

# Consommation

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

---

Sou1961 - 3026 à 3028

1961 n° 2  
●  
avril juin

Le Centre de Recherches et de Documentation sur la Consommation est un organisme scientifique autonome créé en 1953 sur l'initiative du Commissariat Général à la Productivité et fonctionnant dans le cadre de l'Association Française pour l'Accroissement de la Productivité. L'orientation de ses travaux est définie par un Comité Directeur que préside M. F.-L. CLOSON, Directeur Général de l'Institut National de la Statistique et des Études Économiques.

Les travaux du C. R. E. D. O. C. se développent dans les quatre 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.

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.

---

## COMITÉ DIRECTEUR

**Président : M. F.-L. CLOSON**

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

- |   |  |
|---|--|
| M. G. ARDANT, Inspecteur Général des Finances.  | M. G.-Th. GUILBAUD, Directeur d'Études à l'École Pratique des Hautes Études.   |
| M. E. ARRIGHI DE CASANOVA, Directeur de l'Expansion industrielle au Ministère de l'Industrie.   | M. L. GUIBOURGE, Président de l'Union Nationale des Associations Familiales.   |
| M. A. BAPAUME, Secrétaire Général de la Fédération des Ingénieurs et Cadres (C. F. T. C.).  | M. P. HAZEBROUCK, Secrétaire Général de la Fédération Nationale des Directeurs Commerciaux.                          |
| M. P. BENAERTS, Délégué Général du Conseil National du Commerce.  | M. J.-M. JEANNENEY, Professeur à la Faculté de Droit et des Sciences Économiques de Paris ; Ministre de l'Industrie. |
| M. W. BISHOP, Président d'Honneur, Fondateur de l'Association Nationale des Praticiens en Études de Marchés.  | M. P. MASSÉ, Commissaire Général au Plan et à la Productivité.   |
| M. F. BOUQUEREL, Directeur de discussion au Centre de Perfectionnement dans l'Administration des Affaires de la Chambre de Commerce de Paris.                         | M. R. PENICHOU, Secrétaire Général de la Société Générale des Coopératives de Consommation.                          |
| M. M. CÉPÉDE, Professeur à l'Institut National Agronomique, Président du Comité Français pour l'Organisation des Nations Unies de l'Agriculture et de l'Alimentation. | M. F. PERROUX, Professeur au Collège de France ; Directeur de l'Institut de Science Économique Appliquée.            |
| M. G. DESSUS, Directeur à la Banque de l'Indochine.   | M. M. RIVES, Directeur du Service Interconsulaire du Commerce et de la Distribution.                                 |
| M. R. DUMAS, Directeur de la Statistique Générale du Service Commun de la Statistique (Marché Commun).  | M. A. ROMIEU, Président de l'Union Fédérale de la Consommation.  |
| M. J. DUMONTIER, Directeur de la Statistique Économique et de la Conjoncture.   | M. A. SAUVY, Professeur au Collège de France ; Directeur de l'Institut National d'Études Démographiques.             |
| M. P. GROS, Président de la Compagnie des Chefs d'Approvisionnement.  | M. R. SPEYSER, Vice-Président de la Confédération Générale des Cadres.   |
| M. C. GRUSON, Chef du Service des Études Économiques et Financières au Ministère des Finances.  | M. R. TROMELIN, Secrétaire Général de l'Association Française pour l'Accroissement de la Productivité.               |

**Secrétaire Général du C. R. E. D. O. C. : M. G. ROTTIER**

**Secrétaire Général adjoint : M. E.-A. LISLE**

COMITÉ NATIONAL  
DE LA PRODUCTIVITÉ

INSTITUT NATIONAL DE LA STATISTIQUE  
ET DES ÉTUDES ÉCONOMIQUES

# Consommation

ANNALES DU CENTRE DE RECHERCHES  
ET DE DOCUMENTATION SUR LA CONSOMMATION

30, rue d'Astorg — PARIS-8<sup>e</sup>

**DUNOD**  
É D I T E U R

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

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

Abonnements : France : 35 NF - Étranger : 38 NF - Le numéro : 12 NF

VIII<sup>e</sup> année

**sommaire**

avril-juin 1961 - N<sup>o</sup> 2

## ÉTUDES

Nicole TABARD

Consommation et niveau de vie de quelques groupes  
sociaux . . . . . 5

Hubert FAURE

Les perspectives à long terme de la demande de  
textile . . . . . 46

## NOTES ET CHRONIQUES

Jean ACQUIER

Consommation territoriale totale d'énergie des  
ménages en France de 1950 à 1959. . . . . 83

## BIBLIOGRAPHIE

## AVANT-PROPOS

*Le présent numéro de Consommation fournit un échantillon des trois activités fondamentales du C.R.E.D.O.C. :*

- l'analyse de la demande,*
- les recherches statistiques,*
- la prévision de la consommation.*

*L'article de Nicole Tabard étudie le comportement de divers groupes sociaux afin de déterminer s'il existe des différences significatives entre leur consommation d'un produit pour un même revenu. La technique employée pour examiner cette hypothèse est l'analyse de covariance qui est exposée dans la première partie de l'article. La deuxième partie utilise cette méthode pour étudier, à partir des résultats de l'enquête sur les budgets des Français de 1956, deux facteurs susceptibles d'influencer le comportement : l'importance de la commune de résidence et la profession. Les différences observées selon les diverses catégories de communes sont significatives : la population parisienne d'une part, les habitants non agricoles des communes rurales de l'autre, se distinguent nettement du reste de la France, surtout en matière de régime alimentaire. L'auto-consommation, qui diminue fortement lorsqu'on passe des communes rurales aux grandes villes, ne suffit pas à expliquer les phénomènes observés, telle la désaffection des citadins pour les produits pauvres, céréales, épicerie, œufs.*

*Des différences moins sensibles s'observent entre les groupes socio-professionnels qui constituent cependant des ensembles peu homogènes : chaque groupe contient, en effet, en proportions variables, des ménages habitant des communes de taille très différente (ce qui constitue une source de variation étant donné l'influence du facteur urbanisation) ; en outre, à l'intérieur même des catégories socio-professionnelles, la population présente une structure variable selon l'âge et la taille de la famille. Finalement, les différences s'observent au niveau des grands groupes sociaux, par exemple entre les indépendants et les salariés pour les achats alimentaires, ou entre les travailleurs manuels et non manuels pour l'habillement.*

*En définitive cette étude permet de mieux caractériser le comportement économique de la population française, à partir d'une analyse de sous-groupes plus homogènes, que les méthodes traditionnelles portant sur l'ensemble de la population.*

*L'article d'Hubert Faure sur la prévision de la demande de produits textiles comprend trois parties :*

*La première est une synthèse de l'ensemble des sources statistiques disponibles en France sur la consommation d'articles textiles : statistiques de production, données fiscales, enquêtes de consommation, études de marché. Bien qu'aucune des sources élémentaires ne soit très bonne — certaines sont même franchement médiocres — leur confrontation permet de dégager des grandes tendances de l'évolution de la demande d'habillement entre 1950 et 1960 : la consommation des articles féminins a aug-*

menté plus que celle des vêtements masculins ; cependant les hommes consacrent encore à leur habillement 15% de plus que les femmes, alors qu'aux États-Unis ou en Angleterre la dépense féminine est le double de celle des hommes.

Pour chaque sexe la dépense d'articles de lingerie ou de vêtements de sport ou de deux pièces, a progressé plus que celle des costumes, robes ou tailleurs, cependant que les achats de vêtements de protection ont relativement peu évolué. Pour les hommes comme pour les femmes, la demande se porte vers les produits de qualité, peut-être sous l'effet de l'introduction de nouvelles fibres. La dépense d'habillement s'élève plus vite que le nombre d'articles achetés, qui, bien souvent, n'a guère augmenté depuis le début des années 50. Comme le poids moyen des articles tend à baisser, la consommation de fibres textiles par tête n'a augmenté que d'environ 20% de 1950 à 1960.

La deuxième partie de l'article analyse l'ensemble des sources disponibles, françaises ou étrangères, en vue de déterminer des élasticités de la demande en fonction du revenu, en dépenses ou en quantité, par produit, selon le sexe et diverses catégories de consommateurs. En général, deux types de modèles économétriques peuvent être ajustés aux données : un modèle doublement logarithmique à élasticité constante, ou un modèle semi-logarithmique à élasticité décroissante. Ce dernier, qui implique une tendance à la saturation de la demande lorsque le niveau de vie s'élève, semble mieux correspondre à l'expérience internationale en longue période.

Il est impossible d'isoler l'effet propre de la baisse du prix réel des articles textiles en France depuis dix ans. Celle-ci s'étant conjuguée à une forte augmentation des revenus réels, l'un ou l'autre de ces deux facteurs suffit à expliquer l'évolution de la demande, mais la considération des deux, simultanément, conduit à des résultats dépourvus de signification.

La troisième partie, enfin, combine les résultats précédents aux hypothèses de croissance démographique et d'accroissement des revenus pour l'économie française d'ici à 1975. Il en résulterait un doublement de la dépense globale d'articles textiles avec cependant une déformation de la structure des dépenses par produit et par sexe tendant à prolonger l'évolution constatée dans la décennie écoulée.

L'article de Jean Acquier, enfin, constitue une synthèse des sources disponibles en matière de consommation d'énergie par les ménages français, analysées en fonction de la forme de l'énergie consommée (charbon, gaz, électricité, etc.) et de la nature des besoins à satisfaire (chauffage, cuisine, force motrice, etc.).

L'article met en évidence le très fort accroissement de la consommation d'énergie par les ménages depuis 10 ans, symptôme d'un niveau de vie fortement croissant : en équivalent charbon les ménages français consomment aujourd'hui 18,7 millions de tonnes contre 14,6 millions de tonnes en 1950. Un des principaux facteurs de cette évolution semble avoir été l'amélioration du chauffage des foyers domestiques.

La structure de la consommation selon la forme d'énergie s'est en revanche profondément modifiée : le charbon notamment ne représente plus que 64% du total contre 81% en 1950, alors que l'électricité passe de 9% à 15%, et les produits pétroliers de 3% à 13%, la part du gaz canalisé restant pratiquement constante.

# CONSOMMATION ET NIVEAU DE VIE DE QUELQUES GROUPES SOCIAUX

par

**Nicole TABARD** (1)

---

## INTRODUCTION

Les études sur le comportement économique des ménages n'ont pas un intérêt de simple curiosité scientifique, mais servent à établir des perspectives de consommation qui orienteront la production et par là même l'emploi. Leur utilisation engage l'avenir et il importe de diriger les efforts de l'économètre vers la signification et la précision des résultats.

Le terme « comportement économique des ménages » est peut-être trop ambitieux, même si on accepte de laisser de côté l'étude des facteurs sociologiques ou psychologiques cependant très importants. L'analyse habituelle consiste à saisir l'influence sur les consommations d'un petit nombre de facteurs mesurables comme les revenus et les prix, ou qualitatifs comme la région ou la composition de la famille... Elle est schématique et globale et se borne souvent à estimer un ensemble de valeurs centrales, consommations moyennes, coefficients budgétaires, élasticités... Le comportement d'ensemble ainsi schématisé peut fournir une image trop simplifiée du comportement individuel et même de celui de groupes homogènes. L'analyse des écarts ainsi négligés augmenterait nos connaissances ; elle est nécessaire pour élaborer un modèle plus complet du phénomène, en décomposant la population en groupes de ménages ayant un comportement plus homogène. Le caractère moins global de l'analyse accroîtrait la signification des relations que l'on trouve.

Cette étude est consacrée à l'analyse des relations entre la dépense totale et la consommation des différents produits à partir des résultats de l'enquête sur les budgets familiaux faite en 1956. Nous ne nous occupons pas de l'influence des prix, des phénomènes de diffusion ou du progrès technique que seule l'analyse des séries temporelles permettrait de cerner. Les enquêtes auprès des ménages sont le terrain de prédilection pour l'économètre : sans être comparables aux données du chimiste et du

---

(1) Cet article doit beaucoup aux suggestions et aux critiques de E. A. LISLE et J. S. CRAMER. A. et A. MIZRAHI ont contribué pour une large part aux calculs statistiques.

physicien qui peuvent modifier à leur gré les conditions de leurs expériences, elles se rapprochent des conditions d'une véritable expérimentation dans la mesure où, cessant d'être de simples mesures statistiques, elles s'inspirent de la méthode des plans d'expérience et visent à vérifier des hypothèses bien définies. Il ne sera jamais question de varier les revenus individuels pour mesurer l'effet produit à l'aide d'individus « témoins » et l'analyse « toutes choses égales par ailleurs » est en toute rigueur inconcevable, mais il est possible de rechercher des similitudes en distinguant des groupes de ménages homogènes sous certains rapports afin de tenir compte au maximum des causes de variations systématiques dans le phénomène que l'on veut étudier.

Jusqu'à présent le dessin de la plupart des enquêtes a été dominé par un souci de représentativité lié à la nécessité de fournir des estimations correctes des consommations. Ceci conduit dans l'analyse à des modèles très globaux, avec le risque cependant d'obtenir des estimations biaisées et l'inconvénient que les données ne se prêtent pas à une recherche approfondie sur la forme analytique du modèle. Une solution beaucoup plus satisfaisante aurait été d'utiliser des échantillons réduits très homogènes de sorte que les relations trouvées, quoique non représentatives de l'ensemble de la population, auraient eu un sens précis. A partir de telles relations on aurait pu ensuite reconstituer une relation d'ensemble. Nous avons fait l'inverse, c'est-à-dire qu'en partant de relations d'ensemble nous avons recherché des variations systématiques à l'intérieur de l'ensemble.

L'analyse reste cependant très globale. Nous avons uniquement étudié la relation entre la consommation et la dépense totale selon les catégories de communes et selon les catégories socio-professionnelles des ménages considérés. Il s'agit donc seulement de comparer, entre divers groupes de ménages, les paramètres d'un même modèle, et non pas de rechercher la forme la meilleure du modèle lui-même. Les modèles retenus sont classiques ; il s'agit, suivant les produits, de l'une des deux lois :

$$y = a \log x + b$$
$$\text{Log } y = a \log x + b$$

où  $y$  représente la consommation,  $x$  le niveau de vie (la dépense totale) des ménages. Enfin, nous avons travaillé à partir des données groupées et non des données individuelles. Cette dernière méthode plus satisfaisante était impossible du fait de l'importance du champ d'observation (17 000 ménages). Un tel travail fait avec les mêmes méthodes sur les données individuelles, plus rigoureux du point de vue théorique, aurait certainement abouti aux mêmes conclusions pratiques ; toutefois offrant un cadre moins rigide, il aurait permis d'autres orientations en cours de route.

## CHAPITRE PREMIER

### MÉTHODE

La méthode utilisée est l'analyse dite de « covariance ». Nous en donnons ici les principes en évitant les développements techniques pour lesquels nous renvoyons le lecteur aux ouvrages classiques de statistique (1).

#### 1. — Principe de l'analyse

Nous supposons qu'il existe entre la consommation d'un produit  $y$  et le revenu  $x$  d'un ménage quelconque  $i$  une relation de la forme :

$$(1) \quad y_i = \alpha x_i + \beta + u_i$$

où  $u_i$  est un résidu aléatoire. Considérons des ménages homogènes ayant la même composition, appartenant au même groupe socio-professionnel, de même région... bref, identiques à l'exception d'un seul critère : la catégorie de commune de résidence et, bien entendu, à l'exception de leurs revenus et de leurs consommations. Supposons qu'il y ait trois catégories de communes : communes rurales, petites villes et grandes agglomérations. Le problème est de savoir si le comportement des habitants de ces trois catégories peut être représenté par la même loi. Cette relation n'est pas rigoureuse puisqu'elle introduit un terme aléatoire  $u_i$  mesurant l'écart  $y' - y$  entre la consommation théorique, déduite de la relation  $y' = \alpha x + \beta$ , et la consommation effectivement observée pour un ménage de revenu  $x$ . Si nous avons exclu par le choix de ménages homogènes toute variation systématique de la consommation autre que celle due au revenu, l'écart  $u_i$  dépend du seul ménage  $i$  et représente seulement l'influence de facteurs individuels propres à ce ménage ou à son environnement : goûts, habitudes, climat...

L'importance de ces facteurs varie selon les produits et caractérise la précision de la relation. On la mesure par la moyenne du carré des écarts autour de la relation supposée qu'on appelle la **variance résiduelle**.

Pour chacune des trois catégories de communes ou **strates** que nous avons distinguées, nous pouvons ajuster une relation du type (1) séparément ; on obtient les trois droites du graphique I-1. Même dans l'hypothèse

(1) W. G. COCHRAN : *The distribution of quadratic forms in a normal system, with applications to the analysis of covariance*. Proceedings of the Cambridge philosophical society, 30, 1933-1934.

H. CRAMER : *Mathematical methods of statistics*. Princeton University Press 8<sup>e</sup> ed. (1959). Cet ouvrage ne traite pas d'analyse de covariance, mais développe de façon très claire les questions qui en sont à la base : l'étude des formes quadratiques et l'étude des échantillons tirés d'une population normale.

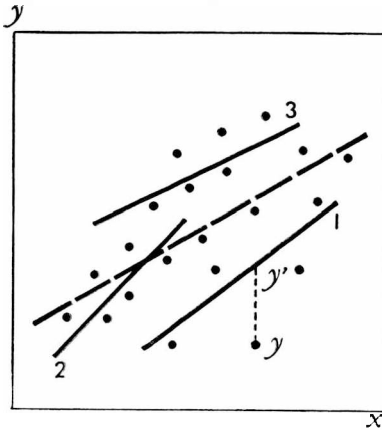
E. MALINVAUD : *Méthodes statistiques en économétrie*, Tome I, I.N.S.E.E. (Paris, 1958).

MOOD : *Introduction to the theory of statistics*. Mc Graw Hill Book Company Inc. (New York, 1950).



où le comportement des consommateurs est le même dans chaque strate, ces trois droites sont distinctes : elles correspondent en effet au tirage de trois échantillons dans la population des résidus aléatoires  $u_i$ . Il s'agit de savoir si les différences observées entre les droites peuvent être expliquées par des fluctuations d'échantillonnage ou bien si elles sont trop fortes pour cela, c'est-à-dire sont **significatives**.

GRAPHIQUE I.1



Sur le graphique I-1 chaque point représente un ménage ; pour l'un d'entre eux  $i$  nous avons indiqué l'écart  $y_i - y_i = u_i$ . La variance de ces écarts pour tous les ménages de la même catégorie fournit une première estimation de la variance résiduelle. Supposons que nous considérions maintenant les trois groupes de ménage, sans distinguer la catégorie de commune, et que nous ajustions une relation du type (1) ; on obtient la droite en tirets (1) ; la variance par rapport à cette droite d'ensemble ou **variance totale** fournit une autre estimation de la variance résiduelle. S'il n'existe pas de différence significative entre les comportements des ménages des différentes communes, la variance totale ne traduira pas d'autres influences que celles qu'expriment les variances calculées par rapport aux droites distinctes. Par contre, si des différences systématiques existent entre les lois, elles s'ajouteront aux influences aléatoires et augmenteront la variance totale.

L'idée de base de l'analyse de covariance est de décomposer la variance totale pour distinguer d'une part, les variances distinctes dues aux résidus à l'intérieur de chaque strate, d'autre part, la variation due aux différences entre les droites, c'est-à-dire à l'hétérogénéité des lois entre les strates. Cette décomposition permet d'examiner si la dernière variation est significative ou non.

## 2. — Les composantes de la variance totale retenues

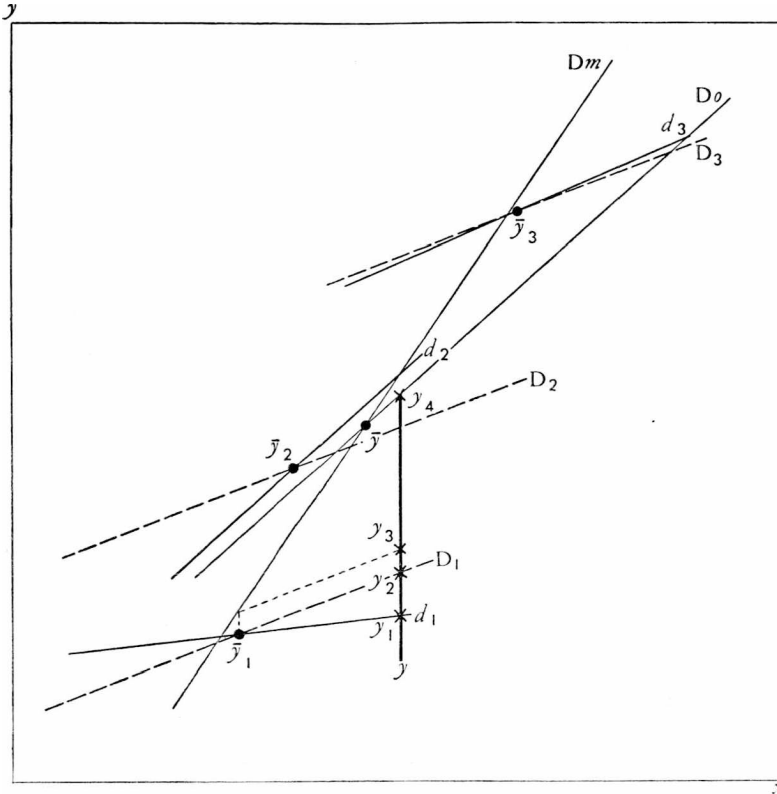
La particularité de l'analyse tient au fait que les différences que l'on veut tester portent sur des droites donc sur un ensemble de deux paramètres qu'on ne peut étudier indépendamment. Les différences peuvent porter soit sur les pentes  $\alpha$ , soit sur les constantes  $\beta$ . On procède par étapes en étudiant successivement ces différences.

Dans la première étape, on teste l'hypothèse que les pentes de chacune des catégories ne sont pas significativement différentes. On examine ensuite la situation pour les  $\beta$  ; pour des raisons techniques, on ne peut tester directement les différences entre ces paramètres, on procède de la façon suivante : on teste d'abord l'hypothèse que les moyennes de chaque sous-échantillon suivent une loi linéaire, sans préciser sa pente. Ensuite on teste l'hypothèse que cette pente est identique à la pente commune des différentes strates. Ce dernier test suppose que les deux premières hypothèses sont vérifiées.

Quelles sont les fonctions des observations susceptibles de traduire ces sources de variations ? Désignons par  $\sigma^2$  la vraie variance résiduelle, c'est-

à-dire la moyenne des carrés des écarts aléatoires autour de la relation vraie. Dans le cas d'un échantillon supposé homogène, mais divisé en strates, plusieurs estimations de cette variance pourront être tirées des données d'une façon qu'illustre le graphique I-2.

GRAPHIQUE I.2



a) Variance autour des droites  $d_j$

Ajustons séparément une droite  $d_j$  pour chaque strate. Que la population soit homogène ou non, les écarts autour de ces droites traduisent uniquement l'influence des facteurs aléatoires incorporés dans les résidus  $u_i$ . Nous avons donc une estimation sûre de la vraie variance résiduelle. Le modèle :

$$(2) \quad y_{ij} = \alpha_j x_{ij} + \beta_j + u_i$$

où  $y_{ij}$ ,  $x_{ij}$  désignent les observations relatives au ménage  $i$  de la strate  $j$ , est ajusté par la méthode des moindres carrés (1). La variance résiduelle sera basée sur la somme des carrés des longueurs  $y_i$  pour toutes les observations. Elle s'écrit :

$$(3) \quad \sum_j \sum_i (y_{ij} - \hat{a}_j x_{ij} - \hat{b}_j)^2$$

(1) Voir par exemple : G. ROTTIER, Initiation à l'économétrie, C.R.E.D.O.C.

$\hat{a}_j$  et  $\hat{b}_j$  sont les estimations des paramètres de la relation 2. Tandis que les résidus  $y_{ij} - \alpha_j x_{ij} - \beta_j$  sont par hypothèse aléatoires et indépendants (1), les écarts  $y_{ij} - \hat{a}_j x_{ij} - \hat{b}_j$  ne le sont pas. En effet, pour un ménage donné l'écart est fonction de la consommation et du revenu de tous les autres ménages, puisque ceux-ci entrent dans les estimateurs  $\hat{a}_j$  et  $\hat{b}_j$  (2). Comme on a estimé  $2p$  paramètres, 2 pour chacune des  $p$  strates, il ne reste plus que  $N - 2p$  écarts indépendants. On démontre que l'estimation correcte de la variance résiduelle est obtenue en divisant la somme 3 non pas par  $N$  mais par  $v_1 = N - 2p$ , le nombre de degrés de liberté (3).

L'estimation de  $\sigma^2$  est donc :

$$(4) \quad V_1 = \frac{\sum_j \sum_i (y_{ij} - \hat{a}_j x_{ij} - \hat{b}_j)^2}{N - 2p}$$

### b) Variance due aux différences des pentes

Nous ajustons ensuite des relations linéaires pour chaque sous-population en supposant que seuls les  $\beta_j$  diffèrent, c'est-à-dire de la forme :

$$(5) \quad y_{ij} = \alpha_e x_{ij} + \beta_j + u_{ij}$$

L'estimation par la méthode des moindres carrés donne les droites  $D_j$  passant par les moyennes des strates ; l'estimateur  $\hat{a}_e$  est la valeur rendant minimum la somme des carrés des écarts  $y y_2$  (4) ; on vérifie aisément qu'il rend également minimum la somme des carrés des écarts  $y_1 y_2$  entre les droites  $d_j$  et les droites parallèles  $D_j$ . Cette dernière somme a la forme :

$$(6) \quad \sum_j \sum_i (\hat{a}_j - \hat{a}_e)^2 (x_{ij} - \bar{x}_j)^2$$

(1) Ces conditions sont nécessaires pour appliquer la méthode des moindres carrés. Cf. G. ROTTIER, op. cit., chap. IV, p. 87 et sq.

(2) On rappelle que

$$\hat{a}_j = \frac{\sum_i (x_{ij} - \bar{x}_j) (y_{ij} - \bar{y}_j)}{\sum_i (x_{ij} - \bar{x}_j)^2} \quad \text{et} \quad \hat{b}_j = \bar{y}_j - \hat{a}_j \bar{x}_j$$

ou

$$\bar{x}_j = \frac{\sum_i x_{ij}}{n_j}, \quad \bar{y}_j = \frac{\sum_i y_{ij}}{n_j}$$

(3) Cf. G. ROTTIER, op. cit., p. 94-98.

(4) On trouve pour  $\hat{a}_e$

$$\hat{a}_e = \frac{\sum_j \sum_i (x_{ij} - \bar{x}_j) (y_{ij} - \bar{y}_j)}{\sum_j \sum_i (x_{ij} - \bar{x}_j)^2} \quad \text{ou} \quad \frac{\sum_j \hat{a}_j \sum_i (x_{ij} - \bar{x}_j)^2}{\sum_j \sum_i (x_{ij} - \bar{x}_j)^2}$$

Si les  $u_i$  sont des variables normales indépendantes, les  $\hat{a}_j$  le sont aussi avec des variances distinctes égales à  $\frac{\sigma^2}{\sum_i (x_{ij} - \bar{x}_j)^2}$  ; la seconde expression introduit  $\hat{a}_e$  comme l'estimation de la moyenne des

$\hat{a}_j$  par la méthode du maximum de vraisemblance.

Ces  $N$  écarts se réduisent à  $p$  écarts portant sur les coefficients  $\hat{a}_j$  liés par une seule relation qui définit  $\hat{a}_e$  soit  $v_2 = p - 1$  écarts indépendants :

$$(7) \quad V_2 = \frac{\sum_j \sum_i (\hat{a}_j - \hat{a}_e)^2 (x_{ij} - \bar{x}_j)^2}{p - 1}$$

est donc encore une estimation de la variance  $\sigma^2$ , si les écarts entre les pentes  $\hat{a}_j$  et  $\hat{a}_e$  sont aléatoires, c'est-à-dire s'il n'y a pas de différence systématique entre les pentes des droites  $d_j$ .

### c) Variance due aux différences entre les niveaux des droites des sous-échantillons

Il peut exister un décalage provenant soit du fait que les moyennes des strates ne sont pas alignées, soit qu'elles sont alignées avec une pente  $\alpha_m$  distincte de la pente commune  $\alpha_e$  des droites  $D_j$ .

— Si les moyennes sont alignées autour d'une droite :

$$(8) \quad \bar{y}_j = \alpha_m \bar{x}_j + \beta_m + \bar{u}_i.$$

les résidus autour de cette droite nous donnent une estimation de  $\sigma^2$ . Il y a  $p$  écarts liés par les deux relations donnant les estimations  $\hat{a}_m$  et  $\hat{b}_m$  de  $\alpha_m$  et  $\beta_m$  donc  $v_3 = p - 2$  écarts indépendants. On prendra comme estimation de  $\sigma^2$  :

$$(9) \quad V_3 = \frac{\sum_i n_j (\bar{y}_j - \hat{a}_m \bar{x}_j - \hat{b}_m)^2}{p - 2}$$

— Si les moyennes sont alignées et les pentes des droites  $d_j$  égales, la pente  $\alpha_m$  des moyennes peut cependant être différente de la pente commune  $\alpha_e$ . Dans ce cas les écarts  $y_1, y_1 y_2$ , et  $y_2 y_3$ , traduisent les seules variations aléatoires, mais les écarts  $y_3 y_4$  traduisent en outre la différence de niveau des droites  $D_j$ . La variance considérée a l'expression :

$$(10) \quad V_4 = \frac{(\hat{a}_e - \hat{a}_m)^2 \sum_i \sum_j (x_{ij} - \bar{x}_j)^2 \sum_j n_j (\bar{x}_j - \bar{x})^2}{\sum_i \sum_j (x_{ij} - \bar{x})^2}$$

où  $\bar{x}$  est la moyenne des observations  $x_{ij}$  pour l'ensemble de l'échantillon.

## 3. — Les tests

Si la population est homogène, c'est-à-dire peut être représentée dans son ensemble par le modèle I, nous avons quatre estimations  $V_1, V_2, V_3$  et  $V_4$  de la variance résiduelle  $\sigma^2$ . Nous avons supposé plus haut que les résidus étaient distribués indépendamment autour d'une moyenne nulle. Les tests que nous allons décrire exigent en outre que ces résidus soient distribués normalement ; il s'agit donc d'une condition plus restric-

tive que celles qui s'introduisent ordinairement dans les études économétriques. Les quatre quantités  $V_1, V_2, V_3$  et  $V_4$  sont les moyennes des carrés de  $v_1, v_2, v_3$  et  $l$  variables aléatoires normales, indépendantes (1). Le quotient de deux quelconques d'entre elles suit une loi de probabilité connue (mise en évidence par Fisher) qui dépend uniquement des degrés de liberté des deux termes du quotient. Des tables donnent les valeurs que ces quotients ont une probabilité connue (2) de dépasser dans le cas où la population est homogène. La seule estimation correcte de  $\sigma^2$  est  $V_1$  qu'il y ait homogénéité ou non. Les autres variances lui seront supérieures s'il n'y a pas homogénéité. On formera les rapports  $\frac{V_2}{V_1}, \frac{V_3}{V_1}$  et  $\frac{V_4}{V_1}$  et on comparera leurs valeurs aux valeurs lues dans la table. S'ils sont supérieurs aux valeurs correspondant au seuil de confiance choisi, on rejettera l'hypothèse d'homogénéité :

— Si  $F_1 = \frac{V_2}{V_1}$  dépasse la limite lue dans la table pour  $v_2$  et  $v_1$  degrés de liberté, la variance  $V_2$  sera significativement plus grande que la variance  $V_1$  ; elle traduira donc en plus de la variance résiduelle, une variation des pentes des sous-échantillons ; on rejettera l'hypothèse d'une pente commune. Dans ce cas, il n'est pas intéressant de poursuivre le test.

— Si  $F_2 = \frac{V_3}{V_1}$  dépasse la limite correspondant à  $v_3$  et  $v_1$  degrés de liberté on rejettera l'hypothèse que les moyennes sont alignées.

— Enfin, si  $F_3 = \frac{V_4}{V_1}$  est supérieure à la valeur lue pour  $l$  et  $v_1$  degrés de liberté, les pentes  $\alpha_m$  et  $\alpha_e$  sont significativement différentes.

Les schémas suivants illustrent les situations correspondant aux résultats de chaque test :

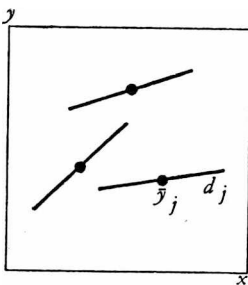
**1<sup>er</sup> cas.** — Le premier test a montré une différence significative entre les variances  $V_1$  et  $V_2$  : les droites  $d_j$  ne sont pas parallèles (graphique I-3).

Il y a hétérogénéité totale entre les comportements des sous-groupes, il n'est guère intéressant de tester la linéarité des moyennes.

**2<sup>e</sup> cas.** — D'après le premier test les variances  $V_1$  et  $V_2$  ne sont pas significativement différentes ; les droites  $d_j$  sont parallèles.

Si le test 2 met en évidence une différence entre  $V_3$  et  $V_1$ , les moyennes ne sont pas alignées (I-4 A). C'est un cas d'homogénéité partielle. Au contraire, si les moyennes sont alignées, c'est-à-dire si les variances  $V_1$  et  $V_3$  ne sont pas significativement différentes, on est dans le cas des graphiques I-4 B et I-4 C. En 4 B la pente de la droite  $D_m$  est différente de la pente commune des droites  $d_j$ , la valeur de  $F_3$  sera trop forte ; c'est un autre cas d'homogénéité partielle. En 4 C ces pentes sont égales, toutes les droites sont confondues, il y a homogénéité complète entre les sous-échantillons. Les cas d'homogénéité partielle I-4 A et I-4 B présentent un certain intérêt. Ils peuvent faire place à une homogénéité totale grâce à un changement d'échelle. C'est le cas par exemple des différences

GRAPHIQUE I.3

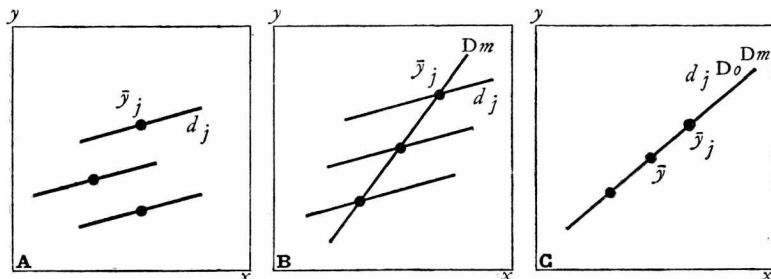


(1) Théorème de COCHRAN, cf. réf. citée page 179 et également H. CRAMER, page 117.

(2) On a choisi le seuil de confiance de 5 %. On aurait pu choisir 1 % ou 1 %.

de comportement entre familles de taille inégale ; ces différences s'atténuent lorsqu'on ramène les observations par ménage en données par tête ou par unité de consommation. Le cas du graphique I-4 B peut se rencontrer si les différences entre strates représentent un phénomène continu, ce qui se produit en particulier dans la comparaison des comportements selon l'importance de la commune ; les différences se traduisent alors par un changement de niveau assez régulier (cf. chapitre II).

GRAPHIQUE I.4



#### 4. — Exemple pratique

Nous prenons comme exemple l'ajustement du modèle suivant

$$y = \alpha x + \beta + u$$

où  $y$  désigne la dépense d'agrumes par unité de consommation et  $x$  le logarithme de la dépense totale. Cet ajustement est fait à partir de l'échantillon décrit dans le second chapitre. Les ménages sont répartis selon la catégorie de commune de résidence. Nous avons présenté l'ensemble des observations sur le graphique I-5 en n'y faisant figurer que les groupes contenant 50 ménages et plus. Le problème à résoudre est celui-ci : la consommation d'agrumes obéit-elle à la même loi quelle que soit la catégorie de commune des consommateurs, sinon en quoi diffère-t-elle ? Les résultats sont donnés au tableau I-1. Les variances ont été pondérées pour tenir compte du nombre différent de ménages dans chaque cellule de base, on a désigné par  $n_{ij}$  ce nombre dans le  $i^e$  groupe de la  $j^e$  catégorie de commune. Les variances brutes ou somme des écarts étudiés sont données dans la colonne 8, les écarts moyens c'est-à-dire les variances brutes divisées par les degrés de liberté dans la colonne 9.

Les cinq premières variances brutes sont les sommes des écarts  $y_j$  de la figure 2 calculées séparément pour les cinq strates. Le premier test compare les variances  $V_2$  et  $V_1$ . On trouve pour le rapport  $F_1$  la valeur 1,02. Or, dans la table de Snédécour, la valeur limite correspondant au seuil de 5 % avec 4 et 278 (1) degrés de liberté, est 2,37. La valeur observée étant inférieure, on conclut à l'égalité des pentes  $\alpha_j$ .

On pourrait dans ce cas continuer l'analyse en comparant les variances  $V_3$  et  $V_4$  à la variance autour des droites  $D_j$  (notée  $V$ , ligne 8, colonne 9). En effet la somme des écarts  $(yy_2)^2$  divisée par leur nombre de degrés de liberté fournit une estimation correcte de la variance  $\sigma^2$ . Néanmoins nous avons continué les tests en conservant pour dénominateur la variance  $V_1$ .

(1) Pour 278 degrés de liberté, valeur ne figurant pas dans les tables, on prend la valeur correspondant à un nombre infini.

TABLEAU I-I. — Analyse de covarian

Strates (catégories de commune)	Nombre de ménages $n_j = \sum_i n_{ij}$ (1)	Nombre de groupes de ménages (2)	Variances brutes		
			$\sum_i n_{ij}(x_{ij} - \bar{x}_j)^2$ (3)	$\sum_i n_{ij}(x_{ij} - \bar{x}_j)(y_{ij} - \bar{y}_j)$ (4)	$\sum_i n_{ij}(y_{ij} - \bar{y}_j)^2$ (5)
1 j = 1 Communes rurales.	$n_1 = 5\ 393$	60	116,68	7 537,42	798 896,26
2 j = 2 Communes urbaines de moins de 10 000 habitants ..	$n_2 = 2\ 162$	59	48,89	3 103,69	394 983,36
3 j = 3 Communes urbaines de 10 000 à 100 000 habitants .	$n_3 = 3\ 350$	58	91,95	6 358,90	677 988,97
4 j = 4 Communes urbaines de 100 000 habi- tants et plus.....	$n_4 = 2\ 849$	52	83,21	6 923,68	1 048 456,20
5 = 5 Agglomération de Paris.....	$n_5 = 3\ 678$	54	114,84	9 869,37	1 120 043,90
6 Variation autour des droites $d_j$ .....	$n = \sum_j \sum_i n_{ij}$ 17 432	288			
7 Variation entre les droites $d_j$ et $D_j$ .....					
8 Variation autour des droites $D_j$ .....		288	$\sum_j \sum_i n_{ij}(x_{ij} - \bar{x}_j)^2$ 455,57	$\sum_j \sum_i n_{ij}(x_{ij} - \bar{x}_j)(y_{ij} - \bar{y}_j)$ 32 793,06	$\sum_j \sum_i n_{ij}(y_{ij} - \bar{y}_j)^2$ 4 040 368,69
9 Variation autour de la droite $D_m$ .....		5	$\sum_j n_j(\bar{x}_j - \bar{x})^2$ 145,62	$\sum_j n_j(\bar{x}_j - \bar{x})(\bar{y}_j - \bar{y})$ 195 833,30	$\sum_j n_j(\bar{y}_j - \bar{y})^2$ 2 656 385,40
10 Variation entre les droites $D_j$ et $D$ .....					
11 Variation autour de la droite $D$ .....		288	$\sum_j \sum_i n_{ij}(\bar{x}_j - \bar{x})^2$ $= \sum_j \sum_i n_{ij}(x_{ij} - \bar{x}_j - \bar{x}_j + \bar{x})^2$ $+ \sum_j n_j(\bar{x}_j - \bar{x})^2$ = 601,19	$\sum_j \sum_i n_{ij}(y_{ij} - \bar{y})(x_{ij} - \bar{x})$ $= \sum_j \sum_i n_{ij}(y_{ij} - \bar{y}_j + \bar{y}_j - \bar{y})(x_{ij} - \bar{x}_j + \bar{x}_j - \bar{x})$ $+ \sum_j n_j(\bar{x}_j - \bar{x})(\bar{y}_j - \bar{y})$ 52 376,42	$\sum_j \sum_i n_{ij}(y_{ij} - \bar{y})^2$ $= \sum_j \sum_i n_{ij}(y_{ij} - \bar{y}_j + \bar{y}_j - \bar{y})^2$ $+ \sum_j n_j(\bar{y}_j - \bar{y})^2$ 6 696 754,02

$x$  = logarithme de la dépense totale ( $10^3$  NF/an/U.C.) ;  $y$  = dépense d'agrumes NF/an/U.C.)

$$n_j = \sum_i n_{ij} \quad n = \sum_i \sum_j n_{ij}$$

$$\bar{x}_j = \frac{1}{n_j} \sum_i n_{ij} x_{ij}; \quad \bar{y}_j = \frac{1}{n_j} \sum_i n_{ij} y_{ij}; \quad \hat{a}_j = \frac{\sum_i n_{ij}(x_{ij} - \bar{x}_j)(y_{ij} - \bar{y}_j)}{\sum_i n_{ij}(x_{ij} - \bar{x}_j)^2}; \quad \hat{a}_0 = \frac{\sum_j \sum_i n_{ij}(x_{ij} - \bar{x}_j)(y_{ij} - \bar{y}_j)}{\sum_j \sum_i n_{ij}(x_{ij} - \bar{x}_j)^2}$$

$$\bar{x} = \frac{1}{n} \sum_i \sum_j n_{ij} x_{ij}; \quad \bar{y} = \frac{1}{n} \sum_j \sum_i n_{ij} y_{ij}; \quad \hat{a}_m = \frac{\sum_j n_j(\bar{x}_j - \bar{x})(\bar{y}_j - \bar{y})}{\sum_j n_j(\bar{x}_j - \bar{x})^2}; \quad \hat{a} = \frac{\sum_j \sum_i n_{ij}(x_{ij} - \bar{x})(y_{ij} - \bar{y})}{\sum_j \sum_i n_{ij}(x_{ij} - \bar{x})^2}$$

bleau de calcul (Exemple numérique)

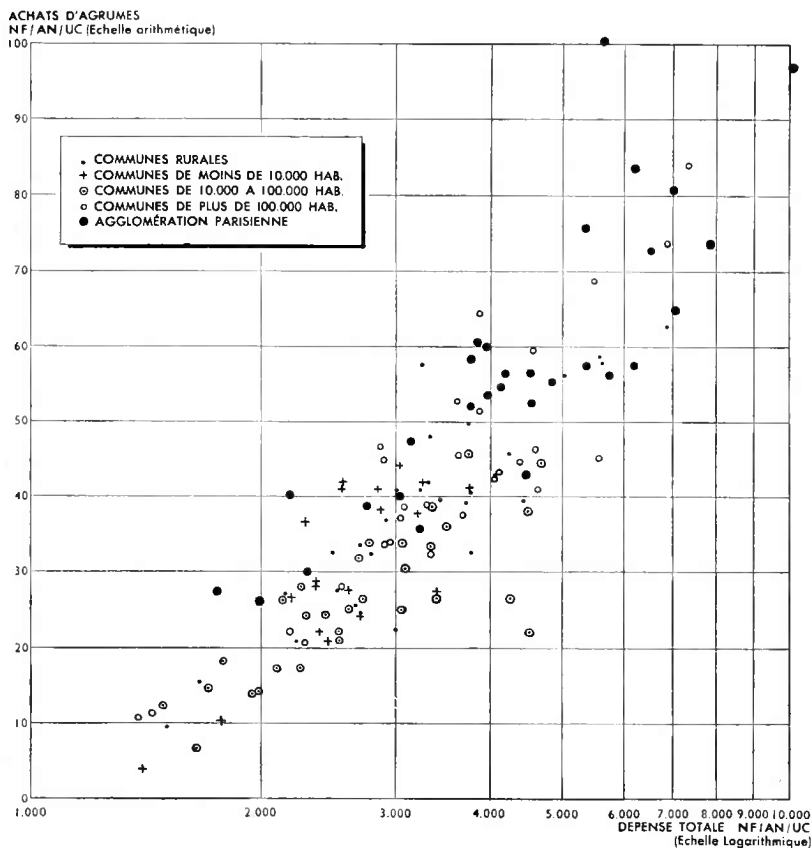
Somme des écarts			
Forme algébrique (6)	Degrés de liberté (7)	Valeurs numériques (8)	Écarts moyens (9)
Somme des écarts autour de chaque droite $d_j$ : $\sum_j n_{ij}(y_{ij} - \bar{y}_j)^2 - \hat{a}_j^2 \sum_j n_{ij}(x_{ij} - \bar{x}_j)^2$ (1)	58	311 986,03	
— — (2)	52	197 934,92	
— — (3)	56	238 236,85	
— — (4)	55	472 383,13	
— — (5)	52	435 058,98	
Somme des écarts autour des droites $d_i(y_1 y_2)$ : $\sum_j \sum_i n_{ij}(y_{ij} - \bar{y}_j)^2 - \sum_j \hat{a}_j^2 \sum_i n_{ij}(x_{ij} - \bar{x}_j)^2$ $= (6) = (1) + (2) + (3) + (4) + (5)$	278	1 655 599,91	$V_1$ 5 955,4
Somme des écarts $(y_1 y_2)^2$ $\sum_j (\hat{a}_j - \hat{a}_e)^2 \sum_i n_{ij}(x_{ij} - \bar{x}_j)^2$ ou ..... $\sum_j \hat{a}_j^2 \sum_i n_{ij}(x_{ij} - \bar{x}_j)^2 - \hat{a}_e^2 \sum_j \sum_i n_{ij}(x_{ij} - \bar{x}_j)^2 = (7)$	4	24 262,89	$V_2$ 6 065,7
Somme des écarts $(y y_2)^2$ ..... $\sum_j \sum_i n_{ij}(y_{ij} - \bar{y}_j)^2 - \hat{a}_e^2 \sum_j \sum_i n_{ij}(x_{ij} - \bar{x}_j)^2 = (6) + (7)$	282	1 679 862,80	$V$ 5 956,96
Somme des écarts autour de la droite $D_m(y_2 y_3)^2$ $\sum_j n_j(\bar{y}_j - \bar{y})^2 - \hat{a}_m^2 \sum_j n_j(\bar{x}_j - \bar{x})^2 = (8)$	3	22 862,25	$V_3$ 7 620,75
Somme des écarts $(y_2 y_3)^2$ $\sum_j n_j(\bar{x}_j - \bar{x})^2 \sum_i \sum_j n_{ij}(x_{ij} - \bar{x}_j)^2 - \hat{a}_e^2 \frac{\sum_j \sum_i n_{ij}(x_{ij} - \bar{x}_j)^2}{\sum_j \sum_i n_{ij}(x_{ij} - \bar{x}_j)^2}$ ou ..... $\hat{a}_e^2 \sum_j \sum_i n_{ij}(x_{ij} - \bar{x}_j)^2 + \hat{a}_m^2 \sum_j n_j(\bar{x}_j - \bar{x})^2 - \hat{a}^2 \sum_j \sum_i n_{ij}(x_{ij} - \bar{x}_j)^2 = (9)$	1	431 002,93	$V_4$ 431 002,93
Somme des écarts autour de la droite $D(y y_3)^2$ : $\sum_j \sum_i n_{ij}(y_{ij} - \bar{y})^2 - \hat{a}^2 \sum_j \sum_i n_{ij}(x_{ij} - \bar{x}_j)^2 = (6) + (7) + (8) + (9)$	286	2 133 727,01	$V_T$ 7 460,53



D'après le second test  $F_2 = 1,28$  est inférieur à la valeur limite qui est dans ce cas 2,60. On accepte donc l'hypothèse de la linéarité des moyennes. En revanche le dernier test met en évidence une différence significative des variances  $V_3$  et  $V_4$  ;  $F_3 = 72,4$  alors qu'il ne devrait pas dépasser 3,84. On est dans le cas du graphique I-4 B du paragraphe précédent. Les différences de comportement se réduisent à un décalage des droites ajustées pour chaque catégorie de communes, décalage parallèle à la direction  $\alpha_m$  de la droite des moyennes. Le tableau I-2 nous donne encore le sens de ce décalage : le quotient pour chaque ligne de la colonne 4 par la colonne 3 donne la valeur de la pente  $\hat{a}$  pour chacune des droites. Ce quotient pour la ligne 9 nous donne  $\hat{a}_m = 1,345$  ; il est très supérieur au même quotient pour la ligne 8 qui donne  $\hat{a}_e = 72$ .

### GRAPHIQUE I.5

La consommation d'agrumes en fonction de la dépense totale.



## ANALYSE DES RÉSULTATS

### I. — Les données

L'analyse est faite à partir des résultats de l'enquête sur les budgets familiaux effectuée en 1956 par l'I.N.S.E.E. et le C.R.E.D.O.C. (1). Elle porte sur **17 941 ménages non agricoles**.

Des lois de consommation ajustées sur l'ensemble de cette population ont été publiées dans un article antérieur (2) qui indique en même temps le détail de l'exploitation des données.

Nous publions ici les résultats obtenus après avoir analysé l'échantillon suivant la taille des communes de résidence et suivant la catégorie socio-professionnelle des chefs de ménage. A l'intérieur de chaque catégorie les données ont été traitées, à quelques détails près, de la même façon que dans l'étude précédente. Les ménages ont été répartis en six catégories, suivant les structures familiales et en dix classes de revenus. Les ajustements ont donc été faits sur une soixantaine de groupes de ménages dans chaque strate, chaque groupe étant pondéré par le nombre de ménages qu'il contient.

On a distingué les cinq catégories de communes et les six catégories professionnelles indiquées ci-dessous.

#### Catégories de communes (3)

1. Communes rurales, agriculteurs exclus (5 528 ménages).
2. Communes urbaines de moins de 10 000 habitants (2 234 ménages).
3. Communes urbaines de 10 000 à 100 000 habitants (3.442 ménages).
4. Communes urbaines de 100 000 habitants et plus (2 934 ménages).
5. Paris et l'agglomération parisienne (3 803 ménages).

#### Catégories socio-professionnelles (entre parenthèses les numéros de la nomenclature de l'I.N.S.E.E.) (3)

- A) (22 + 27) Artisans et petits commerçants (2 014 ménages).
- B) (21 + 26 + 3) Professions libérales, cadres supérieurs, industriels (940 ménages).
- C) (4 + 8) Cadres moyens et autres actifs (1 589 ménages).
- D) (5) Employés (1 590 ménages).
- E) (6 + 7) Ouvriers et personnel de service (6 457 ménages).
- F) (9) Inactifs (5 351 ménages).

(1) Budgets des Français en 1956. Extrait de **Consommation**, 1960, Dunod Éd.

(2) Consommation et niveau de vie de la population non agricole, **Consommation**, n° 3, 1959.

(3) Budgets des Français en 1956, op. cit., p. 83-84.

L'étude a porté sur toutes les dépenses réparties en 18 postes <sup>(1)</sup> et sur quelques sous-groupes plus détaillés. La valeur de l'autoconsommation et de l'autofourniture n'est comprise ni dans les dépenses par produit, ni dans la dépense totale. On a ajusté une loi semi-logarithmique de la forme :

$$y = a \log x + b$$

pour les dépenses alimentaires, et une loi à élasticité constante :

$$\log y = a \log x + b$$

pour les autres dépenses.  $y$  désigne la dépense spécifique et  $x$  la dépense totale par unité de consommation prise comme estimation du niveau de vie.

### Structure de l'échantillon

Avant de présenter les résultats signalons que des différences de structures entre les groupes comparés peuvent affecter l'interprétation des résultats ; les différences entre les catégories de commune traduiront ainsi l'influence de divers autres facteurs. Quelques indications sur la composition de l'échantillon permettront de mieux apprécier les disparités entre les catégories étudiées.

Le tableau II-1 présente la structure de l'échantillon selon les catégories de communes et les catégories socio-professionnelles. Il met en évidence la proportion importante d'inactifs (42 %) dans les communes rurales <sup>(2)</sup>. Ce phénomène a des répercussions dans la composition selon la taille des familles et explique par exemple la proportion élevée d'adultes seuls dans les communes rurales. La proportion d'employés et de cadres moyens augmente avec la taille de la commune. Il y a un peu moins d'ouvriers dans les communes rurales, plus d'artisans et de petits commerçants.

La population de chaque groupe socio-professionnel est inégalement répartie entre chaque catégorie de commune. Le nombre de ménages dans chaque catégorie de commune étant lui-même variable, ceci explique que certains groupes socio-professionnels soient concentrés dans des types de communes déterminés. Les cadres moyens et les employés sont particulièrement nombreux par exemple dans les communes rurales et à Paris.

En ce qui concerne le type de ménage on remarque dans les communes rurales, une forte proportion d'adultes seuls et de familles très nombreuses; la proportion de ces dernières diminue quand l'importance de la commune augmente. On note également une forte proportion d'adultes seuls à Paris.

Le tableau II-3 fait ressortir la différence entre les inactifs, qui comprennent 42 % d'isolés, et le reste de la population. On remarque aussi un pourcentage plus élevé de familles nombreuses parmi les professions libérales et les cadres moyens, de célibataires parmi les employés, mais ces différences sont mineures et doivent peu jouer au niveau d'analyse où nous nous plaçons.

---

(1) Ces groupes, dont l'intitulé est donné dans les tableaux des paragraphes 2 et 3, correspondent à la nomenclature à deux chiffres présentée dans le compte rendu cité, **Budgets des Français**, p. 48 et seq.

(2) Rappelons que la population agricole est exclue de notre analyse.

**TABLEAU II-1**  
**Répartition des ménages non agricoles**  
**selon la catégorie de commune et la profession**

Profes- sions Com- munes	(A) Artisans commerçants	(B) Professions libérales	(C) Cadres	(D) Employés	(E) Ouvriers	(F) Inactifs	Ensemble des professions
1	2 10	14 39	7 23	4 15	31 27	42 43	(5 528) 100 31
2	5 12	12 14	7 10	6 9	41 14	29 12	(2 234) 100 13
3	6 23	11 18	9 19	10 21	37 20	27 17	(3 442) 100 19
4	7 21	10 15	10 18	11 21	38 17	24 13	(2 934) 100 16
5	8 34	8 14	13 30	14 34	37 22	20 15	(3 803) 100 21
Ensemble des Communes	5 100 (2 014)	11 100 (940)	9 100 (1 589)	9 100 (1 590)	36 100 (6 457)	30 100 (5 351)	(17 941) 100 100

**TABLEAU II-2**  
**Répartition des ménages selon la commune et le type de famille**

Types de famille \ Communes	1 (%)	2-3-4 (%)	5 (%)
1 adulte .....	24	17	23
2 personnes .....	28	29	31
3 personnes .....	16	20	21
4 personnes et plus .....	32	34	25

TABLEAU II-3

## Répartition des ménages selon la profession et le type de famille

Profession \ Types de famille	B-C (%)	A-D-E (%)	F (%)
1 personne .....	8	12	42
2 personnes .....	26	25	39
3 personnes et plus .....	66	63	19

Enfin le tableau II-4 met en évidence le pourcentage très élevé de vieillards chez les inactifs. La répartition selon l'âge est la même dans toutes les autres catégories socio-professionnelles non agricoles.

TABLEAU II-4

## Répartition selon l'âge du chef de ménage

Profession \ Age	Inactifs (%)	Autres ménages non agricoles (%)
Moins de 25 ans .....	1	4
25 à 34 ans .....	2	26
35 à 44 ans .....	3	23
45 à 54 ans .....	7	28
55 à 64 ans .....	21	15
65 à 74 ans .....	39	4
75 ans et plus .....	27	—

## 2. — L'influence de la catégorie de commune

La difficulté d'une comparaison rigoureuse entre le comportement des ouvriers par exemple et celui des employés vient de ce que les définitions de ces catégories reposent sur des caractéristiques qui ne peuvent être quantifiées ni même ordonnées. En revanche on peut ranger les catégories de commune dans un certain ordre ; le passage d'une catégorie à une autre correspond à un accroissement du nombre d'habitants. On peut donc s'attendre à une certaine continuité dans les différences observées.

Les comparaisons portent sur la pente et la position relative des droites ajustées à partir des modèles logarithmique et semi-logarithmique.

Dans le cas du modèle logarithmique cela revient à comparer en premier lieu les élasticités observées pour chaque catégorie de commune, puis,

si elles sont égales, à comparer les niveaux de consommation pour un revenu égal. Si les droites relatives à deux catégories de commune sont parallèles sans être confondues, la consommation varie d'un pourcentage constant d'une catégorie à l'autre.

Dans le cas du modèle semi-logarithmique l'élasticité n'est plus constante et le parallélisme traduira une différence constante entre les catégories. Ceci est le cas pour certains produits alimentaires où les valeurs étudiées sont des achats tandis que l'autoconsommation est importante et varie d'une catégorie de commune à l'autre. Il se peut donc que les achats des ménages de différentes catégories diffèrent seulement d'une valeur fixe, celle de l'autoconsommation que l'on sait peu influencée par le revenu. Dans ce cas l'introduction de l'autoconsommation dans l'analyse ferait disparaître les différences constatées. Nous avons relevé sa valeur moyenne pour chaque catégorie de commune présentée au tableau II-5.

TABLEAU II-5

**Valeur de l'autoconsommation au prix de détail**  
Population non agricole

Unité : NF/an/UC.

Communes rurales .....	259
Communes urbaines de moins de 10 000 habitants .....	110
Communes urbaines de 10 000 à 100 000 habitants .....	76
Communes urbaines de plus de 100 000 habitants .....	52
Agglomération parisienne .....	20
Ensemble des ménages non agricoles.....	103

La répartition approximative de l'autoconsommation selon les groupes de produits est la suivante :

	(%)		(%)
Céréales .....	1	Volailles, œufs, poissons.....	27
Légumes .....	33	Produits laitiers .....	5
Fruits .....	9	Corps gras .....	4
Viande .....	12	Boissons.....	9

**a) Répartition de la dépense alimentaire et des autres dépenses**

Il ne s'agit pas dans ce cas de lois de comportement puisqu'on compare des dépenses qui forment chacune presque la moitié de la dépense totale prise comme variable indépendante. Les corrélations n'ont pas de signification ; la forme relative des ajustements sert à schématiser la répartition de la dépense totale entre l'alimentation et le reste, lorsque l'ensemble augmente.

Le comportement des ménages ruraux est distinct de celui des urbains et pour ceux-ci l'élasticité de la dépense non alimentaire par rapport à la dépense totale diminue lorsqu'on passe des petites villes aux grandes. Le tableau suivant présente les élasticités supposées constantes pour les dépenses non alimentaires et les élasticités correspondant à un revenu moyen de 3 140 NF, par unité de consommation pour les achats alimentaires.

TABLEAU II-6

## Élasticité par rapport à la dépense totale

Catégorie de commune	Dépense non alimentaire	Dépense alimentaire	
		(1)	(2)
Communes rurales .....	1,31	0,56	0,50
Communes urbaines, moins de 10 000 habitants	1,39	0,57	0,47
Communes urbaines de 10 000 à 100 000 hab. .	1,34	0,58	0,47
Communes urbaines de 100 000 hab. et plus . .	1,32	0,61	0,50
Agglomération parisienne .....	1,28	0,72	0,51

(1) Y compris repas et consommation hors du domicile.  
(2) Repas et consommation hors du domicile exclus.

L'élasticité de la dépense alimentaire calculée pour une valeur fixe de la dépense totale croît. Les différences sont très importantes mais appellent deux remarques, l'une concernant les repas et consommations hors du domicile, l'autre l'autoconsommation.

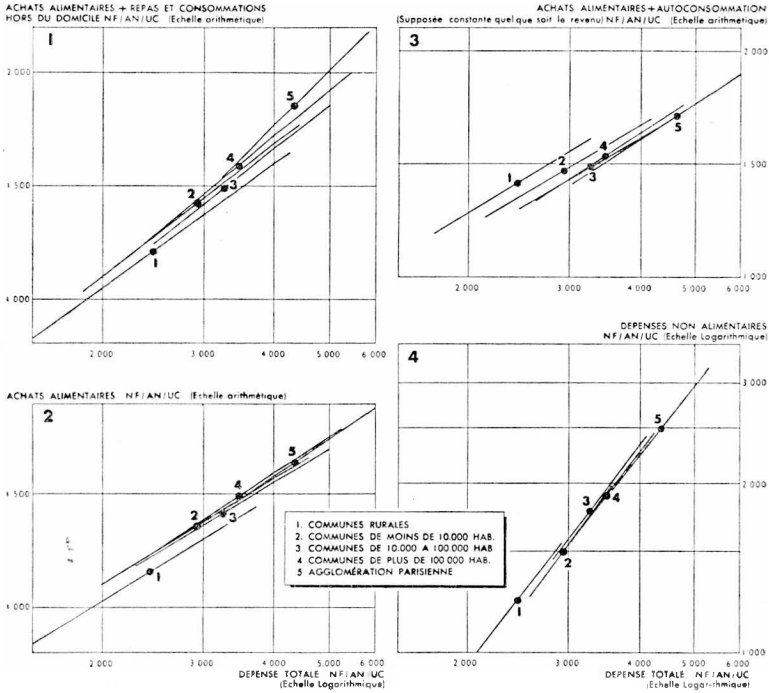
Le comportement des ménages en ce qui concerne les repas et consommations hors du domicile est très différent selon les communes. Les graphiques II-1 et II-2 présentent les ajustements obtenus pour la dépense alimentaire avec et sans ces dépenses. L'accroissement de la pente des droites d'ajustement, quand on passe des communes rurales à Paris, mis en évidence sur le graphique II-1, est très atténué sur le graphique II-2. Ce dernier ajustement est d'ailleurs préférable car le choix du modèle semi-logarithmique pour les consommations alimentaires hors du domicile n'est pas satisfaisant. La saturation impliquée par un modèle semi-logarithmique est en effet loin d'être observée ; ces dépenses se rapprochent en fait des consommations non alimentaires ; cette analogie n'est guère surprenante si l'on admet qu'un élément « services » ou « loisirs et distractions » intervient dans la consommation hors du domicile et que la demande de services et de soins personnels ne manifeste pas de tendance à la saturation.

On observe en outre un décalage des droites obtenues pour chaque catégorie de commune, traduisant une augmentation de la dépense alimentaire avec l'importance de la commune (graphiques I-1 et I-2), donc une diminution des autres dépenses (graphique I-4). Ce phénomène peut provenir d'une substitution de l'autoconsommation aux achats ; nous avons donc représenté les mêmes ajustements en ajoutant aux achats l'autoconsommation chiffrée au prix de détail. Les droites du graphique II-3 ne résultent donc pas d'un ajustement, mais sont les droites du graphique II-2 décalées d'une valeur constante quel que soit le revenu, égale pour chaque catégorie de commune à l'autoconsommation moyenne du tableau II-5. La configuration est alors tout à fait différente : alors que l'urbanisation amène un léger accroissement de la part de la **dépense**

alimentaire dans la dépense totale, elle se traduit par une baisse de la **consommation** alimentaire totale quand on tient compte de l'autoconsommation. Les achats plus importants ne compensent donc pas la baisse de l'autoconsommation.

### GRAPHIQUES II.1 A II.4.

#### Les dépenses alimentaires et les autres dépenses en fonction de la dépense totale.



#### b) Les dépenses alimentaires

Le tableau II-7 donne une vue d'ensemble des tests selon le modèle semi-logarithmique. Le tableau II-8 donne les ajustements obtenus.

En premier lieu il est intéressant de remarquer que les droites d'ajustement relatives aux différentes catégories de commune sont parallèles pour presque tous les produits (tous les  $F_1$  sont inférieurs à la valeur limite 2,37), à l'exception des achats de légumes verts et racines, de fruits autres que les agrumes et les bananes, de volailles, lapins et gibier. On peut conclure que les différences de comportement entre les habitants des diverses communes s'expriment par un décalage constant à ces exceptions près. On peut faire des réserves quant aux produits pour lesquels les corrélations sont faibles: leur consommation dépend peu du revenu, les paramètres peuvent ne pas être significativement différents du seul fait de l'imprécision avec laquelle ils sont déterminés. Le tableau II-7 permet de distinguer 4 groupes de produits :

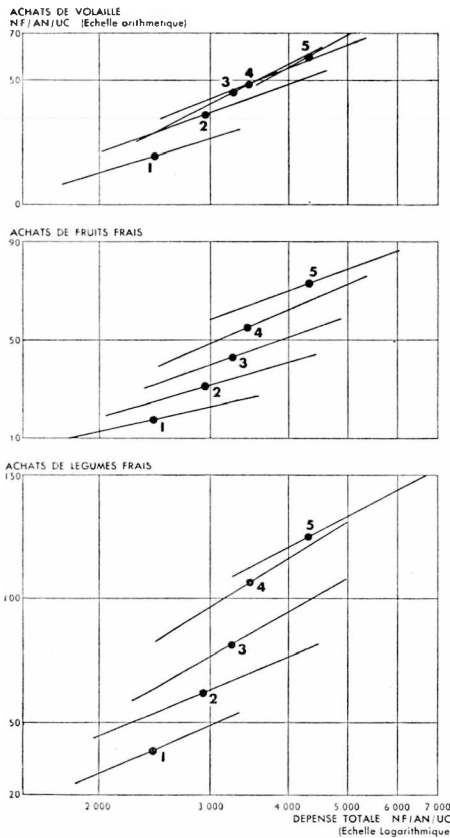
1. **Les produits pour lesquels l'hétérogénéité est totale.** — Il s'agit des achats de légumes verts et racines, fruits frais et volailles. Ce



sont les produits pour lesquels l'autoconsommation est la plus forte. Comme on peut l'observer sur le graphique II-5, le décalage est très important, la consommation moyenne à revenu égal est de plus en plus élevée lorsqu'on passe des communes rurales aux grandes villes, tandis que l'autoconsommation diminue en particulier pour les légumes et fruits. En ce qui concerne les achats de volailles la différence n'est nette qu'entre ruraux et urbains. L'élasticité en chaque point étant, à une constante près, le rapport du coefficient  $\hat{a}$  à la consommation effective, l'élasticité diminuerait beaucoup des petites aux grandes villes si les pentes étaient égales. En fait, les pentes sont différentes et l'élasticité de la dépense des légumes et fruits calculée pour une valeur moyenne de la dépense totale, diminue lorsqu'on passe des communes rurales aux villes de plus en plus grandes; elle est très faible à Paris. Il n'en est pas de même pour les achats de volailles; l'autoconsommation n'existe que chez les ruraux et l'élasticité semble augmenter en même temps que la consommation moyenne dans les villes.

## GRAPHIQUE II.5

**Produits pour lesquels les ajustements selon les communes sont significativement différents**



### 2. Les produits pour lesquels les ajustements sont parallèles mais les consommations moyennes augmentent avec l'importance des communes.

— Il s'agit des achats de viande de veau et de charcuterie, de fromage, d'agrumes et de bananes. Ces produits ne se distinguent pas tellement du groupe précédent; seulement l'effet de l'autoconsommation n'est pas suffisamment fort pour entraîner une déformation de la pente des ajustements.

Lorsque le revenu augmente les achats augmentent d'une valeur égale pour toutes les catégories de commune; les seules différences se traduisent par un accroissement de la consommation à dépense totale égale lorsqu'on passe des villages aux grandes villes, mais d'un pourcentage de plus en plus faible lorsque augmente la taille de la commune. Le graphique II-6 illustre ce comportement pour les différents produits (l'ajustement concernant les achats de viande moins le bœuf et le porc est obtenu par différence des trois ajustements séparés). Les habitants des grandes villes, et les Parisiens surtout, se distinguent des autres ménages non agricoles.

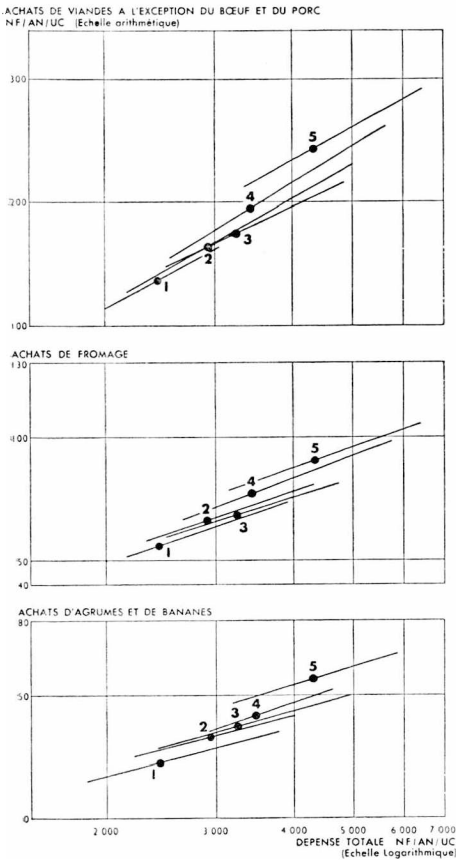
### 3. Les produits pour lesquels les ajustements sont parallèles mais les consommations moyennes diminuent quand la taille de la commune augmente (graphique II-7).

— Il s'agit de

lation est médiocre : produits à base de céréales, corps gras en particulier le beurre, produits d'épicerie, porc frais et œufs. On observe un décalage très net entre les consommations moyennes au détriment des grandes villes. Ce résultat est assez surprenant dans le cas des œufs car si l'on tient compte d'une autoconsommation décroissante lorsque augmente la taille de la commune, les citadins en consomment vraiment peu relativement aux ruraux ; la même remarque vaut pour le beurre et le porc.

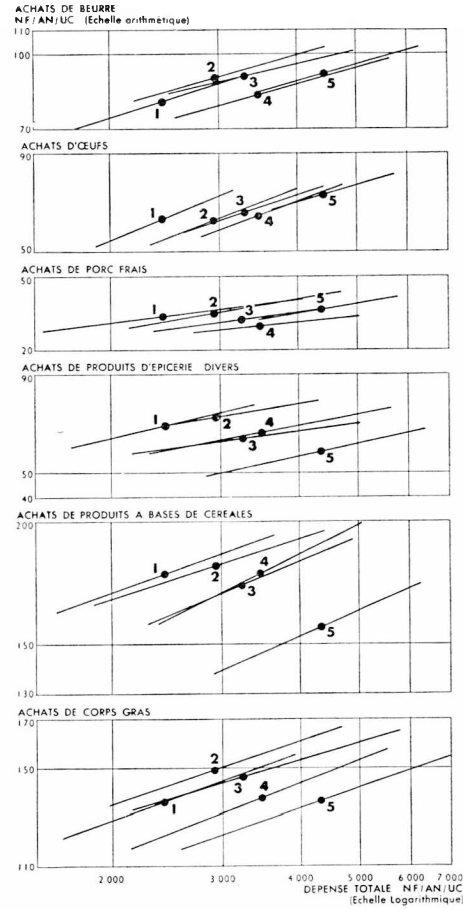
**GRAPHIQUE II.6**

**Produits pour lesquels les ajustements sont parallèles et les consommations moyennes augmentent avec l'importance de la commune.**



**GRAPHIQUE II.7**

**Produits pour lesquels les ajustements sont parallèles et les consommations moyennes diminuent avec l'importance de la commune.**



Il est évidemment normal que les citadins, en l'absence de jardins familiaux ou de basses-cours aient des achats alimentaires plus importants que les ruraux ; il est intéressant de remarquer que cet accroissement s'accompagne d'une distorsion de la structure des consommations : les produits **autoconsommés** dans les communes rurales et les petites villes sont remplacés par des produits **achetés** tout différents.

TABLEAU II-7

## Coefficients de corrélation selon les communes, et rapports F (p. 12)

Achats alimentaires

Catégories de communes  Produits	Coefficients de corrélation R <sup>2</sup>					F <sub>1</sub>	F <sub>2</sub>	F <sub>3</sub>
	Communes rurales (1)	C. urbaines de moins de 10 000 hab. (2)	C. urbaines de 10 000 à 100 000 hab. (3)	C. urbaines de 100 000 hab. et plus (4)	Agglomération de Paris (5)			
Dépense alimentaire totale .....	0,92	0,87	0,90	0,90	0,89	(9,47)	1,55	(29,00)
Produits à base de céréales .....	0,59	0,34	0,48	0,53	0,55	1,02	(10,33)	(211,00)
Légumes .....	0,77	0,51	0,72	0,57	0,56	0,12	(12,98)	(283,00)
dont : légumes frais .....	0,79	0,60	0,73	0,63	0,61	(2,71)	(13,06)	(380,30)
Fruits .....	0,84	0,72	0,88	0,77	0,83	(9,30)	(4,40)	(474,00)
dont } agrumes .....	0,61	0,50	0,65	0,55	0,61	1,02	1,28	(72,40)
} bananes .....								
} autres fruits .....	0,66	0,70	0,68	0,64	0,62	(6,53)	(3,91)	(317,50)
Viandes .....	0,76	0,61	0,62	0,70	0,59	0,59	2,24	(6,71)
dont : bœuf .....	0,68	0,38	0,44	0,46	0,49	1,18	1,91	0,09
} porc frais .....	0,06	0,29	0,24	0,23	0,23	0,36	2,08	(7,53)
} jambon, charcuterie .....	0,73	0,35	0,48	0,71	0,57	0,97	(7,40)	(3,00)
Volailles, œufs, poissons .....	0,77	0,50	0,67	0,57	0,65	1,76	(5,19)	(18,96)
dont : volailles et gibiers .....	0,53	0,37	0,59	0,46	0,63	(4,75)	(2,28)	(20,23)
} œufs .....	0,67	0,48	0,44	0,54	0,32	0,68	1,48	(20,29)
} poissons .....	0,71	0,47	0,58	0,53	0,46	1,50	2,14	0,01
Produits laitiers .....	0,66	0,44	0,32	0,50	0,33	2,32	(4,36)	(21,98)
dont : fromage .....	0,70	0,50	0,52	0,70	0,69	1,16	2,58	(38,24)
Corps gras .....	0,30	0,19	0,27	0,39	0,46	0,21	(4,78)	(32,80)
dont : beurre .....	0,44	0,26	0,30	0,46	0,48	0,66	(5,52)	(10,35)
Produits d'épicerie divers .....	0,09	0,22	0,20	0,39	0,50	0,40	(20,53)	(56,29)
Boissons .....	0,59	0,44	0,56	0,43	0,65	1,42	(3,93)	(0,01)
dont : vins .....	0,56	0,33	0,39	0,28	0,48	1,23	(6,81)	(2,09)

Les valeurs des rapports F ayant la probabilité 5 % d'être dépassées s'il y a homogénéité sont respectivement : F<sub>1</sub> = 2,37, F<sub>2</sub> = 2,60, F<sub>3</sub> = 3,84.

On rejette l'hypothèse d'homogénéité pour les valeurs supérieures (chiffres entre parenthèses; sont également rejetés les coefficients F<sub>3</sub> qui suivent un F<sub>1</sub> ou un F<sub>2</sub> significatif).

**4. Les produits pour lesquels il n'y a pas de différence selon les catégories de commune.** — Ce sont le bœuf et le poisson, produits pour lesquels les droites des différentes catégories de commune sont confondues. Les dépenses de boisson peuvent être intégrées dans ce groupe, en dépit de légères différences de consommations moyennes entre les catégories de communes. Ces différences ne sont pas systématiques.

L'ensemble de ces résultats suggère deux conclusions : d'une part une certaine désaffection pour les produits pauvres, produits à élasticités faibles par exemple, quand on va vers les grandes villes ; d'autre part une substitution des achats à l'autoconsommation, cette substitution ne se faisant pas au niveau du produit lui-même. Certains produits en effet tels les œufs et le beurre semblent délaissés au profit des fruits, légumes, fromages et volailles. Le citadin est peut-être tenté par la diversité de l'offre. Soulignons cependant que cette analyse porte **sur les dépenses et non sur les quantités**; la structure des prix varie selon les catégories de communes ce qui peut contribuer aux variations constatées.

Enfin on a tenté des regroupements des catégories de commune. Le comportement de l'ensemble des ménages urbains (catégories 2 à 5) est homogène en ce qui concerne les achats de volailles, œufs, poissons. L'ensemble des communes à l'exception à la fois des communes rurales et de l'agglomération parisienne c'est-à-dire les villes de province, est homogène en ce qui concerne les viandes, les volailles et les produits laitiers.

### c) Les dépenses non alimentaires et les consommations hors du domicile

Il y a ici beaucoup plus de similitude de comportement entre les catégories de commune, malheureusement il s'agit de grands groupes beaucoup plus hétérogènes dans leur définition que les groupes alimentaires. Le tableau II-9 présente les résultats de façon analogue au tableau II-7.

— En ce qui concerne les loyers, les dépenses d'entretien et d'énergie, les dépenses d'éducation et de loisirs et l'ensemble des dépenses diverses, il n'y a pas de différence significative selon les catégories de commune.

Pour les autres groupes le comportement est différent. Comme il s'agit de modèles logarithmiques les pentes sont les élasticités elles-mêmes.

— On observe des différences d'élasticité entre catégories de commune pour deux groupes seulement, les dépenses de transport et les dépenses d'hygiène et soins. Pour les premières l'élasticité très élevée diminue régulièrement lorsqu'on passe des communes rurales aux villes de plus en plus grandes ; elle est de 3,31 chez les ruraux et passe à 2,24 à Paris <sup>(1)</sup> ; en outre on observe un accroissement de ces dépenses à revenu égal. La corrélation est de plus en plus élevée lorsqu'on va vers les grandes villes où les erreurs aléatoires diminuent certainement du fait en particulier que les dépenses de transport en commun prennent une plus large part. En ce qui concerne les dépenses d'hygiène et soins il faut noter d'abord une corrélation faible chez les ruraux et dans les petites villes ; ce groupe de dépenses est mal défini et comporte un grand nombre de dépenses sans rapport entre elles.

(1) Se reporter au paragraphe 4 de ce chapitre, tableau II-14.

	Communes rurales	Communes urbaines de moins de 10 000 habitants
Dépense alimentaire totale .....	$y = 1\ 810 \log x - 10\ 349$ (142)	$y = 1\ 965 \log x - 11\ 286$ (199)
Produits à base de céréales .....	$y = 88 \log x - 386$ (19)	$y = 90 \log x - 397$ (33)
Légumes .....	$y = 172 \log x - 1\ 029$ (25)	$y = 176 \log x - 1\ 026$ (46)
dont : légumes verts et racines .....	$y = 109 \log x - 656$ (15)	$y = 108 \log x - 635$ (23)
Fruits .....	$y = 138 \log x - 832$ (16)	$y = 159 \log x - 954$ (26)
dont : agrumes, bananes .....	$y = 65 \log x - 390$ (14)	$y = 63 \log x - 378$ (17)
autres fruits frais .....	$y = 54 \log x - 330$ (10)	$y = 74 \log x - 445$ (13)
Viandes .....	$y = 467 \log x - 2\ 699$ (69)	$y = 423 \log x - 2\ 411$ (90)
dont : bœuf .....	$y = 168 \log x - 966$ (31)	$y = 110 \log x - 588$ (37)
porc frais .....	$y = 31 \log x - 163$ (33)	$y = 45 \log x - 254$ (18)
jambon, charcuterie .....	$y = 95 \log x - 553$ (15)	$y = 99 \log x - 576$ (36)
Volaille, œufs, poissons .....	$y = 178 \log x - 1\ 052$ (26)	$y = 183 \log x - 1\ 074$ (48)
dont : volaille, gibier .....	$y = 77 \log x - 474$ (19)	$y = 86 \log x - 520$ (29)
œufs .....	$y = 103 \log x - 595$ (19)	$y = 97 \log x - 567$ (27)
poissons .....	$y = 72 \log x - 418$ (12)	$y = 79 \log x - 465$ (22)
Produits laitiers .....	$y = 108 \log x - 580$ (20)	$y = 96 \log x - 495$ (29)
dont : fromage .....	$y = 82 \log x - 469$ (14)	$y = 83 \log x - 472$ (22)
Corps gras .....	$y = 90 \log x - 436$ (36)	$y = 83 \log x - 390$ (23)
dont : beurre .....	$y = 75 \log x - 399$ (22)	$y = 70 \log x - 359$ (31)
Produits d'épicerie divers .....	$y = 50 \log x - 248$ (41)	$y = 40 \log x - 185$ (20)
Boissons .....	$y = 241 \log x - 1\ 362$ (52)	$y = 268 \log x - 1\ 522$ (80)
dont : vins .....	$y = 143 \log x - 826$ (33)	$y = 152 \log x - 878$ (7)

(1) Modèle  $y = \hat{a}(2\sigma\hat{a}) \log x + \hat{b}\sigma\hat{a}$  et  $\sigma\hat{b}$  étant l'écart-type de  $\hat{a}$ .

$y$  = Dépense spécifique NF/an/UC.

$x$  = Dépense totale  $1/10^3$  NF/an/UC.

entaires

Communes urbaines de 10 000 à 100 000 habitants	Communes urbaines de 100 000 habitants et plus	Agglomération de Paris	Ensemble des catégories de communes dans le cas où les ajustements ne sont pas significativement différents
$y = 1\ 967 \log x - 11\ 311$ (172)	$y = 2\ 092 \log x - 12\ 098$ (189)	$y = 2\ 505 \log x - 14\ 771$ (241)	
$y = 104 \log x - 505$ (29)	$y = 122 \log x - 619$ (31)	$y = 109 \log x - 594$ (27)	
$y = 177 \log x - 1\ 019$ (30)	$y = 169 \log x - 949$ (40)	$y = 162 \log x - 899$ (40)	
$y = 142 \log x - 845$ (23)	$y = 157 \log x - 920$ (33)	$y = 139 \log x - 798$ (31)	
$y = 186 \log x - 1\ 120$ (18)	$y = 232 \log x - 1\ 402$ (34)	$y = 195 \log x - 1\ 149$ (24)	
$y = 69 \log x - 413$ (14)	$y = 83 \log x - 502$ (20)	$y = 77 \log x - 456$ (17)	
$y = 92 \log x - 555$ (17)	$y = 108 \log x - 653$ (22)	$y = 93 \log x - 543$ (20)	
$y = 393 \log x - 2\ 218$ (82)	$y = 470 \log x - 2\ 723$ (84)	$y = 457 \log x - 2\ 609$ (107)	
$y = 131 \log x - 723$ (39)	$y = 134 \log x - 749$ (39)	$y = 146 \log x - 822$ (41)	$y = 141 \log x - 793$ (15) (96)
$y = 28 \log x - 150$ (14)	$y = 33 \log x - 184$ (16)	$y = 42 \log x - 242$ (21)	
$y = 86 \log x - 491$ (24)	$y = 117 \log x - 687$ (20)	$y = 98 \log x - 568$ (23)	
$y = 231 \log x - 1\ 370$ (43)	$y = 195 \log x - 1\ 139$ (45)	$y = 234 \log x - 1\ 401$ (47)	
$y = 126 \log x - 777$ (28)	$y = 99 \log x - 599$ (29)	$y = 143 \log x - 891$ (31)	
$y = 82 \log x - 465$ (24)	$y = 93 \log x - 544$ (23)	$y = 81 \log x - 463$ (33)	
$y = 80 \log x - 470$ (18)	$y = 76 \log x - 444$ (19)	$y = 73 \log x - 424$ (22)	$y = 76 \log x - 441$ (7) (46)
$y = 64 \log x - 285$ (25)	$y = 93 \log x - 472$ (25)	$y = 72 \log x - 336$ (28)	
$y = 70 \log x - 386$ (18)	$y = 93 \log x - 532$ (16)	$y = 90 \log x - 509$ (17)	
$y = 73 \log x - 331$ (32)	$y = 94 \log x - 475$ (32)	$y = 88 \log x - 443$ (26)	
$y = 57 \log x - 278$ (23)	$y = 69 \log x - 370$ (20)	$y = 57 \log x - 285$ (16)	
$y = 32 \log x - 144$ (17)	$y = 48 \log x - 250$ (16)	$y = 51 \log x - 278$ (14)	
$y = 244 \log x - 1\ 389$ (57)	$y = 205 \log x - 1\ 137$ (64)	$y = 300 \log x - 1\ 745$ (60)	
$y = 122 \log x - 695$ (40)	$y = 97 \log x - 538$ (42)	$y = 155 \log x - 894$ (45)	

TABLEAU I

## Coefficients de corrélation selon les communes, et rapports F (p. 12)

## Dépenses non alimentaires

Catégories de communes  Dépenses	Coefficients de corrélation R <sup>2</sup>					F <sub>1</sub>	F <sub>2</sub>	F <sub>3</sub>
	Communes rurales  (1)	C. urbaines de moins de 10 000 hab.  (2)	C. urbaines de 10 000 à 100 000 hab.  (3)	C. urbaines de 100 000 hab. et plus  (4)	Agglomération de Paris  (5)			
Dépense non alimentaire totale .....	0,99	0,94	0,96	0,99	0,99	1,69	2,54	(16,17)
Habillement .....	0,73	0,83	0,87	0,87	0,91	1,08	1,77	(5,32)
Loyers et charges.....	0,41	0,60	0,66	0,50	0,76	0,49	0,95	1,96
Équipement du logement .....	0,83	0,55	0,70	0,77	0,73	0,82	2,32	(19,32)
Fournitures, énergie .....	0,51	0,44	0,55	0,41	0,56	2,14	0,35	3,49
Hygiène et soins .....	0,50	0,41	0,65	0,70	0,75	(3,04)	(8,34)	(4,55)
Transports, vacances.....	0,80	0,77	0,79	0,85	0,90	(6,41)	(2,82)	(2,34)
Culture, loisirs .....	0,72	0,79	0,84	0,83	0,87	1,51	0,49	3,01
Dépenses diverses .....	0,36	0,13	0,53	0,73	0,62	1,39	0,40	0,01
Consommation hors du domicile .....	0,56	0,69	0,42	0,58	0,56	2,18	(8,58)	(0,36)

Les valeurs des rapports F ayant la probabilité 5 % d'être dépassées si il y a homogénéité, sont respectivement : F<sub>1</sub> = 2,37, F<sub>2</sub> = 2,60, F<sub>3</sub> = 3,84. On rejettera l'hypothèse d'homogénéité pour les valeurs supérieures (chiffre entre parenthèses; sont également rejetés les coefficients F<sub>3</sub> qui suivent un F<sub>1</sub> ou un F<sub>2</sub> significatif).

— En ce qui concerne l'équipement du logement, l'habillement, et les consommations prises hors du domicile il n'y a pas de différence significative entre les élasticités. Dans les deux premiers cas l'hétérogénéité vient d'une diminution de la dépense moyenne dans les grandes villes ; à revenu égal les dépenses d'équipement du logement sont spécialement faibles à Paris. En revanche, l'hétérogénéité concernant les consommations et repas pris hors du domicile vient d'une dépense moyenne beaucoup plus élevée à Paris.

### 3. — L'influence de la catégorie socio-professionnelle

La comparaison porte sur des groupes malheureusement peu homogènes : ce sont les six groupes désignés page 17. Le nombre des ménages interrogés dans chacun de ces groupes est donné au tableau II-1, page 19.

L'analyse tient compte, par la pondération des observations, du nombre de ménages de chaque catégorie ; en conséquence les tests concluent à une homogénéité d'ensemble, même si un groupe particulier dont l'effectif est faible a un comportement singulier. En particulier une similitude du comportement des ouvriers et des inactifs peut suggérer l'homogénéité du fait qu'à eux deux ils représentent 70% de l'échantillon total. La méthode nous dira donc dans quel cas on peut grouper les différentes professions sans biaiser l'estimation des paramètres, mais ne dira pas toujours si telle ou telle catégorie se comporte singulièrement.

Quoique peu homogènes les groupes que nous avons distingués correspondent dans une certaine mesure à un découpage de l'échelle des revenus ; ceci a l'inconvénient de diminuer la variation des niveaux de vie de chaque groupe et donc la variation de la variable explicative. Les relations trouvées risquent d'être peu significatives notamment si l'ajustement est semi-logarithmique ce qui accentue la concavité vers les extrêmes. La comparaison, par exemple, du comportement des inactifs à celui des professions libérales pourra amener à rejeter l'hypothèse d'homogénéité du fait que le modèle choisi n'est valable que pour un petit intervalle de variation de la dépense totale ; ces intervalles étant très éloignés pour les deux catégories en question l'ajustement valable pour l'une ne le sera pas pour l'autre. Dans ce cas on ne constate pas l'hétérogénéité des deux groupes mais l'impropriété du modèle. En outre, les classes de revenus selon lesquelles les ménages ont été groupés sont les mêmes pour toutes les catégories socio-professionnelles ; il en résulte une assez mauvaise répartition des effectifs pour les groupes à revenus faibles, inactifs et ouvriers.

Dans l'analyse selon les catégories de communes nous avons pu considérer les élasticités pour une valeur moyenne de la dépense totale (3 740 NF par U.C.). Cela n'est plus possible ici : cette moyenne est au-dessous de l'intervalle observé dans le cas des cadres moyens et surtout des professions libérales. Une élasticité en ce point risque donc d'être surestimée. La présentation semi-logarithmique est peu suggestive dans ces cas où il n'y a pas de raison pour que les différences de comportement présentent une continuité. Les graphiques sont faits en échelle logarithmique et réduits à la présentation du point moyen pour chaque profession et de l'élasticité en ce point (c'est-à-dire la tangente à la courbe qui illustrerait le modèle semi-logarithmique dans ce système de coordonnées). Enfin, pour pouvoir porter un jugement sur l'homogénéité des ensembles, nous avons présenté la courbe dont l'équation est :

$$y = \bar{y} - \hat{a}_e(x - \bar{x})$$



où  $y$  désigne la dépense spécifique,  $x$  le logarithme de la dépense totale. Dans le cas où il y a homogénéité les droites de chaque catégorie socio-professionnelle doivent être tangentes à cette courbe.

#### a) Répartition de la dépense alimentaire et des autres dépenses

Les résultats sont présentés au graphique II-8. Si l'on classe les catégories socio-professionnelles d'après la part consacrée aux achats non alimentaires à dépense totale égale, les cadres supérieurs et professions libérales viennent en premier lieu, les artisans et commerçants viennent ensuite avec les cadres moyens, puis les inactifs et les employés qui consacrent une part plus importante à l'alimentation ; enfin les ouvriers se distinguent par la proportion élevée de leurs achats alimentaires. L'élasticité de la dépense non alimentaire est plus forte pour ces trois dernières professions. Quoiqu'ayant un revenu égal, les commerçants et les employés ont un comportement significativement différent ; l'autofourniture, importante chez les commerçants (1) et qui n'est pas comprise dans les dépenses alimentaires, explique probablement leur dépense alimentaire plus faible.

Le fait de ne pas analyser séparément les catégories socio-professionnelles ou les catégories de communes introduit un biais, soit que les élasticités pour les catégories soient significativement différentes, soit que les ajustements correspondant à chacune soient décalés (Cf. chapitre I, graphiques I-4 A et I-4 B page 13). Le sens du biais est différent dans les deux analyses. Comparons les graphiques II-4 et II-8. Dans le cas de l'analyse selon la catégorie de commune, le décalage se traduit par une dépense non alimentaire plus forte dans les communes rurales et les petites villes, c'est-à-dire là où le revenu est le plus faible ; en conséquence, une estimation portant sur l'ensemble sans distinction de la catégorie de commune conduit à une élasticité **trop faible**. (On trouverait 1,30, chiffre plus faible que les chiffres relatifs à chaque catégorie séparément.) En revanche le décalage observé dans l'analyse selon la catégorie socio-professionnelle (graphique II-8), traduit un accroissement de la dépense non alimentaire, à revenu égal, pour les catégories aisées, l'estimation sur l'ensemble conduit alors à une **surestimation** de l'élasticité. On trouverait là encore 1,30, chiffre plus fort que ceux relatifs à chaque catégorie socio-professionnelle. Le tableau II-10 met en évidence des estimations très différentes dans les deux analyses. Les élasticités correspondant à chacune des catégories socio-professionnelles sont **sous-estimées** du fait qu'on a ignoré les différentes catégories de communes, c'est l'inverse pour ces dernières.

TABLEAU II-10

#### Élasticité de la dépense totale non alimentaire

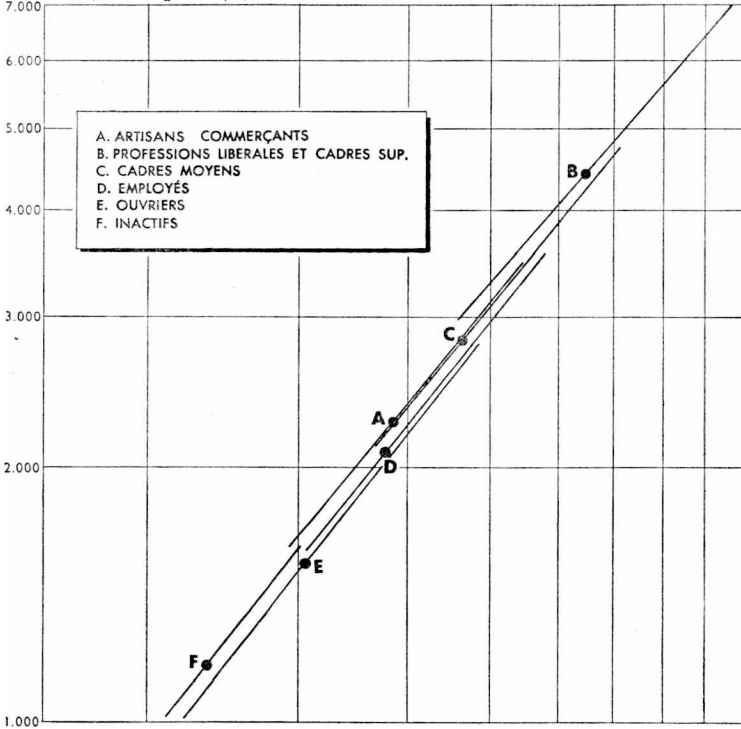
Selon la profession		Selon la catégorie de commune	
Commerçants .....	1,24	Communes rurales .....	1,31
Professions libérales.....	1,17	Communes urbaines — 10 000 habitants.....	1,39
Cadres moyens .....	1,24	Communes urbaines 10 à 100 000 habitants...	1,34
Employés .....	1,27	Communes urbaines + 100 000 habitants ...	1,32
Ouvriers .....	1,28	Agglomération parisienne .....	1,28
Inactifs .....	1,29	Moyenne pondérée des élasticités $\hat{a}_e$ (page 10)	1,32
Moyennes significative- ment différentes			

(1) L'autoconsommation est en effet de 465 NF par ménage et par an chez les petits commerçants alors qu'elle est de 197 NF seulement pour le reste de la population non agricole.

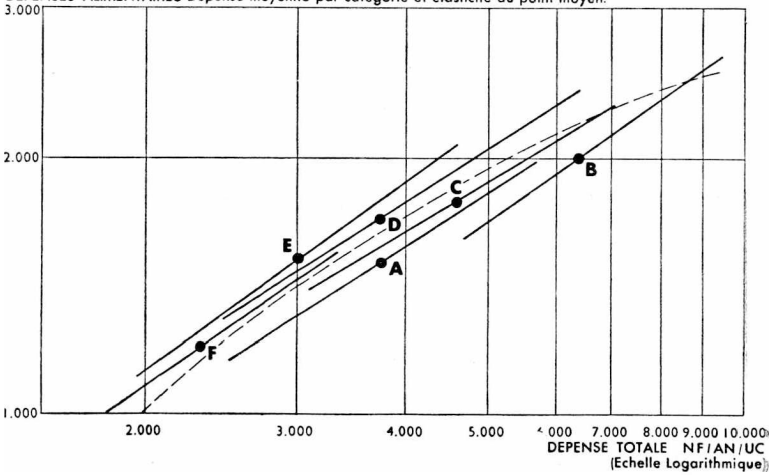
## GRAPHIQUE II.8

### Les dépenses alimentaires et les autres dépenses en fonction de la dépense totale.

DEPENSES NON ALIMENTAIRES  
NF / AN / UC (Echelle Logarithmique)



DEPENSES ALIMENTAIRES Dépense moyenne par catégorie et élasticité au point moyen.



L'élasticité élevée chez les inactifs concorde avec celle que l'on observe dans les communes rurales. Dans la suite on remarquera que les coefficients de corrélation calculés pour cette catégorie sont les meilleurs : ce groupe est le plus homogène des groupes étudiés du fait qu'il est composé d'une majorité de personnes âgées et de 43 % de ménages ruraux. Ceci revient à dire que les relations qu'on y observe ont plus de sens. Pour les autres catégories, les élasticités sont certainement biaisées.

## b) Les dépenses alimentaires

Étant donné les biais importants mis en évidence dans l'analyse selon les catégories de commune, les comparaisons selon les professions auraient dû être faites à l'intérieur d'une commune donnée. Rappelons que les résultats de l'analyse précédente mettaient en évidence des différences de comportement entre habitants des différentes catégories de commune spécialement fortes dans le domaine des achats alimentaires. Puisque l'analyse présente ignore ces différences, le biais subsiste ; les variances autour des ajustements relatifs à chaque catégorie socio-professionnelle traduiront ces écarts, entraînant des coefficients de corrélation plus faibles que ceux que l'on observait pour chaque commune. Il est intéressant de comparer les tableaux II-7 et II-9 aux tableaux II-11 et II-13. Le tableau II-11 permet de diviser les achats alimentaires en trois groupes principaux :

1. — **Les produits pour lesquels il n'y a pas de différence de comportement selon la profession.** — Il s'agit des achats de volailles, œufs et poissons. Nous avons mis également dans ce groupe les achats de fruits. Cependant le coefficient  $F_1$  est trop élevé pour qu'on puisse accepter l'hypothèse des pentes égales. En fait, comme il s'agit des achats dont l'élasticité est la plus élevée, le modèle semi-logarithmique n'est pas très correct. Il accentue la saturation et donne une estimation trop faible de l'élasticité pour les revenus élevés, trop forte pour les revenus bas. Pour que les pentes soient égales il faudrait que les droites correspondant à chaque profession sur le graphique II-9 soient tangentes à la courbe en tiret. Les professions libérales et cadres supérieurs ont une élasticité plus élevée que l'élasticité moyenne à ce niveau ; lorsqu'on enlève cette catégorie de l'ensemble, la valeur de  $F_1$  est réduite à 0,85, c'est-à-dire que les différences entre les pentes ne sont plus significatives.

En ce qui concerne les achats de volailles, la figure traduit une différence de comportement des employés (D). Les tests concluent cependant à l'homogénéité, ceci du fait de la mauvaise corrélation observée dans ce groupe.

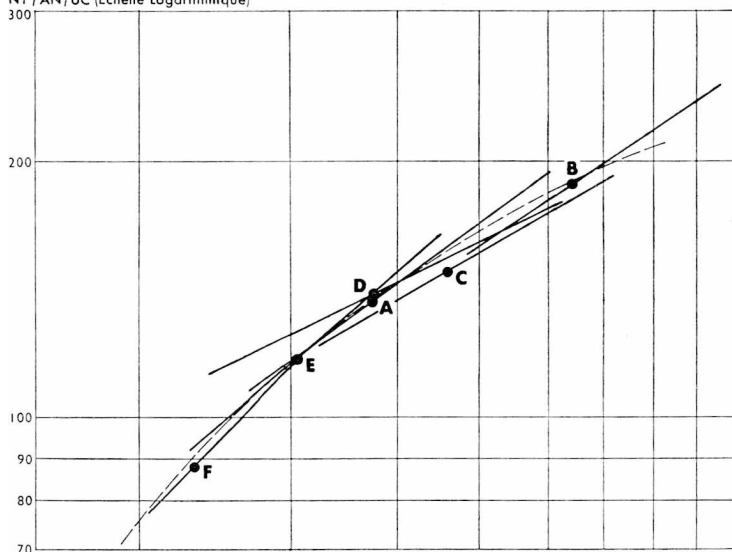
2. **Les produits pour lesquels les ajustements sont parallèles.** — Le second test n'a pas le même intérêt ici que dans l'analyse selon les catégories de commune ; en effet il n'y a pas de raison pour que l'on observe une continuité dans les différences entre les catégories socio-professionnelles. Dès lors que les moyennes ne suivent pas la même loi que chacune des catégories, il est sans importance qu'elles soient alignées ou non.

Ce groupe comprend les achats de viandes, de légumes et de corps gras. Les résultats sont présentés sur le graphique II-10. En ce qui concerne les achats de viande on observe une consommation très forte chez les ouvriers, et faible chez les inactifs et les professions libérales à revenu égal. La consommation de légumes est par contre plus élevée chez les employés et les cadres moyens ; enfin on retrouve la même configuration pour les corps gras que celle observée au graphique II-7, sans pouvoir expliquer ce phénomène ; il faut noter que les corrélations sont assez médiocres pour ce groupe de produits.

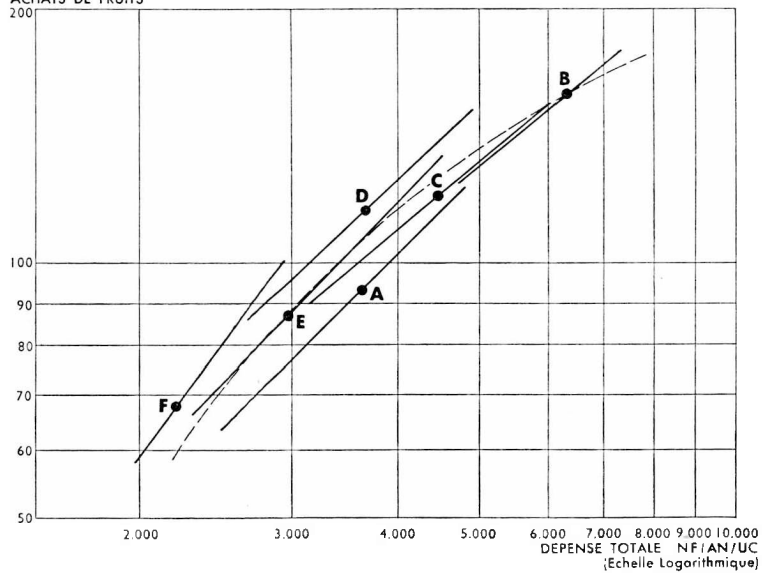
## GRAPHIQUE II.9

Produits pour lesquels les ajustements selon les catégories socio-professionnelles ne sont pas significativement différents.

ACHATS DE VOLAILLES, ŒUFS, POISSONS  
NF / AN / UC (Echelle Logarithmique)



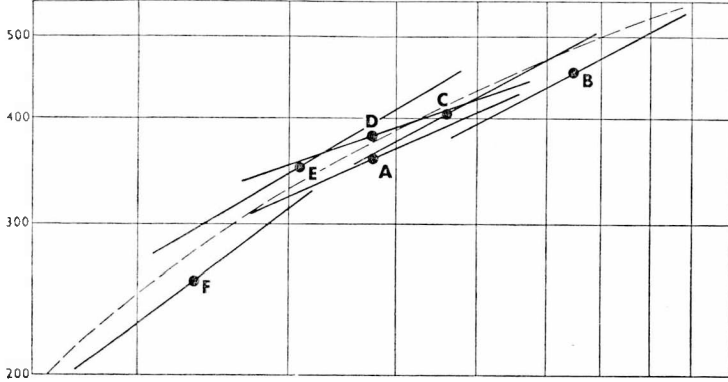
ACHATS DE FRUITS



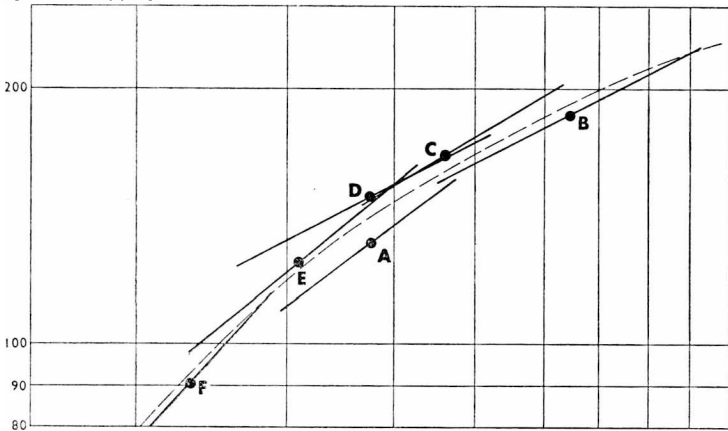
## GRAPHIQUE II.10

Produits pour lesquels les ajustements  
selon les catégories socio-professionnelles sont parallèles.

ACHATS DE VIANDES  
NF/AN/UC (Echelle Logarithmique)



ACHATS DE LEGUMES



ACHATS DE CORPS GRAS

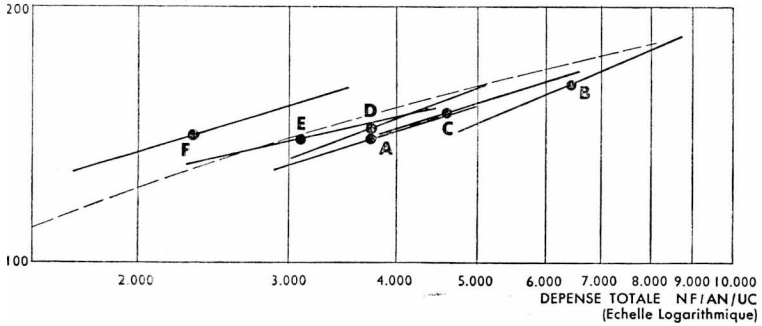


TABLEAU II-II

## Coefficients de corrélation selon les professions et rapports F (p. 12)

## Achats alimentaires

Catégories socio-professionnelles  Produits	Coefficients de corrélation R <sup>2</sup>						F <sub>1</sub>	F <sub>2</sub>	F <sub>3</sub>
	(A) Artisans commerçants	(B) Professions libérales	(C) Cadres moyens	(D) Employés	(E) Ouvriers	(F) Inactifs			
Dépense alimentaire totale .....	0,82	0,79	0,85	0,90	0,95	0,95	(11,76)	(24,99)	(51,62)
Produits à base de céréales .....	0,22	0,44	0,10	0,02	0,06	0,65	(8,56)	(3,77)	(5,73)
Légumes .....	0,58	0,47	0,47	0,43	0,68	0,82	0,42	(3,86)	(0,19)
Fruits .....	0,71	0,80	0,72	0,65	0,85	0,86	(2,37)	(0,08)	(0,32)
Viandes .....	0,64	0,57	0,54	0,27	0,60	0,83	1,47	(10,02)	(0,27)
Volailles, œufs, poissons .....	0,61	0,49	0,44	0,18	0,55	0,86	1,42	0,77	0,02
Produits laitiers .....	0,42	0,24	0,25	0,15	0,26	0,78	(5,23)	(4,61)	(1,06)
Corps gras .....	0,34	0,25	0,29	0,48	0,23	0,46	0,57	0,01	(37,86)
Produits d'épicerie divers .....	0,22	0,37	0,04	0,25	0,05	0,46	(6,46)	(3,79)	(17,28)
Boissons .....	0,53	0,45	0,60	0,47	0,72	0,59	(2,97)	(11,77)	(60,47)
Consommation hors du domicile ..	0,13	0,39	0,27	0,38	0,30	0,49	(6,04)	(1,32)	(4,15)

Les valeurs des rapports F ayant la probabilité 5 % d'être dépassées si il y a homogénéité sont respectivement :  $F_1 = 2,09$ ,  $F_2 = 2,21$ ,  $F_3 = 2,99$ . On rejettera l'hypothèse d'homogénéité pour les valeurs supérieures (chiffres entre parenthèses; sont également rejetés les coefficients  $F_3$  qui suivent un  $F_1$  ou un  $F_2$  significatif).

TABLEAU II-12

Ajustements obtenus pour chaq

Ach

	Artisans, petits commerçants (A)	Professions libérales, cadres supérieurs (B)	Cadres moyens (C)
Dépense alimen- taire totale.....	$y = 2\ 278 \log x - 13\ 456$ (284)	$y = 3\ 293 \log x - 20\ 421$ (500)	$y = 2\ 474 \log x - 14\ 707$ (285)
Produits à base de céréales.....	$y = 66 \log x - 269$ (34)	$y = 197 \log x - 1\ 148$ (67)	$y = 51 \log x - 162$ (42)
Légumes .....	$y = 229 \log x - 1\ 373$ (53)	$y = 216 \log x - 1\ 284$ (68)	$y = 221 \log x - 1\ 318$ (66)
Fruits .....	$y = 222 \log x - 1\ 365$ (38)	$y = 309 \log x - 1\ 939$ (46)	$y = 237 \log x - 1\ 456$ (41)
Viandes .....	$y = 402 \log x - 2\ 275$ (81)	$y = 561 \log x - 3\ 363$ (147)	$y = 491 \log x - 2\ 861$ (126)
Volaille, œufs, pois- sons .....	$y = 234 \log x - 1\ 403$ (51)	$y = 292 \log x - 1\ 800$ (90)	$y = 200 \log x - 1\ 184$ (63)
Produits laitiers ...	$y = 107 \log x - 579$ (34)	$y = 100 \log x - 518$ (53)	$y = 74 \log x - 348$ (36)
Corps gras .....	$y = 105 \log x - 554$ (40)	$y = 132 \log x - 749$ (69)	$y = 108 \log x - 572$ (47)
Produits d'épicerie divers	$y = 43 \log x - 220$ (22)	$y = 115 \log x - 709$ (45)	$y = 17 \log x - 50$ (24)
Boissons .....	$y = 306 \log x - 1\ 814$ (78)	$y = 326 \log x - 2\ 003$ (108)	$y = 366 \log x - 2\ 198$ (83)
Consommations hors du domicile	$y = 564 \log x - 3\ 604$ (387)	$y = 1\ 044 \log x - 6\ 908$ (39s)	$y = 708 \log x - 4\ 557$ (323)
Ajustement pour l'ensemble des catégories socio-professionnelles dans le cas où il y a homogénéité			

(1) Modèle  $y = \hat{a} (2\sigma_{\hat{a}}) \log x + \hat{b}$ . $\sigma_{\hat{a}}$  étant l'écart-type de  $\hat{a}$ . $y$  = dépense spécifique NF/an/U.C. $x$  = dépense totale / 10<sup>3</sup> NF/an/U.C.

mentaires

Employés (D)	Ouvriers (E)	Inactifs (F)
$y = 2\,528 \log x - 14\,919$ (243)	$y = 2\,533 \log x - 14\,893$ (161)	$y = 1\,961 \log x - 11\,287$ (119)
$y = 21 \log x - 40$ (39)	$y = 35 \log x + 47$ (36)	$y = 119 \log x - 590$ (23)
$y = 180 \log x - 1\,033$ (59)	$y = 230 \log x - 1\,367$ (42)	$y = 230 \log x - 1\,376$ (28)
$y = 257 \log x - 1\,575$ (54)	$y = 215 \log x - 1\,305$ (24)	$y = 216 \log x - 1\,310$ (23)
$y = 305 \log x - 1\,617$ (143)	$y = 456 \log x - 2\,603$ (100)	$y = 468 \log x - 2\,717$ (56)
$y = 144 \log x - 805$ (86)	$y = 235 \log x - 1\,403$ (57)	$y = 219 \log x - 1\,308$ (23)
$y = 47 \log x - 171$ (32)	$y = 61 \log x - 269$ (28)	$y = 125 \log x - 679$ (17)
$y = 126 \log x - 685$ (37)	$y = 85 \log x - 411$ (41)	$y = 96 \log x - 473$ (28)
$y = 58 \log x - 318$ (28)	$y = 14 \log x - 23$ (17)	$y = 45 \log x - 221$ (13)
$y = 300 \log x - 1\,751$ (90)	$y = 375 \log x - 2\,215$ (62)	$y = 247 \log x - 1\,400$ (54)
$y = 1\,090 \log x - 7\,005$ (390)	$y = 828 \log x - 5\,251$ (341)	$y = 196 \log x - 1\,214$ (52)
<p>ale : volailles, œufs, poissons : <math>y = 221 \log x - 1\,315</math> (17) (112)</p>		



**3. Les produits pour lesquels l'hétérogénéité est totale.** — Ce sont ceux pour lesquels l'influence du revenu est faible et imprécise à l'exception des achats de boissons et des repas et consommations pris hors du domicile.

En ce qui concerne les achats de céréales le biais dû à l'influence de la catégorie de commune est tel qu'il rend presque dépourvues de sens les relations trouvées ici. Les corrélations ne sont satisfaisantes que pour les inactifs. Le même phénomène, atténué, s'observe pour les produits laitiers, ce qui rend douteuses les conclusions que l'on peut tirer pour ces produits. En revanche la corrélation concernant les achats d'épicerie est meilleure qu'elle ne l'était dans l'analyse selon les communes.

Les corrélations concernant les achats de boissons sont du même ordre que celles observées selon les catégories de commune ; la corrélation est maximum pour les ouvriers ; leurs achats sont plus élevés que dans les autres groupes et l'influence du revenu plus forte. Les inactifs ont une consommation également supérieure à la moyenne, en revanche les professions libérales se situent à l'écart avec une consommation faible, toujours compte tenu du revenu. On n'a pas fait figurer les ajustements dans le cas des repas pris à l'extérieur, l'hétérogénéité vient du comportement des inactifs : leur consommation est faible et augmente peu avec le revenu.

Pour conclure l'analyse des achats alimentaires, nous avons essayé de regrouper quelques catégories socio-professionnelles et appliqué les tests à ces groupes : le seul groupement homogène, au moins pour la plupart des produits, est celui des salariés qui comprend les cadres moyens, les employés et les ouvriers (C, D, E). Les tests concluent à une homogénéité de ces groupes pour les achats suivants : céréales, légumes, viandes, volailles et produits laitiers ; il n'y a pas d'homogénéité en ce qui concerne les achats de fruits, de corps gras, d'épicerie et de boissons. Toutefois, les cadres moyens ont une consommation systématiquement plus faible que les ouvriers.

Le groupe formé des professions libérales, des commerçants et des artisans c'est-à-dire les indépendants, se comporte différemment du groupe des salariés dans tous les cas. Enfin un examen de l'ensemble des graphiques II-8 à II-11 montre que pour un niveau donné de la dépense totale les artisans et petits commerçants ont une consommation systématiquement plus faible que les autres groupes, en raison probablement de l'auto-fourniture des commerçants. Les professions libérales ont également une consommation alimentaire plus faible, sauf pour les produits laitiers. Enfin, la consommation des cadres moyens n'est supérieure à la moyenne que pour les produits laitiers et les légumes et celle des inactifs pour les fruits et les boissons.

### c) Les dépenses non alimentaires

Les résultats figurent au tableau II-13. Les seules dépenses pour lesquelles l'ensemble est homogène sont celles consacrées aux transports collectifs et communications. Pour le reste on distingue deux catégories :

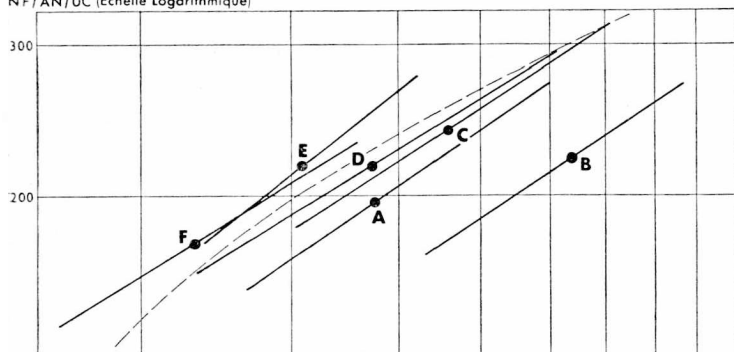
I — Les dépenses pour lesquelles l'élasticité n'est pas significativement différente ( $F_1 < 2,09$ ) ; c'est la majorité des cas. Il s'agit des dépenses de loyer ; le loyer des commerçants et artisans est particulièrement élevé par rapport à l'ensemble, il se peut qu'il y ait une part de loyers commerciaux dans l'estimation donnée par les ménages. Les dépenses d'équipement du logement font encore partie de ce groupe ainsi que les dépenses d'énergie domestique et de fournitures, les dépenses d'hygiène

## GRAPHIQUE II.11

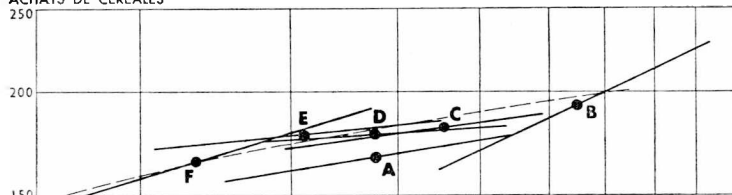
Produits pour lesquels les ajustements selon les catégories socio-professionnelles sont significativement différents.

ACHATS DE BOISSONS

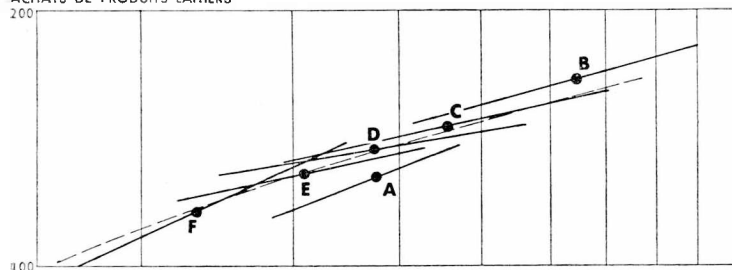
NF/AN/UC (Echelle Logarithmique)



ACHATS DE CEREALES



ACHATS DE PRODUITS LAITIERS



ACHATS D'ÉPICERIE

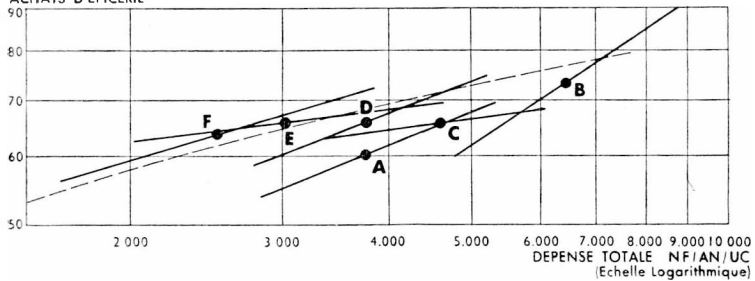


TABLEAU II-13

## Coefficients de corrélation selon les professions et rapports F (p. 12)

## Dépenses non alimentaires

Catégories socio-professionnelles  Dépenses	Coefficients de corrélation R <sup>2</sup>						F <sub>1</sub>	F <sub>2</sub>	F <sub>3</sub>
	(A) Artisans Commerçants	(B) Professions libérales	(C) Cadres moyens	(D) Employés	(E) Ouvriers	(F) Inactifs			
Dépense totale non alimentaire ...	0,99	0,97	0,97	0,99	0,99	0,99	(2,92)	(49,07)	(35,80)
Habillement .....	0,50	0,83	0,68	0,89	0,88	0,92	(2,75)	(13,45)	(0,91)
Loyer et charges .....	0,63	0,68	0,70	0,50	0,74	0,43	0,82	(13,85)	(1,45)
Équipement du logement .....	0,38	0,15	0,46	0,52	0,64	0,90	1,53	(11,89)	(0,59)
Fournitures, énergie .....	0,53	0,60	0,40	0,65	0,44	0,66	0,60	(26,67)	(37,57)
Hygiène et soins .....	0,26	0,27	0,46	0,64	0,67	0,62	0,54	(9,03)	(9,97)
dont : hygiène .....	0,46	0,53	0,64	0,67	0,82	0,86	2,03	(15,24)	(0,42)
Transports, vacances .....	0,63	0,54	0,81	0,59	0,83	0,83	(10,97)	(12,54)	(59,91)
dont : transports collectifs et P.T.T.	0,53	0,39	0,55	0,75	0,71	0,84	0,86	1,85	2,10
Culture, loisirs .....	0,63	0,38	0,69	0,70	0,79	0,73	0,54	0,54	(12,96)
Dépenses diverses .....	0,02	0,08	0,34	0,50	0,58	0,65	0,99	(45,73)	(120,83)

Les valeurs des rapports F ayant la probabilité 5 % d'être dépassées, si il y a homogénéité, sont respectivement : F<sub>1</sub> = 2,09, F<sub>2</sub> = 2,21, F<sub>3</sub> = 2,99. On rejettera l'hypothèse d'homogénéité pour les valeurs supérieures (chiffres entre parenthèses, sont également rejetés les coefficients F<sub>3</sub> qui suivent un F<sub>1</sub> ou un F<sub>2</sub> significatif).

et de soins et les dépenses de culture et de loisirs. Le comportement des salariés, cadres moyens, employés, ouvriers, est homogène en ce qui concerne l'équipement du logement ; les dépenses des professions libérales et des commerçants sont plus faibles à revenu égal ; les coefficients de corrélation observés ici sont très inférieurs à ceux que l'on observait pour chaque catégorie de commune. Le biais concernant les catégories de commune est donc plus fort que celui concernant les professions. Le comportement des salariés est encore homogène dans le cas des dépenses de fournitures et d'énergie ; ces dépenses sont plus élevées pour les inactifs et les commerçants. En ce qui concerne les dépenses d'hygiène et soins, l'hétérogénéité de l'ensemble provient d'une consommation très forte chez les inactifs.

Enfin les salariés ont encore un comportement homogène pour les dépenses consacrées à la culture et aux loisirs ; les inactifs et les commerçants se distinguent par une dépense plus faible. La corrélation est dépourvue de sens en ce qui concerne les dépenses diverses effectuées par les professions libérales et cadres supérieurs ; leur position est aberrante ce qui explique l'hétérogénéité de l'ensemble.

— Il y a deux cas seulement d'hétérogénéité totale : le cas des dépenses d'habillement et celui des dépenses consacrées aux transports et aux vacances. En ce qui concerne les dépenses d'habillement on remarque deux tendances : un groupe de ménages pour lequel l'élasticité est faible, les artisans et petits commerçants (1,07) et les ouvriers (1,09). Pour les autres ménages l'élasticité est sensiblement la même (elle varie de 1,26 à 1,35). Les élasticités des dépenses de transports et vacances sont très variables ; elles passent de 1,35 chez les professions libérales à 2,91 chez les inactifs.

#### **4. — Comparaison des élasticités des dépenses non alimentaires selon les catégories socio-professionnelles et selon les catégories de commune**

Les résultats font l'objet du tableau II-14. Pour les cinq groupes de dépenses suivants : loyers et charges, équipement du logement, fourniture-énergie, culture-loisirs et dépenses diverses, les élasticités relatives aux catégories de commune ou aux catégories socio-professionnelles ne sont pas significativement différentes. On peut donc remplacer ces deux ensembles d'élasticités par leurs moyennes <sup>(1)</sup> : d'une part la moyenne des élasticités pour toutes les catégories de communes, d'autre part la moyenne des élasticités pour toutes les catégories socio-professionnelles. Ces deux moyennes sont des estimations sans biais de l'élasticité vraie et devraient donc être peu différentes. En fait ce n'est pas le cas, sauf pour les dépenses de loyer (1,30 et 1,31) ; pour les autres dépenses les intervalles probables recouvrant la valeur de l'élasticité vraie se recoupent à peine ; par exemple l'élasticité des dépenses de fournitures et d'énergie est  $0,69 \pm 0,07$  dans un cas,  $0,55 \pm 0,07$  dans l'autre ; celle des dépenses consacrées aux loisirs  $1,39 \pm 0,10$  et  $1,58 \pm 0,10$ .

Ceci peut provenir de l'imprécision des relations étudiées. Une autre cause est cependant plus vraisemblable. Nous n'avons étudié ici que deux sources possibles de biais : les différences de comportement selon les catégories de communes ou selon les catégories socio-professionnelles.

(1) Coefficient noté  $\hat{\epsilon}_i$ , p. 10.

TABLEAU II-14. — Coefficient d'élasticité selon la catégorie socio-professionnelle et la catégorie de commune

	Catégories socio-professionnelles							Catégories de communes					
	A	B	C	D	E	F	Élasticité moyenne (2)	1	2	3	4	5	Élasticité moyenne (2)
Ensemble des dépenses non alimentaires.	1,24 (0,04)	1,17 (0,06)	1,24 (0,05)	1,27 (0,04)	1,28 (0,03)	1,29 (0,02)		1,31 (0,04)	1,39 (0,09)	1,34 (0,07)	1,32 (0,03)	1,28 (0,03)	1,32 (0,02)
Habillement .....	1,07 (0,28)	1,32 (0,18)	1,26 (0,24)	1,34 (0,14)	1,09 (0,10)	1,35 (0,10)		1,19 (0,18)	1,34 (0,15)	1,28 (0,13)	1,39 (0,14)	1,32 (0,11)	1,29 (0,06)
Loyers et charges .....	1,28 (0,26)	1,52 (0,31)	1,46 (0,26)	1,40 (0,40)	1,41 (0,22)	1,16 (0,34)	1,31 (0,12)	1,19 (0,36)	1,46 (0,31)	1,39 (0,26)	1,23 (0,33)	1,33 (0,20)	1,30 (0,14)
Équipement du logement .....	1,10 (0,38)	1,09 (0,78)	1,60 (0,47)	1,50 (0,40)	1,51 (0,30)	1,65 (0,14)	1,50 (0,14)	1,62 (0,18)	1,61 (0,38)	1,67 (0,30)	1,59 (0,24)	1,57 (0,26)	1,61 (0,12)
Fourniture, énergie .....	0,81 (0,20)	0,83 (0,20)	0,70 (0,24)	0,73 (0,14)	0,63 (0,18)	0,67 (0,13)	0,69 (0,07)	0,61 (0,15)	0,71 (0,21)	0,62 (0,15)	0,43 (0,13)	0,45 (0,11)	0,55 (0,07)
Hygiène et soins .....	0,91 (0,40)	1,03 (0,50)	1,13 (0,34)	1,30 (0,27)	1,10 (0,20)	1,01 (0,20)	1,06 (0,11)	0,75 (0,19)	1,05 (0,33)	0,79 (0,15)	1,18 (0,21)	0,90 (0,14)	
Transports, vacances .....	2,20 (0,44)	1,55 (0,42)	1,72 (0,22)	1,45 (0,34)	2,12 (0,25)	2,91 (0,34)		3,31 (0,43)	3,10 (0,44)	2,69 (0,37)	2,61 (0,30)	2,24 (0,20)	
Culture, loisirs .....	1,34 (0,27)	1,09 (0,41)	1,31 (0,24)	1,42 (0,26)	1,42 (0,20)	1,45 (0,22)	1,39 (0,10)	1,45 (0,24)	1,63 (0,22)	1,62 (0,18)	1,77 (0,21)	1,51 (0,16)	1,58 (0,10)
Dépenses diverses .....	0,82 (1,52)	1,96 (2,04)	2,31 (0,88)	1,56 (0,44)	1,79 (0,40)	1,69 (0,32)	1,68 (0,32)	1,25 (0,44)	1,09 (0,73)	1,62 (0,40)	1,64 (0,26)	1,71 (0,37)	1,50 (0,20)

(1) Les chiffres entre parenthèses représentent l'écart-type du coefficient d'élasticité, multiplié par 2.

$$\sum_{i,j} (x_{ij} - \bar{x}_i) (y_{ij} - \bar{y}_j)$$

(2) Ces élasticités moyennes sont les coefficients  $\hat{a}_e = \frac{\sum_{i,j} (x_{ij} - \bar{x}_i) (y_{ij} - \bar{y}_j)}{\sum_{i,j} (x_{ij} - \bar{x}_i)^2}$  p. 10. Le calcul n'est justifié que lorsque les pentes (élasticités) des droites ajustées pour chacune

des strates ne sont pas significativement différentes

En fait, il y a beaucoup d'autres facteurs susceptibles de fausser les résultats de notre analyse : différences régionales, âge, composition de la famille... D'autre part nous n'avons pas pu opérer sur les données individuelles mais sur des groupes de ménages et la composition de ces groupes selon les critères cités précédemment peut varier. Il s'introduit ainsi dans notre analyse d'autres sources de variation provenant de l'influence des facteurs négligés et qui jouent différemment selon les groupes étudiés dont la structure est peu homogène.

## CONCLUSION

L'analyse précédente remet en cause l'estimation des paramètres d'un modèle de comportement sur des ensembles vastes. La méthode d'analyse est rigide et aurait peut-être décelé moins d'hétérogénéité avec des modèles s'ajustant mieux aux observations. Cependant si on s'intéresse à l'estimation d'élasticités par rapport au revenu, on constate une hétérogénéité des sous-échantillons qu'il s'agisse de catégories de communes ou de catégories socio-professionnelles et ceci pour tous les groupes de dépenses analysés. Dans les cas où les élasticités ne sont pas significativement différentes entre les groupes, leur valeur commune ne s'applique pas aux consommations moyennes des groupes et ici encore les estimations faites sur la population totale sont biaisées. Enfin, la comparaison de l'élasticité moyenne par catégorie de commune et par catégorie socio-professionnelle, lorsque ces deux estimations sont sans biais, donne des résultats médiocres et laisse prévoir d'autres causes de variations systématiques à l'intérieur même des groupes analysés.

Les hétérogénéités de comportement sont beaucoup plus grandes entre ménages de communes différentes qu'entre ménages de catégories socio-professionnelles différentes. Les coefficients de corrélation relatifs à chacune des catégories de communes sont supérieurs à ceux que l'on observe pour chaque catégorie socio-professionnelle pour plus de la moitié des dépenses et pour le reste, ne sont jamais inférieurs. En particulier pour certains petits échantillons comme les professions libérales ou les indépendants, le fait de regrouper dans ces catégories des ménages habitant des communes de taille différente annule complètement les corrélations entre la dépense totale et certaines dépenses spécifiques.

Si l'hétérogénéité des populations étudiées entraîne des imprécisions dans les estimations, en revanche, la précision est considérablement accrue par une analyse de sous-échantillons homogènes. Les résultats concernant les inactifs en donnent le meilleur exemple : ce groupe est le plus homogène que nous ayons étudié, par rapport au type d'habitat, l'âge... Les coefficients de corrélation les concernant sont très supérieurs aux coefficients calculés pour l'ensemble de la population (compte tenu de la réduction du nombre d'observations) et pour les autres catégories moins homogènes ; on observe en particulier des corrélations satisfaisantes dans le cas des produits dont la consommation est peu sensible à l'accroissement du revenu (céréales, épicerie, énergie) pour lesquels on obtient habituellement des corrélations très faibles.

On peut conclure qu'une analyse sur d'autres groupes socio-professionnels subdivisés en fonction de la catégorie de commune, et peut être en fonction de la taille du ménage, donnerait des résultats beaucoup plus précis pour tous les types de produits.