Journal de la société statistique de Paris

Paul Damiani

Recherche d’une loi générale de morbidité

Journal de la société statistique de Paris, tome 128 (1987), p. 67-78
<http://www.numdam.org/item?id=JSFS_1987__128__67_0>

I

ARTICLES

RECHERCHE D'UNE LOI GÉNÉRALE DE MORBIDITÉ

Paul DAMIANI
Administrateur de l'I.N.S.E.E.,
Secrétaire général des Sociétés de statistique de Paris et de France

On a essayé de déterminer une loi générale 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 un groupe d'âge donné). Pour cela, on a utilisé la méthode employée pour établir une loi générale de mortalité, dans laquelle on avait défini un temps propre différent du temps observé. On a proposé des formules représentant ces taux en fonction de ce temps propre et on les a vérifiées sur deux exemples.

We tried to find a general law of morbidity giving prevalence rate and incidence rate, according sex and age. For this purpose, we used the same method as for searching a general law of mortality, where we defined a proper time different of the observed time. We proposed formulae giving these rates according to proper time and we verified them in two examples.

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 ». Elles sont liées également à la méthode de collecte des données : déclarations individuelles, examens médicaux, dossiers d'assurance-maladie et de Sécurité sociale. Enfin, les données relevées sont soumises à des erreurs d'observation relativement importantes.

On a essayé, dans cette étude, de proposer une loi générale de morbidité valable quels que soient les définitions et les modes de collecte employés. On s'est basé, pour cela, sur l'expression d'une loi générale de mortalité qu'on avait établie dans une étude précédente.

On a, ensuite, vérifié cette loi en l'appliquant à deux lois empiriques tirées, la première, de la notion de mortalité endogène et, la deuxième, d'une enquête auprès des médecins.

Journal de la Société de statistique de Paris, tome 128, n° 2, 1987.

Loi générale de mortalité

Pour établir une loi générale de morbidité, on va utiliser la méthode qu'on avait employée, en 1985, pour obtenir une loi générale de mortalité [1] et dont on rappelle les principaux résultats.

Définition du temps propre

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

$$\frac{dt}{dt_0} = \frac{P}{P_0} \qquad (1)$$

où P, P_0 sont les poids d'un individu respectivement à l'âge t et à la naissance.

Si on appelle t_i et t_{i+1}, P_i et P_{i+1} les temps et les poids observés correspondant au temps propres t_{0i} et $t_{0,i+1}$, on a en première approximation :

$$\Delta t_{0i} = \frac{2\,P_0}{P_i + P_{i+1}}\,\Delta t_i \qquad (2)$$

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 précédente de P. Damiani [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.

Quotient propre de mortalité

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 $i + 1$.

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

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

Au quotient annuel de mortalité observé q_i, correspond le *quotient propre de mortalité* q_{0i} défini par la relation

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

D'après (2), on a :

$$q_{0i} = q_i\,\frac{P_i + P_{i+1}}{2\,P_0} \qquad (4)$$

A l'aide de la formule (4), on calcule pour chaque sexe, les quotients propres de mortalité q_{0i} correspondant aux quotients annuels de mortalité tirés d'une table de mortalité par maladie établie par l'I.N.S.E.E. pour la période 1966-1970 [3].

Loi générale de mortalité

On trouve la loi générale de motalité suivante, quel que soit le sexe :

$$\text{Log } q_{0i} = - ct_i \exp \{- \lambda t_{0i}\} \qquad (5)$$

avec : $c = 12{,}8942$
$\lambda = 1{,}130$

Interprétation de la loi

On démontre que le logarithme du quotient propre de mortalité doit être de la forme :

$$\text{Log } q_{0i} = K + \beta E_i \qquad (6)$$

où E_i est le niveau d'énergie atteint à l'âge t_{0i}.

Or, d'après la définition adoptée pour le temps propre, l'énergie E_i est égale à t_i Il s'ensuit, en comparant avec la formule (5), que le coefficient β a pour expression :

$\beta = A \exp \{ - \lambda\, t_{0i}\}$

où A est une constante.

On admet que le coefficient λ est un facteur correctif tenant compte de l'amoindrissement de l'énergie avec l'âge. Le coefficient c dépendrait par contre, des conditons extérieures.

Résultats

Les principaux résultats figurent dans le tableau 1. On y trouve, suivant le sexe, les valeurs de t_i, q_{0i} et q_i en fonction de t_{0i}. On a indiqué également les valeurs du coefficient pondéral : $w_i = (P_i + P_{i+1}) / 2P_0$. Les valeurs de t_i et de q_i sont calculées d'après les formules proposées par ailleurs dans l'étude considérée.

Loi générale de morbidité

On définit la morbidité par les indicateurs suivants :

— le *taux de prévalence* à l'âge i est le nombre de malades par habitant à cet âge; il est noté φ_i .

— le *taux annuel d'incidence* entre l'âge i et l'âge i + a, noté m_i, est le nombre annuel de nouveaux malades dans cet intervalle d'âge rapporté à la population correspondante. Il lui correspond le taux m_{0i} dans l'échelle t_0

Propositions de lois

— *Taux de prévalence*

Si on appelle l_{mi} le nombre de malades à l'âge i et q_{mi} le quotient annuel de mortalité rapporté au nombre de malades, on a :

$$\varphi_i = \frac{l_{mi}}{l_i}$$

et :

$$q_i = q_{mi} \frac{l_{mi}}{l_i} = q_{mi} \varphi_i$$

Dans l'échelle t_0, au quotient q_{mi} correspond le quotient propre q_{m0i} et la relation précédente s'écrit :

$$q_{0i} = q_{m0i} \varphi_i \tag{7}$$

On peut supposer que q_{m0i} suit une loi de mortalité de même forme que celle de q_{0i}. On doit donc avoir, quel que soit le sexe :

$$\text{Log } q_{m0i} = - c_m t_i \exp \{- \gamma t_{0i}\} \tag{8}$$

Il s'ensuit que le taux de prévalence φ_i suivra une loi de la forme :

$$\text{Log } \varphi_i = \text{Log } q_{0i} - \text{Log } q_{m0i}$$

ou :

$$\text{Log } \varphi_i = - c t_i \exp \{- \lambda t_{0i}\} + c_m t_i \exp \{- \gamma t_{0i}\} \tag{9}$$

— *Taux d'incidence*

On suppose que la mortalité des malades est maximum, de sorte que les nouveaux malades, dans l'intervalle correspondant à l'âge i, meurent dans cet intervalle. Dans ce cas, le nombre de décès est égal au nombre de nouveaux malades; le quotient annuel de mortalité q_i est égal à la probabilité annuelle m'_i de tomber malade, en notant qu'avec cette hypothèse un individu ne peut tomber qu'une seule fois malade. Dans l'échelle t_0, cette probabilité s'écrit m'_{oi} et est égale au quotient de mortalité q_{oi}. On peut supposer que Log m'_{oi} a une expression analogue à celle de Log q_{0i}, avec un coefficient correspondant aux conditions extérieures différent, soit :

$$\text{Log } m'_{0i} = - c' t_i \exp \{- \lambda t_{0i}\} \tag{10}$$

En première approximation, le taux annuel d'incidence entre l'âge i et l'âge i + a, dans le cas d'un mortalité maximum, est égal à la probabilité de tomber malade m_i pour l'âge central du groupe d'âge considéré.

Dans le cas général où la morbidité n'est pas maximum, on peut admettre que le logarithme du taux d'incidence Log m_{0i}, dans l'échelle t_0, se compose de deux termes : une expression analogue à Log q_{0i} avec des coefficients différents, un terme constant pour tenir compte du fait qu'un individu peut tomber plusieurs fois malade. On a donc :

$$\text{Log } m_{0_i} = k + gt_i \exp\{-\delta t_{0_i}\} \tag{11}$$

On en déduit la valeur du taux annuel d'incidence, dans l'échelle t, par la relation : $m_i = m_{0i}/w_i$.

Applications

On va essayer de justifier la forme de la loi de morbidité proposée, en l'appliquant à deux exemples de données expérimentales : 1. la morbidité évaluée à partir de la notion de mortalité endogène; 2. la morbidité estimée à partir d'une enquête auprès des médecins.

Tableau 1

Temps et quotient de mortalité par maladie, suivant le sexe, en fonction du temps propre (1)

Période 1966-1970

Temps propre t_{0i}	Temps observé calculé (2) t_i	Quotient propre de mortalité q_{0i}	Coefficient pondéral (3) w_i	Quotient annuel de mortalité calculé q_i
		Sexe masculin		
0	0	1	1,2027	0,8315
0,5	0,366	0,0682	1,6839	0,0405
1	1,121	0,0094	2,6025	0,0036
1,5	2,512	0,0026	3,9430	0,0007
2	4,711	0,0018	5,5924	0,0003
2,5	7,827	0,0025	7,6268	0,0003
3	12,152	0,0051	10,6020	0,0005
3,5	18,326	0,0108	14,9769	0,0007
4	26,943	0,0228	19,8061	0,0012
4,5	37,640	0,0496	22,3671	0,0022
5	48,700	0,1098	20,7875	0,0053
5,5	58,166	0,2232	16,4744	0,0135
6	65,570	0,3826	12,7569	0,0300
6,5	71,206	0,5527	4,9680	0,1112
		Sexe féminin		
0	0	1	1,2389	0,8071
0,5	0,392	0,0565	1,7937	0,0315
1	1,199	0,0068	2,7474	0,0025
1,5	2,688	0,0017	4,1916	0,0004
2	5,041	0,0011	5,9612	0,0002
2,5	8,375	0,0017	8,1367	0,0002
3	13,003	0,0035	11,3190	0,0003
3,5	19,609	0,0079	16,0051	0,0005
4	28,829	0,0175	21,1834	0,0008
4,5	40,275	0,0402	23,9373	0,0017
5	52,109	0,0941	22,2586	0,0042
5,5	62,238	0,2010	17,6443	0,0114
6	70,160	0,3577	13,6799	0,0262
6,5	76,190	0,5303	5,5515	0,0955

1. Valeurs calculées à partir des formules proposées dans l'étude sur la mortalité.
2. En années à partir de la conception.
3. On a : $q_{0i} = q_i w_i$, avec : $w_i = (P_i + P_{i+1})/2P_0$.

Exemple 1. — Morbidité évaluée à partir de la mortalité endogène

On utilise les résultats d'une étude de P. Damiani, H. Massé et M. Aubenque [4], mettant en évidence deux types de mortalité : endogène et exogène (voir annexe 1).

A partir de ces résultats, on peut évaluer la proportion θ_{2i}, à l'âge *i*, de la population dont le décès sera de nature endogène, en fonction de *t*. Graphiquement, on évalue ensuite les valeurs de cette proportion en fonction de t_0.

— *Taux de prévalence*

On suppose que le nombre maximum de malades à l'âge *i* se compose des individus qui mourront dans l'intervalle correspondant, auxquels on ajoute la proportion des autres individus dont le décès futur sera d'origine endogène. Le taux de prévalence maximum s'écrira donc :

$$\varphi_i = q_{0i} + (1-q_{0i})\,\theta_{2i} \tag{12}$$

On calcule φ_i par cette formule.

On calcule ensuite z_i donné par :

$$z_i = \frac{1}{t_i}\,[\text{Log}\,\varphi_i - \text{Log}\,q_{0i}]$$

On ajuste le modèle de régression :Log z_i = Log $c_m - \gamma t_{oi}$

Les valeurs des paramètres, calculés par la méthode des moindres carrés, sont pratiquement les mêmes quel que soit le sexe. On trouve que la valeur du paramètre Log c_m n'est pas significativement différente de Log *c*.

On obtient donc, avec un bon ajustement, le modèle proposé dans la formule (9), quel que soit le sexe, avec : $\gamma = 1{,}164$; $c_m = c = 12{,}8942$

— *Taux d'incidence en cas de mortalité maximum*

Faute de données, on est amené à calculer le taux d'incidence en cas de mortalité maximum :

On a la relation :

$$\text{Log}\,m'_{0i} = \frac{c'}{c}\,\text{Log}\,q_{0i}$$

On calcule, par âge, le coefficient h_i défini par : Log $q_{oi} = h_i$ Log φ_i, avec : $h_i \geqslant 1$

La probabilité m'_{oi} correspond à une mortalité maximum et vérifie la condition $m'_{oi} \leqslant \varphi_i$. Elle s'obtient en prenant :

$$\frac{c'}{c} = \frac{1}{h}$$

où *h* est la valeur minimum des coefficients h_i, pour les deux sexes.

On trouve pour *c'*, quel que soit le sexe, la valeur suivante : $c' = 2{,}5691$

Exemple 2. — Morbidité évaluée à partir d'une enquête auprès des médecins

Une enquête annuelle auprès d'un échantillon de médecins en clientèle privée fournit le nombre de consultations et de visites, par sexe et par âge, ainsi que le nombre de premiers actes d'après les déclarations des médecins. A partir des résultats des années 1966 et 1967, des taux de prévalence et d'incidence, par sexe et par âge, suivant l'affection ont été évaluées par P. Damiani [5] (voir annexe 2).

Sur les taux ainsi évalués, on a essayé d'ajuster les modèles proposés dans la présente étude.

— *Taux de prévalence*

On dispose des taux de prévalence en fonction de t (voir tableau A2). On évalue graphiquement la valeur de ces taux en fonction de t_0

Les valeurs du taux de prévalence φ_t sont trop faibles à partir de l'âge adulte, car elles sont inférieures aux quotients de mortalité q_{0t}. Cela est dû, sans doute, au fait que la morbidité mesurée par l'enquête est celle observée par les médecins en clientèle privée; elle exclut dans la morbidité hospitalière, surtout importante aux âges élevés.

On applique la même méthode que dans le premier exemple. On ajuste le modèle de régression :

$$\text{Log } z_i = \text{Log } c_m - \gamma t_{0t}$$

avec:

$$z_i = \frac{1}{t_t} [\text{Log } \varphi_t - \text{Log } q_{0t}]$$

Pour la raison indiquée plus haut, l'ajustement se fait sur les données correspondant aux premières valeurs de t_0. On trouve, pour les deux sexes : $\gamma = 1{,}619$; $c_m = 16{,}4545$

— *Taux d'incidence*

On dispose des taux d'incidence m_t en fonction de t (voir tableau A2). On évalue graphiquement la valeur de ces taux en fonction de t_0. On calcule ensuite les taux m_{0t} correspondants, dans l'échelle t_0 : $m_{0t} = m_t w_i$.

On est amené à rectifier les valeurs des taux correspondant aux premières valeurs de t_0, car elles paraissent trop élevées.

Pour différentes valeurs de k, on calcule : $u_t = \frac{1}{t_t} (\text{Log } m_{0t} - \text{k})$

On ajuste le modèle de régression : $\text{Log } u_t = \text{Log } g - \delta\, t_{0i}$

On conserve la valeur de k pour laquelle l'ajustement est le meilleur.

On trouve, pour les deux sexes : $\delta = 0{,}478$; $\text{k} = 0{,}2231$; $\text{g} = 0{,}6347$

Connaissant les valeurs ainsi calculées du taux m_{0t}, on en déduit les valeurs du taux annuel d'incidence : $m_t = m_{0i}/w_i$, pour les âges centraux des groupes d'âge.

Résultats

Le tableau 2 donne, pour les deux exemples, les résultats obtenus en fonction de t_0. Il fournit les taux de prévalence et d'incidence, par âge, suivant le sexe. Pour le 2e exemple, les taux d'incidence correspondent au cas d'une mortalité maximum.

On trouvera, dans le tableau 3, les résultats calculés en fonction de t. Les valeurs des taux de prévalence et des taux annuels d'incidence correspondent aux âges centraux des groupes d'âge

TABLEAU 2

Taux de prévalence et taux d'incidence calculés, suivant le sexe, en fonction de t_0

Temps propre t_{oi}	1er exemple (1) Taux de prévalence φ_i	Taux d'incidence (3) m'_{oi}	2e exemple (2) Taux de prévalence φ_i	Taux d'incidence m_{oi}
		Sexe masculin		
0	1	1	1	1,2499
0,5	0,9527	0,5857	0,9956	1,5008
1	0,8560	0,3945	0,3629	1,9427
1,5	0,7441	0,3058	0,0996	2,7218
2	0,6595	0,2828	0,0377	3,9436
2,5	0,6140	0,3034	0,0237	5,6187
3	0,5991	0,3491	0,0241	7,8491
3,5	0,6016	0,4058	0,0307	11,0740
4	0,6184	0,4706	0,0451	15,6161
4,5	0,6531	0,5496	0,0758	20,0976
5	0,7078	0,6440	0,1402	21,1682
5,5	0,7748	0,7417	0,2542	17,8821
6	0,8379	0,8258	0,4084	13,2580
6,5	0,8894	0,8885	0,5704	9,4140
		Sexe féminin		
0	1	1	1	1,2499
0,5	0,9516	0,5641	0,9965	1,5204
1	0,8457	0,3696	0,3383	2,0333
1,5	0,7291	0,2814	0,0842	2,8743
2	0,6410	0,2589	0,0285	4,2742
2,5	0,5931	0,2791	0,0189	6,2426
3	0,5779	0,3243	0,0185	8,9263
3,5	0,5804	0,3809	0,0241	12,9009
4	0,5976	0,4464	0,0363	18,6361
4,5	0,6339	0,5271	0,0633	24,4126
5	0,6907	0,6244	0,1222	25,8058
5,5	0,7606	0,7264	0,2310	21,5441
6	0,8271	0,8148	0,3836	15,6426
6,5	0,8813	0,8813	0,5485	10,8439

1. 1er exemple : morbidité évaluée à partir de la mortalité endogène.
2. 2e exemple : morbidité évaluée à partir d'une enquête auprès des médecins.
3. Dans le cas d'une mortalité maximum.

considérés. Elles sont obtenues graphiquement à partir des valeurs φ_i du tableau 2, pour le taux de prévalence, et des valeurs : $m'_i = m'_{oi}/w_i$ et $m_i = m_{oi}/w_i$ pour le taux d'incidence.

Dans le cas du premier exemple de la morbidité évaluée à partir de la mortalité endogène, la formule proposée pour le taux de prévalence est très bien vérifiée; faute de données sur l'incidence de la maladie, on ne peut se prononcer sur la valeur de la formule donnant le taux d'incidence.

Pour le deuxième exemple de la morbidité évaluée à partir d'une enquête auprès des médecins, les formules proposées pour les taux de prévalence et d'incidence sont assez bien vérifiées après correction des données. Cette correction peut se justifier ainsi : d'une part, les données de base ne sont pas des valeurs observées mais des valeurs estimées, à l'aide de modèles, à partir du nombre de consultations et de visites de l'enquête; d'autre part, l'enquête ne recouvre qu'une partie de la morbidité, celle constatée en clientèle privée.

TABLEAU 3

Taux de prévalence et taux annuel d'incidence calculés, suivant le sexe, en fonction de t

Groupe d'âge en temps t (1)	1er exemple (2)		2e exemple (3)	
	Taux de prévalence φ_t	Taux annuel d'incidence m_t' (4)	Taux de prévalence φ_t	Taux annuel d'incidence m_t
		Sexe masculin		
Moins d'un an	0,84	0,140	0,330	0,80
1-4	0,69	0,060	0,056	0,71
5-14	0,60	0,036	0,024	0,74
15-24	0,61	0,026	0,034	0,76
25-44	0,64	0,025	0,070	0,88
45 64	0,75	0,041	0,220	1,16
65-74	0,88	0,160	0,560	1,50
75 et plus	0,98	0,800	0,850	2,00
		Sexe féminin		
Moins d'un an	0,84	0,130	0,330	0,80
1 4	0,68	0,052	0,049	0,72
5-14	0,58	0,031	0,018	0,78
15 24	0,58	0,024	0,025	0,82
25 44	0,61	0,021	0,050	0,97
45 64	0,72	0,032	0,155	1,18
65 74	0,84	0,062	0,410	1,40
75 et plus	0,96	0,600	0,680	1,90

1. Temps t mesuré à partir de la naissance.
2. 1er exemple : morbidité évaluée à partir de la mortalité endogène.
3. 2e exemple : morbidité évaluée à partir d'une enquête auprès des médecins.
4. Dans le cas d'une mortalité maximum.

CONCLUSION

Dans une étude précédente, on avait été amené à définir un temps propre lié aux variations de poids avec l'âge et on avait trouvé, à partir des données, une loi donnant le quotient de mortalité en fonction du temps propre.

Les variations des taux de prévalence et d'incidence avec l'âge, présentant des analogies avec celles des quotients de mortalité, il a semblé logique d'appliquer la même méthode pour l'analyse de la morbidité. On a proposé, dans la présente étude, des expression d'une loi générale de morbidité, pour le taux de prévalence et pour le taux d'incidence. On a vérifié ces formules sur les données dont on disposait. Il serait intéressant de confirmer les résultats obtenus en appliquant ces modèles à d'autres données générales expérimentales.

Annexes

1. *Mortalité endogène et exogène*

On a indiqué ci-après les principaux résultats d'une étude de P. Damiani, H. Massé, M. Aubenque [4], mettant en évidence l'origine endogène ou exogène de la mortalité.

Les données de base sont les tables de mortalité départementales établies par l'I.N.S.E.E., pour la période 1974-1976 [6]. Ces tables donnent les quotients de mortalité, suivant le sexe, pour les intervalles d'âge suivants : 0-1, 1-5, puis intervalles quinquennaux à partir du groupe 5-10 jusqu'au groupe 85-90.

Les auteurs ont étudié la distribution des valeurs départementales du quotient de mortalité par sexe, pour chaque groupe d'âge. Ils ont constaté que cette distribution était la somme de deux distributions log-normales D_1 et D_2, en appelant D_1 la distribution de mortalité moyenne la plus faible et D_2 celle de mortalité la plus élevée.

Ils ont supposé que la mortalité correspondant à la distribution D_1 était d'origine exogène, due à des circonstances extérieures, à l'environnement, au milieu; la mortalité de la distribution D_2 serait de nature endogène, liée aux caractéristiques génétiques de l'individu.

On considère les éléments des tables de mortalité correspondant à la population générale P et aux populations P_1 et P_2 dont la mortalité pourra être attribuée à une origine exogène ou endogène respectivement.

Pour un sexe donné et pour l'âge i, on note pour ces trois populations :

l_i, l_{1i}, l_{2i}, le nombre de survivants à l'âge i,

d_i, d_{1i}, d_{2i}, le nombre de décès entre i et $i+a$,

q_i, q_{1i}, q_{2i}, le quotient de mortalité entre i et $i+a$.

On a :

$$q_i = \frac{d_i}{l_i}, \quad q_{1i} = \frac{d_{1i}}{l_{1i}}, \quad q_{2i} = \frac{d_{2i}}{l_{2i}}$$

Les résultats de l'étude donnent la proportion des décès de chaque sorte : $\alpha_{1i} = d_{1i}/d_i$, $\alpha_{2i} = d_{2i}/d_i$ ainsi que les quotients de mortalité correspondants : q_{1i} et q_{2i} (voir tableau A1).

On note que, par suite de la méthode employée, les valeurs des proportions de décès α_{1i} et α_{2i} sont des valeurs approchées, déterminées à $\pm$ 0,05 près.

A partir de ces résultats, on peut calculer, en particulier, la proportion θ_{2i} de la population dont la mortalité sera de nature endogène :

$$\theta_{2i} = \frac{l_{2i}}{l_i} = \alpha_{2i} \frac{q_i}{q_{2i}}$$

2. *Morbidité évaluée d'après une enquête auprès des médecins*

Une évaluation de la morbidité, par sexe et par groupe d'âge, suivant l'affection, a été réalisée par P. Damiani à partir d'une enquête auprès des médecins [5].

TABLEAU A1

Importance relative et quotient de mortalité par âge, suivant le sexe, des distributions D_1 et D_2 des décès d'origine exogène et endogène

Intervalle d'âge en années	*Importance relative*		*Quotient de mortalité pour 1 000*	
	α_{1j}	α_{2j}	q_{1j}	q_{2j}
		Sexe masculin		
Moins d'1 an	—	*1,00*	.	*15,5*
1 4	—	*1,00*	.	*3,1*
5 9	*0,15*	*0,85*	*1,1*	*2,2*
10 14	*0,45*	*0,55*	*2,0*	*2,4*
15 19	*0,55*	*0,45*	*6,2*	*6,9*
20-24	*1,00*	—	*9,2*	..
25 29	*1,00*	—	*7,5*	.
30-34	*1,00*	—	*8,8*	...
35 39	*0,70*	*0,30*	*11,8*	*14,2*
40-44	*0,60*	*0,40*	*19,1*	*21,6*
45-49	*0,50*	*0,50*	*30,5*	*34,6*
50-54	*0,40*	*0,60*	*44,6*	*51,8*
55 59	*0,35*	*0,65*	*65,0*	*75,2*
60 64	*0,25*	*0,75*	*104*	*111*
65 69	*0,20*	*0,80*	*155*	*166*
70-74	*0,15*	*0,85*	*223*	*246*
75 79	*0,10*	*0,90*	*349*	*360*
80-84	—	*1,00*	.	*502*
85 89	—	*1,00*	.	*658*
		Sexe féminin		
Moins d'1 an	—	*1,00*	.	*11,8*
1 4	—	*1,00*	...	*2,4*
5 9	*0,20*	*0,80*	*1,2*	*1,5*
10 14	*0,50*	*0,50*	*1,3*	*1,4*
15 19	*0,55*	*0,45*	*2,6*	*2,9*
20-24	*0,50*	*0,50*	*3,0*	*3,3*
25 29	*0,40*	*0,60*	*3,0*	*3,3*
30 34	*0,35*	*0,65*	*4,2*	*4,6*
35-39	*0,35*	*0,65*	*5,9*	*6,2*
40-44	*0,40*	*0,60*	*8,4*	*9,8*
45 49	*0,60*	*0,40*	*13,7*	*15,2*
50 54	*0,50*	*0,50*	*20,4*	*22,5*
55 59	*0,45*	*0,55*	*30,6*	*32,8*
60 64	*0,35*	*0,65*	*44,1*	*46,2*
65-69	*0,30*	*0,70*	*68,4*	*74,1*
70-74	*0,25*	*0,75*	*121*	*129*
75 79	—	*1,00*		*225*
80 84	—	*1,00*	.	*374*
85 89	—	*1,00*	.	*556*

On a utilisé les résultats, pour 1966 et 1967, d'une enquête annuelle effectuée en France auprès d'un échantillon de médecins par l'Institut européen de documentation et de recherche sur les maladies (IDREM) [7].

L'échantillon, comprenant 1 600 médecins, est représentatif de l'ensemble des médecins praticiens exerçant en clientèle privée, par rapport aux critères suivants : région géographique, type de résidence, spécialité, âge.

Ces médecins devaient noter, en particulier, l'âge et le sexe du malade et l'affection. Ils devaient indiquer s'il s'agissait pour eux d'une première consultation ou visite.

A partir de ces données, on a évalué, à l'aide de modèles, des taux de prévalence et d'incidence, par sexe et par âge, suivant l'affection. On a ensuite ajusté ces taux à l'aide d'un modèle de liaison avec la mortalité.

Les taux ainsi ajustés, pour la morbidité générale, figurent dans le tableau A2.

TABLEAU A2

Taux de prévalence et taux d'incidence, suivant le sexe et l'âge, pour l'ensemble des affections

(Taux calculés d'après une enquête auprès des médecins, 1966-1967)

Groupe d'âge en années	Taux de prévalence (1) pour 1 000		Taux annuel d'incidence pour 1 000	
	Sexe masculin	Sexe féminin	Sexe masculin	Sexe féminin
Moins d'un an	290,3	190,4	1 219,3	1 209,2
1 4	50,9	37,3	983,2	988,5
5 14	5,8	5,8	751,5	785,8
15 24	5,5	6,9	746,0	802,3
25 44	18,9	23,0	870,1	913,3
45 64	140,3	96,7	1 114,6	1 112,0
65 74	323,3	301,4	1 235,6	1 279,8
75 et plus	462,4	915,2	1 291,5	1 468,2
Ensemble	80,4	117,1	931,0	999,0

1. Taux moyen pour le groupe d'âge considéré.

RÉFÉRENCES

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

[2] DAMIANI P. — Évolution du poids du corps humain avec l'âge. *Journal de la Société de statistique de Paris,* tome 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'I.N.S.E.E., D49, novembre 1976, 3-96.

[4] DAMIANI P., MASSÉ H., AUBENQUE M. — Analyse de la mortalité générale, par âge, suivant le sexe : mise en évidence de deux types de mortalité. *Journal de la Société de statistique de Paris,* tome 125, n° 3, 1984, 158-163.

[5] DAMIANI P. — Étude de la liaison entre la morbidité et la mortalité et définition d'un indice de morbidité. *Bulletin trimestriel de l'Institut des actuaires français,* n° 292, sept. 1975, 191-205.
DAMIANI P. — Mesure de la morbidité : liaison avec la mortalité. *International statistical review,* 45 (1977), 39-50.

[6] SABOULIN (de) M. — Données de démographie régionale 1975. Collection de l'I.N.S.E.E., D82, août 1981.

[7] Renseignements statistiques sur les maladies soignées en clientèle privée. Enquêtes 1966 et 1967. Suppléments B4 et B6 au Bulletin mensuel de statistiques sociales du ministère des Affaires sociales. Paris.