

**Stabilité des estimations de l'espérance de vie sans perte
d'autonomie calculées au moyen de deux méthodes de
construction de tables de survie**

**STABILITY OF ESTIMATES OF ACTIVE LIFE EXPECTANCY
USING TWO METHODS OF LIFE TABLE CONSTRUCTION**

**ESTABILIDAD DE LAS ESTIMACIONES DE ESPERANZA DE VIDA
ACTIVA SEGUN DOS METODOS DE ELABORACION DE TABLAS**

Yasuhiko Saito, Eileen M. Crimmins and Mark D. Hayward

Volume 20, Number 2, Fall 1991

L'espérance de vie en santé

URI: <https://id.erudit.org/iderudit/010088ar>

DOI: <https://doi.org/10.7202/010088ar>

[See table of contents](#)

Publisher(s)

Association des démographes du Québec

ISSN

0380-1721 (print)

1705-1495 (digital)

[Explore this journal](#)

Cite this article

Saito, Y., Crimmins, E. M. & Hayward, M. D. (1991). Stabilité des estimations de l'espérance de vie sans perte d'autonomie calculées au moyen de deux méthodes de construction de tables de survie. *Cahiers québécois de démographie*, 20(2), 291–327. <https://doi.org/10.7202/010088ar>

Article abstract

This paper addresses empirically the relative stability over two intervals of estimates of active life expectancy made using the prevalence rate and multistate methods of computing active life expectancy. Three waves of the U.S. Longitudinal Study of Aging, a representative sample of community dwelling elderly 70 years of age and over, are the data used in the analysis. The prevalence rate estimates are more stable than the multistate estimates because all incidence schedules are less stable than prevalence schedules. In addition, mortality schedules for the dependent population, a separate input to only the multistate model, appear particularly affected by instability change, in sample composition and sample attrition.

Stabilité des estimations de l'espérance de vie sans perte d'autonomie calculées au moyen de deux méthodes de construction de tables de survie

Yasuhiko SAITO, Eileen M. CRIMMINS et Mark D. HAYWARD *

Depuis quelque temps, les universitaires et les responsables de l'élaboration des politiques s'intéressent de près à la notion d'espérance de vie «sans incapacité» ou «sans perte d'autonomie» et à la façon de calculer cette espérance de vie. Comme on prévoit une baisse soutenue de la mortalité chez les plus âgés dans les années à venir, l'attention se porte maintenant sur le nombre d'années qu'il sera possible de vivre en bonne santé. Des estimations de l'espérance de vie sans incapacité existent déjà pour un grand nombre de pays, notamment les États-Unis, le Canada, la France, les Pays-Bas, la Grande-Bretagne et l'Australie (Crimmins, Saito et Ingegneri, 1989; Wilkins et Adams, 1983; Robine et Colvez, 1986; Bebbington, 1988; Mathers, 1990). De plus, la notion d'«années de vie sans perte d'autonomie» est devenue un élément essentiel des énoncés de politiques en matière de santé. Aux États-Unis, par exemple, une espérance de vie sans perte d'autonomie (à la naissance) de 65 ans est un objectif que l'on se fixe pour l'an 2000 (Office of Disease Prevention and Health Promotion, 1991).

Malgré le grand intérêt que l'on attache à la notion de «vie sans perte d'autonomie» ou de «vie sans incapacité», il n'existe

* Andrus Gerontology Center, University of Southern California, Los Angeles, Californie (États-Unis). Cette recherche a été soutenue par le National Institute of Aging.

N. d. T. : Dans cet article, l'expression «Active Life Expectancy» (ainsi définie en anglais : «free of activities of daily living—or ADLs—dependency») a été traduite par «espérance de vie sans perte d'autonomie», c'est-à-dire sans dépendance pour les activités (élémentaires) de la vie quotidienne, dites AVQ. Le terme «prevalence life table methods» a été traduit par «méthode de Sullivan».

pas encore de définition formelle pour ces termes ni de méthode de calcul. Traditionnellement, on a estimé l'espérance de vie sans perte d'autonomie au moyen de méthodes inspirées d'une technique élaborée à l'origine par Sullivan (voir par exemple Crimmins, Saito et Ingegneri, 1989; Wilkins et Adams, 1983; Robine et Colvez, 1986), qui consiste à combiner des taux de prévalence des incapacités aux données d'une table de mortalité (voir Sullivan, 1966, 1971a, 1971b). Cependant, Rogers et al. (1989, 1990) ont récemment appliqué de nouvelles méthodes de calcul permettant d'estimer l'espérance de vie sans perte d'autonomie. À cet effet, ils comparent les estimations obtenues par la méthode de Sullivan («Prevalence life table method») aux estimations calculées par la méthode des tables à double extinction et aux estimations calculées par la méthode des tables de survie multi-états, qui reposent toutes deux sur la notion d'incidence.

La comparaison de ces trois approches prend une importance particulière lorsqu'il s'agit d'estimer les variations de l'espérance de vie sans perte d'autonomie dans le temps. Si l'une ou l'autre de ces méthodes produit des estimations biaisées, il devient plus difficile d'évaluer avec précision l'importance réelle des variations et les facteurs démographiques qui en sont la cause. C'est pourquoi il est essentiel d'examiner de près deux conclusions majeures de l'étude de Rogers et al. (1990). Premièrement, ils affirment que le fait d'estimer les variations de l'espérance de vie sans perte d'autonomie dans le temps à l'aide de la méthode de Sullivan biaise les estimations dans le sens d'une détérioration de la santé de la population avec le temps. Deuxièmement, ils prétendent que la table de survie multi-états est le modèle démographique le plus réaliste qui soit pour décrire le processus de morbidité et de mortalité. Bien que Rogers et al. (1989, 1990) aient démontré de façon satisfaisante la capacité théorique de la méthode de la table de survie multi-états d'expliquer la variation de la morbidité et de la mortalité selon l'âge, il reste à voir laquelle des deux méthodes — méthode de Sullivan ou méthode de la table de survie multi-états — convient le mieux pour estimer les variations de l'espérance de vie sans perte d'autonomie dans le temps. Cet exercice est particulièrement important compte tenu de l'hypothèse que les méthodes des tables de survie multi-états sont indispensables pour estimer de façon non biaisée les variations dans le temps. Si les décideurs de divers pays en venaient à faire de la méthode de la table de survie multi-états une norme nationale,

presque tous les pays devraient revoir leurs méthodes de collecte des données et leurs méthodes d'analyse.

Par définition, les méthodes des tables de survie multi-états nécessitent des données longitudinales pour l'estimation de l'espérance de vie sans perte d'autonomie. L'utilisation de données longitudinales ne soulève pas nécessairement les mêmes questions empiriques que l'utilisation de données transversales. Puisque, en 1984, les autorités américaines ont recueilli à trois dates différentes des données auprès d'un échantillon représentatif de la population hors-institution de plus de 69 ans, nous sommes en mesure de comparer, au moins pour ce groupe d'âge, les estimations de l'espérance de vie sans perte d'autonomie calculées à l'aide de deux méthodes et pour deux périodes différentes. Plus précisément, nous comparons au point de vue de la stabilité les estimations de l'espérance de vie sans perte d'autonomie calculées à l'aide de la méthode de Sullivan et celles calculées par la méthode de la table de survie multi-états ¹. Nous prévoyons que, pour une période aussi courte, les estimations calculées par l'une et l'autre méthodes de même que les profils de mortalité et de morbidité qui servent au calcul des estimations seront relativement stables.

Nous faisons une comparaison de résultats empiriques plutôt qu'une analyse théorique détaillée des deux méthodes car l'utilisation de données d'enquête dans le but d'estimer l'espérance de vie sans perte d'autonomie soulève un très grand nombre de problèmes empiriques. En comprenant bien la nature des données d'enquête et des problèmes soulevés, les décisionnaires sauront comment mesurer et prévoir de la meilleure manière les variations de l'état de santé et du taux de mortalité dans une population vieillissante.

Dans cet article, nous respectons l'essentiel du schéma utilisé dans la littérature existante et définissons la «vie sans perte d'autonomie» comme l'état dans lequel se trouve une personne qui peut accomplir sans l'aide d'autrui sept activités données de la vie quotidienne. Les personnes «en perte d'autonomie» sont celles qui ont besoin de l'aide d'autrui dans l'accomplissement d'au moins une des sept activités. Bien que cette définition laisse fortement à désirer, en ce sens qu'elle

¹ Le modèle à double extinction a des inconvénients évidents et a rarement été utilisé pour estimer l'espérance de vie sans perte d'autonomie. Sa lacune la plus grave est l'hypothèse fortement exagérée selon laquelle une mauvaise santé équivaut à un état irréversible. Pour ces raisons, nous n'insisterons pas davantage sur ce modèle.

intègre la notion de capacité physique en même temps que celle de dépendance d'autrui, son utilisation fait en sorte que nos résultats soient plus comparables à ceux des études antérieures.

DEUX MÉTHODES D'ESTIMATION DE L'ESPÉRANCE DE VIE SANS PERTE D'AUTONOMIE

Essentiellement, les tables obtenues selon la méthode de Sullivan reposent sur des tables de survie classiques construites à l'aide de taux de mortalité par âge pour l'ensemble de la population. Elles sont habituellement obtenues à partir des statistiques de l'état civil et des données démographiques pour une année donnée. Pour établir des estimations de l'espérance de vie sans perte d'autonomie, on répartit les années-personnes vécues (${}_nL_x$) pour chaque tranche d'âge en deux groupes : années «sans perte d'autonomie» et années «avec perte d'autonomie». Cette répartition se fait à partir de données transversales sur la proportion de la population de chaque groupe d'âge qui a souffert d'une perte d'autonomie à un moment ou à un autre. Le nombre total d'années vécues dans l'un et l'autre état sert alors de base au calcul de l'espérance de vie avec ou sans perte d'autonomie à divers âges (voir Crimmins, Saito et Ingegneri, 1989, pour une description plus détaillée de la méthode de Sullivan).

Les estimations de la prévalence de la perte d'autonomie ou d'incapacité reposent sur la proportion de personnes qui, dans chaque groupe d'âge, à une date donnée, sont en perte d'autonomie ou souffrent d'une incapacité quelconque. On obtient habituellement les estimations recherchées au moyen d'une enquête transversale sur la santé. Comme il se peut que la perte d'autonomie ou l'incapacité remonte à un certain temps, le taux de prévalence à un moment précis dépend des antécédents des personnes observées et non uniquement des événements les plus récents. Évidemment, la proportion de la population qui, selon les données de l'enquête, est autonome peut comprendre aussi bien des personnes qui ont déjà été dans un tel état mais ne le sont plus, que des personnes qui n'ont jamais subi de perte d'autonomie.

C'est la table de survie multi-états qui se rapproche le plus de la notion classique de table de survie puisqu'elle reproduit les flux entre états à partir de l'incidence de la mortalité et de l'incapacité du moment. L'aspect le plus précieux des modèles multi-états est qu'ils permettent un mouvement dans les deux sens par rapport à un état donné. En ce qui concerne la vie sans

perte d'autonomie, cela suppose le passage d'un état autonome à un état non autonome, et inversement. Les estimations des taux de transition qui déterminent les flux entre états de la table reposent sur les changements observés dans l'état de santé au cours d'une période donnée (par exemple un an). Ces changements sont observés le plus souvent pour une cohorte synthétique; ainsi, le modèle multi-états décrit toutes les transitions possibles à l'aide de taux calculés à partir d'observations récentes. C'est pourquoi il faut avoir des données de panel ou des données rétrospectives sur les derniers changements pour calculer les estimations (voir par exemple Schoen, 1988).

Une autre caractéristique du modèle multi-états est qu'il permet de faire intervenir divers profils de mortalité correspondant à chacun des états de santé considérés. Contrairement à ce qui se passe pour la méthode de Sullivan, on n'a pas, ici, à utiliser les taux de mortalité moyens de l'ensemble de la population. Il existe plutôt des risques de mortalité différents pour des sous-groupes de population et ces risques reflètent l'«expérience» vécue par la population. C'est pourquoi la méthode fondée sur des tables de survie multi-états est utile pour nous faire mieux comprendre les processus aboutissant à la maladie et à la mort. C'est pourquoi aussi les données d'enquête sont indispensables pour le calcul des estimations de la mortalité dans la population pour chaque état de santé. De telles estimations sont difficilement calculables à l'aide de données démographiques et de statistiques de l'état civil.

ÉVOLUTION DANS LE TEMPS DE L'ESPÉRANCE DE VIE SANS PERTE D'AUTONOMIE SELON LA MÉTHODE DE CALCUL

Pour vérifier rigoureusement l'effet d'un modèle fondé sur la méthode de Sullivan sur l'évolution de l'espérance de vie sans perte d'autonomie, il faut calculer des tables pour au moins deux dates. Malheureusement, dans leur étude de 1990, Rogers et al. n'ont pu calculer ces tables faute de disposer de données pour plusieurs dates. Plus bas, nous en venons à exprimer l'opinion que leurs conclusions, peut-être hâtives, sont une conséquence forcée de leur approche.

Rogers et al. (1990) commencent par calculer une table selon la méthode de Sullivan à l'aide de données observées pour 1986. Suivant la méthode habituelle, ils répartissent la colonne L_x de la table de survie en population sans perte d'autonomie et en

population avec perte d'autonomie à l'aide des taux de prévalence observés dans l'enquête transversale. Ils déterminent ainsi le nombre total d'années vécues avec ou sans perte d'autonomie et calculent les espérances de vie.

Dans un deuxième temps, ils ont entrepris de construire une table similaire pour 1990 pour fins de comparaison; cependant, cette table ne reposait pas sur des prévalences observées dans la population car les données de 1990 n'étaient pas encore disponibles à ce moment-là. Ils ont donc estimé les taux de prévalence pour 1990 en faisant l'hypothèse que les taux de transition entre les états de santé sont constants. Du point de vue du modèle, cela suppose des taux de prévalence et des taux de mortalité constants pour chaque groupe d'âge, ce qui se traduit nécessairement par la même espérance de vie aux deux dates.

Au lieu d'utiliser des taux de prévalence observés, Rogers et al. (1990) calculent leurs estimations en se fondant sur les estimations de taux de transition qui servent à la construction de la table de survie multi-états. Toutefois, ils supposent constants les taux de transition de l'état d'autonomie à l'état de non-autonomie et les taux de transition de l'état de non-autonomie à l'état d'autonomie pour la période 1984-1990. Il est alors possible d'appliquer les taux de transition de la période 1984-1986 à la population de 1986 afin d'estimer la prévalence de la perte d'autonomie pour 1990. Suivant l'hypothèse des taux de transition constants, la prévalence augmente avec le temps dans chaque groupe d'âge, et la construction des tables de survie montre que si la mortalité est maintenue constante et qu'on augmente la prévalence de la perte d'autonomie, l'espérance de vie sans perte d'autonomie diminuera avec les années.

Ce que l'analyse de Rogers et al. montre vraiment, c'est que si l'on applique des taux de transition constants dans le temps, la prévalence augmentera nécessairement au sein d'une population lorsque celle-ci tend vers une situation d'équilibre ! Cette analyse ne nous dit aucunement dans quelle mesure l'utilisation de la méthode de Sullivan aide à comprendre l'évolution de l'espérance de vie sans perte d'autonomie. Mais comme nous disposons maintenant d'une nouvelle série de données issue de la série qu'ont utilisée Rogers et al., il est désormais possible d'étudier l'évolution de l'espérance de vie sans perte d'autonomie entre deux périodes au moyen des deux méthodes de calcul de l'espérance de vie, à savoir la méthode de Sullivan et la méthode fondée sur des tables de survie multi-états.

À cette fin, nous allons étudier la stabilité des données d'entrée des modèles, ainsi que les estimations de l'espérance de vie avec ou sans perte d'autonomie ainsi obtenues. Les changements observés dans ces profils de mortalité et de morbidité pourraient être dus à l'instabilité d'estimations basées sur de faibles échantillons, à des changements de composition dus au suivi d'un panel, ou encore à une variation «réelle» des taux de mortalité et de morbidité durant la période.

DONNÉES

Les données qui ont servi à cette étude proviennent des trois vagues de la LSOA (Longitudinal Study of Aging : enquête longitudinale sur le vieillissement). La LSOA est une enquête par sondage nationale menée auprès d'un échantillon représentatif de la population de 70 ans et plus qui ne vivait pas en institution en 1984 ². Les mêmes personnes ont été réinterviewées en 1986 et en 1988. Pour ce qui est des personnes décédées dans l'intervalle, on a recueilli des renseignements sur leur décès en interviewant des proches et en consultant les registres du National Death Index. Nous allons donc analyser des estimations de l'espérance de vie sans perte d'autonomie pour les périodes 1984-1986 et 1986-1988. Les estimations de l'incidence (ou estimations multi-états) seront fondées sur les changements survenus dans chaque période de deux ans. Les estimations de la prévalence, quant à elles, seront axées sur le milieu des intervalles, 1985 et 1987.

En 1984, un groupe de 5151 personnes avait été formé pour l'interview initiale. C'est à partir de ce groupe qu'il fallait constituer les échantillons pour chaque période étudiée. Compte tenu des «pertes» engendrées par les procédures de suivi au moment de la deuxième interview et de l'absence systématique de données sur des variables utiles pour notre analyse, 375 cas (ou 7,2 % du total) ont été exclus pour la première période étudiée ³.

² Les répondants de la LSOA font eux-mêmes partie de la NHIS, enquête continue auprès de la population civile hors-institution des États-Unis. La NHIS (National Health Interview Survey) est basée sur un échantillon probabiliste national de 42 000 ménages; un sous-groupe formé des personnes de 70 ans et plus vivant dans un ménage sélectionné constitue la LSOA. Voir USDHSS, 1987.

³ Bien que le nombre de cas de non-interview rapportés en 1986 soit de 433 (USDHSS, 1990), le compte rendu des réponses de réinterview de la LSOA de 1986 et les opérations de couplage avec le National Death Index nous ont permis de recueillir des renseignements supplémentaires sur cer-

Cela fait en tout 4776 personnes pour la période séparant les deux interviews. Ce nombre comprend 631 personnes décédées entre la première et la deuxième interview.

Sur les 4145 personnes qui étaient toujours vivantes au moment de la deuxième interview et qui avaient fourni des réponses cohérentes, 346 (ou 7,6 % du total) ont été exclues de l'échantillon pour la seconde période étudiée (c'est-à-dire la période séparant les deuxième et troisième interviews) parce qu'on avait perdu leur trace durant le suivi ou qu'elles fournissaient systématiquement des non-réponses sur des variables importantes pour l'étude. Cela fait donc un échantillon de 3799 personnes pour la seconde période étudiée, dont 603 sont décédées dans cet intervalle. La figure 1 résume ce qui précède.

La petite différence observée dans les durées moyennes des intervalles entre cycles d'interview n'est pas sans importance pour notre analyse. En 1984, des interviews avaient été administrées tout le long de l'année (USDHHS, 1987), de sorte que le 1er juillet 1984 a été retenu comme date moyenne des interviews. La deuxième série d'interviews a eu lieu en août et en septembre 1986 (*ibid.*), et la troisième série d'août à octobre 1988⁴. Ainsi, la durée moyenne écoulée entre les deux premières interviews est de deux ans et deux mois et la durée moyenne écoulée entre les deuxième et troisième interviews est de deux ans et un demi-mois.

TAUX DE MORTALITÉ POUR L'ENSEMBLE DE LA POPULATION

Pour obtenir une table selon la méthode de Sullivan, il faut tout d'abord construire une table de survie pour tout l'échantillon. Bien que, en règle générale, les taux de mortalité utilisés dans la méthode de Sullivan ne reposent pas sur des données d'échantillon, pour les besoins de la cause, nous allons utiliser ces données afin d'établir des comparaisons avec le modèle multi-états. Pour calculer des taux de mortalité par âge, on a défini des états entre interviews pour les répondants pour chacune des deux périodes. Comme les deux périodes durent en

taines des personnes dont la trace s'était perdue durant le suivi. Par conséquent, nous utilisons dans cet article un nombre de décès supérieur et un nombre de cas de non-interview inférieur aux nombres officiels. La même explication s'applique aux cas utilisés pour la troisième interview.

⁴ Renseignements issus d'un entretien avec des représentants du National Center for Health Statistics.

Période 1		Période 2	
1984	1986	1986	1988
Autonomes 4117	Autonomes 3175	Autonomes 3013	Autonomes 2385
	En perte d'autonomie 514		En perte d'autonomie 350
	Décédés 428		Décédés 313
En perte d'autonomie 659	Autonomes 114	En perte d'autonomie 780	Autonomes 113
	En perte d'autonomie 342		En perte d'autonomie 377
	Décédés 203		Décédés 290

Figure 1 — TRANSITIONS D'UN ÉTAT À UN AUTRE ET SURVIE,
1984-1986 ET 1986-1988

moyenne deux ans environ, nous calculons des taux de mortalité pour des groupes d'âge de deux années à compter de 70 ans. La formule utilisée est :

$$M_x^{t+1} = (D_x^{t+2} / 2) / [(P_x^t + P_x^{t+2}) / 2] \quad (1)$$

où M est le taux de mortalité calculé par tranche d'âge de deux ans, D le nombre de décès survenus entre les deux interviews, P le nombre de répondants à chaque interview, x le début d'une tranche d'âge (variant de 70 à 94⁵ — par deux — pour la première période et de 72 à 94 pour la seconde), et t l'année d'interview (1984 pour la première période, 1986 pour la seconde). Comme

⁵ Nous avons choisi 94-95 ans comme dernière tranche d'âge car la variation des taux de mortalité est très forte au-delà de 95 ans. On trouve, par exemple, des taux de 0 pour 1000 et des taux de 1000 pour 1000.

le montre l'indice supérieur $t+1$, on peut considérer que les taux de mortalité calculés représentent la mortalité au milieu de chaque période, soit 1985 et 1987. Les taux de mortalité par tranches de deux ans calculés selon la formule ci-dessus apparaissent au tableau A⁶ (colonnes «TOT») et sont représentés graphiquement dans le diagramme du haut de la figure 2 (pour la première période).

TAUX DE MORTALITÉ SELON L'ÉTAT DE SANTÉ

Pour les besoins des tables de survie multi-états, on calcule aussi des taux de mortalité pour la population enquêtée selon la capacité des répondants de prendre soin d'eux-mêmes. À cette fin, on divise l'effectif de l'échantillon en deux groupes à chacune des trois interviews. Les personnes qui sont en perte d'autonomie, c'est-à-dire qui ont besoin d'aide pour accomplir au moins une des activités de la vie quotidienne, forment un sous-groupe; les personnes autonomes forment l'autre sous-groupe. Les répondants sont classés parmi les personnes en perte d'autonomie s'ils reçoivent de l'aide pour accomplir l'une ou l'autre des sept activités suivantes : prendre un bain ou une douche, s'habiller, manger, s'asseoir ou se lever (lit ou fauteuil), marcher, aller à l'extérieur et aller aux toilettes. De plus, les répondants qui vivaient en institution au moment de la deuxième ou de la troisième interview étaient classés parmi les personnes en perte d'autonomie.

On obtient les données de base nécessaires au calcul des taux de mortalité selon l'état de santé en agençant les données relatives à la survie et au degré d'autonomie de manière à connaître l'état de santé de la population au début et à la fin de chaque période étudiée. La figure 1 illustre cette méthode appliquée à l'ensemble de l'échantillon. En pratique, on a appliqué la méthode à chacun des groupes d'âge de deux ans.

À la première interview, l'échantillon comptait 4117 personnes autonomes et 659 personnes en perte d'autonomie. En 1986, chacun des membres des deux groupes pouvait être reclassé parmi les personnes en perte d'autonomie, parmi les personnes autonomes ou parmi les personnes décédées. Par exemple, parmi les personnes qui étaient autonomes au moment de la première interview, 3175 l'étaient toujours à la deuxième interview, 514 étaient devenues des personnes en

⁶ Les tableaux A, B et C sont en annexe.

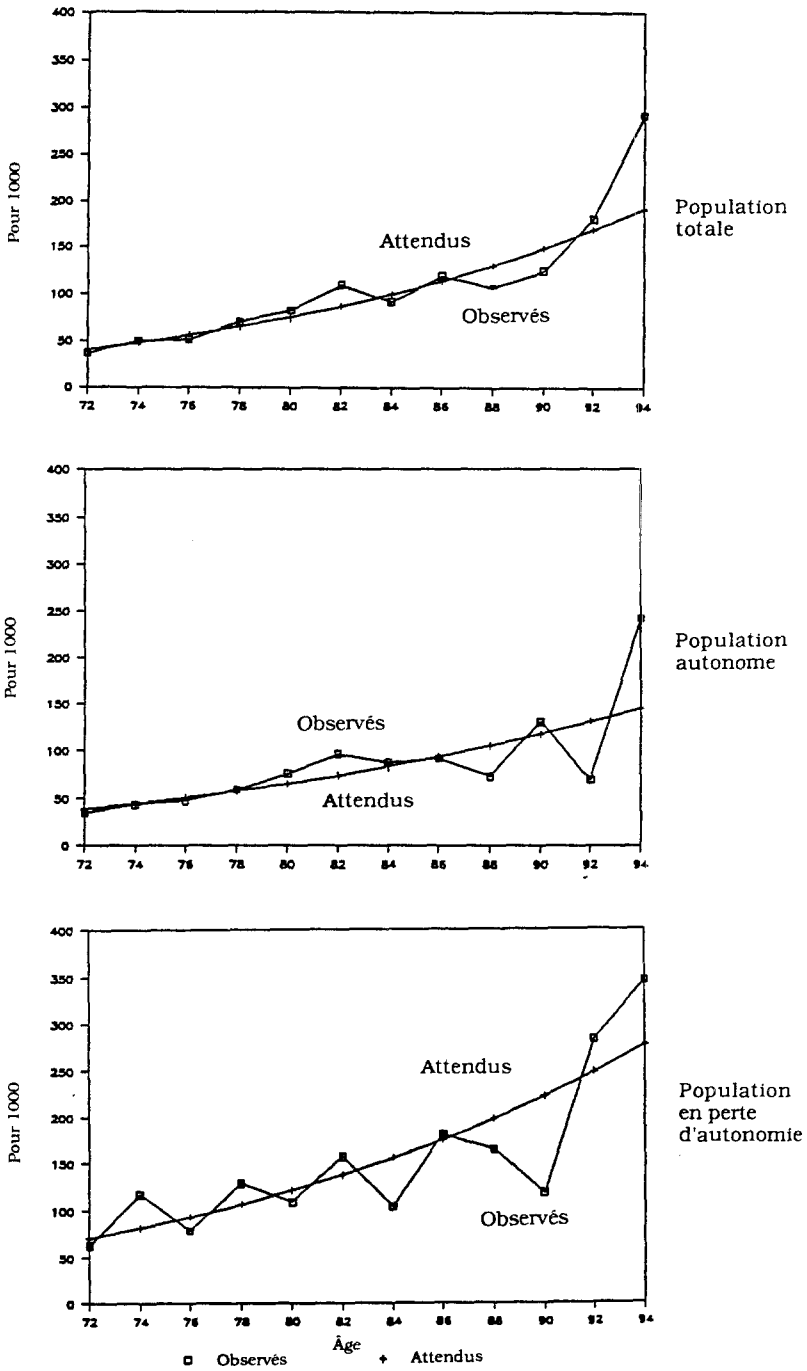


Figure 2 — TAUX DE MORTALITÉ OBSERVÉS ET ATTENDUS, 1984-1986

perte d'autonomie et 428 étaient décédées. Au début de la deuxième période, les personnes toujours vivantes ont été classées en deux groupes car les répondants décédés entre la première et la deuxième interview avaient été supprimés de l'échantillon. En 1988, à la fin de la deuxième période, les membres des deux groupes pouvaient de nouveau être répartis en trois catégories. Cette classification par groupes d'âge de deux ans permet le calcul du nombre de répondants qui sont passés d'un état à l'autre (autonomie, perte d'autonomie, décès) pour chaque groupe d'âge entre chacune des séries d'entrevues.

C'est à l'aide de ces résultats que l'on calcule des taux de mortalité selon l'état de santé en utilisant la formule ci-dessous. Ces taux figurent au tableau A.

$${}_hM_x^{t+1} = ({}_hD_x^{t+2} / 2) / [({}_hP_x^t + {}_hP_x^{t+2}) / 2] \quad (2)$$

Dans cette équation, l'indice *h* désigne l'état de santé de l'individu tandis que les autres symboles ont la même signification que dans l'équation (1).

Il convient d'attirer l'attention sur le dénominateur de l'équation (2). Le premier terme du dénominateur est simplement le nombre de répondants qui étaient, disons, autonomes au début de la période. Toutefois, le second terme est la somme des répondants qui sont demeurés autonomes et de ceux qui sont passés de la perte d'autonomie à l'autonomie entre les deux interviews. Par exemple, selon la figure 1, le premier terme du dénominateur est 4117 et le second 3289 (soit 3175 + 114)⁷.

Les taux de mortalité calculés pour la population autonome et la population en perte d'autonomie figurent au tableau A et sont représentés graphiquement à la figure 2 (pour la première période). Un simple coup d'oeil sur le deuxième graphique nous révèle la principale difficulté qui surgit lorsqu'on utilise de petits échantillons pour estimer des profils de mortalité, à savoir l'irrégularité de la tendance des taux de mortalité observés selon l'âge. Dans le tableau A, on note que les taux de mortalité sont moins élevés pour certains groupes d'âge que pour d'autres groupes plus jeunes. L'irrégularité des taux observés varie évi-

⁷ Bien que certains des chiffres mentionnés dans cet article soient des valeurs empiriques, tous les calculs contenus dans cette étude ont été faits à l'aide de pondérations calculées spécifiquement pour la LSOA (USDHHS, 1990).

demment en fonction de la taille de l'échantillon; elle est très prononcée pour la population en perte d'autonomie, un peu moins pour la population autonome et encore moins pour la population totale. Ces faits démontrent la nécessité de lisser considérablement les taux de mortalité établis à partir de données d'enquête avant de construire des tables de survie.

La méthode de lissage que nous utilisons ici pour estimer des taux de mortalité par âge comprend deux étapes. Tirée de l'étude de Bélanger (1988), elle a été employée par Rogers et al. (1990). Les taux de mortalité par âge observés (tableau A) ont été ajustés par une fonction exponentielle définie comme suit :

$$M_x = e^{(\alpha + \beta \ln x)} \quad (3)$$

où e est le nombre de Néper, α et β sont les coefficients de régression et $\ln x$ désigne le logarithme naturel de l'âge. On estime cette fonction au moyen d'une régression par les moindres carrés en prenant le logarithme de chaque membre de l'équation (3). Pour les besoins de cette estimation, nous n'avons utilisé que les taux de mortalité relatifs aux groupes d'âge 72-73 à 94-95, afin d'assurer la comparabilité des méthodes d'une période à l'autre.

Les trois premières colonnes du tableau 1 contiennent les résultats de l'analyse de régression initiale. Les taux de mortalité observés pour la population totale sont assez bien restitués par l'équation de régression (R^2 égale environ 0,90); on ne peut en dire autant pour les taux de mortalité des sous-groupes, plus particulièrement ceux de la population en perte d'autonomie, pour laquelle ont été calculées des valeurs de R^2 de 0,65 et de 0,75 pour les première et seconde périodes respectivement. Pour les trois équations, l'ajustement est meilleur pour la seconde période que pour la première.

Après un examen attentif des résidus de la régression, nous avons remplacé les valeurs aberrantes — c'est-à-dire les résidus qui sont à plus de 1,5 écart type de la moyenne — dans chaque série de taux de mortalité observés par des valeurs attendues et nous avons refait une régression par les moindres carrés avec les données révisées. Les résultats de la deuxième série d'analyses de régression figurent dans les trois dernières colonnes du tableau 1. Dans chaque cas, on obtient un meilleur ajustement que dans la première série d'analyses et l'équation de régression explique au moins 88 % de la variance pour la population totale et pour les personnes autonomes; en revanche, pour ce

TABLEAU 1
Résultats de la régression pour le lissage des taux de mortalité

	Première série			Deuxième série		
	α	β	\bar{R}^2	α	β	\bar{R}^2
1984-1986						
Total	-23,421** (2,733)	6,333** (0,619)	0,904	-21,232** (2,062)	5,831** (0,467)	0,934
Population autonome	-17,609** (4,614)	4,970** (1,045)	0,663	-17,616** (2,442)	4,974** (0,553)	0,879
Population en perte d'autonomie	-15,352** (4,465)	4,592** (1,011)	0,641	-17,714** (3,460)	5,137** (0,784)	0,792
1986-1988						
Total	-31,681** (2,722)	8,240** (0,616)	0,942	-30,604** (1,333)	7,994** (0,302)	0,984
Population autonome	-30,896** (4,394)	7,993** (0,995)	0,852	-27,106** (2,440)	7,122** (0,553)	0,938
Population en perte d'autonomie	-13,085** (3,132)	4,159** (0,709)	0,752	-14,348** (2,380)	4,453** (0,539)	0,859
1986-1988 sans la population vivant en institution						
Total	-31,196** (3,099)	8,108** (0,702)	0,923	-29,940** (1,730)	7,822** (0,392)	0,973
Population autonome	-30,944** (4,383)	8,005** (0,992)	0,853	-27,175** (2,450)	7,138** (0,555)	0,937
Population en perte d'autonomie	-14,669** (4,234)	4,478** (0,959)	0,654	-16,064** (3,588)	4,802** (0,813)	0,755

** Significatif au seuil de 0,01.

qui a trait à la population en perte d'autonomie, cette seconde analyse n'aura pas permis de porter à plus de 86 le pourcentage de variance expliqué par l'équation de régression. La deuxième série d'équations a servi à calculer les trois séries de taux de mortalité par âge lissés pour chaque période. Enfin, nous avons dû corriger chacune des séries de taux estimés parce que les deux périodes étudiées ne s'étendent pas exactement sur deux ans. Nous avons donc multiplié les taux estimés par un facteur de correction — 12/13 pour la première période et 12/12,25 pour la seconde — afin d'obtenir les séries finales de taux qui apparaissent au tableau A et sont représentés à la figure 3.

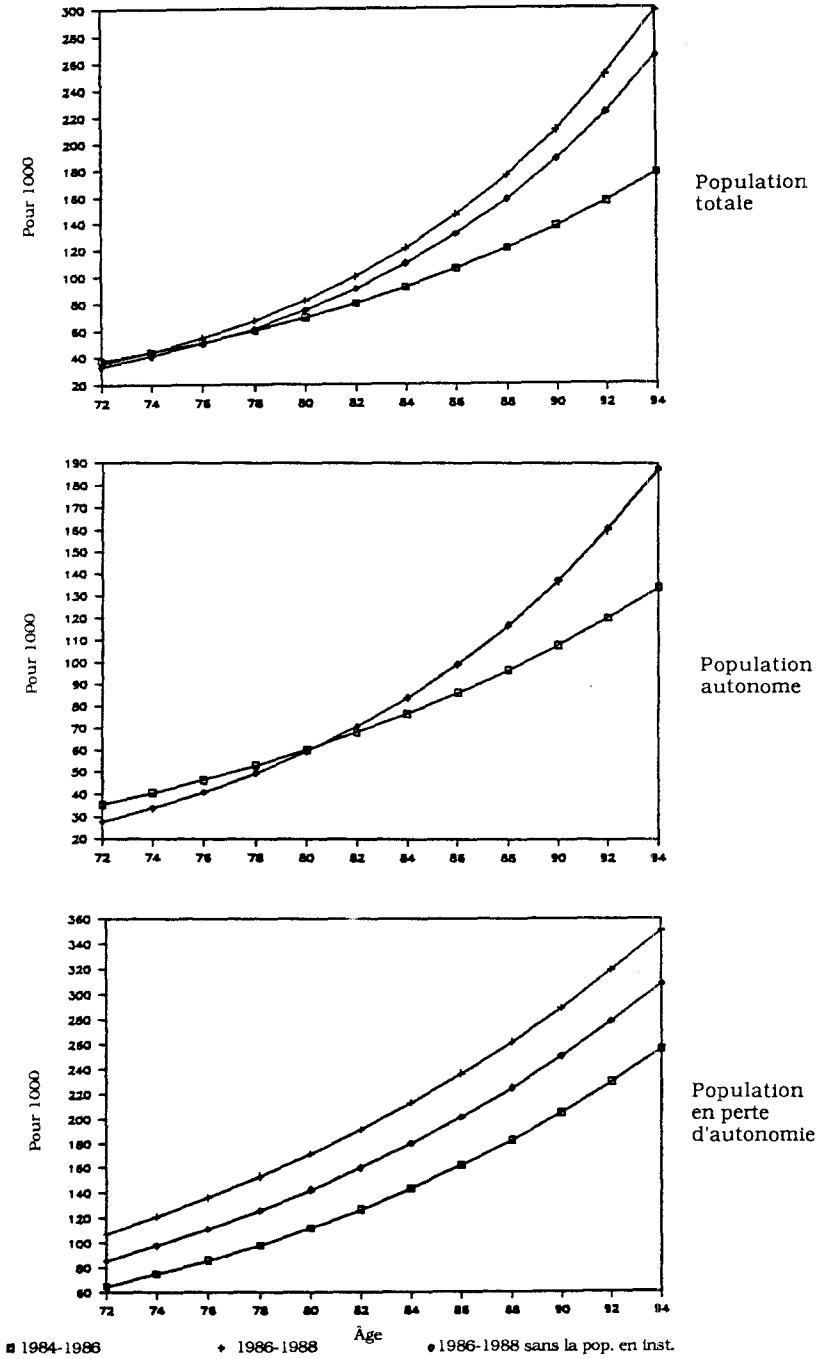


Figure 3 — TAUX DE MORTALITÉ ESTIMÉS POUR 1984-1986, 1986-1988 ET 1986-1988 SANS LA POPULATION VIVANT EN INSTITUTION

Des tests statistiques montrent que, lorsque l'on compare des courbes de survie similaires pour les deux périodes, aucune différence significative n'apparaît⁸ (voir le tableau B). Cependant, la figure 3 montre que ce sont les courbes de mortalité des personnes en perte d'autonomie qui diffèrent probablement le plus entre elles aux deux dates. La courbe de mortalité est beaucoup plus haute pour la seconde période que pour la première. L'absence de différence statistiquement significative entre ces deux courbes est probablement attribuable au faible effectif de ce sous-groupe de la population.

Jusqu'à l'âge de 80 ans, les taux de mortalité de la population autonome sont moins élevés en 1986-1988 que dans la première période; au-delà de 80 ans, ils sont plus élevés dans la seconde période. En ce qui concerne la population totale, les taux de mortalité estimés pour l'une et l'autre période sont assez semblables jusqu'à 80 ans. Après cet âge, les taux sont plus élevés pour la seconde période à cause de taux plus élevés aussi bien pour les personnes autonomes que pour les personnes en perte d'autonomie.

Puisque l'échantillon initial a été prélevé en 1984 dans la population hors-institution de 70 ans et plus, on peut se demander si la différence de taux de mortalité entre les deux périodes, plus particulièrement en ce qui concerne les personnes en perte d'autonomie, ne serait pas due au fait que ce sous-groupe comptait des personnes vivant en institution au moment de la seconde interview, ce qui en aurait fait un groupe plus exposé à la maladie et, par conséquent, à mortalité plus élevée. Lorsqu'on calcule les taux de mortalité de l'échantillon pour 1986-1988 en faisant abstraction des personnes vivant en institution, la courbe de mortalité des personnes en perte d'autonomie et celle de la population totale ressemblent davantage aux courbes correspondantes pour la première période, ce qui donne à penser que c'est là que réside une partie de l'explication (figure 3). Néanmoins, la courbe de mortalité des personnes en perte d'autonomie demeure beaucoup plus élevée pour la seconde période que pour la période 1984-1986.

⁸ Deux tests statistiques ont été obtenus de la PROC LIFETEST de la version 5 de SAS. Il s'agit du «log rank test», qui accorde une pondération plus élevée aux durées de survie plus longues, et du test de Wilcoxon, qui donne une pondération plus élevée aux faibles durées de survie (SAS Institute Inc., 1985). L'utilisation des deux tests conduit aux mêmes conclusions.

On peut se demander si les individus dont la trace s'est perdue entre deux passages de l'enquête ont eu un effet sur le dénominateur lors du calcul des taux de mortalité. Par exemple, a-t-on perdu la trace de personnes en perte d'autonomie qui étaient toujours vivantes à la fin de la première période ? Si oui, nous avons un échantillon dont le taux de mortalité est plus élevé qu'il ne devrait l'être. Cependant, rien n'indique que les personnes en perte d'autonomie ont plus ou moins de chances que les personnes autonomes de sortir de l'échantillon entre deux vagues d'interviews.

TABLES DE SURVIE CLASSIQUES

Avant de construire des tables de survie selon l'état de santé, nous allons construire des tables de mortalité classiques à l'aide des taux du tableau A, pour comparer l'effet de divers niveaux de mortalité sur les estimations de l'espérance de vie. À cette fin, nous convertissons les taux de mortalité lissés par âge en probabilités de décès (q_x), qui sont à la base des tables de survie. Nous utilisons la méthode usuelle de construction des tables (Shryock et al., 1976; Pressat, 1972).

Le tableau 2 contient les tables de mortalité pour la population totale ainsi que pour les personnes autonomes et les personnes en perte d'autonomie, pour les deux périodes étudiées. Notre analyse va porter plus spécialement sur l'espérance de vie, particulièrement à 70 et à 72 ans. L'espérance de vie est «le nombre moyen d'années qu'il reste à vivre à une personne qui a atteint le début de l'intervalle d'âge indiqué» (Shryock et al., 1976). Ainsi, l'espérance de vie de 14,2 années indiquée au tableau 2 pour la population totale en 1984-1986 signifie que les personnes qui atteignent l'âge de 70 ans ont encore, en moyenne, 14,2 années à vivre⁹. L'interprétation de l'espérance de vie estimée pour les personnes autonomes et les personnes en perte d'autonomie suppose une hypothèse supplémentaire. En effet, l'espérance de vie de 15,6 ans indiquée au tableau 2 pour les personnes autonomes en 1984-1986 signifie que les personnes qui atteignent l'âge de 70 ans et qui demeureront

⁹ Les espérances de vie calculées dans cet article sont légèrement surestimées car les probabilités de décès estimées pour le dernier groupe d'âge de deux ans valent aussi pour le groupe d'âge supérieur. Ainsi, les probabilités estimées pour le groupe des 94 et 95 ans s'appliquent aussi au groupe des 94 ans et plus. Cela a peu d'effet toutefois sur l'espérance de vie à des âges moins avancés, car très peu de gens atteignent 95 ans.

TABLEAU 2
Espérance de vie calculée à l'aide des taux de mortalité estimés, 1984-1986 et 1986-1988

Âge	1984-1986			1986-1988			1986-1988 sans la pop. vivant en institution		
	Total	Aut.	Perte d'aut.	Total	Aut.	Perte d'aut.	Total	Aut.	Perte d'aut.
70	14,2	15,6	10,4	13,0	15,5	7,5	13,6	15,4	8,8
72	13,1	14,5	9,5	11,7	14,1	6,9	12,3	14,1	8,0
74	12,0	13,5	8,7	10,5	12,9	6,3	11,1	12,9	7,3
76	11,0	12,5	8,0	9,4	11,7	5,8	10,0	11,7	6,7
78	10,1	11,7	7,3	8,4	10,6	5,3	8,9	10,6	6,1
80	9,3	10,9	6,7	7,4	9,7	4,9	7,9	9,6	5,6
82	8,5	10,1	6,1	6,6	8,7	4,5	7,1	8,7	5,1
84	7,8	9,5	5,6	5,8	7,9	4,1	6,3	7,9	4,7
86	7,2	8,9	5,1	5,1	7,2	3,8	5,6	7,2	4,3
88	6,6	8,4	4,7	4,5	6,5	3,5	5,0	6,5	3,9
90	6,2	7,9	4,4	4,0	6,0	3,2	4,4	6,0	3,6
92	5,8	7,6	4,1	3,6	5,6	3,0	4,0	5,6	3,4
94	5,6	7,4	3,9	3,4	5,4	2,8	3,8	5,3	3,2

autonomes le reste de leur vie ont encore, en moyenne, 15,6 années à vivre; les personnes qui atteignent 70 ans et qui seront en perte d'autonomie le reste de leur vie n'ont, en moyenne, que 10,4 années à vivre.

Avant de poursuivre l'analyse des résultats de l'échantillon, nous allons comparer l'espérance de vie calculée pour l'échantillon à l'espérance de vie calculée pour l'ensemble de la population des États-Unis par une méthode comparable. Nous aurons ainsi une idée de la fiabilité et de la validité des estimations de l'espérance de vie de l'échantillon et des variations de ce paramètre entre les périodes. En nous servant du nombre de décès par année d'âge pour une année et des effectifs de population correspondants, nous calculons l'espérance de vie des personnes âgées aux États-Unis pour 1985 et 1987 (tableau 3). L'espérance de vie de la population des États-Unis à 70 ans est de 13,8 années en 1985, soit quatre dixièmes de moins que l'espérance de vie calculée pour notre échantillon global à la première période. Comme la population vivant en institution n'est pas comprise dans l'échantillon de départ, il ne faut pas s'étonner du fait que l'échantillon global ait une espérance de vie supérieure à celle de la population des États-Unis en général. En deux ans, l'espérance de vie de la population américaine à

TABLEAU 3
Espérance de vie calculée en fonction du nombre de décès et des effectifs de population par année d'âge, population des États-Unis

Âge	1985	1987
70	13,8	14,0
71	13,2	13,4
72	12,6	12,8
73	12,0	12,3
74	11,5	11,7
75	10,9	11,2
76	10,4	10,6
77	9,9	10,1
78	9,4	9,6
79	8,9	9,1
80	8,5	8,7
81	8,0	8,2
82	7,6	7,8
83	7,2	7,4
84	6,8	7,0
85	6,4	6,7

Sources : Décès : données non publiées du NCHS, tableau 310, 1985, 1987. Population : *Current Population Reports, Projections of the Population of the United States, by Age, Sex, and Race: 1983 to 2080*, Series P-25, No. 952, 1984, Bureau of the Census, Table 6, p. 43-44 et 47-48.

70 ans a augmenté de 0,2 année. Durant la même période, l'espérance de vie de notre échantillon au même âge a diminué de 1,2, de sorte qu'en 1987 l'échantillon avait une espérance de vie quelque peu inférieure à celle de la population des États-Unis en général. La diminution de l'espérance de vie de notre échantillon est plus forte à mesure que l'âge augmente; à 90 ans, par exemple, la baisse est de 2,2 années entre les deux périodes.

Compte tenu de la tendance de l'espérance de vie observée pour l'ensemble de la population, le mouvement à la baisse de l'espérance de vie de l'échantillon global ne semble pas être représentatif de la tendance réelle de la mortalité entre les deux périodes. Il indique probablement que l'échantillon est plus représentatif de la population des États-Unis lorsqu'il comprend les personnes qui vivent en institution. L'exclusion de ce groupe de personnes en 1986 conduit à une baisse de 0,6 an de l'espérance de vie à 70 ans de l'échantillon entre les deux périodes.

Si l'on considère maintenant les résultats relatifs aux sous-groupes, on peut dire que l'espérance de vie de l'échantillon

global a chuté de 1,2 an entre les deux périodes parce que l'espérance de vie des personnes en perte d'autonomie a connu une baisse très appréciable de 2,9 ans. Dans le même temps, l'espérance de vie (à 70 ans) de la population autonome diminuait de 0,1 année. Exprimées en pourcentage de l'espérance de vie initiale, ces variations se lisent comme suit : baisse de 8 % de l'espérance de vie de l'ensemble de l'échantillon, baisse de 1 % de celle des personnes autonomes et baisse de 28 % de celle des personnes en perte d'autonomie.

Lorsqu'on fait abstraction, en 1986, de la population vivant en institution, l'espérance de vie de la population des personnes en perte d'autonomie subit tout de même une baisse de 1,6 année entre les deux périodes; cependant, comme le supposait plus tôt notre analyse des profils de mortalité, cette baisse n'est pas aussi marquée que si l'on tient compte de la population vivant en institution. Évidemment, la composition de l'échantillon a un effet considérable sur le niveau et la variation de l'espérance de vie, mais l'espérance de vie estimée est également influencée par l'irrégularité des taux par âge, conséquence du faible effectif de chaque groupe d'âge.

Si la variation estimée de la mortalité reflète la réalité, cela suppose qu'entre les deux périodes il y a eu amélioration de la mortalité chez les personnes âgées qui sont le plus en santé, c'est-à-dire les personnes autonomes qui sont au début du troisième âge. Dans le même temps, il y a eu une détérioration appréciable des conditions de mortalité chez les personnes âgées en perte d'autonomie et chez les plus âgées autonomes. Ce n'est pas là un scénario totalement invraisemblable, mais reconnaissons qu'il représente un changement radical en deux ans.

En conclusion, nous ne pouvons dissocier l'éventualité d'une variation réelle des taux de mortalité des effets de l'échantillon, mais nous pouvons affirmer que les estimations de la variation des taux de mortalité fondées sur les données de l'échantillon diffèrent des estimations calculées pour la population américaine de 70 ans et plus. En outre, la forte diminution du taux de survie chez les personnes en perte d'autonomie est quelque peu invraisemblable.

TAUX DE MORBIDITÉ

Des mesures de morbidité sont aussi nécessaires pour le calcul de l'espérance de vie sans perte d'autonomie. À la première interview, 11,8 % de l'échantillon était constitué de personnes

en perte d'autonomie, selon la définition donnée à la section précédente. En 1986, cette proportion était passée à 17,9 %. Cette progression en deux ans s'explique en partie par le fait que les membres de l'échantillon ont 70 ans ou plus au moment de la première interview et deux ans de plus, en moyenne, au moment de la deuxième. Entre 1984 et 1986, la proportion des personnes en perte d'autonomie s'est accrue de 5,0 % chez les 72 ans ou plus (elle était initialement de 12,9 %). Parmi les membres de l'échantillon utilisé pour la seconde période, 17,7 % étaient considérés comme en perte d'autonomie en 1986 et 19,6 % en 1988. Le pourcentage des personnes de 74 ans ou plus qui sont en perte d'autonomie ne varie à peu près pas entre 1986 (19,7 %) et 1988 (19,6 %).

Nous avons calculé le pourcentage de ceux qui sont en perte d'autonomie par groupe d'âge de deux ans à chacune des trois interviews. Nous avons aussi calculé le pourcentage moyen de deux interviews, que l'on peut considérer comme le pourcentage du milieu de chaque période, c'est-à-dire en 1985 et en 1987 (tableau 4). Le premier groupe d'âge pour lequel des pourcentages sont calculés est celui des 72-73 ans en 1986 et celui des 74-75 ans en 1988, car aucun des répondants n'a moins que cet âge au moment des interviews.

L'examen des pourcentages de personnes en perte d'autonomie pour chaque groupe d'âge permet de constater que pour la plupart des groupes (mais non pour tous), la perte d'autonomie est un peu plus fréquente en 1987 qu'en 1985 bien qu'aucun des écarts ne soit significatif. Lorsqu'on exclut la population vivant en institution, on n'observe pas de tendance particulière dans les écarts ni de différence significative.

LISSAGE DES TAUX DE MORBIDITÉ DÉCLARÉE PAR ÂGE

Pour appliquer la méthode de Sullivan, nous avons aussi lissé et estimé les pourcentages de personnes en perte d'autonomie par âge pour les deux périodes. Nous avons procédé de la même manière que pour les taux de mortalité. Au moyen d'une régression par les moindres carrés, nous avons estimé les coefficients de la formule (3) en nous servant des pourcentages de personnes en perte d'autonomie pour les groupes d'âge 74-75 ans à 96-97 ans. L'estimation a été effectuée une seule fois car la valeur du coefficient R^2 ajusté est très élevée. Voici les résultats de l'analyse :

TABLEAU 4
*Pourcentage de la population en perte d'autonomie
 pour des groupes d'âge de deux ans, 1984-1988 (%)*

	Période 1			Période 2			Période 2 sans la pop. vivant en inst. en 1986		
	1984	1985	1986	1986	1987	1988	1986	1987	1988
70-71	6,68	—	—	—	—	—	—	—	—
72-73	4,81	7,12	9,35	9,17	—	—	8,69	—	—
74-75	7,26	8,24	9,25	9,26	9,26	9,27	8,10	8,70	9,28
76-77	9,57	10,31	11,02	11,10	12,38	13,70	9,81	11,59	13,42
78-79	12,33	14,10	15,67	15,27	13,79	12,40	12,82	12,08	11,40
80-81	15,30	17,55	19,41	18,61	19,18	19,68	15,01	16,74	18,23
82-83	16,98	21,45	26,12	25,89	22,64	20,02	20,85	19,74	18,87
84-85	21,14	24,76	28,17	27,82	28,38	28,95	22,89	25,04	27,14
86-87	26,35	31,26	35,38	36,66	35,55	34,42	32,64	32,17	31,70
88-89	30,24	34,68	38,62	38,39	39,41	40,25	31,87	35,66	38,60
90-91	34,02	41,16	46,37	49,00	49,82	50,58	42,66	45,35	47,72
92-93	49,57	53,93	56,75	58,66	58,97	59,27	51,86	54,37	56,64
94-95	47,95	52,25	56,61	58,19	61,56	65,04	54,42	57,95	61,62
96-97	57,98	52,43	50,51	50,51	53,26	56,31	38,72	48,00	56,31

ln (pourcentage de personnes en perte d'autonomie à l'âge x pour 1984-1986)

$$= -29,964 + 7,479 * \ln(x) \quad \bar{R}^2 = 0,974$$

(1,640) (0,369)

ln (pourcentage de personnes en perte d'autonomie à l'âge x pour 1986-1988)

$$= -30,018 + 7,515 * \ln(x) \quad \bar{R}^2 = 0,962$$

(1,997) (0,450)

ln (pourcentage de personnes en perte d'autonomie à l'âge x pour 1986-1988 sans la population vivant en institution)

$$= -30,280 + 7,551 * \ln(x) \quad \bar{R}^2 = 0,961$$

(2,038) (0,459)

Les erreurs types figurent entre parenthèses. Tous les coefficients de régression sont significatifs à un seuil de 0,01. De plus, les paramètres de régression ne diffèrent pas significativement l'un de l'autre. Nous pouvons en conclure que les équations

tions décrivent bien le taux de dépendance par âge aux deux dates et que, de plus, le profil de cette prévalence est similaire aux deux dates. Ces taux estimés entrent dans la construction des tables obtenues par la méthode de Sullivan.

Pour pouvoir construire les tables de survie multi-états, il faut aussi estimer les taux de transition par âge (de la perte d'autonomie à l'autonomie et vice-versa) pour l'intervalle de deux ans. Nous procédons de la même manière que pour les taux de mortalité, sauf que l'équation est définie comme suit ¹⁰ :

$$M_x = e^{(\alpha + \beta x)} \quad (4)$$

Les taux de transition observés par âge apparaissent au tableau C et les résultats de la régression du premier et du second lissage au tableau 5.

Les taux de transition d'un état à l'autre semblent nécessiter plus de lissage que les profils de mortalité. Les équations décrivent assez bien la transition de l'autonomie à la perte d'autonomie. Avec la deuxième série de résultats, les équations expliquent plus de 95 % de la variance. En revanche, l'équation lissée ne décrit pas bien la transition de la perte d'autonomie à l'autonomie. Même le second lissage n'explique qu'un tiers à trois quarts de la variance des données observées et, durant la première période, le second lissage n'apporte pas d'amélioration par rapport au premier. Un examen des taux observés nous indique que cet état de choses n'est pas attribuable à de fortes fluctuations selon l'âge, mais plutôt au fait que les taux de transition ne varient pas beaucoup d'un âge à l'autre. Dans une analyse antérieure sur les changements dans la capacité des individus d'accomplir les activités de la vie quotidienne (Crimmins et Saito, 1990), on a rattaché l'amélioration de la capacité fonctionnelle aux caractéristiques de la perte de capacité plutôt qu'à l'âge ou aux autres caractéristiques démographiques. Il est donc pertinent de se demander si la méthode que nous avons décrite ci-dessus peut nous permettre d'estimer de façon fiable des taux de transition de la perte d'autonomie à l'autonomie.

¹⁰ La spécification utilisée n'est pas tout à fait la même pour le lissage des taux de transition que pour celui des taux de mortalité. Rogers et al. (1990) se sont servis des deux dans leur étude. Nous reprenons leurs spécifications afin d'obtenir des résultats comparables. Nous avons néanmoins estimé les taux de transition au moyen de la spécification qui avait servi à estimer les taux de mortalité et nous avons obtenu des résultats essentiellement comparables.

TABLEAU 5
*Résultats de la régression pour le lissage
des taux de transition d'un état à l'autre*

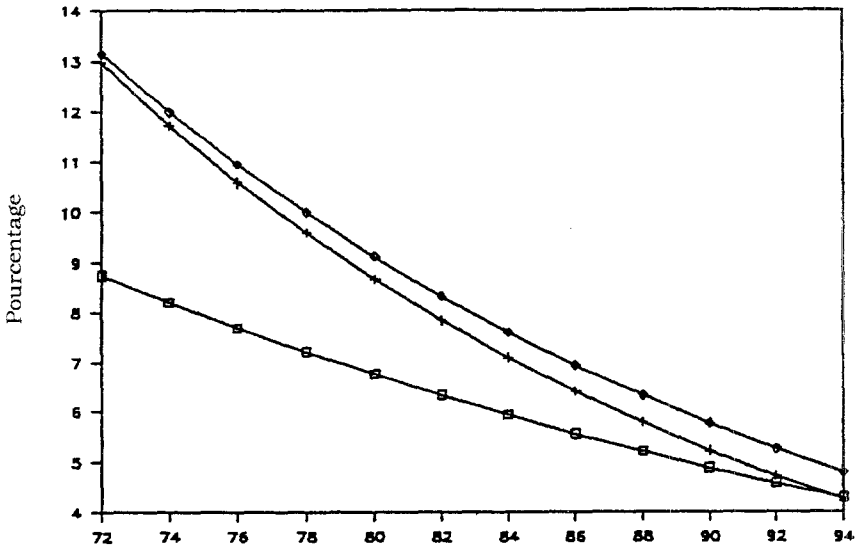
	Première série			Deuxième série		
	α	β	\bar{R}^2	α	β	\bar{R}^2
1984-1986						
De l'autonomie à la perte d'autonomie	-4,771** (0,831)	0,0852** (0,00997)	0,868	-5,667** (0,373)	0,0966** (0,00448)	0,977
De la perte d'autonomie à l'autonomie	5,205** (1,304)	-0,0406* (0,0157)	0,342	4,570** (1,021)	-0,0322* (0,0123)	0,350
1986-1988						
De l'autonomie à la perte d'autonomie	-5,475** (0,605)	0,0917** (0,00727)	0,935	-5,857** (0,470)	0,0966** (0,00564)	0,964
De la perte d'autonomie à l'autonomie	6,056** (1,255)	-0,0497** (0,0151)	0,474	6,219** (0,747)	-0,0505** (0,00896)	0,736
1986-1988 sans la population vivant en institution						
De l'autonomie à la perte d'autonomie	-5,481** (0,610)	0,0918** (0,00733)	0,934	-5,867** (0,473)	0,0968** (0,00568)	0,963
De la perte d'autonomie à l'autonomie	5,894** (1,260)	-0,0470* (0,0151)	0,441	5,894** (0,708)	-0,0458** (0,00850)	0,718

* Significatif au seuil de 0,05.

** Significatif au seuil de 0,01.

Les taux de transition calculés à l'aide des équations de régression sont illustrés à la figure 4. La probabilité de passer de la perte d'autonomie à l'autonomie est plus élevée dans la seconde période que dans la première pour la plupart des âges et le fait de tenir compte de la population vivant en institution ne modifie aucunement cette différence. Les écarts ne sont pas statistiquement significatifs (voir le tableau B). Ainsi, pendant que la mortalité augmentait chez les personnes en perte d'autonomie, la probabilité que l'état de santé s'améliore au sein de ce groupe augmentait. Ces deux tendances semblent peu vraisemblables et résultent probablement de l'instabilité des estimations, imputable à la faible taille de la population en perte d'autonomie et à un ajustement insatisfaisant des profils de morbidité à l'équation d'estimation.

De la perte d'autonomie à l'autonomie



De l'autonomie à la perte d'autonomie

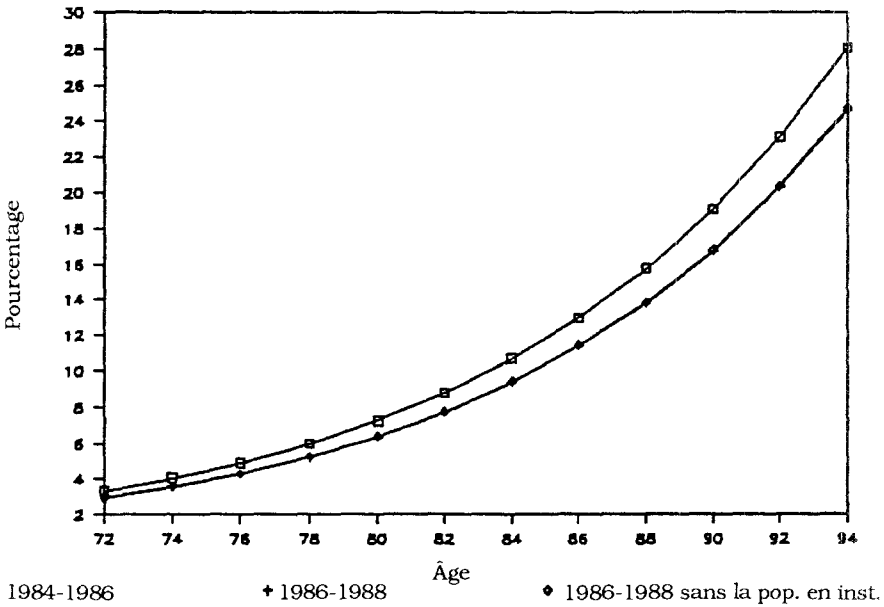


Figure 4 — TAUX DE TRANSITION D'UN ÉTAT À UN AUTRE POUR 1984-1986, 1986-1988 ET 1986-1988 SANS LA POPULATION VIVANT EN INSTITUTION

La probabilité de passer de l'autonomie à la perte d'autonomie est plus faible durant la seconde période que durant la première pour n'importe quel âge. La différence entre les taux de transition des deux périodes est statistiquement significative, comme l'indique le «log rank test». Autrement dit, pendant que les conditions de mortalité s'amélioraient, la probabilité que l'état de santé se détériore diminuait. Cette combinaison de tendances est plus vraisemblable que celle qui a été observée dans le cas des personnes en perte d'autonomie.

ESPÉRANCE DE VIE AVEC OU SANS PERTE D'AUTONOMIE

Nous allons voir maintenant comment on établit des estimations de l'espérance de vie sans perte d'autonomie à partir des profils de mortalité et de morbidité estimés. Le tableau 6 donne l'espérance de vie des personnes autonomes et des personnes en perte d'autonomie calculée par la méthode de Sullivan pour les deux périodes. Les chiffres des colonnes «total» sont ceux du tableau 2 puisque la table de survie repose sur les taux de mortalité relatifs à l'échantillon global aux deux dates. Les autres colonnes représentent, pour l'ensemble de la population de l'échantillon, la ventilation de l'espérance de vie entre l'autonomie et la perte d'autonomie pour chaque âge, faite à l'aide de la série des pourcentages estimés de personnes en perte d'autonomie. Ainsi, les personnes qui avaient atteint l'âge de 70 ans durant la première période avaient encore 14,2 ans à vivre en moyenne, dont 11,7 sans perte d'autonomie et 2,5 avec perte d'autonomie. À 80 ans, l'espérance de vie est de 9,3 ans, dont 29,8 % (2,8 ans) avec perte d'autonomie.

Si nous comparons les chiffres des deux périodes, nous constatons que l'espérance de vie, avec ou sans perte d'autonomie, est généralement moins élevée à tous les âges durant la seconde période, les écarts étant plus marqués dans le cas de l'espérance de vie des personnes autonomes. Lorsqu'on supprime de l'échantillon la population vivant en institution au début de la deuxième période, de nouveau, les espérances de vie avec ou sans perte d'autonomie diminuent d'une période à l'autre. De toute évidence, les conclusions relatives à la variation de l'espérance de vie dans le temps ont un rapport étroit avec la population sondée et dépendent plus des différences de profils de mortalité que des différences dans les pourcentages de personnes en perte d'autonomie.

TABLEAU 6
Espérance de vie de la population totale et de la population en perte d'autonomie, calculée d'après la méthode de Sullivan, 1984-1986, 1986-1988, et 1986-1988 sans la population vivant en institution en 1986

Âge	1984-1986			1986-1988			1986-1988 sans la pop. vivant en institution		
	Total	Aut.	Perte d'aut.	Total	Aut.	Perte d'aut.	Total	Aut.	Perte d'aut.
70	14,2	11,7	2,5 (17,8%)	13,0	10,8	2,2 (17,1%)	13,6	11,4	2,2 (16,1%)
72	13,1	10,5	2,6 (19,7%)	11,7	9,5	2,2 (18,9%)	12,3	10,1	2,2 (17,8%)
74	12,0	9,4	2,6 (21,8%)	10,5	8,3	2,2 (21,0%)	11,1	8,9	2,2 (19,7%)
76	11,0	8,4	2,7 (24,1%)	9,4	7,2	2,2 (23,3%)	10,0	7,8	2,2 (22,0%)
78	10,1	7,4	2,7 (26,8%)	8,4	6,2	2,2 (26,1%)	8,9	6,7	2,2 (24,5%)
80	9,3	6,5	2,8 (29,8%)	7,4	5,2	2,2 (29,2%)	7,9	5,8	2,2 (27,4%)
82	8,5	5,7	2,8 (33,2%)	6,6	4,4	2,2 (32,8%)	7,1	4,9	2,2 (30,7%)
84	7,8	4,9	2,9 (36,9%)	5,8	3,6	2,1 (37,0%)	6,3	4,1	2,2 (34,4%)
86	7,2	4,2	2,9 (40,9%)	5,1	3,0	2,1 (41,6%)	5,6	3,4	2,1 (38,6%)
88	6,6	3,6	3,0 (45,1%)	4,5	2,4	2,1 (46,8%)	5,0	2,8	2,1 (43,2%)
90	6,2	3,1	3,0 (49,2%)	4,0	1,9	2,1 (52,3%)	4,4	2,3	2,1 (48,1%)
92	5,8	2,7	3,1 (52,9%)	3,6	1,5	2,1 (57,7%)	4,0	1,9	2,1 (52,7%)
94	5,6	2,5	3,1 (55,4%)	3,4	1,3	2,1 (61,8%)	3,8	1,7	2,1 (56,1%)

Si l'on considère uniquement la proportion de l'espérance de vie vécue en perte d'autonomie pour chaque âge (la base de comparaison préférée lorsque les espérances de vie diffèrent), on voit peu de différence entre les trois séries de pourcentages du tableau 6. Pour l'ensemble de l'échantillon on note, à 70 ans, que 17 % ou 18 % de l'espérance de vie devrait être vécue en perte d'autonomie; à 80 ans, le pourcentage est de 29 à 30. Si l'on fait abstraction de la population vivant en institution, les pourcentages passent à 16 et à 27 respectivement. On peut en conclure que l'utilisation des pourcentages estimés modifie peu l'espérance de vie sans perte d'autonomie d'une période à l'autre.

Examinons maintenant les estimations de l'espérance de vie sans perte d'autonomie fondées sur les tables de survie multi-états. Nous présentons tout d'abord des tables de survie basées sur l'état de santé, comparables à celles qu'ont exposées Rogers et al. (1990) (tableau 7). Ces tables donnent l'espérance de vie suivant l'état de santé pour les individus, selon leur état de santé à leur 72^e anniversaire. Par exemple, les personnes qui étaient autonomes à 72 ans en 1985 pouvaient espérer vivre

encore 12,52 ans, dont 3,07 (ou 25 %) en perte d'autonomie. Les personnes du même âge qui étaient autonomes en 1987 avaient des chances de vivre un peu moins longtemps en moyenne, soit 12,10 années, dont seulement 2,09 (ou 17 %) en perte d'autonomie ¹¹.

Les personnes qui étaient en perte d'autonomie en 1985 avaient une espérance de vie de seulement 10,7 ans, dont plus des deux tiers (68 %) à vivre en perte d'autonomie. Les taux de transition de la seconde période supposent une espérance de vie plus courte (8,9 ans) pour les personnes en perte d'autonomie, mais le changement se traduit surtout par une diminution du nombre d'années vécues en perte d'autonomie (de 7,3 à 5,0); cette diminution est en quelque sorte contrebalancée par une augmentation du nombre d'années vécues en état d'autonomie (de 3,4 à 3,9). Avec ce changement, la proportion de l'espérance de vie passée en perte d'autonomie tombe à environ 57 %.

Les tables de survie basées sur l'état de santé ne peuvent être comparées aux tables obtenues par la méthode de Sullivan car elles ne donnent pas une vue globale des «antécédents» de l'ensemble de la population. On peut toutefois les comparer aux tables de survie multi-états fondées sur la population en répartissant la population à l'âge initial selon le pourcentage de personnes en perte d'autonomie estimé pour cet âge. Une fois cette répartition effectuée (tableau 8), on constate que pour l'en-

¹¹ Bien que nous nous soyons servis de méthodes comparables à celles de Rogers et al. (1990) pour calculer les tables de survie multi-états de la première période, nos estimations s'écartent sensiblement des leurs. Cela s'explique par des différences dans le nombre de décès survenus au cours de la période, dans l'âge attribué aux répondants, dans les formules mettant en relation le nombre de décès et la population exposée et dans le nombre de personnes en perte d'autonomie à des âges particuliers. La différence dans le nombre de décès est attribuable d'une part à l'utilisation de comparaisons «justes» avec le National Death Index, d'autre part à l'utilisation d'une version différente de la LSOA. En outre, les pondérations d'échantillonnage utilisées par Rogers et al. semblent différentes des nôtres. La différence la plus notable entre les deux méthodologies concerne le redressement des taux de mortalité; en effet, nous avons corrigé les taux de mortalité en fonction d'une période qui n'est pas exactement de deux ans. De plus, les équations utilisées par Rogers et al. pour estimer les taux de mortalité nous rendent perplexes. Ces équations sont directement tirées de l'étude de Bélanger (1988). Dans cette étude, Bélanger applique une analyse de régression à des taux de mortalité par âge plutôt qu'à des taux par groupe d'âge de deux ans. Curieusement, Bélanger précise qu'il se sert de sept activités de la vie quotidienne pour déterminer le degré d'autonomie, mais certains chiffres indiquent qu'on en a utilisé seulement quatre dans des parties de l'analyse. Nous croyons que tous nos chiffres sont exacts et estimons que nous avons gagné à comparer nos résultats à ceux des études antérieures.

TABLEAU 7

*Estimations de l'espérance de vie pour la population autonome
et la population en perte d'autonomie, d'après les tables de
survie multi-états fondées sur l'état de santé*

Âge	État initial : autonomie				État initial : perte d'autonomie			
	Total	Aut.	Perte d'aut.	% en perte d'auton.	Total	Aut.	Perte d'aut.	% en perte d'auton.
1984-1986								
72	12,52	9,45	3,07	24,52	10,69	3,41	7,28	68,10
74	11,39	8,15	3,24	28,45	9,98	3,70	6,28	62,93
76	10,34	6,98	3,36	32,50	9,29	3,77	5,52	59,42
78	9,36	5,93	3,43	36,65	8,59	3,66	4,93	57,39
80	8,46	4,99	3,47	41,02	7,92	3,43	4,49	56,69
82	7,65	4,16	3,49	45,62	7,26	3,11	4,15	57,16
84	6,89	3,42	3,47	50,36	6,64	2,74	3,90	58,73
86	6,22	2,78	3,44	55,31	6,05	2,35	3,70	61,16
88	5,64	2,24	3,40	60,28	5,53	1,98	3,55	64,20
90	5,13	1,78	3,35	65,30	5,06	1,63	3,43	67,79
92	4,72	1,41	3,31	70,13	4,68	1,33	3,35	71,58
94	4,45	1,15	3,30	74,16	4,43	1,10	3,33	75,17
1986-1988								
72	12,10	10,01	2,09	17,27	8,90	3,87	5,03	56,52
74	10,78	8,61	2,17	20,13	8,63	4,47	4,16	48,20
76	9,59	7,38	2,21	23,04	8,19	4,68	3,51	42,86
78	8,52	6,29	2,23	26,17	7,64	4,58	3,06	40,05
80	7,55	5,32	2,23	29,54	7,00	4,26	2,74	39,14
82	6,67	4,45	2,22	33,28	6,36	3,83	2,53	39,78
84	5,89	3,69	2,20	37,35	5,72	3,33	2,39	41,78
86	5,21	3,02	2,19	42,03	5,11	2,81	2,30	45,01
88	4,61	2,44	2,17	47,07	4,56	2,33	2,23	48,90
90	4,11	1,95	2,16	52,55	4,08	1,89	2,19	53,68
92	3,71	1,55	2,16	58,22	3,69	1,51	2,18	59,08
94	3,43	1,24	2,19	63,85	3,42	1,22	2,20	64,33
1986-1988 sans la population vivant en institution en 1986								
72	12,44	10,10	2,34	18,81	9,86	4,24	5,62	57,00
74	11,13	8,70	2,43	21,83	9,38	4,73	4,65	49,57
76	9,94	7,46	2,48	24,95	8,79	4,83	3,96	45,05
78	8,86	6,35	2,51	28,33	8,11	4,65	3,46	42,66
80	7,87	5,36	2,51	31,89	7,41	4,29	3,12	42,11
82	6,99	4,48	2,51	35,91	6,71	3,82	2,89	43,07
84	6,20	3,70	2,50	40,32	6,04	3,31	2,73	45,20
86	5,51	3,02	2,49	45,19	5,41	2,79	2,62	48,43
88	4,91	2,43	2,48	50,51	4,85	2,30	2,55	52,58
90	4,40	1,94	2,46	55,91	4,37	1,86	2,51	57,44
92	3,99	1,53	2,46	61,65	3,98	1,49	2,49	62,56
94	3,73	1,23	2,50	67,02	3,72	1,21	2,51	67,47

TABLEAU 8
Estimations de l'espérance de vie pour la population autonome et la population en perte d'autonomie, d'après les tables de survie multi-états fondées sur la population

Âge	Total	Autonomie	Perte d'autonomie	% en perte d'autonomie
1984-1986				
72	12,38	8,99	3,39	27,38
74	11,29	7,83	3,46	30,65
76	10,27	6,76	3,51	34,18
78	9,31	5,78	3,53	37,92
80	8,43	4,89	3,54	41,99
82	7,62	4,09	3,53	46,33
84	6,88	3,38	3,50	50,87
86	6,22	2,76	3,46	55,63
88	5,63	2,22	3,41	60,57
90	5,12	1,77	3,35	65,43
92	4,72	1,41	3,31	70,13
94	4,46	1,15	3,31	74,22
1986-1988				
72	11,82	9,49	2,33	19,71
74	10,61	8,30	2,31	21,77
76	9,50	7,20	2,30	24,21
78	8,46	6,18	2,28	26,95
80	7,52	5,26	2,26	30,05
82	6,66	4,42	2,24	33,63
84	5,88	3,67	2,21	37,59
86	5,20	3,01	2,19	42,12
88	4,61	2,44	2,17	47,07
90	4,11	1,95	2,16	52,55
92	3,70	1,54	2,16	58,38
94	3,43	1,24	2,19	63,85
1986-1988 sans la population vivant en institution en 1986				
72	12,24	9,66	2,58	21,08
74	11,01	8,43	2,58	23,43
76	9,87	7,29	2,58	26,14
78	8,81	6,25	2,56	29,06
80	7,85	5,30	2,55	32,48
82	6,98	4,45	2,53	36,25
84	6,19	3,68	2,51	40,55
86	5,51	3,01	2,50	45,37
88	4,91	2,43	2,48	50,51
90	4,39	1,93	2,46	56,04
92	3,99	1,53	2,46	61,65
94	3,73	1,23	2,50	67,02

semble des survivants à 72 ans, l'espérance de vie a diminué de 0,6 année entre les deux périodes tandis que l'espérance de vie sans perte d'autonomie a augmenté d'un peu plus d'une demi-année (de 8,99 à 9,49) et que l'espérance de vie avec perte d'autonomie a diminué d'environ une année (de 3,39 à 2,33). Ces changements ont eu pour effet de réduire de 27 % à 20 % la proportion de l'espérance de vie à 72 ans passée en perte d'autonomie. Si on fait abstraction de la population vivant en institution, on constate que la réduction de la proportion de l'espérance de vie passée en perte d'autonomie n'est pas aussi marquée (de 27 % à 21%). Fait à noter, les tables multi-états et les tables utilisant la méthode de Sullivan pour la seconde période renferment des estimations comparables de la proportion de l'espérance de vie à 72 ans passée en perte d'autonomie (19,0 % et 20,0 % pour l'ensemble de l'échantillon). Les estimations correspondantes pour la première période sont plus éloignées l'une de l'autre à cause de la variance observée aux deux dates dans les estimations de la proportion de la vie passée en perte d'autonomie tirées des tables de survie multi-états.

CONCLUSIONS

Il y a un certain nombre de points à retenir de cette étude. Premièrement, les taux de mortalité tirés d'enquêtes par sondage doivent être lissés considérablement et sont susceptibles de produire des résultats instables dans le temps. Dans l'exemple que nous avons utilisé, cela se vérifie notablement pour la population en perte d'autonomie et un peu moins pour la population en général et la population autonome. La faible taille de l'échantillon des personnes en perte d'autonomie est, sans l'ombre d'un doute, à l'origine de cette situation, car la variance empirique est d'autant plus grande que l'échantillon est petit. C'est ce qu'indique, dans l'analyse de régression, la valeur moindre de $\overline{R^2}$ ajusté dans le cas de la population en perte d'autonomie. Un point important à retenir de cette étude est qu'il faut utiliser avec beaucoup de prudence les taux de mortalité obtenus à partir d'enquêtes de la taille de celles que l'on retrouve le plus souvent — particulièrement les taux présentés selon l'état de santé — car leur manque de stabilité peut amener les chercheurs à tirer de fausses conclusions.

Deuxièmement, les taux de transition par âge tirés d'enquêtes comme celles que nous avons utilisées pour les besoins

de notre étude sont aussi plus instables que les taux de prévalence, en raison d'un nombre moins élevé de cas nouveaux que de cas existants. Là encore, cette instabilité se vérifie de façon particulière pour les petits échantillons comme celui des personnes en perte d'autonomie.

Quoique théoriquement acceptables, des études qui reposeraient sur des taux estimés de mortalité et de morbidité instables pourraient ne pas produire des estimations empiriquement fiables de l'espérance de vie sans perte d'autonomie pour la population âgée au cours du temps. En conclusion, même si les méthodes fondées sur des tables de survie multi-états peuvent fournir des renseignements utiles sur l'évolution de l'état de santé dans le temps, renseignements qui ne peuvent être obtenus par aucune autre méthode, elles devraient être utilisées avec prudence pour l'estimation ponctuelle de l'espérance de vie sans perte d'autonomie.

Enfin, la table obtenue selon la méthode de Sullivan n'appelle pas nécessairement des conclusions pessimistes sur l'évolution de l'espérance de vie dans le temps. L'équation estimée pour les taux de prévalence et la proportion de l'espérance de vie passée sans perte d'autonomie indiquent que ces mesures sont stables. Étant donné l'instabilité (et parfois l'inexistence) des estimations des taux de transition, il est peut-être prématuré de rejeter les tables obtenues selon la méthode de Sullivan comme outil d'analyse et de formulation de politiques.

RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES

- BEBBINGTON, A. C., 1988. «The Expectation of Life Without Disability in England and Wales», *Social Science and Medicine*, 27, 321-327.
- BÉLANGER, Alain, 1988. *Estimating Mortality Rates from Panel Data: The Longitudinal Study of Aging Example*. Boulder, Colorado, University of Colorado, Institute of Behavioral Science, Population Program Technical Memorandum.
- CRIMMINS, Eileen M., et Yasuhiko SAITO, 1990. «Getting Better and Getting Worse: Transitions in Functional Status Among Older Americans». Communication présentée au colloque annuel de la Population Association of America.
- CRIMMINS, Eileen M., Yasuhiko SAITO et Dominique INGEGNERI, 1989. «Changes in Life Expectancy and Disability-free Life expectancy in the United States», *Population and Development Review*, 15, 235-267.
- MATHERS, C. D., 1990. «Disability-free and Handicap-free Life Expectancy in Australia». Australia Institute of Health, Health Differentials Series No. 1.

- ODPHP (Office of Disease Prevention and Health Promotion), 1991. *Healthy People 2000*. Washington, D. C.
- PRESSAT, Roland, 1972. *Demographic Analysis*. Chicago, Aldine Atherton.
- ROBINE, J.-M., Alain COLVEZ et al., 1986. «L'espérance de vie sans incapacité en France en 1982», *Population*, 41, 6, 1025-1042.
- ROGERS, Andrei, Richard G. ROGERS et Alain BÉLANGER, 1990. «Longer Life but Worse Health? Measurement and Dynamics», *The Gerontologist*, 30, 640-649.
- ROGERS, Andrei, Richard G. ROGERS et Laurence G. BRANCH, 1989. «A Multistate Analysis of Active Life Expectancy», *Public Health Reports*, 104, 222-226.
- SAS Institute Inc., 1985. *SAS User's Guide: Statistics, Version 5 Edition*. North Carolina, SAS Institute Inc.
- SCHOEN, Robert, 1988. *Modeling Multigroup Population*. New York, Plenum Press.
- SHRYOCK, Henry S., Jacob S. SIEGEL and Associates, 1976. *The Methods and Materials of Demography*. New York, Academic Press.
- SULLIVAN, Daniel F., 1966. *Conceptual Problems in Developing an Index of Health*. Washington, D. C., National Center for Health Statistics, Vital and Health Statistics, Series 2, No. 17.
- SULLIVAN, Daniel F., 1971a. «A Single Index of Mortality and Morbidity», *HSMHA Health Reports*, 86, 347-354.
- SULLIVAN, Daniel F., 1971b. *Disability Components for an Index of Health*. Rockville, MD., National Center for Health Statistics, Vital and Health Statistics, Series 2, No. 42.
- USDHHS (U. S. Department of Health and Human Services), National Center for Health Statistics, 1987. *National Health Interview Survey: 1986 Longitudinal Study of Aging. Public Use Sample. Documentation and Codebook*. Washington, D. C.
- USDHHS (U. S. Department of Health and Human Services), National Center for Health Statistics, 1990. *Longitudinal Study of Aging, Version 3*. Hyattsville, MD, Office of Vital and Health Statistics Systems.
- WILKINS, Russell, et Owen B. ADAMS, 1983. «Health Expectancy in Canada, Late 1970's: Demographic, Regional, and Social Dimensions», *American Journal of Public Health*, 73, 1073-1080.

ANNEXE

TABLEAU A

Taux de mortalité observés et attendus pour la population en perte d'autonomie, la population autonome et la population totale (corrégés pour tenir compte de la durée de la période), 1984-1986, 1986-1988 et 1986-1988 sans la population vivant en institution (taux pour 1000)

Âge	En perte d'aut.		Autonome		Totale	
	Observé	Attendu	Observé	Attendu	Observé	Attendu
1984-1986						
72	62,55	65,06	34,56	35,65	36,51	37,52
74	117,13	74,90	43,11	40,85	49,80	44,02
76	78,51	85,89	47,15	46,65	51,06	51,42
78	128,26	98,15	59,05	53,08	69,86	59,83
80	108,78	111,79	75,82	60,20	82,50	69,35
82	157,18	126,91	96,21	68,07	109,60	80,09
84	104,05	143,63	87,67	76,73	92,19	92,17
86	180,96	162,08	91,61	86,26	119,98	105,72
88	164,42	182,40	73,13	96,71	107,31	120,89
90	117,86	204,72	130,54	108,14	124,97	137,82
92	283,37	229,19	69,32	120,64	181,58	156,66
94	346,65	255,96	241,70	134,26	292,98	177,59
1986-1988						
72	121,69	107,10	28,22	27,96	36,83	35,33
74	107,89	121,00	35,17	33,99	43,45	43,99
76	159,26	136,25	44,95	41,09	58,34	54,44
78	173,96	152,96	56,00	49,44	76,41	67,00
80	170,73	171,21	51,64	59,21	74,58	82,03
82	207,18	191,11	66,44	70,60	104,80	99,94
84	172,55	212,75	103,52	83,82	124,72	121,17
86	194,71	236,25	76,94	99,11	121,97	146,24
88	170,63	261,72	105,94	116,74	134,19	175,75
90	262,89	289,26	174,70	137,00	221,44	210,34
92	388,33	319,00	377,42	160,21	384,03	250,74
94	430,60	351,06	171,14	186,73	320,46	297,78
1986-1988 sans la population vivant en institution						
72	104,68	85,74	28,25	27,98	35,10	32,85
74	68,39	97,80	35,17	34,02	38,71	40,70
76	169,00	111,16	45,00	41,15	58,09	50,14
78	154,56	125,93	56,00	49,53	71,11	61,43
80	128,70	142,21	51,87	59,35	64,79	74,89
82	151,12	160,11	66,55	70,78	86,62	90,84
84	145,40	179,75	103,75	84,07	114,91	109,68
86	166,67	201,25	77,19	99,45	108,77	131,85
88	139,84	224,74	106,53	117,18	119,47	157,82
90	245,90	250,35	176,49	137,57	209,93	188,16
92	343,05	278,22	377,42	160,93	358,52	223,45
94	370,95	308,48	171,14	187,64	281,24	264,39

TABLEAU B

<i>Tests de similitude ^a des taux de mortalité : valeur p</i>						
Test	1984-1986/1986-1988			1984-1986/1986-1988 sans la pop. vivant en institution		
	Total	Aut.	En perte d'aut.	Total	Aut.	En perte d'aut.
Log rank	0,584	0,313	0,222	0,682	0,313	0,700
Wilcoxon	0,722	0,244	0,608	0,399	0,244	0,987

<i>Tests de similitude des taux de transition d'un état à l'autre : valeur p</i>				
	1984-1986/1986-1988		1984-1986/1986-1988 sans la pop. vivant en institution	
	A à P	P à A	A à P	P à A ^b
Log rank	0,005	0,694	0,005	0,681
Wilcoxon	0,052	0,909	0,052	0,818

a «Test of equality».

b A à P = de l'autonomie à la perte d'autonomie; P à A = de la perte d'autonomie à l'autonomie.

TABLEAU C

Taux de transition observés et attendus (ajustés pour tenir compte de la durée de la période) : 1984-1986, 1986-1988, et 1986-1988 sans la population vivant en institution (%)

Âge x	De l'autonomie à la perte d'aut.		De la perte d'aut. à l'autonomie	
	Observé	Attendu	Observé	Attendu
1984-1986				
72	3,40	3,35	11,06	8,74
74	4,12	4,06	13,98	8,19
76	5,03	4,93	8,19	7,68
78	6,09	5,98	4,49	7,20
80	9,24	7,26	7,19	6,75
82	9,84	8,80	5,03	6,33
84	12,76	10,68	6,71	5,94
86	14,81	12,96	6,70	5,56
88	19,62	15,72	5,78	5,22
90	21,29	19,07	2,39	4,89
92	22,96	23,13	4,15	4,59
94	14,12	28,06	7,02	4,30
1986-1988				
72	2,66	2,94	17,23	12,97
74	4,48	3,56	8,96	11,72
76	3,87	4,32	13,55	10,60
78	5,66	5,25	4,64	9,58
80	5,49	6,36	9,75	8,66
82	8,50	7,72	6,89	7,83
84	9,67	9,37	6,46	7,07
86	11,71	11,36	7,03	6,39
88	15,84	13,78	3,08	5,78
90	20,15	16,72	4,51	5,22
92	14,12	20,29	4,26	4,72
94	21,56	24,61	6,36	4,27
1986-1988 sans la population vivant en institution				
72	2,67	2,94	16,78	13,14
74	4,48	3,57	9,65	11,99
76	3,87	4,33	14,24	10,94
78	5,66	5,26	5,37	9,98
80	5,51	6,38	9,42	9,11
82	8,51	7,74	7,76	8,31
84	9,69	9,39	7,21	7,58
86	11,75	11,40	7,41	6,92
88	15,92	13,83	2,91	6,31
90	20,36	16,79	4,42	5,76
92	14,12	20,37	5,37	5,26
94	21,56	24,72	7,02	4,80

RÉSUMÉ — SUMMARY — RESUMEN

SAITO Yasuhiko, CRIMMINS Eileen M. et HAYWARD Mark D. — STABILITÉ
DES ESTIMATIONS DE L'ESPÉRANCE DE VIE SANS PERTE D'AUTONO-
MIE CALCULÉES AU MOYEN DE DEUX MÉTHODES DE CONSTRUCTION
DE TABLES DE SURVIE

Cet article aborde empiriquement la question de la stabilité relative, sur deux intervalles de temps, des estimations de l'espérance de vie sans perte d'autonomie obtenues par la méthode de Sullivan et par la méthode des tables de survie multi-états. Les données analysées ont été obtenues à partir de trois vagues de la LSOA (Longitudinal Study of Aging), enquête dont l'échantillon est représentatif de la population hors-institution de 70 ans et plus. Les estimations calculées par la méthode de Sullivan sont plus stables que celles qui sont fournies par la méthode des tables de survie multi-états car les séries de taux d'incidence sont moins stables que les séries de taux de prévalence. De plus, les profils de mortalité pour la population en perte d'autonomie, utilisés uniquement pour les tables de survie multi-états, semblent particulièrement influencés par l'instabilité, les changements de composition de l'échantillon et les sorties d'observation.

SAITO Yasuhiko, CRIMMINS Eileen M. and HAYWARD Mark D. — STABILITY
OF ESTIMATES OF ACTIVE LIFE EXPECTANCY USING TWO METHODS
OF LIFE TABLE CONSTRUCTION

This paper addresses empirically the relative stability over two intervals of estimates of active life expectancy made using the prevalence rate and multistate methods of computing active life expectancy. Three waves of the U. S. Longitudinal Study of Aging, a representative sample of community dwelling elderly 70 years of age and over, are the data used in the analysis. The prevalence rate estimates are more stable than the multistate estimates because all incidence schedules are less stable than prevalence schedules. In addition, mortality schedules for the dependent population, a separate input to only the multistate model, appear particularly affected by instability, change in sample composition, and sample attrition.

SAITO Yusuhiko, CRIMMINS Eileen M. y HAYWARD, Mark D. —
ESTABILIDAD DE LAS ESTIMACIONES DE ESPERANZA DE VIDA
ACTIVA SEGUN DOS METODOS DE ELABORACION DE TABLAS

El presente artículo trata de manera empírica de la estabilidad relativa entre dos periodos de estimaciones de esperanza de vida activa, utilizando la tasa de prevalencia y los métodos multi-estados de medición de dicha esperanza. Los datos utilizados en este análisis son tres aspectos del U.S. Longitudinal Study of Aging así como un ejemplo representativo de la población de 70 años de edad y más. Las estimaciones de tasa prevalente resultan más estables que las estimaciones multi-estados, debido a la menor estabilidad de las medidas de incidencia respecto a las medidas prevalentes. Además, las medidas de mortalidad para la población dependiente, únicamente respecto al modelo multi-estados, se ven fuertemente afectadas por la inestabilidad, los cambios en la composición de los ejemplos y el posible deterioro de éstos.