

## Estimation de la mortalité selon l'âge et l'état de santé à partir d'une enquête longitudinale

### ESTIMATING AGE SPECIFIC MORTALITY RATES BY HEALTH STATUS FROM THE LONGITUDINAL STUDY OF AGING

### ESTIMACION DE LA MORTALIDAD SEGUN LA EDAD Y EL ESTADO DE SALUD, A PARTIR DE UNA ENCUESTA LONGITUDINAL

Alain Bélanger

Volume 20, Number 2, Fall 1991

L'espérance de vie en santé

URI: <https://id.erudit.org/iderudit/010095ar>

DOI: <https://doi.org/10.7202/010095ar>

[See table of contents](#)

Publisher(s)

Association des démographes du Québec

ISSN

0380-1721 (print)

1705-1495 (digital)

[Explore this journal](#)

Cite this note

Bélanger, A. (1991). Estimation de la mortalité selon l'âge et l'état de santé à partir d'une enquête longitudinale. *Cahiers québécois de démographie*, 20(2), 467–482. <https://doi.org/10.7202/010095ar>

Article abstract

A necessary step in the estimation of active life expectancy using the multistate model is the calculation of reliable age specific observed death rates This paper describes the method used to obtain age specific mortality estimates from the Longitudinal Survey Of Aging (LSOA). Our results point out to important differences in the age-specific mortality rates according to the health status. The differences between dependent and independent life expectancies are of the same order as the well documented sex differential in mortality.

## **Estimation de la mortalité selon l'âge et l'état de santé à partir d'une enquête longitudinale**

Alain BÉLANGER \*

Suite à la récente controverse concernant l'augmentation ou le recul de l'espérance de vie sans perte d'autonomie («Active life expectancy») (Fries, 1983; Verbrugge, 1984), l'estimation de cet indice intéresse de plus en plus vivement les chercheurs et décideurs du secteur de la santé (Katz et al., 1983; Crimmins, Saito et Ingegneri, 1989; Rogers, Rogers et Bélanger, 1989). Il existe plusieurs méthodes pour estimer l'espérance de vie sans perte d'autonomie («independent»), notamment la méthode dite de Sullivan (Sullivan, 1971), basée sur la prévalence de la morbidité, les tables à multiple extinction et les tables à entrées et sorties multiples (multi-états). Seule cette dernière méthode permet de tenir compte explicitement de la possibilité d'une transition de retour de la perte d'autonomie à l'autonomie <sup>1</sup>, ainsi que de la mortalité différentielle selon l'état de santé (Rogers, Rogers et Bélanger, 1990).

Le problème fondamental, lorsqu'on veut construire des tables multi-états, est d'estimer les probabilités de survie par âge pour les différents états à l'aide des taux de mortalité et des transitions observés. Il existe une abondante littérature sur ce

---

\* Statistique Canada, Division de la démographie. Cet article est une version modifiée d'une note de recherche (Bélanger, 1988) rédigée lorsque l'auteur était assistant de recherche à l'Université du Colorado (Boulder). La recherche dont il est issu a été soutenue financièrement par la subvention no 1R01AG06992-01A1 du National Institute on Aging et par la subvention no NSS2S07RR07013-23 du Programme de subventions à la recherche biomédicale de la Division des ressources de recherche du National Institute of Health. L'auteur tient à remercier Andrei Rogers et Richard Rogers pour leurs judicieux conseils, et R. Dubé pour son assistance technique.

<sup>1</sup> Katz et al. (1983) ont estimé que 27 % des personnes qui subissent une perte d'autonomie reviennent à l'état d'autonomie.

type d'estimation (voir par exemple Rogers, 1973 et 1975, et Willekens et al., 1982). Comme le modèle multi-états permet de distinguer la mortalité de chaque groupe, l'une des étapes nécessaires aux estimations de ce genre est celle du calcul de valeurs fiables pour les taux de mortalité par âge pour chacun des états. Souvent, comme dans le cas de la migration, cela ne cause pas de problème puisque l'on fait l'hypothèse que la mortalité est la même pour chacun des états (régions). Dans le cas de l'analyse de l'espérance de vie en bonne santé, une telle hypothèse devient plus difficile à soutenir puisque, par définition, l'une des populations est en moins bonne santé.

### **SOURCE DE DONNÉES**

L'utilisation de résultats d'enquêtes longitudinales pour l'estimation de taux de mortalité soulève deux problèmes : l'un d'eux, la taille de l'échantillon, est commun à toutes les enquêtes, tandis que l'autre, celui de la relation entre l'âge et la durée de l'intervalle intercycle, est particulier aux enquêtes longitudinales. Notre exposé décrit la méthode utilisée pour obtenir des estimations de taux de mortalité par âge à partir des résultats de l'enquête américaine «Longitudinal Study of Aging» (LSOA : enquête longitudinale sur le vieillissement) de 1986.

Dans l'enquête LSOA, les noms de la moitié des répondants âgés de 70 à 79 ans et de tous ceux de 80 ans ou plus ont été tirés du «Supplement on Aging» (Supplément sur le vieillissement) de la National Health Interview Survey de 1984. Ces personnes ont été réinterviewées en 1986, deux ans après la première interview. L'échantillon constitué pour la réinterview comptait 5151 personnes (National Center for Health Statistics, 1987).

Les questions sur la santé et les types d'incapacité permettent de diviser la population en trois catégories. Nous avons classé parmi les personnes en perte d'autonomie celles qui recevaient de l'aide pour les activités de la vie quotidienne. Par exemple, en 1984 comme en 1986, les personnes qui ne pouvaient pas, sans aide, prendre un bain, s'habiller, manger ou s'asseoir dans leur fauteuil roulant ont été classées parmi les personnes en perte d'autonomie. Les personnes qui ne subissaient aucune restriction dans leurs activités de la vie quotidienne ont été considérées comme autonomes. Enfin, celles qui vivaient dans des hôpitaux ou des maisons de soins formaient la catégorie des personnes «en institution». Comme

l'échantillon de la première interview ne comprenait que la population civile hors-institution, on peut faire une classification croisée selon deux états de santé (autonomie et perte d'autonomie) pour l'échantillon de 1984, et selon trois états de santé (les deux précédents et le fait d'être en institution) pour celui de 1986. Il n'est donc pas possible de faire l'analyse des transitions de l'état «en institution» vers les deux autres catégories; c'est pourquoi les personnes de l'échantillon de 1986 qui vivaient en institution ont été assimilées à la population des personnes en perte d'autonomie. Parmi les 5151 répondants du cycle d'interviews de 1984-1986, il s'en trouve 380 dont l'analyse n'a pas tenu compte parce qu'ils n'ont pas été réinterviewés en 1986. Des 4771 personnes retenues, 491, c'est-à-dire 10,3 %, avaient été classées parmi les personnes en perte d'autonomie en 1984.

L'enquête donne aussi des renseignements sur le nombre de décès dans l'échantillon original. Ces renseignements proviennent de parents proches ou éloignés ou d'autres personnes pouvant donner des informations sur le répondant, ou ont été obtenus au moyen de comparaisons avec le National Death Index (index national des décès) des années 1984 à 1986. En tout, 632 personnes sont décédées, soit 12,3 % de l'échantillon original. De ces 632 décès, 170 sont survenus parmi les personnes en perte d'autonomie, ce qui donne un taux brut de mortalité de 346,0 pour mille, que l'on peut comparer au taux brut correspondant de 107,9 pour mille pour les personnes qui étaient autonomes en 1984. Cette différence considérable (de 3,2 à 1) peut être attribuée à l'âge moyen moins élevé (78 ans plutôt que 82) des personnes autonomes et à leur meilleur état de santé (par définition). Elle fait ressortir l'importance d'utiliser des taux distincts de mortalité par âge pour la construction de tables multi-états d'espérance de vie sans perte d'autonomie.

### **ESTIMATION DES TAUX DE MORTALITÉ PAR ÂGE**

Le fichier de données donne l'âge atteint à la première interview (1984) pour la population survivante et pour les décédés, mais ne fournit pas l'âge exact au décès. L'utilisation de l'âge en début de période pour calculer les taux de mortalité par âge selon la méthode habituelle peut toutefois induire en erreur, parce que les décès se sont échelonnés sur toute la période de deux ans entre les deux interviews. De fait, si l'on construit une

table de mortalité avec ces taux de mortalité par âge, on obtient une espérance de vie à 70 ans ( $e_{(70)}$ ) de 7,1 années pour l'ensemble de la population, c'est-à-dire une valeur très inférieure à la valeur de 13,5 années publiée pour l'année 1983. Heureusement, l'interview de 1986 donne l'année du décès pour 617 des 632 décès<sup>2</sup>.

La classification croisée des décès selon l'âge en 1984 et l'année du décès montre que seulement 21,3 % des décès sont survenus en 1984, contre 41,7 % en 1985 et 34,9 % en 1986. Si l'on suppose que la fonction de survie est linéaire, alors, au temps  $t+1$  (1985), la population est plus vieille d'un an en moyenne. L'expression correcte du numérateur du taux de mortalité par âge serait donc la suivante :

$${}_iD^{t+1}_x = ({}_iD^t_x + {}_iD^{t+1}_{x-1} + {}_iD^{t+2}_{x-2}) / 2 \quad (1)$$

où : D est le nombre de décès observés,

l'indice inférieur  $i$  situé à gauche, l'état de santé,

l'indice supérieur  $t$ , l'année de la première interview,

et l'indice inférieur droit  $x$ , l'âge du répondant au moment de la première interview.

On remarquera que le nombre de décès se rapporte ici au temps  $t+1$  (1985). De plus, trois cohortes entrent dans le calcul de chaque taux de mortalité par âge<sup>3</sup>. On peut estimer la population à risque (le dénominateur) par l'équation suivante :

$${}_iP^{t+1}_x = ({}_iP^t_{x-1} + {}_iP^{t+2}_{x-1}) / 2 \quad (2)$$

où P est la population observée et où l'indice supérieur et les indices inférieurs sont définis comme ci-dessus. En particulier, le second terme de ce dénominateur est le groupe de personnes d'âge  $x-1$  (selon les groupes d'âge de 1984) — par état de santé — qui ont survécu et ont été réinterviewées en 1986.

Le diagramme de Lexis de la figure 1 aide à visualiser les décès et la population à risque, telles qu'elles sont définies par les deux formules ci-dessus. Les lignes pointillées au milieu des années 1984 et 1986 représentent les dates de l'enquête. Les segments en trait plein reliant les âges  $x-1$  et  $x$  en 1984 et  $x+1$  et  $x+2$  en 1986 représentent les deux populations dont la moyenne produit le dénominateur. Les lignes horizontales entre les âges

<sup>2</sup> L'année du décès n'a pu être déterminée dans 15 cas, soit pour 2,1 % des décès. Nous avons distribué ces 15 décès selon le temps moyen présumé passé dans chaque année (en supposant qu'il y a linéarité), ce qui donne 0,5 année pour 1984 et 1986 et une année pour 1985.

<sup>3</sup> Plus exactement, il s'agit d'une cohorte complète et de deux demi-cohortes.

$x$  et  $x+1$  traversent le rectangle à l'endroit où, en théorie, il faudrait mesurer le nombre de décès survenus dans notre population. Cependant, nous mesurons le nombre de décès survenus dans chacune des trois cohortes utilisées dans le calcul du numérateur; or une partie du rectangle n'est pas couverte tandis qu'une partie des décès observés est située à l'extérieur du rectangle. En pratique, on suppose que le nombre des décès qui se produisent dans les quatre petits triangles pour lesquels nous ne pouvons pas avoir de renseignements est égal au nombre des décès qui se produisent dans les quatre petits triangles situés à l'extérieur du rectangle et peuvent être comptés. De plus, on ne peut estimer de taux de mortalité par âge que pour les âges situés entre  $a+2$  et  $w+1$ <sup>4</sup>,  $a$  et  $w$  étant, respectivement, le premier et le dernier groupe d'âge de l'échantillon.

Les colonnes 2 et 3 du tableau 1 indiquent les taux de mortalité par âge pour les personnes autonomes et les personnes en perte d'autonomie, tels qu'on les calcule en appliquant cette méthode aux données de l'enquête LSOA. Si on les compare avec les valeurs publiées pour les taux de mortalité par âge de l'ensemble de la population, on voit qu'ils fournissent une bonne première estimation des taux de mortalité par état de santé (figure 2), surtout pour la population, plus jeune, des personnes autonomes. Les taux publiés sont généralement situés entre les taux de mortalité des deux sous-populations. Ils sont aussi beaucoup plus proches des taux de la population autonome que de ceux de la population en perte d'autonomie. Cela semble plausible puisque, dans la plupart des groupes d'âge, la plus grande partie de la population est autonome. Cependant, à cause de la faible taille de l'échantillon, les courbes représentant les taux de mortalité de la population de chacun des deux états ont un comportement irrégulier par rapport à la fonction exponentielle qui caractérise la mortalité aux âges les plus avancés.

Pour lisser ces fonctions de mortalité, nous utilisons la fonction exponentielle suivante :

$$M_x = a + e^{bx} \quad (3)$$

---

<sup>4</sup> Bien qu'il y ait des personnes âgées de 99 ans dans l'échantillon, nous avons calculé les taux de mortalité par âge jusqu'à 95 ans seulement, pour éviter les problèmes causés par les très petits nombres. En particulier, pour certains des âges les plus avancés, il n'y a eu aucun décès entre 1984 et 1986, ce qui conduit à un taux de mortalité nul. Comme il n'y a pas de logarithme de 0, il est impossible d'ajuster une fonction exponentielle à ces taux.

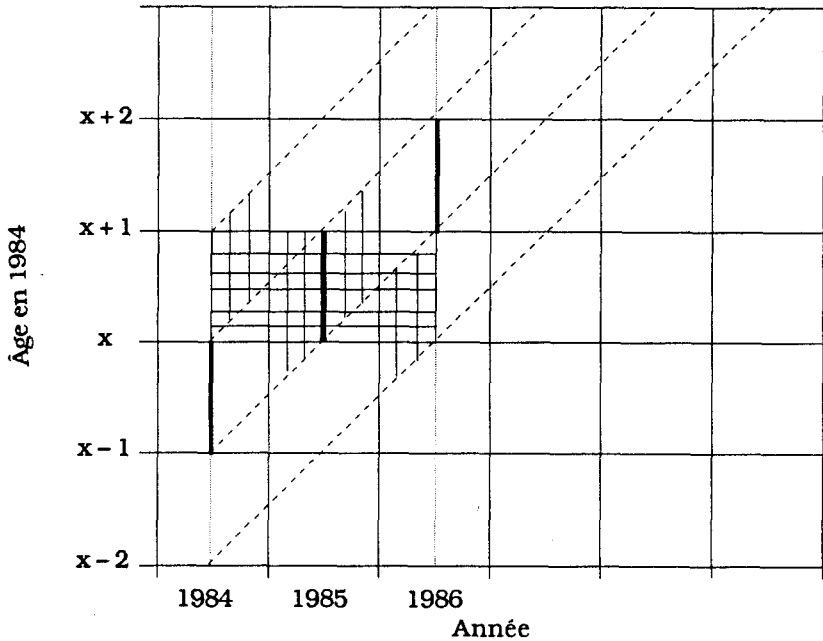


Figure 1 — DIAGRAMME DE LEXIS REPRÉSENTANT LES DÉCÈS ET LA POPULATION À RISQUE ENTRE LES DEUX INTERVIEWS DE LA LSOA

En prenant le logarithme des deux côtés, on obtient :

$$\ln M_x = \ln a + \ln bx \quad (4)$$

ce qui nous permet d'utiliser une régression par les moindres carrés pour estimer les taux de mortalité par âge. Le tableau 1 et les figures 3a et 3b présentent une comparaison des résultats de cette régression avec les taux de mortalité observés. Bien que les statistiques *t* indiquent que statistiquement les paramètres estimés diffèrent de façon significative de zéro, des valeurs de 0,47 et de 0,70, respectivement, pour les coefficients  $R^2$  de la population non autonome et de la population autonome ne sont pas entièrement satisfaisantes.

Une autre façon d'évaluer la validité des résultats de la régression est de les comparer avec les taux de mortalité publiés. En prenant comme poids les effectifs selon l'état de santé, on peut calculer des estimations des taux de mortalité par âge pour l'ensemble de la population (colonne 8 du tableau 1). L'écart entre ces taux et les taux publiés est négatif pour presque tous les groupes d'âge, la différence pouvant atteindre 10 %.

TABLEAU 1  
*Comparaison des taux de mortalité aux États-Unis calculés  
à partir des données de la LSOA (première série d'estimations)  
avec les données du NCHS, 1984 et 1985 (taux pour 1000)*

M(x) observé (LSOA)		M(x) estimé			NCHS 1984- 1985	Écart			
En perte d'auto- nomie (1)	Auto- nome (2)	En perte d'auto- nomie (3)	Auto- nome (4)	Total (5)		N	%		
72	59,41	13,48	68,97	29,09	31,69	34,89	-3,19	-9,15	
73	173,23	48,48	73,77	32,00	33,78	37,53	-3,75	-9,99	
74	65,28	32,57	78,83	35,16	37,80	40,91	-3,12	-7,62	
75	50,82	40,02	84,16	38,57	41,77	45,07	-3,30	-7,33	
76	128,52	35,71	89,77	42,27	45,24	47,97	-2,73	-5,68	
77	130,35	42,80	95,68	46,26	50,71	52,41	-1,70	-3,24	
78	109,91	55,73	101,89	50,57	55,27	57,28	-2,01	-3,51	
79	55,36	57,69	108,42	55,22	62,58	61,59	0,99	1,60	
80	114,64	71,01	115,27	60,24	66,50	67,51	-1,01	-1,50	
81	103,19	73,06	122,47	65,63	76,05	73,25	2,81	3,83	
82	163,83	96,12	130,02	71,44	79,73	80,84	-1,11	-1,37	
83	167,87	70,47	137,94	77,68	87,68	85,54	2,14	2,50	
84	73,68	123,78	146,22	84,38	94,30	99,37	-5,06	-5,09	
85	112,71	82,09	154,90	91,57	102,81				
86	214,54	183,96	163,99	99,28	115,62				
87	189,31	89,43	173,50	107,52	122,46	127,91	-4,12	-3,22	
88	257,75	118,02	183,44	116,36	135,45				
89	225,82	118,07	193,83	125,80	142,64				
90	192,99	109,37	204,67	135,90	158,22				
91	81,79	117,13	216,00	146,67	170,46				
92	312,66	123,64	227,83	158,17	180,31				
93	214,06	298,79	240,16	170,44	200,46	207,05	-7,52	-3,63	
94	281,15	303,15	253,00	183,52	216,04				
95	458,85	72,34	266,40	197,43	230,34				
Statistique de régression		En perte d'autonomie			Autonome				
Ordonnée à l'origine		-16,6 (-3,59)			-26,17 (-6,27)				
Pente		4,87 (4,66)			6,91 (7,32)				
Erreur type		0,4264			0,3852				
R <sup>2</sup>		0,4744			0,6956				

Sources : Enquête LSOA. NCHS, tableau 310. Décès selon la cause et selon l'âge, la race et le sexe, États-Unis, 1984-1985.

Note : Le NCHS utilise des groupes d'âge d'une seule année jusqu'à l'âge de 84 ans, puis deux groupes, l'un de 5 et l'autre de 10 ans. Statistique t entre parenthèses.



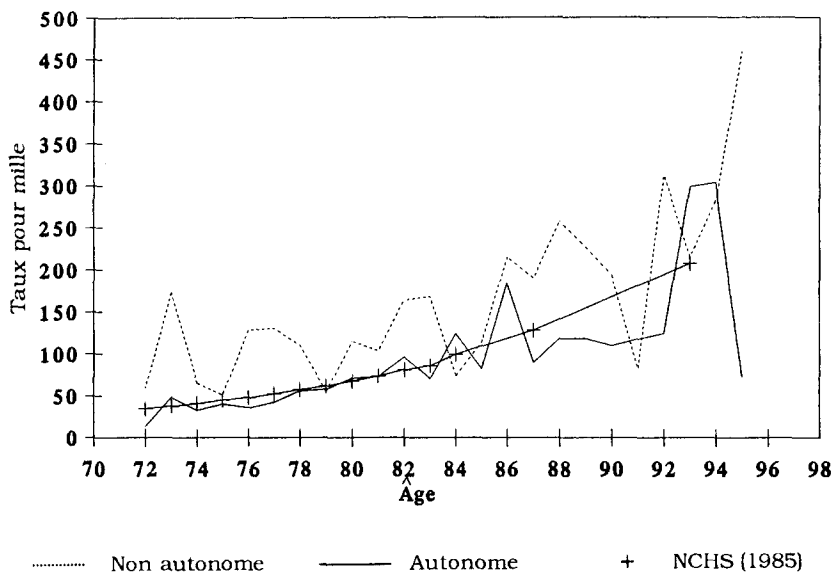


Figure 2 — COMPARAISON DES TAUX DE MORTALITÉ :  
LSOA ET DONNÉES PUBLIÉES PAR LE NCHS

Un examen plus attentif des résidus de la régression révèle que, dans chaque population, peu d'observations s'éloignent de plus de 1,5 écart type de la moyenne (ce sont les âges de 73, 79, 84 et 91 ans pour la population en perte d'autonomie, et de 72, 86 et 95 ans pour la population autonome). En remplaçant ces observations aberrantes par les valeurs estimées par régression et en appliquant de nouveau la méthode des moindres carrés, on obtient les résultats du tableau 2. Les nouvelles valeurs de  $R^2$  sont 0,86 et 0,83, respectivement, pour les personnes autonomes et les personnes en perte d'autonomie. Notons que, pour la population autonome, le fait d'exclure les observations aberrantes ne modifie que très peu la valeur des paramètres estimés, mais améliore considérablement le critère de qualité de l'ajustement. Par contre, l'exclusion des observations aberrantes a un effet important sur les paramètres de la population en perte d'autonomie, particulièrement sur la pente, qui augmente de plus de 40 %. La figure 4 permet de comparer les taux de mortalité ajustés obtenus à l'aide de la première régression avec ceux qu'on obtient après exclusion des observations aberrantes. Dans la seconde régression, la pente plus forte produite par une telle exclusion est évidente pour la population en perte d'autonomie. En effet, la courbure est plus

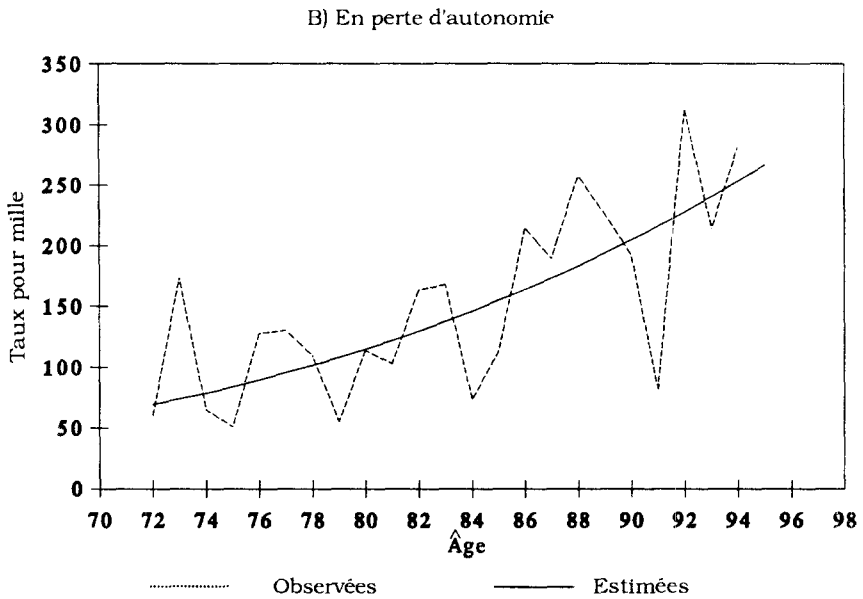
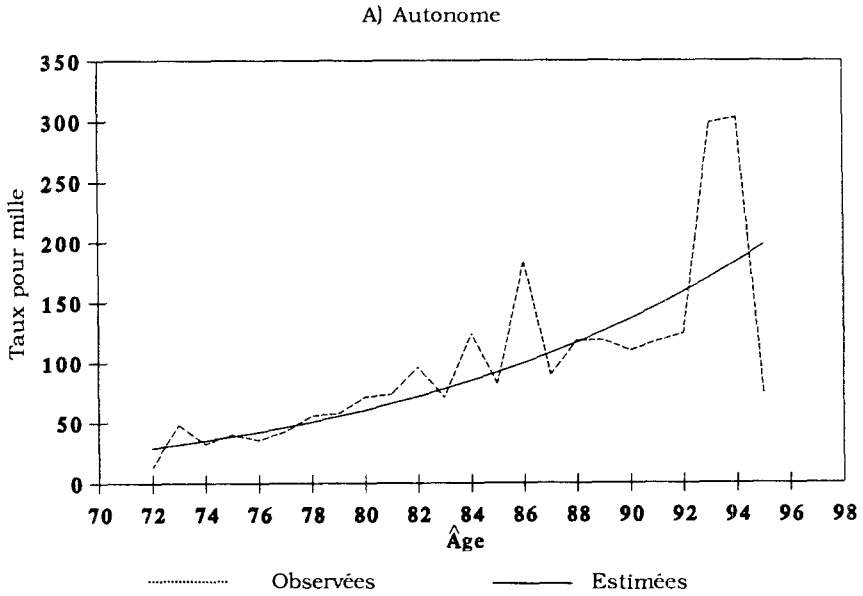


Figure 3 — COMPARAISON DES TAUX DE MORTALITÉ :  
LSOA ET PREMIÈRE SÉRIE D'ESTIMATIONS

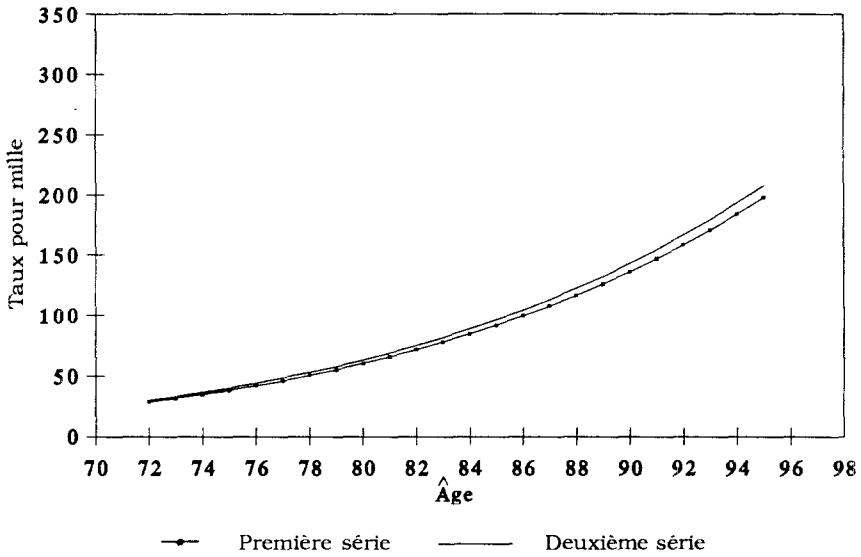
TABLEAU 2  
*Comparaison des taux de mortalité aux États-Unis calculés  
à partir des données de la LSOA (deuxième série d'estimations)  
avec les données du NCHS, 1984 et 1985 (taux pour 1000)*

	M(x) observé (LSOA)		M(x) estimé			NCHS 1984- 1985	Écarts	
	En perte d'auto- nomie	Auto- nome	En perte d'auto- nomie	Auto- nome	Total		N	%
72	59,41	13,48	63,26	30,49	32,63	34,89	-2,26	-6,47
73	173,23	48,48	68,62	33,55	35,04	37,53	-2,49	-6,64
74	65,28	32,57	74,35	36,86	39,12	40,91	-1,79	-4,38
75	50,82	40,02	80,48	40,44	43,25	45,07	-1,82	-4,05
76	128,52	35,71	87,02	44,32	46,99	47,97	-0,97	-2,03
77	130,35	42,80	93,99	48,51	52,60	52,41	0,20	0,37
78	109,91	55,73	101,41	53,04	57,47	57,28	0,19	0,33
79	55,36	57,69	109,33	57,93	65,04	61,59	3,44	5,59
80	114,64	71,01	117,74	63,19	69,40	67,51	1,89	2,79
81	103,19	73,06	126,70	68,86	79,46	73,25	6,22	8,49
82	163,83	96,12	136,20	74,96	83,62	80,84	2,78	3,44
83	167,87	70,47	146,29	81,52	92,27	85,54	6,73	7,86
84	73,68	123,78	156,99	88,55	99,54	99,37	0,17	0,17
85	112,71	82,09	168,34	96,10	108,92			
86	214,54	183,96	180,37	104,20	123,43			
87	189,31	89,43	193,08	112,88	131,03	127,91	4,81	3,76
88	257,75	118,02	206,54	122,16	146,17			
89	225,82	118,07	220,79	132,09	154,04			
90	192,99	109,37	235,80	142,69	172,91			
91	81,79	117,13	251,69	154,04	187,55			
92	312,66	123,64	268,43	166,12	198,64			
93	214,06	298,79	286,12	179,02	225,13	207,05	16,90	8,16
94	281,15	303,15	304,75	192,77	245,19			
95	458,85	72,34	324,37	207,39	263,20			
Statistique de régression			En perte d'autonomie			Autonome		
Ordonnée à l'origine			-21,07 (-8,53)			-26,16 (-10,22)		
Pente			5,9 (10,56)			6,9 (11,95)		
Erreur type			0,2279			0,2363		
R <sup>2</sup>			0,8277			0,8603		

Sources : Enquête LSOA. NCHS, tableau 310. Décès selon la cause et selon l'âge, la race et le sexe, États-Unis, 1984-1985.

Note : Le NCHS utilise des groupes d'âge d'une seule année jusqu'à l'âge de 84 ans, puis deux groupes, l'un de 5 et l'autre de 10 ans. Statistique t entre parenthèses.

## A) Autonome



## B) En perte d'autonomie

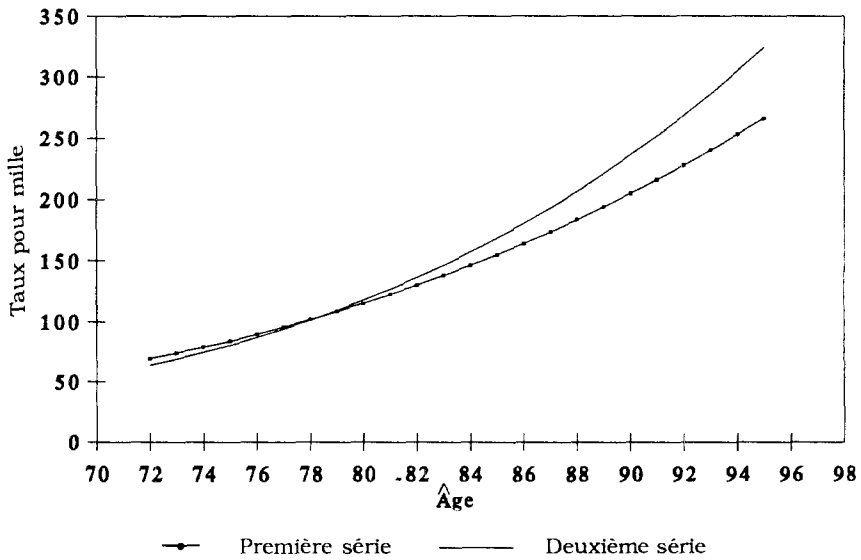


Figure 4 — COMPARAISON ENTRE LA PREMIÈRE ET LA DEUXIÈME SÉRIE D'ESTIMATIONS DES TAUX DE MORTALITÉ CALCULÉES À PARTIR DES DONNÉES DE L'ENQUÊTE LSOA

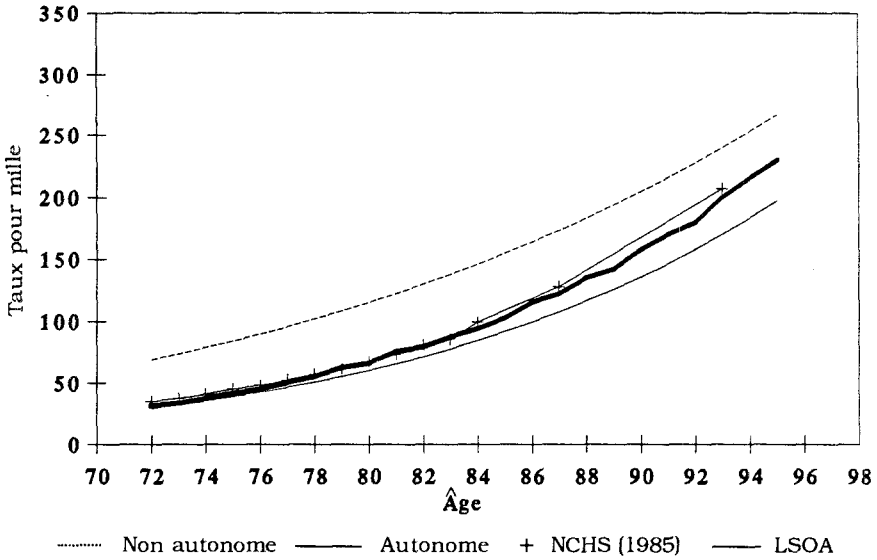
accentuée lorsqu'on utilise les coefficients de la seconde régression.

Le calcul des taux de mortalité par âge pour l'ensemble de la population permet de comparer les écarts entre les taux publiés et les deux séries d'estimations. Aux âges les plus jeunes, la seconde estimation (tableau 2) est plus proche que la première des taux publiés par le NCHS pour 1985. C'est l'inverse qu'on observe aux âges les plus avancés.

Les figures 5a et 5b montrent qu'aux âges les plus jeunes les valeurs publiées par le NCHS sont plus proches du taux de mortalité de la population autonome que de celui de la population non autonome, ce qui n'a pas de quoi surprendre puisque, à ces âges, la population est en majorité autonome. Au fur et à mesure que l'âge augmente, la valeur publiée par le NCHS se rapproche de l'estimation de la mortalité pour la population en perte d'autonomie. Enfin, il faut noter que, par rapport aux données publiées, nos taux sont toujours sous-estimés aux âges les plus jeunes et surestimés aux âges les plus avancés. La pente de l'une ou l'autre de nos régressions (ou des deux) est donc trop élevée. Il est possible que ce biais soit causé par l'ajustement forcé à une fonction exponentielle des taux de mortalité de la population en perte d'autonomie. Il est également possible que la fonction de mortalité d'une population en mauvaise santé soit différente de la fonction bien connue qui s'applique à l'ensemble de la population. Seules de nouvelles recherches permettront de résoudre cette question.

Le tableau 3 permet de comparer les espérances de vie obtenues à partir de tables de survie à un seul état avec les valeurs publiées (U. S. Bureau of the Census, 1987). C'est l'estimation de l'espérance de vie des femmes de 70 ans qui diffère le plus de la valeur publiée (surestimation de 1,6 an). Par contre, les estimations pour la population dans son ensemble, particulièrement pour les hommes, sont très proches des valeurs publiées. Il est intéressant de noter que la différence entre l'espérance de vie de la population autonome et celle de la population en perte d'autonomie, telle qu'elle est estimée ici, est du même ordre que la mortalité différentielle — elle, bien connue — entre les sexes.

## A) Première série d'estimations



## B) Deuxième série d'estimations

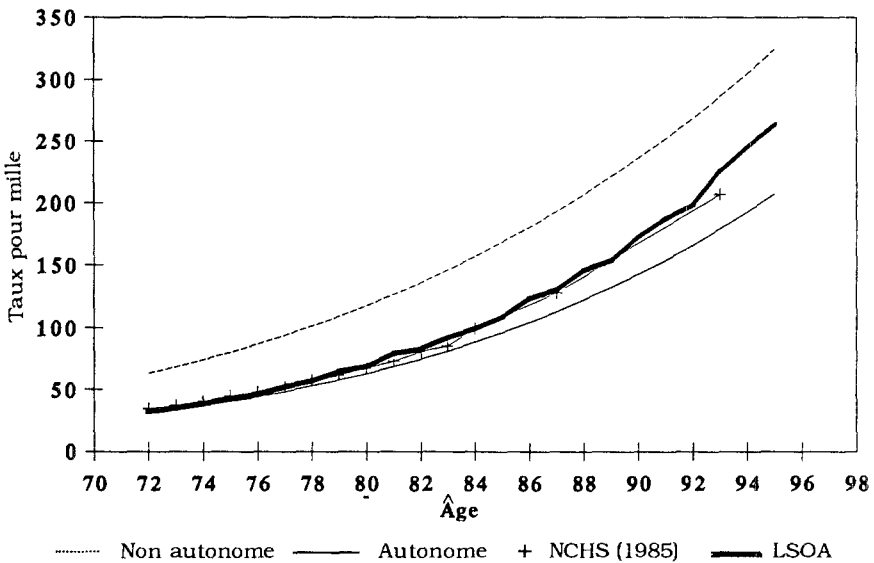


Figure 5 — COMPARAISON DES TAUX DE MORTALITÉ ESTIMÉS (POPULATION AUTONOME, NON AUTONOME ET TOTALE) AVEC LES TAUX DU NCHS

TABLEAU 3  
*Comparaison des espérances de vie*

Âge	Valeurs publiées			Estimations								
	H	F	T	Ensemble de la population			Population non autonome			Population autonome		
				H	F	T	H	F	T	H	F	T
70	11,6	15,0	13,4	11,5	16,6	13,8	7,6	11,3	10,0	12,0	16,6	14,6
75	9,0	11,7	11,2	9,0	13,1	10,8	6,2	8,9	7,8	9,5	13,1	11,6
80	6,8	8,7	8,8	6,9	10,5	8,3	5,0	7,0	6,0	7,4	10,2	9,0
85	5,1	6,4	6,9	5,2	7,7	6,3	4,1	5,5	4,7	5,7	7,8	7,0

Sources : U. S. Bureau of the Census (1987) et calculs de l'auteur.

## CONCLUSION

Notre exposé présente une méthode d'estimation des taux de mortalité par âge au moyen des données de l'enquête LSOA des années 1984 et 1986. Il montre l'importance de tenir compte du vieillissement de la population entre deux cycles d'une enquête longitudinale. Si ce facteur déterminant n'est pas pris en considération, il peut en résulter des erreurs importantes dans le calcul des taux de mortalité par âge et, par la suite, dans le calcul des espérances de vie. L'attribution d'un âge probable à chacun des décès permet d'obtenir des estimations plus précises des taux de mortalité.

Il est facile de généraliser la première partie de la méthode — appliquée ici à l'estimation de taux de mortalité — à tout autre type de transition. La technique de lissage présentée dans la seconde partie peut également être employée pour d'autres types de transition, pourvu qu'on connaisse la fonction mathématique appropriée à cette transition. Cet exposé soulève déjà des questions quant à l'opportunité d'utiliser la même fonction exponentielle pour calculer les taux de mortalité d'une population âgée autonome et celle d'une population âgée en perte d'autonomie.

Les résultats que nous avons obtenus révèlent de fortes différences au niveau des taux de mortalité par âge entre les deux populations. Ces différences font ressortir l'importance d'utiliser des taux de mortalité distincts pour le calcul de l'espérance de vie sans incapacité.

## RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES

- BÉLANGER, A., 1988. «Estimating Mortality Rates from Panel Data: The Longitudinal Study of Aging Example». Boulder, Colorado, University of Colorado, Population Program, Research Note No. 1.
- CRIMMINS, E. M., Y. SAITO et D. INEGNERI, 1989. «Changes in Life Expectancy and Disability-Free Life Expectancy in the United States». *Population and Development Review*, 15, 2, 235-267.
- FRIES, J. F., 1983. «The Compression of Morbidity». *Milbank Memorial Fund Quarterly/Health and Society*, 61, 3, 397-419.
- 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.
- NATIONAL CENTER FOR HEALTH STATISTICS (en collaboration avec le National Institute of Aging), 1987. *1986 Longitudinal Study of Aging. Documentation and Codebook*.
- ROGERS, A., 1973. «The Multiregional Life Table». *The Journal of Mathematical Sociology*, 3, 127-137.
- ROGERS, A., 1975. *Introduction to Multiregional Mathematical Demography*. New York, Wiley.
- ROGERS, A., R. G. ROGERS et A. BÉLANGER, 1990. «Longer Life but Worse Health? Measurement and Dynamics». *The Gerontologist*, 30, 5, 640-649.
- ROGERS, R. G., A. ROGERS et A. BÉLANGER, 1989. «Active Life Among the Elderly in the United States: Multistate Life-Table Estimates and Population Projections». *The Milbank Quarterly*, 67, 3-4, 370-411.
- SULLIVAN, D. F., 1971. «A Single Index of Mortality and Morbidity». *HSHMA Health Reports*, 86, 4, 347-354.
- U. S. BUREAU OF THE CENSUS, 1987. *Statistical Abstract of the United States: 1988*. Washington, D. C.
- 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.
- WILLEKENS, F. J., I. SHAH, J. M. SHAH et P. RAMACHANDRAN, 1982. «Multistate Analysis of Marital Status Life Tables: Theory and Application». *Population Studies*, 36, 129-144.



**RÉSUMÉ — SUMMARY — RESUMEN**

**BÉLANGER Alain — ESTIMATION DE LA MORTALITÉ SELON L'ÂGE ET L'ÉTAT DE SANTÉ À PARTIR D'UNE ENQUÊTE LONGITUDINALE**

*Une des étapes nécessaires à l'estimation de l'espérance de vie sans perte d'autonomie à l'aide du modèle multi-états est le calcul de valeurs fiables pour les taux de mortalité par âge, pour chacun des états. Cet exposé décrit la méthode utilisée pour obtenir des estimations de la mortalité par âge et par état de santé à partir des résultats de l'enquête américaine Longitudinal Study of Aging de 1986. Les résultats obtenus révèlent de fortes différences au niveau des taux de mortalité selon l'état de santé. En fonction de l'autonomie ou de la perte d'autonomie, l'espérance de vie présente des écarts qui sont du même ordre que la mortalité différentielle selon le sexe.*

**BÉLANGER Alain — ESTIMATING AGE-SPECIFIC MORTALITY RATES BY HEALTH STATUS FROM THE LONGITUDINAL STUDY OF AGING**

*A necessary step in the estimation of active life expectancy using the multistate model is the calculation of reliable age-specific observed death rates. This paper describes the method used to obtain age-specific mortality estimates from the Longitudinal Survey Of Aging (LSOA). Our results point out to important differences in the age-specific mortality rates according to the health status. The differences between dependent and independent life expectancies are of the same order as the well-documented sex differential in mortality.*

**BÉLANGER Alain — ESTIMACION DE LA MORTALIDAD SEGUN LA EDAD Y EL ESTADO DE SALUD, A PARTIR DE UNA ENCUESTA LONGITUDINAL**

*Una etapa necesaria para estimar la esperanza de vida gracias al modelo multi-estados, es el cálculo de valores fiables de las tasas de mortalidad según la edad, para cada estado. Se expone aquí el método utilizado para llegar a estimaciones de la mortalidad según la edad y según el estado de salud, a partir de resultados de la encuesta americana «Longitudinal Study of Aging» de 1986. Los resultados demuestran que hay grandes diferencias entre las tasas de mortalidad según el estado de salud. De hecho, las diferencias entre la esperanza de vida de la población autónoma y la de la población con actividades restringidas son del mismo orden que las diferencias de mortalidad según el sexo.*