PAUL DAMIANI

Incidence des variations de la mortalité pour une cause donnée sur la mortalité générale

Journal de la société statistique de Paris, tome 117 (1976), p. 122-131

<http://www.numdam.org/item?id=JSFS_1976__117__122_0>

INCIDENCE DES VARIATIONS DE LA MORTALITÉ POUR UNE CAUSE DONNÉE SUR LA MORTALITÉ GÉNÉRALE

On a essayé dans cet article de mesurer l'influence de la variation de la mortalité pour une cause donnée sur la mortalité générale. Contrairement aux autres études faites dans ce domaine, on n'a pas fait l'hypothèse d'indépendance des causes de décès.

In this paper it is tried to assess the influence of a variation of mortality for a given cause on general mortality. Contrarily to others studies made in this field, it has not been supposed that death causes are independent.

In der vorliegenden Arbeit wird versucht den Einfluss zu messen den eine Aenderung der Sterblichkeit durch eine gegebene Ursache auf die Gesamtsterblichkeit ausübt. Im Gegensatz zu anderen Studien, die auf diesem Gebiet gemacht wurden, wird nicht die Hypothese vertreten, dass die Todesursachen unabhängig sind.

I — Introduction

Les différentes causes de décès qui peuvent provoquer la mort d'un individu constituent un ensemble de risques compétitifs. De nombreuses études ont été faites sur l'évaluation de ces probabilités de décès. Elles ont, en particulier, proposé des méthodes d'estimation du taux de mortalité pour une cause donnée en supposant que cette cause agissait seule.

On peut citer, sur ce sujet, les travaux de Berkson et Elveback [1], de Kimball [3] et de Chiang [2]. Un article de Schwartz et Lazar [6] expose les modèles d'estimation de ces différents auteurs et propose une formule générale. L'I. N. S. E. E. a, d'autre part, évalué le gain en espérance de vie dans l'hypothèse de disparition de certaines causes de décès [4].

Toutes les méthodes utilisées supposent que la cause de décès qui agit seule est indépendante des autres causes de décès. Cette hypothèse simplificatrice permet d'établir des formules mathématiques d'évaluation du taux de mortalité mais elle n'est pas réaliste sur le plan pratique. L'expérience montre, en effet, que les causes de décès ne sont pas indépendantes les unes des autres; on observe entre elles des liaisons de nature directe ou indirecte.

Pour la méthode utilisée dans cette étude, il n'est pas besoin, par contre, de faire cette hypothèse d'indépendance. On a cherché simplement à établir, à partir de données statistiques régionales, la liaison statistique reliant le quotient de mortalité générale au quotient de mortalité pour une cause donnée.

Journal de la Société de statistique de Paris, tome 117, nº 2, 1976.

II — Méthode utilisée

2.1. *Définitions*

1. *Quotients de mortalité*

Considérons une population d'individus que l'on suit de la naissance à la mort. On définit, pour chaque âge i, le nombre de survivants l_i et on appelle *quotient de mortalité entre l'âge i et l'âge* $(i + \delta i)$ la quantité :

$$_{\delta i}q_i = \frac{l_i - l_{i+\delta i}}{l_i} \tag{1}$$

C'est la probabilité pour un individu d'âge i de mourir avant l'âge $(i + \delta i)$.

Ce quotient correspond à la mortalité générale toutes causes comprises, mais on peut calculer également le quotient de mortalité par cause de décès, de la façon suivante [5].

Si on suppose l'indépendance des causes de décès, le quotient de mortalité pour la cause k, entre l'âge i et l'âge $(i + \delta i)$, appelé $_{\delta i}q_{ki}$, se déduit de la formule :

$$\text{Log}\,(1 - {_{\delta i}q_{ki}}) = \theta_{ki}\ \text{Log}\,(1 - {_{\delta i}q_i}) \tag{2}$$

où θ_{ki} est la proportion des décès dus à la cause k dans l'ensemble des décès pour le groupe d'âge considéré.

En faisant toujours l'hypothèse d'indépendance des causes de décès, on calcule enfin le quotient $_{\delta i}\bar{q}_{ki}$ de mortalité en l'absence de la cause k, entre l'âge i et $(i + \delta i)$, à partir de la relation suivante :

$$\text{Log}\,(1 - {_{\delta i}\bar{q}_{ki}}) = (1 - \theta_{ki})\ \text{Log}\,(1 - {_{\delta i}q_i}) \tag{3}$$

2. *Espérance de vie*

Étant donnée une table de mortalité définie par les survivants l_i aux différents âges, on appelle *espérance de vie à la naissance* e_0, la durée moyenne de vie pour un individu soumis à tout âge aux quotients de mortalité déduits de la table.

On a :

$$e_0 = \frac{1}{l_0} \sum_i \frac{\delta_i (l_i + l_{i+\delta i})}{2}$$

Dans cette formule, la somme est étendue à tous les groupes d'âge tels que le groupe $(i, i + \delta i)$.

2.2. *Données de base*

Les données de base sont les quotients de mortalité de la période 1967-1969, établis par groupe d'âge, suivant la cause de décès et par région.

Les limites des groupes d'âge retenus sont les suivantes, en années : 0, 1, 5, 15, 25, 35, 45, 55, 65, 75, 85. Pour les âges supérieurs à 15 ans, les quotients de mortalité sont ceux calculés par l'I. N. S. E. E. [4].

Les causes de décès prises en considération sont les suivantes, avec indication des numéros correspondants de la Classification internationale des maladies, 8e révision, 1965, liste détaillée :

Tuberculose toutes formes	010-019
Cancers et leucémies	140-209
Maladies du cœur (non compris l'hypertension) . . .	390-398, 410-429
Maladies cérébro-vasculaires	430-438
Alcoolisme	291, 303
Cirrhose du foie	571
Suicides	E 950-E 959
Accidents et autres morts violentes	E 800-E 949, E 960-E 999

Les valeurs du quotient de mortalité générale et des quotients de mortalité par cause, suivant le sexe et le groupe d'âge, pour la France entière, figurent dans le tableau 1.

On n'a retenu que vingt régions pour lesquelles la proportion des causes de décès non spécifiées peut être regardée comme équivalente. Cela a permis de ne pas corriger les décès pour une cause donnée des décès de cause non spécifiée qui peuvent être attribués à cette cause.

2.3. *Modèle*

Pour le groupe d'âge i et pour un sexe donné, on appelle q_i le quotient de mortalité générale et q_{ki} le quotient de mortalité pour la cause k, de la France entière. Les valeurs de ces quotients pour la région j seront notées q_{ij} et q_{kij}.

On cherche à mesurer la liaison statistique existant entre le quotient de mortalité générale et le quotient de mortalité par cause à partir de leurs valeurs régionales. On ne fait pas, dans cette méthode, l'hypothèse de l'indépendance des causes de décès pour ces données.

On notera que les quotients de mortalité q_{kij} ont été calculés à l'aide de la formule (2) qui suppose l'indépendance des causes de décès à l'intérieur de la région considérée seulement.

1. Pour le groupe d'âge i et pour un sexe donné, on suppose que le quotient de mortalité générale q_i comprend une partie h_{ki}, indépendante de la cause k, et appelée *quotient limite en l'absence de la cause k*. C'est la valeur qu'aurait le quotient de mortalité générale si la cause de décès k disparaissait.

On fait de plus l'hypothèse que la quantité $(q_i - h_{ki})$, qui dépend de la cause k, est liée au quotient de mortalité q_{ki} par la loi suivante :

$$\text{Log}\,(q_i - h_{ki}) = a_k + b_k\ \text{Log}\, q_{ki} \tag{5}$$

d'où :

$$q_i = h_{ki} + A_k\,(q_{ki})^{b_k}$$

avec :

$$a_k = \text{Log}\, A_k$$

Dans cette formule les coefficients a_k et b_k sont indépendants de l'âge.

Cette loi a été choisie, après plusieurs essais, comme étant celle s'ajustant graphiquement le mieux aux données.

2. Si on dérive la relation (5), on obtient :

$$\frac{dq_i}{q_i - h_{ki}} = b_k \frac{dq_{ki}}{q_{ki}}$$

d'où :

$$\frac{dq_i}{q_i} \Big/ \frac{dq_{ki}}{q_{ki}} = b_k \left(1 - \frac{h_{ki}}{q_i}\right)$$

La quantité $E_{k\iota} = b_k\left(1 - \frac{h_{k\iota}}{q_\iota}\right)$ peut être appelée ***élasticité du quotient de mortalité générale par rapport au quotient de mortalité pour la cause k.***

3. Pour montrer l'influence sur la mortalité générale de la disparition d'une cause k, on calcule les quantités suivantes :

e_0, espérance de vie en présence de toutes les causes de décès; $e_{0k}^{(\iota)}$, $e_{0k}^{(d)}$, espérances de vie en l'absence de la cause k dans l'hypothèse, respectivement, où les causes sont indépendantes ou non indépendantes.

L'espérance de vie e_0 se calcule en utilisant les quotients de mortalité générale, $e_{0k}^{(\iota)}$ à partir des quotients de mortalité définis par la relation (3), $e_{0k}^{(d)}$ à partir des quotients limites $h_{k\iota}$.

On en déduit les gains en espérance de vie :

$$G_k^{(\iota)} = e_{0k}^{(\iota)} - e_0 \quad \text{(causes indépendantes)}$$

et

$$G_k^{(d)} = e_{0k}^{(d)} - e_0 \quad \text{(causes non indépendantes)}$$

Pour mesurer la responsabilité réelle d'une cause de décès k comparée à sa responsabilité apparente dans la mortalité, on calcule le *coefficient d'extension* c_k par la formule :

$$c_k = G_k^{(d)}/G_k^{(\iota)} \tag{7}$$

4. Il convient de souligner que la dépendance statistique entre le quotient de mortalité générale et le quotient de mortalité pour une cause donnée tient compte de l'intensité des liaisons existant entre les différentes causes de décès. Ces liaisons sont directes si elles sont dues à la nature des causes considérées. Elles sont indirectes si elles sont provoquées par un facteur extérieur : c'est ainsi, par exemple, que la mortalité pour certaines causes de décès est fonction du niveau de vie de la population considérée; une variation de ce facteur amènera une variation correspondante de la mortalité des causes considérées sans qu'il y ait de relation spécifique entre elles.

2.4. *Calcul des coefficients a_k, b_k et des quotients $h_{k\iota}$*

1. *Groupes d'âge supérieurs à 15 ans*

Les opérations suivantes sont réalisées pour une cause k et pour un sexe donnés. On n'a utilisé que les données relatives aux groupes d'âge supérieurs à 15 ans car, avant cet âge, il n'y a pas assez de décès par cause pour que les résultats soient significatifs. Il a fallu, de plus, procéder à certains ajustements sur les données régionales de base pour tenir compte des erreurs d'observation.

On reporte, sur un graphique, les valeurs régionales, par groupe d'âge, des quantités Log $q_{\iota j}$ et Log $q_{k\iota j}$. On obtient, pour chaque groupe d'âge, un nuage de points. Il y a l groupes d'âge et n régions, soit au total $N = l \times n$ observations.

On détermine graphiquement des valeurs approchées $h'_{k\iota}$ des quotients limités $h_{k\iota}$, de façon que les droites de régression des nouvelles variables Log $(q_{\iota j} - h'_{k\iota})$ en fonction de Log $q_{k\iota j}$, calculées pour chaque groupe d'âge, soient confondues.

On pose : $$h_{k\iota} = h'_{k\iota} + \delta h_{k\iota}$$

Le problème revient à déterminer, en plus des coefficients a_k et b_k, les quantités $\delta h_{k\iota}$ supposées petites devant $h_{k\iota}$.

On utilise les notations suivantes :

$$\begin{aligned} y_{ij} &= \operatorname{Log}(q_{ij} - h_{ki}) \\ x_{kij} &= \operatorname{Log} q_{kij} \\ q'_{ij} &= q_{ij} - h'_{ki} = 1/r_{ij} \\ z_{ij} &= \operatorname{Log} q'_{ij} \\ u_{ij} &= \delta h_{ki}/q'_{ij} = \delta h_{ki}\, r_{ij} \end{aligned}$$

Il vient :

$$\begin{aligned} y_{ij} &= \operatorname{Log}(q_{ij} - h'_{ki} - \delta h_{ki}) \\ &= \operatorname{Log} q'_{ij} + \operatorname{Log}(1 - \delta h_{ki}/q'_{ij}) \\ &\sim \operatorname{Log} q'_{ij} - \delta h_{ki}/q'_{ij} \end{aligned}$$

On a donc, en première approximation :

$$y_{ij} = z_{ij} - u_{ij}$$

L'équation (5) représente un modèle de régression linéaire qui peut s'écrire, en introduisant un résidu ε_{kij} :

$$y_{ij} = a_{ki} + b_{ki}\, x_{kij} + \varepsilon_{kij} \tag{8}$$

On calcule les coefficients de la droite de régression relative aux n observations du groupe d'âge i, par la méthode des moindres carrés, en écrivant que la somme des carrés des résidus est minimum.

On appelle $\bar{z}_i$, $\bar{u}_i$, $\bar{r}_i$ et $\bar{x}_{ki}$ les moyennes des observations pour le groupe d'âge i.

On utilise les notations matricielles suivantes : Z_i, U_i, R_i, X_{ki}, matrices $(1 \times n)$ des valeurs centrées des variables du groupe d'âge i par rapport aux moyennes de ce groupe.

Dans le cas où $\delta h_{ki} = 0$, les coefficients de la droite de régression ont pour valeur :

$$\begin{cases} a_{ki} = \bar{z}_i - b_{ki}\bar{x}_{ki} \\ b_{ki} = Z_i X'_{ki} / X_{ki} X'_{ki} \end{cases}$$

Dans le cas où δh_{ki} a une valeur non nulle, supposée connue, les coefficients s'écrivent :

$$\begin{cases} a'_{ki} = \bar{z}_i - \bar{u}_i - b'_{ki}\bar{x}_{ki} \\ b'_{ki} = \dfrac{(Z_i - U_i)\, X_{ki}}{X_{ki} X'_{ki}} \end{cases}$$

Compte tenu des relations suivantes :

$$\bar{u}_i = \bar{r}_i\, \delta h_{ki}$$

et

$$U_i = R_i\, \delta h_{ki}$$

on obtient

$$b'_{ki} = b_{ki} - d_i\, \delta h_{ki} \tag{9}$$

avec

$$d_i = \frac{R_i X'_{ki}}{X_{ki} X'_{ki}}$$

On trouve également :

$$a'_{ki} = a_{ki} - \bar{u}_i + (b_{ki} - b'_{ki})\, \bar{x}_{ki}$$

ou

$$a'_{ki} = a_{ki} - c_i\, \delta h_{ki} \tag{10}$$

en posant

$$c_i = \bar{r}_i - d_i\, \bar{x}_{ki}$$

Les valeurs de δh_{ki} sont déterminées de façon à avoir, quel que soit i :

$$\begin{cases} a'_{ki} = a_k + \eta_i \\ b'_{ki} = b_k + \zeta_i \end{cases}$$

où a_k et b_k sont des constantes indépendantes de l'âge et η_i, ζ_i des résidus aléatoires.

Le système d'équations précédent s'écrit en tenant compte des formules (9) et (10) :

$$\begin{cases} a_{ki} = c_i\,\delta h_{ki} + a_k + \eta_i \\ b_{ki} = d_i\,\delta h_{ki} + b_k + \zeta_i \end{cases} \tag{11}$$

C'est un système de $2l$ équation linéaires à $(l + 2)$ inconnues : δh_{k1}, δh_{k2}, ..., δh_{kl}, a_k, b_k. Les valeurs des inconnues s'obtiennent par la méthode des moindres carrés en écrivant que la somme des carrés des résidus est minimum.

Si on appelle :

$$Y = [a_{k1}, a_{k2}, .., a_{kl} \mid b_{k1}, b_{k2}, .., b_{kl}], \text{ matrice } (1 \times 2l)$$

$$H = [\delta h_{k1}, \delta h_{k2}, .., \delta h_{kl} \mid a_k, b_k], \text{ matrice } [1 \times (l + 2)]$$

$$X = \left[\begin{array}{cccc|cccc} c_1 & & & & d_1 & & & \\ & c_2 & & & & d_2 & & \\ & & \ddots & c_l & & & \ddots & d_l \\ \hline 1 & 1 & \dots & 1 & 0 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & 0 & \dots & 0 & 1 & 1 & \dots & 1 \end{array}\right], \text{ matrice } [(l + 2) \times 2l]$$

on a :

$$H = YX'(XX')^{-1}$$

En calculant les expressions de YX' et de $(XX')^{-1}$, on trouve que a_k et b_k ont pour valeur :

$$\begin{cases} a_k = \dfrac{1}{\Delta}(\Upsilon A + \varepsilon B) \\ b_k = \dfrac{1}{\Delta}(\varepsilon A + \delta B) \end{cases} \tag{12}$$

avec :

$$\Upsilon = \sum_i \frac{c_i^2}{c_i^2 + d_i^2}$$

$$\delta = \sum_i \frac{d_i^2}{c_i^2 + d_i^2} = l - \Upsilon$$

$$\varepsilon = \sum_i \frac{c_i d_i}{c_i^2 + d_i^2}$$

$$\Delta = \Upsilon\delta - \varepsilon^2$$

$$A = \sum_i \frac{a_{ki} d_i^2 - b_{ki} c_i d_i}{c_i^2 + d_i^2}$$

$$B = \sum_i \frac{b_{ki} c_i^2 - a_{ki} c_i d_i}{c_i^2 + d_i^2}$$

2. *Extrapolation aux âges inférieurs à 15 ans*

Pour les groupes d'âge 0-1 an, 1-5 ans, et 5-15 ans, on a extrapolé les résultats précédents calculés pour les groupes d'âge à partir de 15 ans.

Pour le groupe d'âge 5-15 ans, on applique les coefficients tels qu'ils sont établis.

Pour les groupes d'âge 0-1 an, 1-5 ans, il y a lieu de faire une correction pour tenir compte du fait qu'il ne s'agit plus de groupes d'âge décennaux. La formule (5) s'écrit :

$$\text{Log}\,(fq_i - fh_{ki}) = a_k + b_k\,\text{Log}\,(fq_{ki})$$

où f est un facteur de transformation des quotients du groupe d'âge considéré en quotients décennaux ($f = 10$ et 2,5 pour les groupes 0-1 an et 1-5 ans respectivement).

III — Résultats

Par suite de l'importance des erreurs de mesure sur les données régionales concernant la mortalité par cause, les résultats obtenus doivent être considérés comme des valeurs approximatives, en particulier pour les groupes d'âge les plus jeunes.

3.1. *Quotients limites de mortalité*

Le tableau 2 fournit les quotients limites de mortalité h_{ki} en l'absence de la cause k, suivant le sexe et le groupe d'âge.

Les quotients limites ainsi trouvés sont inférieurs aux quotients limites que l'on trouve dans l'hypothèse de causes de décès indépendantes. Rappelons, en effet, que dans cette étude on a mesuré la liaison statistique existant entre le quotient de mortalité générale et le quotient de mortalité pour une cause donnée, compte tenu des liaisons existant entre les différentes causes de décès. La mortalité pour une cause donnée agit sur la mortalité générale par ses variations propres, mais aussi par les variations des autres causes de décès qui lui sont statistiquement liées.

On constate que pour les âges élevés, les quotients limites sont les plus faibles pour les maladies du cœur, les maladies cérébro-vasculaires et les cancers.

Le tableau 3 donne, par cause de décès et suivant le sexe, les valeurs des coefficients A_k et b_k qui interviennent dans la formule (5). Le coefficient A_k correspond à des quotients de mortalité par individu et à l'utilisation de logarithmes népériens dans la formule. Le coefficient b_k est indépendant des unités choisies.

3.2. *Élasticités*

On a fait figurer, dans le tableau 4, les valeurs, suivant le sexe et le groupe d'âge, des élasticités E_{ki} du quotient de mortalité générale par rapport au quotient de mortalité pour la cause k, pour chaque cause de décès.

Pour les maladies du cœur et les maladies cérébro-vasculaires il y a croissance de l'élasticité avec l'âge à partir de 15 ans.

Pour les autres causes de décès, on observe un maximum de l'élasticité. Ce maximum a lieu entre 15 et 25 ans pour les accidents; entre 25 et 35 ans pour les suicides; entre 35 et 55 ans pour l'alcoolisme, la cirrhose du foie et la tuberculose; entre 45 et 55 ans pour le cancer du sexe féminin et entre 65 et 75 ans pour le cancer du sexe masculin.

3.3. *Gains en espérance de vie et coefficient d'extension*

On trouve dans le tableau 5, par cause de décès et suivant le sexe, les gains en espérance de vie et le coefficient d'extension. Les valeurs du gain en espérance de vie $G_k^{(i)}$ dans le cas de causes de décès indépendantes ont été publiées par l'INSEE [4]. Les valeurs du gain $G_k^{(d)}$ dans l'hypothèse de causes non indépendantes ont été calculées à partir des résultats de la présente étude.

Dans l'hypothèse de causes de décès non indépendantes, les gains en espérance de vie les plus élevés ont lieu pour les cancers, les maladies du cœur et les maladies cérébro-vasculaires pour les deux sexes, ainsi que pour la cirrhose du foie pour le sexe masculin.

Le coefficient d'extension c_k qui mesure l'accroissement du gain en espérance de vie qui résulte de l'hypothèse de causes de décès non indépendantes est le plus élevé pour l'alcoolisme et la tuberculose. Il est le plus faible pour les accidents.

IV — Conclusion

La méthode utilisée dans cette étude est une simple analyse statistique de la liaison existant entre le quotient de mortalité générale et le quotient de mortalité par cause. Elle a permis d'évaluer l'incidence sur la mortalité générale d'une variation de la mortalité pour une cause donnée. Les résultats obtenus tiennent compte de l'influence des autres causes de décès et sont donc plus proches de la réalité que ceux trouvés en supposant l'indépendance des causes de décès.

Paul Damiani,
administrateur de l'I. N. S. E. E.

Références

[1] Berkson J. and Elveback L. — « Computing exponential risks with particular reference to the study of smoking and lung cancer ». *Journal Amer. Statist. Assoc.*, 55, pp. 415-428, 1960.

[2] Chiang C. L. — « On the probability of death from specific causes in the presence of competing risks ». *Fourth Berkeley Symp.*, IV, pp. 1969-1980, 1961.
Chiang C. L. — « A stochastic study of the life table and its application ». III : The follow-up study with the consideration of competing risks ». Biometrics 17, pp. 57-58, 1961.
Chiang C. L. — « Competing risks and conditional probabilities ». *Biometrics*, 26, pp. 767-776, 1970.

[3] Kimball A. W. — « Models for the estimation of competing risks from grouped data ». *Biometrics*, 25, pp. 579-581, 1969.

[4] Labat J. C. et Viseur J. — « Données de démographie régionale 1968 ». Collection de l'I. N. S. E. E., D 23, septembre 1973, I. N. S. E. E., Paris.

[5] Pressat R. — « L'analyse démographique ». P.U.F. Paris, 1973.

[6] Schwartz D. et Lazar P. — « Taux de mortalité par une cause donnée de décès en tenant compte des autres causes de décès ou de disparition ». *Revue de statistique appliquée*, 1964, vol. XII, nº 3, pp. 15-28.

Tableau 1

Quotients de mortalité générale q_t et quotients de mortalité par cause q_{kt} suivant le sexe et le groupe d'âge — France entière, 1967-1969

Unité = quotient pour 1 000

Cause de décès	Sexe	Age en années									
		0-1	1-5	5-15	15-25	25-35	35-45	45-55	55-65	65-75	75-85
Ensemble	M	22,50	3,63	4,47	14,09	18,15	36,35	85,37	195,92	403,47	706,28
	F	17,70	3,07	2,94	6,21	8,65	18,27	41,97	88,10	225,49	556,13
dont :											
Tuberculose toutes formes	M	0,02	0,02	0,01	0,05	0,26	0,99	2,48	4,59	7,53	10,63
	F	0,02	0,02	0,01	0,04	0,13	0,40	0,63	0,84	1,73	4,00
Cancers et leucémies	M	0,13	0,32	0,62	0,95	1,55	5,74	20,83	59,83	123,11	196,05
	F	0,10	0,27	0,47	0,67	1,48	5,18	15,25	30,15	58,10	111,22
Maladies du cœur	M	0,14	0,07	0,08	0,24	0,84	3,64	11,99	36,34	99,83	231,29
	F	0,15	0,07	0,07	0,16	0,43	1,12	3,58	12,73	50,08	166,93
Maladies cérébro-vasculaires	M	0,08	0,05	0,08	0,17	0,38	1,36	4,87	17,15	58,98	182,45
	F	0,08	0,04	0,06	0,11	0,23	0,71	2,78	9,15	37,81	138,98
Alcoolisme	M	—	—	—	0,01	0,30	1,41	2,74	4,92	6,87	5,77
	F	—	—	—	ε (1)	0,09	0,36	0,66	0,95	1,36	1,44
Cirrhose du foie	M	0,01	0,01	0,01	0,03	0,43	2,90	8,16	17,52	25,14	18,58
	F	0,01	ε (1)	0,01	0,03	0,41	2,08	4,25	5,54	6,39	4,60
Suicides	M	—	—	0,06	0,87	1,78	2,70	4,31	5,44	6,19	8,51
	F	—	—	0,01	0,46	0,70	0,85	1,26	1,70	1,81	2,31
Accidents et autres morts violentes	M	1,24	1,26	2,18	9,33	8,89	9,21	11,60	13,87	18,73	38,78
	F	0,90	0,92	1,13	2,83	2,08	2,23	3,07	4,18	8,85	36,44

1. ε : quotient inférieur à 0,005.

Tableau 2

Quotients limites de mortalité h_{kt} en l'absence de la cause k suivant le sexe et le groupe d'âge

Unité = quotient pour 1 000

Cause de décès	Sexe	Age en années									
		0-1	1-5	5-15	15-25	25-35	35-45	45-55	55-65	65-75	75-85
Tuberculose toutes formes	M	22,37	3,50	4,40	13,75	16,30	28,99	66,39	160,11	343,78	621,09
	F	17,56	2,91	2,88	5,86	7,51	14,70	36,32	80,54	209,77	519,38
Cancers et leucémies	M	22,33	3,23	3,71	12,89	16,12	28,16	53,02	96,33	188,56	358,39
	F	17,57	2,72	2,36	5,36	6,65	10,58	17,43	37,06	122,20	348,60
Maladies du cœur	M	22,16	3,41	4,18	13,37	16,02	28,76	64,09	140,38	270,28	430,84
	F	17,36	2,86	2,71	5,72	7,49	15,63	34,76	66,54	155,17	357,34
Maladies cérébro-vasculaires	M	22,35	3,54	4,33	13,79	17,49	34,01	77,10	167,13	305,53	406,28
	F	17,58	3,01	2,85	6,04	8,30	17,22	37,95	75,13	173,07	367,40
Alcoolisme	M	22,50	3,63	4,47	14,02	15,95	25,96	65,13	159,50	352,55	663,54
	F	17,70	3,07	2,94	6,21	7,45	13,53	33,33	75,70	207,78	537,39
Cirrhose du foie	M	22,42	3,58	4,41	13,81	15,20	20,29	45,10	116,51	294,01	622,61
	F	17,66	3,05	2,88	6,07	7,05	10,98	27,76	69,89	204,68	540,83
Suicides	M	22,50	3,63	4,21	10,75	11,55	26,55	70,08	176,85	381,90	677,11
	F	17,70	3,07	2,90	4,54	6,15	15,25	37,56	82,21	219,23	548,21
Accidents et autres morts violentes	M	20,98	2,25	2,15	2,93	7,56	25,35	71,25	178,80	379,78	654,29
	F	16,33	1,99	1,78	2,76	6,26	15,67	38,17	82,60	212,06	483,63

Tableau 3

Coefficients A_k et b_k par cause suivant le sexe (1)

Cause de décès	Sexe masculin		Sexe féminin	
	A_k	b_k	A_k	b_k
Tuberculose toutes formes	9,25870	1,03178	9,87075	1,01801
Cancers et leucémies	2,00392	1,06587	2,19781	1,07453
Maladies du cœur	0,97762	0,86523	0,93218	0,86319
Maladies cérébro-vasculaires	1,61994	0,99124	1,31607	0,98411
Alcoolisme	7,55875	1,00394	12,35492	0,99207
Cirrhose du foie	2,88875	0,88862	2,34326	0,93487
Suicides	2,69780	0,94978	2,76229	0,96446
Accidents et autres morts violentes	1,73924	1,08012	3,74938	1,19132

1. Les valeurs du coefficient A_k correspondent à des quotients par individu.

Tableau 4

Élasticités E_{kt} par cause, suivant le sexe et le groupe d'âge

Cause de décès	Sexe	Age en années									
		0-1	1-5	5-15	15-25	25-35	35-45	45-55	55-65	65-75	75-85
Tuberculose toutes formes	M	0,006	0,038	0,015	0,025	0,105	0,209	0,229	0,189	0,153	0,124
	F	0,008	0,052	0,019	0,056	0,134	0,198	0,136	0,087	0,071	0,067
Cancers et leucémies	M	0,008	0,119	0,182	0,091	0,119	0,240	0,404	0,542	0,568	0,533
	F	0,008	0,123	0,213	0,148	0,249	0,452	0,628	0,623	0,492	0,401
Maladies du cœur	M	0,013	0,053	0,055	0,044	0,102	0,181	0,216	0,245	0,286	0,337
	F	0,017	0,058	0,068	0,069	0,116	0,125	0,148	0,211	0,269	0,309
Maladies cérébro-vasculaires	M	0,006	0,026	0,032	0,021	0,036	0,064	0,096	0,146	0,241	0,421
	F	0,007	0,019	0,029	0,027	0,039	0,056	0,094	0,145	0,229	0,334
Alcoolisme	M	—	—	—	0,005	0,121	0,287	0,238	0,187	0,127	0,061
	F	—	—	—	—	0,137	0,257	0,204	0,140	0,078	0,033
Cirrhose du foie	M	0,003	0,013	0,012	0,017	0,144	0,393	0,419	0,360	0,241	0,105
	F	0,002	0,005	0,018	0,021	0,173	0,373	0,317	0,193	0,086	0,026
Suicides	M	—	—	0,056	0,225	0,345	0,256	0,170	0,092	0,051	0,039
	F	—	—	0,015	0,259	0,279	0,159	0,101	0,064	0,027	0,014
Accidents et autres morts violentes	M	0,073	0,411	0,561	0,855	0,630	0,327	0,179	0,094	0,063	0,080
	F	0,092	0,419	0,470	0,662	0,329	0,170	0,108	0,074	0,071	0,155

Tableau 5

Gains en espérance de vie et coefficient d'extension c_k par cause suivant le sexe (1)

Cause de décès	Sexe masculin			Sexe féminin		
	Gain en espérance de vie en années		Coefficient d'extension c_k	Gain en espérance de vie en années		Coefficient d'extension c_k
	$G_k^{(i)}$	$G_k^{(d)}$		$G_k^{(i)}$	$G_k^{(d)}$	
Tuberculose toutes formes	0,20	1,90	9,50	0,09	1,06	11,78
Cancers et leucémies	2,69	7,88	2,93	2,32	5,79	2,50
Maladies du cœur	1,87	4,94	2,64	1,51	3,61	2,39
Maladies cérébro-vasculaires	0,99	3,51	3,55	1,14	2,79	2,45
Alcoolisme	0,21	2,18	10,38	0,07	1,13	16,14
Cirrhose du foie	0,64	4,55	7,11	0,38	1,56	4,11
Suicides	0,39	1,75	4,49	0,18	0,72	4,00
Accidents et autres morts violentes	1,94	2,75	1,42	0,89	1,67	1,88

1. $G_k^{(i)}$: gain en espérance de vie en supposant les causes de décès indépendantes.
$G_k^{(d)}$: gain en espérance de vie en supposant les causes de décès non indépendantes,
$c_k = G_k^{(d)} / G_k^{(i)}$.