Document generated on 10/12/2024 4:38 a.m.

Cahiers québécois de démographie

Un modèle logistique des tables de mortalité par cause de décès. Application aux tables italiennes de 1975-1979

A LOGISTICAL MODEL OF LIFE-TABLES ACCORDING TO CAUSE OF DEATH. AN APPLICATION TO THE ITALIAN TABLES OF 1975-1979

MODELO LOGISTICO DE LAS TABLAS DE MORTALIDAD POR CAUSA DE MUERTE. APLICACION A LAS TABLAS ITALIANAS DE 1975-1979

Carlo Maccheroni

Volume 20, Number 1, Spring 1991

URI: https://id.erudit.org/iderudit/010067ar
DOI: https://doi.org/10.7202/010067ar

See table of contents

Publisher(s)

Association des démographes du Québec

ISSN

0380-1721 (print)
1705-1495 (digital)

Explore this journal

Cite this article

Maccheroni, C. (1991). Un modèle logistique des tables de mortalité par cause de décès. Application aux tables italiennes de 1975-1979. *Cahiers québécois de démographie*, *20*(1), 95–114. https://doi.org/10.7202/010067ar

Article abstract

Cause-specific life-tables allow for isolating the impact of a particular cause of death, by comparing the level of life expectancy resulting from a table where this particular cause has been left out, to the level derived from a general life-table. One of the problems arising from this type of analysis lies in the limits and meaning of the Indicator used in the comparison, namely the expectation of life. This paper is devoted to this question, making use of a logistical model of the evolution of the probability to decease according to age.

Tous droits réservés © Association des démographes du Québec, 1991

This document is protected by copyright law. Use of the services of Érudit (including reproduction) is subject to its terms and conditions, which can be viewed online.

https://apropos.erudit.org/en/users/policy-on-use/

érudit

This article is disseminated and preserved by Érudit.

Érudit is a non-profit inter-university consortium of the Université de Montréal, Université Laval, and the Université du Québec à Montréal. Its mission is to promote and disseminate research.

https://www.erudit.org/en/

Cahiers québécois de démographie
Vol. 20, no 1, printemps 1991, p. 95-114

Un modèle logistique des tables de mortalité par cause de décès. Application aux tables italiennes de 1975-1979

Carlo MACCHERONI *

L'analyse des causes de décès a toujours été un filon de recherche privilégié en démographie. Il suffit de rappeler à cet égard le rôle qu'ont joué les «Bills of Mortality» de la ville de Londres au XVIIe siècle : en fournissant à J. Graunt les éléments de base de ses «Natural and Political Observations...», ces documents ont en quelque sorte permis de jeter les premiers fondements de l'analyse démographique.

Le développement de tables de mortalité par cause reflète cet intérêt privilégié pour l'analyse des causes de décès. Ce type de table permet précisément d'isoler l'impact d'une cause de décès particulière, en comparant l'espérance de vie qui résulterait d'une table où ne figure pas une cause spécifique, de celle qui est obtenue à partir d'une table de mortalité générale. Le gain en années de vie mis en évidence par une telle comparaison peut ainsi être considéré comme un indicateur de l'importance de ladite cause spécifique dans la détermination du niveau de mortalité générale.

Parmi les problèmes que soulève ce type d'analyse, il y a celui des limites et de la signification de l'indicateur «espérance de vie» (ou vie moyenne) utilisé dans la comparaison. C'est à cette question que nous consacrons cet article, en faisant appel à cet effet à un modèle logistique de l'évolution du risque de décès.

---

* Institut de méthodes quantitatives, Université L. Bocconi, Milan. Cet article est le fruit d'une recherche financée par le ministère italien de l'Éducation publique. Manuscrit original soumis en italien et traduit par Marc Termote.

UN MODÈLE LOGISTIQUE DES TABLES DE MORTALITÉ

L'analyse de la mortalité que nous entendons développer ici fait appel à la variable ${}_nq_x$, considérée comme fonction de n pour tout x donné. En termes des valeurs de la table de mortalité, on peut écrire

$$ {}_nq_x = 1 - \frac{S_{x+n}}{S_x} \qquad (n \geq 0) \qquad (1) $$

où les S_x représentent les survivants de la table au (x)ième anniversaire.

La fonction biométrique ${}_nq_x$ peut s'interpréter comme la probabilité de décéder avant l'âge $x + n$, étant donné que l'on atteint l'âge x, ou encore comme la probabilité de vivre n années de plus si l'on a déjà vécu x années. En général, l'évolution de ${}_nq_x$ en fonction de x et de n se présente comme dans la figure 1. L'objectif de notre analyse est de dégager les diverses réductions qui affectent ${}_nq_x$ (pour des valeurs entières de x) suite à l'élimination de groupes homogènes de causes de décès.

À cet effet, il est nécessaire d'adopter pour ${}_nq_x$ une fonction de n qui puisse être obtenue à partir des tables pour chaque groupe de causes de décès. L'expérience empirique conduit en général à assimiler l'évolution de ${}_nq_x$ à celle d'une fonction logistique à deux paramètres (Petrioli, 1982 : 186-187). Puisque, comme il vient d'être mentionné, ${}_nq_x$ peut être interprété comme la probabilité de vivre n années de plus lorsqu'on a déjà vécu x années, ${}_nq_x$ représente les caractéristiques d'une fonction de répartition (Maccheroni, 1988), et donc son expression en termes logistiques se présentera de la façon suivante :

$$ {}_nq_x = \begin{cases} \dfrac{1}{1 + K_x} & (n = 0) \\[2ex] \dfrac{1}{1 + K_x \exp(-\alpha_x n)} & (n > 0) \end{cases} \qquad (2) $$

avec α_x, $K_x > 0$.

Pour $S_x = 1$, la fonction de survie qui se dégage de (2) est :

$$ {}_xp_0 = \frac{h \exp(-\beta x)}{1 + h \exp(-\beta x)} \qquad (x > 0) $$

où ${}_xp_0$ est la probabilité de survie de la naissance à l'âge x, $h = K_0$, et $\beta = \alpha_0$.

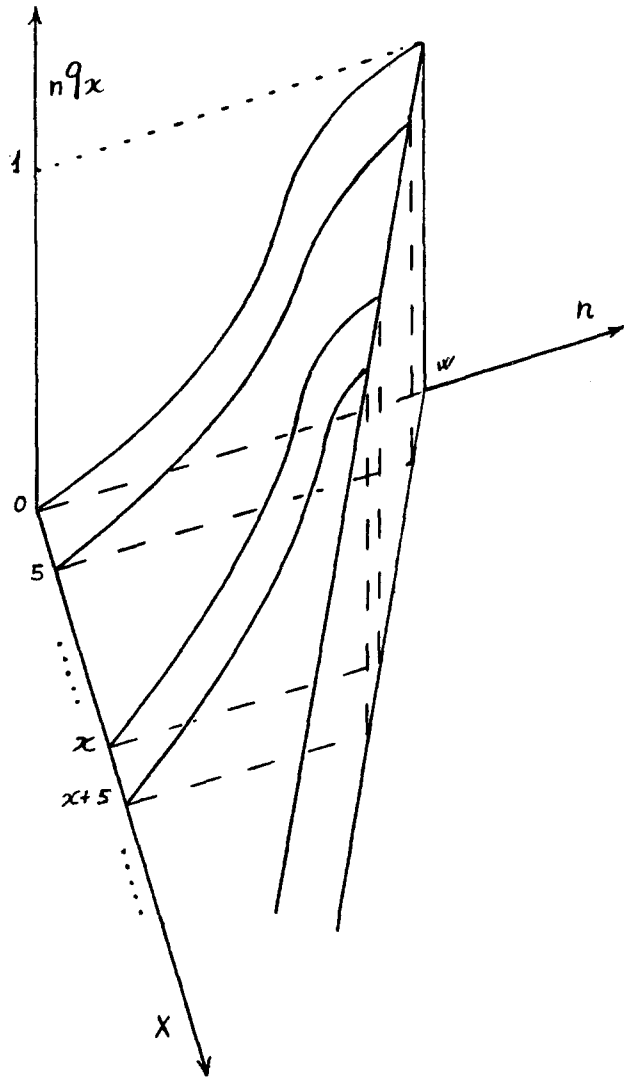

Figure 1 — ÉVOLUTION DE LA PROBABILITÉ $_nq_x$ *DE DÉCÉDER AVANT L'ÂGE* x + n *EN FONCTION DE L'ÂGE* x *ET DU NOMBRE D'ANNÉES* n

Si l'on indique par u un groupe homogène de causes de décès, alors on peut écrire ${}_nq_x^{(\bar{u})}$ — qui n'est rien d'autre que ${}_nq_x$ en l'absence de la cause u — de la même manière que dans (1), soit :

$$ {}_nq_x^{(\bar{u})} = 1 - \frac{S_{x+n}^{(\bar{u})}}{S_x^{(\bar{u})}} \tag{3} $$

où les $S_x^{(\bar{u})}$ représentent les survivants de la nouvelle table, qui en général sont dérivés de (1) sur la base de la relation récurrente

$$ S_{x+5}^{(\bar{u})} = S_x^{(\bar{u})} \left[1 - {}_5q_x\right]^{M_{x,x+4}^{(\bar{u})}} \qquad (x = 0, 5, \ldots) $$

où $M_{x,x+4}^{(\bar{u})}$ $(0 < M_{x,x+4}^{(\bar{u})} < 1)$ est la fréquence relative des décès dus à des causes autres que u pour l'intervalle d'âge $x, x+4$ pendant la période sur laquelle portent les tables (sur la détermination des probabilités de décès par cause, voir par exemple Pressat, 1985).

Si non seulement ${}_nq_x$ (qui résume le régime général de mortalité), mais aussi ${}_nq_x^{(\bar{u})}$ peut être décrit par une fonction de type logistique, soit

$$ {}_nq_x^{(\bar{u})} = \frac{1}{1 + K_x^{(\bar{u})} \exp\left(\alpha_x^{(\bar{u})} n\right)} \qquad (n > 0) \tag{4} $$

puisque $\quad {}_nq_x \geq {}_nq_x^{(\bar{u})}$ (5)

où pour tout x l'inégalité vaut au moins pour un quelconque n, alors une mesure de la surmortalité (à l'âge x) due à la présence de la cause u peut être obtenue du rapport

$$ I_x^{(u)}(n) = \frac{{}_nq_x}{{}_nq_x^{(\bar{u})}} \tag{6} $$

Si l'on exprime (1) et (3) en termes de (2) et (4), alors (6) peut s'écrire

$$ \begin{aligned} I_x^{(u)}(n) &= \frac{1}{1 + K_x \exp(-\alpha_x n)} \left[1 + K_x^{(\bar{u})} \exp\left(-\alpha_x^{(\bar{u})} n\right)\right] \\ &= {}_nq_x \left[1 + K_x^{(\bar{u})} \exp\left(-\alpha_x^{(\bar{u})} n\right)\right] \\ &= {}_nq_x + {}_nq_x K_x^{(\bar{u})} \exp\left(-\alpha_x^{(\bar{u})} n\right] \end{aligned} \tag{7} $$

Le «profil» de $I_x^{(u)}(n)$ en fonction de u peut donc être représenté comme la résultante de deux composantes : le niveau de la mortalité générale à partir de l'âge x, et l'interaction de celle-ci avec l'effet dû à l'absence du groupe u de causes de décès. La valeur $K_x^{(\bar{u})}$ reflète l'impact initial (à l'âge x) de cet effet, impact qui s'atténue au taux $\alpha_x^{(\bar{u})}$ lorsque n augmente, exprimant ainsi le maintien de la vulnérabilité aux causes restantes de décès.

C'est en faisant référence aux facteurs $K_x^{(\bar{u})} \exp(-\alpha_x^{(\bar{u})} n)$ que l'on peut donc définir le processus de réduction du risque de décès en fonction de u, étant donné que chacun de ces facteurs identifie un ${}_nq_x^{(\bar{u})}$ spécifique. Le rôle des deux paramètres est par conséquent de fixer concurremment le niveau de l'espérance de vie. En fait, comme il a déjà été démontré (Maccheroni, 1988), il existe en général entre l'espérance de vie e_x et la valeur ${}_nq_x$ la relation suivante :

$$e_x = \int_0^\infty [1 - {}_nq_x]\, dn \qquad [8]$$

et si ${}_nq_x$ peut être exprimé par une fonction logistique, alors

$$e_x = \int_0^\infty \frac{K_x \exp(-\alpha_x n)}{1 + K_x \exp(-\alpha_x n)}\, dn$$

$$= \frac{1}{\alpha_x} \log(1 + K_x) \qquad (9)$$

L'interprétation géométrique de [8] est illustrée graphiquement dans la figure 2, où la superficie au-dessus de la courbe ${}_nq_x$ (surface grisée) correspond à la valeur de e_x. La figure 3 permet de la même manière d'illustrer le gain en espérance de vie qui résulte de l'élimination du groupe u de causes de décès, c'est-à-dire $e_x^{(\bar{u})} - e_x$.

Les relations dérivées ci-dessus conduisent donc à une nouvelle approche pour l'analyse des différences dans le risque de décès par cause. La validité de cette approche repose évidemment sur la question de savoir si le modèle proposé représente une approximation suffisante des tables utilisées. La section suivante est consacrée à une vérification empirique de cette question.

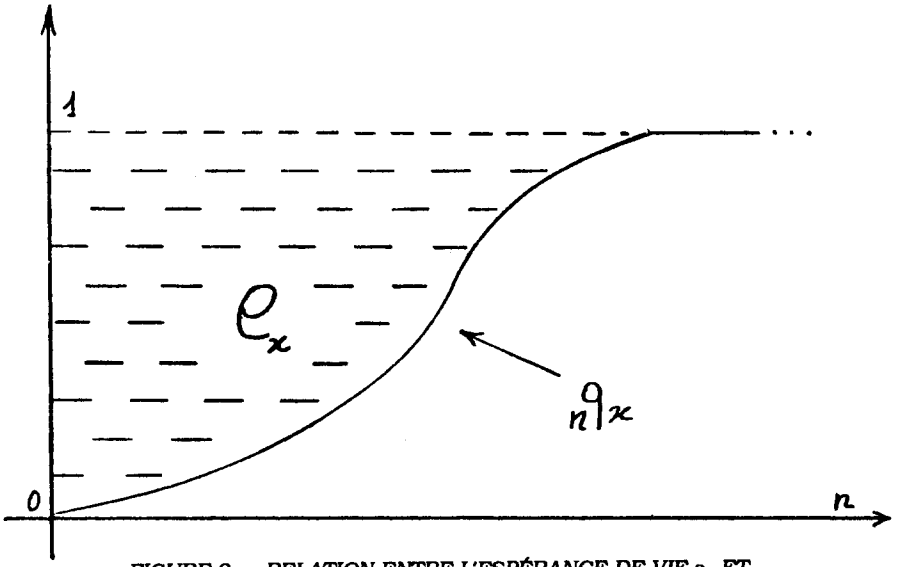

FIGURE 2 — RELATION ENTRE L'ESPÉRANCE DE VIE e_x ET LA PROBABILITÉ ${}_nq_x$ DE DÉCÉDER AVANT L'ÂGE x + n

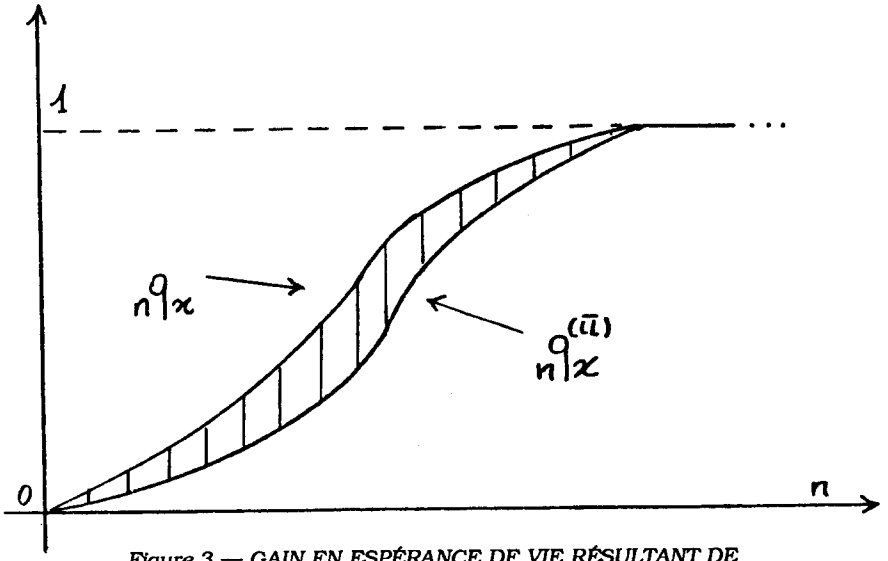

Figure 3 — GAIN EN ESPÉRANCE DF VIE RÉSULTANT DE L'ÉLIMINATION DU GROUPE u DE CAUSES DE DÉCÈS

APPLICATION AUX TABLES ITALIENNES DE 1975-1979

Les potentialités du modèle logistique ont été testées sur les tables de mortalité par cause les plus récentes disponibles pour l'Italie (ISTAT, 1985), qui se rapportent aux années 1975-1979, période au cours de laquelle était encore en vigueur la huitième révision de la classification internationale des causes de décès, introduite en 1968. Les tables utilisées considèrent douze groupes de causes de décès et, comme de coutume, ces tables sont «abrégées», en ce sens que les probabilités sont quinquennales (l'âge ultime pris en compte est 105 ans). Les résultats présentés ici concernent les âges 0 à 5 (bornes extrêmes des âges infantiles), 15 et 25 (bornes extrêmes des âges jeunes), ainsi que les âges 40, 50 et 60.

Les paramètres $K_x^{(\bar{u})}$ et $\alpha_x^{(\bar{u})}$ ont été obtenus par l'application de la méthode des moindres carrés aux transformations «logit» de ${}_nq_x^{(\bar{u})}$, qui rendent linéaire la fonction [4]. Les coefficients de détermination R^2, présentés dans le tableau 1, permettent d'apprécier la qualité des interpolations linéaires de ces transformations logit. On observe que l'utilisation de la fonction logistique produit en général des résultats plus satisfaisants pour les hommes que pour les femmes, et que la qualité de l'ajustement augmente avec l'âge, l'amélioration étant particulièrement marquée entre l'âge 0 et l'âge 5. On constate également que, même dans le contexte actuel de surmortalité masculine, il subsiste une trace de l'ancienne surmortalité féminine (désormais disparue) à l'âge de la puberté. En effet, puisque l'évolution du taux de croissance de ${}_nq_x$ en fonction de n est donné par $(d_nq_x/dn)\,(1/{}_nq_x) = \alpha_x - \alpha_x \cdot {}_nq_x$, on peut dériver du tableau qu'à partir de l'âge de 15 ans, quelle que soit la cause de décès que l'on élimine, le taux de croissance du risque de décès des femmes est toujours supérieur à celui des hommes. Le phénomène se reproduit au seuil des âges avancés. Enfin, en ce qui concerne la comparaison entre les douze groupes de causes de décès, le tableau 1 montre clairement à quel point la surmortalité masculine baisserait si l'on éliminait les causes violentes («accidents, empoisonnements et traumatismes»).

Le tableau 2 permet de voir dans quelle mesure $\alpha_x^{(\bar{u})}$ et $K_x^{(\bar{u})}$ divergent en termes relatifs par rapport à α_x et K_x, en fonction de la cause de décès et de l'âge. L'examen de ces valeurs relatives montre que, parmi les causes de décès dont l'élimination aurait l'impact le plus net, seulement deux (les «troubles circulatoires

TABLEAU 1

Paramètres de la fonction logistique des ${}_nq_x^{(\bar{u})}$ *en l'absence des causes de décès* u (u = A, B, ... , L), *et coefficients de détermination* R^2 *pour l'interpolation linéaire des transformations logit des* ${}_nq_x^{(\bar{u})}$

	A. Maladies infectieuses et parasitaires						B. Tumeurs malignes de l'appareil digestif						C. Tumeurs malignes de l'appareil respiratoire					
	Hommes			Femmes			Hommes			Femmes			Hommes			Femmes		
x	$\alpha_x^{(\bar{A})}$	$K_x^{(\bar{A})}$	R^2	$\alpha_x^{(\bar{A})}$	$K_x^{(\bar{A})}$	R^2	$\alpha_x^{(\bar{B})}$	$K_x^{(\bar{B})}$	R^2	$\alpha_x^{(\bar{B})}$	$K_x^{(\bar{B})}$	R^2	$\alpha_x^{(\bar{C})}$	$K_x^{(\bar{C})}$	R^2	$\alpha_x^{(\bar{C})}$	$K_x^{(\bar{C})}$	R^2
0	0,354	174,827	0,894	0,313	211,034	0,859	0,341	160,548	0,891	0,302	197,169	0,851	0,341	160,571	0,887	0,309	198,960	0,854
5	0,499	851,095	0,978	0,480	1502,080	0,975	0,489	829,568	0,978	0,475	1558,085	0,975	0,488	816,965	0,975	0,478	1471,150	0,974
15	0,531	456,069	0,980	0,536	1086,043	0,983	0,518	442,137	0,979	0,527	1090,176	0,981	0,519	443,630	0,977	0,534	1065,949	0,982
25	0,625	397,882	0,992	0,609	760,287	0,989	0,611	395,604	0,992	0,600	784,511	0,988	0,613	398,329	0,990	0,607	754,637	0,988
40	0,711	121,069	0,992	0,696	243,744	0,990	0,699	126,648	0,992	0,692	266,148	0,990	0,708	133,483	0,991	0,696	247,958	0,990
50	0,780	48,053	0,993	0,787	108,905	0,989	0,770	52,040	0,994	0,781	121,608	0,993	0,784	55,837	0,993	0,784	111,834	0,993
60	0,913	22,193	0,997	0,929	50,023	0,997	0,902	24,299	0,997	0,930	56,429	0,997	0,920	25,486	0,997	0,932	51,254	0,997

	D. Tumeurs malignes de l'appareil urogénital et du sein						E. Autres tumeurs						F. Diabète sucré					
	Hommes			Femmes			Hommes			Femmes			Hommes			Femmes		
x	$\alpha_x^{(\bar{D})}$	$K_x^{(\bar{D})}$	R^2	$\alpha_x^{(\bar{D})}$	$K_x^{(\bar{D})}$	R^2	$\alpha_x^{(\bar{E})}$	$K_x^{(\bar{E})}$	R^2	$\alpha_x^{(\bar{E})}$	$K_x^{(\bar{E})}$	R^2	$\alpha_x^{(\bar{F})}$	$K_x^{(\bar{F})}$	R^2	$\alpha_x^{(\bar{F})}$	$K_x^{(\bar{F})}$	R^2
0	0,347	163,570	0,894	0,301	196,820	0,837	0,347	170,184	0,888	0,306	203,382	0,846	0,350	165,034	0,893	0,307	195,783	0,856
5	0,495	827,904	0,979	0,470	1497,118	0,967	0,503	966,690	0,978	0,483	1685,678	0,974	0,497	830,736	0,978	0,475	1434,704	0,975
15	0,526	445,336	0,981	0,528	1135,015	0,976	0,530	487,840	0,979	0,539	1217,998	0,982	0,528	447,245	0,980	0,530	1042,797	0,983
25	0,619	388,899	0,993	0,610	884,984	0,987	0,625	431,270	0,992	0,615	873,964	0,989	0,621	390,135	0,992	0,602	735,859	0,989
40	0,703	118,593	0,992	0,719	329,466	0,992	0,712	131,070	0,992	0,702	274,738	0,990	0,707	119,215	0,992	0,688	240,551	0,990
50	0,770	47,603	0,993	0,808	141,289	0,994	0,780	51,583	0,994	0,788	120,615	0,993	0,775	47,659	0,993	0,775	109,721	0,993
60	0,902	22,359	0,997	0,945	58,156	0,998	0,911	23,519	0,997	0,935	54,352	0,998	0,908	21,827	0,997	0,925	51,823	0,997

TABLEAU 1 (*suite*)

	G. Infarctus aigu du myocarde et autres formes aiguës d'ischémie cardiaque						H. Troubles circulatoires de l'encéphale						I. Autres maladies de l'appareil circulatoire					
	Hommes			Femmes			Hommes			Femmes			Hommes			Femmes		
x	$\alpha_x^{(\bar{G})}$	$K_x^{(\bar{G})}$	R^2	$\alpha_x^{(\bar{G})}$	$K_x^{(\bar{G})}$	R^2	$\alpha_x^{(\bar{H})}$	$K_x^{(\bar{H})}$	R^2	$\alpha_x^{(\bar{H})}$	$K_x^{(\bar{H})}$	R^2	$\alpha_x^{(\bar{I})}$	$K_x^{(\bar{I})}$	R^2	$\alpha_x^{(\bar{I})}$	$K_x^{(\bar{I})}$	R^2
0	0,338	158,380	0,886	0,304	193,720	0,850	0,333	151,373	0,903	0,291	181,510	0,865	0,315	138,217	0,917	0,272	164,988	0,882
5	0,484	807,426	0,975	0,472	1420,597	0,975	0,479	768,835	0,983	0,459	1358,479	0,980	0,460	707,728	0,988	0,439	1250,146	0,988
15	0,516	445,626	0,977	0,527	1039,490	0,982	0,507	413,792	0,985	0,511	990,687	0,987	0,484	381,017	0,992	0,488	917,355	0,994
25	0,612	411,470	0,991	0,599	741,890	0,986	0,596	363,746	0,995	0,579	704,522	0,991	0,568	336,360	0,998	0,552	656,865	0,995
40	0,706	137,861	0,992	0,687	246,902	0,990	0,672	112,753	0,993	0,658	234,436	0,992	0,631	103,521	0,994	0,615	214,116	0,995
50	0,778	56,238	0,994	0,775	113,066	0,993	0,728	45,418	0,995	0,736	107,938	0,994	0,673	41,898	0,996	0,676	98,517	0,997
60	0,910	25,437	0,997	0,925	53,504	0,997	0,845	21,841	0,997	0,870	52,024	0,998	0,765	20,279	0,997	0,785	48,367	0,998

	J. Maladies de l'appareil respiratoire						K. Maladies de l'appareil digestif						L. Accidents, empoisonnements et traumatismes					
	Hommes			Femmes			Hommes			Femmes			Hommes			Femmes		
x	$\alpha_x^{(\bar{J})}$	$K_x^{(\bar{J})}$	R^2	$\alpha_x^{(\bar{J})}$	$K_x^{(\bar{J})}$	R^2	$\alpha_x^{(\bar{K})}$	$K_x^{(\bar{K})}$	R^2	$\alpha_x^{(\bar{K})}$	$K_x^{(\bar{K})}$	R^2	$\alpha_x^{(\bar{L})}$	$K_x^{(\bar{L})}$	R^2	$\alpha_x^{(\bar{L})}$	$K_x^{(\bar{L})}$	R^2
0	0,347	176,264	0,906	0,313	224,947	0,868	0,342	164,454	0,886	0,305	199,548	0,850	0,357	214,302	0,870	0,312	223,532	0,850
5	0,488	821,013	0,982	0,477	1525,093	0,978	0,489	840,031	0,975	0,474	1492,064	0,973	0,557	2226,506	0,987	0,508	2363,202	0,982
15	0,516	432,025	0,983	0,530	1079,103	0,985	0,522	461,429	0,977	0,531	1102,621	0,981	0,620	1462,344	0,994	0,573	1779,258	0,990
25	0,606	374,803	0,994	0,600	747,060	0,990	0,619	427,989	0,992	0,607	907,890	0,989	0,682	773,332	0,995	0,626	953,555	0,991
40	0,685	114,760	0,993	0,683	239,064	0,991	0,714	139,975	0,992	0,699	268,739	0,990	0,726	144,326	0,992	0,699	260,593	0,991
50	0,746	46,310	0,994	0,766	107,408	0,994	0,780	54,174	0,994	0,785	118,971	0,993	0,781	51,221	0,994	0,780	112,200	0,994
60	0,871	22,140	0,997	0,908	50,050	0,998	0,910	24,278	0,997	0,931	53,782	0,998	0,908	22,763	0,997	0,921	50,448	0,998

TABLEAU 2

Écart (en %) des paramètres $\alpha_x^{(\bar{u})}$ et $K_x^{(\bar{u})}$ par rapport respectivement à α_x et K_x, par âge x et cause de décès u (u = A, ... , L)

	A. Maladies infectieuses et parasitaires				B. Tumeurs malignes de l'appareil digestif				C. Tumeurs malignes de l'appareil respiratoire				D. Tumeurs malignes de l'appareil urogénital et du sein			
	Hommes		Femmes		Hommes		Femmes		Hommes		Femmes		Hommes		Femmes	
x	$\alpha_x^{(\bar{A})}$	$K_x^{(\bar{A})}$	$\alpha_x^{(\bar{A})}$	$K_x^{(\bar{A})}$	$\alpha_x^{(\bar{B})}$	$K_x^{(\bar{B})}$	$\alpha_x^{(\bar{B})}$	$K_x^{(\bar{B})}$	$\alpha_x^{(\bar{C})}$	$K_x^{(\bar{C})}$	$\alpha_x^{(\bar{C})}$	$K_x^{(\bar{C})}$	$\alpha_x^{(\bar{D})}$	$\alpha_x^{(\bar{D})}$	$\alpha_x^{(\bar{D})}$	$\alpha_x^{(\bar{D})}$
0	0,59	4,89	0,93	5,85	-3,13	-3,68	-2,69	-1,10	-2,99	-3,67	-0,53	-0,20	-1,26	-1,87	-3,12	-1,28
5	0,02	1,63	0,34	3,31	-2,03	-0,94	-0,74	7,16	-2,18	-2,45	-0,19	1,18	-0,87	-1,14	-1,85	2,96
15	-0,05	1,21	0,30	2,97	-2,46	-1,88	-1,42	3,36	-2,29	-1,55	-0,22	1,06	-0,98	-1,17	-1,26	7,61
25	0,01	1,04	0,26	2,56	-2,10	0,46	-1,13	5,83	-1,87	1,16	-0,12	1,80	-0,95	-1,24	0,41	19,38
40	0,03	1,64	0,11	1,41	-1,64	6,32	-0,51	10,73	-0,47	12,06	0,13	3,17	-1,16	-0,44	3,40	37,08
50	0,01	1,43	0,64	1,04	-1,29	9,85	-0,18	12,82	0,61	17,86	0,29	3,75	-1,24	0,48	3,30	31,08
60	-0,03	1,01	0,01	0,72	-1,21	10,69	0,09	13,62	0,80	16,10	0,28	3,20	-1,20	1,85	1,70	17,09

	E. Autres				F. Diabète sucré				G. Infarctus aigu du myocarde et autres formes aiguës d'ischémie cardiaque				H. Troubles circulatoires de l'encéphale			
	Hommes		Femmes		Hommes		Femmes		Hommes		Femmes		Hommes		Femmes	
x	$\alpha_x^{(\bar{E})}$	$K_x^{(\bar{E})}$	$\alpha_x^{(\bar{E})}$	$K_x^{(\bar{E})}$	$\alpha_x^{(\bar{F})}$	$K_x^{(\bar{F})}$	$\alpha_x^{(\bar{F})}$	$K_x^{(\bar{F})}$	$\alpha_x^{(\bar{G})}$	$K_x^{(\bar{G})}$	$\alpha_x^{(\bar{G})}$	$K_x^{(\bar{G})}$	$\alpha_x^{(\bar{H})}$	$\alpha_x^{(\bar{H})}$	$\alpha_x^{(\bar{H})}$	$\alpha_x^{(\bar{H})}$
0	-1,35	2,10	-1,44	2,01	-0,64	-0,99	-1,29	-1,80	-3,99	-4,98	-2,12	-2,83	-5,46	-9,18	-6,32	-8,96
5	0,80	15,43	0,82	15,93	-0,47	-0,80	-0,87	-1,33	-2,97	-3,59	-1,47	-2,30	-4,09	-8,20	-4,20	-6,57
15	-0,21	8,26	0,82	15,48	-0,52	-0,75	-0,90	-1,14	-2,91	-1,11	-1,44	-1,45	-4,60	-8,17	-4,42	-6,08
25	0,07	9,52	1,27	17,90	-0,48	-0,92	-0,90	-0,73	-2,05	4,49	-1,30	0,08	-4,64	-7,63	-4,59	-4,96
40	0,12	10,3	1,2	14,31	-0,52	0,08	-0,99	0,08	-0,67	15,73	-1,12	2,73	-5,54	-5,34	-5,32	-2,46
50	-0,002	8,88	0,83	11,90	-0,53	0,60	-0,84	1,79	-0,15	18,71	-0,90	4,90	-6,63	-4,13	-5,91	0,14
60	-0,19	7,13	0,63	9,43	-0,54	-0,48	-0,43	4,34	-0,36	15,87	-0,43	7,73	-7,43	-0,51	-6,30	4,75

	I. Autres maladies de l'app. circulatoire				J. Maladies de l'app. respiratoire				K. Maladies de l'app. digestif				L. Accidents, empois. et traumatismes			
	Hommes		Femmes		Hommes		Femmes		Hommes		Femmes		Hommes		Femmes	
x	$\alpha_x^{(\bar{I})}$	$K_x^{(\bar{I})}$	$\alpha_x^{(\bar{I})}$	$K_x^{(\bar{I})}$	$\alpha_x^{(\bar{J})}$	$K_x^{(\bar{J})}$	$\alpha_x^{(\bar{J})}$	$K_x^{(\bar{J})}$	$\alpha_x^{(\bar{K})}$	$K_x^{(\bar{K})}$	$\alpha_x^{(\bar{K})}$	$K_x^{(\bar{K})}$	$\alpha_x^{(\bar{L})}$	$\alpha_x^{(\bar{L})}$	$\alpha_x^{(\bar{L})}$	$\alpha_x^{(\bar{L})}$
0	-10,47	-17,08	-12,26	-17,24	-1,47	5,75	0,88	12,83	-2,71	-1,34	-1,69	0,09	1,48	28,57	0,60	12,12
5	-7,86	-15,49	-8,31	-14,02	-2,17	-1,97	-0,35	4,89	-1,93	0,31	-0,92	2,62	11,68	165,86	6,10	62,53
15	-8,86	-15,45	-8,74	-13,03	-2,92	-4,13	-0,80	2,31	-1,82	2,40	-0,68	4,54	16,70	224,52	7,24	68,69
25	-9,03	-14,58	-9,15	-11,39	-3,00	-4,82	-1,12	0,78	-4,84	8,69	-0,01	8,98	9,21	96,39	3,12	28,60
40	-11,30	-13,09	-11,55	-10,91	-3,70	-3,66	-1,69	-0,53	0,43	17,51	0,50	11,81	2,06	21,16	0,50	8,42
50	-13,71	-11,56	-13,54	-8,60	-4,30	-2,25	-2,02	-0,35	0,08	14,35	0,40	10,38	0,19	8,12	-0,24	4,09
60	-16,27	-7,62	-15,49	-2,62	-4,63	0,85	-2,24	0,77	-0,39	10,59	0,17	8,29	-0,60	3,69	-0,85	1,57

de l'encéphale» et les «autres maladies de l'appareil circulatoire») manifestent des modifications structurelles (c'est-à-dire liées à chacun des paramètres) et systématiques, en ce sens qu'elles se manifestent pour chaque groupe d'âge et pour chacun des deux sexes. Dans les autres cas, l'impact de l'élimination de la cause de décès est limité, soit à l'un ou l'autre groupe d'âge particulier (c'est le cas, par exemple, des causes «violentes» de décès), soit à l'un ou l'autre groupe d'âge et à un seul des deux sexes (c'est le cas, par exemple, des tumeurs malignes de l'appareil respiratoire et de celles de l'appareil urogénital et du sein).

VARIATIONS DANS L'ESPÉRANCE DE VIE PAR CAUSE DE DÉCÈS

Comme nous l'avons déjà signalé, les tables de mortalité fournissent les valeurs de l'espérance de vie $e_x^{(\bar{u})}$ liées à l'élimination du groupe u de causes de décès. Le tableau 3 présente ces valeurs, et les résultats qui s'en dégagent sont pour l'essentiel similaires à ce qu'on peut observer dans les pays industrialisés du monde occidental. Les gains en espérance de vie les plus notables sont ceux que l'on peut obtenir en éliminant les deux catégories déjà signalées de maladies associées au processus de vieillissement de l'organisme, à savoir les «troubles circulatoires de l'encéphale» et les «autres maladies de l'appareil circulatoire» (catégorie qui regroupe les rhumatismes articulaires aigus, les cardiopathies rhumatismales chroniques, l'hypertension, l'ischémie cardiaque chronique, l'angine de poitrine, l'ischémie cardiaque asymptomatique, et les «autres» maladies du coeur).

En outre, en ce qui concerne plus particulièrement les hommes, on observerait une prolongation marquée de la vie moyenne si les «causes violentes» de décès disparaissaient. Quant aux autres causes de décès, leur élimination aurait d'une façon générale un impact relativement similaire sur l'espérance de vie. Les résultats présentés dans le tableau 1 avaient d'ailleurs déjà mis en évidence cette similitude dans l'importance de l'impact des tumeurs malignes de l'appareil digestif et de l'appareil respiratoire, ainsi que des maladies de l'appareil digestif chez les hommes. En ce qui concerne les femmes, la même similitude se vérifie pour l'impact des tumeurs malignes de l'appareil respiratoire et celui du diabète sucré. Dans tous ces cas, les espérances de vie à partir de tous les âges sont donc dérivées de distributions des probabilités de décès (à travers les

TABLEAU 3

Espérance de vie e_x et durée de vie probable π_x à divers âges x, et valeurs de e_x et π_x résultant de l'élimination des causes de décès u

HOMMES

x = 0			x = 5			x = 15			x = 25			x = 40			x = 50			x = 60	
	e_x	π_x		e_x	π_x		e_x	π_x		e_x	π_x		e_x	π_x		e_x	π_x		e_x	π_x
	70,80	74,33		67,33	69,70		57,57	59,77		48,07	49,94		33,82	35,22		24,95	25,79		17,19	17,24
F	70,96	74,53	A	67,44	69,83	A	57,67	59,89	A	48,18	50,05	A	33,91	35,32	A	25,03	25,87	A	17,25	17,31
A	70,98	74,46	F	67,49	69,91	F	57,73	60,00	F	48,23	50,13	F	33,98	35,40	F	25,10	25,96	F	17,33	17,41
D	71,11	74,71	D	67,65	70,09	D	57,88	60,14	D	48,39	50,29	D	34,12	35,56	D	25,25	26,12	L	17,46	17,53
E	71,51	75,07	E	68,04	70,04	E	58,24	60,44	E	48,72	50,57	L	34,38	35,70	L	25,35	26,17	D	17,47	17,56
B	71,71	75,43	J	68,17	70,59	J	58,39	60,64	J	48,90	50,79	E	34,40	35,82	E	25,45	26,33	E	17,56	17,66
C	71,72	75,49	B	68,26	70,76	B	58,49	60,81	L	48,94	50,54	J	34,64	36,07	K	25,72	26,61	K	17,75	17,88
K	71,77	75,38	C	68,27	70,81	C	58,50	60,86	B	49,00	50,95	B	34,72	36,21	J	25,76	26,54	C	17,80	17,99
J	71,79	75,28	K	68,30	70,70	K	58,53	60,75	C	49,01	51,00	K	34,73	36,14	B	25,79	26,74	B	17,89	18,06
G	71,97	75,69	G	68,53	71,02	G	58,76	61,07	K	49,04	50,89	C	34,75	36,26	C	25,80	26,75	J	17,97	18,08
H	72,02	75,63	H	68,58	70,98	L	58,78	60,50	G	49,28	51,21	G	34,99	36,48	G	26,00	26,94	G	17,98	18,17
L	72,16	75,16	L	68,66	70,47	H	58,81	61,04	H	49,32	51,20	H	35,06	36,46	H	26,18	27,06	H	18,39	18,52
I	73,30	76,63	I	69,88	72,01	I	60,12	62,08	I	50,63	52,45	I	36,37	37,54	I	27,49	28,14	I	19,70	19,75

FEMMES

x = 0			x = 5			x = 15			x = 25			x = 40			x = 50			x = 60	
	e_x	π_x		e_x	π_x		e_x	π_x		e_x	π_x		e_x	π_x		e_x	π_x		e_x	π_x
	76,96	80,43		73,29	75,64		63,45	65,66		53,67	55,71		39,12	40,82		29,79	31,04		21,03	21,59
A	77,09	80,48	A	73,35	75,88	A	63,52	65,71	A	53,73	55,75	A	39,17	40,86	A	29,83	31,08	A	21,06	21,63
C	77,12	80,57	C	73,44	75,77	C	63,61	65,79	C	53,82	55,84	C	39,27	40,95	C	29,92	31,16	C	21,13	21,69
F	77,27	80,77	F	73,60	75,97	F	63,77	65,99	F	53,98	56,04	F	39,43	41,15	L	30,06	31,27	L	21,26	21,80
G	77,47	80,94	G	73,80	76,14	L	63,95	65,95	L	54,07	55,97	L	39,45	41,07	F	30,10	31,37	F	21,32	21,90
K	77,51	80,87	J	73,81	76,08	J	63,96	66,10	J	54,17	56,15	E	39,61	41,21	E	30,21	31,41	E	21,35	21,90
E	77,54	80,85	K	73,83	76,07	G	63,97	66,17	G	54,19	56,21	J	39,61	41,26	K	30,23	31,44	K	21,38	21,93
L	77,55	80,73	L	73,83	75,93	K	63,99	66,09	K	54,21	56,13	K	39,63	41,24	J	30,26	31,48	D	21,47	22,00
J	77,64	80,90	E	73,87	76,05	E	64,02	66,08	E	54,21	56,11	G	39,63	41,32	G	30,28	31,53	G	21,47	22,05
B	77,77	81,15	B	74,10	76,35	B	64,25	66,37	B	54,46	56,41	B	39,89	41,52	D	30,46	31,57	J	21,49	22,02
D	77,82	81,01	D	74,16	76,24	D	64,33	66,27	D	54,54	56,31	D	39,94	41,40	B	30,50	31,72	B	21,63	22,20
H	78,50	81,94	H	74,85	77,16	H	65,02	67,19	H	55,23	57,23	H	40,68	42,35	H	31,32	32,56	H	22,51	23,10
I	80,30	83,56	I	76,68	78,81	I	66,84	68,85	I	57,06	58,90	I	42,50	44,03	I	33,15	34,28	I	24,35	24,88

Source : Les espérances de vie e_x sont extraites de ISTAT, 1985.

Note : Voir la signification des sigles (*A*, ... , *L*) au tableau 1.

âges) très semblables, alors que dans le cas par exemple des «causes violentes» de décès, cette similitude est limitée à quelques valeurs particulières de x.

En ce qui concerne cette dernière observation, il faut cependant tenir compte des critères d'agrégation utilisés dans la construction des tables, critères qui ont donné lieu à des regroupements de causes de décès pouvant se justifier du point de vue médico-statistique, mais qui peuvent aussi avoir entraîné des distributions particulières des probabilités de décès à travers les âges. La classification internationale comprend un peu plus de mille «catégories», qui forment un certain nombre de «groupes», à leur tour agrégés en 18 «secteurs». Par contre, les tables que nous avons utilisées font tantôt référence à des secteurs (c'est le cas des maladies infectieuses et parasitaires, des maladies de l'appareil respiratoire et des maladies de l'appareil digestif), tantôt à des groupes (c'est le cas des divers groupes de maladies de l'appareil circulatoire et des divers groupes de tumeurs), tantôt à des agrégats de groupes (c'est le cas des agrégats résiduels «autres tumeurs» et «autres maladies de l'appareil circulatoire»).

La faible variation de l'espérance de vie liée à chaque cause de décès, telle qu'elle ressort (sauf cas particuliers) des résultats du tableau 3, pourrait être due au fait que l'indicateur utilisé est surtout sensible au paramètre $\alpha_x^{(\bar{u})}$, et beaucoup moins au paramètre $K_x^{(\bar{u})}$. De la formulation de e_x présentée dans l'équation (9), on peut en effet déduire que la transformation logarithmique a l'effet de niveler le rôle de ce dernier paramètre, quelle que soit la cause de décès éliminée, à moins que cette élimination entraîne des variations exceptionnellement importantes, comme celles qui résultent aux âges jeunes de l'élimination des «accidents, empoisonnements et traumatismes».

En général, l'indicateur «espérance de vie» ne différencie donc pas adéquatement les causes de décès dont l'élimination entraînerait une réduction du risque de décès concentrée dans un intervalle d'âge $(x, x + n)$ relativement restreint, élimination qui, du point de vue paramétrique, se traduit précisément par une augmentation de K_x. Par contre, la plus grande sensibilité de l'indicateur au paramètre $\alpha_x^{(\bar{u})}$ se traduit par sa sensibilité aux variations du taux instantané dont l'évolution est éventuellement différente de celle du risque de décès ${}_nq_x$, et dont les effets se renforcent lorsque n augmente.

Afin de démontrer le processus de différenciation des ${}_nq_x^{(\bar{u})}$, nous présentons au tableau 4 les résultats relatifs aux éléments

TABLEAU 4

Coefficient de variation (CV), étendue de dispersion (W) et intervalle interquartile (W') de $K_x^{(\bar{u})} \exp(-\alpha_x^{(\bar{u})} n)$, pour l'ensemble des causes de décès, et causes de décès dont l'élimination produit la réduction minimum (min) et maximum (Max) de ${}_nq_x$ (réduction en % entre parenthèses)

	n = 5	n = 10	n = 15	n = 20	n = 25	n = 30	n = 35	n = 40	n = 45	n = 50	n = 55	n = 60	n = 65	n = 70
ÂGE : ZÉRO														
Hommes														
CV	9,51	8,64	7,81	7,01	6,29	5,67	5,18	4,86	4,71	4,71	4,80	4,90	4,94	4,85
W	49,09	31,32	19,70	12,17	7,34	4,90	3,32	2,25	1,52	1,03	0,79	0,67	0,55	0,45
min	I,H	I,H	I,H	I,H	I	F	F	F	F	F	F	F	F	A
W'	7,30	4,41	2,58	1,69	1,05	0,52	0,31	0,33	0,35	0,36	0,31	0,22	0,17	0,14
Max	L(-4,1)	L(-7,1)	J(-10,2)	J(-9,0)	J(-7,9)	J(-7,3)	J(-6,7)	J(-6,0)	J(-5,3)	I(-5,5)	I(-7,0)	I(-8,4)	I(-9,9)	L(-7,1)
	J(-11,1)	J(-10)	L(-10,4)	L(-19,2)	L(-26,4)	L(-29,8)	L(-31,2)	L(-31,1)	L(-28,7)	L(-24,0)	L(-18,7)	L(-14,1)	L(-10,1)	I(-11,2)
Femmes														
CV	6,90	5,98	5,09	4,26	3,55	3,05	2,89	3,11	3,63	4,31	5,04	5,73	6,34	6,80
W	38,81	24,54	15,03	8,77	4,72	3,22	2,21	1,85	1,86	1,76	1,88	1,39	1,19	1,02
min	I,H	I,H	I,H	I,H	I,F	F	C	C	C	C	C	C	C	A
W'	6,81	4,79	3,37	2,36	1,65	1,10	0,89	0,71	0,68	0,62	0,47	0,32	0,24	0,19
Max	L(-3,7)	L(-5,6)	L(-7,1)	L(-10,2)	J(-10,7)	J(-10,1)	J(-9,4)	J(-8,5)	J(-7,4)	I(-6,5)	I(-8,2)	L(-8,0)	H(-8,0)	H(-9,8)
	J(-12,1)	J(-12,5)	J(-11,8)	J(-11,3)	L(-12,4)	L(-13,7)	L(-14,1)	L(-14,0)	L(-13,1)	L(-11,6)	L(-9,8)	I(-10,1)	I(-12,5)	I(-15,2)
ÂGE : CINQ														
Hommes														
CV	37,61	33,81	30,17	26,69	23,37	20,21	17,24	14,48	11,97	9,79	8,03	6,70	5,73	4,91
W	828,40	448,27	240,20	127,12	67,91	36,42	19,35	10,16	5,26	2,67	1,33	0,71	0,50	0,35
min	I,H	I,H	I,H	I,H	F,D	F,D	F,A	F	F	A	A	A	A	A
W'	17,42	17,09	4,16	3,44	1,82	1,98	1,38	0,96	0,71	0,53	0,39	0,28	0,19	0,11
Max	E(-17,5)	E(-15,9)	E(-11,2)	E(-9,4)	E(-9,1)	E(-9,2)	E(-9,3)	E(-9,2)	E(-8,9)	E(-8,4)	I(-9,5)	L(-10,7)	L(-7,4)	H(-7,7)
	L(-44,3)	L(-47,4)	L(-59,4)	L(-63,0)	L(-61,1)	L(-56,6)	L(-49,9)	L(-40,6)	L(-30,4)	L(-21,8)	L(-15,5)	I(-10,8)	I(-11,9)	I(-13,0)
Femmes														
CV	15,57	13,97	12,42	10,95	9,58	8,37	7,38	6,69	6,39	6,47	6,82	7,24	7,54	7,52
W	616,05	336,07	179,90	94,88	52,71	28,99	15,74	8,45	4,52	3,19	2,38	1,73	1,24	0,88
min	I,H	I,H	I,H	F,G	F,G	F,C	F	F	A	A	A	A	A	A
W'	60,08	34,31	20,55	12,59	7,95	5,93	3,92	2,69	1,86	1,17	0,77	0,50	0,23	0,14
Max	E(-10,9)	E(-12,7)	E(-11,5)	E(-11,8)	E(-12,3)	E(-12,8)	E(-12,7)	E(-12,3)	E(-12,7)	E(-10,9)	E(-10,0)	H(-9,1)	H(-10,6)	H(-12,2)
	L(31,7)	L(-30,9)	L(-37,2)	L(-37,3)	L(-34,4)	L(-30,0)	L(-25,2)	L(-20,0)	L(-15,5)	L(-11,8)	I(-12,2)	I(-14,2)	I(-16,5)	I(-19,3)

TABLEAU 4 *(suite)*

	n = 5	n = 10	n = 15	n = 20	n = 25	n = 30	n = 35	n = 40	n = 45	n = 50	n = 55	n = 60
ÂGE : QUINZE												
Hommes												
CV	47,26	41,15	35,37	29,90	24,77	19,97	15,59	11,73	8,63	6,53	5,43	4,82
W	551,92	278,56	138,54	68,48	34,06	16,68	8,01	3,74	1,69	0,75	0,53	0,36
min	I,H	I,H	F,D	F	F	F	A	A	A	A	A	
W'	10,23	4,07	2,53	1,58	1,75	1,22	0,72	0,49	0,31	0,19	0,12	0,08
Max	E(-7,4)	E(-6,9)	E(-7,3)	E(-8,0)	E(-8,4)	E(-8,6)	E(-58,5)	I(-8,6)	I(-9,7)	H(-6,3)	H(-7,1)	H(-7,7)
	L(-69,4)	L(-69,1)	L(-64,8)	L(-58,4)	L(-50,3)	L(-40,1)	L(-29,6)	L(-21,0)	L(-14,9)	I(-10,9)	I(-12,0)	I(-13,0)
Femmes												
CV	16,32	14,28	12,34	10,54	8,95	7,68	6,86	6,62	6,88	7,38	7,80	7,83
W	439,65	219,48	106,32	54,31	27,47	13,64	6,71	3,62	2,66	1,88	1,30	0,89
min	I,H	I,H	I,F	F,C	F,C	F	A	A	A	A	A	A
W'	34,62	19,84	10,40	6,09	5,63	4,29	2,43	1,57	0,95	0,54	0,24	0,15
Max	E(-10,0)	E(-11,3)	E(-12,1)	E(-12,9)	E(-12,7)	E(-12,3)	E(-11,0)	L(-11,0)	L(-8,3)	H(-9,2)	H(-10,7)	H(-12,2)
	L(-46,0)	L(-41,5)	L(-35,9)	L(-29,8)	L(-24,2)	L(-18,8)	L(15,0)	I(-11,0)	I(-12,4)	I(-14,4)	I(-16,7)	I(-19,4)
ÂGE : VINGT-CINQ												
	n = 5	n = 10	n = 15	n = 20	n = 25	n = 30	n = 35	n = 40	n = 45	n = 50	n = 55	n = 60
Hommes												
CV	22,05	18,79	15,71	12,84	10,27	8,16	6,73	6,00	5,61	5,04	4,15	3,11
W	200,42	89,71	39,48	18,05	8,10	3,55	1,51	0,88	0,58	0,38	0,24	0,15
min	I,H	I,H	F,D	F	F	F	A	A	A	A	A	L
W'	18,68	9,47	4,78	2,66	1,68	0,91	0,51	0,33	0,18	0,08	0,05	0,04
Max	E(-8,3)	E(-9,0)	K(-9,8)	K(-11,9)	K(-12,9)	K(-12,5)	K(-11,7)	K(-10,2)	K(-8,5)	H(-7,9)	H(-7,6)	H(-6,0)
	L(-56,1)	L(-48,6)	L(-40,8)	L(-31,8)	L(-23,3)	L(-16,7)	L(-12,1)	I(-11,2)	I(-12,3)	I(-13,3)	I(-13,5)	I(12,4)
Femmes												
CV	8,76	7,41	6,27	5,50	5,30	5,72	6,54	7,45	8,08	8,12	7,42	6,12
W	131,43	54,61	24,70	11,60	5,75	4,29	3,10	2,13	1,41	0,91	0,58	0,37
min	I,H	I,F	F	F	A	A	A	A	A	A	A	A
W'	37,07	18,73	8,32	5,61	4,02	1,94	1,00	0,47	0,26	0,14	0,09	0,06
Max	E(-13,7)	E(14,1)	D(-14,9)	L(-14,1)	L(-11,1)	I(-11,5)	I(-12,8)	I(-14,7)	D(-13,3)	H(-12,4)	H(-12,8)	H(10,8)
	L(-26,7)	L(-21,8)	L(-17,9)	D(-18,3)	D(-20,3)	D(-20,8)	D(-19,6)	D(-16,8)	I(-16,9)	I(-16,6)	I(-21,8)	I(21,7)

TABLEAU 4 *(suite)*

ÂGE : QUARANTE

	Hommes							Femmes						
	n = 5	n = 10	n = 15	n = 20	n = 25	n = 30	n = 35	n = 5	n = 10	n = 15	n = 20	n = 25	n = 30	n = 35
CV	7,53	5,93	4,90	4,78	5,32	5,73	5,45	8,81	7,20	6,23	6,25	7,12	8,16	8,64
W	14,76	4,84	2,29	1,27	0,96	0,66	0,42	44,79	17,65	7,92	3,52	2,38	1,60	1,03
min	I,H	F	F	A	A	A	A	I,J	A,F	A,F	A	A	A	A
W'	7,91	3,24	1,57	0,79	0,39	0,18	0,09	12,42	5,51	2,69	1,41	0,68	0,33	0,16
Max	K(-14,9)	K(-14,5)	K(-13,3)	K(-12,1)	I(-11,7)	G(-11,3)	G(-8,9)	E(-11,8)	I(-11,2)	I(-12,2)	I(-13,4)	I(-15,2)	D(-13,3)	H(-11,2)
	L(-20,6)	L(-15,5)	G(-14,5)	G(-14,3)	G(-13,1)	I(-12,7)	I(-13,7)	D(-23,1)	D(-23,2)	D(-22,4)	D(-20,4)	D(-17,1)	I(-17,4)	I(-20,1)

ÂGE : CINQUANTE

	Hommes							Femmes						
	n = 5	n = 10	n = 15	n = 20	n = 25	n = 30	n = 35	n = 5	n = 10	n = 15	n = 20	n = 25	n = 30	n = 35
CV	6,14	4,75	4,78	5,56	5,77	4,97	3,62	6,45	5,44	6,30	8,10	9,39	9,20	7,51
W	4,44	1,75	0,94	0,72	0,48	0,29	0,17	13,07	5,04	2,73	2,05	1,34	0,81	0,47
min	I,H	A	A	A	A	A	A	J,I	A	A	A	A	A	A
W'	2,16	0,96	0,49	0,23	0,10	0,06	0,03	3,73	1,65	0,98	0,42	0,18	0,07	0,03
Max	C(-13,3)	C(-13,1)	I(-12,6)	G(-14,4)	G(-8,9)	H(-8,1)	H(-6,4)	I(-13,4)	I(-14,7)	D(-16,2)	D(-12,7)	H(-13,2)	H(-13,4)	H(-11,1)
	G(-15,5)	G(-14,9)	G(-13,4)	I(-13,5)	I(-14,3)	I(-14,5)	I(-13,1)	D(-21,9)	D(-19,6)	I(-16,3)	I(-18,3)	I(-20,9)	I(-22,8)	I(-22,4)

ÂGE : SOIXANTE

	Hommes					Femmes				
	n = 5	n = 10	n = 15	n = 20	n = 25	n = 5	n = 10	n = 15	n = 20	n = 25
CV	4,06	4,67	6,02	5,86	4,37	4,12	6,33	8,93	9,76	8,16
W	1,33	0,82	0,61	0,38	0,21	2,85	2,26	1,51	0,88	0,47
min	A	A	A	A	A	A,L	A	A	A	A
W'	0,71	0,35	0,13	0,07	0,03	1,60	0,79	0,23	0,06	0,03
Max	G(-13,3)	G(-11,3)	H(-9,7)	H(9,1)	H(-7,1)	D(-13,5)	H(-13,2)	H(-14,4)	H(-14,2)	H(-11,7)
	I(-14,8)	I(-15,5)	I(-16,2)	I(-16,1)	I(-14,5)	I(-18,7)	I(-20,5)	I(-22,8)	I(-24,4)	I(-23,6)

Note : Voir la signification des sigles (*A*, ..., *L*) au tableau 1.

clés du modèle aussi bien que les ${}_nq_x^{(\bar{u})}$ fournies par les tables. Les valeurs obtenues pour les paramètres (tableau 1) permettaient déjà de présumer que la variabilité des $K_x^{(\bar{u})} \exp(-\alpha_x^{(\bar{u})} n)$ (équation 7) serait en général faible lorsque la cause spécifique de décès éliminée change, et ceci vaut encore plus lorsque n augmente. Comme on peut le constater à partir de l'examen des coefficients de variation présentés dans le tableau 4, la variabilité est très basse à partir de l'âge 0 et elle est la plus élevée à l'âge de 15 ans. Ce dernier âge est donc celui pour lequel l'élimination des diverses causes de décès diversifie le plus le risque de décès. Après cet âge, la variabilité diminue progressivement.

Si l'on examine simultanément l'étendue de la dispersion et l'intervalle interquartile, alors il devient évident que cette faible variabilité relative est due surtout à la présence de valeurs extrêmes. À cet égard, on notera que parmi toutes les causes de décès prises en considération, il n'y en a en général qu'une seule à se différencier nettement de toutes les autres lorsque n varie, alors que l'«énucléation» de celles qui ont l'impact le moins élevé sur ${}_nq_x^{(\bar{u})}$ ne se produit que pour un intervalle d'âge $(x, x+n)$ relativement restreint. Cette caractéristique se manifeste dans le tableau 4 par la mention de deux causes différentes pour la borne extrême inférieure. En d'autres mots, lorsque n augmente, il devient de plus en plus difficile de distinguer entre les causes celles dont l'impact est minimum. Si l'on peut ainsi confirmer pour l'essentiel les informations fournies par l'espérance de vie, l'impression d'une fixité des rôles des diverses causes de décès (telle qu'elle se dégageait de la lecture du tableau 3) devient cependant moins nette.

Les résultats du tableau 4 montrent en fait les effets de ces substitutions du rôle principal qu'assument, à partir de chaque âge et en fonction de n, les diverses causes de décès. À cet égard, la substitution entre les «causes violentes» et certaines maladies liées au processus de vieillissement de l'organisme est un cas typique, de même que le fait qu'aucune cause n'apparaît constamment comme ayant l'impact minimum ou maximum. À partir des âges adultes plus avancés, il faut cependant tenir compte du fait que, lorsque n est élevé, la mortalité est très souvent le résultat d'un processus complexe, de telle sorte que l'individualisation d'une cause spécifique n'est guère aisée.

Enfin, il importe de souligner que lorsque les effets de l'élimination d'une cause de décès sont relativement concentrés dans quelques groupes d'âge (comme cela est le cas pour les maladies de l'appareil respiratoire chez les hommes ou pour les

«autres tumeurs» chez les femmes : voir le tableau 4), cette sélectivité se manifeste également par la comparaison du rang des espérances de vie $e_x^{(\bar{u})}$ avec le rang des vies probables ou médianes $\Pi_x^{(\bar{u})}$ (voir le tableau 3). Dans ces cas, comme le suggérait d'ailleurs déjà la figure 3, l'évolution des ${}_nq_x^{(\bar{u})}$ diverge immédiatement à partir de x de celle des ${}_nq_x$, mais s'en rapproche à nouveau lorsque n augmente.

Il est évident que ces effets se manifestent sur un horizon temporel impliquant une durée de vie, et que dans les cas considérés ici, ils sont particulièrement notables jusqu'à la fin de l'adolescence. Comme nous l'avons déjà souligné, un des résultats les plus marquants qui se dégagent de notre analyse, est l'inversion entre la position relative de la durée de vie moyenne et de la durée de vie probable (tableau 3). Cette inversion est liée aux causes violentes de décès. En outre, du moins en ce qui concerne le sexe masculin, on peut observer à partir de l'âge zéro l'effet sur la position relative de ces deux indicateurs résultant de l'élimination des maladies de l'appareil respiratoire. Comme le montre le tableau 4, l'élimination de ce type de cause de décès entraîne précisément la réduction la plus importante du risque de décès pour les groupes d'âge de 0 à 4 ans et de 5 à 9 ans, pour passer ensuite en seconde position. Une situation identique se manifeste entre autres pour les femmes à partir de l'âge de 5 ans, en ce qui concerne les «autres tumeurs».

La conclusion fondamentale qui se dégage de cette analyse est que la prise en considération simultanée de la vie probable et de l'espérance de vie enrichirait beaucoup la lecture des tables de mortalité. Il serait donc opportun que celles-ci puissent fournir en même temps ces deux fonctions biométriques. La préparation de l'information sur la vie probable ne constituerait pas une charge supplémentaire considérable dans la construction des tables de mortalité.

RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES

ISTAT (Institut national italien de statistique), 1985. «Tavole di mortalità della popolazione italiana secondo la causa di morte, 1975-79», *Supplemento al Bollettino mensile di statistica*, no 10.

MACCHERONI, Carlo, 1988. «La mortalité différentielle mesurée en termes de dissemblance. Les écarts de mortalité entre sexes selon les tables italiennes du XXe siècle», *Cahiers québécois de démographie*, 17, 1, 65-88.

PETRIOLI, Luciano, 1982. *Elementi di Demografia*. Siena, Libreria Editrice Ticci.

PRESSAT, Roland (sous la direction de), 1985. *Manuel d'analyse de la mortalité*. Paris, Organisation mondiale de la santé et Institut national d'études démographiques.

RÉSUMÉ — SUMMARY — RESUMEN

MACCHERONI Carlo — UN MODÈLE LOGISTIQUE DES TABLES DE MORTALITÉ PAR CAUSE DE DÉCÈS. APPLICATION AUX TABLES ITALIENNES DE 1975-1979

Les tables de mortalité par cause permettent d'isoler l'impact d'une cause de décès particulière en comparant l'espérance de vie qui résulterait d'une table dont est absente une cause spécifique, de celle qui est obtenue à partir d'une table de mortalité générale. Parmi les problèmes que soulève ce type d'analyse, il y a celui des limites et de la signification de l'indicateur «espérance de vie» utilisé dans la comparaison. L'auteur étudie cette question en faisant appel à un modèle logistique de l'évolution des risques de décès par âge.

MACCHERONI Carlo — A LOGISTICAL MODEL OF LIFE-TABLES ACCORDING TO CAUSE OF DEATH. AN APPLICATION TO THE ITALIAN TABLES OF 1975-1979

Cause-specific life-tables allow for isolating the impact of a particular cause of death, by comparing the level of life expectancy resulting from a table where this particular cause has been left out, to the level derived from a general life-table. One of the problems arising from this type of analysis lies in the limits and meaning of the indicator used in the comparison, namely the expectation of life. This paper is devoted to this question, making use of a logistical model of the evolution of the probability to decease according to age.

MACCHERONI Carlo — MODELO LOGISTICO DE LAS TABLAS DE MORTALIDAD POR CAUSA DE MUERTE. APLICACION A LAS TABLAS ITALIANAS DE 1975-1979

Las tablas de mortalidad por causa permiten aislar el impacto de una causa particular de muerte, comparando la esperanza de vida proveniente de una tabla que excluye esta causa específica a la que se obtiene a partir de una tabla de mortalidad general. Uno de los problemas que se plantean en este tipo de análisis es el de los límites y el nivel de significación del indicador «esperanza de vida» que se utiliza para esta comparación. Aquí el autor estudia este aspecto utilizando un modelo logístico de la evolución de las probabilidades de mortalidad por edad.