

# Consommation

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

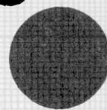
Cote  
P 0000

Crédoc - Consommation, N° 1964-001.  
Janvier - mars 1964.

Sou1964 - 3061 à 3065

N°  
4208-1

1964 n° 1



janvier  
mars

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

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

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

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

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

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

---

#### MEMBRES DU BUREAU

**Président** : Claude GRUSON, Directeur Général de l'Institut National de la Statistique et des Études Économiques.

**Vice-Présidents** :

Francis-Louis CLOSON : Président Directeur-Général de la Société « Information et Publicité ».  
Erwin GULDNER, Directeur des Affaires Commerciales au Secrétariat d'État au Commerce Intérieur.

**Trésorier** : Paul LEMERLE, Inspecteur des Finances, Chargé de Mission au Commissariat Général du Plan d'Équipement et de la Productivité.

**Secrétaire** : Edgar POESSEL, Inspecteur Central du Trésor, Chef du Service Administratif et Financier du C.R.E.D.O.C.

**Directeur** : G. ROTTIER

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

---

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

XI<sup>e</sup> année  
N° 1 - Janvier-mars 1964

# Consommation

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

CENTRE DE RECHERCHES  
ET DE DOCUMENTATION SUR LA CONSOMMATION  
30, rue d'Astorg — PARIS 8<sup>e</sup>

**DUNOD**

É D I T E U R

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

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

France : 42 F - Étranger : 50 F - Le numéro : 12 F

## sommaire

### ÉTUDES

- Andrée et Arié MIZRAHI  
Un modèle des dépenses médicales appliqué aux  
données d'une enquête. . . . . 3
- E. A. LISLE  
L'épargne des ménages en Israël . . . . . 37

### BIBLIOGRAPHIE

- Y. VAN EFFENTERRE  
L'épargne . . . . . 87
- S. SANDIER  
Dépenses médicales . . . . . 90
- J. LAURIAC  
Liste des enquêtes de consommation effectuées en  
France de 1959 à 1963 (Deuxième Partie) . . . . . 93

## LA CONSOMMATION EN FRANCE DE 1962 A 1963

Au moment où le numéro 1-1964 de "CONSOMMATION" sortait des presses, le rapport sur les Comptes de la Nation de 1963 était publié. Ce rapport fournit une estimation de l'évolution de la consommation des Français de 1962 à 1963, établie à partir des travaux faits en commun par la Division de la Consommation de l'I.N.S.E.E. et le C.R.E.D.O.C.

Les tableaux 1 et 2 qui permettront au lecteur de mettre à jour les séries de consommation de 1950 à 1962 publiées dans le numéro 4-1963 de "CONSOMMATION", sont établis à partir du rapport sur les Comptes de la Nation de 1963.

Une transformation des estimations publiées dans les Comptes de la Nation a été nécessaire. En effet, la mesure de la consommation des Français peut se faire selon plusieurs conventions, également légitimes, mais qui répondent à des besoins différents. Les estimations que publie "CONSOMMATION" s'adressant principalement à des lecteurs qui s'intéressent aux études des marchés de différents biens et services correspondent à la consommation totale directe ou indirecte. Cela nous a amenés à modifier les estimations des Comptes de la Nation dans leur présentation. Aucune modification n'a cependant été apportée dans leur substance.

Les différences principales entre les conventions retenues par les Comptes de la Nation et celles que nous adoptons dans "CONSOMMATION" sont les suivantes :

- les dépenses de services domestiques, de jeux (loterie nationale, P.M.U., etc...), d'assurances et de certaines catégories d'enseignement, sont considérées comme des transferts dans les Comptes de la Nation et ne figurent donc pas dans la consommation totale des ménages. Nous les reprenons par contre dans nos séries de consommation ;
- la valeur des produits alimentaires consommés hors du domicile (hôtels-cafés-restaurants ; cantines d'entreprises, internats et demi-pensions scolaires ; hôpitaux) figure dans les Comptes de la Nation, dans le total des dépenses correspondant à ces différents services. Dans notre publication, ces dépenses sont groupées avec les autres consommations alimentaires et analysées selon les postes 11 à 19 de notre nomenclature. Les postes 4, 6 et 7 ne reprennent que la valeur ajoutée par les hôpitaux et autres établissements de soins, les établissements d'enseignement, et les hôtels-cafés-restaurants et les cantines.

Le tableau 1 décrit l'évolution de la consommation totale des Français aux prix courants et, dans ses deux dernières colonnes, indique les pourcentages moyens de hausse des prix et d'augmentation de la consommation totale réelle, c'est-à-dire mesurée aux prix de 1956.

Le tableau 2 décrit l'évolution de la consommation moyenne par personne. La consommation moyenne du Français était de 4.782 Frs en 1962 et de 5.253 Frs en 1963. Plus de la moitié de l'augmentation de la valeur de la consommation est due à l'augmentation des prix.

En effet, le niveau moyen des prix de détail pour les douze mois de 1963 est supérieur d'un peu plus de 5 % à la moyenne des prix de détail pour les douze mois de 1962.

Cependant, malgré l'augmentation rapide de la population (850.000 habitants) le niveau de vie moyen des Français a continué à s'élever de 1962 à 1963, puisque la consommation réelle par tête (estimée aux prix constants de 1958) a augmenté de plus de 4 %. La dernière colonne du tableau 2 confirme les très fortes disparités d'évolution de la consommation réelle par tête de différents groupes de produits. Les consommations de viande n'ont augmenté que de 0,9 %, l'insuffisance de la production entraînant de fortes hausses des prix ; les consommations de matières grasses alimentaires n'ont augmenté que de 1,1 % ; à l'autre extrême, les consommations d'articles d'habillement et les dépenses de transport ont augmenté de plus de 7 %.

Ce n'est que sur des résultats plus détaillés qui seront établis dans le deuxième semestre de 1964 que ces disparités d'évolution pourront être comparées à celles qui ont été observées dans les douze années précédentes et que l'on pourra voir si elles marquent une confirmation ou une rupture des tendances passées.

TABLEAU - 1

## CONSUMMATION INTERIEURE TOTALE DES PARTICULIERS EN 1963

	Consommation aux prix courants			Evolution des prix	Indice de la consom- mation réelle (aux prix constants 1956)
	1962 en millions F	1963 en millions F	1963 1962 x 100	1963 1962 x 100	1963 1962 x 100
1. ALIMENTATION ET BOISSONS					
11. Produits à base de céréales..	9 695	10 749	110,9	107,0	103,6
12. Légumes .....	7 061	7 123	100,9	97,8	103,2
13. Fruits .....	4 902	5 173	105,5	101,3	104,1
14. Viandes .....	24 072	27 038	112,3	109,3	102,7
15. Volailles, oeufs, poissons ..	8 401	9 402	111,9	107,9	103,7
16. Lait et fromages .....	6 904	7 764	112,5	107,6	104,6
17. Corps gras .....	5 700	6 262	109,9	106,8	102,9
18. Autres produits alimentaires.	4 451	4 944	111,1	103,6	107,2
19. Boissons .....	17 449	18 761	107,5	102,5	104,9
ALIMENTATION ET BOISSONS .....	88 635	97 216	109,7	105,6	103,9
2. Habillement .....	27 036	30 441	112,6	103,2	109,1
3. Habitation .....	38 180	43 840	114,8	106,9	107,4
4. Hygiène et soins .....	20 568	23 455	114,0	106,1	107,4
5. Transports et communications.	18 422	20 654	112,1	102,8	109,1
6. Culture, loisirs, distractions.	18 498	20 513	110,9	104,3	106,3
7. Hôtels-café-restaurants ) ...	13 446	15 301	113,8	107,4	105,9
8. Consommations diverses ) ...					
CONSOMMATIONS NON ALIMENTAIRES .....	136 150	154 204	113,3	105,3	107,6
CONSOMMATION TOTALE .....	224 785	251 420	111,8	105,4	106,2

TABLEAU - 2

## CONSOMMATION PAR TETE EN 1963

POPULATION (en milliers) .....	1 9 6 2	1 9 6 3	Evolution de 1962 à 1963 (1962 = 100)	
	46 998	47 853 (1963/1962 = 101,8)	En valeur	Consommation réelle (aux prix constants de 1956)
	Consommation aux prix courants Unité: Francs par an et par personne			
1. ALIMENTATION ET BOISSONS				
11. Produits à base de céréales .....	206,29	224,63	108,9	101,8
12. Légumes .....	150,24	148,85	99,1	101,4
13. Fruits .....	104,30	108,10	103,6	102,3
14. Viandes .....	512,19	565,02	110,3	100,9
15. Volailles, oeufs, poissons .....	178,75	196,48	109,9	101,9
16. Lait et fromages .....	146,90	162,25	110,4	102,8
17. Corps gras .....	121,28	130,86	107,9	101,1
18. Autres produits alimentaires .....	94,71	103,32	109,1	105,3
19. Boissons .....	371,27	392,05	105,6	103,0
ALIMENTATION ET BOISSONS .....	1 865,93	2 031,56	107,7	102,1
2. Habillement .....	575,24	636,13	110,6	107,2
3. Habitation .....	812,40	916,10	112,8	105,5
4. Hygiène et soins .....	437,63	490,14	112,0	105,5
5. Transports et communications .....	391,93	431,61	110,1	107,2
6. Culture, loisirs, distractions ...	393,58	428,66	108,9	104,4
7. Hôtels-café-restaurants )	286,09	319,74	111,8	104,0
8. Consommations diverses )				
CONSOMMATIONS NON ALIMENTAIRES .....	2 896,87	3 222,38	111,2	105,7
CONSOMMATION TOTALE .....	4 782,80	5 253,94	109,9	104,3

# UN MODÈLE DES DÉPENSES MÉDICALES APPLIQUÉ AUX DONNÉES D'UNE ENQUÊTE

par

**Andrée et Arié MIZRAHI** <sup>(1)</sup>

*Le modèle présenté dans cet article a été appliqué aux données fournies par l'enquête sur la consommation médicale de 1960. Il a pour but de dissocier l'influence sur la consommation médicale de deux caractères biologiques (âge et sexe) de celle de certains caractères socio-économiques (revenu, taille du ménage, mode d'assurance, etc...) et de mesurer leurs effets respectifs.*

*L'étude montre que la distribution des dépenses médicales suit une loi log-normale tronquée à trois paramètres,  $(\mu)$   $(\sigma)$  et  $(s)$ . On constate que la moyenne  $(\mu)$  dépend des facteurs biologiques et d'eux seuls. Par contre le seuil de consommation  $(s)$  ne dépend que des facteurs socio-économiques.*

*La variation de  $(\mu)$  avec l'âge correspond à ce que l'on savait déjà de l'influence de ce facteur essentiel.*

*L'analyse des effets des caractères socio-économiques permet de conclure que les facteurs ayant une influence prépondérante sont ceux qui traduisent l'activité quotidienne et les charges qu'elle entraîne : taille de la famille pour les femmes, catégorie socio-professionnelle pour les hommes. On observe que l'influence du revenu, forte lorsque celui-ci est faible, décroît ensuite et laisse apparaître un début de saturation. En ce qui concerne les modes d'assurance, on met surtout en relief un fort comportement mutualiste. L'échantillon sur lequel portait l'enquête étant réduit, les effets des facteurs socio-économiques n'ont pu être mesurés simultanément. Pour analyser les relations entre les effets de ces différents facteurs une enquête portant sur un échantillon plus ample sera nécessaire.*

---

(1) Cet article est né d'un travail d'équipe animé et dirigé par Georges RÖSCH, auquel a participé Michel MAGDELAIN, professeur agrégé à la Faculté de Médecine de Paris, chargé de recherches au C.R.E.D.O.C., et qui a bénéficié des conseils de Henri PÉQUIGNOT, professeur à la Faculté de Médecine de Paris, conseiller scientifique du C.R.E.D.O.C. L'ensemble des calculs statistiques a été fait sous la responsabilité de M<sup>me</sup> France PATTE.

## SOMMAIRE

	Pages
I. — INTRODUCTION .....	5
II. — PRÉSENTATION DU MODÈLE THÉORIQUE .....	5
III. — LES DONNÉES UTILISÉES .....	9
IV. — LES DISTRIBUTIONS DE DÉPENSES POTENTIELLES : Effet des facteurs biologiques .....	11
A. — Principe de la méthode .....	11
B. — Les résultats .....	13
V. — LES SEUILS : Effet des facteurs socio-économiques .....	16
A. — Principe de la méthode .....	16
B. — Les résultats par critère : .....	17
1. Type de famille .....	18
2. Catégorie socio-professionnelle du chef de ménage .....	21
3. Age de fin d'étude .....	23
4. Revenu par tête .....	24
5. Mode d'assurance .....	26
6. Catégorie de communes .....	27
C. — Analyse de l'ensemble des résultats obtenus .....	28
VI. — CONCLUSION .....	29
ANNEXE : Méthodes d'estimation .....	31
I. Les paramètres de $f(x)$ .....	31
II. Les seuils .....	31



## I. — INTRODUCTION

La consommation médicale occupe une place particulière dans l'étude des consommations des ménages : c'est une consommation **individuelle** essentiellement conditionnée par un besoin physiopathologique (1) très différent selon les individus et soumis à de brutales variations.

Lorsqu'on observe la consommation médicale d'une population pendant une courte période de temps, la distribution des dépenses porte sur une seule partie de cette population, celle composée des consommateurs. Or, si du point de vue de la consommation, il existe une solution de continuité entre les consommateurs et les non consommateurs, il n'en existe pas du point de vue de la pathologie (2).

C'est en tenant compte de ces caractéristiques fondamentales que nous avons mis au point d'une part un modèle représentant globalement le phénomène et d'autre part une méthode permettant de mesurer l'effet de certains caractères socio-économiques.

Les données utilisées sont fournies par l'enquête sur les soins médicaux (3) qui a été faite auprès de 3 142 ménages en 1960 par le C.R.E.D.O.C. et l'I.N.S.E.E., avec l'aide de la Caisse Nationale de Sécurité Sociale.

## II. — PRÉSENTATION DU MODÈLE THÉORIQUE

Le but de ce modèle est de dissocier puis de mesurer les **effets sur la consommation médicale**, de deux types de facteurs très différents :

— **les caractères biologiques** (âge et sexe) dont l'influence est très **importante** car la maladie, cause première de la consommation médicale, leur est étroitement liée ;

---

(1) Ces besoins physiopathologiques sont ceux qui sont couverts par la consommation de « services médicaux », c'est-à-dire : le diagnostic et le traitement des « affections pathologiques » (maladies, accidents, infirmités), les soins médicaux nécessités par la grossesse et l'accouchement, les actes médicaux de prévention tels que les vaccinations.

(2) On doit expliciter le fait scientifique que recouvre et plaisante la boutade du Dr Knock : « Les gens bien portants sont des malades qui s'ignorent ».

L'état pathologique d'un individu en un instant donné résulte de deux composantes, l'une permanente, l'autre accidentelle et aléatoire.

Les atteintes pathologiques permanentes ou d'évolution irréversible sont des anomalies anatomiques (myopie ou cardiopathie congénitale) des lésions anatomiques (carie dentaire ou athérome artériel) des anomalies métaboliques (diabète). Les examens systématiques, si grossiers qu'ils soient, nous ont familiarisés avec la notion d'affection latente. Le progrès de nos techniques diagnostiques met chaque jour en évidence combien nous les sous-estimons. On sait maintenant que le stade dit « initial » des cancers correspond à des lésions cellulaires muettes pendant plusieurs années. Or, il est communément admis que tous les cancers seraient curables à ce « stade 0 ». Les autopsies systématiques et exhaustives des jeunes militaires américains tués en Corée ont montré la précocité de constitution et l'extrême fréquence, dès cet âge, de l'athérome coronarien. (Thèse de Elgrifhi Isaac, Paris 1962 : Étude clinique de l'angine de poitrine du sujet jeune. ENOS. W. S. ; HOLMES R. H. ; BEYER J. C. : Coronary disease among United States kield in action in Corea. J.A.M.A.T. 152, p. 1050 ; 1953.) Et il est bien évident que c'est à ce stade, et non au stade de l'infarctus du myocarde que ces troubles circulatoires devraient être traités. Nous citons ces deux affections parce qu'elles provoquent la majorité des décès. Mais on conçoit bien qu'il est exceptionnel qu'un individu apparaisse, même avec nos moyens encore grossiers d'investigation, comme totalement exempt de tout trouble pathologique.

Cet état pathologique chronique s'aggrave naturellement de toutes les crises ou complications aiguës qui en émaillent l'évolution (migraine, crise de sciatique, crise épileptique ou coma diabétique).

A cet ensemble s'ajouteront les maladies ou accidents aigus, incidents (rhume, typhoïde ou fracture de jambe).

(3) Une enquête par sondage sur la consommation médicale par G. RÖSCH, J. M. REMPP, M. MAGDELAINE, voir **Consommation** 1962, n° 1.

— les **caractéristiques socio-économiques** qui conditionnent le comportement des individus et dont l'influence sur cette consommation est **faible** relativement à celle de l'âge et du sexe.

Pour faire cette analyse, nous avons étudié les **dépenses médicales** fournies par l'enquête déjà citée, en introduisant une variable auxiliaire que nous avons appelée « **dépense potentielle** ». On notera la différence de nature entre ces deux variables, l'une observable, l'autre symbolique.

## A. — DÉFINITION DES VARIABLES

### 1. — La dépense médicale

La dépense médicale est la dépense de soins médicaux <sup>(1)</sup> effectuée par un ménage pendant une période donnée pour préserver ou rétablir l'état de santé de l'un de ses membres ; cette variable est la somme effectivement déboursée, donc mesurée avant d'éventuels remboursements par un organisme social ; elle est attribuée à l'individu pour lequel elle a été faite. La dépense médicale que nous noterons (y) dépend essentiellement :

a) de **l'idée que se fait l'individu** (ou son entourage) **de son état de santé ou de maladie**. Cette idée dépend avant tout de son **état pathologique**. Or, cet état est plus ou moins bien connu de l'intéressé : en effet la gravité des troubles est plus ou moins apparente pour un profane (une jambe cassée est beaucoup plus « visible » que certains troubles endocriniens), le diagnostic établi par le médecin est souvent partiellement connu, parfois même déformé par le malade, ce diagnostic étant lui-même plus ou moins exact, précis et exhaustif, parfois même la maladie n'est pas décelable dans l'état actuel de la science médicale ; par ailleurs, chaque individu se réfère implicitement à des normes de santé liées à ses caractéristiques psychologiques (endurance, lucidité, émotivité, etc...) et sociologiques (influence du milieu social, de la famille, du niveau culturel, etc...)

b) **des possibilités financières, familiales, sociales**, de l'individu, du « **prix** » en quelque sorte qu'il peut consacrer à sa santé aussi bien en temps et en préoccupation qu'en argent.

c) **du marché médical** (c'est-à-dire la densité de l'équipement médical et son niveau technique) devant lequel se trouve l'individu. L'utilisation qu'il peut en faire dépend, entre autres, de la connaissance qu'il en a et des moyens de transport dont il peut disposer.

d) enfin, une fois le processus de soins déclenché, la dépense médicale dépend souvent de la **prescription** du médecin. Notons que le médecin tient souvent compte des possibilités financières ou sociales qu'il attribue à son client, pour établir sa prescription, dont, en outre la nécessité de l'exécution n'est pas toujours perçue par le malade.

### 2. — La dépense potentielle

Si l'on tient compte de la moindre maladie, du plus petit trouble qui rompt l'état de santé, on doit admettre que tous les individus sont plus ou moins malades : chaque individu est donc affecté à un instant (t) d'un état pathologique plus ou moins grave, quoique non mesurable actuellement. Nous admettrons qu'il existe un nombre (X) mesurant les soins médicaux nécessaires en fonction de cet état pathologique.

---

(1) La liste exhaustive des biens et services réunis dans cette étude sous ce vocable est donnée page 10.

Pour illustrer ce concept, supposons que chaque individu puisse être soumis aux examens médicaux et analyses les plus complets (ce qui actuellement nécessiterait une longue hospitalisation). Une équipe de médecins, de toutes spécialités, après examen de la personne et de son dossier, évaluerait alors les soins médicaux nécessaires (aussi minimes soient-ils) pour remédier au maximum à son état pathologique. Cette évaluation approcherait de la variable (X). En effet, même l'examen le plus complet dans l'état actuel de la science ne permet pas de découvrir nombre d'affections dont le sujet peut être déjà atteint, parfois graves, parfois même rapidement mortelles (par exemple, insuffisance coronarienne évoluant vers infarctus, cancer microscopique, etc...).

On pourrait également introduire la variable (X) de la manière suivante :

Considérons l'espace  $R^n$  des maladies à n dimensions, chaque axe représentant un caractère supposé mesurable d'une maladie particulière (chronique, invalidant, mortel) ; chaque individu selon ses maladies peut être représenté par un point M de  $R^n$ . Nous définirons alors les soins médicaux nécessaires (X) comme l'application du point M de  $R^n$  sur un axe OX, cette application dépendant d'un état donné des techniques médicales.

Un individu consomme des soins médicaux, lorsque son état pathologique dépasse un certain degré de gravité qui entraîne la rupture de sa résistance à la consommation médicale. Un individu (I) sera donc consommateur de soins médicaux ( $y_I \neq 0$ ) si ( $X_I$ ) dépasse un certain seuil ( $S_I$ ). Au-delà du seuil ( $S_I$ ) de consommation, les variables ( $X_I$ ) et ( $y_I$ ) existent simultanément et sont liées par une relation stochastique :

$$y_I = g(X_I) + \varepsilon_I \quad \text{pour } X_I \geq S_I$$

Nous supposons que la fonction (g) est strictement croissante et continue, ce qui est vraisemblable.

Moyennant les hypothèses faites sur g(X), on peut par une transformation fonctionnelle passer de la variable (X) à une variable (x) que nous appellerons **dépense potentielle** (1) qui rendrait la liaison linéaire : ceci revient à changer la mesure sur (X) ce qui ne présente pas d'inconvénient à ce stade, aucune métrique préalable n'étant déterminée sur cette variable.

## B. — LE MODÈLE

### I. — Cas d'une population

Nous présenterons d'abord le modèle pour une population P aussi homogène que possible quant aux facteurs qui conditionnent la consommation médicale. Bien que les troubles pathologiques ne puissent être actuellement mesurés, on sait qu'ils sont très fortement liés au sexe et à l'âge (2). La population P sera donc composée d'individus de même âge, de même sexe et de mêmes caractéristiques socio-économiques.

(1) Nous avons choisi le terme de « dépense potentielle » car il répond le plus précisément à la conception de notre modèle et à l'unité dans laquelle cette grandeur sera exprimée. On aurait pu choisir le terme plus général de « consommation potentielle » dans la mesure où cette notion pourrait être exprimée en quantités physiques d'actes médicaux nécessaires. Le terme de « besoin médical » conviendrait également, si l'on pouvait mesurer effectivement les « soins médicaux nécessaires » évoqués plus haut.

(2) Une première exploitation des données, que pouvait fournir l'enquête déjà citée, sur les affections pathologiques, a décrit ce phénomène ; cf :

— ROSS (J.), **Renseignements obtenus sur la morbidité au cours d'une enquête de consommation**. Thèse de Médecine, Paris, 1963.

— PÉQUIGNOT (H.), RÖSCH (G.), MAGDELAINE (M.) et ROSS (J.). **La morbidité étudiée dans une enquête sur la consommation médicale**. Revue d'Hygiène et Médecine Sociale, tome 2, 1963, n° 8.

— Un article sur ce sujet doit paraître prochainement dans « Consommation ».

Les individus de la population P se distribuent selon la dépense potentielle ( $x$ ), avec une densité de probabilité  $f_P(x)$  inconnue. Cette distribution caractérise la population P au même titre que les distributions des tailles ou des poids des individus qui la composent.

Nous ne disposons actuellement d'aucun renseignement sur la valeur de ( $X$ ) pour les individus enquêtés : notre travail repose donc uniquement sur l'étude des distributions des ( $y$ ) dont nous avons déduit celles des ( $x$ ) qui jouent ainsi le rôle de variables auxiliaires.

A partir d'une certaine valeur ( $s_P$ ) de la dépense potentielle qui correspond au besoin ressenti et pouvant être satisfait, c'est-à-dire à la rupture de la résistance à la consommation, les individus de P font appel aux soins médicaux ; ( $y$ ) et ( $x$ ) existent alors simultanément (voir graphique 1) et, en admettant les hypothèses précédentes sur  $g(X)$ , ils sont liés par les relations :

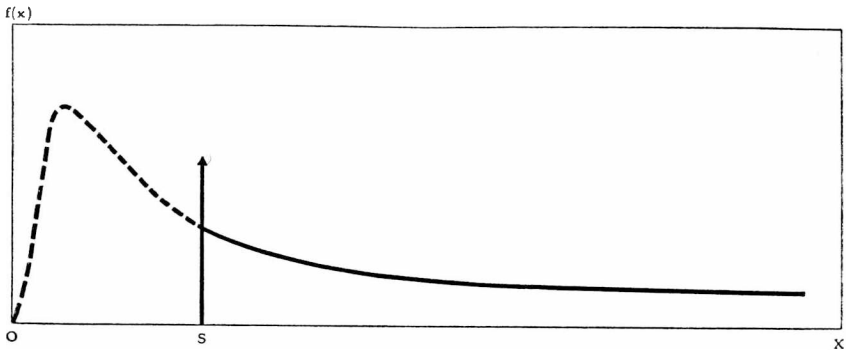
$$y = a(x - s_P) + \varepsilon \quad \text{pour } x \geq s_P$$

$$y = 0 \quad \text{pour } x < s_P$$

a étant un paramètre d'échelle que nous prendrons par la suite égal à l'unité.

### GRAPHIQUE 1

Densité de probabilité de la dépense potentielle de la population P



## 2. — Cas de deux ou plusieurs populations

Considérons deux populations  $P_1$  et  $P_2$  composées d'individus de même âge et de même sexe, mais de catégories socio-économiques différentes. Nous admettrons que **les distributions des dépenses potentielles de ces deux populations sont les mêmes**. En toute rigueur, cette hypothèse simplificatrice n'est pas vraie ; en effet, les conditions de vie et les soins antérieurs ont sans doute une influence sur l'état pathologique actuel (1).

(1) Dans bien des cas, plus les soins antérieurs auront été importants et efficaces, moins grave sera l'état pathologique actuel ; il en est ainsi pour le tuberculeux bien traité, le diabétique bien suivi, la fracture bien consolidée, etc...

Cependant cette approximation, dont aucune statistique ne permet de mesurer actuellement le degré, semble ici acceptable, les biais qu'elle introduit restant faibles devant les erreurs d'échantillonnage dues au petit nombre de personnes enquêtées.

Par contre, les seuils ( $s_1$ ) et ( $s_2$ ) à partir desquels les individus de  $P_1$  et  $P_2$  commencent à consommer sont **différents** et **caractéristiques** des populations  $P_1$  et  $P_2$ , puisqu'ils dépendent respectivement de l'idée que se font les populations de leur état de santé et de leurs besoins ainsi que de leurs possibilités et du niveau des techniques médicales qui s'offrent à elles. Naturellement, plus le **seuil de consommation est faible** pour une population, plus sa **dépense médicale sera forte**.

Ceci s'étend d'une manière évidente au cas de plus de deux populations.

### III. — LES DONNÉES UTILISÉES

Il est évident qu'à chaque type de problème devrait correspondre un type d'enquête particulier. Les enquêtes auprès des ménages dites « de budget de famille », qu'elles portent sur l'ensemble du budget ou sur un poste important de celui-ci, peuvent répondre essentiellement à deux objectifs :

— établir des **estimations globales** (moyennes, pourcentages, élasticité, etc...) valables au niveau de la France entière. En ce cas, on doit s'efforcer d'avoir un échantillon représentatif et dans la mesure où il ne l'est pas, on le « redresse » en reproduisant un certain nombre de questionnaires issus des catégories sous-représentées. Jusqu'à présent, la plupart des études économétriques en France ont été faites sur des données obtenues à partir d'enquêtes de ce type,

— permettre une **analyse de comportement**. Pour vérifier ou tester certaines hypothèses, on doit s'efforcer d'obtenir des observations « toutes choses égales d'ailleurs » afin de s'approcher des conditions d'une « expérience », impraticable dans les sciences humaines. Par analogie, ce type d'enquête pourrait être dit expérimental. En ce cas, on doit exiger une information souvent très spécialisée et très détaillée, mais on admet qu'elle puisse ne porter que sur une sous-population entrant très précisément dans le cadre de l'étude et non nécessairement représentative de l'ensemble du pays (définie par exemple par un plan d'expérience).

L'enquête par sondage sur les soins médicaux dont nous disposons, est avant tout une **enquête pilote** (1) qui, en nous fournissant une première description de la consommation médicale (2) pouvait permettre de formuler des hypothèses et d'élaborer un premier modèle ; c'est ce que nous avons fait, en ne considérant toutefois que l'échantillon non redressé (chaque questionnaire ne comptant qu'une seule fois) afin d'obtenir des observations indépendantes. En réalité, elles ne le sont pas rigoureusement puisque l'unité statistique de l'enquête était le ménage (pour des raisons évidentes de coût), alors que celle de notre étude ne pouvait être que l'individu,

---

(1) Si de telles enquêtes avaient déjà été réalisées en Amérique, c'est à notre connaissance la première étude de ce type effectuée en Europe.

(2) Voir **Consommation**, n° 1, 1962, article déjà cité. La lecture de cet article rend plus aisée la compréhension de ce travail, et donne toutes les indications sur les caractéristiques et l'exécution de l'enquête.

étant donné le rôle prépondérant du sexe et de l'âge. Certains effets de grappe ont donc pu s'introduire, dus à la relative similitude de comportement des individus d'un même ménage, d'autant plus sensible pour les soins médicaux que les décisions, du moins pour les enfants, sont en général prises par une même personne : la mère de famille.

Remarquons par ailleurs que, si certains caractères sont vraiment propres à l'individu (âge, sexe, éventuellement mode d'assurance), la plupart des critères que nous étudierons par la suite sont communs à tous les membres d'un même ménage (type de famille, revenu par tête, catégorie socio-professionnelle du chef de ménage). Ces restrictions nous imposeront de ne conclure que dans les cas où le nombre d'individus est assez important.

Les dépenses (1) de soins médicaux étaient relevées par les ménages sur un carnet de comptes tenu pendant **un mois** ; la durée de la période d'observation est très importante, elle conditionne les résultats

Les renseignements fournis par l'enquête sur les frais d'hospitalisation sont très insuffisants et n'ont pu par conséquent être exploités (2). Les frais de dentiste et de stomatologue n'ont pas été pris en compte, leur liaison avec l'âge et le sexe étant d'une nature différente.

Nous entendrons donc par **soins médicaux** :

- les actes de médecin où qu'ils aient eu lieu (visites à domicile, consultations à l'hôpital, au cabinet du praticien, etc...) ;
- les actes de radiologie, radiothérapie et électrothérapie ;
- les analyses de laboratoire ;
- les actes d'auxiliaires (infirmières, sages-femmes, masseurs, etc...) ;
- les acquisitions individualisées de produits pharmaceutiques avec ou sans ordonnance ;
- les acquisitions de lunetterie médicale et appareils de prothèse (autres que dentaires).

La consommation de **l'un quelconque au moins** de ces services ou biens rend l'individu **consommateur de soins médicaux** au sens de cette étude.

Les ménages en réalité ne relevaient pas leurs dépenses mais leurs débours, ce qui peut introduire une distorsion pour les actes payés en tiers payant partiel ; en fait, ils sont très rares dans l'enquête (3) pour les soins étudiés ; nous avons assimilé le débours à la dépense elle-même dans ce cas. Les actes gratuits n'étaient pas mentionnés dans le carnet de compte, nous n'avons donc pu en tenir compte ; remarquons cependant que ces actes relèvent en grande partie de la médecine préventive qui s'intègre mal à notre schéma. Par ailleurs les mineurs et leurs familles sont exclus de notre étude car c'est la seule population importante bénéficiant de soins gratuits.

Les individus observés dans l'enquête se répartissent de la manière suivante par sexe et en dix tranches d'âge.

---

(1) Ces données ne correspondent qu'à une partie de l'information fournie par l'enquête puisqu'un interview très complet portait aussi sur les actes eux-mêmes.

(2) Voir article déjà cité, p. 29.

(3) Les pourcentages d'actes réglés en tiers payant partiel calculés sur le mois d'interview sont les suivants : actes de médecins 0,4% ; analyses 1,3% ; actes de radiologues 1,8%.

TABLEAU I

## Structure de l'échantillon par sexe et âge

AGES	HOMMES	FEMMES
De la naissance à 23 mois .....	155	122
De 2 à 9 ans .....	789	773
De 10 à 19 ans .....	786	730
De 20 à 29 ans .....	451	529
De 30 à 39 ans .....	703	764
De 40 à 49 ans .....	540	572
De 50 à 59 ans .....	667	694
De 60 à 69 ans .....	411	538
De 70 à 79 ans .....	207	317
80 ans et plus .....	62	85
<b>TOTAL .....</b>	<b>4 771</b>	<b>5 124</b>

Nous avons alors établi les vingt distributions cumulées des dépenses de soins médicaux qui correspondent aux dix tranches d'âge et aux deux sexes.

A partir de ces données, nous répondrons à notre premier objectif, estimer les distributions  $f(x)$  de dépenses potentielles pour les dix tranches d'âge et les deux sexes.

Dans une deuxième étape, nous éliminerons l'effet, ainsi mesuré, de l'âge et du sexe, pour tenter de dégager les effets de certains critères socio-économiques en estimant les seuils de consommation médicale qui correspondent aux différents groupes étudiés.

#### IV. — LES DISTRIBUTIONS DE DÉPENSES POTENTIELLES : EFFET DES FACTEURS BIOLOGIQUES

Nous avons vu (chapitre I) que, dans le modèle proposé, l'influence de l'âge et du sexe se manifestait par la forme de la fonction de répartition de la variable aléatoire ( $x$ ) — dépense potentielle ; la mesure de cet effet se ramène donc à la recherche, pour les différentes tranches d'âge et les deux sexes (indice  $i$ ) de ces fonctions de répartition  $F_i(x)$ . Tous les individus enquêtés, quelles que soient leurs caractéristiques socio-économiques, ont été répartis en vingt classes (voir tableau I).

##### A. — PRINCIPE DE LA MÉTHODE

Considérons une classe ( $i$ ) ainsi déterminée et composée de ( $N_i$ ) individus ; parmi ceux-ci un certain nombre ( $m_i$ ) n'ont pas consommé de soins médicaux durant le mois d'observation : ce sont ceux dont la dépense potentielle ( $x$ ) est inférieure au seuil ( $s_i$ ) (1). Le rapport  $\left( p_{i0} = \frac{m_i}{N_i} \right)$  est donc

(1) Pour effectuer cette étape du calcul nous avons ramené les différents seuils ( $s_{ij}$ ) à leur moyenne ( $s_i$ ), voir annexe, section 4, p. 33.

une estimation de l'intégrale de la fonction de densité  $f_i(x)$  prise entre (0) et (s) et l'on a :

$$E[p_{i0}] = F_i(s_i)$$

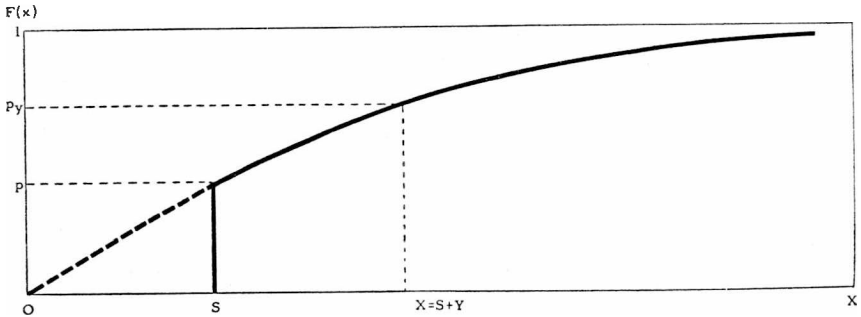
Parmi les  $(n_i)$  consommateurs soit  $(n_{iy})$  le nombre d'individus ayant consommé moins de (y) francs durant la période d'observation ; de même que précédemment sachant que  $(x = y + s_i)$ , le rapport  $(p_{iy} = \frac{m_i + n_{iy}}{N_i})$  est l'estimation de l'intégrale de la fonction de densité  $f_i(x)$  prise cette fois entre (0) et (x) et l'on a :

$$E[p_{iy}] = F_i(x)$$

Nous obtenons ainsi, à partir d'une valeur  $(s_i)$  inconnue une observation aléatoire de la fonction de répartition  $F_i(x)$  de la variable (x). De cette observation d'une partie de  $F_i(x)$ , celle correspondant à  $(s_i \leq x < \infty)$ , nous chercherons à déduire la forme de  $F_i(x)$  pour  $(0 \leq x < \infty)$  (voir graphique 2).

## GRAPHIQUE 2

Fonction de répartition de la dépense potentielle



Pour chacune des tranches d'âge considérées, nous avons constaté que les observations s'ajustaient d'une manière très satisfaisante à des lois log-normales tronquées (1).

L'état pathologique d'un individu à un instant donné résulte de l'action d'un grand nombre de facteurs, susceptibles de le modifier dans un sens ou dans l'autre (agression microbienne ou soins par exemple). L'observation de lois log-normales s'expliquerait alors si l'on admet que ces facteurs multiplient leurs effets (2) : un tel schéma semble cohérent avec l'état actuel des connaissances médicales.

(1) Comme souvent dans ce cas, des lois de Pareto s'ajusteraient également de façon satisfaisante sur les observations.

(2) D'une manière plus précise, les logarithmes de ces facteurs devraient satisfaire aux conditions de Borel.



Ces lois se présentent sous la forme suivante :

$$f_i(x) dx = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_i}} \cdot \text{Exp} \left\{ -\frac{1}{2\sigma_i^2} (\text{Log } x - \mu_i)^2 \right\} d \text{Log } x$$

soit, puisque  $x = s_i + y$

$$f_i(s_i + y) dy = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_i}} \cdot \text{Exp} \left\{ -\frac{1}{2\sigma_i^2} \left[ \text{Log} (s_i + y) - \mu_i \right]^2 \right\} d \text{Log} (s_i + y)$$

Les paramètres à estimer sont :  $s_i$ ,  $\mu_i$ , et  $\sigma_i$ .

Il existe des méthodes d'estimation par approximations successives se déduisant de celle du maximum de vraisemblance (1), mais les calculs en sont très lourds et la petite taille de l'échantillon ainsi que la grande dispersion des dépenses ne justifiaient pas des calculs de cette envergure ; nous avons donc adopté une méthode semi-graphique (voir annexe I).

## B. — LES RÉSULTATS

### 1. — Les seuils ( $s_i$ )

Nous avons trouvé des seuils ( $s_i$ ) dont les **variations semblent indépendantes du sexe et de l'âge**. Nous avons retenu une valeur moyenne ( $s$ ) égale à 10 (2) en supposant que les écarts à cette valeur étaient dus aux erreurs d'échantillonnage : c'est-à-dire que les individus, quels que soient leur âge et leur sexe, **commencent à consommer des soins médicaux** pour une même valeur de dépense potentielle. Les éventuelles différences de comportement dues à l'âge et au sexe (3) ne sont pas sensibles dans une enquête de si petite taille. Dans la suite de l'exposé, le seuil ( $s$ ) ne sera donc plus affecté de l'indice (i) (indice attribué à l'âge).

En fait, ceci n'est vrai que pour les individus (aussi bien pour les hommes que pour les femmes) âgés de moins de 70 ans. Pour les vieillards, il semble que le seuil s'accroisse très rapidement avec l'âge, ceci rejoint ce que l'on sait par ailleurs sur la sous-consommation médicale des personnes âgées. Il nous est difficile d'étudier ce phénomène de manière plus approfondie, en effet :

— d'une part, notre échantillon comprend peu de vieillards du fait de sa petite taille ;

— d'autre part, les vieillards sont mal représentés du fait que les personnes hospitalisées, particulièrement nombreuses dans ces classes d'âge, échappent à cette étude.

### 2. — Les écarts types ( $\sigma_i$ ) des lois de Log (x)

Les écarts types trouvés ( $\sigma_i$ ) sont distribués de manière aléatoire autour de 1,55 et indépendamment de l'âge et du sexe. Ce résultat inattendu, auquel nous n'avons pas trouvé encore d'explication satisfaisante, d'un

(1) Cf. H. F. FREUNDLICH, La méthode du maximum de vraisemblance pour l'estimation des taux de survie à 5 ans, *Revue de Statistique Appliquée*, 1962, Vol. X, n° 3.

(2) Exactement 9,9, la précision de nos estimations nous a fait retenir le nombre 10 qui simplifie les calculs ultérieurs.

(3) Un travail plus approfondi est actuellement en cours : il semble faire apparaître que les seuils des hommes sont légèrement supérieurs à ceux des femmes.

écart type indépendant de l'âge et du sexe a par la suite considérablement simplifié nos calculs.

Ces deux premiers résultats, seuil et écart type indépendants de l'âge, n'ont pu être testés étant donné notre méthode d'estimation (1) : nous ne sommes pas en mesure de connaître la précision de chacun des paramètres trouvés. En tout état de cause, cette indépendance n'est pas **indispensable à la validité du modèle**, elle en simplifie seulement l'application.

### 3. — Les moyennes ( $\mu_i$ ) des lois de Log (x)

Les valeurs des ( $\mu_i$ ) trouvés varient avec l'âge et le sexe dans le sens que l'on pouvait attendre (voir tableau 2).

TABLEAU 2

Moyennes ( $\mu_i$ ) de Log x et médianes ( $M_i$ ) de x en fonction de l'âge et du sexe

AGES	HOMMES		FEMMES	
	$\mu_i$	$M_i$	$\mu_i$	$M_i$
De la naissance à 23 mois .....	2,29253	9,9	1,60944	5,0
De 2 à 9 ans .....	1,30833	3,7	0,97456	2,7
De 10 à 19 ans .....	0,87547	2,4	0,78846	2,2
De 20 à 29 ans .....	0,54812	1,7	1,38629	4,0
De 30 à 39 ans .....	0,91629	2,5	1,48160	4,4
De 40 à 49 ans .....	1,19089	3,3	1,57898	4,9
De 50 à 59 ans .....	1,59939	5,0	1,93152	6,9
De 60 à 69 ans .....	2,00148	7,4	2,17475	8,8
De 70 à 79 ans .....	2,34181	10,4	2,37955	10,8
80 ans et plus .....	2,54160	12,7	2,57261	13,1

Ces résultats apparaissent de façon plus évidente si on les présente sous la forme d'une valeur centrale s'exprimant directement en dépenses potentielles (et non en logarithmes) ; nous avons retenu la médiane ( $M_i$ ) avec  $\text{Log } M_i = \mu_i$ .

Pour les hommes, la médiane ( $M_i$ ) décroît d'abord avec l'âge, passe par un minimum entre 20 et 30 ans, puis croît de manière continue jusqu'aux âges avancés. Cette croissance a une allure exponentielle (voir graphique 3).

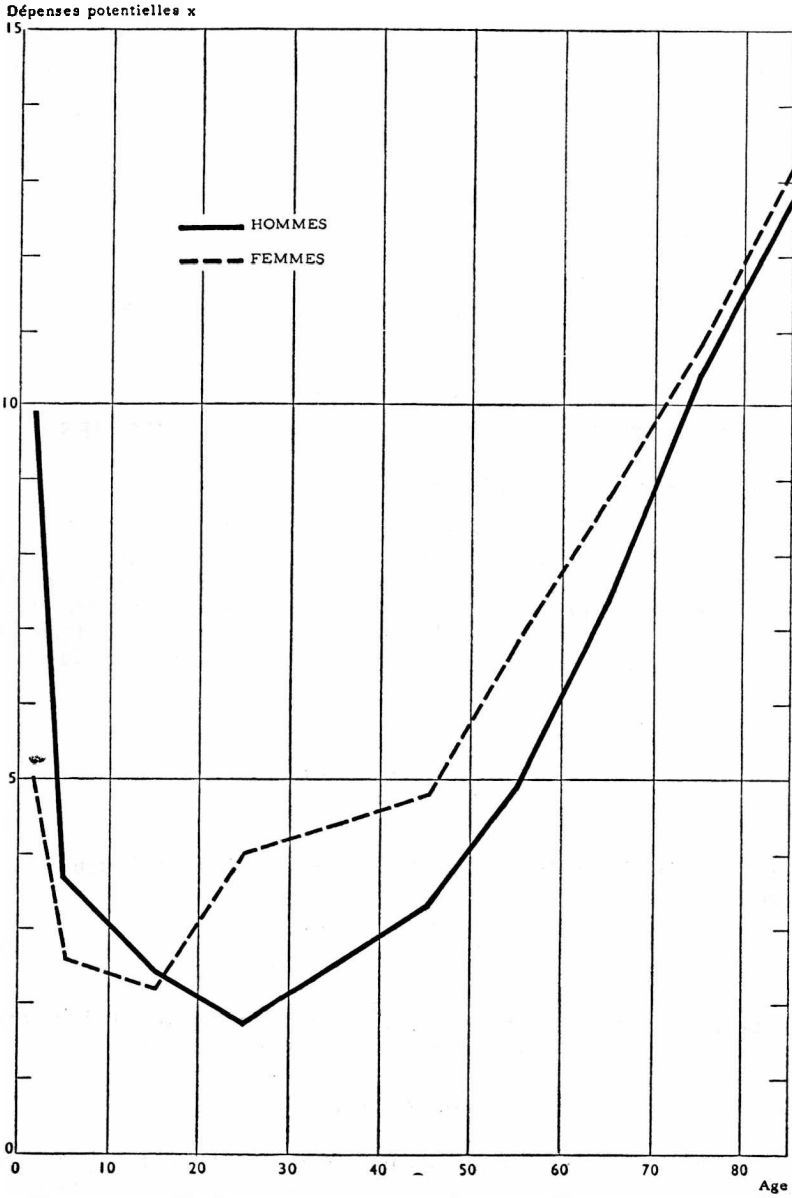
Pour les femmes, la courbe des médianes a la même allure que celle des hommes, toutefois elle présente une bosse entre 20 et 40 ans, due aux besoins liés à la maternité et aux troubles gynécologiques. On remarquera que **cette courbe est située à un niveau plus élevé que celle des hommes**. Pour les filles de 0 à 2 ans, il semble que leur très faible dépense potentielle soit due en partie à une erreur d'échantillonnage (2) (voir graphique 3).

(1) Seule une enquête ultérieure conçue pour tester ces hypothèses permettrait de le faire.

(2) On sait cependant que les troubles pathologiques des filles sont moins fréquents et moins graves que ceux des garçons.

### GRAPHIQUE 3

Médianes  $M_i$  des dépenses potentielles en fonction de l'âge



En résumé, l'influence de l'âge et du sexe **se manifeste uniquement à travers les paramètres** ( $\mu_i$ ) ; en effet, nous avons trouvé un **seuil indépendant du sexe et de l'âge** : nous admettrons que cette constance, établie pour l'ensemble de la population enquêtée, se conserve au niveau des classes ( $P_j$ ) de populations de mêmes caractéristiques socio-économiques (par exemple, de même tranche de revenu ou de même type de famille).

Rappelons que pour faire ces estimations nous n'avons pu tenir compte des dépenses hospitalières : **nos données concernent en effet uniquement la médecine de ville**. Il serait indispensable pour obtenir de meilleures estimations, aussi bien des lois des dépenses potentielles que des seuils, d'introduire les dépenses hospitalières. Cependant les pourcentages d'hospitalisés pendant un mois étant faibles, les précisions apportées ne modifieraient pas de manière trop importante les résultats.

En partant du modèle présenté au chapitre I et des résultats obtenus, les dépenses de soins médicaux suivent des lois log-normales tronquées dont l'écart type ( $\sigma$ ) est constant, **la moyenne** ( $\mu_i$ ) **dépend de l'âge et du sexe ; le seuil** ( $s_j$ ) **des caractéristiques socio-économiques**.

## V. — LES SEUILS : EFFET DES FACTEURS SOCIO-ÉCONOMIQUES

### A. — PRINCIPE DE LA MÉTHODE

L'étude de l'influence des facteurs socio-économiques se ramène à la seule détermination des différents seuils ( $s_j$ ). L'échantillon étant très petit, il n'était pas possible de refaire, au niveau des sous-populations, les estimations effectuées sur les distributions des ( $y$ ) de la population totale. Nous avons donc estimé les seuils ( $s_j$ ) par une méthode statistique dont l'une des étapes est inspirée de « l'analyse probit » (1). La méthode repose sur les remarques suivantes :

si l'on fait le changement de variable,

$$u_i = \frac{\text{Log } x - \mu_i}{\sigma}$$

( $u_i$ ) suit une loi de Laplace-Gauss  $G(u)$  centrée réduite, et le seuil ( $s_j$ ) est transformé en :

$$t_{ij} = \frac{\text{Log } s_j - \mu_i}{\sigma}$$

La proportion ( $p_{ij}$ ) de consommateurs d'une classe d'âge ( $i$ ) et de caractère socio-économique ( $j$ ) est alors liée à ( $t_{ij}$ ) par la relation

$$(1) \quad p_{ij} \equiv G(t_{ij})$$

Or la différence entre les valeurs ( $t_{ij}$ ) et ( $t_{ik}$ ) de deux classes de même âge ( $i$ ) mais de caractéristiques socio-économiques ( $j$ ) et ( $k$ ) différentes

(1) FINNEY, *Probit Analysis*, Cambridge University Press, 1947.

est indépendante de l'âge, elle ne dépend que de (j) et (k) :

$$t_{ij} - t_{ik} = \frac{\text{Log } s_j - \mu_i}{\sigma} - \frac{\text{Log } s_k - \mu_i}{\sigma}$$

$$(2) \quad t_{ij} - t_{ik} = \frac{1}{\sigma} (\text{Log } s_j - \text{Log } s_k)$$

C'est en tenant compte des relations (1) et (2) d'une part et en montrant d'autre part que la valeur ( $s = 10$ ) trouvée pour la population totale est une bonne approximation de la moyenne géométrique des différents seuils ( $s_j$ ) que nous avons mis au point une méthode nous permettant de calculer les seuils en n'utilisant que les proportions ( $p_{ij}$ ) de consommateurs (voir annexe II).

La connaissance de ces seuils et des distributions des dépenses potentielles permet d'établir les distributions théoriques des dépenses médicales mensuelles (voir graphique 6 b) et de calculer, par exemple, des dépenses moyennes par individu, selon l'âge, le sexe et le caractère étudié.

## B. — LES RÉSULTATS

Étant donné la taille de l'échantillon, nous n'avons pu découper la population totale en plus de cinq classes quel que soit le caractère étudié.

Nous donnerons, pour chaque critère (j), la définition des différentes classes d'individus ainsi que les tableaux de structure de l'échantillon s'y rapportant. On pourra s'étonner de trouver dans ces tableaux des nombres relativement importants, il ne faut pas oublier que ces individus doivent être ensuite répartis en dix tranches d'âge.

Pour chacune des sous-populations ( $P_j$ ) nous donnerons séparément pour les deux sexes les seuils moyens ( $s_j$ ) de dépenses potentielles à partir desquels les individus de ( $P_j$ ) commencent à consommer des soins médicaux. Rappelons que ces seuils sont comparables entre eux même si les populations ont des structures par âge différentes, l'effet de ce facteur ayant été éliminé.

En nous inspirant du classement des facteurs non médicaux<sup>(1)</sup> qui conditionnent la consommation médicale d'un individu, nous avons distingué trois types de critères socio-économiques influençant la consommation d'une population :

**Les facteurs sociologiques.** — Ce sont les facteurs non financiers, propres à l'individu, liés aux charges que lui impose son activité quotidienne, à sa situation sociale, à son niveau d'instruction. On peut penser que ce sont les facteurs qui conditionnent sa conception de la santé, sa connaissance des moyens de soins, l'attention qu'il porte à ses maladies, le temps dont il dispose pour se soigner.

**Les facteurs économiques :** essentiellement les revenus et les prix qui conditionnent les **possibilités monétaires** de satisfaire le besoin ressenti de soins médicaux.

**Le marché médical** qui conditionne les **possibilités techniques** de satisfaire ce besoin : c'est-à-dire la densité de l'équipement médical et son niveau technique (éventuellement le réseau de transport qui le dessert).

Remarquons que des liaisons dont la nature est mal connue actuellement peuvent exister entre certains de ces facteurs.

(1) Voir chap. I, p. 5.

Parmi les facteurs du premier type, nous avons analysé :

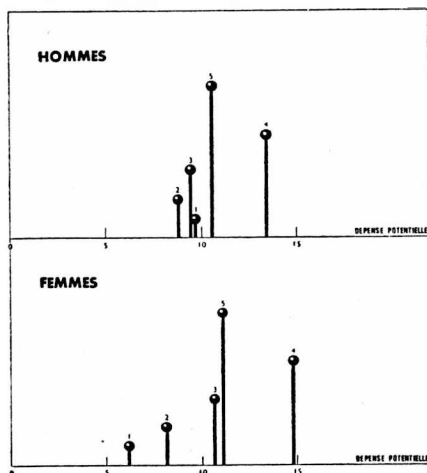
- le type de famille ;
- la catégorie socio-professionnelle du chef de ménage ;
- l'âge de fin d'étude.

### 1. — Le type de famille

L'exploitation antérieure de l'enquête ne nous permet d'étudier ce facteur que sous la forme du **nombre de personnes composant le ménage**, ce nombre variant de 1 à 13.

**GRAPHIQUE 4**

**Seuils de dépenses potentielles selon le type de famille (adultes)**



- |    |   |
|----|---|
| 1. | Individus appartenant aux ménages de 1 personne |
| 2. | — — — — — 2 personnes                           |
| 3. | — — — — — 3 ou 4 —                              |
| 4. | — — — — — 5 ou 6 —                              |
| 5. | — — — — — 7 personnes ou +                      |

(La hauteur des flèches est proportionnelle au nombre de personnes du ménage.)

Pour ce critère, nous avons dû traiter séparément les adultes (individus âgés de 20 ans et plus) et les enfants, il y a en effet très peu d'enfants dans les ménages de 2 personnes (18 garçons et 28 filles) et évidemment, pas du tout dans les ménages de 1 personne.

Les seuils obtenus pour les adultes figurent dans le tableau 3 et sont concrétisés par le graphique 4.

Lorsque la **taille de la famille augmente, la consommation médicale** des individus qui la composent diminue. Remarquons chez les **femmes l'amplitude de cet effet** dont l'existence était connue mais sous-estimée. On conçoit aisément que les charges occasionnées par l'augmentation de la taille du ménage incombent surtout à la mère de famille, lui laissant l'esprit moins libre pour être attentive à sa santé et moins de temps pour se soigner. L'effet pour les hommes est moins important mais dans le même sens, sauf pour les célibataires : les hommes

(peut-être moins sensibilisés que les femmes aux problèmes médicaux) négligent plus facilement leur santé quand ils vivent seuls. Par contre, les femmes célibataires, peut-être plus repliées sur elles-mêmes, peut-être aussi pour des raisons affectives, hésitent moins à se soigner. La position relative des seuils calculés pour les individus appartenant aux ménages très nombreux (7 personnes et plus) peut sembler curieuse, ils sont toutefois très aléatoires car ce sont des classes peu nombreuses où peuvent apparaître de forts effets de grappe.

TABLEAU 3

## Effet type de famille. Adultes (individus âgés de 20 ans et plus)

INDIVIDUS appartenant à des ménages de :	NOMBRES D'INDIVIDUS		SEUILS (1)	
	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes
1 personne .....	125	336	9,7	6,2
2 personnes .....	865	979	8,8	8,1
3 ou 4 personnes .....	1 260	1 327	9,5	10,7
5 ou 6 personnes .....	604	659	13,4	14,8
7 personnes et plus .....	187	198	10,5	11,1

(1) Seuils de dépense potentielle à partir duquel les individus commencent à consommer des soins médicaux.

Pour les enfants, comme le montrent le tableau 4 et le graphique 5, l'effet type de famille est très important; on obtient des seuils au-delà de 18 qui sont les plus élevés que nous ayons trouvés dans cette étude.

Il est assez normal de trouver des seuils comparables pour les garçons et pour les filles, puisque, jusqu'à un certain âge tout au moins, ce sont les parents qui décident de l'opportunité des soins médicaux pour les enfants.

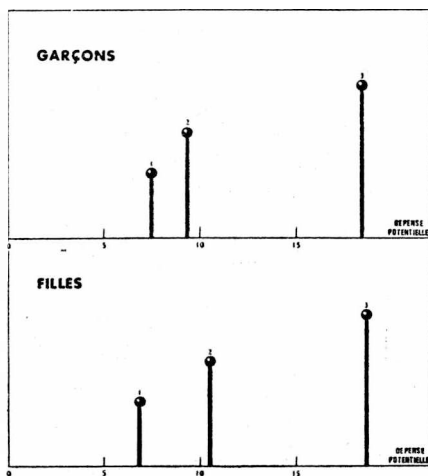
On peut supposer, pour expliquer ces différences, que l'expérience de la mère de famille (ou tout au moins celle qu'elle croit avoir acquise) croît avec le nombre d'enfants et qu'elle ressent moins le besoin de faire appel à une aide extérieure (pharmacien, médecin, etc...); par ailleurs les contraintes budgétaires sont vraisemblablement plus importantes dans les familles très nombreuses; enfin il est possible que, dans ces ménages, les enfants soient moins suivis.

Pour que le lecteur puisse avoir une idée du genre de résultats que l'on peut déduire de ce modèle, nous avons établi les **distributions théoriques des dépenses mensuelles de soins médicaux** par type de famille à partir :

- de la mesure de l'effet de l'âge (chap. III) ;
- des seuils indiqués ci-dessus.

GRAPHIQUE 5

## Seuils de dépenses potentielles selon le type de famille (enfants)



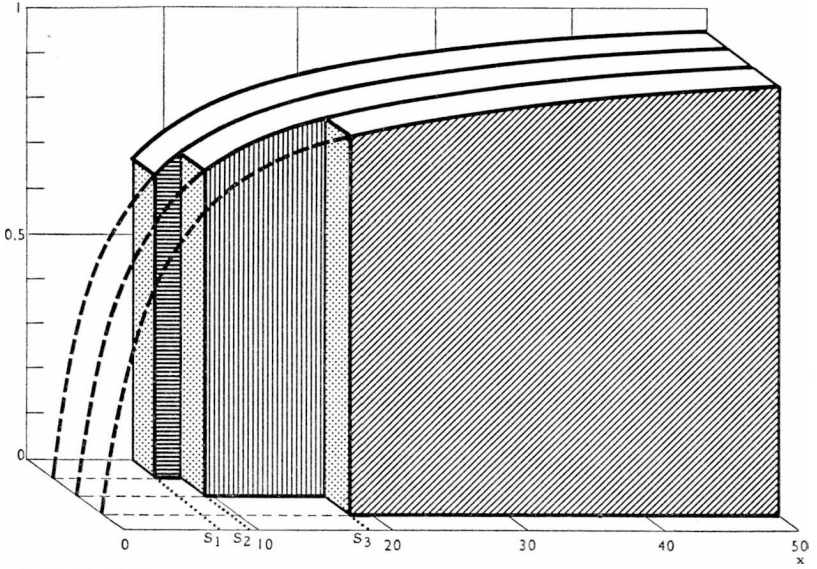
1. Enfants appartenant aux ménages de 3 à 4 person.
2. — — — — — 5 à 6 —
3. — — — — — 7 pers. et +

(La hauteur des flèches est proportionnelle au nombre de personnes du ménage.)

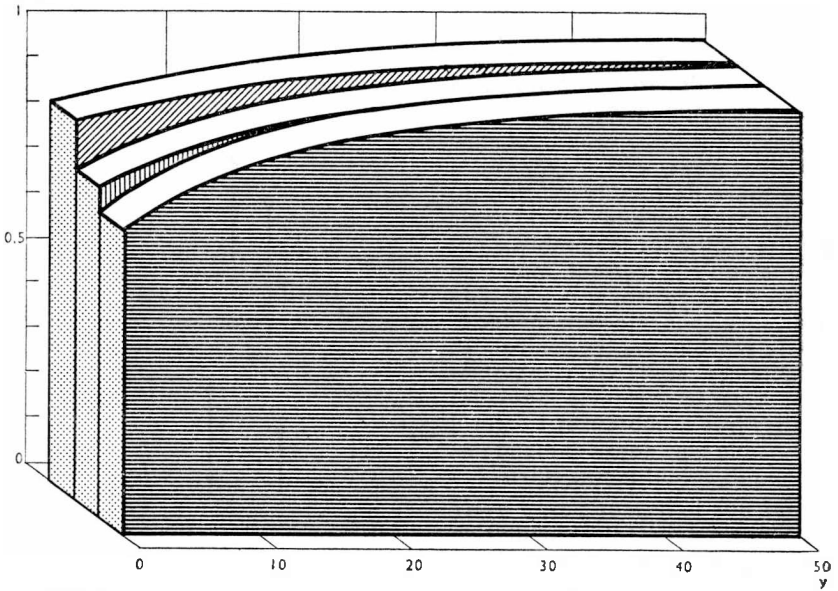
## GRAPHIQUES 6

Fonctions de répartitions théoriques des dépenses potentielles (6 a) et médicales (6 b) mensuelles selon le type de famille (garçons de 2 à 10 ans)

GRAPHIQUE 6 a



GRAPHIQUE 6 b



ENFANTS APPARTENANT AUX MENAGES DE:



3 ou 4 personnes



5 ou 6 personnes



7 personnes ou plus



TABLEAU 4

**Effet type de famille. Enfants (individus âgés de moins de 20 ans)**

ENFANTS appartenant à des ménages de :	NOMBRES D'ENFANTS		SEUILS	
	Garçons	Filles	Garçons	Filles
3 ou 4 personnes .....	644	601	7,5	6,9
5 ou 6 personnes .....	673	644	9,4	10,5
7 personnes et plus .....	395	351	18,4	18,7

Le graphique 6 b présente ces distributions pour les garçons de deux à dix ans. Nous les avons obtenues à partir de la fonction de répartition de (x) correspondant à cette tranche d'âge et qui figure sur le graphique 6 a. La distribution de (y), dépense mensuelle de soins médicaux, est donnée par la queue de celle de (x), dépense potentielle, prise à partir du seuil ; celui-ci varie avec le type de famille.

**2. — Catégorie socio-professionnelle du chef de ménage (C.S.C.)**

Pour ce caractère et les suivants, les individus appartenant aux ménages de une personne ont été éliminés, en raison de la structure socio-économique particulière de cette population ; ils sont d'ailleurs très peu nombreux.

La catégorie socio-professionnelle du chef de ménage a été considérée comme commune à tous les membres de la famille même si l'un d'entre eux, autre que le chef de famille (épouse ou grand enfant) exerce une activité professionnelle différente. Pour les hommes adultes, elle est dans la plupart des cas leur propre catégorie socio-professionnelle. Il n'en est pas de même pour les femmes dont un peu moins de la moitié restent au foyer et un quart environ exercent une activité différente de celle du chef de ménage.

Nous avons défini quatre sous-populations relativement homogènes, en particulier quant à leur statut professionnel, et qui couvrent environ 75 % des individus enquêtés, ce sont :

— les membres des ménages dont le chef est manœuvre, ouvrier, contremaître (sauf s'il est mineur car il bénéficie avec sa famille de la gratuité des soins médicaux). Pour simplifier, nous écrivons par la suite : **ouvriers** ;

— les membres des ménages dont le chef est exploitant agricole. Nous écrivons par la suite : **exploitants agricoles** ;

— les membres des ménages dont le chef appartient à l'une des catégories suivantes : employés (35 %), cadres moyens (38 %), cadres supérieurs (19 %) et salariés de la police (8 %). Nous les avons regroupés sous le vocable **d'autres salariés**.

— les membres des ménages dont le chef est artisan (52 %) ou petit commerçant (48 %) réunis sous le nom de **petits indépendants**.

Comme le montrent le tableau 5 et le graphique 7, l'effet est très important pour les hommes.

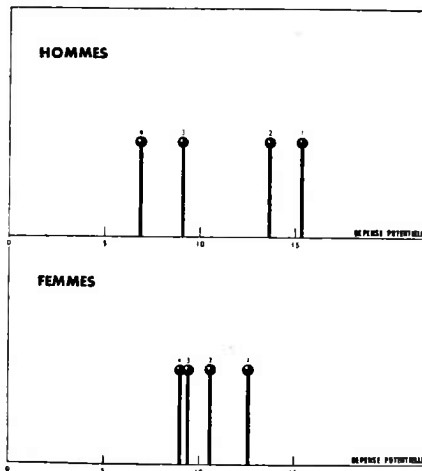
TABLEAU 5  
Effet catégorie socio-professionnelle

INDIVIDUS dont le chef de famille est :	NOMBRES D'INDIVIDUS		SEUILS	
	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes
Exploitant agricole .....	755	722	15,3	12,6
Petit indépendant .....	454	436	13,7	10,6
Ouvrier .....	1 578	1 578	9,1	9,4
Autre salarié .....	833	871	6,9	9,0

Les exploitants agricoles et les petits indépendants ont une très faible consommation, se situant bien en deçà de la moyenne générale : pour eux la maladie peut avoir des conséquences matérielles plus graves du fait qu'ils sont chefs d'entreprise et que toute absence se traduit pour eux par un manque à gagner immédiat. On peut donc penser qu'ils ne veulent pas s'avouer malades et craignent, en se soignant, de matérialiser leur maladie. Par ailleurs, ils ne bénéficient pas des Assurances Sociales<sup>(1)</sup> et peuvent hésiter devant les frais qu'entraînent les soins médicaux. L'effet pour les femmes est dans le même sens mais beaucoup moins accentué. Notons que ce caractère, s'il correspond pour les hommes à un concept bien défini, l'activité professionnelle, ne cerne, pour les femmes, que la notion parfois plus vague de catégorie sociale.

#### GRAPHIQUE 7

Seuils de dépenses potentielles selon la catégorie socio-professionnelle du chef de ménage.



Individus dont le chef de ménage est :

1. Exploitant agricole.
2. Petit indépendant.
3. Ouvrier.
4. Autre salarié.

On peut déjà indiquer ici<sup>(2)</sup> que, parmi les critères que nous avons pu étudier, ceux qui ont le plus d'influence sur la consommation médicale sont la catégorie socio-professionnelle du chef de ménage pour les hommes et le type de famille pour les femmes. De l'analyse des résultats que nous venons de présenter, on peut donc déduire que le facteur prépondérant est celui qui reflète l'activité personnelle et les responsabilités qu'elle entraîne. En particulier pour les femmes dont les charges quotidiennes (importance du ménage) semblent plus influentes que la situation sociale proprement dite.

(1) Rappelons que l'enquête a été effectuée en 1960.

(2) Voir p. 29.

Ces deux premiers critères sont liés entre eux comme le montre le tableau 6 qui donne les pourcentages d'individus en fonction de la taille de leur famille et de la catégorie socio-professionnelle du chef de ménage.

TABLEAU 6  
Structure de l'échantillon  
(en pourcentage d'individus)

TYPE DE FAMILLE \ C. S. C.	EXPLOITANT AGRICOLE	PETIT INDÉPENDANT	OUVRIER	AUTRE SALARIÉ
Ménages de 2 personnes . . . . .	14	22	14	16
Ménages de 3 ou 4 personnes . .	34	46	39	52
Ménages de 5 ou 6 personnes . .	35	25	31	24
Ménages de 7 personnes et plus.	17 } 52	7 } 32	16 } 47	8 } 32
TOTAL . . . . .	100	100	100	100

Nous étudions l'effet d'un caractère socio-économique (ici la C.S.C.) sur des classes d'individus **homogènes** selon ce **seul caractère**. Nous les appellerons donc **effets marginaux** par analogie avec les lois marginales en calcul de probabilités : ce sont les seuls qui ont pu être étudiés ici. Or les structures de ces classes selon les autres critères ne sont pas identiques ; on voit par exemple que le pourcentage de familles nombreuses est nettement plus important chez les exploitants agricoles que chez les petits indépendants. Nous appellerons de même **effet conditionnel** l'effet d'un caractère qui serait mesuré sur des classes homogènes selon tous les autres caractères c'est-à-dire « toutes choses égales d'ailleurs ».

Chaque effet conditionnel participe plus ou moins à l'effet marginal étudié selon la structure de l'échantillon. Par exemple, la faible consommation constatée pour les exploitants agricoles par l'effet C.S.C. (effet marginal) est due en partie à leur structure par type de famille. Dans ce cas, les effets conditionnels type de famille et C.S.C. jouent dans le même sens, et l'effet marginal trouvé est plus important que l'effet conditionnel. Par contre, pour les petits indépendants, dont les familles sont en général peu nombreuses, les effets conditionnels C.S.C. et type de famille vont en sens inverse et l'effet marginal trouvé pour la C.S.C. est inférieur à l'effet conditionnel.

Pour la clarté de l'exposé, nous n'avons considéré simultanément que deux caractères ; il est bien évident que le phénomène se passe en réalité dans un espace à autant de dimensions que de caractères.

### 3. — Age de fin d'étude

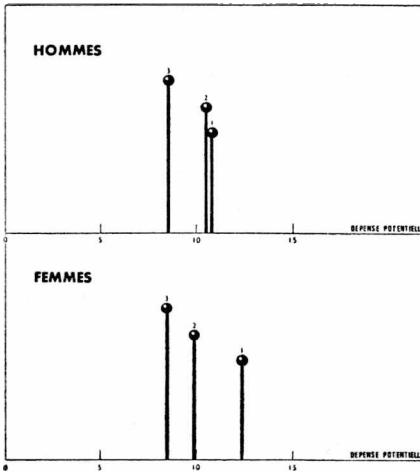
Le dernier critère sociologique que nous avons pu étudier et qui est le seul vraiment individuel, est l'âge de fin d'étude. La question n'était évidemment posée qu'aux individus âgés de plus de 14 ans et ayant terminé leurs études, mais cette formulation ne tient compte ni du type d'enseignement reçu (primaire, technique, supérieur, etc...) ni de la manière dont

TABLEAU 7  
Effet âge de fin d'étude

INDIVIDUS ayant étudié jusqu'à :	NOMBRES D'INDIVIDUS		SEUILS	
	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes
7 à 12 ans .....	726	776	10,8	12,4
13 ou 14 ans .....	1 543	1 681	10,5	9,9
15 ans et plus .....	822	873	8,5	8,4

GRAPHIQUE 8

Seuils de dépenses potentielles  
selon l'âge de fin d'études



Individus ayant terminé leurs études à :

1. 12 ans au moins.
2. 13 ou 14 ans.
3. 15 ans ou plus.

(La hauteur des flèches est proportionnelle à l'âge de fin d'études.)

il a été suivi (réussite aux examens en particulier), ce n'est donc qu'une mesure très imparfaite du niveau d'instruction. Par ailleurs, la moitié des individus ont déclaré avoir terminé leurs études à 13 ou 14 ans, nous n'avons donc pu conserver que très peu de classes. L'effet saisi de cette manière rudimentaire est peu important, comme le montrent le tableau 7 et le graphique 8.

\*  
\*   \*

Nous avons pu étudier deux facteurs économiques, l'un directement bien que d'une manière sommaire : **le revenu par tête**, l'autre très indirectement, puisque nous avons approché l'effet **prix** en considérant que les taux de remboursements sont différents selon les modes d'assurance.

#### 4. — Le revenu

Plutôt que le revenu du ménage, nous avons préféré analyser le revenu par tête <sup>(1)</sup> comme indicateur des possibilités réelles de la famille. Ce revenu, comme dans toutes les enquêtes auprès des ménages, est peu précis : l'enquêteur demandait à la personne interrogée de situer le revenu annuel du ménage entre des limites données à l'avance.

(1) Nous n'avons pu avoir recours aux classiques unités de consommation, pour des raisons matérielles de perforations. L'imprécision de cette donnée ne justifiant pas en tout état de cause les importants suppléments de chiffrage qui auraient été nécessaires.

Malgré cette réserve, l'effet obtenu est très net (voir tableau 8 et graphique 9) et confirme ce que l'on avait déjà entrevu.

TABLEAU 8  
Effet revenu par tête

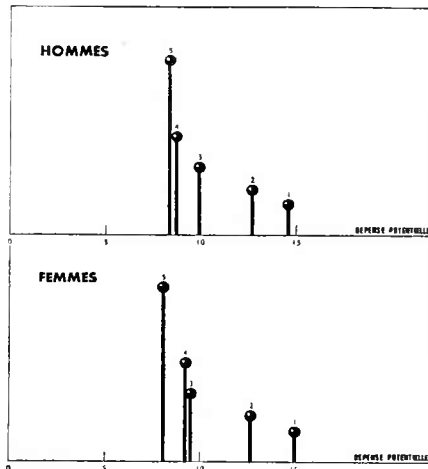
LIMITES DE CLASSES du revenu annuel par personne en francs	CENTRES de classes	NOMBRES D'INDIVIDUS		SEUILS	
		Hommes	Femmes	Hommes	Femmes
540- 930	800	223	255	14,6	15,0
980-1 380	1 200	1 019	1 031	12,3	12,7
1 480-2 180	1 750	1 181	1 152	9,9	9,5
2 200-3 430	2 550	1 346	1 368	8,7	9,3
3 450-8 000	4 600	757	854	8,4	8,1

L'effet est très important lorsqu'on passe des revenus très bas aux revenus bas, puis va en s'atténuant lorsqu'on atteint les revenus moyens. Malheureusement la taille de l'enquête ne nous a pas permis d'isoler les hauts revenus et d'atteindre la saturation qui apparaît nettement. Comme précédemment l'effet mesuré est ici marginal ; les revenus moyens, par tête, des familles nombreuses sont plus faibles, les effets conditionnels de ces deux caractères jouent dans le même sens et sont donc inférieurs aux effets marginaux trouvés.

D'autre part, les revenus sont également liés à la catégorie socio-professionnelle du chef de ménage, pour les exploitants agricoles qui ont les revenus les plus bas et pour les autres salariés qui ont les plus hauts revenus, les effets conditionnels sont également inférieurs aux effets marginaux. Par contre, les revenus des « petits indépendants » sont supérieurs à ceux des ouvriers ; les effets conditionnels, C.S.C. et revenu, sont donc dans ce cas de sens contraire. Ils peuvent dans une certaine mesure se compenser et sont supérieurs aux effets marginaux.

GRAPHIQUE 9

Seuils de dépenses potentielles selon le revenu



- |    |                                      |             |
|----|--------------------------------------|-------------|
| 1. | Limite du revenu annuel par personne | 540 à 930   |
| 2. | —                                    | 980 à 1380  |
| 3. | —                                    | 1480 à 2180 |
| 4. | —                                    | 2200 à 3430 |
| 5. | —                                    | 3450 à 8000 |

(La hauteur des flèches est proportionnelle au revenu par tête.)

## 5. — Mode d'assurance

Nous avons classé cette caractéristique dans les critères économiques, car pour les individus couverts par un même mode d'assurance (donc bénéficiant des mêmes remboursements) les « prix » réels des soins médicaux sont voisins.

Toute mesure de ces prix ne pourrait être que très rudimentaire.

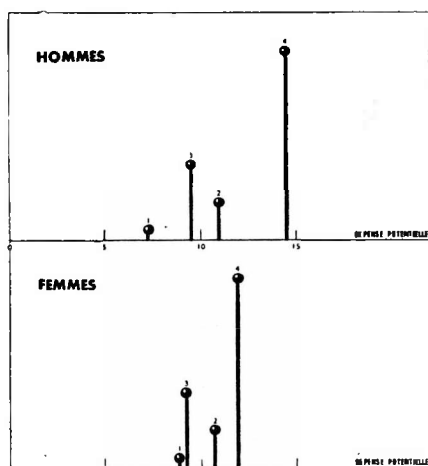
Les résultats sont présentés au tableau 9 et au graphique 10.

TABLEAU 9  
Effet mode d'assurance

INDIVIDUS	NOMBRES D'INDIVIDUS		SEUILS	
	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes
Non protégés <sup>(1)</sup> .....	767	860	14,5	11,9
Ne bénéficiant que de la Sécurité Sociale ..	2 007	2 128	11,0	10,7
Ne bénéficiant que d'une mutuelle .....	294	284	9,5	9,2
Bénéficiant de la Sécurité Sociale et d'une mutuelle .....	1 439	1 441	7,3	8,9

(1) Sauf éventuellement par une assurance privée.

GRAPHIQUE 10  
Seuils de dépenses potentielles  
selon le mode d'assurance



1. Individus protégés par : Sécurité sociale + mutuelle
2. — — — Mutuelle
3. — — — Sécurité sociale
4. — non protégés

(La hauteur des flèches est proportionnelle au taux approximatif de remboursement.)

L'effet est important pour les hommes, beaucoup moins pour les femmes. Dans les deux cas les seuils élevés sont naturellement ceux des individus ne bénéficiant d'aucune protection.

En réalité nous observons les effets de deux caractères différents :

1° — L'affiliation à la Sécurité Sociale qui est, dans la grande majorité des cas, obligatoire. **La plus forte consommation des assurés sociaux** est due, avant tout, à un **effet prix**.

2° — L'adhésion à une mutuelle qui est, par contre, très souvent volontaire surtout quand elle est le seul système de protection. La décision de cette adhésion est surtout le fait des hommes car les mutuelles existent généralement dans un cadre professionnel. Si l'on compare les résultats obtenus à ceux trouvés par catégorie socio-professionnelle du chef de ménage, on constate que les individus bénéficiant d'une mutuelle seule,

qui sont essentiellement des exploitants agricoles et des petits indépendants, consomment plus que les assurés sociaux. Or ceux-ci sont en grande majorité des ouvriers et autres salariés, catégories sociales dont les consommations sont les plus fortes. Ce phénomène décèle l'existence d'un **comportement mutualiste** très puissant, puisqu'il surpasse l'effet important de la catégorie socio-professionnelle, pour les exploitants agricoles et les petits indépendants mutualistes. Le fait d'adhérer volontairement à une mutuelle implique une certaine connaissance ou du moins une certaine sensibilisation aux problèmes médicaux ; c'est dire qu'on est mutualiste parce qu'on ne craint pas de se soigner et non le contraire.

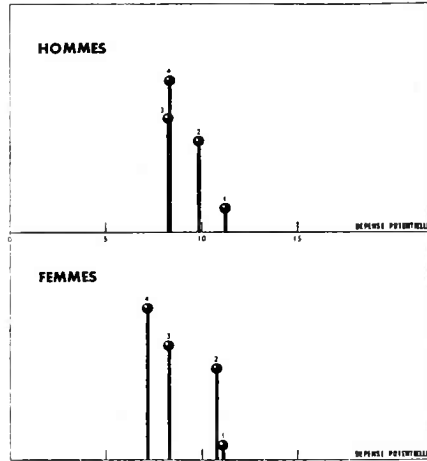
\*  
\* \* \*

### 6. — La catégorie de communes

Le marché médical, c'est-à-dire essentiellement la densité de l'équipement médical et son niveau technique, dépend plus de la localisation géographique (en particulier de la proximité d'une Faculté de Médecine) que de l'importance des communes.

GRAPHIQUE II

Seuils de dépenses potentielles selon la taille de la commune



1. Communes rurales
2. Villes de moins de 100.000 habitants
3. Villes de plus de 100.000
4. Paris et région parisienne

(La hauteur des flèches est proportionnelle à la taille de la commune en échelle logarithmique.)

TABLEAU 10

Effet catégorie de communes

LIEU DE RÉSIDENCE DES INDIVIDUS	NOMBRES D'INDIVIDUS		SEUILS	
	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes
Communes rurales .....	2 045	2 078	11,2	11,1
Communes urbaines de moins de 100 000 habitants .....	1 357	1 395	9,9	10,8
Communes urbaines de plus de 100 000 habitants .....	638	658	8,4	8,3
Paris et région parisienne .....	606	656	8,4	7,2

Ce critère classé dans les facteurs liés au marché médical décrit aussi un caractère sociologique : le degré d'urbanisation.

Nous avons utilisé un découpage tout à fait classique selon le nombre d'habitants de la commune. Les effets de grappe pouvant être ici très importants à cause du plan d'échantillonnage, nous n'avons gardé que 4 types de communes.

L'effet est bien dans le sens attendu comme le montrent le tableau 10 et le graphique 11, mais faible.

### C. — ANALYSE DES RÉSULTATS

Avant de commenter ces résultats, rappelons que nous n'avons pu tenir compte de l'**hospitalisation**. Les seuils calculés correspondent donc à la seule consommation de médecine de ville. Cependant sur un mois d'enquête le pourcentage de personnes hospitalisées reste faible et l'introduction de cette donnée ne modifierait pas sensiblement les seuils obtenus.

TABLEAU 11

Écarts géométriques absolus moyens pour les différents critères

Hommes	E. G. A. M.	Femmes
Catégorie socio-professionnelle du chef de ménage .....	1,29	
Mode d'assurance .....	1,23	Type de famille
Revenu par tête .....	1,16	Revenu par tête
	1,15	Catégorie de commune
Type de famille .....	1,13	
	1,12	Mode d'assurance
Catégorie de communes .....	1,11	Catégorie socio-professionnelle du chef de ménage Age de fin d'étude
Age de fin d'étude .....	1,09	



Nous avons tenté d'établir une hiérarchie de ces critères selon l'importance de leurs effets sur la consommation médicale. Le degré de précision des seuils ne justifiant pas de méthodes très élaborées, nous avons retenu comme caractéristique de dispersion l'écart géométrique absolu moyen (E.G.A.M.) (1).

Ces écarts varient entre 1,1 et 1,3. La valeur 1 correspondrait à un caractère dont l'effet serait nul sur la consommation médicale et la valeur 1,2 par exemple, à une population découpée en deux classes de même importance dont l'une aurait un seuil de 8,3 et l'autre un seuil de 12, ce qui correspondrait pour des garçons de 2 à 10 ans par exemple à des dépenses moyennes mensuelles de 8,15 F et 7,12 F (soit un accroissement d'environ 15 %).

I. Le tableau II indique les résultats obtenus.

Nous ne sommes pas en mesure de déterminer statistiquement si ces écarts sont significativement différents, mais il semble que l'on puisse tirer de ce tableau certaines conclusions.

L'ordre obtenu diffère considérablement pour les deux sexes.

Les facteurs socio-économiques prépondérants sont ceux liés à l'activité individuelle et aux responsabilités quotidiennes de chacun, c'est-à-dire la **catégorie socio-professionnelle du chef de ménage** pour les hommes, le **type de famille** pour les femmes.

Le **revenu par tête** pour les hommes et les femmes est un facteur économique important mais seulement pour les bas revenus. Le **mode d'assurance** dont l'effet est très fort pour les hommes traduit vraisemblablement l'importance du comportement mutualiste.

## VI. — CONCLUSION

Le modèle adopté repose sur un ensemble d'hypothèses dont certaines ne sont que des approximations de réalités que nous savons plus riches et plus complexes ; elles sont en quelque sorte justifiées par la cohérence des résultats obtenus. Des travaux ultérieurs permettront de les préciser. La difficulté essentielle consistait à évaluer les besoins qui, pour la consommation médicale, ne peuvent en aucun cas être considérés comme identiques pour des populations de structures d'âge différentes. Ne pouvant observer que des dépenses, nous avons introduit une variable formelle, la **dépense potentielle** qui nous a permis de séparer les effets respectifs des caractères biologiques et des caractères socio-économiques ; cette notion est intuitivement satisfaisante, mais rien ne permet actuellement de l'étayer plus solidement. Une étape ultérieure sera évidemment d'analyser ce concept à partir de données exogènes fournissant par exemple des renseignements sur l'état pathologique des individus (2).

$$(1) \text{ E.G.A.M.} = \text{Exp.} \left\{ \frac{\sum_j (N_j | \text{Log } s_j - \text{Log } 10 |)}{\sum_j N_j} \right\}$$

(2) Une étude est en cours, à partir d'une récapitulation au niveau de chaque individu des renseignements sur ses affections pathologiques fournis par l'enquête. Les résultats pourront être confrontés à ceux qui conduisent pour chaque classe d'âge aux distributions de dépenses potentielles.

Par ailleurs, le modèle présenté dans cet article est statique, or les événements modifiant l'état pathologique d'un individu aussi bien que la consommation médicale elle-même sont des phénomènes essentiellement dynamiques. L'introduction de processus temporels expliquant la formation de la demande individuelle serait une autre manière de le développer.

Étant donné la petite taille de l'enquête et le manque de renseignements relatifs à l'hospitalisation, les résultats obtenus ont surtout une valeur indicative ; cependant, si les valeurs absolues des estimations, aussi bien des seuils que des moyennes et variances, peuvent être entachées d'erreurs d'échantillonnage non négligeables, on peut dire que la position relative qui en découle pour différentes sous-populations (lorsque l'échantillon est trié selon un seul caractère socio-économique) est proche de la réalité <sup>(1)</sup>. Enfin, la hiérarchie des critères socio-économiques étudiés, selon leur influence sur la consommation médicale est satisfaisante : influence prépondérante des caractères liés à l'activité et aux charges quotidiennes dont la définition et le contour devront être améliorés dans une étape ultérieure ; rôle du revenu, important pour les catégories les plus défavorisées, assez faible par contre dès que l'on atteint les revenus moyens.

Remarquons cependant que l'influence des caractères socio-économiques reste faible devant l'importance des caractères biologiques ; alors que la dépense médicale varie de 50 % environ selon le type de famille par exemple, elle est multipliée par 5 lorsqu'on passe des âges de faible consommation aux vieillards. En raison de la lenteur des variations des structures de la population, ces facteurs n'expliquent eux-mêmes qu'une petite partie de l'accroissement des dépenses dans le temps (elle a été multipliée par 3 au cours des 10 dernières années) cet accroissement étant dû avant tout au progrès technique. Des enquêtes échelonnées à intervalles réguliers permettront seules d'étudier et de mesurer l'importance du progrès technique, et son influence aussi bien sur la loi des dépenses potentielles que sur les seuils.

Ce travail a surtout permis de mettre au point une méthode permettant d'isoler et de mesurer les effets des deux types de facteurs essentiellement différents qui conditionnent la consommation médicale à un moment donné : les **facteurs biologiques** qui sont prépondérants et les **facteurs socio-économiques**. La taille de l'enquête ne nous a permis qu'une mesure des effets marginaux <sup>(2)</sup> de ces derniers ; on ne peut en aucun cas les additionner, à moins d'établir auparavant leur indépendance : une enquête ayant pour but d'approfondir ce modèle devra permettre d'analyser les relations existant entre les différents effets conditionnels.

---

(1) Ceci est dû à la méthode d'estimation.

(2) Une analyse des effets simultanés de plusieurs critères socio-économiques est en cours (l'effet de l'âge étant naturellement éliminé). En raison de la dimension insuffisante des échantillons, elle n'apportera sans doute que des indications et hypothèses plutôt que des résultats précis.

## ANNEXE

### MÉTHODES D'ESTIMATION

#### I. Les paramètres de $f(x)$

Une estimation des paramètres  $s$ ,  $\mu$ ,  $\sigma$  (seuil, moyenne, écart-type) par une méthode purement analytique (maximum de vraisemblance) étant trop lourde, nous avons mis au point une méthode semi-graphique nous permettant une détermination des paramètres avec une précision acceptable. Cette méthode repose sur deux remarques : d'une part, la détermination du seuil  $s$  est la plus délicate, et d'autre part la connaissance de  $s$  est **déterminante** ; en effet l'estimation graphique de  $\mu$  et  $\sigma$ ,  $s$  étant connu, est généralement considérée comme acceptable (ref. Aitchison and Brown : « The log-normal distribution »).

Pour chaque classe, nous avons donc considéré une suite de valeurs de  $s$ , que nous noterons  $s_k$ . Pour chaque valeur  $s_k$ , nous avons porté sur un graphique à échelle log-normale, les points représentant les fréquences cumulées relatives des dépenses. Nous avons ensuite déterminé la droite  $D_k$  (droite de Henry) telle que la somme des carrés des résidus (des fréquences non cumulées) soit minimum ; nous noterons cette somme  $\chi_k^2$ . A chaque valeur  $s_k$ , correspond donc un nombre  $\chi_k^2$  donnant en quelque sorte la grandeur de l'erreur faite (une partie de cette erreur est due à l'aléatoire et ne peut être éliminée) et nous avons choisi la valeur du seuil  $s_k = s$  dont l'erreur  $\chi_k^2$  était minimum. C'est donc là une méthode graphique de  $\chi^2$  minimum.

Les résultats obtenus sont satisfaisants : en portant sur un graphique arithmétique les valeurs des  $s_k$  en abscisse et les  $\chi_k^2$  correspondants, on obtient une courbe d'abord décroissante, et passant par un minimum avant de croître. C'est la valeur  $s_k$  pour laquelle la courbe admet un minimum qui estimera le seuil  $s$  cherché.

#### II. Les seuils

Rappelons les notations :

$i$  est l'indice de l'âge.  $i = 1, 2, \dots, 10$ .

$j$  est l'indice de population.  $j = 1, 2, \dots, n$ .

$x_{ij}$  sera donc la dépense potentielle d'un individu d'âge  $i$ , appartenant à la catégorie  $j$  de population.

$s$  est le seuil à partir duquel les individus commencent à consommer ; avec les hypothèses faites,  $s$  est indépendant de l'âge, il dépend de la catégorie de population, il sera donc affecté de l'indice  $j$ .

$F_i(x)$  est la fonction de répartition de la population d'âge  $i$  relativement à la dépense potentielle ; c'est la fonction de répartition d'une loi de densité log-normale de moyenne  $\mu_i$ , de variance  $\sigma^2$ .

$q_{ij}$  est le rapport du nombre de consommateurs au nombre d'individus de la population  $j$  d'âge  $i$ .

On a :

$$q_{ij} = E[q_{ij}] = \int_s^{\infty} dF_i(x)$$

avec

$$dF_i(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \text{Exp} \left\{ -\frac{1}{2\sigma^2} (\text{Log } x - \mu_i)^2 \right\} d \text{Log } x$$

En faisant le changement de variable  $u = \frac{\text{Log } x - \mu_i}{\sigma}$ , il vient :

$$q_{ij} = \int_{t_{ij}}^{\infty} dG(x) \quad ; \quad E[t_{ij}] = t'_{ij}$$

avec  $t_{ij} = \frac{\text{Log } s_j - \mu_i}{\sigma} + \varepsilon_{ij}$ , et  $G(x)$  étant la fonction de répartition de la loi de Laplace-Gauss centrée réduite.

On a, entre  $p_{ij}$  et  $t_{ij}$ , une correspondance biunivoque et on constate aisément que, pour deux populations  $j$  et  $k$ , la différence  $(t_{ij} - t_{ik})$  est indépendante de l'âge, en effet :

$$t_{ij} - t_{ik} = \frac{\text{Log } s_j - \mu_i}{\sigma} + \varepsilon_{ij} - \frac{\text{Log } s_k - \mu_i}{\sigma} - \varepsilon_{ik} = \frac{1}{\sigma} \text{Log } \frac{s_j}{s_k} + \varepsilon_{ij} - \varepsilon_{ik}$$

[nous supposons que  $E(\varepsilon_{ij}) = 0$ ].

C'est cette propriété qui nous servira pour calculer une estimation des seuils  $s_j$  en tenant compte simultanément des données sur toutes les tranches d'âge.

### 1. — Variance des $t_{ij}$

La valeur observée  $q_{ij}$  étant celle d'un paramètre de loi binomiale, sa variance est :

$$V(q_{ij}) = \frac{q'_{ij}(1 - q'_{ij})}{N_{ij}}$$

$N_{ij}$  étant le nombre d'individus d'âge  $i$  de la population  $j$ .

Or, on sait que si  $l(m)$  est la quantité d'information d'un paramètre  $m$  et que  $m = f(n)$ , on a :

$$l(n) = \left( \frac{df}{dn} \right)^2 \cdot l(m)$$

d'où on tire :

$$l(t_{ij}) = \left( \frac{dq'_{ij}}{dt_{ij}} \right)^2 \cdot \frac{N_{ij}}{q'_{ij}(1 - q'_{ij})}$$

avec :

$$z_{ij} = \frac{dq_{ij}}{dt_{ij}} = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \text{Exp} \left( -\frac{t_{ij}^2}{2} \right)$$

Nous noterons  $W_{ij}$  la quantité d'information de  $t_{ij}$ , on a :

$$W'_{ij} = z_{ij}^2 \cdot \frac{N_{ij}}{q'_{ij}(1 - q'_{ij})}$$

et la variance de  $t_{ij}$  :

$$V(t_{ij}) = \frac{1}{W'_{ij}} = \frac{q'_{ij}(1 - q'_{ij})}{z_{ij}^2 N_{ij}}$$

Nous estimerons cette variance par :

$$\frac{1}{W_{ij}} = \frac{q_{ij}(1 - q_{ij})}{z_{ij}^2 \cdot N_{ij}}$$

## 2. — Fonction à minimiser

Nous avons vu plus haut, qu'avec les hypothèses faites, on a la relation :

$$t_{ij} = \frac{\text{Log } s_j - \mu_i}{\sigma} + \varepsilon_{ij}$$

Pour simplifier les notations, nous noterons :

$$\frac{\text{Log } s_j}{\sigma} = U_j \quad ; \quad \frac{-\mu_i}{\sigma} = V_i,$$

il vient :

$$t_{ij} = U_j + V_i + \varepsilon_{ij}$$

avec, nous l'avons vu :

$$E(\varepsilon_{ij}) = 0 \quad ; \quad E(\varepsilon_{ij}^2) = \frac{1}{W_{ij}}$$

Pour estimer les  $U_j$  (c.a.d. les  $s_j$ ) nous chercherons donc à minimiser la fonction

$$\begin{aligned} \mathcal{L} &= \sum_{ij} W_{ij} \varepsilon_{ij}^2 \\ &= \sum_{ij} W_{ij} (t_{ij} - U_j - V_i)^2 \end{aligned}$$

## 3. — Estimation des différences $t_{ij} - t_{ik}$ (fonctions estimables)

Ceci revient à annuler les dérivées partielles de  $\mathcal{L}$  par rapport aux  $U_j$  et  $V_i$

$$(I) \quad \frac{\partial \mathcal{L}}{\partial U_j} = \sum_i -2W_{ij}(t_{ij} - U_j - V_i) = 0 \quad ; \quad i = 1, 2, \dots, 10$$

$$(II) \quad \frac{\partial \mathcal{L}}{\partial V_i} = \sum_j -2W_{ij}(t_{ij} - U_j - V_i) = 0 \quad ; \quad j = 1, 2, \dots, n$$

Nous avons donc  $(10 + n)$  équations pour estimer  $(10 + n)$  variables.

Cependant ces équations ne sont pas libres : en ajoutant les 10 équations (I) ou les  $n$  équations (II), on obtient la même relation :

$$\sum_{ij} W_{ij} (t_{ij} - U_j - V_i) = 0$$

Nous ne pourrions donc estimer que des quantités de la forme  $(U_j - U_k)$  et nous utiliserons des données connues par ailleurs pour estimer les seuils.

Le système de  $(10 + n)$  équations peut sembler assez lourd, il suffit de remarquer que dans chacune des 10 premières, seul un  $V_i$  apparaît (nous ne cherchons pas à calculer les  $V_i$ ). Nous pouvons donc l'explicitier en fonction des  $U_j$  :

$$V_i = \frac{\sum_j W_{ij} t_{ij} - \sum_j W_{ij} U_j}{\sum_j W_{ij}}$$

et le remplacer par cette valeur dans les n dernières équations.

En notant

$$A_i = \sum_j W_{ij} t_{ij} \quad ; \quad B_j = \sum_i W_{ij} t_{ij} \quad ; \quad C_i = \sum_j W_{ij} ;$$

$$L_{jk} = \sum_i \frac{W_{ij} W_{ik}}{C_i} \quad , \quad j \neq k$$

$$L_{jj} = W_j - \sum_i \frac{W_{ij}^2}{C_i}$$

$$M_j = B_j - \sum_i W_{ij} \frac{A_i}{C_i}$$

On obtient la relation

$$LU = M$$

où L est la matrice symétrique des  $L_{jk}$  dont la diagonale est constituée par les  $L_{jj}$ , U et M sont les matrices colonnes des  $U_j$  et des  $M_j$  respectivement. On vérifie aisément que L est singulière (en ajoutant toutes ses lignes, on obtient une ligne constituée uniquement de zéros, et de même la somme de tous les éléments de M est nulle). On constate qu'on peut seulement estimer les différences de seuils pris 2 à 2. Il nous reste à chercher une relation extérieure qui nous permettra de résoudre le problème.

#### 4. — Moyenne des seuils $s_j$ (relation supplémentaire)

Nous connaissons le seuil  $s$  estimé pour la population totale, notons  $u_j = s - s_j$ , et considérons la dépense  $y_k$  d'un consommateur d'âge  $i$ , appartenant à la population de caractère socio-économique  $j$ .

Sa dépense potentielle sera estimée par  $x_{jk} = s_j + y_k$ .

Or, si l'on se rapporte à la population totale, sa dépense potentielle sera estimée par

$$x_k = s + y_k = x_{jk} + u_j$$

Nous cherchons une relation simple <sup>(1)</sup> entre  $s$  et les  $s_j$  de manière à rendre minimum, pour toutes les valeurs de  $y$ , l'expression :

$(x) - \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n f(x_j)$ ,  $f$  étant la densité de probabilité d'une variable log-normale. En notant

$x_{jk} = x_k \left(1 - \frac{u_j}{x_k}\right)$ , et  $g$  étant la densité de probabilité d'une variable normale, il vient :

$$\begin{aligned} f(x_j) &= g \left[ \text{Log } x + \text{Log} \left(1 - \frac{u_j}{x}\right) \right] \\ &= g \left[ \text{Log } x \right] + \text{Log} \left(1 - \frac{u_j}{x}\right) \cdot g'[\text{Log } x] + \frac{1}{2} \text{Log}^2 \left(1 - \frac{u_j}{x}\right) \cdot g''[\text{Log } x] + \dots \end{aligned}$$

(1) Pour ne pas alourdir les notations, nous avons supposé que les différentes sous-populations  $P_j$  étaient de même importance. Pour le calcul, nous avons, évidemment, tenu compte de leurs tailles respectives en introduisant des pondérations.

Nous négligerons les termes du 2<sup>e</sup> ordre,  $\text{Log} \left( 1 - \frac{u_j}{x} \right)$  étant voisin de 0, et en sommant par rapport à  $j$ , il vient :

$$\frac{1}{n} \sum_{j=1}^n f(x_j) = f(x) + \frac{1}{n} \cdot g'[\text{Log } x] \cdot \sum_{j=1}^n \text{Log} \left( 1 - \frac{u_j}{x} \right) + \epsilon$$

or on a :

$$1 - \frac{u_j}{x} = 1 - \frac{u_j}{s+y} = \left( 1 - \frac{u_j}{s} \right) \left( 1 + \frac{y}{s+y} \frac{u_j}{s+u_j} \right)$$

d'où l'on tire :

$$\frac{1}{n} \sum_{j=1}^n f(x_j) = f(x) + \frac{1}{n} g'[\text{Log } x] \sum_{j=1}^n \left[ \text{Log} \left( 1 - \frac{u_j}{s} \right) + \text{Log} \left( 1 + \frac{y}{s+y} \frac{u_j}{s+u_j} \right) \right] + \epsilon$$

L'expression à minimiser sera nulle pour  $y = 0$  si

$$\text{Log } s = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n \text{Log } s_j$$

Cette expression reste de toutes manières négligeable, puisque  $g'[\text{Log } x]$  tend vers 0, lorsque  $x$  augmente.

Nous considérons donc que  $s$  est la moyenne géométrique des  $s_j$  ; or  $s$  a été estimé par ailleurs, nous avons bien là une relation supplémentaire.

### 5. — Estimation des seuils

A l'aide des différences de seuils trouvées au paragraphe 3 et de la relation supplémentaire, on calcule très simplement les seuils cherchés.