

C. R. E. D. O. C.  
BIBLIOTHÈQUE

# Consommation

Cote  
P 0000

Crédit - Consommation, N° 1973-003  
Juillet - septembre 1973.

Sou1973 - 3178 à 3180 + 3371

Ann

4260-1

1973 n° 3

juillet  septembre

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. Jacques Dumontier, Inspecteur Général de l'Institut National de la Statistique et des Études Économiques, Membre du Conseil Économique et Social. Les travaux du C.R.E.D.O.C. sont orientés par un Conseil Scientifique nommé par le Conseil d'Administration.

Ils se classent en deux grands groupes :

1° Les études sectorielles : Analyse de la consommation globale par produit ; appareil de distribution ; consommations alimentaires hors du domicile ; tourisme ; culture ; loisirs ; logement ; épargne et patrimoine ; économie médicale ; économie de l'éducation.

2° Les études de synthèses et les recherches méthodologiques : Modes de vie des familles nombreuses et politique familiale ; budgets temps ; modes de vie des personnes âgées ; redistribution et consommation élargie ; prospective des modes de vie ; recherches méthodologiques d'analyse statistique.

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

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, privés ou internationaux. Ces études ne font qu'exceptionnellement l'objet de publication et seulement avec l'accord de l'organisme qui en a demandé l'exécution.

---

**Président : Jacques DUMONTIER**

Inspecteur général  
de l'Institut National de la Statistique et des Études Économiques,  
Membre du Conseil Économique et Social.

**Vice-Présidents : R. MERCIER**

Directeur Général de la Société d'Études pour le Développement Économique et Social.

**Ph. HUET**

Inspecteur Général des Finances, Expert du Conseil de l'O.C.D.E.

**Président du Conseil Scientifique : G. ROTTIER**

Professeur associé à l'Université de Paris I

**Directeur : E. A. LISLE**

Directeur de Recherche au C.N.R.S.  
Secrétaire Général du Centre de Recherche Économique sur l'Épargne.

**Directeurs adjoints : G. ROSCH et R. COSTE**

---

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

CENTRE DE RECHERCHES  
ET DE DOCUMENTATION SUR LA CONSOMMATION

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

## DUNOD

É D I T E U R

DIFFUSION, ADMINISTRATION, ABONNEMENTS

CENTRALE DES REVUES

DUNOD - GAUTHIER - VILLARS

26, Boulevard de l'Hôpital, 75005 Paris

Tél. 633-52-44 — C.C.P. La Source 33.368.61.

ABONNEMENT 4 numéros par an

FRANCE : 70 F - ÉTRANGER : 82 F

Le numéro : 18 F

## sommaire

Editorial ..... 3

### ÉTUDES

ANDRÉE et ARIE MIZRAHI et GEORGES RÖSCH

Un indicateur de morbidité ..... 7

LOUIS LEVY-GARBOUA

Résume-t-on les études ? ..... 57

YVES BARAQUIN et ANNETTE JOBERT

Les immigrés : réflexions sur leur insertion sociale et  
leur intégration juridique ..... 83

MICHEL JAMBU

Introduction à l'analyse des données ; les méthodes de  
classification automatique ..... 99

RÉSUMÉS-ABSTRACTS ..... 131

### BIBLIOGRAPHIE

## **ERRATUM**

A la note « Vers une description du mode de vie au moyen d'indicateur »  
par **P. Kende, C. Detourbet et J. Debache**, dans *Consommation* n° 2  
Avril-Juin 1973, page 123, à la 2<sup>e</sup> ligne du tableau :

**Type d'habitat : Répartition habitat individuel-collectif (1968)**

Remplacer 20,8 par 26,8

## ÉDITORIAL

*Ce troisième numéro de Consommation contient quatre études :*

- *deux articles sur des aspects majeurs de nos politiques sociales,*
- *une note méthodologique,*
- *une note de réflexion sur un thème de recherche nouveau.*

*La note méthodologique s'inscrit dans la ligne des recherches du CREDOC sur l'analyse des données. Le CREDOC a toujours consacré des efforts importants à la création de sources, car les sciences sociales sont essentiellement sciences d'observation. L'accroissement de la masse des données recueillies implique cependant un effort parallèle dans le traitement de l'information. L'article de M. Jambu, attaché de recherche au CNRS, montre comment le statisticien, à l'aide de la méthode des classifications hiérarchiques ascendantes, s'efforce de concilier deux exigences contradictoires — d'une part regrouper, codifier, ordonner — en un mot, réduire — les données afin de ne pas se laisser submerger par leur masse; d'autre part, éviter que cette réduction ne conduise à une perte d'information essentielle. L'article se termine par un exemple d'application au cas du logement.*

*La note de réflexion traite de l'insertion sociale et l'intégration juridique des immigrés en France. Notre pays compte 3 200 000 étrangers, dont 1 700 000 actifs. En tant que terre d'immigration, la France se situe au deuxième rang européen après l'Allemagne. Ces étrangers constituent une population très hétérogène tant par leur pays et culture d'origine, que par leurs conditions de séjour en France. A une immigration de source européenne composée d'Espagnols (600 000), de Portugais (720 000), d'Italiens (600 000), de Yougoslaves (près de 100 000), s'ajoute un flux croissant en provenance d'Afrique du Nord (près d'un million), d'Afrique Noire (80 000), de Turquie... L'objet de la recherche présentée dans cet article est d'analyser comment la société d'accueil organise un cadre d'insertion pour les étrangers en fonction de ses besoins propres, cadre dans lequel les immigrés vont inscrire leur destin personnel. Ainsi, le choix de l'immigré de rester ou de ne pas rester, de s'assimiler plus ou moins ou simplement de s'intégrer sans s'assimiler à la société française, est conditionné par les « formules d'insertion » proposées par celle-ci et par les divers acteurs intéressés qui la composent (État, employeurs, voisins...).*

*Les deux études majeures de ce numéro portent sur l'éducation et la santé.*

*L'économie et la sociologie de l'éducation, l'économie et la sociologie de la santé sont deux des thèmes de recherche prioritaires du VI<sup>e</sup> Plan et le resteront, selon toute vraisemblance, pendant le VII<sup>e</sup>. L'éducation et la santé*

*sont, par ailleurs, les deux secteurs où la collectivité intervient le plus massivement pour financer la consommation de ces services : les travaux du CREDOC sur la redistribution et la consommation (Consommation, N° 2-1973) soulignent qu'en 1969 ces deux postes représentaient respectivement 6,6 % et 9,2 % de la consommation finale totale des ménages estimée aux coûts des facteurs (évaluée à F. 427 milliards) et que des fonds collectifs finançaient respectivement 77 % et 83 % de la consommation des bénéficiaires. Ce sont enfin deux postes qui ont augmenté particulièrement vite dans la consommation des particuliers, puisque dix ans plus tôt (en 1959), l'éducation représentait 4,6 % et la santé 6,3 % d'une consommation finale totale évaluée à F. 166 milliards aux coûts des facteurs.*

*La situation française n'est pas spécifique : les travaux du Centre Européen de Coordination des Recherches Sociales (CEUCORS), auxquels le CREDOC participe, soulignent que dans une dizaine de pays européens, occidentaux ou socialistes, la santé et l'éducation constituent partout les deux biens qui croissent le plus rapidement dans la consommation des particuliers et aussi les deux consommations finales les plus largement financées sur fonds collectifs.*

*La formation des hommes, la lutte contre la maladie et la souffrance apparaissent ainsi comme les deux objectifs majeurs des sociétés européennes, quel que soit leur régime politique.*

*Par delà le constat, qui révèle soit une « valeur de civilisation », soit la conscience que l'investissement en « ressources humaines » est le plus « rentable », il convient de s'interroger sur les effets redistributifs des politiques de l'enseignement et de la santé. C'est vers quoi tendent les deux premiers articles de ce numéro, l'un visant à vérifier dans quelle mesure la durée de l'enseignement « explique » le revenu gagné plus tard, l'autre si la morbidité « explique » la consommation médicale.*

*L'article de M. Levy-Garboua est la première publication par le CREDOC d'une série de travaux sur les coûts et rendements de l'éducation entrepris au titre d'une action thématique programmée du CNRS en liaison avec l'IREDU. L'article en partie méthodologique, présente cependant une exploitation originale de l'enquête « formation, qualification professionnelle, emploi » de 1964. Il s'en dégage l'image saisissante d'une société ségrégative où l'origine sociale, la formation reçue, l'emploi exercé se cumulent pour engendrer trois profils de revenu nettement séparés en forme et en niveau. L'analyse du matériel statistique suggère cependant, d'une part, qu'une très large extension de la formation post-scolaire pourrait diminuer l'inégalité des salaires, à condition que les catégories actuellement défavorisées, qui devraient être les plus demandeurs, soient incitées à en bénéficier ; elle permet, d'autre part, d'étayer l'hypothèse qu'une démocratisation de l'enseignement favorise la mobilité sociale.*

*L'enquête pilote de 1965-1966 sur la consommation et les soins médicaux avait tenté d'enregistrer un indicateur de morbidité afin d'inclure ce facteur, a priori essentiel, parmi les variables explicatives de la consommation de soins.*

*Cet indicateur combine deux éléments — le risque vital et l'invalidité — résultant d'un pronostic établi le dernier jour de l'enquête pour chaque personne enquêtée. Un risque vital se trouve toujours associé à une invalidité, alors que l'inverse n'est pas vrai. La morbidité déclarée s'élève avec l'âge mais diffère, à âge égal, selon la catégorie sociale et la durée des études. Ce sont cependant ces dernières caractéristiques qui interviennent le plus pour expliquer la consommation médicale : à morbidité déclarée égale, les ménages d'OS ou de manœuvres se soignent environ trois fois moins que les ménages de cadres supérieurs, de cadres moyens ou d'ouvriers qualifiés ; la consommation médicale pour une même morbidité déclarée, augmente avec le niveau des études... L'article du Dr Rösch et de M. et M<sup>me</sup> Mizrahi est une recherche exploratoire tout comme l'article précédent. Il est troublant de constater que les résultats obtenus, qui devront être vérifiés sur la grande enquête « soins médicaux » de 1970, se cumulent avec ceux de l'article sur la rentabilité individuelle de l'éducation.*

*Ainsi, l'effort financier considérable voulu par notre société pour accroître la formation et améliorer la santé reste très inégalement réparti : les situations de besoin, ou d'abondance sont cumulatives — il importe de bien mettre en évidence ces cumuls, puis d'en comprendre la genèse pour que l'effort social vers plus de bien-être s'accompagne aussi d'une plus grande équité.*

E. A. LISLE

# UN INDICATEUR DE MORBIDITÉ

par

Andrée et Arié MIZRAHI et Georges RÖSCH

## SOMMAIRE

<b>1. Introduction</b> .....	8
1.1. Objectifs de ces études .....	10
1.2. Les problèmes conceptuels .....	12
1.3. Les divers indicateurs expérimentés .....	16
<b>2. L'indicateur expérimenté sur l'enquête de 1965-1966</b> .....	17
2.1. Les données utilisées .....	17
2.2. Les classifications .....	21
2.3. Définition de l'affection .....	21
2.4. Les individus se considérant comme indemnes de toute affection chronique ou de longue durée .....	22
<b>3. L'indicateur de morbidité à deux dimensions</b> .....	23
3.1. Influence de l'âge et du sexe.....	23
3.2. La morbidité et l'alitement .....	29
3.3. Le nombre moyen d'affections selon le risque vital et l'in- validité.....	31
3.4. Risque vital et invalidité. Essai de synthèse .....	33
<b>4. Indicateur de morbidité et consommation médicale selon différents facteurs économiques et sociaux</b> .....	38
4.1. Préliminaires et méthodes .....	38
4.2. Les résultats .....	46
<b>5. Conclusion</b> .....	53



## 1. INTRODUCTION

Dans un article précédent (1), nous avons déjà indiqué les raisons qui rendaient nécessaire la construction d'indicateurs de morbidité et nous avons décrit une méthode de construction d'un tel indicateur, expérimentée concrètement sur les données fournies par l'enquête nationale sur les soins médicaux réalisée en 1960 par l'INSEE et le CREDOC.

Nous ferons dès l'abord une remarque terminologique. Il ne nous paraît guère licite d'employer le terme, parfois utilisé, d'indicateur de « santé ». La santé ne peut être définie en termes opératoires. Le médecin, ou le physiologiste, observe des « états » (2). La limite du normal et du pathologique est certes assez conventionnelle. Mais, le plus souvent, le médecin identifie des entités morbides (maladies, blessures, infirmités) assez bien définies, classées, caractérisées et parfois mesurées. Cet ensemble d'observations peut permettre d'estimer l'état morbide d'une personne; c'est dans ce sens que se fait l'observation. Il serait assez vain de dire que cette « mesure » pourrait se porter dans un sens négatif par rapport à un état « dit » de santé. Au surplus, l'étude concrète des populations montre que les individus, indemnes de toute atteinte pathologique caractérisée, sont la minorité et, dans certaines catégories de populations, l'exception. Il nous paraît donc plus correct de dire que nous recherchons un indicateur de la morbidité.

Nous avons fait une deuxième expérience sur les données fournies par l'enquête pilote sur les soins médicaux, réalisée en 1965-1966 dans la région parisienne. C'est cette nouvelle expérience qui fait l'objet du présent article, synthétisant les résultats obtenus (3).

\* \*

On doit préciser, tout d'abord, les objectifs que doivent viser les études sur la morbidité des populations.

---

(1) M. MAGDELAINE, A. et A. MIZRAHI et G. RÖSCH, *Un indicateur de morbidité appliqué aux données d'une enquête sur la consommation médicale*. Consommation, n° 2, avril-juin 1967.

(2) Ces états sont mesurables quantitativement de façon plus ou moins précise. L'appréciation quantitative est naturellement très vague si l'on considère l'état de la muqueuse gastrique ou l'état mental. Elle peut parfois être très précise : taille, poids, glycémie, presbytie, capacité respiratoire, angle de liberté de l'articulation de la hanche, etc... Les valeurs de ces variables se distribuent le plus souvent selon une fonction continue (loi normale, log-normale...). Il sera bien difficile de dire, en général, où se situe la limite précise du normal et du pathologique. Dans les deux derniers exemples cités, on ne peut dire qu'il existe une valeur correspondant à l'état de « santé ». Il est clair qu'une valeur trop faible de la capacité respiratoire correspond à une insuffisance respiratoire, ou la limitation d'angulation de la hanche à une arthrose. Mais des valeurs très élevées de la capacité respiratoire, aussi éloignées de la moyenne, peuvent être observées chez des sportifs très entraînés, ou pour la liberté d'angulation de la hanche, chez des acrobates ou gymnastes; ces derniers devraient-ils être considérés comme en meilleure santé ?

(3) A. et A. MIZRAHI, Enquête pilote de 1965-1966 : fascicule 4, *Un indicateur de morbidité, analyse des risques vital et d'invalidité*, rapport ronéoté, CREDOC, 1971, Fascicule 6, *Consommation médicale et morbidité ressentie*, rapport ronéoté, CREDOC, 1973.

En premier lieu, on ne saurait assez souligner combien les statistiques en ce domaine sont encore rares, peu fiables, fragmentaires, même dans les pays les plus avancés en ce domaine (1).

En second lieu, les statistiques sur la morbidité fournissent le plus souvent de simples recensements : nombre de maladies de divers types existant à un instant donné ou nombre de maladies incidentes (dans l'année par exemple). Ces recensements peuvent être présentés selon des nomenclatures plus ou moins détaillées (généralement rattachées à la nomenclature de l'Organisation Mondiale de la Santé).

De tels recensements présentent une lacune rédhibitoire pour faire des appréciations sérieuses sur l'état de santé d'une population : elles ne renseignent que peu sur la gravité de l'état des personnes malades. Il peut y avoir, à cette insuffisance, trois raisons principales :

— le détail de la nomenclature peut être insuffisant : on ne peut additionner, en leur donnant la même valeur, dans une catégorie « troubles du rythme cardiaque », des arythmies complètes du vieillard qui n'ont aucune

---

(1) Les données statistiques sur la morbidité générale de la population peuvent émaner de six types de sources :

a) les résultats des statistiques sur les maladies à déclaration obligatoire (maladies infectieuses, etc.). Le taux de non-déclaration est en général très élevé et les données obtenues de très mauvaise qualité;

b) les statistiques des établissements de soins : hôpitaux, dispensaires, etc... Ces statistiques ne peuvent que difficilement être rapportées à la population générale. Elles sont biaisées du fait des taux différentiels de fréquentation de ces établissements par les diverses catégories de la population. Il en est de même d'enquêtes par sondage auprès de cabinets de médecins dont on a un exemple en France. Elles ne peuvent prétendre être représentatives que dans les pays où le système de soins est entièrement, et réellement, socialisé et planifié : par exemple, sous réserve de médecines parallèles, dans les pays socialistes ou en Israël;

c) les statistiques issues des dossiers des organismes d'Assurance Maladie, lorsque ces dossiers comportent le diagnostic (Québec, par exemple) : ou sur la partie des dossiers qui le comportent (par exemple en France, les dossiers soumis au contrôle médical des caisses d'assurance); dans ce dernier cas, cependant, ces statistiques seront également biaisées en fonction du nombre et du type de maladies soumises au contrôle;

d) les données statistiques fournies par les services d'examen systématiques de groupes représentatifs de la population :

Examens systématiques de la totalité, ou d'un échantillon tiré au sort, de personnes protégées par un système de couverture (Kaiser Foundation, assurances sociales françaises, etc.). En général, les taux de refus sont trop élevés pour que l'échantillon ne court le risque d'être biaisé. Par ailleurs, les examens pratiqués par des médecins ou groupes de médecins différents ne sont pas homogènes dans leurs observations;

e) enquêtes spécialement conçues pour atteindre de bonnes observations homogènes : par exemple, la « National Examination Survey » du N.C.H.S. aux U.S.A. Ces enquêtes sont très coûteuses et ne prétendent même pas couvrir la morbidité de façon exhaustive : la difficulté de dépistage et d'examen sérieux, facile pour certaines affections (dentaires, auditives, respiratoires, à la rigueur cardio-vasculaires, etc.), est trop difficile pour d'autres (affections digestives, mentales, etc.);

f) les enquêtes auprès des ménages telles que :

- l'enquête de 1950-1951 au Canada,
- l'enquête de 1950 au Danemark,
- la « National Health survey » du N.C.H.S. aux U.S.A. (annuelle),
- les enquêtes sur les soins médicaux réalisées en France par l'INSEE et le CREDOC : 1959, enquête pilote; 1960, France entière; 1965-1966 enquête pilote sur la région parisienne; 1970, France entière.

conséquence grave et une maladie de Stokes-Adam dont le grave pronostic n'est maintenant amélioré que par l'implantation de pacemakers.

— même la connaissance précise de l'affection en cause peut ne pas être d'une grande signification : une « tuberculose » correspond-elle à un petit infiltrat qui cédera à 6 mois de traitement bactéricide, laissant au malade sa liberté ambulatoire et la possibilité de poursuivre son travail, ou bien s'agit-il d'une tuberculose pulmonaire excavée étendue, compliquée de localisations diverses et souvent mortelles, comme on en trouve encore chez des vieillards médicalement mal surveillés?

— enfin, dans une proportion de cas malheureusement très importante, la morbidité ne peut être classée que dans des catégories très vagues répondant à des symptômes (ou signes) et non à des entités morbides précises (fièvre, maux de tête, hémoptysie, douleurs digestives, etc..).

De telles difficultés ont été évoquées par plusieurs d'entre nous dès le début de nos études sur ces sujets (1). Elles imposaient de reconsidérer l'étude de la morbidité à partir de notions différentes. Mais il ne pouvait naturellement être question d'élaborer des instruments nouveaux ayant quelque valeur scientifique s'ils n'étaient pas conçus, selon des protocoles concrets, à partir d'observations de faits réels. C'est pourquoi, dès que nous avons disposé des résultats de l'enquête sur les soins médicaux réalisée en 1960, nous avons entrepris, en 1963, une première expérience (cf. note 1, p. 8), malgré le caractère très sommaire des données que fournissait cette enquête.

### 1.1. Objectifs de ces études

Il ne saurait être raisonnable de construire l'instrument dont nous avons besoin pour apprécier l'état de santé des populations en s'acharnant à une analyse plus poussée des données nosologiques.

En effet, une classification exhaustive de toutes les entités morbides connues comporterait sans doute plusieurs milliers, sinon plusieurs dizaines de milliers d'« espèces ».

Si l'on voulait alors relever également le degré de gravité de chaque affection (2), en 5 à 10 degrés par exemple, on atteindrait des centaines de milliers ou millions d'« espèces » (3).

---

(1) Cf. notamment :

— H. PEUIGNOT, *Initiation à la médecine, six leçons d'introduction aux études médicales*, Paris, 1961, Masson Éditeur.

— H. PEUIGNOT et G. RÖSCH, *Démographie, sociologie et pathologie des immigrés nord-africains dans la Seine*, étudiées d'après des enquêtes hospitalières, Revue de l'Assistance Publique, 1956, p. 301, et G. RÖSCH, thèse de médecine, Paris, 1957.

— M. MAGDELAINE, *Technique d'étude de la fonction hospitalière*, Revue d'Hygiène et de Médecine Sociale, 1959, et Thèse de médecine, Paris, 1958.

(2) Classifications telles que celles qui ont été établies pour divers cancers (Stade 0, I, II, ...) ou qui étaient utilisées pour quantifier les séquelles poliomyélitiques, etc.

(3) Naturellement de telles classifications sont utiles et nécessaires lorsqu'on traite des problèmes épidémiologiques concernant une affection ou une étroite classe d'affections.

Mais l'expérience nous montre, de plus, que chaque individu est en général atteint de plusieurs affections : 3,5 par exemple en moyenne chez les enquêtés, tous âges réunis, de l'enquête de 1965-1966; ce nombre variant selon les individus de 0 à 14 (1). Naturellement, le nombre de combinaisons observées des diverses affections aux divers degrés de gravité est immense, se chiffrant par milliards ou milliards de milliards.

On voit alors que si l'on suivait ce système, les classifications permettant de caractériser l'état morbide d'une personne se chiffraient par des nombres astronomiques.

Il apparaît donc impossible, en pratique, d'étudier la morbidité générale d'une population en poursuivant dans cette voie. On se trouve obligé de faire appel à des concepts qui échappent totalement à la classification nosologique. Ces concepts sont donc centrés sur la notion de **gravité de l'état morbide d'un individu**. A partir du moment où l'on sera en mesure de construire un indicateur du degré de gravité de l'état morbide d'une personne et seulement à ce moment, on pourra progresser dans deux types d'études.

En premier lieu, cet indicateur peut entrer comme variable explicative dans des modèles étudiant les motivations et les facteurs qui déterminent l'appel aux soins médicaux.

En second lieu, on peut espérer mesurer l'état de santé de la population et en tirer peut-être des conclusions, si l'on en considère l'évolution sur les résultats généraux d'une politique médicale et sanitaire. L'existence de ces indicateurs est la condition déterminant la possibilité d'études sur l'efficacité du système de soins médicaux.

Depuis l'époque de nos premiers essais, de nombreuses tentatives d'études dans divers pays (2), aussi bien que les réflexions de diverses commissions ou colloques (3) ou comités d'experts (4), ont unanimement reconnu la nécessité d'élaborer de tels indicateurs.

---

(1) Dans une enquête sur la morbidité menée en Bulgarie, sur un échantillon beaucoup plus important, le maximum observé du nombre d'affections par personne a été de 15.

(2) Cf. études de P.P.B.S. (Planning Programming Budgeting System) au Département de la Santé (D.H.E.W.) aux U.S.A.; les études de R.C.B. (Rationalisation des Choix Budgétaires) en France; études d'indicateurs divers aux U.S.A., aussi bien celles effectuées au National Center for Health Statistics (N.C.H.S.) que celles tentées dans diverses universités, surtout sur financement du National Center for Health Service Research and development (N.C.H.S.R.D.).

(3) En France :

a) Groupe de travail « Prospectives » du Ministère de la Santé et de la Sécurité Sociale et du Commissariat Général du Plan. (Cf. rapport du Ministère de la Santé et du Plan). Cf. également : G. RÖSCH, *L'évolution des besoins médicaux et le développement souhaitable des moyens de soins*, CREDOC, octobre 1970.

b) Commission de la santé de préparation du VI<sup>e</sup> Plan, groupe de travail « Méthodologie ».

c) Journées sociales genevoises : « la prévention sociale, coût, rentabilité », 29-30-31 octobre 1970. Cf. également : P. LAROQUE, *La prévention sociale*, Le Concours Médical n° 24, juin 1972, et G. RÖSCH, *Le coût et la rentabilité des actions sociales*, Le Concours Médical, n° 27, juillet 1972.

(4) Comité d'expert de l'O.M.S. « Indicateurs statistiques pour la planification et appréciation des programmes de Santé Publique », 1-7 décembre 1970. Cf. G. RÖSCH, *La mesure des coûts et avantages et les choix socio-économiques dans les actions médicales*, Le Concours Médical, n° 15, avril 1971.

## 1.2. Les problèmes conceptuels

La construction des indicateurs soulève quatre types de problèmes : le nombre et le type de leurs « dimensions », la composition synthétique de ces dimensions, la situation de l'indicateur par rapport au temps, les relations entre l'indicateur et les actions médicales ou sanitaires.

### 1.2.1. Les dimensions d'un indicateur de morbidité

Dès notre premier essai, à partir de 1963, il nous a paru nécessaire de donner à l'indicateur trois dimensions :

- a) l'importance du risque vital que fait peser l'état morbide ( $V$ );
- b) l'invalidité ou handicap entraîné par l'affection ( $I$ );
- c) la durée de l'état morbide ( $D$ ).

En théorie, compte tenu de la multiplicité des affections pouvant être observées chez une même personne, le tableau des dimensions, de leurs échelles et de leur composition pourrait se présenter ainsi que le montre le tableau 1.

Chaque dimension de chaque affection serait notée selon le degré de  $V$ ,  $I$ ,  $D$ , qui leur correspond.

La composition synthétique pourrait se faire :

— soit selon les lignes, pour chaque affection; elle donnerait alors un degré de gravité de l'affection,

— soit en colonne; elle donnerait alors un degré de  $V$ ,  $I$ ,  $D$ , pour l'individu.

TABLEAU 1

Les dimensions d'un indicateur de morbidité

Affection	Risque vital $V$	Invalidité $I$	Durée $D$	Composition
— 1 <sup>e</sup>	$V_1$	$I_1$	$D_1$	$\Delta_1$
— 2 <sup>e</sup>	$V_2$	$I_2$	$D_2$	$\Delta_2$
— 3 <sup>e</sup>	—	—	—	—
—	—	—	—	—
— $n^e$	$V_n$	$I_n$	$D_n$	$\Delta_n$
$n$	$\cup V_i$	$\cup I_i$	$\cup D_i$	$\cup \Delta_i$

— enfin, on pourrait synthétiser la gravité de l'état morbide  $\Delta$  de l'individu soit par composition de la dernière colonne, soit par composition de la dernière ligne.

Les études sur des ensembles de populations au moyen de grandes enquêtes par sondage ou par observations aléatoires dans les établissements de soins, dans les organisations d'examens systématiques (type « chek-up ») pourraient fournir les données permettant, de façon plus ou moins précise ou plus ou moins approfondie, de remplir pour chaque individu les cases d'un tel tableau.

### 1.2.2. *La composition synthétique des dimensions de l'indicateur*

On se rend compte immédiatement de la difficulté qu'il peut y avoir à « composer » des dimensions qui relèvent de concepts différents et dont les graduations d'échelles ne répondent encore qu'à un classement ordinal (1, 2, 3 ...  $n$ ) et non à des unités de mesure cardinales (exprimées par des nombres correspondant à des mesures quantitatives relativement précises).

Dans notre premier essai mené sur l'enquête de 1960, cette composition fut effectuée par le médecin chiffreur unique, donc de façon que l'on peut supposer homogène. Cette composition ne se fondait que sur des relations intuitives résultant de l'expérience clinique.

On verra que dans le nouvel essai fait sur l'enquête de 1965-1966, on se borne à n'étudier que deux variables. L'étude traite séparément les variables  $I$  et  $V$  et pour une grande part leurs relations.

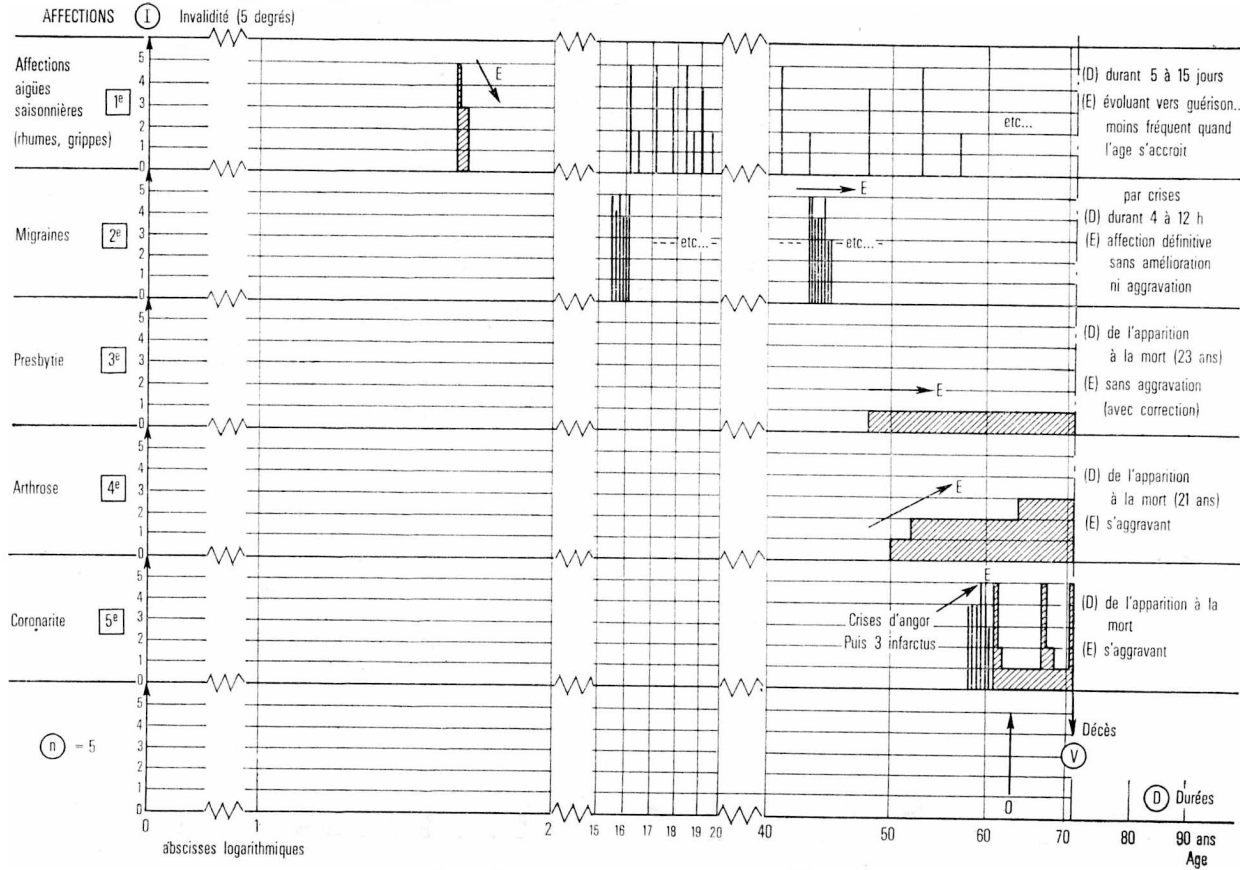
### 1.2.3. *L'indicateur par rapport au temps*

Le graphique 1 montre ce que pourrait être la description assez complète de la morbidité d'une personne au cours de sa vie. On suppose qu'elle a été atteinte de 5 affections (d'une façon assez simplifiée car il est probable qu'elle en a subi d'autres : traumatismes, affections dentaires, etc.). On voit comment peuvent se représenter les dimensions précédemment évoquées. De telles observations se trouvent assez facilement, par exemple dans des dossiers de malades hospitalisés. Mais aucun système statistique ne semble exister, en aucun pays, qui permettrait de rassembler l'ensemble de ces informations sur un échantillon représentatif de la totalité de la population. Naturellement, une telle description n'est possible qu'après la mort de la personne. Elle présente un haut intérêt du point de vue scientifique, et toute la science médicale s'est construite et continuera à se construire sur de telles observations des faits passés (ex-post). Par contre, une telle forme d'observation n'est d'aucune utilité pour décrire une situation en un ou des instants donnés; elle ne peut être explicative des actions actuelles toujours justifiées par les effets futurs (problèmes posés au § 1.1.).

Peut-on, pour décrire une situation à un instant donné, se contenter de l'état observé? Il est visible, sur le graphique 1, qu'une telle description instantanée serait insuffisante. Si l'observation, par exemple par une enquête, se situait alors que la personne a 62 ans (0 sur le graphique), abstraction faite des migraines et de la presbytie, affections bénignes, on noterait seulement que la personne souffre des invalidités 1 (due à sa coronarite) et 2 (due à son arthrose). On n'exprimerait pas la gravité réelle

GRAPHIQUE 1

Les 5 dimensions sur 5 affections d'une personne, sur 71 ans (n), (I), (V), (D), (E)



de l'état de ce malade exposé à l'aggravation de son arthrose et, surtout, au risque mortel de nouveaux infarctus myocardiaques.

*A fortiori*, si l'on veut tenter d'expliquer le comportement de la personne, son appel aux soins médicaux, la conduite de son médecin, on doit tenir compte essentiellement de l'avenir probable du malade, c'est-à-dire du **pronostic possible**.

C'est dans cette dernière voie que nous nous sommes immédiatement engagés dès nos premières études, et dans l'étude présentée ici. L'estimation de la valeur des diverses variables dans l'enquête de 1960 (*V, I, n* dans l'enquête de 1965-1966) est faite sous la forme d'un pronostic établi le dernier jour de l'enquête. Naturellement, on doit souligner que cette estimation prend alors la forme d'une « probabilité » avec tous les aléas qui sont inhérents à cette notion; il est d'ailleurs évident que le risque vital d'une personne, actuellement vivante, ne peut prendre que cette forme.

#### 1.2.4. *L'indicateur par rapport à l'action médicale ou sanitaire*

Nous évoquons ici un problème conceptuel clair mais de mise en pratique difficile : l'estimation du pronostic doit-elle être faite en *l'absence de tout traitement* ou bien *en fonction des traitements actuellement prescrits* et de leur efficacité observée?

Pour prendre un cas concret, une occlusion intestinale doit-elle être cotée en risque vital (*V*) « à coup sûr mortelle » (cas où l'on n'intervient pas chirurgicalement, ou évolution certaine à l'époque où l'on ne pouvait procéder à l'intervention chirurgicale, au XIX<sup>e</sup> siècle (1)), ou bien doit-elle être cotée en fonction de la « mortalité actuellement observée » dans l'occlusion intestinale (2)? Ce cas est assez simple, comme le serait celui de la méningite tuberculeuse.

Mais, on constate que cette évaluation devient très difficile, dans nombre de cas, pour des raisons diverses :

a) dans le cas très voisin de l'appendicite, on sait que nombre d'entre elles, sans doute la majorité, sont opérées alors qu'elles se seraient parfois bornées à une inflammation locale sans aboutir à la perforation et à la péritonite (3) mortelle sans traitement et conservant un pronostic sérieux même actuellement, alors que nous disposons d'un arsenal chirurgical et pharmacologique très efficace;

b) bien souvent, les médecins ont perdu la notion du risque que faisaient courir des affections actuellement très facilement réduites par la prévention

---

(1) Époque où l'affection était dénommée, de même que toutes les autres péritonites de causes variées : « colique du miserere ».

(2) L'occlusion intestinale reste au 14<sup>e</sup> rang des causes de décès.

(3) La tactique face à l'appendicite a tendance actuellement, dans certains pays (U.S.A., par exemple), à se calquer sur celle adoptée vis-à-vis des phlegmons de l'amygdale auxquels elle s'apparente d'ailleurs sur les plans étiologique, anatomopathologique et clinique : traitement par les antibiotiques, intervention chirurgicale seulement lorsqu'elle s'avère nécessaire.



ou le traitement (poliomyélite, typhoïde, syphilis, tuberculose, etc.), et ont du mal à se replacer dans la situation d'appréciation pronostic « sans traitement ». Et ceci, bien qu'il existe des statistiques (en particulier sur les taux de complications, d'invalidités ou de mortalité, entraînés par ces affections avant que l'on ne dispose de traitements efficaces);

c) dans bien des cas, on ne dispose pas de statistiques anciennes valables sur les taux d'invalidité ou de mortalité;

d) même dans la situation actuelle, les taux de guérison, d'amélioration, etc... avec ou sans traitement restent mal connus ou incertains (traitements des ulcères de l'estomac, traitement des affections athéromateuses par les anticoagulants, etc.).

Pourtant, la notion de la gravité du pronostic, avec ou sans traitement, reste à la base des motivations des malades et de la conduite des praticiens. C'est « parce que » la péritonite est une affection sérieuse que l'appendicectomie est prescrite par le médecin et acceptée par le malade « dans le moindre doute ». C'est « parce que » le pronostic des affections dentaires est bénin, le traitement peu efficace, les retards de peu de conséquence, que nombre de personnes atteintes restent assez négligentes à se faire soigner, n'allant chez le dentiste qu'« *in extremis* », lorsque la douleur d'une carie ou d'un abcès, due à l'arthrite dentaire, devient insupportable. On devra donc réfléchir à la façon de considérer cet aspect du problème et aux modalités pratiques permettant de le traiter correctement. On soulignera que ce point de vue doit rester constamment présent lorsqu'on envisage des études du type « coûts et avantages » (cf. § 1.1).

### 1.3. Les divers indicateurs expérimentés

Différents types d'indicateurs de morbidité (dits parfois de santé) ont déjà été proposés. Ils ne peuvent tous être cités dans le cadre de cet article, seuls les plus marquants, parmi ceux dont nous avons pu avoir connaissance, seront évoqués ici. On peut les classer en deux grandes familles :

— Indicateurs de niveau global d'un pays, d'une région, voire d'une sous-population (intégrant par exemple des taux de mortalité); cette optique n'entre pas dans le cadre de notre étude.

— Indicateurs de niveau individuel, nécessitant l'observation d'un échantillon de personnes. En plus de l'indicateur présenté par le CREDOC en 1967 et appliqué aux données de l'enquête de 1960, deux indicateurs seulement semblent avoir donné lieu à des observations, des mesures et des résultats :

a) **Indice d'invalidité.** Autonomie observée au jour de l'enquête. Cette variable est l'invalidité instantanée : elle suppose que l'état du sujet est stable, et ne fait donc pas intervenir le temps pendant lequel cette invalidité sera observée. De même, l'espérance de vie du sujet n'est pas prise en compte.

[— D. E. SKINNER et D. E. YETT, The development and application of a debility index for patients in nursing homes, Rapport ronéoté;

— S. KATZ, T. D. DOWNS, H. CASH et R. C. GROTZ, Progress in development of the index of A.D.L., Gerontologist, (Spring 1970)].

b) **Espérance de vie active.** On retranche de l'espérance de vie les jours d'alitement, éventuellement pondérés d'un coefficient inférieur à un. Cette variable, qui a l'avantage d'être très synthétique, reste arbitraire du fait des coefficients de pondération.

[— D. F. SULLIVAN, Conceptual problems in developing an index of health, Vital and health statistics, Serie 2, n° 17, May 1966;

— J. E. MILLER, An indicator to aid management in assigning program priorities, Public health report, 85 (8)].

Un troisième indicateur a été l'objet de publications théoriques mais n'a pas subi l'épreuve d'une application concrète : il consiste en un classement des individus sur une échelle (en 10 ou 31 cases selon les cas) d'invalidité, assortie d'une matrice de probabilités de passage (établie par la méthode Delphi) permettant donc de prévoir l'évolution de la morbidité (invalidité) de l'échantillon.

[— C. L. CHIANG, An index of health : mathematical models. Vital and health statistics, Serie 2, n° 5, May 1965;

— D. L. PATRICK, S. W. BUSH et M. M. CHEN, Toward an operational definition of health. Health index project, department of community medicine, University of California, San Diego, 1972].

On remarquera que, au contraire de l'indicateur expérimenté au CREDOC, tous les indicateurs proposés peuvent être mesurés sans qu'aucun médecin n'intervienne. S'ils peuvent être obtenus par une observation plus aisée, ils ne permettent pas d'intégrer la connaissance médicale, se contentant d'un relevé des conséquences invalidantes de la morbidité sans qu'un pronostic soit jamais porté.

## 2. L'INDICATEUR EXPÉRIMENTÉ SUR L'ENQUÊTE DE 1965-1966

### 2.1. Les données utilisées

Les données utilisées sont issues d'une enquête sur les consommations médicales réalisée par l'INSEE et le CREDOC auprès des ménages de la région parisienne. Les consommations médicales de chaque ménage ont été enregistrées durant 6 mois en combinant les méthodes de l'*interview* et du *carnet de compte*. L'enquête s'est déroulée d'octobre 1965 à mai 1966.

Le taux de participation de toute l'enquête a été proche de 70 % (1). L'information utilisée ici porte sur 1 062 personnes appartenant à 377 ménages.

### 2.1.1. *Relevé des données*

Cette enquête n'est pas une enquête de morbidité et n'a pas été conçue comme telle; les maladies sont saisies essentiellement comme motif de consommation. Cependant, la morbidité étant le facteur explicatif principal des dépenses de santé, un effort très important a été fait pour saisir, avec le maximum de précision possible, les affections dont les enquêtés avaient été victimes au cours des six mois d'observation.

Les consommations médicales relevées durant les 6 mois étaient les suivantes :

- séjours en établissement hospitalier,
- actes de médecin généraliste ou spécialiste,
- séances de dentiste,
- analyses médicales,
- traitements ou examens radiographiques ou électriques,
- soins d'auxiliaire médical, infirmière, masseur, sage-femme, etc.,
- produits pharmaceutiques acquis avec ou sans ordonnance.

Pour chacune de ces consommations, on connaissait la personne en ayant bénéficié et le ou les motifs médicaux ayant suscité le débours versé par le ménage et ce qu'il représentait (prix total, partie non prise en charge par la sécurité sociale, débours nul en cas de tiers payant total ou de gratuité), ainsi que de nombreuses caractéristiques techniques variant selon les consommations (durée de séjour, type de l'établissement, spécialité du médecin, lieu de la séance, existence d'actes associés, nature de l'analyse, type de produits, etc.).

Les données sur la morbidité étaient de quatre types :

a) lors de la première visite de l'enquêteur, une liste de maladies chroniques et d'infirmités était présentée aux enquêtés qui devaient signaler s'ils étaient atteints de l'une d'entre elles;

b) pour chacune des consommations médicales, l'enquêteur relevait dans les termes mêmes de l'enquêté le (ou les) motif médical;

---

(1) Pour plus de renseignements sur cette enquête, cf. C. GUILLOT, A. et A. MIZRAHI, *Étude critique de méthodes d'enquêtes, Consommation*, n° 1, 1968.

— Enquête pilote sur les soins médicaux :

- . fascicule 1 : résultats méthodologiques,
- . fascicule 2 : les facteurs conditionnant la consommation médicale,
- . fascicule 3 : la morbidité et ses relations avec les recours aux soins,
- . fascicule 4 : un indicateur de morbidité; Analyse des risques vital et d'incapacité,
- . fascicule 5 : nature et prix des consommations médicales de ville,
- . fascicule 6 : consommation médicale et morbidité ressentie,

Rapports ronéotés à tirage limité, CREDOC.

c) pour toute personne ayant déclaré s'être alitée ou avoir interrompu son activité scolaire ou professionnelle, le motif médical était aussi demandé;

d) les traitements pharmaceutiques suivis étaient recensés à chaque visite de l'enquêteur ainsi que leur raison d'être.

### 2.1.2. *Qualité des données*

On peut s'interroger sur la qualité des données nosologiques fournies par une telle enquête. En effet, le diagnostic des affections en cause était indiqué par les membres du ménage et recueilli par des enquêteurs n'ayant aucune connaissance médicale. On fera donc la critique de ces données :

a) le nom de l'affection était relevé « dans les termes mêmes » exprimés par l'enquêté. Ces termes peuvent être de trois types :

— ils correspondent bien à la nosologie : fracture du poignet, tuberculose, hernie, myopie, etc.,

— ils conservent une certaine incertitude : maux de rein, congestion, etc.,

— ils n'indiquent que des symptômes : fièvre, toux, maux de ventre, etc.;

b) la codification a été faite par les médecins du CREDOC qui analysaient et critiquaient cette information brute. Ils avaient en main des renseignements sur : la qualification du médecin consulté, les examens demandés et réalisés, le traitement pharmaceutique prescrit. Ils pouvaient donc en tirer d'inappréciables indications sur l'affection déclarée;

c) les médecins du CREDOC avaient la possibilité de faire préciser ce diagnostic par l'enquêté :

— entre chaque interview, le questionnaire revenait à la Direction Régionale de l'INSEE où le médecin du CREDOC travaillait en permanence lors de ses contrôles,

— celui-ci pouvait alors demander (par écrit sur un questionnaire-navette) que des questions complémentaires soient posées à l'enquêté (1). Il pouvait même le demander oralement, en s'expliquant avec les enquêteurs qui venaient fréquemment à la D.R. pour discuter des problèmes que leur posait l'enquête;

d) En fin de compte, on observe que les diagnostics sont, vis-à-vis de l'appareil d'observation que constitue l'enquête, de quatre types :

— le malade est aussi informé que le médecin (myopie, appendicite, diabète, etc.), parfois paradoxalement dans des cas spéciaux (hémacromatose, maladie d'Addison), parce que le nom donné par le médecin l'a frappé et

---

(1) Soulignons :

— Que l'enquête a duré 6 mois;

— Que les enquêtés ont reçu, soit 7, soit 13 visites des enquêteurs. [L'enquête étant pilote, on voulait pouvoir juger des avantages de visites plus rapprochées (précision plus grande) et de leurs inconvénients (abandons plus nombreux par des ménages lassés de cette contrainte)].

qu'il ressent même quelque fierté d'être « détenteur » d'une affection non banale;

— le malade n'est pas aussi bien informé, ou bien il s'exprime mal (maux de reins, et l'on pouvait alors faire préciser : lumbago? ou affection rénale?), ou bien il ignore le diagnostic soit par insuffisance culturelle, soit parce que l'on ne le lui a pas dit. Notons que le cancer n'entre pas forcément dans ce cas : l'information est souvent donnée alors par la famille;

— le malade n'avoue pas le diagnostic. Actuellement, ce fait se rencontre essentiellement pour les affections d'origine alcoolique ou mentale (ces dernières étant d'ailleurs souvent liées aux premières);

— le malade connaît son diagnostic de façon imprécise, mais le médecin lui-même serait bien incapable d'en fournir un meilleur (grippe, colite, fatigue générale).

N'ayant pas tenté de contrôle du diagnostic auprès des médecins, nous ne pouvons chiffrer ce taux d'erreur ou de non-déclaration. L'enquête danoise de 1950 a tenté ce rapprochement : elle a constaté un taux d'erreur de la part des enquêtés (par rapport au diagnostic du médecin, lui-même parfois incertain) de 9 %, taux peu élevé et, souvent d'ailleurs, de peu d'incidence sur l'interprétation des faits.

### 2.1.3. *Chiffrement des données*

Ce chiffrement a été effectué par un seul médecin (1), ce qui assure la cohérence de jugement. Sur cinquante cas environ, un chiffrement indépendant ignorant le premier a été effectué par deux autres médecins (2). Leur cotation a été très voisine de celle du médecin chiffreur.

### 2.1.4. *Les variables chiffrées*

Après l'essai ambitieux fait sur l'enquête de 1960, mais qui n'a pu être totalement exploité, nous avons ramené le problème à l'étude d'un indicateur de morbidité à 2 dimensions : le risque d'invalidité ( $I$ ) et le risque vital ( $V$ ) faisant intervenir le nombre d'affections ( $N$ ).

Comme sur l'essai de 1960, l'indicateur proposé est la synthèse d'un **pronostic** et non la seule observation d'un état actuel ou passé.

Nous désirions traiter ces variables de façon indépendante pour préciser en particulier leurs inter-relations.

Pendant, dès cette première phase, le médecin a procédé à la « composition des  $I$  et  $V$  » relatifs aux  $N$  maladies de la personne.

Si l'on considère le tableau 1,

$$V = \bigcup V_i, I = \bigcup I_i \text{ et } n.$$

---

(1) Le Docteur C. GUILLOT.

(2) Le Professeur H. PEQUIGNOT et le Docteur G. RÖSCH.

## 2.2. Les classifications

Les classes utilisées pour chaque variable s'apparentent à celles retenues en 1963.

### 2.2.1. *Risque vital*

Le risque vital est classé en cinq degrés. Ces degrés restent naturellement assez imprécis, mais nous pouvons donner une idée grossière de la probabilité qu'ils représentent. On peut penser qu'il s'agit d'un risque de décès entraîné par l'affection (ou les affections) du malade dans les 5 ans, par exemple :

A. Risque nul ( $P = 0$ ) : pas d'affection, ou affection du type presbytie, carie dentaire, amputation d'un doigt...,

B. Risque extrêmement faible ( $P < 1/1\ 000\ 000$ ) : abcès dentaire, arthrose, débilité mentale, fracture de jambe...,

C. Risque faible  $\left( \begin{array}{l} P > 1/1\ 000\ 000 \\ < 1/1\ 000 \end{array} \right)$  : hernie, grippe...,

D. Risque notable  $\left( \begin{array}{l} P > 1/1\ 000 \\ < 1/1\ 0 \end{array} \right)$  : insuffisance pulmonaire chronique, tentative de suicide récidivante, cancer du colon...,

E. Risque très grand ou certain ( $P > 1/2$ ) : leucémie, cancer du poumon, cirrhose du foie...

### 2.2.2. *Risque d'invalidité*

Ce risque est classé en 8 degrés :

a. Aucune gêne : pas d'affection,

b. Gêne de façon infime : presbytie, scoliose bien tolérée...,

c. Très peu gêné : myopie marquée, arthrite dentaire...,

d. Gêné mais mène une vie normale : asthme, tuberculose, diabète...,

e. Handicapé dans ses activités : amputé d'une jambe, migraines...,

f. Arrêt de travail ou équivalent : insuffisance cardiaque, dépression sévère...,

g. Alitement occasionnel : sciatique, colique hépatique...,

h. Alitement permanent, état grave : hémiplégie, cancer du poumon, insuffisance cardiaque sévère...

## 2.3. Définition de l'affection

On a appelé « affection » toute maladie bien définie (par exemple « rougeole »), tout syndrome plus ou moins précis (par exemple « maladie du foie »), tout symptôme isolé non rattachable à une affection connue par ailleurs (par exemple « mal de tête »).

Ces affections ont été soit à l'origine d'une consommation médicale quelconque (consultation du médecin, achat de pharmacie, etc...), d'une

interruption d'activité ou d'un alitement pendant les 6 mois de l'enquête, soit déclarées existantes par l'enquêté au début de l'enquête (par exemple, myopie connue mais bien appareillée et n'ayant pas nécessité de recours au médecin pendant les 6 mois de l'enquête).

Pour analyser le nombre d'affections en fonction du risque vital et de l'invalidité, on s'est limité aux **affections existant le dernier jour de l'enquête**, les seules ayant été prises en compte par les médecins pour le chiffrage du risque vital et de l'invalidité.

#### **2.4. Les individus se considérant comme indemnes de toute affection chronique ou de longue durée**

L'indicateur de morbidité retenu est établi dans une optique pronostique au dernier jour de l'enquête et ne prend pas en compte les maladies aiguës.

Il s'agit là des personnes ayant déclaré ne souffrir d'aucune affection chronique ou de longue durée ou infirmité durant la période de l'enquête; toutes les affections même mineures, comme carie, myopie ou verrue, sont ici prises en compte.

Les pourcentages de personnes indemnes de toute affection varient évidemment en fonction de l'âge et du sexe. A âge et sexe constants, les résultats sont sensiblement différents dans l'enquête de 1960 et celle de 1965-1966.

On voit sur le tableau 2 que les pourcentages d'hommes indemnes de toute maladie sont identiques dans les deux enquêtes pour les garçons de moins de 10 ans, mais sont nettement plus faibles dans l'enquête de 1960 pour les hommes de 19 à 30 ans (40 % au lieu de 52 %), et de 50 à 59 ans (8 % au lieu de 14 %). En considérant l'ensemble de l'information disponible (c'est-à-dire les hommes des tranches d'âge étudiées dans l'enquête 1960), les pourcentages de personnes indemnes de toute maladie sont de 45,6 % dans l'enquête de 1960 pour un mois d'observation et de 33,0 % dans l'enquête de 1965-1966 pour six mois d'observation.

On peut admettre que la morbidité réelle n'a pas varié de façon significative en 5 ans (de 1960 à 1965), et les différences observées peuvent être dues essentiellement à 3 types de raisons, jouant toutes les trois dans le même sens :

— L'enquête pilote ne portait que sur la région parisienne, or, d'après l'enquête de 1960, la morbidité déclarée y était très nettement supérieure que dans le reste de la France.

— Chaque ménage de l'échantillon de l'enquête pilote était soumis à l'enquête pendant une durée de six mois et répondait à un grand nombre de questionnaires; des maladies oubliées par l'enquêté au cours du questionnaire initial ont pu être rattrapées pendant cette période (8,2 % des maladies existant au 1<sup>er</sup> jour, ont ainsi été recensés au cours des interviews ultérieurs). Cette possibilité n'existait pas dans l'enquête de 1960.

— L'enquête pilote s'est déroulée sur le terrain pendant les six mois d'hiver (octobre 1965 à mars 1966), période pendant laquelle de nombreuses maladies, même chroniques, se manifestent avec plus de fréquence et sont plus invalidantes.

Au total, il semble que l'observation de la morbidité ressentie soit bien meilleure *au niveau de chaque enquête* dans l'enquête de 1965-1966, que dans l'enquête de 1960, la durée de l'enquête sur le terrain, alliée à la technique du questionnaire-navette, étant de ce point de vue décisive.

Il faut signaler, de plus, que le chiffrage de la morbidité n'a été effectué que pour une partie de l'échantillon de 1960 (individus de sexe masculin et âgés de moins de 39 ans, de 50 à 59 ans, ou de 70 ans et plus), alors que l'étude présentée ici porte sur l'échantillon de l'enquête pilote au complet : toutes les classes d'âge et surtout, les deux sexes.

Des différences entre les modalités des deux enquêtes, ainsi qu'entre les premiers résultats très peu élaborés du tableau 2, on peut déduire que la comparaison sera délicate.

TABLEAU 2  
Nombre d'hommes indemnes de toute affection et %  
dans l'enquête 1960 et l'enquête 1965-1966

Age	Enquête 1960 = 1 mois d'observation			Enquête 1965-1966 = 6 mois d'observation		
	Nombre d'hommes dans l'enquête	Nombre d'hommes indemnes de toute affection	% d'hommes indemnes de toute affection	Nombre d'hommes dans l'enquête	Nombre d'hommes indemnes de toute affection	% d'hommes indemnes de toute affection
Moins de 10 ans	944	618	65,5	89	57	64,0
10 à 19 ans	786	463	} 52,4	} 229	} 90	} 39,3
20 à 29 ans	451	254				
30 à 39 ans	703	299				
40 à 49 ans	540	*	*	69	18	26,1
50 à 59 ans	667	95	14,2	53	4	7,5
60 à 69 ans	411	*	*	49	1	2,0
70 ans et +	169	9	3,3	29	0	0,0

(\*) Information inconnue (non traitée).

### 3. L'INDICATEUR DE MORBIDITÉ A DEUX DIMENSIONS

#### 3.1. Influence de l'âge et du sexe

a) Sur le risque vital, l'influence de l'âge et du sexe apparaît très forte (cf. tableau 3 et graphique 2).



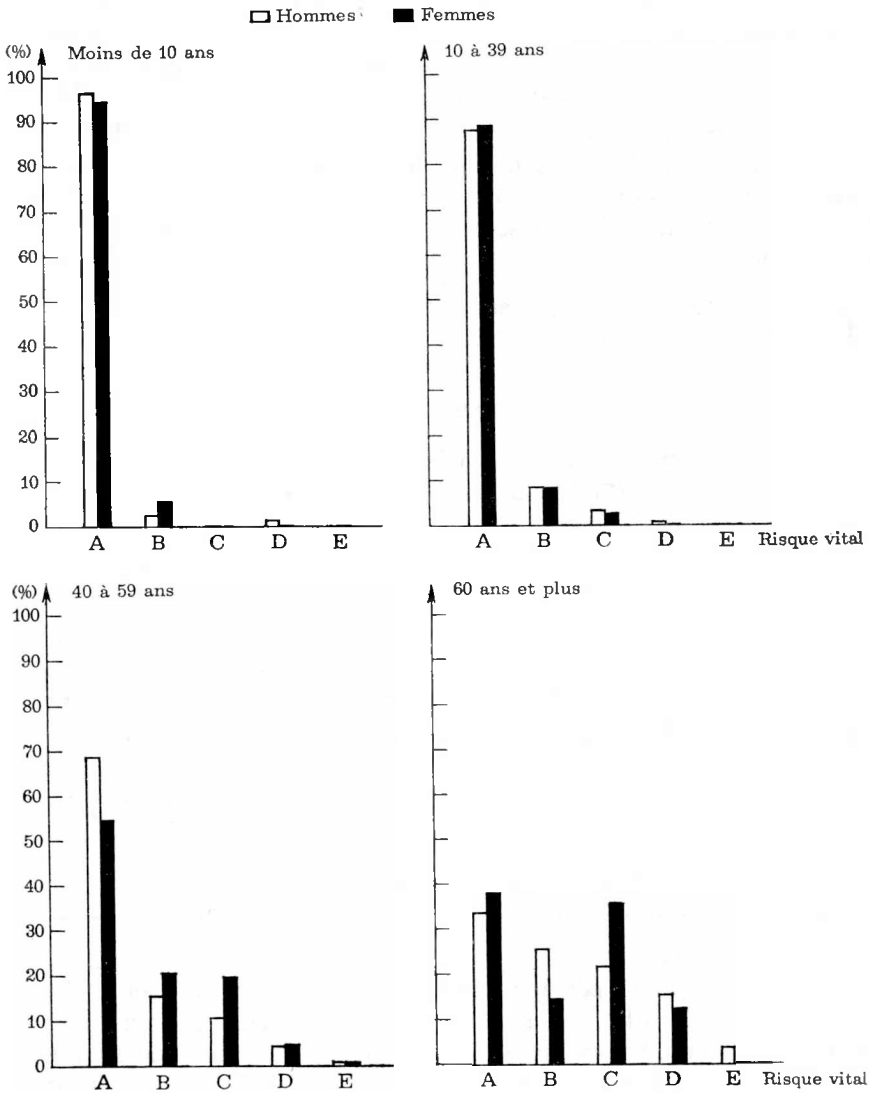
TABLEAU 3

**Distribution du risque vital selon l'âge et le sexe**  
(En nombre de personnes et en pourcentages)

Risque vital	Moins de 10 ans			10 à 39 ans			40 à 59 ans			60 ans et plus			Tous âges réunis		
	Hommes Nb %	Femmes Nb %	Ensemble Nb %	Hommes Nb %	Femmes Nb %	Ensemble Nb %	Hommes Nb %	Femmes Nb %	Ensemble Nb %	Hommes Nb %	Femmes Nb %	Ensemble Nb %	Hommes Nb %	Femmes Nb %	Ensemble Nb %
A. Pas de pronostic péjoratif	86 96,6	69 94,5	175 96,2	201 87,8	198 88,8	399 88,3	84 68,9	72 54,5	156 61,4	26 33,3	44 37,9	70 36,1	397 76,6	383 70,4	780 73,4
B. Pronostic péjoratif très faible	2 2,3	4 5,5	6 3,3	20 8,7	19 8,5	39 8,6	19 15,6	27 20,5	46 18,1	20 25,6	17 14,7	37 19,1	61 11,8	67 12,3	128 12,0
C. Risque possible sur le plan vital				7 3,1	6 2,7	13 2,9	13 10,8	26 19,7	39 15,4	17 21,8	41 35,3	58 29,9	37 7,1	73 13,4	110 10,4
D. Pronostic probablement mauvais	1 1,1		1 0,5	1 0,4		1 0,2	5 4,1	6 4,5	11 4,3	11 15,4	14 12,1	26 13,4	19 3,7	20 3,7	39 3,7
E. Pronostic sûrement mauvais							1 0,8	1 0,8	2 0,8	3 3,9		3 1,5	4 0,8	1 0,2	5 0,5
Total .....	89 100,0	73 100,0	182 100,0	229 100,0	223 100,0	452 100,0	122 100,0	132 100,0	254 100,0	78 100,0	116 100,0	194 100,0	518 100,0	544 100,0	1 062 100,0

## GRAPHIQUE 2

### Distribution du risque vital selon l'âge et le sexe



— 95 % des jeunes de moins de 10 ans ne courent apparemment aucun risque, ainsi que 87 % des personnes de 10 à 39 ans; entre 40 et 59 ans, ce pourcentage tombe à 59 %, et pour les personnes de 60 ans et plus, il n'est plus que de 33 %.

L'influence du sexe doit être analysée par groupe d'âge :

— Jusqu'à 40 ans, aucune différence n'apparaît entre les hommes et les femmes.

— Entre 40 et 59 ans, le pourcentage de femmes ayant un risque nul est plus faible que celui des hommes (52 % au lieu de 67 %), cette différence est reportée uniquement dans les classes B et C (risque moyen); et les pronostics graves (pronostics probablement mauvais et pronostics sûrement mauvais) sont répartis également entre les hommes et les femmes.

— Pour les personnes de 60 ans et plus, les risques graves sont plus fréquents chez les hommes (21,1 %) que chez les femmes (12,9 %), la différence étant reportée, ici aussi, sur les risques moyens qui sont plus fréquents chez les femmes.

b) Sur l'invalidité, comme sur le risque vital, on observe un très fort effet de l'âge et du sexe (cf. tableau 4 et graphique 3).

TABLEAU 4

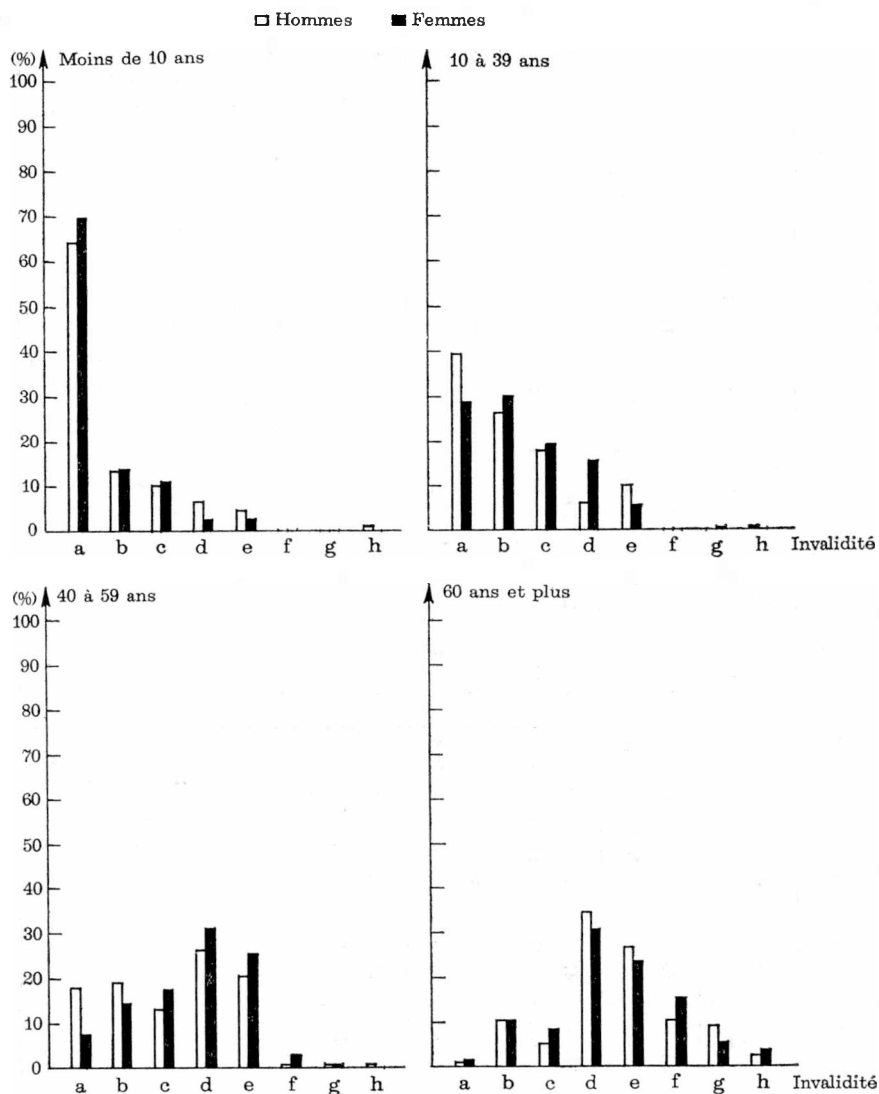
**Invalidité regroupée en fonction de l'âge et du sexe**  
(En % par groupe démographique)

Invalidité	Moins de 10 ans		10 à 39 ans		40 à 59 ans		60 ans et +		Tous âges réunis	
	Garçons	Filles	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes
Invalidité nulle ou très faible (classes a et b) .....	77,5	83,6	65,6	58,7	37,0	22,0	11,6	12,0	52,7	43,3
Invalidité légère ou moyenne (classes c, d, e) .....	21,4	16,4	34,0	40,8	60,6	74,2	66,6	63,8	43,1	50,5
Handicap sérieux (f, g, h) ...	1,1	—	0,4	0,5	2,4	3,8	21,8	24,2	4,2	6,2
Total .....	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0

Les pourcentages de personnes non gênées ou de manière infime (classes a et b) diminuent de 81,7 % pour les enfants de moins de 10 ans à 9,2 % pour les personnes de 60 ans et plus (61,5 % pour les personnes de 10 à 39 ans et 26,9 % pour les personnes de 40 et 59 ans). Corrélativement, les handicaps sérieux (entraînant au moins un arrêt de travail ou l'équivalent, classes f, g, h) n'apparaissent pratiquement qu'au-delà de 40 ans, pour 3,4 % des personnes entre 40 et 59 ans et 24,3 % des personnes de 60 ans et plus.

### GRAPHIQUE 3

#### Distribution de l'invalidité selon l'âge et le sexe



L'influence du sexe doit être analysée par groupe d'âge. Les distributions étant souvent irrégulières, on a, pour dégager une éventuelle liaison avec le sexe, regroupé l'invalidité en 3 classes : incapacité nulle ou très faible (classes a ou b), incapacité légère ou moyenne (classes c, d ou e) et handicap sérieux (classes f, g ou h).

**TABEAU 5**  
**Distribution de l'invalidité en fonction de l'âge et du sexe**

Invalidité	Moins de 10 ans			10 à 39 ans			40 à 59 ans			60 ans et plus			Tous âges réunis		
	Hommes Nb %	Femmes Nb %	Ensemble Nb %	Hommes Nb %	Femmes Nb %	Ensemble Nb %	Hommes Nb %	Femmes Nb %	Ensemble Nb %	Hommes Nb %	Femmes Nb %	Ensemble Nb %	Hommes Nb %	Femmes Nb %	Ensemble Nb %
a. N'a pas d'invalidité .....	57 64,0	51 69,9	108 66,7	90 39,4	64 28,7	154 34,1	22 18,0	10 7,6	32 12,6	1 1,3	2 1,7	3 1,6	170 32,8	127 23,4	297 28,0
b. Est gêné de façon infime .....	12 13,5	10 13,7	22 13,6	60 26,2	67 30,0	127 28,1	23 19,0	19 14,4	42 16,5	8 10,3	12 10,3	20 10,3	103 19,9	108 19,9	211 19,9
c. Très peu gêné ..	9 10,1	8 11,0	17 10,5	41 17,9	44 19,7	85 18,8	16 13,1	23 17,4	39 15,4	4 5,1	10 8,6	14 7,2	70 13,5	85 15,6	155 14,6
d. Gêné mais mène une vie normale.	6 6,8	2 2,7	8 4,9	14 6,1	35 15,7	49 10,8	32 26,2	41 31,1	73 28,7	27 34,6	37 31,9	64 33,0	79 15,3	115 21,1	194 18,3
e. Handicapé dans ses activités .....	4 4,5	2 2,7	6 3,7	23 10,0	12 5,4	35 7,8	26 21,3	34 25,7	60 23,6	21 26,9	27 23,3	48 24,7	74 14,3	75 13,8	149 14,0
f. Arrêt de travail ou équivalent ...							1 0,8	4 3,0	5 2,0	8 10,3	18 15,5	26 13,4	9 1,7	22 4,0	31 2,9
g. Alitement occasionnel .....					1 0,5	1 0,2	1 0,8	1 0,8	2 0,8	7 9,0	6 5,2	13 6,7	8 1,5	8 1,5	16 1,5
h. Alitement permanent .....	1 1,1		1 0,6	1 0,4		1 0,2	1 0,8		1 0,4	2 2,5	4 3,5	6 3,1	5 1,0	4 0,7	9 0,8
<b>Total .....</b>	<b>89 100,0</b>	<b>73 100,0</b>	<b>162 100,0</b>	<b>229 100,0</b>	<b>223 100,0</b>	<b>452 100,0</b>	<b>122 100,0</b>	<b>132 100,0</b>	<b>254 100,0</b>	<b>78 100,0</b>	<b>116 100,0</b>	<b>194 100,0</b>	<b>518 100,0</b>	<b>544 100,0</b>	<b>1 062 100,0</b>

Les résultats figurent dans le tableau 4. On y retrouve un phénomène constant, apparaissant dans toutes les enquêtes sur les soins médicaux : les femmes se déclarent, à âge égal, systématiquement plus handicapées que les hommes, sauf pour les enfants de moins de 10 ans.

### 3.2. La morbidité et l'alitement

L'alitement (1) est une conséquence de la maladie qui peut être mesurée en pourcentage d'alités ou en nombre de jours.

#### — Le risque vital et l'alitement :

On observe que le pourcentage d'alités aussi bien que le nombre moyen de jours d'alitement par personne augmente avec le risque vital (voir tableau 6 et graphique 4).

La croissance est très régulière et va en s'accroissant (2) quand le risque augmente.

TABLEAU 6  
L'alitement selon le risque vital

Risque vital	Pourcentage d'alités	Nombre de jours d'alitement	Durée moyenne d'alitement
A. Pas de pronostic péjoratif.	3,1	310	0,44
B. Pronostic péjoratif très faible .....	9,0	315	2,58
C. Risque possible sur le plan vital .....	11,5	255	2,26
D. Pronostic probablement mauvais .....	20,0	808	20,20
E. Pronostic sûrement mauvais .....	60,0	231	46,20
Total .....	5,9	1 919	1,95

(1) On considère comme alitée toute personne ayant déclaré être restée au moins un jour au lit pour cause de maladie (donc aucun alitement n'est inférieur à un jour). Par convention, les hospitalisations ont été considérées comme des alitements.

(2) Moins rapidement, cependant, qu'une exponentielle.

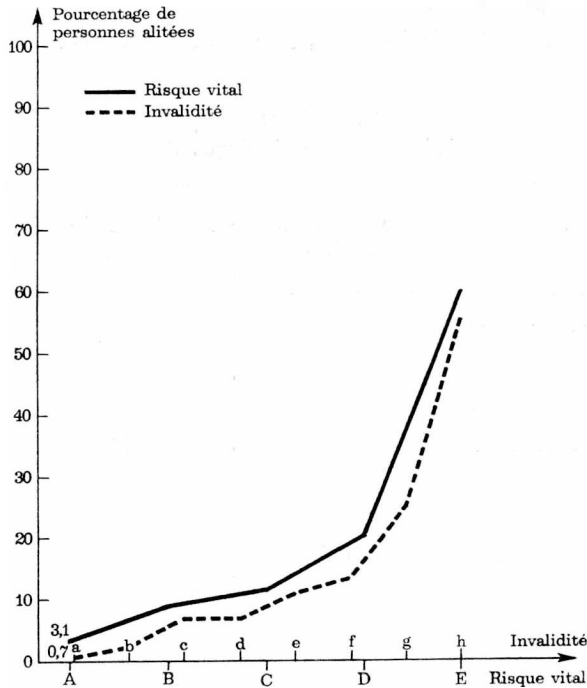
On peut rapprocher l'allure de cette liaison de celle observée entre le nombre d'affections et le risque vital, en admettant toujours que les classes de risques soient « équidistantes »; on voit que :

— le nombre d'affections par personne augmente avec le risque vital mais de moins en moins rapidement : la liaison a une convexité tournée franchement vers le bas;

— le pourcentage d'alités augmente avec le risque vital, mais de plus en plus rapidement : la liaison a une convexité tournée nettement vers le haut.

#### GRAPHIQUE 4

Pourcentage de personnes alitées dans les différentes classes de risque vital et d'invalidité



#### — L'invalidité et l'alitement :

L'alitement est en lui-même un « degré » d'invalidité; la classe g correspond d'ailleurs à un « alitement occasionnel » et la classe h à un « alitement permanent » (ou état grave). Toutefois, c'est dans un esprit pronostic que l'invalidité a été établie, et il s'agit ici des alitements qui ont eu lieu les six mois précédents.

Les résultats figurent dans le tableau 7 et sur le graphique 4. Le pourcentage d'alités (qui est moins sensible aux aléas que le nombre moyen de jours d'alitement par personne) augmente régulièrement avec l'invalidité. On peut constater que l'allure de la liaison est exactement la même que

celle observée entre le risque vital et l'alitement, mais à un niveau toujours inférieur (si on admet que l'ensemble de l'échantillon couvre la « même distance » en risque vital et en invalidité). Ce résultat, qui peut sembler surprenant, tient aux différences de structures de l'échantillon selon le risque vital et selon l'invalidité; il est par ailleurs difficile à interpréter.

TABLEAU 7  
L'alitement selon l'invalidité

Invalidité	Pourcentage d'alités	Nombre de jours d'alitement	Durée moyenne d'alitement
a. N'a pas d'invalidité . . . . .	0,7	12	0,04
b. Est gêné de façon infime . .	2,2	54	0,31
c. Très peu gêné . . . . .	6,9	373	2,61
d. Gêné mais mène une vie normale . . . . .	6,9	114	0,61
e. Handicapé dans ses activités .	10,7	181	1,36
f. Arrêt de travail ou équivalent	12,9	29	0,94
g. Alitement occasionnel . . . . .	25,0	234	14,63
h. Alitement permanent . . . . .	55,5	922	102,44
Total . . . . .	5,9	1 919	1,95

### 3.3. Le nombre moyen d'affections selon le risque vital et l'invalidité

Rappelons qu'on a désigné par « affection » toute maladie (1) bien définie, tout syndrome plus ou moins précis, ou tout symptôme isolé non rattachable à une affection connue par ailleurs (cf. § 2.3).

(1) Des précisions sur la technique d'identification et les difficultés d'interprétation se trouvent dans le fascicule 3, Enquête pilote 1965-1966 sur les soins médicaux : la morbidité et ses relations avec le recours aux soins, rapport ronéoté, CREDOC.



Si l'on considère une seule dimension de la morbidité, les résultats semblent faciles à interpréter, bien qu'ils intègrent d'une manière indissociable les effets conjugués du risque vital et de l'invalidité.

Pour présenter ces résultats d'une manière parlante, il est nécessaire de faire des hypothèses quant à la distance des différentes classes de risque vital ou d'invalidité. Faute d'informations, on a retenu l'hypothèse la plus simple, à savoir que les écarts entre les classes sont identiques : ceci n'implique évidemment pas que l'on sache mesurer, par exemple, la différence d'invalidité entre les classes a et b, ou entre b et c, mais que ces différences soient égales. Cette hypothèse n'est pas forcément la plus justifiée, en particulier pour le risque vital, où il est vraisemblable que l'étendue des classes augmente avec le risque, mais l'on ne dispose véritablement d'aucun élément pour admettre que cette croissance soit de type exponentiel, algébrique, etc... et l'hypothèse la plus simple a finalement été adoptée.

Les résultats présentés (tableau 8 et graphique 5) doivent toujours être interprétés en tenant compte de cette hypothèse, dont le seul objectif est de faciliter la présentation des résultats.

*Le nombre moyen d'affections par personne augmente avec l'invalidité, l'allure de la liaison étant pratiquement linéaire avec l'hypothèse retenue.*

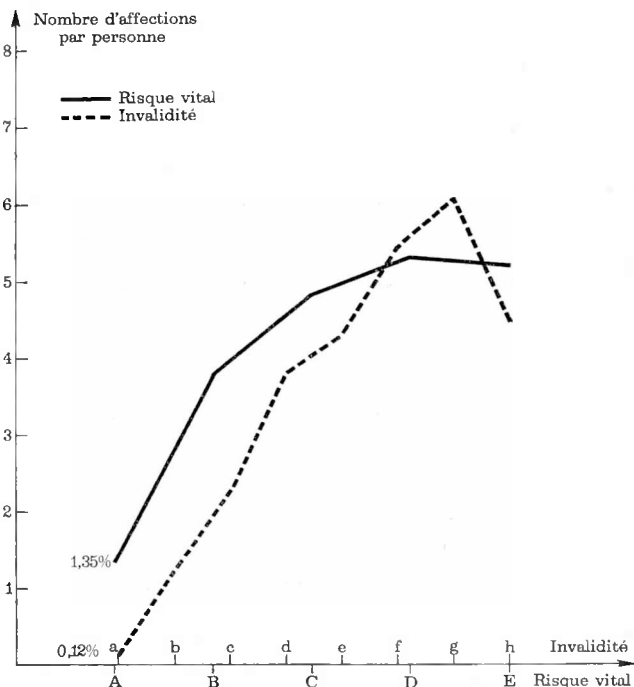
TABLEAU 8

Nombre moyen d'affections par personne selon le risque vital et l'invalidité

Risque vital			Invalidité		
Classes	Pourcentage de l'échantillon	Nombre moyen d'affections par personne	Classes	Pourcentage de l'échantillon	Nombre moyen d'affections par personne
A. Pas de pronostic péjoratif.....	73,4	1,35	a. N'a pas d'invalidité .....	28,0	0,12
B. Pronostic péjoratif très faible .....	12,0	3,76	b. Est gêné de façon infime.....	19,9	1,22
C. Risque possible sur le plan vital .....	10,4	4,81	c. Très peu gêné ....	14,6	2,24
D. Pronostic probablement mauvais ...	3,7	5,30	d. Gêné mais mène une vie normale.....	18,3	3,79
E. Pronostic sûrement mauvais .....	0,5	5,20	e. Handicapé dans ses activités .....	14,0	4,30
			f. Arrêt de travail ou équivalent .....	2,9	5,42
			g. Alitement occasionnel .....	1,5	6,06
			h. Alitement permanent ou état grave.	0,8	4,44
Ensemble .....	100,0	2,22	Ensemble .....	100,0	2,22

Le nombre moyen d'affections par personne augmente aussi avec le risque vital. Si l'on admet, comme pour l'invalidité, que les distances entre les différentes classes de risque vital sont égales, le nombre d'affections augmente d'autant moins rapidement que le risque est élevé.

GRAPHIQUE 5  
 Nombre d'affections par personne selon le risque vital et l'invalidité



### 3.4. Risque vital et invalidité. Essai de Synthèse

On observe ici que la liaison statistique existant entre le risque vital et l'invalidité est très forte : cela permet, sans perdre trop d'information, d'opérer un regroupement en 5 classes de morbidité.

C'est à partir de la répartition des 1 062 personnes de l'échantillon, selon leur risque vital et leur invalidité présentée dans le tableau 9 ci-après, que l'on peut dégager la liaison entre les deux variables.

Il ressort de l'examen de ce tableau qu'à un risque vital est toujours associée une invalidité, alors que l'inverse n'est pas vrai. Une liaison significative sur le plan statistique existe entre le risque vital et l'invalidité. On peut la schématiser en faisant figurer pour chaque risque vital le pourcentage d'observations correspondant aux deux classes d'invalidité où les fréquences sont les plus fortes (tableau 10, cases encadrées). Si aucune liaison n'existait entre le risque vital et l'invalidité, chacun de ces pourcentages serait voisin

TABLEAU 9  
Répartition de l'échantillon selon le risque vital et l'invalidité

Risque vital Invalidité	Pas de pronostic péjoratif A	Pronostic péjoratif très faible B	Risque possible sur le plan vital C	Pronostic probablement mauvais D	Pronostic sûrement mauvais E	Total
a. N'a pas d'invalidité ..	297					297
b. Est gêné de façon infime .....	210	1				211
c. Très peu gêné .....	138	11	6			155
d. Gêné mais mène une vie normale .....	113	51	30			194
e. Handicapé dans ses activités .....	22	48	59	19	1	149
f. Arrêt de travail ou équivalent.....		9	9	12	1	31
g. Alitement occasionnel.		7	4	2	3	16
h. Alitement permanent ou état grave .....		1	2	6		9
Total .....	780	128	110	39	5	1 062

de 25 %; on voit que la réalité est fort différente. Connaissant le risque vital d'un individu, on peut déterminer dans quel couple de classes contiguës d'invalidité il se situe, avec 8 chances sur 10 de ne pas se tromper; la liaison est toutefois moins nette pour un risque vital nul.

Pour l'ensemble de l'échantillon, les deux classes les plus nombreuses d'invalidité (a et b) ne regroupent que 47,9 % des personnes. Les distributions d'invalidité sont sensiblement moins dispersées lorsqu'on ne s'intéresse qu'à une seule classe de risque vital.

a) *Le nombre d'affections par personne et les combinaisons des risques*

L'état d'une personne peut être caractérisé d'une manière synthétique par une combinaison de risques (risque vital et invalidité); on a vu que la liaison existant entre le risque vital et l'invalidité limite considérablement le nombre de combinaisons effectivement rencontrées. Pour l'échantillon étudié, 13 combinaisons (sur les 40 possibles) regroupent 96 % de l'échantillon (1) et chacune d'entre elle est observée pour au moins 10 personnes.

(1) Non compris les regroupements Bf + Bg et Cg + Ch + Dg + Dh.

**TABLEAU 10**  
**Liaison existant entre le risque vital et l'invalidité**

Risque vital Invalidité	Pas de pronostic péjoratif A	Pronostic péjoratif très faible B	Risque possible sur le plan vital C	Pronostic probablement mauvais D	Pronostic sûrement mauvais E	Total
a. N'a pas d'invalidité. . . . .	38,1					28,0
b. Est gêné de façon infime . . . . .	26,9	0,8				19,9
c. Très peu gêné. . . . .	17,7	8,6	5,5			14,6
d. Gêné mais mène une vie normale . . . . .	14,5	39,8	27,3			18,3
e. Handicapé dans ses activités . . . . .	2,8	37,5	53,6	48,7	20,0	14,0
f. Arrêt de travail ou équivalent. . . . .		7,0	8,2	30,8	20,0	2,9
g. Alitement occasionnel. . . . .		5,5	3,6	5,1	60,0	1,5
h. Alitement permanent. . . . .		0,8	1,8	15,4		0,8
<b>Total . . . . .</b>	<b>100,0</b>	<b>100,0</b>	<b>100,0</b>	<b>100,0</b>	<b>100,0</b>	<b>100,0</b>

Pour les combinaisons suffisamment représentées dans l'échantillon, le nombre moyen d'affections par personne figure dans le tableau 11.

Il ressort de l'examen de ce tableau que :

- pour un *risque vital* donné, le *nombre d'affections par personne augmente pratiquement toujours avec l'invalidité*;
- pour les classes d'invalidité où on peut l'observer, le *nombre d'affections par personne augmente avec le risque vital*.

Le chiffrage de la morbidité a été effectué par un médecin qui a assuré, par ailleurs, le contrôle médical de tous les questionnaires en cours d'enquête. L'objectif de ce chiffrage est de mesurer le risque morbide actuel et futur encouru par un individu en un jour donné. Il s'agit donc d'un pronostic établi le dernier jour de l'enquête à partir des renseignements recueillis durant les six mois précédents.

Le risque morbide lui-même est évalué dans deux dimensions :

- le **risque vital** : il s'agit du risque de *décès* encouru par l'individu du fait de son état pathologique; cette évaluation est faite en tenant compte des *possibilités existantes* de traitement;

**TABLEAU 11**  
**Nombre moyen d'affections par personne selon les associations morbides**

	a	b	c	d	e	f + g + h
<b>A. Association morbide</b> % de l'échantillon Nombre moyen d'affections	Aa 28,0 0,12	Ab 19,8 1,22	Ac 13,0 2,22	Ad 10,6 3,35	Ae 2,1 3,69	
<b>B. Association morbide</b> % de l'échantillon Nombre moyen d'affections			Bc 1,0 2,18	Bd 4,8 4,10	Be 4,5 3,72	Bf + Bg 1,5 5,25
<b>C. Association morbide</b> % de l'échantillon Nombre moyen d'affections				Cd 2,8 4,78	Ce 5,6 4,73	Cf 0,8 5,30
<b>D. Association morbide</b> % de l'échantillon Nombre moyen d'affections					De 1,8 4,74	Df 1,1 5,76
						Cg + Ch + Dg + Dh 1,4 5,0

— **l'invalidité** conçue comme limitation à une activité considérée comme normale.

L'individu est considéré ici dans sa totalité et l'on devrait tenir compte de l'ensemble des affections dont il est porteur le dernier jour de l'enquête. En fait, le plus fréquemment, le risque morbide encouru par un individu un jour donné est dû essentiellement à des maladies non aiguës et on peut penser que l'on est très près de la vérité en négligeant les maladies de courte durée pour donner cette note de synthèse.

b) *Les groupes de morbidité*

Une étude précédente <sup>(1)</sup> a montré que pour une même classe de morbidité, la consommation médicale varie considérablement en fonction de l'âge. Toute analyse en fonction de critères socio-économiques, nécessite donc un croisement simultané de l'âge et de la morbidité. La petite taille de l'échantillon nous a incités, afin de conserver dans chaque classe des effectifs suffisants et des résultats significatifs, à regrouper les 26 combinaisons de risque vital et d'invalidité observées en 5 groupes ( $z_k$ ). Les critères de regroupement ont été les suivants :

— **sur le plan médical :**

Établir un sens de gravité croissante aussi cohérent que possible,

— **sur le plan logique :**

Toute combinaison du risque vital  $x_i$  ( $i$  varie de 1 à 5) et de l'invalidité  $y_j$

(1) Cf. Un indicateur de la morbidité appliqué aux données d'une enquête sur la consommation médicale, *Consommation*, n° 2, 1967.

(j varie de 1 à 8) peut être regroupée avec une ou plusieurs des combinaisons connexes existantes :

$$\begin{aligned}
 x_{i-1} & , & y_j \\
 x_i & , & y_{j-1} \\
 x_{i-1} & , & y_{j-1} \\
 x_{i+1} & , & y_j \\
 x_i & , & y_{j+1} \\
 x_{i+1} & , & y_{j+1}
 \end{aligned}$$

Toutes les combinaisons appartenant au groupe  $z_k$  ont une invalidité  $x$  au moins égale à l'invalidité maximum observée dans le groupe  $z_{k-1}$  et/ou un risque vital au moins égal au risque vital maximum observé dans le groupe  $z_{k-1}$ .

— sur le plan statistique :

Les effectifs doivent être suffisamment nombreux dans tous les groupes.

Enfin, on a vérifié à titre de cohérence, que le nombre d'affections moyennes par personne augmentait régulièrement dans les groupes définis.

Cinq groupes de morbidité ont été retenus; leur définition figure dans le tableau 12.

**TABLEAU 12**  
**Définition des groupes de morbidité**  
(Effectifs en nombre de personnes et pourcentages)

Invalidité \ Risque vital	Pas de pronostic péjoratif		Pronostic péjoratif très faible	Risque possible sur le plan vital	Pronostic probablement mauvais	Pronostic sûrement mauvais
	A	B	C	D	E	
Pas d'incapacité a	1 (297) 28,0%					
Gêné de façon infime b	2 (210) 33,9%	(1)				
Très peu gêné c	(138)	(11)	(6)			
Gêné mais mène une vie normale d	(113) 22,0%	(5)	4 (30) 12,3%			
Handicapé dans ses activités e	(22)	(48)	(59)	(19)	(1)	
Arrêt de travail ou équivalent f		(9)	(9)	5 (12) 3,8%	(1)	
Alitement occasionnel g		(7)	(4)	(2)	(3)	
Alitement permanent ou état grave h		(1)	(2)	(6)		

## 4. INDICATEURS DE MORBIDITÉ ET CONSOMMATION MÉDICALE SELON DIFFÉRENTS FACTEURS ÉCONOMIQUES ET SOCIAUX

On essaie, dans ce chapitre, de mettre en relief et de mesurer l'influence spécifique de facteurs sociaux ou économiques sur l'indicateur de morbidité, puis sur la consommation médicale, en éliminant les effets de la morbidité (c'est-à-dire à morbidité connue égale). Rappelons que la morbidité mesurée ici est déduite de motifs de consommations médicales enregistrées pendant six mois et de déclarations des enquêtés. Il s'agit de la morbidité connue et déclarée soit par l'individu, soit par son entourage, ou décelée par le médecin chiffreur à partir des traitements suivis. On peut penser qu'elle est assez proche de la morbidité socialement connue, mis à part certains types d'affections mal déclarées (alcoolisme, maladies mentales, maladies vénériennes essentiellement).

### 4.1. Préliminaires et méthodes

#### a) *Mesure de la consommation médicale*

A partir des données figurant dans l'enquête, on a établi la valeur de la consommation médicale en francs.

Pour tous les types de soins, si le débours (c'est-à-dire la somme effectivement payée par le ménage sans tenir compte d'éventuels remboursements ultérieurs) correspond à la totalité du prix, on enregistre le débours; s'il correspond uniquement à la partie non couverte par la sécurité sociale, on établit le prix global en tenant compte des taux de remboursements en vigueur pour différents types de soins. Ainsi, une consultation de spécialiste en dispensaire aura entraîné un débours de 4,16 F, correspondant aux 20 % non couverts par la sécurité sociale (ticket modérateur); on enregistrera donc dans l'indice 20,80 F. Pour les soins en tiers payant total (accident du travail, longue maladie, A. M., etc.) ou donnés à titre gracieux, on a comptabilisé le prix moyen des actes de même type observés dans l'enquête en fonction des différences de prix observés (1).

Pour les séances de médecins, 8 types différents ont été retenus : en fonction du lieu (au domicile du malade ou dans un autre lieu), du type de praticien (généraliste ou spécialiste) et de la nature de soins (existence d'actes associés ou non).

Les soins d'auxiliaire ont été distingués selon la nature précise de l'auxiliaire (infirmière, sage-femme, masseur kinésithérapeute, autres auxiliaires) et la même convention a été appliquée.

Les prix des 34 hospitalisations observés pendant les six mois d'enquête ont été établis un par un, en tenant compte de l'ensemble des observations

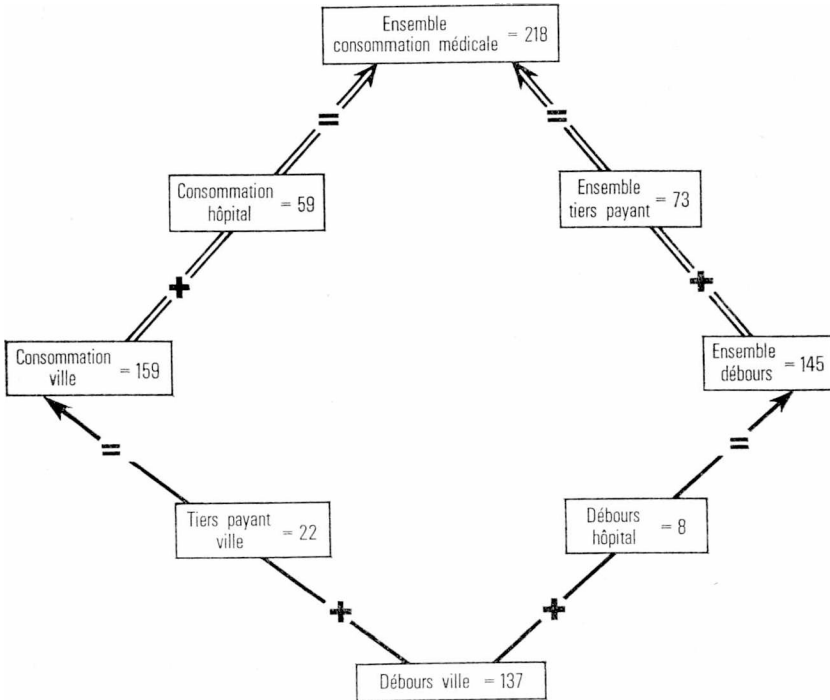
---

(1) Cf. fascicule 5 : Nature et prix des consommations médicales de ville. Enquête pilote 1965-1966 sur les soins médicaux, rapport ronéoté, CREDOC.

figurant dans les questionnaires : identification de l'établissement, nature de ou des interventions chirurgicales, durée du séjour, débours éventuel, remboursement reçu et agent verseur, etc...

SCHÉMA N° 1

**Estimations de la consommation médicale par personne en six mois, selon les modalités de paiement (direct ou tiers payant) et le lieu des soins (au cours d'un séjour en établissement ou en ville) (en francs)**



Aucune analyse, ni produit pharmaceutique gratuit n'ont été rencontrés dans l'enquête.

La variable ainsi établie pour chaque personne est une *estimation de la valeur de la consommation médicale*, établie en francs, et tenant compte des *prix effectivement pratiqués sur le marché*. Dans la suite du texte et pour simplifier, cette variable sera nommée consommation médicale. Soulignons que c'est la première exploitation d'une enquête où figure l'ensemble de la consommation médicale, de ville ou en établissement hospitalier. La consommation ainsi mesurée s'élève à 218 F par personne pour les six mois de l'enquête, soit 50 % de plus que le débours moyen qui est



de 145 F. En considérant uniquement la médecine de ville (c'est-à-dire non compris les séjours en établissement hospitalier), la consommation est de 159 F soit 16 % de plus que le débours qui est de 137 F (cf. schéma n° 1 p. 39).

b) *Le degré de morbidité en fonction du sexe et de l'âge. Méthode de comparaison de populations*

L'analyse de la morbidité, déclarée ou décelée par les médecins chiffreurs, en fonction des catégories socio-économiques, ne peut être faite qu'en éliminant l'influence de l'âge et du sexe : on a retenu une méthode basée sur l'analyse des distributions des individus de chaque classe de sexe et d'âge, selon les cinq groupes de morbidités définis précédemment; ces données figurent dans le tableau 13.

Pour chacun des huit groupes démographiques considérés,  $i$ , ces distributions s'ajustent correctement sur des lois normales dont on a estimé les paramètres  $m_i$  (qui figurent sur le graphique 1) le paramètre  $\sigma$  étant le même pour ces huit distributions, et égal à 1. Chaque personne est alors affectée de la moyenne théorique correspondant à son âge et son sexe et à son degré de morbidité. Pour chaque modalité du caractère étudié, on peut alors calculer le degré de morbidité moyen <sup>(1)</sup>. *Cette morbidité moyenne est un reflet de l'état de santé déclaré par les différentes populations tenant compte de la structure par sexe et par âge de cette population, telle qu'elle apparaît dans notre échantillon.*

Cette statistique doit être interprétée avec prudence, étant donné la taille de l'échantillon : ainsi, par exemple, un pourcentage élevé de personnes âgées dû à un effet purement aléatoire d'échantillonnage pourra sensiblement augmenter le degré moyen de morbidité d'une sous-population. Cette erreur aléatoire ajoute ses effets aux différences de structures démographiques entre les différentes catégories de populations.

A ce premier paramètre descriptif, on adjoint donc un autre paramètre plus stable, l'écart moyen, qui permet de dégager les inégalités existant dans l'état de santé déclaré des différents groupes sociaux. On calcule des degrés de morbidité moyens par âge et sexe selon les modalités du caractère étudié, et on en déduit une moyenne pondérée des écarts de ces valeurs à celles correspondant à la population totale. Il s'agit d'une mesure différentielle et non absolue, chaque sous-population étant caractérisée par un nombre unique, l'écart moyen, qui est d'autant plus proche de 0 que la sous-population déclare une morbidité plus proche de celle déclarée par l'ensemble de la population enquêtée.

L'appartenance aux groupes de morbidité est une *variable aléatoire* dont la loi dépend de l'âge et du sexe; on ne peut espérer obtenir une estimation convenable de ces paramètres qu'à partir d'observations assez

---

(1) Cf. M. MAGDELAINE, A. et A. MIZRAHI, G. RÖSCH, Un indicateur de la morbidité, *Consommation*, n° 2, 1967, annexe 2, p. 37.

TABLEAU 13

## Distribution des individus par âge, sexe et degré de morbidité

Age	Sexe	Variable	Morbidité 1	Morbidité 2	Morbidité 3	Morbidité 4	Morbidité 5	Ensemble
Moins de 10 ans	Masculin	Nb	57	21	10	—	1	89
		%	64,0	23,6	11,3	—	1,1	100,0
	Féminin	Nb	51	18	4	—	—	73
		%	69,9	24,6	5,5	—	—	100,0
Ensemble	Nb	108	39	14	—	1	162	
		%	66,7	24,1	8,6	—	0,6	100,0
10 à 39 ans	Masculin	Nb	90	101	29	9	—	229
		%	39,3	44,1	12,7	3,9	—	100,0
	Féminin	Nb	64	111	41	7	—	223
		%	28,7	49,8	18,4	3,1	—	100,0
Ensemble	Nb	154	212	70	16	—	452	
		%	34,1	46,9	15,5	1,5	—	100,0
40 à 59 ans	Masculin	Nb	22	38	42	18	2	122
		%	18,0	31,1	34,4	14,8	1,6	100,0
	Féminin	Nb	10	40	46	33	3	132
		%	7,6	30,3	34,8	25,0	2,3	100,0
Ensemble	Nb	32	78	88	51	5	254	
		%	12,6	30,7	34,7	20,0	2,0	100,0
60 ans et plus	Masculin	Nb	1	11	27	29	10	78
		%	1,3	14,1	34,6	37,2	12,8	100,0
	Féminin	Nb	2	20	35	35	24	116
		%	1,7	17,2	30,2	30,2	20,7	100,0
Ensemble	Nb	3	31	62	64	32	194	
		%	1,5	16,0	32,0	33,0	17,5	100,0
Tous âges	Masculin	Nb	170	171	108	56	13	518
		%	32,8	33,0	20,9	10,8	2,5	100,0
	Féminin	Nb	127	189	126	75	27	544
		%	23,3	34,8	23,2	13,8	4,9	100,0
Ensemble	Nb	297	360	234	131	40	1 062	
		%	28,0	33,9	22,0	12,3	3,8	100,0

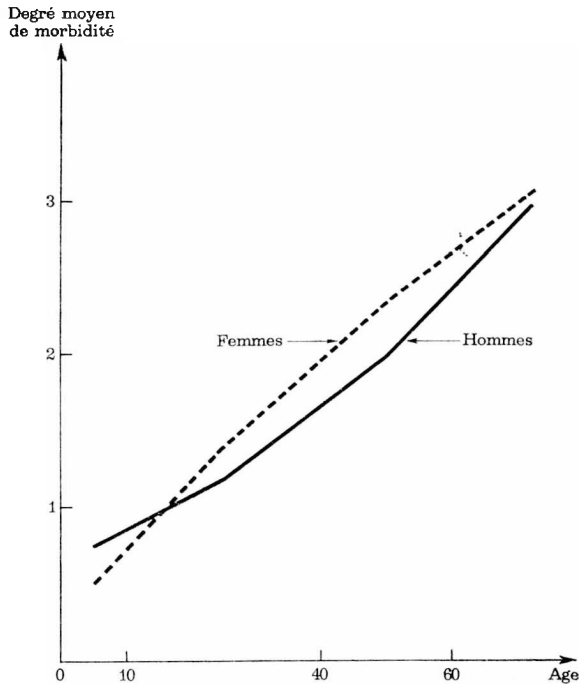
nombreuses. En règle générale, on a admis qu'une sous-population, pour être suffisamment représentée, devait comprendre une centaine de personnes.

*c) La consommation médicale en fonction du sexe, de l'âge et de la morbidité. Méthode de comparaison de populations*

L'objet de ce paragraphe est de mettre en relief l'influence de la morbidité sur la consommation médicale, afin de pouvoir s'abstraire de l'influence de cette variable pour dégager celle des facteurs socio-économiques.

## GRAPHIQUE 6

### Paramètre $m$ des distributions de morbidité selon l'âge et le sexe



Comme on l'a déjà vu dans les études précédentes, à morbidité ressentie égale, la consommation médicale diminue très fortement lorsque l'âge des sujets augmente (cf. tableau 14 et graphique 7).

Cette décroissance considérable (de 1 à 0,39 pour la morbidité 2 et de 1 à 0,42 pour la morbidité 3) et systématique de la consommation médicale pour une morbidité donnée lorsque l'âge augmente, rend indispensable l'association morbidité-âge lorsqu'on veut éliminer l'influence de la morbidité.

Le problème se pose alors de savoir quelle est l'influence du sexe sur la consommation médicale pour une morbidité et un âge donnés.

On doit souligner ici qu'il s'agit de l'ensemble de la consommation médicale, hospitalisations comprises, ainsi que de tous les soins en tiers payant partiel ou total. Cette variable est pour la première fois disponible à partir d'une enquête auprès des ménages et il a semblé particulièrement intéressant d'analyser les différences observées entre consommations médicales des hommes et des femmes, qui, jusque-là, ont toujours été dans le sens d'une sous-consommation sensible des hommes. La lecture du tableau 14 et du graphique 8 montre qu'ici aucune influence du sexe sur la consommation médicale ne se dégage d'une manière nette si l'on compare

TABLEAU 14

**La consommation médicale en fonction de l'âge, du sexe et de la morbidité**  
(En francs par personne pour 6 mois)

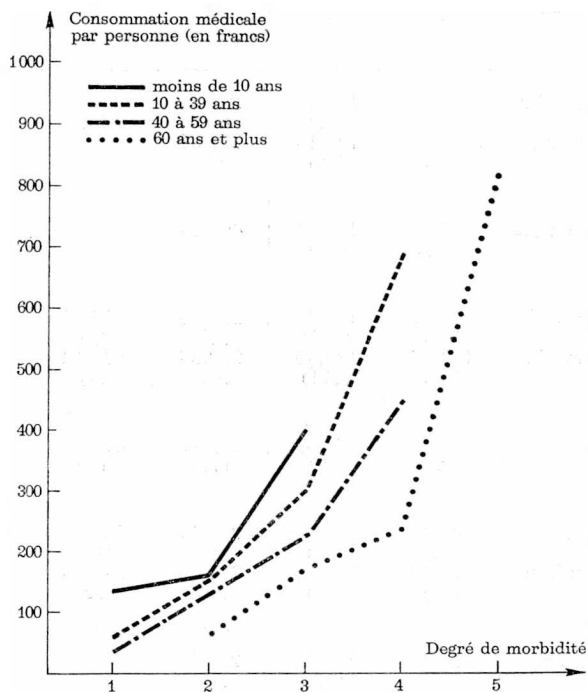
Age \ Classes de morbidité	Sexe						Ensemble
		1	2	3	4	5	
moins de 10 ans	Masculin	167,31 (57)*	149,94 (21)	278,45 (10)	(0)	1,40 (1)	173,84 (89)
	Féminin	91,06 (51)	177,18 (18)	713,85 (4)		(0)	146,42 (73)
	Ensemble	131,30 (108)	162,52 (39)	402,88 (14)		1,40 (1)	161,48 (162)
10 à 39 ans	Masculin	33,37 (90)	136,42 (101)	359,98 (29)	316,73 (9)	(0)	131,47 (229)
	Féminin	112,95 (64)	180,35 (111)	287,34 (41)	676,12 (7)		(0)
	Ensemble	66,68 (154)	159,43 (212)	303,16 (70)	474,09 (16)	(0)	161,23 (452)
40 à 59 ans	Masculin	46,42 (22)	62,29 (38)	220,17 (42)	553,18 (18)	9 885,42 (2)	347,24 (122)
	Féminin	20,20 (10)	202,06 (40)	231,73 (46)	391,79 (33)	698,37 (3)	257,33 (132)
	Ensemble	38,23 (32)	133,96 (78)	226,21 (88)	448,75 (51)	4 373,12 (5)	300,51 (254)
60 ans et plus	Masculin	4,40 (1)	62,93 (11)	110,1 (27)	224,71 (29)	1 017,02 (10)	260,98 (78)
	Féminin	0 (2)	63,55 (20)	203,08 (35)	263,24 (35)	734,80 (24)	305,19 (116)
	Ensemble	1,47 (3)	63,32 (31)	165,44 (62)	245,78 (64)	817,80 (34)	287,42 (194)
tous âges	Masculin	80,01 (170)	116,88 (171)	226,35 (108)	345,08 (56)	1 640,07 (13)	209,07 (518)
	Féminin	93,65 (127)	172,28 (189)	258,56 (126)	357,90 (75)	730,68 (27)	227,22 (544)
	Ensemble	86,46	145,97	243,70	352,69	1 241,81	217,63

(\*) Entre parenthèses, figurent les effectifs dans l'enquête.

la consommation des personnes de même tranche d'âge et déclarant une même morbidité.

### GRAPHIQUE 7

**La consommation médicale en fonction de la morbidité**  
(Par tranche d'âge)



On a donc fait appel à une méthode statistique simple permettant une comparaison globale : on calcule une consommation médicale théorique pour les hommes puis pour les femmes, en admettant que les individus d'un âge et d'une morbidité donnés ont la même consommation quel que soit leur sexe. On trouve ici :

198,49 F pour les hommes,  
et 235,86 F pour les femmes.

Ces consommations théoriques sont ensuite comparées aux consommations réellement observées, soit :

209,07 F pour les hommes,  
et 227,22 F pour les femmes.

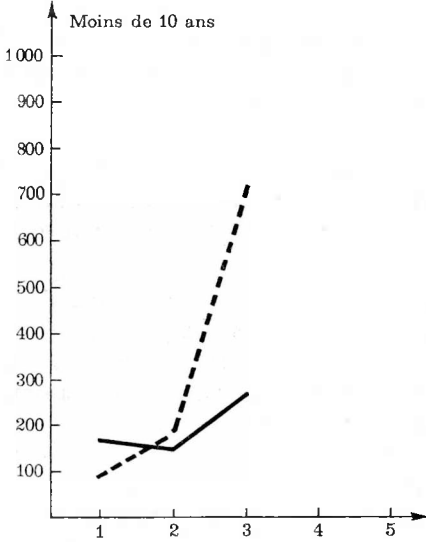
On voit que *les hommes ont une consommation observée légèrement plus forte que leur consommation théorique*, ce qui signifie que *pour une même*

## GRAPHIQUE 8

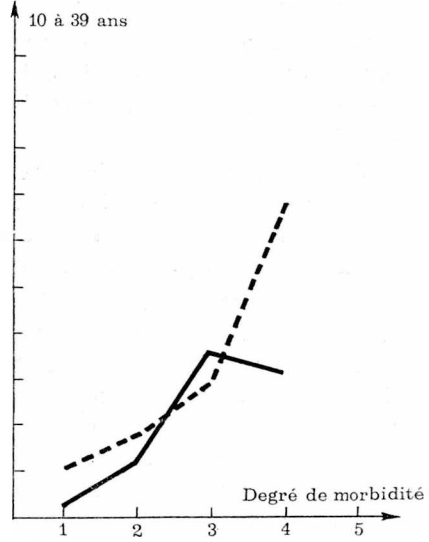
### La consommation médicale en fonction de la morbidité par sexe et par âge

— Hommes - - - Femmes

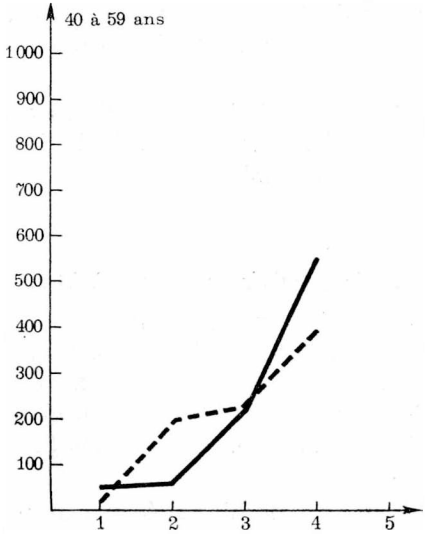
Consommation médicale par personne (en francs)



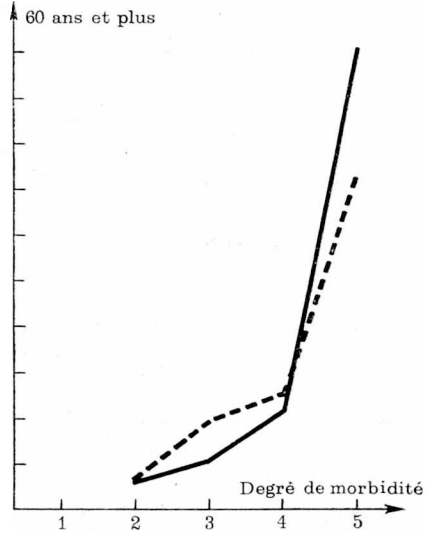
Consommation médicale par personne (en francs)



Consommation médicale par personne (en francs)



Consommation médicale par personne (en francs)



*morbidité ressentie et déclarée, et à âge égal, ils consomment plus que l'ensemble de la population* et que, par voie de conséquence, les femmes consomment moins (on vérifie effectivement que leur consommation observée est inférieure à leur consommation théorique).

Cette méthode sera utilisée dans la suite de l'étude pour dégager les effets des facteurs socio-économiques; en ce cas, le nombre des sous-populations sera de l'ordre de 5 ou 6 et on utilisera le rapport (consommation observée sur consommation théorique  $\times 100$ ), pour caractériser le comportement des sous-populations.

Si ces rapports que nous appellerons taux de consommation à morbidité égale, sont supérieurs à 100, la sous-population étudiée consomme plus en moyenne, à âge et morbidité déclarés égaux, que l'ensemble de la population.

Dans le cas présent, le taux de consommation à morbidité égale des hommes est de 105 et celui des femmes de 96 (par construction, celui de la population totale est de 100). Cette différence est négligeable en regard de l'influence de l'âge; elle n'est pas significative.

En tout état de cause, la liaison morbidité-consommation n'a de sens qu'au niveau statistique de populations assez nombreuses. En effet, elle réunit la consommation médicale de six mois et un pronostic établi le dernier jour de cette période. Dans certains cas individuels, la consommation ne peut aucunement être expliquée par un pronostic. Ainsi, une femme ayant accouché au milieu de l'enquête aura une consommation médicale assez forte (surveillance prénatale, hospitalisation de plusieurs jours, etc.) et peut très bien avoir un pronostic excellent le dernier jour de l'enquête : ce qui se traduit par la consommation médicale relativement élevée des femmes de 10 à 39 ans et de morbidité 1. De même, on constate une consommation élevée pour les garçons de moins de 10 ans qui peut être due, en partie, à des maladies aiguës intervenues au courant de l'enquête et totalement terminées.

La consommation médicale étant liée à la morbidité d'une façon moins aléatoire que l'âge ou le sexe, il a été possible, dans cette partie de l'étude, d'analyser des populations relativement peu nombreuses.

## 4.2. Les résultats

### a) *La Catégorie Socio-professionnelle du Chef de ménage (C.S.C.)*

La catégorie socio-professionnelle du chef de ménage traduit, dans une certaine mesure, la position et l'environnement social du ménage; on s'est donc efforcé de prendre des catégories bien définies et relativement homogènes. En particulier, on a demandé et chiffré les dernières professions exercées par les « retraités » et « retirés des affaires ». Les résultats figurent dans le tableau 15.

Dans le tableau 4, on peut lire d'une part la morbidité déclarée moyenne de la sous-population qui caractérise son état de santé en tenant compte de la structure réelle par âge et sexe dans l'échantillon (ainsi, les ménages d'em-

ployés se déclarent en moins bonne santé que ceux des OS et manœuvres, mais leurs membres sont, dans l'échantillon, nettement plus âgés : 38,9% de personnes de plus de 60 ans au lieu de 13,8%), et d'autre part, l'écart moyen qui permet de juger de l'état de santé à âge et sexe égaux (ainsi, les employés, bien que globalement en moins bonne santé que les ouvriers, ont une morbidité moindre à âge et sexe égaux). Avant de commenter ces chiffres, signalons que les chefs de ménage à la retraite ou retirés des affaires ont été joints au groupe de la dernière profession qu'ils ont exercée : ainsi, les ouvriers retraités figurent parmi les ouvriers, les employés retraités parmi les employés, etc. Ce traitement, qui fait pratiquement disparaître le groupe des inactifs, permet d'avoir dans chaque sous-population des personnes de tous les âges.

TABLEAU 15

Morbidité ressentie et consommation médicale selon la C.S.C.

C.S.C.	Nombre de personnes dans l'échantillon	Morbidité moyenne	Écart moyen	Consommation observée (en francs par personne en 6 mois)	Consommation théorique	Taux de consommation à morbidité égale
O.S. et manœuvres . .	170	1,82	0,07	148,90	242,50	61,4
Ouvriers qualifiés et contremaîtres . . . . .	275	1,68	0,09	240,19	222,15	108,1
Employés de bureau et employés de commerce . . . . .	90	2,08	0,04	285,46	229,16	124,6
Cadres moyens . . . . .	162	1,54	0,02	205,60	209,08	98,3
Cadres supérieurs . . . . .	118	1,42	- 0,17	234,47	165,93	141,3
Artisans et petits commerçants . . . . .	94	1,96	- 0,10	126,47	209,35	60,4
Autres professions . . . . .	153	—	—	—	—	—
Ensemble de la population . . . . .	1 062	1,70	0	217,63	217,63	100,0

Les membres des ménages d'ouvriers ont de loin la morbidité ressentie la plus importante, ils sont suivis par ceux des employés et des cadres moyens. Les membres des ménages dont le chef exerce une profession indépendante se déclarent peu malades et ceux dont le chef est cadre supérieur encore moins.



Bien que ces résultats ne soient pas aberrants, certaines populations sont peu nombreuses (employés, cadres supérieurs, professions indépendantes) et les conclusions doivent être regardées avec prudence. Si l'on est proche des résultats obtenus à partir de l'enquête 1960, en ce qui concerne le groupe « ouvriers » (on obtenait un écart moyen de 0,08), on s'en éloigne pour les « professions indépendantes » (petits commerçants et artisans) où on obtenait un écart moyen de  $-0,18$ ; on est encore plus éloigné si on s'intéresse au groupe « autres salariés » (employés, cadres moyens et supérieurs) pour lequel l'écart moyen était de 0,25. La divergence des résultats entre les deux enquêtes, pour ce dernier groupe, est largement significative; il ne nous est malheureusement pas possible de revenir aux données de 1960 pour tenter d'en analyser les causes, et on peut espérer que l'analyse de l'enquête de 1970 <sup>(1)</sup> permettra de comprendre comment jouent les effets de la région et de la taille de la commune sur les différents groupes constituant cette classe « autres salariés ».

On voit que *le taux de consommation médicale des cadres supérieurs est, à morbidité déclarée égale, plus de deux fois supérieur à celui des O.S. et manœuvres et des artisans et petits commerçants.* Cet écart considérable, a, par ailleurs, de fortes chances d'être encore plus important en réalité, car les contacts fréquents que les familles de cadres supérieurs ont avec l'appareil médical ainsi que leur niveau socio-culturel, incitent à penser que leur morbidité est mieux connue (par eux-mêmes, leur entourage ou les praticiens traitants) que celle des manœuvres par exemple : pour ces derniers, la morbidité réelle est certainement sous-estimée quand on se rapporte à la morbidité déclarée.

La séparation des ouvriers en deux groupes est très positive et largement justifiée, puisque *l'écart entre les O.S. manœuvres et les ouvriers qualifiés-contremaîtres, est plus important qu'entre les ouvriers qualifiés et les cadres supérieurs.*

Il semble donc, d'une part que la sécurité sociale et les systèmes complémentaires de protection soient loin d'avoir aboli les inégalités devant les recours aux soins et, d'autre part, que des clivages importants se trouvent à l'intérieur même des ouvriers.

Remarquons que le taux de consommation des employés semble élevé par rapport à celui des cadres moyens.

On peut souligner ici, d'une part que la morbidité socialement connue, telle que nous l'avons mesurée, n'est pas une mesure induite de la consommation mais une variable relativement autonome, d'autre part que les différences au niveau des comportements observés sont très importantes.

L'analyse directe de la consommation médicale par C.S.C. masque en fait les phénomènes, puisque les couches les plus favorisées sont simultanément les moins malades, et, à morbidité égale, les plus grosses

---

(1) Cf. Enquête sur les soins médicaux 1970, fascicule 1 : modalités et réalisation de l'enquête, rapport ronéoté, CREDOC, janvier 1972.

consommatrices de soins médicaux, alors que les plus défavorisées sont simultanément plus malades et très faibles consommatrices. Les différences apparentes entre les consommations par groupes sociaux sont donc très sensiblement atténuées par rapport aux différences réelles.

b) *Le nombre de personnes du ménage*

Les individus, selon leur âge, appartiennent en général à des types de ménages différents; ainsi, il n'y a pratiquement pas d'enfant dans les ménages de 1 ou 2 personnes, qui par contre comprennent 78 % des personnes de 60 ans et plus. L'effet de la taille du ménage est donc essentiellement un effet sur les personnes âgées dans le cas des petits ménages relayé par un effet sur les enfants et les adultes dans le cas des familles plus nombreuses.

Les morbidités moyennes et écarts moyens selon le nombre de personnes du ménage figurent dans le tableau 16. Quoique de même sens, l'effet est nettement atténué par rapport à ce qu'on avait observé en 1960 : la morbidité relevée, maximum pour les ménages d'une personne, décroît lorsque le nombre de personnes augmente, atteint son minimum pour les ménages moyens et croît à nouveau pour les familles nombreuses (alors que dans l'échantillon de 1960, la décroissance se prolongeait pour les familles nombreuses); notons que, dans ce dernier cas, le nombre d'observations indépendantes est faible, puisque les 335 enquêtés faisant partie de ce groupe appartiennent à une cinquantaine de ménages seulement.

TABLEAU 16  
Morbidité et consommation médicale selon le nombre de personnes du ménage

Nombre de personnes du ménage	Nombre de personnes dans l'échantillon	Morbidité moyenne	Écart moyen	Consommation observée (en francs par personne en 6 mois)	Consommation théorique	Taux de consommation à morbidité égale
1	70	2,63	0,12	261,30	272,91	95,7
2	220	2,34	0,07	380,21	287,43	132,3
3 ou 4	437	1,44	- 0,06	185,71	187,52	99,0
5 ou plus	335	1,29	- 0,02	109,32	190,48	57,4

La taille de la famille est un des facteurs dont l'effet est le plus net sur la consommation médicale : *plus le nombre de personnes du ménage augmente, plus la consommation par personne diminue.*

On voit sur ce tableau que les membres des familles nombreuses (5 personnes et plus) ont des taux de consommation très faibles, le maximum étant observé pour les familles de 2 personnes. L'effet est très fort, et du même ordre de grandeur que celui de la C.S.C.

Les enfants posent un problème : dans les enquêtes précédentes et en particulier celle de 1960, les enfants des familles nombreuses avaient une consommation médicale beaucoup plus faible que ceux des autres familles. Il est intéressant de souligner que ce résultat avait été établi sur les seules consommations de ville. Or, dans notre échantillon, 28 % de la consommation observée pour les enfants de ces familles nombreuses sont dûs à des hospitalisations, aucun enfant de petites familles n'ayant été hospitalisé. Il est évident que notre échantillon est trop restreint pour que l'on puisse tirer des conclusions, mais on peut émettre l'hypothèse que les enfants des familles nombreuses sont plus souvent soignés à l'hôpital ou en clinique que les autres. On retrouve peut-être là l'effet de substitution médecine de ville-séjour en établissement déjà signalé pour les différences observées entre les hommes et les femmes.

c) *Le revenu*

Le revenu est, comme dans toutes les enquêtes auprès des ménages, assez mal connu; des biais importants, volontaires ou non, s'introduisent dans les déclarations des enquêtés et aucun calcul de cohérence n'est possible à partir de la seule information relevée.

On a pris en compte ici le revenu annuel total du ménage. Les résultats figurent dans le tableau 17.

TABLEAU 17

**Morbidité et consommation médicale selon le revenu du ménage**

Revenu du ménage en francs par an	Nombre de personnes dans l'échantillon	Morbidité moyenne	Écart moyen	Consommation observée (en francs par personne en 6 mois)	Consommation théorique	Taux de consommation à morbidité égale
Moins de 12 000 . . . . .	87	2,13	— 0,07	234,19	239,65	101,4
12 000 à 14 999 . . . . .	108	1,67	— 0,05	361,30	269,04	134,3
15 000 à 19 999 . . . . .	196	1,64	0,06	220,91	219,05	100,8
20 000 à 29 999 . . . . .	338	1,56	0,02	198,87	205,00	97,0
30 000 à 39 999 . . . . .	108	1,37	0,01	122,59	209,02	58,6
40 000 et plus . . . . .	102	1,44	— 0,17	162,67	163,84	99,3
Revenus non déclarés .	23	—	—	—	—	—

Mis à part les premières classes de revenus, la *morbidity déclarée à âge et sexe égaux diminue quand le revenu du ménage augmente*. On peut voir que la morbidité moyenne des personnes dont le revenu déclaré est le plus bas est élevée (on vérifie d'ailleurs que cette population est assez âgée : 33,4 % de personnes de plus de 60 ans contre 18,3 % dans la population totale).

L'influence du revenu sur la consommation médicale est jusqu'à présent apparue faible dans les enquêtes sur les soins médicaux. On n'est donc pas surpris de trouver des résultats tout aussi flous en ce qui concerne les taux de consommation à morbidité égale.

Vu la cohérence des résultats obtenus pour les autres caractères socio-économiques, il semble bien que ce soit en partie la validité de la mesure du revenu qui soit en cause ici ; d'autre part, on sait que le revenu du ménage augmente systématiquement avec la taille du ménage et l'influence de ce dernier caractère peut interférer avec celle du revenu : l'effet parasite peut ainsi l'emporter parfois sur l'effet étudié.

#### d) *L'âge de fin d'études*

L'âge de fin d'études est une caractéristique personnelle chiffrée pour les 702 personnes de plus de 14 ans ayant terminé leurs études, les enfants ne sont donc pas pris en compte dans ce paragraphe. Il s'agit d'une mesure simple du niveau d'instruction où les différents types d'enseignement et les diplômes obtenus ne sont pas distingués les uns des autres, car la taille

TABLEAU 18

#### Morbidity et consommation médicale selon l'âge de fin d'études

Age de fin d'études	Nombre de personnes dans l'échantillon	Morbidity moyenne	Écart moyen	Consommation observée (en francs par personne en 6 mois)	Consommation théorique	Taux de consommation à morbidité égale
12 ans au plus . . . . .	135	2,67	0,12	220,25	277,73	79,3
13 ou 14 ans <sup>(1)</sup> . . . . .	287	2,15	0,14	232,17	201,63	106,8
15 ans au moins . . . . .	315	1,73	- 0,11	217,20	182,43	119,1
Ensemble des personnes ayant terminé leur scolarité . . . . .	737	2,05	0,03	258,64	246,30	105,0

(1) Correspond à la scolarité obligatoire selon les générations.

de l'enquête rendait ces distinctions difficiles. Les résultats qui figurent dans le tableau 18 incitent à penser que cette variable recouvre cependant bien une réalité économique.

Il est évident que les structures par âge sont très différentes et qu'il existe un très fort effet de générations : ceci se traduit par une diminution des morbidités moyennes quand l'âge de fin d'études augmente. Il se dégage un effet assez fort : la morbidité moyenne est nettement moins élevée pour les personnes ayant été scolarisées au-delà de 15 ans.

Les taux de consommation augmentent très régulièrement avec la durée des études. Les différences sont moins importantes que celles observées en fonction de la C.S.C. à laquelle l'âge de fin d'études est en partie lié mais elles sont plus régulières et continues du fait même que l'âge de fin d'études est une variable quantitative ordonnée.

e) *Les modes de protection*

L'étude de la morbidité selon les systèmes de protection n'est pas possible car 91 % de l'échantillon bénéficient de la sécurité sociale (les régimes n'ont pas été distingués dans cette exploitation) et les personnes non protégées par la sécurité sociale ne sont pas assez nombreuses (53) (1) pour que l'on puisse faire une comparaison.

Parmi les 972 personnes protégées par la sécurité sociale (assurés ou ayants droit), 538 bénéficient en outre d'une mutuelle complémentaire; l'écart moyen est pour elles de 0,02 et pour les 434 ne bénéficiant pas de mutuelle, il est pratiquement identique (0,01). Ici encore, on est loin des résultats obtenus à partir de l'enquête de 1960, puisque les écarts moyens

TABLEAU 19  
**Morbidité et consommation médicale**  
**des assurés sociaux selon l'existence d'une mutuelle complémentaire**

Mode de protection	Nombre de personnes dans l'échantillon	Morbidité moyenne	Écart moyen	Consommation observée (en francs par personne en 6 mois)	Consommation théorique	Taux de consommation à morbidité égale
Sécurité Sociale avec mutuelle .....	538		0,02	241,86	205,73	117,6
Sécurité Sociale sans mutuelle .....	434		0,01	206,11	235,95	87,4

(1) 11 personnes bénéficient de l'aide médicale ou de l'article 115, mais ces protections peuvent être cumulées avec la sécurité sociale.

étaient respectivement de 0,10 et — 0,06. Comme dans le cas du groupe « autres salariés », on peut espérer que les données de l'enquête 1970 permettront d'élucider cette difficulté.

L'existence d'une mutuelle complémentaire pour les protégés par la sécurité sociale, augmente très sensiblement le taux de consommation à morbidité égale qui passe de 87 % à 118 %. Une partie de cette différence est due au fait que le pourcentage de mutualistes est très différent selon la catégorie socio-professionnelle; il passe de 85,3 % pour les cadres supérieurs à 49,5 % pour les O.S. manœuvres.

## 5. CONCLUSION

Des résultats présentés se dégage un certain nombre d'observations.

On constate qu'à un risque vital se trouve toujours associée une invalidité, alors que l'inverse n'est pas vrai.

L'influence de l'âge est très sensible, celle du sexe plus difficile à dégager et à interpréter. Les sujets jeunes sont évidemment concentrés dans les classes de risque nul et de faible invalidité et, progressivement, les adultes se déplacent vers les cases de risque élevé et d'invalidité importante où l'on trouve surtout des personnes âgées; l'analyse des distributions permet de décrire ce phénomène et de le mesurer. La liaison existant entre le risque vital et l'invalidité, très forte pour les enfants, tend à s'atténuer quand l'âge augmente.

Dans les groupes défavorisés sur le plan économique et social, dont la morbidité ressentie est élevée (une fois éliminée l'influence de l'âge et du sexe) on trouve : *les ménages dont le chef est ouvrier, les très petites familles (1 ou 2 personnes) composées essentiellement de vieillards et les adultes n'ayant pas poursuivi leurs études au-delà de 14 ans*. A l'opposé, jouissant d'une position sociale favorisée, on trouve des groupes dont la morbidité ressentie, une fois éliminée l'influence de l'âge et du sexe, est faible : *les ménages dont le chef est cadre supérieur, les familles moyennes (3 ou 4 personnes), les adultes ayant étudié au-delà de 15 ans, et parmi les ménages ayant déclaré un revenu, ceux qui ont les revenus les plus élevés*.

A deux exceptions près (autres salariés dans le cas de la C.S.C., mutualistes dans celui de la protection sociale), ces résultats reproduisent, en les atténuant légèrement, ceux obtenus à partir de l'enquête de 1960.

Pour la première fois, la consommation médicale totale de chacun des enquêtés a été estimée; on a tenu compte pour cela de l'ensemble des soins de ville et en établissement hospitalier; de plus, on a estimé la valeur des soins lorsqu'ils étaient prodigués en tiers payant, partiel ou total : c'est donc une estimation de la valeur des soins aux prix du marché (en francs 1970). Cette statistique est supérieure d'environ 50 % au débours.

L'analyse de cette nouvelle variable a permis de mettre en évidence à l'intérieur de chacune des classes de morbidité déclarée :

— *une décroissance systématique de la consommation en fonction de l'âge,*

— *une influence quasi-nulle du sexe sur la consommation.*

La comparaison de la consommation réelle d'une population et sa consommation théorique moyenne en fonction de la répartition des individus, par classe d'âge et de morbidité, a permis d'établir des taux de consommation à morbidité égale (en tenant compte de l'influence de l'âge dans chaque classe de morbidité).

Les résultats obtenus mettent en évidence les différences qui restent entre ces différents groupes sociaux au moins dans la région parisienne :

— Ainsi, les membres des ménages de manœuvres et d'ouvriers spécialisés se soignent, à morbidité égale, presque trois fois moins que ceux des cadres supérieurs, et très nettement moins que les membres des ménages d'ouvriers qualifiés, contremaîtres, employés ou cadres moyens. Si ces résultats sont confirmés par l'enquête nationale de 1970, on peut dire que l'analyse directe des consommations médicales par C.S.C. masque un double effet, puisque simultanément les ouvriers sont les plus malades et à morbidité égale se soignent moins que les cadres supérieurs.

— A morbidité égale, les membres des ménages les plus nombreux se soignent presque moitié moins que les célibataires ou les ménages moyens; les taux de consommation les plus élevés sont ceux des ménages de deux personnes. Il semble que cette influence très forte de la taille du ménage masque l'effet du revenu; les taux de consommation à morbidité égale augmentent régulièrement avec la durée des études.

— Les personnes non protégées par la sécurité sociale ont un faible taux de consommation, et pour les bénéficiaires de la sécurité sociale, l'existence d'une mutuelle augmente sensiblement les taux de consommation à morbidité égale.

Bien que ces conclusions paraissent satisfaisantes globalement, elles ne peuvent en aucun cas être extrapolées; rappelons que les informations utilisées portent sur un petit nombre de ménages (exactement 377) résidant exclusivement dans la région parisienne.

Ces résultats peuvent donc être entachés d'erreurs aléatoires. Mais surtout, le comportement des habitants de la région parisienne est assez différent de celui des habitants du reste de la France, et ceci semble particulièrement vrai pour la morbidité déclarée. Ainsi, dans l'enquête de 1960, la morbidité déclarée par les habitants de la région parisienne était (une fois éliminée l'influence de l'âge et du sexe) de loin la plus importante : l'écart moyen était le plus élevé (0,31) de tous les groupes sociaux observés. Toutes ces différences se situent donc à l'intérieur même d'une région où la morbidité déclarée est très importante et qui, par suite est peut-être plus

proche de la morbidité réelle, que dans les autres régions. Par ailleurs, la méthode d'enquête elle-même, sa durée, et le dialogue permanent qu'elle a permis d'instaurer entre les enquêtés et les médecins chiffreurs ont sensiblement amélioré la qualité de l'information, ici aussi dans le sens d'un rapprochement entre la morbidité ressentie et la morbidité réelle.

Pour terminer, on évoquera les orientations de recherches que nous souhaitons développer. On peut distinguer deux optiques :

1) L'approfondissement des concepts de base de l'indicateur implique de :

— Mieux prendre en compte la variable *durée*.

Intégrée avec le degré d'invalidité, elle nous permettrait d'évaluer par une surface, l'invalidité pronostiquée.

La pente de la droite (ou courbe) limitant cette surface nous fournirait une indication nouvelle sur l'évolution de l'affection : guérison, amélioration, stabilisation, aggravation (cf. schéma 1 p. 39).

— Résoudre le problème de l'établissement du pronostic *avec traitement* ou *sans traitement* : la différence des résultats donne alors une indication sur l'efficacité supposée des soins mis en œuvre.

2) Pour développer et améliorer les moyens d'observation, nous devons :

— Appliquer cet indicateur à un échantillon plus vaste, représentatif d'un ensemble de populations plus diversifiées.

Nous possédons les données nous offrant cette possibilité : l'enquête de 1970 sur les soins médicaux menée par l'INSEE et le CREDOC. Elle nous fournit un échantillon de 24 000 personnes représentant toutes les catégories de toutes les régions françaises. Le seul problème qui se pose est l'ampleur des tâches de chiffrage.

— Approfondir et préciser les variables retenues.

Pour ce faire, il serait nécessaire d'appliquer cet indicateur à une population quelconque dans un premier temps, mais pouvant être soumise aux examens médicaux les plus approfondis. Le champ d'études le plus favorable serait un petit hôpital (ou service d'hôpital), disposant d'une consultation, accueillant des malades « tout venant », et équipé de l'appareillage permettant de procéder aux examens nécessaires (cliniques, sérologiques, anatomo-pathologiques, radiologiques, audiométriques, fonctionnels, respiratoires, électro-cardiographiques, etc.).

— Nous efforcer d'appliquer cet indicateur à un panel de personnes, suivi sur une période aussi longue que possible (2 à 10 ans). Seule, cette étude longitudinale permettra de tester la validité des pronostics établis et de juger si l'*efficacité des soins* répond bien aux pronostics faits et justifie la mise en œuvre, le développement et la diffusion des techniques sans cesse plus nombreuses et complexes que nous offre la science médicale.