

CREDOC  
BIBLIOTHÈQUE

# Consommation

ANNALES DU C.R.E.D.O.C.

Date  
P. 0300

Créditoc - Consommation, N° 1967-001  
Janvier - mars 1967.

Sou1967 - 3106 à 3108

Nuit  
4225x1

1967 n° 1

janvier  
mars

Le Centre de Recherches et de Documentation sur la Consommation, association à but non lucratif régie par la loi de 1901, est un organisme scientifique fonctionnant sous la tutelle du Commissariat Général du Plan d'Équipement et de la Productivité. Son Conseil d'Administration est présidé par M. Claude GRUSON, Directeur Général de l'Institut National de la Statistique et des Études Économiques. Ses travaux sont orientés par un Conseil Scientifique que dirige le président de son Conseil d'Administration.

Les travaux du C.R.E.D.O.C. se développent dans les cinq lignes suivantes :

- Étude de l'évolution de la consommation globale par produit et par groupe socio-professionnel.
- Analyse du comportement du consommateur et économétrie de la demande.
- Établissement de perspectives de consommation à moyen terme.
- Méthodologie de l'étude de marché des biens de consommation.
- Étude du développement urbain.

Les résultats de ces travaux sont en général publiés dans la revue trimestrielle « Consommation ».

Exceptionnellement, ils peuvent paraître sous forme d'articles dans d'autres revues françaises ou étrangères ou bien faire l'objet de publications séparées, lorsque leur volume dépasse celui d'un article de revue.

Le Centre de Recherches et de Documentation sur la Consommation peut en outre exécuter des études particulières à la demande d'organismes publics ou privés. Ces études ne font qu'exceptionnellement l'objet de publication et seulement avec l'accord de l'organisme qui en a demandé l'exécution.

---

**Président : Claude GRUSON,**

Directeur Général de l'Institut National de la Statistique et des Études Économiques.

**Directeur : G. ROTTIER**

**Directeur adjoint : E.-A. LISLE**

---

*Toute reproduction de textes ou graphiques est autorisée  
sous réserve de l'indication de la source.*

XIV<sup>e</sup> année  
N° 1 - Janvier-Mars 1967

# Consommation

COMMISSARIAT GÉNÉRAL DU PLAN D'ÉQUIPEMENT ET DE LA PRODUCTIVITÉ  
INSTITUT NATIONAL DE LA STATISTIQUE ET DES ÉTUDES ÉCONOMIQUES

CENTRE DE RECHERCHES  
ET DE DOCUMENTATION SUR LA CONSOMMATION

45, Boulevard de la Gare — PARIS 13<sup>e</sup>

**DUNOD**

É D I T E U R

92, rue Bonaparte PARIS-6<sup>e</sup>

Téléphone : DANton 99-15 C. G. P. PARIS 75-45

France : 46 F - Étranger : 55 F - Le numéro : 13 F

N° d'appel Service « Abonnements » 633.52.40

## sommaire

### ÉTUDES

Hubert FAURE

Étude économétrique de la demande de viande . . . 3

C.R.E.D.O.C. - I.N.S.E.E.

La consommation des Français en 1965 . . . . . 27

### NOTES ET CHRONIQUES

Aline ANDRÉ

Intégration des méthodes d'approche psycho-  
sociologiques à l'étude de l'épargne. . . . . 53

### BIBLIOGRAPHIE

# ÉTUDE ÉCONOMÉTRIQUE DE LA DEMANDE DE VIANDE

par

**Hubert FAURE**

## INTRODUCTION

Nous présentons dans cet article une synthèse des travaux économétriques sur la demande de viande en France et à l'étranger, le but de ces études étant de mesurer, à partir de séries temporelles, l'influence du revenu et des prix sur la consommation, l'analyse des lois de demande s'intégrant dans un ensemble plus vaste devant permettre l'élaboration d'une politique économique à moyen et court terme.

Les dépenses de viande, sans compter les achats de volailles et gibier, sont tellement importantes que leur part dans la consommation totale dépasse 10%.

Dépenses (en millions de F)	1963	1964
Bœuf .....	8 771	9 421
Veau .....	4 149	4 518
Porc frais .....	2 424	2 742
Jambon. ....	2 539	2 783
Charcuterie .....	5 548	6 214
Mouton, cheval, abats .....	2 514	2 815
	25 945	28 493
Consommation intérieure totale des particuliers...	251 820	272 466

La première partie comporte la présentation des méthodes utilisées, le rappel de notions d'économétrie et la présentation des séries statistiques disponibles; dans la deuxième partie, les résultats obtenus sur ce sujet

depuis quelques décennies, en essayant de dégager les progrès faits dans la formulation des modèles qui, pour être plus fidèles, deviennent de plus en plus compliqués, mais restent liés à l'existence et à la qualité des données statistiques.

D'après la théorie classique, l'analyse de la demande d'un bien de consommation courante consiste à définir la liaison de cette consommation au revenu et aux prix, le consommateur ayant le revenu  $R$  choisissant de répartir sa consommation entre les biens de prix  $p_i, p_j$ . Il existe une courbe de demande :

$$q = F(p_i, p_j, R) + t + u$$

dont les paramètres supposés constants seront estimés à partir des données ; la période considérée est en effet assez courte (moins de 15 ans) et le champ de variation des variables suffisamment faible pour accepter la constance des paramètres. A la fonction  $F$ , on ajoute un **terme tendantiel**  $t$  pour représenter les facteurs non introduits susceptibles d'influencer lentement la consommation, indépendamment des prix et des revenus, par exemple l'effet de l'urbanisation, et un **terme résiduel**  $u$  qui représente l'action des facteurs non identifiés ou dont l'influence est accidentelle comme celle des conditions naturelles, ou encore dues aux aléas du marché considéré.

La fonction  $F$  choisie doit être dérivable ; ainsi lorsque les données sont exprimées en logarithmes, les paramètres sont les élasticités <sup>(1)</sup> (dans le cas d'une fonction de demande) :

$$\text{si} \quad \log q = a_1 \log p_1 + \dots$$

$$\frac{d \log q}{d \log p_1} = a_1$$

a) Le modèle à élasticité constante où les qualités sont expliquées par les prix et les revenus fera l'objet de la **première méthode** ; elle n'est pas entièrement satisfaisante pour plusieurs raisons, en particulier parce que l'influence du revenu sur la consommation est mal mesurée, son coefficient étant trop élevé parce qu'il contient l'influence d'autres facteurs.

b) Une variante de ce modèle classique consiste à considérer l'influence du revenu sur la consommation comme **une donnée extérieure**, en utilisant les résultats d'enquêtes du type budget de ménage (**méthode 2**).

c) Le choix d'un modèle devant reposer sur la meilleure représentation du marché, compte tenu des données disponibles, on s'aperçoit que les modèles 1 et 2, où les quantités sont expliquées ou dépendantes, ne sont pas satisfaisants. En effet, l'estimation des quantités vient des données de **production** corrigées du commerce extérieur et des variations de stocks, ces corrections étant relativement faibles.

(1) Rapport de petites variations relatives  $\frac{dq}{q} : \frac{dp}{p}$   $q$  étant la quantité et  $p$  le prix.

Dans le cas de la viande, la production d'une année ne dépend guère des conditions présentes, mais de décisions prises antérieurement par les agriculteurs ; en particulier dans le cas du bœuf, on peut considérer que la quantité consommée est une donnée **quasi exogène**, et que le prix est la variable « à expliquer », endogène. Dans cette optique, les chercheurs américains qui disposent de séries plus longues et plus détaillées qu'en France, utilisent des **systèmes d'équations** pour représenter les liaisons entre la production, les prix et les différentes utilisations d'un produit ; pour le porc par exemple, qui est consommé en France sous la forme de viande fraîche, de jambon et de charcuterie, on devrait ajuster plusieurs équations simultanément, si les données le permettaient.

d) Enfin, les auteurs modernes tendent à introduire le fait que les consommateurs s'adaptent plus ou moins vite à des conditions nouvelles telles que les variations des prix ou l'apparition de produits nouveaux, à cause d'une certaine rigidité de comportement.

Les calculs concernant la consommation de bœuf et de porc en France se rapportent à la période allant des années 1950-1952, fin du rationnement, où les conditions du marché sont redevenues normales, à 1964 ; c'est une période de croissance de l'économie où les variables considérées : consommation, prix et revenu, **ont augmenté** sensiblement et assez régulièrement sans à-coup ou sans baisse notable. La consommation de bœuf par tête a augmenté de 1,9 % par an et celle de porc de 4,3 %.

## PREMIÈRE PARTIE

### I. — ÉCONOMÉTRIE

Estimant qu'il est possible d'ajuster une loi de demande sur une période assez courte, à partir de données qui sont des moyennes nationales, on est amené à calculer des paramètres avec la méthode bien connue des moindres carrés que nous ne rappellerons pas ; elle consiste à calculer des paramètres de façon à minimiser la somme des carrés des **écarts** entre les valeurs observées  $y$  et les valeurs ajustées  $y'$ , fonctions des variables explicatives  $x$  : soit  $\sum (y_i - y'_i)^2$  minimum.

Son application est sujette à de nombreuses hypothèses dont les principales sont :

— les variables explicatives ou indépendantes sont non aléatoires et mesurées **sans erreur**,

— les résidus  $u$  sont aléatoires,  
ont une moyenne nulle,  
sont indépendants entre eux et indépendants des  $x$ ,  
ont une variance  $\sigma^2$ .

— les variables explicatives sont indépendantes.

a) Ces conditions sont rarement remplies ; en effet, dans le cas du modèle 3, où les prix sont expliqués par les quantités, la variable explicative  $q$  n'est pas mesurée sans erreur :

$$\log p = a_1 \log q + a_2 \log R + u$$

la mesure du coefficient  $a_1$ , flexibilité du prix par rapport à la quantité est **biaisée**.

Pour simplifier, écrivons :  $p = aq + u$  avec une seule variable explicative, et soit  $q'$  la donnée utilisée au lieu de  $q$  :  $q' = q + e$ .

En supposant les données ramenées à leur moyenne, l'estimation de  $a$  serait :

$$a' = \frac{\sum p q'}{\sum q'^2} = \frac{\sum p (q + e)}{\sum (q + e)^2} \rightarrow \frac{\sum p q}{\sum q^2 + \sum e^2}$$

Par conséquent, dans tous les cas, l'erreur sur  $q$  entraîne une estimation inconsistante de  $a$  et biaisée par défaut ; une estimation de l'élasticité de la demande par rapport aux prix serait, dans l'exemple précédent, égale à l'inverse  $1/a_1$  donc **biaisée** vers le haut.

On ne connaît pas la grandeur de l'erreur, mais seulement le sens du biais.

Dans le cas de plusieurs variables explicatives avec erreurs, une méthode complexe (1) permet des estimations moyennant certaines hypothèses sur les erreurs.

b) La condition de l'indépendance des résidus dans le modèle classique où les quantités sont expliquées, risque d'être souvent non satisfaite, car le résidu  $u$  représente l'influence de facteurs non identifiés ou accidentels et aussi l'erreur de mesure. Or les mouvements de l'économie et les aléas propres au bien considéré entraînent souvent une contagion entre les valeurs successives des  $u_t$ . La non-indépendance des résidus a pour conséquence que la variance des coefficients est faussée. Il y a plusieurs méthodes pour tester la corrélation possible des résidus :

— pour différentes valeurs de  $K$ , calculer les coefficients :

$$r_K(u_t, u_{t-K})$$

qui permettent d'établir un corrélogramme pour juger de l'existence d'une corrélation ;

— utiliser le test relativement simple de Durbin et Watson, pour lequel il existe des tables :

$$\text{ce test porte sur la quantité } d = \frac{\sum (\Delta u_t)^2}{\sum u_t^2}$$

$u_t$  étant le résidu de l'année  $t$ , et  $\Delta u_t$  la différence entre deux résidus successifs.

Lorsque les résidus sont corrélés entre eux, l'estimation des  $a$  et de leur variance n'est pas bonne ; on obtient des estimations correctes en utilisant les **différences des variables** ( $\log q_t - \log q_{t-1}$ ), ce qui n'a pas d'influence sur la valeur des paramètres.

(1) Bibl. [9].

c) Dans le calcul des coefficients l'inverse de la matrice des moments ne peut être calculée que si les variables  $x$  ne sont pas liées entre elles par une relation de proportionnalité. Sinon le déterminant serait nul. Or, dans une période de croissance comme celle d'après guerre, la plupart des grandeurs économiques ont augmenté en même temps dans le même sens. Ce cas se présente dans le modèle du type 3 :

$$p = aq + bR + u$$

où les quantités et le revenu sont collinéaires.

Dans la plupart des cas concernant la France, où l'on est obligé d'utiliser des données globales, un modèle à **une équation** suffit ; cependant, certains ont essayé un système à **plusieurs équations** où les prix des principales viandes : bœuf, veau, porc sont déterminés par les quantités correspondantes et le revenu.

$$p_B = a_{11}Q_B + a_{12}Q_v + a_{13}Q_p + a_{14}R$$

$$P_v = a_{21}Q_B + a_{22}Q_v + a_{23}Q_p + a_{24}R$$

$$P_p = a_{31}Q_B + a_{32}Q_v + a_{33}Q_p + a_{34}R$$

Si  $F$  est la matrice des coefficients des quantités, les élasticités par rapport aux prix sont estimées par la matrice inverse de  $F$  :

$$E_p = F^{-1}$$

et les élasticités par rapport au revenu par :

$$E_R = -GF^{-1}$$

$G$  étant le vecteur des coefficients de  $R$ .

## II. — LES DONNÉES

### a) Les quantités

Dans le cas de la France, la consommation de viande est estimée à partir des statistiques **d'abattages contrôlés par les services vétérinaires**, auxquelles on applique une correction pour tenir compte de la fraude (1) ; le total obtenu est corrigé ensuite du commerce extérieur — important surtout pour le bœuf — et des variations de stocks de la S.I.B.E.V. (2). Le coefficient de redressement appliqué aux séries d'abattage a été maintenu constant pendant la période. Or, comme il est possible que la fraude diminue, cela entraîne probablement une croissance trop rapide de la série des quantités.

Ainsi, l'A.P.P.C.A. (Assemblée Permanente des Présidents de Chambre d'Agriculture) préfère utiliser une méthode d'évaluation partant des **statistiques de peaux** de bovins abattus, sur lesquelles la fraude serait

(1) 30 % pour le bœuf,  
26 % pour le porc.

(2) Société Interprofessionnelle du Bétail et des Viandes. Cette société atténue la fluctuation des prix en stockant lorsque les prix baissent et en remettant des quantités sur le marché lorsque les prix montent.

plus faible ; une estimation des tonnages de viande disponible est obtenue en multipliant le nombre de peaux par le poids moyen des bêtes, estimé lui-même par sondages dans les abattoirs. Pour le porc, l'A.P.P.C.A. calcule la production en multipliant le nombre de porcs ayant atteint 7 mois pendant une année par le poids moyen.

On voit donc que les quantités ne sont pas connues exactement ; en outre, lorsque les données sont des moyennes nationales, par opposition à des données individuelles, elles agrègent à la fois les consommations et les consommateurs ; la quantité moyenne résume toutes les transactions journalières que font environ 15 millions d'acheteurs dans différents types de magasins et diverses régions (1). On est ainsi obligé de négliger, dans l'état actuel des données utilisables, les choix possibles que font les consommateurs entre les morceaux d'une même sorte de viande.

La consommation de porc en France se répartit en quatre produits dont on a pu évaluer la part dans le total par les résultats d'enquêtes auprès des ménages (2).

Faute d'informations plus précises on a admis que ces coefficients étaient constants, mais cela est certainement inexact, la répartition pouvant varier légèrement :

Porc frais .....	27%
Jambon. ....	22%
Charcuterie .....	45%
Saindoux .....	6%

On ne devrait donc pas utiliser la quantité globale de porc consommé, mais tenir compte des différents produits. Un autre inconvénient vient de ce que si le porc frais est consommé peu de temps après l'abattage, le jambon et la charcuterie peuvent n'être consommés **qu'après un certain délai de stockage et de transformation**, d'où un décalage de plusieurs semaines ou même de mois, entre production et consommation. Ce fait, joint à la répartition constante de la production en quatre utilisations, entraîne qu'on associe des prix « par produit » à une consommation globale qui ne leur correspond pas exactement.

Le manque de statistiques empêche l'emploi d'un modèle plus précis qui expliquerait les consommations réelles de chaque produit par les prix correspondants. Mais on est obligé de prendre les quantités globales de porc disponibles pour étudier la loi de demande.

## b) Les prix

L'I.N.S.E.E. relève toutes les semaines les prix de détail de certains morceaux types :

Porc	Bœuf	Veau
—	—	—
Échine	Beefsteak	Poitrine
Poitrine	Plat de côtes	Quasi désossé
Jambon	Macreuse	

(1) On recensait en 1960 environ 20 000 abattoirs et tueries et 46 000 boucheries.

(2) Étude sur les conditions de vie des familles. Collection Études C.A.F. 1967.

Pour le bœuf, la découpe des carcasses est assez stable, et comme le commerce extérieur a un poids relativement faible, la pondération des prix par des coefficients constants est donc acceptable.

Dans les séries dont nous disposons pour le porc, la découpe des carcasses est aussi constante, mais les trois-quarts de la consommation portent sur de la viande **transformée** en jambon et charcuterie et consommée après un certain délai, sans qu'on en connaisse exactement la répartition. Faut de mieux, on utilise un indice « composite » du prix du porc groupant les trois sortes de consommations : porc frais, jambon, charcuterie <sup>(1)</sup>. On aura donc le choix entre cet indice composite ou « les indices détaillés », aucune des solutions n'étant satisfaisante pour expliquer la consommation globale ; c'est pourquoi on utilisera aussi les prix de gros. Les calculs ont été exécutés sur les **prix réels**, c'est-à-dire après division par l'indice général des prix à la consommation.

### c) Le revenu

L'indice de **revenu** mesure, en fait, l'évolution de la « dépense de consommation intérieure totale des particuliers » <sup>(1)</sup>, exprimée aussi en **prix constants**, c'est-à-dire après division par l'indice des prix à la consommation. En fait, l'emploi du mot « revenu » est incorrect puisque dépense de consommation et revenu ne sont pas identiques, ni proportionnels, mais liés par l'égalité linéaire :

$$C = aR + b$$

où le terme constant  $b$  n'est pas nul, et le coefficient  $a$ , propension marginale à consommer, légèrement inférieur à 1. Il en résulte une certaine erreur dans le calcul des élasticités par rapport au revenu.

## DEUXIÈME PARTIE

### MODÈLE I

Le modèle classique :

$$\log q = a_1 \log p_1 + a_2 \log p_2 + a_3 \log R + u$$

est peut-être celui qui est utilisé depuis le plus longtemps, mais il n'est pas satisfaisant, bien qu'il soit logique d'établir une équation de consommation où les quantités achetées sont une fonction des prix et des revenus.

La linéarité en logarithmes est acceptable pour une période assez courte ; elle ne le serait pas pour une période plus longue. Mais ce modèle ne permet pas de bien mesurer l'influence des prix ni celle des revenus, les quantités ayant augmenté sous l'effet d'autres facteurs que le revenu.

(1) « La consommation des Français en 1964 », *Consommation*, n° 2, 1966 (voir également *Consommation* n° 3, 1959 ; n°s 3-4, 1961 ; n° 1, 1963 ; n° 4, 1964). L'indice « composite » est obtenu par le rapport des dépenses à prix courants aux dépenses à prix constants (indice de Paasche).

C'est pourquoi certains auteurs ont utilisé le **temps** à la place du **revenu**. Ces trois grandeurs sont colinéaires, donc l'estimation des coefficients imprécise ; le coefficient du revenu est trop élevé car il contient, en plus de l'influence réelle du revenu, celle de facteurs de tendance comme la modification des goûts et des habitudes. A cause de leur colinéarité, il est impossible de dissocier leur influence ; l'introduction du temps en plus du revenu dans l'équation est illusoire car les variables explicatives doivent être indépendantes. L'introduction des prix en plus du revenu et du temps n'améliore que très peu la qualité de la liaison. En outre, si les coefficients sont mal mesurés, leur variance l'est aussi à cause de la corrélation possible des résidus. Les résidus représentent l'action de facteurs négligés ou de nature accidentelle ; il doit s'agir de facteurs mineurs car si une variable importante avait été omise, les coefficients calculés sans tenir compte de cette variable seraient faux.

Dans le terme « résiduel » figure aussi l'erreur sur les quantités. Les mouvements d'ensemble, les délais et les aléas du marché considéré entraînent souvent une contagion entre les valeurs successives des résidus  $u_t, u_{t+1}$ .

On devra donc tester l'hypothèse d'indépendance des résidus, soit en calculant les corrélations des résidus entre eux avec un décalage de 1, 2, 3 ans, c'est-à-dire les coefficients  $r(u_t, u_{t-k})$ , soit en utilisant le test de Durbin et Watson (pour lequel il existe des tables). Lorsque les résidus ne peuvent être considérés comme indépendants, il y a avantage à utiliser les différences premières des variables. Cette transformation ne modifie pas les valeurs des paramètres et a l'avantage de faire apparaître « la tendance ».

Soit en effet  $C$ , le terme constant obtenu dans l'équation en différences :

$$d \log q = \dots + C$$

on obtient en intégrant par rapport au temps :

$$\begin{aligned} \log q &= \dots + ct + \text{constante} \\ \text{ou } q &= \dots \times 10^{ct} \end{aligned}$$

La quantité  $(10^c)$  représente l'augmentation annuelle due aux facteurs de tendance, indépendants des revenus et des prix. Mais l'inconvénient de cette méthode est que la différence  $d \log R$  étant restée presque constante pendant la période, son coefficient est déterminé avec peu de précision.

Un autre inconvénient du modèle classique est qu'il explique les quantités par les prix et les revenus ; or, nous avons vu que, pour le porc, et surtout pour le bœuf, les quantités produites l'année  $t$  et disponibles pour la consommation sont quasi déterminées au début de l'année. C'est pour cette raison que le modèle du type III, où ce sont les prix qui sont expliqués par les quantités, est théoriquement préférable au modèle I.

Le tableau I montre les résultats obtenus avec le modèle I ; on peut faire les remarques suivantes sur les résultats chiffrés obtenus :

a) La croissance simultanée de la consommation et du revenu conduit, en logarithme, à une élasticité-revenu apparente trop élevée, l'influence réelle du revenu étant majorée de l'influence d'autres facteurs. Il en résulte que l'introduction des prix dans l'équation améliore peu les résultats.

TABLEAU I  
Modèle I. Bœuf

$$\text{Log } q = e_p \log \frac{P}{\pi} + e_r \log \frac{R}{\pi} + C + u$$

$e_p$ (1)	$e_r$ (1)	Temps ou coefficient C	$R^2$	$d$		
— 0,413 0,093 — 0,548	— — —	Temps 0,0099 0,0012 0,01097			log	Morice et Ferignac 1920-1936 (prix de gros)
— 0,602 0,17 — 0,538 0,244 — 0,502 0,119	— — 1,148 0,178 1,470 0,394	Temps 0,017 0,0018 — — — —	0,90 0,98 0,80		log log $d$ log	Bibli. [1] 1950-1959
— 0,74 0,13 — 0,610 0,23	0,79 0,08 0,506 0,42	Coefficient C — — 0,01421 —	0,93 0,55	2,8	log $d$ log	H. Faure données A.P.P.C.A. 1952-1962
— 1,03 0,15 — 0,88 0,24	1,13 0,10 0,52 0,48	— — 0,0087 —	0,95 0,62		log $d$ log	données C.R.E.D.O.C. 1952-1964
— 0,795 0,072 — 0,81 0,10	1,258 0,07 — —	— — — —	0,761 0,43		log log	Bibl. [2] 1952-1959 (données mensuelles)
— 0,87 0,06 — 0,50 0,16	0,64 0,12 0,30 0,04	— — — —	0,94			Schultz 1922-1933 Wold 1921-1939 (Suède)
— 0,79 0,09	0,73 0,08	— —				Fox 1924-1941

(1) Les écarts types sont indiqués en dessous des coefficients.

Les différences de logarithmes font apparaître le terme tendantiel <sup>(1)</sup>, et le coefficient du revenu est, dans ce cas, en général plus petit ; il est en réalité imprécis à cause de la faible variation de  $d \log R$ . Le coefficient du revenu obtenu à partir des estimations de quantités par l'A.P.P.C.A. est plus faible que celui obtenu avec la série du C.R.E.D.O.C, le taux annuel de croissance des quantités  $y$  étant plus faible (cf. Première partie, II). Dans le calcul avec les différences de logarithmes, le terme tendantiel est pour le porc d'environ 0,010 soit 2,5 % d'augmentation annuelle non expliquée par le revenu et les prix.

b) A cause de la corrélation probable des résidus, comme le montre le test de Durbin et Watson ( $d$ ), les variances des coefficients sont fausses, et, dans ce cas, trop petites.

L'élasticité de la demande de viande par rapport au **prix** compte tenu des remarques ci-dessus, peut être située à environ  $-0,7$ . Les résultats obtenus pour le porc avec les prix du jambon et de la charcuterie ne semblent pas valables. L'étude « Analyse de la demande de viande en France » <sup>(2)</sup> mérite d'être spécialement signalée ; l'auteur utilise les abatages mensuels de bœuf, veau et porc, les **prix de gros**, et, pour les revenus, les chiffres annuels de consommation totale corrigés par l'indice mensuel dessaisonnalisé de la production industrielle. Les séries mensuelles fournissent 12 fois plus d'informations, mais ont une variance plus forte que les séries annuelles. L'auteur montre qu'il existe un effet **mensuel** de l'offre, mais que cependant une courbe de demande peut être ajustée, où les quantités mensuelles sont reliées aux prix et aux revenus mensuels.

Les résultats obtenus avec le modèle I en utilisant les prix de gros sont les suivants :

(période 1952 à 1959 = 96 observations mensuelles)

Élasticités par rapport aux prix :

Bœuf — 0,79 à — 0,83  $s = 0,07$  à  $0,11$   
 Porc — 0,43 à — 0,51  $s = 0,06$  à  $0,09$

L'éventail des résultats vient de l'utilisation de deux variantes :

— supposer ou non que la demande de bœuf est indépendante de celle du porc,

— utiliser ou non l'indice mensuel de revenu et dans ce cas rapporter les observations à leur moyenne annuelle.

(1) Le tableau ci-dessous donne quelques valeurs de l'augmentation annuelle  $T$  des quantités due à des facteurs autres que le revenu et mesurée par le terme constant  $c$  obtenu dans le calcul en différence de log :

$$c = \log T = \begin{cases} \log 1,020 = 0,00860 \\ \log 1,025 = 0,01072 \\ \log 1,030 = 0,01284 \\ \log 1,035 = 0,01494 \\ \log 1,040 = 0,01703 \\ \log 1,045 = 0,01912 \end{cases}$$

Par exemple pour  $c = 0,01494$ , la valeur de  $T$  est 1,035, soit 3,5 % d'augmentation par an.

(2) Bibl. [2].

TABLEAU 2

Modèle I. Porc

$$\log q = e_p \log \frac{P}{\pi} + e_r \log \frac{R}{\pi} + c + u$$

Symboles utilisés pour le prix du porc : F = Porc frais  
 J = Jambon  
 C = Charcuterie  
 G = Prix de gros

	$e_p$	(S)	$e_r$	(S)	$R^2$	c	d	
$\Delta \log$	-0,75	0,14	0,63	0,38	0,81	0,0131		F } JC } G } H. Faure données C.R.E.D.O.C. 1952-1962
	-0,95	0,57	0,84	0,68	0,40	0,0049		
	-0,55	0,11	0,89	0,40	0,79	0,0027		
log	-1,05	0,12	1,43	0,06	0,98			F } JC } FJC } 1952-1964
	-1,97	0,31	0,65	0,10	0,96			
	-1,76	0,22	0,89	0,06	0,98			
$\Delta \log$	-0,86	0,11	0,47	0,33	0,87	0,0144		F } JC } FJC } 1952-1964
	-0,65	0,57	0,80	0,82	0,18	0,0046		
	-1,29	0,31	0,41	0,53	0,67	0,0096		
log	-0,35	0,24	0,89	0,08	0,92		1,06	F } J + C } G } H. Faure données A.P.P.C.A. 1952-1962
	-1,04	0,43	0,48	0,18	0,94		1,92	
	-0,67	0,13	0,43	0,10	0,98		1,28	
$\Delta \log$	-0,69	0,16	0,24	0,43	0,71	0,0094		F } JC } G } 1952-1962
	-0,99	0,55	0,40	0,65	0,35	0,0017		
	-0,57	0,09	0,44	0,32	0,83	-0,0003		
	-0,485	0,06	+ 1,458	0,066	0,86			Bibli. [2] 1952-1959 (données mensuelles)
	-0,44	0,08			0,25			
log	-0,45	0,06	0,33	(0,04)				Wold 1921-1939
log	-0,70	0,05	0,54	(0,05)	0,94			Schultz 1922-1933
log	-0,81	0,05	0,72	0,07				Fox 1924-1941

MODÈLE II

Dans le premier modèle, l'influence du revenu sur la consommation est mal mesurée, le coefficient du revenu étant renforcé par l'influence d'autres facteurs. Comme pendant la période considérée la croissance des quantités et des revenus est presque régulière, on ne peut, avec les

séries temporelles, dissocier l'influence propre du revenu de celle des facteurs de tendance. Ainsi Wold et Stone (1) ajustent des lois de demande dans lesquelles l'élasticité par rapport au revenu est **supposée connue** et les quantités sont systématiquement corrigées de l'effet du revenu ; cela revient à relier la consommation « à revenu constant » aux prix. Une mesure de l'influence propre du revenu sur la consommation peut être obtenue à partir des résultats d'enquêtes du type « budget de famille ». Cette méthode revient à éliminer de la variable à expliquer, les quantités, l'influence du revenu, c'est-à-dire à utiliser la nouvelle variable :

$$(\log q - a \log R)$$

dont on explique les variations par les prix du bien et de ses substituts.

Stone a appliqué cette méthode à toute la consommation alimentaire en Angleterre : dans ce pays, en effet, les produits alimentaires sont en grande partie importés, et les prix fixés « extérieurement », contrairement au cas des pays producteurs comme les États-Unis ou la France où les prix sont influencés par la production intérieure.

L'expérience montre que le choix du coefficient du revenu a peu d'importance (2) ; une méthode consiste à choisir le coefficient qui maximise le coefficient  $r^2$ .

Le modèle II a l'avantage de laisser un paramètre supplémentaire à estimer : l'influence du prix du substitut. Mais, comme pour le modèle I, le risque de corrélation des résidus subsiste, et dans ce cas on aura recours aux différences.

Pour les calculs sur la consommation de viande en France, l'enquête de 1956 (3) nous fournit les élasticités suivantes de la dépense par rapport au revenu : (population non agricole et pour un revenu de 3 300 F par personne) :

— Bœuf .....	0,51
— Veau .....	0,56
— Porc frais .....	0,41
— Jambon et charcuterie .....	0,72

le coefficient retenu dans les calculs sur les quantités est 0,5 légèrement inférieur à celui concernant les dépenses.

Stone a obtenu des coefficients de corrélation très élevés en introduisant les prix de substituts ; mais cela paraît un peu illusoire car l'élasticité du produit par rapport à son prix va dépendre du substitut choisi. On indique ici l'élasticité par rapport aux prix obtenue par Stone, d'abord en expliquant la consommation par le prix correspondant seul, ensuite l'élasticité obtenue en introduisant le prix du substitut qui maximise le coefficient de corrélation  $R^2$ .

Le modèle II permet de situer l'élasticité par rapport aux prix autour de — 0,7 pour le bœuf. Pour le porc, l'utilisation des prix du jambon et de la charcuterie conduit à des élasticités très élevées, ce qui est regrettable

(1) Bibl. [14] et [16].

(2) Bibl. [15].

(3) Bibl. [12].

étant donné que les quantités de porc transformées en jambon et charcuterie représentent environ les deux tiers du total. Cela peut s'expliquer par le fait que les prix de détail du porc, soit frais, soit transformé, ont varié sensiblement comme le prix de la vie, et que le prix de détail réel a donc peu varié pendant la période ; le coefficient du prix qui mesure le rapport de variations fortes en quantités à des variations faibles de prix réel, est donc élevé ; ce qui ne signifie pas que les quantités consommées soient très « sensibles » aux variations de prix.

TABLEAU 3

Modèle II. Bœuf et veau

$$\log q - e_R^* \log \frac{R}{\pi} = e_p \log \frac{P}{\pi} + e_j \log \frac{P_j}{\pi} + c$$

	$e_p$	S	$e_R^*$	$R^2$	d	T	Élasticité par rapport au prix du substitut	
$\Delta \log$	— 0,148 — 0,549 — 0,598 — 0,464	0,14 0,15 0,19 0,19	0,5 — — —	0,52			0,202 PF 0,329 PF + C 0,132 P Autres viandes	Bibl. [1] 1950-1959
$\Delta \log$	— 0,68	0,23	0,5	0,52		0,0047	0,14 (0,16) PF	H. Faure 1952-1962 données A.P.P.C.A.
log	— 0,349 — 0,513 — 0,479	0,10 0,10 0,18	— — —	0,55 0,58 0,57	2,35 1,47 1,58		N.S. PF N.S. PJ + C N.S. PG	
log	— 0,188	0,17	0,5	0,11			N.S. PF	
$\Delta \log$	— 0,06	0,24	0,5	0,67		0,0095	0,26 (0,16) PF	1952-1964 données C.R.E.D.O.C.
$\Delta \log$	— 0,11	0,18	0,34	0,03				Stone Angleterre 1920-1938 (Bœuf seul)
$\Delta \log$	— 0,41	0,18	0,34	0,43			E. = 0,50	

Par ailleurs, une relation existe entre production et prix de gros ; l'élasticité obtenue avec les prix de gros mesure le comportement des transformateurs qui, pouvant jouer sur les délais de stockage, sont moins sensibles aux variations de prix, d'où une élasticité plus faible, obtenue avec des prix de gros de l'ordre de — 0,5.

Le modèle II permet aussi avec une série courte de calculer l'élasticité d'un produit par rapport au prix de son substitut ; l'élasticité de la demande de bœuf par rapport au prix du porc frais semble faible (0,3), celle du porc par rapport au prix du bœuf nettement plus élevée.

TABLEAU 4

Modèle II. Porc

$$\log q - e_r^* \log R = e_p \log \frac{P}{\pi} + e_j \log \frac{P_j}{\pi} + c + u$$

	$E_p$	S	$e_R^*$	$R^2$	d	T	Substitut	
$\Delta \log$	-0,84 -1,03 -0,57	0,13 0,59 0,12	0,5 — —	0,83 0,29 0,75		0,01357 0,00969 0,01084	F J + C G	Faure 1952-1962 données C.R.E.D.O.C.
log	-1,18 -2,14 -1,98	0,26 0,29 0,26	0,5 — —	0,84 0,92 0,92			$F E_{PB} = 1,43 (0,19)$ J + C F + J + C	1952-1964
$\Delta \log$	-0,94 -1,37 -1,36	0,11 0,49 0,34	— — —	0,90 0,49 0,65		0,0117 0,00539 0,0066	F J + C F + J + C	
log	-0,46 -0,67 -0,477	0,18 0,30 0,10	0,5 — —	0,84 0,82 0,91	1,81 2,42 1,58		$F E_{PB} = 0,69 (0,10)$ J + C G	Faure 1952-1962 données A.P.P.C.A.
$\Delta \log$	-0,76 -1,04 -0,57	0,15 0,55 0,09	— — —	0,75 0,31 0,82		0,0031 -0,0011 -0,00098	F J + C G	
$\Delta \log$	-0,67		0,58	0,55		-0,026		Stone Angleterre 1920-1938

MODÈLE III

Dans le cas de la viande le modèle classique où les quantités consommées sont expliquées par les prix et les revenus n'est pas satisfaisant pour permettre une estimation convenable des paramètres cherchés. En effet, prix et quantités sont liés par une relation d'offre en même temps que par une loi de demande. Cette difficulté a été mise en lumière par E. Working en 1927, et étudiée plus tard par Fox, d'autres auteurs et par la Cowles Commission aux États-Unis.

La production de la plupart des produits agricoles peut, on l'a vu, être considérée comme prédéterminée puisqu'elle résulte de décisions prises antérieurement : environ un an pour le porc et plusieurs années pour le bœuf, bien que la situation en  $t$  puisse influencer légèrement sur la production en ce qui concerne le **poids moyen** des bêtes abattues. Le modèle retenu est donc du type :

$$\log p = a_1 \log q + a_2 \log R + u$$

où les prix sont endogènes, à expliquer, et les quantités et le revenu exogènes. La distinction entre variable exogène et endogène n'est pas toujours rigoureuse, sauf lorsqu'il s'agit de données naturelles, la température par exemple.

Un schéma page 18 représentant par des cases et des flèches les actions et inter-dépendances des grandeurs les unes sur les autres, sera souvent utile s'il est bien adapté à la structure du marché.

TABLEAU 5

**Modèle III. Bœuf**

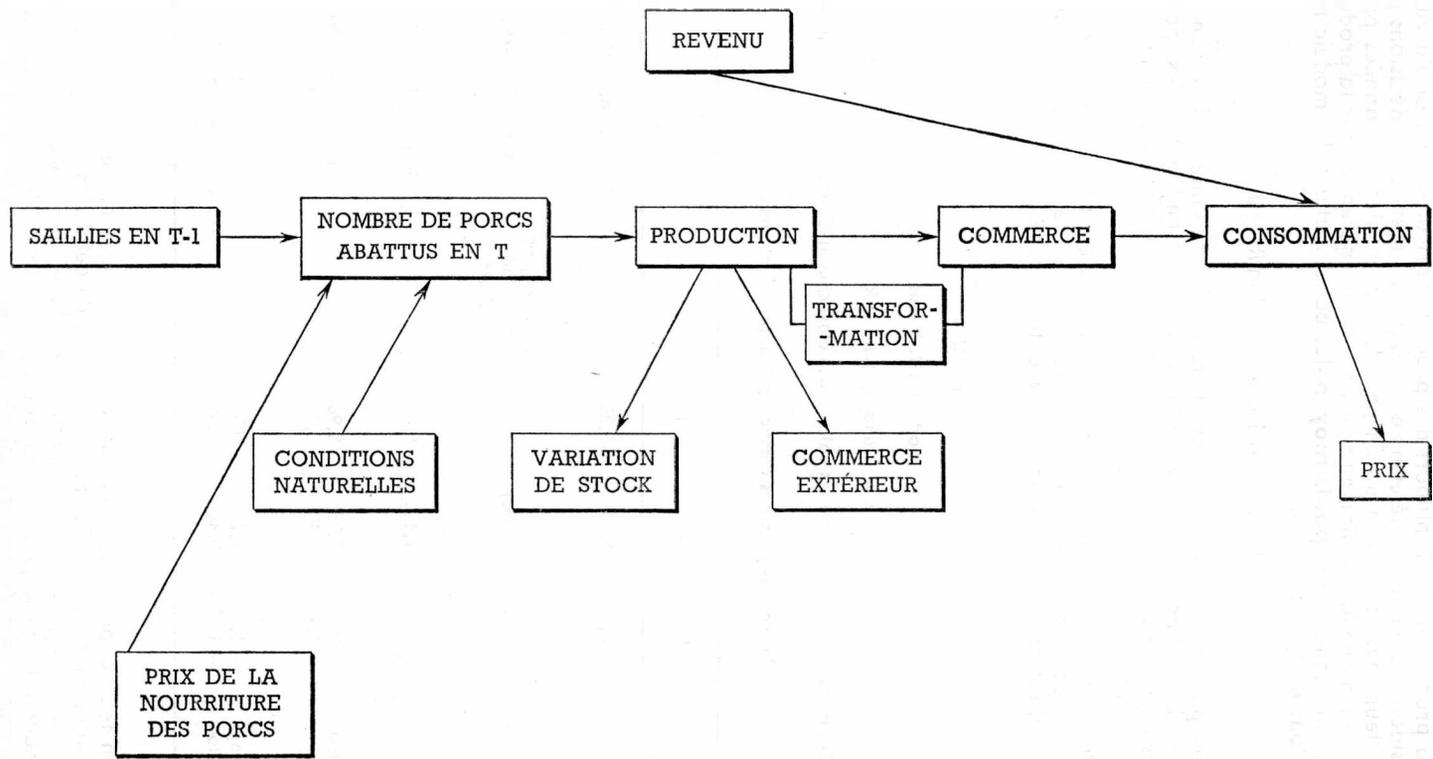
$$\log p = a \log q + b \log R + u$$

On indique dans le tableau les valeurs des élasticités déduites  $E_p = \frac{1}{a}$  et  $E_R = \frac{b}{a}$

(les écarts-types des élasticités déduites n'ont pas été calculés).

	$E_p$	$E_R$	$R^2$	
$d \log$	- 0,94	0,83	0,88	Fox U.S.A. 1924-1941
	- 0,72	(Temps)		Prix de gros du bœuf à Paris Morice 1920-1936
$d \log$	- 0,60	1,45	0,85	Bibl. [1] 1950-1959
$\log$ $d \log$	- 0,88 - 1,30	0,88 0,30	0,98 0,49	Faure 1952-1962 données A.P.P.C.A.
$\log$ $d \log$	- 1,26 - 1,52	1,26 0,38	0,97 0,59	1952-1964 données C.R.E.D.O.C.

On tend depuis plusieurs années à utiliser des modèles où entrent les quantités consommées, les prix de gros et de détail, les revenus et d'autres variables exogènes, avec autant d'équations de consommation ou de formation des prix qu'il est nécessaire pour représenter toutes les relations concernant les **différentes utilisations** d'un produit, le porc par exemple.



Ces équations sont dites « de **structure** » et ne pourraient être estimées directement à partir des données chiffrées avant certaines manipulations. En effet, on devra repérer quelles sont les variables endogènes à expliquer ( $Y$ ) et quelles sont les variables exogènes ( $X$ ) ou déterminées :

$$BY \dots + CX \dots = u$$

Le calcul des  $Y$  en fonction des  $X$  est alors correct, soit :

$$Y = -B^{-1}CX + v$$

mais les coefficients obtenus ne sont plus ceux des équations de structure : il faut « remonter » aux coefficients  $B$  et  $C$ . C'est le problème de l'identification ; elle n'est pas toujours possible, car certains systèmes sont soit indéterminés, soit impossibles.

Pour revenir au cas plus modeste d'une seule équation :

$$\log p = a \log q + b \log R + u$$

utilisée par Fox entre autres, et que certains auteurs appellent modèle à erreur sur l'équation pour tenir compte du fait qu'elle n'est pas rigoureusement correcte, les estimations d'élasticités sont les suivantes :

$$e_p = \frac{1}{a}$$

$$e_r = \frac{dq}{q} \frac{r}{dr} = \frac{d \log q}{d \log R} = \frac{d \log q}{d \log p} \frac{d \log p}{d \log R} = \frac{b}{a}$$

Comme on l'a déjà signalé, l'élasticité par rapport aux prix estimée par l'inverse  $\frac{1}{a}$  est biaisée vers le haut (bien qu'on ne l'ait pas démontré dans le cas de plusieurs variables).

Un autre cas fréquent est celui où on utilise deux équations pour représenter la formation des prix d'un produit et de son substitut, le bœuf et le porc par exemple :

$$p_B = (q_B q_p R) u_1$$

$$p_p = (q_B q_p R) u_2$$

soit, sous forme matricielle :

$$p = FQ + AR + u$$

$F$  est la matrice des flexibilités et  $A$  les coefficients du revenu.

Soit  $E_p$  la matrice des élasticités par rapport aux prix et  $E_R$  les élasticités par rapport au revenu,

on a :

$$F^{-1}P = Q + F^{-1}AR$$

$$Q = F^{-1}P - F^{-1}AR$$

donc :

$$E_p = F^{-1} \quad \text{et} \quad E_R = -F^{-1}A$$

Nous avons enfin essayé la combinaison du modèle III avec le modèle II (régression conditionnelle), obtenant :

$$\log p_B = f_{11} \log q_{B/R0,5} + f_{12} \log q_{P/R0,5} + c + u$$

$$\log p_P = f_{21} \log q_{R/R0,5} + f_{22} \log q_{P/R0,5} + c' + u$$

Les élasticités par rapport aux prix, **directes** et **croisées**, sont obtenues par la matrice inverse  $F^{-1}$ , soit :

	Avec les données C.R.E.D.O.C. 1952-1964		Données A.P.P.C.A. 1952-1962	
	P (Bœuf, veau)	P (Porc frais)	P (Bœuf, veau)	P de gros (Porc)
Q Bœuf, veau	-1,58	0,38	-1,12	0,18
Q Porc	0,37	-1,06	0	-0,68

Dans les deux cas ci-dessus, et avec le modèle III en général, les élasticités directes par rapport aux prix semblent biaisées, trop fortes ; les élasticités croisées obtenues ici sont légèrement positives ; il manque cependant le calcul d'erreur (extrêmement lourd dans le cas d'estimation par matrice inverse).

TABLEAU 6

**Modèle III. Porc**

$$\log p = a \log q + b \log R + u$$

	$E_p = \frac{1}{a}$	$E_R = \frac{b}{a}$	$R^2$		
d log	-0,95 -0,75	0,61 0,82	0,80 0,74	PF PG	Données C.R.E.D.O.C. 1952-1962
log	-1,20 -2,50 -2,04	1,46 0,52 0,86	0,90 0,92 0,90	PF PJ + C PF + J + C	
d log	-1,0 -2,80 -2,0	0,42 0,14 0,22	0,86 0,50 0,66	PF PJ + C PF + J + C	Données C.R.E.D.O.C. 1952-1964
log	-1,95 -2,60 -0,91	0,90 0,15 0,26	0,18 0,90 0,94	F J + C PG	
d log	-1,01 -3,40 -0,69	0,06 0,21 0,40	0,70 0,32 0,83	F J + C PG	Données A.P.P.C.A. 1952-1962
d log	-0,88	0,79	0,89		
					Fox U.S.A. 1924-1941

Les résultats obtenus à partir des chiffres de quantités de l'A.P.P.C.A. et avec les prix de gros du porc sont acceptables.

#### MODÈLE IV (A RETARDS ÉCHELONNÉS)

Bien souvent, en économie, l'effet d'une **variation** de variables exogènes n'est pas immédiat, mais peut durer au-delà de la période considérée, l'année par exemple ; d'où l'idée de Fisher, en 1925, d'utiliser les valeurs retardées des variables exogènes  $x_{t-1}, x_{t-2} \dots$  avec une pondération décroissante exprimant que leur effet s'atténue avec l'éloignement dans le temps. Cette méthode utilisée directement conduirait à de grandes difficultés de calcul, et certains auteurs, dont Nerlove (1) en particulier, ont proposé de la simplifier moyennant quelques hypothèses, en distinguant deux cas : la variable étudiée peut être expliquée comme dépendant de valeurs « attendues » des variables exogènes, ces valeurs attendues étant fonction de leurs valeurs antérieures ; on pourrait tenter d'expliquer les décisions des agriculteurs de planter une certaine surface de pommes de terre dans l'attente d'un prix anticipé  $P^*$  fonction des prix antérieurs.

Dans le cas de la consommation de viande, la variation des variables exogènes observées peut être telle que les consommateurs mettent un certain délai pour s'adapter aux variations de prix et de revenu : la consommation actuelle  $q_t$  pourra être différente de ce qu'elle serait ( $q_t^*$ ) si les prix et les revenus actuels restaient au niveau atteint pendant une longue période. Nerlove écrit ainsi que la consommation d'équilibre  $q_t^*$  est reliée aux prix et aux revenus actuels par l'équation :

$$(1) \quad q_t^* = ap_t + bR_t + c + u_t$$

où  $a$  et  $b$  sont les élasticités à long terme.

L'écart entre  $q_{t-1}$  et  $q_t^*$  n'est comblé pendant la période que dans la proportion  $K$ , soit :

$$(2) \quad q_t - q_{t-1} = K(q_t^* - q_{t-1})$$

moyennant ces deux hypothèses, on obtient :

$$(3) \quad q_t = (1 - K)q_{t-1} + K(ap_t + bR_t + c) + Ku_t$$

L'ajustement des coefficients de l'équation (3) est possible, les coefficients  $aK$  et  $bK$  étant les élasticités à court terme, inférieures aux élasticités à long terme.

On remarque que l'équation (3) où on peut remplacer  $q_{t-1}$  par sa valeur fonction de  $q_{t-2}$  et ainsi de suite, explique, en fait, la consommation  $q_t$  par la somme des termes :  $K(1 - K)^j x_{t-j}$ , où les prix et les revenus antérieurs ont bien une pondération décroissante puisque  $K$  est inférieur à 1.

Nerlove estime que les ajustements faits selon cette méthode sont satisfaisants, en l'appliquant cependant à la consommation en Angleterre où les prix alimentaires peuvent être considérés comme exogènes.

(1) Bibl. [11].

On devra s'assurer que les résidus ne sont pas auto-corrélés, ce qui, d'après Nerlove, se produit fréquemment dans l'application de l'équation. Il reste néanmoins que la variable retardée  $q_{t-1}$  (équation 3 ci-dessus) contient un terme aléatoire, ce qui contredit la condition nécessaire à l'ajustement par les moindres carrés.

E Prix	E Revenu	Coeffic. K	R <sup>2</sup>	
-0,429 (*) -0,682	0,421 0,67	0,629	0,82	Viandes Nerlove U.S.A. 1920-1941 + 1948-1955
-0,24 (*) -0,59	0,05 0,12	0,41	0,90	Viandes + volailles + œufs. Nerlove, avec les données de Stone, Angleterre (1921-1938).
-0,86 (0,13) -0,75 (0,11)	0,98 (0,50) 0,45 (0,38)		0,88 0,90	Bœuf } Daly U.S.A. Porc } 1948-1961. Bibl. [5] (Les prix des substituts sont intro- duits dans l'équation.)
-0,99 -1,55 (*)				Porc Working U.S.A. 1922-1941.
-0,18 -0,28 (*)	En régression conditionnelle $e_R^* = 0,5$	0,64	0,397	H. Faure Bœuf + veau France 1952-1964
-0,813 (0,22)	Id.	0,94	0,60	Ensemble des viandes fraîches 1951-1962

(\*) Les deux valeurs indiquées pour les élasticités correspondent aux valeurs  $K_a$  et  $K_b$  d'une part, et aux valeurs  $a$  ou  $b$  d'autre part.

## CONCLUSION

Après avoir appliqué les principaux modèles aux données temporelles françaises, il ressort d'abord qu'on devrait, pour obtenir de meilleurs résultats, disposer de données en quantités plus précises et surtout plus détaillées, pour analyser la demande par morceau ou produit, au lieu de la demande globale.

Les avantages et les inconvénients de chaque modèle que nous rap- pelons brièvement ci-dessous rendent un choix difficile mais permettent une critique des résultats obtenus :

**Modèle I**

$$\log q = a \log R + b \log \frac{P}{\pi} + c + u$$

**En logarithmes :**

Erreurs sur les variances à cause de la corrélation probable des résidus.  
L'influence du revenu ne peut être disso- ciée de celle des facteurs de tendance.

**En différence de logarithmes :**

Les résidus ne sont plus corrélés.  
Le terme tendantiel est représenté par la constante.  
Le coefficient de  $(d \log R)$  est mal mesuré.

**Modèle II**

$$\log q/R^x = a_1 \log \frac{P_1}{\pi} + a_2 \log \frac{P_2}{\pi} + c + u$$

Mêmes observations concernant les résidus.  
Le coefficient du revenu étant donné, un paramètre supplémentaire peut être estimé.

**Modèle III**

$$\log p = a \log q + b \log R + c + u$$

L'erreur sur les quantités conduit à une estimation biaisée vers le haut de l'élas- ticité  $(1/a)$ .  
Collinéarité entre les variables explicatives.

**Modèle IV**

$$\log q_t = a K \log \frac{P}{\pi} + b K \log \frac{R}{\pi} + (1 - K) \log q_{t-1} + C' + K_{ut}$$

Le terme  $q_{t-1}$  est aléatoire.  
Il y a collinéarité entre  $q_{t-1}$  et  $R_t$ .

Quant aux résultats obtenus pour la période allant de 1950-1952 à 1964, il ressort que :

— l'élasticité de la demande par rapport au **revenu** se situe, tant pour le bœuf que pour le porc, entre 0,5 et 0,6 ; il apparaît donc une augmen- tation de la consommation causée par d'autres facteurs que le revenu, la modification lente des goûts par exemple ; cette augmentation « non expliquée » par le revenu serait de l'ordre de 2,5 % par an pour le porc ;

— l'élasticité de la demande de bœuf et de veau par rapport **aux prix**, obtenue avec les 2 premiers modèles, semble être plus élevée pour la période 1952 à 1964 (environ — 0,9) que pour la période 1950 à 1959 (environ — 0,6) sans qu'on puisse juger si cette augmentation est signifi- cative, les deux périodes ayant 8 années communes et n'étant pas indépen- dantes. Il est possible que la forte augmentation du prix réel du bœuf depuis 1958 ait eu pour conséquence une augmentation de l'élasticité par rapport aux prix.

Compte tenu de la surestimation des élasticités par le modèle III, les résultats auxquels il conduit sont comparables avec ceux obtenus dans les autres modèles.

Pour le porc, l'élasticité de la demande par rapport à son prix peut être située à environ — 0,7 pour le porc frais et — 0,5 sur le marché de gros.

L'analyse des chroniques permet donc, dans une certaine mesure, le calcul d'estimation de coefficients d'élasticité : il reste cependant une part de l'augmentation de consommation non expliquée, surtout pour le porc, cela devant orienter la recherche vers d'autres facteurs que les prix et le revenu, à partir d'enquêtes par sondage par exemple.

\* \* \*

## ANNEXES

Annexe 1 : Quantités consommées de porc, de bœuf et veau.

Rapports des prix à l'indice général des prix à la consommation.

Annexe 2 : Commerce extérieur et variations de stocks.

### ANNEXE I

#### Quantités consommées de porc, de bœuf et veau

(Kilogrammes par habitant)

ANNÉES	PORC		BŒUF + VEAU			REVENU (Prix 1950)	
	C.R.E.D.O.C.	A.P.P.C.A.	C.R.E.D.O.C.	A.P.P.C.A.			
1952	13,04	14,52	23,72	20,84		1745	
1953	14,68	15,62	25,57	21,93		1828	
1954	14,53	14,69	28,85	23,88		1889	
1955	15,80	15,26	28,73	23,45		1992	
1956	18,07	16,71	28,88	24,15		2099	
1957	19,09	17,32	28,94	23,89		2201	
1958	19,06	17,21	27,59	22,94		2187	
1959	20,58	18,51	28,14	23,19		2200	
1960	20,79	18,76	29,36	23,92	23,52	2298	
1961	20,46	18,75	30,72	24,78	24,35	2398	
1962	21,80	19,87	20,06	31,34	25,50	24,95	2518
1963	21,42		19,49	32,11		25,74	2658
1964	21,63		19,37	31,17		25,70	2742

## Rapports des prix à l'indice général des prix à la consommation

Années	Indice des prix de la consommation	Bœuf + veau	Porc frais	Jambon + charcuterie	Prix de gros du porc
1952	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0
1953	99,8	95,8	92,0	97,9	90,9
1954	101,0	93,2	96,1	97,1	100,4
1955	102,5	95,8	98,2	97,5	93,3
1956	106,9	100,7	92,2	94,3	85,4
1957	112,5	102,4	90,5	90,0	87,7
1958	126,5	111,5	95,0	91,0	86,7
1959	133,2	108,4	90,1	88,1	79,4
1960	137,9	110,2	93,3	87,3	80,1
1961	142,0	111,8	100,8	90,4	83,7
1962	147,8	113,7	98,7	87,9	75,8
1963	154,9	119,0	106,8	89,2	87,2
1964	160,3	125,9	112,8	91,9	89,4

### ANNEXE 2

#### Commerce extérieur et variations de stocks

1. Importations — Exportations d'animaux vifs × 0,5
2. Importations — Exportations de carcasses
3. Variations de stocks de la S.I.B.E.V.

(En 1 000 tonnes)

ANNÉES	BŒUF			PORC		
	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
1950	— 7,7	— 17,5	—	— 1,9	— 5,0	—
1951	+ 0,4	— 1,8	—	+ 6,8	+ 10,0	—
1952	+ 2,1	+ 15,5	—	—	+ 2,0	—
1953	— 1,8	— 5,0	— 14,7	— 0,1	—	—
1954	— 10,0	— 58,3	— 0,5	+ 0,5	+ 8,0	—
1955	— 25,6	— 77,2	+ 9,9	+ 7,4	+ 12,0	— 3,3
1956	+ 15,3	+ 0,5	+ 5,3	— 0,7	— 5,0	— 4,6
1957	+ 9,5	+ 22,6	—	+ 0,2	— 2,0	+ 7,9
1958	+ 2,6	+ 21,3	—	+ 1,7	+ 10,0	— 0,5
1959	— 10,7	— 0,8	— 17,5	— 3,5	— 5,0	— 18,1
1960	— 18,1	— 33,7	— 31,9	+ 2,9	+ 1,0	+ 16,4
1961	— 9,5	— 92,7	— 36,0	+ 3,3	+ 22,0	+ 2,2
1962	— 4,8	— 145,8	+ 19,5	— 4,3	— 4,3	—
1963	— 10,5	— 83,6	+ 43,4	+ 4,4	+ 45,2	—
1964	— 14,1	+ 8,4	+ 8,8	+ 23,7	+ 64,8	—

Source : C.R.E.D.O.C. et Statistiques au Commerce Extérieur.

## BIBLIOGRAPHIE

- [1] C.R.E.D.O.C., « La demande de viande en France », Bilans et Études, Direction générale de l'Agriculture de la C.E.E., Série A, n° 6, avril 1961.
- [2] C.R.E.D.O.C., « Analyse de la demande de viande en France », Direction générale de l'Agriculture de la C.E.E., Série A, n° 11, mars, 1963.
- [3] C.R.E.D.O.C.-I.N.S.E.E., « La consommation des Français en 1964 », *Consommation*, n° 2, 1966.
- [4] HILDRETH et JARRETT, « A statistical study of livestock production and marketing », Cowles Commission for Research in Economics, Wiley, 1955.
- [5] DALY, « Nature of demand for agricultural products », U.S.A., 1962 (non publié).
- [6] J. DUMARD et F. GOSSELIN, « L'ajustement de l'offre de viande à la demande » *Consommation*, n° 4, 1965.
- [7] FOX, « Econometric Analysis for public policy », 1958.
- [8] HARLOW, « Factors affecting the price and supply of hogs », U.S.D.A., *Technical Bulletin*, n° 1274, 1962.
- [9] JOHNSTON, « Econometric Methods », Mc Graw Hill, New York, 1963.
- [10] MORICE et FERIGNAC, « Le Marché de la viande de bœuf à Paris de 1920 à 1938 », *L'Activité Économique*, janvier 1940.
- [11] NERLOVE, « Distributed lags and demand analysis for agricultural and other commodities » *Agricultural Handbook*, juin 1957.  
« Statistical estimation of long run elasticities of supply and demand », *Journal of Farm Economics*, pages 861-880, novembre 1958.
- [12] ROTTIER, « Niveau de vie et consommation de la population non agricole en 1956 », *Consommation*, n° 3, 1959.  
« Projection de la consommation alimentaire des ménages de 1960 à 1970 », *Études et Conjoncture*, mai, 1966.
- [13] SCHULTZ, « The Theory and measurement of Demand », University of Chicago, Press Chicago, 1957.
- [14] STONE, « The measurement of consumer's expenditure and behaviour in the united Kingdom (1920-1938) », Cambridge University Press, 1954.
- [15] TARDIVEL, « La demande des principaux fruits consommés en France », *Consommation*, n° 4, 1964.
- [16] WOLD, « Demand analysis », New York, Wiley, 1953.
- [17] R. FOOTE, « Analytical tools for studing demand and price structures », *Agricultural Handbook* U.S.D.A., n° 146, 1958.