

Les indicateurs d'espérance de vie sans incapacité (EVSI) Des indicateurs globaux de l'état de santé des populations

*The disability free life expectancy (DFLE) indexes
Comprehensive indexes of population Health status*

J.M. ROBINE⁽¹⁾, N. BROUARD⁽²⁾, A. COLVEZ⁽³⁾

Disability free life expectancy (DFLE) is an index of mean length of healthy life. It aims at measuring the evolution in the populations state of health. The first calculations were achieved at the end of the 60s and about ten experimental calculations have been made until now, mostly in the United States, Canada, Japan and France. Nowadays this index is very well accepted. Its major qualities are its usefulness for setting health targets and determining the present and future needs. Is DFLE destined for becoming a conjonctural index of health state ? The circumstances are undoubtedly propitious. Nevertheless, in order to be used in routine the DFLE index must answer three conditions, which the current approach does not fulfil i.e. the fiability of disability measurement for comparisons in time; a registration of period data which is based on the incidence of entrance in disability; a calculation which is adapted to the disability whether it is reversible or not.

Disability free life expectancy. Health indexes. Morbidity-Disability-Mortality. Elderly.

L'espérance de vie sans incapacité (EVSI) est un indicateur de la durée moyenne de la vie vécue en bonne santé. Son objectif est de mesurer l'évolution de l'état de santé des populations. Les premiers calculs datent de la fin des années 60 et à ce jour une dizaine de calculs expérimentaux ont été effectués, principalement aux Etats-Unis, au Canada, au Japon et en France. Aujourd'hui, la critique est très favorable à cet indicateur. La principale qualité qui lui est attribuée a son utilité pour fixer des objectifs de santé et déterminer les besoins présents ou futurs. L'EVSI est-elle appelée à devenir un indicateur conjoncturel de l'état de santé ? Le contexte y est sûrement favorable. Mais pour être utilisée en routine l'EVSI doit satisfaire à trois conditions qui ne sont pas remplies par l'approche couramment utilisée : fiabilité de la mesure de l'incapacité pour des comparaisons dans le temps; enregistrement de données du moment fondées sur l'incidence de l'entrée en incapacité; calcul adapté au caractère réversible ou non de l'incapacité utilisée.

Espérance de vie sans incapacité. Indicateurs de santé. Morbidité-Incapacité-Mortalité. Personnes âgées.

(1) Institut National de la Santé et de la Recherche Médicale, U.164, Unité de Recherches sur l'Évaluation de l'État de Santé et des Systèmes de Soins et de Prévention, 44, Chemin de Ronde, F 78110 Le Vésinet (*Tirés à part*).

(2) Institut National d'Etudes Démographiques, Paris, France.

Texte reçu le 28 novembre 1986. Accepté définitivement le 15 février 1987.

L'espérance de vie sans incapacité (EVSI) est un indicateur de l'état de santé des populations qui s'appuie à la fois sur la mortalité et sur l'incapacité. Il a été proposé dans le but de constituer des séries chronologiques sur l'état de santé afin de répondre essentiellement à deux questions :

— Est-ce que l'espérance de vie en bonne santé augmente ?

— Est-ce que les gains d'espérance de vie sont des années de bonne santé ?

Son principe est analogue à celui de l'espérance de vie (EV) qui a permis, à la suite de nombreux travaux au XVII^e et au XVIII^e siècle, d'estimer la durée moyenne de la vie*, puis de mettre en évidence au cours du XIX^e siècle les inégalités sociales devant la mort**. Au XX^e siècle avec la distinction entre le calcul au sein des générations (longitudinal) et le calcul

du moment (transversal) il a été possible d'attacher une caractéristique de mortalité à une année ou à une courte période. L'espérance de vie est ainsi devenue un indicateur synthétique conjoncturel permettant de contrôler l'évolution de la mortalité.

Par analogie, l'intérêt du calcul de l'espérance de vie sans incapacité est d'abord de fournir une indication sur la durée moyenne de la vie en bonne santé et de préciser les inégalités devant la santé. Mais cet indicateur peut-il devenir également un indicateur conjoncturel, c'est-à-dire permettant d'attacher une caractéristique globale de morbidité à une courte période ? C'est plus difficile car le calcul conjoncturel de l'espérance de vie sans incapacité doit prendre en compte deux risques concurrents : la mortalité et l'entrée en incapacité (incidence).

HISTOIRE DE CET INDICATEUR DE SANTÉ

LES PREMIERS TRAVAUX

Le principe de l'EVSI a été exposé par Sanders dès 1964 [1], mais ce n'est qu'au début des années 70 que Sullivan a présenté une méthode simple pour adapter la table de mortalité au calcul de l'espérance de vie (EV) selon différents états de capacité fonctionnelle [2]. Celle-ci consiste à utiliser les taux d'institutionnalisation (fournis généralement par le recensement) et les taux de prévalence de la restriction permanente ou provisoire de l'activité (provenant d'enquêtes nationales de santé) pour qualifier les années vécues aux différents âges [2-7]. Nous présentons dans l'annexe 1 un exemple de calcul.

En 1973, Berg a suggéré de pondérer les états afin d'obtenir une valeur unique [8], ce qui aurait rapproché beaucoup l'EVSI d'un autre type d'indicateur développé au même moment par Bush *et al.* : l'espérance de vie ajustée sur la valeur de la vie*. Les auteurs notaient alors que, contrairement à leur

* Au XVII^e siècle le développement des rentes viagères est à l'origine de l'intérêt pour la durée réelle de la vie humaine. Les arithméticiens politiques ont successivement introduit la notion de table de mortalité (J. Graunt, 1662), d'espérance de vie et de courbe de survie (L. et C. Huygens, 1669), de population fermée (E. Halley, 1693 méthode des décès), de racine incidiariaire (King). Au milieu du XVIII^e siècle A. Deparcieux (1746) définit clairement la notion d'espérance de vie par opposition à celle de durée de vie probable (ou médiane) et Sussmilch (1761) introduit les quotients de mortalité. En 1766 P. Wargentin met en rapport pour la 1^{re} fois les données de population par âge et les décès correspondants. Au tournant du XIX^e siècle Laplace met en équation le calcul de l'espérance de vie et E. du Villard formalise la table de mortalité (1806). En Belgique, A. Quetelet calcule une table sur les bases du recensement de 1846 et la première table française est calculée par L.A. Bertillon à partir du recensement de 1851. A la fin du XIX^e siècle Farr, Knapp et Lexis apportent les derniers perfectionnements. Avec la distinction entre les calculs dans les générations et les calculs du moment, la table de mortalité allait pouvoir servir à « des applications plus nobles que le calcul des rentes viagères ». (Note réalisée à partir de : J. et M. Dupaquier, *Histoire de la Démographie*, IV. Pour l'Histoire, Perrin, Paris, 1985; et R. Pressât, *Dictionnaire de Démographie*, IV. Presses Universitaires de France, Paris, 1979).

** Sur ce point, on peut consulter l'article de E. Verdrenne-Villeneuve : l'Inégalité sociale devant la mort dans la première moitié du XIX^e siècle, *Population*, 1961, 4, 665-698. Un des précurseurs, le plus connu, fut Moheau qui compara dès la fin du XVIII^e siècle la mortalité des paroisses riches et pauvres ainsi que celles des certaines professions.

* Value adjusted life expectancy (VALE).

méthode qui repose sur les probabilités de transition** et permet d'obtenir une bonne approximation de la valeur recherchée, celle de Sullivan ne fournit qu'une estimation à partir des données couramment disponibles [9-10]. Mais la difficulté pour connaître les probabilités de transition [11] et déterminer les pondérations [12] a fait que ce type d'indicateurs n'a donné lieu jusqu'à présent à aucun calcul à partir d'une population générale [13-21].

LES CRITIQUES DE L'OCDE

Les premiers calculs d'EVSI [2-22-23] ont soulevé beaucoup d'intérêt parce que dans les années 70 il y avait peu d'indicateurs de santé [24-25] et parce que l'on craignait alors que la croissance économique ne grève la qualité de la vie [22, 26]. En particulier, l'OCDE s'est intéressée à ces études qui correspondaient exactement à la première des préoccupations sociales des états membres, à savoir la « probabilité de mener une vie en bonne santé tout au long du cycle de vie ». Toutefois elle n'a pas retenu l'EVSI dans la liste des indicateurs sociaux qu'elle a préconisée [27] car elle pensait qu'il était dangereux d'utiliser un indicateur unique pour relater les conditions de mortalité et de morbidité d'un pays. Elle craignait que l'agrégation de données de mortalité et de morbidité dissimule certaines informations importantes du point de vue social [28]. En particulier, elle craignait que cette agrégation dissimule les différences entre sexes et que la valeur de l'EVSI dépende essentiellement de la valeur de l'Espérance de Vie [23-28]. L'OMS n'a pas retenu, non plus, l'EVSI pour mesurer la réalisation de l'objectif « Santé pour tous en l'an 2000 » sur le plan mondial [29], par contre, elle l'a retenue comme indicateur optionnel pour l'Europe [30]. Goldberg et ses collaborateurs ont souligné, en 1979, que le développement de l'EVSI supposait une définition non ambiguë de l'incapacité [31, 32]; Wilson et Drury ont précisé plus tard que l'indicateur de

** Les probabilités de transition sont définies comme les probabilités de passage entre les différents niveaux d'état fonctionnel dans un intervalle de temps défini.

Sullivan souffrait des problèmes d'interprétation des séries chronologiques sur l'incapacité [33] * alors que Hansluwka constatait qu'il n'était pas applicable faute de données disponibles pour la plupart des pays [34].

A côté des critiques de l'OCDE, formulées en 1976, un autre phénomène a pu contribuer au milieu des années 70 à l'arrêt des recherches sur l'EVSI : la constatation d'une certaine stagnation de l'Espérance de Vie [35].

L'APPROCHE PRAGMATIQUE DU DÉBUT DES ANNÉES 80

Constatant simultanément l'absence d'informations sur l'évolution de l'état de santé, l'absence d'indicateurs opérationnels et l'accumulation de données non exploitées sur l'incapacité, Colvez a utilisé, en 1980, la méthode de Sullivan pour calculer une série d'EVSI [4, 36]. Ce calcul s'inscrivait dans une démarche destinée à convaincre les planificateurs du Ministère des Affaires Sociales du Québec de l'utilité de ce type d'indicateurs dans la détermination des priorités entre les différents programmes de santé. C'est en cela que l'on a qualifié cette approche de pragmatique. Il a constaté, qu'entre 1966 et 1976, les gains d'Espérance de Vie aux Etats-Unis étaient presque entièrement perdus en incapacité.

Cette étude [37] a initié toute une série de travaux portant soit sur l'évolution de l'incapacité [33, 38], soit sur le calcul de l'EVSI à partir des enquêtes transversales de santé au Canada, au Québec, au Nouveau Brunswick et en France, tandis que d'autres calculs étaient effectués au Japon [6, 7, 39-43]. Cette fois la critique fut essentiellement positive [44-52]. Les principales qualités attribuées à cet indicateur sont sa simplicité, son utilité pour déterminer les besoins [48], planifier les services [4], fixer des objectifs de santé [5] mesurer le succès ou l'échec des politiques

** Wilson et Drury ont signalé que l'on devait être aussi prudent dans l'interprétation des séries chronologiques obtenues par les indicateurs globaux que pour les différents composants. Ainsi, les séries de l'EVSI rencontrent les problèmes d'interprétation des séries, sur les limitations d'activité et sur l'incapacité, utilisées [33].

[41], prévoir les besoins futurs [53] et déterminer des scénarii [45]. Par contre, les critiques se sont concentrées sur la mesure de l'incapacité : fiabilité des mesures [49, 51], problèmes de définition et de comparaison [50], interprétation des séries chronologiques [33, 37].

PRINCIPAUX RÉSULTATS DE L'APPROCHE PRAGMATIQUE

L'approche pragmatique a apporté, en utilisant la méthode de Sullivan, de nombreux résultats dont les principaux concernent la durée moyenne de la vie vécue en bonne santé et son différentiel selon le sexe, le poids de l'incapacité dans l'espérance de vie et les inégalités sociales.

EVSI, INCAPACITÉ, SEXE ET ORIGINE SOCIALE

Selon les études, l'EVSI est de 57 à 62 ans pour les hommes, la part des années d'incapacité dans l'espérance de vie variant de 12 à 19 %. Pour les femmes l'EVSI est de 60 à

67 ans, la part des années d'incapacité variant de 15 à 23% (*tableau I*). L'ensemble des études a montré que la majeure partie de l'incapacité est permanente mais d'un niveau modéré.

Tous les calculs d'EVSI, depuis celui de Sullivan, ont montré qu'une plus grande partie de l'espérance de vie féminine est vécue en incapacité. En particulier au Québec, l'EVSI des femmes ne dépasse que d'un an celle des hommes d'après l'étude de Dillard [7], tandis qu'elle reste supérieure d'environ 4 ans au Canada [40] ou au Nouveau Brunswick [42] et de 5 ans en France [43]. Wilkins et Adams notent que les hommes ont plus de chance que les femmes d'avoir un conjoint capable de leur procurer les soins de base à domicile [41]. Mais cela ne peut pas expliquer la totalité des résultats.

Le calcul de TEVSI accroît considérablement l'écart qui existe entre les groupes sociaux, même chez les femmes pour qui le différentiel de mortalité est plus faible (*tableau II*) [41].

TABLEAU I. — *Etudes pragmatiques, part et types d'incapacité au sein de l'espérance de vie. — Pragmatic studies. percentage of total remaining years of life that are free of disability and life expectancy at birth in each of the various states of health, by sex.*

	Sexe masculin					Sexe féminin				
	Canada 1978		Québec 1980	N Bruns. fin 70	France 1982	Canada 1978		Québec 1980	N. Bruns. fin 70	France 1982
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
EV	70,8	70,8	70,3	70,0	70,7	78,3	78,3	78,2	78,1	78,9
EVSI	59,2	59,6	59,0	56,7	61,9	62,8	62,6	60,2	61,1	67,2
EVI	11,6	11,2	11,3	13,3	8,8	15,5	15,7	18,0	17,0	11,7
dont :										
Institution	0,8	0,9	0,8	0,9	0,6	1,5	2,0	1,8	1,6	1,1
Incap. Perm. (Sévère)	9,7 (3,0)	9,0	7,7 (3,0)	11,5	7,3	12,2 (1,3)	11,6	11,7 (0,8)	13,3	9,7
(Confinement)					(0,8)					(1,7)
Incap. Prov. (Alitement)	1,1	1,3	2,8	0,9	0,9 (0,3)	1,8	2,1	4,5	2,1	0,9 (0,3)
Part EVSI (%)	83,6	84,2	84,0	81,0	87,6	80,2	79,9	77,0	78,2	85,2
EVI	16,4	15,8	16,0	19,0	12,4	19,8	20,1	23,0	21,8	14,8
Total	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100

Sources ; 1) Wilkins et Adams [41]
 2) Robichaud [42]
 3) Dillard [7]
 4) Robichaud [42]
 5) Robine, Colvez *et al.* [43].

TABLEAU II. — Différences d'espérance de vie et d'EVSI au Canada entre les pauvres et les riches. — Distribution of life expectancy and DFLE by income level, Canada, Late 1970s.

Canada	Espérance de vie	EVSI	Part EVSI %
Sexe masculin			
Pauvres	67,1	50,0	74,5
Riches	73,4	64,3	87,6
Différence	6,3	14,3	
Sexe féminin			
Pauvres	76,6	59,9	78,2
Riches	79,4	67,5	85,0
Différence	2,8	7,6	

Source : Wilkins et Adams [41].

L'ORIGINE DE L'INCAPACITÉ ET L'IMPACT DES DIFFÉRENTS DOMAINES PATHOLOGIQUES SUR L'EV ET L'EVSI

Le calcul des gains attendus d'espérance de vie et d'EVSI par suppression des différentes causes de mortalité et d'incapacité pour les Etats-Unis en 1974 et pour le Québec en 1980, modifie le classement des domaines pathologiques dans l'origine de la mauvaise santé. L'importance de l'incapacité d'origine accidentelle ou ostéo-articulaire est telle que les gains attendus en années sans incapacité par suppression des troubles locomoteurs sont plus grands que les gains attendus par suppression des tumeurs malignes qui sont pourtant au deuxième rang pour la mortalité [7, 37].

EVOLUTION DE L'EVSI AU COURS DU TEMPS

Les premiers calculs publiés aux Etats-Unis en 1969 ont montré une légère progression de l'EVSI de 1958 à 1966 alors que l'espérance de vie stagnait [22]. Colvez constata l'inverse au cours de la décennie suivante mais, il est vrai, avec une définition élargie de l'incapacité. Les premiers calculs au Japon suggéraient une hausse de l'espérance de vie en bonne santé de 1966 à 1970 [23] alors que ceux de Koizumi ont montré qu'une augmentation de la survie sans maladie n'est pas évidente entre 1965 et 1979 [54]. Au Canada, entre 1951 et 1978, la hausse de l'EVSI a été moins importante que celle de l'espérance de vie, sa part dans cette dernière

TABLEAU III. — Etudes pragmatiques, évolution de l'EVSI. — Pragmatic studies. Evolution of DFLE.

	Espérance de vie	EVSI	Part EVSI %
Etats-Unis 1958-1966 2 sexes confondus (1)			
1958	69,5	67,2	96,7
1966	70,2	68,2	97,2
Etats-Unis 1966-1976 2 sexes confondus (2)			
1966	70,0	56,5	80,1
1976	72,7	56,0	77,0
Japon 1966-1970 2 sexes confondus (3)			
1966	70,88	68,08	96,06
1970	71,93	68,78	95,60
Canada 1951-1978 sexe masculin (4)			
1951	66,3	59,8	90,2
1978	70,8	61,1	86,3
Canada 1951-1978 sexe féminin (4)			
1951	70,8	64,1	91,4
1978	78,3	66,1	84,4

Sources : (1) Toward a Social Report [22]

(2) Colvez [4, 37]

(3) OCDE [23]

(4) Wilkins et Adams [41].

passant de 90 à 85% (tableau III). Ces résultats suggèrent un accroissement nettement plus lent, sinon nul, pour l'EVSI que pour l'espérance de vie. Toutefois Peron et Strohmenger ont noté que l'EVSI observée au Canada en 1978 correspondait à l'espérance de vie de 1931, ce qui implique que l'EVSI ait augmenté sur cette période [49].

LE CAS DE LA FRANCE

L'EVSI a été estimée pour la France, en 1982, à partir des données de l'enquête sur la santé et les soins médicaux de 1980-81. En 1982, l'espérance de vie (EV) atteignait 70,7 ans pour les hommes alors que l'EVSI était estimée à 61,9 ans soit 88% de l'EV. Pour les femmes l'EV était de 78,9 ans et l'EVSI estimée à 67,2 ans soit 85% de l'espérance de vie. La part de l'EVSI au sein de l'EV décroît avec l'âge. A 50 ans, elle représente 73 % de l'EV des hommes, 64 % à 65 ans et 33% à 85 ans. Les écarts d'EVSI entre les sexes sont moins grands que les écarts d'EV, 5 ans contre 8 ans à la naissance, et diminuent avec l'âge. A partir de 75 ans l'EVSI des

hommes est identique à celle des femmes. Les années de confinement à domicile ou de placement en institution sont plus nombreuses chez les femmes que chez les hommes : 2,8 ans contre 1,4 ans.

Tous ces calculs reposent sur la méthode de Sullivan, c'est-à-dire sur la qualification des années vécues à partir de taux de prévalence. Mais deux différences rendent difficiles les comparaisons. La définition de la population institutionnalisée diffère selon les pays et aussi parfois selon les provinces. La mesure de l'incapacité varie suivant les enquêtes. Signalons aussi que certains auteurs ont compté deux fois les années vécues à la fois avec une incapacité permanente et avec une incapacité provisoire [7], ce qui accroît la confusion. Le *tableau I*, en montrant les résultats obtenus au Canada par deux calculs différents à partir des mêmes données, illustre les difficultés de comparaison : définition retenue de la population institutionnalisée et calcul effectué.

L'EVSI EST-ELLE APPELÉE À DEVENIR UN INDICATEUR CONJONCTUREL DE L'ÉTAT DE SANTÉ

Compte tenu des résultats apportés par les travaux pragmatiques et de la critique essentiellement positive qu'elle rencontre aujourd'hui, l'EVSI est-elle appelée à devenir un indicateur conjoncturel de l'état de santé ? Le contexte y est sûrement favorable.

LE CONTEXTE DES ANNÉES 80

Il est fait de craintes. On craint que le vieillissement de la population perturbe les équilibres financiers, on craint que le nombre des personnes âgées (PA) mette en faillite les systèmes de santé, on craint que les années gagnées sur la mort ne soient que des années de mauvaise santé entraînant un coût très élevé.

Dans les années 60, la progression de FEV a ralenti [55] et on a cru que la croissance de cette dernière était quasiment achevée [31, 32]. La chute importante de la mortalité au cours des dix dernières années particulière-

ment aux âges élevés n'avait pas été prévue [56]. Cette évolution inquiète et beaucoup se demande si on n'échappe pas aux maladies cardiaques, par exemple, que pour vivre en mauvaise santé [57] ? En l'absence d'informations fiables [58, 59], trois théories s'affrontent [60-62] :

— les « optimistes » pensent que les maladies chroniques (MC) et les incapacités vont être repoussées aux âges les plus élevés de la vie [56, 63, 64], Ceci entraînera d'après Fries une « compression de la morbidité » compte-tenu d'une hypothèse de plafonnement de l'espérance de vie [65-68] fortement contestée [47, 69-72];

— à l'opposé, « les pessimistes » pensent que la diminution de la mortalité ne s'accompagne pas d'une baisse de la morbidité [73-77]; ce qui fait craindre à Kramer une « pandémie des troubles mentaux et des maladies chroniques [78] ».

— une troisième théorie relie révolution de la mortalité et de la morbidité en une sorte d'« équilibre » [79-81], tandis que d'autres hypothèses se situent à mi-chemin entre la pandémie et l'équilibre [82-86].

La notion d'EVSI offre un cadre conceptuel permettant de clarifier le débat [45-47] au niveau de la morbidité fonctionnelle. Si l'EVSI croît moins vite que l'EV, il y a « pandémie » des incapacités; aussi vite, il y a « équilibre », plus vite, il y a « compression ». Notons que dans tous ces cas, il y a amélioration pour les individus alors que ce n'est pas vrai pour les populations puisque dans le premier cas la prévalence des sujets en incapacité augmente [43]. On peut ainsi définir cinq grands cas de figure qui décrivent les évolutions possibles de l'état de santé fonctionnelle et résumant l'ensemble des théories exposées [87] (*tableau IV*). Ces différents cas peuvent également être décrits par les déplacements relatifs des trois courbes de survie du modèle mortalité-incapacité-morbidité proposé par l'OMS [44] (*fig. 1*).

Si cet univers simplifié de l'évolution de l'état de santé est acceptable, toute la question est de savoir où nous nous situons aujourd'hui entre les deux cas de figures limites et quels sont les délais nécessaires

TABLEAU IV. — L'univers de l'évolution possible de l'état de santé. — Range of health states evolution.

Evolution de l'espérance de vie EV		Evolution de l'espérance de vie sans incapacité EVSI	Théories/cas de figure
Augmentation		Stagnation	Toutes les années gagnées sur la mort sont des années d'incapacité : <i>théorie de la pandémie</i> (cas limite)
Augmentation	>	Augmentation	Les années gagnées sont plus fréquemment des années d'incapacité que les autres années vécues La chute de l'incidence des incapacités ne compense pas l'augmentation de leur durée, ce qui entraîne une augmentation de la prévalence de l'incapacité à chaque âge
Augmentation	—	Augmentation	L'EV et l'EVSI augmentent dans des proportions identiques maintenant constante la part des années vécues sans incapacité quelle que soit l'augmentation de l'EV. C'est la <i>théorie de l'équilibre</i> . L'incidence diminue de telle sorte que la prévalence de l'incapacité reste constante dans chaque groupe d'âge qui compose la population quelle que soit la chute de la mortalité
Augmentation	<	Augmentation	L'EVSI augmente plus vite que l'EV comprimant ainsi la période d'incapacité au cours de la vie. Il s'agit de la <i>théorie révisée de la compression de la morbidité</i>
Stagnation		Augmentation	Il n'y a aucun gain face à la mortalité, tous les gains concernent la réduction de l'incapacité et de la morbidité. Il s'agit, de la théorie de la « compression » dans sa première version (cas limite)

Source : Robine [87]

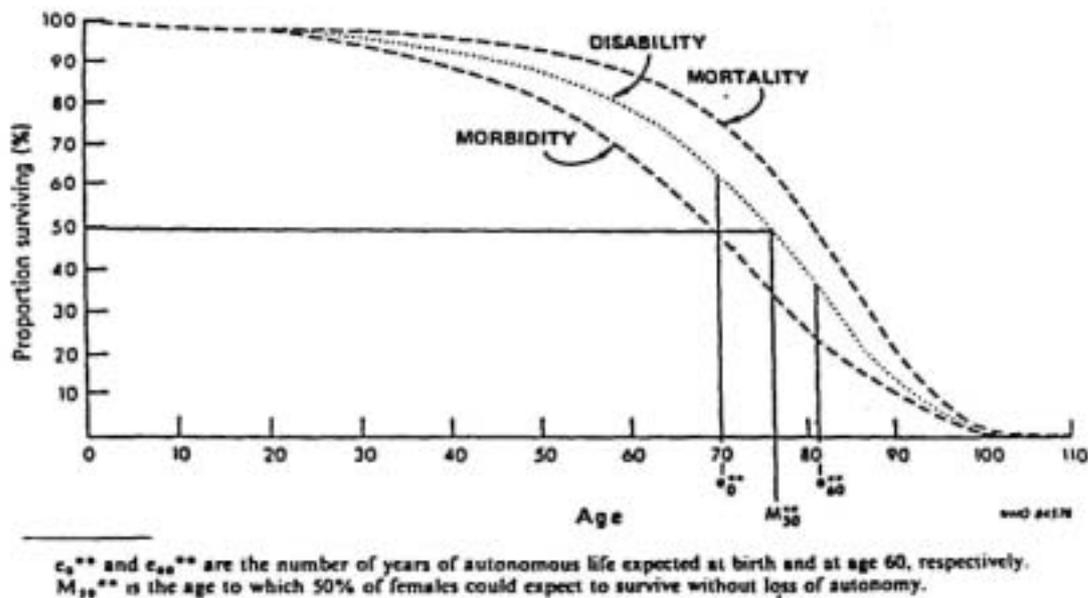


FIG. 1. — Mortalité observée, morbidité hypothétique et incapacité, courbes pour les femmes. — The observed mortality and hypothetical morbidity and disability survival curves for females. USA, 1980.

* Graphique extrait de WHO. The uses of epidemiology in the study of the elderly, p. 29.

Source : WHO [44]

pour passer d'un stade à un autre. Dans un contexte généralisé de diminution de la mortalité, on observe des hausses pour certaines causes [55]. On peut penser que, de la même façon, le développement des techniques de contrôle ou d'aménagement de la maladie n'est pas homogène. Il serait donc dangereux de généraliser ce que l'on observe dans un domaine pathologique [88]. L'absence d'hypothèses argumentées sur la progression de l'EV [89-95] et l'absence de consensus sur les relations avec l'état de santé, en particulier considéré sous l'angle fonctionnel, justifient qu'à côté du calcul de l'EV, on tente de calculer des EVSI.

En effet, si l'objectif principal des systèmes de santé et sociaux est non seulement de prolonger la durée de la vie mais d'en maintenir également la qualité, en terme d'autonomie ou de fonctionnement social, aussi longtemps que possible [22, 27, 44, 64, 96, 97], l'EVSI nous rapproche bien, en théorie, du type d'indicateur idéal pour contrôler la réalisation des objectifs de santé [48].

LES CONDITIONS NÉCESSAIRES AU CALCUL DE ROUTINE

Mais pour être utilisée comme indicateur de routine l'EVSI doit satisfaire trois conditions qui ne sont pas remplies par l'approche pragmatique : fiabilité de la mesure de l'incapacité pour des comparaisons dans le temps; enregistrement de données du moment fondées sur l'incidence de l'entrée en incapacité et calcul adapté au caractère réversible ou non de l'incapacité utilisée.

LA MESURE DE L'INCAPACITÉ

Pour pouvoir constater des variations d'état de santé dans le temps, mais aussi pour pouvoir comparer, entre elles, des populations ou des sous-groupes, l'incapacité recherchée doit porter sur des fonctions ou des rôles communs à tous les individus. La recherche de ces derniers a abouti à l'identification de « six rôles de survie » proposés par l'OMS pour mesurer les conséquences de la

maladie [98, 99]. Il s'agit d'un petit nombre de dimensions fondamentales du comportement humain, relativement indépendantes des contextes sociaux, sur lesquelles on devrait pouvoir s'appuyer pour mesurer l'évolution de l'état de santé fonctionnelle des populations. Ce sont ces rôles qui ont servi de base à la mesure des incapacités chez les personnes âgées en France [100-101] et aux premiers calculs d'EVSI pour les personnes âgées de Haute-Normandie [53, 102, 103].

Parmi ces rôles, les plus simples et les plus universels concernent la « capacité de satisfaire de façon indépendante les besoins physiques immédiats du corps » et la « capacité de se mouvoir de façon efficace dans son environnement ». Les capacités minimales d'autonomie sont explorées depuis les années 50 et ont donné lieu au développement d'un indicateur validé : l'indicateur des activités de la vie quotidienne* [104] utilisé par Katz *et al.* dans le calcul de l'espérance de vie sans perte d'autonomie** pour la population âgée du Massachusetts [105]. La capacité minimale de mobilité a donné lieu au développement d'un indicateur de confinement dans les années 70 [5, 100] que nous utilisons dans le calcul de l'espérance de vie sans confinement à domicile pour la population âgée de Haute-Normandie [106].

Si l'exploration de ces deux rôles de survie doit permettre de mieux mesurer l'évolution de l'incapacité des personnes âgées au cours du temps, en revanche, elle ne mesure que des niveaux très sévères, trop rares dans la population adulte pour servir d'indicateurs pour l'ensemble de la population. Il faut donc explorer les autres rôles de survie comme « occuper son temps d'une façon normale compte tenu de son sexe, de son âge et de sa culture ». Il s'agit, pour l'essentiel, de l'approche retenue par l'enquête de santé américaine*** qui collecte des informations sur la restriction des activités [107] avec toute la difficulté d'interprétation que posent les séries chronologiques obtenues, que ce soit

* Index of activities of daily living (ADL).

** Active Life Expectancy (ALE).

*** National Health Interview Survey (NHIS).

pour les enfants d'âge scolaire [108-109] ou pour les adultes formant la population active [33, 38, 110]. Différents indicateurs ont été construits ces dernières années pour mesurer l'incapacité concernant les tâches ménagères [111]. Mais dans le cas des personnes âgées, l'utilisation d'un tel indicateur accroît davantage la surincapacité féminine, tout simplement parce que ces tâches sont plus souvent à la charge des femmes et que l'on ne sait pas bien mesurer l'incapacité à « occuper son temps de façon normale » chez les personnes âgées déchargées des tâches ménagères.

L'incapacité concernant les autres rôles de survie « orientation », « intégration sociale » et « suffisance économique » n'a pas été prise en compte jusqu'à présent dans les calculs d'EVSI compte tenu de difficultés conceptuelles ou techniques.

Finalement il apparaît, aujourd'hui, que nous ne pouvons mesurer avec fiabilité que la perte d'autonomie ou de mobilité. Les EVSI calculables pour effectuer des comparaisons fines dans le temps ne peuvent donc être que partielles et intéressent surtout la population âgée.

L'EVSI, UN INDICATEUR TRANSVERSAL

L'adaptation des tables de mortalité à d'autres événements que le décès est une technique qui commence à être connue [112-113] et on peut identifier clairement les conditions nécessaires aux calculs d'EVSI comparables dans le temps.

La méthode exposée par Sullivan a le mérite de pouvoir être utilisée avec des données souvent disponibles, mais elle n'est pas cohérente du point de vue statistique et tend sans doute à sous-estimer l'espérance de vie sans incapacité. Sullivan s'inspire, comme il le reconnaît lui-même, de la méthode de Wolfbein développée en 1949 pour mesurer l'espérance de vie active [114], et remplace ainsi les taux d'activité par âge par des taux de prévalence de l'incapacité par âge. L'absence de cohérence dans le traitement statistique des deux sources qui sont d'une part, la mortalité par âge et, d'autre part, les taux d'activité par âge (ou ici, l'incapacité par âge)

a été dénoncée par Hoem et Fong [112]. Ces derniers montrent en effet que la mortalité, ou l'espérance de vie du moment est estimée à partir de flux (les taux de mortalité par âge) alors que les taux d'incapacité par âge (proportions d'individus en état d'incapacité à un certain âge par rapport à la population du même âge), s'apparentent plutôt à des stocks puisque le niveau du taux d'incapacité d'une génération à un âge donné dépend de l'histoire propre à cette génération. Autrement dit, un taux de prévalence d'incapacité, même s'il est calculé pour une année, n'est pas une donnée *du moment*, mais une donnée intermédiaire entre les données longitudinale et transversale. L'équivalent dans une analyse de la mortalité pure de ce taux d'incapacité, qui n'est pas un taux au sens démographique du terme mais une proportion, est la *proportion de survivants d'une génération à un âge donné*. La figure 2 montre ainsi la courbe des proportions de survivants de chaque génération en France en 1982*. On y a aussi superposé la *fonction de survie du moment* de l'année 1982. Ces deux courbes ont évidemment peu de choses en commun. La fonction de survie du moment classique est lisse et régulière alors que la courbe des proportions des survivants accuse les à-coups de l'histoire de la mortalité comme les guerres [115]. Cette courbe des proportions n'est même pas monotone décroissante.

La courbe des taux de prévalence de l'incapacité (ou mieux et plus simplement des proportions d'individus en état d'incapacité à chaque âge), s'apparente d'un point de vue démographique à cette courbe chaotique des proportions de survivants. Si nous pouvions disposer de données d'incapacité par âge simple, nous découvririons une courbe mouvementée et ce d'autant plus que l'incapacité aurait varié depuis 80 ans en France. Il faut donc trouver une courbe analogue à la fonction de survie du moment. La méthode consiste, comme pour la table de mortalité, à estimer des flux, c'est-à-dire ici les propor-

* Cette proportion à un âge donné est la probabilité de survie de la naissance à cet âge dans la *table longitudinale* liée à cette génération.

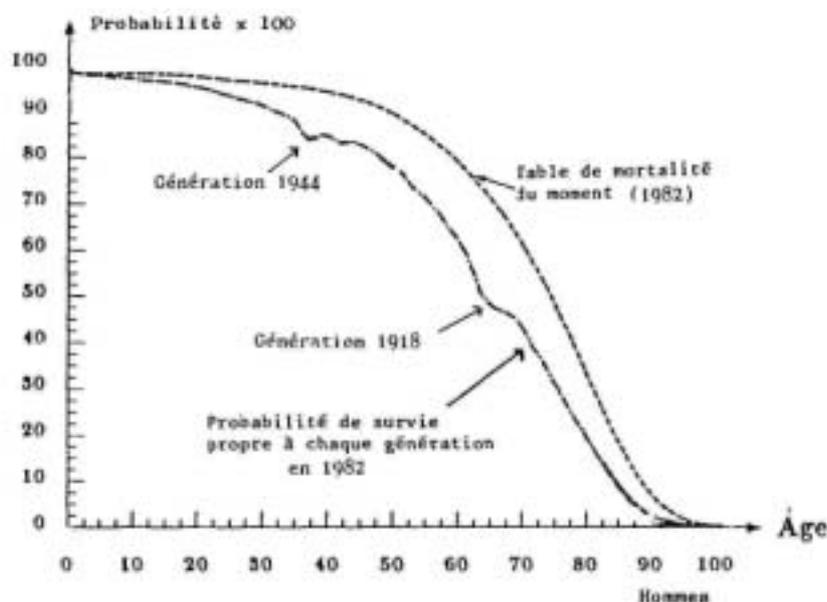


Fig. 2. — Fonction de survie déduite d'une table de mortalité du moment et proportion de survivants appartenant à différentes générations. — Survivorship function calculated from a life table and proportion of survivors in the different cohorts — 1982.

tions d'individus qui passent de l'état de « bonne santé » à l'état d'incapacité, et réciproquement, les proportions d'individus qui recouvrent la santé. Plus exactement, et tout comme le taux de mortalité est une approximation de la force infinitésimale de mortalité ou probabilité de décéder instantanément suivant l'âge, il nous faut estimer des forces instantanées de transition entre les états de bonne santé et d'incapacité à chaque âge. Les enquêtes à passages répétés (3 ans et 5 ans) comme celle de Haute-Normandie donnent des estimations des flux sur des intervalles finis (3 ans et 5 ans) et un modèle permet d'estimer, moyennant quelques hypothèses (106), les forces de transitions par âge analogues à la force de mortalité. Supposons ce travail d'estimation résolu, et revenons à notre démarche démographique.

La fonction de survie classique résulte d'une simulation qui est la suivante : supposons qu'une cohorte fictive de nouveau-nés

soit soumise à chaque instant (chaque âge) aux risques infinitésimaux de décéder observés l'année 1982 sur toutes les générations présentes cette année là, alors la proportion des survivants de cette cohorte fictive à chaque âge est la fonction de survie de l'année 1982; l'âge moyen au décès, qui est aussi la somme des années vécues ou aire de la fonction de survie, est appelé l'espérance de vie du moment.

Ici la démarche est analogue mais plus complexe, car plusieurs événements concurrents comme le décès et l'entrée en incapacité interviennent. De plus on peut supposer la réversibilité de l'entrée en incapacité. Simplifions dans un premier temps le raisonnement en supposant la mortalité nulle. Il est alors possible de soumettre à chaque instant (chaque âge), une cohorte fictive d'individus, âgés initialement de 65 ans, aux risques d'entrée en incapacité (voire de recouvrement de la santé) observés sur diverses générations une année

donnée (plus exactement sur une courte période 1978 + 3 et/ou 1978 + 5 ans pour l'enquête de Haute-Normandie). Ce calcul aboutirait à des taux d'incapacité suivant l'âge sans doute très différents des taux de prévalence initiaux. En effet, la *figure 3* trace schématiquement (nous n'avons pas de données complètes et détaillées par âge pour pouvoir présenter des courbes réelles) les taux de prévalence obtenus directement à partir d'une enquête de santé équivalente à celle utilisée par Sullivan, et ceux résultants d'une simulation à partir des flux ou des taux d'incidence de l'incapacité et d'incidence du recouvrement de la santé.

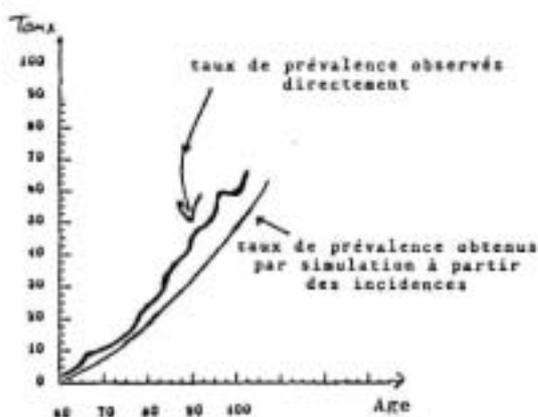


Fig. 3. — Taux de prévalence de l'incapacité observés directement ou obtenus par simulation à partir des incidences. — Disability prevalence rate observed in population or calculated from incidence rates.

Les deux courbes partent d'une même valeur pratiquement nulle vers 60 ans (premier âge à partir duquel l'incapacité n'est plus négligeable d'un point de vue démographique) mais celle des taux de prévalence observés a des fluctuations importantes selon l'âge et surtout sa tendance générale dépend de l'évolution passée de la morbidité. En effet, les âges élevés correspondent aux générations les plus anciennes qui n'ont sans doute pas eu en matière de soins, les mêmes prestations que les générations plus jeunes. Si ces prestations se sont améliorées, les taux de prévalence observés pour les générations anciennes sont bien supérieurs à ceux qu'on pourrait observer au même âge dans une

cohorte fictive soumise jusqu'à cet âge aux conditions de santé actuelles. La bonne mesure du niveau actuel de l'incapacité est donnée par la courbe déduite des *taux d'incidence* et non directement par les taux de prévalence. Les taux de prévalence ont une inertie plus importante et ne peuvent refléter les progrès conjoncturels en matière de santé.

Si les taux de prévalence par âge de deux pays permettent de comparer les besoins de santé actuels des populations en évaluant le nombre d'individus confinés ou en état d'incapacité dans chacun de ces pays, ces taux sont inadéquats pour comparer les politiques conjoncturelles en matière de santé. Cela reviendrait à comparer l'efficacité de chaque pays à réduire la mortalité en utilisant les proportions de survivants au lieu d'utiliser les fonctions de survie du moment. Si après la guerre de 1914-18, on avait comparé la mortalité en France et aux Etats-Unis à partir de la proportion des survivants, on aurait pu conclure à tort à une mortalité française beaucoup plus importante. Si on mesurait la mortalité en 1982 en France non pas par l'aire de la fonction de survie ou espérance de vie, mais par l'aire de la courbe des proportions de survivants, nous trouverions la valeur de 61,8 ans au lieu de 70,3 ans pour les hommes. La différence est considérable et une telle méthode de calcul biaiserait l'analyse de la mortalité par sexe.

Cette importante digression sur la mortalité doit nous inviter à mesurer l'espérance de vie sans incapacité correctement, c'est-à-dire en effectuant le calcul de Sullivan non pas à partir des taux de prévalence observés par âge, mais à partir de ceux déduits des taux d'incidence. La question est alors, comment calculer ces nouveaux taux de prévalence que nous qualifierons de *taux de prévalence du moment*. La réponse n'est pas simple essentiellement parce que la mortalité est un risque concurrent du processus de dégénérescence et qu'elle est beaucoup plus menaçante pour les individus en état d'incapacité que pour les autres. L'importante différence de mortalité entre les individus en incapacité et les autres nous oblige à construire un modèle plus complexe que celui utilisé en économie pour

calculer l'espérance de vie active [112]. Il n'est pas possible d'écarter la mort comme nous l'avons fait plus haut; il faut résoudre le problème globalement tout en conservant la démarche démographique exposée ici.

Pour être un indicateur du moment, l'EVSI doit donc être bâtie avec des flux : quotients de mortalité, incidence de l'entrée en incapacité et forces de récupération des fonctions perdues [116]. Toutefois, si l'on peut considérer permanente, l'incapacité acquise, l'EVSI du moment peut être construite uniquement avec les probabilités de survie sans incapacité. L'utilisation d'enquête longitudinale permet d'estimer ces probabilités [105, 117]. Il reste à établir le caractère permanent de l'incapacité enregistrée [118]. Katz et ses collaborateurs ont montré la quasi-permanence de la perte d'autonomie [105]. L'étude de Haute-Normandie montre un caractère identique pour le confinement à domicile (tableau V). Dans ces enquêtes on fait un point sur l'état des survivants à intervalle plus ou moins espacé. Ainsi, un sujet initialement non confiné et décédé entre deux passages a pu se confiner avant de mourir. La modélisation permet de reconstituer le processus morbide conduisant au décès et d'estimer l'incidence pure du confinement. Celle-ci repose sur des hypothèses qu'il faut discuter [119-122]. Dans le modèle expérimental que nous avons construit, nous avons considéré que la force de mortalité des confinés croît avec l'âge avec une surmortalité constante par rapport aux non-confinés [106].

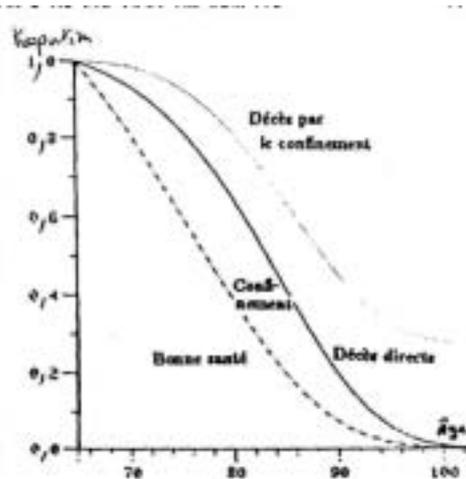


Fig. 4. — Répartition des individus dans les quatre états pour une cohorte de femmes non confinées à 65 ans. — Distribution of individuals according to the four states in a cohort of women not housebound at 65 years of age. Source : Brouard, Robine [106].

La figure 4 montre la courbe de survie totale des femmes ainsi que la courbe de survie sans confinement. On note également la répartition des décès selon qu'ils se sont produits en étant ou non précédés d'une période de confinement. Les figures 5 et 6 montrent que si la survie totale est nettement plus grande chez les femmes, l'écart est beaucoup moins important pour la survie

TABLEAU V. — Étude de Haute-Normandie. Devenir à 42 mois des personnes âgées de 65 ans et plus initialement confinées au domicile. — Upper Normandy study, return of function at 42 months among housebound elderly people.

	Effectif initial (1978-1979)			Non confinés		
	n	Décédés n	Confinés n	n	% parmi l'effectif initial	% parmi les survivants
65-74 ans	27	12	10	5	19	33
75-84 ans	43	27	14	2	5	13
85 ans et +	51	40	11	0	0	0
S. Masculin	51	35	14	2	4	13
S. Féminin	70	44	21	5	7	19
Total	121	79	35	7	6	17

Réf. : INSERM U.164.

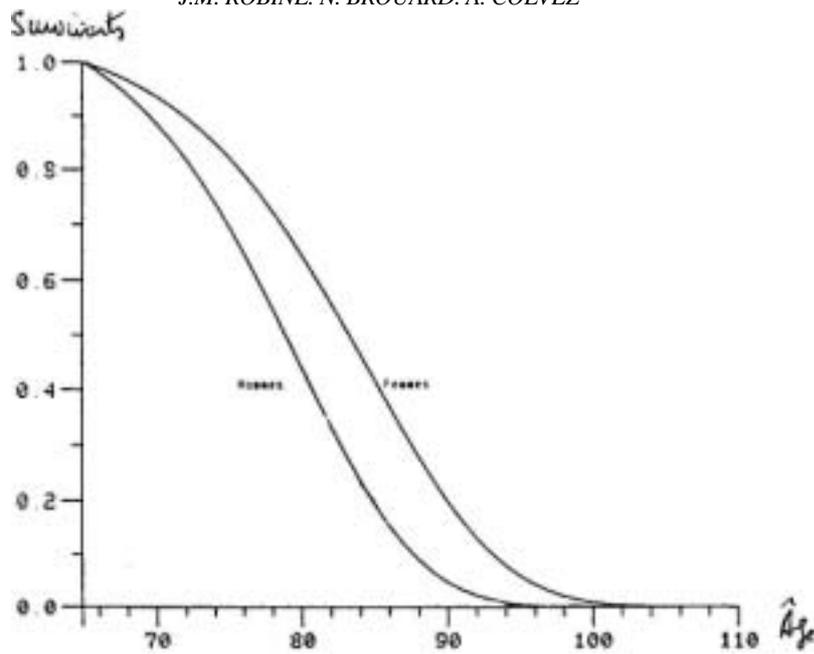


Fig. 5. — Répartition des individus selon la survie pour une cohorte de personnes âgées de 65 ans. — Distribution of individuals according to survival, by sex in a cohort of elderly of 65 years old.
Source : INSERM U. 164 et INED.

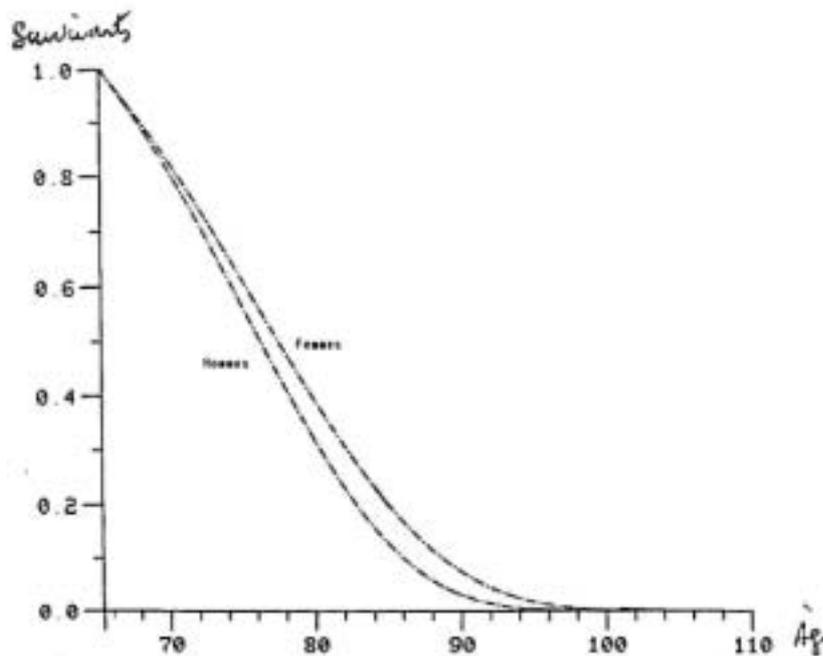


Fig. 6. — Répartition des individus selon la survie sans incapacité pour une cohorte de personnes âgées de 65 ans. — Distribution of individuals according to housebound free survival, by sex in a cohort of elderly of 65 years old.
Source: INSERM U.164 et INED.

sans confinement à domicile. Ce que traduit bien la valeur de l'espérance de vie sans confinement pour les sujets non confinés à 65 ans : 11,6 ans pour le sexe masculin et 12,9 ans pour le sexe féminin. Ce résultat est tout à fait comparable à celui obtenu au Massachusetts pour l'espérance de vie sans perte d'autonomie 9,3 ans contre 10,6 ans (*tableau VI*). Bien que l'observation porte encore aujourd'hui sur relativement peu de cas, les résultats obtenus par le modèle suggèrent que l'incidence pure du confinement est à peu près identique chez les hommes et les femmes. On doit donc retenir parmi les hypothèses de travail que la surincapacité observée chez les femmes peut être expliquée par le différentiel de survie une fois l'incapacité acquise.

TABLEAU VI. — *Espérance de vie sans confinement ou sans perte d'autonomie à 65 ans. — Housebound Free Life Expancy and Active Life Expectancy at 65 years of age.*

	Haute-Normandie(1)		Massachusetts(2)	
	M	F	M	F
EV65	13,8	17,9	13,1	19,5
EVSCD ¹	11,6	12,9	-	-
ALE ^b	-	-	9,3	10,6
Part en %	84%	72%	71%	54%

Sources : (1) Brouard et Robine [106]

(2) Katz *et al.* [105]

(a) : EVSCD : Espérance de vie, sans confinement à domicile,

(b) : ALE : Active Life Expectancy, ie Espérance de vie sans perte d'autonomie.

LES PERSPECTIVES

Quatre points forts apparaissent en faveur des indicateurs de type EVSI : ce sont les seuls indicateurs proposés pour mesurer des

variations d'états de santé dans le temps. Ils peuvent s'adapter à des objectifs précis comme ceux de maintien de l'autonomie. Les progrès concernant la mesure de l'incapacité en font des indicateurs fiables, particulièrement aux âges élevés où la permanence de l'incapacité autorise des procédures de calcul simples pour disposer réellement des indicateurs du moment.

Le calcul régulier de l'espérance de vie, sans perte d'autonomie ou sans confinement contribuerait à évaluer l'efficacité des systèmes de santé et à justifier les sommes investies. Il permettrait de fixer des objectifs quantifiables d'amélioration de l'état de santé fonctionnelle. Il mettrait l'accent sur des pathologies ou des déficiences encore souvent négligées car non mortelles, comme les troubles ostéo-articulaires, les troubles de la vision et de l'audition, ou sur des pathologies sur lesquelles on jette bien souvent un voile pudique, comme les problèmes d'incontinence ou la détérioration mentale autre que la maladie d'Alzheimer, alors que ces dernières ont souvent une part importante dans le placement en institution, le confinement à domicile et la perte d'autonomie. Il constituerait un puissant encouragement à la mise au point d'indicateurs du même type portant sur les autres rôles de survie et stimulerait les recherches sur les facteurs de risque d'entrée en incapacité.

Entre l'établissement de la première table de mortalité [123] et le calcul en routine de l'espérance de vie, il s'est écoulé plus de deux siècles [124, 125], entre la première mesure de la morbidité [31, 32] et son enregistrement régulier, plus d'un siècle [107]. Gageons qu'il ne s'écoulera pas 50 ans entre l'exposé du principe de l'EVSI en 1964 et l'utilisation courante de ce type d'indicateurs [126, 127].

ANNEXE

EXEMPLE DE CALCUL DE L'EVSI SELON LA METHODE DE SULLIVAN

A partir des survivants d'une table de mortalité, on calcule le nombre d'années vécues entre chaque âge. Puis on se sert des taux de prévalence de l'incapacité pour déduire les années d'incapacité. On obtient ainsi le nombre d'années vécues sans incapacité. Il suffit alors de cumuler ces années à partir d'un âge x quelconque et de les rapporter à l'effectif des survivants à cet âge pour obtenir l'EVSI à l'âge x .

Espérance de vie sans perte de mobilité ou d'autonomie en Haute-Normandie en 1979 sexe masculin (méthode de Sullivan).

Age x	Survivants $S(x)$	Années vécues entre $x, x + a$	Taux de prévalence de l'incapacité entre $x, x + a$	Années vécues sans incapacité entre $x, x + a$	Cumul des années vécues sans inca- pacité à partir de x
	(a)	(b)	(c)	(d)	(e)
65	100 000	463 715	0,078	427 545	1 087 651
70	85 486	376 533	0,137	324 946	660 106
75	65 127	266 085	0,243	201 426	335 160
80	41 307	147 690	0,310	101 907	133 734
85	17 769	59 025	0,615	22 725	31 827
90	5 841	19 043	0,522	9 102	9 102

Ainsi l'EVSI peut être estimée, en Haute-Normandie, en 1979, pour le sexe masculin à 65 ans, à 1 087 651 (e) divisé par 100 000 (a) soit 10,8 ans, (références [50] p. : 299-301 ; [103] p. : 103-108).

RÉFÉRENCES

- Sanders B.S. : Measuring community health levels. *AJPH*. 1964, 54, 1063-1070.
- Sullivan D.F. : A single index of mortality and morbidity. *HSMHA Health Reports*. 1971, 86, 347-354.
- Chen M.K., Bryant B.E. : The measurement of health : a critical and selective overview. *Int. J. Epidemiol.* 1975, 4, 257-264.
- Colvez A. : *Evolution de l'état de santé au cours de la dernière décennie : peut-on continuer à parler d'amélioration ?* Québec, Ministère des Affaires Sociales, Service des études épidémiologiques, 1980, 10p.
- Robine J.M. : *La mesure des incapacités : une approche de l'état fonctionnel de la population*, 2^e édition, Paris, Institut d'Études Politiques de Paris, Cycle supérieur de sciences économiques, 1982, 75 p.
- Wilkins R., Adams O. : Measuring Health. *Policy options*, 1983, 4, 28-31.
- Dillard S. : *Durée ou qualité de la vie ?* Conseil des affaires sociales et de la famille, Québec, Les publications du Québec, 1983, 70 p., (Collection : La santé des québécois).
- Berg R.L. : Weighted life expectancy as a health status index. *Health Services Res.* 1973, 8, 153-156.
- Bush J.W., Chen M.M., Zaremba J. : Estimating health program outcomes using a markov equilibrium analysis of disease development. *Am. J. Public Health*. 1971, 61, 2362-2375.
- Chen M.M., Bush J.W., Patrick D.L. : Social indicators for health planning and policy analysis. *Policy Sci.* 1975, 6, 71-89.
- Collishaw N.E. : *The proposed national health survey and the measurement of health*, Working paper series, no 74-2, Ottawa, Canada Health Survey, 1974, 15 p.
- Avorn J. : Benefit and cost analysis in geriatric care : turning age discrimination into health policy. *N. Engl. J. Med.* 1984, 310, 1294-1301.
- Stason W.B., Weinstein M.C. : Allocation of resources to manage hypertension. *N. Engl. J. Med.* 1977, 296, 732-739.
- Bush J.W., Fanshel S., Chen M.M. : Analysis of a tuberculin testing program using a health status index. *Socio-Econ. Plan. Sci.* 1972, 6, 49-68.
- Bush J.W., Chen M.M., Patrick D.L. : Cost effectiveness using a health status index, analysis of the New York State PKV screening program. Berg R.L. ed., *Health Status Indexes*, Chicago, Hospital Research and Educational Trust, 1973, p. 172-208.
- Office of technology assessment : *United States Congress, a review of selected federal vaccine and immunization policies*. Washington, US Government Printing Office, 1979.
- Weinstein M.C. : Estrogen use in postmenopausal women : costs, risks and benefits. *N. Engl. J. Med.* 1980, 303, 308-316.
- Boyle M.H., Torrance G.W., Sinclair J.C., Horwood S.P. : Economic evaluation of neonatal intensive care of very-low-birth-weight infants. *N. Engl. J. Med.* 1983, 308, 1330-1337.

19. Kaplan R.M. : Human preference measurement for health decisions and the evaluation of long-term care. In Kane R.L., Kane R.A., eds, *Values and long-term care*, Lexington, Health Lexington, 1982, p. 157-189.
20. Kaplan R.M., Atkins C.J., Timms R. : Validity of a quality of well-being scale as an outcome measure in chronic obstructive pulmonary disease. *J. Chron. Dis.* 1984, 37, 85-95.
21. Erickson P. : *Health effectiveness measures*. s.l., National Center for Health Statistics, 1984, 4 p.
22. U.S. Department of Health, Education, and Welfare : *Toward a social report*, Washington, US Government Printing Office, 1969, 101 p.
23. Organisation de Coopération et de Développement Economiques : *Mesure du bien-être social : progrès accomplis dans l'élaboration des indicateurs de santé*, Programme d'élaboration des indicateurs sociaux de l'OCDE; 3, Paris, OCDE, 1976, 210 p.
24. Organisation Mondiale de la Santé : *Indicateurs statistiques pour la planification et l'évaluation des programmes de santé publique*. Quatorzième rapport de Comité OMS d'experts des statistiques sanitaires. Genève, Organisation Mondiale de la Santé, 1971, 44 p. (Série de rapports techniques no 472).
25. Organisation Mondiale de la Santé : *Méthodes modernes de gestion et organisation des services de santé*. *Cahiers de santé publique*. 1974, 55, 110 p.
26. Organisation de Coopération et de Développement Economiques : *Liste des préoccupations sociales communes à la plupart des pays de l'OCDE*, Paris, OCDE, 1973.
27. Organisation de Coopération et de Développement Economiques : *La liste OCDE des indicateurs sociaux*, Programme d'élaboration des indicateurs sociaux de l'OCDE; 5, Paris, OCDE, 1981, 139 p.
28. Jazairi N.T. : *Différentes approches pour l'élaboration d'indicateurs de santé*, Programme d'élaboration des indicateurs sociaux de l'OCDE; 2, Paris, OCDE, 1976, 66 p.
29. World Health Organization : *Development of indicators for monitoring progress towards health for all by the year 2000*, (Health for all series no. 4, p. 38), Genève, WHO, 1981.
30. World Health Organization : *Targets for health for all*. In *Targets in support of the European regional strategy for health for all*, Copenhagen, WHO, Regional Office for Europe.
31. Goldberg M., Dab W., Chaperon J., Fuhrer R., Gremy F. : Indicateurs de santé et « sanométrie » : les aspects conceptuels des recherches récentes sur la mesure de l'état de santé d'une population 1^{ère} partie. *Rev. Epidém. Santé Publ.* 1979, 27, 51-68.
32. Goldberg M., Dab W., Chaperon J., Fuhrer R., Gremy F. : Indicateurs de santé et « sanométrie » : les aspects conceptuels des recherches récentes sur la mesure de l'état de santé d'une population. 2^e partie. *Rev. Epidém. Santé Publ.* 1979, 27, 133-152.
33. Wilson R.W., Drury T.F. : Interpreting trends in illness and disability : health Statistics and health status. *Ann. Rev. Public Health.* 1984, 5, 83-106.
34. Hansluwka H.E. : Measuring the health of populations, indicators and interpretations. *Soc. Sci. Med.*, 1985, 20, 1207-1224.
35. Longone P. : Mortalité et morbidité. *Population et sociétés*, 1972, 43, 3.
36. Colvez A. : *Quatre documents sur l'introduction de nouveaux indicateurs de santé pour la planification*, Québec, Ministère des Affaires Sociales, 1979.
37. Colvez A., Blanchet M. : Potential gains in life expectancy free of disability : a tool for health planning. *Internat. J. Epidém.*, 1983, 12, 86-91.
38. Verbrugge L.M. : Longer life but worsening health ? Trends in health and mortality of middle-aged and older persons. *Milbank Memorial Fund Quarterly / Health and Society*. 1984, 62, 475-519.
39. Wilkins R. : *La distribution de l'espérance de vie parmi les différents états de santé : composantes, méthodes de calcul, et résultats pour le Québec, 1978*, Communication présentée au 50^e congrès de l'ACFAS. *Cahiers Québécois de Démographie*. 1982, 11, 2 : 253-274.
40. Wilkins R., Adams O.B. : *Healthfulness of life : a unified view of mortality, institutionalization, and non-institutionalized disability in Canada, 1978*, Montréal, l'Institut de recherches politiques, 1983, 153 p.
41. Wilkins R., Adams O.B. : Health expectancy in Canada, late 1970s : demographic, régional, and social dimensions. *AJPH*. 1983, 73, 1073-1080.
42. Robichaud J.B. : *La santé des francophones*. Les Editions d'Acadie, 1985, 117-137.
43. Robine J.M., Colvez A., Bucquet D., Hatton F., Morel B., Lelaidier S. : L'espérance de vie sans incapacité en France en 1982. *Population*, 1986, 6, 1025-1042.
44. World Health Organization, *The uses of epidemiology in the study of the elderly : report of a WHO scientific group on the epidemiology of aging*, Geneva, World Health Organization, 1984, 84 p., (Technical report series; 706).
45. Manton K.G., Soldo B.J. : Dynamics of health changes in the oldest old : new perspectives and evidence. *Milbank Memorial Fund Quarterly / Health and Society*, 1985, 63, 206-285.
46. Soldo B.J., Manton K.G. : Health status and service needs of the oldest old : current patterns and future trends. *Milbank Memorial Fund Quarterly / Health and Society*. 1985, 63, 286-317.
47. Manton K.G. : *The linkage of morbidity and mortality : implications of increasing life expectancy at later ages for health service demand*, Ottawa, Conseil économique du Canada, 1986, 35 p.
48. Davies M. : Epidemiology and the challenge of ageing. *Internat. J. Epidém.*, 1985, 14, 9-21.

49. Peron Y., Strohmenger C. : *Indices démographiques et indicateurs de santé des populations : présentation et interprétation*. Statistique Canada, catalogue 82-543 F hors série, Ottawa, Ministère des Approvisionnements et Services Canada, 1985, 265 p.
50. Rumeau-Rouquette C., Breart G., Padiou R., Pressat R. : *Méthodes en épidémiologie : échantillonnage, investigations, analyse*, 3^e édition, Paris, Flammarion Médecine Science, 1984.
51. Pineault R., Daveluy C. : *La planification de la santé : concepts, méthodes, stratégies*, Montréal, agence d'ARC Inc. (les éditions), 1986, 480 p.
52. Organisation de Coopération et de Développement Economiques : *La santé en chiffres 1960-1983 : dépenses, coûts, résultats*, OCDE, Etudes de politique sociale n° 2, Paris, OCDE, 1986, 167 p.
53. Robine J.M., Colvez A. : Durée et qualité de la vie de la population âgée. Pour une prise en compte simultanée de la mortalité et de l'incapacité dans la prévision des besoins de santé. *Rev. Fr. Affaires Soc.*, n° spécial, 1984, 151-158.
54. Koizumi A. : Health problems of the year 2000 and beyond. *Health Policy*, 1985, 4, 307-319.
55. Surault P. : Reflexion sur les perspectives de mortalité. *Espace Populations sociétés*, 1986, 11, 85-97.
56. Gordon T.J. : Changing mortality patterns. In Delgado L.M., *The future of life expectancy : economic, social and medical implications of living longer*, Proceedings of a two-day symposium held March 10-11, 1980, Chicago, The Society of Actuaries, 1980, p. 1-23.
57. Fuchs V.R. : "Though much is taken" : reflections on aging, health, and medical care. *Milbank Memorial Fund Quarterly / Health and Society*, 1984, 62, 143-165.
58. Wilson R.W. : Do health indicators indicate health ? *AJPH*, 1981, 71, 461-463.
59. Brody J.A. : Facts, projections, and gaps concerning data on aging. *Public Health Reports*, 1984, 99, 468-475.
60. Brody J.A. : Life expectancy and the health of older persons. *Am. Geriat. Soc.*, 1982, 30, 681-683.
61. Manton K.G., Stallard E. : Temporal trends in U.S. multiple cause of death mortality data : 1968 to 1977. *Demography*, 1982, 19, 527-547.
62. Rice O.P., Feldman J.J. : Living longer in the United States : demographic changes and health needs of the elderly. *Milbank Memorial Fund Quarterly / Health and Society*, 1983, 61, 362-396.
63. Thomas L. : Biomedical science and human health : the long-range prospect in *Proceedings of the American Academy of Arts and Sciences*, 1977, 106, 3.
64. U.S. Department of Health, Education and Welfare : *Healthy people : the surgeon general's report on health promotion and disease prevention*, Rockville, Public Health Service, Office of the Surgeon General, 1979.
65. Fries J.F. : Aging, natural death, and the compression of morbidity. *N. Engl. J. Med.*, 1980, 303, 130-135.
66. Fries J.F., Crapo L.M. : *Vitality and aging : implications of the rectangular curve*. San Francisco, W.H. Freeman and company, 1981, 172 p.
67. Fries J.F. : The compression of morbidity. *Milbank Memorial Fund Quarterly / Health and Society*, 1983, 61, 397-419.
68. Fries J.F. : The compression of morbidity : miscellaneous comments about a theme. *The Gerontologist*, 1984, 24, 354-359.
69. Schneider E.L., Brody J.A. : Aging, natural death, and the compression of morbidity : another view. *N. Engl. J. Med.*, 1983, 309, 854-856.
70. Schneider E.L., Reed J.D. : Life extension. *N. Engl. J. Med.*, 1985, 312, 1159-1168.
71. Manton K.G. : Mortality patterns in developed countries. In : *Comparative Social Research*, Greenwich, JAI press, 1984, p. 259-286.
72. Myers G.C., Manton K.G. : Compression of mortality : myth or reality ? *The Gerontologist*, 1984, 24, 346-353.
73. Gruenberg E.M. : The failures of success. *Milbank Memorial Foundation Quarterly / Health and Society*, 1977, 55, 3-24.
74. Gruenberg E.M. : Epidemiology of senile dementia in U.S. Department of Health and Human Services, *Second conférence on the epidemiology of aging*, Hyattsville, Public Health Service, National Institutes of Health, 1980, p. 91-104.
75. Sandoz : Vieillir en l'an 2000 : l'avenir des soins de santé. In : De la Tour du Pin F., *La lettre Congrès de Sandoz, "Aging 2000"*, Rueil-Malmaison, Laboratoire Sandoz, 1983, p. 2.
76. Siegel J.S. : Recent and prospective demographic trends for the elderly population and some implications for health care. In U.S. Department of Health and Human Services, *Second conference on the epidemiology of aging*, Hyattsville, Public Health Service, National Institutes of Health, 1980, p. 289-315.
77. Sandoz : Vieillir en l'an 2000 : l'avenir des soins de santé. In : De la Tour du Pin F., *La lettre Congrès de Sandoz, "Aging 2000"*, Rueil-Malmaison, Laboratoire Sandoz, 1983, p. 2.
78. Kramer M. : The rising pandemic of mental disorders and associated chronic diseases and disabilities. *Acta Psychiat. Scand.*, 1980, 62, Suppl. 285, 282-297.
79. Manton K.G. : Changing concepts of morbidity and mortality in the elderly population. *Milbank Memorial Fund Quarterly / Health and Society*, 1982, 60, 183-244.

80. Riley M.W., Bond K. : Beyond ageism : postponing the onset of disability. In Riley M.W., Hess B.B., and Bond K. eds, *Aging in Society : Selected Reviews of Recent Research*, Hillsdale, N.J., Lawrence Erlbaum Associates, 1983, p. 243-252.
81. Gori G.B., Richter B.J., Yu W.K. : Economics and extended longevity : a case study. *Preventive medicine*. 1984, 13, 396-410.
82. Feinleib M. : Recommendations for future research. In U.S. Department of Health Human Services, *Second conference on the epidemiology of aging*, Hyattsville, Public Health Service, National Institutes of Health, 1980, p. 359-362.
83. Feldman J.J. : Work ability of the aged under conditions of improving mortality. *Milbank Memorial Fund Quarterly, Health and Society*, 1983, 61, 430-444.
84. Lew E. : Differences between insured lives and the general population. In : Delgadillo L.M., *The future of life expectancy : economic, social and medical implications of living longer*, proceedings of a two-day symposium held march 10-11, 1980, Chicago, The Society of Actuaries, 1980, p. 32-36.
85. Golini A., Egidi V. : Effect of morbidity changes on mortality and population size and structure. In Vallin E.J., Pollard J.H., Heligman L., *Methodologies for collection and analysis of mortality data*, Liège, I.U.S.S.P., 1984, p. 405-448.
86. Capocaccia R., Egidi V., Golini A., Verdecchia A., *From mortality to morbidity : an estimation method*, I.U.S.S.P. XXth général conférence, Preliminary report, Florence, International Union Science Studies of Population, 1985, 15 p.
87. Robine J.M. : Les indicateurs de type Espérance de Vie sans Incapacité (EVSI). Québec, Conseil des Affaires Sociales et de la Famille, série des rapports scientifiques, 1986, 106p.
88. Robine J.M., Brunelle Y. : *La hausse de l'invalidité*. Québec. Gouvernement du Québec, 1986, 78 p.
89. Keyfitz N. : Improving life expectancy : an uphill road ahead. *AJPH*. 1978, 68, 954-956.
90. Tsai S.P., Lee E.S., Hardy R.J. : The effect of a reduction in leading causes of death : potential gains in life expectancy. *AJPH*. 1978, 68, 966-971.
91. Schatzin A. : How long can we live ? A more optimistic view of potential gains in life expectancy. *AJPH*. 1980, 70, 1199-1200.
92. Manton K.G., Patrick C.J., Stallard E. : Mortality model based on delays in progression of chronic diseases : Alternative to cause elimination model. *Public Health Reports*. 1980, 95, 580-588.
93. Keyfitz N. : What direction of research ? *AJPH*. 1980, 70, 1201.
94. Olshansky S.J. : Pursuing longevity : delay vs elimination of degenerative diseases. *AJPH*, 1985, 75, 754-757.
95. Buck C. : *How; direct is the path toward lengthening the lifespan and improving the quality of life ?*, Presentation to the colloquium on aging with limited health resources, Ottawa, Conseil économique du Canada, 1986, 12 p.
96. Filner B., Williams T.F. : Health promotion for the elderly : reducing functional dependency. In : U.S. Department of Health, Education, and Welfare, *Healthy People, The Surgeon General's Report on Health Promotion and Disease Prevention*, Background papers, DHEW (PHS) Publication No. 79-55071 A, Washington, Public Health Service, GPO, 1979, p. 365-386.
97. Dillard S. : *Objectif: santé*. Rapport du comité d'étude sur la promotion de la santé, Conseil des Affaires Sociales et de la Famille, Québec, Les publications du Québec, 1984, 217 p.
98. Wood Ph.N. : Comment mesurer les conséquences de la maladie : la classification internationale des infirmités, incapacités et handicaps. *Chronique QMS*, 1980, 34, 400-405.
99. World Health Organisation : *Classification of impairments, disabilities and handicaps*, Geneva, WHO, 1975.
100. Colvez A., Bernard J.M., Hatton F. : *Enquête régionale sur l'état des personnes âgées de 65 ans et plus*, Cahier M1, Le Vésinet, INSERM, 1981.
101. Colvez A., Michel E. : *Etat de santé et condition de vie des personnes de 65 ans et plus en Haute-Normandie*, Cahier R1, Le Vésinet, INSERM, 1981.
102. Robine J.M., Colvez A. : Espérance de vie sans incapacité et ses composantes : de nouveaux indicateurs pour mesurer la santé et les besoins de la population. *Population*, 1984, 1, 27-46.
103. Colvez A., Robine J.M. : Espérance de vie sans incapacité à 65 ans : outil d'évaluation en santé publique. In : *Les âges de la vie*, VIT colloque national de démographie, Strasbourg, 5, 6, 7 mai 1982, Paris, Presses Universitaires de France, 1983, p. 103-108, (Travaux et documents, cahier n° 102).
104. Katz S., Akpom C.A. : A measure of primary sociological functions. *Int. J. Health Serv.*, 1976, 6, 493-508.
105. Katz S., Branch L.G., Branson M.H., Papsidero J.A., Beck J.C., Greer O.S. : Active life expectancy. *N. Engl. J. Med.*. 1983, 309, 1218-1224.
106. Brouard N., Robine J.M. : Une modélisation du confinement à domicile des personnes âgées, 3' colloque international biologie théorique et médecine. Angers, 1986, 19 p. A paraître dans les actes du colloque.
107. Sullivan D.F. : Disability components for an index of health. *Vital and Health Statistics*. 1971, 2, 35.
108. Blanchet M., Levasseur M. : Périnatalité : bilan et prospective. In *Carrefour des affaires sociales*. Dossier, édition spéciale, 1980, 2, 10-28.

109. Newacheck P.W., Bedetti P.P., McManus P.: Trends in childhood disability. *AJPH*, 1984, 74. 232-236.
110. Colvez A., Blanchet M. : Disability trends in the United States population 1966-76 : analysis of reported causes. *AJPH*. 1981, 71. 464-471.
111. Kane R.A., Kane R.L. : Measures of physical functioning in long-term care. In : Kane R.A., Kane R.L., *Assessing the elderly*, The Rand Corporation, Lexington, Massachusetts, LexingtonBooks, 1981, p. 25-68.
112. Hoem J.M., Fong M. : *A Markov chain model of working life tables*. Copenhagen, University of Copenhagen, Laboratory of Actuarial mathematics, 1976.
113. Brouard N. : Espérance de vie active, reprise d'activité féminine : un modèle. *Revue Economique*, 1980, 6. 1260-1287.
114. Wolfbein S.L. : The length of working life. *Population Studies*, 1949, 3. 286-294.
115. Brouard N. : Structure et dynamique des populations. La pyramide des années à vivre, aspects nationaux et exemples régionaux. *Espace Populations Sociétés*. 1986, 11. 157-168.
116. Sverdrup E. : Estimates and test Procedures in connection with Stochastic Models for Deaths, Recoveries and Transfers between different States of Health. *Skand. Akt.*. 1965, 40, 184-211.
117. Colvez A., Robine J.M., Seroussi M. : Les facteurs liés à l'entrée en incapacité après 65 ans : des priorités pour le système de santé. In : *La vie en plus. XI^e Conférence Internationale de gérontologie*. Rome 16-19 octobre 1984. Paris, Centre International de Gérontologie Sociale, 1984, p. 367-373.
118. Chirikos T.N., Nestel G. : Longitudinal analysis of functional disabilities in older men. *J. Gerontol.* 1985, 40. 426-433.
119. Chiang C.L. : *The Life Table and its Applications*. Malabar, Florida, R.E. Krieger Publishing Company, 1984, 394 p.
120. Manton K.G., Stallard E. : The use of mortality time series data to produce hypothetical morbidity distributions and project mortality trends. *Demography*, 1982, 19. 223-240.
121. Haberman S. : Decrement tables and Measurement of morbidity : I. *J.I.A.*, 1980, 107. 361-381.
122. Pollard A.H. : The interaction between morbidity and mortality (with discussion). *J.I.A.*, 1980, 707, 233.
123. Dupaquier J. : William Petty et l'invention de la table de mortalité. *Population*, 1984, 6. 1069-1073.
124. Institut national de la Statistique et des Etudes Economiques : *Annuaire statistique de la France — Rétrospective*, Paris, INSEE, 1961.
125. Rice D.P., Israël R.A., Feldman J.J., et al. *Facts of life and death*. DHEW Publication No. (PHS) 79-1222, Hyattsville, U.S. Department of Health, Education, and Welfare, Public Health Service, National Center for Health Statistics, GPO, 1978, 47p.
126. Legare J. : Espérance de vie en bonne santé : construction et applications. Chaire Quetelet 86, *Populations âgées et révolution grise*. 18 p. à paraître dans les actes du Colloque.
127. Suzman R. : Announcement, Availability of request for application : RFA 86-AG-02, Forecasting life expectancy and active life expectancy. *NIH guide for grants and commets*. 1986, 15, 4, 17-23.