



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

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

Help ensure our sustainability.

Give to AgEcon Search

AgEcon Search
<http://ageconsearch.umn.edu>
aesearch@umn.edu

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

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

Modélisation et estimation de la demande alimentaire d'huiles et de graisses dans l'Union européenne

Un système complet de demande semi-flexible

Laurent MORIN
Yves SURRY

**Estimating and
modeling demand for
edible oils and fats in
the European Union.
A complete semi-
flexible demand
system**

Key-words:
European Union, oils and
fats, Rotterdam model,
semiflexibility, demand
system

Modélisation et
estimation de la
demande alimentaire
d'huiles et de graisses
dans l'Union
européenne.

Un système complet de
demande semi-flexible

Mots-clés:
Union européenne, huiles
et graisses, modèle de
Rotterdam, semi-
flexibilité, système de
demande

Summary – The article studies the response of the demand for edible oils and fats in the European Union to prices and expenditure. A conditional demand equations system conform with the neoclassical consumer theory is specified and estimated for ten oils and fats. The model is implemented using a semi-flexible Rotterdam model. The latter has two attractive properties worth mentioning: first, it offers a parsimonious representation of demand functions; and second global curvature conditions can be easily imposed through a triangular decomposition of its Slutsky matrix. The model is semi-flexible in the sense that it reduces the number of parameters while all the regularity conditions are still maintained. Full matrices of price and expenditure elasticities for oils and fats are obtained and discussed in the article. An examination of these elasticities reveals that: (i) palm oil is responsive to expenditure; (ii) a large number of substitution possibilities emerge between oils and fats and in particular between coco and palmkernel oils and between palm and rapeseed oils; (iii) by contrast, tallow and palm oil are complements, as well as palm and soybean oils. The results obtained are similar to those previously published in works on the same products in the United States.

Résumé – Cet article examine la sensibilité, par rapport aux prix et aux dépenses, de la demande alimentaire d'huiles et graisses dans l'Union européenne. Un système d'équations de demande conditionnelle, conforme à la théorie néo-classique du consommateur, est spécifié et estimé pour dix huiles et graisses. La version empirique de ce système de demande repose sur l'estimation d'un modèle de Rotterdam semi-flexible caractérisé par un nombre réduit de paramètres. Les résultats empiriques mettent en évidence de nombreuses relations de substitution entre les huiles et graisses, et en particulier entre les huiles de coco et de palmiste ainsi qu'entre les huiles de palme et de colza.

* ONIDOL, 12 avenue Georges V, 75008 Paris cedex.

** INRA, Station d'économie et sociologie rurales, 65, rue de Saint-Brieuc, 35042 Rennes cedex; e-mail: surry@roazhon.inra.fr

Les auteurs remercient l'INRA et l'ONIDOL pour leur soutien financier, les deux rapporteurs anonymes ainsi qu'Y. Léon et L.-P. Mahé pour leurs remarques pertinentes. Enfin, ils tiennent à rappeler que les opinions exprimées dans cet article leur sont propres et n'engagent pas les institutions pour lesquelles ils travaillent.

LES fortes évolutions de prix constatées sur le marché mondial des corps gras au cours des dernières années, voire des derniers mois, illustrent la dynamique d'un secteur en progression constante et rapide pour adapter l'offre à la demande. Jusqu'au début des années 70, le marché mondial était dominé par un produit, le soja, et un pays, les Etats-Unis. Depuis cette date, l'émergence de nouveaux pays producteurs (pays de l'Asie du Sud-Est) et de nouvelles huiles substituts (huiles de palme, tournesol et colza) a considérablement modifié le marché des corps gras. Ce développement de l'offre d'huiles et de graisses est indispensable pour satisfaire la croissance de la demande mondiale, et particulièrement celle des pays asiatiques. L'Union européenne (UE) qui est globalement déficitaire joue un rôle primordial sur ce nouveau marché international des huiles et des graisses: en effet, premier consommateur et premier producteur à partir de matières premières locales ou importées, elle est également le premier importateur et un exportateur important.

Dans un tel contexte, une meilleure connaissance des mécanismes de substitution entre matières grasses et de l'évolution de la demande de ces produits est désormais indispensable, d'où l'intérêt d'un modèle décrivant le marché européen des corps gras. Cet article s'attachera exclusivement à analyser la structure de la demande alimentaire d'huiles et de graisses dans l'UE. En raison de la multitude des huiles et autres corps gras consommés et de la complexité du marché européen, il est important d'estimer un système complet de demande. Le modèle proposé repose sur la théorie néoclassique du consommateur: du programme de maximisation d'une fonction d'utilité sont déduites des fonctions de demande, qui ont pour arguments les prix des biens et la dépense totale, et qui doivent satisfaire des conditions de régularité. Les fonctions d'utilité ou de dépenses décrivant les préférences des consommateurs sont souvent représentées par des formes fonctionnelles flexibles qui imposent peu de restrictions sur les élasticités-prix et dépenses.

Deux problèmes majeurs apparaissent lors de l'estimation de systèmes de demande comportant un grand nombre de biens: d'une part, l'insuffisance de degrés de liberté disponibles (pour estimer un nombre élevé de paramètres), et, d'autre part, la non-satisfaction de certaines conditions de régularité, en particulier celle liée à la quasi-concavité de la fonction d'utilité. Pour résoudre ces difficultés d'estimation, nous proposons ici d'utiliser un modèle de demande des huiles et des graisses exprimé sous forme différentielle, qui respecte toutes les conditions de régularité. De plus, nous introduisons une procédure d'estimation qui permet de réduire, si besoin est et de manière significative, le nombre de paramètres à estimer. Ce modèle de demande, que l'on qualifiera par la suite de semi-flexible, s'apparente au modèle de Rotterdam développé par Barten (1966) et Theil (1965).

Le plan de l'article est le suivant. La première section passe en revue les études effectuées sur la demande européenne d'huiles et de graisses. Sont présentées les principales difficultés rencontrées par leurs auteurs dans les travaux de modélisation du secteur des corps gras ainsi que les solutions apportées. La deuxième section est consacrée à la spécification du modèle retenu, ainsi qu'aux avantages, non négligeables, qu'il présente pour notre travail. La troisième section développe les données utilisées pour cette étude ainsi que les méthodes d'estimation par rapport à d'autres modèles très utilisés dans les études empiriques. Résultats empiriques et discussion sont consignés dans la quatrième partie, et en conclusion, sont exposés le bilan mais aussi les limites et les prolongements possibles de ce travail d'économétrie de la demande.

EXAMEN DES TRAVAUX ANTÉRIEURS ET STRATÉGIE DE MODÉLISATION

Les études relatives à la demande d'huiles et de graisses dans l'UE sont peu nombreuses et parfois anciennes. Le tableau 1 présente une synthèse des principaux travaux effectués au cours des trente dernières années⁽¹⁾. Trois grandes caractéristiques apparaissent.

Tout d'abord, l'estimation de fonctions de demandes d'huiles pour l'UE et ses pays membres s'est effectuée selon deux méthodes de modélisation différentes. La première consiste à spécifier une fonction de demande pour une huile ou une graisse donnée sans se préoccuper des multiples relations de substitution et liens techniques avec les autres huiles. Dans un tel cas, une fonction de demande du consommateur conventionnelle est retenue, faisant dépendre la quantité consommée de l'huile étudiée de son propre prix réel, du prix réel du substitut le plus proche, du revenu réel et d'autres variables exogènes reflétant des changements de goût du consommateur ou d'autres facteurs structurels. En général, ces fonctions de demande sont estimées à l'aide des moindres carrés ordinaires en utilisant des séries temporelles annuelles qui couvrent une vingtaine d'années. Cette première approche de modélisation prévalait dans les années 70 et au début des années 80.

La seconde approche de modélisation privilégie les inter-relations entre huiles, permettant de mesurer les effets de substitution entre elles à l'aide des élasticités-prix. Pour ce faire, on développe un ensemble de

⁽¹⁾ D'autres études économétriques de la demande d'huiles et de graisses que celles mentionnées ici ont été réalisées sur l'Europe et les pays européens dans les années 60 et au début des années 70. Ces dernières ne sont pas présentées dans le tableau 1 car elles utilisent la même approche de modélisation que celle adoptée par Vandenberghe (1966). Pour plus de détails sur ces études, voir Labys (1977), Griffith et Meilke (1982).

fonctions de demande des différentes catégories d'huiles et de graisses qui dépendent de l'ensemble des prix des produits étudiés, de la dépense totale du(es) consommateur(s) et d'autres variables exogènes affectant le marché européen des matières grasses.

En général, ces fonctions de demande sont spécifiées pour être compatibles avec la théorie néoclassique du consommateur, ce qui implique que certaines contraintes soient imposées sur les paramètres estimés. Elles sont également estimées à partir de séries temporelles, en utilisant une méthode d'estimation économétrique adaptée à un système d'équations (méthode de Zellner). Labys (1977) a été le premier à appliquer cette seconde «approche-système» au marché communautaire des huiles et des graisses. Dans son étude qui porte sur six huiles et graisses, il n'impose que la condition d'homogénéité et ignore les autres conditions de régularité que doivent satisfaire les fonctions de demande. Les autres études ayant adopté une «approche-système» (Suryana, 1986; Pierani et Rizzi, 1991; Pescatore, 1994) ont utilisé le modèle «*Almost Ideal*» (AI) de Deaton et Muellbauer (1980a). De ces trois études, seule celle effectuée par Pierani et Rizzi pour l'Italie permet de générer une matrice d'élasticités-prix et dépenses vérifiant toutes les conditions de régularité des fonctions de demande d'huiles et de graisses.

Deuxième caractéristique de la plupart des études recensées : l'analyse et l'estimation des relations de demande d'huiles et de graisses en Europe s'inscrivent généralement dans le cadre d'un travail plus global sur les marchés concernés: ainsi, certaines fonctions de demande d'huiles pour l'UE (Labys, 1977 et Suryana, 1986) sont estimées et comparées à d'autres régions du monde (Japon et USA) dont les structures de demande sont similaires à celles de l'UE. Dans d'autres cas, les relations de demande d'huiles et de graisses dans l'UE, ou dans un de ses pays membres, font partie intégrante d'un modèle explicatif du marché des huiles que ce soit au niveau mondial (Griffith et Meilke, 1982; Meyers *et al.*, 1991) ou national (Pierani et Rizzi, 1991).

Enfin, la dernière caractéristique de ces études concerne la grande diversité des résultats obtenus dans la réaction des demandes d'huiles et de graisses par rapport au prix et au revenu (dépense). En effet, les fonctions de demande réagissent parfois très fortement aux prix et revenu (dépense) alors que, dans d'autres cas, la consommation d'huiles et de graisses est très inélastique par rapport à son propre prix et les relations de substitution, très faibles. Cette diversité des résultats économétriques n'est pas influencée par le choix de la modélisation ou de la période étudiée.

De plus, des résultats «contre-intuitifs» se rapportant aux substitutions entre huiles et graisses apparaissent dans les analyses adoptant «l'approche système». Ainsi, Labys (1977) trouve que toutes les huiles végétales et graisses animales sont des compléments bruts de l'huile de soja, alors que Suryana (1986) établit une conclusion équivalente à pro-

Tableau 1. Quelques études économétriques sur la demande de matières grasses dans l'Union européenne et ses pays membres

Région/Pays	Période	Modèle	Méthode d'estimation	Grasseries et huiles étudiées	R ²	DW	Elasticité-prix	Elasticité-dépense				
Union européenne												
Vandenborre (1966)	annuel 1948-65	Une fonction linéaire de demande d'exportation de l'huile de soja est spécifiée pour l'Union européenne. Cette fonction de demande d'exportation fait partie d'un modèle du secteur américain de la graine de soja et de ses produits dérivés (huile et tourteaux).	méthode de Zellner	doubles moinsards carées	huile de soja	0.96	1.99	élasticité-prix directe: -1,19 élasticité-prix croisée: 1,19				
Labs (1977)	annuel 1955-72	Système de fonctions de demande satisfaisant seulement la condition d'homogénéité. La forme fonctionnelle utilisée est: log-linéaire. Ce système de fonctions de demande a été aussi estimé pour les Etats-Unis et le Japon.	méthode de Zellner	soja arachide lard laurique poisson palme	soja arachide lard laurique poisson palme	0.81 0.58 0.62 0.59 0.38 0.58	0.10 0.18 0.26 0.15 0.48 1.50	-1,655 -0,844 -1,002 -0,1480 -0,863 -0,466	4,321 0,238 0,198 0,258 0,391 -1,796			
Griffith et Melike (1982)	annuel 1963-76	Modèle mondial multi-produits des marchés de graines de soja et de colza, et des produits dérivés (huiles et tourteaux). Le modèle a six régions (Brésil, Canada, Etats-Unis, Japon, Union Européenne et reste du monde). Les formes fonctionnelles utilisées pour les relations offre et demande sont linéaires ou logarithmiques. Les demandes d'huile de soja et de colza sont spécifiques sous forme de marts de marché.	méthode de Zellner itérée	huiles agrégées colza soja	2,15 1,85 2,09	0,77 0,58 0,89	élasticité prix directe: -0,15 élasticité prix directe: -3,51 élasticité-prix directe: -1,06	élasticité prix croisée: 0,15 élasticité prix croisée: 3,51 élasticité-prix croisée: 1,06				
Surryana (1986)	annuel 1960-85	Un modèle AI a été estimé pour plusieurs huiles et pays ou régions comprenant les Etats-Unis, le Japon et l'Union Européenne. Les contraintes d'additivité et d'homogénéité sont incluses dans les fonctions de demande AI. Dans le cas de l'Union européenne, la condition d'homogénéité a été testée et rejetée dans quatre équations sur sept. Ces systèmes de demande AI font partie intégrante d'un modèle mondial du marché de l'huile de palme.	méthode de Zellner itérée	palme coco soja tourteau colza	palme coco soja tourteau colza	0,87 0,93 0,77 0,47 0,20	-0,340 1,95 1,96 1,44 0,99	-0,240 -0,570 -0,230 -0,510 -1,110	0,360 -0,100 -0,230 -0,510 -0,010	-0,520 -0,440 -0,180 -0,710 1,000	0,990 0,090 0,040 -0,120 -0,200	-0,760 0,860 0,440 -0,600 1,510

DEMANDE ALIMENTAIRE D'HUILES ET DE GRAISSES

Tableau 1. Quelques études économétriques sur la demande de matières grasses dans l'Union européenne et ses pays membres (suite)

Région/Pays	Période	Modèle	Méthode d'estimation	Grasies et huiles étudiées	R ²	DW	Elasticité-prix	Elasticité-dépense
Meyers <i>et al.</i> (1991)	annuel 1966-85	Une fonction de demande linéaire test estimée pour l'Union européenne. Cette dernière fait partie d'un modèle mondial de la graine de soja et de ses produits dérivés (huile et tourteaux). Ce modèle comporte onze régions comprenant les principaux utilisateurs et producteurs de graines de soja et de ses produits dérivés.	méthode des moindres carrés ordinaires	soja	0,97	2,49	élasticité-prix directe: +0,04 élasticité-prix croisée: 0,04	1,45
Espagne								
Pesature (1994- 1998 à 12/1991)	mensuel	Un modèle Al a été estimé pour quatre catégories d'huiles et de matières grasses sur des données mensuelles. Les contraintes d'additivité, d'homogénéité et de symétrie sont respectées par le système d'équation de demande.	méthode de Zellner itérée	olive vierge olive courante courtesol autres huiles margarine	0,57 0,78 0,72 0,34 ND	1,69 1,74 1,92 1,70 0,920	olive vierge courante tournesol autres huiles	margarine
Italie								
Pierani et Rizzi (1991)	annuel 1968-85	Un modèle Al a été estimé pour trois catégories de matières grasses. Les contraintes d'additivité, d'homogénéité et de symétrie sont imposées au système de demande Al. La condition de négativité est vérifiée pour tous les points de l'échantillon sauf en 1974. Ce modèle de demande Al fait partie d'un modèle plus complet du marché italien de l'huile d'olive.	méthode de Zellner itérée	olive autres huiles beurre	ND ND ND	-0,842 -0,210 -0,140	olive autres huiles beurre	1,407 0,653 0,344

Notes: Toutes les élasticités-prix se rapportent à des systèmes de fonctions de demande dont des élasticités-prix marshalliennes ou non-compensées.
 R² et DW signifient respectivement coefficient de détermination et statistique de Durbin-Watson. ND : non disponible.

pos de l'huile de palme. Enfin, Pierani et Rizzi (1991)⁽²⁾ montrent que l'huile d'olive est un complément brut des autres huiles et du beurre. Comment expliquer ces résultats contradictoires, dont la cause première semble provenir de la spécification adoptée dans le modèle de demande, et qui dans la plupart des cas, sont partiellement compatibles avec la théorie micro-économique du consommateur ?

Cet inventaire des travaux sur la demande alimentaire des huiles et des graisses dans l'UE fait apparaître un certain nombre de difficultés pour la modélisation des marchés des matières grasses dans cette région du monde. Un premier problème se pose : comment définir le stade de transformation auquel on se situe ? En effet, les huiles et les graisses destinées à des usages alimentaires, tout en subissant plusieurs opérations de transformation, peuvent être consommées directement (huile de table par exemple) ou indirectement (en tant qu'ingrédient entrant dans la fabrication d'autres matières grasses comme la margarine). Si on étudie la demande au stade final (détail), il est indispensable d'associer le beurre aux huiles et aux graisses. Par ailleurs, si les données permettent de distinguer la consommation d'huiles et de graisses destinées au secteur de l'huile de table de celle destinée à la fabrication de margarine, il faut alors associer la margarine à l'analyse des corps gras. Ces données n'étant malheureusement pas disponibles pour l'UE et ses pays membres, la plupart des travaux présentés jusqu'alors (cf. tableau 1) analysent la demande brute d'huiles et de graisses hors consommation de beurre. On note toutefois deux exceptions : Pescatore (1994), et Pierani et Rizzi (1991) dont les études portent respectivement sur l'Espagne et l'Italie au stade de détail.

Le deuxième problème concerne le niveau de désagrégation que l'on souhaite atteindre. En effet, le marché européen des corps gras comporte un grand nombre de produits dont les prix sont fortement colinéaires, ce qui rend très difficile l'estimation économétrique. Une «approche-système» peut y remédier mais la plupart des études ayant adopté cette méthodologie (à l'exception de Pierani et Rizzi) ont obtenu des fonctions de demande qui bien souvent ne satisfont pas toutes les conditions de régularité. En conséquence, il est impossible de générer une matrice d'élasticités-prix et dépenses qui possède toutes les propriétés requises. Toutes les études économétriques effectuées récemment témoignent de ce souci de développer des fonctions de demande régulières et donc compatibles avec la théorie économique (surtout outre-Atlantique) sur le marché des huiles et des graisses (Goddard et Glance, 1989 ; Yen et Chern, 1992).

⁽²⁾ Pierani et Rizzi (1991) trouvent en Italie des relations de complémentarité brute entre les catégories suivantes : huile d'olive et autres huiles végétales, ainsi que huile d'olive et beurre. Ils attribuent l'existence de tels résultats à l'adoption de la condition de séparabilité faible entre matières grasses et autres biens de consommation. D'après eux, cette condition engendre un effet revenu important qui neutralise et domine l'effet de substitution net positif à niveau d'utilité donné.

Chern *et al.*, 1995 ; Perera *et al.*, 1996). Deux stratégies de modélisation peuvent être mises en œuvre. La première suppose que les fonctions d'utilité (directe ou indirecte) ou de dépenses du consommateur sont représentées par une forme fonctionnelle flexible. A l'aide de l'identité de Roy ou du lemme de Shephard, les fonctions de demande (marshalliennes ou hicksiennes) sont déduites de ces fonctions objectif, tout en s'assurant que les conditions de régularité sont respectées. Ces dernières sont imposées aux paramètres à estimer à l'aide de contraintes appropriées⁽³⁾. La seconde stratégie de modélisation impose directement les conditions de régularité aux paramètres de la fonction de demande sans se préoccuper de la forme exacte des fonctions d'utilité ou de dépenses sous-jacentes. Cette approche, employée par Perera *et al.* (1996) pour examiner la demande américaine des huiles et des graisses, présuppose que les fonctions de demande sont exprimées sous forme différentielle⁽⁴⁾.

La théorie du consommateur stipule que toute demande est une fonction du revenu ou de la dépense que ce dernier consacre à l'achat de biens de consommation. Lorsqu'on s'intéresse à la demande des huiles et des graisses, on peut se demander si les dépenses consacrées à ces produits sont indépendantes des achats ou de la demande des autres biens de consommation. Si tel est le cas, les huiles et les graisses sont dites séparables des autres biens. Cette propriété est commode car elle permet de dissocier les demandes d'huiles et de graisses des prix et des dépenses des autres biens. Elle a deux autres conséquences sur le plan pratique. La variable « revenu » ou « dépense totale » est remplacée dans les fonctions de demande par la dépense spécifique à l'achat des huiles et des graisses. De plus, les fonctions de demande deviennent *conditionnelles* car elles dépendent désormais du niveau des achats totaux d'huiles et de graisses.

Si nous voulons déterminer des fonctions de demande totale qui réagissent au revenu total ou à la dépense totale, il faut alors expliquer la demande (dépense) agrégée d'huiles et de graisses en fonction du prix des autres biens et du revenu (dépense). En procédant ainsi, on crée un modèle de demande des huiles et des graisses à deux niveaux (Goddard et Glance, 1989) où la demande agrégée de matières grasses est d'abord expliquée par le revenu disponible, le prix agrégé des matières grasses et

⁽³⁾ Dans leur étude de la demande des huiles et des graisses au Canada, Etats-Unis et Japon, Goddard et Glance (1989) ont utilisé la forme fonctionnelle translog pour représenter la fonction d'utilité indirecte du consommateur représentatif. Chern *et al.* (1992) utilisent la forme fonctionnelle hybride de Lewbel (1989) qui a pour avantage d'englober comme cas particulier la forme translog et le modèle «AI». Un exposé succinct de la forme hybride de Lewbel est donné en annexe 1.

⁽⁴⁾ Récemment, Barren (1989) a montré que cette deuxième approche pouvait être également mise en œuvre en spécifiant, dans le système de demande, toutes les variables en niveau. Comme nous le verrons par la suite, exprimer le modèle de Rotterdam en niveau implique que la structure des préférences du consommateur, qui lui est associée, est très restrictive.

d'autres prix. Ensuite, les demandes individuelles sont établies de manière conditionnelle par rapport aux dépenses agrégées et à un vecteur de prix. Ce type de modélisation est implicite dans les études européennes ayant adopté une «approche-système» pour estimer les fonctions de demande des huiles et des graisses.

Un autre type de séparabilité peut être utilisé dans la modélisation de la demande des corps gras. En effet, on peut atténuer ou réduire les problèmes économétriques liés à l'estimation de grands systèmes d'équations en adoptant des conditions de séparabilité. Toutefois, de telles spécifications ont l'inconvénient d'imposer des restrictions parfois contraires à la structure des préférences du consommateur⁽⁵⁾. Cette stratégie de modélisation n'a, jusqu'à présent, jamais été utilisée dans l'analyse de la demande des huiles et des graisses à l'exception de Pescatore (1994) pour l'Espagne qui a testé et accepté l'hypothèse de séparabilité entre les huiles d'olive et les autres matières grasses.

Le dernier problème à surmonter pour modéliser les demandes d'huiles et de graisses se rapporte à la spécification des changements structurels auxquels est confrontée la consommation de corps gras. Ces changements structurels peuvent avoir des causes diverses, mais dans le cas des matières grasses, ils sont directement liés à la santé (haute teneur en cholestérol, etc.). Il semble que les consommateurs préfèrent aujourd'hui substituer des graisses végétales riches en acides gras insaturés aux graisses animales riches en acides gras saturés. Cette prise en compte des changements structurels dans les fonctions de demande s'effectue généralement soit par le biais d'une tendance temporelle ou d'une variable dépendante décalée si on pense que ce phénomène traduit des modifica-

⁽⁵⁾ Moschini *et al.* (1994) ont montré que des biens *i* et *j* appartenant au groupe *I*, étaient faiblement séparables de deux autres biens *k* et *l* appartenant au groupe *J*, si la condition suivante était satisfaite :

$$\frac{\sigma_{ik}}{\sigma_{jl}} = \frac{\epsilon_i \epsilon_k}{\epsilon_j \epsilon_l}$$

pour tout $(i, j) \in I_g$, tout $(k, l) \in I_h$ et tout $g \neq h$. σ_{ik} et σ_{jl} sont respectivement les élasticités partielles de substitution d'Allen-Uzawa entre les biens *i* et *k*, et *j* et *l*, tandis que ϵ_n est l'élasticité-revenu du bien *n* pour $n = i, j, k$, et *l*. Si l'on associe des sous-fonctions d'utilité homothétiques à chaque groupe *I*, et *J*, $\epsilon_i = \epsilon_j$ et $\epsilon_k = \epsilon_l$. La condition précédente de séparabilité faible se réduit à l'égalité suivante : $\sigma_{ik} = \sigma_{jl}$. Ce dernier résultat avait déjà été obtenu par Blackorby et Russell (1976). La mise en œuvre des conditions de séparabilité serait aisée si les élasticités concernées dépendaient simplement des paramètres à estimer dans les systèmes d'équations de demande. Or, quand on fait appel à des formes fonctionnelles flexibles, les élasticités – prix et – revenu, et les élasticités d'Allen-Uzawa varient en chaque point de l'espace prix-revenu, et ce de manière non linéaire, en fonction des paramètres et des variables du modèle. Bien souvent, la condition de séparabilité faible ne pourra être satisfaite que localement au point d'expansion de la forme fonctionnelle flexible étudiée.

tions permanentes dans les changements de goût et d'habitudes du consommateur, soit par le biais de variables dichotomiques si le changement structurel est soudain. Toutefois, il est reconnu que l'utilisation d'une tendance temporelle dans un modèle économétrique de demande n'est pas entièrement satisfaisante car elle ne permet pas d'identifier la cause du changement structurel. Pour cette raison, des variables alternatives plus pertinentes (indice d'information relatif au cholestérol, par exemple) ont été introduites dans des modèles de demandes d'huiles et de graisses aux Etats-Unis (Chern *et al.*, 1995). Quant aux études européennes, aucune, à l'exception de celle de Pierani et Rizzi (1991), ne se préoccupe des effets des changements structurels sur la demande européenne des huiles et des graisses. Or, une analyse des tendances de la consommation montre que de tels changements structurels se sont opérés dans l'UE au cours des vingt dernières années⁽⁶⁾.

A ce jour, et à notre connaissance, il n'y a eu aucune tentative pour développer en Europe une «approche-système» et représenter la demande d'huiles et de graisses dans l'UE, prenant en compte simultanément les récents développements de l'économétrie de la demande et les caractéristiques propres des marchés étudiés. C'est précisément l'objet de cet article: il propose un modèle de demande des huiles et des graisses qui satisfait *a priori* toutes les conditions de régularité des fonctions de demande.

MODÈLE EMPIRIQUE

Une première démarche a consisté à estimer des fonctions de demandes conditionnelles des principales huiles et graisses consommées dans l'UE, dérivées d'une fonction d'utilité indirecte représentée par la forme fonctionnelle hybride de Lewbel (Morin, 1997). Les résultats obtenus ont été décevants car il a été impossible de tester et d'accepter un système de relations de demande d'huiles et graisses qui respectait toutes les conditions de régularité et ce, quelle que soit la forme fonctionnelle utilisée – Lewbel, translog et *AI* (voir annexe 1). La seule manière pour arriver à un modèle de demande régulier a été dans un premier temps d'imposer des conditions de séparabilité acceptables entre les huiles et les graisses, et de développer dans un second temps, une structure des préférences du consommateur à trois niveaux (voir annexe 2). Il a ensuite été nécessaire d'adopter des formes fonctionnelles différentes pour chaque niveau de la structure. L'estimation d'un tel modèle de demande

⁽⁶⁾ Comme l'analyse économétrique le démontrera, ces «changements structurels» affectent surtout la demande d'huile de tournesol.

a permis de générer une matrice des élasticités-prix et dépense qui respectait les conditions de régularité. Cela s'est toutefois fait au prix de conditions suffisamment restrictives sur la structure de préférence du consommateur représentatif.

Suite à cet échec, nous avons conduit notre analyse de la demande communautaire des huiles et des graisses en adoptant une approche-système reposant sur l'estimation d'équations exprimées sous forme différentielle et satisfaisant toutes les conditions de régularité. La version la plus connue de cette approche de modélisation de la demande est le modèle de Rotterdam développé par Barten (1966) et Theil (1965). Ce dernier, fort populaire dans les années 70 parmi les économètres de la demande, était tombé en désuétude dans les années 80 au profit de l'approche-système reposant sur l'utilisation de formes fonctionnelles flexibles. En raison de ses caractéristiques, le modèle de Rotterdam semble toutefois connaître un regain d'intérêt parmi les économistes agricoles depuis quelques années.

Pour spécifier le modèle empirique, les demandes conditionnelles d'huiles et de graisses sont exprimées sous la forme différentielle suivante⁽⁷⁾:

$$\hat{q}_i = \sum_j \epsilon_{ij} \cdot \hat{p}_j + \epsilon_{im} \cdot \hat{m} \quad (1)$$

où p_i et q_i désignent respectivement le prix et la quantité consommée de bien i (huile ou graisse),

m représente la dépense totale consacrée à l'achat des huiles et des graisses,

$$\hat{x} = d \operatorname{Log}(x) = dx/x \text{ pour } x = q_i, p_i \text{ et } m,$$

ϵ_{ij} et ϵ_{im} sont respectivement les élasticités-prix marshalliennes et élasticité-dépense du produit i .

L'expression (1) définit un système complet de demandes conditionnelles, qui moyennant certains aménagements, est compatible avec la théorie néoclassique du consommateur.

Il est également possible de spécifier des fonctions de demande hick-

⁽⁷⁾ En raison de l'évolution rapide de la consommation de certaines huiles et graisses dans l'UE au cours des vingt dernières années, il serait logique d'inclure ces tendances, soit par le biais d'un trend linéaire du temps dans le cas d'un modèle de demande où les variables sont mesurées en niveau, soit par le biais de termes constants dans un modèle comme le nôtre où les variables sont exprimées sous forme différentielle. En réalité ces termes constants figurent dans le modèle économétrique (paramètres α_i dans l'expression (7)) mais ont été pour l'instant omis afin de faciliter l'exposition du modèle de Rotterdam et de ses caractéristiques.

siennes pour un niveau d'utilité donné du consommateur⁽⁸⁾. En effet, la théorie de la dualité stipule que ces dernières sont équivalentes à l'optimum aux demandes marshalliennes sous-tendant l'équation (1). Par ailleurs, une différenciation des demandes marshalliennes et hicksiennes permet d'établir la relation de Slutsky, liant les effets bruts et nets de substitution. Cette relation, exprimée en terme d'élasticités, s'écrit comme suit :

$$\eta_{ij} = \varepsilon_{ij} + \varepsilon_{im} \cdot w_j \quad (2.1)$$

ou

$$\varepsilon_{ij} = \eta_{ij} - \varepsilon_{im} \cdot w_j \quad (2.2)$$

où η_{ij} est l'élasticité-prix compensée de la demande de bien i par rapport au prix du bien j et w_j , la part du bien j dans la dépense totale.

Le terme de gauche dans (2.1) représente l'effet net de substitution alors que les deux termes de droite représentent respectivement les effets brut de substitution et l'effet revenu (Deaton et Muellbauer, 1980b). Si nous remplaçons dans (1), ε_{ij} par l'équation (2.2) et multiplions ensuite chaque terme de (1) par w_i , nous obtenons un nouveau système différentiel de fonctions de demande conditionnelle qui forme la base du modèle de Rotterdam :

$$w_i \cdot \hat{q}_i = b_i \cdot \hat{Q} + \sum_j c_{ij} \cdot \hat{p}_j \quad (3)$$

où $\hat{Q} = \left(\hat{m} - \sum_j w_j \cdot \hat{p}_j \right) = \sum_j w_j \cdot \hat{q}_j \quad (3.1)$

$$c_{ij} = w_i \cdot \eta_{ij} \quad (3.2)$$

et $b_i = w_i \cdot \varepsilon_{im} \quad (3.3)$

Un examen plus approfondi de l'expression (3) permet de mieux comprendre les fondements théoriques du modèle de Rotterdam. Examinons dans un premier temps la variable \hat{Q} . Cette dernière représente la

⁽⁸⁾ Le système différentiel représenté par l'expression (1) correspond aux fonctions de demandes marshalliennes $q_i = F^i(p, m)$ obtenues en maximisant la fonction d'utilité du consommateur $U(q)$ sous la contrainte budgétaire. Si l'on remplace q par les fonctions de demandes marshalliennes dans la fonction d'utilité, on obtient une fonction d'utilité indirecte $V(p, m)$. Il est possible de donner une représentation duale du problème précédent par le biais de la fonction de dépenses $C(p, u)$. Par le lemme de Shephard, on définit des relations de demandes hicksiennes $q_i = b_i(p, m)$ liées aux demandes marshalliennes par la relation suivante :

$$q_i = b_i(p, u) = b_i(p, V(p, m))$$

Une différenciation de la demande hicksienne b_i par rapport au prix p_j détermine l'effet net de substitution ou effet de Slutsky :

$$s_{ij} = \frac{\partial b_i}{\partial p_j} = \frac{\partial^2 C}{\partial p_i \cdot \partial p_j}$$

avec $s_{ij} = s_{ji}$.

variation en volume des dépenses totales et s'interprète aussi comme un indice Divisia en volume tel que $\hat{Q} = \sum_j w_j \cdot \hat{q}_j$

Il est également possible de montrer que par différenciation de la fonction d'utilité indirecte, la variation d'utilité est proportionnelle à la variation de la dépense réelle (Deaton, 1986)⁽⁹⁾. On peut aussi conférer aux paramètres b_i et c_{ij} une interprétation économique et théorique. Etant donné que $\dot{b}_i = \partial(\dot{p}_i \cdot q_i) / \partial m$, ce paramètre n'est autre que la part marginale du produit i , ou encore la propension marginale à dépenser le $i^{\text{ème}}$ produit. Pour ce qui est du paramètre c_{ij} , il est directement lié à l'effet net de substitution par le biais de l'expression suivante:

$$c_{ij} = p_i \cdot p_j \cdot s_{ij} / m \quad (4)$$

où s_{ij} est le ($i^{\text{ème}}, j^{\text{ème}}$) terme de la matrice des effets nets de substitution (matrice de Slutsky). Pour cette raison, le terme c_{ij} sera dénommé le paramètre de Slutsky.

Le système de Rotterdam tel qu'il est défini par l'équation (3) ne satisfait pas les conditions de régularité. Celles-ci peuvent être imposées et testées empiriquement de la manière suivante:

Additivité:

$$\sum_{i=1}^n w_i \cdot \varepsilon_{ij} + w_i = 0 \quad (\text{agrégation de Cournot}) \quad \Rightarrow \sum_i c_{ij} = 0 \quad (5.1)$$

$$\sum_{i=1}^n w_i \cdot \varepsilon_{im} = 1 \quad (\text{agrégation de Engel}) \quad \Rightarrow \sum_i b_i = 1 \quad (5.2)$$

Homogénéité:

$$\sum_j \varepsilon_{ij} + \varepsilon_{im} = 0 \quad \text{ou} \quad \sum_j \eta_{ij} = 0 \Rightarrow \sum_k c_{jk} = 0 \quad (5.3)$$

Symétrie: Les effets de substitution sont symétriques,

$$w_i \cdot \eta_{ij} = w_j \cdot \eta_{ji} \Rightarrow c_{ij} = c_{ji} \quad (5.4)$$

Négativité: la matrice de Slutsky est semi-définie négative,

$$\sum_i \sum_j q_i (\partial b_i / \partial p_j) q_j < 0, \quad \forall q_i \text{ et } q_j \Rightarrow \sum_i \sum_j q_i c_{ij} q_j < 0 \quad (5.5)$$

⁽⁹⁾ En différenciant la fonction indirecte d'utilité $V(p, m)$ et en tenant compte de sa propriété d'homogénéité (homogénéité de degré -1 par rapport aux prix et à la dépense totale), il est possible d'établir la relation suivante:

$$d\ln U = \left(d\ln m - \sum_j w_j \cdot d\ln p_k \right) \cdot \left(\frac{\partial \ln C}{\partial \ln U} \right)^{-1}$$

Si la mise en œuvre des conditions (5.1) à (5.4) ne pose aucun problème pratique, il n'en est pas de même pour la condition de négativité. En effet, pour s'assurer que la matrice $C = \{c_{ij}\}$ est semi-définie négative, nous devons procéder à la décomposition suivante (Diewert et Wales, 1987)⁽¹⁰⁾.

$$\text{où } A = \begin{bmatrix} a_{11} & 0 & 0 & 0 \\ \cdot & a_{22} & 0 & 0 \\ \cdot & \cdot & \cdot & 0 \\ a_{n1} & \cdot & \cdot & a_{nn} \end{bmatrix} \text{ et } C = \{c_{ij}\} = - \begin{bmatrix} a_{11}^2 & a_{11} \cdot a_{21} & \cdot & a_{11} \cdot a_{n1} \\ a_{11} \cdot a_{21} & a_{21}^2 + a_{22}^2 & \cdot & a_{21} \cdot a_{n1} + a_{22} \cdot a_{n2} \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ a_{11} \cdot a_{n1} & a_{21} \cdot a_{n1} + a_{22} \cdot a_{n2} & \cdot & a_{n1}^2 + a_{n2}^2 + \dots + a_{nn}^2 \end{bmatrix} \quad (6)$$

Dans les études empiriques, le modèle de Rotterdam est habituellement appliqué à des données agrégées plutôt qu'à des données individuelles. Barnett (1979) a montré que l'hypothèse de constance des paramètres était compatible, sous certaines conditions, avec les procédures d'agrégation des micro-relations de demande du consommateur. Par ailleurs, la représentation différentielle caractérisant le modèle de Rotterdam peut être perçue comme une approximation dans l'espace des paramètres de fonctions de demande arbitraires si on fait l'hypothèse que les termes de Slutsky et de dépenses réelles sont constants et respectivement égaux à c_{ij} et b_i (Moschini *et al.*, 1994). Ce type d'approximation est à comparer à l'approche reposant sur l'utilisation des formes fonctionnelles flexibles qui sont supposées fournir une représentation exacte des préférences dans l'espace des variables. Si on applique cette dernière définition au modèle de Rotterdam, celui-ci ne serait qu'une représentation exacte des préférences sous des conditions très restrictives, à savoir que les élasticités dépenses et les élasticités-prix directes sont unitaires (Phlips, 1974).

Malgré ce débat sur la représentation du modèle de Rotterdam en tant qu'approximation d'une fonction arbitraire de demande, celui-ci présente des avantages indéniables. En effet, le modèle empirique proposé offre une représentation parcimonieuse des relations de demande. Il permet de tester et d'imposer les conditions de régularité et plus particulièrement celles liées à la négativité de la matrice de Slutsky. Enfin, si on souhaite tester des structures séparables, elles peuvent être intro-

⁽¹⁰⁾ Une procédure équivalente reposant sur la décomposition de Cholesky aurait pu être adoptée (Lau, 1978). Dans cette option, la matrice C est remplacée par le produit matriciel $L'DL'$ où L représente une matrice triangulaire supérieure comportant sur sa diagonale des termes unitaires et D est une matrice diagonale incorporant les valeurs négatives ou nulles de Cholesky. On se rend compte que les valeurs de Cholesky sont égales à l'opposé du carré des termes a_{ii} dans la matrice A . Barten et Geyskens (1975) ont appliquée la méthode de Cholesky à l'estimation de modèles de Rotterdam.

duites, sans difficulté, dans le modèle de Rotterdam (Moschini et al., 1994).

Le modèle de Rotterdam défini par l'expression (3) n'est pas opérationnel et nécessite certaines modifications. Pour l'estimer économétriquement, il faut envisager une version discrète qui permet d'approximer les termes différentiels \dot{Q} , \dot{q}_i , \dot{p}_i ainsi que les coefficients budgétaires w_i . On substitue à cette variable w_i , la moyenne arithmétique $\bar{w}_i = (w_{it} + w_{it-1})/2$ alors que \dot{p}_i et \dot{q}_i sont respectivement remplacés par $Dp_{it} = \ln p_{it} - \ln p_{it-1}$ et $Dq_{it} = \ln q_{it} - \ln q_{it-1}$ ⁽¹¹⁾. La variable discrète de l'indice Divisia est appliquée à \dot{Q} , soit $DQ_t = \sum_i \bar{w}_i \cdot Dq_{it}$. De plus, il est nécessaire d'introduire un paramètre α_i représentant les effets autonomes consécutifs à un changement de goûts et d'habitudes du consommateur représentatif. Ceci revient aussi à prendre en compte lesdits changements structurels soulignés précédemment.

Enfin, nous ajoutons aux équations du modèle de Rotterdam, un terme aléatoire et additif, u_{it} , supposé muni des propriétés habituelles: distribution normale multivariée, espérance nulle, variances/covariances constantes mais inconnues. Avec ces aménagements, la version discrète du modèle de Rotterdam s'écrit⁽¹²⁾:

$$\bar{w}_i \cdot Dq_{it} = b_i \cdot DQ_t + \sum_j \epsilon_{ij} \cdot DP_{jt} + \alpha_i + u_{it} \quad (7)$$

Ce système d'équations auquel nous imposons les contraintes de régularité (5.1) à (5.5) forme le modèle économétrique représentant les relations de demande d'huiles et de graisses dans l'UE. La structure de ce modèle soulève plusieurs problèmes d'estimation qu'il est nécessaire de résoudre.

⁽¹¹⁾ Nous désignerons par x_{it} , la valeur de la variable x_i à l'instant t .

⁽¹²⁾ L'expression (7) définit la version «prix absolu» du modèle de Rotterdam. Une autre variante dite «version prix relatif» s'exprime de la façon suivante:

$$\bar{w}_i \cdot Dq_{it} = b_i \cdot DQ_t + \sum_j \theta_{ij} \cdot (DP_{jt} - DP'_t) + \alpha_i + v_{it}$$

$$\text{où } DP'_t = \sum_j b_j \cdot DP_{jt}$$

$\theta_{ij} = \emptyset \cdot \epsilon_{ij}$, \emptyset étant l'inverse du coefficient de Frisch ou l'indice de flexibilité du revenu. Ce dernier est égal à l'inverse de l'élasticité de l'utilité marginale par rapport au revenu (Frisch, 1959),

DP'_t est un indice agrégé des prix p_{it} de type Frisch.

v_{it} est un résidu aléatoire.

Cette version se distingue de la version «prix absolu» du modèle de Rotterdam par les trois caractéristiques suivantes: i) un prix agrégé est introduit dans le modèle; ii) les coefficients θ_{ij} sont proportionnels au terme de Slutsky ϵ_{ij}' , le coefficient de proportionnalité étant le coefficient de flexibilité du revenu; iii) une version économétrique mais fortement non linéaire du modèle ci-dessus peut être obtenue en remplaçant DP'_t par l'indice des prix de Frisch.

DONNÉES UTILISÉES ET MÉTHODES D'ESTIMATION

Le modèle de Rotterdam exposé précédemment est appliqué aux dix principales huiles et graisses alimentaires consommées dans l'UE : huiles de soja, palme, tournesol, colza, arachide, coco, palmiste, suif, lard et poisson. Deux huiles ont été exclues de l'analyse : l'huile de coton car sa part dans les dépenses totales en corps gras est infime et l'huile d'olive en l'absence de séries de prix comparables aux autres pour ce produit⁽¹³⁾. Les données annuelles utilisées couvrent la période 1972-1992.

Les séries statistiques sur les prix et les quantités consommées d'huiles et de graisses proviennent des annuaires « *Oil World* » et des bases de données gérées par l'USDA. Les variables prix sont exprimées en CAF⁽¹⁴⁾ Rotterdam, indicateur de référence des marchés mondiaux des matières grasses. Les barrières tarifaires et non-tarifaires sont presque inexistantes dans l'UE. Il ne fait donc aucun doute que les prix européens sont alignés sur les prix de Rotterdam. Ces derniers ont été convertis en ECU à partir des taux de change publiés par l'OCDE. Il est important de souligner que les séries de prix sélectionnées sont des prix de marché qui impliquent que les demandes d'huiles et de graisses sont observées à un stade intermédiaire (stade de gros) et non au stade final.

Les séries statistiques sur la consommation de corps gras dans l'UE ont pour origine la base de données informatique « *PSD View* » de l'USDA. Cette base de données distingue les consommations alimentaire et non-alimentaire, et celle destinée à l'alimentation animale pour l'ensemble des huiles et des graisses sélectionnées à l'exception du suif et du lard. Pour ces deux produits, on ne dispose que de leur utilisation totale (tous secteurs agrégés). Nous avons supposé que les consommations alimentaires de suif et de lard représentaient respectivement 20 et 70 % de la demande totale européenne⁽¹⁵⁾. Toutes les variables de « quantités consommées » ainsi que « la dépense totale » ont été divisées par la population totale de l'UE afin d'obtenir les demandes et la dépense par habitant.

Comme le montrent les figures 1 et 2, et les indicateurs statistiques en annexe 3, les séries de données utilisées dans cette étude affichent une grande variabilité au cours de la période d'estimation. Ce jugement doit cependant être nuancé pour les données de prix ou celles portant sur les quantités demandées. Lorsqu'il s'agit des premières, on observe des fluc-

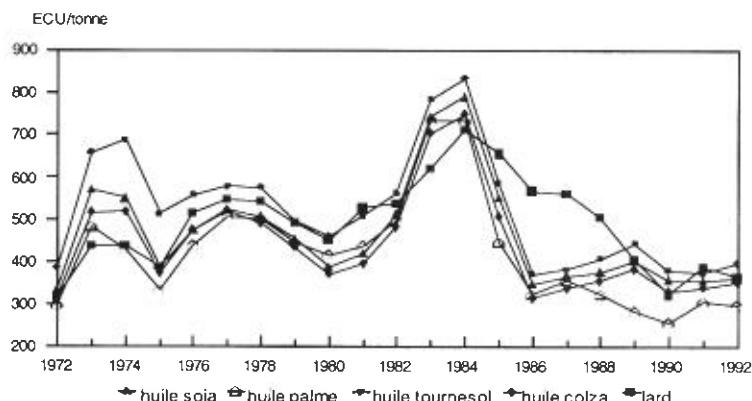
⁽¹³⁾ Le fait d'avoir écarté l'huile d'olive du modèle de demande proposé peut se justifier si l'on admet que ce produit est faiblement séparable des autres huiles et graisses. Cette condition a été testée ou implicitement adoptée dans les travaux de Pescatore sur l'Espagne et dans ceux de Pierani et Rizzi sur l'Italie.

⁽¹⁴⁾ CAF signifie « coût, assurance et fret ». En conséquence, les prix utilisés dans l'analyse économétrique se réfèrent à des huiles et graisses importées rendues « Rotterdam » et correspondent au coût d'achat du produit dans le pays exportateur auquel on ajoute les frais d'assurance et de fret.

⁽¹⁵⁾ Nous avons fait l'hypothèse que le marché européen des graisses animales était sensiblement identique au marché nord-américain.

tuations importantes mais régulières, correspondant aux déséquilibres conjoncturels de l'offre et de la demande mondiales de chacun de ces produits. Il est bon de signaler que dans le long terme les prix des huiles et graisses sont caractérisés par des tendances stables puisque leurs niveaux en fin de période avoisinent ceux des années 72-73. La forte dépendance existant entre les différents prix n'est pas surprenante, reflétant ainsi le fort degré de substituabilité entre toutes ces matières grasses. Une analyse plus approfondie (Dronne et Tavéra, 1992) montre en effet que les huiles de soja et de palme sont les produits leaders sur lesquels s'alignent instantanément ou avec un certain délai toutes les autres huiles et graisses.

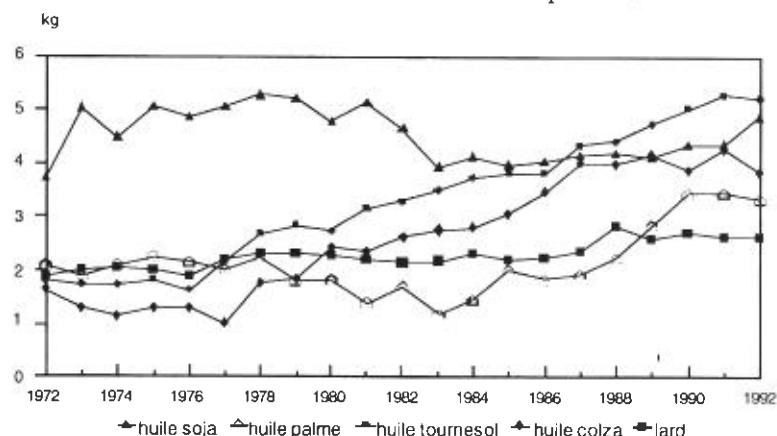
Figure 1.
Evolution du prix des principales huiles et graisses
(CAF Rotterdam, en Ecu par tonne)



Source: USDA

La plupart des séries de données se rapportant aux consommations d'huiles et graisses ont par contre connu une progression continue tout au long de la période observée. Cette évolution caractérise essentiellement les huiles de colza, de palme et de tournesol. La demande par tête d'huile de soja a diminué de 1 kg entre les années 70 et 90 pour s'établir maintenant à 4 kg par an. Enfin, toutes les graisses animales ont vu leur consommation rester stable au cours de cette période.

Figure 2.
Evolution de la consommation humaine des principaux corps gras (en kg par personne et par an)



Source: USDA

L'estimation du système d'équations (7) nécessite de résoudre trois problèmes économétriques, à savoir :

- Les conditions d'additivité et d'homogénéité impliquent que le système de Rotterdam est singulier. Les coefficients b_i et c_{ij} , ainsi que les résidus aléatoires sont donc linéairement dépendants et il est impossible d'estimer les paramètres du modèle.
- La deuxième difficulté réside dans la prise en compte de la condition de négativité de la matrice de Slutsky (expression (5.5)) qui se traduit par l'imposition de contraintes fortement non-linéaires sur les coefficients c_{ij} . En raison du grand nombre de matières grasses considérées, on peut se demander s'il n'existerait pas un moyen de réduire le nombre de paramètres à estimer tout en maintenant les conditions de régularité. On pourrait ainsi atténuer les problèmes de multicolinéarité et conserver suffisamment de degrés de liberté. Une telle procédure existe et consiste à «approximer» la matrice des coefficients de Slutsky c_{ij} par une matrice restreinte comportant un nombre inférieur de colonnes, et par voie de conséquence, un nombre restreint de paramètres à estimer. Cette méthode fait appel aux procédures de triangulation d'une matrice symétrique semi-définie négative.
- Enfin, dans le processus de décision d'achat des huiles et des graisses, la dépense totale en corps gras est déterminée simultanément avec les quantités individuelles de chaque produit q_{ij} . On peut ainsi se demander si la dépense totale n'est pas elle-même «endogène» dans le système de demande à estimer. Dans ce cas, la variable DQ_t dans l'expression (7) est corrélée avec les résidus u_{it} et un biais de simultanéité est alors créé, pouvant générer des coefficients estimés biaisés et non efficaces. Pour éviter ce problème, nous devons tester «l'endogénéité» de la dépense totale.

En raison de la singularité du système de Rotterdam, nous éliminons une équation du processus d'estimation. Ainsi, les dépendances linéaires liant les coefficients estimés et les résidus aléatoires disparaissent. Pour mettre en œuvre cette procédure, nous devons utiliser une technique d'estimation économétrique qui génère des paramètres estimés invariants par rapport à l'équation abandonnée. La méthode d'estimation par la procédure non linéaire itérative de Zellner (ITZEL) satisfait cette condition d'invariance et a été utilisée pour estimer les paramètres du modèle de Rotterdam⁽¹⁶⁾. Dans l'estimation du modèle de demande d'huiles et de graisses, la dixième équation relative à l'huile de poisson a été éliminée. Il s'ensuit également que la matrice de Slutsky est de rang N-1.

⁽¹⁶⁾ Barten (1969) a montré que tout paramètre d'un système singulier d'équations estimé par la méthode du Maximum de Vraisemblance (ML) était unique. Cette propriété s'applique également à la procédure ITZEL car elle génère des coefficients estimés qui sont asymptotiquement équivalents à ceux obtenus par la technique d'estimation par ML.

On utilise couramment le test de Wu-Hausmann pour valider l'hypothèse «d'endogénéité» d'une ou plusieurs variable(s) explicative(s) dans un modèle. La mise en œuvre de cette procédure exige toutefois d'estimer les spécifications contraintes («exogènes») et non contraintes («endogènes») du modèle et de tester ensuite l'hypothèse «d'endogénéité» à l'aide d'un indicateur statistique approprié (tel que le «*F*» de Fisher). Il est possible d'utiliser dans le cas du modèle de Rotterdam une procédure alternative qui repose uniquement sur la version «exogène». En effet, Theil (1980) a montré que si le consommateur avait un comportement rationnel aléatoire, les dépenses totales étaient exogènes dans le système de demande conditionnelle. Cette hypothèse de comportement suppose que le consommateur représentatif maximise sa fonction d'utilité dans un environnement incertain et associe, de ce fait, des erreurs aléatoires aux quantités consommées des différents biens étudiés. Dans le cadre du modèle de Rotterdam, une telle hypothèse ne peut pas être rejetée s'il existe une relation de proportionnalité entre les coefficients de la matrice de Slutsky et les termes correspondants de la matrice de variance-covariance des résidus u_{it} . Theil (1980) suggère de tester cette relation de proportionnalité très simplement au moyen d'une analyse graphique et d'une régression linéaire entre les termes impliqués. On ne pourra pas rejeter l'hypothèse de comportement rationnel aléatoire s'il existe une relation systématique (coefficient de pente significatif et ordonnée à l'origine égale à zéro) entre les termes de la matrice de Slutsky et ceux de la matrice de variance/covariance des résidus.

La procédure visant à réduire le nombre de paramètres dans le modèle de Rotterdam repose sur la décomposition (diagonalisation) suivante de la matrice de Slutsky :

$$C = X \Lambda X' = \sum_{j=1}^{n-1} \lambda_j x_j x_j' \quad (8)$$

où $X^{(17)}$ est la matrice des vecteurs propres, et Λ est une matrice diagonale constituée des valeurs propres λ_j telles que $\lambda_1 < \dots < \lambda_K < \dots < \lambda_{N-1} \leq 0$.

Supposons que les K premières valeurs propres sont différentes de zéro et que les $N - K + 2$ restantes sont très proches de zéro. Il est alors possible de substituer à la matrice C une matrice C_K de rang K avec $K \leq N-1$. Si les $N - K + 2$ valeurs propres sont égales à zéro, l'approximation de C par C_K est alors exacte.

Etant donné que nous imposons la condition $C = -A \cdot A'$, A est aussi «approximée» par une matrice triangulaire inférieure de rang K dans laquelle tous les éléments situés dans les colonnes $K+1$ à $N-1$ sont nuls. Le nombre de paramètres composant la matrice de Slutsky sera donc d'autant plus faible que K sera différent de $N-1$. Dans notre modèle, à titre d'exemple, le nombre de paramètres à estimer n'est que de

⁽¹⁷⁾ X est aussi orthogonale et $X \cdot X' = I$.

35 quand le nombre de valeurs propres non nulles est de 5, alors qu'il est de 45 quand la matrice de Slutsky est de plein rang (égal à 9). Cette technique de réduction de la matrice de Slutsky a été proposée par Diewert et Wales (1987) qui l'ont appliquée à une fonction de coût représentée par une forme fonctionnelle quadratique généralisée de McFadden. Ils ont également démontré formellement que la fonction de coût conservait toutes ses propriétés de régularité si la matrice hessienne était triangulaire et «approximée» par une matrice d'un rang inférieur ou égal à celui du hessian. Dans un tel cas, ils ont qualifié la fonction de coût obtenue de «*forme fonctionnelle semi-flexible*». Un tel concept s'applique bien sûr à une fonction de coût définie dans l'espace des variables. Toutefois et de façon similaire, on peut affirmer que le modèle de Rotterdam s'apparente à une forme fonctionnelle semi-flexible dans l'espace des paramètres si sa matrice de Slutsky de rang $N-1$ peut être «approximée» par une matrice de rang K inférieur ou égal à $N-1$. Sur le plan pratique, il est fréquent de trouver que la matrice triangulaire A est caractérisée par un grand nombre de termes très proches de zéro et que cette approximation est pleinement justifiée. Cette approximation est-elle acceptable d'un point de vue économétrique? Pour répondre à cette question, on peut utiliser un test statistique approprié qui pourra valider ou rejeter cette approximation.

RÉSULTATS ÉCONOMÉTRIQUES

Test de semi-flexibilité

Pour déterminer le degré de semi-flexibilité du modèle, nous procérons à une estimation répétée du système d'équations (7) en partant d'une matrice A_K de plein rang ($K=9$) dont on réduit progressivement le nombre des colonnes (rang) par pas de un. Cela revient à imposer la valeur nulle aux coefficients de la matrice A_K appartenant à la colonne qui a été éliminée. Nous poursuivons cette procédure d'estimation jusqu'à ce que le rang de la matrice soit nul ($K=0$). Dans ce dernier cas, la spécification estimée du modèle de Rotterdam ne contient aucun effet «prix réels» et ne représente qu'une structure des préférences du consommateur où les huiles et graisses sont demandées dans des proportions fixes (structure de type Léontief). La sélection du rang $K=k$ de la matrice A s'effectue à l'aide d'un test proposé par Kohli (1994) dans le cadre de la forme fonctionnelle quadratique généralisée de McFadden et reposant sur l'emploi du test du rapport du maximum de vraisemblance⁽¹⁸⁾. Cette procédure consiste à tester l'hypothèse nulle que $K=k$ (i.e. coeffi-

⁽¹⁸⁾ Pour vérifier statistiquement si la matrice de Slutsky est semi-définie négative, il existe d'autres tests utilisant la décomposition de Cholesky (Morey, 1986; Kodde et Palm, 1987).

cients de la colonne $K=k$ égaux à zéro) par rapport à l'hypothèse alternative conditionnelle $K=k+1$ (i.e. coefficients de la colonne $K=k$ différents de zéro) pour des valeurs de K variant en ordre décroissant à partir de $K=N-1$. On répète ce test jusqu'au rejet de l'hypothèse nulle lorsque le critère du rapport des vraisemblances est supérieur à un Chi-deux à m degrés de liberté, m étant le nombre de contraintes imposées lors du passage de K à $K-1$ colonnes. Kohli met en garde contre le manque de robustesse de ce test résultant d'une part, de l'existence d'une matrice A à estimer qui n'est pas de plein rang, et d'autre part, de la saturation possible d'une ou plusieurs conditions de négativité. Dans de telles conditions, Gouriéroux *et al.* (1982) ont montré qu'un tel test avait ses limites car il n'avait pas les propriétés asymptotiques conventionnelles. Pour remédier à ce problème, Kohli préconise d'utiliser un risque de première espèce assez élevé égal à 0,25.

Les résultats du test de semi-flexibilité sont présentés dans le tableau 2. Un examen des diverses valeurs prises par le logarithme de la fonction de vraisemblance montre que celle-ci est stable lorsque le nombre de colonnes (K) est réduit de 9 à 5. Il s'ensuit que nous ne pouvons pas rejeter l'hypothèse nulle pour toutes les valeurs de K comprises dans cet intervalle. Toutefois, lorsque nous passons de $K=5$ à $K=4$, nous rejetons l'hypothèse nulle que la matrice aura pour rang 4 au profit de l'hypothèse alternative que $K=5$. Nous adoptons donc le modèle de Rotterdam semi-flexible ayant une matrice de Slutsky de rang 5 et un nombre de paramètres égal à 53. C'est cette spécification du modèle de demande des huiles et graisses que nous utilisons pour déterminer et examiner les matrices d'élasticités-prix et dépense.

Tableau 2.
Test de semi-
flexibilité sur le
modèle de Rotterdam

K	Nombre de paramètres	LL	Statistique $\hat{\theta}$	dl	$\chi^2_{0,25}$
9	63	712,98	-	-	-
8	62	712,95	0,06	1	1,32
7	60	712,91	0,08	2	2,77
6	57	712,89	0,04	3	4,11
5	53	712,89	0	4	5,39
4	48	708,94	7,90	5	6,63
3	42	701,29	15,30	6	7,84
2	35	693,18	16,22	7	9,04
1	27	672,93	40,50	8	10,22
0	18	639,40	67,05	9	11,84

LL : logarithme de la vraisemblance

dl : nombre de degrés de liberté

La statistique $\hat{\theta}$ est le rapport des vraisemblances. Elle est égale à $2 [LL(K = k + 1) - LL(K = k)]$

$\chi^2_{0,25}$: valeur du Chi-deux avec un risque de première espèce de 25 %.

Coefficients estimés et autres résultats

Les résultats économétriques se rapportant aux paramètres estimés sont présentés en annexe 4. De plus, des indicateurs supplémentaires ont été calculés pour apprécier le pouvoir explicatif du modèle retenu et analyser les propriétés des résidus. Le pouvoir explicatif du modèle est analysé à l'aide de deux indicateurs, le « R^2 système» proposé par Baxter et Cragg (1970) et le coefficient de détermination calculé pour chaque équation du système. Le premier critère permet d'apprécier l'adéquation *globale* du modèle tandis que le second nous donne des indications sur le pouvoir explicatif de chaque équation. L'examen des résidus a porté sur deux aspects. Tout d'abord, l'existence possible d'autocorrélation a été étudiée grâce à la statistique de Wald⁽¹⁹⁾⁽²⁰⁾ tandis qu'un test proposé par Breusch-Pagan⁽²¹⁾ permet de vérifier l'homoscédasticité des résidus.

Avec une valeur de 0,937, le « R^2 -système» indique une bonne adéquation de l'*ensemble* du système d'équations de demande aux données sur la consommation des huiles et des graisses dans l'UE. Par contre un examen des coefficients de détermination donne une image plus contrastée avec des valeurs de cet indicateur bien différentes de celle correspondant au « R^2 -système». En effet, les R^2 individuels ont des valeurs très dispersées allant de 0,031 pour l'équation de demande d'arachide à 0,739 pour l'équation 2 (huile de palme). Un examen des tests de Wald et de Breusch-Pagan montre que tous les résidus ont les bonnes propriétés pour la presque totalité des équations. Ainsi, hormis l'équation 3, les statistiques de Wald sont toutes inférieures en valeur absolue à 1,96, impliquant l'acceptation de l'hypothèse nulle d'absence d'autocorrélation. De même, le multiplicateur de Lagrange ayant des valeurs inférieures au seuil critique de 19,68, nous pouvons conclure à l'absence d'hétéroscé-dasticité parmi les résidus.

⁽¹⁹⁾ La statistique de Wald s'obtient à l'aide de la formule suivante : $W = n^{0,5} \rho_j$ où n est la taille de l'échantillon et ρ_j est le coefficient d'autocorrélation du premier ordre de l'équation j . W est distribuée selon une loi normale et l'hypothèse nulle qu'il n'existe aucune autocorrélation du premier ordre est acceptée si W est supérieur à 1,96 en valeur absolue pour un risque de premier espèce de 5 %. Il faut aussi rappeler que ce test est asymptotique.

⁽²⁰⁾ En raison de la faible taille de l'échantillon, on pourrait penser utiliser la statistique de Durbin-Watson « d » pour tester l'autocorrélation des résidus. Cela n'a pas été fait parce que le nombre de variables explicatives dans chaque équation du modèle de Rotterdam est très élevé et que dans ces conditions le test en question ne permet pas de conclure. Une autre raison qui milite contre l'utilisation du test de Durbin-Watson dans le cadre de notre modèle est l'existence de fortes contraintes non linéaires (conditions de négativité) sur les paramètres de Slutsky (c_{ij}). Bien que White (1992) ait montré que le test de Durbin-Watson avait de bonnes propriétés lorsqu'il était appliqué à des modèles non linéaires, celui-ci reste un test asymptotique.

⁽²¹⁾ La statistique proposée par Breusch-Pagan repose sur le test du multiplicateur de Lagrange appliqué à une régression des résidus normalisés par rapport aux variables explicatives.

Compte tenu des résultats obtenus pour les coefficients de détermination, devrait-on rejeter le modèle estimé car il semble ne pas avoir un bon pouvoir explicatif? Il faut se garder d'une telle conclusion pour un certain nombre de raisons. Tout d'abord, l'expérience montre que les R^2 obtenus avec un modèle exprimé en différences premières tendent nettement à être inférieurs à ceux générés à partir du même modèle exprimé en niveau⁽²²⁾. Nous devons donc être assez prudents sur l'interprétation des R^2 individuels. D'autre part, le « R^2 système » considéré comme un indicateur du pouvoir explicatif global du modèle estimé, donne une image plus objective sur le degré d'adéquation du modèle aux données observées. Enfin, les tests de Wald et Breusch-Pagan permettent de conclure que les résidus ont de bonnes propriétés.

Dans l'ensemble, on observe que 17 coefficients sur 53 sont significativement différents de zéro pour un risque de première espèce de 5 %. Si on porte cette dernière valeur à 10 %, le nombre de coefficients significatifs passe à 22. Cette performance statistique semble assez médiocre, et pourrait remettre en cause la fiabilité du modèle estimé. Toutefois, il faut adopter une certaine prudence et se garder de faire de telles conclusions car la matrice A n'étant pas de plein rang, les propriétés asymptotiques conventionnelles associées au « t » de Student ne sont plus satisfaites (Gouriéroux *et al.*, 1982). A première vue, une lecture des « t » de Student révèle que les termes constants α_i , qui expriment un effet autonome des habitudes et goûts du consommateur sur la demande des corps gras, ne sont pas différents de zéro pour l'ensemble des huiles et graisses sauf pour l'huile de tournesol.

Pour cette dernière, le coefficient α_3 est positif et significatif avec un « t » de Student égal à 2,67. De tels résultats sont néanmoins trompeurs car ils ne font que résumer l'influence des habitudes du consommateur sur la consommation de chaque produit pris individuellement. Dans notre cas, nous constatons des effets de report des autres huiles et graisses vers l'huile de tournesol. Pour valider ce dernier phénomène, nous devons vérifier l'hypothèse selon laquelle les coefficients sont simultanément tous égaux à zéro par le biais d'un test de rapport de vraisemblance. Ce dernier génère une statistique égale à 37,58 bien supérieure à la valeur critique du Chi-deux de 16,92. On peut donc conclure à un effet significatif du changement des goûts et habitudes du consommateur sur la consommation de corps gras dans l'UE avec, de plus, un effet de report de toutes les huiles et graisses vers l'huile de tournesol.

Un dernier phénomène d'ensemble que nous devons étudier concerne l'endogénéité de la dépense totale réelle représentée par la variable DQ_t .

⁽²²⁾ Pour analyser plus en détail ce problème, nous avons comparé le modèle de plein rang estimé en différence première et sa version exprimée en niveau (avec bien sûr l'ajout d'un *trend* linéaire du temps). Une comparaison des coefficients de détermination pour chaque équation montre que les R^2 obtenus pour la première version du modèle sont en réalité bien plus faibles que leurs homologues dérivés du même modèle spécifié en niveau.

dans chaque équation (7). Comme nous l'avons montré précédemment, ceci revient à tester l'hypothèse selon laquelle les coefficients de la matrice de Slutsky sont proportionnels à la variance-covariance des résidus. Pour ce faire une régression entre les termes croisés de la matrice des variances-covariances des résidus (σ_{ij}) et des coefficients estimés de Slutsky (c_{ij}) a donné les résultats suivants:

$$10^{10} \cdot \sigma_{ij} = 0,9606 - 704,1 c_{ij} \quad R^2 = 0,155$$

t Student : (0,01) (-3,80)

La pente négative est significativement différente de zéro alors que le terme constant ne l'est pas. Ceci confirme ainsi l'hypothèse de proportionnalité et de comportement rationnel aléatoire.

Elasticités-prix et élasticités-dépense

Les élasticités-prix hicksiennes et marshalliennes, et élasticités-dépense calculées au point moyen de l'échantillon à l'aide des expressions (2.2), (3.2) et (3.3) sont présentées dans les tableaux 3 et 4. Un examen des élasticités-dépense (figurant à la dernière colonne du tableau 4) révèle une grande diversité de résultats. Si on se place sur le plan strictement statistique, on observe que seulement trois d'entre elles (huiles de palme, tournesol et lard) sont différentes de zéro pour un risque de première espèce de 5 %. Si on relève ce dernier critère à 20 %, les huiles de soja, colza, coco et palmiste ont également des élasticités-dépense statistiquement différentes de zéro. A l'intérieur de ce groupe de sept produits, on peut émettre les conclusions suivantes :

- Les demandes d'huiles de palme, de coco et de palmiste réagissent plus que proportionnellement à des variations relatives de la dépense totale.
- Avec une élasticité-dépense positive mais inférieure à l'unité, l'huile de soja tend à avoir une réaction « normale » (*i.e.* moins que proportionnelle) à tout changement relatif de la dépense totale.
- Enfin, ayant des élasticités-dépense égales ou légèrement supérieures à l'unité, les huiles de colza et de tournesol et le lard représentent des cas limites de produits « normaux ».

Les trois matières grasses restantes (huile d'arachide, suif et graisses de poisson) sont caractérisées par des élasticités-dépenses non significatives. De plus, et si on passe outre le critère statistique de significativité, on peut conclure que l'arachide et le suif étant caractérisés par des élasticités-dépense négatives sont en quelque sorte des produits « inférieurs ».

Par ailleurs, nous constatons qu'environ 60 % des élasticités-prix hicksiennes sont statistiquement significatives⁽²³⁾. Il est alors possible d'établir une certaine hiérarchie dans les réactions des demandes compensées d'huiles et de graisses par rapport à leurs propres prix. Ainsi, les demandes

⁽²³⁾ Les élasticités-prix propres (éléments diagonaux du tableau 3) sont toutes significatives.

Tableau 3. Elasticités-prix hicksiennes (point moyen)

	soja $j = 1$	palme $j = 2$	tournesol $j = 3$	colza $j = 4$	arachide $j = 5$	coco $j = 6$	sulf $j = 7$	lard $j = 8$	palmiste $j = 9$	poisson $j = 10$
$\eta_{1,j}$	-0,64** (-3,21)	-0,28* (-1,71)	0,17** (2,13)	0,28 (1,18)	0,10 (1,59)	-0,17* (-1,64)	-0,10* (-1,89)	0,17** (2,80)	0,37** (6,62)	0,11 (0,99)
$\eta_{2,j}$	-0,64* (-1,71)	-1,74** (-7,84)	0,02 (0,11)	1,12** (3,86)	0,19** (2,46)	0,28** (2,06)	-0,34** (-5,06)	0,20** (2,41)	0,07 (0,83)	0,84** (8,17)
$\eta_{3,j}$	0,25** (2,13)	0,01 (0,11)	-0,18** (-2,34)	0,07 (0,54)	-0,09** (-2,55)	0,14** (2,21)	0,06* (-1,90)	-0,14** (-4,06)	-0,11** (-2,38)	-0,00 (-0,06)
$\eta_{4,j}$	0,51 (1,18)	0,91** (3,86)	0,09 (0,54)	-1,13** (-2,25)	-0,09 (-0,81)	0,15 (-1,01)	0,04 (-0,52)	0,09 (-0,72)	-0,36** (-3,46)	-0,20 (-1,31)
$\eta_{5,j}$	0,45 (1,59)	0,40** (2,46)	-0,28** (-2,55)	-0,23 (-0,81)	-0,26** (-2,01)	-0,05 (-0,33)	0,24** (-4,42)	-0,22** (-2,57)	-0,05 (-0,74)	0,01 (0,07)
$\eta_{6,j}$	-0,91* (-1,64)	0,67** (2,06)	0,52** (-0,64)	0,45 (-2,21)	-0,06 (-0,33)	-2,67** (-6,29)	0,64** (-5,46)	0,03 (-0,16)	1,60** (-5,37)	-0,27 (-1,23)
$\eta_{7,j}$	-0,47* (-1,89)	-0,75** (-5,06)	0,21* (1,90)	0,12 (-0,52)	0,25** (-4,42)	0,59** (-5,46)	-0,41** (-4,19)	0,33** (-3,91)	-0,18* (-1,91)	0,31** (3,38)
$\eta_{8,j}$	0,33** (2,80)	0,18** (2,41)	-0,20** (-4,06)	0,09 (-0,72)	-0,10** (-2,57)	0,01 (-0,16)	0,13** (-3,91)	-0,22** (-3,93)	-0,08** (-2,35)	-0,16** (-2,52)
$\eta_{9,j}$	3,91** (6,62)	0,33 (0,83)	-0,82** (-2,38)	-2,13** (-3,46)	-0,12 (-0,74)	3,20** (-5,37)	-0,40* (-1,91)	-0,41** (-2,35)	-3,58** (-6,41)	0,02 (0,07)
$\eta_{10,j}$	0,31 (0,99)	1,08** (8,17)	-0,01 (-0,06)	-0,32 (-1,31)	0,01 (-0,07)	-0,15 (-1,23)	0,18** (-3,38)	-0,23** (-2,52)	0,00 (-0,07)	-0,89** (-6,74)
	0,24	0,11	0,16	0,13	0,05	0,04	0,05	0,12	0,02	0,08

(t de Student entre parenthèses)

Notes: Les élasticités statistiquement significatives avec un risque de première espèce de 5 % (resp. 10 %) sont « indiquées » par ** (resp. *). Il est bon de signaler aussi que les statistiques de Student associées aux élasticités croisées sont structurellement symétriques.

Tableau 4. Elasticités-prix marshalliennes et élasticités-dépense conditionnelles (point moyen)

	Elasticités-prix						Elasticités-dépense				
	soja $j = 1$	palmé $j = 2$	tournesol $j = 3$	colza $j = 4$	arachide $j = 5$	coco $j = 6$	suif $j = 7$	lard $j = 8$	palmiste $j = 9$	poisson $j = 10$	ε_{im}
$\varepsilon_{1,j}$	-0,84** (-4,23)	-0,37** (-2,26)	0,03 (0,38)	0,17 (0,71)	0,05 (0,87)	-0,21** (-2,00)	-0,14** (-2,69)	0,06 (1,09)	0,35** (6,28)	0,04 (0,35)	0,86 (1,39)
$\varepsilon_{2,j}$	-1,17** (-3,14)	-1,98** (-8,90)	-0,35** (-2,32)	0,82** (2,85)	0,08 (1,00)	0,18 (1,33)	-0,45** (-6,67)	-0,07 (-0,83)	0,02 (0,24)	0,66** (6,38)	2,25** (4,92)
$\varepsilon_{3,j}$	0,01 (0,10)	-0,09 (-0,97)	-0,35** (-4,43)	-0,06 (-0,48)	-0,14** (-4,04)	0,10 (1,51)	0,01 (0,42)	-0,26** (-7,40)	-0,13** (-7,40)	-0,09 (-2,85)	1,00** (-1,31)
$\varepsilon_{4,j}$	0,25 (0,58)	0,79** (3,37)	-0,09 (-0,57)	-1,27** (-2,53)	-0,15 (-1,31)	0,11 (0,69)	-0,01 (-0,09)	-0,04 (-0,36)	-0,39** (-3,69)	-0,29* (-1,89)	1,09 (3,24)
$\varepsilon_{5,j}$	0,50* (1,77)	0,42** (2,60)	-0,24** (-2,21)	-0,20 (-0,71)	-0,25* (-1,92)	-0,04 (-0,26)	0,25** (4,62)	-0,20** (-2,26)	-0,05 (-0,67)	0,03 (0,19)	-0,22 (-0,25)
$\varepsilon_{6,j}$	-1,35** (-2,44)	0,47 (1,45)	0,21 (0,90)	0,20 (0,46)	-0,15 (-0,89)	-2,75** (-6,48)	0,55** (4,68)	-0,20 (-1,21)	1,56** (5,23)	-0,43* (-1,94)	1,89 (1,34)
$\varepsilon_{7,j}$	-0,44* (-1,76)	-0,73** (-4,96)	0,23** (2,10)	0,14 (0,59)	0,26** (4,54)	0,60** (5,51)	-0,41** (-4,13)	0,35** (4,09)	-0,18* (-1,88)	0,33** (3,49)	-0,13 (-0,43)
$\varepsilon_{8,j}$	0,09 (0,80)	0,07 (0,96)	-0,36** (-7,42)	-0,04 (-0,28)	-0,15** (-3,94)	-0,03 (-0,57)	0,09** (2,49)	-0,46** (-6,10)	-0,10** (-3,04)	-0,24** (-3,84)	1,00** (2,68)
$\varepsilon_{9,j}$	3,59** (6,08)	0,19 (0,47)	-1,04** (-3,02)	-2,30** (-3,75)	-0,19 (-1,15)	3,14** (5,27)	-0,46** (-2,22)	-0,57** (-3,28)	-3,61** (-6,46)	-0,09 (-0,39)	1,36 (1,55)
$\varepsilon_{10,j}$	0,19 (0,61)	1,03** (7,76)	-0,09 (-0,70)	-0,38 (-1,59)	-0,02 (-0,20)	-0,17 (-1,42)	0,16** (2,92)	-0,29** (-3,20)	-0,01 (-0,10)	-0,93** (-7,06)	0,51 (0,92)

 t de Student entre parenthèses)

Note: Les élasticités statistiquement significatives avec un risque de première espèce de 5 % (resp. 10 %) sont « indiquées » par ** (resp. *).

d'huiles lauriques (coco et palmiste) sont les plus élastiques avec des élasticités-prix directes proches de -3, suivies par les huiles de palme et de colza. Les fonctions de demandes compensées des autres huiles et graisses sont caractérisées par des élasticités-prix directes supérieures à -1, impliquant une réponse inélastique à toute variation de leur propre prix.

L'examen des relations de substitution ou de complémentarité entre huiles et graisses s'effectue à l'aide des valeurs et des signes des élasticités-prix croisées hicksiennes ou marshalliennes. Une valeur positive entre deux produits i et j indique qu'ils se substituent l'un à l'autre tandis qu'un signe opposé est caractéristique d'une situation où i et j sont des compléments. A partir de l'information présentée dans le tableau 3, nous pouvons évaluer la nature des liens et mesurer les effets nets de substitution ou de complémentarité des dix huiles et graisses retenues pour cette étude. Pour cet ensemble de produits, il existe 45 relations croisées: 27 d'entre elles définissent des liens de substitution nette entre les couples d'huiles et graisses tandis que les 18 autres démontrent l'existence d'un grand nombre de relations de complémentarité nette parmi les dix produits étudiés. D'un point de vue économétrique, on notera que 14 des 18 relations de substitution sont statistiquement significatives, alors que ce nombre est égal à 8 dans les cas des relations de complémentarité.

La principale relation de substitution mise en évidence par ces élasticités croisées concerne les huiles de palmiste et de coco. Ces huiles lauriques ont effectivement des compositions en acides gras et des propriétés semblables et sont, à dire d'experts, très fortement substituables l'une à l'autre. Des substitutions nettes importantes apparaissent également entre d'une part, l'huile de palme et de colza et, d'autre part, l'huile de colza et les graisses de poisson. Seule une étude plus approfondie de l'industrie de la margarinerie, principale utilisatrice de ces huiles et graisses⁽²⁴⁾, permettrait d'expliquer ces relations.

⁽²⁴⁾ Des statistiques présentées par la Chambre syndicale française de la margarinerie et des industries des corps gras alimentaires et par FDF Services au Royaume-Uni montrent que la fabrication de ce corps gras en France et au Royaume-Uni emploie en 1993 les huiles et les graisses dans les proportions suivantes:

%	France	Royaume-Uni
Tournesol	29	25
Soja	2	11
Colza	19	25
Palme	27	8
Huiles lauriques	4	2
Graisses animales	5	6
Poisson	4	22
Autres	9	1

Ces données montrent que les margarines au Royaume-Uni comportent des quantités importantes de graisses de poisson, en substitution, par rapport à la France, à l'huile de palme. De plus, la forte teneur des margarines françaises en huile de palme est compensée au Royaume-Uni par une augmentation de la teneur en huile de colza, dont une grande partie est hydrogénée.

Les principaux compléments nets sont le suif et l'huile de palme et dans une moindre mesure, les huiles de soja et de palme. La forte teneur en acides gras saturés des deux premiers produits est indispensable à la fabrication des margarines. Par ailleurs, les margariniers ont besoin d'acides gras poly-insaturés, issus le plus souvent des huiles de soja et de tournesol non-hydrogénées. Ceci explique en particulier la relation de complémentarité entre les huiles de palme et de soja.

Un examen approfondi des élasticités-prix marshalliennes, présentées au tableau 4, révèle que les relations de substitution et de complémentarité entre les huiles et graisses ne sont pas ou très peu modifiées par les effets de « dépense totale ». Les seuls changements substantiels se produisent pour des produits tels que l'huile de palme ou de soja qui ont une élasticité-dépense supérieure à l'unité et/ou une part de dépense assez importante.

Il est intéressant pour conclure la discussion des résultats empiriques sur les élasticités-prix et dépense de comparer nos résultats à ceux obtenus dans d'autres études. Ainsi, la confrontation de nos travaux avec ceux de Labys (1977) permet d'analyser l'évolution du marché européen des huiles et des graisses depuis le début des années 60; une comparaison des marchés européen et nord-américain est rendue possible grâce aux travaux de Goddard et Glance (1989).

Les élasticités-prix directes des huiles de soja et d'arachide que nous avons estimées sont plus faibles que celles calculées par Labys (1977) sur la période 1955-1972. Dans les années 60, ces produits étaient effectivement les deux principales huiles consommées dans l'UE. Depuis le début des années 70, le marché européen s'est diversifié au profit des huiles de colza et de tournesol et au détriment de l'huile d'arachide. Pour ces mêmes raisons, l'huile de soja est désormais substitut d'un grand nombre de corps gras, colza et tournesol en particulier, alors que dans les années 60, elle était complémentaire de l'ensemble des huiles et des graisses (Labys, 1977). La demande d'huile de soja réagit également plus faiblement à une variation des dépenses totales qu'elle ne le faisait dans les années 60. Par ailleurs, la demande d'huile de palme est de plus en plus élastique puisque son élasticité-prix propre est estimée, dans notre travail, à -1,98 alors qu'elle était égale à -0,83 dans l'étude de Labys (1977). Nos travaux confirment enfin la complémentarité brute des huiles de palme et de soja ainsi que la forte élasticité-dépense de l'huile de palme.

Nous avons pu faire apparaître un grand nombre de similitudes entre nos résultats et ceux établis par Goddard et Glance (1989) pour les Etats-Unis. En particulier, les élasticités-prix propres des huiles de soja, de palme et du suif sont sensiblement identiques. Il en est de même pour les élasticités-prix croisées marshalliennes statistiquement significatives et négatives palme-soja, coco-soja, palmiste-suif, suif-palme, lard-arachide, ainsi que pour les élasticités-prix croisées positives palmiste-

soja et lard-suif. A côté de ces similitudes subsistent toutefois des différences. Les demandes d'huiles lauriques sont ainsi plus élastiques en Europe qu'aux Etats-Unis, et la substitution entre ces deux huiles lauriques est beaucoup plus importante dans l'UE qu'aux Etats-Unis. Les Etats-Unis ont effectivement mis en place des restrictions à l'importation des huiles de palme et de palmiste, privilégiant la consommation d'huile de coco.

CONCLUSION

Le modèle de Rotterdam «semi-flexible», conforme à la théorie néoclassique du consommateur, permet l'estimation économétrique de systèmes de demande comportant un grand nombre de biens. Cette approche-système a été appliquée à l'analyse de la consommation européenne de corps gras alimentaires, ce qui nous a permis de dépasser les difficultés liées en particulier à la multicolinéarité des prix de ces produits. De nombreuses relations de substitution ont été mises en évidence grâce à l'estimation du modèle à dix huiles et graisses alimentaires, en particulier, entre les huiles de coco et de palmiste ainsi qu'entre les huiles de palme d'une part et les huiles de colza et de poisson d'autre part. Au contraire, suif, palme et soja sont les principaux produits complémentaires.

Cette analyse présente toutefois certaines limites, dont il faudrait tenir compte dans toute nouvelle exploration du sujet. Deux directions de recherche sont envisageables. Tout d'abord, en raison de l'inexistence de données disponibles au niveau communautaire, l'huile d'olive qui représente un corps gras essentiel dans de nombreux pays membres de l'UE a été exclue de l'analyse. De plus, les habitudes de consommation en matière d'huiles et graisses sont si différentes d'un pays européen à l'autre, que l'on peut se demander s'il est pertinent et réaliste d'avoir estimé un modèle de demande des corps gras pour l'ensemble de l'UE. Il serait sans doute souhaitable d'estimer des systèmes de relations de demandes des huiles et graisses pour chaque pays européen ou groupes de pays européens ayant des habitudes alimentaires similaires.

En deuxième lieu, cette approche «nationale» ou «régionale» de la demande des corps gras devrait s'accompagner d'une analyse et d'une modélisation plus fines et donc plus réalistes des changements structuraux qui ont affecté et affectent encore le marché européen des corps gras. L'utilisation d'un *trend* du temps dans des modèles de demande exprimés en niveau ou de termes constants dans des modèles différentiels tels que le modèle de Rotterdam est trop simpliste pour représenter tous les changements s'opérant dans les goûts et habitudes du consommateur européen. Il faudrait ainsi intégrer explicitement dans l'analyse les dépenses de publicité qui ont fortement favorisé la consommation d'huile

de tournesol au détriment des huiles de colza et d'arachide. De même, il serait important de prendre en compte l'évolution continue des connaissances scientifiques relatives aux problèmes de santé engendrés par la consommation de matières grasses. Il est désormais reconnu que l'ingestion d'acides gras saturés augmente le cholestérol plasmatique et donc le risque d'artériosclérose et de maladies cardio-vasculaires. Cette prise de conscience favorise ainsi la consommation d'huiles végétales fluides au détriment des graisses animales et des huiles tropicales. Les effets néfastes sur la santé humaine d'une trop grande consommation d'huiles et graisses saturées devraient être modélisés explicitement dans toute analyse de la demande communautaire des matières grasses. Enfin, ces considérations sur la qualité des huiles et graisses consommées diffèrent également selon leurs usages, d'où l'intérêt, dans des travaux ultérieurs, d'analyser la consommation alimentaire des corps gras en désagrégant les principaux secteurs utilisateurs (margarinerie et huiles de tables).

BIBLIOGRAPHIE

- BARNETT (W. A.), 1979 — Theoretical foundations for the Rotterdam model, *Review of Economic Studies*, 46, pp. 109-130.
- BARTEN (A. P.), 1966 — Theorie en Empirie van een volledig stelsel van vraagvergelijkingen, Thèse de doctorat, Netherlands School of Economics, Rotterdam.
- BARTEN (A. P.), 1969 — Maximum likelihood estimation of a complete system of demand equations, *European Economic Review*, 1 (1), pp. 7-73.
- BARTEN (A. P.) et GEYSKENS (E.), 1975 — The negativity condition in consumer demand, *European Economic Review*, 6, pp. 227-260.
- BARTEN (A. P.), 1989 — Towards a Levels Version of the Rotterdam and Related Demand Systems, in: *Contributions to Operations research and economics i: The Twentieth Anniversary of Core*, B. CORNET and H. TULKENS (eds), pp. 441-65, Cambridge, The MIT Press.
- BAXTER (N. D.) et CRAGG (J. G.), 1970 — Corporate choice among long-term financial instruments, *Review of Economics and Statistics*, 52, pp. 225-235.
- BLACKORBY (C.) et RUSSELL (R. R.), 1976 — Functional structure and the Allen elasticities of substitution: an application of duality theory, *Review of Economic Studies*, 43, pp. 285-291.

- CHERN (W. S.), LOEHMAN (E. T.), YEN (S. T.), 1995 — Information, health risk beliefs, and the demand for fats and oils, *The Review of Economics and Statistics*, pp. 555-564.
- DEATON (A.) et MUELLBAUER (J.), 1980a — An almost ideal demand system, *American Economic Review*, 70, pp. 312-336.
- DEATON (A.) et MUELLBAUER (J.), 1980b — *Economics and Consumer Behaviour*, Cambridge, Cambridge University Press.
- DEATON (A.), 1986 — Demand analysis, *Handbook of Econometrics*, volume 3, Ed. Griliches and Intriligator, pp. 1768-1839.
- DIEWERT (W. E.) et WALES (T. J.), 1987 — Flexible functional forms and global curvature conditions, *Econometrica*, 55 (1), pp. 43-68.
- DRONNE (Y.) et TAVÉRA (C.), 1992 — Transmission des prix sur le marché communautaire des huiles végétales, *Cahiers d'Economie et Sociologie Rurales*, 22, pp. 94-199.
- FRISCH (R.), 1959 — A complete scheme for computing all direct and gross demand elasticities in a model with many sectors, *Econometrica*, 27, pp. 177-196.
- GODDARD (E. W.) et GLANCE (S. H.), 1989 — Demand for fats and oils in Canada, United States and Japan, *Canadian Journal of Agricultural Economics*, 37, pp. 421-443.
- GORIEROUX (C.), HOLLY (A.) et MONFORT (A.), 1982 — Likelihood ratio test, Wald test, and Kuhn-Tucker test in linear models with inequality constraints on the regression parameters, *Econometrica*, 50 (1), pp. 63-80.
- GRIFFITH (G. R.), MEILKE (K. D.), 1982 — A structural econometric model of the world markets for rapeseed, soybeans and their products, University of Guelph, School of Agricultural Economics and Extension Education, Ontario Agricultural College, *Research Bulletin AEEE/82/5*, 136 p.
- ISTA, 1994 — Hambourg, *Oil World 1963-2012*, ISTA Mielke GmbH.
- KODDE (D. A.), et PALM (F. C.), 1987 — A parametric test of the negativity of the substitution matrix, *Journal of Applied Econometrics*, 2, pp. 227-235.
- KOHLI (U.), 1994 — Canadian imports and exports by origin and destination: a semi-flexible approach, *Canadian Journal of Economics*, XXVII, 3, pp. 58-603.
- LABYS (W. C.), 1977 — Multicommodity substitution patterns in the international fats and oils market, *European Review of Agricultural Economics*, 4, pp. 75-84.

- LAU (L. J.), 1978 — Testing and imposing monotonicity, convexity and quasi-convexity constraints, in: D. Mc FADDEN and M. FUSS (eds), *Production Economics: A dual Approach to Theory and Applications*, vol. I, Amsterdam, North Holland, pp. 409-453.
- LEWBEL (A.), 1989 — Nesting the AIDS and translog demand systems, *International Economic Review*, 30(2), pp. 349-356.
- MEYERS (W. H.), DEVADHOSS (S.) et HELMAR (M.), 1991 — The world soybean trade model: specification, estimation, and validation, CARD Technical Report 91-TR 23.
- MOREY (E. R.), 1986 — An introduction to checking, testing and imposing curvature properties: the true function and the estimated function, *Canadian Journal of Economics*, 19, pp. 207-235.
- MORIN (L.), 1997 — La demande alimentaire et non alimentaire de corps gras dans l'Union européenne: une approche modélisée, Thèse de doctorat, Ecole nationale supérieure agronomique de Rennes, 444 p.
- MOSCHINI (G.), MORO (D.), GREEN (R.), 1994 — Maintaining and testing separability in demand systems, *American Journal of Agricultural Economics*, 76 (1), pp. 61-73.
- PERERA (J.), OUTLAW (J. L.), KNUTSON (R. D.), 1996 — An econometric study of fats and oils commodities: a choice of functional form, Communication présentée à la conférence annuelle de l'American Agricultural Economics Association, San Antonio, July 28-31.
- PESCATORE (N.), 1994 — Le secteur de l'huile d'olive dans l'Union européenne, Mémoire de DAA-DEA, Ecole nationale supérieure agronomique de Rennes.
- PHILIPS (L.), 1974 — *Applied Consumption analysis*, Amsterdam, North Holland.
- PIERANI (P.), RIZZI (P. L.) ,1991 — An econometric analysis of the olive oil market in Italy, *European Review of Agricultural Economics*, 18, pp. 37-60.
- SURYANA (A.), 1986 — Trade prospects of Indonesian palm oil in the international markets for fats and oils, PhD, Faculty of North Carolina State University at Raleigh, Department of Economics and Business, 139 p.
- THEIL (H.), 1965 — The information approach to demand analysis, *Econometrica*, 33, pp. 67-87.
- THEIL (H.), 1980 — *The System-wide Approach to Microeconomics*, Chicago, University of Chicago Press.

- USDA, 1995 — *PSD View*, Base de données informatiques.
- VANDENBORRE (R. J.), 1966 — Demand analysis of the market for soybean oil and soybean meal, *Journal of Farm Economics*, 48, 4(I), pp. 920-934.
- WHITE (K.), 1992 — The Durbin-Watson test for autocorrelation in nonlinear models, *The Review of Economics and Statistics*, pp. 370-373.
- YEN (S. T.) et CHERN (W. S.), 1992 — Flexible demand systems with serially correlated errors: fats and oil consumption in the United States, *American Journal of Agricultural Economics*, 74 (3), pp. 688-697.

ANNEXE 1

Le système de demande de Lewbel

Constatant que le modèle «AI» et la fonction indirecte d'utilité translog possédaient des structures et propriétés voisines, Lewbel (1989) a développé une fonction d'utilité indirecte hybride plus générale. Ecrite sous forme matricielle pour N biens, cette fonction est donnée par l'expression suivante:

$$\ln[V(q, z)] = b'q + \ln[d + a'q + 0,5 q'cq - (a't + q'ct)z] \quad (\text{A1.1})$$

où q est un vecteur de dimension N constitué d'éléments $q_i = \ln(p_i)$;

$$z = \ln(m);$$

t est un vecteur de dimension N constitué d'éléments unitaires;

d est un scalaire;

a et b sont des vecteurs de dimension N tels que $a't = 1$ et $b't = 0$;

c est une matrice symétrique de paramètres de taille $N \times N$ satisfaisant la relation $t'ct = 0$;

L'application de l'identité de Roy à cette fonction indirecte d'utilité permet de déduire les coefficients budgétaires w_i pour $i = 1$ à N :

$$w_i = \frac{a_i + c'_i \cdot q + b_i(d + a'q + 0,5q'cq) - (c_i + b_i(1 + q'ct))z}{1 + q'ct} \quad (\text{A1.2})$$

où c_i désigne la colonne i de la matrice c .

Les conditions de régularité – additivité, homogénéité et symétrie – sont vérifiées par le modèle de Lewbel si toutes les restrictions imposées aux vecteurs a et b , et à la matrice c sont satisfaites. La condition de concavité est plus difficile à mettre en œuvre et même impossible à imposer globalement dans un système de demande de Lewbel. En effet, comme les éléments de la matrice hessienne dépendent à la fois des paramètres et des variables du modèle, ceux-ci varient en chaque point de l'espace des prix-revenu. En conséquence, on ne peut imposer les contraintes de concavité par le biais d'une triangulation ou d'une décomposition de Cholesky de la matrice de Slutsky. Cette dernière condition ne peut être vérifiée que localement; elle est valable aussi bien pour le modèle de Lewbel que pour ses variantes particulières, le modèle «AI» et le système de demande de type translog.

Le modèle «AI» est niché dans le système de demande de Lewbel, moyennant les contraintes paramétriques suivantes:

$$\forall i, c'_i t = 0 \quad (\text{A1.3})$$

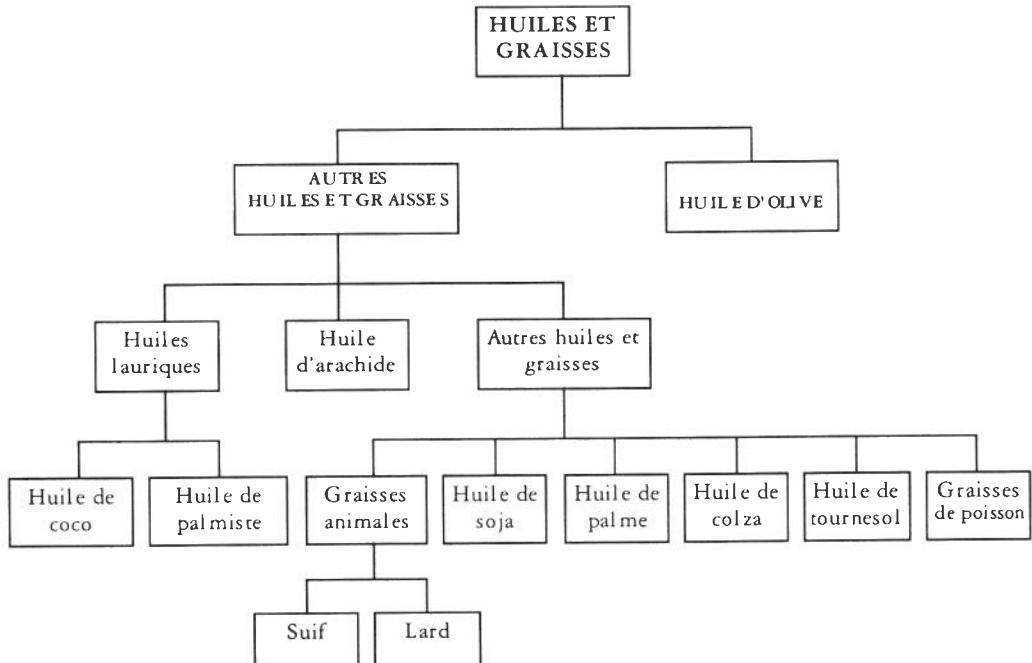
On obtient la version linéarisée du modèle «AI» si, outre la condition (A1.3), on substitue un indice de prix de Stone dans l'expression(A1.2) au terme $[d + a'q + 0.5q'cq]$. Un système de fonctions de demande de type translog est aussi un cas particulier du modèle de Lewbel dans lequel on a imposé les restrictions suivantes:

$$\forall i, b_i = 0 \quad (\text{A1.4})$$

La fonction d'utilité indirecte translog obtenue à partir de la forme hybride de Lewbel ne diffère de celle définissant un système de fonctions de demande translog conventionnel qu'à une transformation monotone près. Par contre, les fonctions de demande qui lui sont associées ne dépendent pas de cette transformation monotonique de l'utilité indirecte et sont identiques aux mêmes fonctions de demande générées à partir d'une fonction d'utilité indirecte conventionnelle de type translog. Un examen des expressions (A1.2) montre bien que le modèle de demande de Lewbel a une structure complexe et fortement non linéaire.

ANNEXE 2

Arbre d'utilité construit à partir d'hypothèses de séparabilité faible



ANNEXE 3
Principales caractérisitiques des données

Catégorie d'huiles ou de graisses	Moyenne	Ecart-type	Coefficient de variation*	Minimum	Maximum
Quantité					
	(kg/tête)	(kg/tête)	(%)	(kg/tête)	(kg/tête)
soja	4,535	0,484	10,7	3,709	5,265
palme	2,140	0,628	29,3	1,723	3,429
tournesol	3,296	1,227	37,2	1,622	5,267
colza	2,604	1,127	43,2	0,991	4,253
arachide	0,999	0,313	31,3	0,628	1,591
coco	0,923	0,237	25,6	0,516	1,436
suif	0,930	0,075	8,0	0,793	1,057
lard	2,276	0,265	11,6	1,876	2,812
palmiste	0,438	0,120	27,4	0,283	0,674
poisson	1,617	0,396	24,5	0,857	2,389
Prix					
	(Ecu/tonne)	(Ecu/tonne)	(%)	(Ecu/tonne)	(Ecu/tonne)
soja	463,0	126,1	27,2	330,7	789,2
palme	418,7	131,1	31,3	253,5	733,0
tournesol	518,3	135,8	26,2	368,9	832,7
colza	438,7	120,0	27,3	311,9	746,5
arachide	708,1	180,7	25,5	437,7	1194,3
coco	530,5	208,3	39,3	315,0	1136,9
suif	367,3	85,1	23,1	264,8	580,1
lard	488,0	106,0	21,7	314,1	710,2
palmiste	519,0	189,0	36,4	305,8	1040,8
poisson	317,7	63,9	20,1	218,0	409,1

* Le coefficient de variation est égal au rapport (en pourcentage) de l'écart-type sur la moyenne.

ANNEXE 4

Valeurs des paramètres estimés dans le modèle de Rotterdam
semi-flexible ($K = 5$)

	Valeurs estimées des paramètres	<i>t</i> de student asymptotique
α_1	-0,00072	-0,12
α_2	-0,00321	-1,64*
α_3	0,00556	2,67**
α_4	0,00352	0,95
α_5	-0,00205	-1,07
α_6	-0,00260	-1,00
α_7	0,00049	0,81
α_8	0,00033	0,18
α_9	0,00035	0,44
b_1	0,20241	1,39
b_2	0,23697	4,92**
b_3	0,16272	3,24**
b_4	0,14023	1,56
b_5	-0,01143	-0,25
b_6	0,08371	1,34
b_7	-0,00637	-0,43
b_8	0,11957	2,68**
b_9	0,03003	1,55
a_{11}	-0,38760	-6,43**
a_{21}	-0,17272	-1,93*
a_{31}	0,10362	2,17**
a_{41}	0,16897	1,33
a_{51}	0,05927	1,70*
a_{61}	-0,10391	-1,39
a_{71}	-0,05878	-2,24**
a_{81}	0,10161	2,75**
a_{91}	0,22315	6,36**
a_{22}	-0,39213	-8,69**
a_{32}	-0,04110	-1,07
a_{42}	0,22524	4,56**
a_{52}	0,02573	1,00
a_{62}	0,12172	1,75*
a_{72}	-0,06554	-3,44**
a_{82}	0,00869	0,29
a_{92}	-0,07955	-1,19
a_{33}	-0,13170	-2,54**
a_{43}	0,14743	1,33
a_{53}	-0,06900	-1,57
a_{63}	0,05530	0,43
a_{73}	0,05064	1,49
a_{83}	-0,10123	-1,98**
a_{93}	0,06242	0,60

Notes : Les paramètres statistiquement significatifs avec un risque de première espèce de 5 % (resp. 10 %) sont « indicés » par ** (resp. *).

**Valeurs des paramètres estimés dans le modèle de Rotterdam
semi-flexible ($K = 5$)**

(Suite)

	Valeurs estimées des paramètres	<i>t</i> de student asymptotique
a_{44}	-0,21237	-3,87**
a_{54}	-0,02838	-0,54
a_{64}	0,17863	1,70*
a_{74}	-0,05393	-1,73*
a_{84}	0,07217	1,40
a_{94}	-0,08544	-0,77
a_{55}	-0,06008	-1,06
a_{65}	-0,24039	-2,48**
a_{75}	0,08194	2,63**
a_{85}	-0,00418	-0,10
a_{95}	0,10864	1,01
	<i>R</i> ²	<i>W</i>
équation 1	0,106	-1,956
équation 2	0,739	-1,453
équation 3	0,392	-2,210
équation 4	0,110	-1,776
équation 5	0,031	-1,757
équation 6	0,541	-1,403
équation 7	0,081	1,124
équation 8	0,257	-1,581
équation 9	0,440	-0,630
<i>R</i> ²	0,937	
<i>Obs</i>	20	

Notes: R^2 : coefficient de détermination

R_s^2 : « R^2 -système »

W: statistique de Wald

BP: statistique de Breusch-Pagan

Obs: nombre d'observations

Les sous-indices et les numéros de l'équation se définissent comme suit:

- | | |
|--------------|-------------|
| 1. soja | 6. coco |
| 2. palme | 7. suif |
| 3. tournesol | 8. lard |
| 4. colza | 9. palmiste |
| 5. arachide | 10. poisson |