## NIVEAU DE VIE ET CONSOMMATION DE LA POPULATION NON AGRICOLE

par

#### G. ROTTIER

Cet article présente les premiers résultats de l'analyse économétrique de l'enquête sur les budgets familiaux de 1956 (¹). Le but de l'analyse est d'estimer la liaison statistique qui existe entre la consommation des principaux groupes de biens et services et le niveau de vie des ménages interrogés. Comme ces ménages ont été choisis par un tirage probabiliste, les relations obtenues sont valables, à une faible erreur près, pour l'ensemble de la population étudiée.

L'enquête n'ayant porté que sur les dépenses de consommation, et non sur les quantités achetées, il en sera de même pour cette analyse. Or, l'influence du niveau de vie sur les quantités consommées n'est pas la même que sur les dépenses correspondant aux mêmes produits. L'augmentation du niveau de vie entraîne en effet une modification de la qualité des produits achetés (²), qui ne pourrait être étudiée qu'à partir d'autres sources.

L'étude se borne, en outre, à la population non agricole ; en effet, l'importance de l'autoconsommation des produits de l'exploitation conduit à utiliser des techniques d'analyse distinctes pour les ménages vivant de l'agriculture. La population étudiée a été définie à partir de la catégorie socio-professionnelle du chef de ménage, en retenant les ménages dont le chef n'est ni exploitant, ni salarié agricole. Cela peut entraîner une légère incertitude dans le cas des ménages d'inactifs ; certains inactifs, qu'il n'a pas été possible d'isoler, peuvent être d'anciens agriculteurs dont le comportement est proche de celui des ménages agricoles. Le nombre de ces ménages est cependant assez faible pour que l'erreur due à leur présence soit négligeable.

Au recensement de 1954, les ménages d'exploitants et de salariés agricoles représentaient 16,7 % des ménages français et groupaient 20,5 % de la population totale. Les résultats que nous publions dans cet article sont donc valables pour près des 4/5 de la population.

Aucune distinction n'a été faite dans la population étudiée suivant la catégorie sociale du chef de ménage ou le type d'habitat (communes rurales, petites villes, etc...). Cela revient à admettre que le comportement des ménages non agricoles est le même, à revenu donné, dans les diverses catégories sociales et dans les divers types de communes. Or, cette hypothèse n'est pas toujours vérifiée. Pour certains produits, le niveau de la consommation peut dépendre de la catégorie sociale ou de la catégorie de

<sup>(1)</sup> La méthode d'enquête, le taux de réponse et la qualité des données ont été étudiés dans Les budgets familiaux en 1956, par G. ROTTIER et E. SALEMBIEN, Consommation, № 1, 1958, p. 29 et seq.

<sup>(2)</sup> Cf. J. VORANGER: Le facteur qualité dans l'analyse de la demande, Consommation, N° 4, 1958, p. 81 et seq.

communes en même temps que du revenu. C'est par exemple le cas des dépenses de vacances qui, à revenu donné, sont plus fortes dans les villes que dans les communes rurales. Dans des cas extrêmes, non seulement le niveau de la consommation, mais la façon dont les consommateurs réagissent à une augmentation de leur revenu peuvent varier d'une catégorie à l'autre. L'élasticité des dépenses de chaussures, correspondant à un même niveau de revenu, est par exemple plus faible pour les travailleurs indépendants que pour les salariés (1).

Ces hétérogénéités de comportement ne semblent heureusement pas fréquentes. En outre, elles n'interdisent pas, en général, de définir une loi de comportement moyenne valable pour la population entière et de l'estimer sans biais notable à partir de l'ensemble des données. Cette première étape de l'analyse devra cependant être suivie d'études plus détaillées visant à différencier les lois de comportement suivant des critères sociologiques, dont le rôle risque d'être d'autant plus important qu'on entre plus dans le détail des produits.

#### I. — LES MÉTHODES D'ANALYSE

Nous décrirons d'abord la facon dont les données de base ont été préparées pour permettre l'analyse (§ 1) ; ensuite, nous étudierons la forme des lois ajustées (§ 2), pour terminer par l'étude de l'influence de la taille du ménage (§ 3) (²).

#### 1. — Le classement et la tabulation des données

L'étude des courbes d'Engel exige que les données soient analysées à la fois suivant la taille du ménage et suivant le revenu. En effet, la consommation pour un niveau donné du revenu varie systématiquement avec la composition du ménage, et ne pas en tenir compte introduirait de graves erreurs dans l'estimation des paramètres des courbes d'Engel.

Une méthode classique pour éliminer cette difficulté, est de raisonner sur des dépenses par personne, ou par unité de consommation (3). Les travaux faits au C.R.E.D.O.C. à partir des enquêtes de 1951, 1952 et 1953 (4) adoptaient cette méthode, que le faible effectif des échantillons étudiés rendait inévitable. Dans le cas présent, nous n'avons pas voulu admettre sans vérification la validité de cette méthode. Nous avons classé les ménages interrogés en 16 types sensiblement homogènes, définis de façon à ce que les effectifs des sous-échantillons ainsi obtenus soient assez voisins. L'analyse séparée de chacun des types de ménages permet de repérer la façon dont la taille du ménage influence la consommation; les résultats de cette étude sont présentés au § 3 (5). En outre, cette division de l'échantillon facilitera des travaux plus précis, comme l'étude de l'influence de l'âge sur la consommation de certains produits et l'estimation d'échelles spécifiques d'unités de consommation.

<sup>(</sup>I) Cf. E.A. LISLE et J. VORANGER, Le marché de la chaussure en France, 1956-1965, Annales de Recherches et de Documentation sur la Consommation, Nº 4, 1957, p. 84-93.

<sup>(2)</sup> Cet exposé suppose connus les principes de l'analyse économétrique des budgets familiaux. A ce sujet, le lecteur peut se reporter à l'article précédent : « L'analyse des budgets familiaux », p. 3.

<sup>(3)</sup> Cf. supra : « L'analyse des budgets familiaux », p. 9-10.

<sup>(4)</sup> J. VORANGER, L'élasticité des dépenses des ménages d'après les enquêtes sur les budgets familiaux de 1951 et 1952, Annales de Recherches et de Documentation sur la Consommation, N° 2, 1956, p. 17-91.

J. VORANGER, L'élasticité des dépenses alimentaires d'après deux enquêtes sur les budgets familiaux, 1951-1953, **Études statistiques,** N° 2, 1957.

<sup>(5)</sup> Cette façon de vérifier l'hypothèse d'homogénéité a été précédemment utilisée par J. A. C. BROWN: The Consumption of Food in Relation to Household Composition and Income, Econometrica, oct. 1954.

Le tableau I, qui fournit la structure de l'échantillon étudié, indique en même temps la définition des 16 types de ménages retenus.

A l'intérieur de chacun de ces types de ménages s'est posé ensuite le problème du classement selon le niveau de vie. On sait en effet que l'analyse de grandes enquêtes se fait toujours sur des données, groupées. Les ménages, rangés dans l'ordre des niveaux de vie croissants sont répartis en quelques groupes et l'ensemble des observations de chaque groupe est remplacé par leur moyenne. Les analyses économétriques sont faites sur ces moyennes, pondérées par le nombre d'observations dans chaque groupe. Cette procédure entraîne des économies considérables ; elle est en même temps beaucoup plus souple. Elle permet facilement l'ajustement de plusieurs formes de courbes, et rend possible, au moins pour de grands groupes de produits, l'examen graphique des lois avant tout calcul.

En général, le groupement est fait selon la valeur de la variable explicative utilisée dans l'ajustement des courbes d'Engel, c'est-à-dire, habituellement, la dépense totale de consommation.

Le groupement est fait, soit en classant les ménages dans les tranches de dépense totale fixées à l'avance, soit en rangeant les ménages dans l'ordre des dépenses totales croissantes et en remplaçant chaque groupe de n ménages successifs par sa moyenne. Dans ces deux cas, on a pu montrer que le groupement n'introduisait pas de biais dans les paramètres des courbes d'Engel et réduisait de façon négligeable l'efficience de l'estimation dès que le nombre de groupes dépassait la dizaine  $\binom{1}{2}$ .

Dans le cas présent, nous n'avons malheureusement pas pu grouper les observations selon la valeur de la dépense totale de consommation. En effet, les différentes consommations avaient été relevées et perforées dans les cartes avec un système d'unités hétérogènes ; francs par semaine pour l'alimentation, centaines de francs par mois, par trimestre ou par an pour les dépenses non alimentaires, etc.... L'exploitation mécanographique des données s'est faite en deux étapes. La première étape, sur matériel classique, comportait le tri de l'échantillon, et pour chaque sous-échantillon, la tabulation des données sous leur forme originale et la perforation du résultat dans un jeu de cartes récapitulatives. La seconde étape, faite sur une calculatrice électronique, comportait l'estimation de la valeur de l'autoconsommation à partir d'un système de prix fixé à l'avance, la conversion de toutes les données en centaines de francs par an, le calcul des dépenses moyennes par ménage dans chaque sous-échantillon pour chaque rubrique du questionnaire, et le regroupement de ces valeurs afin d'obtenir les dépenses moyennes par groupe de produits et la dépense totale de consommation par ménage dans chaque sous-échantillon.

Ces calculs, déjà lourds à partir des cartes récapitulatives, auraient été d'un coût prohibitif à partir de la cartothèque initiale.

Le tri des ménages selon le niveau de vie devait se faire à partir de la valeur d'une variable de contrôle figurant dans les cartes initiales. On a retenu comme variable de contrôle le revenu déclaré par les ménages interrogés. A ce stade, deux choix pouvaient être faits. Soit utiliser ce revenu comme variable explicative, soit trier les ménages selon le revenu, mais conserver la dépense totale de consommation comme variable explicative, c'est-à-dire, comme mesure du niveau de vie.

Nous avons retenu la seconde formule. En effet, les revenus sont relevés de façon peu précise. Or, on sait que l'absence d'erreur de mesure sur la

<sup>(1)</sup> S. J. PRAIS et H. S. HOUTHAKKER, «The Analysis of Family Budgets», Cambridge University Press, 1955, p. 59. J. VORANGER, «L'élasticité des dépenses des ménages», op. cit., p. 34.

TABLEAU |
Population non agricole. Structure de l'échantillon

 $n={\sf nombre\ de\ m\'enages}$ 

 $q={
m nombre}$  moyen d'unités de consommation par ménage

		CATÉGORIES DE REVENUS (milliers de F par an)										F	
TYPES DE MÉNAGES		0-100	100- -200	200- -300	300- -400	400- -500	500- -600	600- -700	700- -800	800- I 000-	I 000- -I 500	l 500 et plus	Ensem- ble
l Un adulte de moins de 70 ans	n = q =	257 1	459	395	426	253	114	78	39	73	35	10	2 139
2 Un adulte avec enfants	$egin{array}{l} n = \ q = \end{array}$		18 <b>,53</b>	36 1, <b>75</b>	39 1,66	27 1,98	18 1,92	9 <b>2,00</b>	7 1,86	2 1, <b>75</b>	4 2,12	3 1,73	163 1,79
3 Un adulte de plus de 70 ans	$egin{array}{l} n &= \ q &= \end{array}$	605 I	498	191	82	28	17	6	8	6	3	_	I 444
4 Deux adultes de moins de 70 ans	$egin{array}{l} n &= \ q &= \end{array}$		212 1 <b>,7</b>	361	543	622	424	410	270	385	330	176	3 733 <b>1,7</b>
5 Deux adultes autres	q = q	93	310 <b>1,7</b>	288	200	103	68	49	32	40	40	17	1 240 1,7
6 Deux adultes + un enfant de 0 à 5 ans	$egin{array}{l} n &= \ q &= \end{array}$		6 2,2	30	102	129	99	113	58	78	78	16	709 <b>2,2</b>
7 Deux adultes + un enfant de 6 à 13 ans	q = q		14 2,2	47	109	146	119	107	73	110	109	51	885 <b>2,2</b>

Ensemble	$   \begin{array}{c}     n = \\     q =   \end{array} $	955 i 576 1,07 1,32	1 455 1,52	I 847 I,75	2 010 2,08	1 735 2,35	1 726 2,52	I 28I 2,70	I 985 2,78	I 873 2,94	969 3,06	17 412 2,22
16 Quatre adultes et plus, avec enfants	q = q	2 3,60	ا 3,60	7 <b>3,68</b>	42 <b>3,98</b>	53 <b>4,00</b>	91 <b>4,09</b>	107 <b>4,29</b>	210 <b>4,38</b>	303 <b>4,73</b>	179 <b>4,95</b>	995 <b>4,51</b>
15 Quatre adultes et plus, sans enfant	$ \begin{array}{c} n = \\ q = \end{array} $	5 <b>3,24</b>	9 <b>3,25</b>	22 3,19	47 3,14	59 <b>3,21</b>	77 <b>3,28</b>	71 <b>3,23</b>	138 <b>3,31</b>	205 <b>3,44</b>	120 <b>3,59</b>	753 <b>3,36</b>
14 Trois adultes $+$ deux enfants et plus	$\stackrel{\pmb{n}}{q} =$	l 3,40	7 <b>3,40</b>	13 <b>3,44</b>	39 <b>3,48</b>	71 <b>3,54</b>	88 <b>3,76</b>	97 <b>3,78</b>	171 3,88	121 <b>3,</b> 84	74 3,90	682 <b>3,77</b>
13 Trois adultes $+$ un enfant	$egin{array}{l} n = \ q = \end{array}$	7 <b>2,9</b>	10	34	82	93	103	67	133	105	5 <del>4</del>	688 2,9
12 Trois adultes	$egin{array}{l} n &= \ q &= \end{array}$	34 <b>2,4</b>	65	172	215	220	189	148	258	265	161	1 727 2,4
11 Deux adultes $+$ 3 enfants et plus	$   \begin{array}{c}     n = \\     q =   \end{array} $	4 3,32	2 <b>3,20</b>	18 <b>3,39</b>	60 <b>3,3</b> 1	165 <b>3,34</b>	198 <b>3,61</b>	172 <b>3,68</b>	229 <b>3,64</b>	140 <b>3,67</b>	52 <b>3,40</b>	l 040 <b>3,56</b>
10 Deux adultes + un enfant 0 à 5 ans + un enfant 6 à 13 ans	$egin{array}{l} n &= \ q &= \end{array}$	2 <b>2,7</b>	4	26	85	80	70	42	63	55	16	443 2,7
9 Deux adultes + deux enfants de 6 à 13 ans	$egin{array}{l} n &= \ q &= \end{array}$	2 <b>2,7</b>	7	19	72	76	71	42	34	55	25	403 2,7
O à 5 ans	q =	2,7	2	35	60	59	6/	478	54	26	15	ਤ6ਰ 2,7

N

variable explicative est une condition importante d'application de la méthode des moindres carrés pour l'estimation des paramètres d'un modèle linéaire. Il reste cependant que la théorie de l'estimation à partir de données groupées, que nous avons citée plus haut, ne s'applique pas quand le groupement est fait selon les valeurs d'une variable de contrôle en corrélation, même étroite, avec la variable explicative.

Avant d'adopter cette méthode de calcul, nous avons tenté d'en vérifier la légitimité sur un exemple concret. En 1955, une enquête pilote, portant sur un petit échantillon, avait précédé l'enquête principale (¹). Nous avons extrait du fichier de cette enquête pilote un échantillon de 89 ménages non agricoles, pour lesquels les revenus avaient été relevés de la même façon que pour l'enquête principale. Nous avons successivement classé ces 89 ménages en 7 groupes, selon le niveau du revenu, puis de la dépense totale par unité de consommation. Nous avons calculé l'élasticité des dépenses alimentaires et des dépenses d'habillement par rapport à la dépense totale par unité de consommation à partir de ces deux ensembles de données groupées. Les résultats obtenus sont les suivants :

#### Élasticité par rapport à la dépense totale

	ALIMENTATION	HABILLEMENT
	_	_
Groupement selon { le r	venu 0,665	0,857
Groupement selon   la d	pense totale 0,670	0,863

Le groupement selon le revenu déclaré entraîne, dans le cas présent, un léger biais vers le bas dans les coefficients d'élasticité. Ce biais, qui affecte seulement la troisième décimale, est cependant négligeable compte tenu de la précision des données. Par contre, le revenu est un meilleur indicateur du niveau de vie que la dépense totale pour les ménages qui ont effectué d'importantes dépenses exceptionnelles au cours de la période d'enquête. Le classement selon le revenu doit donc réduire la dispersion des observations pour des valeurs élevées de la variable explicative.

Le choix du revenu déclaré comme critère de groupement a conduit à éliminer un certain nombre de questionnaires. En effet, on avait décidé, lors du chiffrement, d'accepter les questionnaires où le revenu du ménage ne figurait pas, lorsque le relevé des dépenses de consommation semblait convenable. Ces questionnaires ont été nécessairement éliminés dans un classement selon la valeur du revenu. Il semble que cela améliore la qualité des données, car les ménages qui ont refusé d'indiquer leurs ressources ont fourni, en général, des réponses moins sincères que les autres sur leurs dépenses de consommation. Par contre, comme le redressement de l'échantillon a été fait pour l'ensemble des questionnaires retenus, le sous-échantillon de ménages ayant déclaré leur revenu n'est pas exactement représentatif de l'ensemble de la population non agricole. Ceci n'entraîne pas d'erreur dans la détermination des lois de comportement, mais pourrait légèrement fausser l'estimation des dépenses moyennes pour certains produits. Le nombre de questionnaires qu'il a fallu réjeter est heureusement assez faible : il n'atteint pas 3 % de l'ensemble. Mais ce pourcentage varie d'une catégorie socio-professionnelle à l'autre ; il est nul pour les contremaîtres et atteint 9 % pour les industriels et commerçants (2).

<sup>(1)</sup> Cf. J. VORANGER, Une enquête pilote sur les budgets familiaux, Annales de Recherches et de Documentation sur la Consommation, N° 2, 1956, p. 93.

<sup>(2)</sup> Cf. G. ROTTIER, La distribution des revenus non agricoles, Consommation, No I, 1958, tableaux I et II, p. 24 et 25.

Les ménages étudiés ont été en général répartis en dix classes de revenus, dont les limites sont indiquées au tableau I. Pour trois types de ménages, la catégorie inférieure, qui comprenait un trop grand nombre d'observations, a dû être divisée en deux.

## 2. — La forme des courbes d'Engel

L'ajustement analytique des courbes d'Engel, dont les résultats sont donnés plus bas, a été fait pour une soixantaine de groupes de produits, l'analyse étant beaucoup plus détaillée pour l'alimentation que pour les autres dépenses.

Cette étude a été préparée par l'examen graphique des données correspondant à une vingtaine de groupes plus larges (¹). Cette étape préliminaire a permis de choisir la forme des fonctions ajustées, et de repérer l'influence de la taille du ménage sur la consommation.

La forme des courbes d'Engel a été l'objet, on le sait, d'une littérature particulièrement abondante dans les années récentes. Cela se justifie pour deux raisons. La première est l'ampleur de la variation des données dans une enquête de budgets familiaux. Dans des enquêtes représentatives de l'ensemble de la population, on observe des variations de plus de un à dix du niveau de vie. Une erreur sur la forme de la relation entre la consommation d'un produit et le niveau de vie entraîne des conséquences importantes, qui sont d'autant plus graves qu'on utilise habituellement les courbes d'Engel pour prévoir l'évolution à long terme de la consommation, c'est-à-dire cerner des modifications de structure. On se trouve donc dans une situation tout à fait différente de l'analyse des séries chronologiques, qu'on utilise surtout pour prévoir des modifications de la consommation d'une année sur l'autre, à partir de l'examen de données dont le champ de variation est lui-même faible.

La seconde raison est le caractère assez contingent de l'analyse. Un raisonnement théorique peut suggérer l'allure générale des courbes d'Engel: un produit donné s'introduit dans la consommation à partir d'une valeur positive non nulle du revenu. Dans une première phase, la consommation croît rapidement, à la fois parce que le nombre relatif de consommateurs et leur consommation moyenne augmentent. Dans une seconde phase, la croissance de la consommation se freine, pour tendre vers un niveau de saturation. Pour une gamme de revenus très étendue, les courbes d'Engel auraient donc une forme comparable à celle d'une logistique. Mais ces remarques n'imposent pas le choix d'une forme de fonction donnée, de nombreuses fonctions pouvant satisfaire à ces conditions. En outre, le champ de variation des données, même s'il s'étend de 1 à 10, n'est pas assez large pour que les trois parties de la courbe soient en général apparentes, tout au moins si l'on considère soit de grands groupes de dépenses, soit le détail des produits de consommation courante (par contre, on remarque nettement les trois phases décrites quand on étudie le pourcentage de possesseurs de divers types de biens durables en fonction du revenu).

Il ne s'agit donc que de représenter convenablement un segment de la courbe théorique évoquée plus haut. A ce stade, le choix doit tenir largement compte des commodités de calcul.

Dans cette étude, nous avons été inspirés par deux considérations principales : réduire le nombre de paramètres à estimer, et choisir de préfé-

<sup>(1)</sup> Cette étude graphique a été faite par M. SEIBEL, administrateur à l'1.N.S.E.E.

rence une forme de courbe se ramenant à un ajustement linéaire après transformation des variables. Cela nous a amené à écarter l'ajustement d'une branche d'hyperbole équilatère, suggéré par Tornqvist (¹) ou de la fonction représentant l'intégrale d'une loi logarithmico-normale, proposé par J. Aitchison et J. A. C Brown (²). Notamment, si cette dernière forme de loi est particulièrement souple et correspond aux suggestions théoriques présentées plus haut, l'estimation de ses paramètres par la méthode du maximum de vraisemblance est assez mal commode. Il faut se donner a priori une valeur de l'ordonnée de l'asymptote comme départ d'une itération qui converge assez lentement. Or la détermination graphique de l'asymptote est imprécise si les valeurs les plus élevées des consommations observées ne dépassent pas la moitié du niveau de saturation (³). Cette condition est rarement satisfaite dans le cas des biens de consommation courante.

Après diverses expériences graphiques, nous avons été amenés à retenir deux types seulement de relations :

- Relation à élasticité constante :

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

- Relation semi-logarithmique :

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

Choisir une relation ou l'autre revient à adopter une hypothèse ou une autre sur les variations de la propension marginale à consommer et de l'élasticité par rapport à la dépense totale. Nous rappellerons d'abord ces hypothèses, en les comparant à celles qu'impliquerait un simple ajustement linéaire entre les variables (4).

Les valeurs de ces paramètres sont données ci-dessous :

	PROPENSION MARGINALE	ÉLASTICITÉ
	_	
y = ax + b	a	ax
9		ax + b
$\log y = a \log x + b \ (\text{ou } y = kx^a)$	akx <b>a—1</b>	a
$y = a \log x + b$	$M \; rac{a}{x} \; (^5)$	$M \stackrel{a}{{\scriptstyle u}} (5)$

La propension marginale à consommer, constante pour une droite, croît avec le niveau de vie si a>1 et décroît si a<1 dans le cas de la loi à élasticité constante, et est inversement proportionnelle au niveau de vie pour la loi semi-logarithmique. Comme l'élasticité est presque toujours

<sup>(1)</sup> Cf. H. WOLD et L. JUREEN, « Demand Analysis », J. Wiley, New-York, 1953, p. 107-108.

<sup>(2)</sup> J. AITCHISON et J. A. C. BROWN, A synthesis of Engel Curve theory, Review of Economic Studies, vol. XXII, p. 35-46, 1955.

<sup>(3)</sup> Cf. L. GOREUX, « Comparaison internationale des courbes d'Engel », communication au 19° Congrès européen de la Société d'Économétrie, Luxembourg, 1957.

<sup>(4)</sup> Comme on en trouve dans l'ouvrage classique d'ALLEN et BOWLEY, « Family Expenditure », Staples Press, London, 1937.

<sup>(5)</sup> Comme les logarithmes décimaux sont habituellement utilisés dans les ajustements, le facteur correctif  $M=\log_{10}e$  ne doit pas être omis quand on calcule une valeur numérique de la propension marginale ou de l'élasticité d'une loi semi-logarithmique.

positive, on voit que la loi semi-logarithmique correspond à une décroissance plus rapide de la propension marginale à consommer.

L'élasticité, égale à  $1-\frac{b}{ax+b}$ , tend vers l'unité quand le niveau de vie augmente pour la relation linéaire, ce qui suffit à éliminer cette loi pour des raisons théoriques. Elle est constante dans le deuxième cas, et inversement proportionnelle à la consommation étudiée dans le troisième.

Sans pouvoir se conformer au schéma théorique signalé plus haut, qui suppose l'existence d'une asymptote horizontale, la loi semi-logarithmique tient donc plus largement compte d'une éventuelle tendance à la saturation que la loi à élasticité constante. Cela peut s'exprimer en termes intuitifs : une augmentation uniforme de 10 % des revenus de tous les consommateurs entraîne le même **pourcentage** d'augmentation de la consommation du produit étudié pour chaque consommateur dans le cas de la loi à élasticité constante, et une augmentation du même **montant absolu** dans le cas de la loi semi-logarithmique. Ainsi, la relation adoptée plus bas pour la dépense alimentaire indique qu'une augmentation de 10 % de la dépense totale par unité de consommation entraîne une augmentation de 7 200 F de la dépense alimentaire par unité de consommation pour tous les consommateurs, quel que soit leur niveau de vie.

Dans l'analyse de l'enquête de 1951 (¹), on avait ajusté une loi à élasticité constante pour tous les produits. L'importante augmentation du niveau de vie de 1951 à 1956, et le plus large domaine de variation des revenus dans la dernière enquête, justifiaient qu'on mette en question ce choix. Le graphique I, qui indique en coordonnées logarithmiques la relation entre la dépense alimentaire et la dépense totale de consommation par ménage pour trois types de ménages particulièrement fréquents dans l'échantillon, montre que l'hypothèse de l'élasticité constante ne pouvait pas être retenue dans le cas de la dépense alimentaire totale. Le graphique II, qui représente les mêmes données avec une échelle logarithmique pour les abscisses seulement, montre que la loi semi-logarithmique étudiée plus haut est une approximation convenable.

Cet examen graphique a été fait séparément pour 20 grands groupes de dépenses, et pour quelques produits particuliers. Nous avons été amenés à adopter une relation semi-logarithmique pour tous les produits alimentaires, ainsi que pour les chaussures et le tabac. Par contre, il est préférable de conserver une loi à élasticité constante pour les autres dépenses.

La loi semi-logarithmique présente quelques avantages pour le groupement des produits et l'addition des consommations individuelles :

Les lois à élasticité constante ne sont pas additives quand on considère des groupes de produits. Si  $y_1$  et  $y_2$  sont deux produits dont la consommation suit les lois

$$y_1 = k_1 x^{a_1}$$
$$y_2 = k_2 x^{a_2}$$

le total  $y_1+y_2$  ne suit pas rigoureusement une loi à élasticité constante. En effet, l'élasticité de  $y_1+y_2$  par rapport à x s'écrit :

$$E(y_1 + y_2) = a_1 \frac{y_1}{y_1 + y_2} + a_2 \frac{y_2}{y_1 + y_2}$$

<sup>(1)</sup> Cf. J. VORANGER, « L'élasticité des dépenses des ménages », op. cit.

## RELATION ENTRE LES DÉPENSES ALIMENTAIRES ET LA DÉPENSE TOTALE

#### GRAPHIQUE I

#### Relation logarithmique

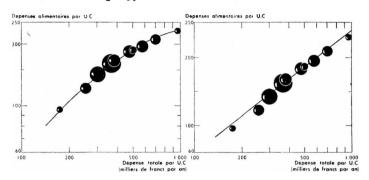
 $\log y = a \log x + b$ 

## GRAPHIQUE II

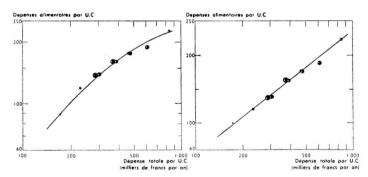
#### Relation semi-logarithmique

 $y = a \log x + b$ 

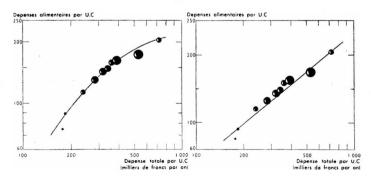
#### A. - Ménage type 4 : deux adultes, moins de 70 ans



#### B. — Ménage type 7 : deux adultes et un enfant (6 à 13 ans)



#### C. - Ménage type 12 : trois adultes



Cette élasticité est une moyenne pondérée des élasticités  $a_1$  et  $a_2$ , les coefficients de pondération dépendant des parts relatives de  $y_1$  et  $y_2$  dans le budget. Elle n'est constante que si les coefficients budgétaires de  $y_1$  et  $y_2$  sont proportionnels quel que soit x. Cela n'est vérifié en toute rigueur que si les élasticités  $a_1$  et  $a_2$  sont égales, et est approximativement vérifié si ces élasticités sont peu différentes.

Or, on a très souvent à estimer ainsi le coefficient d'élasticité pour un groupe de produits (exemple : élasticité de la dépense totale de viande, connaissant l'élasticité de la consommation des diverses espèces). On calcule habituellement le coefficient d'élasticité en prenant comme pondération les rapports

$$rac{y_1}{y_1+y_2}$$
 et  $rac{y_2}{y_1+y_2}$ 

au point moyen. Mais cela n'est qu'une approximation.

Dans le cas d'un ajustement semi-logarithmique, la loi relative à un groupe de produits s'obtient immédiatement par addition des lois relatives aux produits formant le groupe, ici :

$$y_1 + y_2 = (a_1 + a_2) \log x + b_1 + b_2$$

De même lorsqu'on veut agréger les lois de demande individuelles d'un produit donné pour l'ensemble de la population, on est obligé, dans le cas d'une loi à élasticité constante, d'admettre que tous les revenus augmentent du même pourcentage. Cette hypothèse peut évidemment être introduite pour un ajustement semi-logarithmique. Dans ce cas, l'augmentation absolue de la consommation est indépendante du revenu

$$\Delta y = a (\log kx - \log x) = a \log k$$

Pour l'ensemble d'une population de N consommateurs, la consommation augmente de  $Na\log k$ .

Mais une hypothèse plus générale peut être introduite dans le cas d'un ajustement semi-logarithmique. En effet, soit p(x) la loi de distribution des revenus des consommateurs supposée définie pour  $X\geqslant 0$  et telle que  $\infty$ 

 $\int\limits_{0}^{\infty}p(x)~\mathrm{d}x=$ 1. La consommation totale d'un produit donné s'écrit :

$$y = N \int_{0}^{\infty} y p(x) dx = N \int_{0}^{\infty} (a \log x + b) p(x) dx$$

N étant le nombre total de consommateurs

$$y = N \left[ aE \left( \log x \right) + b \right]$$

Or,

$$E (\log x) = \log G(x)$$

si G(x) est la moyenne géométrique des revenus. La consommation moyenne  $\frac{y}{N}$  suit donc la même loi que la consommation individuelle, le revenu individuel étant remplacé par la moyenne géométrique des revenus, quelle que soit la distribution des revenus. Dans le cas ou cette distribution est logarithmico-normale, la moyenne géométrique des revenus se confond avec le revenu médian.

Par contre, la loi semi-logarithmique présente deux inconvénients. D'abord les éventuelles erreurs systématiques de mesure sur certaines consommations affectent les deux paramètres de la loi, alors que dans le cas d'une loi à élasticité constante, elles n'affectent pas la valeur du coefficient d'élasticité. En utilisant une relation semi-logarithmique pour la prévision, il convient donc d'utiliser des données homogènes. L'augmentation des dépenses de consommation d'un produit doit être rapportée à la consommation moyenne du même produit telle qu'elle est définie par l'enquête, et non à une consommation moyenne obtenue à partir d'autres sources (comme les comptes nationaux).

Ensuite, quelques précautions doivent être prises dans l'estimation statistique des paramètres. On sait que l'estimation par les moindres carrés n'est optimale que si la variance des écarts  $u_i$  dans le modèle

$$Y_i = X_i + b + u_i$$

est indépendante de la valeur de  $X_i$ . Or, les données provenant de budgets familiaux indiquent que la variance des  $u_i$  croît avec le revenu x et la dépense de consommation y, et que la variance des log  $u_i$  est par contre sensiblement constante. Si, dans le modèle précédent  $Y_i = \log y_i$ , la distribution des écarts est donc homoscédastique. Par contre, dans le modèle semi-logarithmique  $Y_i=y_i$ , la distribution des écarts est vraisemblablement hétéroscédastique. Dans ce cas, les moindres carrés fournissent une estimation non biaisée de a et b, mais cette estimation n'est pas efficiente. Notamment, les formules classiques donnant l'erreur d'échantillonnage de a ne peuvent pas être appliquées sans modification (1). Nous ne tiendrons pas compte de cette difficulté dans ce qui suit. En effet, le groupement des observations suivant une variable de contrôle (le revenu) différente de la variable explicative suffit à enlever sa signification en termes de probabilité à la variance des paramètres a. Nous ne publions cette variance que comme indication de la qualité de l'ajustement d'une droite aux données de l'échantillon.

## 3. - L'influence de la taille du ménage

Nous avons trié les données selon le type de ménage afin de ne pas préjuger de la validité de l'hypothèse d'homogénéité, selon laquelle une relation de la forme :

$$\frac{y}{p} = f\left(\frac{x}{p}\right)$$

où p est le nombre d'unités de consommation par ménage, est valable pour l'ensemble de la population.

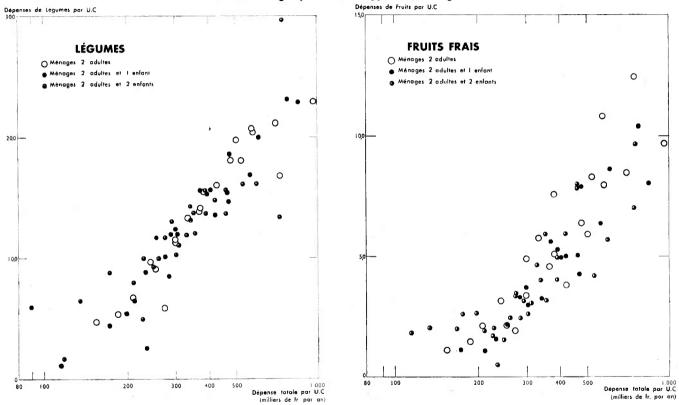
L'examen graphique des données a montré que cette hypothèse était en fait acceptable dans la plupart des cas. Pour faire cette vérification, nous avons divisé les dépenses correspondant à chaque catégorie de revenu et chaque type de ménage par le nombre moyen d'unités de consommation par ménage dans le sous échantilllon correspondant. L'échelle classique, qui compte le premier adulte pour I, chaque adulte en plus pour 0,7 et chaque enfant de moins de 14 ans pour 0,5 a été adoptée. Le nombre moyen d'unités de consommation par ménage est indiqué dans le tableau I.

<sup>(1)</sup> Cf. S. PRAIS et H. S. HOUTHAKKER, « The Analysis of Family Budgets », op. cit., p. 55-58.

#### GRAPHIQUE III

#### GRAPHIQUE IV

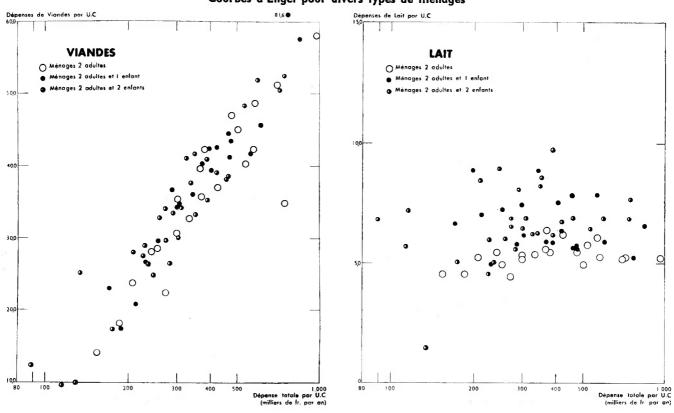
#### Courbes d'Engel pour divers types de ménages



#### GRAPHIQUE V

#### GRAPHIQUE VI

## Courbes d'Engel pour divers types de ménages



Les données ainsi transformées ont été portées sur des graphiques dont nous donnons quelques exemples (graphiques III à VII). L'hypothèse d'homogénéité peut être acceptée aussi bien pour les ajustements semilogarithmiques que les ajustements à élasticité constante. La seule exception est la consommation de lait, qui est à peu près insensible au revenu, mais qui dépend nettement du nombre d'enfants dans le ménage.

A partir de cette justification graphique, nous avons effectué, sur l'ensemble de l'échantillon, l'ajustement des modèles :

$$\frac{y_i}{p_i} = a \log \frac{x_i}{p_i} + b + u_i$$

ΟU

(2) 
$$\log \frac{y_i}{p_i} = a \log \frac{x_i}{p_i} + b + u_i$$

 $x_i$  désignant la dépense totale de consommation par ménage;

 $y_i$  la dépense spécifique par ménage et

 $p_i$  le nombre d'unités de consommation par ménage dans la cellule i.

Le calcul a été fait sur les 163 cellules correspondant au croisement des types de ménages et des catégories de revenu définies plus haut. L'ajustement par les moindres carrés a été fait sans difficulté au moyen d'un calculateur électronique, chaque observation i étant pondérée par le nombre de ménages dans la cellule i.

Si la vérification graphique de la validité de l'hypothèse d'homogénéité est suffisante pour les 20 grands groupes de dépense, elle ne doit être considérée que comme une première approximation pour des groupes plus fins.

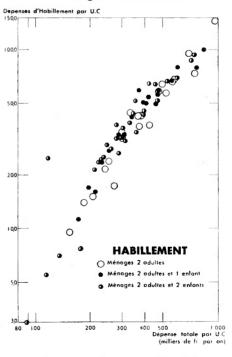
Il conviendra dans une étape ultérieure de vérifier statistiquement si, pour ces derniers groupes, les paramètres des lois :

$$rac{y_{ik}}{P_{ik}} = a_k \log rac{x_{ik}}{P_{ik}} + b_k + u_{ik}$$

ajustées séparément pour chaque type de ménage k sont ou non significativement différents. Moyennant certaines hypothèses sur la distribution des écarts  $u_{ik}$ , cela peut se faire sans grandes difficultés par une analyse de covariance (1).

La nomenclature selon laquelle les ajustements ont été faits est indiquée au tableau II. La partie suivante présente et commente les résultats obtenus.

# GRAPHIQUE VII Courbes d'Engel pour divers types de ménages : Habillement



<sup>(1)</sup> Cf. E. A. LISLE et J. VORANGER, « Le marché de la chaussure en France », op. cit., p. 141 et seq.

#### TABLEAU II

#### NOMENCLATURE DES CONSOMMATIONS

Les résultats détaillés de l'enquête seront publiés selon cette nomenclature dans un volume en préparation. Dans les pages qui suivent, on trouvera les paramètres des courbes d'Engel pour la population non agricole, pour la plupart des produits.

- \* = Ajustement d'une loi semi-logarithmique.
- \*\* = Ajustement d'une loi à élasticité constante.

Aucun ajustement n'a été effectué pour les produits sans \*.

#### 4 CONSOMMATION ALIMEN-TAIRE TOTALE\*

- I ACHATS ALIMENTAIRES\*
- II Produits à base de céréales\*
  - I Pain\*
  - 2 Farines, riz, pâtes\*
  - 3 Biscottes, biscuits, pâtisserie\*
- 12 Légumes\*
  - I Pommes de terre\*
  - 2 Légumes verts et racines\*
  - 3 Légumes secs\*
  - 4 Conserves de légumes\*
- 13 Fruits\*
  - I Agrumes, bananes\*
  - 2 Autres fruits frais\*
  - 3 Fruits secs, conserves de fruits, confiture, miel, compotes\*
- 14 Viandes\*
  - 1 Bœuf\*
  - 2 Veau\*
  - 3 Mouton\*
  - 4 Cheval\*
  - 5 Porc frais\*
  - 6 Jambon, charcuterie\*
  - 7 Triperie\*
  - 8 Conserves de viande\*
- 15 Volailles, œufs, poissons\*
  - I Volailles, lapins, gibier\*
  - 2 Œufs\*
  - 3 Poissons, conserves de poisson\*
- 16 Lait, fromage\*
  - I Lait frais, lait en poudre\*
  - 2 Fromage, petits suisses\*
- 17 Corps gras\*
  - | Beurre\*
  - 2 Margarine, graisses végétales\*
  - 3 Huile\*
  - 4 Lard, saindoux, autres graisses\*
- 18 Autres produits alimentaires\*
  - I Sucre\*

- 2 Chocolat, cacao, confiserie, crèmes glacées\*
- 3 Autres produits\*
- 19 Boissons et stimulants\*
  - I Café, thé, chicorée, malt\*
  - 2 Eaux minérales, jus de fruits\*
  - 3 Vins\*
  - 4 Cidre, bière\*
  - 5 Apéritifs, liqueurs, alcools\*
- 2 AUTOCONSOMMATION ET AUTO-FOURNITURES\*
- 3 REPAS ET CONSOMMATIONS PRIS HORS DU DOMICILE\*
- 31 Restaurants, cantine
- 32 Consommations prises au café
  - 5 DÉPENSES NON ALIMEN-TAIRES\*\*
- 51 HABILLEMENT\*\*
- 511 Vêtements principaux\*\*
- 511 Lingerie, bonnetterie, etc.\*\*
- 512 Accessoires d'habillement\*\*
- 513 Chaussures\*
- 514 Réparations et entretien\*\*
- 52 LOYERS ET SERVICES DOMES-TIQUES\*\*
- 521/3 Loyers et charges\*\* (1)
- 524 Services domestiques\*\*
- 525 Résidences secondaires
  - 53 ÉQUIPEMENT DU LOGEMENT\*\*
- 531 Meubles, literie, linge de maison\*\*
- 532 Équipement ménager\*\*
- 533 Petit matériel ménager\*\*
- 54 DÉPENSES COURANTES DE LOGE-MENT\*\*
- 541 Eau, gaz, électricité\*\*
- 542 Combustibles\*\*
- 543 Produits d'entretien\*\*
- 55 HYGIÈNE ET SOINS\*\*
- 551 Hygiène et soins personnels\*\*

<sup>(1)</sup> Ajustement effectué pour les locataires seulement.

#### TABLEAU II (suite)

- 552 Dépenses médicales (brutes)\*\*
- 553 Remboursements
- 554 Dépenses médicales (nettes)\*\*
- 56 TRANSPORTS, VACANCES\*\*
- 561 Achats de véhicules neufs
- 562 Achats de véhicules d'occasion
- 563 Dépenses d'utilisation des véhicules\*\*
- 564 Transports collectifs et P.T.T.\*\*
- 565 Vacances\*\* (transports collectifs, locations, hôtels).
- 57 CULTURE, LOISIRS\*\*
- 571 Tabacs, allumettes\* et \*\*
- 572 Dépenses d'équipement\*\* (Radio, T.V., tourne-disques, jouets, articles sport)

- 573 Dépenses courantes (spectacles, livres, journaux et enseignement)\*\*
  - 58 DÉPENSES DIVERSES\*\* (bijouterie, horlogerie)
  - 6 CONSOMMATION TOTALE (4+5)  $^{(1)}$
  - 7 DÉPENSE TOTALE DE CON-SOMMATION (I + 3 + 5)
  - **8 IMPÔTS PERSONNELS**
  - 9 RESSOURCES DU MÉNAGE

#### II. — LES RÉSULTATS (2)

Les résultats sont présentés dans deux ensembles de tableaux. Les tableaux « A » correspondent aux ajustements semi-logarithmiques. Ils indiquent, pour chaque poste, l'équation ajustée, l'écart-type du coefficient de  $\log x$ , la dépense moyenne par unité de consommation et la valeur de l'élasticité pour trois niveaux de la dépense totale par unité de consommation (dont la dépense totale moyenne). Les tableaux « B » correspondent aux ajustements à élasticité constante. Ils donnent pour chaque poste la dépense moyenne par unité de consommation, le coefficient d'élasticité et son écart-type. Nous commenterons séparément ces deux types de tableaux.

#### A. — Ajustement semi-logarithmique

Ce modèle a été appliqué à toutes les dépenses alimentaires (divisées en 35 postes), aux repas pris au restaurant et à la cantine, aux consommations prises au café et à l'autoconsommation chiffrée au prix de détail.

Après une discussion sur les paramètres a et b, nous présenterons les variations de l'élasticité en fonction du revenu pour les principaux produits ou groupes de produits.

## Remarques sur les paramètres calculés

On observe sur les tableaux A que les paramètres a et b sont de signes contraires (3), ce résultat pouvait être prévu. En effet, d'une part a et b ne peuvent pas être tous les deux négatifs, car il doit exister des valeurs positives de y au moins dans un intervalle convenable (4); d'autre part le fait que a et b ne soient pas tous les deux positifs signifie simplement que la consommation d'un produit à élasticité positive n'apparaît qu'à partir d'un niveau de la dépense totale non négligeable.

<sup>(1) 6</sup> est utilisé comme variable explicative dans l'ajustement des courbes d'Engel.

<sup>(2)</sup> cette partie a été rédigée par M110 N. TABARD, chargée de mission au C. R. E. D. O. C.

<sup>(3)</sup> A deux exceptions près concernant les dépenses de farine, de cidre-bière, mais les paramètres des équations correspondantes ne sont pas significatifs si l'on en juge par leurs écarts-types.

<sup>(4)</sup> y et x sont mesurés en centaines de francs, le logarithme de x est donc positif.

Deux cas se présentent donc ici : a positif ou a négatif, b ayant le signe contraire. Certaines remarques sont valables dans les deux cas :

— L'élasticité par rapport à la dépense totale, fonction décroissante de cette dépense, est représentée par l'équation suivante :

$$E = \frac{a \log_{10} e}{a \log_{10} x + b}$$

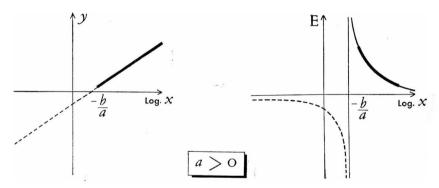
qui est celle d'une hyperbole équilatère en coordonnées semi-logarithmiques dont l'asymptote a une abscisse positive ; une seule branche de cette hyperbole est utile, elle varie selon le signe de a.

- On ne peut utiliser directement le coefficient a pour comparer l'influence du revenu sur différents produits, comme on le fait dans le cas d'un ajustement logarithmique ; ici « a » dépend des unités choisies et n'a pas de signification. Par contre, on peut utiliser le rapport positif  $\frac{b}{a}$ . Ce terme, calculé pour plusieurs produits, varie comme l'élasticité (pour une valeur fixe quelconque de la dépense totale). Il en résulte que les hyperboles correspondant à différents produits ne se coupent pas.
- l° **Cas** a>0. C'est le cas le plus général. Dépense et élasticité sont représentées par les schémas suivants en fonction de la dépense totale x:

#### **GRAPHIQUE VIII**

VIII — Droite d'ajustement.

VIII bis — Élasticité en fonction de log x.



les remarques suivantes caractérisent ce modèle :

— Les dépenses augmentent avec la dépense totale, la droite d'ajustement est limitée par la valeur inférieure —  $\frac{b}{a}$  de  $\log x$  qui annule la dépense (graphique VIII a). Ce rapportindique donc le niveau de la dépense totale correspondant à l'apparition du produit. Il est d'autant plus élevé que le produit est plus sensible au revenu ; ainsi les dépenses de restaurant apparaissent pour une dépense totale d'environ 220 000 F par an et par unité de consommation, celles de volaille ou de fruits vers 150 000 F, alors que les dépenses de vin font leur apparition à partir de 72 000 F, celles de porc vers 30 000 F..., en réalité ces deux dernières valeurs sont illusoires, il n'y a pas de groupe de ménages dont la dépense totale soit inférieure à 89 000 F par an, par unité de consommation.

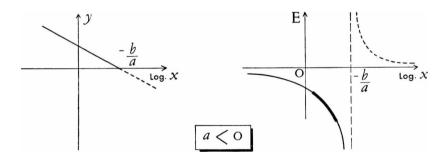
— L'élasticité est positive et décroît avec le revenu. Plus l'élasticité est élevée, plus elle décroît rapidement. Les valeurs les plus significatives de ces élasticités correspondent à une dépense totale comprise entre 200 000 F et 500 000 F. Cet intervalle est évidemment un peu plus étendu lorsqu'il s'agit de produits fréquemment consommés, dont l'élasticité peu élevée, ne varie pas considérablement avec le revenu, produits tels que veau, bœuf, vin, porc, œufs, beurre, etc...; par contre pour des consommations plus rares, repas pris au restaurant, achats d'apéritifs et consommations prises au café, les élasticités n'ont pas de signification au-dessous d'une dépense totale de 300 000 F environ.

 $2^{\rm o}$  Cas a < 0. — C'est le cas des produits pauvres, il concerne  $20\,\%$  de la consommation alimentaire totale : spécialement l'autoconsommation, les achats de lard et de saindoux, de pain, de margarine et de sucre (pour ces derniers l'ajustement est peu précis). Comme précédemment, on peut représenter la dépense x et l'élasticité E en fonction de la dépense totale par les schémas suivants :

#### **GRAPHIQUE IX**

IX — Droite d'ajustement.

IX bis — Élasticité en fonction de log x.



— La dépense du produit considéré décroît avec le revenu, la partie utile de la droite d'ajustement est donc limitée supérieurement par la valeur —  $\frac{b}{a}$  qui annule la dépense y. Cette valeur —  $\frac{b}{a}$ , d'autant moins élevée que le produit est plus pauvre, indique le niveau de la dépense totale à partir duquel disparaît la consommation du produit étudié. L'autoconsommation qui correspond à la valeur la plus faible disparaît pour une dépense totale de l 300 000 F, la margarine vers l 500 000, on peut donc considérer qu'aucun produit ne disparaît dans un intervalle vraisemblable de la dépense totale par unité de consommation.

— L'élasticité est négative et décroît encore avec la dépense totale. En réalité cette élasticité est faible en valeur absolue et varie donc peu : pour le pain, elle varie entre — 0,10 et — 0,13, pour la margarine entre — 0,13 et — 0,15, pour le lard entre — 0,25 et — 0,45. C'est pour l'autoconsommation qu'on remarque la plus grande valeur absolue et la plus grande variation de — 0,30 à — 1,5.

## Élasticité et dépense totale

Le graphique X présente les variations des élasticités en fonction du revenu, c'est l'application des schémas VIII b et IX b pour quelques dépenses particulières. Les courbes figurées sont des branches d'hyperboles correspondant à un intervalle convenable de la dépense totale par unité de consommation (entre 50 000 et 800 000 F par an). On retrouve sur ce graphique les observations faites précédemment.

Si on range les dépenses par produit en fonction de leur élasticité au point moyen par exemple et qu'on calcule le pourcentage de la dépense alimentaire totale auquel elles correspondent, on observe les résultats suivants : les élasticités s'étendent entre — 0,7 et + 2,5, mais la plupart des produits ont une élasticité comprise entre 0 et 1 comme le montre le tableau III.

GRAPHIQUE X

Modèles semi-logarithmiques. Variation de l'élasticité en fonction du revenu

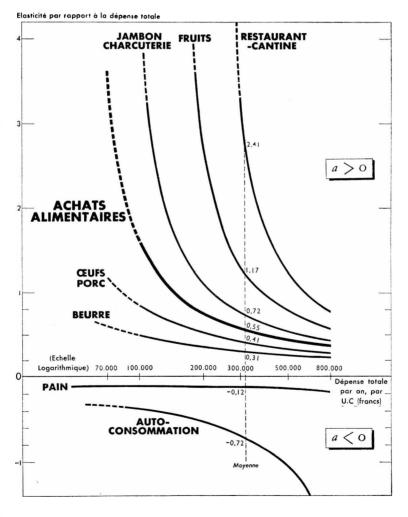


TABLEAU III

PRODUITS	% DE LA DÉPENSE ALIMENTAIRE	ÉLASTICITÉ AU POINT MOYEN			
Repas au restaurant et à la cantine, consom- mations prises au café, achats d'apéritifs et de liqueurs	6 %	de 1,8 à 2,5			
Volaille, lapin, gibier, mouton, pâtisserie, fruits, légumes verts, eaux minérales, jus de fruits	18 %	de ! à 1,39			
Conserves de fruits et légumes, triperie, jambon-charcuterie, cheval, poissons, vin	17 %	de 0,66 à 0,99			
Fromages, veau, chocolat-confiserie, bœuf	18 %	de 0,51 à 0,59			
Œufs, porc, pommes de terre, produits d'épi- cerie, beurre, légumes secs, huile, café- thé-chicorée, farine	21 %	de 0 ċ 0,43			
Lait, sucre, pain, cidre-bière, margarine, lard-saindoux	12 %	de — 0,34 à 0			
Auto-consommation.	8 %	<b>— 0,72</b>			

Le graphique X donne un exemple relatif à chacun de ces groupes (le quatrième groupe correspond à l'ensemble des achats alimentaires). On peut aisément situer les autres produits entre ces courbes, compte tenu de leur élasticité en un point, le point moyen par exemple.

En ce qui concerne l'ensemble des achats alimentaires (non compris l'autoconsommation et les repas pris hors du domicile), on remarque que l'élasticité ne dépasse pas 1,6, cette valeur étant atteinte pour un niveau faible de la dépense totale : 100 000 par an par unité de consommation. Il faut noter qu'il y a peu de ménages dépensant moins de 200 000 F, à peine 7%; ce sont en majorité des ménages de l et 2 adultes de plus de 70 ans. Pour cet ensemble de ménages, l'élasticité de la dépense alimentaire totale varie entre 0,76 et 1,6; au-dessus du seuil de 200 000 F, l'élasticité décroît lentement de 0,76 à 0,40.

En ce qui concerne les dépenses non alimentaires, deux produits seulement ont été retenus pour ce modèle : les dépenses de chaussures et de tabac. Du point de vue de l'élasticité, on peut situer ces produits par rapport aux produits alimentaires, les achats de tabac se situeraient dans le second des groupes précédents, la courbe représentative de l'élasticité en fonction de la dépense totale étant très légèrement au-dessous de celle des fruits. Les dépenses de chaussures, avec une élasticité un peu plus faible (0,92), se situeraient dans le troisième groupe.

#### B. — Ajustements logarithmiques

Cet ajustement a été appliqué à la presque totalité des dépenses non alimentaires à l'exception des dépenses de chaussures (étudiées précédemment) et surtout à l'exception des achats de véhicules. Ces derniers ne peuvent être étudiés à partir des méthodes classiques et feront l'objet d'une étude spéciale (1).

Les dépenses étudiées dans ce paragraphe représentent donc 88 % de la dépense non alimentaire.

L'intervalle de variation des coefficients d'élasticité est assez large, de 0,4 à 3,7, mais la plus grande partie des dépenses étudiées correspond à une élasticité comprise entre 1 et 1,8. Dans le tableau IV, les dépenses ont été rangées dans l'ordre croissant des élasticités, comme on avait fait précédemment :

TABLEAU IV

DÉPENSES	% PAR RAPPORT A L'ENSEMBLE ÉTUDIÉ	ÉLASTICITÉ				
Produits d'entretien, combustibles, dépenses médicales nettes, accessoires d'habillement	23 %	de 0,4 à	0,9			
Eau-gaz-électricité, tabac, petit équipement ménager, lingerie-bonneterie, loyer	22 %	de là	1,4			
Vêtements principaux, préparation et entre- tien de l'habillement, dépenses courantes pour les loisirs, meubles et dépenses diverses	31 %	de I,5 à	1,8			
Hygiène et soins personnels, transports col- lectifs, services domestiques, gros équipe- ment ménager, achats d'équipement pour les loisirs	14 %	de 2 à	2,5			
Vacances, dépenses pour l'utilisation des véhicules	10 %	de 3,2 à	3,7			

L'élasticité des dépenses médicales est très faible. Elle est incompatible avec celle que l'on pourrait déduire des séries temporelles : le volume des dépenses médicales a augmenté de 57 % de 1950 à 1956, le revenu de 42 % environ (2).

L'élasticité des dépenses d'habillement est voisine de celle qui avait été observée dans une étude antérieure (3). Ici encore, une analyse basée sur

<sup>(1)</sup> A paraître dans le prochain numéro de Consommation.

<sup>(2)</sup> Georges ROSCH, Les dépenses médicales en 1956, Consommation, N° 3, juillet-septembre 1958, p.62.

<sup>(3)</sup> L. M. GOREUX, « Perspectives des dépenses d'habillement des Français» (1954-1965) ; Études et Conjoncture, Nº 10, octobre 1956, p. 896-897.

les séries temporelles donnerait des résultats un peu différents : on trouve en effet une élasticité de 1,08 à partir des évaluations globales (1).

L'élasticité concernant les dépenses d'utilisation des véhicules individuels ne peut pas être comparée aux résultats d'autres études sur le sujet (²). Cette élasticité se rapporte à l'ensemble de la population, y compris les ménages n'ayant pas de voiture, les dépenses moyennes pour les faibles revenus sont donc très faibles. L'étude spéciale citée est une analyse du comportement des possesseurs de véhicules individuels.

<sup>(1)</sup> La consommation de 1950 à 1957, Consommation, Annales du C.R.E.D.O.C., avril-juin 1958,  $N^{\circ}$  2, p. 44.

<sup>(2)</sup> E. A. LISLE-H. FAURE, Les dépenses d'automobiles des ménages français, Consommation, Annales du C.R.E.D.O.C., avril-juin 1959, N° 2.

## A. — AJUSTEMENTS SEMI-LOGARITHMIQUES

	PRODUITS		LOI AJUSTÉE * $y = a \log x + b$ Dépense annuelle	ÉCART-	DÉPENSE MOYENNE	ÉLASTICITÉ POUR UNE DÉPENSE TOTALE ANNUELLE PAR U.C. DE :			
			l'achat d'un produ d'un groupe de pr Dépense totale ann entaines de francs p nité de consommatio	odvit. welle. ar	TYPE DE a	Centaines de francs par an, par U. C.	180 000 F	333 000 F (moyenne de l'ajustement)	600 000 F
A	DÉPENSES ALIMENTAIRES								
П	Produits à base de céréales	y =	75,1 $\log x$ —	90,2	7.8	175	0,21	0,19	0,17
111	Pain	y =	$-26,0 \log x +$	187,1	5,9	98	0,11	- 0,12	<b>—</b> 0,13
112	Farine ordinaire, farines composées, riz, pâtes	y =	1,8 $\log x + 99,9 \log x -$	31,2 310,6	2,4 * 5,6	37 40	0,02 2,96	0,02 1,05	0,02 0,65
12	Légumes	y =	234,8 log <i>x</i> —	703,5	8,6	123	1,68	0,83	0,55
121	Pommes de terre	y =	26,9 log x	65,9	3,4	29	0,54	0,41	0,33
122	Légumes verts et racines		185,3 log x —	57 <del>4</del> ,0	7,0	77	2,75	1,03	0,64 0,22
123 124	Légumes secs		4,0 log <i>x</i> — 18,6 log <i>x</i> —	7,0 56,6	1,0 1,7	9	0,29 2,06	0,25 0,91	0,59
13	Fruits	y =	232,7 log x —	727,2	6,8	90	3,34	1,10	0,66
131	Agrumes, bananes	"	87,4 log x —	270,6	3,5	37	2,70	1,02	0,63
132	Autres fruits frais	y =	113,1 $\log x$ —	356,1	4,5	41	4,05	1,17	0,69
133	Fruits secs, conserve de fruits, confiture,	1, _	78 1 100 7	867	74	12	2 54	0 99	0.63

1	.urr	9 -	111,1109 00 1	حزكاء ا	±,7≥	211	1,00	م می	٠, ,٠
141 142 143 144 145 146 147 148	Bœuf Veau Mouton Cheval. Porc frais Jambon, charcuterie Triperie. Conserves de viande	y = y = y = y = y = y = y = y = y = y =	149,0 log x — 85,9 log x — 78,4 log x — 18,2 log x — 32,0 log x — 109,5 log x — 16,7 log x — 12,0 log x —	398,9 236 251,6 53,2 78,9 318,5 50,7 38,0	9,3 6,5 3,9 3,4 5,2 5,6 1,5	129 67 24 12 36 69 8	0,75 0,85  1,32 0,55 1,25 1,92 5	0,51 0,56 1,39 0,73 0,41 0,72 0,89 1,24	0,39 0,42 0,76 0,51 0,33 0,50 0,58 0,71
15	Volailles, œufs, poissons	y =	237,2 log x	716,1	11,2	121	1,84	0,87	0,57
151 152 153	Volailles, lapins, gibiers	y = y = y = y = y = y	127,5 log x — 28,8 log x — 80,9 log x —	409,0 72,0 235,0	7,0 1,9 4,7	41 29 51	9,13 0,58 1,24	1,39 0,43 0,70	0,76 0,34 0,49
16	Lait, fromage	y =	97,3 log x —	214,1	7,1	130	0,41	0,33	0,28
161 162	Lait frais, lait en poudre	U	0,3 log <i>x</i> + 97,6 log <i>x</i> —	58,3 2 <b>72,</b> 4	5,4 * 4,2	59 71	0,003 0,93	0,003 0,59	0,003 0,44
17	Corps gras	y =	73,3 log <i>x</i> —	116,7	8,3	138	0,26	0,23	0,19
171 172 173 174	Beurre	$egin{array}{c} y = - \\ y = - \end{array}$	61,3 $\log x$ — 1,9 $\log x$ + 19,3 $\log x$ — 5,5 $\log x$ +	128,6 12,2 26,5 26,2	4,7 0,8 4,6 I, I	86 6 39 7	0,38 0,13 0,23 0,28	0,31 0,14 0,20 0,34	0,26 0,15 0,18 0,43
18	Autres produits alimentaires	y =	29,3 log x	37,9	4,2	65	0,21	0,19	0,17
181	Sucre	y = -	6,7 $\log x$ +	54,0	2,6	29	0,09	0,09	0,10
182	Chocolat, cacao, confiserie, crèmes glacées	y =	23,6 log x —	63,4	3,4	21	0,77	0,52	0,39
183	Autres produits	y =	12,5 log x —	28,5	1,6	15	0,45	0,35	0,29

<sup>\*</sup> L'écart entre la loi pour 13, 14, 19 et la somme des lois pour les composantes de ces postes vient de ce que les ajustements ont été faits séparément pour les postes à deux et à trois chiffres.

## A. — AJUSTEMENTS SEMI-LOGARITHMIQUES (suite)

PRODUITS		LOI AJUSTÉE $y=a\log x+b$ $y=dépense annuelle pour l'achat d'un produit ou d'un groupe de produit.  x= Dépense totale annuelle. Centaines de francs par unité de consommation$				DÉPENSE MOYENNE	ÉLASTICITÉ POUR UNE DÉPENSE TOTALE ANNUELLE PAR U.C. DE :			
					ÉCART- TYPE DE a	Centaines de francs par an, par U.C.	180 000 F	333 000 F (moyenne de l'ajustement)	600 000 F	
19	Boissons et stimulants	y =	276,1 log x —	768, I	15,8	198	0,92	0,59	0,43	
191 192 193 194 195	Café, thé, chicorée, malt Eaux minérales, jus de fruits Vins Cidre, bière Apéritifs, liqueurs, alcools	y = y = y = y = y = y	25,0 $\log x$ — 32,2 $\log x$ — 156,7 $\log x$ — 3,0 $\log x$ + 62,8 $\log x$ —	27,6 99,2 448,1 0,8 206,2	6,0 1,8 12,1 2,1 * 4,2	56 14 103 12 14	0,20 2,57 1,09 — 0,12	0,18 i 0,66 0,13 1,82	0,16 0,63 0,47 — 0,11 0,87	
	TOTAL ACHATS	y =	1 749,6 log x —	4 772,4	64,5	1 388	0,82	0,55	0,41	
2	Autoconsommation et autofournitures	y = -	197,9 $\log x +$	815,2	32,5	119	<b>—</b> 0,50	<b>—</b> 0,72	<u> </u>	
3	Repas et consommations pris hors du domicile	y =	568,3 log <i>x</i> —	1 898,3	60,8	80		2,41	0,97	
301 302	Restaurant, cantine		500,8 log <i>x</i> — 67,5 log <i>x</i> —		55,4 6,8	67 13	_	2,51 1,88	1,01 0,89	
4	TOTAL ALIMENTATION	y =	2 120,1 log x —	5 855,5	54,6	1 587	0,88	0,57	0,43	
В	DÉPENSES NON ALIMENTAIRES									
514 571	Chaussures		135,8 log <i>x</i> — 114,3 log <i>x</i> —		6,4 9,2	66 48	2,09 2,66	0,92 1,01	0,59 0,63	

#### B. - AJUSTEMENTS LOGARITHMIQUES

	CONSOMMATION NON ALIMENTAIRE	DÉPENSE MOYENNE PAR U. C. (centaines de francs par an)	COEFFI- CIENT D'ÉLASTI- CITÉ a	ÉCART- TYPE DE a
51	Habillement (1)	425,9	1,35	0,041
511	Vêtements principaux et de travail	209,3	1,50	0,059
512	Lingerie bonneterie façon	63,0	1,36	0,125
513	Accessoires, laine, tissus de confec- tion, aiguilles, fil, boutons	37,8	0,92	0,061
515	Réparation entretien teinturerie ressemelages .	49,8	1,62	0,063
52	Loyers et charges (2)	214,6	1,46	0,064
521	Loyers (locataires)	117,2	1,35	0,092
524	Services domestiques, résidences se- condaires	25,7	2,43	0,37
53	Équipement du logement	168,9	1,64	0,069
531	Meubles, literie, linge de maison	59,9	1,70	0,129
532	Équipement ménager	45,5	2,38	0,154
533	Petit équipement réparations	63,5	1,33	0,068
54	Fourniture et énergie	284,5	0,60	0,041
541	Eau, gaz, électricité, butane, glace	79,9	1,03	0,037
542 543	Combustibles solides et liquides Produits d'entretien	146,6 58.0	0,40 0,43	0,088 0,034
				·
55	Hygiène et soins	203,3	0,98	0,045
551	Hygiène et soins personnels	54,8 214,9	1,95 0,68	0,065 0,05 <del>4</del>
552 554	Dépense de santé (brutes)	148,5	0,74	0,063
	` ,	212.0	2.07	
56	Transports et vacances (3)	318,8	2,87	0,105
563 564	Utilisation de véhicules individuels Transports collectifs et communica-	112,8	3,74	0,219
	tions	45,4	1,97	0,064 0,114
565	Vacances	61,8	3,15	0,114
57	Cultures et loisirs	216,9	1,65	0,055
571	Tabacs, allumettes	47,7	1,09	0,096
572	Culture et loisirs (biens d'équipe- ment).	62,7	2,50	0.134
573	Culture et loisirs (biens non durables			,
	et services)	106,5	1,60	0,074
58	Dépenses diverses nettes	112,0	1,83	0,070
5	TOTAL NON ALIMENTAIRE	1944,9	1,37	0,016

<sup>(1)</sup> Y compris les dépenses de chaussures.

<sup>(2)</sup> Y compris les dépenses de loyers concernant les ménages propriétaires de leur résidence principale ou logés gratuitement.

<sup>(3)</sup> Y compris l'achat des véhicules.