

PAUL DAMIANI

Lois de morbidité par maladie

Journal de la société statistique de Paris, tome 133, n° 1-2 (1992),
p. 125-139

http://www.numdam.org/item?id=JSFS_1992__133_1-2_125_0

© Société de statistique de Paris, 1992, tous droits réservés.

L'accès aux archives de la revue « Journal de la société statistique de Paris » (<http://publications-sfds.math.cnrs.fr/index.php/J-SFdS>) implique l'accord avec les conditions générales d'utilisation (<http://www.numdam.org/conditions>). Toute utilisation commerciale ou impression systématique est constitutive d'une infraction pénale. Toute copie ou impression de ce fichier doit contenir la présente mention de copyright.

NUMDAM

Article numérisé dans le cadre du programme
Numérisation de documents anciens mathématiques

<http://www.numdam.org/>

LOIS DE MORBIDITÉ PAR MALADIE

par Paul DAMIANI,
INSEE, ancien secrétaire général
des Sociétés de Statistique de Paris et de France

et Hélène MASSÉ,
INSERM

Résumé

On a essayé de déterminer, par maladie, des lois de morbidité donnant par âge, suivant le sexe, le taux de prévalence (nombre de malades par habitant à un moment donné) et le taux d'incidence (nombre annuel de nouveaux malades par habitant). Pour cela, on a utilisé la méthode employée pour établir des lois de mortalité : changement de l'échelle des temps basé sur les variations de poids avec l'âge. Les lois de morbidité trouvées ont une expression analogue aux lois de mortalité.

Abstract

We tried to find, for each disease, laws of morbidity giving prevalence rate and incidence rate, according to sex and age. For this purpose, we used the same method as for searching laws of mortality: changing scale of time from weight variations according to age. The laws of morbidity we found have the same form as laws of mortality.

INTRODUCTION

La morbidité, c'est-à-dire la fréquence des maladies dans une population, est une notion difficile à mesurer de façon directe. Les évaluations chiffrées qu'on peut établir en ce domaine dépendent essentiellement de la définition adoptée pour les mots «malade» et «maladie».

Pour représenter une maladie donnée, on cherche à mesurer les deux indicateurs suivants : le *taux de prévalence*, nombre de malades par habitant à un moment donné, et le *taux d'incidence*, nombre de nouveaux malades par habitant, au cours d'une période donnée, en général l'année.

Dans cette étude, on a essayé de déterminer des lois de morbidité, c'est-à-dire des expressions analytiques donnant les variations de ces taux suivant le sexe et l'âge, pour les principales maladies. On a utilisé, pour cela, la méthode employée pour évaluer des lois de mortalité et qui est basée sur un changement de l'échelle des temps.

1. Définitions

On a, tout d'abord, rappelé les définitions et les notations utilisées dans la présente étude.

Définition du temps propre

La définition de la nouvelle échelle des temps est celle proposée dans une étude précédente de 1985 [1].

On considère un changement d'échelle des temps basé sur la théorie de la relativité restreinte. On remplace le temps t observé par le *temps propre* t_0 , défini par :

$$\frac{dt}{dt_0} = \frac{p}{p_0} \quad (1)$$

où p , p_0 sont les poids d'un individu respectivement à l'âge t et à la naissance.

Cette formule s'applique également à la période comprise entre la conception et la naissance, en remplaçant le poids de l'individu par celui de l'ensemble : mère et fœtus.

Si on appelle t_i et t_{i+1} , p_i et p_{i+1} les temps et les poids observés correspondant aux temps propres t_{0i} , t_{0i+1} , on a, en première approximation :

$$\Delta t_{0i} = \frac{2p_0}{p_i + p_{i+1}} \Delta t_i$$

Cette formule permet de calculer Δt_{0i} à partir de Δt_i , connaissant les variations de poids suivant le sexe et l'âge, tirées d'une étude de 1977 [2]. On détermine t_{0i} en supposant que l'origine du temps propre correspond à l'origine du temps observé, c'est-à-dire au moment de la conception.

On appellera, par la suite, *coefficient pondéral*, la quantité :

$$w_i = \frac{\Delta t_i}{\Delta t_{0i}} = \frac{p_i + p_{i+1}}{2p_0} \quad (2)$$

Le tableau A₁ donne les variations de t et de w en fonction de t_0 , suivant le sexe.

Quotients et taux de mortalité générale

On considère une population fermée que l'on suit de la conception à la mort et soumise à une mortalité donnée. On établit une table de mortalité comprenant les éléments suivants :

l_i , nombre de survivants à l'âge i ,
 d_i , nombre de décès entre i et $i + 1$.

LOIS DE MORBIDITÉ PAR MALADIE

Tableau A₁. Temps observé et coefficient pondéral en fonction du temps propre, suivant le sexe

Temps propre t_{0i}	Temps observé t_i ⁽¹⁾		Coefficient pondéral w_i	
	sexe masculin	sexe féminin	sexe masculin	sexe féminin
0	0	0	1,202 7	1,238 9
0,5	0,366	0,392	1,683 9	1,793 7
1	1,121	1,199	2,602 5	2,747 4
1,5	2,512	2,688	3,943 0	4,191 6
2	4,711	5,041	5,592 4	5,961 2
2,5	7,827	8,375	7,626 8	8,136 7
3	12,152	13,003	10,602 0	11,319 0
3,5	18,326	19,609	14,976 9	16,005 1
4	26,943	28,829	19,806 1	21,183 4
4,5	37,640	40,275	22,367 1	23,937 3
5	48,700	52,109	20,787 5	22,258 6
5,5	58,166	62,238	16,474 4	17,644 3
6	65,570	70,160	12,756 9	13,679 9

(1) En années à partir de la conception.

Le quotient annuel de mortalité à l'âge i est la probabilité pour un individu d'âge i de mourir avant $i + 1$. Il a pour expression :

$$q_i = \frac{d_i}{l_i}.$$

Au quotient q_i correspond le quotient propre de mortalité q_{0i} , défini par :

$$q_{0i} = q_i \frac{\Delta t_i}{\Delta t_{0i}} = q_i w_i \quad (3)$$

Si on appelle N_i la population moyenne de la table de mortalité entre l'âge i et l'âge $i + 1$, on définit le taux annuel de mortalité y_i , par la relation : $y_i = \frac{d_i}{N_i}$.

LOIS DE MORBIDITÉ PAR MALADIE

Il lui correspond le taux propre de mortalité : $y_{0i} = y_i w_i$.

Quotients et taux de mortalité et de morbidité par maladie

A partir de la table de mortalité générale, on définit, pour la maladie k :

l_{ki} , nombre de malades à l'âge i ,
 d_{ki}, n_{ki} , nombre de décès dus à la maladie k et nombre de nouveaux malades entre i et $i + 1$, respectivement.

On note :

$$q_{ki} = \frac{d_{ki}}{l_i}, \quad q'_{ki} = \frac{d_{ki}}{l_{ki}},$$

quotient annuel de mortalité de la maladie k rapporté, respectivement, au nombre d'habitants et au nombre de malades.

Les taux de morbidité de la maladie k , rapportés au nombre total d'habitants, ont pour expression :

$$\varphi_{ki} = \frac{l_{ki}}{l_i}, \quad \text{taux de prévalence,}$$

$$m_{ki} = \frac{n_{ki}}{l_i}, \quad \text{taux d'incidence.}$$

On note :

$$m''_{ki} = \frac{n_{ki}}{(l_i - l_{ki})},$$

taux d'incidence rapporté au nombre de non-malades.

Si on appelle N_{ki} la population moyenne des malades entre i et $i + 1$, on définit :

$$y_{ki} = \frac{d_{ki}}{N_i}, \quad y'_{ki} = \frac{d_{ki}}{N_{ki}},$$

taux de mortalité de la maladie k rapporté respectivement à la population totale et à la population des malades.

En multipliant les valeurs de ces quotients et de ces taux par le coefficient pondéral w_i , on définit les valeurs propres correspondantes :

$$q_{k0i}, \quad q_{k0i}, \quad m''_{k0i}, \quad \dots$$

2. Lois de mortalité

On a rappelé, ci-après, les principaux résultats d'études précédentes concernant la mortalité.

Mortalité générale

Dans l'article déjà cité [1], on a analysé les éléments de la table de mortalité par maladie établie par l'INSEE, pour la période 1966-1970 [3]. On a trouvé la loi suivante, quel que soit le sexe pour le quotient propre de mortalité :

$$\text{Log } q_{0i} = -ct_i \exp\{-\lambda t_{0i}\} \quad (4)$$

avec :

$$c = 12,8942$$

$$\lambda = 1,130$$

Mortalité par cause

Les données de base sont les taux de mortalité des principales maladies, suivant le groupe d'âge et le sexe, calculés par période quinquennale de 1925 à 1974 [4]. Ces taux ont été rectifiés pour tenir compte des décès de cause non spécifiée, mais ils n'ont pas été corrigés de l'existence de la mortalité accidentelle.

On a admis que le taux annuel de mortalité d'un groupe d'âge était égal au quotient annuel de mortalité de l'âge central du groupe.

Sur les variations par âge relatives à la période 1966-1970, on a, dans une étude de 1987 [5], essayé d'ajuster une loi de même forme que la loi de mortalité générale. On trouve que, pour la cause de décès k , le quotient propre de mortalité vérifie la loi suivante :

$$\text{Log } q_{k0i} = -a_k - c_k t_i \exp\{-\lambda_k t_{0i}\} \quad (5)$$

Cette loi peut se mettre sous la forme :

$$\text{Log } q_{k0i} = -a_k - h t_i \exp\{-\lambda_k (t_{0i} - t_{0h})\} \quad (6)$$

avec, quels que soient le sexe et la cause de décès :

$$h = 0,4894$$

$$t_{0h} = 2,986$$

Cette valeur de t_{0h} correspond à : $t_h = 12,03$ pour le sexe masculin et $t_h = 12,87$ pour le sexe féminin (âge en années, compté à partir de la conception).

Les valeurs des paramètres a_k et λ_k , suivant le sexe et la cause de décès, figurent dans le tableau 1.

On notera qu'on a établi également, dans d'autres études, une loi de mortalité par accident [6] et une loi de mortalité générale, accidents inclus [7].

3. Loïs de morbidité

Données de base et définitions

Les données de base sont les taux de prévalence et d'incidence par maladie, calculés dans une étude de 1982 [8]. Ces taux ont été établis par groupe d'âge et

LOIS DE MORBIDITÉ PAR MALADIE

Tableau 1. Paramètres de la loi du quotient propre de mortalité q_{k_0} par maladie, suivant le sexe (q_{k_0} , quotient rapporté à la population totale)

Maladies	Numéros ⁽¹⁾	Sexe	Loi de q_{k_0}	
			a_k	λ_k
Tuberculose toutes formes	5,6	M	5,791 0	1,212
		F	6,775 0	1,229
Cancers toutes formes	19	M	1,334 7	1,227
		F	1,825 0	1,258
Cancer broncho-pulmonaire	162, 163 (det.)	M	2,694 4	1,251
		F	4,881 6	1,252
Maladies cérébro-vasculaires	30	M	2,113 6	1,180
		F	1,770 0	1,127
Maladies du cœur	25-29	M	1,361 1	1,131
		F	1,312 5	1,091
Bronchite	33	M	3,861 1	0,993
		F	4,437 5	0,962
Pneumonie	32	M	3,386 4	0,905
		F	3,750 0	0,876
Diabète	21	M	4,204 5	1,214
		F	3,333 3	1,150
Alcoolisme	291, 303 (det.)	M	3,703 6	1,282
		F	4,748 9	1,309
Cirrhose du foie	37	M	2,800 0	1,300
		F	3,250 0	1,179
Néphrite et néphrose	38	M	5,808 8	1,170
		F	5,611 1	1,184
Suicide	49	M	3,155 7	0,991
		F	3,673 8	1,084

(1) Classification internationale, 8^e révision, 1965, liste abrégée et certains numéros de la liste détaillée (det.)

LOIS DE MORBIDITÉ PAR MALADIE

par sexe, pour la période 1968-1970. Les numéros de la Nomenclature internationale des maladies étudiées figurent dans le tableau 1.

Le taux de prévalence pour une maladie donnée est, par définition, dans cette étude, la proportion de la population liée statistiquement à la mortalité pour cette affection. Cette définition recouvre les malades en traitement mais également les malades «potentiels» au sens le plus large du terme, c'est-à-dire non seulement les individus présentant une «prédisposition» pour l'affection considérée mais encore toutes les personnes plus particulièrement exposées au «risque» correspondant à cette affection, puisqu'il s'agit d'une liaison statistique qui ne préjuge pas de la nature de cette liaison.

Pratiquement, on utilise le raisonnement suivant. On fait l'hypothèse simplificatrice que le degré de liaison, par sexe et par groupe d'âge, pour une affection donnée, ne varie pas suivant la région d'observation. On démontre alors que le taux de prévalence est égal au coefficient de régression du taux de mortalité de la cause correspondante en fonction du taux de mortalité générale, toutes causes confondues. Les calculs sont faits à partir des données régionales.

On calcule, ensuite, le taux d'incidence de la façon suivante. On suppose qu'à la limite la mortalité est telle que tous les individus meurent l'année de leur entrée dans la population des malades. Le taux de mortalité d'une cause donnée est alors égal au taux d'incidence de l'affection correspondante. D'autre part, la population totale des malades est composée des individus entrés dans l'année, qui vont mourir la même année, autrement dit, dans ce cas la mortalité générale est maximum.

Pour une affection donnée, le taux d'incidence, par sexe et par groupe d'âge, sera donc égal au taux de mortalité de la cause correspondante, dans le modèle de régression défini précédemment, quand le taux de mortalité générale a sa valeur maximum.

Lois de morbidité

On a repris les modèles de loi, présentés dans une étude de 1987 [9], pour la morbidité générale.

— Mortalité par cause et prévalence

$$\text{On a : } \varphi_{ki} = \frac{l_{ki}}{l_i} = \frac{q_{ki}}{q_{ki}} = \frac{q_{k0i}}{q_{k0i}}$$

$$\text{Connaissant } \varphi_{ki} \text{ et } q_{ki}, \text{ on calcule : } q_{k0i} = \frac{q_{ki}}{\varphi_{ki}}$$

On en tire le quotient propre de mortalité rapporté au nombre de malades : $q_{k0i} = q_{ki} w_i$.

Pour une maladie k donnée, on admet que la loi de q_{k0i} a une expression analogue à l'équation (5) représentant la loi de q_{k0i} :

$$\text{Log } q_{k0i} = -a_k - c_k t_i \exp \{ -\lambda_k t_{0i} \} \quad (7)$$

LOIS DE MORBIDITÉ PAR MALADIE

Pour une valeur de λ'_k donnée, il s'agit d'un modèle de régression linéaire :

avec :

$$\begin{aligned} z_i &= a'_k + c'_k u_i \\ z_i &= -\text{Log } q_{k0i} \\ u_i &= t_i \exp\{-\lambda'_k t_{0i}\} \end{aligned}$$

On calcule les coefficients a'_k , c'_k par la méthode des moindres carrés. On essaie plusieurs valeurs de λ'_k , et on conserve la valeur pour laquelle l'ajustement est le meilleur.

On constate, alors, qu'on peut ajuster un modèle de régression linéaire entre les valeurs, par maladie, de $\text{Log } c'_k$ et λ'_k ($c'_k > 0$) :

$$\text{Log } c'_k = \text{Log } h' + \lambda'_k t'_{0h}.$$

On obtient ainsi la loi du quotient propre de mortalité suivante :

$$\text{Log } q'_{k0i} = -a'_k - h' t_i \exp\{-\lambda'_k (t_{0i} - t'_{0h})\} \quad (8)$$

où h' et t'_{0h} sont indépendants de la maladie et ne dépendent que du sexe. On a, pour le sexe masculin :

$$h' = 0,2287; \quad t'_{0h} = 3,716$$

et pour le sexe féminin :

$$h' = 0,2844; \quad t'_{0h} = 3,398.$$

Les valeurs trouvées pour t'_{0h} correspondent à : $t'_h = 22,05$ pour le sexe masculin et $t'_h = 21,30$ pour le sexe féminin (âge en années compté à partir de la conception).

Connaissant les lois de q_{k0i} et q'_{k0i} , on en déduit la loi du taux de prévalence :

$$\text{Log } \varphi_{ki} = \text{Log } q_{k0i} - \text{Log } q'_{k0i} \quad (9)$$

— Incidence

Connaissant φ_{ki} et m_{ki} , on calcule :

$$m''_{ki} = \frac{m_{ki}}{(1 - \varphi_{ki})}.$$

On en tire le taux propre d'incidence rapporté au nombre de non-malades :

$$m''_{k0i} = m''_{ki} w_i.$$

Comme le taux d'incidence a été supposé égal au taux de mortalité quand la mortalité générale est maximum, on peut admettre que la loi de m''_{k0i} a une expression de la forme :

$$\text{Log } m''_{k0i} = -b''_k - f''_k t_i \exp\{-\alpha''_k t_{0i}\} \quad (10)$$

On opère comme pour le quotient propre de mortalité q'_{k0i} .

On trouve également qu'on peut ajuster un modèle de régression linéaire entre les valeurs, par maladie, de $\text{Log}(-f''_k)$ et α''_k ($f''_k < 0$) :

$$\text{Log}(-f''_k) = \text{Log } l + \alpha''_k t_{0i}.$$

On obtient ainsi la loi du taux propre d'incidence suivante :

$$\text{Log } m''_{k0i} = -b''_k + l t_i \exp\{-\alpha''_k (t_{0i} - t_{0i})\} \quad (11)$$

LOIS DE MORBIDITÉ PAR MALADIE

où : l et t_{0l} sont indépendants de la maladie et ne dépendent que du sexe. On a, pour le sexe masculin :

$$l = 0,0627; \quad t_{0l} = 5,505$$

et pour le sexe féminin :

$$l = 0,0563; \quad t_{0l} = 5,571.$$

Les valeurs trouvées pour t_{0l} correspondent à : $t_l = 58,24$ pour le sexe masculin et $t_l = 63,36$ pour le sexe féminin (âge en années compté à partir de la conception).

4. Résultats

Valeurs de la mortalité et de la morbidité

Dans les tableaux A₂, A₃ et A₄ respectivement, on a rappelé les valeurs par maladie du taux de prévalence φ_{ki} par habitant et on a indiqué les valeurs calculées du quotient annuel de mortalité q_{ki} rapporté au nombre de malades et du taux annuel d'incidence m_{ki} rapporté au nombre de non-malades. Ces valeurs sont fournies, par sexe pour les groupes d'âge : 15-44 ans, 45-64 ans, 65-74 ans, 75 ans et plus.

Paramètres des lois

— Quotient propre de mortalité rapporté au nombre de malades

On trouvera, dans le tableau 2, les valeurs, par maladie et par sexe, des paramètres α_k , λ_k de la loi de q_{k_0} .

Si on classe les valeurs de λ_k par ordre décroissant, on obtient pour le sexe masculin :

- $1,3 \leq \lambda_k$: cancer broncho-pulmonaire, cancers toutes formes ;
- $1,145 \leq \lambda_k < 1,3$: diabète, cirrhose du foie, alcoolisme ;
- $1,0 \leq \lambda_k < 1,145$: maladies du cœur, tuberculose, suicide, maladies cérébro-vasculaires ;
- $\lambda_k < 1,0$: néphrite et néphrose, bronchite, pneumonie.

Pour le sexe féminin, on obtient un classement analogue sauf pour le suicide, qui remonte de la 8^e place à la 3^e, et pour le diabète qui descend de la 3^e place à la 9^e.

Dans l'ensemble, les valeurs de λ_k du sexe féminin sont inférieures à celles du sexe masculin sauf pour le cancer broncho-pulmonaire, les cancers toutes formes, le suicide et l'alcoolisme.

— Taux propre d'incidence rapporté au nombre de non-malades

On a indiqué, dans le tableau 2, les valeurs, par maladie et par sexe, des paramètres b_k , α_k de la loi de m_{k_0} .

LOIS DE MORBIDITÉ PAR MALADIE

Tableau A₂. Taux de prévalence par maladie, suivant l'âge et le sexe
(ϕ_k , taux pour 1 000 habitants)

Maladies	Sexe	Groupe d'âge			
		15-44 ans	45-64 ans	65-74 ans	75 ans et plus
Tuberculose toutes formes	M	29,7	24,1	11,1	6,8
	F	17,0	12,5	5,4	4,0
Cancers toutes formes	M	100,8	202,1	193,6	137,2
	F	117,7	135,0	127,5	97,8
Cancer broncho-pulmonaire	M	19,2	44,1	33,0	15,0
	F	7,5	5,9	3,8	2,9
Maladies cérébro-vasculaires	M	38,0	64,0	75,9	88,0
	F	32,0	71,4	108,5	117,7
Maladies du cœur	M	65,2	144,5	173,3	189,6
	F	64,4	136,4	181,2	212,4
Bronchite	M	3,8	16,5	30,9	23,2
	F	3,0	5,6	14,3	12,2
Pneumonie	M	10,2	24,4	38,3	39,0
	F	9,4	20,1	34,1	36,0
Diabète	M	6,4	11,0	14,7	10,5
	F	9,1	26,9	35,8	13,4
Alcoolisme	M	90,3	52,1	22,2	4,8
	F	36,5	17,0	6,0	1,2
Cirrhose du foie	M	95,9	122,4	66,9	12,3
	F	107,5	90,4	41,1	4,8
Néphrite et néphrose	M	10,8	8,3	7,3	4,8
	F	13,7	13,4	13,3	6,2
Suicide	M	100,1	36,4	10,3	6,0
	F	55,1	13,9	4,5	1,4

LOIS DE MORBIDITÉ PAR MALADIE

Tableau A₃. Quotients annuels de mortalité par maladie, suivant l'âge et le sexe
(q'_{ki} , quotient pour 1 000 malades)

Maladies	Sexe	Groupe d'âge			
		15-44 ans	45-64 ans	65-74 ans	75 ans et plus
Tuberculose toutes formes	M	0,67	7,47	37,84	117,65
	F	0,59	4,00	20,37	80,00
Cancers toutes formes	M	2,38	19,15	63,22	148,10
	F	1,70	15,85	41,80	117,18
Cancer broncho-pulmonaire	M	1,56	19,27	74,85	158,67
	F	0,80	13,56	60,53	127,59
Maladies cérébro-vasculaires	M	1,58	15,94	78,00	261,70
	F	0,94	5,04	33,27	158,71
Maladies du cœur	M	1,99	14,95	55,51	154,75
	F	0,78	5,21	26,55	110,22
Bronchite	M	0,53	3,64	15,86	87,07
	F	0,33	1,79	8,39	59,02
Pneumonie	M	1,27	4,51	16,19	81,03
	F	0,64	1,49	8,50	72,78
Diabète	M	1,25	12,73	51,70	126,67
	F	0,66	4,09	19,55	110,45
Alcoolisme	M	0,61	6,91	27,03	100,00
	F	0,41	4,71	20,00	75,00
Cirrhose du foie	M	1,15	10,95	36,92	121,14
	F	0,74	5,42	13,14	77,08
Néphrite et néphrose	M	0,74	4,82	21,92	87,50
	F	0,29	2,99	8,27	64,52
Suicide	M	2,00	13,46	65,05	150,00
	F	1,09	12,95	51,11	142,86

LOIS DE MORBIDITÉ PAR MALADIE

Tableau A₄. Taux annuels d'incidence par maladie, suivant l'âge et le sexe
(m_{ki}^n , taux pour 1 000 non-malades)

Maladies	Sexe	Groupe d'âge			
		15-44 ans	45-64 ans	65-74 ans	75 ans et plus
Tuberculose toutes formes	M	2,06	2,36	2,33	1,51
	F	1,12	1,22	1,11	0,80
Cancers toutes formes	M	7,56	26,57	52,58	35,81
	F	9,07	17,11	32,44	24,83
Cancer broncho-pulmonaire	M	1,33	5,13	8,38	3,86
	F	0,50	0,60	1,00	0,80
Maladies cérébro-vasculaires	M	2,60	7,16	20,24	35,86
	F	2,17	7,86	26,14	38,65
Maladies du cœur	M	4,71	17,30	44,88	56,02
	F	4,60	15,75	45,80	61,45
Bronchite	M	0,30	1,53	5,68	4,30
	F	0,20	0,50	2,84	2,43
Pneumonie	M	0,51	2,26	6,86	7,08
	F	0,61	1,94	6,63	7,05
Diabète	M	0,40	1,11	3,15	2,32
	F	0,61	2,77	7,47	3,14
Alcoolisme	M	6,49	5,17	4,30	0,90
	F	2,49	1,73	1,21	0,30
Cirrhose du foie	M	6,97	13,45	13,82	2,63
	F	7,96	9,78	8,13	0,90
Néphrite et néphrose	M	0,71	0,81	1,41	1,00
	F	0,91	1,32	2,53	1,21
Suicide	M	7,45	3,84	2,32	1,41
	F	3,92	1,52	1,00	0,30

LOIS DE MORBIDITÉ PAR MALADIE

Tableau 2. Paramètres des lois du quotient propre de mortalité q'_{k_0} et du taux propre d'incidence m''_{k_0} , par maladie, suivant le sexe (q'_{k_0} , quotient rapporté au nombre de malades ; m''_{k_0} , taux rapporté au nombre de non-malades)

Maladies	Sexe	Loi de q'_{k_0}		Loi de m''_{k_0}	
		a'_k	λ'_k	b''_k	α''_k
Tuberculose toutes formes	M	-0,364 8	1,107	6,282 9	0,547
	F	-0,593 0	0,900	6,319 4	0,564
Cancers toutes formes	M	-0,255 3	1,300	5,749 0	0,300
	F	-0,001 4	1,461	3,844 1	0,300
Cancer broncho-pulmonaire	M	-0,329 9	1,404	8,983 4	0,343
	F	-0,276 8	1,468	6,015 1	0,445
Maladies cérébro-vasculaires	M	-1,209 0	1,069	4,039 9	0,021
	F	-1,693 8	0,827	5,164 0	0,105
Maladies du cœur	M	-0,456 5	1,141	4,703 9	0,175
	F	-0,764 7	0,939	4,316 0	0,127
Bronchite	M	-0,526 0	0,882	8,353 4	0,191
	F	-0,645 6	0,803	7,120 1	0,082
Pneumonie	M	-0,800 8	0,750	7,408 0	0,181
	F	-2,300 5	0,634	6,575 9	0,150
Diabète	M	-0,211 6	1,245	7,065 0	0,229
	F	-1,005 6	0,863	9,409 4	0,281
Alcoolisme	M	-0,015 9	1,145	7,630 0	0,591
	F	0,094 2	1,150	8,609 1	0,588
Cirrhose du foie	M	-0,095 9	1,197	7,482 8	0,498
	F	0,183 6	1,043	9,610 9	0,500
Néphrite et néphrose	M	-0,391 7	0,924	5,715 9	0,500
	F	-0,181 9	0,900	6,875 7	0,400
Suicide	M	-0,656 6	1,070	5,979 9	0,733
	F	-0,409 3	1,300	7,694 4	0,692

LOIS DE MORBIDITÉ PAR MALADIE

Si on classe les valeurs de α_k'' par ordre décroissant, on obtient, pour le sexe masculin :

- $0,4 \leq \alpha_k''$: suicide, alcoolisme, tuberculose, néphrite et néphrose, cirrhose du foie ;
- $0,2 \leq \alpha_k'' < 0,4$: cancer broncho-pulmonaire, cancers toutes formes, diabète ;
- $\alpha_k'' < 0,2$: bronchite, pneumonie, maladies du cœur, maladies cérébro-vasculaires.

Pour le sexe féminin, on obtient un classement analogue.

Dans l'ensemble, les valeurs de α_k'' du sexe féminin sont à peu près égales à celles du sexe masculin.

Interprétation des résultats

On propose l'interprétation suivante pour les paramètres de la loi du quotient propre de mortalité q_{k_0} , rapporté au nombre de malades, et de la loi du taux propre d'incidence m_{k_0} , rapporté au nombre de non-malades.

1. Les paramètres λ_k et α_k'' sont de nature endogène ; ils sont représentatifs de la réaction du corps humain à la maladie. Pour la loi de mortalité, quand λ_k augmente, la mortalité augmente si $t > t_h$ et diminue si $t < t_h$.
C'est le contraire pour la loi d'incidence, quand α_k'' augmente, l'incidence diminue si $t > t_l$ et augmente si $t < t_l$.
2. Les paramètres h' et l sont de nature exogène ; ils dépendent des moyens thérapeutiques, de l'hygiène, des conditions de vie. La mortalité diminue quand la valeur de h augmente. Au contraire, l'incidence croît avec l .
3. Les paramètres a_k et b_k'' caractérisent la partie du quotient de mortalité et du taux d'incidence indépendante de l'âge.

CONCLUSION

L'utilisation d'une nouvelle échelle des temps, basée sur les variations du poids avec l'âge, avait permis d'obtenir des lois simples donnant les probabilités de décès, suivant le sexe et l'âge, pour la mortalité par cause et la mortalité générale. La présente étude montre que l'emploi de cette méthode donne des lois d'expression analogue pour exprimer les taux de prévalence et d'incidence, par maladie, suivant le sexe et l'âge. L'interprétation des paramètres de ces lois permet de faire apparaître les composantes endogène et exogène de la mortalité et de la morbidité.

RÉFÉRENCES

- (1) DAMIANI P., Recherche d'une loi générale de mortalité. *Journal de la Société de statistique de Paris*, 126, n° 2, 1985, 63-76.

LOIS DE MORBIDITÉ PAR MALADIE

- (2) DAMIANI P., Evolution du poids du corps humain avec l'âge. *Journal de la Société de statistique de Paris*, 118, n° 2, 1977, 154-164.
- (3) DINH Q.C., *Table de mortalité de la population de la France pour la période 1966-1970*. Collection de l'INSEE, D49, novembre 1976, 3-96.
- (4) AUBENQUE M., DAMIANI P., DERUFFE L., La mortalité par cause en France de 1925 à 1974. *Journal de la Société de statistique de Paris*, 119, n° 3, 1978, 276-295.
- (5) DAMIANI P., Loi de mortalité par cause. *Journal de la Société de statistique de Paris*, 128, n° 3, 1987, 163-170.
- (6) DAMIANI P., Loi de mortalité par accident. *Journal de la Société de statistique de Paris*, 128, n° 4, 1987, 232-238.
- (7) DAMIANI P., Loi de mortalité générale, accidents inclus : expression analytique et variations dans le temps. *Journal de la Société de statistique de Paris*; 129, n° 3, 1988, 170-180.
- (8) DAMIANI P., MASSE H., AUBENQUE M., Evaluation de la morbidité à partir de la mortalité. *Journal de la Société de statistique de Paris*, 123, n° 1, 1982, 58-74.
- (9) DAMIANI P., Recherche d'une loi générale de morbidité. *Journal de la Société de statistique de Paris*, 128, n° 2, 1987, 67-78.