

JOURNAL DE LA SOCIÉTÉ STATISTIQUE DE PARIS

PAUL DAMIANI

La mesure du niveau de santé

Journal de la société statistique de Paris, tome 114 (1973), p. 129-144

http://www.numdam.org/item?id=JSFS_1973__114__129_0

© Société de statistique de Paris, 1973, tous droits réservés.

L'accès aux archives de la revue « Journal de la société statistique de Paris » (<http://publications-sfds.math.cnrs.fr/index.php/J-SFdS>) implique l'accord avec les conditions générales d'utilisation (<http://www.numdam.org/conditions>). Toute utilisation commerciale ou impression systématique est constitutive d'une infraction pénale. Toute copie ou impression de ce fichier doit contenir la présente mention de copyright.

NUMDAM

Article numérisé dans le cadre du programme
Numérisation de documents anciens mathématiques
<http://www.numdam.org/>

LA MESURE DU NIVEAU DE SANTÉ

It's difficult to measure the health level for a population. The article shows the main arrangements already carried out from statistics of morbidity or mortality. Among the information get in this matter, it is proposed to choose the expectation of life at birth. This is a right mean which cannot be contested as to base data and way of calculation.

Es ist schwierig die Höhe des Gesundheitszustandes einer Bevölkerung zu messen. Dieser Artikel gibt die hauptsächlichsten Masse an, die schon vorgeschlagen worden sind und die in die Praxis umgesetzt worden sind, in dem man von den Krankheits- und Todesursachenstatistiken ausgeht. Als Wertmesser auf diesem Gebiet schlägt man vor die Lebenserwartung von der Geburt

an. Das ist ein Index, der genau definiert ist und der nicht bestritten werden kann, was die grundlegenden Tatsachen betrifft und die Methode der Berechnung.

Difícil es medir el nivel de salud de una población. Indica el artículo las principales medidas propuestas ya y que se realizaron a partir de las estadísticas de morbosidad o de mortalidad. Entre los indicios definidos en este sector, se propone elegir la esperanza de vida al nacer : es un indicio que tiene una significación precisa y que no da motivo a discutir en cuanto a los datos de base y al método de cálculo.

INTRODUCTION

D'après l'Organisation mondiale de la santé, « la santé est un état de bien-être physique, mental et social complet; et non pas seulement l'absence de maladie ou d'infirmité ».

Cette définition est très généreuse, mais les difficultés pratiques apparaissent lorsqu'on essaie de mesurer le niveau de santé d'une population donnée. Les échelles de mesure que l'on peut établir diffèrent suivant les aspects par lesquels on aborde le concept de santé et suivant les méthodes d'analyse statistique que l'on utilise.

On présentera dans cette étude les principaux indicateurs du niveau de santé qui ont déjà été proposés. Ils sont définis à partir des données sur la morbidité ou sur la mortalité de la population considérée [1], [2].

1. LA SANTÉ MESURÉE A PARTIR DE LA MORBIDITÉ

On peut, tout d'abord, essayer de mesurer le niveau de santé en évaluant la morbidité d'une population [3]. Cette morbidité peut être déterminée à l'aide des deux taux suivants, proposés par l'Organisation mondiale de la santé :

— *taux d'incidence* : nombre de cas de maladie constatés au cours d'une période donnée pour n habitants;

— *taux de prévalence* : nombre de malades présents à un moment donné pour n habitants.

Ces taux sont calculés par sexe et par groupe d'âge. Ils peuvent être établis suivant la nature de l'affection, classée d'après la classification internationale des maladies [4].

On obtient ainsi un certain nombre d'indices caractérisant chacun un aspect du niveau de santé. Des essais ont été faits pour définir un indice unique à partir de ces taux.

On a indiqué, ci-après, les différents taux et indices basés sur la morbidité obtenus à partir des diverses sources de données générales existantes. On n'a pas tenu compte des résultats d'enquêtes médicales localisées, ou ne portant que sur une maladie particulière.

1.1 Sécurité sociale

Les données sur la morbidité que l'on peut recueillir de la Sécurité sociale proviennent des dossiers maladie ou des cas de maladie de longue durée.

1.1.1. Dossiers maladie

L'exploitation des dossiers fournit des renseignements sur la consommation médicale en valeur (dépenses) et en nature (nombre d'actes). Pour avoir des données sur les maladies traitées il est nécessaire de procéder à des enquêtes spéciales.

La Fédération nationale des organismes de Sécurité sociale a réalisé une enquête sur un échantillon d'assurés sociaux ayant bénéficié des prestations maladie, pour eux ou pour leurs ayants droit, au cours de la période du 1^{er} janvier 1952 au 31 décembre 1954; quelles que soient les dates de début et de terminaison des affections mises en cause [5]. L'échantillon étudié comportait 400 000 dossiers de maladie. La nature de la maladie traitée, ne figurant pas dans le dossier de maladie, a dû être rétablie de la façon la plus probable par les médecins contrôleurs de la Sécurité sociale à partir des ordonnances des médecins traitants.

Les résultats de cette enquête ont été fournis pour l'ensemble des caisses de la région parisienne et pour l'ensemble des caisses de province. La population, par âge et par sexe, des bénéficiaires ayant été évaluée par ailleurs, il est possible de calculer les taux d'incidence par maladie.

Cette méthode fournit des renseignements très détaillés par maladie (taux d'incidence, durée et coût). Les résultats obtenus sont cependant imprécis par suite de la mauvaise connaissance du nombre de bénéficiaires et des erreurs sur la nature de la maladie traitée.

Il est envisagé de reprendre une telle enquête en essayant d'améliorer l'exactitude des renseignements recueillis.

1.1.2. Maladies de longue durée et pensions d'invalidité

La Sécurité sociale établit, tous les ans, une statistique donnant, par maladie, le nombre de nouveaux cas d'affections de longue durée ou ayant exigé des soins depuis plus de 6 mois [6]. Cette statistique concerne les assurés sociaux et leurs ayants droit du régime général. Il s'agit des malades ayant fait l'objet, pour la première fois, de l'examen médical prévu à l'article L293 du Code de la sécurité sociale.

La Sécurité sociale fournit également, tous les ans, le mouvement des pensions d'invalidité (nombre d'entrées en invalidité et nombre de sorties d'invalidité) suivant la maladie d'origine, pour les assurés du régime général [6].

Les taux d'incidence que l'on peut calculer à partir de ces données sur les maladies de longue durée et l'invalidité sont soumises à des causes d'erreur importantes (nombre de bénéficiaires mal connu, nombre de cas dépendant de la législation en cours).

1.2. Morbidité hospitalière

L'Assistance publique à Paris, établit depuis la fin du siècle dernier, une statistique annuelle de morbidité dans les hôpitaux de son ressort. Les malades sortis dans l'année, par sortie normale et par décès, sont classés par sexe et par groupe d'âge suivant la nature de la maladie traitée.

Cette statistique a été étendue à l'ensemble des hôpitaux publics, non compris les hôpitaux ruraux, à partir de 1969, par le ministère de la Santé publique et de la Sécurité sociale [6].

Les données recueillies doivent permettre de déterminer des taux d'incidence, par sexe et par âge, pour la France entière, suivant la maladie traitée. Ces taux n'ont pas encore été publiés par suite du pourcentage encore important de non réponses. Une estimation de ces taux a cependant déjà été faite, elle montre des variations avec l'âge semblables à celles obtenues par d'autres méthodes.

1.3. Causes de décès

Les statistiques des causes de décès fournissent, pour la France entière depuis 1906, tous les ans, la répartition, suivant le sexe et l'âge, des décès attribués aux différentes causes.

Depuis 1950, elles indiquent également les décès pour lesquels la déclaration faisait état de la maladie à titre d'élément associé. Ces statistiques étaient établies par l'Institut national de la statistique et des études économiques jusqu'en 1967 [7]. Elles sont maintenant prises en charge par l'Institut national de la santé et de recherche médicale depuis 1968 [8].

A partir de ces statistiques, on a essayé d'évaluer des renseignements sur la morbidité (taux d'incidence et de prévalence par sexe et par groupe d'âge) [9]. On a choisi les trois maladies suivantes qui sont souvent impliquées dans les déclarations de cause de décès parce qu'elles en constituent des états de fond, ou des antécédents notables, dont les médecins ont tendance à faire état dans les déclarations, même quand ils ne leur attribuent pas directement le décès : tuberculose de l'appareil respiratoire, diabète sucré, alcoolisme y compris la cirrhose du foie.

On a considéré l'ensemble des déclarations comportant ces affections à un titre quelconque, soit comme cause principale de décès, soit comme élément associé au processus mortel (ensemble des implications). Les données utilisées sont celles de la période 1960-1963.

On a établi un modèle liant les répartitions par âge des taux d'incidence et des taux de mortalité, compte tenu des variations de mortalité dans le temps et des effets des guerres. On a supposé que les réactions de défense de l'organisme ainsi que l'action d'agents extérieurs sont telles qu'elles tendent à retarder au maximum l'issue fatale d'une maladie; autrement dit, la distance généralisée (au sens de l'analyse discriminatoire) entre les deux distributions est maximum. Les paramètres du modèle peuvent alors être calculés par une méthode de recherche opérationnelle (programmation linéaire).

Les malades définis par cette méthode représentent les personnes dont le certificat de décès fera mention de la maladie considérée. On ne tient pas compte des personnes, atteintes au cours de leur vie de cette maladie, qui ont été guéries sans séquelle ayant contribué au processus mortel ou dont le médecin a ignoré ou négligé de mentionner cette affection dans le certificat de décès.

Cette méthode fournit des renseignements détaillés sur la morbidité mais, pour les raisons indiquées plus haut, n'a qu'une application restreinte à quelques maladies.

1.4. Enquêtes auprès de la population

1.4.1. Aux États-Unis

Aux États-Unis, un plan permanent (National Health Survey) a été lancé en 1956 en vue de fournir des renseignements sur les conditions de santé de la population [10]. Ce plan comprend, en particulier, un programme d'enquêtes par interview et un programme d'examen auprès d'un échantillon de la population.

Les interviews se font auprès d'un échantillon important de ménages (42 000 en 1968). Les questions posées portent principalement sur les maladies courantes, les accidents, les visites de médecins et le nombre de journées passées au lit, survenus au cours des quinze jours précédant l'enquête.

Les examens sont effectués par une équipe volante, constituée de médecins et de personnel para-médical, dotée d'installations itinérantes de radio et de laboratoire. Ils sont réalisés auprès d'un échantillon différent de population. Ils portent sur les adultes et sont destinés à déceler certaines maladies cardiovasculaires, l'arthritisme et le rhumatisme, ainsi que le diabète. Certaines mesures physiques sont prises : tension artérielle, cholestérol, acuité auditive et visuelle, taille, poids, électrocardiogramme.

1.4.2. En France

Sur le même principe que l'enquête américaine par interview, l'Institut national de la statistique et des études économiques (I. N. S. E. E.) et le Centre de recherches et de documentation sur la consommation (CREDOC) ont effectué en 1960 une enquête par sondage auprès de la population. L'enquête a eu lieu auprès de 3 200 ménages environ. Les renseignements recueillis portaient sur la consommation médicale au cours du mois précédant l'interview. Il était également demandé aux personnes enquêtées des renseignements sur les journées de maladie et la nature des affections [11].

A partir des données recueillies, il est théoriquement possible de déterminer des taux d'incidence et de prévalence mais ces renseignements ne peuvent être calculés que par grand groupe de maladies par suite du petit nombre de personnes interrogées.

L'équipe médicale du CREDOC a ensuite défini un *indicateur de morbidité* suivant la nature et la gravité des affections déclarées [12]. Elle a calculé cet indice pour 3 820 individus du sexe masculin, d'après les réponses au questionnaire. Cet indice varie de 0 à 6 suivant que l'état de santé est de moins en moins bon. La valeur moyenne de l'indicateur de morbidité par groupe d'âge est donnée dans le tableau ci-après.

Indicateur de morbidité

Age en années	Valeur moyenne de l'indicateur
2-9	0,25
10-19	0,57
20-29	0,75
30-39	1,40
50-59	2,54
70-79	3,20
80 et plus	2,76

Une enquête analogue a été effectuée en 1970 par l'I. N. S. E. E. et le CREDOC. Elle a porté sur un échantillon plus important et permettra d'obtenir des renseignements plus détaillés.

La méthode d'enquête par interview auprès de la population fournit des renseignements intéressants sur la consommation médicale, en volume et en dépenses, suivant certains facteurs tels que l'âge, le sexe et la catégorie socio-professionnelle. Elle ne peut cependant fournir de données précises sur la fréquence des diverses maladies car les personnes interrogées ne peuvent pas toujours donner, un diagnostic exact sur leur maladie. Cet inconvénient est aggravé par la petitesse de l'échantillon.

Une enquête par examen d'un échantillon de la population ne donnerait lieu à aucune critique de cet ordre mais son coût serait très élevé.

1.5. Enquête auprès des médecins

Pour obtenir un diagnostic précis, il convient de s'adresser directement aux médecins. C'est la méthode employée par l'Institut européen de documentation et de recherche sur les maladies (IDREM) qui effectue, depuis 1963, une étude permanente de la prescription médicale suivant les maladies. L'enquête est réalisée tous les ans auprès d'un échantillon de médecins praticiens exerçant en clientèle privée. Ces médecins doivent remplir une fiche pour

chacun des malades vus, en consultation ou en visite à domicile, au cours d'une période de quelques jours. Cette fiche comprend des renseignements sur l'âge et le sexe du malade, le diagnostic de la maladie et les médicaments prescrits. Le médecin note également s'il voit le malade pour la première fois pour la maladie considérée.

Les résultats de cette enquête ont été publiés pour les années 1963 et 1966 à 1968 [13]. On obtient ainsi, par maladie, la répartition, suivant le sexe et l'âge, du nombre c de consultations par habitant et du nombre c_1 de premières consultations par habitant pour la France entière.

Les renseignements ainsi recueillis ne permettent pas de calculer directement les taux d'incidence, ni les taux de prévalence, car un malade peut, pour une maladie donnée, voir plusieurs médecins et il demande, en général, plusieurs consultations ou visites. Cette enquête fournit, en fait, des données sur la consommation médicale en volume suivant le diagnostic.

On a estimé les taux d'incidence et de prévalence à partir des résultats de l'enquête pour les années 1966 et 1967, par la méthode suivante [14]. On constate que la variable c_1 est liée statistiquement à la variable c par une loi que l'on peut déterminer à partir des données. On admet alors que les taux d'incidence et de prévalence sont liés à la variable c par des lois de même forme. Les paramètres de ces lois sont déterminés par la méthode de programmation linéaire. On a ainsi calculé les taux d'incidence et de prévalence par sexe et groupe d'âge, suivant la maladie. On a indiqué ci-après la valeur de ces taux pour l'ensemble des maladies.

*Taux d'incidence et de prévalence pour 1 000 habitants
d'après une enquête auprès de médecins praticiens 1966-1967*

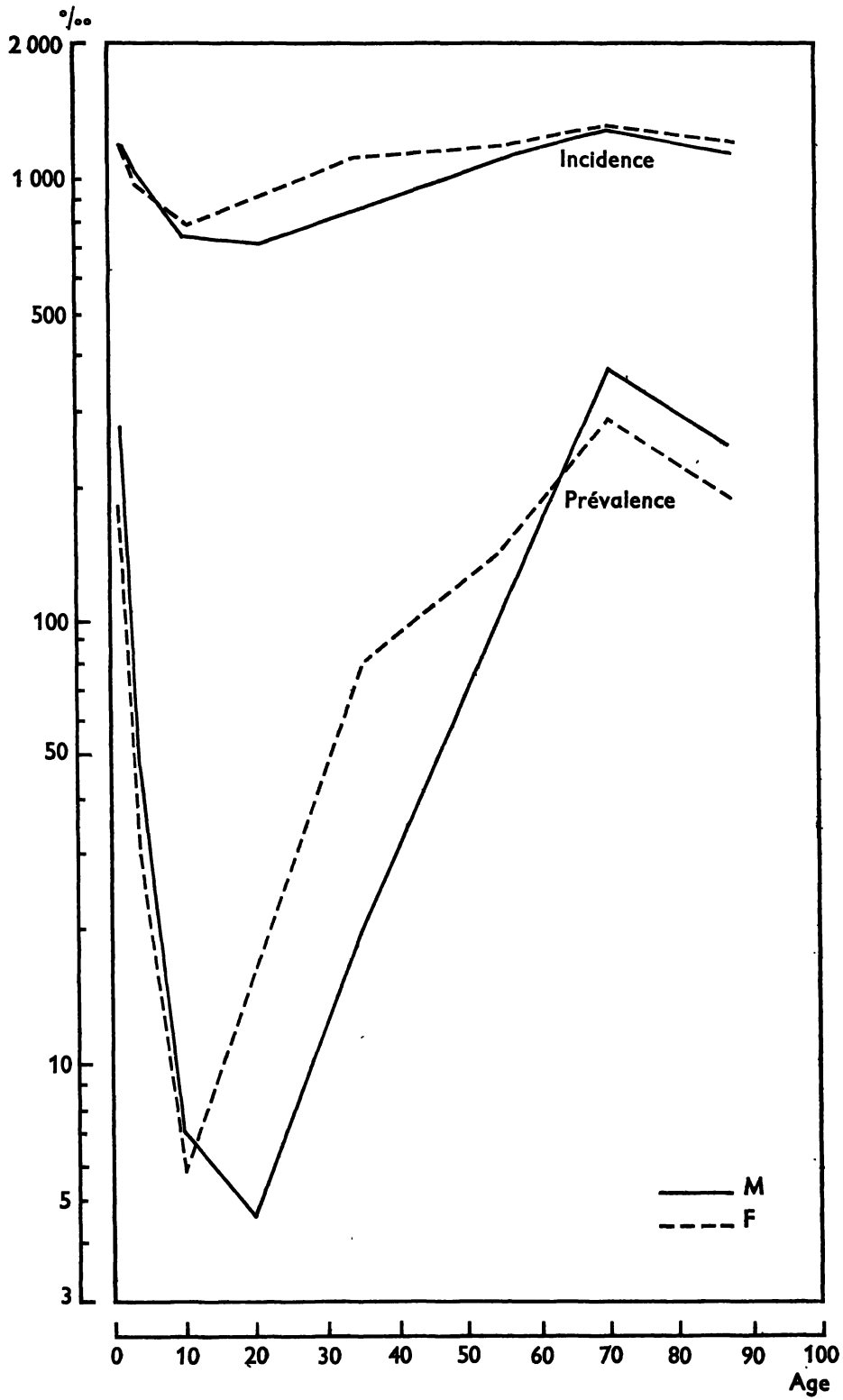
Groupe d'âge	Taux d'incidence ‰		Taux de prévalence ‰	
	Sexe masculin	Sexe féminin	Sexe masculin	Sexe féminin
Moins d'1 an	1 210,3	1 200,2	280,0	180,2
1 à 4	995,2	984,3	55,8	33,8
5 à 14	756,0	790,4	7,3	5,9
15 à 24	733,2	898,7	4,6	17,4
25 à 44	870,5	1 095,2	20,1	85,7
45 à 64	1 092,4	1 174,3	108,1	147,9
65 à 74	1 259,1	1 277,6	376,8	290,5
75 et plus	1 143,4	1 208,4	254,6	196,3
Ensemble	926,1	1 057,6	74,0	103,3

Un graphique illustre ces résultats.

1.6. Il est difficile de mesurer la morbidité d'une population car la définition donnée au mot « malade » et au mot « maladie » varie dans le temps et l'espace. Les statistiques de base qui ont été présentées décrivent différents aspects de la morbidité ressentie ou constatée.

Il convient de noter l'essai de définition d'un indicateur unique par le CREDOC à partir de l'enquête auprès de la population. Il serait souhaitable d'établir des indicateurs déterminés de façon plus objective à partir des statistiques générales de morbidité présentées, en particulier à partir des données de la Sécurité sociale. Il faudrait auparavant corriger ces statistiques des distorsions dues aux différences d'appréciation de la morbidité dans le temps et l'espace. A titre d'exemple, on peut citer le modèle mathématique d'indice de santé de Chiang [15].

Taux d'incidence et de prévalence
d'après une enquête auprès des médecins (1966-1967)



2. LA SANTÉ MESURÉE À PARTIR DE LA MORTALITÉ

La mortalité, bien que ne fournissant qu'une information restreinte sur la santé de la population, est définie de manière non contestable. Elle ne présente donc pas les inconvénients de la morbidité, aussi de nombreux indicateurs ont été calculés à partir d'elle. On en indiquera ci-après les principaux, qui peuvent être classés en indicateurs simples ou composites, suivant qu'ils font appel à une ou plusieurs statistiques de base.

On rappellera tout d'abord certaines définitions. On appelle *taux annuel de mortalité* m_i du groupe d'âge i , le rapport du nombre annuel de décès D_i de ce groupe d'âge à la population P_i de ce groupe d'âge :

$$m_i = \frac{D_i}{P_i}$$

Ces taux par âge sont calculés à l'instant t , par exemple au moment d'un recensement de la population.

Si on applique cette mortalité par âge à l_0 personnes naissant à l'instant t , on peut calculer le nombre de survivants à chaque âge dont l'ensemble constitue la table de mortalité. Si on appelle l_i et l_{i+a} le nombre de survivants à l'âge i et à l'âge $i + a$, on définit le *quotient de mortalité* : aq_i , entre l'âge i et l'âge $i + a$, par le rapport :

$$aq_i = \frac{l_i - l_{i+a}}{l_i}$$

C'est la probabilité pour une personne d'âge i de mourir avant d'atteindre l'âge $i + a$.

L'Institut national de la statistique et des études économiques établit, à l'occasion de chaque recensement, des tables de mortalité détaillées par sexe, pour la France entière, et des tables abrégées par sexe, par département et par région; de plus des tables abrégées pour la France entière sont estimées tous les ans [16].

On peut enfin décomposer la mortalité générale suivant les causes de décès déclarées par les médecins à l'aide des statistiques de causes de décès [7] [8]. Ces statistiques fournissent, entre autres, tous les ans, la répartition, par âge et sexe, des décès suivant la cause déclarée par le médecin. Ces renseignements sont donnés par département, par région et pour la France entière.

2.1. Indicateurs simples

2.1.1. *Espérance de vie à la naissance ou durée moyenne de vie*

Calculée à l'instant t , c'est la moyenne des durées de vie des personnes naissant à l'instant t et soumises aux conditions de mortalité mesurées à cet instant.

La durée moyenne ainsi définie ne correspond pas à la durée moyenne réelle de vie pour une personne naissant à l'instant t , car les quotients de mortalité par âge varient avec le temps et ne restent pas égaux à ceux calculés au moment de la naissance.

L'espérance de vie à la naissance a été calculée, suivant le sexe, par département et par région, à l'occasion des recensements de 1954 et 1962 par l'Institut national de la statistique et des études économiques [17]. On en trouvera dans le tableau ci-après, les valeurs pour l'ensemble des deux sexes, en 1962. Une carte illustre ces résultats.

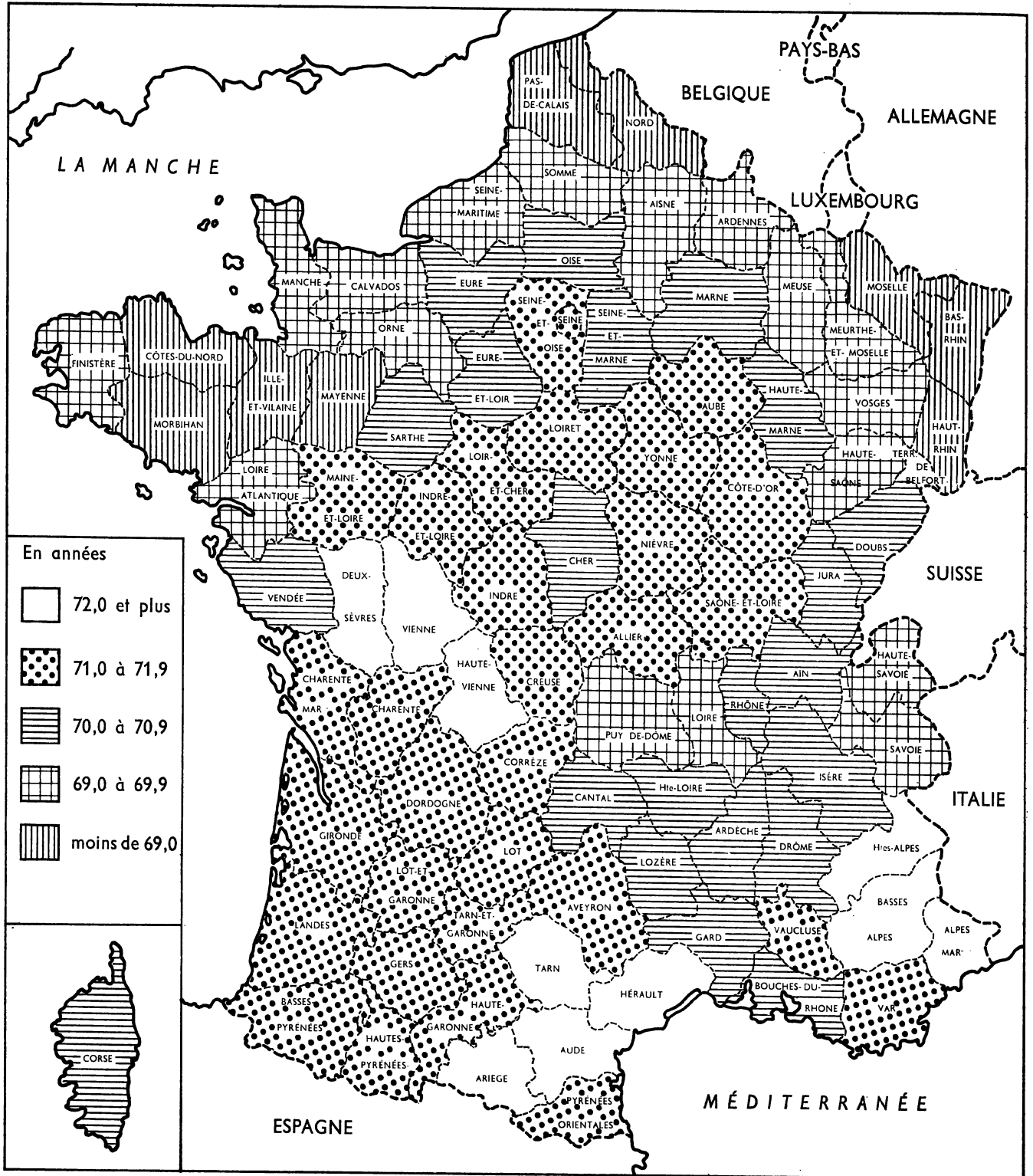
2.1.2. *Mortalité proportionnelle de 50 ans et plus*

Swaroop et Uemura ont cherché à définir un *indicateur de santé y compris les conditions démographiques* permettant de classer au mieux les différents pays du monde [18].

*Espérance de vie à la naissance par région de programme
et par département. Les deux sexes
(1961-1963)*

Région de programme et département	Espérance de vie à la naissance (années)	Région de programme et département	Espérance de vie à la naissance (années)
75 Seine	71,4	19 Corrèze	71,4
77 Seine-et-Marne	70,6	23 Creuse	71,4
78 Seine-et-Oise	71,3	87 Haute-Vienne	72,3
11 - Région parisienne	71,3	61 - Limousin	71,8
8 Ardennes	69,2	3 Allier	71,3
10 Aube	71,5	15 Cantal	70,2
51 Marne	70,2	43 Haute-Loire	70,4
52 Haute-Marne	70,2	63 Puy-de Dôme	69,9
21 - Champagne	70,2	62 - Auvergne	70,4
2 Alsace	69,5	16 Charente	71,0
60 Oise	70,0	17 Charente-Maritime	71,7
80 Somme	69,6	79 Deux-Sèvres	72,3
22 - Picardie	69,7	86 Vienne	72,3
27 Eure	70,4	71 - Poitou-Charentes	71,8
76 Seine-Maritime	69,5	24 Dordogne	71,5
23 - Haute-Normandie	69,7	33 Gironde	71,5
18 Cher	70,8	40 Landes	71,0
28 Eure-et-Loir	70,9	47 Lot-et-Garonne	71,7
36 Indre	71,3	64 Basses-Pyrénées	71,1
37 Indre-et-Loire	71,6	72 - Aquitaine	71,4
41 Loir-et-Cher	71,6	9 Ariège	72,0
45 Loir-et-Cher	71,3	12 Aveyron	71,7
24 - Centre	71,3	31 Haute-Garonne	71,7
59 Nord	67,9	32 Gers	71,0
62 Pas-de-Calais	67,9	46 Lot	71,8
31 - Nord	67,9	65 Hautes-Pyrénées	71,7
54 Meurthe-et-Moselle	69,7	81 Tarn	72,3
55 Meuse	69,7	82 Tarn-et-Garonne	71,6
57 Moselle	68,2	73 - Midi-Pyrénées	71,8
88 Vosges	69,6	21 Côte-d'Or	71,3
41 - Lorraine	69,0	58 Nièvre	71,0
67 Bas-Rhin	68,8	71 Saône-et-Loire	71,0
68 Haut-Rhin	68,2	89 Yonne	71,2
42 - Alsace	68,5	81 - Bourgogne	71,1
25 Doubs	70,1	1 Ain	70,7
39 Jura	70,9	7 Ardèche	70,6
70 Haute-Saône	69,9	26 Drôme	70,7
90 Territoire-de-Belfort	69,6	38 Isère	70,3
43 - Franche-Comté	70,2	42 Loire	69,7
14 Calvados	69,3	69 Rhône	70,5
50 Manche	69,0	73 Savoie	69,8
61 Orne	69,8	74 Haute-Savoie	69,4
51 - Basse-Normandie	69,3	82 - Rhône-Alpes	70,2
44 Loire-Atlantique	69,3	11 Aude	72,9
49 Maine-et-Loire	71,1	30 Gard	70,2
53 Mayenne	68,6	34 Hérault	72,2
72 Sarthe	70,2	48 Lozère	70,9
85 Vendée	70,8	66 Pyrénées-Orientales	71,5
52 - Pays de la Loire	70,1	81 - Languedoc	71,6
22 Côtes-du-Nord	68,1	4 Basses-Alpes	72,3
29 Finistère	69,3	5 Hautes-Alpes	72,0
35 Ille-et-Vilaine	68,7	6 Alpes-Maritimes	72,8
56 Morbihan	67,4	13 Bouches-du-Rhône	70,7
53 - Bretagne	68,5	20 Corse	70,9
		83 Var	71,4
		84 Vaucluse	71,1
		92 - Provence-Côte d'Azur-Corse	71,4
		France entière	70,4

*Espérance de vie à la naissance. Les deux sexes
(1961-1963)*



Les pays étudiés ont été divisés en deux groupes : les pays développés et les pays non développés au point de vue santé. Les auteurs ont appliqué la méthode de l'analyse discriminatoire pour établir une fonction discriminante à partir de variables liées à la mortalité par âge. Ils ont constaté que la variable « mortalité proportionnelle de 50 ans et plus », c'est-à-dire la proportion des décès de 50 ans et plus dans l'ensemble des décès, avait un grand pouvoir séparateur. Cet indice présente l'avantage de pouvoir être établi à partir des statistiques d'état civil sur les décès; son calcul n'exige pas de connaître la structure par âge de la population, alors que cette donnée est nécessaire pour calculer l'espérance de vie à la naissance.

Cet indice présente cependant l'inconvénient de dépendre des facteurs agissant sur la situation démographique (variations de natalité, de mortalité, guerres, migrations). On ne peut faire de comparaison entre les valeurs régionales de cet indice qu'en admettant que ces facteurs ont une action analogue dans chaque région.

Pour 1962, on a trouvé que le coefficient de corrélation entre les valeurs départementales de cet indice et celles de l'espérance de vie à la naissance, pour l'ensemble des deux sexes, était égal à 0,709.

2.2. Indicateurs composites

2.2.1. Les dimensions de la mortalité

S. Ledermann et J. Breas ont analysé 157 tables de mortalité correspondant à une cinquantaine de pays et s'étendant sur la moitié du xx^e siècle [19]. Ils ont retenu pour chaque table 38 variables (logarithmes des quotients de mortalité par groupe d'âge et de l'espérance de vie à la naissance par sexe).

Ils ont tout d'abord appliqué à ces données la méthode d'analyse des composantes principales. La première composante principale trouvée γ_1 permet d'expliquer 81,5 % de la variance totale des variables. Le coefficient de corrélation de γ_1 avec l'espérance de vie à la naissance est de 0,974. Pour des raisons de commodités de présentation, les auteurs proposent de prendre comme indice optimal, pour représenter la mortalité d'une population, la quantité : $E = 100 + 25 \gamma_1$.

Cet indice est une moyenne pondérée des nombreuses variables ayant servi à l'étude. Il peut être remplacé par un indice plus simple à calculer, en appliquant une autre méthode d'analyse factorielle (recherche d'une structure orthogonale simple). La valeur trouvée pour ce nouvel indice est la suivante :

$$\varphi_1 = 32,030 X_6 + 19,375 X_8 - 13,938 X_{25} + 55,303 X_{27} - 22,64$$

où X_6 , X_8 , X_{25} et X_{27} sont respectivement les logarithmes des quotients de mortalité pour 1 000 des groupes d'âge 15 à 19 ans et 25 à 29 ans pour le sexe masculin (X_6 et X_8) et pour le sexe féminin (X_{25} et X_{27}).

D'après les auteurs, « l'indice φ_1 paraît marquer les progrès survenus avec le temps, l'évolution des conditions de fonds et différencie bien les pays entre eux, pays sous-développés, etc. ».

Cet indice explicite 77 % de la variance totale.

2.2.2. Indicateur sanitaire de mortalité

On a appliqué la méthode des composantes principales [20] aux quatre taux de mortalité suivants, pour lesquels on dispose de valeurs départementales :

x_1 , taux de mortalité infantile : nombre de décès d'enfants de moins d'un an pour 1 000 naissances vivantes.

x_2 , taux de mortinatalité : nombre de mort-nés pour 1 000 naissances vivantes.

x_3 , taux de mortalité par tuberculose, pour 1 000 habitants.

x_4 , taux de mortalité par alcoolisme et cirrhose du foie, pour 1 000 habitants.

Les taux de mortalité infantile et de mortinatalité sont des taux rectifiés pour tenir compte des enfants nés vivants mais morts avant la déclaration de naissance à l'état civil. On a pris pour ces taux la moyenne de la période 1959-1962. Pour les deux autres taux, on a utilisé la moyenne de la période 1958-1962.

La première composante principale, exprimée sous forme centrée réduite, a pour expression :

$$t = 7,335 - 0,061 x_1 - 0,149 x_2 - 0,094 x_3 - 0,033 x_4$$

Les valeurs de cette composante ont été calculées par département.

La part de la variance totale expliquée par cette composante est de 43 %.

2.2.3. Indice de classement des départements suivant la mortalité

On a cherché à classer au mieux les départements suivant la mortalité en appliquant l'analyse discriminatoire aux quotients de mortalité par âge [21]. On a utilisé les quotients de mortalité, par sexe, en 1954, des groupes d'âge suivants : 0 à 1 an, 1 à 15 ans, 15 à 35 ans, 35 à 60 ans, 60 à 80 ans.

On a groupé les départements en trois ensembles :

— ensemble 1 : départements pour lesquels 4 au moins des 5 quotients de mortalité sont supérieurs à la moyenne;

— ensemble 2 : départements pour lesquels 4 au moins des 5 quotients de mortalité sont inférieurs à la moyenne;

— ensemble 3 : autres départements.

La fonction discriminante cherchée est la fonction linéaire des quotients qui sépare le mieux les ensembles 1 et 2. Cette fonction s'écrit :

$$y = l_1 x_1 + l_2 x_2 + l_3 x_3 + l_4 x_4 + l_5 x_5$$

où x_1, x_2, x_3, x_4, x_5 sont les quotients de mortalité classés par âge croissant.

Les coefficients l_i ont été calculés de façon que leur somme soit égale à 1. Ils ont la valeur suivante, par sexe :

l_i	Sexe masculin	Sexe féminin
l_1	0,12.912	0,15.065
l_2	0,59.147	0,44.632
l_3	0,22.022	0,27.866
l_4	0,03.496	0,07.823
l_5	0,02.423	0,04.614
Total	1,00.000	1,00.000

Le coefficient de corrélation de cet indice avec l'espérance de vie à la naissance est — 0,954 pour le sexe masculin et — 0,960 pour le sexe féminin.

2.2.4. Indicateur de santé lié aux facteurs sanitaires

On a utilisé la méthode de l'analyse canonique pour définir un indicateur en liaison

avec les facteurs sanitaires [22]. On considère les deux groupes de variables suivants; pour lesquelles on dispose de valeurs départementales :

1^{er} groupe — Éléments de mesure du niveau de santé :

x_1 à x_5 quotients de mortalité pour 1 000, en 1962, pour les groupes d'âge suivants du sexe masculin :

$x_1 = 0$ à 1 an, $x_2 = 1$ à 15 ans, $x_3 = 15$ à 45 ans, $x_4 = 45$ à 65 ans, $x_5 = 65$ à 80 ans.

2^e groupe — Variables représentatives de facteurs ayant *a priori* une action sur la santé.

— équipement sanitaire

x_6 , nombre de lits d'hospitalisation pour 1 000 habitants du secteur public et du secteur privé, au 1^{er} janvier 1963.

x_7 , nombre de médecins pour 1 000 habitants au 1^{er} janvier 1963.

— structure de la population

x_8 , proportion en % de la population rurale en 1962 (population vivant dans des communes de moins de 2 000 habitants).

— caractéristiques de logement

x_9 , proportion en % des logements ayant certains éléments de confort en 1962.

— revenus

x_{10} , revenu des personnes physiques par cote en 1962, en milliers de francs.

— alcool et tabac

x_{11} , taux de mortalité par alcoolisme et cirrhose du foie pour 10 000 habitants du sexe masculin, du groupe d'âge 45-64 ans, moyenne 1960-1964 (à défaut de la consommation d'alcool par département qui est mal connue).

x_{12} , consommation de tabac en hg par habitant en 1964.

La méthode consiste à représenter chaque groupe par une nouvelle variable.

Les deux nouvelles variables sont sous forme centrée réduite; elles sont fonction linéaire des variables du groupe correspondant; leur coefficient de corrélation est maximum. La nouvelle variable y représentant le premier groupe peut être définie comme la variable représentative du niveau de santé dont la liaison statistique avec des facteurs agissant sur la santé est maximum.

Cette variable a pour expression :

$$y = k_1 x_1 + k_2 x_2 + k_3 x_3 + k_4 x_4 + k_5 x_5 - a$$

avec :

$$\begin{aligned} k_1 &= 0,2784 \times 10^{-2} \\ k_2 &= 0,0517 \times 10^{-2} \\ k_3 &= -0,4551 \times 10^{-2} \\ k_4 &= -0,1633 \times 10^{-2} \\ k_5 &= -0,0371 \times 10^{-2} \\ a &= -8,642827 \end{aligned}$$

La valeur de ces coefficients dépend de l'action constatée des facteurs choisis sur la mortalité. Ils ne sont donc valables que pour la France et la période considérée. Les valeurs de y ont été calculées par département et par région.

Le coefficient de corrélation de y avec la nouvelle variable représentative du deuxième groupe est égal à 0,892. La variable y est fortement liée à l'espérance de vie à la naissance en 1962 pour l'ensemble des sexes (coefficient de corrélation = 0,874).

2.3. La connaissance des données sur la mortalité permet de calculer de nombreux indicateurs différents les uns des autres suivant les statistiques de base choisies et la méthode d'analyse statistique employée. En comparant entre eux les résultats obtenus par département, on constate cependant de grandes analogies de répartition entre ces indices. Ce sont les départements situés le long des limites territoriales nord, nord-ouest et nord-est, ainsi que dans le centre est qui présentent le niveau de santé le plus faible. On peut en conclure qu'il est raisonnable de choisir, comme une approximation tout à fait satisfaisante du niveau de santé, l'espérance de vie à la naissance. Cet indice a une signification claire; son calcul ne prête pas à discussion; il est établi par département à l'occasion de chaque recensement, enfin son calcul est simple.

CONCLUSION

On a donné dans cet article un rapide aperçu des données de base permettant d'apprécier le niveau de santé d'une population et des principaux indicateurs que l'on peut en tirer.

L'indicateur le plus simple pour lequel on dispose de données départementales et régionales est l'espérance de vie à la naissance. En comparant la répartition dans l'espace des valeurs obtenues pour les différents indicateurs proposés, on a montré que l'espérance de vie à la naissance pouvait être considérée comme représentative du niveau de santé.

Le développement et l'amélioration des statistiques de morbidité apporteront une information supplémentaire précieuse en permettant d'analyser et d'expliquer les variations de cet indice.

Paul DAMIANI

Administrateur à l'I. N. S. E. E.

BIBLIOGRAPHIE

- [1] B. MORANDO, *De certains travaux relatifs aux indicateurs de santé*. Recherche et information en santé publique, tome 23, n° 2, 1968, INSERM.
- [2] J.-S. CAYLA, *Recherches récentes sur les indicateurs sanitaires, sociaux et économiques*. Bulletin trimestriel de l'École nationale de la santé publique, n° 1, 1969.
- [3] M. AUBENQUE, *Quelques aspects méthodologiques des statistiques de morbidité*. Congrès international de la population, Vienne, 1959.
H. HANSLUWKA et Alwyn SMITH, *La mortalité et la morbidité*. Conférence démographique européenne, Strasbourg, 1971.
- [4] *Classification internationale des maladies*. 7^e révision, 1955-8^e révision, 1965. Organisation mondiale de la Santé, Genève.
- [5] *Statistiques médico-sociales. Une enquête sur 400 000 cas de maladie*. Fédération nationale des organismes de Sécurité sociale, 1962.
- [6] Bulletin de statistiques, *Santé — Sécurité sociale*, du ministère des Affaires sociales et du ministère de la Santé publique.
- [7] *Statistiques des causes de décès*. Volumes biannuels, I. N. S. E. E.
- [8] *Causes médicales de décès*. Volumes annuels, INSERM.
- [9] P. DAMIANI, *Un aspect de la morbidité étudié à partir de la statistique des causes de décès*. Études et conjoncture, n° 7, 1967.
- [10] *Health statistics from the U. S. National Health Survey*. Publication périodique de 1958 à 1962. *Vital and Health statistics. Data from the National Health Survey*. Publication périodique depuis 1963.
Department of Health, Education and Welfare. Public Health Service, Washington.
- [11] ROSCH, REMPP et MAGDELAINE. *Une enquête par sondage sur la consommation médicale*. Consommation, n° 1, 1962, CREDOC.
PEQUIGNOT, ROSCH, MAGDELAINE et ROSS, *La morbidité étudiée dans une enquête sur la consommation médicale*. Revue d'hygiène et de médecine sociale, tome II, n° 8, décembre 1963, Masson et C^{ie}.
- [12] MAGDELAINE, MIZRAHI et ROSCH, *Un indicateur de morbidité appliqué aux données d'une enquête sur la consommation*. Consommation, n° 2, 1967, CREDOC.
- [13] *Renseignements statistiques sur les maladies impliquées dans l'activité médicale en clientèle privée*. Enquête 1963. Bulletin «statistiques», n° 2, 1964, du ministère de la Santé publique et de la Population.
Renseignements statistiques sur les maladies soignées en clientèle privée. Enquêtes, 1966, 1967 et 1968. Suppléments B4, B6 et B10 au bulletin mensuel de statistiques sociales. Ministère des Affaires sociales, ministère de la Santé publique.
- [14] P. DAMIANI, *Etudes sur la morbidité* Revue de Statistique appliquées - XXI-1, 1973.
- [15] CHIANG, *An index of health : mathematical models*. Vital and Health statistics, Series 2, n° 5.
- [16] GROZE et PIRO, *Table de la mortalité de la population française pour la période 1960-1964*. Études et conjoncture, n° 4, 1969, I. N. S. E. E.



- [17] *Données de démographie régionale, 1954*. Études démographiques, n° 8, 1964, I. N. S. E. E.
J.-C. LABAT, *Données de démographie régionale, 1962*. Collection D5, mars 1970, I. N. S. E. E.
- [18] Bulletin de l'O. M. S., vol. 17, n° 3, 1957.
- [19] S. LEDERMANN et J. BREAS, *Les dimensions de la mortalité*. Population, n° 4, 1959, I. N. E. D.
- [20] P. DAMIANI, *Recherche d'indicateurs du niveau de santé : définition d'un indicateur sanitaire de mortalité*. Bulletin « statistiques », n° 2, 1964 du ministère de la Santé publique et de la Population.
- [21] P. DAMIANI, *Recherche d'une méthode de classement des départements suivant la mortalité*. Études et conjoncture, n° 4, 1968, I. N. S. E. E.
- [22] P. DAMIANI, *Contribution à la mesure du niveau de santé : définition d'un indicateur lié aux facteurs sanitaires*, I. N. S. E. E. (à paraître).