



AgEcon SEARCH
RESEARCH IN AGRICULTURAL & APPLIED ECONOMICS

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

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

Help ensure our sustainability.

Give to AgEcon Search

AgEcon Search

<http://ageconsearch.umn.edu>

aesearch@umn.edu

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

Un modèle d'agrégation
pour le secteur
de l'alimentation animale
du Benelux

*Ludo PEETERS
Yves SURRY*

*An aggregator model
for the Benelux
animal feed sector*

Key-words:
*Animal feed,
compound feed, feed
input demand, Benelux*

**Un modèle d'agrégation
pour le secteur de
l'alimentation animale
du Benelux**

Mots-clés:
Alimentation animale,
aliments composés,
demande d'ingrédients,
Benelux

Summary – *The aim of this paper is to analyze the price responsiveness of demand for feed inputs by the Benelux compound feed industries. Various sets of own- and cross-price elasticities are obtained from theoretically consistent feed input demand functions which are in turn derived from estimated cost functions. A large number of feed inputs is taken into account by assuming weak separability. This assumption allows for the use of aggregator functions and a two-stage econometric estimation procedure, thereby avoiding the problems of multicollinearity and lack of degrees of freedom which alternative procedures are usually facing. The total set of feed inputs is partitioned into four subsets, according to similarities in nutritional content: cereals, 'cereal substitutes', high protein feeds and additives. This study exploits the properties of the Symmetric Generalised McFadden (SGM) functional form as an alternative to the traditional Translog function. Specifically, the SGM function has two attractive properties worth mentioning. First, the symmetry of the SGM function means that the analyst is not forced to single out one particular input to play an asymmetric role; second, global curvature restrictions can easily be imposed, if necessary, without destroying the flexibility properties of the SGM function. Imposing global curvature properties is accomplished using the Cholesky decomposition. Complete elasticity matrices for the Belgian and Dutch compound feed sectors are reported and discussed in the article. From these matrices, a number of conclusions can be drawn: i) most quantities demanded for cereal and high protein feeds in the Netherlands are inelastic with respect to their own prices and substitutes among each other; ii) similar results prevail for cereal substitutes and high protein feeds consumed in Belgium; iii) by contrast, demand for each cereal in this country tends to be very responsive to its own prices; and iv) the demand for "additives" is very inelastic with respect to its own price.*

Résumé – *Cet article analyse la sensibilité par rapport aux prix de la demande de matières premières consommées par les fabricants d'aliments composés au Benelux. Pour ce faire, des élasticités-prix sont obtenues en spécifiant des fonctions de coût, et en estimant les demandes dérivées d'intrants fourragers qui leur sont associées. L'ensemble des matières premières consommées par le secteur de l'alimentation animale est pris en compte, en supposant que la technologie correspondante est caractérisée par une structure faiblement séparable. La forme fonctionnelle symétrique généralisée de McFadden est utilisée pour représenter les différentes fonctions de coût. Un examen des matrices d'élasticités-prix permet de dégager les conclusions suivantes: la demande de la plupart des céréales et matières riches en protéines consommées aux Pays-Bas est inélastique; il en est de même, en Belgique, pour celle de la majorité des substituts de céréales et des matières riches en protéines; par contre, la demande de chaque céréale dans ce dernier pays tend à réagir fortement aux variations de leurs prix; enfin, la catégorie "additifs" a une demande très inélastique par rapport à son prix.*

* *Limburgs Universitair Centrum, Universitaire Campus, B-3590, Diepenbeek, Belgique.*

** *Agriculture Canada, Ottawa, Canada et Station d'économie et sociologie rurales de l'INRA, 65, rue de Saint-Brieuc, 35042 Rennes cedex.*

IL est d'une importance primordiale de connaître le degré de substitution entre les aliments fourragers pour les constructeurs de modèles et décideurs politiques, qui évaluent l'impact de la réforme de la Politique agricole commune (PAC). En effet, un objectif fondamental de cette réforme est de réduire les distorsions dans le secteur communautaire des céréales en abaissant ses prix de marché. Cette dernière mesure ébranlerait les importations communautaires des matières fourragères achetées à bas prix et, de ce fait, affecterait fortement les productions animales intensives du Benelux.

Le but de cet article* est d'analyser la structure de la demande d'ingrédients consommés par les fabricants d'aliments composés qui, en Belgique et aux Pays-Bas, sont les seuls fournisseurs d'aliments fourragers commercialisés destinés aux productions animales. Plus précisément, cette étude prolonge dans deux directions un travail effectué sur le même sujet par Surry et Moschini (1984). D'une part, elle détermine les élasticités à la demande d'un grand nombre de matières premières utilisées dans la fabrication d'aliments composés.

Pour cela, on utilise des fonctions dites "d'agrégation de prix" ou encore fonctions de coût unitaires, construites à partir d'un ensemble d'hypothèses de séparabilité faible. Ces dernières permettent de mettre en place une approche économétrique à deux étages (Fuss, 1977; Mergos et Yotopoulos, 1988), évitant ainsi les problèmes liés à la multi-collinéarité et au faible degré de liberté auxquels sont sujettes les autres procédures d'estimation. Les ingrédients pris en compte dans cette étude sont répertoriés au tableau 1 et regroupés en quatre familles selon leurs compositions nutritionnelles: céréales, "substituts de céréales", matières riches en protéines et additifs⁽¹⁾.

D'autre part, dans ce travail, nous utilisons la forme fonctionnelle symétrique généralisée de McFadden (SGM), développée récemment par

* Cet article est la version révisée et adaptée d'une communication en anglais à paraître dans la "Revue néerlandaise d'Economie et de Sociologie Rurales" (*Tijdschrift voor Sociaal Wetenschappelijk Onderzoek van de Landbouw*). Les auteurs remercient le responsable de la rédaction des *Cahiers*, ainsi que les deux rapporteurs anonymes pour leurs observations pertinentes. Ils rappellent que les opinions exprimées dans cet article leur sont propres et n'engagent pas les institutions pour lesquelles ils travaillent.

(1) Le terme "substituts de céréales" n'est pas clairement défini dans le débat actuel sur la réforme de la PAC. Dans cet article, nous incluons sous ce vocable toutes les matières premières dites "non céréalières", riches en énergie, en excluant toutefois le gluten de maïs.

Diewert et Wales (1987), à la place de la fonction translog qui est utilisée habituellement. La forme fonctionnelle SGM⁽²⁾ a deux propriétés qui méritent d'être mentionnées: (i) du fait qu'aucun intrant ne joue de rôle particulier aucune asymétrie n'est imposée; ii) les restrictions globales de concavité ou convexité peuvent être facilement imposées et mises en œuvre, si nécessaire, sans détruire les propriétés locales de flexibilité de la fonction de coût de type SGM.

Le plan de l'article est le suivant. La première partie passe en revue les hypothèses de base du modèle et présente le processus d'estimation économétrique (mais aussi d'optimisation) à deux étages. La spécification empirique des fonctions de coût ainsi que la description des données utilisées et de la méthode d'estimation sont présentées dans les deux parties suivantes.

Les résultats empiriques sont résumés dans la quatrième partie et l'article se termine par une discussion sur les limites de l'analyse effectuée, accompagnée de quelques observations et suggestions qui pourraient être utilisées pour d'autres recherches dans ce domaine.

HYPOTHÈSES DU MODÈLE

L'étude des relations de substitution et de complémentarité entre les matières premières utilisées par le secteur des aliments composés du Benelux est menée en utilisant une fonction de coût statique. Le processus de production doit satisfaire aux conditions suivantes: (i) indépendance entre les ingrédients et les autres intrants; (ii) rendements d'échelle

⁽²⁾ La fonction SGM fait partie de la classe des formes fonctionnelles flexibles (FFF) définies comme étant une approximation du second ordre à un point d'expansion donné de la fonction de coût (Diewert, 1974). De cette manière, la forme SGM s'apparente à une série de Taylor du second ordre qui permet d'approximer les dérivées premières et secondes de la fonction de coût, et de là fournir indirectement des informations sur les élasticités-prix correspondantes. Toutefois, l'utilisation des formes fonctionnelles telles que la translog ou la SGM a été critiquée par White (1980) et Gallant (1984) car les termes résiduels d'ordre supérieur sont négligés. Cela peut mener à des erreurs importantes de spécification et même à des rejets fréquents des hypothèses de symétrie et d'homogénéité. Pour remédier à cette lacune, Gallant recommande l'utilisation de la forme fonctionnelle de Fourier qui permet, d'après lui, d'identifier et d'estimer de manière plus robuste les paramètres de la fonction de coût et des élasticités-prix correspondantes. Tout en étant conscient de ce débat sur le choix judicieux d'une forme fonctionnelle flexible, nous avons opté pour les formes flexibles au sens de Diewert – et plus particulièrement la SGM – qui sont plus simples à manier et possèdent un nombre plus restreint de paramètres à estimer.

constants par rapport aux ingrédients⁽³⁾; (iii) séparabilité faible parmi les ingrédients; (iv) séparabilité fonctionnelle entre les intrants et les aliments composés produits. Ces restrictions ont des conséquences directes sur la forme de la fonction de coût correspondante.

Indépendance entre matières premières et intrants "non fourragers"⁽⁴⁾

Cette première hypothèse stipule qu'il n'existe aucune relation entre les ingrédients et les autres facteurs de production tels que le travail, le capital et l'énergie. Par suite, la fonction de coût total peut s'écrire sous une forme fortement séparable :

$$C(w, v, Q, z) = G(w, Q) + \sum_{k=1}^m v_k z_k + \sum_{k=m+1}^q v_k z_k \equiv G(w, Q) + H(v, Q, z) \quad (1)$$

où $w = (w_1, \dots, w_n)$ est le vecteur-prix des intrants fourragers; $v = (v_1, \dots, v_m)$ le vecteur-prix des autres intrants, (v_{m+1}, \dots, v_q) le vecteur-prix des facteurs quasi-fixes; $z = (z_{m+1}, \dots, z_q)$ le vecteur donnant le niveau des facteurs quasi-fixes, et Q le niveau de la production totale d'aliments composés; $G(w, Q)$ est la composante *fourragère* de la fonction de coût (c'est-à-dire représente la fonction de coût d'approvisionnement des matières premières), tandis que $H(v, Q, z)$ représente sa partie *non fourragère*. De l'expression (1), nous déduisons que l'élasticité-prix croisée entre n'importe quelle paire d'intrants fourragers et non fourragers est égale à zéro: $\varepsilon_{ik} = 0$, où les sous-indices $i \in \{\text{intrants fourragers}\}$ et $k \in \{\text{intrants non fourragers}\}$.

Rappelons de plus que les intrants "non fourragers" (qu'ils soient fixes ou variables) n'imposent aucune contrainte à la combinaison optimale d'intrants fourragers et donc, n'influencent pas la réaction de la

⁽³⁾ Comme l'a suggéré l'un des rapporteurs, il serait pertinent de tester statistiquement cette hypothèse sur la technologie des aliments composés au Benelux. Cette démarche pourrait également s'appliquer aux autres conditions qui ont été imposées à la technologie des aliments composés. Toutefois, ce sujet n'est pas abordé dans cet article. On peut aussi signaler que l'adoption de l'hypothèse de rendements constants par rapport aux ingrédients est assez réaliste et conforme aux caractéristiques propres des processus de fabrication des aliments composés. En effet, si des rendements d'échelle caractérisaient ce secteur, ils affecteraient surtout les intrants non fourragers tels que le capital ou les matières énergétiques consommées. Pour plus d'information sur cette question, le lecteur pourra se référer aux analyses effectuées par Foucault (1972) et Quinqu (1989) sur le secteur français des aliments composés.

⁽⁴⁾ Ce type de séparabilité est, à l'évidence, un cas extrême.

demande de ces derniers à des changements de leurs propres prix. En d'autres termes, ceci implique que⁽⁵⁾

$$\partial x_i(w, Q, z)/\partial w_i \equiv \partial x_i(w, Q)/\partial w_i \quad (2)$$

Rendements constants par rapport aux intrants fourragers

Supposons que la fonction de production $Q = F(x, z)$ soit définie comme suit :

$$Q \equiv F(x, z) = F*[f(x), z] \quad (3)$$

où $x = (x_1, \dots, x_n)$ est un vecteur-quantité d'intrants fourragers et $f(x)$ une fonction (macro) agrégée linéairement homogène. Elle représente un processus de production à rendements constants vis-à-vis des intrants fourragers. Si nous définissons le terme $X_0 \equiv f(x)$, où X_0 peut être considéré comme étant un intrant fourrager composite ou agrégé, alors nous pouvons écrire la fonction de coût fourrager $G(w, Q)$ qui correspond à la fonction de production agrégée $f(x)$, sous sa forme "unitaire":

$$G(w, Q) = g(w) X_0 \quad (4)$$

où $g(w)$ représente la fonction de coût fourrager unitaire ou encore un indice agrégé des prix fourragers qui est dual à la fonction de production agrégée $f(x)$ (Diewert et Wales, 1991). En conséquence, la fonction de coût total peut s'écrire comme suit :

$$C(w, v, Q, z) = g(w) X_0 + H(v, Q, z) \equiv g(w) Q + H(v, Q, z) \quad (5)$$

où X_0 peut être remplacé par le niveau de production d'aliments composés Q puisqu'il existe une relation biunivoque entre X_0 et Q ⁽⁶⁾.

Les équations de demande dérivée correspondant au ième input fourrager, x_i , peuvent être obtenues en différenciant la fonction de coût total par rapport à son prix (lemme de Shephard):

$$x_i = \partial C(\cdot)/\partial w_i = (\partial g(w)/\partial w_i) Q \quad (6)$$

De ces équations de demande d'intrants fourragers, nous pouvons déduire des indicateurs d'élasticité. Ainsi, les élasticités-prix directes et

⁽⁵⁾ On peut comparer cette expression au principe de Le Châtelier-Samuelson où le signe '<' a été remplacé par le signe '≡'. Dans le contexte d'une fonction de coût, le principe de Le Châtelier-Samuelson énonce que la réaction des demandes d'inputs par rapport à leurs prix tend à être plus rigide dans le court terme que dans le long terme. Ce raisonnement s'appuie sur le théorème de l'enveloppe utilisé dans les programmes d'optimisation.

⁽⁶⁾ En effet, une unité produite d'aliments composés Q est identiquement similaire à une unité de l'intrant fourrager agrégé X_0 .

croisées à la demande⁽⁷⁾ (notées ε_{ij}) nous donnent des informations sur la nature de la relation entre deux intrants fourragers quelconques i et j (effet de substitution ou de complémentarité nette). L'expression (6) montre que les possibilités de substitution entre intrants fourragers peuvent être analysées sur la base de la seule fonction de coût fourrager unitaire $g(w)$.

Séparabilité faible entre intrants fourragers

L'ensemble de tous les ingrédients est divisé en quatre familles ou agrégats fourragers faiblement séparables, définis par :

$$x = \{X_{CER}, X_{SUB}, X_{PRO}, X_{ADD}\},$$

où X_{CER} , X_{SUB} , X_{PRO} et X_{ADD} sont respectivement les fonctions fourragères d'agrégation pour les céréales, substituts de céréales, matières riches en protéines et additifs. Ici, X_{CER} , X_{SUB} et X_{PRO} sont des agrégats constitués de quatre ou cinq ingrédients (voir tableau 1); par contre, X_{ADD} est traité comme un intrant homogène.

L'hypothèse de séparabilité faible implique, par exemple, que la composition optimale de l'agrégat "céréales" est indépendante, aussi bien de la composition de l'agrégat "matières riches en protéines" et des prix de chaque composante protéique que de la quantité et du prix de ce dernier agrégat. Cette dernière caractéristique se traduit par deux propriétés importantes au niveau des fonctions de production (primal) ou de coût correspondantes qui, dans le cas de l'exemple céréales-matières protéiques, s'énoncent comme suit :

i) le taux marginal de substitution technique entre céréales est indépendant des niveaux de matières protéiques : $\partial(x_i/x_j)/\partial x_k = 0$ pour $i, j \in \{CER\}$ et $k \in \{PRO\}$;

ii) les niveaux optimaux des céréales sont invariants par rapport aux prix des matières protéiques : $\partial(x_i/x_j)/\partial x_k = 0$ ou $\partial(x_i/x_j)/\partial w_k = 0$ pour $i, j \in \{CER\}$ et $k \in \{PRO\}$.

Toutefois, dans l'exemple précédent, le volume de l'agrégat "céréales" n'est indépendant ni de la quantité ni du prix de l'agrégat "matières riches en protéines". L'hypothèse de séparabilité faible est particulièrement importante pour modéliser le processus de fabrication des aliments composés. Tout d'abord, la notion de séparabilité faible est une condition nécessaire pour qu'il existe des agrégats fourragers conformes à la théorie. En second lieu, l'existence d'agrégats fourragers homothétiques (ou plus exactement linéairement homogènes) par rapport à leur composantes fourra-

⁽⁷⁾ Ces élasticités sont également conditionnelles car elles sont calculées pour un niveau constant de produits.

gères nécessite de mettre en œuvre une procédure à deux étages dans la minimisation des coûts d'approvisionnement des matières premières destinées à la fabrication d'aliments composés (Fuss, 1977). Au premier étage (ou niveau inférieur), on minimise le coût de production d'une unité d'un agrégat fourrager donné à partir de ses propres composantes.

La condition d'homothéticité implique que ce coût unitaire est indépendant de la quantité produite correspondante. Par conséquent, le coût unitaire peut s'interpréter comme étant un indice de "prix" cohérent se rattachant à cet agrégat fourrager (Chambers, 1988, p. 118). Au second étage (ou niveau supérieur), les agrégats fourragers sont mélangés aux moindres coûts pour fabriquer un produit final constituant l'aliment composé.

De cette façon et en supposant que l'ensemble de toutes les matières premières fourragères puisse être subdivisé en quatre familles définies par $x = \{X_{CER}, X_{SUB}, X_{PRO}, X_{ADD}\}$, nous pouvons écrire, pour la Belgique (mais aussi pour les Pays-Bas), la fonction agrégée de production $f(x)$ suivante :

$$f(x) = f^*[X_{CER}(x_{MAI} \dots x_{BLE}), X_{SUB}(x_{MOL} \dots x_{GRA}), X_{PRO}(x_{FARANS} \dots x_{TSOJ}), X_{ADD}] \quad (7)$$

où X_{CER} , X_{SUB} , etc., sont les quantités des agrégats fourragers (céréales, substituts de céréales, etc.), et x_{MAI} , x_{MOL} , etc., représentent les quantités de chaque composante fourragère (maïs, mélasses, etc.). Si les fonctions fourragères agrégées X_{CER} , X_{SUB} , etc., sont homothétiques (linéairement homogènes) par rapport à leurs composantes respectives, nous pouvons alors décrire la fonction de coût unitaire duale à $f(x)$ de la manière suivante :

$$g(w) = g^*[W_{CER}(w_{MAI} \dots w_{BLE}), W_{SUB}(w_{MOL} \dots w_{GRA}), W_{PRO}(w_{FARANS} \dots w_{TSOJ}), W_{ADD}] \quad (8)$$

où W_{CER} , W_{SUB} , etc., désignent les indices-prix des agrégats fourragers (céréales, substituts de céréales, etc.); et w_{MAI} , w_{MOL} , etc., sont les indices-prix des sous-composantes constituant chaque agrégat fourrager (maïs, mélasses, etc.). Etant donné l'hypothèse d'homothéticité, les indices prix agrégés, W_{CER} , W_{SUB} , etc., peuvent aussi être représentés par des fonctions de coût unitaires appropriées.

Séparabilité fonctionnelle entre les intrants et les quantités d'aliments composés produites

Cette dernière hypothèse (qui est en fait liée à la condition précédente d'homothéticité) a plusieurs incidences sur la nature du processus de fabrication des aliments composés. En premier lieu, et transcrite sous forme mathématique, elle implique que $\partial(x_i/x_j)/\partial Q = 0$, ce qui s'interprète de la manière suivante : tout rapport optimal d'intrants fourragers

est indépendant du niveau de production des aliments composés. Ensuite, le niveau d'aliment produit se ramène à un indice-quantité unique et composite formé de toutes les catégories d'aliments composés (volailles, porcs, vaches laitières et bovins). L'hypothèse de séparabilité fonctionnelle intrants/produits, qui est très utilisée dans les recherches en économie de la production fondées sur une mesure agrégée du produit, est plutôt restrictive car elle implique une combinaison optimale, à tous les niveaux (micro et macro) des agrégats fourragers, indépendante de la composition de la production agrégée d'aliments composés.

MODÈLES EMPIRIQUES

Le processus d'optimisation à deux étages permet d'estimer les équations de demande dérivée d'intrants fourragers selon le même principe. Ainsi, à l'étage inférieur (ou premier niveau), trois micro-modèles distincts sont construits pour chaque agrégat fourrager (céréales, substituts de céréales et matières riches en protéines). Au second étage (ou niveau supérieur), nous spécifions un seul macro-modèle pour expliquer la consommation des agrégats fourragers. Ensemble, ces quatre sous-modèles forment le modèle complet représentant le secteur des aliments composés au Benelux.

Premier niveau ou étage inférieur

A ce niveau, nous développons des fonctions (micro) de coût unitaire or encore des fonctions d'agrégation de prix en utilisant la forme fonctionnelle SGM⁽⁸⁾. Cette dernière, telle qu'elle est définie par Diewert et Wales (1987) et Lawrence (1989), s'écrit comme suit :

$$\hat{W}_I = 0,5 \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n b_{ij} w_i w_j}{\sum_{k=1}^n \theta_k w_k + \sum_{i=1}^n a_i w_i} \quad (9)$$

$$I = CER, SUB, PRO; \forall i, j \in I$$

⁽⁸⁾ Rappelons que les fonctions d'agrégation \hat{W} doivent satisfaire les conditions de régularité propres aux fonctions de coût. Ces conditions sont les suivantes (Chambers, 1988, p. 53) : i) les fonctions d'agrégation doivent être homogènes de degré un et concaves par rapport aux prix des ingrédients ; ii) elles doivent être différentiables et continues jusqu'au second ordre par rapport aux prix des ingrédients ; et iii) elles ne sont pas négatives et sont une fonction non décroissante (monotone) par rapport aux prix des ingrédients. Toutes ces conditions sont vérifiées avec la forme généralisée symétrique de McFadden si ses paramètres satisfont un certain nombre de restrictions qui sont énoncées dans l'article.

où l'indice du temps est omis pour des raisons de commodité; n est le nombre de composantes fourragères à l'intérieur de chaque agrégat fourrager I (ici, $n = 4$ ou 5); w_i est le prix de la composante fourragère i à l'intérieur de l'agrégat I ; les coefficients θ_j sont non négatifs et fixés à l'avance avant toute estimation économétrique. Pour que les conditions de flexibilité et de symétrie associées à la forme SGM soient satisfaites, les paramètres a_i et b_{ij} sont des coefficients à estimer qui souscrivent aux conditions suivantes: les coefficients a_i (pour tout i) doivent être non négatifs; $b_{ij} = b_{ji}$ (pour tout $i, j \in I$) et $\sum_j b_{ij} = 0$ (pour tout $i \in I$).

En appliquant le lemme de Shephard à l'expression (9), nous déduisons les fonctions de demandes conditionnelles liées à chaque composante fourragère. Ces fonctions de demandes s'expriment sous forme de ratios "input/output" (soit la consommation de la composante fourragère i par unités de "produit" de l'agrégat fourrager I) de la manière suivante:

$$\frac{X_{iI}}{X_I} = \frac{\sum_{j=1}^n b_{ij} w_j}{\sum_{k=1}^n \theta_k w_k} \tag{10}$$

$$- 0,5 \theta_i \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n b_{ij} w_i w_j / \left[\sum_{k=1}^n \theta_k w_k \right]^2 + a_i$$

$$(\forall i, j \in I)$$

où x_{iI} représente l'indice-quantité de la composante i à l'intérieur de l'agrégat fourrager I ; X_I désigne l'indice-quantité de l'agrégat fourrager I . Les coefficients θ_i correspondent chacun à la quantité moyenne de la composante i par unité de l'agrégat I consommé au cours de la période d'échantillonnage. Cette dernière statistique est en quelque sorte la moyenne de la variable dépendante⁽⁹⁾. En examinant l'expression (10), il est évident que le rapport x_{iI}/x_{jI} est indépendant de la quantité du "produit" X_I (ceci en vertu de la condition de séparabilité faible homothétique/homogène).

La condition nécessaire et suffisante pour que les fonctions de coût de type SGM soient globalement concaves est que la matrice correspondant aux paramètres b (matrice B) soit semi-définie négative. Cependant, si cette dernière condition était rejetée par les données, on pourrait l'imposer facilement en reparamétrant la matrice B par la méthode de factorisation de Cholesky (Lau, 1978; Morey, 1986). Cette procédure consiste à remplacer la matrice hessienne B par le produit matriciel

⁽⁹⁾ Cette interprétation de la variable dépendante est conforme à celle utilisée par Diewert et Wales (1987), et Lawrence (1989). Ainsi, tout changement dans le choix des paramètres exogènes sera absorbé par la matrice des paramètres b lorsque le système d'équations de demande représentées par l'expression (8) est estimé économétriquement (Diewert et Wales, 1988, p. 332).

LDL^T où $L \equiv [l_{ij}]$ est une matrice triangulaire inférieure (soit $l_{ij} = 0$ pour $i < j$, $l_{ii} = 1$), L^T sa transposée et D une matrice diagonale dont les éléments diagonaux sont constitués par les valeurs de Cholesky. La condition de concavité globale est satisfaite lorsque les éléments diagonaux de la matrice D sont non positifs. Cependant, cette méthode nécessite d'utiliser une technique d'estimation non linéaire car les paramètres b_{ij} sont remplacés par une combinaison appropriée et unique des coefficients d_{ii} et l_{ij} issus de la méthode de factorisation de Cholesky (Jorgenson et Fraumeni, 1981).

Deuxième niveau ou étage supérieur

A ce niveau, nous construisons une fonction de coût fourrager unitaire dont les arguments sont les "prix" des agrégats fourragers. Ces derniers sont obtenus à l'aide des sous-modèles spécifiés au niveau inférieur et sont utilisés comme variables instrumentales dans l'estimation de la fonction de coût fourrager unitaire. Cette dernière procédure se justifie pour deux raisons. D'une part, les "prix" des agrégats fourragers ne sont pas eux-mêmes exogènes, alors que les prix de chaque composante à l'intérieur de chaque agrégat le sont; d'autre part, les "prix" des agrégats sont aussi déterminés par le choix de la composition finale des composantes fourragères constituant chaque agrégat. Si nous faisons l'hypothèse de rendements constants par rapport aux agrégats fourragers et d'absence de "progrès technique" exogène⁽¹⁰⁾, nous pouvons alors écrire la macro-fonction de coût fourrager unitaire comme suit :

$$\frac{G(\hat{W}_I, Q)}{Q} = 0,5 \sum_{I=1}^4 \sum_{J=1}^4 b_{IJ} \hat{W}_I \hat{W}_J / \sum_{K=1}^4 \varphi_K \hat{W}_K + \sum_{I=1}^4 a_I \hat{W}_I \quad (11)$$

où \hat{W}_I , pour $I = 1(CER)$, $2(SUB)$, $3(PRO)$, représente le prix unitaire de l'agrégat I estimé à l'aide des paramètres obtenus au premier étage; $\hat{W}_4 = W_{ADD}$ est l'indice-prix observé des additifs (qui est traité comme une composante fourragère homogène); Q désigne le niveau de la production totale d'aliments composés; enfin, les coefficients a_I et b_{IJ} sont des paramètres à estimer et doivent satisfaire les conditions suivantes: a_I doit être non négatif pour tout I ; $b_{IJ} = b_{JI}$ (pour tout I, J) et $\sum_J b_{IJ} = 0$ (pour tout I).

En appliquant le lemme de Shephard à l'équation (11), nous déterminons les fonctions de demande "unitaires" pour les agrégats fourra-

⁽¹⁰⁾ On peut supposer que le progrès technique influence en premier lieu les facteurs de production "non fourragers", tels que le capital et le travail tout en laissant la demande d'ingrédients inchangée. Si des gains d'efficacité se produisent dans la consommation d'aliments du bétail, un tel phénomène sera pris en compte au stade de la production animale et non au niveau de la fabrication d'aliments composés. Pour plus de détails sur cette question, voir Surry (1990).

gers, (c.-à.-d. exprimées sous forme de ratio input/output ayant pour dénominateur la quantité totale produite d'aliments composés) qui peuvent s'écrire de la façon suivante :

$$\frac{X_I}{Q} = \sum_{J=1}^4 b_{IJ} \hat{W}_J / \sum_{K=1}^4 \varphi_K \hat{W}_K \quad (12)$$

$$- 0,5 \varphi_I \sum_{I=1}^4 \sum_{J=1}^4 b_{IJ} \hat{W}_I \hat{W}_J / \left[\sum_{K=1}^4 \varphi_K \hat{W}_K \right]^2 + a_I \quad (\forall I)$$

Les paramètres φ_I sont exogènes et correspondent chacun à la quantité moyenne de l'agrégat I par unité de produit consommée au cours de la période d'échantillonnage. Cette statistique se ramène à la moyenne de la variable dépendante (les propriétés des paramètres énoncées précédemment s'appliquent également aux coefficients φ). La condition de concavité peut être facilement imposée à la fonction agrégée de coût unitaire en reparamétrant les éléments de la matrice B , de la même façon que pour les fonctions de coûts unitaires de l'étage inférieur. Enfin, l'hypothèse d'homothéticité implique que le rapport des agrégats X_I/X_J est indépendant du niveau de production Q .

ESTIMATION ÉCONOMÉTRIQUE

Collecte des données

Les systèmes d'équations de demande présentés dans la section précédente sont estimés en utilisant les périodes suivantes :

- i) Belgique : données annuelles (année civile) pour la période 1961-1988 ;
- ii) Pays-Bas : données annuelles (campagne) pour la période 1962/1963-1987/1988.

Les séries statistiques collectées pour la Belgique ont été obtenues à partir des rapports annuels de l'Association professionnelle des fabricants d'aliments composés pour animaux (APFACA). Pour les Pays-Bas, nous avons utilisé comme sources de référence les documents statistiques publiés par le *Produktschap voor Veevoeder*⁽¹¹⁾ et l'Institut d'économie rurale

⁽¹¹⁾ Le *Produktschap voor Veevoeder* fait partie de ces treize organismes professionnels proprement néerlandais, qui chapeautent le secteur agro-alimentaire de ce pays. Malgré un rôle assez étendu, les fonctions de cet organisme se ramènent principalement aux trois tâches suivantes : a) fournir des informations techniques et économiques à la profession ; b) représenter les firmes d'aliments auprès des organismes publics (gouvernements, etc.) ; et c) veiller à l'application des règlements communautaires ou nationaux pour tout ce qui touche les aliments composés et leur fabrication. Pour plus d'information sur le rôle et le fonctionnement du *Produktschap voor Veevoeder*, voir Dronne (1991), pp. 91-92.

du ministère néerlandais de l'Agriculture (*Landbouw-Economisch Instituut*)⁽¹²⁾. Pour ce qui est des définitions exactes de chaque composante constituant chaque agrégat fourrager, voir le tableau 1.

Les séries statistiques utilisées comme régresseurs dans la procédure d'estimation sont tout d'abord les prix des intrants fourragers qui ont été normalisés à un pour l'année 1980 (considérée comme étant la période de base). Concernant la Belgique, des indices Divisia de prix ont été établis pour les deux ingrédients composites "farines animales" et "légumes secs et produits déshydratés"; nous avons utilisé une série de prix du blé pour représenter les prix associés à la catégorie intitulée "blé", qui est un amalgame de plusieurs céréales (voir tableau 1 pour plus de détails); pour ce qui est des composantes fourragères restantes, une seule série de prix était disponible et a été utilisée en tant que telle comme série représentative. Une approche similaire à celle adoptée pour la Belgique a été employée pour construire des séries de prix représentatives pour les composantes fourragères aux Pays-Bas. Ainsi, des séries individuelles de prix ont été utilisées pour chaque catégorie de céréales, de substituts de céréales (manioc, mélasse et sons), de matières riches en protéines (tourteaux de soja, gluten de maïs, fourrages déshydratés et farines animales). Des indices Divisia de prix ont été construits pour les deux ingrédients composites "pulpes" et "autres tourteaux". Pour cette dernière catégorie, le prix du tourteau de lin est supposé représenter les prix des tourteaux produits à l'intérieur de la Communauté, alors que le prix du tourteau de coprah joue un rôle analogue pour les tourteaux dits "tropicaux". Enfin, en raison du manque de données disponibles, des variables "auxiliaires" ont été employées pour les prix des composantes "graisses et huiles" et "additifs"⁽¹³⁾.

Dans chaque pays étudié, toutes les quantités d'intrants et d'aliments composés sont mesurées en niveau constant de monnaie nationale (base 1980)⁽¹⁴⁾ selon une procédure standard utilisée en économétrie appliquée (Diewert, 1976; cf. aussi Ball, 1988). Les indices-quantité des intrants agrégés, X_j , sont calculés en divisant les coûts nominaux de chaque agrégat fourrager par l'indice Divisia des prix correspondants,

⁽¹²⁾ Chaque année, le *Landbouw-Economisch Instituut* publie des matrices de consommation des aliments du bétail dont nous pouvons déduire la consommation d'additifs. Comme ces dernières données ne sont disponibles qu'à partir de l'année de campagne 1975/76, nous avons fait l'hypothèse que la consommation d'additifs antérieure était une proportion constante de la quantité demandée de la catégorie de matières premières intitulées "autres ingrédients" et publiée dans les rapports annuels du *Produktschap voor Veevoeder*.

⁽¹³⁾ Le prix représentatif de la catégorie d'ingrédients intitulée "graisses et huiles" est le prix de l'huile de soja, CIF Rotterdam, publié par le Département américain de l'Agriculture (USDA). Pour ce qui est des additifs, leur prix est "approximé" par le prix belge correspondant converti en florins.

⁽¹⁴⁾ Toutes les variables de quantité sont mesurées, soit en milliards de francs belges, soit en milliards de florins.

qui prend lui-même une valeur unitaire pour l'année de base 1980. L'indice-quantité de la production agrégée d'aliments composés, Q , est obtenu en divisant la valeur totale de la production des aliments composés par l'indice Divisia des prix, qui est aussi égale à un pour 1980. Enfin, l'indice Divisia des prix des aliments composés a été construit à partir de séries individuelles de prix des aliments composés suivants :

- Belgique: poules pondeuses, porcs à l'engraissement et vaches laitières;
- Pays-Bas: volailles, porcs et bovins.

Tableau 1. Les agrégats fourragers et leurs composantes respectives

Belgique	Pays-Bas
Céréales (CER)	Céréales (CER)
1. <i>Maïs</i> (MAI)	1. <i>Maïs</i> (MAI)
2. <i>Orge</i> (ORG)	2. <i>Orge</i> (ORG)
3. <i>Sorgho</i> (SOR)	3. <i>Autres céréales</i> (AUTCER)
4. <i>Blé</i> (BLE)	Sorgho, Avoine, Seigle, Autres céréales
Blé, Seigle, Avoine, Sarrasin, Millet, Alpiste, Dari et Épeautre	4. <i>Blé</i> (BLE)
Substituts de céréales (SUB)	Substituts de céréales (SUB)
1. <i>Mélasses</i> (MOL)	1. <i>Mélasses</i> (MOL)
2. <i>Manioc</i> (MAN)	2. <i>Manioc</i> (MAN)
3. <i>Sous-produits</i> (SPROD)	3. <i>Sons</i> (SON)
Sons, Pulpe, Autres sous-produits	4. <i>Graisses et Huiles</i> (GRA)
4. <i>Graisses et Huiles</i> (GRA)	Graisses animales, Huiles végétales
Graisses animales, Huiles végétales	5. <i>Pulpes</i> (PULP)
	Pulpes de betterave et d'agrumes
Matières riches en protéines (PRO)	Matières riches en protéines (PRO)
1. <i>Farines animales</i> (FARANS)	1. <i>Farines animales</i> (FARANS)
Farine de viande, Farine de poisson	Farine de viande, Farine de poisson
2. <i>Légumes secs et Produits déshydratés</i> (PDEHY)	2. <i>Autres matières riches en protéines</i> (AUTPRO)
Haricots/Pois/Lupins sucrés, Farine de luzerne, Autres fourrages secs	Haricots/Pois/Lupins sucrés, Farine de luzerne, Graines oléagineuses, Autres fourrages séchés
3. <i>Gluten de maïs</i> (MGF)	3. <i>Gluten de maïs</i> (MGF)
Gluten de maïs et autres matières riches en protéines avec un contenu en protéines inférieur à 25% (inclut tourteaux de coprah, palmiste et farine de germes de maïs)	Gluten de maïs, Germe et tourteaux de maïs
4. <i>Tourteau de soja</i> (TSOJ)	4. <i>Tourteau de soja</i> (TSOJ)
Tourteau de soja et autres matières riches en protéines avec un contenu en protéines supérieur à 25% (inclut tourteaux de colza, tournesol, lin, sésame, arachide et coton)	5. <i>Autres tourteaux</i> (TAUT)
	Tourteaux produits dans la CEE (Colza, Tournesol, Lin), Tourteaux "tropicaux" (Sésame, Arachide, Coton, Coprah/Palmiste)
Additifs (ADD)	Additifs (ADD)
Minéraux; Vitamines; Amino-acides; Agents conservateurs; Antibiotiques; Arômes; Autres additifs	Minéraux; Vitamines; Lysine synthétique, Urée, Méthionine; Suppléments; Antibiotiques

Les aliments composés pour veaux ne sont pas inclus dans l'analyse, ni la demande de lait et de ses sous-produits car il n'existe aucune information disponible sur les quantités de ces matières premières destinées aux veaux (lait artificiel).

Mise en œuvre

Chacune des équations de comportement (10) et (12) comprend une erreur aléatoire, additive, respectivement u_i et u_{1i} , supposée munie des propriétés habituelles: distribution normale multivariée, espérance nulle, variances/covariances constantes mais inconnues. Remarquons également que les équations de demande dérivée d'intrants ne sont pas spécifiées sous forme de systèmes de parts par rapport au coût total des intrants. Par conséquent, l'ensemble complet du système d'équations de demande d'intrants doit être estimé pour obtenir tous les paramètres (aucune équation n'est donc éliminée du processus d'estimation).

Pour estimer les systèmes d'équations (10) et (12), nous avons eu recours à la procédure d'estimation non linéaire itérative de Zellner (ITZEL)⁽¹⁵⁾. Une estimation préliminaire des systèmes d'équations (10) et (12) révèle la présence de deux problèmes majeurs concernant, d'une part les conditions du second ordre associés à la fonction de coût et d'autre part, la structure des résidus aléatoires.

Pour ce qui est du premier point, la condition de concavité globale n'était pas satisfaite pour la plupart des systèmes estimés d'équations. Ainsi, il s'avérait qu'un ou deux paramètres estimés d_{ii} étaient positifs. Afin de tester ces derniers résultats statistiquement, l'hypothèse nulle (H_0) de concavité globale est exprimée de la manière suivante: H_0 tel que $d_{ii} \leq 0$, $i = 1, \dots, n-1$. Celle-ci appliquée à quatre intrants fourragers s'écrit: H_0 tel que $d_{ii} \leq 0$, $i = 1, 2, 3$ (il faut noter que d_{44} est égal à zéro en raison de la propriété d'homogénéité linéaire des fonctions de coût unitaire par rapport aux prix des intrants fourragers). Nous testons l'hypothèse H_0 par rapport à l'hypothèse alternative $H_1: d_{ii} > 0$ pour au moins un input i . En d'autres termes, H_0 sera rejetée si au moins une des valeurs de Cholesky d_{ii} est positive et statistiquement significative (Morey, 1986, p. 221). Dans ce cas, la statistique dite "t" de Bonferroni peut être utilisée pour tester la signification de chaque coefficient d_{ii} , étant donné que l'hypothèse H_0 implique l'existence de $n-1$ inégalités simultanées⁽¹⁶⁾. En supposant que le niveau global du test, α , est égal à 0,05, le fait d'avoir $n-1$ inégalités simultanées implique que: (i) α doit être réduit par un facteur de $n-1$ pour s'établir à $\alpha'' = \alpha/n-1$; et (ii) la valeur critique du "t" de Bonferroni (qui est asymptotiquement dis-

⁽¹⁵⁾ La procédure ITZEL est équivalente à la méthode d'estimation par maximum de vraisemblance (FIML) quand les erreurs aléatoires suivent une loi normale multivariée (Judge *et al.*, 1985, p. 470). La commande "LSQ" dans le logiciel TSP4.2A (Hall, 1991) a été utilisée pour procéder à ces estimations économétriques.

⁽¹⁶⁾ Bien que d'autres procédures statistiques telles que le test du maximum de vraisemblance auraient pu être employées pour analyser la condition de concavité des fonctions de coût, Lau (1978, p. 446) recommande l'usage du "t" de Bonferroni en raison de sa simplicité au niveau des calculs et de sa disponibilité dans les tables statistiques.

tribuée selon la loi du "t" de Student) est 2,217 pour un nombre de degrés de liberté qui est infini.

Ce test statistique montre que les paramètres estimés \hat{d}_{ii} qui ont un signe positif ne sont pas statistiquement différents de zéro. Par conséquent, l'hypothèse de concavité globale ne peut pas être rejetée à un seuil de 5%. Afin de s'assurer que la fonction coût est globalement concave durant la phase d'estimation, nous imposons à tous les paramètres \hat{d}_{ii} qui ont été estimés originellement avec des signes incorrects une valeur fixe égale à zéro⁽¹⁷⁾. Les modèles ainsi restreints sont ensuite réestimés en utilisant la procédure d'estimation ITZEL.

Les estimations préliminaires des systèmes d'équations (10) et (12) ont aussi indiqué que tous les résidus aléatoires étaient autocorrélés. Par suite, la spécification stochastique a été modifiée pour prendre en compte ce phénomène; désormais tous les aléas sont dépendants entre eux à la fois temporellement et simultanément pour le même point-observation de l'échantillon. Dans un tel contexte, nous faisons les hypothèses suivantes: i) le vecteur des erreurs aléatoires suit un processus autorégressif d'ordre 1; et ii) la matrice des coefficients d'autocorrélation, $R \equiv [\rho_{ij}]$, est diagonale. Cette dernière condition implique que le résidu u_{it} est auto-corrélé avec $u_{i,t-1}$ mais pas avec $u_{j,t-1}$ pour $i \neq j$ (ou $\rho_{ij} = 0$, pour $i \neq j$). En utilisant une notation matricielle, nous pouvons écrire que $u_t = Ru_{t-1} + v_t$, où v_t est supposé être indépendant et distribué selon une loi normale avec une espérance nulle et une matrice de variance/covariance constante.

En termes pratiques, le problème d'autocorrélation est résolu en transformant d'abord toutes les équations à estimer en différences quasi-premières, puis en appliquant à ces dernières une procédure d'estimation non linéaire. Plus précisément, nous définissons $y_{it} \equiv x_{it}/X_{It} = \psi_{it}(w_t)$, où $\psi_{it}(w_t)$ est une notation abrégée pour la partie droite de l'équation (10). Le système autorégressif et non linéaire correspondant aux sous-modèles du premier étage qui devra être estimé prend la forme suivante:

$$y_t = \Psi(w_t) - R \Psi(w_{t-1}) + Ry_{t-1} + v_t \quad (13)$$

Les éléments de la matrice R et les coefficients structurels du modèle dans les termes $\psi(w_t)$ sont estimés conjointement (Kmenta et Gilbert, 1970). Une procédure similaire est adoptée pour le modèle spécifié à l'étage supérieur, et où les ratios x_{it}/X_{It} sont remplacés par X_{It}/Q_t .

⁽¹⁷⁾ Il aurait été possible d'envisager une autre solution consistant à remplacer toutes les valeurs de Cholesky d_{ij} par l'opposé (négatif) de leurs carrés, soit $-(d_{ij}^*)^2$ (Bousquet *et al.*, 1989). Nous avons réestimé les systèmes d'équations de demande d'ingrédients avec ces nouvelles restrictions à l'aide du logiciel TSP4.2A. Cependant, en raison, sûrement, du caractère hautement non linéaire de ces restrictions, nous n'avons pas réussi à faire converger l'algorithme d'estimation, et nous étions dans l'impossibilité d'obtenir des estimateurs convergents des coefficients associés aux fonctions de coûts fourragers de type SGM (voir aussi Nakamura, 1986, pour ces problèmes de non-convergence des systèmes d'équations de demande).

RÉSULTATS ÉCONOMÉTRIQUES

Coefficients estimés et autres résultats généraux

Les paramètres estimés des fonctions SGM ne sont pas présentés dans cet article en raison du manque de place. Toutefois, un résumé succinct des principaux résultats est fourni aux lecteurs pour qu'ils puissent juger de la performance économétrique du modèle. Dans l'ensemble, les équations estimées ont un pouvoir explicatif satisfaisant, reproduisant relativement bien l'évolution observée des variables dépendantes. Ainsi, les valeurs prises par les statistiques du R^2 sont supérieures à 0,7 dans près de 75 % des cas.

Bien que plusieurs coefficients estimés des fonctions de coût SGM soient statistiquement différents de zéro pour un risque conventionnel de première espèce de 5 %, les résultats d'ensemble sont toutefois plus mitigés. Ainsi, tous les coefficients estimés a sont significatifs pour un risque α de 5 % ; par contre, beaucoup des paramètres estimés de la matrice B ne sont pas significativement différents de zéro. Il y a toutefois une exception à ces résultats d'ensemble : le cas des céréales en Belgique où la plupart des coefficients estimés sont significatifs et différents de zéro.

Une autre caractéristique des estimations économétriques concerne la présence de résidus aléatoires très autocorrélés dans toutes les équations de demande. Les valeurs estimées des coefficients d'autocorrélation dits "libres"⁽¹⁸⁾ sont comprises entre 0,4390 et 0,9706. Par contre, d'autres coefficients (c'est le cas du sous-modèle se rapportant aux matières riches en protéines et du modèle agrégé en Belgique) ont été contraints à l'unité⁽¹⁹⁾. Bien que la présence d'une forte autocorrélation dans les aléas soit quelque peu singulière, un tel phénomène n'est pas

⁽¹⁸⁾ Ces coefficients d'autocorrélation sont dits "libres" par opposition à ceux qui ont une valeur imposée *a priori*.

⁽¹⁹⁾ Au lieu d'avoir à fixer des valeurs de quelques coefficients d'autocorrélation égales à un, nous aurions pu utiliser la procédure de Beach-MacKinnon (1979) qui impose des conditions de stationnarité (c'est-à-dire, impliquant des valeurs estimées inférieures à l'unité pour les coefficients d'autocorrélation). Toutefois, nous n'avons pas adopté cette dernière technique d'estimation. De plus, nous avons obtenu des situations de non-convergence lorsque nous laissons les coefficients d'autocorrélation "libres". Dans d'autres cas, les valeurs estimées des coefficients d'autocorrélation qui étaient laissés "libres" étaient supérieures à l'unité, mais n'étaient pas statistiquement différentes de cette dernière. Enfin, mentionnons que, dans le cas du sous-modèle des matières riches en protéines en Belgique, il a été nécessaire d'ajouter la fonction d'agrégation de l'indice des prix des matières riches en protéines dans le système d'équations de demande à estimer. Si cette dernière procédure n'avait pas été suivie, nous aurions été dans l'impossibilité d'identifier et d'estimer les coefficients a_i apparaissant dans le sous-modèle belge des matières riches en protéines, et ensuite, de calculer l'indice-prix de l'agrégat "matières riches en protéines".

inhabituel dans les études empiriques qui se fondent sur l'estimation de formes fonctionnelles flexibles à l'aide de séries temporelles⁽²⁰⁾.

La présence d'autocorrélation est peut-être due au fait que l'agrégation des données (surtout à l'étage inférieur) n'est pas entièrement conforme à la théorie. En particulier, l'hypothèse de séparabilité fonctionnelle entre la production agrégée d'aliments composés et les intrants n'est peut-être pas pertinente. Par ailleurs, le modèle ne prend pas explicitement en compte les mouvements de long terme qui apparaîtraient dans les données. Ce phénomène affecterait surtout les séries agrégées et serait provoqué par des changements structurels ou technologiques qui induiraient des effets sur les prix, et qui résulteraient de la persistance du régime communautaire céréalière de la PAC (Guyomard et Mahé, 1992, p. 19). En fait, les niveaux de prix relatifs des ingrédients prévalant dans la CEE provoquent des baisses importantes de la consommation des céréales destinées à l'alimentation animale et jouent sans aucun doute un rôle non négligeable dans les décisions prises par les fabricants d'aliments composés visant à investir de plus en plus dans de nouveaux équipements capables de transformer les ingrédients non céréalières (tels que le manioc ou le gluten de maïs).

Enfin, une estimation préliminaire du sous-modèle se rapportant aux substituts de céréales utilisés aux Pays-Bas révèle qu'aucun des coefficients b n'est statistiquement différent de zéro. Par conséquent, nous faisons désormais l'hypothèse que la demande de chaque substitut de céréales aux Pays-Bas, déterminée à l'étage inférieur, ne réagit pas du tout à leurs propres prix. En d'autres termes, nous adoptons une structure à la Léontief pour représenter la demande de chaque substitut de céréales dans ce dernier pays.

Élasticités

L'analyse du comportement des fonctions de demande d'ingrédients par rapport à leurs prix s'effectue à l'aide des élasticités directes et croisées qui se définissent comme suit :

⁽²⁰⁾ On pourrait adopter une stratégie plus constructive vis-à-vis de ces problèmes d'autocorrélation liés aux résidus aléatoires si l'on considérait tous les modèles autorégressifs estimés dans cette étude comme des représentations d'un "modèle dynamique des facteurs de demande généré par les données" (Anderson et Blundell, 1983; Friesen *et al.* 1992) dans lequel la réaction des variables de demande endogènes par rapport aux variations des prix d'ingrédients serait instantanée, se produisant à l'intérieur d'une période d'observation. Un tel modèle est dit "généré par les données" car il n'impose aucune restriction sur le processus dynamique associé à la formation des données. Enfin, il est utile de signaler que, sous certaines conditions, ces modèles autorégressifs peuvent être considérés comme étant une approximation appropriée (mais simplifiée) des relations dynamiques sous-jacentes (Hendry et Mizon, 1978).

$$\epsilon_{ijl} = \frac{\partial \hat{X}_{il}}{\partial W_j} \cdot \frac{W_j}{\hat{X}_{il}/X_l} \quad (14)$$

Lorsque $i = j$, ϵ_{iil} est une élasticité-prix directe (négative) qui détermine la variation en pourcentage de la demande d'ingrédient i par rapport à son propre prix. Si ϵ_{iil} est inférieure à un en valeur absolue, on dira alors que la demande d'ingrédient i est inélastique. Dans un tel cas, la consommation de l'ingrédient i réagit faiblement aux changements du prix i . Une forte réaction de l'ingrédient i par rapport à son prix se produira lorsque son élasticité-prix directe sera supérieure à un en valeur absolue. Les relations de substitution entre paires d'ingrédients sont mesurées par les élasticités croisées ϵ_{ijl} . Lorsque cette dernière est positive, les ingrédients i et j sont des substituts nets alors qu'une valeur négative caractérisera une relation de complémentarité nette⁽²¹⁾.

Dans le cas des demandes d'ingrédients issues des fonctions de coût unitaire représentées par l'expression (9), les élasticités-prix ϵ_{ijl} sont obtenues à l'aide de la formule suivante :

$$\epsilon_{ijl} = \left[\frac{b_{ij}}{\sum_{k=1}^n \theta_k w_k} - \theta_j \frac{\sum_{k=1}^n b_{ik} w_k}{\left[\sum_{k=1}^n \theta_k w_k \right]^2} - \theta_i \frac{\sum_{k=1}^n b_{kj} w_k}{\left[\sum_{k=1}^n \theta_k w_k \right]^2} + \theta_i \theta_j \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n b_{ij} w_i w_j}{\left[\sum_{k=1}^n \theta_k w_k \right]^3} \right] \cdot \frac{w_j}{\hat{X}_{il}/X_l} \quad (15)$$

De même et en procédant à des changements appropriés de notation, l'expression (15) servira aussi à calculer les élasticités-prix des agrégats

⁽²¹⁾ Il aurait été possible d'étudier les relations de substitution entre ingrédients à l'aide de l'élasticité partielle de substitution d'Allen. Cette dernière s'obtient à partir de la formule suivante :

$$\sigma_{ijl} = \epsilon_{ijl} S_{jl}$$

où S_{jl} représente la part de l'ingrédient j dans le coût total d'approvisionnement de l'agrégat l .

En raison de ses caractéristiques propres, l'élasticité partielle d'Allen a été remise en cause récemment par certains économistes (Blackorby et Russell, 1989). Tout d'abord, σ_{ijl} n'est qu'une élasticité-prix croisée normalisée, où le facteur de normalisation (S_{jl}) est choisi pour rendre les élasticités d'Allen symétriques. En conséquence, ce dernier indicateur n'apporte aucune information supplémentaire sur la mesure des phénomènes de substitution entre intrants, comparativement aux élasticités-prix croisées ϵ_{ijl} , qui sont plus transparentes et plus faciles à interpréter. L'autre raison majeure qui ne milite pas en faveur de l'utilisation de l'élasticité d'Allen est que cette dernière ne fournit pas nécessairement des informations pertinentes sur le degré de courbure des isoquantes et de substitution entre intrants.

fourragers (notées E_{IJ}) obtenues à l'étage supérieur. Toutes les élasticités-prix estimées aux nids inférieurs (concernant les composantes individuelles) et au nid supérieur (concernant les agrégats fourragers) pour la Belgique et les Pays-Bas figurent dans les tableaux 2 et 3 respectivement. Toutes ces élasticités sont conditionnelles, car elles sont calculées pour un niveau donné (une unité) de produit ou d'agrégat fourrager. Elles sont aussi obtenues en utilisant, d'une part, les paramètres estimés, et d'autre part, les données prix/quantités observées en 1988 pour la Belgique et en 1987/88 aux Pays-Bas⁽²²⁾. En raison de la propriété d'homogénéité linéaire des fonctions de coût par rapport aux prix des intrants, la somme algébrique des élasticités effectuée ligne par ligne s'annule et est égale à zéro.

Tableau 2. Élasticités calculées pour la Belgique (1988)

	Élasticité par rapport au prix du:			
Céréales^(a)	<i>MAI</i>	<i>ORG</i>	<i>SOR</i>	<i>BLE</i>
<i>MAI</i>	- 1,1018 (0,4205)	0,7800 (0,2182)	0,1142 (0,2610)	0,2075 (0,1898)
<i>ORG</i>	1,2773 (0,3574)	- 1,1389 (0,2761)	0,6258 (0,3030)	- 0,7642 (0,1890)
<i>SOR</i>	0,4338 (0,9913)	1,4516 (0,7028)	- 5,7294 (1,1852)	3,8440 (0,8452)
<i>BLE</i>	0,1798 (0,1645)	- 0,4045 (0,1001)	0,8771 (0,1929)	- 0,6525 (0,2146)
Substituts céréales^(a)	<i>MOL</i>	<i>MAN</i>	<i>SPROD</i>	<i>GRA</i>
<i>MOL</i>	- 0,2338 (0,0639)	0,4279 (0,1966)	- 0,2060 (0,1988)	0,0118 (0,0559)
<i>MAN</i>	0,0700 (0,0322)	- 0,1282 (0,1087)	0,0626 (0,0847)	- 0,0044 (0,0172)
<i>SPROD</i>	- 0,0414 (0,0400)	0,0769 (0,1041)	- 0,0516 (0,0806)	0,0161 (0,0338)
<i>GRA</i>	0,0068 (0,0319)	- 0,0154 (0,0601)	0,0458 (0,0960)	- 0,0372 (0,0833)
Matières riches en protéines^(a)	<i>FARANS</i>	<i>PDEHY</i>	<i>MGF</i>	<i>TSOJ</i>
<i>FARANS</i>	- 2,3142 (0,5021)	0,1593 (0,3085)	0,4865 (0,3283)	1,6684 (0,6252)
<i>PDEHY</i>	0,0796 (0,1542)	- 0,2237 (0,1960)	0,2356 (0,1806)	- 0,0915 (0,1953)
<i>MGH</i>	0,2256 (0,1522)	0,2186 (0,1676)	- 0,3182 (0,2680)	- 0,1260 (0,2053)
<i>TSOJ</i>	0,3488 (0,1307)	- 0,0383 (0,0817)	- 0,0568 (0,0926)	- 0,2537 (0,1420)
Agrégats^(b)	<i>CER</i>	<i>SUB</i>	<i>PRO</i>	<i>ADD</i>
<i>CER</i>	- 0,6880 (0,1811)	0,4038 (0,1458)	0,3268 (0,0957)	- 0,0416 (0,0540)
<i>SUB</i>	0,4537 (0,1638)	- 0,4919 (0,1760)	0,0168 (0,0923)	0,0221 (0,0772)
<i>PRO</i>	0,2067 (0,0605)	0,0094 (0,0520)	- 0,2313 (0,0488)	0,0156 (0,0276)
<i>ADD</i>	- 0,1208 (0,1569)	0,0572 (0,1998)	0,0719 (0,1268)	- 0,0076 (0,0179)

Les écart-types estimés (linéarisés) sont entre parenthèses. Ils doivent être interprétés avec une certaine prudence, car ils représentent plus une valeur approchée qu'une estimation analytique.

^(a) Élasticités-prix établies à l'étage inférieur (premier niveau) et calculées en supposant que la quantité de l'agrégat correspondant (X_I) était maintenue à un niveau constant.

^(b) Élasticités-prix établies à l'étage supérieur (deuxième niveau) et calculées en supposant que les agrégats (X_I) variaient mais que la quantité agrégée du produit (Q) restait constante.

⁽²²⁾ En raison du manque de place, les valeurs des élasticités-prix calculées à chaque point de l'échantillon des observations ne sont pas présentées dans le texte. Elles sont toutefois disponibles en s'adressant aux auteurs.

Tableau 3. Élasticités calculées pour les Pays-Bas (1987/88)

Élasticité par rapport au prix du:					
Céréales^(a)	<i>MAI</i>	<i>ORG</i>	<i>AUTCER</i>	<i>BLE</i>	
<i>MAI</i>	-0,0856 (0,1257)	0,0701 (0,0846)	-0,1475 (0,7738)	0,1630 (0,1262)	
<i>ORG</i>	0,1422 (0,1717)	-0,1164 (0,1699)	0,2451 (0,2165)	-0,2709 (0,1743)	
<i>AUTCER</i>	-1,4158 (0,7429)	1,1587 (1,0236)	-2,4392 (1,9962)	2,6964 (1,4045)	
<i>BLE</i>	0,2722 (0,2106)	-0,2227 (0,1434)	0,4689 (0,2442)	-0,5183 (0,2540)	
Matières riches en protéines^(a)	<i>FARANS</i>	<i>AUTPRO</i>	<i>MGF</i>	<i>TSOJ</i>	<i>TAUT</i>
<i>FARANS</i>	0,9142 (0,2915)	0,0407 (0,1854)	0,1646 (0,2324)	0,7634 (0,3491)	-0,0545 (0,2623)
<i>AUTPRO</i>	0,0358 (0,1633)	-0,8487 (0,2249)	0,3218 (0,2071)	-0,0743 (0,2672)	0,5654 (0,2386)
<i>MGF</i>	0,0831 (0,1174)	0,1845 (0,1187)	-0,3947 (0,2028)	-0,0266 (0,1626)	0,1536 (0,1728)
<i>TSOJ</i>	0,2821 (0,1290)	-0,0312 (0,1121)	-0,0195 (0,1190)	-0,5246 (0,2328)	0,2932 (0,1453)
<i>TAUT</i>	-0,0244 (0,1175)	0,2875 (0,1214)	0,1363 (0,1533)	0,3555 (0,1762)	-0,7549 (0,2304)
Agrégats^(b)	<i>CER</i>	<i>SUB</i>	<i>PRO</i>	<i>ADD</i>	
<i>CER</i>	-0,6679 (0,4587)	0,3160 (0,3717)	0,3651 (0,2182)	-0,0132 (0,1763)	
<i>SUB</i>	0,1576 (0,1858)	-0,2241 (0,1038)	0,0679 (0,2010)	-0,0013 (0,2188)	
<i>PRO</i>	0,1262 (0,0755)	0,0470 (0,0728)	-0,2089 (0,0722)	0,0356 (0,0233)	
<i>ADD</i>	-0,0325 (0,4340)	-0,0065 (0,2628)	0,2538 (0,1659)	-0,2148 (0,3434)	

Les écart-types estimés (linéarisés) sont entre parenthèses. Ils doivent être interprétés avec une certaine prudence car ils représentent plus une valeur approchée qu'une estimation analytique. Les consommations de substituts de céréales aux Pays-Bas sont agrégées dans des proportions fixes (hypothèse d'élasticités-prix croisées égales à zéro).

^(a) et ^(b) voir tableau 2.

Une analyse des résultats se rapportant aux nids inférieurs montre que la plupart des valeurs prises par les élasticités sont plausibles, que ce soit en termes de signes et d'ordre de grandeur, mais révèle quelques surprises pour plusieurs ingrédients. Ainsi, les élasticités à la demande obtenues pour chaque céréale en Belgique indiquent que ces matières premières réagissent fortement à tout changement de leurs prix. Par contre, une tendance opposée prévaut pour ces mêmes ingrédients consommés aux Pays-Bas, qui ont des élasticités-prix à la demande prenant des valeurs proches de zéro. Dans les deux pays, cependant, nous notons que la demande de sorgho est, parmi toutes les céréales, celle qui est la plus élastique par rapport à son propre prix. De même, que ce soit en Belgique ou aux Pays-Bas, le blé s'avère être un complément de l'orge. Ce dernier résultat est plutôt singulier lorsqu'on sait que ces deux matières premières ont les mêmes propriétés nutritionnelles.

Si on se penche maintenant sur les substituts de céréales, nous observons que les demandes de ces ingrédients en Belgique sont en général inélastiques par rapport à leurs propres prix. Retenons aussi l'exis-

tence d'une certaine substituabilité entre le manioc et les mélasses, et d'une complémentarité entre celles-ci et les sous-produits industriels. Puisque nous avons supposé que les substituts de céréales aux Pays-Bas s'agrégeaient dans des proportions fixes (condition de Leontief), toutes leurs élasticités-prix croisées et directes sont égales à zéro (et de ce fait, ne sont pas présentées dans les tableaux).

Une lecture des élasticités-prix associées aux matières riches en protéines nous permet de dégager les résultats suivants :

i) la demande de légumes secs, produits déshydratés et tourteaux de soja tend aussi à être relativement inélastique par rapport à son propre prix ;

ii) par contre, la demande de farines animales connaît une tendance inverse. De plus, cet ingrédient est un substitut au gluten de maïs et/ou tourteau de soja ;

iii) dans les deux pays, le tourteau de soja est un complément aux catégories intitulées "légumes secs et produits déshydratés" qui sont pour la plupart produits dans la CEE (sigles *PDEHY*, pour la Belgique, et *AUTPRO* aux Pays-Bas), et au gluten de maïs (sigle *MGF*). Le tourteau de soja est toutefois un substitut aux autres tourteaux (pour la plupart importés) consommés aux Pays-Bas.

De tous ces résultats se rapportant aux matières premières riches en protéines, celui caractérisant la relation de complémentarité entre le tourteau de soja et le gluten de maïs est le plus difficile à admettre. En effet, ces deux ingrédients ont des caractéristiques nutritionnelles assez similaires puisqu'ils sont des fournisseurs de protéines dans les aliments concentrés destinés à l'alimentation animale. Cependant, en examinant les élasticités-prix croisées correspondantes dont les valeurs sont proches de zéro, nous pouvons conclure que cette dernière relation est assez ténue, voire insignifiante dans le cas des Pays-Bas.

Pour ce qui est des agrégats fourragers (céréales, substituts de céréales, matières riches en protéines et additifs), nous noterons que les élasticités-prix directes sont toutes négatives et inférieures à un en valeur absolue, indiquant ainsi une réaction plutôt inélastique des quantités demandées par rapport aux variations de leurs propres prix. Ces résultats sont très semblables à ceux obtenus par Surry et Moschini (1984) avec une seule, mais légère, différence concernant les ordres de grandeur. Nous observons en général que la demande des agrégats réagit dans les deux pays aux variations de leurs propres prix avec la même intensité. Les élasticités-prix pour les céréales sont plus grandes en valeur absolue que celles estimées pour les substituts de céréales et les matières riches en protéines. Les signes des élasticités croisées pour les trois agrégats fourragers les plus importants sont tous positifs, et de ce fait, caractérisent des relations de substitution. Une incidence intéressante de ce dernier résultat est que les agrégats "substituts de cé-

réales" et "matières riches en protéines" sont tous les deux des substituts aux céréales. Cela est cohérent avec l'observation selon laquelle les matières protéiques peuvent être aussi une source d'énergie, et de ce fait, concurrencent d'autres ingrédients riches en énergie tels que les différents substituts de céréales.

Par ailleurs, cette recherche fournit pour la première fois des informations sur les élasticités-prix se rattachant à la catégorie "additifs". Ainsi, nous observons que la demande d'additifs réagit à peine aux changements de prix. De plus, les relations suivantes apparaissent entre la catégorie "additifs" et les autres agrégats fourragers : (i) les additifs et les céréales utilisés au Benelux pour la fabrication d'aliments composés sont des intrants complémentaires ; (ii) par contre, les additifs et l'agrégat "substituts de céréales" sont substituables entre eux en Belgique et complémentaires aux Pays-Bas ; et (iii) une relation ténue de substitution existe entre la catégorie "additifs" et les matières riches en protéines aussi bien en Belgique qu'aux Pays-Bas. Ce dernier résultat n'est pas surprenant et s'explique par le fait que la catégorie "additifs" inclut aussi des matières premières synthétiques riches en protéines.

Nous pouvons aussi définir un deuxième ensemble d'élasticités pour chaque ingrédient si l'on permet aux différents agrégats fourragers de varier (X_I est variable alors que le niveau de production d'aliment composé Q reste constant). Ces élasticités sont aussi appelées élasticités totales ou brutes dans la mesure où elles prennent en compte les effets directs et indirects d'un changement de prix de n'importe quel ingrédient sur sa demande. Un tel raisonnement appliqué par exemple à la réaction de la demande de manioc par rapport à son propre prix se résume ainsi : une variation du prix de cette matière première induit tout d'abord : (i) un effet direct au sein du nid "substituts de céréales" (c.-à-d. un déplacement sur l'isoquante d'utilisation des "substituts de céréales"), et ensuite, (ii) un effet d'expansion lié au déplacement de cette dernière isoquante. Ce mouvement correspond aussi à un ajustement du prix de l'agrégat "substituts de céréales" qui, à son tour, a pour effet de changer toutes les relations de substitution entre les agrégats fourragers. Un tel raisonnement peut être synthétisé par le développement de formules mathématiques appropriées qui permettent de prendre en compte l'ensemble de tous ces effets. Deux cas sont à noter. Tout d'abord les élasticités totales liées à n'importe quelle paire d'ingrédients appartenant au même agrégat sont calculées à l'aide de l'expression suivante :

$$\xi_{ijl} = \epsilon_{ijl} + \alpha_{jl} E_{II} \quad (16)$$

où ξ_{ijl} est l'élasticité totale de l'ingrédient i appartenant à l'agrégat I par rapport au prix de l'ingrédient j appartenant aussi au même agrégat ; ϵ_{ijl} représente l'élasticité compensée (à niveau de " X_I -constant) de la demande de l'ingrédient i par rapport au prix de l'ingrédient j ; α_{jl} la part estimée de la composante fourragère j dans le coût unitaire de

l'agrégat fourrager I ; E_{II} est l'élasticité-prix directe (pour un niveau constant d'output Q) de l'agrégat I .

Le deuxième cas se produit lorsque nous avons affaire à des ingrédients qui appartiennent à deux agrégats différents. Cette fois, l'effet direct disparaît et leurs élasticités croisées s'obtiennent de la manière suivante :

$$\xi_{iI,jJ} = \alpha_{jJ} E_{IJ}, \quad (17)$$

où α_{jJ} est la part estimée de l'ingrédient j par rapport au coût unitaire de l'agrégat J ; E_{IJ} représente l'élasticité croisée conditionnelle entre les agrégats fourragers I et J . Les matrices complètes des élasticités totales directes et croisées figurent dans les tableaux 4 (Belgique) et 5 (Pays-Bas). En raison de la propriété d'homogénéité de degré zéro des fonctions de demande d'ingrédients, la somme des élasticités-prix prise ligne par ligne est égale à zéro. De même, l'hypothèse de séparabilité faible signifie que les élasticités de toutes les composantes à l'intérieur d'un agrégat fourrager vis-à-vis d'un prix d'une autre composante fourragère située à l'extérieur du dit agrégat sont égales entre elles (voir les tableaux ci-dessus ou Chambers, 1988, p. 111). Enfin, on notera qu'en permettant à la demande des agrégats de varier, les élasticités-prix directes s'accroissent en valeur absolue; les relations de complémentarité se renforcent alors que les effets de substitution se réduisent. De tels résultats ne sont pas surprenants et sont conformes aux enseignements de la théorie.

CONCLUSIONS

Cette recherche présente un modèle destiné à mesurer les relations de substitution entre matières premières utilisées par les secteurs belge et néerlandais d'aliments composés. L'article démontre l'utilité des fonctions d'agrégation pour estimer des fonctions de coût lorsqu'on a affaire à un grand nombre de facteurs de production. Les résultats de l'analyse illustrent aussi l'importance et le rôle que peuvent jouer en analyse économique des formes fonctionnelles développées récemment telles que la forme symétrique généralisée de McFadden. Les fonctions de demande d'ingrédients sont estimées en deux étapes à partir d'une technique économétrique basée sur un critère de moindres carrés non linéaires. Les conditions issues de la théorie néoclassique de la production sont maintenues lors de la procédure d'estimation. De même, les conditions de concavité associées aux fonctions de coût sont imposées à l'aide de la méthode de factorisation de Cholesky. Par conséquent, les fonctions de demande estimées sont conformes à la théorie, et de ce fait, ont toutes les caractéristiques nécessaires pour être utilisées dans des analyses de politique économique.

Les élasticités présentées dans cet article fournissent des éléments détaillés sur la nature des relations de substitution dans la production d'aliments composés. Bien que cette étude se limite aux pays du Benelux, ses résultats peuvent servir de point de départ pour une analyse des secteurs de l'alimentation animale dans les autres pays de la Communauté. De même, la méthode utilisée dans cet article peut être appliquée plus généralement à d'autres situations. Ce travail a abordé le cas d'une technologie mono-produit se fondant sur l'hypothèse restrictive de séparabilité fonctionnelle entre les quantités produites et les intrants. Des recherches à venir devraient cependant se concentrer sur les caractéristiques multiproduits des processus de fabrication des aliments composés. De même, la question d'un progrès technique induit et de ses effets sur la consommation des matières premières fourragères dans le Benelux devrait être analysée de manière plus approfondie en utilisant un cadre d'analyse et une spécification dynamiques.

Tableau 4. Élasticités-prix directes et croisées des demandes de matières premières fourragères en Belgique (1988)

Elasticité par rapport au prix du:													
Parts des coûts estimés	MAI	ORG	SOR	BLE	MOL	MAN	SPROD	GRA	FARANS	PDEHY	MGF	TSOJ	ADD
	0,0877	0,0535	0,0231	0,1011	0,0170	0,1039	0,0846	0,0298	0,0411	0,0823	0,0887	0,1967	0,0905
MAI	-1,3290	0,6412	0,0543	-0,0547	0,0292	0,1784	0,1452	0,0511	0,0329	0,0658	0,0709	0,1573	-0,0416
ORG	1,0501	-1,2777	0,5659	-1,0264	0,0292	0,1784	0,1452	0,0511	0,0329	0,0658	0,0709	0,1573	-0,0416
SOR	0,2066	1,3128	-5,7893	3,5818	0,0292	0,1784	0,1452	0,0511	0,0329	0,0658	0,0709	0,1573	-0,0416
BLE	-0,0474	-0,5433	0,8172	-0,9147	0,0292	0,1784	0,1452	0,0511	0,0329	0,0658	0,0709	0,1573	-0,0416
MOL	0,1499	0,0915	0,0395	0,1729	-0,2694	0,2106	-0,3829	-0,0504	0,0017	0,0034	0,0036	0,0081	0,0221
MAN	0,1499	0,0915	0,0395	0,1729	0,0344	-0,3455	-0,1143	-0,0666	0,0017	0,0034	0,0036	0,0081	0,0221
SPROD	0,1499	0,0915	0,0395	0,1729	-0,0770	-0,1404	-0,2285	-0,0461	0,0017	0,0034	0,0036	0,0081	0,0221
GRA	0,1499	0,0915	0,0395	0,1729	-0,0288	-0,2326	-0,1311	-0,0994	0,0017	0,0034	0,0036	0,0081	0,0221
FARANS	0,0683	0,0417	0,0180	0,0788	0,0007	0,0042	0,0034	0,0012	-2,3375	0,1127	0,4363	1,5571	0,0156
PDEHY	0,0683	0,0417	0,0180	0,0788	0,0007	0,0042	0,0034	0,0012	0,0563	-0,2703	0,1854	-0,2028	0,0156
MGF	0,0683	0,0417	0,0180	0,0788	0,0007	0,0042	0,0034	0,0012	0,2023	0,1720	-0,3684	-0,2373	0,0156
TSOJ	0,0683	0,0417	0,0180	0,0788	0,0007	0,0042	0,0034	0,0012	0,3255	-0,0849	-0,1070	-0,3650	0,0156
ADD	-0,0399	-0,0244	-0,0105	-0,0460	0,0041	0,0253	0,0206	0,0072	0,0072	0,0145	0,0156	0,0346	-0,0076

Tableau 5. Élasticités-prix directes et croisées des demandes de matières premières fourragères aux Pays-Bas (campagne 1987/88)

Elasticité par rapport au prix du:															
Parts des coûts estimés	MAI	ORG	AUTCER	BLE	MOL	MAN	SON	GRAT	PULP	FARANS	AUTPRO	MGF	TSOJ	TAUT	ADD
	0,0723	0,0356	0,0075	0,0433	0,0242	0,1500	0,0369	0,0474	0,0596	0,0507	0,0575	0,1003	0,1371	0,1131	0,0644
MAI	-0,3898	-0,0798	-0,1792	-0,0192	0,0241	0,1489	0,0367	0,0470	0,0592	0,0403	0,0458	0,0799	0,1091	0,0900	-0,0132
ORG	-0,1619	-0,2662	0,2154	-0,4531	0,0241	0,1489	0,0367	0,0470	0,0592	0,0403	0,0458	0,0799	0,1091	0,0900	-0,0132
AUTCER	-1,7200	1,0089	-2,4709	2,5142	0,0241	0,1489	0,0367	0,0470	0,0592	0,0403	0,0458	0,0799	0,1091	0,0900	-0,0132
BLE	0,0320	-0,3725	0,4372	-0,7005	0,0241	0,1489	0,0367	0,0470	0,0592	0,0403	0,0458	0,0799	0,1091	0,0900	-0,0132
MOL	0,0718	0,0353	0,0075	0,0430	-0,0171	-0,1057	-0,0260	-0,0334	-0,0420	0,0075	0,0085	0,0148	0,0203	0,0167	-0,0013
MAN	0,0718	0,0353	0,0075	0,0430	-0,0171	-0,1057	-0,0260	-0,0334	-0,0420	0,0075	0,0085	0,0148	0,0203	0,0167	-0,0013
SON	0,0718	0,0353	0,0075	0,0430	-0,0171	-0,1057	-0,0260	-0,0334	-0,0420	0,0075	0,0085	0,0148	0,0203	0,0167	-0,0013
GRA	0,0718	0,0353	0,0075	0,0430	-0,0171	-0,1057	-0,0260	-0,0334	-0,0420	0,0075	0,0085	0,0148	0,0203	0,0167	-0,0013
PULP	0,0718	0,0353	0,0075	0,0430	-0,0171	-0,1057	-0,0260	-0,0334	-0,0420	0,0075	0,0085	0,0148	0,0203	0,0167	-0,0013
FARANS	0,0575	0,0283	0,0060	0,0344	0,0036	0,0222	0,0055	0,0070	0,0088	-0,9373	0,0145	0,1189	0,7009	-0,1060	0,0356
AUTPRO	0,0575	0,0283	0,0060	0,0344	0,0036	0,0222	0,0055	0,0070	0,0088	0,0127	-0,8749	0,2761	-0,1368	0,5139	0,0356
MGF	0,0575	0,0283	0,0060	0,0344	0,0036	0,0222	0,0055	0,0070	0,0088	0,0601	0,1583	-0,4403	-0,0890	0,1021	0,0356
TSOJ	0,0575	0,0283	0,0060	0,0344	0,0036	0,0222	0,0055	0,0070	0,0088	0,2590	-0,0574	-0,0652	-0,3871	0,2417	0,0356
TAUT	0,0575	0,0283	0,0060	0,0344	0,0036	0,0222	0,0055	0,0070	0,0088	-0,0475	0,2613	0,0906	0,2950	-0,8064	0,0356
ADD	-0,0148	-0,0073	-0,0015	-0,0089	-0,0005	-0,0030	-0,0007	-0,0010	-0,0012	0,0280	0,0318	0,0555	0,0759	0,0626	-0,2148

BIBLIOGRAPHIE

- ANDERSON (G.), BLUNDELL (R.), 1983 — Testing restrictions in a flexible dynamic demand system: an application to consumers' expenditures in Canada, *Review of Economic Studies*, n° 50, pp. 397-410.
- BALL (E.), 1988 — Modeling supply response in a multiproduct framework, *American Journal of Agricultural Economics*, n° 70, pp. 813-826.
- BEACH (C.M.), MACKINNON (J.G.), 1979 — Maximum likelihood estimation of singular equation systems with autoregressive disturbances, *International Economic Review*, n° 20, pp. 459-464.
- BLACKORBY (C.), RUSSELL (R.R.), 1989 — Will the real elasticity of substitution please stand up? (a comparison of the Allen/Mori-shima elasticities), *American Economic Review*, n° 79 (4), pp. 882-888.
- BOUSQUET (A.), IVALDI (M.), LADOUX (N.), 1989 — La demande d'énergie des industries laitières: une analyse microéconomique, *Economie et Prévision*, n° 91, pp. 75-93.
- CHAMBERS (R.G.), 1988 — *Applied production analysis: a dual approach*, Cambridge, Mass., Cambridge University Press.
- DIEWERT (W. E.), 1974 — Applications of duality theory, in: INTRILIGATOR (M.) et KENDRICK (D. A.) (eds), *Frontiers of quantitative economics*, North Holland, Amsterdam, pp. 106-170.
- DIEWERT (W.E.), 1976 — Exact and superlative index numbers, *Journal of Econometrics*, n° 4, pp. 115-146.
- DIEWERT (W.E.), WALES (T.J.), 1987 — Flexible functional forms and global curvature conditions, *Econometrica*, n° 55, pp. 43-68.
- DIEWERT (W.E.), WALES (T.J.), 1988 — A normalized quadratic semi-flexible functional form, *Journal of Econometrics*, n° 37, pp. 327-342.
- DIEWERT (W.E.), WALES (T.J.), 1991 — Flexible functional forms and tests of homogeneous separability, Discussion Paper 91-12, Department of Economics, University of British Columbia, Vancouver, Canada.
- DRONNE (Y.), 1991 — L'alimentation animale dans La Communauté européenne. Structures industrielles et approvisionnements en matières premières. Les Pays-Bas, Paris, INRA ESR.

- FOUCAULT (M.) 1972 — La croissance des entreprises françaises des aliments composés, Thèse de doctorat, Ecole Pratique des Hautes Etudes, Paris.
- FRIESEN (J.), CAPALBO (S.), DENNY (M.), 1992 — Dynamic factor demand equations in U.S. and Canadian agriculture, *Agricultural Economics*, n° 6, pp. 251-266.
- FUSS (M.A.), 1977 — The demand for energy in Canadian manufacturing: an example of the estimation of production structures with many inputs, *Journal of Econometrics*, n° 5, pp. 89-116.
- GALLANT (R.A.), 1984 — The Fourier flexible functional form, *American Journal of Agricultural Economics*, n° 66 (2), pp. 204-209.
- GUYOMARD (H.), MAHÉ (L.-P.), 1992 — The CAP reform and the GATT negotiation: between political economy and mercantilism? Communication faite au 28^{ème} Séminaire de l'Association européenne des économistes agricoles, Lisbonne, 10-12 Septembre.
- HALL (B.H.), 1991 — *TSP User's Guide: Version 4.2*. Palo Alto (Californie) TSP International.
- HENDRY (D.F.), MIZON (G.E.), 1978 — Serial correlation as a convenient simplification, not a nuisance: a comment on a study of the demand for money by the Bank of England, *Economic Journal*, n° 88, pp. 549-563.
- JORGENSON (D.W.), FRAUMENI (B.M.), 1981 — Relative prices and technical change, in: BERNDT (E.R.) et FIELDS (B.C.) (eds.), *Modeling and Measuring Natural Resource Substitution*, Cambridge, Mass., The MIT Press, pp.17-47.
- JUDGE (G.G.), GRIFFITHS (W.E.), HILL (R.C.), LÜTKEPOHL (H.), LEE (T.C.), 1985 — *The Theory and Practice of Econometrics*, seconde édition, New York, John Wiley & Sons.
- KMENTA (J.), GILBERT (R.F.), 1970 — Estimation of seemingly unrelated regressions with autoregressive disturbances, *Journal of the American Statistical Association*, n° 65, pp. 186-197.
- LAU (L.J.), 1988 — Testing and imposing monotonicity, convexity and quasi-convexity constraints, in: FUSS (M.) and McFADDEN (D.) (eds.), *Production Economics, A Dual Approach to Theory and Applications*, Vol. I, Amsterdam, North-Holland, pp. 409-453.
- LAWRENCE (D.), 1989 — An aggregator model of Canadian export supply and import demand responsiveness, *Canadian Journal of Economics*, n° 22, pp. 503-521.

- MERGOS (G.J.), YOTOPOULOS (P.A.), 1988 — Demand for feed inputs in the Greek livestock sector, *European Review of Agricultural Economics*, n° 15, pp. 1-17.
- MOREY (E.R.), 1986 — An introduction to checking, testing, and imposing curvature properties: the true function and the estimated function, *Canadian Journal of Economics*, n° 19, pp. 207-235.
- NAKAMURA (S.), 1986 — A flexible dynamic model of multiproduct technology for the West German economy, *Journal of Applied Econometrics*, n° 1, pp. 333-344.
- QUINQU (M.), 1989 — Perspectives de l'industrie française de l'alimentation animale, Thèse de doctorat, Université de Rennes I.
- SURRY (Y.), 1990 — Econometric modelling of the European Community compound feed sector: an application to France, *Journal of Agricultural Economics*, n° 41, pp. 404-421.
- SURRY (Y.), MOSCHINI (G.), 1984 — Input substitutability in the EC compound feed industry, *European Review of Agricultural Economics*, n° 11, pp. 455-464.
- WHITE (H.), 1980 — Using least squares to approximate unknown regression functions, *International Economic Review*, n° 21, pp. 149-170.