

MORBIDITÉ, MORTALITÉ : problèmes de mesure, facteurs d'évolution, essai de prospective.

Colloque international de Sinaia (2-6 septembre 1996)



ASSOCIATION INTERNATIONALE DES DÉMOGRAPHES DE LANGUE FRANÇAISE

AIDELF

Indicateurs de morbidité à partir des enquêtes auprès des ménages

Andrée MIZRAHI, Arié MIZRAHI
CREDES, Paris, France

Introduction

Mis au point dans les années 60 en collaboration avec G. Rösch et M. Magdelaine, l'indicateur de morbidité du CREDES entrainé dans le cadre d'un modèle explicatif de la consommation médicale : si le tableau clinique d'un patient au moment de l'observation permet d'expliquer la plus grande partie de sa consommation de soins médicaux, la multiplicité des cas rend difficile d'établir une relation statistique entre morbidité et soins médicaux. On décrit en effet généralement la morbidité d'une population dans une optique épidémiologique, en estimant le nombre de personnes souffrant des différentes affections. On peut naturellement dans un premier temps admettre que l'état de santé se dégrade lorsque le nombre de maladies s'accroît; quoique cette hypothèse demeure insatisfaisante car elle consiste à agréger des troubles de nature et de gravité différentes, on observe bien à un instant donné, une relation positive entre nombre de maladies et consommation médicale.

La gravité cumulée de l'ensemble des maladies dont souffre chaque personne est résumée dans une synthèse portée par un médecin sur l'état de santé de chaque enquêté. Après diverses tentatives, un indicateur à deux dimensions, risque vital et invalidité, a été retenu. C'est une synthèse pronostique des différentes maladies, déficiences et infirmités, complétée éventuellement des traitements suivis. Ce pronostic tient compte des connaissances médicales et des traitements disponibles au moment où il est établi. Il est donc daté et situé : pour une observation de 1980, il s'agit du risque vital et de l'invalidité des enquêtés observés en 1980, du fait de leur état de santé et compte tenu des thérapeutiques disponibles en 1980; il en est de même des enquêtés observés en 1991.

Cet indicateur a été à la source de plusieurs développements méthodologiques : relations avec l'âge et le sexe, mise au point d'un indicateur unidimensionnel de morbidité, développement des notions d'âge morbide de vieillissement relatif. Ces aspects méthodologiques font l'objet de cette communication.

Ces travaux de méthode ont été effectués parallèlement à des analyses socio-économiques dans une démarche d'interaction entre l'observation et la méthode. Différents résultats ont pu être dégagés :

- le risque vital des femmes augmente moins vite avec l'âge que celui des hommes alors que leur invalidité augmente plus vite,
- la comparaison de groupes sociaux différents permet de compléter sur des populations vivantes les résultats obtenus sur la mortalité différentielle, en particulier selon des critères pour lesquels la mortalité différentielle n'est pas connue (par exemple le revenu ou la protection sociale); on fait apparaître un cumul des inégalités en matière de santé,
- dans l'étude d'une maladie, les personnes souffrant de dépression accusent un vieillissement prématuré de l'ordre de 10 ans en moyenne par rapport aux personnes non atteintes,
- le vieillissement relatif de la population semble avoir légèrement reculé entre 1980 et 1991, amélioration venant s'ajouter à l'augmentation de l'espérance de vie entre ces deux dates,

- la variation de la consommation médicale selon l'âge a pu être décomposée en un effet lié à l'aggravation de la morbidité lorsque l'âge augmente et un résidu interprété comme composante générationnelle,
- l'étude de la consommation médicale à morbidité comparable fait ressortir des disparités plus importantes entre catégories sociales que le redressement par l'âge (standardisation).

1. Les composantes élémentaires

Les indicateurs que nous présentons ici sont des indicateurs individuels de morbidité. Dès leur conception (cf. Réf. [1]), ils ont été basés sur la notion de gravité de cette morbidité, c'est à dire de l'évaluation de ses conséquences lorsqu'on considère la possibilité de survie et les conditions d'existence de la personne atteinte. Ces indicateurs sont établis par des médecins à partir d'une analyse des pathologies dont les personnes déclarent souffrir⁽¹⁾, ainsi que des motifs médicaux de leur consommation de soins et ils sont estimés dans une optique pronostique.

Dans un premier temps, on s'est efforcé de préciser les composantes de la morbidité en termes de conséquences pour la personne (cf. tableau 1), la synthèse des composantes étant faite de manière qualitative non formalisée par le(s) médecin(s) analysant les dossiers. Dans l'étape suivante, deux dimensions ont été privilégiées, l'invalidité et le risque vital qui ont été estimés par les médecins.

Deux synthèses formalisées sont présentées ici : l'indicateur unidimensionnel de morbidité et le vieillissement relatif.

TABLEAU 1. COMPOSITION DU DEGRÉ DE MORBIDITÉ

	COMPOSANTES			COMPOSITION DES AFFECTIONS	DEGRÉ DE MORBIDITÉ
	Évolution	Invalidité	Risque vital		
CLASSES	Pas d'affection	Pas d'invalidité	Pas de risque vital	Pas d'affection, ou une très mineure	0, pas d'affection
	Affection aiguë sans séquelles	Invalidité peu gênante (*)	Risque très faible ou inappréciable	1 ou 2 mineures ou 1 majeure	1, affections très mineures
	Affection chronique peu gênante (**)	Invalidité sans arrêt de travail (**)	Risque faible	1 majeure et des mineures	2, affections mineures
	Affection aiguë avec rechutes ou séquelles	Invalidité avec arrêt de travail (**)	Risque notable	2 majeures avec ou sans mineures	3, une affection majeure sans pronostic spécialement péjoratif
	Affection chronique bien supportée	Alitement	Risque important	Plusieurs majeures avec ou sans mineures	4, une affection majeure de pronostic sévère ou plusieurs sans pronostic spécialement péjoratif
	Affection chronique sévère			Associations pathologiques très graves	5, plusieurs affections de pronostic sévère
	Affection chronique avec aggravation				6, une affection de pronostic rapidement fatal ou associations pathologiques très graves
	(*) ou ne s'étant pas manifesté pendant l'enquête. (**) ou équivalent.				

Source : « Un indicateur de morbidité » par Andrée Mizrahi, Arié Mizrahi, Georges Rosch, Dunod, 1967 cf. réf. [1]

⁽¹⁾ Enquête décennale INSEE-CREDES sur la santé et les soins médicaux, 1970, 1980, 1991-92 et enquête annuelle sur la santé et la protection sociale.

Rappelons que cet indicateur, adapté aux données d'enquêtes auprès des ménages, est évalué par un médecin pour chaque personne appartenant à un ménage enquêté, au vu de l'ensemble du dossier (réponses aux questions sur les maladies, les consommations médicales, l'absentéisme, les déficiences, les incapacités...). Cet indicateur prend en compte les maladies, infirmités, troubles et facteurs de risques définitifs ou pouvant avoir des conséquences dans le long terme (ou tout au moins sur de longues périodes relativement à l'espérance de vie des personnes enquêtées). C'est donc un indicateur de nature pronostique. Il est constitué de deux échelles de risque, l'une relative au décès (pronostic vital), l'autre à l'incapacité (invalidité). Ces deux échelles sont ordonnées et exprimées dans un vocabulaire médical. L'évaluation est faite pour un jour donné, pratiquement le dernier jour de l'enquête.

Les composantes de l'indicateur, s'inspirant de la démarche diagnostique effectuée par un médecin, sont des échelles qualitatives, mais cependant strictement ordonnées, le passage d'un niveau à l'autre correspondant à une gravité plus grande.

1.1. L'invalidité : concept et définition

Il s'agit d'un bilan sur la validité et sur l'autonomie de chaque enquêté que porte un médecin au vu de l'ensemble du dossier. Cette vision médicale comporte un élément pronostique puisque, établie le dernier jour de l'enquête, elle évalue l'état permanent des personnes enquêtées. Ce choix a été fait compte tenu des handicaps qui ne sont retenus que lorsqu'ils ont été jugés permanents par les enquêtés et dont sont exclues les gênes inhérentes à un épisode aigu (varicelle, entorse, grippe, etc.). Il est évident que le médecin, pour appliquer strictement cette définition, devra porter un pronostic sur le caractère passager ou non de certains handicaps (par exemple, fracture de jambe chez une personne âgée). Une échelle à huit niveaux a été retenue (les chiffres sont issus de l'enquête décennale sur la santé et les soins médicaux de 1991-1992) :

- a. Pas de gêne (4 155 personnes, soit 19,3 %),
- b. Gêné de façon infime (4 796 personnes, soit 23,2 %),
- c. Très peu gêné (5 214 personnes, soit 25,4 %),
- d. Gêné, mais mène une vie normale (4 575 personnes, soit 23,1 %),
- e. Activité professionnelle ou domestique restreinte (1 332 personnes, soit 7,1 %),
- f. Activité professionnelle ou domestique très ralentie (240 personnes, soit 1,3 %),
- g. Pas, ou très peu, d'autonomie domestique (74 personnes, soit 0,4 %),
- h. Grabataire, alitement permanent (20 personnes, soit 0,1 %).

Cette notion d'invalidité est uniquement définie pour un type de société, à une époque donnée et n'a de sens que dans ce contexte précis, incluant à la fois les conditions de vie, les connaissances médicales et les thérapeutiques habituellement utilisées.

1.2. Le pronostic vital : concept et définition

Le risque vital est un pronostic porté par le médecin et relatif au risque connu pour chaque enquêté du fait de ses affections et/ou infirmités, le dernier jour de l'enquête. Le nombre de classes est volontairement réduit, compte tenu de l'imprécision souvent grande en ce domaine. Six classes ont été distinguées :

- A. Aucun indice déclaré dans l'enquête (8 868 personnes, soit 41,5 %),
- B. Pas de diagnostic péjoratif, ou très très faible (3 638 personnes, soit 18,1 %),
- C. Pronostic péjoratif très faible (4 481 personnes, soit 22,5 %),
- D. Risque possible sur le plan vital (2 946 personnes, soit 15,4 %),
- E. Pronostic probablement mauvais (413 personnes, soit 2,2 %),
- F. Pronostic sûrement mauvais (57 personnes, soit 0,3 %).

Ces définitions sont complétées par des exemples précis de pathologie. Il n'a pas paru possible de quantifier la notion de risque sauf dans les cas les plus graves, la classe F pouvant correspondre à une probabilité de 0,5 de décéder dans les cinq prochaines années.

1.3. Les liens entre le risque vital et la mortalité

Rappelons tout d'abord que le pronostic porté prend en compte les affections et infirmités existantes au dernier jour de l'enquête, connues des enquêtés et déclarées à un moment ou un autre du processus de recueil des données (cf. annexe 1). Il est bien évident que certaines personnes dont le risque est nul au vu de ces informations peuvent cependant décéder à un terme relativement court, soit pour une cause accidentelle, soit à l'issue d'une nouvelle maladie non encore apparue ou détectée au moment de l'enquête. La liaison entre risque vital et taux de mortalité est donc de nature complexe.

Nous avons estimé les paramètres d'un modèle explicitant la relation entre taux de mortalité en fonction de l'âge et ventilation de chaque classe d'âge selon le risque vital, les classes de risque vital décroissant ayant un poids diminuant de manière exponentielle :

$$M_a = A (R_{5a} + u R_{4a} + u^2 R_{3a} + u^3 R_{2a} + u^4 R_{1a} + u^5 R_{0a}) + \epsilon$$

M_a étant le taux de mortalité de la classe d'âge a ,

R_{ia} la proportion de personnes de la classe d'âge a appartenant à la classe de pronostic i (i variant de 0 à 5),

A et u sont les paramètres à estimer.

On doit avoir : $\sum_i R_{ia} = 1$; $u < 1$

Le sens général du modèle est que chaque individu d'une classe d'âge (a) apporte une contribution à la mortalité de la classe d'âge à laquelle il appartient, et que cette contribution décroît de manière exponentielle ($1, u, u^2, \dots, u^5$) lorsqu'on passe de la classe de risque vital 5 à la classe 0.

L'estimation de u donne respectivement 0,186 pour les hommes et 0,164 pour les femmes, et pour A 0,415 et 0,314. Les estimations ont été effectuées pour les seules personnes de 2 à 69 ans, soit 14 classes de 5 ans en 5 ans, les enfants de moins de un an et les personnes de plus de 69 ans ne participant pas à l'estimation. L'ajustement peut être considéré comme acceptable puisque le coefficient de corrélation R entre taux de mortalité observé et taux de mortalité estimé par le modèle est de 0,98 pour les hommes et de 0,96 pour les femmes. Le même modèle appliqué aux 2 sexes réunis (28 classes) donne $A = 0,566$ et $u = 0,127$ (cf. tableau 2).

On peut donc conclure à une relation forte entre l'évolution avec l'âge du profil de distribution du risque vital et le taux de mortalité. Pour autant que la différence des estimations pour les deux sexes puisse être considérée comme significative, elle traduit des taux de mortalité différents selon le sexe, pour une même classe de risque vital. Autrement dit, l'appartenance à une classe de risque vital, synthèse élargie des maladies déclarées, n'induit pas pour les deux sexes une même probabilité de décès dans un terme donné.

Plus précisément, la pathologie observée au cours de l'enquête entraîne qu'à tous les âges les hommes sont proportionnellement en plus grand nombre dans les classes de risque vital les plus élevées, mais cet écart reste insuffisant pour expliquer la plus grande mortalité des hommes : ils souffrent simultanément plus souvent de maladies graves et, à gravité de maladie apparemment égale, leur probabilité de décès est supérieure à celle des femmes.

La liaison statistique entre risque vital et taux de mortalité est de nature complexe et seule une enquête longitudinale où les mêmes enquêtés seraient suivis sur une longue période permettrait peut-être de l'établir.

TABLEAU 2. LES PARAMÈTRES DE L'AJUSTEMENT DES TAUX DE MORTALITÉ
FONCTION DE LA DISTRIBUTION DU RISQUE VITAL, SELON L'ÂGE ET LE SEXE

	A	écart type (A)	u	écart type (u)	R (entre taux observé et estimé par le modèle) (14 classes d'âge ou 28)
Hommes	0,415	0,078	0,186	0,030	0,98
Femmes	0,314	0,157	0,164	0,051	0,96
Ensemble	0,566	0,070	0,127	0,016	0,96

Source : enquête sur la santé et les soins médicaux de 1991-1992,
estimation par la procédure NLIN de SAS

2. L'indicateur unidimensionnel de morbidité

2.1. Les liens entre l'invalidité et le risque vital

L'invalidité et le risque vital sont fortement liés entre eux, aussi bien pour la population totale que séparément pour les hommes et les femmes et par tranche d'âge, même si toutes les situations peuvent être observées : invalidité forte (activité réduite) et risque nul ou très faible ou inversement, risque probable ou certain et invalidité nulle ou faible (mène une vie normale).

Le tableau 3 présente la distribution selon les deux composantes (pronostic vital et invalidité) : la plus grande partie de l'effectif se trouve concentrée autour de la direction d'une diagonale principale étant donné la forte relation positive entre les deux risques: les douze classes de cette diagonale (sur 48 que contient le tableau 3) regroupent près des deux tiers de l'ensemble de l'effectif.

TABLEAU 3. RÉPARTITION SELON LE PRONOSTIC VITAL ET L'INVALIDITÉ - FRANCE 1991-92

Niveau de l'invalidité	Pronostic vital						Ensemble
	Nul	Très faible	Faible	Possible	Probablement mauvais	Sûrement mauvais	
Pas de gêne	3 355	536	254	9	-	-	4 154
Gêne infime	3 109	1 060	584	41	2	-	4 796
Peu gêné	1 697	1 311	1 890	308	7	-	5 213
Gêné, vie normale	642	644	1 525	1 685	74	5	4 575
Activité restreinte	54	77	192	774	220	14	1 331
Activité réduite	9	10	26	100	75	20	240
Pas d'autonomie	1	-	9	27	26	10	73
Grabataire	-	-	1	2	9	8	20
Ensemble	8 867	3 638	4 481	2 946	413	57	20 402

Source : enquête décennale sur la santé et les soins médicaux 1991-92

La ventilation selon un indicateur à deux dimensions de 6 et 8 échelons, soit au total 48 cas possibles, non totalement ordonnés, est peu pratique. Nous avons donc cherché à regrouper ces cases autour de la diagonale principale de manière à obtenir un indicateur unidimensionnel, la population se répartissant alors dans un nombre relativement réduit de cases strictement ordonnées les unes par rapport aux autres, avec des effectifs dans chaque case plus importants.

2.2. Âge, pronostic vital et invalidité

Si l'on considère les distributions croisées du pronostic vital et de l'invalidité par classe d'âge, deux phénomènes apparaissent très clairement :

- on retrouve, pour chaque classe d'âge, l'axe privilégié que constitue cette diagonale principale pour l'ensemble (tous âges réunis) où se regroupe la majorité de la classe d'âge;
- lorsque l'âge augmente, les effectifs se déplacent le long de cette diagonale principale, du coin supérieur gauche vers le coin inférieur droit, traduisant de manière fine l'évolution du pronostic sur l'ensemble de ses deux dimensions.

Pour effectuer des regroupements de risque vital et d'invalidité de manière non arbitraire, nous utilisons des courbes d'iso-âge en considérant comme appartenant au même groupe des associations de risque vital et d'invalidité pour lesquelles l'âge moyen est le même ou proche.

Pour chacune des cases correspondant à un pronostic vital et un niveau d'invalidité, nous avons calculé l'âge moyen : moyenne arithmétique des âges en années des individus classés dans cette case (cf. graphique 1).

Pour tous les couples connexes de cases, horizontaux ou verticaux, pour lesquels les effectifs sont suffisants, l'âge moyen augmente avec le risque. A plus forte raison, augmente-t-il lorsqu'on se déplace le long de la diagonale principale, du coin supérieur gauche vers le coin inférieur droit. Si l'âge moyen augmente le long de la diagonale principale, il est par contre relativement stable sur des lignes de niveau orientées selon une direction proche de la deuxième diagonale.

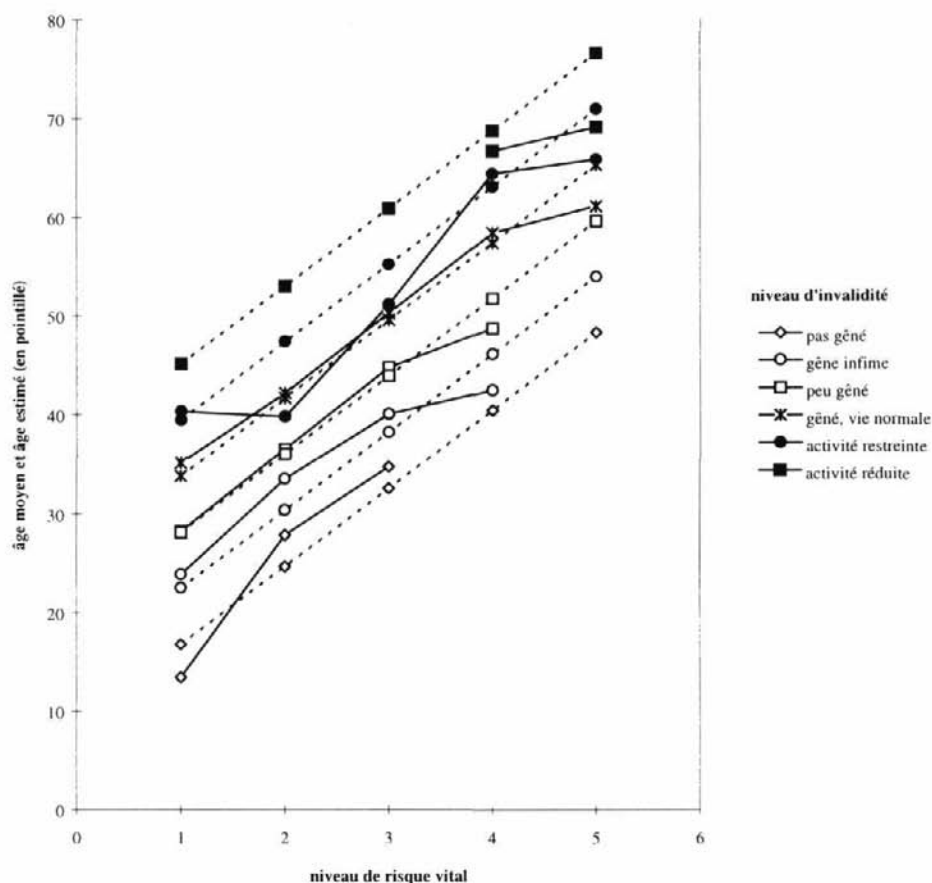
Le graphique 1 représente, pour chaque valeur prise par l'invalidité, la variation de l'âge moyen avec le pronostic vital. Chaque courbe représente, pour une valeur donnée de l'invalidité, la variation de l'âge (moyen) en fonction du pronostic vital,

- pour chaque niveau d'invalidité la courbe est croissante : l'âge moyen augmente avec le pronostic vital,
- ces courbes s'ordonnent parfaitement selon les classes d'invalidité croissante : pour chaque niveau de pronostic vital, l'âge moyen augmente avec l'invalidité.

Des points appartenant à des courbes d'invalidité et à des pronostics différents sont situés approximativement sur une même horizontale, correspondant à des âges moyens proches.

La dégradation de l'état de santé lorsque l'âge augmente, qui entraîne une translation des effectifs le long de la diagonale principale (traduisant une dégradation simultanée du pronostic vital et de l'invalidité) ne se fait pas de manière totalement univoque; selon les cas, les personnes peuvent voir s'aggraver davantage leur pronostic vital ou leur invalidité. On regroupe alors certaines cases dans la direction de la deuxième diagonale, ce qui revient à poser comme approximativement équivalentes deux situations où une invalidité plus grande est compensée par un pronostic vital plus favorable.

GRAPHIQUE 1. ÂGE MOYEN, OBSERVÉ ET ESTIMÉ, SELON LE PRONOSTIC VITAL ET L'INVALIDITÉ



(Les points figurant sur le graphique regroupent au moins 30 personnes)

Source : enquête décennale sur la santé et les soins médicaux 1991-92

L'allure linéaire des courbes, en retenant des échelles arithmétiques pour le risque vital et l'invalidité conduit à retenir une formalisation simple permettant, par lissage, de donner des valeurs plus fiables aux classes peu représentées (donc très aléatoires).

Les 48 cases définies par un niveau de risque vital et d'invalidité sont ensuite rangées par ordre d'âge moyen théorique croissant. Les effectifs observés y sont joints et on détermine ainsi 9 groupes comprenant chacun environ 10 % des effectifs observés. Ces groupes ordonnés correspondent à une morbidité croissante dans le sens où, en moyenne, la morbidité augmente avec l'âge (cf. tableau 4). Cet indicateur unidimensionnel permet une analyse des distributions selon différents critères socio-économiques. Ces distributions dépendent à la fois de la pyramide des âges des différents sous-groupes et de leur morbidité par classe d'âge. C'est à partir de cet indicateur que l'influence de l'âge sur les consommations médicales a été décomposée en un effet de morbidité dû au vieillissement et un effet de génération de nature plus socio-économique.

TABLEAU 4. DÉFINITION DES CLASSES IMU ET EFFECTIFS OBSERVÉS

Niveau de l'invalidité	Pronostic vital						Ensemble
	Nul	Très faible	Faible	Possible	Probablement mauvais	Sûrement mauvais	
Pas de gêne	16,44	2,63	1,24	0,04	-	-	20,36
Gêne infime	15,24	5,20	2,86	0,20	0,01	-	23,51
Peu gêné	8,32	6,43	9,26	1,51	0,03	-	25,55
Géné, vie normale	3,15	3,16	7,47	8,26	0,36	0,02	22,42
Activité restreinte	0,26	0,38	0,94	3,79	1,08	0,07	6,52
Activité réduite	0,04	0,05	0,13	0,49	0,37	0,10	1,18
Pas d'autonomie	-	-	0,04	0,13	0,13	0,05	0,36
Grabataire	-	-	-	0,01	0,04	0,04	0,10
Ensemble	43,46	17,83	21,96	14,44	2,02	0,28	100,00

Source : enquête décennale sur la santé et les soins médicaux 1991-92

3. le vieillissement relatif

3.1. Formalisation de la relation entre l'âge le risque vital et l'invalidité

Le risque vital et l'invalidité sont très fortement liés à l'âge et d'une manière plus systématique, la situation de chaque personne peut s'écrire⁽²⁾ :

$$(1) \text{ AGE} = a * \text{RV} + b * \text{INV} + c + e,$$

relation dans laquelle a et b sont des paramètres indiquant respectivement l'accroissement moyen de l'âge correspondant au passage d'un niveau de risque vital et de degré d'invalidité au degré supérieur : c est une constante et e un aléa attaché à la personne. Deux personnes de même âge, de même pronostic vital et différant d'un degré dans l'échelle des invalidités diffèrent du point de vue de leur état de santé comme deux personnes dont les âges sont éloignés de b et se situant chacune à un pronostic vital et une invalidité moyens.

Le vieillissement ne se fait pas de la même manière pour les deux sexes, le risque vital augmentant plus vite pour les hommes, l'invalidité plus vite pour les femmes. Les paramètres de la relation (1), sont évalués séparément pour les hommes et les femmes.

Eu égard à la très grande taille des échantillons (9 883 hommes et 10 516 femmes), les écarts types des estimateurs sont faibles et les écarts sont largement significatifs : résultat attendu, le risque vital des hommes augmente plus vite avec l'âge que celui des femmes et l'invalidité moins vite. Ce sont ces paramètres, calculés séparément pour les deux sexes, qui seront retenus dans la suite (cf. tableau 5).

⁽²⁾ Différentes formes mathématiques de liaisons ont été testées ainsi que plusieurs systèmes de pondération, compte tenu des faibles améliorations obtenues par des formes plus complexes, la formulation la plus simple a été retenue (cf. annexe).

TABLEAU 5. LES PARAMÈTRES DES AJUSTEMENTS LINÉAIRES SUR DONNÉES INDIVIDUELLES ENTRE L'ÂGE, LE PRONOSTIC VITAL ET L'INVALIDITÉ

		Hommes	Femmes	Ensemble
<i>Effectif</i>		9 876	10 526	20 402
<i>Age moyen</i>		34,87	36,74	35,83
<i>Pronostic vital</i>	a	8,65	7,04	7,86
	$\sigma(a)$	0,18	0,19	0,13
<i>Invalidité</i>	b	4,38	6,96	5,66
	$\sigma(b)$	0,17	0,17	0,12
<i>Constante</i>	c	17,75	15,64	16,82
	$\sigma(c)$	0,26	0,29	0,19
<i>Coefficient de corrélation</i>		0,68	0,69	0,68

Source : enquête sur la santé et les soins médicaux 1991-1992

3.2. Définition et estimation de l'âge morbide et du vieillissement relatif

Si les composantes de l'état de santé sont fortement liées à l'âge, de fortes différences interpersonnelles se rencontrent fréquemment entre personnes de même âge : certaines personnes présentent une invalidité et/ou un risque vital nettement inférieurs à la moyenne de leur classe d'âge et inversement, les plus gravement malades dans une classe d'âge peuvent présenter une invalidité et/ou un risque vital identiques à ceux de personnes de 10, 15 ou 20 ans plus âgées qu'elles.

La connaissance simultanée pour chaque enquêté, de son âge, de son invalidité et de son risque vital sur un échantillon important et représentatif, permet d'approcher la notion de « vieillissement prématuré » ou, alternativement, de « vieillissement retardé »⁽³⁾ en introduisant une correction à l'âge tenant compte de son état de santé relatif (comparé à l'état de santé moyen des personnes de son âge). Ainsi, l'âge morbide des personnes en relativement bonne santé sera-t-il inférieur à leur âge (calendaire) et inversement, les personnes en relativement mauvaise santé auront-elles un âge morbide supérieur à leur âge. Dans cette optique, on définira l'âge morbide d'une personne à partir de son âge réel corrigé par son état de santé.

La différence entre âge (âge calendaire) et âge morbide sera appelée vieillissement relatif.

On peut donc introduire la notion d'âge morbide par une double modification de l'âge tenant compte de l'écart entre le risque vital et l'invalidité de chaque personne et le risque vital et l'invalidité moyens de son âge :

$$(2) \hat{\text{ÂGE MORBIDE}} = \hat{\text{ÂGE}} + a * (\text{RV} - \text{RV}_{\text{âge MOYEN}}) + b * (\text{INV} - \text{INV}_{\text{âge MOYEN}})$$

Les paramètres de ce modèle sont estimés soit pour l'ensemble de la population, soit séparément pour chacun des deux sexes. Pour chaque année d'âge, la moyenne de l'âge morbide égale l'âge : ainsi, pour les enfants en bonne santé, leur âge morbide est inférieur à leur âge et peut donc être négatif, et en sens inverse, l'âge morbide des personnes très âgées et plus gravement malades que leur moyenne d'âge peut être très élevé; la distribution des

⁽³⁾ Cf. Michel Louis Lévy « Relativité de l'âge », Population et sociétés n°164, INED, décembre 1982 et Patrice Bourdelais « L'âge de la vieillesse », Paris, Odile Jacob, 1993, 441 p.

âges de l'échantillon varie de 0 à 99 ans, celle des âges morbides s'étend de -3,8 ans à 121,4 ans, 5,1 % de personnes ont un âge morbide inférieur à 0 et pour 0,43 % d'entre elles, l'âge morbide est égal ou supérieur à 99 ans.

Pour chaque année d'âge, l'âge morbide moyen est égal à l'âge moyen; la différence entre âge morbide et âge,

$$(3) VR = \hat{\text{ÂGE MORBIDE}} - \hat{\text{ÂGE}}$$

sera définie comme vieillissement relatif et s'écrit comme combinaison des paramètres décrivant le risque vital et l'invalidité

$$(4) VR = a * (RV - RV_{\text{âge MOYEN}}) + b * (INV - INV_{\text{âge MOYEN}})$$

Le vieillissement relatif VR est déterminé par la situation de l'âge morbide par rapport à l'âge : si VR est négatif, la personne est en meilleure santé que la moyenne des personnes de même âge qu'elle, si VR est positif, elle est en moins bonne santé. La moyenne de ce paramètre pour une sous-population permet de juger de son état de santé relatif à la moyenne nationale, éliminant l'effet des éventuelles différences de structure par âge.

Sur un échantillon de 20 402 personnes⁽⁴⁾, les coefficients de corrélation sur données individuelles sont de 0,64 entre l'âge et le risque vital et 0,61 entre l'âge et l'invalidité⁽⁵⁾ dans la relation (1), 47 % de la dispersion de l'âge sont expliqués par le risque vital et l'invalidité mesurés comme indiqué plus haut :

$$a = 7,86 \quad b = 5,66^{(6)}$$

Rappelons que dans cette relation a et b sont des paramètres indiquant respectivement l'accroissement moyen de l'âge correspondant au passage d'un niveau de risque vital et de degré d'invalidité au degré supérieur : deux personnes de même âge, de même pronostic vital et différant d'un degré dans l'échelle des invalidités diffèrent du point de vue de leur état de santé comme deux personnes dont les âges sont éloignés de $b = 5,66$ ans et se situant chacune à un pronostic vital et une invalidité moyens pour leur âge, et de même, deux personnes de même âge, de même invalidité et différant d'un degré dans l'échelle du pronostic vital diffèrent du point de vue de leur état de santé comme deux personnes dont les âges sont éloignés de $a = 7,86$ ans et se situant chacune à un pronostic vital et une invalidité moyens pour leur âge.

Le vieillissement relatif est centré sur 0 et sa distribution peut être acceptée comme normale.

4. D'autres indicateurs possibles - l'état de santé perçu

A partir des informations analysées et systématisées par les médecins pour établir le risque vital et l'invalidité, d'autres statistiques peuvent être utilisées comme indicateur de l'état de santé, par exemple le nombre de maladies existant un jour donné et présentant un caractère de chronicité ou de durée. On peut aussi s'interroger sur la perception qu'ont les personnes de leur état de santé.

Des questions sur leur état de santé ont été posées à un sous-échantillon de 7 603 personnes de 18 ans ou plus, soit une personne par ménage désignée par la procédure dite Kish. Une question est globale « actuellement, compte tenu de votre âge, comment estimez-vous votre état de santé ? » et 5 niveaux sont proposés, très bon, bon, moyen, médiocre, franchement mauvais.

⁽⁴⁾ 20 402 personnes dont on connaît le risque vital, sur 20 417 personnes enquêtées.

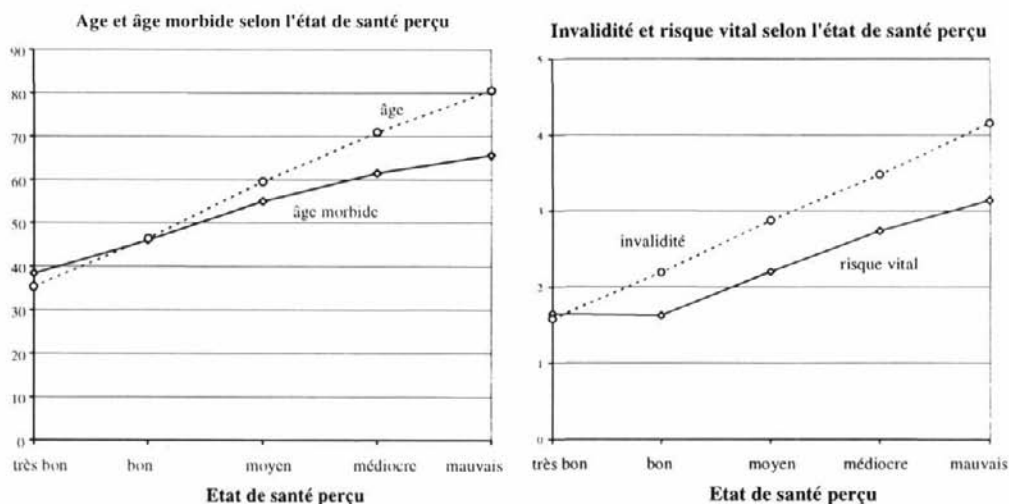
⁽⁵⁾ Le coefficient de corrélation entre pronostic vital et invalidité est lui-même de 0,67.

⁽⁶⁾ Ecarts types des estimations : 0,12 et 0,12.

Malgré la référence explicite à l'âge, plus les personnes sont âgées plus elles se perçoivent en mauvais état de santé, ainsi 12,7 % des personnes de 65 à 79 ans déclarent leur état de santé médiocre ou franchement mauvais et 17,5 % de celles de 80 ans et plus, par contre ce n'est le cas que de 1,8 % de celles de 18 à 39 ans. Les personnes se percevant en très bon état de santé ont un âge moyen de 38 ans alors que celles percevant leur état de santé comme franchement mauvais ont un âge moyen de 66 ans.

La perception d'un mauvais état de santé est plus souvent associée à une forte invalidité qu'à un mauvais pronostic vital. On conçoit que les difficultés à mener une vie normale soit plus prégnantes et plus souvent perçues comme un mauvais état de santé qu'un risque sur le plan vital qui ne se concrétisera peut-être que dans un avenir plus ou moins lointain (cf. graphique 2).

GRAPHIQUE 2



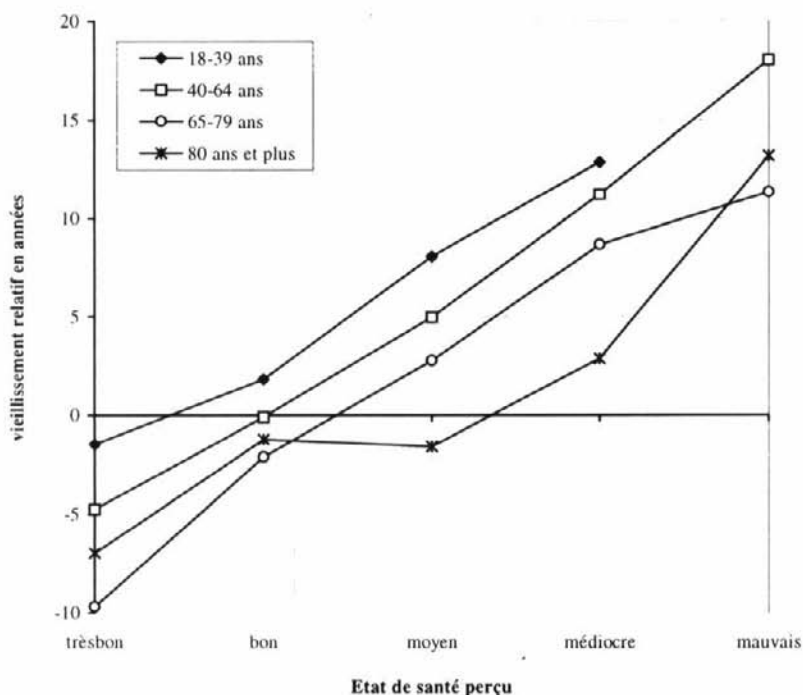
Source : enquête sur la santé et les soins médicaux 1991-1992

Le vieillissement relatif, qui intègre les évolutions moyennes de l'invalidité et du risque vital en fonction de l'âge, est un concept proche de celui sous-jacent à la question posée. De fait, le vieillissement relatif est fortement lié à l'état de santé perçu. Les personnes qui perçoivent leur état de santé comme franchement mauvais accusent un vieillissement prématuré de 14,8 ans et celles qui le perçoivent comme médiocre de 9,4 ans, alors que les personnes se sentant en très bon état de santé ont un vieillissement retardé de 3 ans (cf. graphique 3).

D'autres questions plus précises sont incluses dans une échelle visant à cerner la dépression. Parmi elles certaines portent sur l'état habituel quant à des douleurs fréquentes, une sensation de fatigue et des aspects plus psychologiques comme se sentir seul, avoir des difficultés à s'endormir etc.

Le vieillissement relatif est nettement plus important pour les personnes ayant des sensations de fatigue ou de douleurs fréquentes, il varie moins avec les dimensions plus psychologiques comme la sensation de solitude.

GRAPHIQUE 3. VIEILLISSEMENT RELATIF SELON L'ÉTAT DE SANTÉ PERÇU ET L'ÂGE



Source : enquête sur la santé et les soins médicaux 1991-1992

Conclusion

Le concept d'indicateur de morbidité est encore loin d'avoir porté tous ses fruits et de nombreux travaux de recherche sont déjà prévisibles.

Au niveau conceptuel, les deux composantes de la morbidité sont sans doute insuffisantes pour épuiser la notion que nous cherchons à évaluer, peut-être faudrait-il lui ajouter des éléments relatifs à la douleur (ou à la souffrance); plus généralement l'étude des relations qu'entretiennent le risque vital, l'invalidité, l'indicateur unidimensionnel de morbidité, le vieillissement relatif, avec d'autres approches plus subjectives de la morbidité telles l'état de santé perçu, devra être approfondie.

Pour utiliser cet outil dans l'étude de l'évolution de l'état de santé de la population, il faudra rendre dynamique l'ensemble du dispositif, l'indicateur ne pouvant pas être considéré comme stable à 10 ou 11 ans d'intervalle, alors que les connaissances et les techniques médicales évoluent à un rythme très rapide.

En ce qui concerne le modèle entre les composantes de l'indicateur et l'âge, sa validité pour les enfants et les adolescents devra être précisée, plus généralement, l'estimation de la morbidité de ce groupe a-t-elle le même niveau de fiabilité que pour les autres groupes démographiques ? Des outils spécifiques doivent-ils être mis au point ?

Enfin, du point de vue de l'observation dans les enquêtes auprès des ménages, il faudrait chercher à estimer la relation entre la qualité du recueil de l'information auprès des enquêtés et le niveau de la morbidité estimée.

ANNEXE présentation des principaux résultats

(Réf. [2], [4], [5] et [6])

Morbidité différentielle selon les facteurs socio-économiques

a. *Vieillessement relatif des adultes*

L'indicateur individuel de morbidité du CREDES a permis de comparer l'état de santé de groupes sociaux différents et de compléter ainsi, sur des populations vivantes, les résultats obtenus sur les taux de décès différentiels.

Le milieu social, défini par la profession et le statut (ou la dernière profession pour les retraités et les chômeurs) de la personne de référence du ménage, est associé à des variations importantes du vieillissement relatif : les adultes appartenant à des ménages d'ouvriers non qualifiés accusent un vieillissement prématuré de 2,4 ans et ceux appartenant à des ménages d'employés de commerce ou de service de 2 ans, alors que les membres des ménages de cadres supérieurs voient leur vieillissement retardé de 2,3 ans et ceux des ménages d'indépendants ou d'exploitants agricoles de 1,3 an.

De même, l'état de santé s'améliore lorsque le niveau d'instruction augmente : à âge égal, les personnes ayant fait des études supérieures voient leur vieillissement retardé de 3,1 ans par rapport à celles ayant fait des études primaires. Quant aux personnes non scolarisées, leur vieillissement relatif est de deux ans supérieur à celui des personnes ayant fait des études primaires. Les écarts de vieillissement relatif sont plus importants pour les hommes que pour les femmes : respectivement 3,8 ans et 2,5 ans entre les personnes ayant fait des études primaires et celles ayant fait des études supérieures. Cette liaison statistique n'implique pas de rapport univoque de cause à effet : il faut être en bonne santé pour faire des études et inversement, avoir fait des études facilite le maintien en bonne santé.

L'état matrimonial a un effet moindre que le niveau d'instruction puisque les personnes divorcées ou séparées accusent un vieillissement prématuré de 2 ans et les veuves de 1,6 an par rapport aux personnes mariées ou vivant maritalement. L'ordre de grandeur des écarts est le même pour les deux sexes. Les effets du niveau d'instruction et de l'état matrimonial se combinent pour aggraver les écarts.

Les différences d'état de santé se jouent aussi bien dans l'exercice d'une activité professionnelle que dans la nature de cette activité. Les inactifs ont été ventilés en 4 catégories : les étudiants et les femmes au foyer, proches des actifs, les chômeurs dont le vieillissement relatif est supérieur à celui des actifs de 2,6 ans (chômage générateur de troubles, difficulté à trouver un emploi du fait de leur mauvaise santé, attention accrue à leurs maux ?) et les inactifs pour raison de santé dont l'état de santé est très détérioré (vieillessement précoce de plus de 9 ans).

Le vieillissement prématuré des chômeurs est plus marqué pour les hommes que pour les femmes. Les femmes actives ont un vieillissement retardé d'un peu plus d'un an par rapport aux femmes qui restent au foyer.

Si l'on tient compte de la profession exercée ou antérieurement exercée par la personne de référence, les cadres supérieurs et les professions libérales, avec un vieillissement retardé de 2,4 ans sont ceux dont la santé est la meilleure. Viennent ensuite les professions intermédiaires, les exploitants agricoles et les indépendants (vieillessement retardé d'environ un an). Les employés de bureau ou de la fonction publique ont un âge relatif proche de l'âge calendaire, alors que les employés de commerce ou de service aux particuliers accusent un vieillissement prématuré de 1,3 an. Les ouvriers sont ceux dont l'état de santé est le moins bon, avec un vieillissement prématuré de 1,3 an pour les ouvriers qualifiés et de 1,9 an pour les ouvriers non qualifiés.

Les inégalités selon les différents facteurs se cumulent et entre un cadre supérieur actif et un ouvrier non qualifié au chômage, l'écart de vieillissement relatif est de 5,7 ans.

De même, les écarts selon la profession et le niveau d'instruction se cumulent, l'état de santé s'améliorant avec le niveau d'instruction pour chaque profession et avec la profession pour chaque niveau d'instruction.

Le revenu du ménage est un des critères dont la liaison avec l'état de santé est la plus nette; les personnes appartenant à des ménages dont le revenu mensuel est inférieur à 4 250 francs en 1991 (classe 1) accusent un vieillissement prématuré de 1,9 an; ce vieillissement relatif diminue lorsque le revenu augmente pour s'annuler entre 10 500 francs et 15 500 francs; lorsque le revenu augmente encore, le vieillissement est de plus en plus retardé, avec un retard de 3 ans pour les personnes ayant les plus hauts revenus : l'écart entre les déciles extrêmes atteint donc presque 5 ans. Le phénomène est de même ampleur pour les femmes et les hommes.

Quel que soit le revenu, les chômeurs accusent un vieillissement relatif important, et quelle que soit la nature de l'occupation principale, le vieillissement relatif décroît régulièrement quand le revenu du ménage augmente. De même, le vieillissement relatif décroît à niveau d'instruction constant.

Les personnes sans couverture complémentaire (16 % des adultes de l'échantillon) accusent un vieillissement relatif de 0,7 an supérieur à celui des personnes protégées, mais pour les bas revenus, cet effet de la couverture complémentaire se conjugue avec celui du revenu pour entraîner un écart de vieillissement de 5,2 ans entre personnes sans couverture complémentaire à faible revenu et personnes à haut revenu et avec couverture complémentaire.

D'une manière générale, les effets des différents facteurs se cumulent pour entraîner un accroissement de la précocité du vieillissement relatif lorsque plusieurs facteurs défavorables existent et réciproquement, un accroissement du retard du vieillissement relatif lorsque coexistent plusieurs facteurs favorables.

b. Les questions en suspens

Le vieillissement semble retardé lorsque la taille du ménage s'accroît. Ce résultat est en contradiction avec ce qui précède (les grands ménages appartiennent plus fréquemment à des groupes défavorisés), or, nous l'avons retrouvé dans différentes enquêtes auprès des ménages (enquête sur la santé et la protection sociale 1988-1991 et enquête sur la santé et les soins médicaux 1991-1992). Il peut être induit en partie par des sous-déclarations de maladies ou de recours aux soins dans les ménages nombreux.

Le vieillissement relatif des enfants (moins de 18 ans) ne semble pas lié aux caractères socio-économiques décrivant le ménage. Ainsi est-il indépendant du revenu, de l'existence et de la nature de l'activité de la personne de référence du ménage (chef de ménage) ou de l'existence d'une couverture complémentaire. De même, l'effet des variables socio-économiques sur le vieillissement relatif est plus important sur les adultes jeunes que sur les personnes âgées.

Ces derniers résultats posent le double problème de la qualité des données pour les familles nombreuses et de la validité du modèle pour les enfants.

Évolution 1980 - 1991-92

Peut-on partir des indicateurs individuels de morbidité présentés pour évaluer l'évolution de l'état de santé au cours du temps ? La même méthodologie a été utilisée dans les enquêtes nationales de 1980 et 1991-92, mais peut-on faire l'hypothèse que les outils de mesure, c'est à dire les indicateurs de morbidité eux-mêmes, décrivent de la même façon à dix ans d'intervalle ? La question est d'autant plus pertinente que, par construction, ces indicateurs intègrent l'évolution des connaissances et des thérapeutiques médicales. La détection d'un nouveau risque non isolé antérieurement, un test de détection plus précoce, peuvent ainsi entraîner une apparente augmentation du risque vital. Nous avons cependant tenté la comparaison en évaluant le vieillissement relatif à 11 ans d'intervalle.

L'estimation du vieillissement dépendant des paramètres qui traduisent le lien entre l'âge, le pronostic vital et l'invalidité, le vieillissement relatif d'un groupe dépend de la distribution de l'indicateur de morbidité de l'ensemble de la population à laquelle il appartient : ces écarts n'ont de sens qu'à l'intérieur d'un même ensemble. Pour étudier l'évolution, nous avons donc regroupé les deux échantillons de 1980 et 1991, considérant que chacun d'eux était un sous-ensemble du tout.

Ce regroupement nous a semblé possible car les paramètres d'ajustement dans les deux enquêtes ne sont pas significativement différents.

Par rapport à l'ensemble des deux enquêtes, le vieillissement relatif de l'échantillon de 1980 est de 0,43 an alors que celui de 1991 est de -0,44 an : l'écart entre les deux échantillons est de 0,87 an, soit un gain de presque une année dans le retard du vieillissement relatif.

TABLEAU 6. ÉVOLUTION ENQUÊTE DÉCENNALE 1980-1991 (Données non pondérées)

1980 - 1991	Hommes		Femmes		Ensemble	
	valeur	σ	valeur	σ	valeur	σ
a	8,36	0,12	6,85	0,13	7,61	0,09
b	4,64	0,11	7,08	0,12	5,87	0,08
c	16,70	0,18	15,09	0,20	16,00	0,13
r^2	0,4699		0,4911		0,4791	

Source : enquête sur la santé et les soins médicaux 1991-1992

Effet de morbidité et effet de génération sur la consommation médicale par âge

(Réf. [3])

Tous âges confondus, la consommation médicale totale augmente de manière importante avec l'indicateur de morbidité de même qu'elle augmente avec l'âge toutes morbidités confondues; la consommation médicale augmente également avec l'indicateur de morbidité pour chaque classe d'âge alors qu'elle diminue avec l'âge pour chaque niveau de l'indicateur unidimensionnel de morbidité.

La variation avec l'âge de la consommation médicale est donc le résultat d'un effet de morbidité, croissant avec l'âge et d'un résidu, décroissant avec l'âge. L'effet de morbidité est environ 3 fois plus important que l'effet de l'âge; le résidu, que nous avons interprété comme étant un effet de génération, est très important chez l'enfant, relativement plus réduit chez les adultes et les personnes âgées.

L'effet morbidité est un peu plus important pour les femmes que pour les hommes alors que l'effet de génération est du même ordre de grandeur pour les deux sexes.

Ce travail, effectué sur les données de l'enquête décennale de 1980 sera conduit sur celles de 1991 dès que l'estimation de la dépense médicale totale sera disponible.

Vieillessement relatif selon le sexe

A âge égal, les femmes présentent un risque vital en moyenne inférieur à celui des hommes alors que leur invalidité est en moyenne supérieure. Ces deux écarts se compensent, et l'écart de vieillissement relatif entre les 2 sexes est proche de 0.

Pour l'estimer, et à titre exceptionnel, on estime les paramètres de la relation entre l'âge et les composantes de l'indicateur de morbidité, pour l'ensemble de l'échantillon, 2 sexes confondus. C'est avec cette estimation qu'on estime l'âge morbide et le vieillissement relatif.

Sur l'échantillon de 1980, l'écart est de 0,19 ans (vieillessement prématuré des hommes), il est de 0,43 sur l'échantillon de 1991 (vieillessement prématuré des femmes); ces écarts ne sont pas significatifs.

RÉFÉRENCES

- [1] MAGDELAINE M., MIZRAHI An, MIZRAHI Ar, RÖSCH G., Un indicateur de morbidité appliqué aux données d'une enquête sur la consommation médicale. "*Consommation.*", 1967, n° 2, pp. 1-39.
- [2] MIZRAHI An, MIZRAHI Ar., *Indicateurs de morbidité et facteurs socio-démographiques*. CREDES, n°657, 1985/1, 106 pages.
- [3] MIZRAHI An, MIZRAHI Ar., *Consommation médicale selon l'âge : effet de morbidité, effet de génération*. CREDES, n°772, 1988, 68 pages.
- [4] MIZRAHI An, MIZRAHI Ar., *Etat de santé, vieillissement relatif et variables socio-démographiques : Enquête sur la Santé et la Protection Sociale 1988-1991*. CREDES n°999 1994/01, 93 pages.
- [5] MIZRAHI An, MIZRAHI Ar., *Vieillesse relative par groupes socio-économiques : personnes âgées et autres adultes - Enquête sur la santé et les soins médicaux 1991 - 1992*. CREDES, n°1070, 1995/05, 14 pages.
- [6] LECOMTE Th, LE PAPE An, *Aspects socio-économiques de la dépression*, CREDES à paraître en juin 1996.