



AgEcon SEARCH
RESEARCH IN AGRICULTURAL & APPLIED ECONOMICS

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

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

Help ensure our sustainability.

Give to AgEcon Search

AgEcon Search

<http://ageconsearch.umn.edu>

aesearch@umn.edu

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

Transmission des prix
sur le marché communautaire
des huiles végétales

*Yves DRONNE,
Christophe TAVÉRA*

Le marché mondial des huiles végétales a connu, au cours des années 80, un développement extrêmement rapide concernant notamment la production et plus encore les échanges. En 1989, ceux-ci représentaient environ 8 milliards de dollars.

Une douzaine de produits constituent ce marché. Ils proviennent de la trituration de graines oléagineuses issues de cultures annuelles comme le soja, le colza ou le tournesol ou de fruits et noyaux provenant de certaines cultures pérennes comme le palmier, le cocotier ou l'olivier. A l'exception du palme et de l'olive, l'extraction de l'huile fournit également un tourteau utilisé en alimentation animale, mais exception faite pour le soja, celui-ci n'intervient que faiblement dans la valorisation du produit.

La CEE occupe une position particulière sur le marché mondial des corps gras et constitue une zone privilégiée d'observation et d'analyse des cours. Elle est, en effet, le premier consommateur mondial de matières grasses et joue, à ce titre, un véritable rôle de plaque tournante. Ayant considérablement développé sa production de graines oléagineuses (essentiellement colza et tournesol) au cours des quinze dernières années et possédant une puissante industrie de trituration, elle intervient de plus en plus dans les importations et les exportations de certains de ces produits (cf. le bilan communautaire des principales huiles en annexe 1). Par ailleurs, le règlement communautaire "matières grasses" prévoyant une libre circulation de ces produits et un droit de douane faible à l'importation, les prix intérieurs de la CEE, enregistrés au niveau de Rotterdam, interagissent directement avec les cours mondiaux. C'est le cas des produits importés (palme, coprah, palmiste, arachide), des produits principalement obtenus et consommés dans la CEE (tournesol) et des produits provenant de graines communautaires ou de pays-tiers destinés à l'exportation, en concurrence avec les autres grands exportateurs mondiaux (États-Unis, Argentine, Brésil, Canada).

Le volume des importations et des activités de transformation industrielle dans les pays du nord de la CEE, le rôle de référence tenu par les prix enregistrés à ce niveau pour la quasi-totalité des transactions effectuées dans la Communauté entre les divers agents de la filière oléagineuse (tritrateurs, huiliers, fabricants d'aliments composés, négociants, chargeurs) sont autant de facteurs expliquant l'importance et l'influence de la place de Rotterdam pour ces différents marchés.

La connaissance des mécanismes de détermination des prix des huiles de colza et de tournesol présente donc un grand intérêt dans le cadre de la politique agricole commune (PAC). En effet, les dépenses du FEOGA pour le soutien des oléagineux ont au cours de la dernière décennie considérablement augmenté, pour atteindre 2,70 milliards d'écus en 1989, soit plus que les restitutions à l'exportation pour les céréales (2,66 milliards d'écus). Ce soutien s'effectue par le biais d'une aide, actualisée, en général, chaque semaine et versée au tritrateur, afin de combler

l'écart entre le prix indicatif communautaire de chaque graine et la somme, pondérée par les rendements physiques, des prix de l'huile et du tourteau correspondants⁽¹⁾. Ces deux derniers prix sont pratiquement alignés sur les cours de Rotterdam, eux-mêmes très fortement liés aux prix en vigueur dans les différents pays exportateurs. Compte tenu de la teneur élevée des graines de colza et de tournesol en huile et du prix nettement plus élevé de ce produit, comparé à celui du tourteau, le montant total des dépenses dépend plus fortement de la conjoncture mondiale du marché des huiles que de celui des tourteaux. Si l'on considère par ailleurs la relation qui existe entre les prix des différentes huiles sur le marché mondial, il s'avère important de connaître plus précisément l'impact, sur ce secteur, des prix du palme et du soja, et donc le rôle des conditions climatiques et des politiques agricoles et commerciales mises en œuvre dans les pays producteurs, notamment la Malaisie et les Etats-Unis. Réciproquement, on peut s'interroger – à travers la fixation des aides hebdomadaires pour les graines de colza et de tournesol – sur l'influence de la réglementation communautaire sur le marché mondial des autres produits.

De façon classique, le fonctionnement de ces marchés a été principalement analysé à partir de modèles de fonctions de demande, permettant de calculer un certain nombre d'élasticités-prix directes et croisées (Labys, 1977 ; Goddard et Glance, 1989). Ces modèles économétriques reposent généralement sur des données annuelles et nécessitent l'utilisation de séries longues. Ils supposent donc, pour l'ensemble de la période retenue, une certaine stabilité de la structure du marché mondial et des habitudes de consommation. Or, il apparaît clairement que ces conditions de bon fonctionnement sont relativement contradictoires avec la rapidité des évolutions observées au cours des quinze dernières années sur les marchés de produits tels que le palme ou l'arachide, et l'instabilité de la demande dans de nombreux pays en voie de développement. De plus, ces élasticités varient assez fortement d'une région à l'autre et sont donc difficilement extrapolables à l'ensemble du marché mondial.

D'où l'intérêt d'une approche complémentaire, basée sur l'estimation d'un modèle VAR appliqué aux prix internationaux hebdomadaires des sept principales huiles végétales. Ces prix ont été enregistrés entre le 1^{er} janvier 1987 et le 25 octobre 1990 (cf. annexe 2). En supposant une certaine constance des habitudes de consommation sur la période considérée, cette approche permet d'analyser les relations dynamiques de court terme entre les prix des différentes huiles. Elle met en évidence, plus précisément, le rôle primordial joué par les huiles de soja et de palme, à partir de l'analyse de la transmission des variations de cours de ces produits aux autres marchés. Compte tenu de l'importance de la CEE sur

⁽¹⁾ Dans la pratique, ce n'est pas le prix indicatif mais le prix d'achat des graines (94 % du prix d'intervention), majoré d'une certaine marge fixée en début de campagne, qui est pris en compte.

ces marchés en tant que consommateur, importateur et exportateur, et compte tenu des enjeux au niveau de la PAC, cette analyse a été effectuée en utilisant les prix internationaux enregistrés à Rotterdam.

STRUCTURE DU MARCHÉ MONDIAL ET PLACE DE LA CEE

Sur le marché mondial, les sept huiles retenues – soja, palme, colza, tournesol, arachide, coprah, palmiste – représentent environ 90 % de la production et 95 % des échanges totaux. Avec près de 16 millions de tonnes obtenues au cours de la campagne 1989/90, l'huile de soja est la matière grasse la plus produite et la plus consommée dans le monde. Elle était également, jusqu'au début des années 1980, le produit le plus exporté. Même si, aujourd'hui, l'huile de palme occupe la première place dans les échanges grâce à l'explosion des ventes de la Malaisie, et plus récemment de l'Indonésie, la production mondiale de ce produit (environ 11 millions de tonnes) reste inférieure à celle du soja.

Les huiles végétales sont principalement utilisées en alimentation humaine, soit directement (huiles de friture et d'assaisonnement), soit par le biais d'industries alimentaires (en particulier de la margarinerie). Cependant, des tonnages de plus en plus importants sont destinés aux usages techniques (savonnerie, détergents, peintures, etc.) ainsi qu'à l'alimentation des animaux (incorporation dans les aliments composés). On distingue en fait deux grandes familles de produits. Les huiles fluides, qui comprennent principalement le soja, le colza, le tournesol, l'arachide et l'olive, sont largement utilisées en alimentation humaine directe et se caractérisent par des teneurs assez faibles en acides gras saturés qui les rendent liquides dans les conditions normales de température des pays tempérés. Les huiles concrètes (principalement le coprah ou coco et le palmiste) sont au contraire très riches en ces mêmes acides et solides aux mêmes températures. Elles sont principalement utilisées dans les industries alimentaires (margarinerie notamment) et dans les usages techniques. L'huile de palme, bien que de composition intermédiaire, est généralement classée parmi les concrètes et utilisée en tant que telle dans les pays occidentaux.

Malgré leurs différences de composition et la spécificité des comportements alimentaires conduisant tel pays à privilégier tel produit, toutes ces huiles sont partiellement ou totalement substituables entre elles dans les différents créneaux de consommation, soit directement, soit après certaines transformations industrielles comme l'hydrogénation. Sur un plan économique, cette substituabilité se traduit par des relations étroites plus ou moins fortes entre les prix des différents produits car le consommateur, comme l'industriel, modifie sa demande en fonction des prix relatifs des différentes huiles. Les mécanismes d'ajustement sont

d'autant plus rapides que, très souvent, les arbitrages ne sont pas effectués par les consommateurs mais directement par les sociétés multinationales de négoce ou les centrales d'achat de pays en voie de développement, en fonction des variations des cours mondiaux.

Par rapport à une demande qui se révèle très flexible, l'offre d'huile apparaît nettement plus rigide dans une optique de court terme. Plusieurs raisons peuvent être avancées. D'une part, les programmes de transformation des tritrateurs sont généralement établis plusieurs mois à l'avance; d'autre part, le critère pris en compte pour passer d'une graine à une autre intègre, non seulement le prix de chaque huile, mais également la marge de trituration pour chaque graine, celle-ci faisant intervenir le prix de la graine et le prix du tourteau correspondant. Dans le cas du soja, compte tenu de la teneur en protéine de cette graine, c'est le tourteau plus que l'huile qui "pilote" la production. Par ailleurs, la qualité des huiles pouvant se dégrader au cours du stockage, les industriels s'efforcent de fonctionner avec des stocks faibles. Enfin, en ce qui concerne les produits d'importation provenant notamment d'Amérique du Nord et du Sud, il faut prendre en compte les délais de chargement, de transport maritime et de mise à disposition sur le marché communautaire.

Contrairement au cas des graines oléagineuses et des tourteaux, l'expansion de la demande en huile au cours des dix dernières années (USDA) a été surtout le fait des pays très peuplés du tiers monde (Chine, Inde, Pakistan, Bangladesh, Egypte, Afrique du Nord) et de l'URSS, alors que les exportations étaient de plus en plus le fait de quelques pays: Malaisie, Argentine, Brésil, Indonésie, Philippines. Les Etats-Unis, bien que conservant une place non négligeable sur le marché mondial, ont en fait dû recourir à différentes formes d'aides à l'exportation telles que la *Public Law 480* et le programme EEP pour freiner le recul de leurs ventes à l'étranger notamment de soja. Ils sont par ailleurs des importateurs très importants d'huiles concrètes et plus récemment d'huile de colza.

L'importance des flux mondiaux des différentes huiles et l'absence dans la plupart des pays de barrières douanières ou de contingents a conduit à une situation où les prix internationaux d'une même huile (par exemple le soja) sur les différents lieux de cotation (par exemple Chicago, FOB Decatur/USA, FOB Brésil, FOB Argentine, Dutch FOB ex. Mill) sont très corrélés. De même l'utilisation systématique des possibilités de substitution des huiles entre elles, à la fois par les consommateurs et les industriels, a conduit à des liaisons étroites entre les prix des différentes huiles sur une même place. Les variations de prix se transmettent donc très vite d'un marché à un autre. Deux exemples illustrent l'ampleur de ces interactions: l'été 1988 durant lequel la sécheresse, responsable de la destruction de près du quart de la récolte de soja aux Etats-Unis, entraîna une flambée des prix de presque toutes les huiles et,

inversement, l'été 1989 qui vit la production et les exportations record d'huile de palme de Malaisie peser sur l'ensemble des cours.

Cet article s'intéressera plus particulièrement aux modes et aux délais de transmission des variations des cours mondiaux des principaux produits (en particulier du soja et du palme) sur les différentes huiles produites et consommées dans la CEE.

CADRE THÉORIQUE ET MÉTHODOLOGIE EMPIRIQUE

Les relations dynamiques entre les prix des huiles sont analysées à l'aide d'un modèle vectoriel autorégressif. Traditionnellement, ce type de modélisation ne laisse qu'une place très limitée à l'information fournie par la théorie économique (sauf peut-être en ce qui concerne le choix des variables). Nous commençons cependant par présenter un modèle simplifié du marché des huiles qui nous permettra ensuite de justifier l'utilisation d'un modèle de type séries temporelles et d'interpréter les résultats obtenus.

Le modèle théorique "sous-jacent"

Les relations entre les prix des marchés des différentes huiles i , $i = 1, \dots, n$, peuvent être étudiées à partir du modèle de court terme suivant :

$$D_{it} = f_i(P_{1t}, \dots, P_{nt}, d_{it}) \quad i = 1, \dots, n \quad (1)$$

$$S_{it} = \bar{S}_i \quad i = 1, \dots, n \quad (2)$$

$$D_{it} = S_{it} \quad i = 1, \dots, n \quad (3)$$

avec D_{it} : demande du produit i à la date t ,

S_{it} : offre du produit i à la date t (supposée exogène à court terme);

P_{it} : prix du produit i à la date t

et d_{it} : déplaceur de demande représentant l'effet des autres facteurs exogènes sur la demande du bien i à la date t .

Pour chaque produit i , la demande – équation (1) – varie en fonction du prix du bien i et des prix des produits substitués ainsi que de variables exogènes dont les effets sont capturés par le déplaceur de demande d_{it} . L'offre – équation (2) – supposée exogène à court terme est constante et égale au niveau \bar{S}_i . L'équation (3) postule enfin que le marché est équilibré à chaque instant.

Le prix d'équilibre (P_{it}) sur le marché i est obtenu comme la forme réduite du modèle en reportant (1) et (2) dans (3):

$$P_{it}^e = g_i(\theta_t) \quad i = 1, \dots, n \quad (4)$$

avec $\theta_t = (d_{1t}, \dots, d_{nt}; \bar{S}_i, \dots, \bar{S}_n)'$. Les équations (4) permettent alors d'analyser les effets des chocs exogènes sur les prix d'équilibre dans le cadre d'un modèle statique.

Cependant, si les marchés ne s'ajustent pas instantanément à la suite d'une perturbation exogène, une situation de déséquilibre va apparaître et le processus d'ajustement des prix ne sera plus statique mais dynamique.

Dans ce cas, les équations statiques (4) peuvent être rendues dynamiques en y incorporant les effets présents et passés des chocs exogènes (Boyd et Brorsen, 1986; Zellner et Palm, 1974) selon:

$$P_{it} = g_i(\theta_t, \theta_{t-1}, \dots) \quad i = 1, \dots, n \quad (5)$$

Les prix répondent alors à l'information fournie par les chocs présents et passés. L'analyse de ce processus d'ajustement permet en fait de clarifier le mécanisme de formation des prix ainsi que certaines des caractéristiques des marchés telles que la rapidité avec laquelle ils incorporent et révèlent l'information contenue dans les perturbations qui les affectent.

Cependant, les équations (5) incluent de nombreux déplaceurs de demande (effet d'anticipation, rumeurs, ...) qui sont parfois difficiles à mesurer sur des périodes aussi brèves que la semaine. Par conséquent, nous préférons adopter une méthodologie alternative consistant à supposer que les déplaceurs de demande sont générés par des processus stochastiques qu'il est possible d'identifier et d'estimer. Nous reformulons alors le système d'équation (5) selon le modèle de type séries temporelles suivant (Brorsen *et al.*):

$$P_t = T_t + C_t + U_t \quad (6)$$

avec $P_t = (P_1, \dots, P_n)'$. Dans ce cas, les séries de prix sont décomposées en une composante déterministe T , une composante transitoire C incorporant la mémoire de court terme du système (supposée faiblement stationnaire) et un terme d'erreur U_t suivant un processus bruit blanc de moyenne nulle. Pour chaque série de prix, la composante T représente la tendance de la série et fait dépendre la moyenne de la série de prix du temps. Cependant, cette composante n'apporte rien à la connaissance de la façon dont le marché répond aux chocs exogènes. De plus, les méthodes d'analyse des séries temporelles utilisant des séries stationnaires, cette composante doit être ôtée de la série. Le processus stochastique

$(C_t + U_t)$ qui représente la façon dont le marché répond à de nouvelles informations peut alors être identifié et estimé à l'aide des méthodes de séries temporelles.

La méthodologie empirique

La technique de modélisation retenue est conforme à l'approche "descendante" standard des séries temporelles: les séries sont tout d'abord purgées de leur composante déterministe afin d'être rendue stationnaires. Les composantes transitoires des séries sont ensuite représentées à l'aide d'un modèle vectoriel autorégressif (VAR) selon :

$$A(L).P_t^* = U_t \quad (7)$$

où $P_t^* = (P_{1t}^*, \dots, P_{nt}^*)'$ représente le vecteur des séries de prix purgées de leur tendance ($P_t^* = P_t - T_t$),

$A(L)$ est une matrice carrée ($n \times n$) dont les éléments sont des polynômes en l'opérateur retard L ($LX_t = X_{t-1}$),

$U_t = (U_{1t}, \dots, U_{nt})'$ est le vecteur ($n \times 1$) des innovations.

Le système (7) représente alors l'évolution prévisible des prix des n corps gras ainsi que les écarts pouvant se produire par rapport à cette évolution à la suite de chocs non anticipés. Ces chocs sont capturés dans le modèle VAR par les termes d'innovation des équations autorégressives.

Dans la plupart des modélisations de type VAR, les polynômes éléments de la matrice $A(L)$ sont tous du même ordre. Cependant, dès que le modèle inclut de nombreuses variables, cela peut rapidement aboutir à un épuisement du nombre de degrés de liberté et les estimateurs des coefficients sont alors sensibles à la longueur des retards et à la période de l'échantillon. Dans ce travail, nous préférons donc utiliser la procédure CKS (Caines, Keng et Sethi, 1981) qui permet d'identifier les coefficients de la matrice $A(L)$ sans imposer l'égalité de l'ordre des polynômes retard et sans utiliser d'*a priori* fourni par la théorie économique. Cette méthode est une procédure séquentielle basée sur l'utilisation du concept de causalité⁽²⁾ au sens de Granger et du critère d'information (*Final Predictor Error*) d'Akaike (Akaike, 1970). Elle permet à chaque variable d'entrer dans le modèle avec un ordre d'autorégressivité spécifique et d'être expliquée par un sous-ensemble de l'ensemble des variables disponibles. Cette procédure revient par conséquent à élaborer un modèle dans lequel chaque variable est expliquée par sa propre histoire et par

⁽²⁾ La variable P_1 "cause" la variable P_2 au sens de Granger, si la prise en compte de l'histoire de la variable P_1 permet d'améliorer la prévision de la variable P_2 réalisée à partir du seul passé de P_2 (voir Granger, 1986).

l'histoire de ses variables causales. Cette approche est donc purement statistique puisqu'aucun *a priori* tiré de la théorie économique n'est imposé au modèle (voir par exemple Tavéra et Dronne, 1991, pour le détail de cette méthode).

Notons également que la plupart des produits retenus étant de proches substituts, on peut s'attendre à ce que les comportements d'arbitrage sur les marchés mondiaux aboutissent à établir une relation d'équilibre assez stable entre les prix de ces produits. Par conséquent, si la non stationnarité des séries de prix est due à la présence de racines unité, certaines séries de prix peuvent apparaître cointégrées du fait de la substituabilité des produits et des comportements d'arbitrage. Si tel est le cas, il existe alors un ou plusieurs vecteurs $a_i \neq 0$ tel que $a_i'P_t = Z_{it}$ est stationnaire (Engle et Granger, 1987). La relation $a_i'P_t = 0$ est dans ce cas interprétable comme une relation d'équilibre moyenne de long terme alors que les (Z_{it}) représentent les écarts par rapport à cet équilibre de long terme. La présence de relations de cointégration implique cependant des restrictions sur les coefficients de la forme moyenne mobile des différences premières des séries de prix et sur les coefficients de la forme autorégressive des niveaux des prix. Or, Engle et Granger montrent qu'il est possible d'imposer ces restrictions à l'aide d'une modélisation vectorielle autorégressive à correction d'erreur du type :

$$A(L)P_t^* = -\mu Z_{t-1} + U_t \quad (8)$$

avec $A_0 = I$,

$Z_t = (Z_{1t}, \dots, Z_{nt})'$,

U_t : vecteur des innovations,

μ : matrice ($n \times r$) de paramètres ($\mu \neq 0$).

Dans un tel modèle, les dynamiques de court terme sont flexibles mais convergent à long terme vers les relations imposées par les relations de cointégration.

Il est ici nécessaire de préciser que la procédure de détection des relations de cointégration proposée par Engle et Granger est une approche bivariée qui ne permet pas de prendre en compte simultanément l'ensemble des relations éventuelles à l'intérieur d'un sous-ensemble de taille quelconque du vecteur des prix. Cette approche peut donc masquer certaines relations de cointégration faisant intervenir plus de deux variables.

Cependant, elle semble ici justifiée car l'existence d'éventuelles relations de cointégration entre plusieurs séries de prix nous paraît délicate à justifier et à commenter. Nous nous limitons donc dans ce travail à la recherche de liaisons de cointégration bivariées.

PROPRIÉTÉS D'INTÉGRATION ET DE COINTÉGRATION DES SÉRIES DE PRIX

Les données utilisées sont les prix hebdomadaires de l'huile de soja (*Soj*), de l'huile de palme (*Pal*), de l'huile de colza (*Col*), de l'huile de tournesol (*Tour*), de l'huile d'arachide (*Arach*), de l'huile de coprah (*Cop*) et de l'huile de palmiste (*Palmi*) (cf. annexe 2). Ces données portent sur la période 1^{er} janvier 1987 – 25 octobre 1990 et sont exprimées en dollars par tonne. Toutes les séries ont subi une transformation logarithmique.

L'examen du tracé et du corrélogramme des séries révèle qu'aucune n'incorpore de composante saisonnière. Les propriétés de stationnarité des séries sont donc examinées à l'aide des tests de Dickey-Fuller augmentés standard (Dickey et Fuller, 1981). Ces tests sont appliqués à la fois aux niveaux et aux différences premières des séries de prix. La procédure de test retenue est conforme à celle proposée par Dolado (Dolado *et al.*, 1990). Les résultats obtenus sont présentés en annexe 3.

Pour toutes les séries prises en niveau, l'hypothèse nulle d'une racine unité n'est jamais rejetée au seuil de 5%. De plus, la constante et le trend ne sont jamais apparus significatifs. Par contre lorsque les tests sont effectués sur les séries prises en différence première, l'hypothèse nulle d'une racine unité est toujours fortement rejetée par les données. Toutes les séries de prix retenus sont donc considérées comme intégrées d'ordre 1 ($I(1)$) et subissent une différence première afin d'être rendues stationnaires.

Toutes les séries étant $I(1)$, deux quelconques d'entre elles, P_{it} et P_{jt} seront dites cointégrées s'il existe une combinaison linéaire $Z_{ijt}^r = P_{it} - \alpha - \beta P_{jt}$, $\beta \neq 0$ qui soit stationnaire ($I(0)$).

Suivant la procédure proposée par Engle-Granger (1987), la présence d'éventuelles relations de cointégration a été testée en estimant par MCO⁽³⁾ un ensemble de relations du type :

$$P_{it} = \alpha + \beta P_{jt} + w_t \quad i, j = 1, \dots, n; i \neq j \quad (11)$$

Un premier test de cointégration est basé sur la statistique de Durbin-Watson (test noté CRDW) appliqué à l'équation (11) qui sous l'hypothèse nulle de non-cointégration doit tendre asymptotiquement vers zéro. Ce test rejette donc l'hypothèse nulle de non cointégration lorsque

⁽³⁾ Stock (1987) montre que l'application des MCO à des régressions bivariées statiques sur les niveaux actuels des séries, et incorporant éventuellement une constante pour corriger les différences dans les marges des séries, fournit des estimateurs consistants des paramètres de cointégration.

la statistique de Durbin-Watson est supérieure à une valeur critique. Les valeurs critiques adéquates sont fournies par Sargan et Bhargara (1983).

Un second test de cointégration consiste à tester la présence d'une racine unité dans la série des résidus estimés w_t de l'équation (11). Pour cela, nous estimons tout d'abord par MCO l'équation suivante :

$$Dw_t = \delta_0 \hat{w}_{t-1} + \sum_{l=1}^q \delta_l D\hat{w}_{t-l} + n_t \tag{12}$$

puis la présence d'une racine unité est testée à l'aide du test τ de Dickey-Fuller qui est ici basé sur la statistique de Student associée à l'estimateur de δ_0 et qui doit être comparée aux valeurs critiques adéquates fournies par Engle et Yoo (1987).

Pour chacun de ces tests, l'hypothèse nulle est l'absence de cointégration (et la présence d'une racine unité dans les résidus) alors que l'hypothèse alternative est que les séries P_{it} et P_{jt} sont cointégrées (et que les résidus de l'équation (11) sont stationnaires).

Ces tests ont été appliqués à chaque paire de série de prix et le nombre de retards q dans l'équation (12) a été déterminé par le critère du FPE d'Akaike. Les résultats obtenus sont présentés dans le tableau 1 ci-dessous.

Tableau 1.
Tests de cointégration^(a)

Variable P_j	Variable P_i						
	<i>Soj</i>	<i>Pal</i>	<i>Col</i>	<i>Tour</i>	<i>Arach</i>	<i>Cop</i>	<i>Palmi</i>
<i>Soj</i>	–	0,07 – 2,13	0,40** – 3,95**	0,27** – 2,64	0,11 – 2,22	0,08 – 2,13	0,07 – 2,16
<i>Pal</i>	0,04 – 1,32	–	0,04 – 1,42	0,04 – 1,57	0,07 – 2,30	0,09 – 1,96	0,11 – 1,96
<i>Col</i>	0,38** – 3,75**	0,05 – 1,95	–	0,19* – 3,12*	0,10 – 2,28	0,06 – 1,98	0,06 – 2,00
<i>Tour</i>	0,24** – 2,56	0,04 – 2,18	0,18* – 3,18*	–	0,09 – 2,48	0,05 – 2,13	0,05 – 2,18
<i>Arach</i>	0,05 – 0,46	0,03 – 1,56	0,05 – 0,90	0,05 – 0,81	–	0,02 – 1,53	0,03 – 1,60
<i>Cop</i>	0,03 – 0,10	0,07 – 1,16	0,02 – 0,21	0,03 – 0,32	0,04 – 1,47	–	0,33** – 3,33**
<i>Palmi</i>	0,03 – 0,58	0,10 – 1,43	0,03 – 0,67	0,04 – 0,80	0,05 – 1,81	0,34** – 3,44**	–

(a) Pour chaque régression de cointégration du type $P_{it} = \alpha + \beta P_{jt} + u_t$, les nombres indiqués correspondent respectivement aux valeurs du test CRDW et du test τ de Dickey-Fuller.

*(**): rejet de l'hypothèse nulle de non cointégration au seuil 10 % (5 %).

L'hypothèse nulle de non cointégration n'est rejetée que pour les paires (*Soj, Col*) et (*Cop, Palmi*). Dans le cas de l'huile de soja et de l'huile de tournesol, les deux tests fournissent des résultats incompatibles (l'hypothèse nulle est rejetée avec CRDW mais ne l'est pas avec τ). Cependant, nous ne retenons pas l'hypothèse de cointégration entre *Soj* et *Tour* car la cointégration étant transitive si l'hypothèse nulle de non cointégration n'est pas rejetée pour (*Soj, Col*) ainsi que pour (*Soj, Tour*), elle doit également être non rejetée pour (*Col, Tour*). Or, l'hypothèse nulle de non cointégration n'est rejetée par aucun des tests pour la paire (*Col, Tour*).

Enfin, le paramètre de cointégration β estimé est toujours très proche de l'unité. Nous avons donc testé l'hypothèse selon laquelle ce paramètre est égal à un pour les deux paires de séries de prix cointégrées en testant à partir d'un test de Dickey-Fuller la présence d'une racine unité dans les résidus de la régression de cointégration contrainte ($\beta = 1$). Les valeurs obtenues pour ces tests sont respectivement : $-3,66$ pour (*Soj, Col*) et $-1,89$ pour (*Cop, Palmi*). Avec une valeur critique au seuil 10% (5%) égale à $-2,98$ ($-3,25$), l'hypothèse d'un paramètre de cointégration unitaire n'est donc retenue que pour la relation entre le prix de l'huile de soja et le prix de l'huile de colza.

Les résultats de l'analyse de cointégration font donc apparaître une structure de marché à trois niveaux : les marchés de l'huile de soja et de l'huile de colza d'une part, les marchés de l'huile de coprah et de l'huile de palmiste d'autre part ; puis un groupe de trois produits, l'huile de tournesol, l'huile d'arachide et l'huile de palme pour lesquels les prix n'apparaissent pas linéairement reliés à long terme aux prix des autres produits.

Cette structure s'explique bien en fonction des caractéristiques des différents produits et de leurs conditions d'utilisation.

Le soja et le colza sont deux produits très voisins du secteur des huiles fluides dont ils constituent toujours les produits les moins chers. Sur le marché mondial, les pays en voie de développement (Chine, Inde, Afrique du Nord) n'effectuent pas réellement de différenciation entre ces deux produits en fonction de goûts ou d'habitudes alimentaires (ils sont d'ailleurs très souvent utilisés mélangés à d'autres huiles). Chacun d'eux constitue une source de matières grasses équivalente à l'autre et la demande peut facilement se reporter d'un produit sur l'autre dès qu'une différence notable de prix apparaît. Dans la CEE, les producteurs de margarine et les populations à faible revenu utilisant ces deux huiles adoptent le même comportement.

Les huiles de coprah et de palmiste sont deux huiles concrètes, principalement importées dans les pays développés (CEE, Etats-Unis, Japon) pour les besoins de la margarinerie et des industries techniques. Là aussi, la proximité des compositions et des propriétés technologiques permet

des substitutions aisées entre les deux. Les trois autres produits sont plus indépendants. L'arachide et, dans une moindre mesure, le tournesol, qui sont pour une bonne part importés ou consommés dans des pays développés ou des pays utilisateurs traditionnels (URSS et CEE pour le tournesol, CEE pour l'arachide), font l'objet d'une demande spécifique liée à des goûts et à des comportements alimentaires. Ils sont donc plus difficilement substituables par les autres huiles et ne peuvent que partiellement se substituer entre eux. L'indépendance du palme par rapport aux autres huiles fluides et concrètes s'explique par la nature mixte de ce produit. Dans les pays développés, il est essentiellement importé sous forme brute pour les besoins de la margarinerie et des industries techniques. A ce titre, il présente une certaine possibilité de substitution par le coprah et le palmiste. Par contre, dans les pays en voie de développement, il est pour une bonne part importé sous forme de produits transformés (stéarine et oléine). Le second produit s'apparente principalement aux huiles fluides à bas prix comme le colza et le soja. Globalement le palme est donc un produit mixte qui n'est que partiellement influencé par les couples : soja/colza et coprah/palmiste.

RELATIONS DYNAMIQUES ENTRE LES PRIX MONDIAUX DES HUILES

Dans cette partie, nous examinons la façon dont les chocs exogènes sur les prix des différentes huiles se répercutent sur l'ensemble des marchés. Pour cela, nous estimons tout d'abord le modèle VAR à correction d'erreur (8) en identifiant la matrice $A(L)$ par la méthode CKS. La structure de la matrice $A(L)$ obtenue, ainsi que les tests de spécification usuels effectués sur le modèle final⁽⁴⁾, sont présentés en annexe 4.

L'hypothèse nulle de non autocorrélation des résidus n'est jamais rejetée par les tests de Ljung-Box effectués respectivement sur les 20 et les 30 premières autocorrélations. De même, aucune autocorrélation d'ordre 1 des résidus n'est détectée par le test du Multiplicateur de Lagrange. Seul un léger effet ARCH d'ordre 1 (la statistique calculée vaut 2,76 alors que la valeur de la $\chi^2(1)$ est 2,71 au seuil 10%) est décelée dans le cas du prix du soja.

Les tests d'hétéroscédasticité de Goldfeld-Quandt et de stabilité des coefficients de Chow sont effectués pour les sous-périodes antérieures (1987/1/1-1989/5/25) et simultanées (1989/6/1-1990/10/25) à la mise en place du programme américain EEP d'aide aux exportations. Là en-

⁽⁴⁾ La forme de la matrice $A(L)$, déterminée par la procédure CKS, fournit une représentation de la structure causale entre les prix des corps gras, identifiable en information multivariée (Caines, Keng et Sethi, 1981).

core les hypothèses nulles d'homoscédasticité et de stabilité des coefficients ne sont jamais rejetées au seuil 5 %. Enfin, le test du U de Theil indique que la capacité prédictive est systématiquement supérieure à celle de modèles "naïfs" de type marches aléatoires.

Afin d'étudier la façon dont les prix des différentes huiles réagissent à des chocs exogènes sur chacun des marchés, le modèle VAR à correction d'erreur (8) est ensuite réécrit sous la forme d'un modèle VAR ne faisant intervenir que les niveaux des variables :

$$B(L).P_t = U_t$$

où les termes du mécanisme correcteur d'erreur sont incorporés dans les coefficients des niveaux des variables pour la période $(t - 1)$. Le modèle (9) peut alors être mis sous sa forme moyenne mobile :

$$P_t = B^{-1}(L).U_t = C(L).U_t$$

avec $C(L) = (I + C_1L + C_2L^2 + \dots)$, ce qui permet de calculer les fonctions de réponse de chaque variable à la suite d'un choc unitaire sur chaque terme d'erreur. De plus, afin de prendre en compte les corrélations instantanées entre les innovations individuelles du modèle, le vecteur des innovations U_t a été orthogonalisé de façon à ce que la matrice de variance-covariance du vecteur des innovations transformées soit une matrice identité. Pour cela la matrice Σ de variance-covariance de U_t a d'abord subi une décomposition de Choleski ($\Sigma = K'K$ où K est une matrice triangulaire inférieure) puis la forme moyenne mobile du modèle a été réécrite de la façon suivante :

$$P_t = C(L).K.V_t \quad (13)$$

où $V_t = K^{-1}.U_t$ est un vecteur d'innovations de variance unité. L'utilisation d'une décomposition de Choleski nécessite cependant que les éléments de P_t soient organisés selon un ordre séquentiel déterminé. Généralement, les variables étant censées contenir peu d'information sur les autres variables sont alors placées en dernière position, et les variables les plus "autoprédicatives" sont par contre situées en première position. Ici les différentes variables ont été ordonnées comme indiqué dans le tableau 2 dans l'ordre décroissant de leur importance dans la production mondiale, soit : Soja, Palme, Colza, Tournesol, Arachide, Coprah et Palmiste. A l'exception du tournesol qui est la seconde huile consommée dans la CEE et de l'arachide qui est la dernière, cet ordre correspond en fait également à la hiérarchie des consommations intra-communautaires.

Multiplicateurs totaux du modèle

Les multiplicateurs totaux du modèle sont tout d'abord calculés comme la somme des multiplicateurs décalés à la suite d'un choc unitaire ponctuel sur une composante particulière du vecteur des innova-

tions. Ces multiplicateurs sont interprétables comme l'effet total d'une hausse non anticipée du prix du produit j (due par exemple à un effet de demande) sur le prix du produit i , une fois tous les ajustements réalisés (Boyd et Brorsen, 1986). Notons ici que, même si une série de prix n'est expliquée dans le modèle présenté en annexe 4 que par un sous-ensemble du vecteur des prix, les interactions des différentes équations font qu'un choc sur une série de prix affecte l'ensemble des autres séries.

Les multiplicateurs totaux obtenus sont regroupés dans le tableau 2 ci-dessous.

Tableau 2.
Multiplicateurs totaux
calculés à partir d'un
choc unitaire ponctuel
sur chaque innovation

	Effet multiplicateur total d'un choc unitaire ponctuel sur						
	<i>Soj</i>	<i>Pal</i>	<i>Col</i>	<i>Tour</i>	<i>Arach</i>	<i>Cop</i>	<i>Palmi</i>
Réponse de							
<i>Soj</i>	0,86	0,44	0,75	0,22	0,01	0,01	0,03
<i>Pal</i>	0,59	0,98	0,00	0,00	0,00	0,09	0,15
<i>Col</i>	0,86	0,44	0,75	0,22	0,01	0,01	0,03
<i>Tour</i>	0,67	0,33	0,30	0,97	0,13	0,01	0,02
<i>Arach</i>	0,53	0,30	0,11	0,68	1,11	0,00	0,02
<i>Cop</i>	0,53	0,80	0,00	0,00	0,00	0,78	1,11
<i>Palmi</i>	0,47	0,70	0,00	0,00	0,00	0,70	0,97

Si ces effets multiplicateurs sont principalement dûs aux ajustements de la demande à la suite d'une variation exogène d'un prix, leur signe positif semble révéler que tous ces produits se comportent entre eux à court terme comme des substituts. Une augmentation exogène du prix P_i d'un produit i provoque en effet une réduction de la demande de ce produit et une plus grande demande du produit j qui conduit – en l'absence de tout ajustement de l'offre – à une hausse du prix P_j .

On s'aperçoit de plus que sur les cinq produits retenus, deux ont des effets beaucoup plus importants sur les autres marchés. L'influence du soja est particulièrement forte sur le colza et, dans une moindre mesure, le tournesol qui sont les deux huiles fluides les plus voisines au niveau de la composition. Elle est également élevée sur le palme et, dans une plus faible proportion, le coprah et le palmiste. Cela s'explique par la possibilité d'hydrogéner le soja et de l'utiliser en concurrence avec les huiles concrètes dans la margarinerie. On note par ailleurs que l'influence des prix du soja sur ceux de l'arachide est sensiblement plus faible que sur les autres huiles fluides. Cela confirme la relative autonomie du marché de l'arachide dans la CEE.

En ce qui concerne le palme, on obtient, comme on pouvait s'y attendre, des multiplicateurs très élevés pour les deux autres huiles

concrètes, mais aussi des multiplicateurs relativement élevés pour toutes les huiles fluides. On doit noter que la dispersion de ceux-ci (0,44 pour le soja à 0,30 pour l'arachide) est plus faible que pour le cas du soja (0,86 pour le colza à 0,53 pour l'arachide). Cela montre que le palme joue globalement sur la conjoncture du marché des huiles fluides, même si les effets sont plus prononcés pour les deux huiles les moins chères, à savoir le soja et le colza.

Dans l'ensemble, le soja apparaît comme le produit leader à l'intérieur de la CEE, dans la mesure où la somme pondérée de ses multiplicateurs est nettement plus importante que celle du palme. Cela tient à la fois à la valeur des multiplicateurs et au fait que, dans la CEE, la consommation de l'ensemble des huiles étudiées est constituée pour 67 % d'huiles fluides.

En ce qui concerne les trois autres huiles figurant sur le tableau, on constate que le prix du tournesol n'influence pas du tout ceux des huiles concrètes, et influence légèrement ceux du soja et du colza (0,22). C'est au contraire le produit qui détermine le plus l'évolution à court terme des prix de l'arachide en raison des possibilités de substitution entre ces deux produits dans les utilisations alimentaires directes.

Le prix de l'huile de coprah qui correspond à un tonnage relativement faible dans la CEE et au niveau mondial n'agit fortement que sur les prix du palmiste. Son action est par contre faible sur le palme et presque nulle sur l'ensemble des huiles fluides. Enfin, l'arachide qui est un produit de moins en moins important dans la consommation communautaire et dans les échanges mondiaux n'influence pratiquement que le tournesol et encore de façon faible.

L'ajustement dynamique des multiplicateurs

Les graphiques suivants montrent la dynamique des différents prix en cas d'un choc initial égal à un écart-type sur le prix de l'huile de soja (figure 1) et sur celui de l'huile de palme (figure 2).

Dans la presque totalité des cas, les multiplicateurs dynamiques révèlent des ajustements très rapides des marchés. Une variation exogène du prix du soja se transmet rapidement aux marchés de l'huile de colza et de l'huile de tournesol. Si l'effet sur le marché du tournesol est assez régulier (le prix de ce produit atteint sa nouvelle valeur d'équilibre au bout de 2 à 3 semaines), l'effet sur le prix de l'huile de colza semble suffisamment fort pour provoquer un léger surajustement de court terme qui disparaît en 9 à 10 semaines. C'est le marché de l'huile de palme qui est en fait le plus long (à peu près 15 semaines) à incorporer l'effet du choc sur le prix de l'huile de soja.

Figure 1. Fonctions de réponses consécutives à un choc sur le prix de l'huile de soja

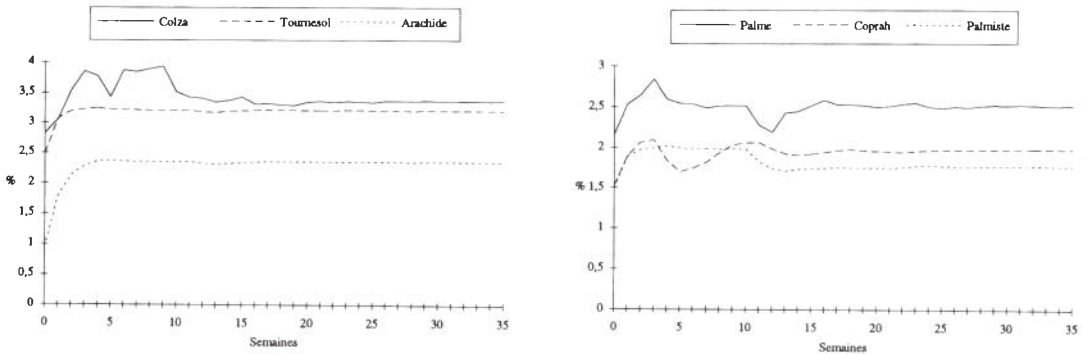
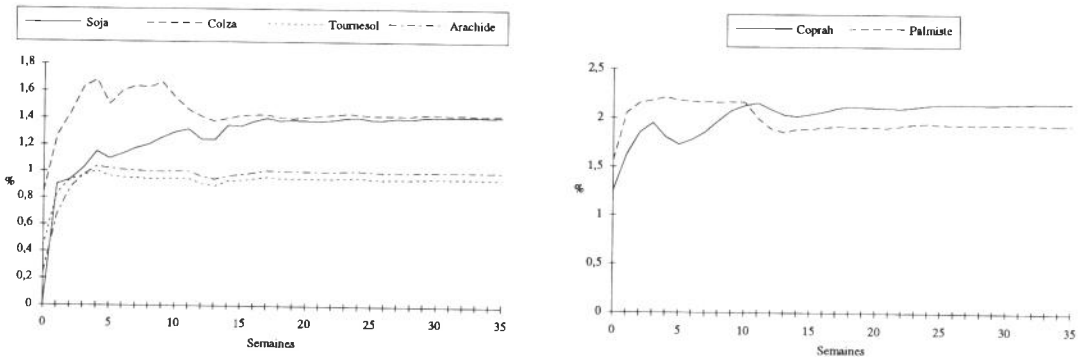


Figure 2. Fonctions de réponses consécutives à un choc sur le prix de l'huile de palme



Dans le cas d'un choc exogène sur le prix de l'huile de palme, les prix de l'huile de soja et de l'huile de colza augmentent dans les mêmes proportions conformément à la relation de cointégration qu'exhibent ces deux séries de prix (avec un coefficient de cointégration unitaire). Cependant, le prix de l'huile de soja est plus lent que le colza à répondre à la variation du prix de l'huile de palme. Cela s'explique par le fait que le soja constitue un marché beaucoup plus important au niveau mondial, qui correspond à un tonnage de production et d'échanges internationaux près de deux fois plus élevé. Les prix de l'huile de palmiste et de coprah mettent tous deux près de 10 semaines pour totalement incorporer la variation du prix de l'huile de palme, mais la plus grande partie de l'ajustement est réalisée dans les 4 ou 5 premières semaines. Enfin, le prix de

l'huile de tournesol est très rapidement affecté par le choc sur le prix du palme (3 à 4 semaines) et sa fonction de réponse est très régulière. Dans ce cas, compte tenu de la non substituabilité directe entre les deux produits, on peut penser qu'il s'agit d'un effet qui transite par les autres huiles fluides et en particulier le soja.

L'analyse des effets multiplicateurs instantanés⁽⁵⁾ révèle à nouveau les relations privilégiées entre, d'une part les prix du soja, du colza et, dans une certaine mesure, du tournesol, et d'autre part le prix du palme, du coprah et du palmiste. Les graphiques 1 et 2 font en effet apparaître qu'à l'intérieur de la semaine où les chocs exogènes sur les prix ont lieu :

- les prix du colza et du tournesol réagissent beaucoup plus fortement à un choc sur le prix du soja qu'à un choc sur le prix du palme ;
- les prix du coprah et du palmiste sont par contre nettement plus sensibles à une variation du prix du palme ;
- enfin, les effets instantanés sur le prix de l'arachide sont plus forts dans le cas d'une variation exogène du prix du soja.

CONCLUSION

L'analyse des relations dynamiques entre les prix mondiaux des huiles végétales permet de clarifier la nature des interactions de ces marchés. Les résultats des tests de cointégration effectués, ainsi que les valeurs des multiplicateurs totaux, font apparaître une structure de marché composée de trois groupes de produits.

Tout d'abord, le **groupe soja, colza, tournesol** à l'intérieur duquel les variations de prix sont très vite et très fortement répercutées d'un marché à un autre, et où le prix du soja joue un rôle leader. C'est l'interaction du prix du soja et du prix du colza qui est la plus marquée puisque ces deux séries apparaissent cointégrées avec un coefficient de cointégration unitaire. Le tournesol semble par contre être le produit le plus "passif" de ce groupe, puisqu'il subit assez fortement l'influence des deux autres produits – et principalement du soja – alors que son influence reste très limitée.

Les prix du **palme, du coprah et du palmiste** constituent le second groupe à l'intérieur duquel le palme est le marché leader. Les chocs sur ce marché sont en effet fortement répercutés sur les deux autres marchés. Les prix du palmiste et du coprah sont de plus cointégrés et leur différentiel est donc relativement constant à long terme. Enfin, le prix du palme sert d'interface entre ce groupe de produits et le précédent

⁽⁵⁾ Les effets multiplicateurs instantanés associés à un choc initial d'un écart-type sont donnés par $P_t = C_o K.V_t$ dans l'équation (13).

puisque ses variations ne sont pas sans effet sur les prix du soja, du colza et du tournesol.

Quant au dernier groupe, il n'inclut en fait que l'**arachide**. En effet, bien que subissant les effets de variation des chocs de prix supportés par les autres marchés (principalement en provenance du soja et du tournesol), le prix de ce produit semble avoir une dynamique propre, n'ayant aucune influence sur les prix des autres.

Deux autres sources d'information viennent confirmer ces résultats :

- D'une part, les analyses conjoncturelles réalisées sur les marchés des huiles, ainsi le rapport Cyclope (1991, p. 165) dont les auteurs concluent : "qu'en dehors de l'arachide, traditionnellement plus chère et ayant sa propre dynamique, et bien sûr de l'huile d'olive, les prix internationaux des autres huiles ont tendance à s'aligner sur les cotations de référence de l'huile de soja. C'est aussi le cas en Europe puisque le système communautaire fonctionne avec des *deficiency payments*".
- D'autre part, l'examen des cours enregistrés durant les deux dernières campagnes 1989/90 et 1990/91, dont les évolutions sont compatibles avec nos résultats⁽⁶⁾.

Toutes les relations dynamiques observées entre les prix mondiaux de ces produits sont caractérisées par des effets multiplicateurs positifs et des délais de réaction assez brefs (4 à 5 semaines dans la plupart des cas). Pour peu que les interactions des prix mises en évidence par un tel modèle révèlent principalement des effets de demande, les produits retenus semblent donc se comporter comme des substituts relativement proches dans certains cas. La rapidité avec laquelle les informations transitent d'un marché à l'autre paraît alors indiquer que les fonctions de demande de ces produits sont très sensibles aux variations de prix. Ce résultat est totalement compatible avec le fait que ces produits se substituent facilement l'un à l'autre et qu'une légère variation des différentiels de prix provoquera des ajustements de la demande. Cela est particulièrement vrai dans le cas de l'huile de colza et de l'huile de soja où la relation de cointégration estimée avec un coefficient unitaire est révélatrice du fait que ces deux produits se substituent l'un à l'autre dans un rapport de une tonne pour une tonne.

⁽⁶⁾ En effet, sur cette période, les prix des trois principales huiles fluides (soja, colza, tournesol) fluctuent dans une fourchette assez étroite (entre 400 et 500 \$/tonne) sans tendance apparente, tandis que ceux de l'arachide se maintiennent à un niveau toujours très élevé et ceux des trois huiles concrètes, après un début d'effondrement dû à l'augmentation de la production d'huile de palme et à la constitution de stocks en Malaisie, se rejoignent en août 90 pour mieux se relever, conjointement, dès le mois de novembre. Plus qu'à la modification des structures de production, cette hausse est la conséquence de l'effet d'entraînement de l'huile de soja et de la volonté de réduire un différentiel devenu trop important (+ 45 % en août 1990).

Dans le cas des tourteaux, une analyse similaire appliquée aux prix communautaires avait permis de montrer (Tavéra et Dronne, 1991) que les délais d'ajustement étaient sensiblement plus longs. Cette différence s'explique à la fois par le fait que les tourteaux de colza et de tournesol n'ont pas la même composition, en terme de protéines et d'énergie, que ceux de soja, et par le fait que la concentration du marché au niveau de la demande (constituée d'un grand nombre de fabricants d'aliments composés) est nettement plus faible.

En ce qui concerne la PAC, une conclusion importante est l'influence des cours mondiaux des huiles de soja et de palme sur les prix de vente, sur le marché intérieur et à l'exportation, des huiles de colza et de tournesol obtenues à partir de graines communautaires et, par voie de conséquence, sur les aides versées aux tritrateurs de la CEE. En effet, compte tenu de la composition de ces deux graines, on peut calculer qu'une baisse de 10 % de chacune de ces huiles se traduit par une augmentation d'environ 5,5 % de l'aide dans le contexte du début de l'année 1991, alors qu'une baisse équivalente du prix mondial de ces tourteaux ne se traduit que par des augmentations de 1,3 % ou 2,7 % de l'aide. La politique oléagineuse de la CEE est donc beaucoup plus une politique "matière grasse" qu'une politique "protéine".

Inversement, on doit s'interroger sur l'influence exercée par les cours des huiles communautaires (colza et tournesol) sur les cours mondiaux des autres huiles. Dans le cas du colza, la relation de cointégration avec l'huile de soja ne permet pas de connaître le sens de la relation entre ces deux prix. Par contre dans le cas du tournesol, il apparaît bien que l'influence est très faible sur tous les autres prix, à l'exception de l'huile d'arachide. Globalement, il semble bien que si l'application du règlement communautaire "matières grasses" a permis au cours des dix dernières années de développer la production et la trituration de ces graines à l'intérieur de la CEE, il n'a pas, à court terme, compte tenu des modes de calcul de l'aide, d'influence significative sur les autres cours mondiaux. Dans la mesure où nous avons obtenu une conclusion identique en ce qui concerne les tourteaux de colza et de tournesol, on peut conclure à une certaine neutralité de la réglementation communautaire au niveau des prix. Le seul produit directement affecté est l'arachide en provenance d'Afrique et d'Amérique du Sud.

Sans attendre la réforme globale de la PAC, une nouvelle réglementation doit s'appliquer au secteur oléagineux, dès la campagne 1992-93. Elle prévoit notamment la suppression des prix d'intervention et indicatif ainsi que de l'aide versée aux tritrateurs. Dans la mesure où l'influence du marché mondial se fera directement sentir à tous les niveaux de la filière, il est particulièrement important de bien comprendre l'articulation entre les marchés de ces diverses matières premières ainsi qu'entre les marchés internes et externes de ces mêmes produits.

BIBLIOGRAPHIE

- AKAIKE (H.), 1970 — Autoregressive model fitting for control, *Annals of the Institute of Statistical Mathematics*, n° 22, pp. 163-180.
- BOYD (M.S.), BRORSEN (B.W.), 1986 — Dynamic price relationships for US and EC corn gluten feed and related markets, *European Review of Agricultural Economics*, vol. 13, pp. 199-215.
- BRORSEN (B.W.), GRANT (W.R.), CHAVAS (J.-P.), 1985 — Dynamic relationships and efficiency of rice by product prices, *Agricultural Economic Research*, vol. 37, n° 2, pp. 15-26.
- CAINES (P.E.), KENG (C.W.), SETHI (S.P.), 1981 — Causality analysis and multivariate autoregressive modelling with an application to supermarket sales analysis, *Journal of Economic Dynamics and Control*, n° 3, pp. 267-298.
- DOLADO (J.J.), JENKINSON (T.), SOSVILLA-RIVERO (S.), 1990 — Unit roots, *Journal of Economic Surveys*, vol. 4, n° 3, pp. 249-273.
- DICKEY (D.A.), FULLER (W.A.), 1981 — Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root, *Econometrica*, vol. 49, pp. 1057-1072.
- DRONNE (Y.), GURTLER (J.-L.) — Notes mensuelles de conjoncture sur le marché international des huiles, *Revue Oléagineux*, IRHO.
- ENGLE (R.F.), GRANGER (C.W.J.), 1987 — Cointegration and error correction: regression, estimation and testing, *Econometrica*, vol. 55, pp. 251-276.
- ENGLE (R.F.), YOO (B.A.), 1987 — Forecasting and testing in cointegrated systems, *Journal of Econometrics*, n° 35, pp. 143-159.
- GODDARD (E.W.), GLANCE (S.), 1989) -Demand for fats and oils in Canada, United States and Japan, *Canadian Journal of Agricultural Economics*, n° 37, pp. 421-443.
- GRANGER (C.W.J.), 1986 — Testing for causality: a personal viewpoint, *Journal of Economic, Dynamics and Control*, n° 2, pp. 329-352.
- ISTA — *Oil World*, Mielke, GmbH, Hambourg.
- LABYS (W.), 1977 — Multicommodity substitution patterns in the international fats and oils market, *European Review of Agricultural Economics*, vol. 4, n° 1, pp. 75-84.
- Rapport CYCLOPE (eds Philippe Chalmin), 1991 — *Les marchés mondiaux en 1991*, Paris, Economica, 413 p.

- SARGAN (J.D.), BHARGARA (A.), 1983 — Testing residual from least squares regression for being generated by the gaussian random walk, *Econometrica*, vol. 51, pp. 153-174.
- STOCK (J.H.), 1987 — Asymptotic properties of least squares estimators of cointegrating vectors, *Econometrica*, vol. 55, pp. 1035-1056.
- TAVÉRA (C.), DRONNE (Y.), 1991 — Interactions des prix mondiaux des produits de l'alimentation animale sur le marché de Rotterdam, *Les Annales d'Economie et de Statistique*, n° 23, pp. 116-135.
- USDA, Foreign Agricultural Service. *World oilseed situation and market highlights*.
- USDA, Economic Research Service, 1990 — World Oilseed Markets, Government intervention and multilateral policy reform, ERS Staff Report n° AGES 9021, mars, 84 p.
- WENDLAND (B.), 1986 — Short term soybean and soybean by product prediction models, in: USDA, *Oil Crops: Situation and Outlook Report*, novembre.
- WENDLAND (B.), 1987 — US Fats and vegetable oils price relationships in: USDA, *Oil Crops: Situation and Outlook Report*, avril.
- ZELLNER (A.), PALM (F.), 1974 — Time series analysis and simultaneous equation econometric models, *Journal of Econometrics*, n° 2, pp. 17-54.

ANNEXE 1

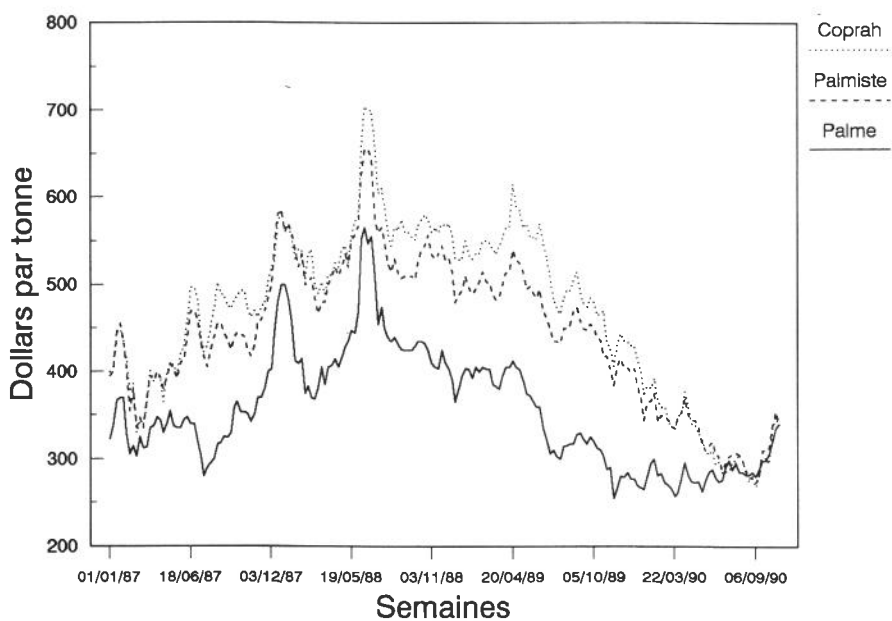
BILAN COMMUNAUTAIRE DES PRINCIPALES HUILES VÉGÉTALES
(CAMPAGNE 1989-1990)

	Productions	Importations nettes	Consommations	%
Soja	2 428	- 742	1 610	23,5
Colza	2 302	- 1 076	1 219	17,8
Tournesol	1 582	- 39	1 540	22,5
Arachide	15	198	226	3,3
Palme	-	1 310	1 292	18,9
Coprah	59	484	529	7,7
Palmiste	12	423	432	6,3
Total	6 398	558	6 848	100,0

Source : Oil World

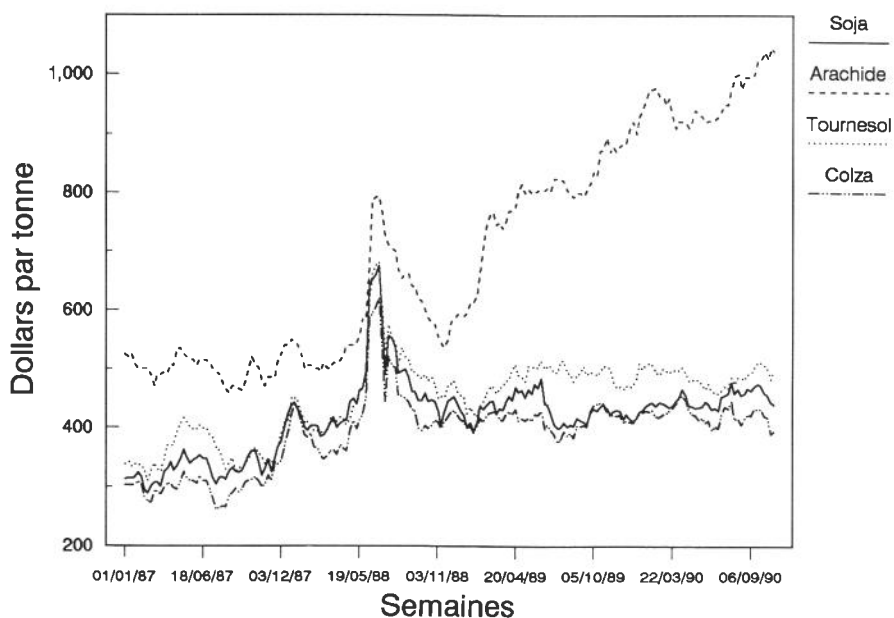
Unité : milliers de tonnes

ANNEXE 2
EVOLUTION DES PRIX DES HUILES FLUIDES
(CAF - Rotterdam)



Source : Oil World

EVOLUTION DES PRIX DES HUILES CONCRÈTES
(CAF - Rotterdam)



Source : Oil World

ANNEXE 3

PROPRIÉTÉS D'INTÉGRATION DES SÉRIES

TESTS DE STATIONNARITÉ DE DICKEY-FULLER

Les tests de Dickey-Fuller sont basés pour la série de prix P_t , sur l'estimation par MCO de l'équation :

$$DP_{it} = a + bt + cP_{it-1} + \sum_{l=1}^p d_l DP_{it-l} + v_{it} \quad (10)$$

où t est un trend temporel linéaire,

D est l'opérateur différence ($DX_t = X_t - X_{t-1}$),

p est choisi de façon à rendre la série des résidus (v_{it}) bruit blanc.

L'hypothèse nulle testée est que la représentation autorégressive de P_{it} incorpore une racine unité. Les tests utilisés sont la statistique du t de Student associée à l'estimateur de c (test noté τ_c) et les tests de Fisher (respectivement notés θ_2 et θ_3) associés aux hypothèses nulles composées $(a, b, c) = (0, 0, 1)$ et $(b, c) = (0, 1)$.

Dans le cas où $b = 0$ dans l'équation (10), les tests effectués sont fondés sur la statistique du t de Student associée à l'estimateur de c (test noté τ_μ si $a \neq 0$ ou τ si $a = 0$) et sur la statistique de Fisher (test noté θ_1) associée à l'hypothèse nulle composée $(a, c) = (0, 1)$. Dans tous les cas, ces statistiques ne suivent pas des lois standard et les valeurs critiques adéquates sont données dans Fuller (1976, pour τ_c , τ_μ et τ) et Dickey-Fuller (1981, pour θ_1 , θ_2 , θ_3).

Ces tests sont effectués selon la stratégie en trois étapes proposée par Dolado *et al.* (1991): (i) l'hypothèse nulle est d'abord testée à l'aide de τ_c , θ_2 et θ_3 dans le modèle non restreint (10). Si celle-ci n'est pas rejetée, la significativité du trend est testée sous l'hypothèse nulle à l'aide d'un test du t de Student usuel; (ii) si le trend n'est pas significatif, l'équation (10) est ensuite réestimée sans le trend ($b = 0$), puis l'hypothèse nulle est à nouveau testée à l'aide de τ_μ et θ_1 . Si celle-ci n'est pas rejetée, la significativité de la constante est testée sous l'hypothèse nulle à l'aide d'un test du t de Student; (iii) enfin si la constante n'est pas significative, l'équation (10) est réestimée sans trend ni constante ($a = b = 0$) et l'hypothèse nulle est à nouveau testée à l'aide de τ .

Cette stratégie est appliquée à la fois aux niveaux et aux différences premières des séries de prix. Le nombre de retard maximal p est chaque fois déterminé à l'aide du critère du *Final Predictor Error* d'Akaike. Le tableau suivant regroupe les résultats obtenus.

TEST DE RACINE UNITÉ

	Tests statistiques							
	τ_τ	ϕ_2	ϕ_3	$t_b^{(1)}$	τ_μ	ϕ_1	$t_a^{(1)}$	τ
Séries de prix (p)⁽²⁾								
<i>Soj</i> (1)	- 2,69	2,44	3,50	- 0,61	- 2,25	2,64	0,55	0,49
<i>DSoj</i> (1)	- 14,23**	67,53**	40,50**	- 0,12	52,3**	0,08	0,08	- 14,20**
<i>Pal</i> (4)	- 2,40	2,26	3,38	- 0,97	- 1,79	1,62	0,10	0,04
<i>DPal</i> (4)	- 7,62**	19,35**	29,01**	- 0,01	- 7,56**	28,56**	0,14	- 7,06**
<i>Col</i> (6)	- 2,80	2,75	3,99	- 0,33	- 2,17	2,49	- 0,11	0,44
<i>DCol</i> (6)	- 12,87**	55,19**	82,78**	- 0,06	- 12,89**	83,06**	- 0,01	- 5,29**
<i>Tour</i> (1)	- 2,76	2,75	3,88	- 0,39	- 2,21	2,58	0,68	0,63
<i>DTour</i> (1)	- 11,80**	46,44**	69,67**	- 0,04	- 11,82**	69,89**	- 0,01	- 8,80**
<i>Arach</i> (2)	- 1,13	1,19	8,61	0,68	- 0,61	0,90	1,21	1,18
<i>DArach</i> (2)	- 9,67**	31,21**	46,81**	- 0,00	- 9,66**	46,72**	0,06	- 6,50**
<i>Cop</i> (1)	- 1,54	1,77	2,55	- 1,83	- 0,79	0,38	- 0,58	- 0,59
<i>DCop</i> (1)	- 8,51**	24,19**	36,29**	- 0,05	- 8,04**	32,20**	0,06	- 6,50**
<i>Palmi</i> (1)	- 2,03	1,91	2,81	- 1,42	- 1,45	0,70	- 0,31	- 0,35
<i>DPalmi</i> (1)	- 12,77**	53,67**	20,49**	- 0,12	- 12,58**	79,08**	0,10	- 8,68**

(1) t_b (t_a) est la valeur estimée du t de Student associé à l'estimateur de b (a) lorsque l'équation (10) est estimée sous l'hypothèse nulle.

(2) p indique le nombre de retards maximal déterminé par le critère du FPE d'Akaike

*(**): rejet de l'hypothèse nulle du seuil de 10 % (5 %).

ANNEXE 4

STRUCTURE DE LA MATRICE DE RETARDS
ET TESTS DE SPÉCIFICATION DU MODÈLE VAR

NOMBRE DE RETARDS RETENU POUR CHAQUE VARIABLE DANS CHAQUE EQUATION A L'ISSUE DE LA MÉTHODE CKS ET TESTS DE SPÉCIFICATION

Equation	Nombre de retards associés aux variables							Tests de spécification						
	<i>Soj</i>	<i>Pal</i>	<i>Col</i>	<i>Tour</i>	<i>Arach</i>	<i>Cop</i>	<i>Palmi</i>	$Q^{(1)}$		$LM^{(2)}$	$ARCH^{(3)}$	$HET^{(4)}$	$CHOW^{(5)}$	$U^{(6)}$
								$Q_{(20)}$	$Q_{(30)}$					
<i>Soj</i>	1	1	0	1	0	0	0	8,63	21,27	1,79	2,76*	0,62	1,31	0,47
<i>Pal</i>	0	4	0	0	0	0	1	11,27	23,51	0,32	0,83	0,78	0,43	0,45
<i>Col</i>	0	1	6	0	4	0	0	8,37	17,51	1,05	0,94	0,27	1,73	0,84
<i>Tour</i>	0	1	0	1	0	0	0	18,59	36,62	2,46	0,80	0,19	1,07	0,56
<i>Arach</i>	0	1	0	1	2	0	0	15,53	29,10	0,40	5,59	0,32	1,14	0,77
<i>Cop</i>	0	0	0	0	1	5	1	16,34	23,76	1,33	0,01	0,83	0,52	0,59
<i>Palmi</i>	0	1	0	0	0	0	1	12,30	26,91	0,23	0,02	0,90	0,89	0,61

(1) Q : valeur de la statistique de Ljung-Box calculée respectivement pour les 20 et 30 premières autocorrélations des résidus: $Q(n) \approx \chi^2_{n-k}$ (avec k : nombre de retards retenu pour la variable expliquée) sous l'hypothèse nulle d'indépendance des résidus.

(2) LM : valeur du test du multiplicateur de Lagrange d'autocorrélation des résidus à l'ordre 1: $LM \approx \chi^2_1$ sous l'hypothèse nulle d'indépendance des résidus.

(3) $ARCH$: valeur du test de Engle de variance conditionnelle autorégressive d'ordre 1: $ARCH \approx \chi^2_1$ sous l'hypothèse nulle d'homoscédasticité.

(4) HET : valeur du test d'hétéroscédasticité de Goldfeld-Quandt effectué sur les sous-périodes 1987/1/1 – 1989/5/25 et 1989/6/1 – 1990/10/25: $HET \approx F_{d_1, d_2}$ (avec d_1 : nombre de degrés de liberté associé à l'équation estimée sur la première sous-période et d_2 : nombre de degrés de liberté associé à cette équation pour la seconde sous-période) sous l'hypothèse nulle d'homoscédasticité.

(5) $CHOW$: valeur du test de Chow de stabilité des coefficients effectué pour les périodes 1987/1/1 – 1989/5/25 et 1989/6/1 – 1990/10/25: $CHOW \approx F_{d_1, d_2}$ (avec d_1 : nombre de variables explicatives retenu dans l'équation estimée et d_2 : nombre de degrés de liberté associé à cette équation lorsqu'elle est estimée sur l'ensemble de la période) sous l'hypothèse nulle de stabilité des coefficients.

(6) U : valeur de la statistique de U de Theil égale au rapport du RMSE (*root mean square error*) de l'équation considérée et du RMSE correspondant aux prévisions d'un modèle "naïf" de type marche aléatoire. Une valeur du U de Theil inférieure (supérieure) à l'unité indique que les prévisions fournies par le modèle sont meilleures (moins bonnes) que des prévisions naïves. La valeur du U de Theil est ici calculée pour des prévisions à 18 semaines.

*(**): rejet de l'hypothèse nulle testée à 10% (5%).