en huile, de façon à éviter la constitution d'excédents importants de cette matière grasse aux Etats-Unis qui auraient dû être exportés dans des conditions coûteuses (exemple de la PL 80) sur le marché mondial, les firmes implantées au Brésil ont au contraire développé une politique de trituration sur place de la presque totalité de leur production de graines et d'exportation sur des marchés mondiaux des tourteaux et huiles de soja. La CEE constituant de loin le premier débouché solvable, les principaux efforts commerciaux ont été portés 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 transformations de graines de soja (continuant à être importées principalement des Etats-Unis) et la transformation des graines riches en huiles comme le colza et le tournesol.

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 20 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 cru plus vite que sa production de graines au cours des 7 dernières années. Les prix intérieurs des différents produits se sont adaptés très rapidement aux conditions du marché mondial.

Les 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 Box-Jenkins des relations dynamiques entre les cours sur le marché de Rotterdam des principaux oléoprotéagineux nous permettra en effet de préciser la nature des interactions sur les marchés des différents produits qui sous-tendent le processus de formation des prix d'équilibre sur chacun de ces marchés. Ce type d'analyse de la formation des prix 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 donc en compte qu'une partie de l'information disponible, nous utiliserons dans ce papier 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. Nous présenterons en fait dans un but de comparaison, 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). Ce parti pris méthodologique qui consiste à utiliser une approche athéorique du type Box-Jenkins de la formation des prix paraît ici justifiée par deux raisons essentielles. Tout d'abord, aucune théorie économique unanimement admise (la controverse entre les Etats-Unis et la Communauté sur l'impact des politiques Européennes sur les exportations Américaines de tourteaux est là pour le confirmer) n'autorise l'écriture de relations structurelles de détermination des cours des oléo-protéagineux. Seules la connaissance des marchés et la réalité des effets volumes 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.

L'ensemble des analyses de causalités seront réalisées à partir de séries de prix hebdomadaires sur le marché de Rotterdam pour la période du premier janvier 1981 au 16 juillet 1987.

Enfin, pour plus de clarté nous avons séparé l'étude en trois parties: relation entre les prix des graines, huile et tourteau d'une même plante, relation entre les prix des divers tourteaux et relations entre les prix des différentes huiles.

2. Procédures de détection des causalités

a) Causalité en information limitée

La recherche des relations dynamiques en information limitée repose sur le concept de causalité entre paires de variables au sens de Granger.

Toutes les méthodes d'analyse des causalités sont basées sur l'utilisation de séries stationnaires. Tout au long de ce travail, les séries temporelles seront donc préalablement différenciées à l'ordre un afin de les "purger" de tout trend linéaire. Pour chaque paire de variable (X_t, Y_t) nous construisons tout d'abord le processus autoregressif bivarié :

$$\begin{pmatrix} X_t \\ Y_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} a_1 \\ a_2 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} a_{11}(L) & a_{12}(L) \\ a_{21}(L) & a_{22}(L) \end{pmatrix} \begin{pmatrix} X_{t-1} \\ Y_{t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} e_{xt} \\ e_{yt} \end{pmatrix} \quad (2.1)$$

avec $a_{ij}(L) = \sum_{l=1}^{p_{ij}} a_{ijl} \cdot L^l$ où L est l'opérateur retard. e_{xt} et e_{yt} sont des bruits blancs de moyenne nulle et de matrice de covariance constante.

Pour chacune des équations du système (2.1), le nombre de retards p_{ij} retenu pour chaque variable est déterminé à partir du critère du "Final Predictor Error (FPE)" d'Akaike :

$$FPE = \frac{T + m_i}{T - m_i} \cdot \frac{SCR(m_i)}{T} \quad (2.2)$$

où T est le nombre d'observations, m_i est le nombre de coefficients estimés de SCR la somme des carrés des résidus. Le critère d'Akaike suggère de retenir les équations qui fournissent les FPE minimum pour déterminer le retard optimal sur chacun des modèles autorégressifs.

Chacune des équations du système (2.1) est donc construite de la façon suivante :

- Pour la variable X_t par exemple, on commence par déterminer le retard optimal p_{11} du modèle autoregressif univarié en estimant par moindres carrés ordinaires M regressions du type

$$X_t = a + \sum_{k=1}^{p_{11}} a_{11k} \cdot X_{t-1-k} + e_{xt} \quad (2.3)$$

avec p_{11} variant de 1 à M . Le nombre de retards optimal retenu correspond alors au minimum des FPE calculés pour chaque régression.

- On estime ensuite les M régressions suivantes :

$$X_t = a_1 + \sum_{k=1}^{p_{11}} a_{11k} \cdot X_{t-1-k} + \sum_{k=1}^{p_{12}} a_{12k} \cdot Y_{t-1-k} + e_{xt} \quad (2.4)$$

avec p_{12} variant de 1 à M. Le retard optimal p_{12} sur la variable Y_t est alors à nouveau déterminé par le critère du FPE.

Le modèle (2.1) est ensuite estimé par MCO et la sphéricité des résidus est vérifiée à l'aide du test de Box-Pierce.

Le système (2.1) permet alors de vérifier les relations causales au sens de Granger entre X et Y de la façon suivante : Y ne cause pas X si $a_{12}(L) = 0$ et X ne cause pas Y si $a_{21}(L) = 0$. Il y a indépendance entre X et Y si $a_{12}(L) = a_{21}(L) = 0$ alors qu'il y a interaction de X et Y si X cause Y et Y cause X. La nullité des coefficients des polynômes $a_{ij}(L)$ est testée à partir du test de Fisher sur l'adjonction d'un ensemble de variables.

Lorsque des liens de causalités sont mis en évidence, il est possible de préciser les propriétés dynamiques du système (2.1) 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 système (2.1) toutes les variables prédéterminées sont en fait des endogènes retardées, ces multiplicateurs dynamiques sont calculés à partir d'un choc stochastique unitaire sur le terme d'erreur. Dans ce papier, seuls les multiplicateurs de long terme seront commentés. Ces derniers représentent alors par exemple 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 $IM_{XY}^{(m)}$ est le multiplicateur instantané qui mesure l'impact sur l'évolution prévue de la variable Y à la période (t+m) d'une modification de la variable X en t :

$$IM_{XY}^{(m)} = \frac{\partial E [\Delta Y(t+m)]}{\partial X_t} \quad (2.5)$$

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

$$\begin{aligned} LM_{XY}^{(m)} &= \lim_{h \Rightarrow \infty} \frac{\partial E [\Delta Y(t+h)]}{\partial X_t} = \sum_{k=1}^{\infty} \frac{\partial E [\Delta Y(t+h)]}{\partial X_t} \\ &= \sum_{k=1}^{\infty} IM_{XY}^{(k)} \end{aligned} \quad (2.6)$$

La vitesse d'ajustement de la variable Y à la variable X sera ensuite approchée par le nombre de périodes nécessaires 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 (1).

(1) 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.

b) La causalité en information complète

Même si ces dernières années plusieurs problèmes agricoles particuliers 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 (1).

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

$$D(L) \cdot Z_t = U_t \quad (2.7)$$

où Z_t est un processus stochastique stationnaire comprenant m composantes, U_t est un processus d'innovations à m composantes et $D(L)$ est 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

(1) Voir par exemple le cas présenté par Granger (1980) p. 39.

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 à chaque variable d'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 autoregressif optimal semblable à (2.1) 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 X un ensemble de variables causales au sens de Granger ($Y^1 \dots Y^n$). A partir des FPE obtenues 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. iii) On construit alors pour chaque processus "causé" X le modèle auto-regressif univarié optimal à partir du FPE puis 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

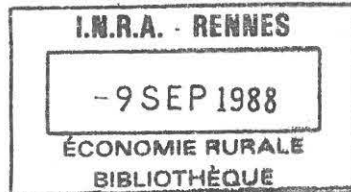
aboutit donc au modèle autoregressif univarié "multivariable" de la variable X en fonction de ces variables causales. iv) Les équations ainsi obtenues pour chaque variable sont estimées sous forme de modèle par la méthode FIML. v) Enfin plusieurs tests de spécifications sont effectués sur le système précédent en tant qu'hypothèse initiale.

Les modèles finalement retenues servent alors à déterminer l'endogénéité et l'exogénéité de chaque variable puis à calculer les divers multiplicateurs dynamiques.

Par la suite nous présenterons à la fois les résultats de causalité obtenu par la méthode de Granger et ceux obtenus par la méthode de Caines, Keng et Sethi. Néanmoins seuls ces derniers seront commentés du fait de leur aptitude à représenter l'ensemble de l'information disponible.

3. Relations dynamiques entre les prix des graines, huiles et tourteaux d'une même plante

Le détail des tests de causalité est reporté en annexe. Les tableaux 1.1 à 1.3 résument les résultats obtenus à l'aide des modèles bivariés et les tableaux 2.1 à 2.3 présentent les résultats obtenus en information complète.



CTYD8804

Institut National de la Recherche Agronomique
65, rue de St-Brieuc
35042 RENNES CEDEX

RELATIONS DYNAMIQUES ENTRE LES PRIX DES PRINCIPAUX PRODUITS
COMPOSANT LE COMPLEXE OLEO-PROTEAGINEUX DE LA CEE

Analyse des causalités en information complète

Y. DRONNE

C. TAVERA

Juillet 1988

1. 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 produits dans la CEE. Ceux-ci étant très généralement supérieurs aux cours mondiaux, la préférence communautaire est assurée par le versement par le FEOGA 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. Alors que les Etats-Unis et les grandes firmes multinationales de la trituration avaient jusque-là principalement développé une stratégie d'exportation des graines sur l'Europe de l'Ouest avec transformation sur place de celles-ci en tourteau et en huile, de façon à éviter la constitution d'excédents importants de cette matière grasse aux Etats-Unis qui auraient dû être exportés dans des conditions coûteuses (exemple de la PL 80) sur le marché mondial, les firmes implantées au Brésil ont au contraire développé une politique de trituration sur place de la presque totalité de leur production de graines et d'exportation sur des marchés mondiaux des tourteaux et huiles de soja. La CEE constituant de loin le premier débouché solvable, les principaux efforts commerciaux ont été portés 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 transformations de graines de soja (continuant à être importées principalement des Etats-Unis) et la transformation des graines riches en huiles comme le colza et le tournesol.

En plus de cette modification de la structure du marché mondial concernant les pays exportateurs, la CEE a commencé à utiliser à partir de 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 de céréales ont entraîné une réponse extrêmement forte aux incitations de prix de Bruxelles.

Le secteur oléo-protéagineux de la CEE depuis le début des années 80 est ainsi devenu 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. Néanmoins, elle est également un des principaux producteurs de graines de colza et de tournesol et 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 (inclusion de la graine de soja à côté du colza et du soja en 1974 et 1979, abandon au moins provisoire du système de stabilisation des prix communautaires des matières grasses en 1987). 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 qui sont discriminantes contre l'importation et l'utilisation de graines et de tourteau de soja 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 20 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 cru plus vite que sa production de graines au cours des 7 dernières années. Les prix intérieurs des différents produits se sont adaptés très rapidement aux conditions du marché mondial.

Les 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 Box-Jenkins des relations dynamiques entre les cours sur le marché de Rotterdam des principaux oléoprotéagineux nous permettra en effet de préciser la nature des interactions sur les marchés des différents produits qui sous-tendent le processus de formation des prix d'équilibre sur chacun de ces marchés. Ce type d'analyse de la formation des prix 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 donc en compte qu'une partie de l'information disponible, nous utiliserons dans ce papier 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. Nous présenterons en fait dans un but de comparaison, 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). Ce parti pris méthodologique qui consiste à utiliser une approche athéorique du type Box-Jenkins de la formation des prix paraît ici justifiée par deux raisons essentielles. Tout d'abord, aucune théorie économique unanimement admise (la controverse entre les Etats-Unis et la Communauté sur l'impact des politiques Européennes sur les exportations Américaines de tourteaux est là pour le confirmer) n'autorise l'écriture de relations structurelles de détermination des cours des oléo-protéagineux. Seules la connaissance des marchés et la réalité des effets volumes 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.

L'ensemble des analyses de causalités seront réalisées à partir de séries de prix hebdomadaires sur le marché de Rotterdam pour la période du premier janvier 1981 au 16 juillet 1987.

Enfin, pour plus de clarté nous avons séparé l'étude en trois parties: relation entre les prix des graines, huile et tourteau d'une même plante, relation entre les prix des divers tourteaux et relations entre les prix des différentes huiles.

2. Procédures de détection des causalités

a) Causalité en information limitée

La recherche des relations dynamiques en information limitée repose sur le concept de causalité entre paires de variables au sens de Granger.

Toutes les méthodes d'analyse des causalités sont basées sur l'utilisation de séries stationnaires. Tout au long de ce travail, les séries temporelles seront donc préalablement différenciées à l'ordre un afin de les "purger" de tout trend linéaire. Pour chaque paire de variable (X_t, Y_t) nous construisons tout d'abord le processus autoregressif bivarié :

$$\begin{pmatrix} X_t \\ Y_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} a_1 \\ a_2 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} a_{11}(L) & a_{12}(L) \\ a_{21}(L) & a_{22}(L) \end{pmatrix} \begin{pmatrix} X_{t-1} \\ Y_{t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} e_{xt} \\ e_{yt} \end{pmatrix} \quad (2.1)$$

avec $a_{ij}(L) = \sum_{l=1}^{p_{ij}} a_{ijl} \cdot L^l$ où L est l'opérateur retard. e_{xt} et e_{yt} sont des bruits blancs de moyenne nulle et de matrice de covariance constante.

Pour chacune des équations du système (2.1), le nombre de retards p_{ij} retenu pour chaque variable est déterminé à partir du critère du "Final Predictor Error (FPE)" d'Akaike :

$$FPE = \frac{T + m_i}{T - m_i} \cdot \frac{SCR(m_i)}{T} \quad (2.2)$$

où T est le nombre d'observations, m_i est le nombre de coefficients estimés de SCR la somme des carrés des résidus. Le critère d'Akaike suggère de retenir les équations qui fournissent les FPE minimum pour déterminer le retard optimal sur chacun des modèles autorégressifs.

Chacune des équations du système (2.1) est donc construite de la façon suivante :

- Pour la variable X_t par exemple, on commence par déterminer le retard optimal p_{11} du modèle autoregressif univarié en estimant par moindres carrés ordinaires M regressions du type

$$X_t = a + \sum_{k=1}^{p_{11}} a_{11k} \cdot X_{t-1-k} + e_{xt} \quad (2.3)$$

avec p_{11} variant de 1 à M . Le nombre de retards optimal retenu correspond alors au minimum des FPE calculés pour chaque régression.

- On estime ensuite les M régressions suivantes :

$$X_t = a_1 + \sum_{k=1}^{p_{11}} a_{11k} \cdot X_{t-1-k} + \sum_{k=1}^{p_{12}} a_{12k} \cdot Y_{t-1-k} + e_{xt} \quad (2.4)$$

avec p_{12} variant de 1 à M. Le retard optimal p_{12} sur la variable Y_t est alors à nouveau déterminé par le critère du FPE.

Le modèle (2.1) est ensuite estimé par MCO et la sphéricité des résidus est vérifiée à l'aide du test de Box-Pierce.

Le système (2.1) permet alors de vérifier les relations causales au sens de Granger entre X et Y de la façon suivante : Y ne cause pas X si $a_{12}(L) = 0$ et X ne cause pas Y si $a_{21}(L) = 0$. Il y a indépendance entre X et Y si $a_{12}(L) = a_{21}(L) = 0$ alors qu'il y a interaction de X et Y si X cause Y et Y cause X. La nullité des coefficients des polynômes $a_{ij}(L)$ est testée à partir du test de Fisher sur l'adjonction d'un ensemble de variables.

Lorsque des liens de causalités sont mis en évidence, il est possible de préciser les propriétés dynamiques du système (2.1) 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 système (2.1) toutes les variables prédéterminées sont en fait des endogènes retardées, ces multiplicateurs dynamiques sont calculés à partir d'un choc stochastique unitaire sur le terme d'erreur. Dans ce papier, seuls les multiplicateurs de long terme seront commentés. Ces derniers représentent alors par exemple 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_{XY}^m est le multiplicateur instantané qui mesure l'impact sur l'évolution prévue de la variable Y à la période (t+m) d'une modification de la variable X en t :

$$IM_{XY}^{(m)} = \frac{\partial E [\Delta Y(t+m)]}{\partial X_t} \quad (2.5)$$

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

$$\begin{aligned} LM_{XY}^{(m)} &= \lim_{h \Rightarrow \infty} \frac{\partial E [\Delta Y(t+h)]}{\partial X_t} = \sum_{k=1}^{\infty} \frac{\partial E [\Delta Y(t+h)]}{\partial X_t} \\ &= \sum_{k=1}^{\infty} IM_{XY}^{(k)} \end{aligned} \quad (2.6)$$

La vitesse d'ajustement de la variable Y à la variable X sera ensuite approchée par le nombre de périodes nécessaires 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 (1).

(1) 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.

b) La causalité en information complète

Même si ces dernières années plusieurs problèmes agricoles particuliers 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 (1).

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

$$D(L) \cdot Z_t = U_t \quad (2.7)$$

où Z_t est un processus stochastique stationnaire comprenant m composantes, U_t est un processus d'innovations à m composantes et $D(L)$ est 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

(1) Voir par exemple le cas présenté par Granger (1980) p. 39.

ystème 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 à chaque variable d'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 autoregressif optimal semblable à (2.1) 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 X un ensemble de variables causales au sens de Granger ($Y^1 \dots Y^n$). A partir des FPE obtenues 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. iii) On construit alors pour chaque processus "causé" X le modèle auto-regressif univarié optimal à partir du FPE puis 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 autoregressif univarié "multivariable" de la variable X en fonction de ces variables causales. iv) Les équations ainsi obtenues pour chaque variable sont estimées sous forme de modèle par la méthode FIML. v) Enfin plusieurs tests de spécifications sont effectués sur le système précédent en tant qu'hypothèse initiale.

Les modèles finalement retenues servent alors à déterminer l'endogénéité et l'exogénéité de chaque variable puis à calculer les divers multiplicateurs dynamiques.

Par la suite nous présenterons à la fois les résultats de causalité obtenu par la méthode de Granger et ceux obtenus par la méthode de Caines, Keng et Sethi. Néanmoins seuls ces derniers seront commentés du fait de leur aptitude à représenter l'ensemble de l'information disponible.

3. Relations dynamiques entre les prix des graines, huiles et tourteaux d'une même plante

Le détail des tests de causalité est reporté en annexe. Les tableaux 1.1 à 1.3 résument les résultats obtenus à l'aide des modèles bivariés et les tableaux 2.1 à 2.3 présentent les résultats obtenus en information complète.

A- Complexe soja

Avec plus de 14 millions de tonnes de graines transformées dans la CEE à 12 en 1987, le soja constitue le premier secteur d'activité des tritrateurs communautaires. La presque totalité des graines sont importées des pays tiers (dont près de 10 millions de tonnes des Etats-Unis). A côté des 11 millions de tonnes de tourteaux produits à partir de ces graines importées, la CEE a acheté en 1987 aux pays tiers environ 8 millions de tonnes de tourteaux (dont 2,6 aux Etats-Unis et 4,8 au Brésil). Pour l'huile de soja, la situation est toute différente de celle du tourteau qui est presque exclusivement destiné au marché intérieur. En effet pour celle-ci les importations en provenance de pays tiers sont très faibles, mais une part importante de l'huile produite dans les usines en réponse à la demande de tourteau doit être exportée sur les pays tiers (Afrique du Nord, Inde, Pakistan,...) en concurrence avec les autres grands pays exportateurs (Brésil, Etats-Unis, Argentine).

Les prix retenus pour l'analyse sont pour la graine les cours en CAF Rotterdam qui sont représentatifs des coûts d'approvisionnement des grands tritrateurs européens situés principalement dans le Nord de la CEE. Pour le tourteau, le prix utilisé est celui du produit des Etats-Unis à 44 % de protéines en CAF Rotterdam. Bien que ce tourteau soit en tonnage supplanté par celui à 48 % de protéine du Brésil depuis quelques années, il continue à être représentatif du prix à l'importation des tourteaux, prix par rapport auquel les tritrateurs européens doivent s'ajuster pour demeurer compétitifs. Pour l'huile de soja enfin, on a retenu le prix Dutch FOB ex Mill qui est représentatif à la fois des prix intérieurs de cette huile dans la CEE et des prix départ à l'exportation vers les pays tiers. Le prix peut cependant évoluer assez différemment du prix aux Etats-Unis. Ceci est particulièrement vrai depuis le démarrage du programme américain de subvention des exportations d'huile (Export

Enhancement Program) mis en place en juillet 1986 mais dont les effets principaux ont en fait eu lieu à partir de décembre 1987.

Pour le triplet graines-tourteau-huile de soja, les causalités détectées à l'aide des procédures bivariées et multivariées sont quasi similaires (1). Les causalités retenues au seuil de 5 % ainsi que les multiplicates dynamiques et les délais d'ajustement sont présentés sur la figure 1 et le tableau 1.

Figure 1 : Schéma des causalités - Complexe soja

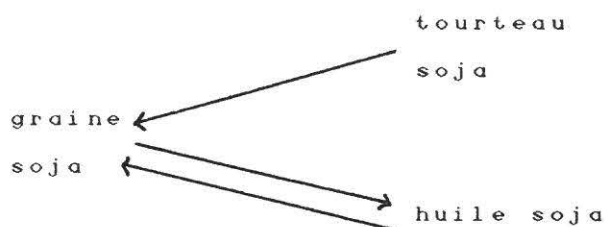


Tableau 1. Multiplicateur et délais d'ajustement pour le complexe Soja.

Relation	multiplicateurs de long terme	délais d'ajustement semaines
G _{.So} ⇒ H _{.So}	1,705	4
H _{.So} ⇒ G _{.So}	0,055	4
T _{.So} ⇒ G _{.So}	0,518	12

G : grains ; H : huile ; T : tourteau ; So : Soja

(1) Une liaison causale allant du tourteau vers l'huile de soja apparaît dans l'analyse bivariée. Cependant elle disparaît au seuil de 5 % lorsque l'on considère les trois variables simultanément.

La figure 1 paraît confirmer totalement nos hypothèses. L'exogénéité du prix du tourteau révèle en effet que ce produit est l'élément moteur du complexe soja (celui-ci représente en poids en effet 80 % de la graine contre seulement 18 % pour l'huile). Dans le cas d'une augmentation du prix mondial des tourteaux de soja, les tritrateurs de la CEE et des autres pays accroissent leur activité et font alors monter le prix des graines. Les importations d'huile de soja étant très faibles, les tritrateurs disposent de moyens importants pour agir sur les prix (probablement par une politique adéquate de stockage). Alors que l'on pourrait s'attendre à une baisse du prix de l'huile du fait de l'offre accrue par suite de l'augmentation de la trituration, le tableau 1 montre qu'en fait les tritrateurs de la CEE ont les moyens de répercuter sur l'huile la hausse de leurs coûts de production (multiplicateur graine-huile égal à 1,7)..

Globalement une hausse des prix du tourteau de soja se traduit par une amélioration de la marge de trituration. Cette augmentation peut être calculée à partir des multiplicateurs. Si l'on exclut les coûts techniques de transformation (fluides, amortissements, etc...) la marge de trituration peut s'écrire :

$$M = 0,8. PT + 0,19. PH - PG \quad (3.1)$$

où M, PT, PH et PG sont respectivement la marge, le prix du tourteau, le prix de l'huile et le prix de la graine.

La variation de la marge induite par une hausse du prix du tourteau s'écrit donc :

$$\frac{\Delta M}{\Delta PT} = 0,8. \frac{\Delta PT}{\Delta PT} + 0,19 \frac{\Delta PH}{\Delta PT} - \frac{\Delta PG}{\Delta PT} = 0,8 + \frac{\Delta PG}{\Delta PT} \left[0,19. \frac{\Delta PH}{\Delta PG} - 1 \right] \quad (3.2)$$

Toute augmentation de 1 \$ du prix du tourteau ($\Delta PT=1$) devrait donc se traduire d'après nos résultats par un accroissement de la marge de trituration de l'offre de 0,4 \$. Le niveau élevé de cet accroissement s'explique probablement en partie par le biais qui est introduit dans le calcul de la marge en utilisant, comme prix du tourteau de soja, le prix à l'importation (CAF Rotterdam) et non le prix de vente du tourteau communautaire pour lequel nous ne disposons d'aucune série de données.

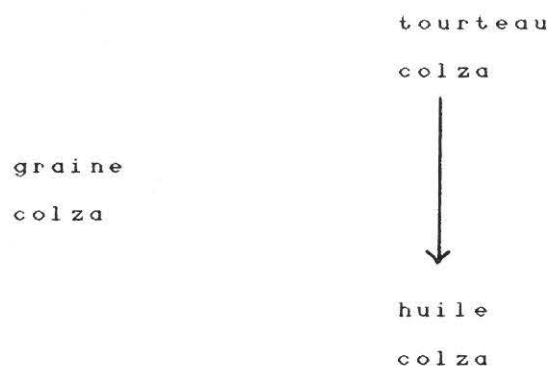
Il apparaît également sur la figure 1 qu'une augmentation du prix de l'huile se traduit par une activité plus importante des triturateurs et donc une augmentation du prix de la graine. Ce phénomène est beaucoup plus limité en amplitude (9 fois moins) que dans le cas du tourteau.

B. Complexe Colza

Avec près de 4,7 millions de tonnes de graines de colza triturées en 1987, la CEE occupe actuellement le second rang derrière la Chine. Avec le développement de la production intérieure de graines, les importations, principalement en provenance du Canada ont fortement reculé. La presque totalité des graines transformées à l'intérieur de la CEE en 1987 sont d'origine communautaire et ont donc bénéficié de l'aide à la trituration. Pour l'analyse de la formation des prix du complexe colza, nous avons retenu le prix du tourteau FOB Hambourg issu des usines allemandes qui est représentatif des prix intérieurs à l'utilisation et le prix Dutch FOB ex Mill de l'huile qui lui est représentatif des prix intérieurs de cette huile mais également - compte tenu des tonnages importants livrés aux pays tiers - des prix à l'exportation. Enfin, le prix retenu pour la graine est le prix de la graine de colza canadienne en CAF Rotterdam.

Les causalités révélées en information bivariée et en information complète à l'intérieur du triplet graines-tourteaux-huile de colza sont à nouveau semblables. La figure 2 présentent les résultats obtenus (au seuil 5 %).

Figure 2. Schéma des causalités - Complexe colza



Nous avons ici clairement un système bloc récursif (Annexe 2 : Tableau 2.1.). La graine de colza est clairement exogène et sans relation avec les autres variables. Le tourteau de colza est également exogène mais il détermine le prix de l'huile de colza avec un effet multiplicateur de long terme égal à 0,39 et un délai d'ajustement de 4 à 5 semaines.

Aucune relation n'apparaît sur la figure 2 entre le prix de la graine et celui des tourteaux et de l'huile. Le phénomène peut s'expliquer de façon triviale par la quasi disparition des importations de graines canadiennes et donc l'absence d'influence de ces prix. En fait la situation est plus complexe puisque les divers règlements précisant les modalités de calculs de l'aide communautaire à la trituration du colza font référence à la cotation à Rotterdam de la graine canadienne. Dans ces conditions

le prix des graines communautaires, aide déduite, devraient être égal à celui de la graine canadienne à Rotterdam et l'on devrait donc trouver des liaisons entre les prix de la graine, des huiles et des tourteaux. En fait, il semble que de plus en plus les cotations à Rotterdam de cette graine ne sont plus significatives et qu'en conséquence la Commission calcule chaque semaine ses aides - conformément à la possibilité procurée dans les règlements de base 115/67 et 225/67 en fonction des cours des produits du soja de façon à égaliser les marges des tritrateurs européens pour ces deux produits. Dans ces conditions le prix à Rotterdam de la graine de colza canadienne est un simple intermédiaire de calcul, les prix intérieurs de la graine de colza (aide déduite) du tourteau et de l'huile se rattachant directement aux produits correspondants du soja.

La seule relation causale qui apparaît sur la figure 2 va du tourteau de colza vers la graine de colza avec un multiplicateur dynamique très voisin de celui obtenu pour le cas du soja dans l'analyse bivariée (0,39 contre 0,380).

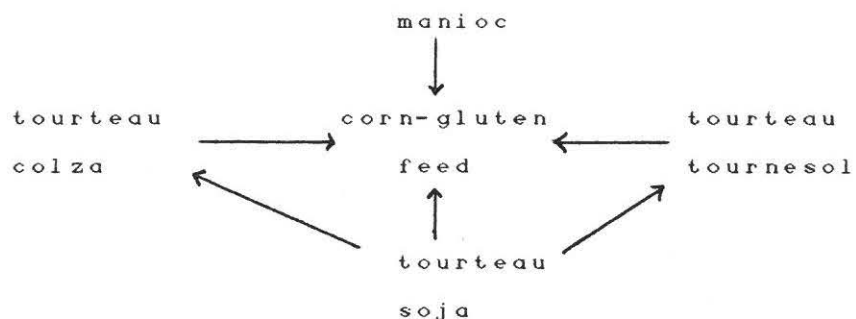
Cette liaison ne s'explique probablement pas par des mécanismes internes au complexe colza communautaire. En effet cette graine est beaucoup plus riche en huile que le soja (42 % contre 19 %) et le tourteau a une valeur qui est généralement deux fois moins élevée que celle du tourteau de soja. Dans le cas du colza, l'huile est donc certainement l'élément moteur et son prix le critère déterminant pour les tritrateurs. La liaison s'expliquerait donc totalement par l'influence des produits du soja sur ceux du colza (pour le tourteau cf. par. 4 et pour l'huile cf. par 5). Les résultats confirmeraient donc le caractère purement adaptatif du complexe colza et le caractère dominant du secteur soja qui transmet directement l'influence du marché mondial (graines et tourteaux importés).

4. RELATIONS DYNAMIQUES ENTRE LES PRIX DES DIFFERENTS TOURTEAUX, DU CORN GLUTEN FEED ET DU MANIOC

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.

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



Clairement les prix du manioc et du tourteau de soja apparaissent exogènes alors que le prix du corn gluten feed subit quant à lui l'influence de toutes les autres séries de prix.

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

Tableau 3. 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

La figure 3 fait apparaître une structure de marchés à 3 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 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.

L'analyse des prix confirme 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 de 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).

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.

L'influence du prix des tourteaux de colza et de tournesol, eux aussi largement utilisés dans l'alimentation des ruminants au même titre que le corn gluten feed, apparaît également sur le graphique mais avec des coefficients beaucoup plus faibles.

La liaison directe entre le prix du manioc importé et celui du corn gluten feed paraît surprenant 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 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.

En analyse bivariée (annexe 1 - tableau 1.3) apparaît une relation de causalité entre le prix du tourteau de soja et celui du manioc. Le signe négatif (-0,07) du multiplicateur associé à cette relation indique clairement l'existence d'une complémentarité entre ces deux produits (comme on pourrait s'y attendre au vu de leur composition nutritionnelle) et le rôle moteur du tourteau de soja.

Notons enfin que nous avons effectué une série de tests de causalité entre le prix de ces produits et le taux de change du dollar en Ecus. La relation que nous nous attendions à obtenir entre la valeur du dollar en Ecus 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 Etats-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 Ecus 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 Ecu provoque à terme une hausse du cours du corn gluten feed sur le marché de Rotterdam de 0,081 Ecus (avec un effet instantané de l'ordre de 0,071 Ecus).

5. RELATIONS DYNAMIQUES ENTRE LES PRIX DES DIFFERENTES HUILES

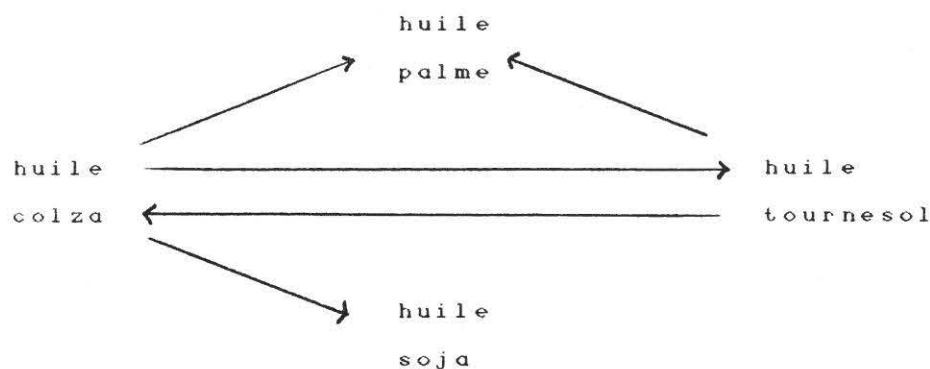
L'analyse des prix des différentes huiles a porté sur les cotations suivantes : Dutch FOB ex Mill pour le colza et le soja, CAF North West Europe pour le palme. Dans les deux premiers cas il s'agit des cours des huiles produites dans la CEE (à partir de graines communautaires ou importées). Celles-ci sont pour une part destinées au marché intérieur et pour une part destinées à l'exportation vers les pays tiers.

Pour l'huile de tournesol, faute de cotation des huiles communautaires en sortie d'usine, on a retenu les prix à l'importation de cette huile qui provient principalement d'Argentine et qui doit représenter d'assez près les prix intérieurs communautaires (à la taxe près) Pour l'huile de palme la cotation est enregistrée pour le produit issu de Malaisie au niveau des grands ports de la mer du nord.

Les diverses huiles présentent entre elles des niveaux de substitution très élevés. Cela s'explique partiellement par la modification de la demande des diverses huiles de friture et d'assaisonnement par les consommateurs individuels lorsque les rapports de prix se modifient, mais surtout par les changements de composition de la margarine qu'effectuent les industriels en tenant compte à la fois des prix d'approvisionnement et de critères techniques et nutritionnels. Le secteur est particulièrement important pour les huiles de soja, de colza et de palme, alors que le tournesol est plus spécialement destiné à la consommation directe.

L'analyse bivariée des causalités révèle ici encore une interaction quasi générale entre les prix des huiles alors que les résultats de la méthode multivariée ne permettent de retenir que les relations suivantes :

Figure 4 : Relations causales entre les prix des huiles



Aucun prix n'est ici exogène. Cependant, la structure du marché des huiles révélée par la Figure 4 semble montrer que s'il y a interaction entre les prix de l'huile de colza et de l'huile de tournesol, ces deux séries de prix ne subissent aucun effet en provenance des prix de l'huile de palme et de l'huile de soja.

Le tableau 4 donne les multiplicateurs de long terme ainsi que les délais d'ajustement correspondant à ce schéma.

Tableau 4. Multiplicateurs dynamiques et délais d'ajustement sur le marché des huiles.

Relation	Multiplicateurs de long terme	Délais d'ajustement (semaines)
H.Co ⇒ H.Tou	0,235	4
H.Tou ⇒ H.Co	0,507	5
H.Co ⇒ H.Pal	0,286	2
H.Co ⇒ H.So	0,395	4
H.Tou ⇒ H.Pal	0,345	3

H : Huile; Co : Colza ; Tou : Tournesol ; Pal : palme ; So : soja.

L'analyse bivariée des causalités (Annexe 1 - Tableau 1.2) montre l'importance des interactions de prix entre les trois huiles destinées principalement à la margarinerie et correspond bien au comportement des industriels. Tous les signes sont positifs donc les différentes huiles sont bien des substituts.

L'influence très marquée sur celles-ci de l'huile de tournesol est plus difficile à expliquer dans la mesure où elle correspond à un segment de marché différent. En fait on peut admettre que dans la CEE cette huile qui depuis une dizaine d'années correspond à une demande très forte des consommateurs en tant qu'huile de table (elle a largement remplacé l'huile d'arachide) et qui représente le fer de lance des grandes sociétés de trituration et de raffinage en direction des ménages avec un support publicitaire très important, se comporte dorénavant en produit leader du marché. Une hausse de ce prix permet alors aux industriels d'augmenter les prix des autres produits mais d'un montant plus faible. La rétroaction du prix de l'huile de colza sur celui de l'huile de tournesol, montre cependant que l'Argentine doit tenir compte des prix de l'huile de colza issue des usines communautaires pour être compétitive sur le marché de la CEE.

Le diagramme de causalité en information complète semble appauvrir la description de la réalité dans la mesure où il élimine toute une partie des interactions entre soja et palme, colza et palme d'autre part, qui existent dans la réalité industrielle, l'interaction qui subsiste entre tournesol et colza étant l'élément le plus surprenant et le plus difficile à expliquer.

REMARQUES FINALES

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 allant en 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 protéine, 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 de la protéine 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.

Parmi les résultats que nous avons présentés, ceux relatifs aux substitutions entre huiles végétales alimentaires et ceux concernant la complémentarité entre le tourteau de soja et le manioc 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). Par rapport à la thèse américaine qui affirme l'inefficacité d'un contingentement des importations de corn gluten feed dans la CEE par rapport à un objectif d'utilisation maximale des céréales en alimentation animale en s'appuyant sur une substitution directe entre le tourteau de soja et le corn gluten feed, les résultats obtenus montrent que le corn gluten feed doit également être classé comme un substitut de produit énergétique. C'est la thèse que défend la CEE en classant ce produit parmi les PSC (Produit 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 cette communication 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 15 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.

ANNEXE 1. Résultats des analyses bivariées des relations de causalité.

Tableau 1.1. Causalités obtenues à partir des modèles bivariés sur le complexe soja et sur le complexe colza.

modèle (X, Y)	Retards optimaux	$FPE_X(Y)^{(1)}$	Nullité des coefficients de Y. (2) F calculé	Multiplica- tions de long terme (3) $LM_X(Y)$	Délai d'ajus- tement (4)
(G. Soj, T. Soj)	(6, 14)	47, 135	2, 73*	0, 1711*	12
(G. Soj, H. Soj)	(6, 4)	48, 65	2, 05***	0, 0238***	4
(H. Soj, T. Soj)	(1, 4)	904, 34	3, 52*	1, 673*	6
(H. Soj, G. Soj)	(1, 4)	854, 90	8, 23*	2, 093*	6
(T. Soj, G. Soj)	(5, 1)	32, 762	0, 909	x	x
(T. Soj, H. Soj)	(5, 1)	32, 809	0, 459	x	x
(G. Col, T. Col)	(7, 1)	11663	0, 462	x	x
(G. Col, H. Col)	(7, 1)	11636	1, 20	x	x
(H. Col, T. Col)	(8, 2)	323, 94	3, 70**	0, 3786**	18
(H. Col, G. Col)	(8, 1)	328, 76	0, 85	x	x
(T. Col, G. Col)	(1, 1)	93, 04	0, 27	x	x
(T. Col, H. Col)	(1, 2)	92, 25	2, 46***	-0, 0209***	6

(1) $FPE_X(Y)$ 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) $LM_X(Y)$ 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 nécessaire à ce que 95 % de l'ajustement de X à Y soit réalisé

G : graine ; T : tourteau ; H : huile ; Col : colza ; Soj : soja.

* significatif à 1 %

** significatif à 5 %

*** significatif à 10 %.

Tableau 1.2. Causalités obtenues à partir des modèles bivariés sur le marché des Huiles.

modèle (X, Y)	Retards optimaux	FPE _X (Y) ⁽¹⁾	Nullité des coefficients de Y. (2) F calculé	Multiplica- tions de long terme (3) LM _X (Y)	Délai d'ajus- tement (4)
(H. Soj, H. Tou)	(1, 3)	862,96	9,219*	0,743*	7
(H. Soj, H. Col)	(1, 7)	848,53	5,96*	0,50*	4
(H. Soj, H. Pal)	(1, 1)	893,40	12,01*	0,154*	2
(H. Tou, H. Soj)	(9, 1)	322,04	0,548	x	x
(H. Tou, H. Col)	(9, 7)	314,24	2,84*	0,232*	5
(H. Tou, H. Pal)	(9, 2)	321,53	1,48	x	x
(H. Col, H. Soj)	(8, 1)	328,03	1,54	x	x
(H. Col, H. Tou)	(8, 10)	326,76	2,02**	0,421**	4
(H. Col, H. Pal)	(8, 1)	324,99	4,43**	0,097**	2
(H. Pal, H. Soj)	(11, 3)	664,62	3,47**	0,274**	3
(H. Pal, H. Col)	(11, 15)	630,63	3,40*	0,214*	2
(H. Pal, H. Tou)	(11, 8)	624,16	5,08*	0,321*	3

* significatif à 1 %

** significatif à 5 %

*** significatif à 10 %

(1), (2), (3), (4) : voir légende tableau 1.1.

H : huile ; Soj : soja ; Tou : tournesol ; Col : colza ; Pal : palme.

Tableau 1.3. Causalités obtenues à partir des modèles bivariés sur les prix des matières premières de l'alimentation animale.

modèle (X, Y)	Retards optimaux	FPE _X (Y) ⁽¹⁾	Nullité des coefficients de Y. (2) F calculé	Multiplica- tions de long terme (3) LM _X (Y)	Délai d'ajus- tement (4)
(Ma, T. Soj)	(1, 1)	23,124	0,983	x	x
(Ma, T. Col)	(1, 1)	23,004	2,508	x	x
(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	x	x
(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	x	x
(T. Col, CGF)	(1, 1)	96,271	1,811	x	x
(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	x	x
(T. Tou, CGF)	(1, 6)	21,404	2,042**	-0,002**	6
(T. Tou, Ma)	(1, 2)	21,430	1,973	x	x

* significatif à 1 %.

** significatif à 5 %.

*** significatif à 10 %.

(1), (2), (3), (4) : voir légende tableau 1.1.

T : tourteau ; Ma : manioc ; Soj : soja ; Col : colza ;

CGF : corn gluten feed ; Tou : tournesol.

ANNEXE 2. Résultats des analyses multivariées des relations de causalités (1)

Tableau 2.1. Modèles retenus à l'issue de la procédure d'analyse des causalités en information complète. Le complexe soja et le complexe colza.

- Le complexe soja (*) (Modèle retenu à 5 %)

$$\begin{pmatrix} T. Soj_t \\ H. Soj_t \\ G. Soj_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} a_o \\ b_o \\ c_o \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} a_1^5(L) & 0 & 0 \\ 0(L) & b_2^1(L) & c_2^4(L) \\ a_3^{14}(L) & b_3^4(L) & c_3^6(L) \end{pmatrix} \begin{pmatrix} T. Soj_t \\ H. Soj_t \\ G. Soj_t \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} e_t^T \\ e_t^H \\ e_t^G \\ e_t \end{pmatrix}$$

* La notation $x_i^n(L)$ ($x = a, b, c$ et $i = 1, 2, 3$) signifie que l'ordre optimal retenu pour le polynome retard $x_i(L)$ est égal à n .

- Le complexe colza (Modèle retenu à 5 %)

$$\begin{pmatrix} G. Col_t \\ T. Col_t \\ H. Col_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} a_o \\ b_o \\ c_o \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} a_1^7(L) & 0 & 0 \\ 0 & b_2^1(L) & 0 \\ 0 & b_3^2(L) & c_3^7(L) \end{pmatrix} \begin{pmatrix} G. Col_1 \\ T. Col_t \\ H. Col_t \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} e_t^G \\ e_t^T \\ e_t^H \\ e_t \end{pmatrix}$$

(1) L'ensemble des tests permettant d'aboutir à ces modèles finaux restent disponibles auprès des auteurs.

Tableau 2.2. Modèles retenus à l'issue de la procédure d'analyse des causalités en information complète. Le marché des matières premières de l'alimentation animale et le marché des huiles.

- Le marché des matières premières de l'alimentation animale

$$\begin{bmatrix} Ma_t \\ T. Soj_t \\ T. COL_t \\ T. Tou_t \\ CGF_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_o \\ b_o \\ c_o \\ d_o \\ e_o \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_1^1(L) & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & b_2^5(L) & 0 & 0 & 0 \\ 0 & b_3^1(L) & c_3^1(L) & 0 & 0 \\ 0 & b_4^4(L) & 0 & d_4^1(L) & 0 \\ a_5^7(L) & b_5^4(L) & c_5^2(L) & d_5^2(L) & e_5^4 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Ma_t \\ T. SOj_t \\ T. Col_t \\ T. Tou_t \\ CGF_t \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} MA_{ut} \\ SO_{ut} \\ CO_{ut} \\ TO_{ut} \\ CGF_{ut} \end{bmatrix}$$

- Le marché des huiles

$$\begin{bmatrix} H. Tou_t \\ H. Col_t \\ H. Soj_t \\ H. Pal_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_o \\ b_o \\ c_o \\ d_o \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_1^9(L) & b_1^7(L) & 0 & 0 \\ a_2^{10}(L) & b_2^8(L) & 0 & 0 \\ 0 & b_3^7(L) & c_3^1(L) & 0 \\ a_4^8(L) & b_4^{14}(L) & 0 & d_4^{11}(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} H. Tou_t \\ H. Col_t \\ H. Soj_t \\ H. Pal_t \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} TOU_{ut} \\ col_{ut} \\ Soj_{ut} \\ Pal_{ut} \end{bmatrix}$$

BIBLIOGRAPHIE

- AKAIKE H. (1970). "Autoregressive model fitting for control. Annals of the Institute of Statistical Mathematics - 22 - p. 163-180.
- BOYD S.M. - B.W. BRORSEN (1986). "Dynamic price relationships for US and EC corn gluten feed and related markets". European Review of Agricultural Economics - 13 - p. 199-215.
- CAINES P.E. - CW. KENG - SP. SETHI (1981) "Causality Analysis and Multivariate Autoregressive Modeling with an Application to Supermarket Sales Analysis". Journal of Economic Dynamics and Control - 3 - (August) p. 267-98.
- CCE (1988) La situation de l'agriculture dans la Communauté - Rapport annuel 1987.
- CHOW, GREGORY C. (1975) Analysis and control of dynamic systems. New-York : Wiley.
- GRANGER C.W.J. (1980) "Testing for causality" A personal Viewpoint. Journal of Economic Dynamics and contrôl 2 - p. 329-352.
- GRANT W.R. - A.W. NGERGE - B.W. BRORSEN - J.P. CHAVAS (1983) "Grain price interrelationships" Agricultural Economics research 35(1) p.1-9.
- ISTA (1988) Gil world Annual.
- USDA (1988) World oilseeds situation and market highlights. Foreign Agricultural Service (different issues).