



**HAL**  
open science

# Note sur les estimations économétriques des paramètres des fonctions de demande finale de viandes en France

Alexandre Gohin

► **To cite this version:**

Alexandre Gohin. Note sur les estimations économétriques des paramètres des fonctions de demande finale de viandes en France. 1999. hal-01937092

**HAL Id: hal-01937092**

**<https://hal.science/hal-01937092>**

Preprint submitted on 27 Nov 2018

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

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



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

**Note sur les estimations économétriques des paramètres des fonctions de demande finale de viandes en France.**

Alexandre Gohin<sup>1</sup>

INRA – Secteur Société Economie Décision – Département Economie et Sociologie Rurales.

Unité de Rennes, Equipe Politique Agricole et Modélisation

Janvier 1999

Introduction

**INRA - ECONOMIE**  
BIBLIOTHEQUE  
Rue Adolphe Bobierre  
CS 61103  
35011 RENNES CEDEX  
Tél. 02.23.48.54.08

La Commission européenne (CE) a formulé, en juillet 1997 puis en mars 1998, des propositions pour une nouvelle réforme de la Politique Agricole Commune (PAC). De manière très générale, les propositions de la CE s'inscrivent dans la logique de la réforme de la PAC de mai 1992 ; elles visent à réduire le soutien des revenus agricoles par les prix et à compenser les baisses de prix par des aides directes définies sur les facteurs primaires de production. Concernant le secteur de la viande bovine, la CE préconise de réduire progressivement les niveaux des prix d'intervention et de supprimer à terme le système d'intervention dans ce secteur. En contrepartie, il est prévu la mise en place d'un régime de stockage privé qui sera activé uniquement si le prix de marché de la viande bovine est inférieur à -30% du niveau actuel du prix d'intervention. La compensation des pertes de revenu des éleveurs suite à cette baisse des prix repose sur des aides directes aux cheptels, dans des conditions proches des aides directes bovines existantes. Concernant les secteurs des viandes blanches (viandes de porc et de volailles), aucune proposition de la CE ne porte directement sur ces secteurs. En revanche, la baisse des prix d'intervention des céréales devrait permettre une diminution du coût de l'alimentation dans ces secteurs et par suite du coût de production et du prix de ces viandes.

Evaluer les impacts de ces propositions sur les équilibres de marché des différentes viandes, sur les revenus agricoles, ... nécessite, entre autres, de connaître précisément les comportements des ménages à la demande finale de ces viandes. Plus précisément, la réaction de la demande finale de viandes suite à une modification des prix est d'une importance particulière pour l'analyse chiffrée de ces impacts. Dans ce contexte, cette note a pour objectif d'apporter des éléments d'information sur la sensibilité aux variations de prix de la demande finale de viandes, en France et dans l'Union européenne (UE).

Cette note est organisée de la façon suivante. La première partie passe en revue quelques études effectuées sur l'estimation économétrique des paramètres de demande finale de viandes dans différents pays membres de l'UE. La deuxième partie est consacrée à la spécification du modèle développé pour étudier la consommation finale de viandes par les ménages français. La troisième partie présente les données utilisées ainsi que les méthodes d'estimation mises en œuvre. Les résultats d'estimation sont commentés dans la quatrième partie. La cinquième partie conclut.

<sup>1</sup> Je remercie Alain Carpentier et Hervé Guyomard pour leurs commentaires et suggestions.



## Première partie. L'estimation économétrique des paramètres des fonctions de demande finale de viandes dans l'Union Européenne<sup>2</sup>

Si les publications sur le comportement de ménages à la demande finale de la viande en général sont nombreuses, force est de constater que les publications sur les demandes finales des différents types de viandes dans les pays membres de l'UE sont nettement plus rares.

**Lianos et Katranidis** (1993) ont modélisé la filière bovine grecque. Les paramètres de ce modèle sont estimés à partir de données annuelles couvrant la période 1966 – 1987, données issues du service national de statistiques. La demande finale de viande bovine par les ménages grecques est spécifiée comme une fonction linéaire du prix à la consommation finale de viande bovine, du prix à la consommation finale de la viande ovine et du revenu par tête.<sup>3</sup> Il est donc implicitement supposé que les prix des viandes de porc ou de volailles sont sans influence sur la demande de viande bovine. De plus, aucune restriction n'est imposée sur les paramètres pour satisfaire les conditions théoriques des fonctions de demande (homogénéité de degré zéro par rapport au prix et au revenu en particulier). Ces paramètres sont estimés par la méthode des moindres carrés ordinaires. Au point moyen de l'échantillon, l'élasticité de la demande finale de viande bovine par rapport à son propre prix est égale à  $-1,75$  et l'élasticité par rapport au revenu à  $0,92$ . Par contre, au point observé pour l'année 1987, l'élasticité prix est égale à  $-1,10$  et l'élasticité revenu est égale à  $0,75$ .

**Dono et Thompson** (1994) ont étudié la demande finale de viandes en Italie. Avant d'estimer les paramètres des fonctions de demande, Dono et Thompson ont mené des tests non paramétriques pour définir une partition de l'ensemble des biens finaux en groupes séparables et également pour détecter d'éventuels changements structurels dans les préférences des ménages. A partir de ces tests, trois types de viandes peuvent être considérés séparément des autres biens de consommation ; il s'agit de la viande bovine, de la viande de porc et la viande de volailles. Plusieurs spécifications du système de demande de ces trois types de viandes sont développées, dont les systèmes AIDS (Almost Ideal Demand System), Translog et le modèle composite de Lewbel. Les paramètres de ces divers systèmes sont estimés par la méthode du maximum de vraisemblance à partir de données annuelles (1971 – 1988), données issues des séries de la comptabilité nationale. Une variable démographique (le

---

<sup>2</sup> Dans une revue de littérature sur la valeur d'une élasticité, il est généralement aisé de trouver une grande diversité dans les résultats publiés par différentes études. Cette variabilité observée d'une étude à une autre rend très délicat le choix d'une valeur particulière pour mener des simulations d'impacts de réforme de politique. Pour retenir la « bonne » valeur, il importe alors de tenir compte de la manière dont sont obtenus ces résultats et si possible d'expliquer les différences entre ceux-ci. Plusieurs facteurs peuvent être à l'origine de ces différences. Les données utilisées pour l'estimation économétrique des paramètres ou élasticités sont une de ces sources. Ces données peuvent être annuelles ou trimestrielles, individuelles ou agrégées ; de plus, les données peuvent varier selon les provenances, tout simplement parce que les nomenclatures ne sont pas les mêmes par exemple. Les spécifications développées sont potentiellement une autre source de différence entre les résultats obtenus. Il s'agit des hypothèses concernant les variables incluses dans l'analyse (variables économiques, sociales, démographiques,...), des choix des formes fonctionnelles reliant les différentes variables. Les procédures d'estimation constituent une troisième source de différence : estimation d'une équation ou d'un système d'équations, méthodes d'estimation... Aussi, lister des valeurs d'élasticité n'a de véritable sens que si tous ces éléments sont bien précisés.

<sup>3</sup> Il n'est pas précisé s'il s'agit du revenu total, du revenu disponible à la consommation ou du revenu disponible pour la consommation alimentaire.

pourcentage de femmes salariées dans la population totale) est également incluse dans l'ensemble des variables exogènes. Les élasticités estimées varient très peu selon les spécifications. Ces élasticités conditionnelles, i.e. étant donné la dépense totale en viandes, sont reportées dans le tableau 1.

Tableau 1. Les élasticités prix non compensées et dépenses des demandes de viandes en Italie, conditionnelles aux dépenses totales en viandes, estimées pour l'année 1988

	Viande bovine	Viande porcine	Viande de volailles	Dépenses viandes
Viande bovine	-1,21	+0,11	+0,03	+0,88
Viande porcine	+0,03	-0,94	-0,49	+1,07
Viande de volailles	+0,10	-0,82	-0,48	+1,17

**Burton et Young** (1992) ont analysé la demande de viandes et de poissons en Grande Bretagne. La structure des préférences est imposée et 5 produits sont incorporés dans l'analyse : la viande bovine, la viande ovine, la viande porcine, la viande de volailles et les poissons. Le système AIDS est retenu et dans les équations estimées, les auteurs ajoutent des trends pour tenir compte d'éventuels changements structurels dans les préférences des ménages britanniques. Le modèle économétrique obtenu est estimé par la méthode du maximum de vraisemblance et à partir de données trimestrielles couvrant la période 1961(2) à 1987(4), données provenant des enquêtes alimentaires nationales. Les élasticités conditionnelles de demande évaluées au point moyen de l'échantillon sont reportées dans le tableau 2.

Tableau 2. Les élasticités prix non compensées et dépenses des demandes de viandes en Grande Bretagne, conditionnelles aux dépenses totales en viandes, évaluées au point moyen de l'échantillon

	Bovins	Ovins	Porcs	Volailles	Poissons	Dépenses
Bovins	-1,66*	+0,24*	-0	+0,09	+0,02	+1,32*
Ovins	+0,58*	-1,42*	+0,21*	-0,13	-0,32*	+1,07*
Porcs	+0,15*	+0,14*	-1,03*	-0,03	-0,01	+0,79*
Volailles	+0,34	-0,15	-0,15	-0,90*	-0,11	+0,98*
Poissons	+0,19*	-0,22*	-0,01	-0,05	-0,67*	+0,76*

\* (statistiquement différent de zéro)

**Fulponi** (1989) a analysé la demande alimentaire des ménages français avec une attention particulière sur la consommation finale de viandes fraîches. Dans le groupe des viandes fraîches, cinq produits sont distingués : la viande bovine, la viande de veau, la viande ovine, la viande de volailles et la viande de porc. Un système AIDS est également spécifié et estimé à partir de données annuelles de la comptabilité nationale couvrant la période 1959 – 1985. La méthode de Zellner est utilisée pour estimer les paramètres de ce système. Les élasticités prix non compensées conditionnelles et les élasticités dépenses conditionnelles des demandes de viandes sont reportées dans le tableau 3.

Tableau 3. Les élasticités prix non compensées et dépenses des demandes de viandes en France, conditionnelles aux dépenses totales en viandes, évaluées pour l'année 1985<sup>4</sup>

	Bovins	Veaux	Ovins	Volailles	Porcs	Dépenses
Bovins	-0,760	-0,131	+0,049	-0,025	-0,028	+0,892
Veaux	+0,278	+0,442	+0,292	-0,156	+0,073	-0,854
Ovins	-0,308	-0,335	-0,786	+0,117	-0,156	+1,470
Volailles	-0,226	-0,195	-0,111	-0,877	-0,228	+1,646
Porcs	-0,315	-0,240	-0,348	-0,080	-0,479	+1,449

A ce stade, deux points méritent d'être soulignés. D'une part, les quelques élasticités citées ci-dessus montrent clairement que la sensibilité des demandes finales de viandes aux variations de prix et de revenu varient fortement selon les pays considérés : par exemple, l'élasticité prix propre de la demande de viande bovine varie de  $-0.76$  en France à  $-1.66$  en Grande Bretagne. Ceci implique en particulier que les effets d'une réforme type Agenda 2000 sur les filières bovines seront vraisemblablement différents entre ces différents pays et qu'il s'avère extrêmement dangereux de tirer des conclusions pour un pays à partir d'élasticités obtenues pour un autre pays. D'autre part, les études présentées sont « relativement » anciennes dans la mesure où les élasticités sont au mieux calculées pour l'année 1988. Des élasticités estimées à partir de données plus récentes sont bien évidemment préférables, d'autant plus que, comme ces études le montrent, les élasticités ne sont pas stables dans le temps. Le reste de cette note est consacré à l'estimation des élasticités de demande finale de viandes par les ménages français.

## Deuxième partie. Spécification du comportement des ménages français à la consommation finale de viandes

Dans cette deuxième partie, les principes de la théorie de la demande sont rappelés brièvement ; des présentations plus détaillées et approfondies sont disponibles par exemple dans Deaton et Muellbauer (1980), Johnson, Hassan et Green (1984), Pollak et Wales (1992) ou encore dans Sadoulet et de Janvry (1995). La spécification du comportement des ménages français à la consommation finale de viandes est ensuite développée.

### *Rappels théoriques*

Dans le cadre usuel de la théorie néoclassique de la demande, les ménages ou consommateurs finaux se procurent le panier de biens de consommation qui maximisent leurs préférences, étant donné leur revenu disponible à la consommation et les prix de ces biens. La structure des préférences peut être représentée par une fonction d'utilité.<sup>5</sup> Dans ce cas, le problème des ménages s'écrit de la façon suivante :

<sup>4</sup> Les valeurs de ces élasticités seront commentées dans la quatrième partie.

<sup>5</sup> Plus précisément, un ensemble d'hypothèses ou d'axiomes, portant sur la structure de ces préférences, assurent la rationalité économique des ménages. Il s'agit des hypothèses de réflexivité, comparabilité, transitivité, continuité, monotonie et de convexité des préférences (cf. Varian, 1984). Sous ces hypothèses, les préférences peuvent être alors représentées par une fonction d'utilité. L'utilité s'interprète économiquement comme une

$$\max_q U(q) \quad s / c \quad p \cdot q \leq R \quad (1)$$

avec les notations habituelles :  $U(\cdot)$  la fonction d'utilité,  $q$  le vecteur des quantités de biens consommés,  $p$  le vecteur des prix des biens et  $R$  le revenu disponible à la consommation. La résolution d'un tel programme définit alors un système complet de fonctions de demande pour les différents biens de consommation. Les fonctions de demande (marshallienne ou non compensées) des biens de consommation dépendent des prix des biens, du revenu disponible à la consommation et des préférences des ménages :

$$q^* = g(p, R) \quad (2)$$

La structure des préférences des ménages peut également être représentée par la fonction d'utilité indirecte qui mesure l'utilité maximale en fonction du niveau des prix des biens et du revenu. Cette fonction est définie par :<sup>6</sup>

$$V(p, R) = U(q^*) = U(g(p, R)) \quad (3)$$

Une représentation alternative des préférences consiste à spécifier une fonction de dépenses qui mesure la dépense minimale nécessaire pour atteindre le niveau d'utilité désiré. Cette fonction de dépenses est solution du programme suivant, programme dual de (1) :<sup>7</sup>

$$C(p, \bar{U}) = \min_q p \cdot q \quad s / c \quad U(q) \geq \bar{U} \quad (4)$$

D'après le lemme de Shephard, les fonctions de demande compensées ou hicksiennes sont alors obtenues par différentiation de cette fonction de dépenses :

$$q^* = h(p, \bar{U}) \quad (5)$$

Les fonctions de demande hicksienne dépendent des prix des biens et du niveau d'utilité désiré alors que les fonctions de demande marshallienne dépendent des prix des biens et du revenu disponible à la consommation. Les premières permettent de mesurer des substitutions nettes entre les différents biens suite à une modification des prix, i.e., des substitutions à utilité constante. Dans ce cas, une variation de revenu est nécessaire pour maintenir l'utilité à son niveau initial. Les secondes mesurent des substitutions brutes entre les différents biens, i.e., des substitutions à revenu donné. Dans ce deuxième cas, c'est l'utilité qui n'est plus constante.

Les propriétés des trois fonctions permettant de formaliser la structure des préférences (fonctions d'utilité directe, d'utilité indirecte et de dépense) impliquent des contraintes sur les fonctions de demande. Il s'agit des contraintes d'homogénéité, d'additivité, de symétrie et de négativité<sup>8</sup>.

mesure de la satisfaction que le ménage retire de la consommation du panier de biens. Cette fonction d'utilité est non décroissante, continue et quasi-concave par rapport aux niveaux de consommation des biens ; de plus, cette fonction est définie seulement à une transformation monotone près.

<sup>6</sup> La fonction d'utilité indirecte est continue, non croissante par rapport aux prix des biens, non décroissante par rapport au revenu, quasi-convexe par rapport aux prix des biens et homogène de degré zéro par rapport aux prix des biens et au revenu. Dans le cas où le modélisateur se donne une forme de la fonction d'utilité indirecte, les fonctions de demande marshallienne sont obtenues par simple différentiation de cette fonction d'utilité indirecte.

Plus précisément, l'identité de Roy donne : 
$$g(p, R) = - \frac{\partial V}{\partial p} \frac{\partial p}{\partial R}$$

<sup>7</sup> La fonction de dépense est continue, non décroissante, homogène de degré un et concave par rapport aux prix des biens, croissante par rapport au niveau d'utilité désiré.

### Spécification du comportement des ménages français à la consommation finale de viandes

Comme le titre de cette note l'indique, l'analyse est centrée sur la consommation de viandes par les ménages français. Pour se limiter à ces produits, nous supposons que les viandes sont séparables des autres biens au sein des préférences des ménages français.<sup>9</sup> Cette hypothèse sur la structure des préférences assure qu'il est possible d'étudier les substitutions entre les viandes par les ménages français indépendamment de leur comportement à la consommation des autres biens. Cette hypothèse, à l'origine du processus de budgétisation par étapes, est fréquemment utilisée dans les études empiriques. Cette hypothèse offre l'avantage de réduire le nombre de variables à prendre en compte dans l'analyse et par suite le nombre de paramètres à estimer. Dans notre cas, les variables à prendre en compte sont les prix des différentes viandes et les dépenses totales en viandes.

Pour représenter les préférences des ménages français dans le groupe des viandes, deux spécifications alternatives sont développées. Dans la première spécification, nous supposons que les préférences sont représentées par une fonction d'utilité du type Stone-Geary :

$$U = \prod_{i=1}^n (q_i - \lambda_i)^{\beta_i} \quad (6)$$

avec les restrictions suivantes sur les paramètres :  $\lambda_i < q_i$  et  $\beta_i \geq 0$ .<sup>10</sup>

La maximisation de cette fonction d'utilité sous contrainte budgétaire permet de définir les fonctions de demandes marshalliennes de viandes suivantes :

$$q_i = \lambda_i + \frac{\beta_i}{p_i} \cdot \left( R - \sum_{j=1}^n p_j \cdot q_j \right), \quad \forall i \quad (7)$$

La dépense en viande  $i$  est alors donnée par :

$$p_i \cdot q_i = \lambda_i + \beta_i \cdot \left( R - \sum_{j=1}^n p_j \cdot q_j \right), \quad \forall i \quad (8)$$

Les équations (7) et (8) permettent d'interpréter facilement les paramètres de la fonction d'utilité :  $\lambda_i$  désigne la consommation minimale du bien  $i$  et  $\beta_i$  représente la part marginale de la dépense totale en viandes allouée à la consommation du bien  $i$ . L'équation (8) montre que la dépense en bien  $i$  est une fonction linéaire des dépenses totales en viandes, d'où le nom de système linéaire de dépense (Linear Expenditure System, LES). La fonction de demande hicksienne est donnée par :

---

<sup>8</sup> Voir l'annexe 1 pour une définition mathématique de ces contraintes et également la définition de certaines notations utilisées par la suite.

<sup>9</sup> Plus précisément, nous supposons que les fonctions d'utilité et de dépenses sont faiblement séparables par rapport à la partition qui distingue les viandes des autres biens de consommation.

<sup>10</sup> La première restriction assure l'existence de la fonction d'utilité ; la seconde restriction garantit la concavité de cette fonction.



$$q_i = \lambda_i + \frac{\beta_i \cdot \prod_{j=1}^n p_j^{\beta_j}}{p_i \cdot \prod_{j=1}^n \beta_j^{\beta_j}} \bar{U} \quad (9)$$

Les élasticités prix compensées, non compensées et dépense conditionnelles aux dépenses totales en viandes de ces fonctions de demande sont données par :

$$\varepsilon_{ii} = -1 + (1 - \beta_i) \cdot \lambda_i / q_i \quad (10)$$

$$\varepsilon_{ij} = -\beta_j \cdot (p_j \cdot \lambda_j) / (p_i \cdot q_i) \quad (11)$$

$$\varepsilon_i = \beta_i / w_i \quad (12)$$

$$\eta_{ij} = \beta_j \cdot p_j \cdot (q_i - \lambda_j) / (p_i \cdot q_i) \quad (13)$$

Il est alors aisé de remarquer que ce système de demande respecte les propriétés théoriques des fonctions de demande si la condition suivante est respectée :

$$\sum_{i=1}^n \beta_i = 1 \quad (14)$$

Depuis la première estimation d'un tel système par Stone en 1954, le système LES a souvent été spécifié et estimé sur des données en séries temporelles (Sadoulet et de Janvry, 1995), en particulier parce qu'il possède deux propriétés intéressantes. D'une part, ce système est relativement parsimonieux en paramètres. D'autre part, si la restriction (14) est respectée, alors toutes les propriétés théoriques des fonctions de demande sont satisfaites, quel que soit le point considéré. En d'autres termes, ce système est globalement régulier. Cependant, ce système est assez restrictif dans la mesure où il exclut la possibilité qu'un bien soit inférieur<sup>11</sup> et les biens pris deux à deux sont nécessairement des substituts nets.<sup>12</sup> De plus, si tous les paramètres de consommation minimale ( $\lambda_j$ ) sont positifs, alors tous les biens pris deux à deux sont nécessairement des compléments bruts et les demandes de biens sont inélastiques par rapport à leur propre prix. Enfin, Deaton (1974) a montré que lorsque le nombre de biens inclus dans le système LES devient important (supérieur à 8), alors les élasticités prix propres non compensées tendent à être proportionnelles aux élasticités revenus.

A ce stade, la question qu'il convient de se poser est de savoir si ces restrictions du système LES sont contraignantes pour l'analyse de la consommation finale de viandes en France. En d'autres termes, il s'agit de savoir si exclure la possibilité d'infériorité d'une part, imposer des effets de substitutions nettes entre les différents biens d'autre part sont des hypothèses fortes dans l'application considérée dans cette note. Afin de pouvoir répondre à cette question, une spécification alternative, n'imposant pas ces contraintes, est utilisée. Il s'agit du système AIDS (Almost Ideal Demand System) de Deaton et Muellbauer (1980). Ce système dérive de la fonction de dépense suivante :

$$\log(C(p, \bar{U})) = \alpha_0 + \sum_{i=1}^n \alpha_i \cdot \log(p_i) + 0,5 \cdot \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \cdot \log(p_i) \cdot \log(p_j) + \bar{U} \cdot \beta_0 \cdot \prod_{i=1}^n p_i^{\beta_i} \quad (15)$$

Le système qui résulte de cette fonction de dépense a la forme suivante :

<sup>11</sup> L'élasticité revenu de chaque bien est nécessairement positive.

<sup>12</sup> Les élasticités prix croisées compensées sont nécessairement positives.



$$w_i = \alpha_i + \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \cdot \log(p_j) + \beta_i \cdot \log(R/P) \quad (16)$$

où P est un indice de prix approximé par l'indice de Stone dans la version linéaire de ce système :

$$\log(P) = \sum_{i=1}^n w_i \cdot \log(p_i) \quad (17)$$

Les contraintes théoriques d'additivité, de symétrie et d'homogénéité des fonctions de demande sont respectées globalement si les paramètres vérifient les égalités suivantes :

$$\sum_{i=1}^n \alpha_i = 1 ; \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} = \sum_{i=1}^n \gamma_{ji} = \sum_{i=1}^n \beta_i = 0 \text{ et } \gamma_{ij} = \gamma_{ji} \quad (18)$$

Par contre, la propriété de négativité ne peut être imposée globalement. D'ailleurs, nous pouvons remarquer que cette propriété théorique n'est pas satisfaite dans l'équation de demande de viande de veau estimée par Fulponi (cf. tableau 3). En effet, dans cette étude, la demande de veau croît avec son propre prix, et par conséquent ne satisfait la contrainte de négativité.

Les élasticités prix compensées, non compensées et dépenses, conditionnelles aux dépenses totales en viandes, des fonctions de demande issues d'un système AIDS sont les suivantes :

$$\varepsilon_{ii} = -1 + (\gamma_{ii} - \beta_i \cdot w_i) / w_i \quad (19)$$

$$\varepsilon_{ij} = (\gamma_{ij} - \beta_i \cdot w_j) / w_i \quad (20)$$

$$\varepsilon_i = \beta_i / w_i + 1 \quad (21)$$

$$\eta_{ij} = \gamma_{ij} / w_i + w_j \quad (22)$$

Il apparaît, dans ces équations de définition des élasticités, que le système AIDS ne contraint ni les relations de substitution entre les différents biens, ni les effets revenus, a contrario du système LES. Par contre, il est à noter que dans le système AIDS, la condition de négativité ne peut être imposée globalement et que le nombre de paramètres est plus élevé que le nombre de paramètres d'un système LES.

### Troisième partie. Mise en œuvre

#### *Les données*

Dans cette étude, nous considérons que les ménages français consomment quatre types de viandes : la viande bovine, la viande de volailles, la viande porcine et un agrégat regroupant les autres viandes. Les données utilisées pour l'estimation économétrique des paramètres des deux systèmes de demande sont issues de la série « Consommation des ménages » publiée par l'INSEE. Les données sont annuelles et couvrent la période 1970 – 1995. Ces données représentent les dépenses aux prix courants et aux prix 1980 de consommation à domicile des ménages résidents en France. Lors de l'estimation, toutes ces dépenses ont été divisées par la population française totale pour enlever l'effet de la démographie sur la consommation. De plus, les dépenses aux prix courants sont déflatées par l'indice général des prix à la consommation des biens pour tenir compte de l'inflation dans les données. Dans la nomenclature de l'INSEE (NAP 600), 8 produits « viandes » sont distingués : bœuf,

veau, mouton, cheval, porc, triperie, charcuterie et un agrégat comprenant les volailles, les lapins et les gibiers. Pour construire les données utilisées lors de l'estimation économétrique, des agrégations sont nécessaires. Les séries correspondant au bœuf, au veau et aux produits de la triperie sont agrégés<sup>13</sup> pour définir la consommation finale de viande bovine ; les séries du porc et de la charcuterie définissent la consommation finale de viande porcine ; les séries du mouton et du cheval définissent l'agrégat des autres viandes et enfin la consommation de viande de volailles correspond à la série volailles, lapins et gibiers. Les évolutions des consommations de ces quatre types de viandes en valeur, en volume et en parts sont reproduites sur les graphiques de 1 à 3. Les évolutions des indices de prix à la consommation finale de ces quatre types de viandes sont représentées sur le graphique 4. Entre 1970 et 1995, la consommation de viande bovine a peu évolué tandis que les consommations des autres viandes ont progressé. Dans le même temps, le prix à la consommation finale de viande bovine a augmenté plus rapidement que les prix à la consommation finale des autres viandes.

#### *Les procédures d'estimation*

Les deux systèmes de demande à estimer (équations 8 et 16) peuvent s'écrire sous la forme générale :

$$Y_t = f(X_t; G) + u_t \quad t = 1970, 1995 \quad (23)$$

où  $Y_t$  est le vecteur (4,1) des variables endogènes (les dépenses pour le système LES, les parts budgétaires pour le système AIDS),  $X_t$  est le vecteur (k,1) des variables exogènes (les prix et la dépense totale en viandes),  $G$  la matrice (4,k) des paramètres à estimer et  $u_t$  le vecteur (4,1) des perturbations aléatoires représentant les erreurs de spécification, les effets des variables omises, ... Nous supposons que les perturbations sont d'espérance nulle et suivent un processus auto-régressif d'ordre 1.<sup>14</sup> Par contre, nous supposons qu'il n'existe pas de corrélations intertemporelles entre deux équations différentes :

$$\begin{aligned} E(u_t) &= 0 \\ \text{Var}(u_{it}, u_{jp}) &\neq 0 \quad \text{pour } i = j \text{ et } |t - p| = 1 \\ &= 0 \quad \text{sin on} \end{aligned} \quad (24)$$

Les perturbations d'une équation particulière s'écrivent donc :

$$u_t = K.u_{t-1} + v_t \quad t = 1971, 1995 \quad (25)$$

où  $K$  est une matrice diagonale (4,4) des coefficients d'autocorrélation et  $v_t$  le vecteur (4,1) des perturbations aléatoires qui sont indépendantes et identiquement distribuées ( $E(v_t) = 0$  et  $\text{Var}(v_t) = S$ ).

Dans les deux systèmes estimés, les contraintes théoriques des fonctions de demande sont imposées. Ceci implique d'une part que la matrice  $S$  est singulière. Une équation est donc supprimée lors de l'estimation de ces deux systèmes<sup>15</sup>. Les paramètres de l'équation éliminée sont déduits a posteriori à partir des contraintes d'additivité, de symétrie et d'homogénéité. Pollak et Wales (1992) ont montré que les résultats sont indépendants

<sup>13</sup> Agrégation à partir des indices de Paasche.

<sup>14</sup> Sans cette hypothèse, les résidus obtenus lors des estimations apparaissent auto-corrélés à l'ordre un, selon le test du Durbin-Watson. Dans ce cas, l'estimation n'est pas efficace et les procédures d'inférence statistique ne sont plus valables.

<sup>15</sup> L'équation relative à l'agrégat des autres viandes est omise dans la phase d'estimation.

de l'équation omise. Ces contraintes imposent d'autre part l'égalité des éléments diagonaux de la matrice K (Berndt et Savin, 1975).

Les dépenses totales en viandes sont une variable explicative dans les deux systèmes. Or ces dépenses ne peuvent être considérées comme une variable exogène. Pour tenir compte de ce problème d'endogénéité, la méthode d'estimation itérative par les variables instrumentales a été retenue. Un trend, les prix à la période courante, les prix décalés d'une période ainsi que les dépenses décalées d'une période sont utilisées en tant que variables instrumentales. Les estimateurs obtenus sont convergents.

#### Quatrième partie. Les résultats d'estimation

Les résultats des estimations des paramètres du système LES sont reportés dans le tableau 4 et ceux du système AIDS dans le tableau 5.

**Tableau 4. Paramètres estimés du système LES (t de Student asymptotique entre parenthèses)**

Paramètres	Viande bovine	Viande de volailles	Viande porcine	Autres viandes
$\lambda_i$	-193,052 (-0,82)	263,667 (5,12)	417,124 (4,28)	91,395 (3,50)
$\beta_i$	0,582 (5,03)	0,092 (2,69)	0,267 (2,88)	0,057 (3,60)
R2	0,983	0,948	0,988	--
DW	1,41	1,93	1,53	--

Les coefficients de détermination R2 sont élevés, ce qui suggère une bonne adéquation de la spécification aux observations. Le coefficient d'autocorrélation est égal à 0,946 et est significativement différent de zéro et de un au seuil de 5%. Le test du Durbin Watson appliqué aux résidus transformés ne permet pas d'affirmer l'existence d'une autocorrélation d'ordre deux. 7 paramètres sur 8 estimés sont statistiquement différents de zéro au seuil de 5%. Ces paramètres vérifient les conditions d'existence de la fonction d'utilité de Stone Geary (les  $\beta_i$  sont tous positifs et les  $\lambda_i$  sont inférieurs aux consommations observées). Il est intéressant de noter que la consommation minimale de viande n'est pas significativement différente de zéro et qu'une hausse de la dépense totale en viandes profitera essentiellement à la consommation de viande bovine.

**Tableau 5. Paramètres estimés du système AIDS (t de Student asymptotique entre parenthèses)**

Paramètres	Viande bovine	Viande de volailles	Viande porcine	Autres viandes
$\alpha_i$	-2,434 (-3,16)	0,756 (1,33)	2,318 (3,42)	0,359 (0,81)
$\gamma_{ij}$ i=bovins	0,074 (2,39)	-0,045 (-2,14)	-0,034 (-1,56)	0,005 (0,28)
$\gamma_{ij}$ i=volailles	-0,045 (-2,14)	0,084 (3,03)	-0,031 (-1,54)	-0,006 (-0,32)
$\gamma_{ij}$ i=porcs	-0,034 (-1,56)	-0,031 (-1,54)	0,111 (3,99)	-0,044 (-1,59)
$\gamma_{ij}$ i=autres	0,005 (0,28)	0,111 (3,99)	-0,044 (-1,59)	0,045 (1,22)
$\beta_i$	0,349 (3,31)	-0,072 (-0,98)	-0,241 (-2,61)	-0,036 (-0,64)
R2	0,988	0,835	0,993	--
DW	1,84	2,04	1,83	--

De nouveau, les coefficients de détermination R2 suggèrent une bonne adéquation de cette spécification aux observations. Le coefficient d'autocorrélation est égal à 0,963 et est significativement différent de zéro et de un au seuil des 5%. Le test du Durbin Watson appliqué aux résidus transformés ne permet pas d'affirmer l'existence d'une autocorrélation d'ordre deux. 16 paramètres sur 24 estimés sont statistiquement différents de zéro au seuil de 12%.

Les élasticités calculées au point estimé de l'année 1995 pour les deux spécifications sont reportées dans les tableaux 6, 7, 8 et 9.

**Tableau 6. Elasticités prix non compensées et dépenses des demandes finales de viandes, conditionnelles aux dépenses totales en viandes, évaluées au point estimé de 1995 avec le système LES**

	Viande bovine	Viande avicole	Viande porcine	Autres viandes	Dépense viandes
Viande bovine	-1,147	-0,204	-0,417	-0,077	1,847
Viande avicole	0,057*	-0,437	-0,117	-0,021	0,519
Viande porcine	0,070*	-0,069	-0,607	-0,026	0,633
Autres viandes	0,076*	-0,075	-0,155	-0,531	0,686

\* : élasticité non significative au seuil des 10%

Tableau 7. Elasticités prix compensées des demandes finales de viandes évaluées au point estimé de 1995 avec le système LES

	Viande bovine	Viande avicole	Viande porcine	Autres viandes
Viande bovine	--	0,125	0,361	0,078
Viande avicole	0,221	--	0,101	0,022
Viande porcine	0,270	0,043	--	0,026
Autres viandes	0,293	0,046	0,134	--

Tableau 8. Elasticités prix non compensées et dépenses des demandes finales de viandes, conditionnelles aux dépenses totales en viandes, évaluées au point estimé de 1995 avec le système AIDS

	Viande bovine	Viande avicole	Viande porcine	Autres viandes	Dépense viandes
Viande bovine	-1,01	-0,505	-0,970	-0,099	2,587
Viande avicole	-0,155*	-0,482	0,026*	-0,005*	0,617
Viande porcine	0,035*	0,026*	-0,541	-0,049	0,528
Autres viandes	0,174	-0,005*	-0,323	-0,396	0,546

\* élasticité non significative au seuil des 10%

Tableau 9. Elasticités prix compensées des demandes finales de viande évaluées au point estimé de 1995 avec le système AIDS

	Viande bovine	Viande avicole	Viande porcine	Autres viandes
Viande bovine	--	-0,017*	0,352	0,106*
Viande avicole	-0,019*	--	0,342	0,043*
Viande porcine	0,151	0,126	--	-0,006*
Autres viandes	0,294*	0,102*	-0,044*	--

\* élasticité non significative au seuil de 10%

Quelle que soit la spécification retenue, la viande bovine apparaît comme un bien de luxe parmi les viandes (son élasticité revenu est supérieure à un) et les trois autres types de viandes apparaissent comme des biens nécessaires (les élasticités revenu sont inférieures à un). Une critique du système LES vient de ce qu'il exclut tout bien inférieur (l'élasticité revenu ne peut être négative). D'après les estimations du système AIDS qui n'impose aucune contrainte a priori, aucun type de viande n'est un bien inférieur. Par conséquent, l'utilisation du système LES ne peut être perçue comme une limite à cet égard.

Avec le système LES, les élasticités prix compensées sont toutes positives ; les viandes prises deux à deux sont toutes des substituts nets. Avec le système AIDS, seules les élasticités prix compensées positives sont statistiquement significatives. Il n'y a donc pas dans ce système de relation de complémentarité nette significative entre les viandes. De nouveau, la spécification LES n'apparaît pas comme une spécification contraignante. Au total, la spécification LES n'apparaît donc pas très contraignante pour analyser la sensibilité aux prix de la consommation de viandes par les ménages français.

Nous pouvons remarquer que les signes des différentes élasticités prix non compensées sont les mêmes dans les deux spécifications, sauf dans 3 cas sur 16 au total. Il s'agit des élasticités de la demande de viande de volailles

par rapport aux prix de la viande bovine et par rapport au prix de la viande porcine et l'élasticité de la demande de viande porcine par rapport au prix de la viande avicole. Cependant, il faut noter que lorsque les signes diffèrent entre les deux spécifications, les valeurs de ces élasticités ne sont pas significatives.

Dans les deux spécifications, il apparaît que les demandes de viande de volailles, de viande porcine et des autres viandes dépendent essentiellement de leur propre prix et de la dépense totale en viande et sont très peu sensibles aux prix des autres types de viandes. Pour ces trois types de viandes, l'élasticité prix propre non compensée est donc « proche » de l'élasticité dépense. Remarquons par la même occasion que les demandes de ces trois types de viande sont inélastiques par rapport à leur propre prix.

Au contraire, dans les deux spécifications estimées, la demande de viande bovine dépend négativement de tous les prix et positivement de la dépense totale : de plus, la demande de viande bovine est élastique par rapport à son propre prix. Par contre, nous observons des différences sensibles dans les valeurs des élasticités prix croisées non compensées et dans l'élasticité dépense. Avec le système AIDS, la demande de viande bovine apparaît plus sensible à une variation du prix des autres types de viande par rapport au système LES, principalement pour la viande de volailles et la viande porcine.

## **Conclusion**

Dans le contexte d'une possible baisse des prix à la consommation finale des viandes, l'objectif de cette note était d'étudier la réaction de la demande française de viande à un tel choc. Après une brève revue de littérature, revue non exhaustive, le comportement des ménages français à la consommation de viande est étudié et estimé économétriquement. Deux spécifications alternatives sont développées dans cette note et les résultats semblent robustes dans la mesure où ils sont pratiquement insensibles à la spécification retenue. Il apparaît en particulier que les consommations de viande blanche et des autres viandes dépendent essentiellement de leur propre prix et du revenu alloué à la consommation totale de viande et que ces viandes sont des biens nécessaires. Au contraire, la viande bovine est un produit de luxe au sein du groupe des viandes et sa demande dépend de tous les prix. Les résultats obtenus dans cette note sont bien évidemment contingents aux hypothèses adoptées. En particulier, dans ce travail, la consommation des différentes viandes par les ménages français est expliquée uniquement à partir de facteurs économiques, les prix de ces viandes et le revenu alloué à la consommation de ces produits. Or il est clair que l'évolution des prix n'est pas le seul facteur explicatif de la décision de consommation des différentes viandes par les ménages. La qualité des viandes, l'hygiène alimentaire ou encore la praticité sont d'autres facteurs qui influencent les demandes finales des ménages français. La diminution importante de la consommation de viande bovine suite à la crise dite de la vache folle de 1996 en est une parfaite illustration. Des efforts doivent être entrepris pour intégrer ces autres dimensions dans l'analyse de la demande de viandes en France.

## **Références :**

**Blanciforciti L., Green R.** (1983). The Almost Ideal Demand System : A Comparison and Application to Food Groups. *Agricultural Economics Research*. 35(3), p. 1-10.

- Berndt E.R., Savin N.E.** (1975). Estimation and Hypothesis Testing in Singular Equation Systems with Autoregressive Disturbances. *Econometrica*. Sept-Nov 1975, p. 937-957.
- Burton M., Young T.** (1992). The structure of changing tastes for meat and fish in Great Britain. *European Review of Agricultural Economics*. 19(2), p. 165-180.
- Dono G., Thompson G.** (1994). Explaining changes in Italian consumption of meat : Parametric and non-parametric analysis. *European Review of Agricultural Economics*. 21(2), p. 175-198.
- Deaton A.** (1974). A reconsideration of the empirical implications of additive preferences. *Economic Journal*. Vol 84, p. 338-348.
- Deaton A., Muellbauer J.** (1980). *Economics and Consumer Behaviour*. Cambridge University Press.
- Fulponi L.** (1989). The almost ideal demand system : an application to food and meat groups for France. *Journal of Agricultural Economics*. 40(1), p. 82-93.
- Gohin A.** (1998). Modélisation du complexe agro-alimentaire français dans un cadre d'équilibre général. Thèse de doctorat. Université de Paris 1, 303 p.
- Johnson S.R., Hassan Z.A., Green R.D.** (1984). *Demand System Estimation : Methods and Applications*. The Iowa State University Press.
- Lianos T.P., Katranidis S.** (1993). Modelling the beef market of the Greek economy. *European Review of Agricultural Economics*. 20(1), p. 49-63.
- Moschini G., Moro D.** (1993). A food demand system for Canada. Agriculture Canada, Technical Report 1/93, 121 p.
- Pollak R.A., Wales T.S.** (1987). *Demand System, Specification and Estimation*. Oxford University Press.
- Sadoulet E., de Janvry E.** (1993). *Quantitative Development Policy Analysis*. The John Hopkins University Press, Baltimore and London.
- Stone J.R.N.** (1954). Linear Expenditure System and Demand Analysis : An application to the Pattern of British Demand. *Economic Journal*. 64, p. 511-527.



## Annexe 1. Les contraintes théoriques des fonctions de demande.

Il est commode d'exprimer ces contraintes théoriques en termes d'élasticité.

Soit  $\eta_{ij} = \left( \frac{\partial h_i}{\partial P_j} \right) \cdot \left( P_j / h_i \right)$  l'élasticité prix compensée,  
 $\varepsilon_{ij} = \left( \frac{\partial g_i}{\partial P_j} \right) \cdot \left( P_j / g_i \right)$  l'élasticité prix non compensée,  
 $\varepsilon_i = \left( \frac{\partial g_i}{\partial R} \right) \cdot \left( R / g_i \right)$  l'élasticité revenu,  
 $\sigma_{ij} = \left( C \cdot \frac{\partial h_i}{\partial P_j} \right) / \left( h_i \cdot h_j \right)$  l'élasticité de substitution de Allen-Uzawa et  
 $w_i = P_i \cdot g_i / R$  la part du bien  $i$  dans la dépense totale.

Alors les contraintes théoriques des fonctions de demande sont :

Homogénéité :  $\sum_{j=1}^n \varepsilon_{ij} + \varepsilon_i = 0 \quad \forall i$  (6)

Additivité :  $\sum_{i=1}^n w_i \cdot \varepsilon_{ij} + w_j = 0 \quad \forall j$  (7)

$$\sum_{j=1}^n w_j \cdot \varepsilon_j = 1 \quad (8)$$

Symétrie :  $\sigma_{ij} = \sigma_{ji} \quad \forall i, j$  (9)

Négativité : la matrice  $\left[ \sigma_{ij} \right]$  est semi-définie négative.