

L'espérance de vie sans incapacité, un indicateur de l'évolution des conditions de santé au cours du temps : vingt ans de calcul

DISABILITY-FREE LIFE-EXPECTANCY, AN INDICATOR OF THE EVOLUTION OF HEALTH CONDITIONS OVER TIME: 20 YEARS OF CALCULATIONS

ESPERANZA DE VIDA SIN INCAPACIDAD, UN INDICADOR DE LA EVOLUCION DE LAS CONDICIONES DE SALUD A TRAVES DE LOS TIEMPOS : VEINTE ANOS DE CALCULOS

Jean-Marie Robine, Denis Bucquet and Karen Ritchie

L'espérance de vie en santé

Volume 20, Number 2, automne 1991

URI: <https://id.erudit.org/iderudit/010084ar>

DOI: <https://doi.org/10.7202/010084ar>

[See table of contents](#)

Publisher(s)

Association des démographes du Québec

ISSN

0380-1721 (print)

1705-1495 (digital)

[Explore this journal](#)

Cite this article

Robine, J.-M., Bucquet, D. & Ritchie, K. (1991). L'espérance de vie sans incapacité, un indicateur de l'évolution des conditions de santé au cours du temps : vingt ans de calcul. *Cahiers québécois de démographie*, 20(2), 205–235. <https://doi.org/10.7202/010084ar>

Article abstract

In the absence of reliable data on the evolution of morbidity, three general theories have been proposed concerning changes over time in the health status of populations, concurrent with the fall of mortality: the pandemic of mental disorders, chronic diseases and disabilities; the compression of morbidity; and the theories of "equilibrium". These theories have all been described in terms of the relative evolution of life expectancy (LE) and of disability-free life expectancy (DFLE). Several series of disability-free life expectancies have already been calculated. Most of these were for the United States, and were based on the National Health Interview Survey disability data. What lessons are to be drawn from these studies, covering a thirty-year period, concerning the changes over time in health conditions?

L'espérance de vie sans incapacité, un indicateur de l'évolution des conditions de santé au cours du temps : vingt ans de calcul

Jean-Marie ROBINE, Denis BUCQUET et Karen RITCHIE *

Plusieurs séries d'espérances de vie en bonne santé (EVBS) ou d'espérances de vie sans incapacité (EVSI) ont été calculées avec la méthode dite de Sullivan. Dès les premiers calculs publiés dans *Toward a Social Report* (USDHEW, 1969), l'espérance de vie «en bonne santé» est présentée comme un indicateur destiné à apprécier l'évolution de l'état de santé de la population au cours du temps. La plupart des séries concernent les États-Unis et s'appuient sur les données d'incapacité issues du National Health Interview Survey. Quel enseignement quant à l'évolution des conditions de santé au cours de temps peut-on tirer de ces études qui couvrent une période de trente ans ?

L'idée de l'espérance de vie sans incapacité — déjà apparue chez quelques précurseurs au XIXe siècle — a été clairement exposée par Sanders (1964). Chiang a suggéré, dès 1965, de prendre comme indicateur pour apprécier les conditions de santé du moment le temps moyen annuel sans incapacité (Chiang, 1965). À la fin des années soixante, les premiers calculs ont été effectués par Sullivan, qui combine directement les prévalences de l'incapacité par âge observées dans la population avec les données d'une table de mortalité du moment (Sullivan, 1971). Depuis 1980, de nouvelles méthodes de calcul ont été utilisées, notamment une méthode simplifiée des tables à double extinction (Katz et al., 1983) et la méthode des tables multi-états (A. Rogers et al., 1989).

* INSERM, Montpellier, France.

LES MÉTHODES DE CALCUL

Bien que différents modèles mathématiques aient été développés pour tenir compte des phénomènes de censure (Brouard et Robine, 1986) ou des données manquantes (Manton et Stallard, 1991), trois méthodes ont principalement été utilisées pour calculer les espérances de vie sans incapacité.

La méthode de Sullivan repose sur l'utilisation de la *prévalence observée* de l'incapacité à chaque âge dans la population du moment pour répartir les années vécues aux différents âges en années sans incapacité et en années d'incapacité. En théorie, c'est la *prévalence du moment*¹ qui devrait être utilisée (Brouard, 1980). Pratiquement, on calcule l'espérance de vie sans incapacité après avoir soustrait les années d'incapacité du total des années vécues.

Le principal avantage de cette méthode tient à la grande disponibilité des données nécessaires au calcul. De simples enquêtes transversales suffisent pour collecter la prévalence observée de l'incapacité dans la population. Les données sont disponibles aux États-Unis sur une base annuelle depuis 1957.

L'indicateur obtenu n'est pas vraiment un indicateur du moment. En effet, le problème de cette méthode tient à l'approximation de la prévalence du moment par la prévalence observée de l'incapacité. L'écart introduit par cette approximation étant inconnu, il est difficile d'interpréter les résultats quand on veut apprécier l'évolution de l'incapacité au cours du temps (Robine et al., 1987).

La méthode des tables à double extinction repose en théorie sur l'observation, au cours de la période étudiée, de la survenue de deux événements correspondant aux deux possibilités de sortie : mortalité et incapacité (Pressat, 1979). La méthode simplifiée utilisée par Katz et al. (1983) repose sur l'utilisation des probabilités de survie sans incapacité observées directement à la fin de la période étudiée.

L'avantage de cette méthode tient au fait qu'elle fournit réellement *un indicateur du moment* à partir de données qui ne

¹ Les prévalences du moment sont les prévalences que l'on observerait, aux différents âges, dans une cohorte qui aurait toujours vécu, dans les mêmes conditions de mortalité, de morbidité et d'incapacité, les conditions du moment : une année par exemple. Ces prévalences sont une caractéristique de l'année alors que les prévalences par âge directement observées cette année-là se rattachent à des cohortes.

sont pas trop difficiles à collecter. Une enquête à deux passages répétés sur un échantillon représentatif de la population initialement sans incapacité — un passage initial et un passage à la fin de la période étudiée — suffit pour collecter les probabilités du moment de survie sans incapacité.

Cette méthode suppose que les deux sorties étudiées, mortalité et incapacité, soient définitives. L'incapacité utilisée dans les calculs doit être permanente ou bien la récupération des fonctions perdues doit être négligeable; cela n'est pas forcément le cas.

On a proposé *la méthode des tables multi-états* afin de pouvoir tenir compte de la récupération de fonctions perdues et du retour à l'état de «bonne santé» (A. Rogers et al., 1989; R. G. Rogers et al., 1989). Le modèle démarre avec deux cohortes de sujets, la cohorte des sujets initialement sans incapacité et la cohorte des sujets initialement en incapacité. L'utilisation des probabilités de survie sans incapacité observées dans les deux groupes permet de calculer l'espérance de vie des deux cohortes et de répartir les années vécues avec ou sans incapacité.

L'avantage de cette méthode tient au fait qu'elle aboutit à un indicateur du moment qui prend en compte *la réversibilité de l'incapacité*.

L'inconvénient de la méthode des tables multi-états tient à la rareté des données adéquates. Les échantillons ont rarement la taille requise pour permettre d'observer les récupérations avec la précision nécessaire. La censure opérée par la mortalité au cours de la période biaise les différentes probabilités².

LES THÉORIES SUR L'ÉVOLUTION DE L'ÉTAT DE SANTÉ DES POPULATIONS

En l'absence de données fiables sur l'évolution de la morbidité, il existe trois grandes théories sur l'évolution de l'état de santé des populations qui accompagne la chute de la mortalité. Dans un article récent, Crimmins oppose ces théories sur quatre points : l'évolution de la prévalence, de l'incidence, de la létalité et du rythme de progression des maladies (Crimmins, 1990).

² Par exemple, la mort d'un sujet au cours de l'intervalle séparant les enquêtes peut masquer une entrée en incapacité ou, au contraire, une récupération des fonctions perdues.

TABLEAU 1
Trois théories sur l'évolution de la morbidité qui a accompagné
l'évolution récente de la mortalité aux États-Unis

	Prévalence	Incidence	Durée ^a	
			Létalité	Taux de progression
Fries	↓	↓	=	↓
Gruenberg, Kramer	↑	=	↓	=
Manton	↑	= ↓	↓	↓

Source : Crimmins, 1990.

a. Une chute (↓) de la létalité ou du taux de progression entraîne une hausse (↑) de la durée.

La pandémie des troubles mentaux, des maladies chroniques et des incapacités. Pour Gruenberg et pour Kramer, la chute de la mortalité est due à une diminution des taux de létalité des maladies chroniques et non à une réduction de leur incidence ou à un ralentissement de leur rythme de progression. En repoussant le moment du décès, on fait apparaître des stades plus sévères des maladies chroniques (Gruenberg, 1977; Kramer, 1980).

La compression de la morbidité. Pour Fries, au contraire, l'âge d'apparition des maladies chroniques est repoussé (il y a diminution de l'incidence par âge); cela conduit à un report de la morbidité en fin du cycle de vie. La période de vie en «mauvaise santé» est ainsi raccourcie, compte tenu de l'hypothèse d'arrêt de la croissance de l'espérance de vie (Fries, 1980 et 1989).

Les théories de l'équilibre. Pour Manton, par exemple, la chute de la mortalité est accompagnée d'un ralentissement du rythme de progression des maladies chroniques, sans être accompagnée par une réduction d'incidence (Manton, 1982). La prévalence augmente avec la chute de la mortalité mais les états prévalents sont, en moyenne, moins sévères.

Toutes ces théories ont été décrites en termes d'évolution relative de l'espérance de vie (EV) et de l'espérance de vie sans incapacité (EVSI) (Robine, 1986). La théorie de la «pandémie» correspond à une diminution du rapport EVSI/EV, c'est-à-dire à une diminution de la part des années sans incapacité au sein de l'espérance de vie. Celle de la «compression de la morbidité» correspond à une augmentation du rapport EVSI/EV, et celle de «l'équilibre» au maintien de ce rapport.

TABLEAU 2
Univers de l'évolution possible de l'état de santé

Évolution de l'espérance de vie (EV)	Évolution de l'espérance de vie sans incapacité (EVSI)	THÉORIES / CAS DE FIGURE
\uparrow EV	et EVSI =	Toutes les années gagnées sur la mort sont des années d'incapacité : <i>théorie de la pandémie</i> (cas limite).
\uparrow EV	> \uparrow EVSI	Les années gagnées sont plus fréquemment des années d'incapacité. La chute de l'incidence des incapacités ne compense pas l'augmentation de leur durée. Cela est à l'origine d'une <i>augmentation de la prévalence</i> de l'incapacité à chaque âge.
\uparrow EV	= \uparrow EVSI	L'EV et l'EVSI augmentent dans des proportions identiques; la part des années vécues sans incapacité est constante, 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.
\uparrow EV	< \uparrow EVSI	L'EVSI augmente plus vite que l'EV, diminuant ainsi la part de la période d'incapacité au cours de la vie.
EV =	et \uparrow EVSI	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 <i>théorie de la compression de la morbidité</i> (cas limite).

Source : Robine, 1986.

L'espérance de vie sans incapacité est donc en théorie un bon indicateur pour apprécier l'évolution des conditions de santé au cours du temps et pour vérifier les différentes théories formulées. Jusqu'à présent, la méthode de calcul la plus utilisée est celle de Sullivan (Robine et Ritchie, 1991). Certes, l'indicateur obtenu n'est pas vraiment un indicateur du moment, mais il n'y a pas de condition sur la permanence de l'incapacité car la méthode, en utilisant directement une estimation du

temps vécu en incapacité, tient compte implicitement de la réversibilité de l'incapacité.

MATÉRIEL ET MÉTHODE

Les séries chronologiques

Toutes les séries chronologiques d'espérances de vie en bonne santé ou d'espérances de vie sans incapacité disponibles ont été calculées avec cette méthode. Quatre séries concernent les États-Unis. Elles ont été calculées avec les données du National Health Interview Survey et couvrent les années 1958 à 1966 (USDHEW, 1969); 1964 à 1974 puis 1964 à 1985 (McKinlay et McKinlay, 1979; McKinlay et al., 1989); 1966 à 1976 (Colvez, 1980; Colvez et Blanchet, 1983); et 1970 à 1980 (Crimmins et al., 1989). Elles sont complétées par une série concernant l'État de New York de 1980 à 1986 (Tu, 1990). Une série, calculée avec les données du British General Household Survey, concerne le Royaume-Uni pour 1976 à 1985 (Bebbington, 1988). La série la plus récente, calculée avec les données de l'ABS Surveys of Disability and Handicap, concerne l'Australie pour 1981 à 1988 (Mathers, 1991). Enfin, plusieurs valeurs calculées à partir de différentes enquêtes et ne constituant pas une série proprement dite sont disponibles pour le Canada (Wilkins et Adams, 1983a et 1983b). Des séries ont également été calculées pour le Japon de 1966 à 1970 (OCDE, 1976) et de 1965 à 1979 (Koizumi, 1982 et 1985), mais les données publiées ne sont pas suffisamment détaillées pour que ces séries soient utilisées dans cette étude.

En théorie, on obtient chaque valeur d'espérance de vie sans incapacité entrant dans la constitution d'une série en combinant, avec la même méthode, des données de mortalité et d'incapacité strictement comparables avec les autres données d'incapacité tout au long de la période étudiée. Il est donc légitime de comparer les différentes valeurs d'espérance de vie sans incapacité au sein d'une série. Il faut toutefois tenir compte, dans l'interprétation des résultats, des remarques méthodologiques sur l'estimation de la prévalence du moment exposées ci-dessus. Dans la première partie consacrée aux résultats nous examinons, pour chaque pays et série par série, l'évolution du rapport EVSI/EV, c'est-à-dire l'évolution de la part des années sans incapacité au sein de l'espérance de vie.

Par contre, il est impossible de comparer les séries entre elles ou encore de mettre bout à bout les séries américaines. En

effet, mis à part le fait qu'elles utilisent toutes la méthode de Sullivan pour combiner la mortalité et l'incapacité, il n'existe pour l'instant aucune harmonisation entre les études, ni au niveau de la terminologie, ni au niveau du descripteur de l'incapacité utilisé.

La terminologie

Ainsi, les auteurs parlent de «*expectation of healthy life*» (USDHEW, 1969), de «*life expectancy free of disability*» (McKinlay et McKinlay, 1979), d'«*espérance de vie sans incapacité*» et d'«*espérance de vie sans incapacité sévère*» (Colvez, 1980), d'«*expectation of life without disability*» (Bebbington, 1988; Crimmins et al., 1989), d'«*expectation of life free of bed disability*» (Crimmins et al., 1989) et de «*disability-free life expectancy*» (Wilkins et Adams, 1983a et 1983b; Tu, 1990; Mathers, 1991).

Les définitions de l'incapacité

Aucune étude ne combine les mêmes données d'incapacité, même si les données proviennent de la même enquête comme pour les séries américaines. En fait, il s'agit d'espérance de vie sans alitement et hors institution (USDHEW, 1969), sans limitation de l'activité principale et hors institution (McKinlay et McKinlay, 1979), sans limitation de l'activité (Colvez, 1980), sans incapacité à court et long termes et hors institution (Wilkins et Adams, 1983a et 1983b; Crimmins et al., 1989; Tu, 1990), sans incapacité au long cours et sans limitation de l'activité (Bebbington, 1988), sans handicap ou sans incapacité (au sens de la CIH/DID; voir OMS, 1988) (Mathers, 1991).

L'organisation de l'information

Dans la deuxième partie de l'analyse des résultats, nous avons organisé l'information dans un tableau afin de pouvoir en tirer des conclusions générales. Les séries d'espérances de vie sans incapacité sont d'abord classées de façon conceptuelle, en fonction du niveau de sévérité théorique de l'incapacité retenue pour les calculs. L'espérance de vie sans incapacité très sévère se limite à l'espérance de vie hors institution et sans alitement; l'espérance de vie sans incapacité sévère inclut dans son calcul

l'interruption de l'activité principale; l'espérance de vie sans incapacité modérée inclut les autres limitations de l'activité (incapacité à long terme); enfin, l'espérance de vie sans incapacité légère inclut l'incapacité à court terme. À l'intérieur de ces quatre grandes catégories, les séries sont classées par ordre chronologique. Différents graphiques permettent de visualiser l'ensemble de l'information.

Dans la suite de l'article, comme dans le tableau 3 et les graphiques, on comprendra par espérance de vie sans incapacité sévère espérance de vie sans incapacité sévère ou très sévère, par espérance de vie sans incapacité modérée espérance de vie sans incapacité modérée, sévère ou très sévère, et par espérance de vie sans incapacité légère espérance de vie sans incapacité légère, modérée, sévère ou très sévère.

Disposant de 12 couples de valeurs EV-EVSI, à la naissance et par sexe, provenant de quatre séries d'espérances de vie sans incapacité modérée, nous avons étudié l'existence de deux relations indépendamment de l'espace (le pays) et du temps (la période) : la relation entre la valeur de l'espérance de vie et la valeur de l'espérance de vie sans incapacité; et la relation entre la valeur de l'espérance de vie et la part des années vécues sans incapacité au sein de l'espérance de vie (EVSI/EV). Compte tenu du petit nombre d'observations (couples EV-EVSI ou couples EV-EVSI/EV), nous utilisons une approche non paramétrique (Schwartz, 1969) pour tester les corrélations (test de corrélation des rangs de Spearman) (Spearman, 1904).

Toutes les données utilisées figurent en annexe aux tableaux A à C (au tableau A pour la période 1958-1966, deux sexes confondus; au tableau B pour la période 1964-1988, par sexe, à la naissance; au tableau C pour la période 1964-1988, par sexe, à 65 ans).

RÉSULTATS

Première partie : résultats par pays, série par série

Les États-Unis

Les premiers calculs, publiés dans *Toward a Social Report* (USDHEW, 1969), indiquent que l'espérance de vie sans incapacité, comme l'espérance de vie du moment, n'augmente pratiquement pas aux États-Unis de 1958 à 1966 : au cours de cette période, l'espérance de vie «en bonne santé» — plus précisément

l'espérance de vie sans alitement et hors institution — est égale à 97 % de l'espérance de vie à la naissance, et à environ 93 % de l'espérance de vie à 65 ans.

Dans leur étude portant sur la décade suivante, McKinlay et McKinlay ont trouvé que l'espérance de vie sans incapacité a globalement stagné de 1964 à 1974, bien que l'espérance de vie du moment à la naissance ait augmenté de 1,3 an pour le sexe masculin et de 2,1 ans pour le sexe féminin (McKinlay et McKinlay, 1979). En dix ans, la part des années vécues «sans incapacité» — plus précisément la part des années vécues sans limitation de l'activité principale et hors institution — au sein de l'espérance de vie a diminué, passant de 88,6 % à 86,9 % pour le sexe masculin et de 88,9 % à 86,1 % pour le sexe féminin.

Aux âges plus élevés les résultats sont différents. En effet, l'espérance de vie sans incapacité à 65 ans a augmenté de 1964 à 1974. Cette augmentation est même plus forte que celle de l'espérance de vie pour le sexe masculin, si bien que la part des années sans incapacité au sein de l'espérance de vie à 65 ans a augmenté, passant de 51,6 % à 53,7 %. Pour le sexe féminin, l'augmentation de l'espérance de vie sans incapacité est moins forte que celle de l'espérance de vie, si bien que la part des années sans incapacité au sein de l'espérance de vie à 65 ans a diminué, passant de 63,0 % à 61,1 %.

Dans son étude couvrant à peu près la même période, Colvez a trouvé que l'espérance de vie sans incapacité pour le sexe masculin a augmenté moins vite de 1966 à 1976 (+ 0,6 année) que l'espérance de vie du moment à la naissance (+ 2,2 années). L'espérance de vie sans incapacité pour le sexe féminin a même diminué (- 0,6 année) alors que l'espérance de vie à la naissance a augmenté de trois ans (Colvez, 1980). Sexes confondus, l'espérance de vie sans incapacité à la naissance a diminué de 1966 à 1976 (Colvez et Blanchet, 1983). Au cours de cette période, la part des années vécues «sans incapacité» — plus précisément la part des années vécues sans limitation de l'activité — au sein de l'espérance de vie à la naissance a diminué, passant de 85,1 % à 83,3 % pour le sexe masculin et de 85,8 % à 82,7 % pour le sexe féminin. Le détail des résultats de cette étude montre que l'évolution de l'espérance de vie sans incapacité est moins régulière que celle de l'espérance de vie du moment.

Avec l'espérance de vie sans incapacité sévère, Colvez a trouvé des résultats différents. Pour le sexe masculin, l'espérance de vie sans incapacité sévère a diminué de 1965 à 1974

(- 0,6 année) alors que l'espérance de vie à la naissance a augmenté de 1,3 an; pour le sexe féminin, l'espérance de vie sans incapacité sévère a augmenté (+ 0,9 année) à peu près dans les mêmes proportions que l'espérance de vie à la naissance (+ 1,3 année). Ainsi, la part des années vécues «sans incapacité sévère» — plus précisément la part des années vécues sans interruption de l'activité principale — au sein de l'espérance de vie à la naissance a diminué pour le sexe masculin, passant de 95,9 % à 93,2 %, et s'est maintenue aux environs de 98 % pour le sexe féminin.

Dans leur travail portant sur la décade 1970-1980, Crimmins et al. ont également trouvé que l'espérance de vie sans incapacité pour le sexe masculin a augmenté beaucoup moins au cours de la période étudiée (+ 0,7 année) que l'espérance de vie du moment à la naissance (+ 3,1 années). L'espérance de vie sans incapacité pour le sexe féminin a stagné alors que l'espérance de vie à la naissance a augmenté de trois ans (Crimmins et al., 1989). En dix ans, la part des années vécues «sans incapacité» — plus précisément la part des années vécues sans incapacité à court terme, sans limitation de l'activité et hors institution — au sein de l'espérance de vie a diminué, passant de 81,8 % à 79,2 % pour le sexe masculin et de 81,0 % à 77,8 % pour le sexe féminin.

Aux âges plus élevés les résultats sont peu différents. À 65 ans l'espérance de vie sans incapacité a moins augmenté pour les deux sexes que l'espérance de vie. La part des années sans incapacité au sein de l'espérance de vie à 65 ans a diminué de 1970 à 1980, passant de 49,2 % à 46,5 % pour le sexe masculin et de 51,8 % à 48,4 % pour le sexe féminin.

Pour les niveaux les plus sévères d'incapacité, Crimmins et al. ont trouvé que de 1965 à 1980 l'espérance de vie sans alitement a augmenté pour les deux sexes à peu près dans les mêmes proportions (+ 3,2 années) que l'espérance de vie à la naissance. La part des années vécues «sans alitement» — plus précisément la part des années vécues sans alitement et (ou) hors institution — au sein de l'espérance de vie à la naissance s'est maintenue aux environs de 97-98 % pour le sexe masculin et de 96-97 % pour le sexe féminin. Toutefois, au delà de 65 ans, la part des années vécues sans alitement ne se maintient que pour le sexe masculin.

Récemment, McKinlay et al. (1989) ont ajouté de nouvelles valeurs concernant l'année 1985 à la série 1964-1974 (McKinlay et McKinlay, 1979). Nous n'avons pas pris en compte

ces nouvelles valeurs, qui diffèrent considérablement des valeurs précédentes. Ainsi, entre 1974 et 1985, l'espérance de vie sans incapacité aurait diminué pour le sexe masculin de plus de sept ans à la naissance et augmenté de plus de trois ans à 65 ans. Crimmins (1990) précise qu'en raison des modifications de l'enquête, les données du National Health Interview Survey ne sont plus comparables après 1981.

La dernière série américaine, concernant l'État de New York pour 1980 à 1986 (Tu, 1990), porte sur une période trop courte pour que l'on puisse en tirer des conclusions particulières.

Le Royaume-Uni

Dans son travail portant sur la période 1976-1985, Bebbington (1988) a également trouvé que l'espérance de vie sans incapacité pour le sexe masculin a moins augmenté au cours de la période étudiée (+ 0,5 année) que l'espérance de vie du moment à la naissance (+ 1,8 année). L'espérance de vie sans incapacité pour le sexe féminin a stagné (- 0,2 année) alors que l'espérance de vie a augmenté de plus d'un an (+ 1,6 année). En neuf ans, la part des années vécues «sans incapacité» — plus précisément la part des années vécues sans incapacité à long terme et sans limitation de l'activité — au sein de l'espérance de vie a diminué, passant de 83,1 % à 81,8 % pour le sexe masculin et de 81,1 % à 79,2 % pour le sexe féminin.

Aux âges plus élevés les résultats sont très différents. En effet, l'espérance de vie sans incapacité à 65 ans a augmenté pour les deux sexes de 1976 à 1985. Cette augmentation est même plus forte que celle de l'espérance de vie, si bien que la part des années sans incapacité au sein de l'espérance de vie à 65 ans a augmenté, passant de 55,2 % à 57,5 % pour le sexe masculin et de 49,4 % à 50,9 % pour le sexe féminin.

L'Australie

Dans son étude sur les années 1981 à 1988, Mathers (1991) a trouvé que l'espérance de vie sans incapacité a diminué pour le sexe masculin (- 0,8 année) et pour le sexe féminin (- 1,6 année), alors que l'espérance de vie du moment à la naissance a augmenté au cours de la période (+ 1,7 année et + 1,1 année respectivement). En sept ans, la part des années vécues sans incapacité — au sens de la CIH/DID — au sein de l'espérance de vie à la naissance a diminué, passant de 82,9 % à 79,9 % pour le sexe masculin et de 82,9 % à 79,7 % pour le sexe féminin.

Aux âges plus élevés les résultats sont peu différents. À 65 ans l'espérance de vie sans incapacité a également diminué pour les deux sexes alors que l'espérance de vie a augmenté. La part des années sans incapacité au sein de l'espérance de vie à 65 ans a diminué, passant de 56,8 % à 45,2 % pour le sexe masculin et de 55,8 % à 46,0 % pour le sexe féminin.

Le Canada

Dans leur étude sur les années 1951 à 1978, Wilkins et Adams (1983a et 1983b) ont trouvé que l'espérance de vie sans incapacité a augmenté moins vite (+ 1,3 année pour le sexe masculin et + 1,4 année pour le sexe féminin) que l'espérance de vie du moment à la naissance (+ 4,5 années pour le sexe masculin et + 7,5 années pour le sexe féminin). Au cours de cette période, la part des années vécues «sans incapacité» — plus précisément la part des années vécues hors institution, sans restriction de l'activité (incapacité à long terme) et sans incapacité à court terme — au sein de l'espérance de vie à la naissance a diminué, passant de 90,2 % à 86,3 % pour le sexe masculin et de 91,4 % à 84,4 % pour le sexe féminin.

Deuxième partie : généralisation des résultats

Tous ces résultats ont été regroupés et résumés dans le tableau 3. Les séries ont été classées selon le niveau de sévérité théorique de l'incapacité retenue pour les calculs et selon l'ordre chronologique (colonnes 1 et 3). La quatrième colonne — premier rapport EVSI/EV — de la série permet de valider ce classement théorique (*construct validation*) (Bennett et Ritchie, 1975). En effet, logiquement, plus le calcul de l'espérance de vie sans incapacité est limité aux états les plus sévères d'incapacité, plus la part des années sans incapacité au sein de l'espérance de vie est grande.

Les résultats de la quatrième colonne attestent largement cette relation. Pour le sexe masculin, par exemple, 98 % de l'espérance de vie à la naissance est vécue sans incapacité très sévère, 96 % sans incapacité sévère, de 83 % à 89 % sans incapacité modérée et 82 % sans incapacité légère.

Les colonnes suivantes (colonnes 6 et 7) résument l'évolution des séries d'espérances de vie sans incapacité et du rapport EVSI/EV au cours des périodes étudiées. Une liaison est ensuite établie avec les différentes théories de l'état de santé (colonne 8).

TABLEAU 3

Classement des espérances de vie sans incapacité selon le niveau de sévérité théorique de l'incapacité utilisée et selon l'ordre chronologique. Évolution au cours du temps^a

EVSI (1)	Date de début de la série (2)	Nom de l'étude (3)	Premier rapport EVSI/EV en % (4)		Date de fin de la série (5)	Durée de la période (années)	ÉVOLUTION (6)			ÉVOLUTION (7)			EN FAVEUR DE LA THÉORIE (8)		
			SM	SF			SF	SM	SF	SM	SF	SM	SF		
À LA NAISSANCE															
Très sévère	1958	USDHEW	(96,7)		1966	8	(=)			(=)					
	1965	Crimmins et al.	97,6	96,9	1980	15	↑	↑							
Sévère	1965	Colvez ^b	95,9	98,2	1974	9	↓	↓							
Modérée	1964	McKinley et al.	88,6	88,9	1974	10	=	↓							
	1966	Colvez ^b	85,1	85,8	1976	10	=	↓							
	1976	Bebbington	83,1	81,1	1985	9	↑	↑							
	1981	Mathers	82,9	82,9	1988	7	↓	↓							
Légère	1970	Crimmins et al.	81,8	81,0	1980	10	↑	↑							
À 65 ANS															
Très sévère	1958	USDHEW	(92,3)		1966	8	(=)								
	1965	Crimmins et al.	93,8	92,0	1980	15	↑	↑							
Modérée	1964	McKinley et al.	51,6	63,0	1974	10	↑	↑							
	1976	Bebbington	55,2	49,4	1985	9	↑	↑							
	1981	Mathers	56,8	55,8	1988	7	↓	↓							
Légère	1970	Crimmins et al.	49,2	51,8	1980	10	=	=							

a EVSI : Espérance de vie sans incapacité; EVSI/EV : part de l'espérance de vie sans incapacité dans l'espérance de vie; SM, SF : sexe masculin, sexe féminin; entre parenthèses : résultats sexes confondus. Espérance de vie sans incapacité très sévère : espérance de vie sans alitement et hors institution. Espérance de vie sans incapacité sévère (c'est-à-dire espérance de vie sans incapacité sévère ou très sévère) : hors institution et sans interruption de l'activité principale. Espérance de vie sans incapacité modérée (c'est-à-dire espérance de vie sans incapacité modérée, sévère ou très sévère) : espérance de vie hors institution et sans limitation de l'activité principale ou non (à long terme). Espérance de vie sans incapacité légère (c'est-à-dire espérance de vie sans incapacité légère, modérée, sévère ou très sévère) : espérance de vie hors institution, sans limitation de l'activité principale ou non, et sans incapacité à court terme.

↑, =, ↓ : augmentation, stagnation ou diminution de l'espérance de vie sans incapacité ou de la part de l'espérance de vie sans incapacité dans l'espérance de vie (EVSI/EV). PAND, EQUI, COMP : théorie de la pandémie des maladies chroniques, théorie de l'équilibre, théorie de la compression de la morbidité.

b À l'exclusion de l'institution.

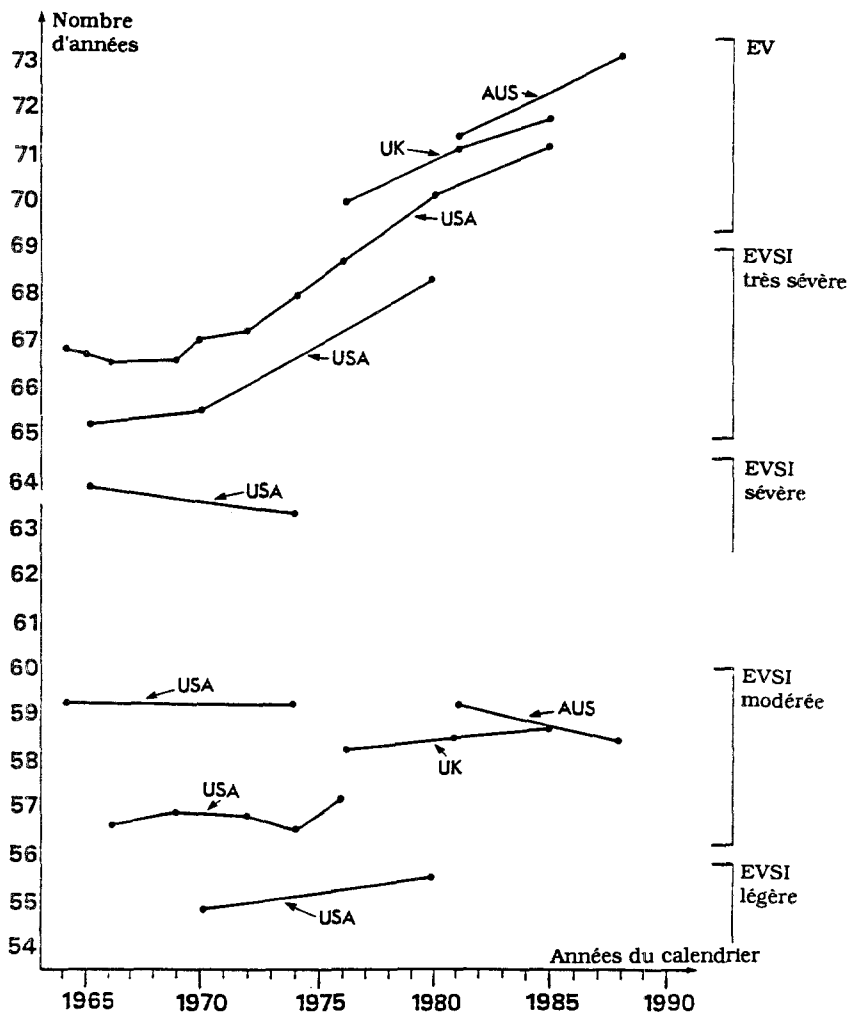
Quels que soient l'époque, le pays ou l'enquête utilisée, l'évolution de l'espérance de vie à la naissance sans incapacité modérée ou légère est en faveur de la théorie de la pandémie des incapacités, et ce pour les deux sexes. L'évolution de l'espérance de vie sans incapacité très sévère est en faveur des théories de l'équilibre. Les graphiques 1 à 3 permettent de visualiser ce résultat global.

Le graphique 1 suggère qu'en 25 ans, dans les pays développés, l'espérance de vie à la naissance a augmenté de six ans pour le sexe masculin, alors que l'espérance de vie sans incapacité a stagné aux environs de 58 ans. Ainsi, les six années de gain correspondent à six années d'incapacité de plus. Un regard plus attentif montre que l'espérance de vie sans incapacité très sévère évolue parallèlement à l'espérance de vie, à une distance d'un à deux ans. Le graphique suggère que si les années gagnées par les hommes sont bien des années d'incapacité, ce ne sont pas des années d'incapacité très sévère.

Le graphique 2 suggère globalement les mêmes résultats pour le sexe féminin. L'espérance de vie a augmenté de six ans, alors que l'espérance de vie sans incapacité a stagné, au cours de la même période, aux environs de 63 ans. Là aussi, un regard plus attentif montre que l'espérance de vie sans incapacité très sévère et l'espérance de vie sans incapacité sévère évoluent parallèlement à l'espérance de vie. Le graphique 2 suggère que si les années gagnées par le sexe féminin sont aussi des années d'incapacité, ce ne sont pas des années d'incapacité très sévère ou même sévère.

Le graphique 3 fournit une dernière illustration de ce résultat global. Il suggère qu'en 25 ans la part des années sans incapacité au sein de l'espérance de vie est passée, pour les deux sexes, de 90 % à 80 % environ. Toutefois, la part des années en très mauvaise santé n'augmente pas.

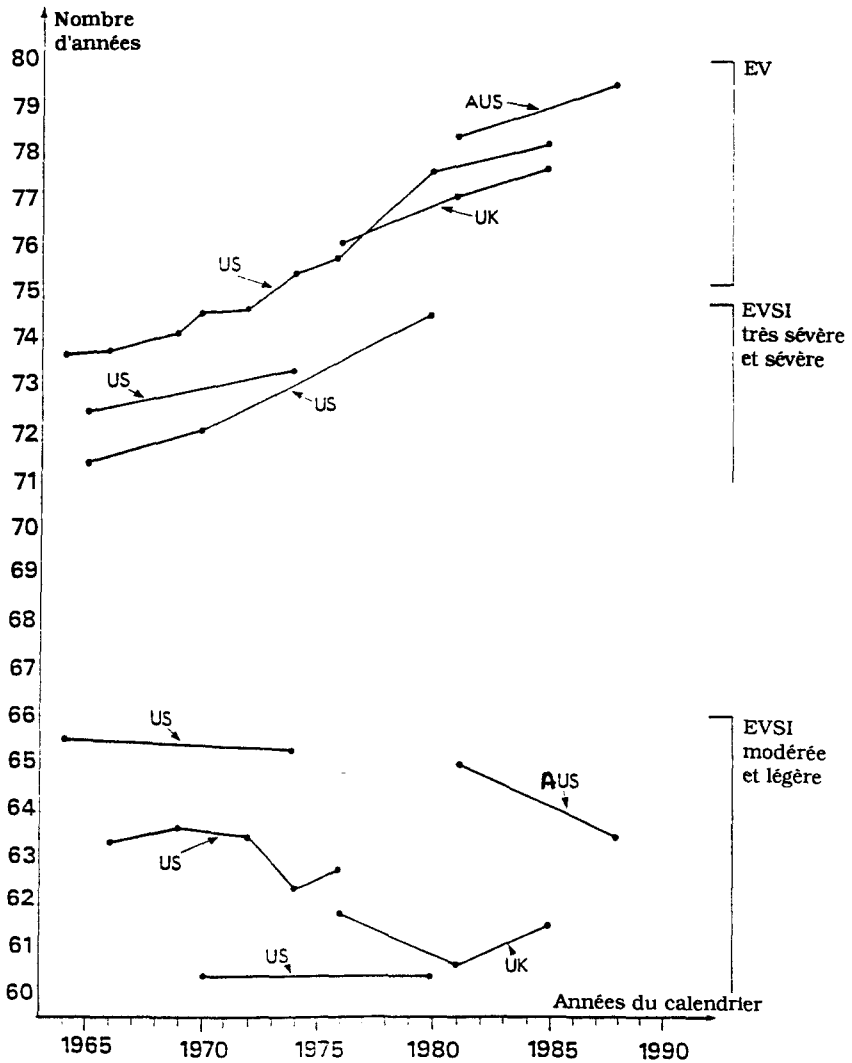
À 65 ans, les résultats du tableau 3 sont moins clairs. La dernière colonne montre par exemple, pour le sexe masculin, que, parmi les séries d'espérances de vie sans incapacité à 65 ans classées au niveau de l'incapacité modérée, l'évolution des deux premières séries est en faveur de la théorie de la compression de la morbidité alors que l'évolution de la troisième est en faveur de la théorie de la pandémie des incapacités. Pour l'instant, il est impossible de tirer des enseignements clairs de l'évolution des séries d'espérances de vie sans incapacité à 65 ans.



Graphique 1 — ÉVOLUTION DE L'ESPÉRANCE DE VIE (EV) ET DE L'ESPÉRANCE DE VIE SANS INCAPACITÉ (EVSI) : SEXE MASCULIN À LA NAISSANCE, SELON LE NIVEAU DE SÉVÉRITÉ DE L'INCAPACITÉ, DE 1964 À 1988, ÉTATS-UNIS (USA), ROYAUME-UNI (UK), AUSTRALIE (AUS)

Les corrélations entre la valeur de l'espérance de vie et la valeur de l'espérance de vie sans incapacité

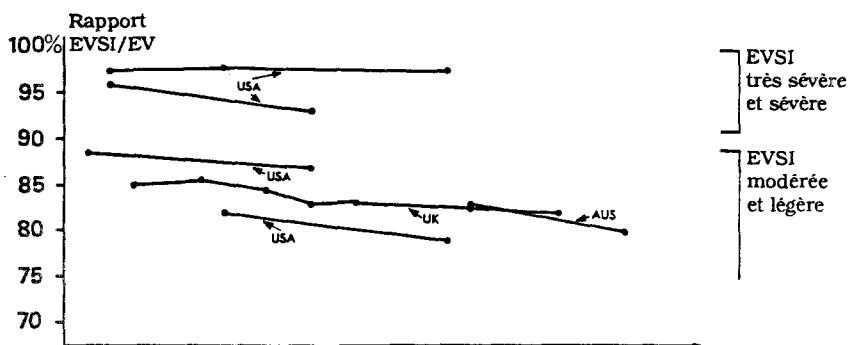
Nous avons étudié les corrélations entre les valeurs à la naissance de l'espérance de vie et de l'espérance de vie sans incapacité modérée. Il n'y a pas de corrélation entre la valeur de l'espérance de vie (EV) et la valeur de l'espérance de vie sans



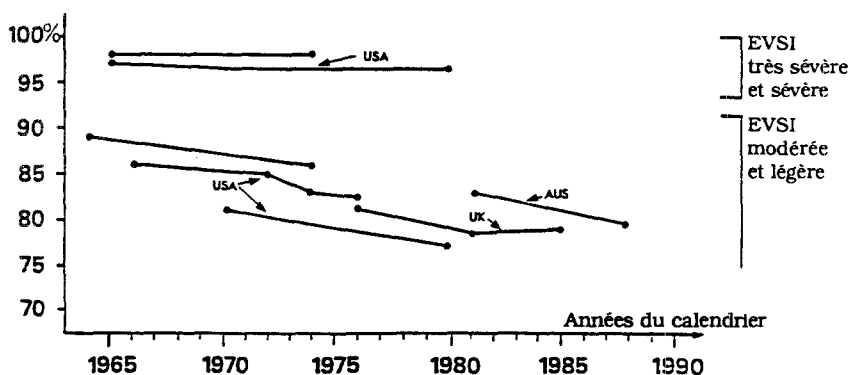
Graphique 2 — ÉVOLUTION DE L'ESPÉRANCE DE VIE (EV) ET DE L'ESPÉRANCE DE VIE SANS INCAPACITÉ (EVS_I) : SEXE FÉMININ À LA NAISSANCE, SELON LE NIVEAU DE SÉVÉRITÉ DE L'INCAPACITÉ, DE 1964 À 1988, ÉTATS-UNIS (USA), ROYAUME-UNI (UK), AUSTRALIE (AUS)

incapacité modérée (EVS_{Im}); $r' = 0,47184$ pour le sexe masculin ($p = 0,1215$) et $r' = -0,34386$ pour le sexe féminin ($p = 0,2738$). Par contre, il existe une corrélation négative entre la valeur de l'espérance de vie (EV) et l'importance de la part des années vécues sans incapacité au sein de l'espérance de vie

Sexe masculin



Sexe féminin



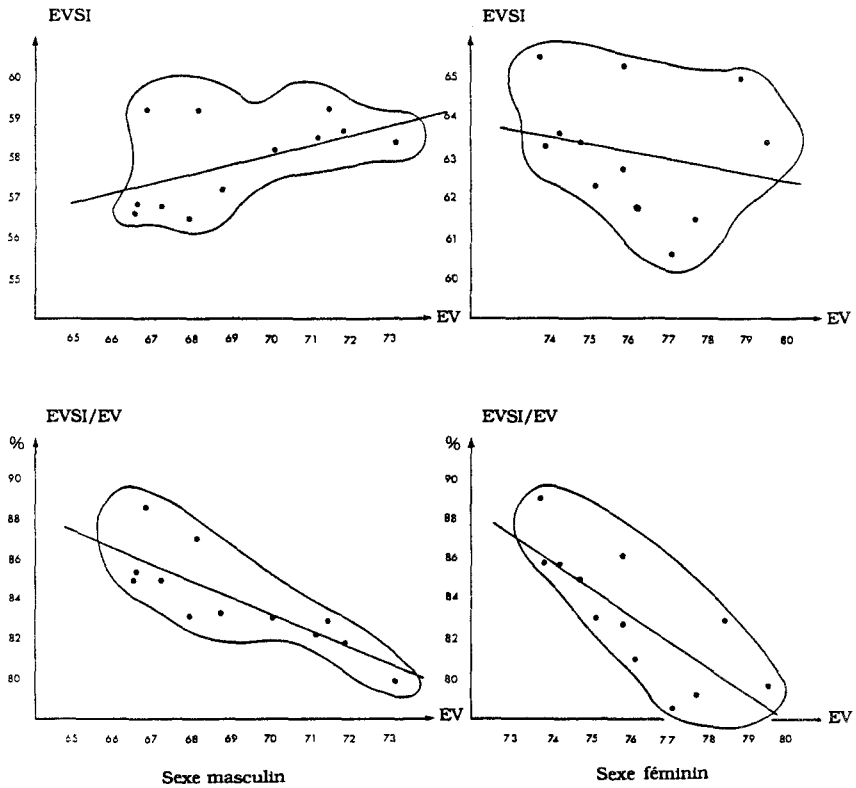
Graphique 3 — ÉVOLUTION DE LA PART DES ANNÉES DE BONNE SANTÉ AU SEIN DE L'ESPÉRANCE DE VIE (EVSI/EV) : À LA NAISSANCE, SELON LE NIVEAU DE SÉVÉRITÉ DE L'INCAPACITÉ, DE 1964 À 1988, ÉTATS-UNIS (USA), ROYAUME-UNI (UK), AUSTRALIE (AUS)

(EVSI_m/EV); $r' = -0,86713$ pour le sexe masculin ($p = 0,0003$) et $r' = -0,79860$ pour le sexe féminin ($p = 0,0018$) (graphique 4).

DISCUSSION

La pandémie des incapacités

Les résultats de cette étude, qui sont globalement en faveur de la théorie de la pandémie des incapacités, peuvent s'expliquer de trois façons : des biais liés à la méthode de calcul; des



Graphique 4 — CORRÉLATIONS ENTRE LES VALEURS, À LA NAISSANCE, DE L'ESPÉRANCE DE VIE (EV) ET DE L'ESPÉRANCE DE VIE SANS INCAPACITÉ MODÉRÉE (EVSIm). CORRÉLATIONS ENTRE LA VALEUR DE L'ESPÉRANCE DE VIE (EV) ET L'IMPORTANCE DE LA PART DES ANNÉES DE BONNE SANTÉ AU SEIN DE L'ESPÉRANCE DE VIE (EVSIm/EV). DONNÉES POUR LES ÉTATS-UNIS, LE ROYAUME-UNI ET L'AUSTRALIE, 1964-1988

effets mécaniques liées à l'âge où se produisent les gains de mortalité; l'évolution de la prévalence observée de l'incapacité.

Les biais de calcul. Rogers et al. (1990) semblent penser qu'il existe un biais «pandémie» dans la méthode de calcul de Sullivan. Ces chercheurs, qui raisonnent dans le cadre d'une enquête à passages répétés, le «Longitudinal Study of Aging» (LSOA), appuient leurs conclusions sur le fait que la prévalence observée est plus grande au deuxième passage qu'au premier.

Plusieurs études ont trouvé un tel résultat, qui peut s'expliquer par un biais de sélection. Il est classique qu'il y ait un biais sur l'état de santé lors de la constitution de l'échantillon (présence sur les listes, absence du domicile, refus...), biais

conduisant à l'obtention d'un échantillon enquêté qui serait plutôt en meilleure santé que la population qu'il est censé représenter. Les prévalences observées lors de l'enquête initiale sont ainsi inférieures à la réalité. Ensuite, l'échantillon étant soumis aux mêmes risques que la population qu'il représentait initialement, l'écart avec la réalité va en s'atténuant. C'est ainsi que, dans le cadre des enquêtes à passages répétés, les prévalences observées pour un âge donné devraient augmenter au fur et à mesure des passages.

Si on utilise des données d'enquêtes à passages répétés, il faut faire attention de comparer les mêmes passages. Le problème ne se pose pas si on utilise des données issues d'enquêtes de prévalence simple, ne comprenant qu'un passage. Sullivan a conçu sa méthode pour de telles données. Dans les séries d'espérances de vie sans incapacité présentées dans cette étude, les prévalences utilisées ont été observées dans des échantillons en théorie indépendants les uns des autres, toujours lors du premier et unique passage d'enquête.

L'effet des gains de mortalité. Dans une étude récente, Wilkins et Adams (1991) montrent qu'à incapacité constante, l'augmentation de l'espérance de vie au cours du temps entraîne une augmentation de l'espérance de vie sans incapacité relativement plus faible.

Tous les gains sont alors attribuables à l'évolution de la mortalité. En début de période, les années vécues par une cohorte fictive ont une distribution par âge précise, dans les conditions du moment. Si les années gagnées au cours de la période sont relativement plus concentrées aux âges élevés — aux âges où la prévalence de l'incapacité est forte —, la part des années sans incapacité au sein des années gagnées sera logiquement moindre que celle au sein de l'espérance de vie au début de la période. La part des années sans incapacité au sein de l'espérance de vie va donc diminuer. À prévalence par âge de l'incapacité constante, une baisse de la mortalité peut entraîner une «pandémie des incapacités» si les gains sont concentrés aux âges élevés.

Toutefois, il s'agit d'une «pandémie partielle», où l'espérance de vie augmente plus vite que l'espérance de vie sans incapacité. La distribution par âge des années gagnées ne peut en aucun cas expliquer une stagnation de l'espérance de vie sans incapacité. Il serait intéressant de tracer sur un graphique, tels que les graphiques 1 et 2, la courbe d'évolution

de l'espérance de vie sans incapacité pour une incapacité constante correspondant à celle observée en début de période.

La prévalence de l'incapacité. De nombreuses études ont été consacrées à l'évolution de la prévalence de l'incapacité. La plupart ont trouvé une hausse de l'incapacité et... de nombreuses difficultés d'interprétation (Verbrugge, 1984; Robine et Brunelle, 1986). La plupart des études concluent à une hausse de la prévalence de l'incapacité chez les adultes (Verbrugge, 1989). Chez les plus âgés, les résultats sont moins clairs et vont de la hausse à la stagnation de l'incapacité (Guralnik et Schneider, 1987), hausse chez les *younger old* et stagnation chez les *older old* (Crimmins, 1990). Crimmins note que la hausse de la prévalence de l'incapacité chez les *younger old* correspond à une hausse des états d'incapacité les moins sévères.

Tous ces résultats concordent avec l'évolution des séries d'espérances de vie sans incapacité. La hausse de la prévalence de l'incapacité chez les enfants (Newacheck et al., 1984 et 1986) et chez les adultes, en particulier de l'incapacité la moins sévère, pourrait expliquer la stagnation de l'espérance de vie sans incapacité modérée, alors que la hausse de l'espérance de vie à la naissance aurait dû entraîner son augmentation, comme elle a dû entraîner l'augmentation de l'espérance de vie sans incapacité très sévère. Les résultats moins évidents aux âges élevés se retrouvent dans les évolutions moins claires des espérances de vie sans incapacité à 65 ans.

L'étude de McKinlay et McKinlay fournit un exemple des difficultés d'interprétation des résultats série par série : de 1964 à 1974, l'espérance de vie sans incapacité à 65 ans — plus précisément sans limitation de l'activité principale et hors institution — a augmenté à un rythme tel que la part des années sans incapacité au sein de l'espérance de vie a augmenté. Un tel résultat portant sur l'activité principale n'est-il pas lié à l'évolution, au cours de la période, de l'âge de cessation de l'activité ? Toutes les études contiennent de telles difficultés d'interprétation, mais là n'est pas l'objet de notre travail.

Dans son étude sur l'évolution de la prévalence de l'incapacité, Crimmins (1990) conclut, comme Guralnik et Schneider (1987), qu'il n'y a aucune preuve que la prévalence de la mauvaise santé décline. Nos résultats confirment ces conclusions sur les relations avec l'évolution de la mortalité. Au minimum, on peut conclure qu'il n'y a, d'après l'évolution des espérances de vie à la naissance, aucune preuve qui favorise la théorie de la

compression de la morbidité. Paradoxalement, au delà de 65 ans, les conclusions sont moins claires.

Pour des raisons déjà expliquées, nous n'avons pas tenu compte de valeurs calculées pour l'année 1985 avec des données américaines. Les résultats écartés concernant l'espérance de vie sans incapacité à la naissance sont clairement en faveur de la théorie de la pandémie des incapacités et ne changeaient pas les conclusions.

Les relations entre la quantité et la qualité des années vécues

L'absence de relation entre la valeur de l'espérance de vie et la valeur de l'espérance de vie sans incapacité renvoie aux critiques formulées par l'OCDE en 1976. L'OCDE craignait que la variation de l'espérance de vie sans incapacité dépende essentiellement de la variation de l'espérance de vie et recommandait de présenter séparément les espérances de vie et les incapacités par personne et par an (Jazairi, 1976). Depuis, plusieurs études ont montré que les causes d'incapacité sont sensiblement différentes des causes de mortalité (Colvez et Blanchet, 1983; Dillard, 1983) et qu'il y a peu de chances que les évolutions de la mortalité et de l'incapacité soient structurellement liées (Crimmins, 1990).

L'objectif de notre étude n'était pas de mettre en évidence des relations entre les valeurs de l'espérance de vie et de l'espérance de vie sans incapacité, encore moins de mettre en évidence des relations entre la valeur de l'espérance de vie (la quantité) et l'importance de la part des années sans incapacité au sein de l'espérance de vie (la qualité) avec les données imparfaites actuellement disponibles, mais d'illustrer l'intérêt des séries d'espérances de vie sans incapacité.

«Attendre d'avoir de bonnes séries d'espérances de vie sans incapacité pour en montrer l'intérêt» et «être convaincu de l'intérêt des séries d'espérances de vie sans incapacité pour en financer le développement», telles sont les positions; pour rompre ce cercle, notre objectif principal était de simuler une analyse, sans attendre de disposer de bonnes données; nos objectifs secondaires étaient de développer les méthodes d'analyse nécessaires.

Extrapolation des résultats

Ces réserves faites, les résultats sont là, et la question est de savoir s'ils sont extrapolables à d'autres pays, et pour combien de temps. Les valeurs les plus récentes de l'espérance de vie sans incapacité sont proches dans les pays occidentaux (Australie, Canada, Danemark, États-Unis, France, Pays-Bas, Royaume-Uni), aux alentours de 60 ans pour le sexe masculin et de 64 ans pour le sexe féminin (Robine et Ritchie, 1991). L'évolution des valeurs observées, favorable à la théorie de la pandémie des incapacités modérées, est vraisemblablement du même ordre pour des pays comme le Canada, la France ou les Pays-Bas.

Il est plus difficile mais plus intéressant de répondre à la deuxième question : « pour combien de temps peut-on généraliser ces résultats ? » Peut-on projeter, et dans quel futur, les tendances suggérées par les graphiques 1 à 3 ? Les relations mises en évidence entre la hausse de l'espérance de vie et la diminution de la part des années sans incapacité seront-elles durables ? Vu l'importance des réponses à ces questions pour les responsables des politiques de santé et des politiques sociales, il faut être très prudent dans les conclusions tant que les méthodes et les données utilisées restent imparfaites.

L'AVENIR

L'idéal serait de pouvoir constituer des séries chronologiques avec la méthode des tables multi-états, en utilisant des données d'incapacité harmonisées dans le cadre de la *Classification internationale des handicaps* (OMS, 1980).

Toutes les théories d'évolution de l'état de santé tournent autour de nos capacités de retarder l'apparition des maladies chroniques, souvent considérées comme le seul moyen d'augmenter l'espérance de vie sans incapacité. L'alternative serait d'accroître la récupération des fonctions perdues. D'après Rogers et al. (1990), on gagnerait davantage en espérance de vie sans incapacité en augmentant de 50 % les taux de récupération qu'en repoussant de quatre ans l'apparition de l'incapacité. La méthode des tables multi-états prend en compte la réversibilité de l'incapacité, mais elle requiert des informations difficiles à collecter.

En effet, s'il est facile de tirer un échantillon représentatif de la population initialement sans incapacité, il est très diffi-

cile de tirer un échantillon représentatif de la population initialement en mauvaise santé; ce dernier échantillon a toutes les chances d'être en meilleure santé que la population dont il est issu. Ce biais est suggéré par l'étude de Jagger et al. (1989), par exemple. Un tel biais conduit à sous-estimer la mortalité des sujets en mauvaise santé et à surestimer la récupération des fonctions perdues; l'espérance de vie sans incapacité comme l'espérance de vie des deux cohortes est surestimée.

Par ailleurs, pour obtenir des probabilités précises de survie sans incapacité pour les sujets initialement en mauvaise santé, il faut recourir à des échantillons de taille très supérieure à celle des échantillons utilisés pour les enquêtes santé de routine.

Enfin, l'introduction des probabilités de retour à l'état de «bonne santé» pose des problèmes de censure au cours de l'intervalle séparant les passages d'enquête : il peut y avoir entrée en incapacité puis décès ou entrée en incapacité et retour à l'état de «bonne santé» au cours de l'intervalle, par exemple. Si l'intervalle entre les deux passages est grand, la censure devient importante.

La méthode simplifiée des tables à double extinction offre un bon compromis entre la méthode de Sullivan et la méthode des tables multi-états. Imaginons que l'on ne s'intéresse qu'à la survenue du premier épisode morbide, le premier épisode de dépendance pour les activités de la vie quotidienne (ADL) par exemple, l'espérance de vie sans incapacité du moment — plus précisément l'espérance de vie avant de connaître un premier épisode de dépendance — peut se calculer facilement avec la méthode simplifiée des tables à double extinction. Il suffit d'observer les probabilités de survie sans avoir connu un premier épisode de dépendance au cours de la période, pour les sujets qui n'en avaient jamais connu en début de période. Dans un tel calcul, le problème de la récupération des fonctions perdues ne se pose pas (Robine et Michel, 1990).

L'indicateur obtenu est réellement un indicateur du moment permettant d'apprécier l'évolution des conditions de santé au cours du temps. Il ne mesure pas la durée de vie sans incapacité. Il en fournit une indication totalement orientée vers la prévention et ignore les événements qui suivent le premier événement morbide comme la récupération des fonctions perdues. Seul un report de l'âge d'apparition du premier événement morbide peut accroître la valeur prise par un tel indicateur.

L'harmonisation des données d'incapacité devrait se faire dans le cadre de la *Classification internationale des handicaps*. Dans un premier temps, elle devrait porter sur les handicaps ou désavantages concernant ce que l'Organisation mondiale de la santé appelle les rôles de survie. Trois calculs d'espérances de vie sans handicap devraient pouvoir être rapidement harmonisés : l'espérance de vie du moment avant de connaître un premier épisode de dépendance physique; l'espérance de vie du moment avant de connaître un premier épisode de confinement; l'espérance de vie du moment avant de connaître un premier épisode d'isolement social.

RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES

- BEBBINGTON, A. C., 1988. «The Expectation of Life without Disability in England and Wales». *Social Science and Medicine*, 27, 321-326.
- BENNET, A. E., et K. RITCHIE, 1975. *Questionnaires in Medicine*. Oxford, Oxford University Press.
- BROUARD, N., 1980. «Espérance de vie active, reprise d'activité féminine : un modèle». *Revue économique*, 31, 1260-1287.
- BROUARD, N., et J.-M. ROBINE, 1986. «Une modélisation du confinement à domicile des personnes âgées». In *3e Colloque international de biologie théorique et médecine, 16-18 septembre, Angers*. Cambridge University Press.
- CHIANG, C. L., 1965. *An Index of Health: Mathematical Models*. Washington, D. C., National Center for Health Statistics, Vital and Health Statistics, Series 2, No. 5.
- COLVEZ, A., 1980. *Évolution 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.
- COLVEZ, A., et M. BLANCHET, 1983. «Potential Gains in Life Expectancy Free of Disability: A Tool for Health Planning». *International Journal of Epidemiology*, 12, 2, 224-229.
- CRIMMINS, E. M., Y. SAITO et D. INGEGNERI, 1989. «Changes in Life Expectancy and Disability-free Life Expectancy in the United States». *Population and Development Review*, 15, 2, 235-267.
- CRIMMINS, E. M., 1990. «Are Americans Healthier as Well as Longer-Lived?». *Journal of Insurance Medicine*, 22, 2, 89-92.
- DILLARD, S., 1983. *Durée ou qualité de la vie*. Québec, Conseil des affaires sociales et de la famille, Direction générale des publications gouvernementales du ministère des Communications, collection «La santé des Québécois», 70 p.
- FRIES, J. F., 1980. «Aging, Natural Death, and the Compression of Morbidity». *The New England Journal of Medicine*, 303, 130-135.
- FRIES, J. F., 1989. «The Compression of Morbidity: Near or Far?» *The Milbank Quarterly*, 67, 2, 208-232.

- GRUENBERG, E. M., 1977. «The Failures of Success». *Milbank Memorial Fund Quarterly/Health and Society*, 55, 1 (hiver), 3-24.
- GURALNIK, J. M., et E. L. SCHNEIDER, 1987. «The Compression of Morbidity: A Dream Which May Come True, Someday!». *Gerontologica Perspectiva*, 1, 8-14.
- JAGGER, C., M. CLARKE et A. J. COOK, 1989. «Mental and Physical Health of Elderly People: Five-Year Follow-up of a Total Population». *Age and Ageing*, 18, 77-82.
- JAZAIRI, N. T., 1976. *Approaches to the Development of Health Indicators*. Paris, Organisation de coopération et de développement économiques, Programme d'élaboration des indicateurs sociaux, «Études spéciales», no 20.
- KATZ, S., L. G. BRANCH, M. H. BRANSON, J. A. PAPSIDERO, J. C. BECK et D. S. GREER, 1983. «Active Life Expectancy». *New England Journal of Medicine*, 309, 2, 1218-1224.
- KOIZUMI, A., 1982. «Toward a Healthy Life in the 21st Century». In *Population Aging in Japan: Problems and Policy Issues in 21st Century*, Summary Report of the International Symposium on an Aging Society: Strategies for the 21st Century, Tokyo, Japon, novembre 1982. Tokyo, Nihon University, 6.1-6.19.
- KOIZUMI, A., 1985. «Health Problems of the Year 2000 and Beyond». *Health Policy*, 4, 307-319.
- KRAMER, M., 1980. «The Rising Pandemic of Mental Disorders and Associated Chronic Diseases and Disabilities». *Acta Psychiatrica Scandinavica*, 62, 258 (suppl.), 382-397.
- MANTON, K. G., 1982. «Changing Concepts of Morbidity and Mortality in the Elderly Population». *Milbank Memorial Fund Quarterly/Health and Society*, 60, 183-244.
- MANTON, K. G., et E. STALLARD, 1991. «Cross-sectional Estimates of Active Life Expectancy for the US Elderly and Oldest-Old Populations». *Journal of Gerontology*, 46, S170-182.
- MATHERS, C. D., *Health Expectancies in Australia, 1981 and 1988*. Canberra, ACT, Australian Institute of Health, Health Differentials Series, No. 1.
- McKINLAY, J. B., S. M. McKINLAY et R. BEAGLEHOLE, 1989. «A Review of the Evidence Concerning the Impact of Medical Measures on Recent Mortality and Morbidity in the United States». *International Journal of Health Services*, 19, 2, 189-208.
- McKINLAY, S. M., et J. B. McKINLAY, 1979. *Examining Trends in the Nation's Health*. American Public Health Association Annual Meeting, New York.
- NEWACHEK, P. W., P. P. BUDETTE et N. HALFON, 1986. «Trends in Activity-Limiting Chronic Conditions among Children». *American Journal of Public Health*, 76, 178-184.
- NEWACHEK, P. W., P. P. BUDETTE, et P. McMANUS, 1984. «Trends in Childhood Disability». *American Journal of Public Health*, 74, 232-236.

- OCDE (Organisation de coopération et de développement économiques), 1976. *Measuring Social Wellbeing*. Paris, OCDE, Programme d'élaboration des indicateurs sociaux, «Études spéciales», no 2.
- OMS (Organisation mondiale de la santé), 1988. *Classification internationale des handicaps : déficiences, incapacités et désavantages. Un manuel de classification des conséquences des maladies*. Paris, OMS/CTENRHI/INSERM.
- PRESSAT, R., 1979. *Dictionnaire de démographie*. Paris, Presses universitaires de France.
- ROBINE, J.-M., 1986. *Disability-free Life Expectancy (DFLE) Indicators: General Indicators of the Health of Population*. Québec, Conseil des affaires sociales et de la famille (rapport scientifique).
- ROBINE, J.-M., et J. P. MICHEL, 1990. *Recommandations pour un protocole international de comparaisons d'espérance de vie en bonne santé*. In 2nd Work-Group Meeting REVES, International Research Network for Interpretation of Observed Values of Healthy Life Expectancy, Genève, mars 1990 (REVES Paper No. 27).
- ROBINE, J.-M., et K. RITCHIE, 1991. «Healthy Life Expectancy: Evaluation of a New Global Indicator of Change in Population Health». *British Medical Journal*, 302, 457-460.
- ROBINE, J.-M., et Y. BRUNELLE, 1986. *La hausse de l'invalidité*. Montréal, Les Publications du Québec.
- ROBINE, J.-M., N. BROUARD et A. COLVEZ, 1987. «Les indicateurs d'espérance de vie sans incapacité (EVS) : des indicateurs globaux de l'état de santé des populations». *Revue d'épidémiologie et de santé publique*, 35, 206-224.
- ROGERS, A., R. G. ROGERS et L. G. BRANCH, 1989. «A Multistate Analysis of Active Life Expectancy». *Public Health Report*, 104, 3, 222-225.
- ROGERS, A., R. G. ROGERS et A. BÉLANGER, 1990. «Longer Life but Worse Health? Measurement and Dynamics». *The Gerontologist*, 30, 5, 640-649.
- SANDERS, B. S., 1964. «Measuring Community Health Levels». *American Journal of Public Health*, 54, 1063-1070.
- SCHWARTZ, D., 1969. *Méthodes statistiques à l'usage des médecins et des biologistes*. Paris, Flammarion Médecine-Sciences.
- SPEARMAN, C., 1904. «The Proof and Measurement of Association between Two Things». *American Journal of Psychology*, 15, 72-101.
- SULLIVAN, D. F., 1971. «A Single Index of Mortality and Morbidity». *HSMHA Health Reports*, 86, 4, 347-354.
- TU, E. J., 1990. «Life Expectancy in Various States of Health, New York State 1980 and 1986». Annual Meeting of the Population Association of America, Toronto, mai.
- USDHEW (U. S. Department of Health, Education, and Welfare), 1969. *Toward a Social Report*. Washington, D. C., U. S. Department of Health, Education, and Welfare.
- VERBRUGGE, L. M., 1984. «Longer Life but Worsening Health? Trends in Health and Mortality of Middle-Aged and Older Persons».

- Milbank Memorial Fund Quarterly/Health and Society, 62, 3, 475-519.
- VERBRUGGE, L. M., 1989. «Recent, Present, and Future Health of American Adults». *Annual Review of Public Health*, 10, 333-361.
- WHO (World Health Organization), 1980. *International Classification of Impairments, Disabilities and Handicaps. A Manual of Classification Relating to the Consequences of Diseases*. Genève, WHO.
- WILKINS, R., et O. B. ADAMS, 1983a. *Healthfulness of Life*. Montréal, The Institute for Research on Public Policy.
- WILKINS, R., et O. B. ADAMS, 1983b. «Health Expectancy in Canada, Late 1970s: Demographic, Regional, and Social Dimensions». *American Journal of Public Health*, 73, 9, 1073-1080.
- WILKINS, R., et O. B. ADAMS, 1991. *Health Expectancy Trends in Canada*. First Work-group Meeting REVES, International Research Network for Interpretation of Observed Values of Healthy Life Expectancy, Québec, septembre 1989. Paris, Édition INSERM (à paraître).
- WILKINS, R., et J. E. DOWD, 1990. *International Geographic Comparisons of Healthy Life Expectancy*. 2nd Work-Group Meeting REVES, International Research Network for Interpretation of Observed Values of Healthy Life Expectancy, Genève, mars. General Report on the Second Workshop of REVES, REVES Paper No. 40.

ANNEXES

TABLEAU A

Espérance de vie en bonne santé^a à la naissance et à 65 ans, États-Unis, années budgétaires 1958-1966, sexes confondus

	À la naissance			À 65 ans		
	EV ^b	EVBS ^b	EVBS/ EV (%)	EV ^b	EVBS ^b	EVBS/ EV (%)
1958	69,5	67,2	96,7	14,2	13,1	92,3
1959	69,6	67,8	97,4	14,3	13,3	93,0
1960	69,9	67,9	97,1	14,5	13,4	92,4
1961	69,9	68,0	97,3	14,4	13,3	92,4
1962	70,2	68,1	97,0	14,6	13,5	92,5
1963	70,0	67,9	97,0	14,4	13,3	92,4
1964	69,9	67,9	97,1	14,3	13,2	92,3
1965	70,2	68,2	97,2	14,6	13,5	92,5
1966	70,2	68,2	97,2	14,6	13,5	92,5

Source : USDHEW, 1969.

a. Expectation of Healthy Life (définition de l'incapacité : bed-disability and institutional confinement).

b. EV : espérance de vie. EVBS : espérance de vie en bonne santé.

TABLEAU B

Séries chronologiques d'espérances de vie en bonne santé ou d'espérances de vie sans incapacité, États-Unis, 1964 à 1985, Royaume-Uni, 1976 à 1985, Australie, 1981 à 1988, et Canada, 1951 à 1978; espérances de vie à la naissance (méthode de Sullivan)

	Sexe masculin			Sexe féminin		
	EV ^a	EVSI ^b	EVSI/EV en %	EV ^a	EVSI ^b	EVSI/EV en %
<i>États-Unis</i>	Life expectancy free of disability, 1964-1984 ^c					
1964	66,8	59,2	88,6	73,7	65,5	88,9
1974	68,1	59,2	86,9	75,8	65,3	86,1
1985	71,2	51,9	72,9	78,2	57,9	74,0
	Espérance de vie sans incapacité, 1966-1976 ^d					
1966	66,5	56,6	85,1	73,8	63,3	85,8
1969	66,6	56,9	85,4	74,2	63,6	85,7
1972	67,2	56,8	84,5	74,7	63,4	84,9
1974	67,9	56,5	83,2	75,1	62,3	83,0
1976	68,7	57,2	83,3	75,8	62,7	82,7
	(dont : Espérance de vie sans incapacité sévère, 1965-1974)					
1965	66,6	63,9	95,9	73,8	72,5	98,2
1974	67,9	63,3	93,2	75,1	73,4	97,7
	Expectation of life without disability, 1970-1980 ^e					
1970	67,0	54,8	81,8	74,6	60,4	81,0
1980	70,1	55,5	79,2	77,6	60,4	77,8
	(dont : Expectation of life free of bed-disability, 1965-1980)					
1965	66,8	65,2	97,6	73,7	71,4	96,9
1970	67,0	65,5	97,8	74,6	72,1	96,6
1980	70,1	68,4	97,6	77,6	74,6	96,6
<i>État de New York</i>	Disability-free life expectancy, 1980-1986 ^f					
1980	70,0	55,0	78,6	77,1	59,4	77,0
1986	70,7	55,3	78,2	78,4	59,9	76,4
<i>Royaume-Uni</i>	Expectation of life without disability, 1976-1985 ^g					
1976	70,0	58,2	83,1	76,1	61,7	81,1
1981	71,1	58,5	82,3	77,1	60,6	78,6
1985	71,8	58,7	81,8	77,7	61,5	79,2
<i>Australie</i>	Disability-free life expectancy, 1981-1988 ^h					
1981	71,4	59,2	82,9	78,4	65,0	82,9
1988	73,1	58,4	79,9	79,5	63,4	79,7
<i>Canada</i>	Disability-free life expectancy, 1951-1978 ⁱ					
1951	66,3	59,8	90,2	70,8	64,7	91,4
1978	70,8	61,1	86,3	78,3	66,1	84,4

Notes du tableau B : voir page suivante.

Notes du tableau B

- a. EV : espérance de vie.
- b. EVSI : espérance de vie sans incapacité.
- c. Source : McKinlay et McKinlay, 1979; McKinlay et al., 1989. Life expectancy free of disability (définition de l'incapacité : «limited in, or unable to carry out a major activity, or residing in a nursing home»).
- d. Source : Colvez, 1980; Colvez et Blanchet, 1983. Espérance de vie sans incapacité (définition de l'incapacité : limitations de l'activité). Espérance de vie sans incapacité sévère (définition de l'incapacité : incapacité d'effectuer une activité principale).
- e. Source : Crimmins et al., 1989. Expectation of life without disability (définition de l'incapacité : «institutionalized, unable to perform a major activity, limited in major activity, limited in secondary activity, or short-term disabled»). Expectation of life free of bed disability (définition de l'incapacité : «bed-disabled and/or institutionalized»).
- f. Source : Tu, 1990. Disability-free life expectancy (définition de l'incapacité : «institutionalized, unable to perform a major activity, limited in major activity, limited in secondary activity, or short-term disabled»).
- g. Source : Bebbington, 1988. Expectation of life without disability (définition de l'incapacité : «long-standing illness, disability or infirmity and limitation of activity»).
- h. Source : Mathers, 1991. Disability-free life expectancy (définition de l'incapacité : basé sur la *Classification internationale des handicaps*).
- i. Les valeurs canadiennes ne constituent pas une série au sens strict (source : Wilkins et Adams, 1983a et 1983b). Disability-free life expectancy (définition de l'incapacité : «institutionalized, cannot do major activity, restricted in major activity, restricted in minor activity, or short-term disabled»).

TABLEAU C
Séries chronologiques d'espérances de vie en bonne santé ou
d'espérances de vie sans incapacité, États-Unis, 1964 à 1985,
Royaume-Uni, 1976 à 1985, et Australie, 1981 à 1988;
espérances de vie à 65 ans (méthode de Sullivan)

	Sexe masculin			Sexe féminin		
	EV ^a	EVSI ^b	EVSI/EV en %	EV ^a	EVSI ^b	EVSI/EV en %
<i>États-Unis</i>	Life expectancy free of disability, 1964-1985 ^c					
1964	12,8	6,6	51,6	16,2	10,2	63,0
1974	13,4	7,2	53,7	17,5	10,7	61,1
1985	14,6	10,5	71,9	18,6	13,4	72,0
	Expectation of life without disability, 1970-1980 ^d					
1970	13,0	6,4	49,2	16,8	8,7	51,8
1980	14,2	6,6	46,5	18,4	8,9	48,4
	(dont : Expectation of life free of bed-disability, 1965-1980)					
1965	12,9	12,1	93,8	16,2	14,9	92,0
1970	13,0	12,1	93,1	16,8	15,1	89,9
1980	14,2	13,2	93,0	18,4	16,3	88,6
<i>État de New York</i>	Expectation of life without disability, 1980-1986 ^e					
1980	14,0	6,2	44,3	18,0	8,4	46,7
1986	14,8	6,9	46,6	19,1	8,7	45,5
<i>Royaume-Uni</i>	Expectation of life without disability, 1976-1985 ^f					
1976	12,5	6,9	55,2	16,6	8,2	49,4
1981	13,1	7,7	58,8	17,1	8,1	47,4
1985	13,4	7,7	57,5	17,5	8,9	50,9
<i>Australie</i>	Disability-free life expectancy, 1981-1988 ^g					
1981	13,9	7,9	56,8	18,1	10,1	55,8
1988	14,8	6,7	45,2	18,7	8,6	46,0

a EV : espérance de vie.

b EVSI : espérance de vie sans incapacité.

c. Source : McKinlay et McKinlay, 1979; McKinlay et al., 1989. Life expectancy free of disability (définition de l'incapacité : «limited in, or unable to carry out a major activity, or residing in a nursing home»).

d. Source : Crimmins et al., 1989. Expectation of life without disability (définition de l'incapacité : «institutionalized, unable to perform a major activity, limited in major activity, limited in secondary activity, or short-term disabled»). Expectation of life free of bed disability (définition de l'incapacité : «bed-disabled and/or institutionalized»).

e. Source : Tu, 1990. Disability-free life expectancy (définition de l'incapacité : «institutionalized, unable to perform a major activity, limited in major activity, limited in secondary activity, or short-term disabled»).

f. Source : Bebbington, 1988. Expectation of life without disability (définition de l'incapacité : «long-standing illness, disability or infirmity and limitation of activity»).

g. Source : Mathers, 1991. Disability-free life expectancy (définition de l'incapacité : basé sur la *Classification internationale des handicaps*).

RÉSUMÉ — SUMMARY — RESUMEN

ROBINE Jean-Marie, BUCQUET Denis et RITCHIE Karen — L'ESPÉRANCE DE VIE SANS INCAPACITÉ, UN INDICATEUR DE L'ÉVOLUTION DES CONDITIONS DE SANTÉ AU COURS DU TEMPS : VINGT ANS DE CALCUL

En l'absence de données fiables sur l'évolution de la morbidité, il existe trois grandes théories sur l'évolution de l'état de santé des populations qui accompagne la chute de la mortalité : la pandémie des troubles mentaux, des maladies chroniques et des incapacités; la compression de la morbidité; et les théories de l'équilibre. Toutes ces théories ont été décrites en termes d'évolution relative de l'espérance de vie (EV) et de l'espérance de vie sans incapacité (EVSI). Or plusieurs séries d'espérances de vie sans incapacité ont déjà été calculées. La plupart concernent les États-Unis et s'appuient sur les données d'incapacité du National Health Interview Survey. Quel enseignement quant à l'évolution des conditions de santé au cours du temps peut-on tirer de ces études qui, ensemble, couvrent une période de trente ans ?

ROBINE Jean-Marie, BUCQUET Denis and RITCHIE Karen — DISABILITY-FREE LIFE-EXPECTANCY, AN INDICATOR OF THE EVOLUTION OF HEALTH CONDITIONS OVER TIME: 20 YEARS OF CALCULATIONS

In the absence of reliable data on the evolution of morbidity, three general theories have been proposed concerning changes over time in the health status of populations, concurrent with the fall of mortality: the pandemic of mental disorders, chronic diseases and disabilities; the compression of morbidity; and the theories of "equilibrium". These theories have all been described in terms of the relative evolution of life expectancy (LE) and of disability-free life expectancy (DFLE). Several series of disability-free life expectancies have already been calculated. Most of these were for the United States, and were based on the National Health Interview Survey disability data. What lessons are to be drawn from these studies, covering a thirty-year period, concerning the changes over time in health conditions?

ROBINE Jean-Marie, BUCQUET Denis y RITCHIE Karen — ESPERANZA DE VIDA SIN INCAPACIDAD, UN INDICADOR DE LA EVOLUCIÓN DE LAS CONDICIONES DE SALUD A TRAVÉS DE LOS TIEMPOS : VEINTE AÑOS DE CALCULOS

En ausencia de datos fiables acerca de la evolución de la morbilidad, existen tres teorías generales sobre la evolución del estado de salud de las poblaciones que acompaña la disminución de la mortalidad : pandemia de los desórdenes mentales, de las enfermedades crónicas y de las incapacidades ; compresión de la morbilidad ; y teorías del "equilibrio". Se han descrito todas estas teorías en términos de evolución relativa de la esperanza de vida (EV) y de la esperanza de vida sin incapacidad (EVSI). Sin embargo, se han calculado varias series de esperanzas de vida sin incapacidad. La mayor parte de ellas se refieren a los Estados Unidos, y se basan en datos de incapacidad del National Health Interview Survey. ¿ Qué lecciones podemos tomar de estas investigaciones, que cubren un período de treinta años, en cuanto a la evolución de las condiciones de salud a través de los tiempos ?