

ELEMENTS D'ANALYSE SUR LA CONSOMMATION

Sou1964-2052

Éléments d'analyse sur la
consommation / Crédoc. (Juin
1964).

CREDOC•Bibliothèque



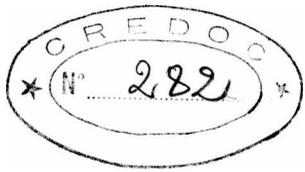
49

Mai - Juin 1964

ELEMENTS D'ANALYSE DE LA CONSOMMATION

CHAPITRE I

LA CONSOMMATION - DIFFERENTES APPROCHES - DIFFERENTES SOURCES



R⁵
9
05

LA CONSOMMATION - DIFFERENTES APPROCHES - DIFFERENTES SOURCES

L'analyse du comportement économique des individus appartient aux sciences humaines. Très empirique et relativement récente, elle y occupe cependant une place croissante. A l'égard du politique son intérêt est stimulé par le rôle qu'elle joue dans la décision économique, rôle qui tend à s'amplifier. L'accroissement des moyens de production et des techniques d'organisation augmente les disponibilités du consommateur, modifie le contexte dans lequel il vit, fait évoluer les besoins et la structure de la consommation. Plus on évolue d'une économie de besoin vers une économie de bien-être, c'est-à-dire plus augmentent les possibilités de choix d'une part et d'autre part les disponibilités en monnaie, en temps, en avantages sociaux, plus les études de comportement deviennent nécessaires mais aussi complexes ; plus les tendances dégagées par l'analyse semblent vulnérables, la composante permanente des facteurs de décision, difficile à saisir. Revenu et prix restent encore les principales grandeurs économiques intervenant dans les lois de demande classiques - spécialement au niveau des agrégats - étant observables et mesurables, théoriquement. Leur influence était prépondérante lorsque les phénomènes de saturation étaient moins prononcés. La hiérarchie des biens selon leur degré de nécessité ou de luxe fait place à un intérêt croissant pour une classification des consommateurs selon l'orientation de leurs choix, leur hiérarchie des valeurs qui fait intervenir parmi les facteurs retenus dans l'analyse des opinions, des attitudes, des modes de perception. Ainsi étendue l'analyse du comportement économique des individus qui se réclame non seulement de l'économie ou de la statistique mais de plus en plus de la sociologie et de la psychologie, apportera une contribution féconde à la connaissance des individus et des groupes sociaux dans lesquels ils vivent. Cette ressource de l'analyse de la consommation commence seulement à se faire jour peut être du fait que jusqu'à une période récente les analyses concernaient des agrégats, ou se basaient sur des moyennes relatives à des groupes d'individus

comme si les écarts à ces moyennes devaient être considérés comme provenant d'une imperfection des données, peut-être aussi parce qu'il s'agit d'un aspect matériel de la vie des individus celui qui se traduit le plus souvent par des paiements ; on a pu penser qu'il n'en pouvait résulter qu'une connaissance superficielle de l'individu. Il semble plus fécond de considérer le comportement économique individuel comme étroitement lié aux aspirations et aux conceptions de vie. Si l'on veut envisager ainsi les études de comportement économique il est parfois nécessaire de s'affranchir des contraintes trop strictes imposées par des objectifs immédiats et du souci de résultats "opératoires". Cela ne veut pas dire que l'on perdra en efficacité, au contraire.

Au stade actuel l'analyse de la consommation est essentiellement empirique. La théorie économique est beaucoup trop abstraite pour se prêter à une vérification sur les observations. Elle ne fournit à l'analyse que certains concepts ; notions d'élasticités, de compléments, de substituts, qui généralement ne représentent qu'un lien assez artificiel. Les formes analytiques des "lois de comportement" généralement utilisées le sont parce qu'elles respectent le sens et les courbures observées et qu'elles permettent l'estimation de paramètres peu nombreux par des techniques relativement simples. Mais il n'intervient généralement pas dans leur choix de restrictions théoriques comme par exemple l'existence de surfaces d'indifférence.

Les raisons au caractère empirique de ces analyses tiennent en particulier à la rareté et à la médiocrité des sources statistiques jusqu'à une date relativement récente. Les enquêtes françaises ont commencé pratiquement en 1951. Les séries temporelles actuellement exploitables remontent à 1950, c'est dire qu'elles fournissent une douzaine d'observations. Une autre raison tient au fait que l'intérêt a été longtemps centré sur des modèles de comportement très globaux devant servir à la préparation des plans. Les travaux d'analyse proprement dite, sans objectif précis, ont été négligés. Les enquêtes elles-mêmes étaient conçues pour fournir des tendances centrales, moyennes de consommation, paramètres de lois fixées à l'avance, (élasticités,

propension marginale, seuil de saturation...), plus que pour fournir un matériau de recherche. L'expérimentation au sens classique n'est pas possible dans ce domaine. L'économètre n'a pas la possibilité de modifier les grandeurs qu'il suppose déterminantes ; le temps joue un rôle important, irréversible, rendant délicate la comparaison de deux situations. Les erreurs de mesure inévitables et très importantes ne permettent pas de faire de très petites expériences. Les enquêtes sont donc nécessairement coûteuses et pour cette raison sont rarement conçues pour vérifier une seule hypothèse. Néanmoins on s'oriente vers une conception plus diversifiée des enquêtes laissant aux enquêtes massives et représentatives le premier rôle comme source de Comptabilité Nationale et à des enquêtes de plus modeste envergure un caractère exploratoire.

Nous allons, dans ce chapitre, présenter les deux aspects de l'analyse du comportement du consommateur global et individuel, pour ne nous intéresser par la suite qu'à l'analyse individuelle effectuée à partir d'enquêtes. Les deux approches correspondent à deux types de sources différentes, la nature de l'information, la connaissance qu'elles révèlent diffèrent ainsi que les méthodes d'analyse qui leur sont appliquées. Notre souci sera d'exposer les principaux fondements et les directions essentielles de l'analyse du comportement du consommateur dans l'état actuel des connaissances ; nous essaierons d'aller assez loin pour donner le goût des études expérimentales, tout en restant assez pratique pour assurer à chacun les bases élémentaires de toute analyse de la consommation.

1 - La consommation : aspect temporel et global

Ces deux aspects sont encore malheureusement indissociables. On ne connaît l'évolution année par année de la consommation et de ses différentes composantes que sous forme d'agrégats, moyennes nationales obtenues à l'aide de sources indirectes décrites brièvement au paragraphe 3. Les chiffres et graphiques donnés ci-après permettront de se faire une idée du type de connaissance du comportement que fournissent ces données (1). Le Tableau I résume pour trois années particulières l'évolution de la consommation en volume de 1950 à 1961. Les coefficients budgétaires en donnent la structure et illustrent les déformations des budgets ; enfin l'évolution des prix (Tableau II) complète ce premier ensemble de données. Une période de croissance économique très forte, irrégulière mais soutenue, comme celle des quinze dernières années est spécialement riche en observations ; les modifications de structure qui en résultent ne sont pas simples à expliquer.

La première observation évidente est la dispersion très importante du taux de croissance selon les types de dépenses : l'alimentation croît très lentement en dépit d'une baisse des prix relatifs, la proportion de l'alimentation dans le budget décroît lorsque le revenu augmente, au profit des achats non alimentaires. Il faut noter cependant que si les prix de l'ensemble de l'alimentation augmentent moins vite que l'ensemble des prix, c'est cependant à l'intérieur de ce groupe que les augmentations de prix se font le plus sentir. La demande de viande reste très soutenue malgré une augmentation des prix très importante. Celle des boissons a pu être contrariée par l'effet prix.

(1) Ce paragraphe est directement inspiré de l'étude de J. ALBERT [1], spécialement le chapitre III p. 38 - 52.

Consommation intérieure totale des particuliers (1)

	Indices base 100 en 1950			Taux d'accr. moyen *	Coefficients budgétaires		
	1953	1957	1961		1953	1957	1961
Produits à base de céréales	111,0	121,8	128,7	1,8	5,6	4,9	4,5
Légumes	104,4	122,8	129,9	2,7	3,7	3,4	3,2
Fruits	122,9	140,3	163,5	4,1	2,6	2,4	2,5
Viandes	121,1	145,8	164,3	4,2	10,8	10,5	10,4
Volailles, oeufs, poissons	110,1	120,7	139,1	3,1	4,8	4,3	4,3
Lait et fromages	108,4	126,9	138,5	2,7	3,5	3,3	3,1
Corps gras	115,8	128,7	144,0	3,5	3,5	3,1	3,1
Autres produits alimentaires	107,8	139,4	153,0	3,8	2,2	2,3	2,2
Boissons	110,1	121,3	128,3	1,9	8,4	7,4	6,9
ENSEMBLE ALIMENTATION ET BOISSONS	113,0	129,9	143,0	3,3	45,1	41,6	40,2
Habillement	114,5	147,2	161,3	5,1	13,1	13,5	13,0
Habitation	110,5	146,2	165,2	6,0	15,4	16,4	16,2
dont : équipement			229,1	7,5	4,3	5,8	5,5
Hygiène et soins	131,1	186,5	242,1	8,9	7,0	8,0	9,2
dont : pharmacie, lunetterie..			403,5	13,0	1,5	2,1	2,9
Transports et communications	130,2	176,2	228,0	7,0	6,4	7,0	7,9
dont : achats de véhicules individuels			298,0	7,4	2,0	2,3	2,6
utilisation de vé- hicules individuels			360,0	13,0	1,8	2,1	2,6
Culture, loisirs, distractions	118,2	162,9	193,3	7,5	6,9	7,7	8,0
dont : spectacles, jeux			124,1	2,5	1,0	1,0	0,7
appareils radio-TV- photo			530,1**	20,0	0,5	1,0	1,7
Hôtels, cafés, restaurants } Consommations diverses	135,0	159,4	163,8 164,5	4,6 5,0	6,1	5,8	5,5
ENSEMBLE DES CONSOMMATIONS NON ALIMENTAIRES	119,3	157,8	184,1	5,8	54,9	58,4	59,8
ENSEMBLE DES CONSOMMATIONS	116,4	144,8	165,0	4,7	100,0	100,0	100,0

Francs constants prix de 1956

* Taux d'accroissement annuel moyen en volume de 1950 à 1961

** Les achats de télévision seuls sont à l'indice 10.325,0 base 100 en 1950.

(1) Source : La consommation des Français de 1959 à 1961 - Consommation n° 1 - 1963 - p. 91 et 92.

Accroissement des prix de 1950 à 1961 (1)

	Prix nominaux	Prix réels
Produits à base de céréales	166,0	91,0
Légumes	159,0	87,1
Fruits	183,0	100,3
Viandes	198,6	108,8
Volailles, oeufs, poissons	155,0	84,9
Lait et fromage	150,3	82,4
Corps gras	129,7	71,1
Autres produits alimentaires	143,2	78,5
Boissons	193,7	106,1
ENSEMBLE ALIMENTATION ET BOISSONS	171,0	93,7
Habillement	151,7	83,1
Habitation	227,9	124,9
dont : équipement (meubles, matériel ménager...)	170,8	93,6
Hygiène et soins	192,4	105,4
dont : pharmacie, lunetterie..	144,3	79,1
Transports et communications	197,0	108,0
dont : achats de véhicules	150,6	82,5
utilisation de véhicules	216,0	118,4
Culture, loisirs, distractions	196,4	107,6
dont : spectacles, jeux	229,0	125,5
appareils radio - T.V - photo	152,1	83,4
Hôtel, café, restaurant	206,7	113,3
Consommations diverses	187,5	102,8
ENSEMBLE DES CONSOMMATIONS NON ALIMENTAIRES	192,8	105,7
ENSEMBLE DES CONSOMMATIONS	182,4	100,0

(1) Source : La consommation des Français de 1959 à 1961 - Consommation n° 1 - 1963 - p. 86 et suivantes.

Tableau III

Taux d'accroissement de la consommation répartis selon la nature de la dépense (1)

	1960	1961	1962	1963
Biens durables	112,4	114,3	116,5	100,4
Biens semi-durables	106,2	106,3	107,9	108,8
Autres biens fongibles	107,0	106,5	110,0	108,5
Services	104,9	105,7	106,1	105,5
Alimentation	103,8	103,1	104,2	103,7
Consommation totale	105,5	105,5	106,9	106,4

Source : Rapport sur les Comptes de la Nation à paraître en mai 1964.

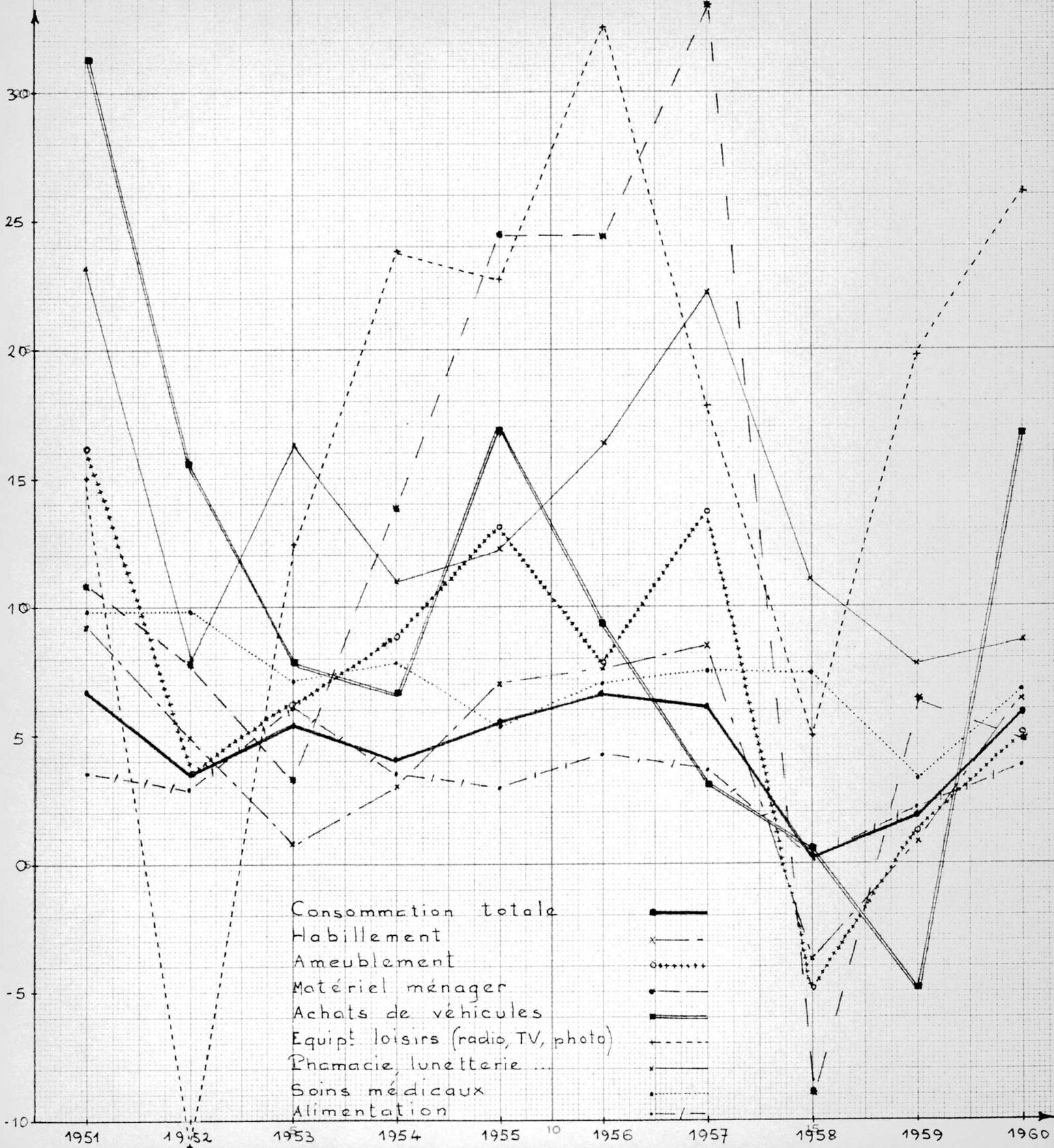
Le taux de croissance des dépenses non alimentaires est variable, plus faible pour les dépenses d'habillement et les dépenses diverses (hôtel - café - restaurant, bijouterie - horlogerie, services divers), très élevé pour les dépenses médicales. A l'intérieur de chaque grand groupe la place de l'équipement est de plus en plus importante, spécialement l'équipement de loisir. Les prix des biens d'équipement n'ont pas augmenté par rapport à l'ensemble des prix, ce qui n'a pu que favoriser une propension à l'équipement stimulée aussi par la diffusion de plus en plus rapide de l'information et la publicité. La dépense en biens d'équipement (véhicules, réfrigérateurs, machines à laver, télévisions...) correspond au taux d'accroissement le plus rapide (de 12 à 16 % par an dans les dernières années, Tableau III), à l'opposé celle de services augmente moins (4 à 5 % par an) en tout cas en volume, l'augmentation des prix étant la plus importante pour ces types de dépenses.

L'évolution des taux de croissance comparée des différents postes de dépenses suggère d'autres réflexions. Nous n'avons pas encore atteint le stade de la société d'abondance, mais nous ne sommes plus au stade de l'économie de pénurie. Les besoins sont à peu près satisfaits, la demande s'oriente vers des produits ou services dont le rôle est davantage l'amélioration du bien-être. Ces dépenses très sensibles à un accroissement de revenu, le sont encore davantage aux irrégularités de cet accroissement (1). On verra plus loin (chapitre III) que la variabilité des dépenses est d'autant plus importante qu'il s'agit de catégorie de biens relativement moins nécessaires. Ces dépenses sont également celles que les séries temporelles révèlent comme les plus conjoncturelles, c'est-à-dire accusant le plus brutalement un fléchissement de la croissance économique. Précisément dans la période 1950 - 1961 les années de stagnation et d'expansion se succèdent dans un climat généralement inflationniste :

(1) L'analyse détaillée des consommations selon le caractère conjoncturel ou non est très clairement présentée par J. ALBERT, dans l'étude citée dont le graphique I est extrait.

TAUX D'ACCROISSEMENTS ANNUELS DES CONSOMMATIONS
ALIMENTAIRES ET NON ALIMENTAIRES DE 1951 A 1960

Taux d'accroissements annuels



		Taux d'accroissement par rapport à l'année précédente											
		1951	1952	1953	1954	1955	1956	1957	1958	1959	1960	1961	1962
Prix Consommation en volume		116,2	110,5	99,8	101,2	101,5	104,3	105,2	112,4	105,3	103,6	102,9	104,2
		106,7	103,5	105,4	104,1	105,6	106,6	106,1	100,3	101,9	105,4	105,7	107,1

Les consommations supportent très différemment ces à-coups (Graphique I). La consommation alimentaire croît lentement avec le revenu mais à peu près régulièrement. Les dépenses médicales souffrent moins encore de ces irrégularités d'une part parce qu'elles sont jugées indispensables, d'autre part parce qu'une partie de ces dépenses est prise en charge par la collectivité. Mais il n'en est pas de même des autres dépenses. Au cours des années de stagnation 1952 - 1953 et 1958 - 1959 les dépenses d'équipement ménager et autres, d'ameublement fléchissent, elles diminuent même quelquefois par rapport à l'année précédente, amplifiant les irrégularités du revenu réel.

Que ressort-il d'une telle description ? En premier lieu chaque chiffre global représente une position d'équilibre une année donnée entre plusieurs forces interdépendantes :

- Les composantes économiques : revenu et prix. La propension à épargner ayant peu augmenté au cours de la période on peut assimiler revenu et consommation totale lorsqu'il s'agit de taux d'accroissement. Les revenus réels se sont accrus à une cadence très irrégulière ; les taux d'accroissements allant de 1 à 7 % par an. Cette évolution diffère selon les types de revenus, les transferts sociaux par exemple, prestations, pensions, qui ne sont pas liés à la production et n'ont aucune souplesse pour s'adapter aux fluctuations économiques subissent d'autant plus les augmentations de prix.

Le taux d'accroissement des prix a atteint 19 % (entre 1957 et 1958), et a toujours été élevé mais très différemment selon les

secteurs et surtout selon la nature des dépenses, les prix des services augmentant beaucoup plus (5 à 7 % par an) que les prix des biens d'équipement et en général des articles manufacturés.

- Composantes socio-démographiques : la population s'accroît régulièrement d'environ 0,6 % par an (indice 100 en 1950 : 102,1 en 1953 - 105,6 en 1957 - 110,0 en 1961), la proportion des moins de vingt ans augmentant dans l'ensemble. Les structures socio-professionnelles évoluent, augmentation de la proportion des salariés (surtout des cadres) et des inactifs. L'urbanisation se poursuit régulièrement se caractérisant par un dépeuplement des communes rurales au profit des communes urbaines spécialement des communes de taille moyenne (10.000 à 100.000 habitants). Enfin, on observe un mouvement régional tendant à accroître la densité de la population dans la région parisienne les régions du Nord et du Nord-Est.
- Composantes d'origines diverses liées soit à l'amélioration des moyens de communications, diffusion de l'information, publicité, phénomènes de contagion et d'imitation, soit au progrès technique et à ses répercussions non seulement sur l'offre mais sur les modes de vie, les habitudes et les goûts.

L'évolution résultant de toutes ces influences prend la forme d'une tendance à long terme manifestant à la fois certaines lois de comportement relativement stables et leur déformation ainsi que des modifications de structure. A cette tendance se superposent des mouvements conjoncturels. L'une et l'autre de ces composantes permettent une différenciation entre les produits et services.

2 - La consommation : aspect individuel

Il s'agit de la consommation telle qu'elle ressort de l'observation directe c'est-à-dire des enquêtes faites auprès des consommateurs. Comme il n'existe pas encore en France d'enquête permanente la connaissance qui ressort des enquêtes est statique. Chaque enquête fournit une image de la consommation et du comportement valable à une époque précise.

L'intérêt fondamental de ces observations est la confrontation qu'elles permettent entre le consommateur lui-même d'une part c'est-à-dire l'unité de décision avec ses particularités, ses moyens matériels et sociaux et d'autre part sa consommation et même plus largement l'ensemble de son activité économique, ressources, consommation, épargne, situation financière, patrimoine Les possibilités qu'offrent un tel matériau sont quasiment inépuisables tant du point de vue de la description que de celui de l'analyse. C'est le laboratoire de l'économètre, instrument relativement souple, susceptible d'amélioration constante, dont le plus gros désavantage est certainement son coût élevé.

Quoique les budgets individuels aient d'abord été utilisés pour fournir des moyennes de consommation, moyennes globales dans une nomenclature très détaillée, ou moyennes concernant des sous-populations particulières (par exemple, moyennes concernant certaines catégories socio-professionnelles ou certaines régions), leur intérêt

vient évidemment de l'interprétation que l'on peut tirer des comparaisons des comportements individuels. Il est fort intéressant de savoir que les ouvriers consacrent des sommes plus importantes à l'alimentation que les cadres, que le taux de possession des téléviseurs est plus élevé chez les familles nombreuses (alors que le niveau de vie y est plus faible), que le budget alimentaire se modifie complètement lorsqu'on passe des petites aux grandes villes. Ceci donne une autre dimension par rapport aux données globales et rend plus à même de prévoir l'évolution de la consommation si l'on connaît parallèlement celle des structures selon les caractéristiques étudiées (dans le cas présent la profession, la composition de la famille ou le type d'habitat). Mais tout ceci ne sort guère de la description, description de plus en plus fine et minutieuse mais sans pouvoir d'explication. Ces grandes catégories, même si elles font ressortir des différences de comportement peuvent être artificielles par rapport aux facteurs qui sont réellement à l'origine du comportement économique des individus. Les goûts, les réactions aux influences reçues ne peuvent être laissés de côté, inclus dans les résidus supposés aléatoires, dans une civilisation où les choix priment, où aucune dépense n'est incompressible, les variations individuelles tenant autant à la qualité qu'au volume de consommation. C'est une des grandes ressources des données individuelles de permettre la comparaison des comportements du point de vue des choix, des moyens mis en oeuvre par les individus pour parvenir à leur satisfaction (privation - attitude devant le crédit, devant l'épargne), de permettre la comparaison des dispersions individuelles selon les types de dépenses lorsque le revenu augmente, c'est-à-dire lorsque les possibilités de choix augmentent. On peut s'attendre en effet à ce que ces dispersions croissent en même temps avec le revenu lorsqu'on passe des dépenses concernant la satisfaction des besoins à celles qui concernent l'amélioration du bien être. Des perspectives pour ces dernières peuvent être spécialement fragiles, l'équilibre étant à la merci d'une publicité, d'une innovation. Mais surtout elles reflètent l'évolution d'une civilisation et permettent la distinction de groupes sociaux.

Voici seulement deux exemples renseignant sur l'information que l'on peut tirer des enquêtes. Le premier a trait à une comparaison des dépenses de consommations de deux groupes sociaux, les ouvriers et les professions libérales et cadres (Tableaux IV et V). Ces tableaux ne peuvent être interprétés isolément. Le premier nous indique en effet que les dépenses de consommation sont beaucoup moins élevées chez les ouvriers ce qui ne surprend pas puisqu'ils ont un revenu très inférieur. Ceci ne nous renseigne pas sur une différence dans les comportements véritables, puisqu'on ignore ce que font les ouvriers et les cadres qui ont le même revenu. La répartition du budget en pourcentage n'éclaire pas beaucoup sur le même sujet ; il s'agit d'une structure à niveau de vie différent, or on sait que lorsque le niveau de vie s'élève la part de certaines consommations (alimentation par exemple) diminue alors que c'est l'inverse pour d'autres (équipement, loisirs ...). Des coefficients budgétaires différents à revenu inégal sont donc tout à fait compatibles avec des comportements identiques. Le Tableau V nous permet de porter un jugement. Il ne concerne que deux types de dépenses - viande et habillement. Les comparaisons sont faites à revenu et nombre de personnes égaux, de telle sorte que les différences observées ont maintenant un sens (sous réserve de sous-estimations du revenu identiques dans les deux groupes). Il s'agit bien alors d'une différence de comportement, (de préférences ?) les ouvriers consomment davantage de viande que les cadres et les professions libérales qui ont le même revenu, en revanche ils consacrent une part plus faible de leurs ressources à l'habillement.

(Tableaux IV et V pages suivantes)

Tableau IV

Budget moyen comparé des professions libérales et cadres et des ouvriers en 1956

	Professions libérales et cadres		Ouvriers	
	f/an/ménage	%	f/an/ménage	%
Produits à base de céréales	501	2,7	458	5,7
Légumes	493	2,6	302	3,7
Fruits	437	2,4	218	2,7
Viandes	1.213	6,6	909	11,3
Volailles, oeufs, poissons	485	2,6	292	3,6
Lait et fromages	454	2,5	333	4,1
Beurre, huile, graisse	391	2,1	355	4,4
Autres produits alimentaires	187	1,0	170	2,1
Boissons et stimulants	555	3,0	528	6,5
Total achats alimentaires	4.716	25,5	3.565	44,1
Consommation hors du domicile	335	1,8	203	2,6
Autoconsommation	95	0,5	316	3,9
Total alimentation	5.146	27,8	4.084	50,6
Habillement	2.314	12,6	1.002	12,4
Logement	1.745	9,4	355	4,4
Équipement du logement	855	4,6	421	5,2
Fournitures énergie	1.173	6,3	598	7,4
Hygiène, santé	1.100	5,9	407	5,0
Transports vacances	3.159	17,1	484	6,0
Tabac	185	1,0	140	1,8
Culture, loisirs	2.184	11,8	334	4,1
Dépenses diverses	650	3,5	252	3,1
Total non alimentaire	13.365	72,2	3.993	49,4
Consommation totale	18.511	100,0	8.077	100,0
Impôts	1.388		52	
Ressources	16.294		6.528	

Source : Enquête 1956 (1ère partie) - Consommation - N°2 - 1960. p.108 - 109.

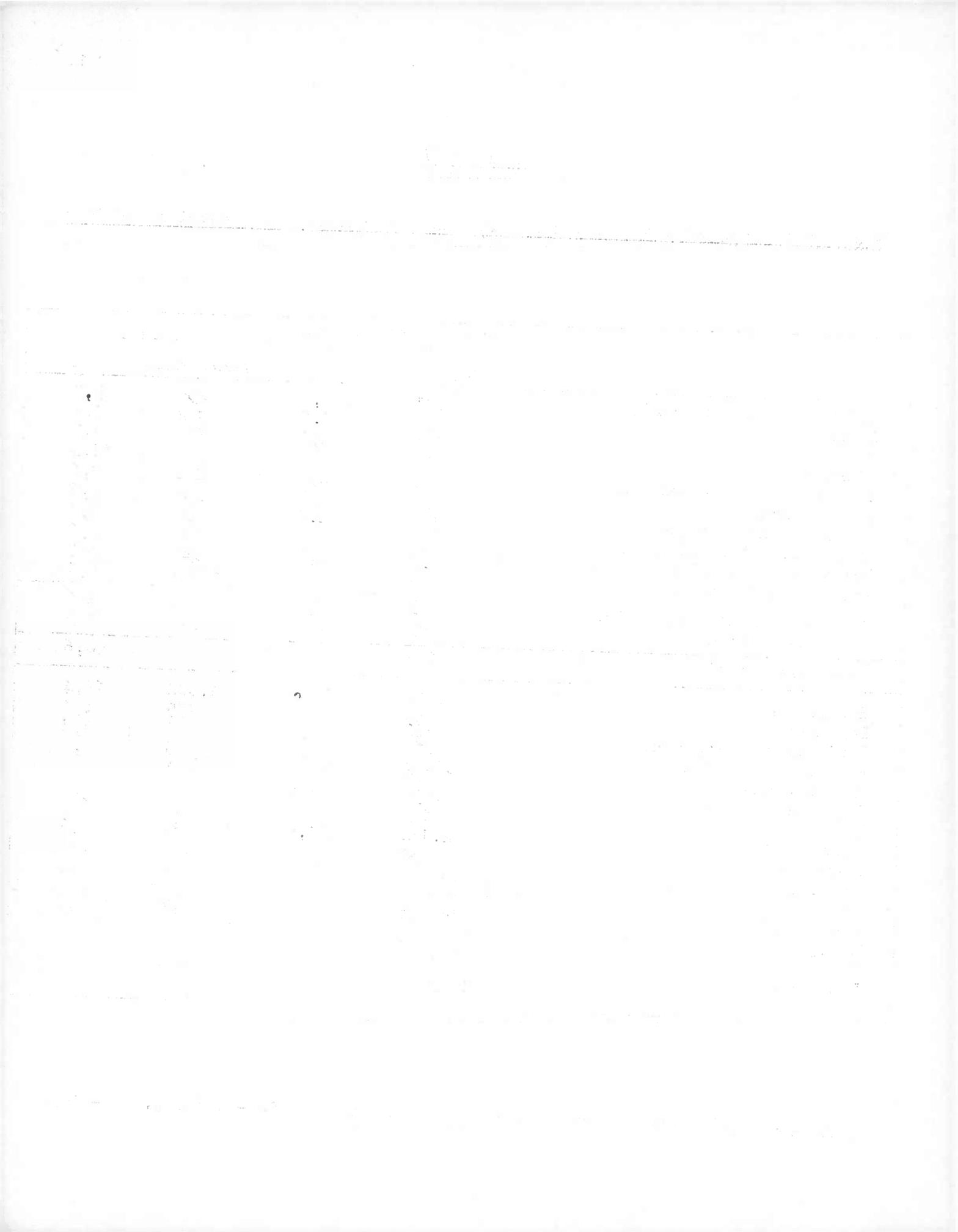


Tableau V

Comparaison des dépenses de viande et d'habillement, entre ouvriers et cadres
à revenu et nombre de personnes égaux

Dépenses de viande (1)		Dépenses d'habillement (1)	
Professions libér. et cadres sup.	Ouvriers	Professions libér. et cadres sup.	Ouvriers
643	718	1.233	713
742	823	1.701	809
561	828	728	1.134
765	840	930	1.098
869	875	2.139	1.541
1.058	917	2.798	2.132
628	961	1.470	953
892	995	1.354	1.248
1.025	1.200	2.609	1.459
1.389	1.153	2.666	2.130
1.090	1.121	861	1.188
1.192	1.049	2.121	1.476
1.048	1.198	1.763	1.357
1.337	1.415	2.092	1.836
1.802	1.944	3.096	2.483
1.742	1.661	2.532	1.995
2.001	2.228	3.217	2.731

(1) Chaque ligne concerne un ensemble d'au moins dix ménages ayant même composition et appartenant à la même catégorie de revenu.

Unités : francs/an/ménage.

Le graphique II illustre le second exemple. On y a fait figurer la dépense alimentaire en fonction des ressources pour 150 familles environ prises individuellement. Ces familles représentent un ensemble relativement homogène : elles comptent trois enfants bénéficiant des prestations familiales, le père est salarié, elles habitent dans les villes de 10.000 habitants et plus ; il reste évidemment des sources de divergence, région, âge, catégorie de villes Les dépenses et les ressources étudiées sont celles des mois de novembre et décembre 1962 et janvier 1963. On a distingué les familles ayant des crédits en cours (deux groupes : moins de 400 francs pour le trimestre, ou plus) et celle qui n'en ont pas.

Ce graphique est un premier exemple de variations individuelles du comportement, les dispersions ne doivent pas surprendre dans ce cas. La corrélation entre revenu et dépense alimentaire est faible mais significative. La dispersion augmente légèrement avec les ressources (elle augmenterait bien davantage s'il sagissait d'une dépense moins nécessaire). Un phénomène de saturation est assez marqué ; la dépense ne dépasse pas 3.000 francs (1.000 francs par mois). Enfin, la dépense alimentaire n'est pas complètement incompressible puisque les familles ayant à faire des remboursements de crédits se situent en moyenne au dessous de ~~celles~~ qui n'en ont pas. On a tenu compte des crédits pour voir si la corrélation entre dépense et revenu pouvait s'en trouver améliorée. Ceci montre l'intérêt de telles analyses sur données individuelles. On aurait pu considérer n'importe quelle autre dépense de nature plus ou moins contractuelle. L'intérêt des enquêtes ne se borne donc pas aux subdivisions très fines de la population selon des critères classiques, c'est au contraire à partir du moment où l'influence de ces variables est éliminée - c'est-à-dire lorsqu'on opère sur des cellules très homogènes - que l'analyse peut être féconde.

Graphique II

DEPENSES ALIMENTAIRES EN FONCTION DES RESSOURCES

Source - enquête UNCAF -

1962-1963

familles de 3 enfants

Dépense alimentaire trimestrielle frs/ménage

3.000

2.000

1.000

1.000

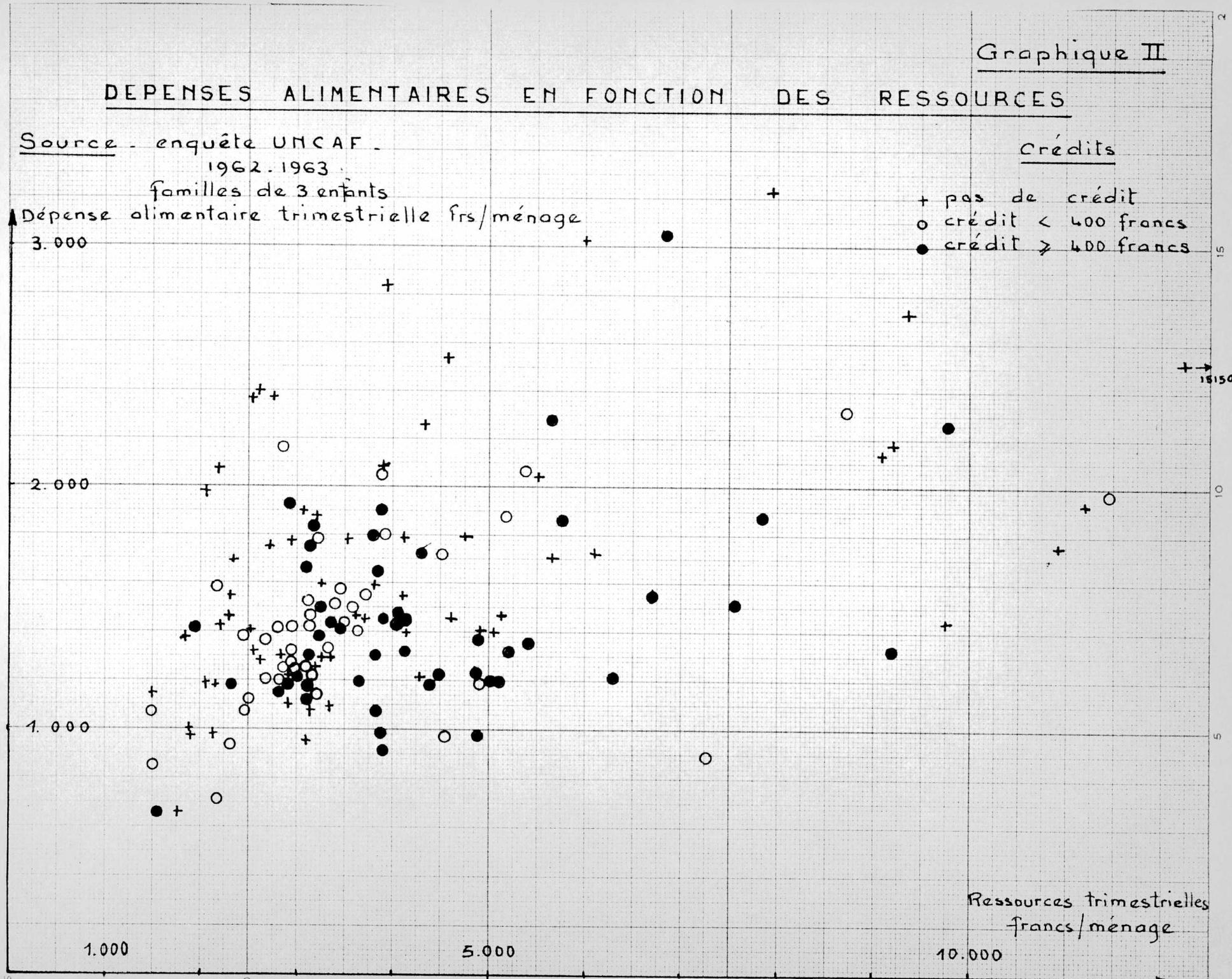
5.000

10.000

Crédits

- + pas de crédit
- o crédit < 400 francs
- crédit ≥ 400 francs

15150



3 - Sources et définitions correspondant aux deux approches

Les séries temporelles permettant d'étudier l'évolution de la consommation d'année en année proviennent principalement de statistiques dites indirectes (statistiques de production, de distribution, statistiques douanières), les enquêtes fournissant des bases en valeur absolues à certaines époques. Le plus souvent les statistiques indirectes étant partielles, on en tire des indices, des tendances plutôt que des estimations en volume ou en valeur.

Les statistiques de production, sont les plus importantes. Elles proviennent de deux types de sources : d'une part les déclarations fiscales de chiffres d'affaires des producteurs, (la fraude qui varie selon les branches, la difficulté d'estimer les consommations intermédiaires, les investissements et les variations de stocks rendent délicates une estimation de la production par branche ; En outre les chiffres d'affaires sont connus avec beaucoup de retard). D'autre part les déclarations des syndicats professionnels fournissent des chiffres de production en quantité physique, centralisés par les Ministères techniques (Agriculture, Industrie et Commerce). Ces statistiques très détaillées ne sont malheureusement pas représentatives de l'ensemble de chaque profession. Elles sont souvent meilleures en ce qui concerne la production initiale, matière première et produits intermédiaires, qu'au stade de la production d'articles finis. Ainsi la production de filés et de tissus est mieux connue que celle de vêtement. Lorsque la production est bien connue au stade final sa répartition entre les différents agents économiques est souvent approximative (c'est le cas pour les véhicules automobiles).

Les statistiques de distribution les plus intéressantes proviennent des déclarations des chiffres d'affaires des grands magasins et de coopératives de consommation. D'assez bonne qualité, disponibles rapidement elles fournissent de bonnes indications de tendance. Leur inconvénient est de ne représenter qu'une faible part de l'activité commerciale, et leur rythme d'évolution lui-même n'est sans doute pas représentatif de celui de l'ensemble. D'autres indications de tendance sont fournies par des enquêtes directes auprès des détaillants effectuées par la Direction du Commerce Intérieur. L'échantillon ne représente pas toutes les branches d'activité. Il est composé de volontaires et le taux de réponse est variable dans le temps de telle sorte que l'interprétation de ces chiffres est délicate. Les statistiques fiscales des chiffres d'affaires des entreprises commerciales fournissent encore une source, de qualité médiocre du fait de la fraude, du retard avec lequel elles parviennent et du fait qu'un grand nombre de commerces sont des commerces multiples recouvrant un ensemble de branches.

Nous reviendrons au chapitre II sur les méthodes d'enquête. La liste incomplète qui suit donne un aperçu du champ couvert par les enquêtes depuis 1951. Les grandes enquêtes nationales représentatives de l'ensemble des ménages ou de grandes catégories de population se sont succédées rapidement depuis 1951. La première urgence était en effet de faire face à une pénurie quasi-totale de statistiques valables. Depuis quelques années des enquêtes à caractère expérimental sont lancées, orientées plus spécialement vers l'analyse en profondeur, soit qu'elles concernent certains sujets limités et délicats à aborder d'emblée dans les enquêtes extensives tel l'épargne, soit qu'elles constituent un matériau

plus apte à détecter les facteurs de comportement spécialement les mobiles socio-psychologiques, et les moyens mis en oeuvre par les individus pour réaliser leurs aspirations, organisation du budget, attitude devant l'épargne, devant le crédit ...

Les principales enquêtes de consommation depuis 1951 (1)

Objet de l'enquête	Date de l'enquête	Nombre de ménages interrogés	Milieu enquêté		Population agricole
			population non agricole villes de 100.000 habitants & plus	villes de moins de 100.000 hab.	
Budgets de familles	1951	2.000	+		
	1952	650			+
	1953-1954	5.000	+		
	1956-1957	20.000	+	+	+
Viandes-prod ^{ts} lait ^{rs}	1963	23.000	+	+	+
Vêtements	1955	12.000	+	+	+
Vêtements	1953-1954	22.000	+	+	+
Chaussures	1953	5.500	+	+	+
Logement	1955	11.000	+	+	
	1961	15.000	+	+	
	1963	15.000	+	+	+
Equipement ménager	1954	20.000	+	+	+
Radio	1952	20.000	+	+	+
Vacances	1957	2.600	+	+	
Dépenses médicales	1960-1961	3.240	+	+	+
Utilisation des voitures particulières et commerciales	1958-1959	12.000 (auto-mobiles)	+	+	+
Epargne	1958	500			Cadres supérieurs de la R.Parisienne
Epargne	1963	400			Exploitants agricoles
Budgets de famille(2)	1962-1963	1.200			Familles de 2 à 6 enfants, villes de plus de 10.000 habitants.

(1) Ces enquêtes ont été réalisées par l'I.N.S.E.E à l'exception de la dernière nommée.

(2) Réalisée par l'U.N.C.A.F et le C.R.E.D.O.C

Les définitions des consommateurs et consommations diffèrent évidemment selon les deux approches. Les agrégats concernent l'"ensemble des personnes présentes sur le territoire métropolitain en tant qu'elles effectuent des opérations économiques liées à leur vie domestique" (1). Cette population comprend les ménages proprement dits (ménages ordinaires) (2), la population vivant dans les institutions (militaires du contingent, membres des communautés religieuses, hospitalisés de longue durée, population des asiles et des prisons) et enfin la population non résidente comprenant les touristes étrangers, les travailleurs frontaliers, les forces armées étrangères et les membres du corps diplomatique résidant temporairement sur le territoire. Les ménages ordinaires constituent en fait la partie la plus importante de la population, 98 % environ. La population des institutions est peu intéressante du point de vue de l'analyse du comportement. Elle est à peu près dépourvue d'initiative en matière de consommation.

Dans les enquêtes l'unité de décision retenue est le ménage ordinaire. Un certain nombre de consommations sont individuelles et reposent probablement sur la décision de l'individu concerné. Cependant il est légitime de supposer qu'aucun achat n'est fait sans référence au pouvoir d'achat général du ménage et que les décisions concernant les options principales ont une origine diffuse entre tous les membres du ménage. La souplesse des enquêtes permet d'ailleurs de retenir des définitions plus restrictives pour certains problèmes, sous réserve de l'information contenue dans les recensements ou dans les fichiers utilisés pour les tirages au sort.

(1) Les comptes de la Nation. Volume II - Méthodes. Septembre 1960 - p. 1.603.

(2) Une ou plusieurs personnes généralement liées par le sang ou le mariage, mettant leurs ressources en commun et résidant habituellement dans la même habitation.

L'analyse du comportement du consommateur cherche à expliquer le mode de répartition du budget des ménages en faisant intervenir dans la mesure du possible tous les facteurs susceptibles d'infléchir la décision d'un individu. Le revenu qui nous intéresse comme variable pouvant "expliquer" la consommation, sera la somme des disponibilités que l'individu pourra librement répartir pour satisfaire ses besoins. Les données globales considèrent ensemble les consommations et les ressources en espèce et en nature. Une distinction s'impose pour l'analyse. Les avantages en nature sont obligatoirement affectés à une destination précise par une administration ou une entreprise ; citons en quelques exemples : salaires en nature (avantages accordés par les entreprises concernant le logement, l'alimentation, les transports, le combustible), prestations sociales versées par les administrations (retraite, prestations familiales, assurances sociales, indemnisation des accidents du travail), prestations versées par les entreprises (fonctionnement des cantines, assurances vie, soins médicaux), assistance en nature (crèche, lait, réduction de tarifs). La production des ménages, jardins familiaux, service logement est également à isoler de leurs ressources. Ces estimations ont effectivement le caractère de ressources en tant qu'elles contribuent à l'élévation du niveau de vie. Elles sont donc indispensables pour une comparaison entre pays ou entre groupes sociaux. A ce titre on essaie également d'en tenir compte dans les analyses de comportement dans la mesure où l'on dispose d'une information suffisante. Néanmoins l'affectation de ces revenus ne dépend pas des choix individuels : ils réduisent certains besoins pour certaines catégories d'individus et n'augmentent qu'indirectement leur possibilité de choix par ailleurs.

Les deux approches de la consommation que nous venons de voir diffèrent sur deux plans. La première différence se situe entre agrégats et données individuelles, différence fondamentale qui conditionne les objectifs et les méthodes. Les facteurs susceptibles d'être pris en compte dans les analyses globales sont limités aux variables économiques quantitatives classiques (revenu national, prix, stock ...) leur intervalle de variation est peu étendu, les observations sont peu nombreuses (s'il s'agit de données annuelles, une douzaine ...), en conséquence les modèles choisis sont relativement simples. Le champ des variables pouvant être introduites dans l'analyse sur données individuelles est théoriquement illimité et peut s'étendre à tous les domaines, économique, sociologique, psychologique ; elles peuvent être aussi bien qualitatives (région, milieu social, mode de vie, mode de gestion du budget...) que quantitatives. Le problème est plus un problème d'observation de ces variables et de définition. En effet, les facteurs objectifs classiques - profession, type d'habitat, composition des familles - sont simples à définir et à mesurer. Il n'en va pas de même dans le domaine socio-psychologique, le désir de sécurité, la crainte de l'avenir, l'isolement, la stabilité de l'emploi ... peuvent-ils être des facteurs susceptibles d'infléchir le comportement, ou forment-ils des composantes de ces facteurs ? Si oui, comment les repérer ? quels critères objectifs choisir pour différencier les individus de façon significative ?

Le second point de vue concerne la distinction entre connaissance dynamique (temporelle) et statique. Le comportement économique des individus est évolutif comme tous les phénomènes humains. Les facteurs dont il dépend le sont, facteurs externes (état du marché, progrès technique ...) ou facteurs liés à l'individu (situation de famille, goûts ...). A un instant donné la consommation est une

manifestation des besoins et des goûts liés à un certain stade de civilisation. Plus la consommation se diversifie plus elle est évolutive. Actuellement, seules les séries temporelles globales peuvent traduire cette évolution mais comme leurs variations résultent simultanément de beaucoup d'autres facteurs et que tous ces facteurs ne sont pas indépendants, la description qu'elles permettent reste assez grossière. Les données d'enquêtes sont jusqu'à présent statiques, en France, mais on peut espérer disposer un jour d'enquête permanente de consommation complétée par des enquêtes sur les prix; même imparfait (car la mise au point d'un tel appareil soulève de grandes difficultés et peut-être très longue), cet ensemble d'observations sera le meilleur outil pour étudier les phénomènes de comportement dans toutes leurs dimensions.

ELEMENTS D'ANALYSE DE LA CONSOMMATION

CHAPITRE II

LA MESURE DANS LES ENQUETES SUR LES BUDGETS FAMILIAUX

LA MESURE DANS LES ENQUETES SUR LES BUDGETS FAMILIAUX

La représentativité des échantillons et la qualité du sondage sont nécessaires pour que les résultats d'une enquête soient extrapolables et précis. Ces conditions ne suffisent pas. Une fois réalisées les opérations de tirage au sort, on opère des mesures sur des variables qui ne sont pas toutes définies sans ambiguïté.

1 - La nature des variables à mesurer

Nous passerons rapidement sur les données socio-démographiques qui sont relativement faciles à mesurer ; le sexe et l'âge des individus composant une famille ou leur lien de parenté, par exemple, sont déterminés sans difficulté. Il n'en est pas toujours de même cependant pour toutes les variables de cette catégorie ; certaines nécessitent des conventions qui varient selon la nature des problèmes auxquels on s'intéresse. Par exemple comment définir un ménage ? doit-on inclure les domestiques ou les pensionnaires ? ... Certains individus ignorent leur profession, ou du moins la définition qu'ils en donnent ne permet pas de l'intégrer dans les codes statistiques prévus. Souvent il s'agit d'un problème de langage et d'adaptation à des modes de pensée qui ne sont pas du tout ceux du statisticien. La solution de ces problèmes tient sans doute dans le soin à apporter dans la rédaction des questionnaires et plus encore dans la formation des enquêteurs et la rédaction d'instructions précises et très complètes à leur intention.

Ce n'est pas à ces problèmes que nous nous arrêterons dans ce chapitre, le lecteur confronté avec ces problèmes aura tout intérêt à se reporter à l'ouvrage de J. DESABIE [2] tome II, chapitre XX.

Nous nous intéresserons à la mesure des dépenses, quantités et ressources, c'est-à-dire, des variables proprement dites à inclure dans les modèles.

Il y a bien des sources d'erreurs dans les mesures effectuées à partir d'enquête ; les erreurs d'observations sont sans aucun doute les plus importantes.

Plaçons nous d'abord dans le cas de l'estimation d'une moyenne. Il y a une différence possible entre la dépense pour un certain bien effectuée par tous les individus composant la population, une année donnée, et l'estimation de cette grandeur calculée à partir des résultats d'une enquête :

- Tout d'abord l'erreur qui provient de ce que l'estimation porte sur un échantillon de ménages et non pas sur toute la population, erreur d'échantillonnage. Cette erreur peut être calculée ; elle diminue rapidement lorsque la taille de l'échantillon augmente. Du fait des erreurs d'échantillonnage certaines dépenses, les plus fréquentes, seront connues plus précisément que d'autres. Par exemple l'estimation des dépenses médicales ou d'achats d'équipement seront moins précises que celles de légumes ou de viandes avec un échantillon de même taille.
- Les erreurs aléatoires au niveau de chaque observation. Si l'on enregistre les dépenses sur une période assez courte l'influence des circonstances particulières pour chaque individu a des chances d'être importante (événements familiaux exceptionnels, gains ou pertes imprévus). On peut encore classer dans ce groupe

les erreurs de transcription, oublis, erreurs sur les prix... Si l'échantillon est assez important ces erreurs se compenseront.

- Les erreurs systématiques. Certaines d'entre-elles peuvent être évitées, par exemple on choisira la période d'enquête de façon à ce que les variations saisonnières ne soient pas une cause de biais. De même on ne recensera pas par "interview" (voir plus loin) des dépenses trop courantes susceptibles d'être oubliées. Mais on ne peut guère éliminer les causes principales d'erreurs systématiques, dissimulation de certaines dépenses (tabac, alcool...) ou de certaines ressources. On ne peut qu'apporter un peu d'amélioration par un essai de vulgarisation des objectifs des enquêtes insistant sur l'anonymat des dossiers, le rôle absolument objectif des enquêteurs (et surtout sans lien avec celui d'un contrôle fiscal).
- Les erreurs commises dans le traitement de l'information, erreurs de chiffrage, de codification, erreurs de perforation. Ces erreurs ne sont pas négligeables. On peut théoriquement les éliminer, c'est une question de coût.

Mais le problème qui nous intéresse n'est pas uniquement celui de l'estimation des moyennes. Il s'agit d'analyser la consommation, c'est-à-dire, ayant comparé les dépenses de plusieurs individus, d'attribuer les différences à tel facteur et si possible de mesurer cette influence. Dans ce cas, ce n'est donc plus au niveau national qu'il est souhaitable d'avoir une mesure correcte, mais au niveau individuel.

Il apparaît alors deux sortes d'enquêtes ; les enquêtes conçues pour les besoins de la Comptabilité Nationale, destinées à fournir des estimations précises pour une nomenclature assez détaillée et des estimations non biaisées, donc enquêtes représentatives et vastes. Les enquêtes conçues pour l'analyse du comportement seront exigeantes surtout au niveau de l'observation individuelle. Ces enquêtes risquent d'être coûteuses et ne peuvent donc être très vastes. L'effort qu'elles exigent des enquêtés risque d'entraîner des refus nombreux sources de biais.

Si l'on s'intéresse à l'analyse du comportement, la dépense que l'on cherche à mesurer est une notion abstraite. Ce n'est pas l'achat d'un bien effectué un certain jour. Cet acte concrétise une décision et n'a de sens économique que dans le cadre d'une période déterminée. Les achats d'un bien particulier effectués au cours d'une période par un ménage forment un ensemble d'éléments aléatoires oscillant autour d'une tendance. C'est la tendance que l'on désire observer comme résultante de l'influence d'un ensemble permanent de facteurs. Il est donc nécessaire que les différences observées reflètent bien des variations systematiques entre individus, des variations "explicables" et non des écarts à la tendance. Les erreurs qui nous préoccupent le plus ne sont donc pas les erreurs d'échantillonnage, ni même les erreurs systematiques auxquelles nous ne pouvons rien, mais les erreurs aléatoires sur lesquelles nous sommes passés rapidement quand il s'agissait de l'estimation d'une moyenne. Ces erreurs aléatoires, la tendance, sont dues soit :

- aux aléas proprement dits, événements familiaux, maladie, accident,
- à l'indivisibilité des achats (la période d'enquête n'est pas un multiple de l'intervalle entre deux achats)
- aux erreurs de transcription ou de mémoire de la part de l'enquêté, oublis de dépenses, erreurs sur les prix, les dates

2 - Les méthodes utilisées pour l'enregistrement des dépenses

Il en existe deux : l'enregistrement des dépenses se rapportant à une période de référence fixée au cours d'un interview avec l'enquêteur et la tenue au jour le jour d'un carnet de comptes par l'enquêté lui-même.

Le premier procédé consiste à faire interroger les individus par l'enquêteur, muni d'un questionnaire précis et détaillé, sur les dépenses qu'ils ont effectuées pour tel bien au cours de telle période. Cette méthode a le grand avantage de demander peu d'effort à l'enquêté qui est en outre stimulé par la présence d'un enquêteur. Des personnes rebutées par la perspective de tenir des comptes acceptent plus facilement de répondre à des questions. Le taux de refus est moins élevé avec ce procédé spécialement de la part des ménages inorganisés dans la gestion de leur budget ; les échantillons sont donc ainsi plus représentatifs. Le principal inconvénient de cette méthode est de faire appel à la mémoire des enquêtés ce qui entraîne des erreurs. Ces erreurs peuvent être dues à des oublis :

oublis de petits achats ou de dépenses pour l'utilisation de services, oublis lorsqu'un enquêté répond pour toute sa famille, ce qui arrive fréquemment. L'enquêté peut faire des erreurs de date et mentionner des achats faits antérieurement à la période de référence, des erreurs sur les prix. Il est mal aisé de procéder à des énumérations longues des dépenses possibles d'autant que cette énumération est toujours incomplète et que la terminologie employée n'est pas toujours celle de l'enquêté lui-même. Cette méthode ne peut donc fournir des résultats très détaillés.

La seconde méthode impose aux enquêtés eux-mêmes de noter au jour le jour toutes les dépenses et toutes les recettes sur un carnet de comptes spécial comportant, ou non, une liste de grands postes de dépenses. Il y a ainsi théoriquement moins de chance d'omissions ou d'erreurs de mémoire et les dépenses peuvent être notées dans le plus grand détail. Il y a trois inconvénients importants à cette méthode. D'une part, le travail astreignant demandé aux enquêtés entraîne un taux de refus qui peut être important et aboutir à un échantillon final de ménages sélectionnés et donc non représentatif ; la plupart des enquêtes utilisant ce procédé font appel à des volontaires. D'autre part cette méthode est onéreuse à cause du travail assidu qu'elle requiert sur le terrain de la part des enquêteurs, et par les coûts d'exploitation du fait de la masse des documents qu'elle fournit. L'information doit nécessairement être retranscrite et condensée. Il s'agit en effet de vérifier, chiffrer et perforer des données quotidiennes se rapportant à un grand détail de produits, biens ou services enregistrés pendant

une longue période (un an généralement). Le troisième inconvénient est une modification possible du comportement des enquêtés au fur et à mesure que l'enregistrement de leurs comptes leur fait prendre conscience de la structure de leur budget, de l'importance de certains postes.

Les enquêtes utilisant strictement la méthode du carnet de comptes sont rares. Le plus souvent il s'agit d'enquêtes auprès de populations particulières (ouvriers, familles nombreuses ...), ces enquêtes étant trop coûteuses à l'échelon national. Voici quelques exemples d'enquêtes faites sur un an :

Quelques enquêtes utilisant la méthode du carnet
de comptes pendant une année

Allemagne	1927	2.000 ménages ouvriers et fonctionnaires.
	1949	750 ménages composés de 2 à 4 personnes, ouvriers.
	1950	900 ménages. Voir [3]
	1951	
	1962	
1963	50.000 ménages (échantillon représentatif)	
Belgique	1949	400 ménages ouvriers.
C.E.C.A	1956	1.500 ménages environ ouvriers (mines et sidérurgie) dont 400 ménages des bassins français. Voir [1]
	1957	
France	1951	I.N.H. 66 ménages à Marseille
	1962	U.N.C.A.F - C.R.E.D.O.C - 1.200 familles bénéficiant des prestations familiales
	1963	
Pays-Bas	1935	600 ménages ouvriers et employés
	1936	
	1951	3.000 ménages

Le plus souvent en France, l'I.N.S.E.E combine les deux méthodes à la fois : les dépenses alimentaires sont enregistrées sur carnet de comptes pendant une ou deux semaines, ainsi que les dépenses courantes : entretien, mercerie, coiffeur...; les dépenses plus rares sont recensées au cours d'un interview. Les questions posées sont très détaillées, s'intéressant pour certains biens au mode d'acquisition, au destinataire de l'objet, ceci afin d'éviter les oublis. Les périodes de référence sont variables selon les articles : un an pour les biens durables importants, trois mois pour les vêtements... L'enquête sur les budgets familiaux effectués en 1956 utilisait la méthode du carnet de comptes pendant une semaine, l'enquête effectuée en 1962 - 1963, pendant deux semaines. L'enquête sur les dépenses de santé réalisée en 1958 comportait un carnet de comptes d'un mois.

3 - Quelques expériences faites pour apprécier l'influence de la méthode d'enquête sur les moyennes obtenues pour les estimations

Un certain nombre d'expériences ont été faites comparant les estimations obtenues par des procédés différents, nous en citons quelques unes.

S.J.PRAIS [6] a exploité les résultats d'une expérience faite en Israël pour isoler l'influence de la longueur de la période de référence sur la moyenne des estimations obtenues. 3.000 ménages ont enregistré leurs dépenses non alimentaires pendant un mois. En ce qui concerne les dépenses alimentaires, ils ont été répartis en trois échantillons. Les ménages de l'échantillon A enregistraient leurs dépenses alimentaires durant toute la période (A_1 , première quinzaine ; A_2 , deuxième quinzaine). Ceux de l'échantillon B durant la première quinzaine seulement (B_1), ceux de l'échantillon C pendant la deuxième seulement (C_2).

	A		B		C	
	1ère quinzaine	2ème quinzaine	1ère quinzaine	2ème quinzaine	1ère quinzaine	2ème quinzaine
Dépenses alimentaires	A ₁	A ₂	B ₁			C ₂
Dépenses non alimentaires	A' ₁	A' ₂	B' ₁	B' ₂	C' ₁	C' ₂

Les principales conclusions sont les suivantes :

- Les dépenses relevées sur une quinzaine seulement sont plus élevées que celles relevées sur un mois

$$B_1 + C_2 > A_1 + A_2$$

la différence étant toutefois faible (5 %) surtout pour les biens achetés fréquemment légumes, oeufs

- Les dépenses non alimentaires sont plus élevées lorsqu'elles sont enregistrées seules que lorsque les enquêtés doivent noter en même temps les dépenses alimentaires. La différence n'est pas sensible pour les dépenses régulières (loyer, chauffage ...)
- B₁ est supérieur à A₁, ce qui traduit un effet de fin de période, les enquêtés ayant tendance à enregistrer davantage leurs dépenses les derniers jours de comptes.
- A₂ est inférieur à C₂ traduisant probablement un effet de fatigue.

L'auteur estime que l'ensemble des biais conduit à une exagération des dépenses. La surestimation due au fait par exemple que la liste imprimée sur les carnets joue le rôle d'aide-mémoire ou au fait que certaines personnes peuvent noter des dépenses qu'elles n'ont pas faites ou qu'elles ont faites avant, est plus forte que la sous-estimation provenant d'oublis ou d'un effet de lassitude. L'auteur recommande d'éliminer les premiers et derniers jours d'enquête. Encore les différences mises en évidence par PRAIS sont-elles beaucoup moins fortes que celles constatées par R.C.MAHALANOBIS et S.B.SEN [5] qui comparent des relevés sur une semaine à des relevés sur un mois. Ces auteurs concluent à une surestimation des dépenses la première semaine.

La méthode du carnet de comptes est théoriquement la plus sûre, encore faut-il qu'il s'agisse d'enregistrement sur périodes assez longues ; le problème est de savoir si un effet de lassitude n'annule pas complètement les avantages théoriques de cette méthode, les enquêtés inscrivant de moins en moins leurs dépenses au cours de la période. Une petite enquête a été effectuée pour apprécier ces variations. Il s'agissait de trois cents ménages dont le chef était salarié, composés de cinq personnes exactement (le père, la mère et trois enfants), et vivant dans quatre grandes villes de l'Ouest ou à Paris. L'échantillon était divisé en quatre sous-échantillons A, B, C, D selon la longueur de la période d'enregistrement des comptes imposée aux enquêtés, une, deux, quatre ou six semaines. On a calculé le nombre des dépenses différentes enregistrées chaque jour sur les carnets de comptes et comparé les résultats. Le tableau I donne les moyennes hebdomadaires. On remarque que pour tous les échantillons la moyenne de la première semaine est plus élevée, mais après il ne semble pas y avoir de diminution régulière, donc pas d'effet de lassitude important.

Tableau I
Nombre d'achats enregistrés chaque semaine

	Paris	Province
ECHANTILLON A	80	70
ECHANTILLON B		
1ère semaine	85	70
2ème semaine	<u>77</u>	<u>63</u>
<u>Ensemble</u>	81	66
ECHANTILLON C		
1ère semaine	94	81
2ème semaine	89	76
3ème semaine	83	77
4ème semaine	<u>91</u>	<u>75</u>
<u>Ensemble</u>	89	77
ECHANTILLON D		
1ère semaine	89	71
2ème semaine	88	71
3ème semaine	90	72
4ème semaine	88	70
5ème semaine	85	69
6ème semaine	<u>86</u>	<u>71</u>
<u>Ensemble</u>	87	71

KEMSLEY et NICHOLSON [4] ont analysé les résultats d'un ensemble d'expériences dont le but était de tester des méthodes d'enquêtes : Peut-on se contenter de dépenses enregistrées par la ménagère seule ? leur réponse est non, car elle n'effectue que 60 % environ des dépenses du ménage. Y a-t-il intérêt à faire enregistrer les dépenses sur un carnet de comptes comportant une nomenclature imprimée, ou au contraire cette nomenclature risque-t-elle de servir d'aide-mémoire et d'entraîner ainsi une sous-estimation des dépenses ? la différence observée n'est pas significative. Peut-on envisager l'échange des carnets de comptes par correspondance ? réponse non, les résultats étant médiocres, et le taux de refus inacceptable. A-t-on avantage à rémunérer les enquêtés ? réponse oui, l'accroissement du taux de réponse ou du taux de participation des différents membres d'un ménage est notable.

4 - Précision de la dépense et longueur de la période de relevé des comptes

Il est important de rechercher des biais possibles dans les moyennes obtenues, mais pour "expliquer" les différences de comportement entre individus il est non moins important de chercher à réduire les dispersions d'origine aléatoire.

Supposons que l'on fasse enregistrer leurs comptes à des ménages pendant k semaines consécutives. Soit x_{ij} la dépense du ménage i effectuée au cours de la semaine j . X_i sa dépense totale pour toute la période. Sur un échantillon de N ménages la variance estimée de la dépense X , $G^2 = \frac{1}{N-1} \sum_i (X_i - \bar{X})^2$, peut s'exprimer en fonction des variances des dépenses hebdomadaires G_j^2 et de leur corrélation $\rho_{jj'}$ par

$$\textcircled{1} G^2 = \sum_j G_j^2 + 2 \sum_{j \neq j'} \rho_{jj'} G_j G_{j'} = (\sum_j G_j)^2 + 2 \sum_{j \neq j'} (\rho_{jj'} - 1) G_j G_{j'}$$

Le second terme est toujours négatif de telle sorte que σ est inférieur ou égal à $\sum \sigma_j$. Plus la corrélation entre les semaines est satisfaisante, plus σ se rapproche de $\sum \sigma_j$, moins il y a intérêt à augmenter le nombre de semaines. A la limite, si $\rho_{jj'} = 1$, l'écart-type de la dépense hebdomadaire $\frac{X}{k}$ calculée à l'aide des k semaines $\sigma\left(\frac{X}{k}\right) = \frac{\sigma}{k}$ serait égal à $\frac{\sum \sigma_j}{k}$, la moyenne des écarts-types relatifs à chacune des semaines ; plusieurs semaines n'apporteraient aucune information supplémentaire.

Supposons alors que l'on cherche à estimer la corrélation entre le revenu R (ou n'importe quelle autre grandeur) et la dépense ; comparons les estimations que l'on aura selon la longueur de la période d'enquête choisie :

$$\rho(X, R) = \frac{\text{cov}\left(\sum_j x_j, R\right)}{\sigma_X \sigma_R} = \sum \frac{\text{cov}(x_j, R)}{\sigma_{x_j} \sigma_R} \frac{\sigma_{x_j}}{\sigma_X}$$

$$\rho(X, R) = \sum_j \rho_j(x_j, R) \frac{\sigma_{x_j}}{\sigma_X}$$

On peut supposer que les corrélations calculées sur données hebdomadaires sont approximativement égales quelque soit la semaine, leur valeur commune étant $\rho(x, R)$, il vient alors

(2) $\rho(X, R) = \rho(x, R) \frac{\sum \sigma_j}{\sigma} > \rho(x, R)$ d'après ce qui précède. La corrélation calculée sur k semaines sera toujours supérieure à celle calculée sur chacune des semaines prises séparément...

Valeurs de σ observées pour un nombre croissant de semaines
(dépense alimentaire totale)

Supposons identique le rôle des semaines, les variances hebdomadaires étant égales, les corrélations entre semaines aussi, quelque soit la semaine, c'est-à-dire :

$$\sigma_j^2 = \sigma'^2 \quad \text{et} \quad \rho_{jj'} = \rho' \quad \text{pour tout } j, j'$$

- cela suppose qu'il n'y ait pas surestimation ou sous-estimation des dépenses en début ou fin de période ou qu'il n'y ait pas d'autre biais.

Alors σ^2 devient $k \sigma'^2 + k(k-1)\rho' \sigma'^2$; la variance de la moyenne hebdomadaire calculée sur k semaines devient :

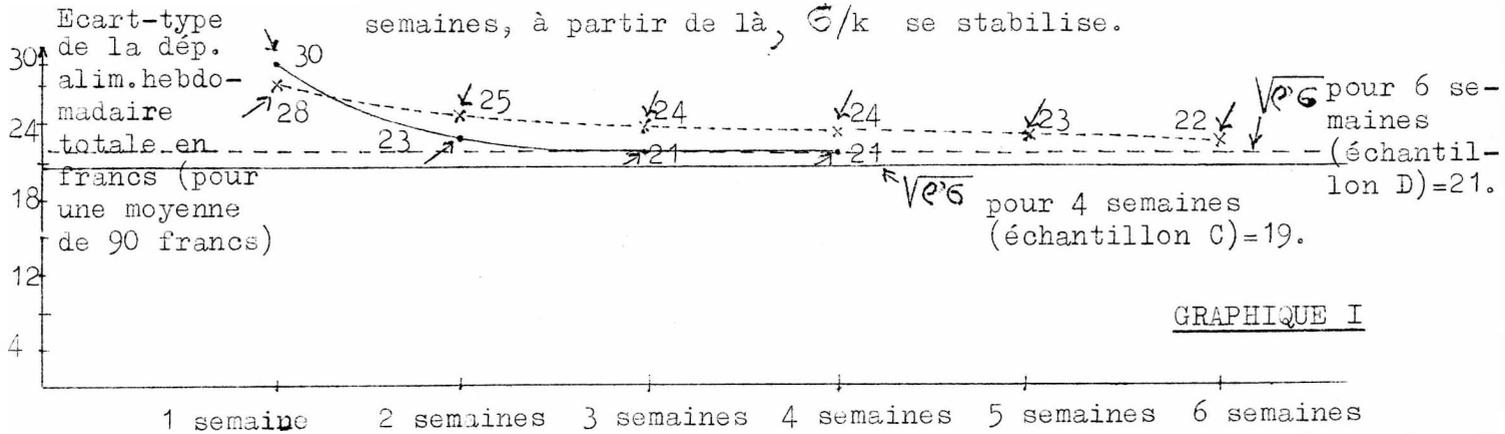
$$V\left(\frac{X}{k}\right) = \frac{\sigma^2}{k^2} = \frac{\sigma'^2}{k} + \rho' \sigma'^2 - \frac{\rho' \sigma'^2}{k}$$

expression qui tend vers $\rho' \sigma'^2$ lorsque le nombre de semaines augmente indéfiniment.

Pour observer l'évolution de la précision des moyennes en fonction de k on utilise les résultats de l'enquête précitée, page 33. Le Graphique I suivant indique les variations de σ/k , écart-type de la dépense hebdomadaire calculée sur une semaine, deux, trois... six semaines, en fonction du nombre de semaines pour les échantillons C (4 semaines) et D (6 semaines) (1). Les calculs concernent la dépense alimentaire totale. La diminution

(1) Pour plus de détail on pourra se reporter à [7] .

de σ/k est nette lorsqu'on passe de une à deux puis à trois semaines, à partir de là, σ/k se stabilise.



La corrélation entre dépense alimentaire et revenu augmente comme on s'y attendait, voir tableau ci-dessous.

Comparaison des corrélations r^2 entre dépense alimentaire et revenu calculées sur un nombre croissant de semaines

(Paris et villes de province)

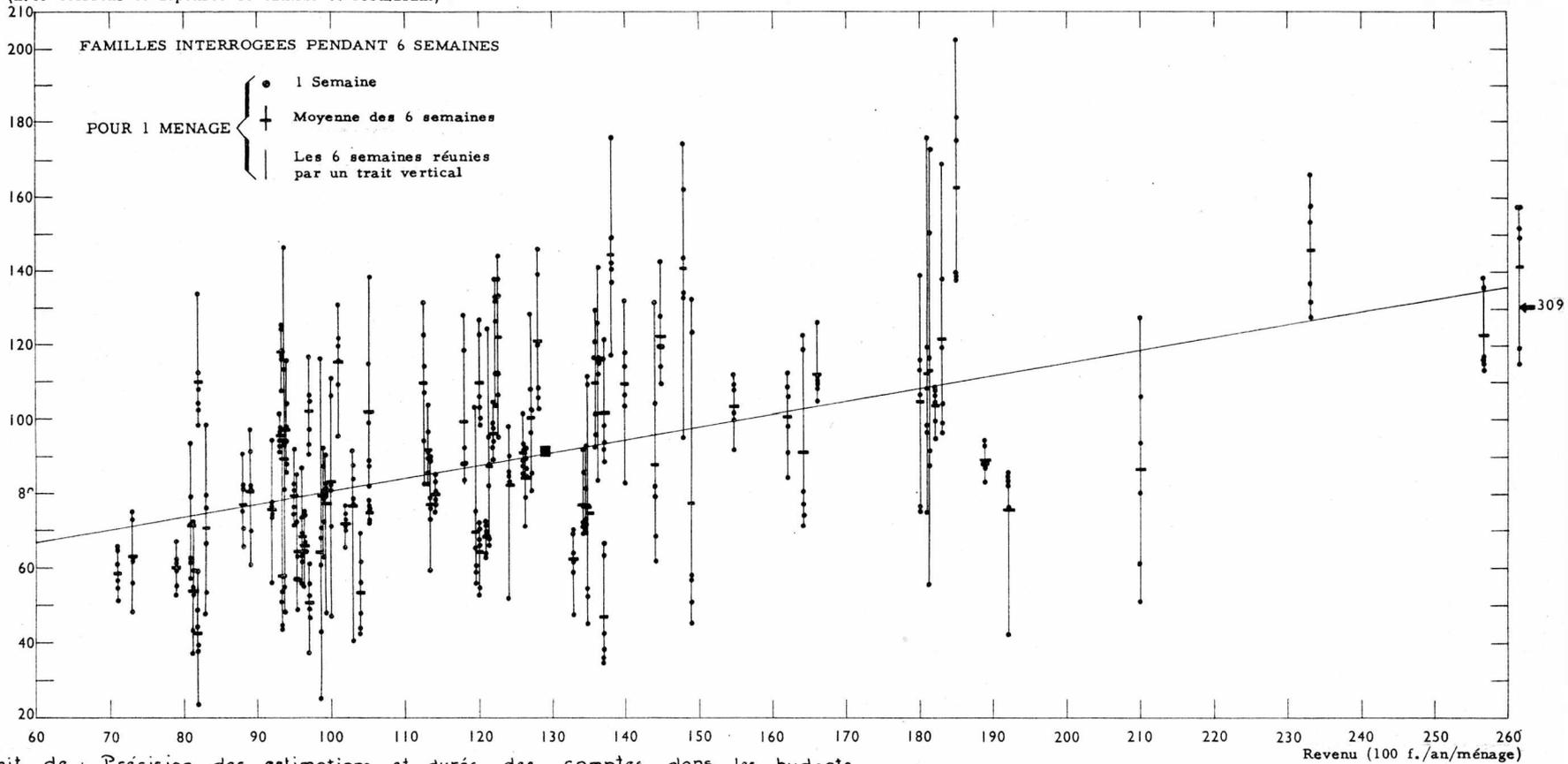
	1 semaine	2 semaines	3 semaines	4 semaines	5 semaines	6 semaines
Groupe A	0,15					
Groupe B	0,33	0,36				
Groupe C	0,41	0,42	0,44	0,40		
Groupe D	0,22	0,25	0,30	0,30	0,30	0,32

Au delà de trois semaines ici encore, la corrélation ne change plus. Graphique II de la page 38 illustre bien les variations aléatoires à l'intérieur de chaque ménage.

DEPENSE ALIMENTAIRE EN FONCTION DU REVENU groupe D

Graphique II

Dépense alimentaire frs/semaine/ménage
(n.c. boissons et dépenses de cantine et restaurant)



extrait de : Précision des estimations et durée des comptes dans les budgets familiaux - Consommation - n° 2 - 1963 - p. 60.

Valeur de $\frac{\sum C_j}{C}$ observée selon la fréquence d'achat des produits

Les variations de C/k mises en évidence sur le Graphique I se rapportaient à une dépense assez stable dans le temps, la dépense alimentaire totale. Les ménages effectuent à peu près la même dépense chaque semaine, la corrélation entre semaines ρ_{jj} , est relativement élevée. Le gain de précision dû à l'allongement de période n'est pas spectaculaire. Il n'en va pas de même lorsqu'on étudie un produit particulier. Certains produits sont achetés rarement, la corrélation entre semaines peut devenir négative, d'après l'équation (1), l'écart-type C/k sera alors très inférieur à la moyenne des écarts-types de chacune des semaines, le gain de précision mesuré par $\sum C_j/C$ pourra atteindre et dépasser C/\sqrt{k} .

Considérons un échantillon de N ménages ayant enregistré leur dépense pour un bien particulier pendant k jours. La variance s'écrit :

$$C^2 = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (X_i - \bar{X})^2$$

X_i désigne la dépense totale du ménage i au cours de la période,

$$X_i = \sum_{j=1}^k x_{ij}$$

\bar{X} la dépense moyenne de l'échantillon, $\bar{X} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N X_i$

Prenons le jour comme unité de temps, ramenons à un seul tous les achats effectués dans la même journée et exprimons la variance de la dépense du bien considéré de façon à tenir compte de la fréquence des achats. L'ensemble de l'échantillon est subdivisé en k groupes

de ménages d'effectifs n_1, n_2, \dots, n_k . Le $t^{\text{ème}}$ groupe, d'effectifs n_t , est l'ensemble des ménages ayant effectué t achats (ou plutôt au moins un achat pendant t jours). La variance G^2 se décompose selon la méthode classique en :

$$G^2 = \frac{1}{N} \sum_{t=1}^k \sum_{i=1}^{n_t} (X_{it} - \bar{X}_t)^2 + \frac{1}{N} \sum_{t=1}^k n_t (\bar{X}_t - \bar{X})^2$$

$$\text{soit } G^2 = \frac{1}{N} \sum_{t=1}^k n_t G_t^2 + \frac{1}{N} \sum_{t=1}^k n_t (\bar{X}_t - \bar{X})^2$$

$$\text{avec } \bar{X}_t = \frac{1}{n_t} \sum_{i=1}^{n_t} X_{it}$$

G^2 est la moyenne des variances G_t^2 relatives à chacun des groupes de ménages pondérés par leur effectif, et un terme

$$\frac{1}{N} \sum_t n_t (\bar{X}_t - \bar{X})^2$$

qui peut également s'écrire

$$\frac{1}{N^2} \sum_{t \neq t'} n_t n_{t'} (\bar{X}_t - \bar{X}_{t'})^2$$

Prenons comme terme de comparaison l'expression

$$\sum_j G_j$$

Pour chaque groupe t on peut effectuer la décomposition introduisant les jours d'enquête :

$$\sigma_t^2 = \left(\sum_{j=1}^k \sigma_{t,j} \right)^2 + 2 \sum_{j \neq j'} (\rho_{t,jj'} - 1) \sigma_{t,j} \sigma_{t,j'}$$

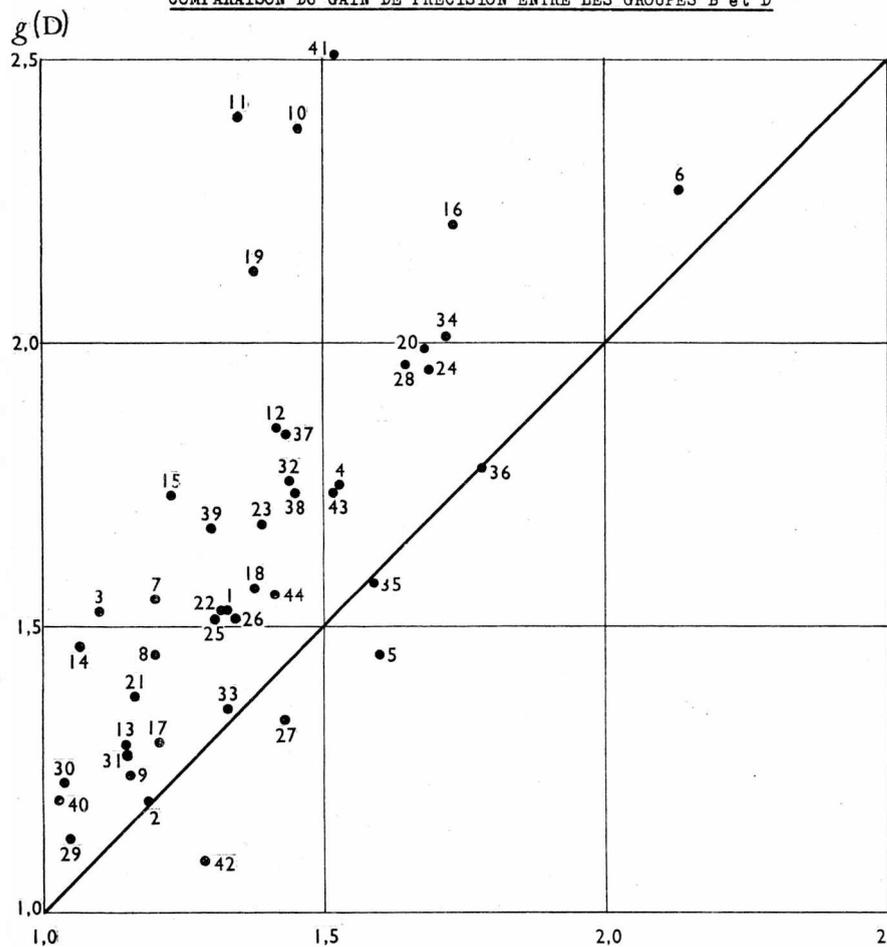
Pour chaque groupe σ_t^2 sera d'autant plus faible par rapport à $(\sum_j \sigma_{t,j})^2$ que les corrélations entre semaines seront faibles. Pour toutes les valeurs faibles de t , ces corrélations seront négatives, c'est-à-dire pour tous les groupes à fréquence rare. Si la proportion de ces groupes est forte dans l'ensemble, le gain de précision sera important.

Cas des produits stockables. Si de plus les ménages achetant peu fréquemment sont des ménages qui effectuent des stocks, le montant moyen des achats pour toute la période sera approximativement le même quelque soit le groupe de ménages, l'expression $\sum_{t \neq t'} n_t n_{t'} (\bar{X}_t - \bar{X}_{t'})^2$ sera faible. La variance σ^2 sera encore plus faible par rapport à $(\sum \sigma_j)^2$.

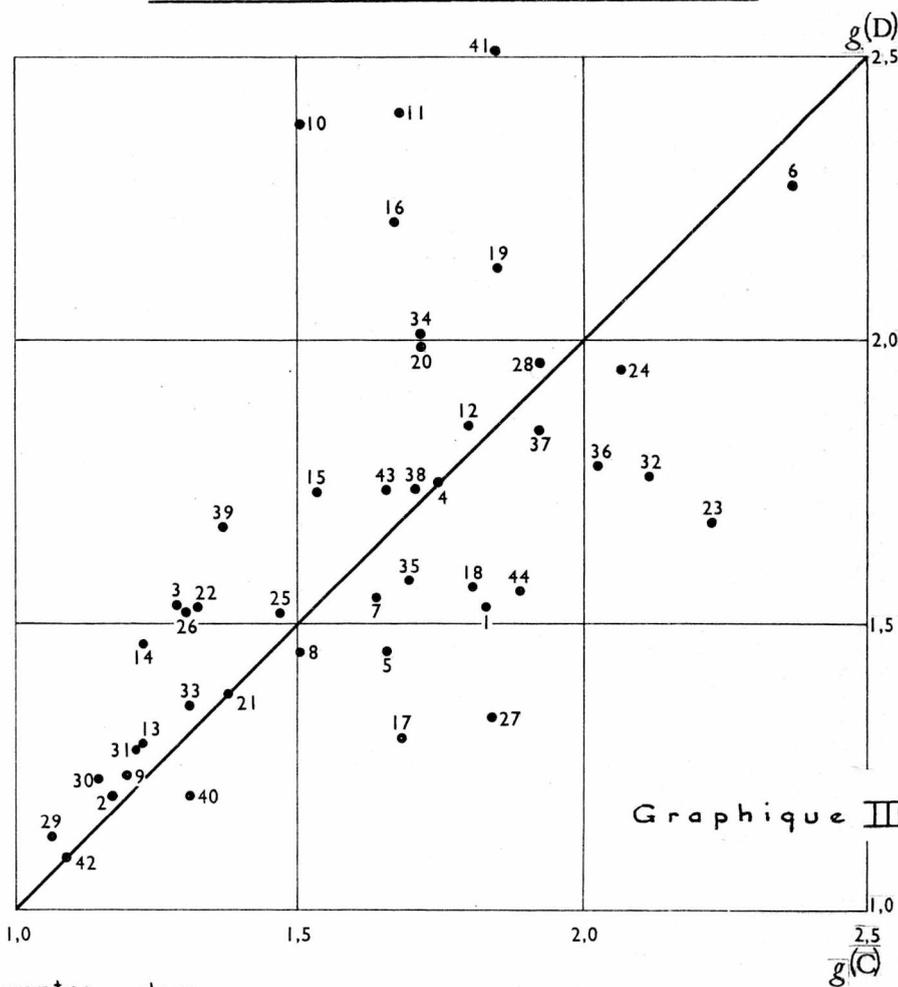
Le Tableau II présente à titre d'exemple les variations du gain de précision mesuré par $\sum_j \sigma_j / \sigma$ en fonction du nombre moyen d'achats effectués pour chaque denrée (échantillon D) ; le calcul est fait pour les seuls ménages ayant une dépense non nulle pour le produit considéré.

La corrélation entre les deux grandeurs est assez bonne surtout en ce qui concerne les denrées périssables. On remarquera que l'écart-type de la dépense hebdomadaire calculée avec six semaines de comptes est en moyenne aux environs de 1,7 fois plus faible qu'avec une seule semaine. La part des erreurs de mesure dans la distribution de chaque dépense est donc assez forte. Les graphiques III montrent que la précision augmente surtout de une à quatre semaines ; entre les échantillons C et D, l'amélioration ne semble pas intéressante.

COMPARAISON DU GAIN DE PRECISION ENTRE LES GROUPES B et D



COMPARAISON DU GAIN DE PRECISION ENTRE LES GROUPES C et D



Graphique III

Extrait de : Précision des estimations et durée des comptes dans les budgets familiaux. Consommation. n° 2 - 1963.

Tableau II

Produits	Nombre d'achats par ménage (i) *	$\frac{\sum G_i}{G}$ *	Produits	Nombre d'achats par ménage (i) *	$\frac{\sum G_i}{G}$ *
01 Repas extérieur	8,8	1,53	23 Conserves viande	2,24	1,68
02 Pain	33,3	1,20	24 Volaille	3,53	1,95
03 Pâtisserie	8,7	1,53	25 Oeufs	6,59	1,52
04 Farine	3,7	1,75	26 Poissons	4,89	1,52
05 Pâtes	6,2	1,45	27 Crustacés	4,44	1,34
06 Riz	2,5	2,27	28 Conserves poisson	4,51	1,96
07 Carottes	8,9	1,55	29 Lait	32,56	1,13
08 Poireaux	8,4	1,45	30 Fromage	15,84	1,23
09 Tomates	12,5	1,24	31 Beurre	11,32	1,28
10 Autres légumes	1,9	2,38	32 Huile	2,86	1,76
11 Pommes de terre	8,5	2,40	33 Margarine	5,58	1,36
12 Conserves lég.	4,0	1,85	34 Sucre	5,87	2,01
13 Agrumes	10,6	1,29	35 Chocolat	4,04	1,58
14 Pommes, poires	7,5	1,47	36 Confiture	3,02	1,78
15 Autres fruits frais	2,7	1,73	37 Confiserie	3,33	1,84
16 Conserves fruits	2,8	2,21	38 Condiment	6,18	1,74
17 Boeuf	12,9	1,30	39 Vin	16,27	1,67
18 Veau	4,7	1,57	40 Bière, cidre	17,47	1,20
19 Mouton	2,1	2,13	41 Liqueurs	1,57	2,51
20 Porc frais	3,5	1,99	42 Jus de fruits	15,50	1,09
21 Jambon	5,6	1,38	43 Café	4,85	1,74
22 Charcuterie	12,7	1,53	44 Thé	1,70	1,56

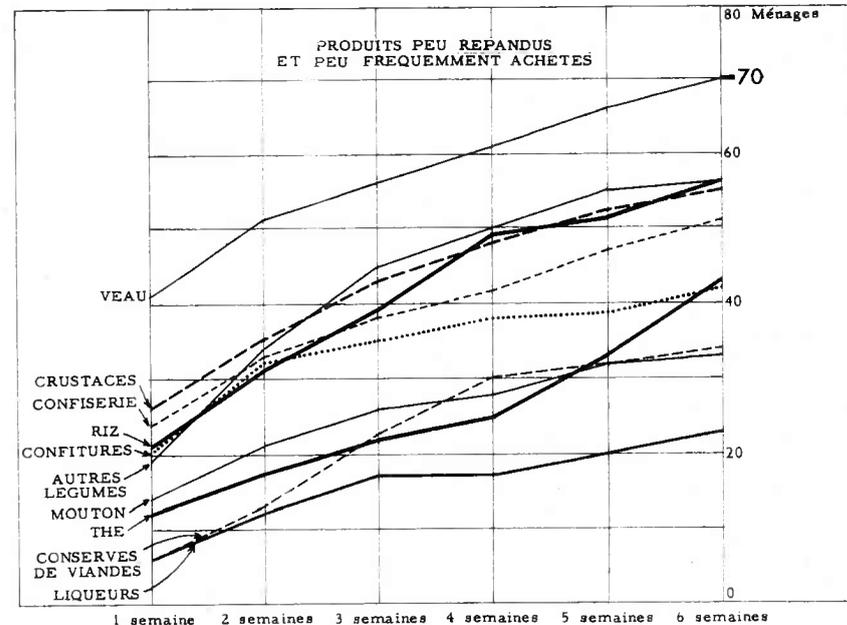
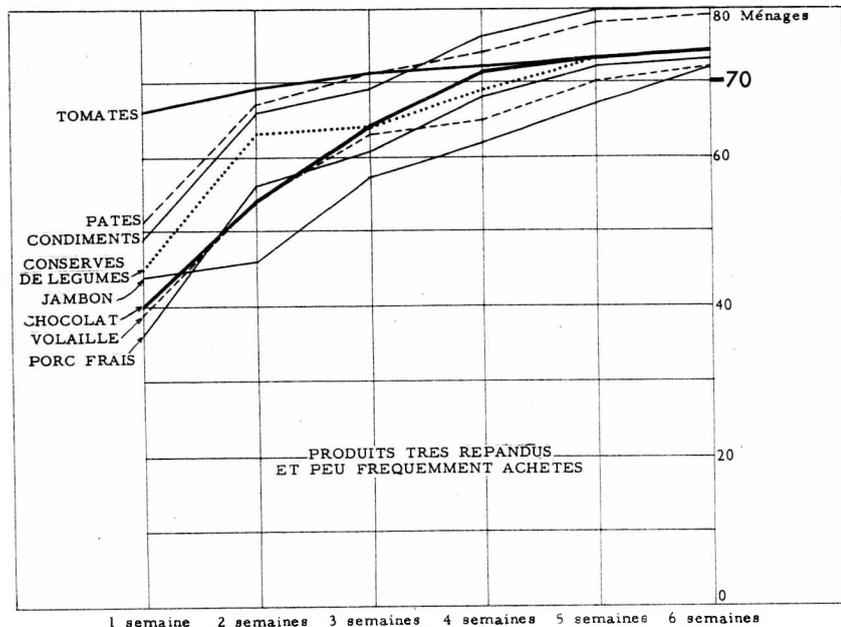
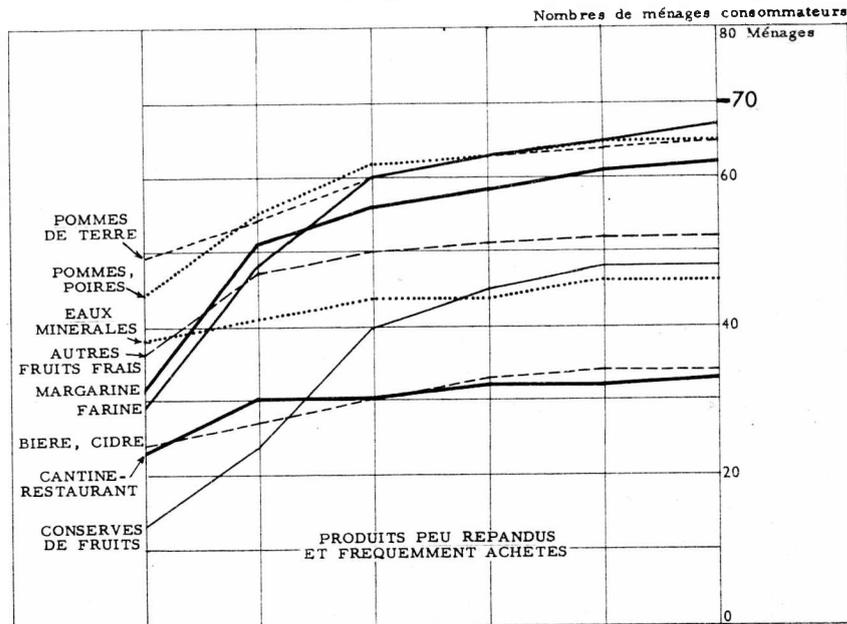
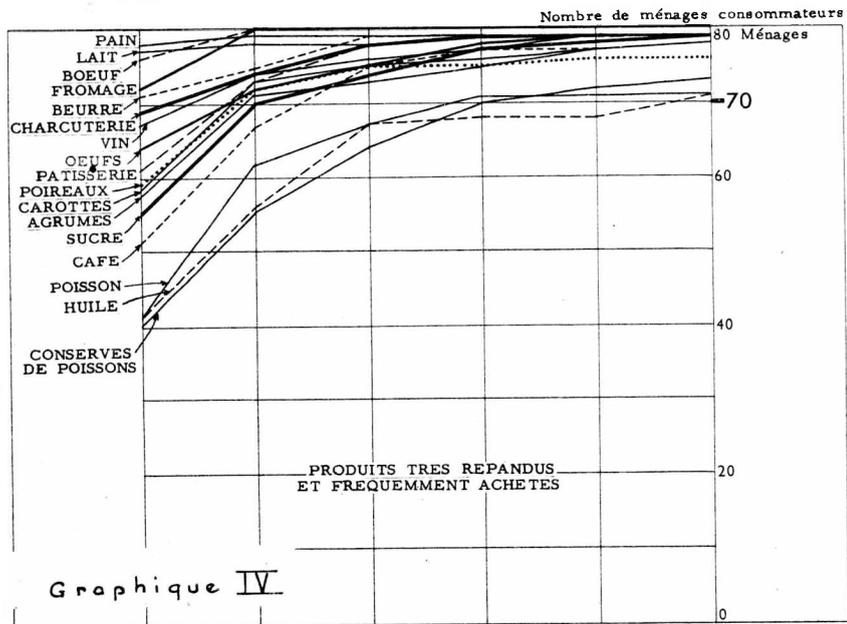
* Calculs concernant les seuls ménages ayant fait au moins un achat au cours de six semaines.

Le nombre d'achats est assez faible et cependant il s'agit des seuls ménages ayant acheté au moins une fois du produit. Sur ce point il est intéressant d'examiner les résultats du Graphique IV. Ils font ressortir la nécessité d'une période assez longue si l'on veut avoir dans l'échantillon une proportion convenable de consommateurs réels, même pour des denrées que l'on croit très courantes, porc, volaille. On est surpris de constater qu'avec deux ou trois semaines il y ait encore tant de dépenses nulles pour un grand nombre de produits.

Il est important que l'allongement de la période entraîne une amélioration substantielle de la précision des estimations mais il y a un revers à cet avantage. Le taux de refus augmente, il passait de 17 à 22 % des échantillons A à D, entraînant une modification de structure de la population étudiée. Il s'agit de ménages probablement un peu plus organisés, un peu plus prévoyants (cf. [7] p. 51). Il y a en outre des abandons en cours de route (il faut noter que ces abandons ont surtout lieu au début de la période - il y en avait 14 % dans l'échantillon D). Il est donc certainement illusoire de chercher à obtenir des échantillons strictement représentatifs lorsqu'il s'agit d'enquête utilisant la méthode des carnets de comptes sur période longue.

APPARITION DES CONSOMMATEURS AU COURS

DES SEMAINES* - GROUPE D - 80 MENAGES



Produits très répandus $n_6 > 70$
 Produits fréquemment achetés $n_3 \cdot n_4 \geq \frac{2}{3} (n_6 - n_1)$
 n_i désignent le nombre de consommateurs obtenus en i semaines.

Extrait de : Précision des estimations et durée des comptes dans les budgets familiaux. Consommation - n°2 - 1963.

BIBLIOGRAPHIE

- [1] Communauté Européenne du Charbon et de l'Acier Budgets familiaux des ouvriers de la C.E.C.A en 1956 et 1957. Luxembourg 1960.
- [2] DESABIE J. (1962) Théorie et pratique des sondages. I.N.S.E.E.
- [3] GOLLNICK H. (1959) Ausgaben und Verbrauch in Abhängigkeit von Einkommen und Haushaltstruktur. Hannover.
- [4] KEMSLEY W.F.F. et NICHOLSON J.J. (1960) Some experiments in methods of conducting family expenditure surveys. J.R.S.S. A. 123 - partie 3.
- [5] MAHALANOBIS R.C et SEN S.B. (1954) On some aspects of the indian national sample survey. Bul. of Int. Stat. Inst. tome XXXIV.
- [6] PRAIS (1958) Some problems in the measurement of prices changes with special reference to the cost of living. J.R.S.S. vol. 121 - Partie 3.
- [7] TABARD N. (1963) Précision des estimations et durée de l'enregistrement des comptes dans les enquêtes sur les budgets familiaux. Consommation - n° 2 - 1963.

ELEMENTS D'ANALYSE DE LA CONSOMMATION

CHAPITRE III

L'ANALYSE DU COMPORTEMENT

- problèmes généraux -

L'ANALYSE DU COMPORTEMENT

- problèmes généraux -

L'objectif classique des analyses de comportement est l'étude des déformations du budget associées à des variations du revenu. La première observation dans ce domaine date de 1857 : ENGEL [6] en comparant les budgets des familles ouvrières remarqua que la part de la dépense alimentaire dans l'ensemble des dépenses était plus forte chez les familles pauvres et plus faible chez les familles aisées, et que cette variation était régulière. Mais la première étude économétrique du comportement, cherchant à relier dépenses et revenu par des "lois" et à interpréter des différences entre groupes de population, a été réalisée par ALLEN et BOWLEY en 1935 [2]. Depuis les travaux se sont multipliés, l'ouvrage classique le plus complet est celui de PRAIS et HOUTHAKKER (1955) [15].

Le problème essentiel est d'essayer de trouver une loi reliant la consommation C d'un bien quelconque, au revenu R (1) par une relation de la forme $C = f(R, E, u)$, incluant tous les facteurs E susceptibles d'être mesurés ou ordonnés et telle qu'il ne subsiste dans le terme u que les facteurs échappant à l'observation aussi fine et précise soit-elle et les aléas.

(1) Nous ne nous préoccupons pas dans ce chapitre d'une définition du revenu du ménage non plus que de son estimation à partir des enquêtes. Nous entendrons ici par revenu, l'ensemble des ressources disponibles du ménage sans faire de distinction entre revenu permanent et revenu transitoire dont nous reparlerons au chapitre VIII. Le problème de l'estimation du revenu à partir des données d'enquête (choix entre dépense totale ou revenu) fera l'objet du chapitre V.

Considérons les deux variables C et R . Les données d'enquête fournissent les points d'observation C_i, R_i , consommation et revenu de chaque ménage i . Représentées sur un graphique ces observations se disposent d'une façon qui n'est généralement pas quelconque. La consommation moyenne des ménages croît avec le revenu pour la plupart des biens ou services. La relation est stochastique, l'espérance mathématique de la consommation des individus de revenu R est fonction de R , la dispersion autour de cette espérance mathématique pouvant être très importante. Le terme u_i représente l'élément aléatoire de cette relation, caractérisant la position d'un ménage i par rapport à la loi de l'ensemble.

Les écarts u_i , ou résidus aléatoires, traduisent dans ce cas l'influence d'un ensemble de facteurs que l'on peut classer ainsi.

- 1/ Les facteurs aléatoires se traduisant par des écarts entre la consommation observée pour un individu donné et sa consommation en période normale, écarts auxquels nous nous sommes intéressés au chapitre II.
- 2/ Les erreurs de mesure proprement dites.
- 3/ Les facteurs en principe non observables, facteurs psychologiques pouvant influencer sur la décision de l'individu se manifestant par des attitudes, des opinions et des goûts.
- 4/ Les facteurs systématiques observables, qualitatifs ou quantitatifs : la profession, le milieu familial ou social, la région, le type d'habitat, le patrimoine
- 5/ Enfin les erreurs provenant d'un choix défectueux de la fonction $f(R)$.

Cette variable aléatoire u joue un rôle fondamental dans la détermination des modèles et le choix des variables. Le chapitre II soulignait la nécessité d'éliminer des résidus, les deux premières composantes : la part aléatoire des variables observées et les erreurs de mesure. Le souci d'explication des phénomènes nous conduit à chercher à dépouiller les résidus de ce qui est systématique et mesurable. C'est la connaissance en profondeur du comportement économique des ménages qui nous intéresse plus que la description des comportements d'ensemble. Si l'influence de facteurs secondaires (région, profession...) est importante, elle doit être prise en compte quand bien même elle serait aléatoire et qu'elle puisse être incorporée aux résidus sans qu'il en résulte de biais dans l'estimation d'un modèle global. De tels modèles en effet ont un pouvoir explicatif limité, les variations aléatoires négligées pouvant en masquer d'autres utiles à la connaissance des phénomènes.

Ce sont ces résidus dépouillés de leur composante systématique qui permettent d'une part de juger d'une corrélation entre les variables mises en présence et d'autre part d'effectuer des tests statistiques permettant de comparer des comportements de populations différentes.

1 - Les corrélations obtenues sur données d'enquête

Le graphique I (page 37) nous suggère que les corrélations entre revenu et dépenses sont assez médiocres. Faisons abstraction des données hebdomadaires et conservons seulement les moyennes pour les six semaines, les dispersions restent extrêmement fortes. Cependant il s'agit d'une dépense assez stable c'est-à-dire pour laquelle les

variations aléatoires au niveau individuel jouent peu. L'échantillon représenté est homogène, les ménages sont tous salariés, résidant dans des grandes villes, ayant le même nombre d'enfants. Il n'y a donc pas de cause systématique importante de variation entre ménages, du moins parmi les facteurs connus. Il reste cependant plusieurs sources de différences entre ménages : d'une part les facteurs socio-psychologiques déterminant les goûts, l'attitude devant l'épargne, le degré de sécurité ressenti ... et d'autre part l'influence des engagements contractés, crédits, charges fixes; plus largement d'ailleurs les interactions des dépenses entre elles ont sans doute des effets importants, l'essai "d'explication" d'une seule dépense en fonction du revenu est certainement trop simpliste, mais le problème est alors de hiérarchiser les dépenses selon le sens de la détermination.

Il est intéressant de noter l'importance de la variance qui résulte du fait de négliger tous ces facteurs, par rapport à la variance "expliquée" par la variable que l'on considère comme prépondérante : le revenu. Ce phénomène est général. Le tableau I présente quelques estimations de la corrélation des dépenses avec le revenu estimées à partir des données individuelles. Corrélations très faibles entre alimentation et revenu dans l'enquête de 1956, un peu meilleures avec les autres sources probablement du fait de la méthode d'enquête choisie (période plus longue donc diminution des aléas). En résumé, il ne faut pas espérer que le revenu explique plus de 30 % de la variance de la dépense alimentaire totale.

Ce pourcentage n'a rien de surprenant, il met en évidence la diversité des options individuelles qui n'exclut nullement le rôle du revenu mais un rôle moins déterminant au niveau de sous-ensembles des dépenses.

Les différences de comportement très importantes à revenu égal augmentent en outre d'autant plus que le revenu s'élève et que les choix prennent une plus large part dans les facteurs de décision. Il est plus étonnant de constater une corrélation faible entre le revenu et la dépense totale. Ceci peut provenir de la nature des informations tirées de l'enquête de 1956 peu adaptées à l'analyse sur données individuelles et du fait que cette dépense inclut toutes les dépenses exceptionnelles (1) planifiées sur une période sans doute plus longue que l'année et financées par une diminution des actifs.

Tableau I

Exemples de corrélation ρ^2 entre les dépenses et le revenu ou la dépense totale, calculées sur données individuelles

1/ FRANCE

a. Enquête de 1956. Familles ouvrières résidant dans les villes de province de plus de 10.000 habitants.

	Nombre de ménages	coefficients de corrélation entre revenu et					Dépense totale	corrélation entre dépense aliment. et dépense totale
		dépenses alimentaires**	Autres dépenses courantes	dépenses permanentes	dépenses exceptionnelles	Dépense		
1 enfant - 6 ans	99	*	*	*	*	0,05	0,30	
1 enfant 6 à 13 ans	99	0,12	0,21	0,19	0,05	0,27	0,79	
2 enfants - 6 ans	59	*	0,28	*	0,21	0,31	0,66	
2 enfants 6 à 13 ans	59	0,10	0,25	0,08	0,15	0,34	0,53	
2 enfants autres	49	0,17	0,16	0,16	0,17	0,32	0,75	
3 enfants et plus	157	0,12	0,23	0,12	*	0,29	0,72	

* corrélations non significatives

** carnet de comptes tenu pendant une semaine

b. Enquête pilote U.N.C.A.F 1961. Familles de trois enfants grandes villes de l'Ouest et Paris

Corrélation entre dépense alimentaire et revenu

carnet de comptes tenu pendant :

Nombre de ménages ρ^2	1 semaine	2 semaines	4 semaines	6 semaines
		57 0,15	58 0,36	75 0,40

(1) A l'exception des achats immobiliers.

Tableau I (suite)

2/ ISRAEL - voir N. LIVIATAN [12] page 353.

Enquête 1956-1957, 1.000 ménages salariés ayant tenu leurs comptes pendant un mois.

	corrélation avec le revenu	corrélation avec la dépense totale
Dépense alimentaire	0,223	0,351
Habitation	0,059	0,182
Habillement	0,094	0,311
Biens durables	0,018	0,414
Dépenses de santé	0,080	0,142
Impôts, taxes	0,224	0,134
Dépenses diverses	0,178	0,366

3/ COMMUNAUTE EUROPEENNE DU CHARBON ET DE L'ACIER - 1956-1957 [3] p. 118.

Familles ouvrières des mines de charbon, des mines de fer et de la sidérurgie des pays de la C.E.C.A. Comptes tenus pendant un an.

Pays	Nombre de ménages	corrélation entre dé- pense alimentaire et consommation totale *
Allemagne	332	0,24
Belgique et Luxembourg	303	0,37
France :		
. Charbon (Nord)	109	0,30
. Charbon (Est)	108	0,31
. Mines de fer	102	0,29
. Sidérurgie	104	0,31
Italie	190	0,49
Pays-Bas	165	0,36
Sarre	115	0,34

* Le niveau de vie est estimé par la consommation totale y compris les avantages en nature mais non compris les dépenses suivantes : impôts, versements à la Sécurité Sociale, soins médicaux et corporels, remboursements de dettes et emprunts, ceci pour faciliter les comparaisons avec les six pays de la C.E.C.A.

4/ ALLEMAGNE - H. GOLLNICK [7]326 ménages volontaires, ouvriers et employés. Comptes tenus pendant un an. Corrélation entre dépense alimentaire totale et revenu net $R^2 = 0,33$.

La médiocrité des corrélations observées traduit l'influence des facteurs que l'on considèrerait comme secondaires, facteurs socio-psychologiques. Cette influence se manifeste d'autres façons : en premier lieu les écarts aléatoires augmentent lorsqu'on passe des dépenses de base (alimentation - avec des différences à l'intérieur de ce poste -, loyer) aux autres postes des dépenses, équipement, spectacle, loisir ... Le tableau II illustre cette remarque.

Tableau II

Comparaison de coefficients de corrélation entre le revenu par personne et les différents grands postes de dépenses calculées sur données groupées

Royaume Uni -
Extrait de PRAIS et HOUTHAKKER [15] p. 101

	ρ_2		ρ_2
. Produits à base de céréales	0,76	. Loyer, charges entretien du logement	0,85
. Produits laitiers et corps gras	0,74	. Electricité, gaz, combustibles	0,83
. Légumes	0,74	. Habillement	0,58
. Fruits	0,81	. Equipement	0,32
. Poissons	0,72	. Education, culture	0,81
. Viande et volailles	0,69	. Alcool, tabac, spectacles, distractions	0,55

En second lieu la variance qui n'est pas expliquée par le revenu, variance résiduelle, augmente avec le revenu. On se reportera à M. GUILLOT [8]. Le graphique I et le tableau III (pages 59 et 60) sont extraits de cette étude. La dépense totale était décomposée en quatre grandes catégories de dépenses : les dépenses alimentaires, les autres dépenses courantes (habillement, entretien...), les dépenses permanentes (loyer, frais d'éducation, paiement des traites...) et les dépenses exceptionnelles (réparation du logement, achats au comptant de biens durables ...). L'hétéroscédasticité est manifeste, traduisant la diversité des comportements, lorsque le revenu augmente,

Tableau III

Composantes de la variance résiduelle de la dépense totale
Valeurs ajustées pour des groupes de différents revenus moyens

		REVENUS MOYENS ANNUELS					
		6.000 f.		9.000 f.		12.000 f.	
		Var ou Cov en (100f) ²	En %	Var ou Cov en (100f) ²	En %	Var ou Cov en (100f) ²	En %
Variances résiduelles des	Dépenses alimentaires	137	27,8	137	15,0	137	9,2
	Dépenses courantes	165	33,9	340	37,4	560	38,0
	Dépenses permanentes	29	6,0	84	9,2	170	11,5
	Dépenses ex- ceptionnelles	65	13,4	180	19,8	350	23,7
Covariances résiduelles entre *	(Alimentaires & courantes	51	10,5	72	7,8	83	5,6
	(Courantes et exceptionnelles	41	8,4	99	10,8	177	12,0
Variance résiduelle de la dépense totale		488	100,0	912	100,0	1.477	100,0

* Les covariances résiduelles sont, dans ce tableau, multipliées par deux pour obtenir directement la valeur de leur contribution à la variance résiduelle de la dépense totale.

pour les trois dernières catégories de dépenses, **non** pour la dépense alimentaire. Les chiffres du tableau mettent en évidence la part prépondérante des variances résiduelles concernant dépenses permanentes et dépenses exceptionnelles dans la variance de la dépense totale. Il n'est pas étonnant que plus grand est le nombre de facteurs influençant une grandeur, plus grande est la variance de cette grandeur. Le problème que soulève l'hétéroscédasticité des dépenses est beaucoup moins un problème statistique qu'un problème de connaissance des mécanismes de comportement et surtout de l'orientation des choix. C'est un domaine où l'expérience des socio-psychologues sera indispensable à l'économiste.

L'intérêt porté à la critique des corrélations et l'examen des variances résiduelles est assez récent. Il y a deux raisons à cela :

- d'une part les ajustements de lois de comportement utilisaient comme variable explicative la dépense totale et non le revenu (cf. chapitre V). Ceci a pour effet de surestimer la corrélation dépense-revenu, lorsqu'on considère de grands postes de dépenses (1), la dispersion de la dépense X_1 n'étant jamais négligeable (elle est de l'ordre de 30 à 40 % pour une dépense aussi stable que l'alimentation) et la corrélation entre une dépense importante et l'ensemble des autres dépenses n'étant pas négative. Il va de soi que plus le poste est important, ou plus il comporte de dépenses de nature très aléatoire, plus la corrélation avec la dépense totale sera élevée.

(1) La corrélation entre la dépense X_1 et la dépense X est en effet :

$$\rho(X_1, X) = \frac{\sigma_{X_1} + \rho_{X_1 X_2} \sigma_{X_2}}{\sigma_X} ; X_2 \text{ étant la dépense pour les autres postes}$$

$$X_2 = X - X_1$$

- D'autre part, les analyses portent généralement sur données groupées et non sur données individuelles - ceci principalement pour des raisons de coût des calculs électroniques (1). Les corrélations obtenues avec ce procédé n'ont pas de signification, elles augmentent rapidement lorsque le nombre de groupes décroît. On se reportera à J.S. CRAMER [4]. L'auteur étudie l'amélioration de la corrélation en fonction du nombre de groupes retenu et du nombre d'observations initial et en donne une formule approchée. En principe l'utilisation de données groupées doit être réservée à des problèmes d'estimation de paramètres, lorsque la forme des modèles est décidée à l'avance. On sait que le groupement des observations n'introduit aucun biais des estimations, mais ce procédé ne peut être retenu pour la recherche de facteurs. Il escamote une information utile à l'explication et limite donc les analyses.

2 - La forme des courbes d'Engel

Les considérations qui guident l'économètre pour adopter une certaine forme analytique pour la fonction f tiennent principalement à des problèmes d'ajustement et sont liées à la nature des variables étudiées. Il s'agit de condenser l'information en une forme analytique simple, qui respecte au mieux les phénomènes observés. Les modèles seront utilisés pour la prévision, ils doivent donc traduire les

(1) Le traitement à partir des données groupées fournit une solution au problème des dépenses nulles (cf. PRAIS et HOUTHAKKER ([15] p.51) dans le cas où l'on considère que les dépenses nulles sont le fait uniquement des consommateurs rares. Ces variations aléatoires sont alors compensées au niveau du groupe.

phénomènes éventuels de saturation ou de croissance rapide. Ils permettront de comparer, sous une forme synthétique, les comportements de populations différentes, ou les lois relatives à des dépenses de natures différentes. Les paramètres qu'ils contiennent doivent se prêter sans trop de difficulté à une interprétation économique. Les données provenant d'enquêtes sur les budgets familiaux fournissent un assez large champ de variation du revenu. Ceci est un grand avantage et justifie le souci de repérer la forme de courbure des lois d'Engel. Cependant les analyses portent autant que possible sur des populations homogènes (voir chapitre VI) où l'étendue des revenus se trouve généralement réduite. L'intervalle des revenus de chaque population peut occuper une position particulière par rapport à la courbe du comportement théorique, les unes (population à revenu modeste, ouvriers, familles nombreuses, populations rurales ...) se situant dans une période de croissance rapide de la consommation en fonction du revenu, les autres au niveau où la saturation apparaît. Les comparaisons doivent tenir compte de ces situations qui n'entraînent pas nécessairement des différences de comportement. L'avantage d'un large champ de variation des revenus est réduit du fait de l'imprécision des variables observées. En particulier l'emploi de formes polynomiales qui permettrait de respecter la courbure aussi bien que possible, est en pratique inutile en raison de l'imprécision des coefficients obtenus. On cherchera donc à ce que la représentation soit fidèle et que la simplicité des modèles soit en proportion avec la qualité des informations fournies.

Une autre considération a guidé le choix de certains auteurs : les modèles choisis doivent être additifs de telle sorte que la somme de toutes les dépenses ajustées soit égale à la dépense totale ou au revenu si l'épargne est ajoutée à l'ensemble des dépenses de consommation. On montre de façon simple (cf. WORSWICK GDN et CHAMPERNOWNE D.G. [20]) que cette condition (dite condition

d'additivité) est satisfaite, dans le cas de l'ajustement par la méthode des moindres carrés si les fonctions choisies ont la forme d'une somme de fonctions quelconques de R ne contenant pas de paramètres à estimer avec en plus un terme linéaire en R . En pratique si la condition d'additivité est satisfaite sur les données de base elles-mêmes, si les ajustements effectués sont fidèles et assez précis, les données ajustées y satisferont approximativement aussi dans un intervalle raisonnable des variations du revenu.

Les modèles linéaires par rapport aux coefficients à estimer, sont suffisamment souples pour permettre des ajustements fidèles aux observations. Ils permettent d'utiliser la méthode d'ajustement par les moindres carrés qui est relativement simple. Ces deux raisons expliquent l'utilisation extensive de ces modèles dans les analyses de budgets familiaux. Le tableau III donne la liste des principales formes linéaires utilisées ; nous reviendrons plus loin sur un modèle non linéaire.

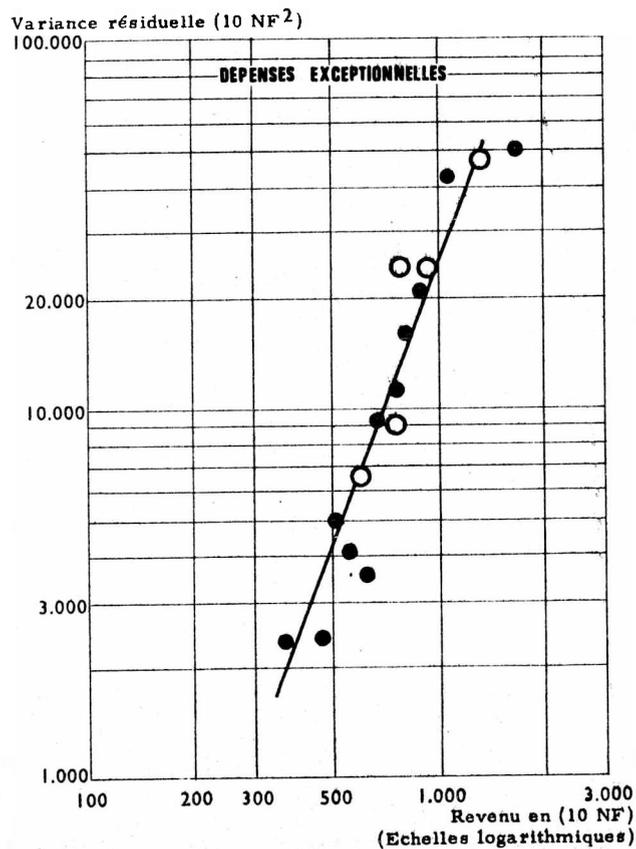
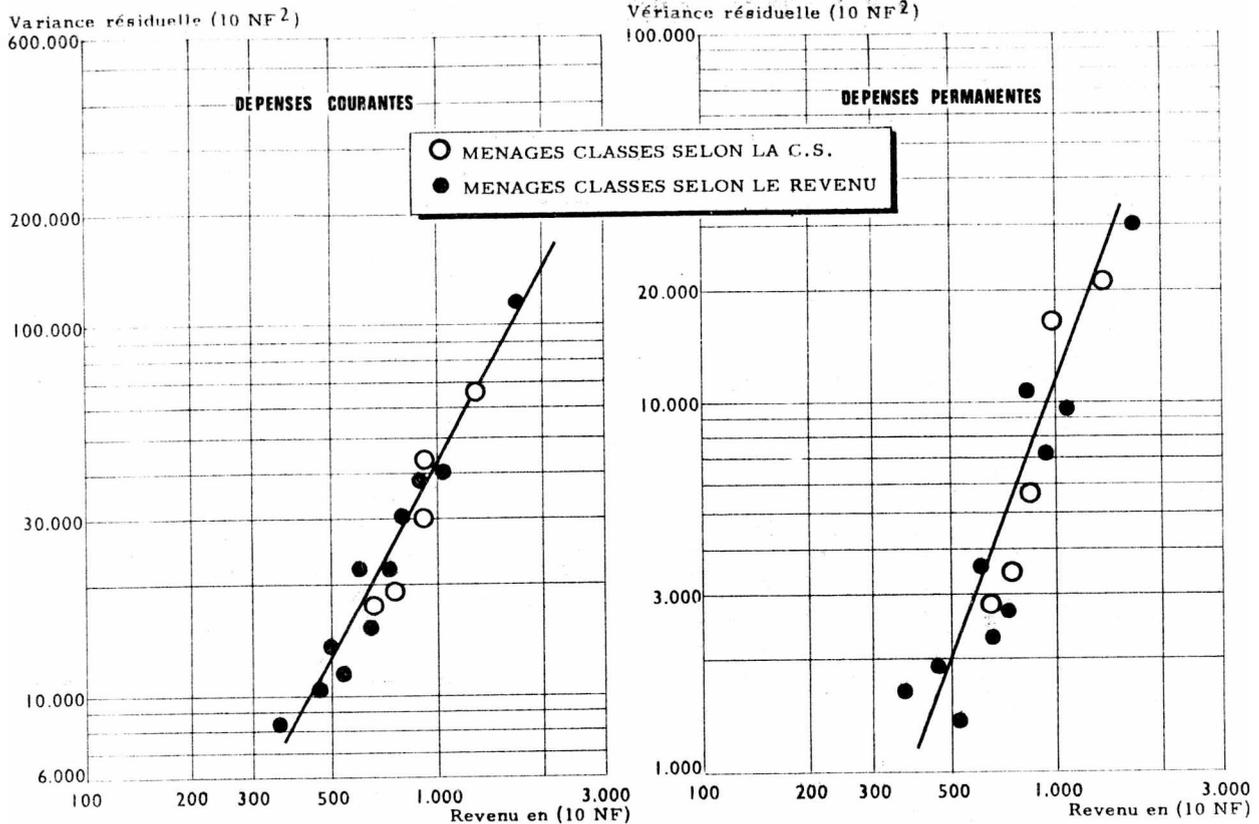
Le modèle linéaire sans transformation des variables, $C = aR + b$, a été utilisé par ALLEN et BOWLEY [2] mais il est peu fidèle. Sa simplicité le fait adopter pour des expériences ne faisant pas intervenir les valeurs extrêmes des niveaux de vie et lorsque les dispersions observées sont vraiment considérables. C'est une façon d'éliminer à peu de frais l'influence du revenu lorsqu'on s'intéresse à d'autres phénomènes et à ce titre ce modèle est alors fréquemment employé.

Les modèles les plus fréquemment employés sont les modèles (2), (4) et (6) d'autres formes sont dérivées de celles-ci, choisies soit pour satisfaire au critère d'additivité (on ajoute un terme linéaire en R), soit pour diminuer l'hétéroscédasticité (certains auteurs utilisent la variable C/R). Le modèle (2) exprime de la façon la plus simple l'existence d'un seuil de saturation pour la dépense. Le modèle (3) implique également une saturation mais les courbes correspondantes ont une forme sigmoïde. En réalité on observe rarement une saturation complète; une amélioration des qualités choisies accompagnant généralement un accroissement du revenu, la dépense croît toujours. Ce modèle ne s'applique donc qu'à des données disponibles en quantité.

Le modèle semi-logarithmique (4) implique une diminution de l'élasticité lorsque le revenu croît, ce qui est la caractéristique des dépenses de base, alimentaires surtout. Ce modèle est donc d'application courante, il a été utilisé en particulier pour l'ajustement des dépenses alimentaires, des dépenses de boissons et de tabac dans l'enquête de 1956 (cf. G. ROTTIER [17]). Ce modèle est d'application simple. Les lois concernant des groupes de produits s'obtiennent par addition des lois relatives à chacun des produits composant le groupe. Cependant ce modèle ne satisfait évidemment pas au critère d'additivité. On remarquera que cette forme de courbe suppose que l'accroissement de la consommation correspondant à un pourcentage fixe d'accroissement du revenu est constant en valeur absolue quel que soit le niveau du revenu. La forme (5) a été utilisée par H. GOLLNICK [7] et semble un peu meilleure sur ces données que le modèle (4).

Le modèle à élasticité constante (6) est le plus généralement employé pour les données non alimentaires. Un grand nombre de ces dépenses sont d'ailleurs d'élasticité supérieure à 1 (cf. G. ROTTIER [17]).

VARIANCES RESIDUELLES ET REVENU MOYEN



Graphique I

Extrait de : La dispersion des dépenses et le revenu des ménages. Consommation - n°4 - 1962 -

Tableau III

Formes usuelles utilisées pour la représentation des courbes d'Engel

		Seuil de revenu à partir duquel la consommation apparaît	Propension marginale à consommer	Elasticité par rapport au revenu	Variation de l'élasticité avec le revenu
1	$C = aR + b$	$-b/a$	a	$aR/aR+b$	↗ si a et b sont de même signe
2	$C = -\frac{a}{R} + b$ *	a/b	a/R^2	$\frac{a}{-a + bR}$	↗ si a et b sont de signes contraires
3	$\text{Log. } C = -\frac{a}{R} + b$ *	-	aC/R^2M	a/RM	
4	$C = a \text{ Log } R + b$	$\exp\left\{-\frac{b}{a}\right\}$	Ma/R	$aM/a\text{Log}R+b$	↘ ($a > 0$)
5	$C = a \text{ Log } R + bR + c$	-	$M \frac{a}{R} + b$	$\frac{Ma + bR}{a\text{Log}R+bR+c}$	
6	$\text{Log } C = a \log R + b$	-	$aC/R = aR^{a-1}k$	b	=
7	$C = S \wedge(R)$ *	-	-	-	

* Ces trois modèles impliquent une saturation de la consommation, le niveau de saturation étant respectivement b , e^b , et S .

$$M = \text{Log}_{10} e$$

Ces différents modèles ont été très fréquemment utilisés. On trouvera des applications pratiques dans S.J. PRAIS [14], S.J. PRAIS et H.S. HOUTHAKKER [15], C.E.V. LESGR [11].

Citons encore une forme analytique utilisée par C.E.V. LESGR et par H.S. HOUTHAKKER [9] qui satisfait au critère d'additivité à savoir $C_i = \frac{R f_i(R)}{\sum_1 f_i(R)}$. La fonction f utilisée en pratique est $f_i(R) = b_i R^{a_i}$. Ce modèle est assez compliqué à estimer et peu précis. Il oblige à considérer les dépenses deux à deux (la différence $\text{Log } C_i - \text{Log } C_j$ ne dépend plus du dénominateur de C_i).

Les modèles non linéaires sont rarement utilisés en raison des difficultés d'estimation qu'ils soulèvent généralement. L'un d'eux est cependant particulièrement intéressant et souple, le modèle log-normal (7) utilisé par J. AITCHISON et J.A.C BROWN [1]. La loi log-normale trouve de fréquentes applications dans les modèles économiques notamment elle décrit assez fidèlement la distribution des revenus. Nous y reviendrons au chapitre VII. La loi log-normale comme loi de comportement est fondée sur les hypothèses suivantes : la dépense pour une loi de consommation courante peut être considérée comme formée d'une somme d'accroissements petits que l'on considérera comme des unités de dépenses. Chaque individu est supposé avoir un schéma de tolérance qui détermine le nombre d'unités supplémentaires de dépenses consenties correspondant à une unité supplémentaire de revenu. Ainsi pour une première unité de revenu dr_1 , l'individu consommera q_1 unités; une unité supplémentaire dr_2 entraînera un accroissement de sa dépense de q_2 unités etc... Sa consommation au niveau du revenu R sera égale à la somme de toutes les unités supplémentaires correspondant à tous les accroissements de revenus existant entre 0 et R .

On suppose enfin que la fréquence des unités de liens est représentée en fonction du revenu par une loi log-normale : la dépense de consommation C lorsque le revenu aura atteint le niveau R étant

$$C(R) = k \int_0^R \frac{1}{x \sqrt{2\pi}\sigma} \exp. -\frac{1}{2\sigma^2} (\text{Log } x - m)^2 dx = k \Lambda(R | \mu, \sigma^2)$$

La dépense de saturation S correspondant à un revenu infiniment grand :

$$C(\infty) = k = S$$

Le modèle de consommation log-normal s'exprime donc par

$$C = S \Lambda(R | \mu, \sigma^2)$$

L'ajustement analytique des paramètres S , μ et σ^2 requiert des calculs assez longs par approximations successives (méthode des scores). La méthode est décrite dans J. AITCHISON et J.A.C. BROWN [1] page 78 et suivantes. En pratique les ajustements sont faits graphiquement.

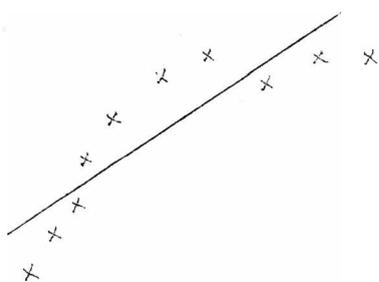
3 - Test de linéarité

Le coefficient de corrélation est évidemment le paramètre le plus utilisé. Cependant il ne permet pas la comparaison entre des modèles utilisant une transformation différente de la variable à expliquer et ne renseigne pas sur la fidélité de la représentation choisie. En ce qui concerne le premier point, il s'agit de comparer la variance expliquée et la variance totale, la formule

$$R^2 = 1 - \frac{\sum (y - y')^2}{\sum (y - \bar{y})^2} \text{ appliquée à la consommation } C \text{ par exemple}$$

et à son logarithme fournira deux valeurs non comparables entre elles. La solution exige des calculs longs, il s'agit de calculer les écarts $\sum (C - C')^2$, C' étant l'anti-log des valeurs ajustées ; les sommes ainsi calculées sur données individuelles peuvent être comparées pour toutes les formes analytiques choisies.

Les tests utilisés pour juger de la linéarité d'une loi de comportement sont les tests non paramétriques proposés par PRAIS et HOUTHAKKER [15] p. 53, tests qui ne prennent en compte que le signe des résidus. Si les observations s'ajustent bien à une droite les résidus seront aléatoirement de signes plus et moins, si au contraire



une courbure se manifeste, l'ensemble des résidus correspondant aux valeurs croissantes du revenu sera formée de plusieurs suites de valeur de même signe. On considère donc la suite des signes obtenus pour les résidus lorsqu'on range les observations dans l'ordre des revenus croissants.

PRAIS et HOUTHAKKER proposent les deux tests suivants :

- Le premier consiste à compter le nombre de résidus adjacents de même signe R , le nombre de résidus adjacents de signe contraire C , la somme $R + C = N - 1$, N étant le nombre d'observations.

On formera alors l'indicateur

$$\frac{R - C}{N - 1}$$

qui sera pris comme indice de corrélation. La valeur 1 correspond au cas où les résidus sont situés de part et d'autre de la droite d'ajustement (pas de résidus adjacents de même signe).

- Le second test consiste à compter le nombre de suites de résidus de même signe soit D , ce nombre. Si P est le nombre de résidus positifs, Q le nombre de résidus négatifs, D a pour espérance $E(D) = 1 + 2PQ/N$

$$\text{et variance } \sigma^2(D) = \frac{2PQ(2PQ - N)}{N^2(N - 1)}$$

si N est grand, p et q étant les rapports P/N et Q/N ces formules deviennent approximativement

$$E(D) = 2pq N$$

$$\sigma^2 D = (2pq)^2 N$$

La variable $\frac{D - E(D)}{\sigma_D}$ est approximativement normale.

Citons pour mémoire seulement le test de DURBIN et WATSON [5] plus fréquemment utilisé pour tester l'indépendance des résidus dans le cas d'ajustements effectués sur des séries temporelles.

4 - Problèmes statistiques

Ces problèmes sortent du cadre de ce cours (1), nous mentionnerons simplement les méthodes les plus fréquemment utilisées en rappelant les hypothèses qu'elles requièrent et qui posent des problèmes particuliers dans les questions d'analyse du comportement.

(1) On se reportera donc au cours de C. FOURGEAUD et aux ouvrages cités en bibliographie : J. JOHNSTON [10], E. MALINVAUD [13], C.R. RAO [16] et G. ROTIER [19]

Les deux méthodes les plus fréquemment utilisées pour ajuster des modèles de comportement aux statistiques de budgets familiaux sont la méthode des moindres carrés dans le cas où la forme analytique retenue est linéaire par rapport aux paramètres à estimer et la méthode des scores dans les autres cas, plus rares.

- 1/ Les deux hypothèses principales requises pour l'ajustement par la méthode des moindres carrés d'un modèle de la forme

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

sont les suivantes : les variables y et x (mais surtout x) sont observées sans erreurs et le résidu aléatoire ϵ a une espérance mathématique nulle quel que soit x . Dans les applications pratiques ces hypothèses sont souvent mises en défaut, la variable explicative x est entachée d'erreurs importantes qu'il s'agisse de la dépense totale ou du revenu (cf. chapitre V), le résidu ϵ inclut l'effet de facteurs qui ne sont pas indépendants du revenu (taille du ménage, cf. chapitre IV; catégorie de communes, cf. chapitre VI). On sait que les estimations seront alors biaisées. On doit donc recourir à des méthodes particulières.

Une hypothèse moins importante, celle d'homoscédasticité n'est pas non plus vérifiée en général. La variance de ϵ croît avec x . Les estimations ne seront pas biaisées, mais leurs variances ne seront plus minima. Si l'on peut supposer par exemple que $\sigma^2 = \alpha x^2$. Le modèle transformé

$$\frac{y}{x} = \alpha + \frac{\beta}{x} + \frac{\epsilon}{x}$$

satisfera à l'hypothèse.

2/ Dans le cas général où le modèle choisi n'est pas linéaire les valeurs des estimateurs sont celles qui rendent maximum la vraisemblance L des observations ; dans le cas d'un paramètre à estimer θ , celle qui annule :

$$\frac{d \text{Log } L}{d \theta} = 0$$

La solution de cette équation ne sera pas toujours obtenue directement. Un développement limité au voisinage de la solution θ_0 fournira :

$$\frac{d \text{Log } L}{d \theta} = \frac{d \text{Log } L}{d \theta_0} + (\theta - \theta_0) \frac{d^2 \text{Log } L}{d \theta_0^2}$$

ou en introduisant une nouvelle approximation (1) :

$$\frac{d \text{Log } L}{d \theta} \approx \frac{d \text{Log } L}{d \theta_0} - (\theta - \theta_0) I(\theta_0)$$

$I(\theta)$ étant la quantité d'information

La première solution approchée sera : $\theta = \frac{d \text{Log } L}{d \theta_0} / I(\theta_0)$

On pourra se reporter pour cette méthode à G.R. RAO [16]
p. 165 et suivantes.

(1) $E \frac{d^2 \text{Log } L}{d \theta_0^2}$, soit $- I(\theta_0)$

BIBLIOGRAPHIE

- [1] AITCHISON J. et BROWN J.A.C.
(1957) The lognormal distribution.
Cambridge - University Press.
- [2] ALLEN R.G.D et BOWLEY A.L
(1935) Family expenditure.
Londres.
- [3] COMMUNAUTE EUROPEENNE DU CHARBON
ET DE L'ACIER Budgets familiaux des ouvriers
de la C.E.C.A.
Luxembourg - 1960.
- [4] CRAMER J.S. (1964) Coefficient grouping, regression and
correlation in Engel curve an analysis.
Journal of the Am. Sta. Ass. Mars 1964.
- [5] DURBIN J. et WATSON G.S
(1950 - 1951) Testing for serial correlation in
least-squares regression.
Biometrika - Vol.37 p. 409 -
Vol.38 p. 159.
- [6] ENGEL E. (1895) Die Productions und Konsumtionsver-
hältnisse des Königreichs Sachsen.
Réédité dans le Bulletin de l'Institut
International de Statistique -
Vol. 9 (1895).
- [7] GOLLNICK H. (1959) Ausgaben und Verbrauch in Abhängigkeit
von Einkommen und Haushaltstruktur.
Hannover.
- [8] GUILLOT M. (1962) La dispersion des dépenses et le
revenu des ménages.
Consommation - n° 4 - 1962.
- [9] HOUTHAKKER H.S (1960) The influence of prices and incomes
in Household Expenditure.
Bulletin de l'Institut International
de Statistique. Vol.37 - p. 9 - 22.
- [10] JOHNSTON J. (1960) Econometric methods.
Mc graw Hill Book Company.

BIBLIOGRAPHIE

- suite -

- [11] LESGR C.E.V (1963) Form of Engel function.
Econometrica - col. 31 - n° 4 -
octobre 1963.
- [12] LIVIATAN N. (1961) Errors in variables and Engel curve
analysis.
Econometrica - vol. 29 - n° 3 p. 336.
- [13] MALINVAUD E. (1964) Méthodes statistiques de l'économétrie.
Dunod.
- [14] PRAIS S.J. 1952 - 1953 Non linear estimates of the Engel curve.
Review of economic studies - vol. 20 -
p. 87 - 104.
- [15] PRAIS S.J et HOUTHAKKER H.S
(1955) The analysis of family budgets.
Cambridge University Press.
- [16] RAO C.R (1952) A demand statistical methods in
biometric research.
John Wiley - New-York.
- [17] ROTTIER G. (1959) Niveau de vie et Consommation de la
population non agricole.
Consommation - 1959 - n° 3.
- [18] ROTTIER G. (1963) Enquêtes par sondage et analyse de la
demande.
CREDOC.
- [19] ROTTIER G. (1961) Initiation à l'économétrie.
CREDOC.
- [20] WORSWICK GDN et CHAMPERNOWNE D.G
(1954) A note in the adding-up criterion.
Review of Economic Studies - vol. 22.

ELEMENTS D'ANALYSE DE LA CONSOMMATION

CHAPITRE IV

LES VARIATIONS DE LA CONSOMMATION EN FONCTION DE LA COMPOSITION DU MENAGE

LES VARIATIONS DE LA CONSOMMATION EN FONCTION DE LA COMPOSITION DU MENAGE

Tous les types de familles se retrouvent dans la définition du "ménage" que nous retenons pour l'analyse de comportement. Depuis les ménages d'une ou deux personnes, jusqu'aux familles très nombreuses. Des familles de compositions différentes ayant même revenu n'ont évidemment pas le même niveau de vie ni la même structure de budget. Les essais de mesure du coût d'un certain type de personne ont fait l'objet d'une importante littérature ; le problème n'est pas résolu et la plupart des auteurs semblent douter qu'il puisse l'être en toute rigueur ; les tentatives avaient surtout pour buts de fournir des échelles approximatives et expliquer les variations de comportement entre types de familles.

L'intérêt de ce problème est double. Du point de vue de la politique économique, pour organiser une redistribution des revenus en faveur des familles nombreuses, par exemple, il est indispensable de pouvoir comparer les niveaux de vie de familles de tailles différentes ; il faut pour cela disposer d'une échelle d'unité de consommation comparant les coûts relatifs des enfants selon le sexe et l'âge ou selon le rang. Au Royaume Uni en particulier, de nombreuses études sont nées de ces préoccupations. Du point de vue de l'économétrie, des échelles correctes sont nécessaires pour obtenir des estimations satisfaisantes des paramètres des modèles de comportement, en particulier pour obtenir des élasticités par rapport au revenu assez précises. Motivé par ce seul objectif, on pourrait être tenté de traiter le facteur "taille du ménage"

comme un facteur non économique dont l'influence s'ajoute à celle du revenu et peut être incorporée dans les résidus. Mais le revenu et le nombre de personnes du ménage sont deux variables en corrélation étroite, R et u ne seraient pas indépendants et les estimations seraient biaisées. On ne peut donc se passer d'échelles à moins de subdiviser les échantillons étudiés en groupe de ménages de composition semblable. On arrive rapidement à des échantillons très petits et de plus les résultats obtenus ne sont pas d'une manipulation aisée.

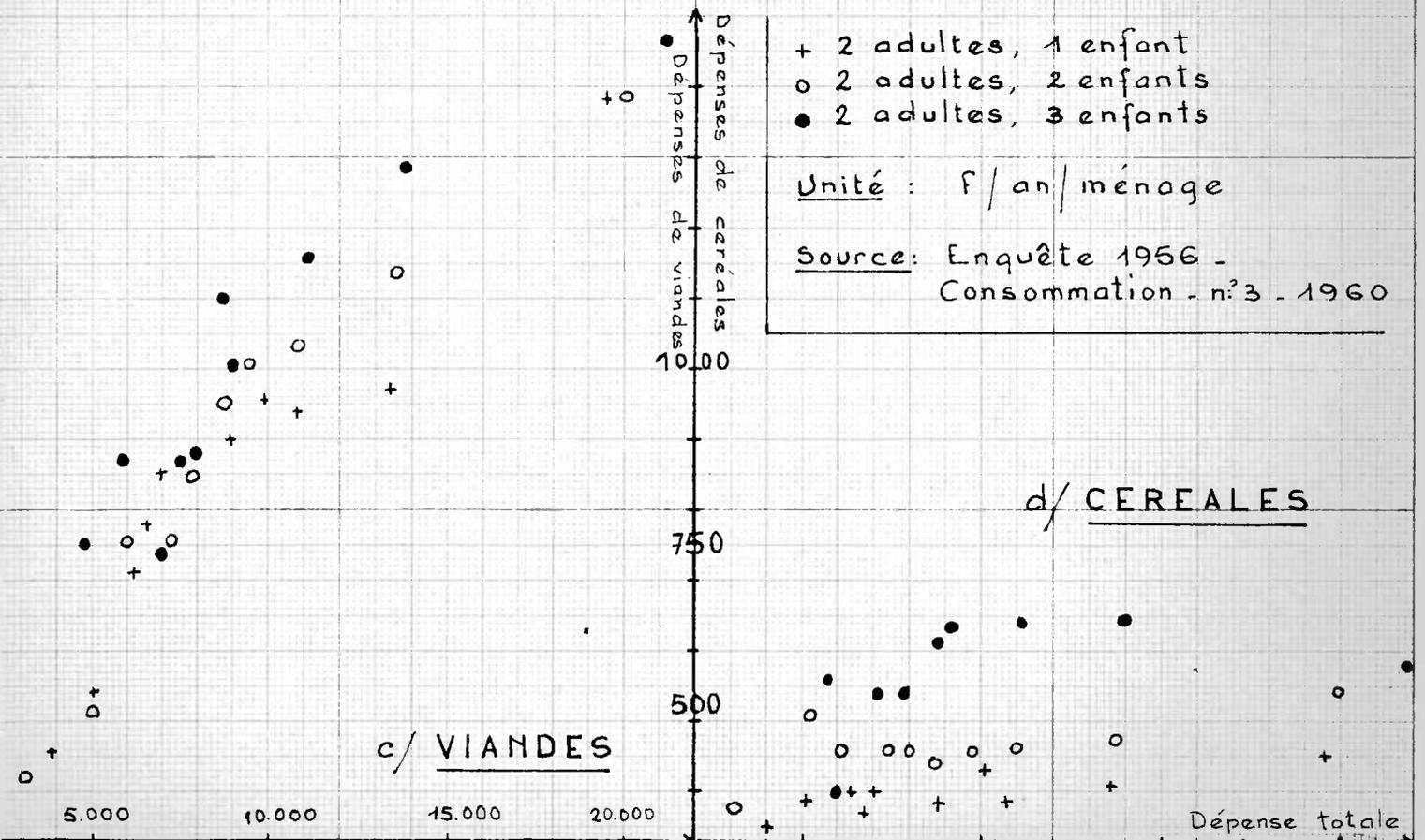
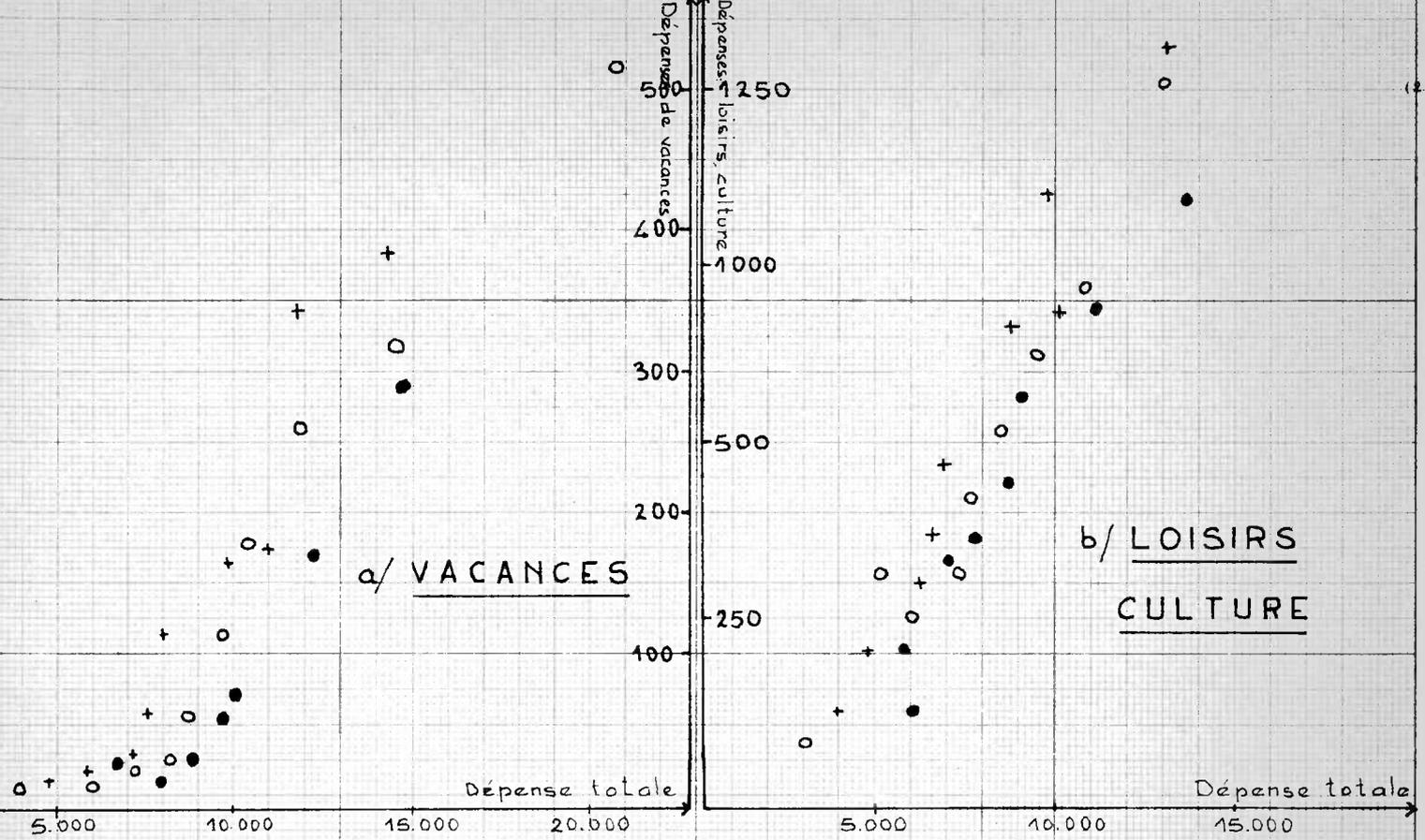
A un même niveau de revenu correspondent plusieurs niveaux possibles pour la consommation d'un produit selon la taille du ménage. Les dépenses nécessaires et parmi celles-ci les dépenses de nature individuelle, par exemple l'alimentation, absorberont une part du budget plus importante chez les familles nombreuses. Par contrecoup les dépenses moins nécessaires seront comprimées. Les graphiques Ia à Id en donnent quelques exemples. Les familles très nombreuses se situent à droite avec un revenu par ménage plus élevé. Leur groupe est décalé vers le haut pour les dépenses nécessaires, vers le bas pour d'autres types de dépenses. Tous les systèmes d'échelles d'unité de consommation, ont pour but de faire disparaître ces décalages par une transformation convenable des dépenses et des ressources.

1 - L'hypothèse d'homogénéité

La transformation la plus simple consiste à diviser dépenses et revenu par le nombre de personnes du ménage en faisant l'hypothèse que les ménages ayant même revenu par personne ont la même consommation par personne, donc la même structure de budget,

COMPARAISON DES COURBES D'ENGEL SELON LE TYPE

DE MENAGE



+ 2 adultes, 1 enfant
 o 2 adultes, 2 enfants
 • 2 adultes, 3 enfants

Unité : F/an/ménage

Source: Enquête 1956 -
 Consommation - n°3 - 1960

ou encore que les lois de comportement exprimant la consommation du bien i en fonction du revenu R et du nombre de personnes n , de la forme $C_i = f_i(R, n)$, sont homogènes et de degré 1 soit :

$$C_{i/n} = f_i(R/n) \quad (1)$$

En dérivant par rapport à λ l'équation $\lambda C = f(\lambda R, \lambda n)$ on obtient

$$C_i = R \frac{\partial f_i}{\partial R} + n \frac{\partial f_i}{\partial n} \quad \text{ou} \quad 1 = e_i + \frac{n \frac{\partial f_i}{\partial n}}{f_i}$$

$$\text{c'est-à-dire} \quad 1 - e_i = \frac{n \frac{\partial f_i}{\partial n}}{f_i}$$

L'hypothèse d'homogénéité rend équivalente les deux définitions d'un bien nécessaire :

- . bien dont l'élasticité par rapport au revenu est inférieure à 1
- . bien où la dépense (par ménage) croît avec le nombre de personnes par ménage à revenu égal, (ou dont l'élasticité par rapport au nombre de personnes est positive).

Un classement des dépenses selon leur élasticité par rapport au revenu a certainement une signification du point de vue de la nécessité des dépenses (1). En revanche en admettant que les goûts et les besoins ne changent pas d'un type de famille à l'autre, les variations de la consommation avec le nombre de personnes dans le ménage dépendent à la fois de la nécessité du bien et de son

(1) La terminologie usuelle retient également l'expression "biens inférieurs" pour désigner les biens dont non seulement la consommation par ménage augmente avec le nombre de personnes mais également la consommation par personne.

caractère individuel ou collectif. Les dépenses de loyers et celles d'habillement ont toutes les deux une élasticité par rapport au revenu voisine de l'unité, les secondes augmentent nettement avec le nombre de personnes tandis que les premières varient peu. Un même montant de dépenses par personne procurera un niveau de satisfaction généralement plus grand (ou au moins égal) lorsque le nombre de personnes est plus élevé ; en conséquence un même revenu par personne caractérisera un niveau de vie plus élevé pour les familles plus nombreuses. La notion de dépense par personne, comme celle du revenu par personne est trop simpliste, à la fois parce que le caractère plus ou moins individuel de chaque type de dépense entraîne une déformation de la structure du budget lorsque change le nombre d'individus dans le ménage c'est le phénomène des "économies d'échelle" analysé par PRAIS et HOUTHAKKER ([6] chapitre 10) et aussi parce que les besoins sont liés aux types de personnes composant le ménage (enfants, adultes... vieillards...).

C'est surtout au second aspect de la question que se sont intéressés la plupart des auteurs pour des raisons de politique sociale et pour les recherches sur la nutrition ; il s'est concrétisé par un grand nombre de mesures d'échelles d'unité de consommation.

2 - Echelles spécifiques et échelles revenu

La notion d'échelle d'unité de consommation repose sur l'hypothèse que les besoins requis par chaque type de personnes dans un ménage sont une fraction des besoins requis par un adulte homme. On définit a priori les types de personnes que l'on veut retenir ; le nombre d'unité de consommation total d'une famille est alors la

somme de tous les individus chacun étant pondéré par le coefficient du type auquel il appartient. Par exemple l'échelle la plus simple et la plus couramment employée ne retient que trois types : le premier adulte auquel on attribue le coefficient 1, chacun des autres adultes est pondéré par 0,7 et chacun des enfants de moins de quatorze ans par 0,5. PRAIS et HOUTHAKKER [6] ont présenté une formulation complète du problème que nous résumons ci-dessous et une estimation de quelques échelles.

a. Formulation des lois de comportement faisant intervenir des échelles d'unité de consommation

La modification de la composition d'une famille entraîne une modification de la structure de son budget : les besoins de certains types de personnes sont variables selon la nature des dépenses ; la consommation de lait variera avec le nombre de jeunes enfants, celle de tabac, de boissons alcoolisées au contraire, avec le nombre d'adultes. On peut définir un certain nombre de types de personnes, selon l'âge et le sexe par exemple, toutes les personnes appartenant à un même type ayant les mêmes besoins. Les poids à affecter aux individus de chaque type seront variables selon les produits. L'ensemble de ces poids pour un bien constituent l'échelle spécifique relative à ce bien.

De même le niveau de vie, à revenu par ménage égal, dépend de la composition du ménage selon, par exemple, le nombre, le sexe et l'âge de ces membres. L'échelle revenu doit représenter le coût total relatif de chaque type de personne.

La relation introduite par PRAIS et HOUTHAKKER s'écrit :

$$(2) \quad \frac{C_i}{\sum_t a_{it} n_t} = f_i \left(\frac{R}{\sum_t a_t n_t} \right)$$

dans laquelle n_t représente le nombre d'individus du type t présent dans le ménage, a_{it} le coefficient-spécifique de pondération du type t dans l'échelle relative au bien i , a_t le coefficient-revenu du type t . Cette formulation a pour conséquence les relations suivantes ([6] p. 129) :

- relation entre l'échelle spécifique et l'échelle revenu.

De l'équation du budget $\sum_i C_i = R$ on tire

$$\sum_i \frac{\partial C_i}{R} = 1 = \frac{\sum_t a_{it} n_t}{\sum_t a_t n_t} f'_i$$

et en dérivant l'équation (2) par rapport à n_t il vient :

$$\frac{\partial C_i}{\partial n_t} = a_{it} f_i - \sum_t a_{it} n_t f'_i \frac{R a_t}{(\sum_t a_t n_t)^2}$$

$$\sum_i \frac{\partial C_i}{\partial n_t} = 0 = \sum_i a_{it} f_i - \frac{R a_t}{\sum_t a_t n_t}$$

$$(3) \quad a_t = \sum_i a_{it} \frac{C_i}{R} \frac{\sum_t a_t n_t}{\sum_i a_{it} n_t}$$

Au coefficient $\frac{\sum_t a_t n_t}{\sum_t a_{it} n_t}$ (voisin de 1) près, le coefficient

de l'échelle-revenu relatif au type de personnes t apparaît comme la moyenne des coefficients des échelles spécifiques pondérés par les coefficients budgétaires de chaque produit.

.. Accroissement du revenu nécessaire pour compenser un accroissement du nombre de personnes de telle sorte que la consommation du bien i soit inchangée :

En reportant l'expression de l'élasticité

$$e_i = \frac{\partial C_i}{\partial R} \frac{R}{C_i} = \frac{R}{C_i} \frac{\sum_t a_{it} n_t}{\sum_t a_t n_t} f'_i$$

dans l'équation

$$dC_i = \frac{\partial C_i}{\partial R} dR + \frac{\partial C_i}{\partial n_t} dn_t \quad \text{on obtient}$$

$$dC_i = e_i \frac{C_i}{R} dR + \left[a_{it} \frac{C_i}{\sum_t a_{it} n_t} - \sum_t a_{it} n_t f'_i \frac{a_t R}{(\sum_t a_t n_t)^2} \right] dn_t$$

$$dC_i = e_i \frac{C_i}{R} dR + \left[a_{it} \frac{C_i}{\sum_t a_{it} n_t} - e_i C_i \frac{a_t}{\sum_t a_t n_t} \right] dn_t$$

$dC_i = 0$ entraîne :

$$dR = \left[\frac{a_t}{\sum_t a_t n_t} R - \frac{a_{it}}{\sum_t a_{it} n_t} \frac{R}{e_i} \right] dn_t$$

b. Estimation des échelles d'unité de consommation

Le modèle (2) implique trois ensembles de paramètres à estimer pour un bien i : l'ensemble des coefficients de l'échelle spécifique, celui des coefficients de l'échelle revenu et les paramètres du modèle $f_i(R)$ choisi. Le modèle à estimer n'est pas linéaire en fonction des paramètres ; par exemple, si l'on choisit les modèles arithmétiques, semi-logarithmiques et les modèles à élasticité constante on obtient respectivement :

$$C_i = \alpha \frac{R}{\sum_t a_t n_t} \sum_t a_{it} n_t + \beta \sum_t a_{it} n_t$$

$$C_i = \alpha \sum_t a_{it} n_t \text{ Log } R - \alpha \sum_t a_{it} n_t \text{ Log } \left(\sum_t a_t n_t \right) + \beta \sum_t a_{it} n_t$$

$$\text{Log } C_i = \alpha \text{ Log } R - \alpha \text{ Log } \sum_t a_t n_t + \text{Log } \sum_t a_{it} n_t + \beta$$

Avec la formulation (2) il n'y a que l'élasticité constante qui puisse être estimée indépendamment d'une mesure de l'influence de la composition du ménage. En pratique, les auteurs ont fixé a priori l'échelle-revenu ou bien n'ont analysé que des produits sur lesquels le revenu a peu d'influence (pain, lait ...) et dans ce cas n'ont estimé que des échelles spécifiques. Le problème soulevé n'a donc jamais été complètement résolu.

Résultats obtenus par PRAIS et HOUTHAKKER ([6] p.139 et suivantes).

Ces auteurs ont calculé des échelles spécifiques d'unité de consommation pour les produits alimentaires, en supposant un modèle du type (2) page 74. Plus précisément ils ont pris pour f les fonctions semi-logarithmiques et logarithmiques et ont supposé connue l'échelle revenu, prenant tous les coefficients a_t égaux quelque soit t c'est-à-dire, considérant le revenu par personne comme mesure correcte du niveau de vie. Ce dernier procédé conduit sûrement à sous-estimer le niveau de vie des familles nombreuses. En désignant par R' le revenu par personne, les deux modèles choisis s'écrivent donc :

$$\frac{C_i}{\sum_t a_{it} n_t} = \alpha_i \log R' + \beta_i$$

$$\text{et } \frac{C_i}{\sum_t a_{it} n_t} = k_i R'^{e_i}$$

les coefficients à estimer sont les paramètres a_{it} , coefficient de l'échelle spécifique pour chaque type de personne t et pour le bien i , et les paramètres des modèles soit α_i et β_i dans le premier cas, k_i et e_i dans le second.

C'est l'importance relative des coefficients a_{it} qui nous intéresse, par rapport à un type de personne donné pris comme référence (adulte homme généralement), on peut donc aussi bien écrire les expressions ci-dessus ainsi :

$$\frac{C_i}{\text{Log } R' + \gamma'_i} = \sum_t a'_{it} n_t \quad \text{et} \quad \frac{C_i}{R' e_i} = \sum_t a_{it} n_t$$

ces modèles ne sont pas linéaires par rapport aux paramètres γ'_i ou e_i ; ils le sont par rapport aux coefficients a'_{it} . Par exemple si l'on décide de s'arrêter à cinq types de personnes possibles : hommes, femmes, enfants de 0 à 6 ans, de 7 à 13 ans, de 14 ans et plus, et si l'on connaît l'élasticité e_i par rapport au revenu, on pourra calculer pour chaque ménage j le rapport $C_{ij}/R'_j e_i = y_{ij}$ et calculer ensuite les coefficients de l'échelle relatifs à la dépense i avec le modèle :

$$y_{ij} = a_{i1} n_{1j} + a_{i2} n_{2j} + a_{i3} n_{3j} + a_{i4} n_{4j} + a_{i5} n_{5j}$$

Ignorant les valeurs des paramètres du modèle (γ'_i ou e_i) les auteurs ont procédé par approximations successives, en trois étapes :

- choix d'une valeur initiale pour γ'_i ou pour e_i
- calcul du membre gauche du modèle, c'est-à-dire de y_{ij} correspondant à cette valeur.
- calcul de la corrélation entre cette nouvelle variable y_{ij} et l'ensemble des variables $n_{1j}, n_{2j}, \dots, n_{tj}$

Le calcul était répété pour des valeurs successives de γ'_i ou e_i . La solution adoptée pour les paramètres était celle qui rendait maximum le coefficient de corrélation entre y et les n_t . Les coefficients de l'échelle spécifiques retenus étaient alors les estimations des paramètres des variables n_t obtenues avec les valeurs de y_{ij} . Le Tableau I ci-après donne les valeurs des estimations

TABLEAU I

Echelles spécifiques d'unité de consommation pour des familles ouvrières,
au Royaume Uni, en 1937 - 1938 ([6] page 141)

Modèle semi-logarithmique

	Céréales	Produits laitiers	Légumes	Fruits	Poisson	Viande	Alimenta- tion totale
Homme	1	1	1	1	1	1	1
Femme	0,85	0,97	0,91	1,22	0,91	0,70	0,88
Jeune homme 14 à 17	1,01	0,87	1,03	0,65	0,68	0,55	0,81
Jeune fille 14 à 17	0,73	0,71	0,72	0,68	0,59	0,48	0,65
Enfant 10 à 13 ans	0,89	0,75	0,87	0,66	0,84	0,54	0,71
Enfant 5 à 9 ans	0,65	0,58	0,78	0,65	0,41	0,35	0,57
Enfant 1 à 4 ans	0,55	0,63	0,75	0,59	0,43	0,30	0,52
Enfant < 1 an	0,39	0,83	0,36	- 0,36	0,00	0,09	0,35
Elasticité	0,27	0,40	0,48	0,68	0,53	0,47	0,46
R ²	0,929	0,947	0,869	0,766	0,704	0,932	0,984

Modèle logarithmique

	Céréales	Produits laitiers	Légumes	Fruits	Poisson	Viande	Alimenta- tion totale
Homme	1	1	1	1	1	1	1
Femme	0,84	0,96	0,89	1,18	0,89	0,68	0,86
Jeune homme 14 à 17	1,01	0,85	1,05	0,70	0,71	0,54	0,82
Jeune fille 14 à 17	0,73	0,69	0,73	0,70	0,62	0,47	0,65
Enfant 10 à 13 ans	0,88	0,69	0,85	0,59	0,83	0,48	0,69
Enfant 5 à 9 ans	0,64	0,54	0,77	0,60	0,39	0,31	0,55
Enfant 1 à 4 ans	0,54	0,58	0,74	0,56	0,43	0,26	0,51
Enfant < 1 an	0,38	0,75	0,33	- 0,42	-0,03	0,05	0,32
Elasticité	0,29	0,41	0,57	0,88	0,66	0,52	0,53
R ²	0,929	0,945	0,869	0,764	0,703	0,930	0,983

trouvées par les auteurs. Les résultats ne diffèrent pratiquement pas selon le choix du modèle. Les données sur lesquelles reposent ces estimations proviennent d'enquêtes sur les budgets familiaux exécutées de 1937 à 1939. A cette époque les phénomènes de saturation étaient probablement encore peu sensibles ce qui expliquerait que les corrélations ne sont pas moins élevées avec le modèle à élasticité constante. Il s'agit d'un échantillon de familles ouvrières, avec une forte proportion de travailleurs manuels ce qui tend probablement à accentuer la différence entre hommes et femmes.

Résultats obtenus par J.A.C BROWN [2].

Cet auteur n'utilise que le modèle à élasticité constante, ce qui simplifie beaucoup le problème. Il s'intéresse également aux seules dépenses alimentaires. Le modèle choisi s'écrit donc :

$$\frac{C_i}{\sum_t a_{it} n_t} = A_i \left\{ \frac{R}{\sum_t a_t n_t} \right\}^{e_i} \quad (1)$$

Considérons un ensemble de ménages k , de même composition, c'est-à-dire ayant le même nombre de personnes de chaque type. Alors, $\sum_t a_{it} n_t$ aura la même valeur pour tous les ménages $\sum_t a_{it} n_t = a_{ik}$ ainsi que $\sum_t a_t n_t = a_k$. Le modèle (1) appliqué au seul type de ménage k c'est-à-dire à chaque ménage j dont la composition correspond au type k (par exemple composé d'un couple et de trois enfants de moins de 10 ans...) s'écrit

$$(2) \quad \frac{C_{ijk}}{a_{ik}} = A_i \left(\frac{R}{a_k} \right)^{e_i} e^{u_{ijk}}$$

A l'intérieur du groupe k les paramètres a_{ik} et a_k sont les mêmes pour tous les ménages. (2) s'écrit encore :

$$(2)' \quad \text{Log } C_{ijk} = \text{Log } a_{ik} + \text{Log } A_i - e_i \text{Log } a_k + e_i \text{Log } R + u_{ijk}$$

Le coefficient de $\text{Log } R$ ne dépend pas de k . (2)' permet l'estimation de l'élasticité e_i pour chaque type de ménage k . Le modèle (1) suppose que e_i ne diffère pas selon les types de ménages ce qui peut être vérifié. Le calcul implique que l'on fixe a priori l'échelle-revenu. L'échelle choisie par J.A.C BROWN est simplement le nombre de personnes comme dans l'exemple précédent, $\frac{R}{a_k}$ est le revenu par personne R' . Le problème se ramène à l'estimation des coefficients a_{it} du modèle linéaire :

$$(2)'' \quad C_{ijk} R'^{-E} = A_i \left\{ \sum_t a_{it} n_t \right\} e^{u_{ijk}}$$

les variables indépendantes étant les n_t , E étant la valeur commune des élasticités par type de ménage (après vérification qu'elles ne sont pas significativement différentes). L'auteur trouve avec cet ajustement simple (1) les coefficients suivants ([2] p. 454) :

Couple, homme + femme	2,00	Adolescents de 14 à 20 ans	0,92
Homme âgé de + de 20 ans	0,83	Enfants de 5 à 13 ans	0,71
Femme âgée de + de 20 ans	0,85	Enfants de 0 à 4 ans	0,59

(1) Le modèle définitivement retenu par l'auteur est plus compliqué, tenant compte de l'hétéroscédasticité des observations lorsque le modèle est écrit sous la forme (2).

Cette méthode a été appliquée par J. VORANGER ([7] p. 46 - 48) sur les données de l'enquête sur les budgets familiaux effectuée en 1951 et pour les dépenses de viandes et les dépenses alimentaires totales. L'auteur retenait sept types de personnes et l'échelle-revenu suivante :

H ₁	hommes de 20 à 60 ans	1,0	E ₁	enfants de 0 à 4 ans	0,4
H ₂	hommes de 60 ans et plus	0,8	E ₂	enfants de 5 à 13 ans	0,5
F ₁	femmes de 20 à 60 ans	0,8	E ₃	enfants de 14 à 19 ans	0,7
F ₂	femmes de 60 ans et plus	0,7			

Le Tableau II ci-dessous présente les résultats qu'il obtient :

Tableau II *

Echelle spécifique d'unité de consommation

Catégorie de dépenses	Dépense alimentaire	Dépense de viande
H ₁	1	1
H ₂	0,81	0,63
F ₁	0,77	0,69
F ₂	0,76	0,52
E ₁	0,36	0,16
E ₂	0,47	0,32
E ₃	0,66	0,69

* Extrait de [7] p. 48

3 - Economies d'échelles

Les exemples précédents partent de la même idée : définir le coût relatif d'un certain type de personne. Ils ont le même inconvénient, ils supposent que ce coût ne varie pas avec le nombre de personnes dans le ménage. Pour prendre un exemple, un enfant de cinq ans aura la même incidence sur le niveau de vie et la structure de consommation qu'il soit enfant unique ou dernier-né d'une famille de douze. Les besoins du n^{ème} enfant s'ajouteront aux besoins de tous les membres de la famille sans modifier ceux-ci. En réalité le phénomène que les anglo-saxons désignent sous le nom "d'économies d'échelles" est sensible chez les familles nombreuses, traduisant le fait que le coût unitaire d'un bien décroît en fonction des quantités de biens consommées, qu'il s'agisse de produits alimentaires, de "quantité" de logement ou d'équipement. Chaque type de personne ne peut être considéré indépendamment de la composition générale de la famille. D'un point de vue normatif il est logique de supposer que les besoins d'un individu d'un type donné sont les mêmes quelque soit ce contexte. D'un point de vue économique il est également logique de considérer que de deux ménages ayant le même revenu par unité de consommation, celui qui a le plus d'unité de consommation est celui qui a le niveau de vie le plus élevé ou que les coûts entraînés par la satisfaction d'un même besoin diminuent.

S.J. PRAIS et H.S. HOUTHAKKER ([6] ch. 10) ont fait un premier essai de mesure d'"économies d'échelle". Ils proposent la formulation suivante :

$$(1) \quad \frac{C_i}{n^{a_i}} = f_i \left(\frac{R}{n^{b_i}} \right)$$

On pourrait tout aussi bien considérer

$$\frac{C_i}{\left(\sum_t a_{it} n_t\right) \mathcal{G}_i} = f_i \left[\frac{R}{\left(\sum_t a_t n_t\right) \mathcal{G}} \right] \quad (2)$$

les besoins de chaque type de personne étant fixes, caractérisés par les coefficients a_{it} et a_t , les économies d'échelle portent sur l'ensemble du ménage.

Revenant à la première formulation, si deux ménages ayant respectivement n_1 et n_2 personnes ($n_1 > n_2$) ont le même revenu par ménage, $\frac{R_1}{n_1} = \frac{R_2}{n_2}$, le niveau de vie du premier $\frac{R_1}{n_1 \mathcal{G}_1}$ sera supérieur à celui du second $\frac{R_2}{n_2 \mathcal{G}_2}$ dans le rapport $\left(\frac{n_1}{n_2}\right)^{1-\mathcal{G}_1}$. L'expression $1 - \mathcal{G}_1$ caractérise les économies d'échelles-revenu, $1 - \mathcal{G}_i$ les économies d'échelles spécifiques. Ici encore l'estimation comporte des difficultés. Les paramètres \mathcal{G}_i et \mathcal{G} ne peuvent être estimés simultanément (cf. FORSYTH [3]).

La plupart des analyses de comportement négligent le problème des unités de consommation, d'une part, parce que les auteurs qui s'y sont essayés en ont tirés des conclusions assez peu encourageantes (ALLEN [1]), d'autre part, parce que dans les analyses portant sur des échantillons représentatifs le poids des familles nombreuses est très faible, les erreurs que l'on commet en utilisant des échelles médiocres n'ont pas

alors de conséquences graves si l'on ne s'intéresse pas à une analyse en profondeur du comportement. Ainsi on utilise presque toujours l'échelle suivante : 1er adulte = 1,0, autres adultes = 0,7, enfants de moins de 14 ans : 0,5. On ignore l'origine de cette échelle. Il est probable que son succès vient du fait qu'elle est la seule échelle simple qui définisse parfaitement le nombre de personnes dans un ménage : chaque valeur de l'échelle correspond à une seule combinaison possible des types de personnes à l'intérieur du ménage (1). On ne peut conserver de telles échelles si l'on s'intéresse à la comparaison du niveau de vie entre type de famille, ou si les échantillons dont on dispose comportent une forte proportion de familles nombreuses.

(1) Sauf cas très rares : exemple, la combinaison 4,5 peut être obtenue avec un adulte et sept enfants ou avec six adultes.

BIBLIOGRAPHIE

- [1] ALLEN R.G.D (1942) Expenditure patterns in families of different sizes studies in Mathematical Economics and Econometrics. Chicago University Press
- [2] BROWN J.AC. The consumption of food in relation to household composition and income. Econometrica vol.22 - n°4 - oct.1954 - p. 444 - 461.
- [3] FORSYTH F.G. The relationship between family size and family expenditure. University of Cambridge. Department of Applied Economics - 1961 -
- [4] NICHOLSON J.L. Variation in working class family expenditures. J.R.S.S. A. 1949 - partie IV p. 359.
- [5] PRAIS S.J. (1953) The estimation of equivalent adult scales from family budgets. The economic journal - déc. 1953 - vol. LXIII n° 252 - p. 791 - 810.
- [6] PRAIS S.J. & HOUTHAKKER H.S. 1955 The analysis of family budgets Cambridge University Press.
- [7] VORANGER J. (1956) 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 - avril-juin 1956 - p. 17 - 92.

ELEMENTS D'ANALYSE DE LA CONSOMMATION

CHAPITRE V

LA VARIABLE "EXPLICATIVE" DANS LES LOIS D'ENGEL,
REVENU OU DEPENSE TOTALE DE CONSOMMATION

LA VARIABLE "EXPLICATIVE" DANS LES LOIS D'ENGEL,
REVENU OU DEPENSE TOTALE DE CONSOMMATION

Ce terme "expliquer" appartient au vocabulaire statistique et le point de vue statistique est important ici. Une mise au point s'impose cependant, le niveau de vie n'est pas le seul facteur agissant sur la consommation, et son action n'est pas déterminante ou causale. Une fois assurée sa consommation de base l'individu répartit son budget, ses dépenses immédiates ou futures, selon ses préférences ou la façon dont il perçoit les sollicitations extérieures, sous la seule mais importante réserve que $R = C + E$. Son revenu est un moyen de satisfaire ses désirs plus qu'un facteur de consommation ; au-delà d'un certain seuil de revenu la structure de consommation de deux individus ayant les mêmes goûts et des revenus différents est probablement plus voisine que celle de deux individus de même revenu qui n'ont pas les mêmes goûts. Au niveau des groupes d'individus certaines régularités s'observent, une sorte de hiérarchie dans l'apparition des biens ou dans la proportion de certains types de dépenses lorsque le revenu augmente. Même si ces "lois" sont précises (ce qui est rarement le cas) la "part" ainsi "expliquée" par le revenu est le résultat d'influences multiples, la manifestation de prépondérances dans l'ordre des préférences, manifestation rendue possible par un accroissement du niveau de vie qui jouerait plutôt alors le rôle de variable témoin.

C'est à ces régularités auxquelles nous donnons le nom de "lois" que nous nous intéressons, sachant bien qu'elles n'ont certainement pas un caractère permanent. Un de nos objectifs est d'améliorer l'estimation de leurs paramètres, c'est un moyen d'approcher des mécanismes plus permanents s'ils existent, en outre les prévisions à moyen terme utilisant ces modèles seront plus satisfaisantes.

La plupart des études de comportement sont basées sur l'hypothèse que la consommation est une fonction du revenu. Malgré cela presque tous les auteurs ont exclu le revenu de leurs analyses du fait de la mauvaise qualité des données obtenues sur cette grandeur à partir d'enquêtes : dissimulation volontaire de certains types de ressources ou même de certaines activités. La dépense totale de consommation fut choisie pour estimer le revenu.

D'un point de vue économique, si l'on suppose que le consommateur planifie ses dépenses et son épargne sur une certaine période de temps de façon à régulariser son mode de vie en dépit d'accidents éventuels, si l'on suppose donc que l'individu a une certaine perception de ses possibilités, la variable explicative de la consommation ne sera ni le revenu, ni la dépense. Pour M. FRIEDMAN [2] c'est le revenu permanent, composante tendancielle des ressources du ménage ou revenu que le ménage considère comme "normal". Les ressources observées sur une période courte comptent des éléments "transitoires". Ces éléments affecteront davantage encore la dépense de consommation. En outre, les enquêtes de consommation et les enquêtes sur l'épargne sont malheureusement distinctes du fait des problèmes techniques différents qu'elles soulèvent et de la participation astreignante que chacune d'elle demande aux enquêtés.

D'un point de vue statistique le choix d'une variable explicative entachée d'erreurs conduira à des estimations biaisées des paramètres des lois de comportement; l'hypothèse fondamentale du modèle de régression ne sera pas vérifiée : le terme aléatoire u et la variable explicative X observée ne seront pas indépendantes. R. SUMMERS [4] a le premier mis en évidence le biais auquel on est conduit lorsqu'on estime le niveau de vie par la dépense totale et N. LIVIATAN [3] a proposé un estimateur sans biais et fourni une analyse détaillée de la nature de ce biais. Ce chapitre s'inspire directement de ces études. Il convient de souligner que ces auteurs critiquaient l'emploi de la dépense totale comme régresseur et ne s'intéressaient qu'aux

erreurs proprement dites sur cette variable sans faire d'hypothèse sur le rôle d'une composante permanente. Ils soulevaient un problème essentiellement d'ordre statistique. Leur critique peut s'étendre dans une certaine mesure à l'emploi des ressources telles qu'elles sont observées dans les enquêtes si l'on admet avec FRIEDMAN l'hypothèse que le facteur déterminant la consommation est le revenu permanent.

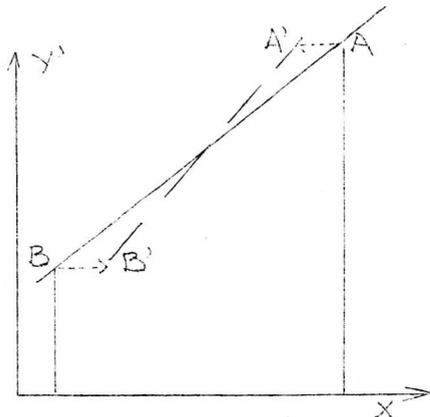
1 - Les erreurs d'observation sur les variables

Considérons le cas général où l'on suppose l'existence d'une relation

$$Y' = \alpha_1 X' + \alpha_2 + u'$$

entre deux variables Y' et X' .

- Supposons en premier lieu que l'on ne connaisse pas exactement mais une valeur approchée X' entachée d'une erreur ε indépendante de X' : $X = X' + \varepsilon$ la distribution de X sera plus étalée que celle de X' , $V(X) > V(X')$; les observations entachées d'erreurs positives fortes seront plus fréquentes pour les valeurs de X supérieures à la moyenne, ce sera le contraire pour les valeurs



situées au dessous. $\text{cov.}(X\varepsilon) = V(\varepsilon) > 0$. Les valeurs de X supérieures à la moyenne surestimeront celles de X' (du moins en moyenne), les valeurs inférieures les sous-estimeront.

Les estimations porteront sur les observations, (couple de valeurs telles que AB), les vraies valeurs étant A' et B' . Le paramètre α sera sous-estimé

comme l'indique le schéma ci-contre ou comme l'indique les expressions ci-après.

L'estimateur $\hat{a} = \frac{\sum y'x}{\sum x^2}$ a pour limite en probabilité

$$a = \frac{\text{cov.}(Y'X)}{V(X)} = \frac{\text{cov.}(X'Y') + \text{cov.}(Y'\varepsilon)}{V(X)} = \frac{\text{cov.}(X'Y')}{V(X)}$$

ou, en désignant par P_x la proportion de la variance de X' dans la variance de la variable observée X .

$$a = \alpha P_x < \alpha \quad (1)$$

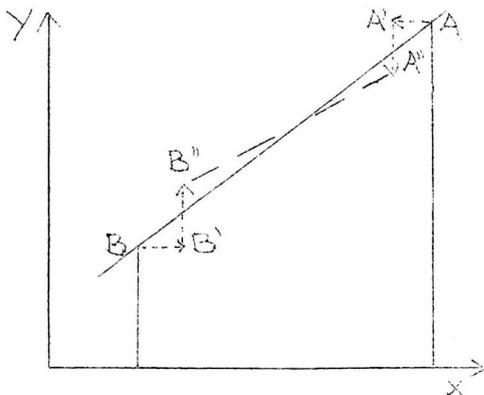
- Supposons maintenant que Y' soit également inconnu de façon précise, mais qu'on connaisse à la place la valeur entachée d'erreurs $Y = Y' + \eta$, l'erreur y ne dépendant pas de Y' . Il n'y aurait rien de changé au cas précédent si l'erreur η était indépendante de l'erreur ε . Supposons qu'il n'en soit pas ainsi. A de grandes valeurs de X correspondront en moyenne à la fois de fortes valeurs pour ε , comme précédemment, et de fortes valeurs pour η , ce sera l'inverse pour les valeurs de X inférieures à la moyenne. Les ajustements porteront sur des valeurs telles que A et B au lieu des valeurs réelles A'' et B'' . On ne peut prévoir le sens du biais. Le schéma suggère que ce sens dépendra de l'importance relative des erreurs ε et η . En effet l'estimateur

l'estimateur

$$\hat{a} = \frac{\sum yx}{\sum x^2}$$

a pour limite en probabilité

$$a = \frac{\text{cov.}(Y X)}{V(X)} = \frac{\text{cov.}(Y'X') + \text{cov.}(\varepsilon, \eta)}{V(X)}$$



$$= \alpha P_x + \frac{\text{cov.}(\varepsilon, \eta)}{v(\varepsilon)} \frac{V(\varepsilon)}{V(X)}$$

en désignant par β la limite du coefficient de régression de η sur ε

$$a = \alpha P_x + \beta (1 - P_x) \quad (2)$$

on en tire

$$a - \alpha = (1 - P_x) (\beta - \alpha)$$

Le sens du biais dépend donc du signe de la différence $\beta - \alpha$. On peut seulement s'attendre à ce que des erreurs importantes sur Y , très fortement corrélées aux erreurs sur X entraînent une surestimation du paramètre à l'inverse du cas précédent.

2 - La nature des variables ressortant d'enquête

Les montants enregistrés au cours d'enquête sont essentiellement des flux monétaires, sommes versées ou reçues au cours d'une période fixée, le plus souvent l'année.

- La dépense C relative à un bien spécifique ou à un ensemble de biens ou services (par exemple un ensemble de biens ou services concourant à une même fonction : dépenses d'habillement, dépenses d'éducation...) sera l'ensemble des sommes versées qu'il s'agisse d'achats au comptant ou de paiement de traites ou remboursement de dettes contractées pour ces biens. La dépense observée C peut différer de la dépense "normale" du ménage considéré C' , de sa tendance.

L'écart η entre C et C' comporte lui-même deux éléments distincts : les erreurs de mesure et les écarts aléatoires. Il s'agit dans le premier cas de la différence entre la dépense enregistrée et la dépense réellement effectuée dans la période, erreur d'observation pure et simple : oublis, erreur de date, erreur de prix, dissimulations éventuelles. Le second élément de η , le plus intéressant, est la différence entre les dépenses réellement effectuées dans la période et les dépenses que le ménage considère habituellement comme normales. Ces écarts aléatoires peuvent être dûs à des circonstances exceptionnelles dans l'année de l'enquête : maladie, présence d'invités, rentrées d'argent inattendues...; ils peuvent être dus à la nature du bien considéré : certains achats de montant élevé effectués au cours de l'enquête auront été prévus dans une période antérieure au cours de laquelle le ménage aura épargné le montant nécessaire ou inversement le ménage aura épargné au cours de la période d'enquête en vue d'un achat fait ultérieurement et qui ne sera donc pas enregistré.

- L'erreur ξ affectant la dépense totale D , sera la somme de ces erreurs η pour tous les postes de dépenses. Elle comportera donc deux éléments : l'erreur de mesure et l'erreur aléatoire. Cette dernière représentant les sommes déboursées pendant la période mais économisées avant, ou les sommes économisées pendant, en vue des achats ultérieurs. On comprend que dans le premier cas le niveau de vie reflété par la dépense totale observée D surestimera le niveau de vie habituel du ménage, dans le second cas le niveau de vie sera sous-estimé. On peut évidemment concevoir que certaines dépenses importantes aient entraîné des privations sur d'autres postes et il est probable que les écarts aléatoires spécifiques (écart aléatoire dans η) qui ne bénéficient pas de ces compensations seront beaucoup plus accusés que les écarts aléatoires dans ξ .

- Quant au revenu R' , il est lui aussi estimé par une grandeur entachée d'erreurs $R = R' + \mu$. Les erreurs de mesure comportent dans ce cas une part de sous-estimation volontaire importante. A titre d'exemple le revenu moyen par ménage déclaré au cours de l'enquête de 1956 [5] s'élevait à 6.351 francs, la dépense totale (non compris autoconsommation et auto-fourniture) à 7.474 francs; or ce dernier chiffre est sous-estimé d'environ 20 % d'après les données de la Comptabilité Nationale [1] p. 8. L'erreur aléatoire est faite d'éléments accidentels : gains à la loterie, dons, héritages, remboursement d'assurances, travail exceptionnel d'une personne du ménage habituellement inactive ; et d'éléments conjoncturels : bonne ou mauvaise marche des affaires, possibilités d'heures supplémentaires, bonne ou mauvaise récolte pour les exploitants agricoles... Il devrait être plus aisé d'isoler l'écart aléatoire des ressources que celui des dépenses, car il a une définition plus précise. Mais l'enregistrement de ressources pose déjà assez de difficulté du fait des réticences pour que le statisticien hésite à trop s'étendre sur ces questions en dépit de leur intérêt majeur. La sous-estimation du revenu dans les enquêtes nous semble provenir autant d'une sous-estimation des gains que de l'omission volontaire de certains types de ressources et spécialement les ressources de nature exceptionnelle : travail à façon, travail de personnes "non actives". Cette remarque ne provient pas d'analyses particulières des différentes composantes des ressources (le peu d'attrait pour ces études provenant sans doute de la suspicion qui pèse sur les chiffres et c'est probablement dommage) mais des réflexions des enquêteurs assez unanimes sur ce point. Cela voudrait dire que le revenu observé est plus proche du revenu de tendance que le revenu réel, du moins si l'on s'intéresse à la comparaison d'un ménage à l'autre puisqu'il faut tenir compte de la sous-estimation.

Les procédés d'analyse reposant sur la comparaison de plusieurs ménages, on comprend la nécessité de se rapprocher des dépenses normales. Deux ménages de même dépense totale ne peuvent être considérés comme ayant le même niveau de vie si la dépense totale de l'un a été financée par une diminution de ses actifs. En ce sens la dépense totale normale D' - et non pas D - semblerait un bon indicateur du niveau de vie des ménages, avec une réserve cependant : la dépense normale n'inclut pas l'épargne financière (actifs liquides, placements) ; elle inclut la part non aléatoire des investissements immobiliers. L'épargne nous semble devoir être considérée comme les différents postes de consommation et est à ce titre un élément du niveau de vie.

Si les actifs financiers du ménage pouvaient être considérés comme servant à amortir les aléas des ressources, la dépense totale observée D pourrait elle-même être considérée comme un bon indicateur du niveau de vie, meilleur que les ressources R observées : les prélèvements sur les réserves servant à combler les différences entre les ressources d'une "mauvaise année" et les ressources normales. Mais la part des biens d'équipement étant de plus en plus importante dans le budget, et les erreurs sur les dépenses les concernant étant essentiellement aléatoires, il n'est pas improbable que les actifs financiers servent davantage à ces types d'achats qu'à un nivellement de la dépense totale. Le succès du crédit d'équipement même dans les familles modestes incline à penser que lorsque l'épargne devient possible, il s'agit moins de "réserves en cas de coup dur" que de sommes mises de côté en vue d'un achat particulier (1).

(1) Dans l'enquête UNCAF, sur 508 ménages épargnant (45 % de l'ensemble), 166 épargnent dans le seul but de se constituer une réserve pour les imprévus et 11 en pensant uniquement à l'avenir des enfants ou à leurs vieux jours.

On pourrait toujours envisager de ne retenir que les dépenses courantes comme mesure du niveau de vie, mais outre que cette définition est arbitraire, on ne peut pas considérer comme ayant même niveau de vie deux individus ayant même dépense courante, si leurs dépenses "transitoires" ou leurs actifs financiers diffèrent.

3 - La nature du biais obtenue selon que l'on prend le revenu ou la dépense totale comme régresseur.

Examinons maintenant, compte tenu des résultats du paragraphe 1, ce qu'il advient des estimations obtenues en prenant soit D, soit R comme régresseur.

Dans le premier cas on est amené à estimer les paramètres du modèle $C' = \alpha_1 D' + \alpha_2 + u'$ à l'aide des variables entachées d'erreurs $C = C' + \eta$ et $D = D' + \varepsilon$, erreurs au sens du paragraphe 2. D'après (2) la limite en probabilité du paramètre \hat{a} estimé sera

$$\hat{a} = \alpha_1 P_D + \beta (1 - P_D)$$

P_D étant la part de la variance de la dépense totale normale dans la variance de D, β le coefficient de régression de l'erreur sur C par rapport à l'erreur sur D. Dans le cas où C concerne une dépense stable, (alimentation, loyer, entretien...), la part des erreurs de mesure dans η sera prépondérante par rapport aux écarts aléatoires. Ces erreurs de mesure concernant les différents types de dépenses sont indépendantes, de telle sorte que β sera voisin de $\frac{V(\eta)}{V(\varepsilon)}$ et faible. On peut s'attendre à ce que β soit inférieur à α_1 et donc à ce que le paramètre \hat{a} sous-estime le paramètre cherché α_1 .

Dans le cas des dépenses d'équipement ou de dépense de caractère exceptionnel, les erreurs de mesure dans l'erreur η seront faibles par rapport aux écarts aléatoires. Si ces aléas ne sont pas entièrement compensés par les actifs financiers, des compensations s'exerceront entre les différents types de dépense. Le terme β pourra devenir assez grand et on peut s'attendre à une surestimation du coefficient α .

Si au lieu de la dépense totale on prend le revenu comme estimateur du niveau de vie, c'est-à-dire que l'on cherche à estimer les paramètres de l'équation

$$C' = \gamma_1 R' + \gamma_2 + \nu'$$

avec les variables observées C et $R = R' + \mu$, on obtiendra encore un estimateur biaisé de même forme que précédemment. Toutefois μ n'est plus ici la somme des erreurs η affectant chacune des dépenses. S'il s'agissait d'erreurs de mesure il n'y aurait aucune raison de supposer que ces erreurs soient corrélées avec les erreurs η . Dans ce cas le biais serait celui de la formule (1). L'estimateur \hat{C}_1 de γ_1 aurait pour limite $\gamma_1 P_R$. Il ne s'agit pas seulement d'erreurs de mesure mais d'erreurs aléatoires, de part "transitoire". FRIEDMAN fait l'hypothèse que les parts transitoires des dépenses et du revenu sont indépendantes ce qui est probablement exagéré quand on considère une période longue. Sa définition de l'élément transitoire est aussi plus restrictive que celle que nous envisageons qui comporte en fait tous les achats de biens indivisibles et tous les versements importants ayant nécessité un recours à l'épargne. On peut supposer alors que sur une période relativement courte ces débours sont mieux corrélés avec les actifs liquides qu'avec l'élément aléatoire des ressources, ce dernier étant en outre sous-estimé davantage que les ressources courantes.

Nous supposons donc aussi que $\text{cov.}(\mu, \eta) = 0$. L'estimateur C_1 est donc systématiquement inférieur à γ_1 . L'avantage de R sur B comme estimateur du niveau de vie est de respecter l'ordre des différents biens ou services composant le budget en ce qui concerne le coefficient γ_1 ou l'élasticité par rapport au revenu si les variables étaient transformées en leur logarithme. On peut remarquer également que cet ordre est respecté en ce qui concerne les corrélations :

$$\rho(C, R) = \frac{\text{cov.}(C, R)}{\sqrt{[V(C) V(R)]}} = \frac{\text{cov.}(C', R')}{\sqrt{[V(C) V(R)]}}$$

$$\rho(C, R) = \rho(C', R') \sqrt{P_C P_R}$$

si l'on fait l'hypothèse que $\text{cov.}(\mu, \eta) = 0$ (1).

4 - La méthode de la variable instrumentale

De ce qui précède résulte que ni la dépense totale, ni le revenu observé ne fourniront des estimations correctes des paramètres α_1 ou γ_1 .

N. LIVIATAN [3] propose d'utiliser la méthode classique de la variable instrumentale pour obtenir une estimation sans biais de α_1 . Cette méthode consiste à choisir une variable Z qui peut être quelconque si l'on ne cherche qu'à éliminer le biais, à condition qu'elle ne soit corrélée ni avec C, ni avec D. Le paramètre α_1 de la relation $C = \alpha_1 D + \alpha_2$ pourra être

(1) Alors que dans le cas de la dépense totale on ne peut rien dire quant à la surestimation ou la sous-estimation de la corrélation selon les divers types de dépenses.

estimé par $\hat{a}^* = \frac{\sum CZ}{\sum dz}$ dont la limite est

$$a^* = \frac{\text{cov. } C Z}{\text{cov. } D Z} = \frac{\text{cov. } (C' Z)}{\text{cov. } (D' Z)} = \frac{\text{cov. } (\alpha_1 D' + \alpha_2) Z}{\text{cov. } (D' Z)} = \alpha_1$$

Le procédé n'est efficace que si l'on dispose d'une variable instrumentale bien corrélée avec D car la variance de \hat{a}^* a pour limite $V(\hat{a}^*) = V(\hat{a}) \times 1/\rho^2(D, R)$.

La variable Z proposée par N. LIVIATAN est le revenu observé Y. Comme il ne suppose que l'existence d'erreurs de mesure, l'erreur sur Y n'a aucune raison d'être corrélée soit avec l'erreur sur X, soit avec l'erreur sur D. En conséquence l'expression $\frac{\text{cov. CR}}{\text{cov. DR}}$ est un estimateur sans biais de α_1 .

Nous avons donc ainsi deux estimations du paramètre α_1 , l'une est biaisée :

$$\hat{a} = \frac{\sum cd}{\sum d^2}$$

l'autre est une estimation correcte

$$\hat{a}^* = \frac{\sum cr}{\sum dr}$$

en admettant que $\text{cov}(\mu, \eta) = 0$, $\text{cov}(\mu, \varepsilon) = 0$. Cette hypothèse est vérifiée en particulier si les termes ε , η et μ ne comportent que des erreurs de mesure. Nous l'avons admise également dans le cas d'erreurs aléatoires. On remarquera que le coefficient \hat{a} peut s'interpréter comme le quotient de deux paramètres biaisés $\frac{\sum cr / \sum r^2}{\sum dr / \sum r^2}$ mais ayant le même biais P_R .

On peut calculer les deux estimations et les comparer. C'est ce qui a été fait. Les résultats sont illustrés par le Graphique I. On ne disposait pour cela que d'une décomposition de dépense totale en quatre groupes. Heureusement cette décomposition s'intéressait précisément à la nature des erreurs sur les variables (1) : les dépenses alimentaires sont sujettes à des erreurs de mesure plus qu'à des erreurs aléatoires, mais erreurs importantes du fait qu'il s'agit de relevés de comptes sur une période d'une semaine seulement ; les dépenses permanentes comportent de faibles erreurs et des erreurs de mesure seulement ; les dépenses courantes comportent des erreurs des deux sortes mais peu importantes ; enfin dans les dépenses exceptionnelles la part des erreurs aléatoires est prépondérante par rapport aux erreurs de mesure. Les calculs ont été faits sur des groupes de ménages homogènes selon la profession et la composition de la famille. Dans le cas des dépenses permanentes la sous-estimation est assez nette, la plupart des coefficients non biaisés sont supérieurs aux autres, il est probable qu'on se rapproche du cas de la formule (1). C'est l'inverse pour les dépenses exceptionnelles, les coefficients $\hat{\alpha}$ surestiment α_1 . On est dans le cas de la formule (2) où β est supérieur à α . On ne peut rien conclure pour les dépenses alimentaires et les dépenses courantes.

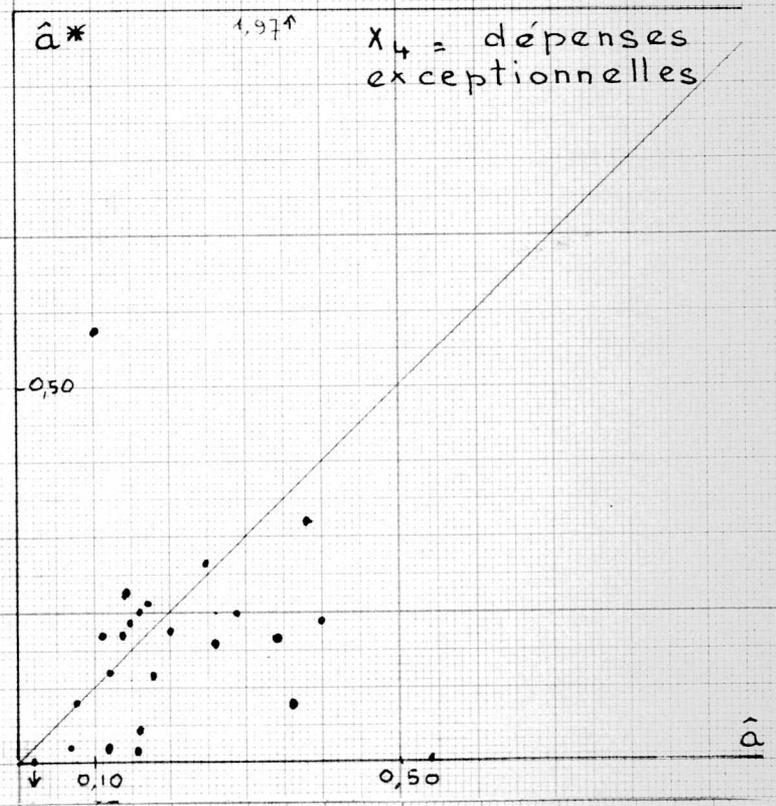
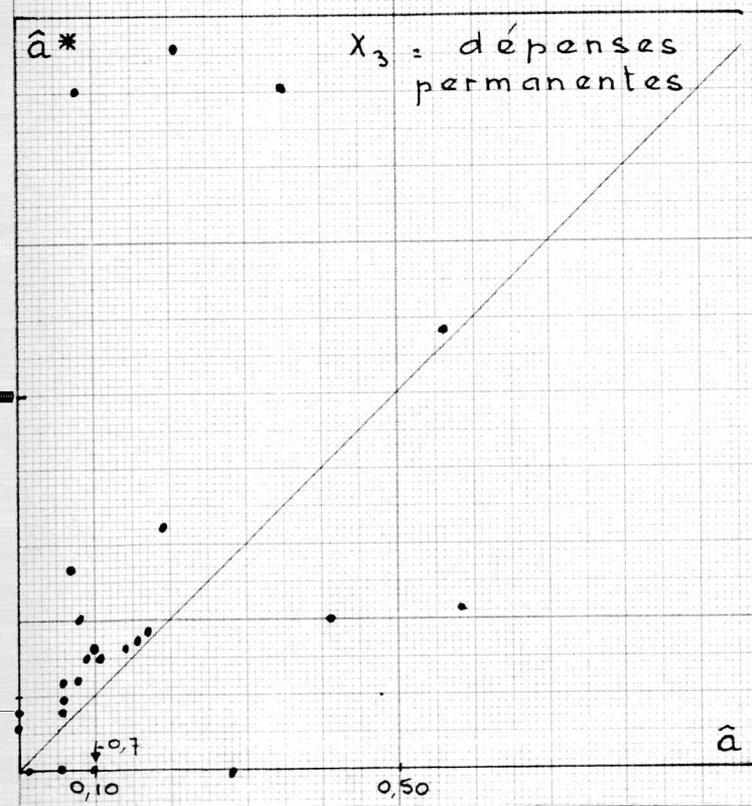
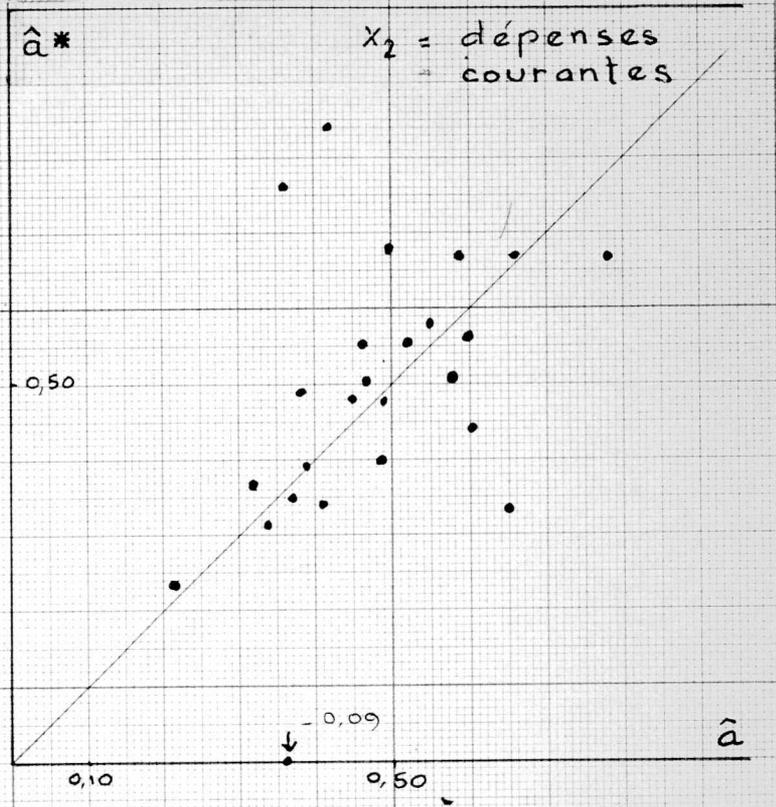
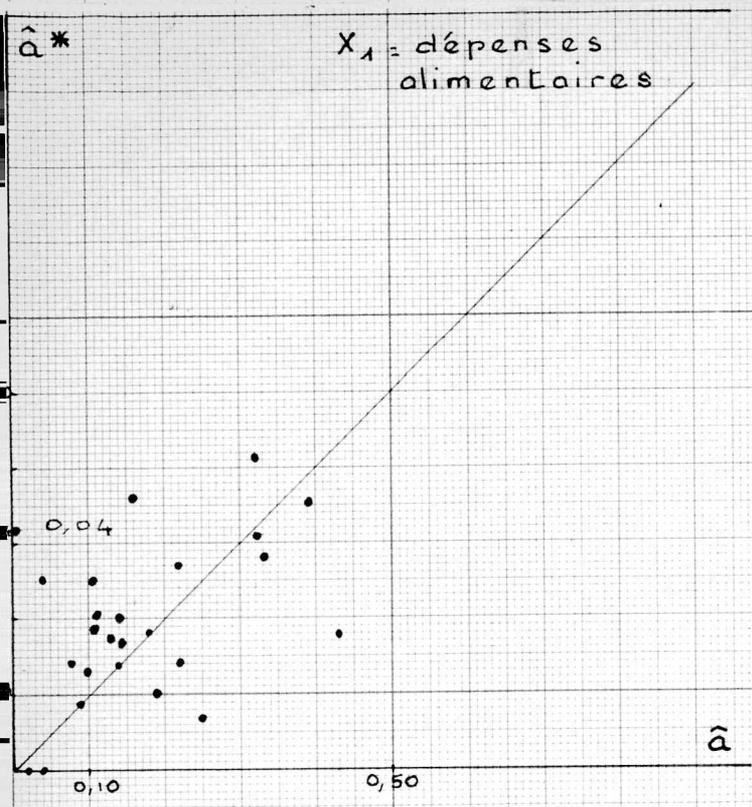
N. LIVIATAN [3] p. 342 à 345 donne des résultats beaucoup plus détaillés provenant de deux types de sources : les résultats analysés par J.S PRAIS et H.S HOUTHAKKER (réf. [15] du chapitre III) au Royaume-Uni, et les résultats d'enquête faite en Israël.

Dans le premier cas il obtient une sous-estimation des coefficients concernant l'alimentation (- 15 %, en moyenne pour chaque groupe de produits), les loyers (- 31 %) ; les produits d'énergie et les boissons et stimulants (- 9 %). La surestimation ne concerne que les biens durables (+ 6,6 %) et l'habillement (+ 7,8 %). Les

(1) On a utilisé la décomposition étudiée par M. GUILLOT, référence [8] du chapitre III.

COMPARAISON DES ESTIMATEURS OBTENUS PAR LA METHODE CLASSIQUE ET PAR LA METHODE DE LA VARIABLE INSTRUMENTALE

Source: enquête 1956, échantillon de 900 ménages



1. Méthode de la variable instrumentale $\hat{a}^* = \frac{\text{cov.}(X_i, R)}{\text{cov.}(D, R)}$ R - Revenu, D - Dép. totale

2. Ajustement classique $\hat{a} = \frac{\text{cov.}(X_i, D)}{V(D)}$

* Chaque point concerne un groupe de ménages de même profession et de même composition. L'échantillon a été subdivisé en 30 groupes (5 catég. socio-profession. x 6 cat. de revenus) et les groupes comportent moins de dix ménages.

données israéliennes fournissent des résultats un peu différents sauf en ce qui concerne les biens durables le biais reste un biais par excès et il est beaucoup plus prononcé lorsque l'analyse est faite sur données individuelles (+ 161,8 %). En dehors de ce cas il semble que l'on ne puisse pas se prononcer définitivement sur le sens du biais selon les produits.

L'indépendance de λ et de ε et η fournit un moyen d'obtenir un estimateur sans biais de α_1 , c'est-à-dire du coefficient de régression de la consommation par rapport à la dépense totale, dont la variance ne sera pas trop importante par rapport à celle de l'estimateur biaisé. Remarquons que nous n'avons pas de coefficient convenable pour estimer γ_1 , autrement dit pour estimer les paramètres du revenu lui-même (1). Ceci est fâcheux si comme il est probable le revenu est un meilleur estimateur du niveau de vie que la dépense totale. Ce dernier point a été étudié par J.S CRAMER [1] qui, moyennant certaines hypothèses, conclut à une meilleure corrélation entre niveau de vie et revenu qu'entre niveau de vie et dépenses.

(1) le seul résultat positif est que les coefficients $\hat{\sigma}$ respecteront l'ordre des produits, ainsi que la corrélation $\rho(C, R)$.

BIBLIOGRAPHIE

- [1] CRAMER J.S (1962) L'écart entre revenus et dépenses et la dispersion des dépenses dans une enquête sur les budgets familiaux.
Consommation n° 4 - 1962.
- [2] FRIEDMAN M. (1957) A theory of the consumption function.
Princeton University Press.
- [3] LIVIATAN N. (1961) Errors in variables and Engel curve analysis.
Econometrica - vol.29, n° 3 - 1961 - p.336.
- [4] SUMMERS R. (1959) A note in least squares bias in household expenditure analysis.
Econometrica - vol.27 - 1959 - p.121.
- [5] (1960) La consommation des ménages français en 1956.
Consommation N° 2-3 - Avril - Septembre 1960.
-

ELEMENTS D'ANALYSE DE LA CONSOMMATION

CHAPITRE VI

SOURCES DE VARIATIONS DE LA CONSOMMATION

SOURCES DE VARIATIONS DE LA CONSOMMATION

Les consommateurs ne répartissent pas leurs ressources de la même façon entre les différents types de consommation. Une première analyse montre que les structures budgétaires varient selon le niveau du revenu : proportion plus forte des consommations de base lorsque les ressources sont faibles, proportion croissant avec le revenu des dépenses liées à l'amélioration du bien-être, aux distractions et à la culture. Un examen plus attentif montre que des individus ayant les mêmes ressources ont des comportements qui diffèrent non pas aléatoirement mais systématiquement selon certaines caractéristiques ; soit que d'autres variables économiques influencent leur décision (conditions du marché local, patrimoine ou stock....), soit qu'ils appartiennent à des groupes sociaux ou à des types d'individus auxquels sont liés des habitudes de comportement ou des modes de vie.

La recherche des facteurs pouvant infléchir le comportement est une étape essentielle de l'analyse de la consommation. Elle est indispensable pour une meilleure explication des variations individuelles, visant à des modèles plus précis décrivant aussi fidèlement et complètement que possible les mécanismes du comportement et s'approchant davantage de leurs éléments les plus stables. Elle est nécessaire également pour mieux situer l'influence du revenu lui-même ; si le résidu u du modèle $C = f(R) + u$ incorpore des variables qui ne sont pas toutes indépendantes du revenu, les estimations seront biaisées et donneront une idée fautive du rôle du revenu. Enfin les facteurs en cause ont une évolution propre entraînant une modification dans le temps de l'ensemble des consommateurs (par exemple accroissement de la population urbaine, modification des

structures par âge, accroissement de la proportion des salariés ou du climat économique...). Si ces facteurs ne sont pas pris en compte dans les analyses, les lois de comportement ne seront pas comparables d'une époque à l'autre. On considérera comme une évolution du comportement ce qui serait imputable à ces modifications de structure. Toute interprétation correcte devient impossible.

1 - Les facteurs quantitatifs autres que le revenu pouvant influencer le comportement.

Nous en avons vu un exemple au chapitre IV, le nombre et l'âge des individus composant le ménage. Ces variables jouent un rôle fondamental ; dans le cas des consommations de base (certains produits alimentaires), les variations qu'elles entraînent, dépassent celles qu'expliquent les différences de ressources.

Cet exemple mis à part, on trouve peu d'analyses de budgets familiaux incluant d'autres variables explicatives que le revenu, c'est-à-dire, utilisant des modèles de la forme $C = \alpha R + \beta X + \gamma \dots$ alors que de telles analyses sont fréquentes à partir de séries temporelles où l'on essaie d'expliquer par exemple l'évolution de la consommation de boeuf en fonction du revenu, du prix du boeuf et du prix des produits substitués du boeuf.

Dans le domaine des prix, les études faites ont été rares faute de sources. Il y a peu d'enquête où l'on ait demandé l'enregistrement simultané des quantités consommées et des dépenses effectuées : cependant l'analyse des prix qui en résultent pourrait être fort intéressante. Ces prix ont une double interprétation : d'une part ils reflètent les prix pratiqués sur un marché donné à une certaine période et dépendent ainsi de l'offre. Les différences de prix moyens entre

région ou entre villes sont de cette nature. Elles peuvent permettre d'interpréter des variations régionales de consommation et d'améliorer ainsi l'explication du comportement. D'autre part ces prix dépendent des qualités consommées par chaque ménage et peuvent donc varier beaucoup à l'intérieur d'une même localité. Ces différences sont souvent liées au revenu c'est ce qu'on appelle "l'effet qualité" et peuvent varier en fonction inverse des quantités consommées, ce phénomène s'accompagnant alors de substitution entre produits.

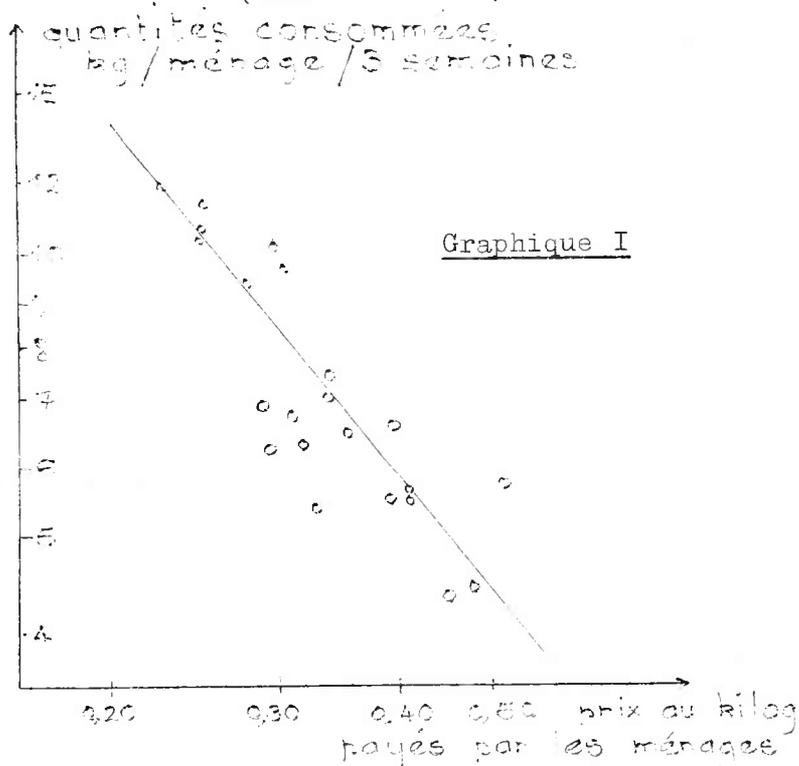
Les différences régionales de prix sont souvent importantes et devraient être prises en compte dans les analyses de comportement.

Le graphique I en donne un exemple pour un produit, les pommes de terre.

CONSUMMATION DE POMMES DE TERRE

QUANTITES ET PRIX OBSERVES

(dans 22 villes)



Graphique I

Source: Enquête UNCAF (mois d'octobre et novembre 1962).

Les prix varient du simple au double (entre le Nord et le Midi) et les quantités semblent varier systématiquement en sens inverse. On serait tenté d'interpréter ces variations comme celles résultant d'une loi de demande ce qui serait certainement une erreur, l'influence d'habitudes régionales pouvant s'ajouter aux différences de prix. En revanche, les variations quantité-prix à l'intérieur de cellules homogènes (ménages de même région et de même niveau de vie) pourraient avoir un sens comme lois de demande statiques (1). Le problème est alors un problème de mesure (les données sur les quantités étant plus médiocres et plus partielles que celles

(1) On a tenté une estimation de l'élasticité-prix au sens classique pour la consommation de pommes de terre en supposant que le revenu n'avait aucun rôle. L'élasticité e était estimée à partir du modèle

$$\text{Log } Q_{ij} = e \text{ Log } P_{ij} + a_j + \varepsilon_{ij}$$

i désignant le ménage à l'intérieur de la ville j (37 villes). L'élasticité e est supposée indépendante de la ville ; au contraire la constante a_j absorbe les différences régionales.

qui concernent les dépenses), et un problème de dimension d'échantillon.

Une variable quantitative fréquemment introduite dans les analyses de comportement est le patrimoine ou les stocks de biens durables. Les enquêtes de consommation renseignent mal généralement sur ces grandeurs et il s'agit le plus souvent d'analyses du comportement en matière d'épargne, basées sur des enquêtes spéciales sur l'épargne qui, elles, renseignent sur la richesse.

Pour que de tels modèles aient un intérêt quelconque il faut que l'amélioration de la précision soit visible et que les variables explicatives ne soient pas en corrélation trop étroite. Ce problème de multi-collinéarité se pose fréquemment, le revenu étant généralement corrélé avec les autres variables retenues (spécialement s'il s'agit de patrimoine). Une méthode a été imaginée par R. FRISCH pour apprécier l'utilité de variables supplémentaires introduites. Nous ne l'exposons pas ici (1). Elle illustre très bien l'influence des variables entre elles ; elle est à la fois suggestive et d'interprétation simple mais nécessite des calculs très lourds (2), et le jugement qu'elle requiert est subjectif.

2 - Les facteurs qualitatifs du comportement

Ce sont les plus nombreux. En voici quelques exemples : chez les ouvriers, la dépense alimentaire est plus forte que chez les professions libérales et les cadres de même revenu, la dépense d'habillement est beaucoup plus faible. La structure des consommations alimentaires est très différente lorsqu'on passe des communes rurales et des petites villes aux grandes agglomérations. Pour un même niveau de revenu les dépenses de viandes, de fruits, de légumes et de fromages augmentent, celles de céréales, de corps gras et d'épicerie diminuent. Enfin, les études socio-

(1) On pourra consulter E. MALINVAUD référence [13] du chapitre III, pages 34 et suivantes.

(2) Calcul des 2^{n-2} mineurs du déterminant des coefficients de corrélation, deux à deux, des n variables considérées.

psychologiques permettant, du moins nous l'espérons, de grouper les ménages selon certains caractères communs, des ressemblances dans leurs attitudes devant certains problèmes (épargne, avenir...) ou certains choix.

Ces facteurs ne peuvent être incorporés directement au modèle. Il s'agit par exemple de facteurs sociologiques comme la profession, le type d'habitat dont on ne peut étudier l'influence que par comparaison. On subdivise l'ensemble des ménages en autant de groupes que de catégories retenues et on compare à l'aide de tests statistiques les estimations des paramètres des lois de comportement obtenues dans chaque groupe.

Dans le cas du modèle linéaire la comparaison utilise la méthode de covariance dont nous ne donnerons ici que le schéma :

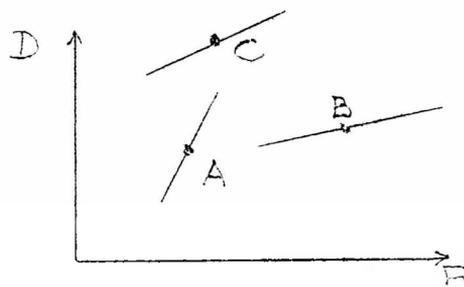
Supposons que l'ensemble des ménages constituant une population ait un comportement décrit par le modèle

$$D = aR + b + \epsilon$$

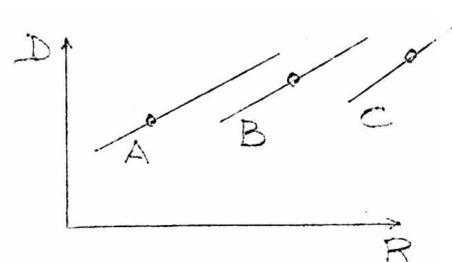
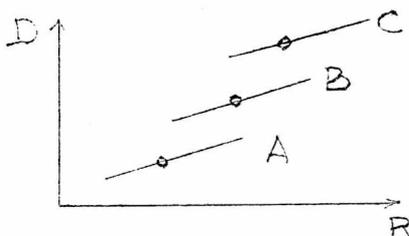
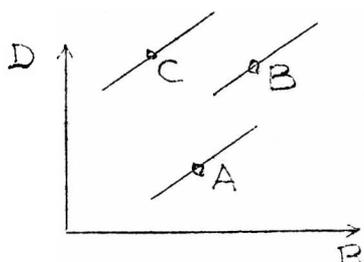
la population pouvant se subdiviser en trois sous-groupes selon, par exemple, la profession : salariés, agriculteurs, autres indépendants.

Il peut y avoir des différences de comportement entre ces catégories, chaque catégorie se caractérisant par une valeur distincte des paramètres a ou b . On peut se trouver dans l'un des cas suivants :

- Les paramètres a et b sont distincts. Il y a hétérogénéité complète entre les trois groupes de ménages. Les estimations devront être faites séparément.



- Le paramètre a n'est pas significativement différent entre les groupes, mais b l'est. On est dans l'un des trois cas des figures ci-dessous :



La position moyenne est quelconque (premier cas) ou les moyennes sont alignées (deuxième et troisième cas). Dans le second cas il se produit un décalage vers le haut, une analyse globale aurait surestimé les paramètres, c'est l'inverse pour le troisième cas ; ces deux éventualités peuvent être intéressantes si la classification selon le critère d'hétérogénéité étudié implique un certain ordre lié au revenu, la catégorie de communes selon le nombre d'habitants par exemple. Ces deux derniers cas et non le premier entraîneront un biais. Cependant ce n'est pas uniquement aux biais que nous nous intéressons mais à la connaissance du comportement. La première éventualité a autant d'intérêt de ce point de vue et fait ressortir le vrai rôle de la variable explicative.

- Enfin, il peut y avoir homogénéité complète, les trois droites étant confondues, les paramètres a et b n'étant pas significativement différents.

Les premières mesures de l'influence du revenu sur la consommation effectuées à partir des résultats de l'enquête de 1956 sur les budgets familiaux portaient sur l'ensemble de la population non agricole (1), population très hétérogène puisqu'elle rassemblait toutes les catégories socio-professionnelles à l'exception des exploitants et salariés agricoles, tous les types d'habitat : communes rurales, petites et grandes villes, toutes les régions, etc... Des analyses un peu plus fines ont été effectuées par la suite (2) qui nous fourniront quelques exemples illustrant l'influence d'autres facteurs que le revenu dans le comportement des consommateurs.

moins d'espace

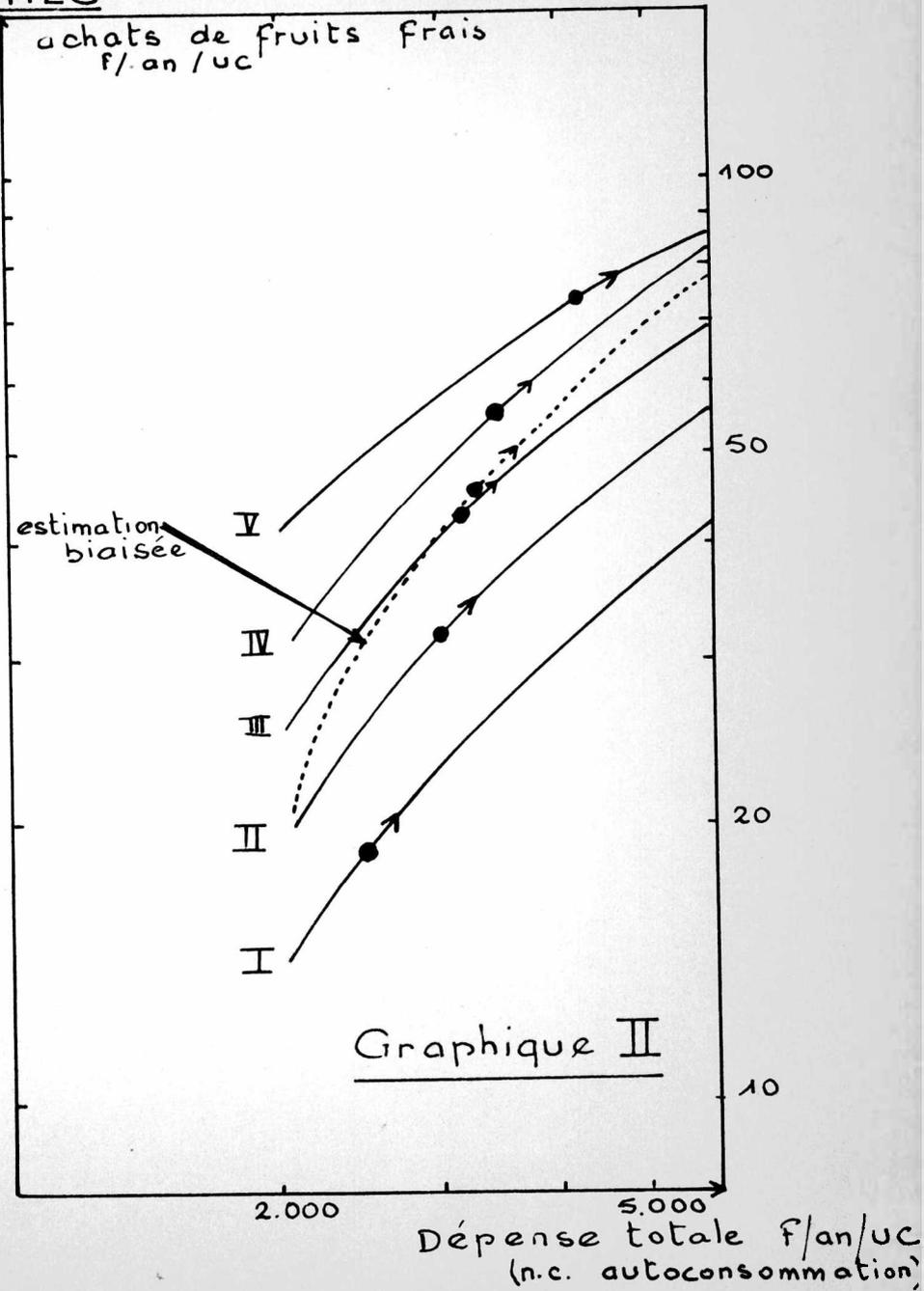
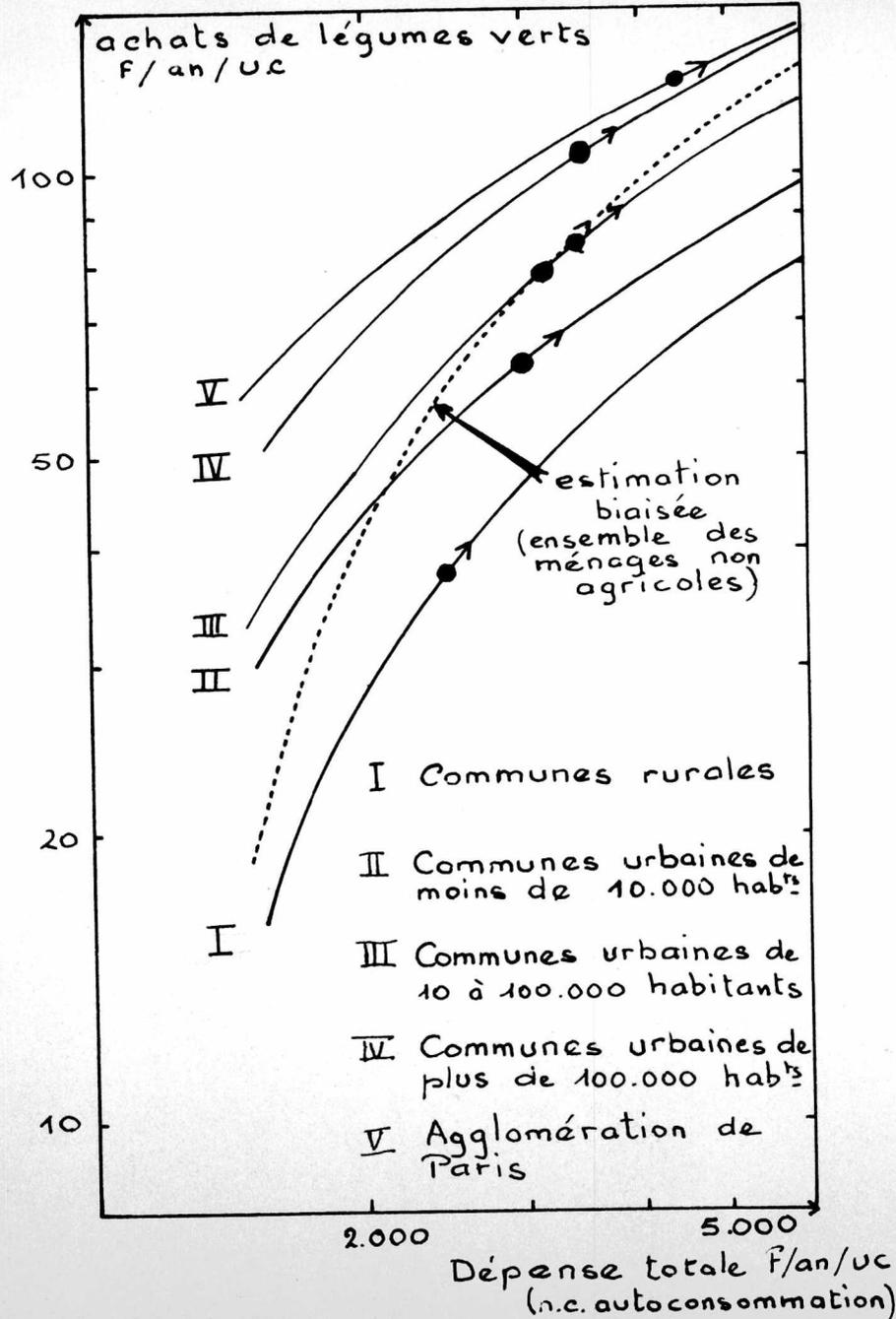
Les différences de comportement selon la catégorie de communes de résidence

Les différences de comportement liées à l'urbanisation sont certainement les plus marquantes. On avait choisi cinq catégories de communes : les communes rurales, les agglomérations de moins de 10.000 habitants, de 10.000 à 100.000 habitants, de plus de 100.000 habitants et Paris. Cette classification représente un certain ordre, la variable étudiée n'est pas strictement qualitative, de telle sorte que les différences de comportement observées présentent une certaine continuité et sont plus intéressantes à interpréter. Les différences les plus importantes entre catégories de communes concernent les achats alimentaires et plus spécialement ceux de fruits et légumes. Le Graphique II (page 111) est frappant à cet égard : on avait choisi le modèle semi-logarithmique exprimant la dépense spécifique

(1) Niveau de vie et consommation de la population non agricole. Consommation - n° 3 - 1959.

(2) Consommation et niveau de vie de quelques groupes sociaux. Consommation - n° 2 - 1961.

DIFFERENCES DE COMPORTEMENT ENTRE CATEGORIES DE COMMUNES



Source : enquête sur les budgets familiaux (1956) - Consommation n°4 - 1959 p. 55

en fonction de la dépense totale par unité de consommation (U.C)
par la relation :

$$\frac{C_i}{UC} = a \text{ Log} \left(\frac{D}{UC} \right) + b$$

Le graphique II présente les ajustements obtenus en coordonnées logarithmiques (la pente des courbes en chaque point figurant ainsi l'élasticité par rapport à la dépense totale). La courbe en pointillé est l'ajustement obtenu sur l'ensemble des 17.000 ménages sans considération d'une influence possible de l'habitat (premières analyses faites en 1959). Tandis que les cinq ajustements relatifs aux cinq catégories de communes sont représentés en trait plein. Il est évident que le premier ajustement est biaisé : d'une part la consommation à revenu égal augmente d'une catégorie de commune à la catégorie supérieure, d'autre part le revenu moyen augmente selon la catégorie, il s'ensuit que l'influence du revenu traduite par l'ajustement global incorpore en réalité celle du type d'habitat. La pente de la courbe d'Engel à chaque niveau de revenu est surestimée. La surestimation est très importante : dans le cas des légumes verts l'élasticité, au point moyen pour l'ensemble est de 1,04 alors que pour chacune des catégories elle varie de 0,58 à 0,94, pour les fruits frais on trouve 1,21 pour l'ensemble, alors qu'elle ne dépasse pas 0,97 par catégorie. Voici les estimations obtenues pour les six ajustements.

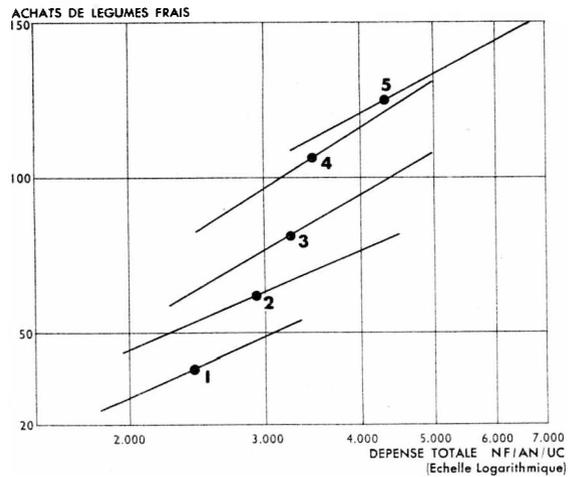
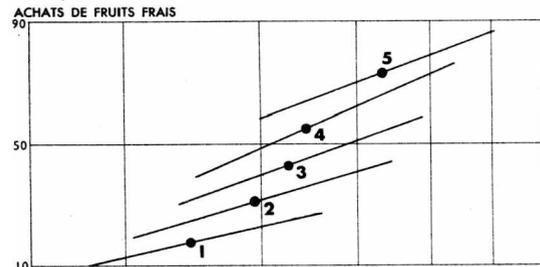
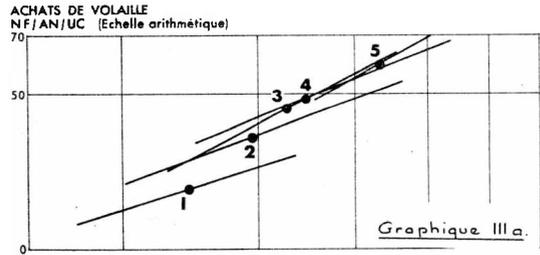
. Communes rurales	d/UC = 54,5	Log(D/UC) - 329,5
. Communes urbaines de moins de 100.000 hab.	d/UC = 73,6	Log(D/UC) - 444,8
. Communes urbaines de 10.000 à 100.000 hab.	d/UC = 92,0	Log(D/UC) - 555,4
. Communes urbaines de 100.000 hab. et plus	d/UC = 108,2	Log(D/UC) - 653,02
. Paris et banlieue de Paris	d/UC = 92,7	Log(D/UC) - 542,9
. Ensemble de la population considérée comme homogène	d/UC = 116,7	Log(D/UC) - 716,3

Toutes les estimations globales concernant les achats alimentaires étaient ainsi biaisées, soit qu'il y ait hétérogénéité totale Graphique III_a, soit qu'il y ait seulement un décalage des consommations, décalage vers le haut lorsqu'on passe d'une catégorie de communes à l'autre, Graphique III_b, (c'est-à-dire forte diffusion du produit dans les grandes villes), décalage vers le bas (désaffection), Graphique III_c, (1). L'autoconsommation, décroissante des petites aux grandes villes, joue certainement un rôle important dans ces différences ; les produits les plus autoconsommés (fruits et légumes) sont d'ailleurs ceux pour lesquels les hétérogénéités sont les plus marquées. Mais il est intéressant d'observer une déformation de la composition du budget alimentaire, la substitution des achats à l'autoconsommation ne se faisant pas toujours au niveau du produit lui-même. Il y a une certaine désaffection dans les villes pour des produits tels que le beurre, les oeufs, le porc ou les céréales (sans doute liée au mode de vie, à la répartition socio-professionnelle entre catégorie de communes). Il est à remarquer que la désaffection dans les grandes villes concernent les produits qui ont déjà une élasticité faible par rapport à la dépense totale, le phénomène d'urbanisation tendrait donc à accélérer encore la saturation pour ces produits.

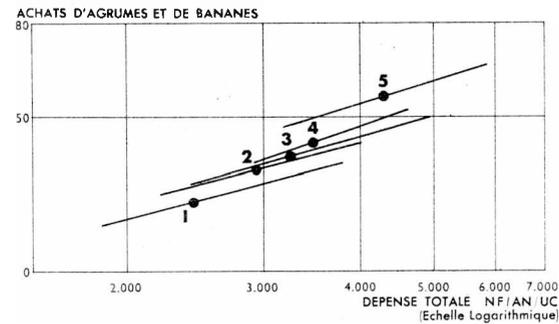
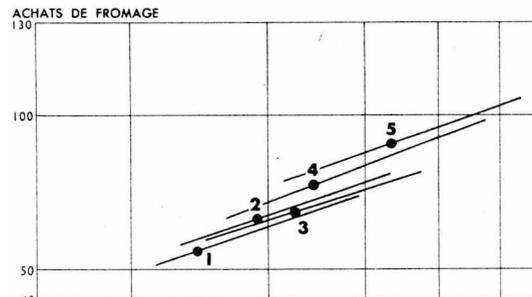
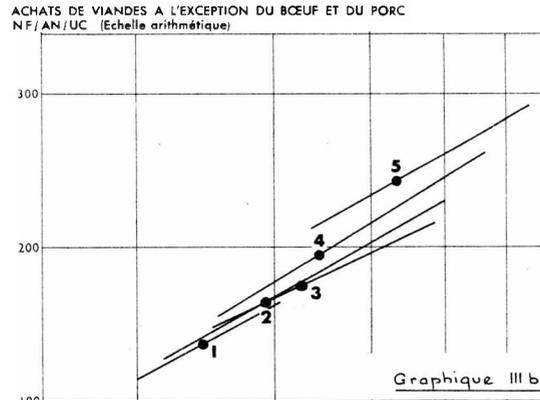
Il ne semble pas y avoir des différences de comportement dans le domaine non-alimentaire sauf en ce qui concerne les dépenses de transports dont l'élasticité diminue des communes rurales aux grandes villes. En réalité, l'analyse de ces types de dépenses par grandes catégories de fonction est sans doute trop grossière. Chaque groupe

(1) On remarquera que l'interprétation d'un décalage des courbes d'Engel est plus intéressante dans le cas du modèle logarithmique (les élasticités restent constantes d'une strate à l'autre) que dans le cas du modèle semi-logarithmique ou le coefficient a n'a pas de signification.

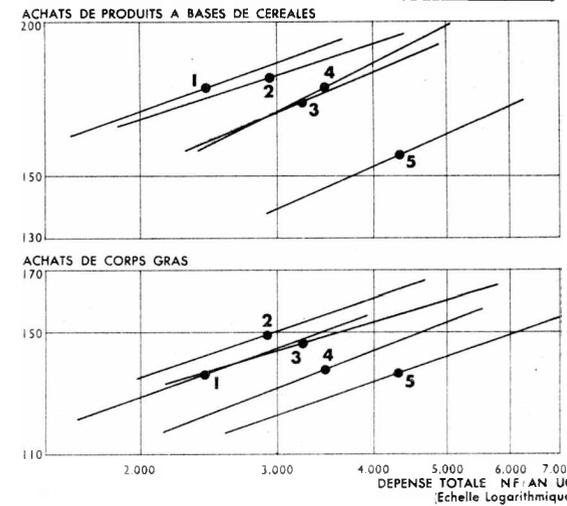
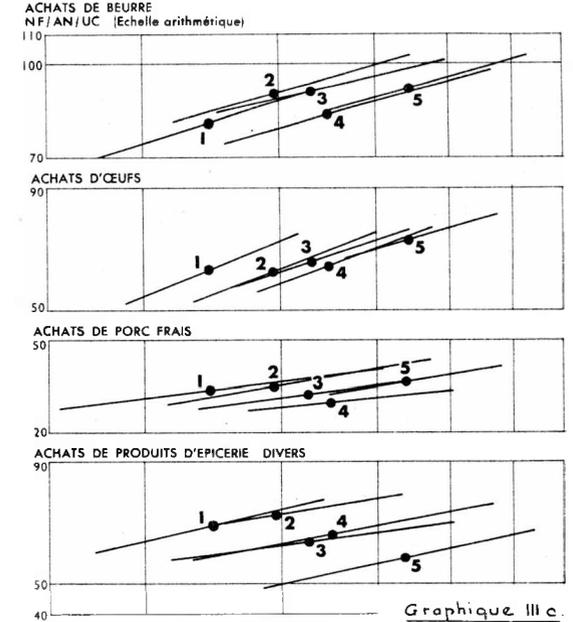
PRODUITS POUR LESQUELS LES AJUSTEMENTS SELON LES COMMUNES SONT SIGNIFICATIVEMENT DIFFERENTS



PRODUITS POUR LESQUELS LES AJUSTEMENTS SONT PARALLELES ET LES CONSOMMATIONS MOYENNES AUGMENTENT AVEC L'IMPORTANCE DE LA COMMUNE



PRODUITS POUR LESQUELS LES AJUSTEMENTS SONT PARALLELES ET LES CONSOMMATIONS MOYENNES DIMINUENT AVEC L'IMPORTANCE DE LA COMMUNE



retenu est très hétérogène, formé de biens très divers (durables ou fongibles) en outre, les dépenses non-alimentaires recensées par interview dans l'enquête de 1956 sont probablement très entachées d'erreurs au niveau individuel du fait de leur fréquence rare. Dans ce cas des analyses de covariance peuvent conclure à l'homogénéité des populations étudiées du seul fait de la médiocrité des corrélations observées.

Les différences de comportement selon la catégorie socio-professionnelle

L'analyse selon la profession n'a pas donné des résultats aussi significatifs que la précédente. Il y a à cela plusieurs raisons : la définition des professions n'est sans doute pas la plus conforme aux analyses de comportement, des nomenclatures combinant la branche d'activité (agriculture, bâtiment, transport ...), le statut et la qualification de l'emploi permettraient de former des groupes plus homogènes que des catégories telles que "ouvriers" ou "employés". Les catégories retenues sont d'effectifs très inégaux, l'enquête étant représentative de la population totale ; il est évidemment regrettable pour l'analyse que des groupes très hétérogènes comme les "artisans et commerçants" ou les "professions libérales et cadres" comportent trois à six fois moins de ménages que les "ouvriers" ou les "inactifs". Enfin les revenus de chaque catégorie socio-professionnelle diffèrent. Entre certaines catégories (inactifs et professions libérales) les intervalles de variation se recoupent à peine. Si le modèle choisi n'est pas très fidèle aux observations extrêmes du revenu, on observera des différences significatives dans les paramètres obtenus.

Par exemple, dans le cas de la figure ci-contre, la pente relative aux professions libérales sera significativement différente de celle des inactifs, alors que les deux groupes suivent la même loi de comportement.



Les différences observées concernent surtout les dépenses non alimentaires. Les ouvriers, employés, cadres moyens s'équipent mieux à revenu égal que les professions libérales et les commerçants. Les inactifs et les commerçants consacrent moins aux loisirs à revenu égal, et surtout les artisans, commerçants et ouvriers consacrent moins à l'habillement et ont une élasticité plus faible pour ce type de dépense quoiqu'ayant un revenu beaucoup plus élevé - on observe habituellement le contraire.

Des différences très importantes s'observent en ce qui concerne les variations du nombre de kilomètres parcourus par les possesseurs d'automobiles en fonction de leur revenu (1). Une première étude tirée de l'enquête de 1956 avait fourni une élasticité du kilométrage d'environ 0,6 incompatible avec l'évolution que l'on observait à partir des séries temporelles - qui traduisait une élasticité à peu près nulle. H. FAURE en analysant les résultats de l'enquête spéciale sur l'automobile trouvait le chiffre de 0,65 en considérant ensemble tous les possesseurs de voitures. Cette estimation était biaisée, les ménages se comportant différemment selon les catégories socio-professionnelles :

(1) H. FAURE. Une enquête par sondage sur l'utilisation des voitures particulières et commerciales (deuxième partie). Consommation - n° 2 - 1963 - p. 3 - 47.

Elasticité du kilométrage par rapport au revenu (cf. Consommation - n°2 - 1963 - p. 24).

. Inactifs	0,42	. Cadres moyens	0,34
. Agriculteurs	0,47	. Commerçants	0,39
. Ouvriers	0,46	. Cadres supérieurs	0,11
. Industriels	0,12		

Un modèle supposant les lois de comportement parallèles mais décalées pour chaque catégorie fournirait une estimation de 0,37 (encore incompatible avec les données temporelles).

ELEMENTS D'ANALYSE DE LA CONSOMMATION

CHAPITRE VII

ANALYSE DE LA CONSOMMATION DE BIENS DURABLES

ANALYSE DE LA CONSOMMATION DE BIENS DURABLES

La consommation prend différents aspects selon qu'elle concerne des biens durables - dont on utilise les services - des biens fongibles - immédiatement détruits par l'usage - ou des services. En pratique, la frontière entre ce que l'on entend par les biens durables et les autres biens n'est pas aussi précisément tracée. Il s'agit d'un ensemble très restreint de biens (automobile, téléviseur, machine à laver, et réfrigérateur), dont une caractéristique importante est en effet la durée de service, mais qui se distingue de l'ensemble de tous les biens vraiment durables que l'on pourrait recenser.

Ici encore l'empirisme domine ; un problème de mesure est certainement à l'origine de la distinction entre les biens que l'analyse retient comme durables et les autres, joint à un intérêt pour l'évolution de biens dont l'apparition est récente. Distinguons deux types d'analyse, celle de la possession et celle de l'achat d'un bien.

L'analyse de la possession des biens est généralement qualitative, c'est-à-dire qu'elle se borne à distinguer les possesseurs de tel bien des non-possesseurs, sans introduire d'estimation en valeur des biens possédés, c'est-à-dire de différence de qualité. C'est sans doute la caractéristique la plus intéressante des biens retenus comme biens durables : la réponse oui - non a un sens et fournit une information facile à exploiter. Cela ne peut-être que si le bien a une définition très précise et si la dispersion de sa valeur n'est pas trop grande. Tel n'est pas le cas pour des objets d'art, des bijoux (et même des meubles), et dans l'ensemble

des biens qui ne sont pas destinés à fournir un service au sens strict et dont, par conséquent, la valeur dépend de beaucoup d'autres facteurs que la durée probable des services futurs. Une autre contrainte touchant à la mesure est évidente : on ne peut pas envisager de soumettre les enquêtés à un véritable inventaire de ce qu'ils possèdent. Les enquêtes sur l'épargne qui vont le plus loin dans ce domaine restent quand même limitées.

Il n'y a pas à proprement parler des analyses de la "consommation" de biens durables à partir des données d'enquêtes. Cette consommation n'aurait de sens que si le montant de l'achat était rapporté à la durée de service du bien considéré, la consommation étant alors estimée par la dépréciation. De tels calculs ne sont pas faits. Les analyses de consommation ne concernent au contraire que les biens fongibles, les services et parmi les biens d'équipement, seuls les articles ou les petits biens. La distinction entre ces derniers biens et les biens durables se fait par référence au coût. Ainsi des articles cependant durables parfaitement définis et dont la valeur peut-être estimée (mixer, rasoir...) sont souvent traités dans les analyses comme des consommations courantes. En fait, il est rare que les analyses portent sur un grand détail de dépenses, et ces biens sont intégrés dans un plus grand ensemble de consommations, correspondant par exemple à une fonction déterminée. Le groupe plus large ainsi retenu composé de dépenses de toute nature (biens, services), a cependant le caractère d'un ensemble plus "divisible" : les dépenses nulles y sont rares du fait des compensations entre les composantes du groupe, et la gamme des montants observés s'étale de façon assez continue. Ainsi d'un point de vue statistique le traitement particulier réservé à certains biens vient du souci de réduire la part aléatoire dans la variance des groupes de dépenses considérés en éliminant les biens chers et ayant une fréquence d'achat rare. De ce point de vue, la part croissante

des achats à crédit tend à réduire l'indivisibilité des biens d'équipement et diminue le décalage entre leur coût et l'estimation du service pour une période.

En résumé, le traitement singulier de quelques biens dits durables semblent répondre à des nécessités pratiques et offrir des solutions nouvelles dans quelques cas simples. Cependant beaucoup d'autres biens sont indivisibles, durables, à fréquence d'achats rare, chers, réparables sans erreurs... et les méthodes appliquées aux biens durables pourraient être étendues (1). En outre, l'analyse classique des biens durables s'intéressant à la seule variable qualitative, possession ou non possession, deviendra de plus en plus insuffisante lorsque tous les ménages seront équipés et d'autre part lorsque les différences de qualité seront suffisamment importantes.

Qu'elle soit ou non d'origine expérimentale, la place particulière faite aux biens durables est certainement justifiée dans l'optique du comportement psychologique des ménages. Les dépenses relatives à ces achats sont des dépenses de "possession" et non de "consommation". Quoique comptabilisés dans la consommation et non dans l'épargne du point de vue de la comptabilité nationale, les biens d'équipement constituent une richesse, un patrimoine. La satisfaction de posséder n'est probablement pas de même nature que celle de consommer. Il peut s'y mêler un souci

(1) Mais surtout elles pourraient être appliquées avec profit aux consommations dites courantes. En particulier le problème des achats à fréquence rare, dans des analyses fines sur données individuelles, n'est pas résolu, soit que l'on considère les consommateurs n'ayant pas effectué d'achat au cours de la période d'enquête comme des non-consommateurs, soit qu'on leur attribue arbitrairement une consommation faible... La décomposition de la dépense selon la fréquence et le montant des achats devrait-être indispensable pour améliorer notre connaissance des mécanismes de comportement.

d'accumulation, de prestige. En outre, un bien représente toujours un certain capital - même s'il se déprécie rapidement - et peut être cédé. L'acquisition d'un bien durable demande une décision plus réfléchie, plus calculée. L'individu choisit ou diffère la date d'achat en fonction des circonstances, alors que la liberté de décision en matière de consommation courante peut être entravée par l'habitude.

1 - Possession et revenu

L'hypothèse concernant le processus de décision sur laquelle est basée l'analyse de la possession d'un bien est très simple : on suppose qu'un individu possède tel bien, une voiture par exemple, si, et seulement si, son revenu R^* dépasse un certain seuil R_0 , dit seuil de tolérance. Autrement dit, la probabilité de posséder une voiture est la probabilité de la variable x prenant les valeurs 0 ou 1 :

$$(1) \quad \begin{cases} x = 1 & \text{si} & R^* \geq R_0 \\ x = 0 & \text{si} & R^* < R_0 \end{cases}$$

Cette hypothèse est empruntée aux études biologiques [8] analysant les réactions des sujets (insectes, organismes vivants...), à l'application de différentes doses d'insecticide ou de drogue (stimulus). A chaque dose correspond un pourcentage de décès ou de survie.

Le revenu seuil R_0 peut différer entre les individus selon leurs goûts. R_0 est considéré comme une variable aléatoire ayant une certaine distribution de probabilité $G(R_0)$ dans la population.

Avec cette hypothèse simple, la probabilité pour un individu de revenu R^* de posséder une voiture, est la probabilité que son revenu R^* dépasse son seuil R_0 :

$$(2) \quad \text{Prob. } (x = 1 \mid R^*) = \text{Prob. } \{ R^* - R_0 \geq 0 \} = G(R^*)$$

$G(R^*)$ est encore la proportion des ménages de revenu R^* qui possèdent une voiture, ou le taux de possession de voitures pour l'ensemble des ménages de revenu R^* .

Présenté ainsi, le modèle ne tient pas compte d'erreur possible sur les observations. La variable x est évidemment connue sans erreur, tous les individus pouvant répondre sans risque d'oubli en ce qui concerne la possession ou la non-possession d'une voiture (ou d'autres biens durables importants). Il n'en est pas de même en ce qui concerne le revenu observé R^* . J.S. CRAMER ([3] p.30 et suivantes) a noté cette difficulté et transformé le modèle classique en introduisant une loi de distribution du revenu réel R en fonction du revenu observé R^* , c'est-à-dire, une loi de probabilité des erreurs R^* pour un revenu vrai R , $F'(R^* \mid R)$ ou son inverse $F(R \mid R^*)$.

La probabilité pour un ménage dont le revenu observé est R^* de posséder une voiture est la probabilité que son revenu réel R excède le seuil R_0 . Les deux distributions F et G étant supposées indépendantes, la loi de probabilité de la différence $\delta = R - R_0$ est :

$$(3) \quad H(\delta) = \int_0^{\infty} G(R - \delta) dF(R \mid R^*),$$

la probabilité de posséder une voiture avec le revenu observé R^* est :

$$(4) \quad \text{prob. } (x = 1 \mid R^*) = 1 - H(o) = 1 - \int_0^{R^*} G(R) dF(R \mid R^*)$$

La forme retenue pour la distribution de $G(R_o)$ est la loi log-normale, par analogie avec les analyses faites en biologie, et également parce que ce modèle semble convenir aux observations, enfin peut-être aussi parce que c'est la forme de distribution la plus satisfaisante concernant les revenus. Sa justification théorique dans ce cas précis n'est probablement pas simple. Cette loi a reçu le nom de loi de l'effet proportionnel : si une variable X pouvant prendre les états X_1, X_2, \dots, X_n est telle que la différence $X_n - X_{n-1}$ est une proportion aléatoire de X_{n-1} , $X_n - X_{n-1} = \epsilon_n X_{n-1}$, alors $\text{Log } X$ suit une loi normale. On pourra se reporter à AITCHISON & J.A.C BROWN [1] pour une information très complète concernant la genèse, les propriétés et l'utilisation de la loi log-normale.

J.S. CRAMER suppose également la forme log-normale pour F , il suppose autrement dit que les erreurs sur le revenu observé sont multiplicatives, ce qui est réaliste.

Adoptant la notation classique pour une variable aléatoire normale de moyenne m et d'écart-type σ :

$$N(x \mid m, \sigma^2) = \int_{-\infty}^x \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \exp. \left\{ -\frac{1}{2} \left(\frac{t - m}{\sigma} \right)^2 \right\} dt$$

La loi du revenu-seuil R_o s'écrit :

$$G(R_o) = N \left\{ \text{Log } R_o \mid m_1, \sigma_1^2 \right\}$$

Celle des erreurs sur le revenu :

$$F(R \mid R^*) = N \left\{ \text{Log.}R \mid \text{Log.}R^*, \sigma_2^2 \right\}$$

La probabilité pour que δ soit positif est la même que la probabilité pour que $D = \text{Log.}R - \text{Log.}R_0$ soit positif. $H(\delta)$ devient $H(D)$, loi de probabilité d'une différence de variables aléatoires normales indépendantes de moyennes respectives $\text{Log.}R^*$ et m_1 , de variances σ_2^2 et σ_1^2 . D'après une propriété classique de la loi normale, cette loi s'écrit :

$$H(D) = N(D \mid \text{Log.}R^* - m_1, \sigma_2^2 + \sigma_1^2)$$

et (4) devient :

$$\text{Prob.}(x = 1 \mid R^*) = 1 - N \left\{ 0 \mid \text{Log.}R^* - m_1, \sigma_1^2 + \sigma_2^2 \right\}$$

$$\text{Prob.}(x = 1 \mid R^*) = N \left\{ 0 \mid m_1 - \text{Log.}R^*, \sigma_1^2 + \sigma_2^2 \right\}$$

et (5) :

$$\text{Prob.}(x = 1 \mid R^*) = N \left\{ \text{Log.}R^* \mid m_1, \sigma_1^2 + \sigma_2^2 \right\}$$

Si l'on négligeait les erreurs sur le revenu, on obtiendrait à la place de (5) :

$$(6) \quad \text{Prob.}(x = 1 \mid R^*) = N \left\{ \text{Log.}R^* \mid m_1, \sigma_1^2 \right\}$$

Les paramètres que l'on estime en réalité ne sont pas ceux de la distribution du revenu-seuil, mais seulement la moyenne de cette distribution, sa variance incorporant de façon indissociable la variance de la distribution des erreurs sur le revenu.

La théorie sous-jacente à l'application de ce modèle dans les analyses biologiques a été développée par FINNEY [8]. La première application aux biens durables a été faite par FARRELL [4] qui suppose le modèle spécifié comme en (6), c'est-à-dire, ne tient pas compte des erreurs d'observation sur le revenu. FARRELL étudie la possession de voiture selon l'âge de la voiture, chaque catégorie d'âge étant traitée séparément. Les biens ainsi comparés sont donc très semblables. Ce modèle requiert donc des données très détaillées souvent indisponibles. Les applications ultérieures ont été nombreuses ; nous ne citons que JS. CRAMER [2 & 3], H. FAURE [6 & 7], E. LISLE et H. FAURE [10], *.

2 - Exemples

L'enquête sur les intentions d'achats, périodiquement réalisée par l'INSEE, donne comme taux de possession de véhicule par classe de revenu, en avril 1960, les chiffres suivants (1) :

.Revenus inférieurs à 3.000 f	4,6 %	15.000 - 20.000	73,1 %
3.000 - 6.000	18,5 %	20.000 - 30.000	81,3 %
6.000 - 10.000	34,6 %	30.000 et plus	86,6 %
10.000 - 15.000	56,2 %	.Ensemble	30,2 %

Il s'agit du revenu observé R^* , entâché d'erreurs d'observations probablement importantes. La probabilité pour un ménage de revenu R^* de posséder une voiture peut-être estimée par la proportion t^* des ménages motorisés parmi les ménages de revenu R^* (ou le taux de possession, ou le taux de pénétration par rapport au revenu).

(1) Etudes statistiques - avril - Juillet 1961.

*. On trouvera une bibliographie importante dans [3] et [5].

Les paramètres m_1 et $\sigma_1^2 + \sigma_2^2$ ne dépendant pas du revenu observé R^* , les couples d'observation t^* et R^* permettent de les estimer.

$$t^* = N \left\{ \text{Log.} R^* \mid m_1, \sigma_1^2 + \sigma_2^2 \right\}$$

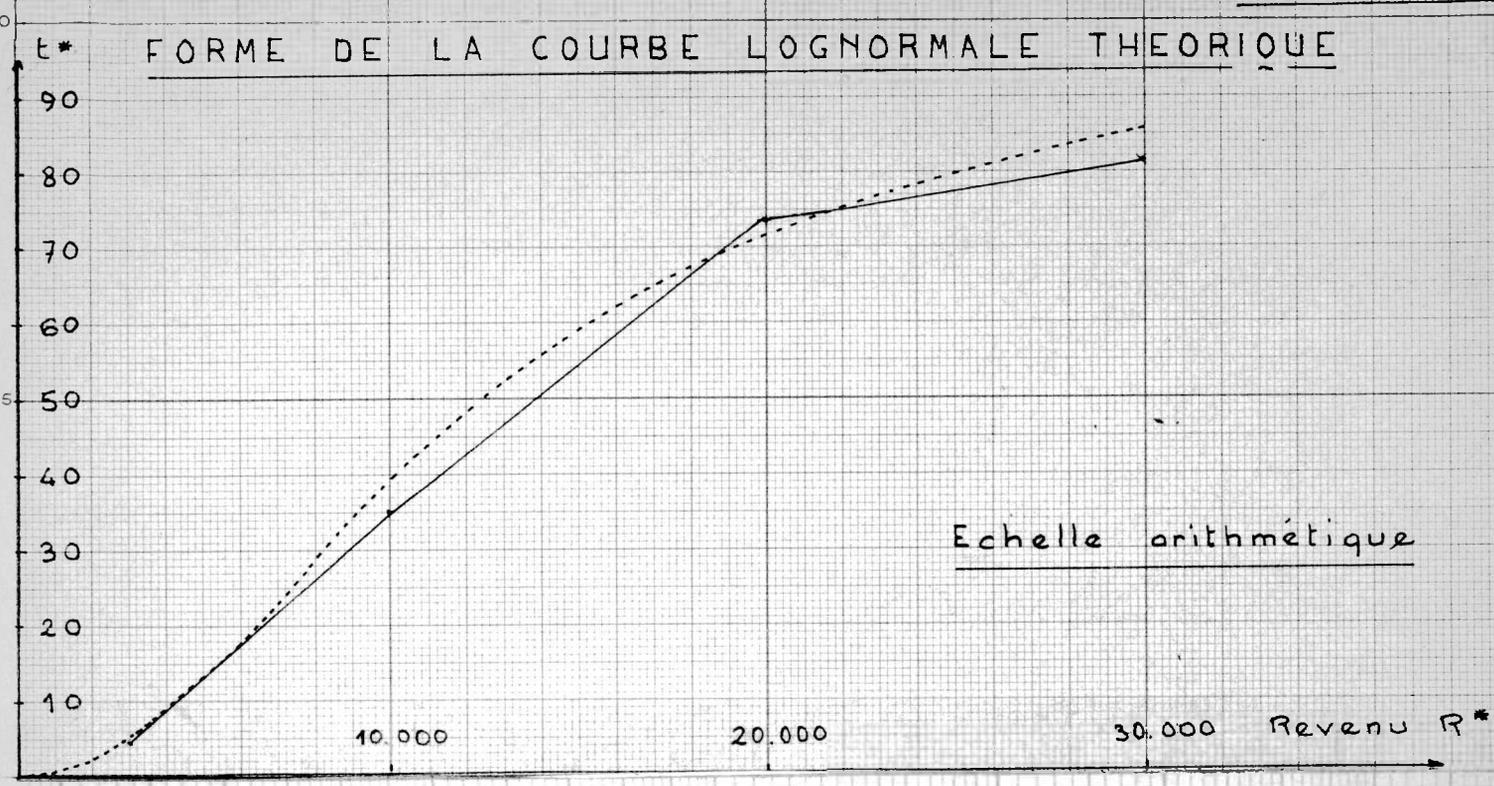
L'estimation par le calcul est longue, elle consiste à appliquer la méthode du maximum de vraisemblance et les équations auxquelles on aboutit ne peuvent être résolues que par itération, méthode des scores (1).

En pratique, on se contente d'estimations graphiques qui elles, sont évidemment très simples. Si le modèle supposé satisfait aux observations, les points de coordonnées t^* exprimées en échelle de Gauss et $\text{Log.} R^*$ seront alignés. Deux points sur cette droite nous fourniront les équations d'où l'on tirera des estimations pour m_1 et $\sqrt{\sigma_1^2 + \sigma_2^2}$. Ainsi les données ci-dessus portées sur le Graphique I en coordonnées appropriées présentent un alignement assez satisfaisant. Deux points de la droite en pointillé permettent de calculer les valeurs $m_1 = 4,09\%$ et $\sigma = 0,352$ (2). Quoique les possesseurs de voiture apparaissent à un niveau de revenu très bas, le seuil moyen de motorisation est assez élevé.

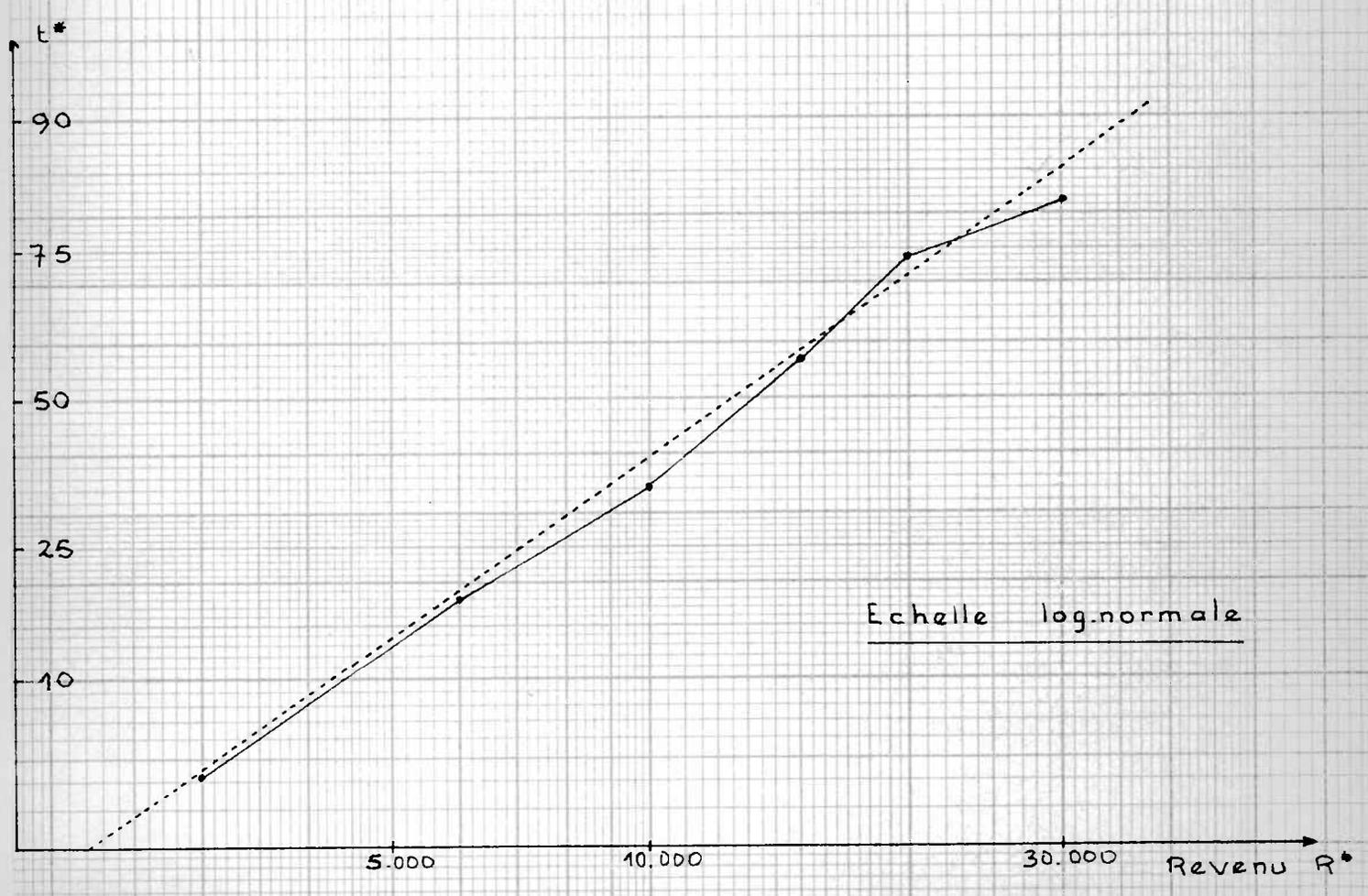
- (1) Pour un exposé complet de cette méthode dans le cas général se reporter à RAO [16] du chapitre III. L'application au cas du modèle log-normal est exposé très clairement dans AITCHISON et BROWN [1] p.68 et suivantes.
- (2) On remarquera que ces valeurs concernent la variable $\text{Log } R^*$ et non pas R^* . La moyenne des revenus-seuils est :

$$\alpha = e^{\frac{m}{M} + \frac{1}{2} \frac{\sigma^2}{M^2}} \approx 17.800 \quad (M = \text{Log}_{10} e)$$

FORME DE LA COURBE LOGNORMALE THEORIQUE



AJUSTEMENT LOGNORMAL DU TAUX DE POSSESSION DES VEHICULES



On remarquera que pour retrouver les taux de possession moyen dans l'ensemble de l'échantillon, il est nécessaire de connaître la distribution du revenu R , $F(R)$

$$\text{alors } \bar{t} = \int_0^{\infty} t(R) dF(R) = \int_0^{\infty} N\left\{\text{Log.} R \mid m_1, \sigma^2\right\} dF(R)$$

La distribution des revenus est elle-même approximativement log-normale, de paramètres m_0, σ_0 :

$$F(R) = N\left\{\text{Log } R \mid m_0, \sigma_0^2\right\} = \mathcal{L}\left\{R \mid m_0, \sigma_0^2\right\}$$

avec $\mathcal{L}\left\{R \mid m_0, \sigma_0^2\right\} = \int_0^R \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_0} \exp\left\{-\frac{1}{2\sigma_0^2} (\text{Log.} t - m_0)^2\right\} \frac{dt}{t}$

de sorte que :

$$\bar{t} = \int_0^{\infty} \mathcal{L}\left\{R \mid m_1, \sigma^2\right\} d \mathcal{L}\left\{R \mid m_0, \sigma_0^2\right\}$$

qu'en utilisant une propriété classique de la loi normale (1) s'écrit :

$$\bar{t} = \mathcal{L}\left\{1 \mid m_1 - m_0, \sigma_0^2 + \sigma^2\right\}$$

(1) Rappelons cette propriété très fréquemment utilisée, [1] p.11.

La fonction de distribution $H(z)$ d'une somme $z = \alpha x + \beta y$ de deux variables indépendantes x et y de lois $F(x)$ et $G(y)$ s'écrit :

$$H(z) = \int_{-\infty}^{+\infty} G\left(\frac{z - x}{\beta}\right) dF(x)$$

Si de plus les lois F et G sont des lois normales de paramètres m_1, σ_1 , et m_2, σ_2 , $H(z)$ devient

$$H(z) = \int_{-\infty}^{+\infty} N\left\{\frac{z - \alpha x}{\beta} \mid m_2, \sigma_2^2\right\} d N\left\{x \mid m_1, \sigma_1^2\right\}$$

Mais on sait par ailleurs que la somme de ces deux variables normales indépendantes a pour loi

$$N\left\{z \mid \alpha m_1 + \beta m_2, \alpha^2 \sigma_1^2 + \beta^2 \sigma_2^2\right\}$$

La même propriété se transpose au cas du produit $Z = X^\alpha Y^\beta$ de deux variables log-normales et donne la relation :

$$\int_0^{\infty} \mathcal{L}\left\{(Z X^{-\alpha})^{\frac{1}{\beta}} \mid m_2, \sigma_2^2\right\} d \mathcal{L}\left\{X \mid m_1, \sigma_1^2\right\} = \mathcal{L}\left\{Z \mid \alpha m_1 + \beta m_2, \alpha^2 \sigma_1^2 + \beta^2 \sigma_2^2\right\}$$

Le graphique II nous fournit un second exemple. Il concerne cette fois les quatre biens durables importants : machine à laver, réfrigérateur, télévision et voiture ; la population est subdivisée en cinq types de familles. Cet exemple est tiré des données de l'enquête UNCAF. L'ensemble représente environ 1.200 ménages composés de deux adultes et de deux à six enfants ; le nombre d'enfants détermine les cinq types retenus. Nous n'estimerons pas de paramètres, la lecture du graphique suffit à faire ressortir des observations intéressantes : le revenu mis en abscisse est le revenu par unité de consommation (1), meilleur indice relatif du niveau de vie entre familles de compositions différentes que le revenu par ménage.

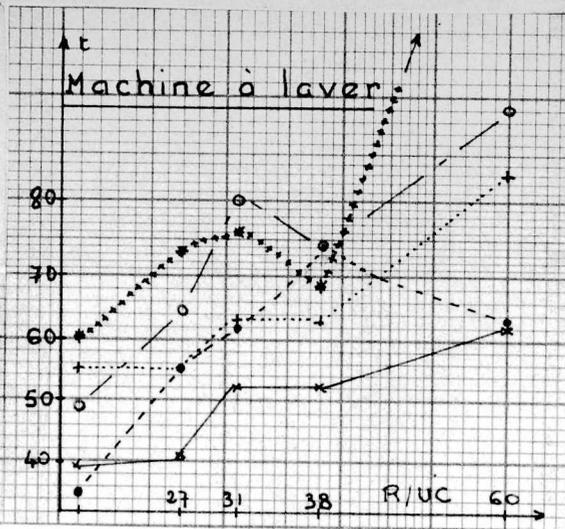
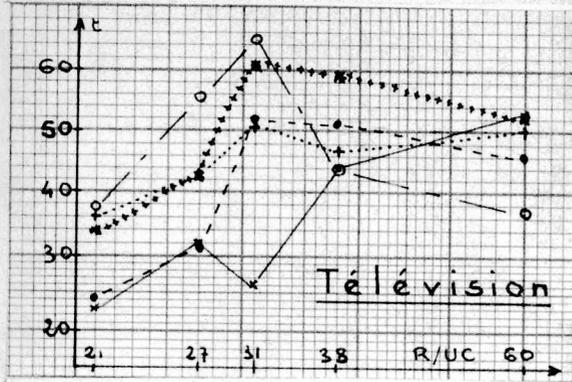
- La variance σ^2 semble identique quelque soit le type de famille pour les quatre biens, ce qui permet des comparaisons simples sur le seuil moyen.
- La possession n'est très liée au revenu que pour deux biens : le réfrigérateur et l'automobile (bonne corrélation, pente forte donc seuil moyen élevé). Au contraire le nombre d'enfants ne semble pas jouer un rôle très important.
- En ce qui concerne la machine à laver et surtout la télévision, c'est le phénomène inverse : le revenu joue peu, mais en revanche le taux de possession croît avec le nombre d'enfants à niveau de vie égal.

J.S CRAMER avait observé le même phénomène ([3] p.55) à partir des données de l'enquête sur l'épargne effectuée en 1953 par l'Institut de Statistique de l'Université d'Oxford. Le revenu-seuil moyen diminue très régulièrement lorsque la taille du ménage croît pour la machine à laver. Pour la télévision, le phénomène "taille du ménage" est un peu moins marqué, il s'ajoute à un phénomène "urbanisation" (le revenu-seuil diminue quand la densité de population croît), tandis que le taux de possession des voitures n'est sensible qu'à l'âge et l'habitat (le revenu-seuil augmente avec l'âge et la densité de population).

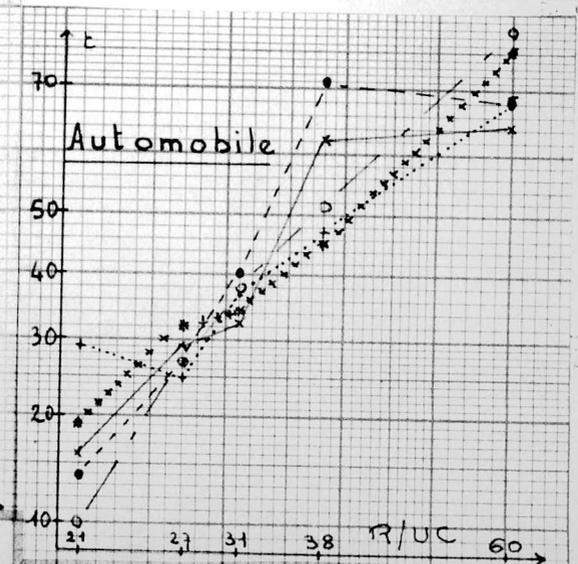
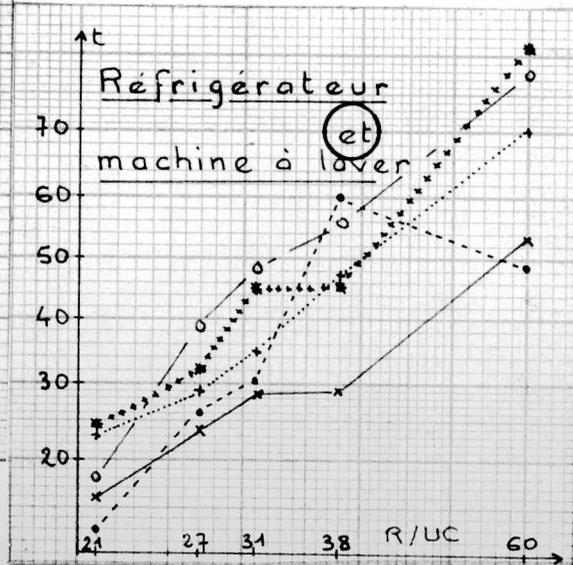
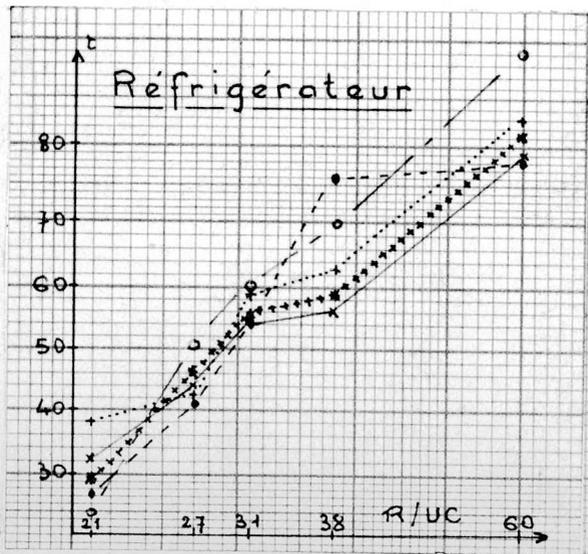
(1) Avec l'échelle classique premier adulte : 1 ; autres adultes : 0,7 ; enfants : 0,5.

Graphique II

TAUX DE POSSESSION DES PRINCIPAUX BIENS D'EQUIPEMENT SELON LE REVENU ET LE NOMBRE D'ENFANTS



- x ——— 2 adultes + 2 enfants
- - - - - 2 adultes + 3 enfants
- + 2 adultes + 4 enfants
- o - - - - 2 adultes + 5 enfants
- ♦ + + + + + 2 adultes + 6 enfants



Evolution temporelle du taux de possession de voitures : effet revenu et diffusion.

La loi du taux de possession calculée dans l'exemple de la page 125, nous permet de calculer l'évolution du taux moyen annuel en fonction d'un accroissement des revenus. On pourra faire ce calcul à titre d'exercice, avec les hypothèses suivantes :

La distribution des revenus est log-normale. Le pourcentage d'accroissement des revenus est constant quelque soit le revenu, c'est-à-dire que leur distribution en coordonnées log-normales se déduisent d'une année à l'autre par une translation. On prendra comme indice d'évolution du revenu 1960 = 100, 1961 = 105, 1962 = 111, 1963 = 118. La distribution des revenus en 1960 a pour paramètres m_0 et σ_0 , $m_0 = 3,763$ $\sigma_0 = 0,294$.

En appelant m_1 et σ les paramètres de $t(R)$, on rappelle que la formule

$$\bar{t} = \Lambda \left\{ 1 \mid m_1 - m_0, \sigma^2 + \sigma_0^2 \right\}$$

permet de calculer \bar{t} pour les quatre années (1).

Les taux observés sont en réalité plus élevés que les taux ainsi calculés (2) : 1960 = 30, 1961 = 33, 1962 = 36, 1963 = 39,5.

Ces taux permettront de calculer le revenu correspondant à un taux

(1) Les estimations données pour m_1 et σ p.126 sont erronées, on prendra $m_1 = 4,023$ $\sigma = 0,406$: l'erreur vient de ce que dans le Graphique I chaque taux de possession est rapporté à la limite supérieure du revenu de la classe correspondante, au lieu de sa moyenne.

(2) Etudes et conjoncture - novembre 1963 - p. 1009 - (Enquête intentions d'achats).

de possession égal à 50 %, revenu qui décroît par suite de la diffusion (jointe à une diminution des prix relatifs des biens d'équipement). Une estimation de la part diffusion dans l'augmentation de t a été calculée par H.FAURE [6] pour les années 1949 à 1958.

Signalons pour terminer une analyse de la possession des biens durables faite à partir d'enquête faisant intervenir outre le revenu courant, la richesse du ménage dans les variables explicatives. J.S. CRAMER [3] base son analyse sur les données de l'enquête d'Oxford sur l'épargne qui fournit une estimation du patrimoine. Il estime que le patrimoine est un indicateur du niveau de vie plus fidèle et surtout plus stable que le revenu courant. Le modèle choisi est le modèle log-normal - bi-variate.

Les autres études mentionnées en bibliographie concernent les séries temporelles, [5] et [9].

BIBLIOGRAPHIE

- [1] AITCHISON J. et BROWN J.A.C (1957) The lognormal distribution.
Cambridge University Press.
- [2] CRAMER J.S. (1959) Private Motoring and the Demand for Petrol.
Journal of the Royal Statistical Society - vol. 122 - Part 3.
- [3] CRAMER J.S (1962) The ownership of major consumer durables.
Cambridge University Press.
- [4] FARRELL M.J (1954) The demand for motor-cars in the United States.
J.R. Statistical Society - Série A - vol. 117 - p. 171.
- [5] FAURE H. (1957) Les modèles économétriques du marché de l'automobile.
Annales de Recherches et de Documentation sur la Consommation - n° 3 - 1957.
- [6] FAURE H. (1959) Un modèle prospectif du marché de l'automobile.
Consommation n° 4 - 1959 - p. 3 - 32.
- [7] FAURE H. (1963) Une enquête par sondage sur l'utilisation des voitures particulières et commerciales.
Consommation n° 1 - 1963 - P. 3 - 82, et n° 2 - 1963 - p. 3 - 47.
- [8] FINNEY D.J. (1952) Probit analysis.
Cambridge University Press (2ème édit.)
- [9] HARBERGER A.C. (1960) The Demand for Durable Goods.
(avec la collaboration de : MUTH R.F, BURSTEIN M.L, CHOW G.C, GRILICHES Z. et GRUNFELD Y.
The University Chicago Press.
- [10] LISLE E. et FAURE H. (1959) Les dépenses d'automobile des ménages français.
Consommation n° 2 - 1959 - p. 3 - 34.
-

ELEMENTS D'ANALYSE DE LA CONSOMMATION

Errata

Pages

- 4 Dans la note lire : J. ALBERT - Consommation n°4 - 1961 et non [1]
- 9 ligne - 2 lire : 12 % et non 19 %.
- 27 lignes - 2 et - 1 lire : les erreurs aléatoires, écarts à la
tendance, sont dues soit ...
- 49 ligne - 5 lire : le Graphique II page 38.
- 51 ligne - 1 lire : $\rho^2 = 0,32$ pour six semaines (et non 0,52).
- 53 ligne - 8 : le Tableau III annoncé n'est pas celui de la page 59,
mais le tableau ci-joint paginé 53bis.
- 61 ligne + 3 lire : C.E.V. LESER et non LESGR (de même p.68 ligne +3)
- 62 ligne + 1 lire : biens et non liens.
- 75 ligne + 11 lire : $\sum_i \frac{\partial C_i}{\partial R} = 1 = \sum_i \frac{\sum_t a_{it} n_t}{\sum_t a_t n_t} f'_i$
- 90 ligne + 12 lire : pas exactement X'
- 91 ligne + 8 lire : l'erreur η ne dépendant pas de Y'
- 98 ligne - 6 lire : à condition qu'elle ne soit corrélée ni avec
l'erreur sur C ni avec l'erreur sur D.
- 107 ligne + 9, lire : la précision soit sensible
- 112 Les ajustements figurant au bas de la page concernent la dépense
de fruits frais.
- 116 lignes + 13 et 14, lire : quoiqu'ayant un revenu beaucoup plus
faible. On observe ...

