NATIONS UNIES

CONSEIL ECONOMIQUE ET SOCIAL

Distr.
GENERALE *
E/CONF.13/205
Séance No. 27
20 mai 1954

ORIGINAL : FRANCAIS
(Paper in French)

CONGRES MONDIAL DE LA POPULATION
Rome, 31 août - 10 septembre 1954

Une méthode simple pour la construction de tables de mortalité abrégées

Hans Wiesler (Suisse)

Résumé

Nous démontrons une méthode qui permet, sans grand travail, de construire une table de mortalité, même si les ensembles des vivants et des décédés ne sont connus que par classes d'âges.

L'ordre de survie se calcule par les formules

$$l_1 = l_o p_o \qquad \log l_1 = \log l_o + \log p_o$$

$$l_5 = l_1 (p_{1-4})^{t_{1-4}} \qquad \log l_5 = \log l_1 + t_{1-4} \log p_{1-4} \quad (1)$$

$$l_{10} = l_5 (p_{5-9})^{t_{5-9}} \qquad \log l_{10} = \log l_5 + t_{5-9} \log p_{5-9}$$

$$l_{15} = l_{10} (p_{10-14})^{t_{10-14}} \qquad \log l_{15} = \log l_{10} + t_{10-14} \log p_{10-14}$$

- - - - - - - - - - - - - - -

Les valeurs t_u, données pour les groupes d'âges u de cinq ans dans la dernière colonne du tableau 1, sont admises comme identiques pour toutes les tables de mortalité. Pour p_u on pose $p_u = 1 - \frac{d_u}{l_u} \approx 1 - \frac{T_u}{L_u}$, où T_u est l'ensemble des décédés, L_u l'ensemble des vivants du groupe d'âges u.

L'espérance moyenne de vie ($\mathring{e}_x$) se calcule comme suit: de $q_u = \frac{d_u}{l_u} \approx \frac{T_u}{L_u}$

nous tirons $l_u \approx \frac{d_u L_u}{T_u} = \frac{(l_x - l_{x+n})L_u}{T_u}$,

où l'on obtient les valeurs l_x par (1).

$$e_x = \frac{\sum l_u}{l_x}, \qquad \mathring{e}_x = \frac{\sum l_u}{l_x} - \frac{1}{2}.$$

Si, au lieu de probabilités q_u, nous disposons de chiffres centraux de mortalité $m_u = \frac{T_u}{L_u} \approx \frac{\sum d_x}{\sum \frac{l_x + l_{x+1}}{2}} = \frac{d_u}{l'_u}$, nous obtenons

$$l'_u \approx \frac{d_u L_u}{T_u} = \frac{(l_x - l_{x+n})L_u}{T_u} \quad \text{et} \quad \mathring{e}_x = \frac{\sum l'_u}{l_x}.$$

La méthode est applicable aussi bien à la mortalité générale (voir exemple du tableau 2) qu'à la mortalité par causes de décès (voir exemple du tableau 3). Quant à l'exactitude de la méthode, comparez les valeurs dans le tableau 4 et dans les dernières colonnes du tableau 2.

* Seule, la présente analyse d'introduction fait l'objet d'une distribution générale. Les participants qui ont été invités à assister à la séance mentionnée ci-dessus recevront en outre le texte intégral du document. Les autres participants au Congrès recevront le texte intégral sur leur demande.

For the English translation see other side.

A simple method of constructing abridged mortality tables

by Hans Wiesler (Switzerland)

SUMMARY. The paper describes a simple method of constructing mortality tables, even in cases where the totals for living and dead persons are available only by age groups.

The order of life expectancy is calculated by the formulae:

$$
\begin{aligned}
l_1 &= l_o p_o & \log l_1 &= \log l_o + \log p_o \\
l_5 &= l_1 (p_{1-4})^{t_{1-4}} & \log l_5 &= \log l_1 + t_{1-4} \log p_{1-4} \quad (1) \\
l_{10} &= l_5 (p_{5-9})^{t_{10-14}} & \log l_{10} &= \log l_5 + t_{5-9} \log p_{5-9} \\
l_{15} &= l_{10} (p_{10-14})^{t_{10-14}} & \log l_{15} &= \log l_{10} + t_{10-14} \log p_{10-14}
\end{aligned}
$$

The values t_u, given for the five-year age-groups u in the final column of table 1, are taken as identical for all the mortality tables. For p_u we put $p_u = 1 - \frac{d_u}{l_u} \approx 1 - \frac{T_u}{L_u}$, in which T_u is the total of deaths, L_u the total of living persons in age-group u.

The mean life-expectancy (e_x^o) is calculated as follows: from $q_u = \frac{d_u}{l_u} \approx \frac{T_u}{L_u}$

we obtain $l_u \approx \frac{d_u L_u}{T_u} = \frac{(l_x - l_{x+n})L_u}{T_u}$,

from which are obtained the values l_x by (1).

$$e_x = \frac{\sum l_u}{l_x}, \quad e_x^o = \frac{\sum l_u}{l_x} - \frac{1}{2}.$$

If, in place of the probabilities q_u, we have the central mortality figures

$$m_u = \frac{T_u}{L_u} \approx \frac{\sum d_x}{\sum \frac{l_x + l_{x+1}}{2}} = \frac{d_u}{l'_u}, \text{ we obtain } l'_u \approx \frac{d_u L_u}{T_u} = \frac{(l_x - l_{x+n})L_u}{T_u} \text{ and } e_x^o = \frac{\sum l'_u}{l_x}.$$

The method is equally applicable to general mortality (see the example given in table 2) and to mortality by causes of death (see table 3). To gauge the accuracy of the method, compare the values in table 4 and in the final columns of table 2.

-----

* General distribution of this document is limited to the introductory summary. Participants who have been invited to take part in the meeting referred to above will receive also the full text of the paper. Other participants in the Conference will receive the full text upon request.

E/CONF.13/205
Séance No. 27

ORIGINAL : FRANCAIS

Une méthode simple pour la construction de tables de mortalité abrégées.

par Hans Wiesler, Dr. ès sciences, Zurich.

1. Introduction

La meilleure façon d'évaluer la mortalité d'une population est sans doute d'en établir une table de mortalité. On obtient ainsi non seulement la durée moyenne de la vie et sa valeur réciproque, le taux net de mortalité, qui permettent de mesurer correctement l'ensemble de la mortalité, mais encore l'ordre de survie ou d'extinction qui nous renseigne sur la mortalité aux différents âges. Malheureusement, on trouve encore dans des publications officielles et privées des taux de mortalité bruts ou standardisés, alors que des spécialistes ont signalé à plusieurs reprises que ces taux ne conviennent presque jamais à la mesure de la mortalité et provoquent fréquemment des erreurs. En effet, tandis que le taux brut est influencé par la structure d'âge, le taux standardisé est basé sur une population stable, fictive et arbitraire. Si la méthode des tables de mortalité n'est pas employée davantage, du moins dans le continent européen, cela me paraît tenir à deux raisons: 1. Beaucoup de statisticiens craignent le calcul mathématique qui, à leur avis, est nécessaire à la construction des tables de mortalité. 2. On croit couramment que pour construire une table de mortalité il est indispensable de connaître le nombre des vivants et des décédés de chaque âge. Or ces chiffres ne sont généralement publiés par les offices de statistiques que par groupes d'âges. Ce mémoire présente une méthode permettant de construire une table de mortalité simplement et en peu de temps, même si le nombre des vivants et des décédés n'est connu que par groupes d'âges. Ce procédé est aussi applicable aux causes de décès et permet de calculer des ordres de survie en faisant abstraction de certaines causes de décès.

2. Méthode

Bornons nous aux âges 0, 1, 5, 10, 15, ...; le nombre des survivants l_x d'une table de mortalité se limitant à ces âges est donné par les formules

$$\begin{aligned} &l_0 \\ &l_1 = l_0 p_0 \\ &l_5 = l_1 p_1 p_2 p_3 p_4 \\ &l_{10} = l_5 p_5 p_6 p_7 p_8 p_9 \\ &l_{15} = l_{10} p_{10} p_{11} p_{12} p_{13} p_{14} \\ &- - - - - - - - - - - - - - \end{aligned} \tag{1}$$

Si nous ne connaissons les effectifs des vivants et des décédés que par classes d'âges, nous ne pouvons calculer les probabilités de survie p_1, p_2, p_3, .. Il s'agit donc de trouver une expression pour les produits $p_x p_{x+1} \cdots p_{x+n-1}$. Nous posons

$$\begin{aligned} &l_0 \\ &l_1 = l_0 p_0 \\ &l_5 = l_1 p_1 p_2 p_3 p_4 = l_1 (p_{1-4})^{t_{1-4}} \\ &l_{10} = l_5 p_5 p_6 p_7 p_8 p_9 = l_5 (p_{5-9})^{t_{5-9}} \\ &l_{15} = l_{10} p_{10} p_{11} p_{12} p_{13} p_{14} = l_{10} (p_{10-14})^{t_{10-14}} \\ &- \end{aligned} \tag{1'}$$

où

$$p_{x-x+n-1} = \frac{l_{x+1} + l_{x+2} + \ldots + l_{x+n}}{l_x + l_{x+1} + \ldots + l_{x+n-1}} \tag{2}$$

est la probabilité de survie annuelle pour les personnes du groupe âgé de x à x+n-1 ans. De (1') nous obtenons les valeurs t par l'équation

$$t_{x-x+n-1} = \frac{\log l_{x+n} - \log l_x}{\log p_{x-x+n-1}} \; . \tag{3}$$

Si on calcule les valeurs t à l'aide de tables de mortalité ajustées ou non, on constate, que ces valeurs t sont presque identiques pour des tables très diverses. Le tableau 1 contient les valeurs t, tirées de tables très différentes et calculées pour des classes d'âges de cinq ans. Qu'elles résultent de tables de mortalité peu différentes (Suisse/Angleterre, par exemple), ou fort inégales (Angleterre/Italie, par exemple), ces valeurs sont identiques ou presque. A l'exception des âges élevés, la probabilité de survie annuelle p_u des personnes d'un groupe d'âges u est égale au moyen géométrique des valeurs p_x de ce groupe d'âges. La dernière colonne du tableau 1 contient des valeurs de t, que nous recommandons pour le calcul d'une table se bornant aux âges de cinq ans.[1]

Si le chiffre des vivants et des morts dont on dispose n'est donné que par classes d'âges de 10 ans, on peut employer les valeurs suivantes:

Classes d'âges	1-9	10-19	20-29	30-39	40-49	50-59	60-69	70-79	80-89
t pour sexe masc.	8,97	10	10	10	10,04	10,108	10,269	10,747	11,564
t pour sexe fém.	8,97	10	10	10	10	10,067	10,222	10,617	11,535

Notre procédé repose donc sur l'hypothèse que les valeurs t sont identiques pour toutes les tables de mortalité. Cette hypothèse, confirmée par les statistiques, se justifie aussi a priori, puisqu'il s'agit d'une nécessité biologique.

A l'aide des valeurs t, on calcule l'<u>ordre de survie</u> par

$$\begin{aligned} &\log l_o \\ &\log l_1 = \log l_o + \log p_o \\ &\log l_5 = \log l_1 + t_{1-4} \log p_{1-4} \\ &\log l_{10} = \log l_5 + t_{5-9} \log p_{5-9} \\ &\log l_{15} = \log l_{10} + t_{10-14} \log p_{10-14} \\ &- - - - - - - - - - - - - - - - - - - \end{aligned} \tag{4}$$

Dans ces formules, nous posons comme seconde hypothèse dans $p_u = 1-q_u$ - (u désigne les classes d'âges) -

$$q_u = \frac{d_u}{l_u} = \frac{\sum d_x}{\sum l_x} \approx \frac{T_u}{L_u} = \bar{q}_u \quad , \tag{5}$$

où T_u est l'ensemble des décédés et L_u l'ensemble des vivants du groupe d'âges u, nombres donnés par les statistiques. Les deux termes de l'équivalence (5) ne sont en général jamais égaux, car premièrement, nous employons

---

[1] C'est dans ces classes d'âges, qu'est publié dans l'Annuaire démographique des Nations Unies le nombre des vivants et des morts pour la plupart des pays.

d'un côté des probabilités ajustées, de l'autre des probabilités non ajustées, deuxièmement, $\bar{q}_u$ est une moyenne pondérée avec la population effective, tandis que q_u est une moyenne pondérée avec la population stationnaire. Ce fait est évident, si on écrit l'équivalence (5) sous la forme

$$q_u = \frac{\sum l_x q_x}{\sum l_x} \approx \frac{\sum L_x \bar{q}_x}{\sum L_x} = \bar{q}_u \quad .$$

Les exemples nous renseigneront sur l'importance des "fautes" que nous commettons en posant ses deux hypothèses.

Les nombres T_u et L_u seront tirés des statistiques. Il y a deux manières de le faire: a) Le nombre des décès est donné par années de naissance et par âges. On peut calculer directement les probabilités de décès q_u d'après la méthode de Becker-Zeuner. b) Seul, l'âge des décédés T_u est publié. On calcule d'abord les taux centraux de mortalité $m_u = \frac{T_u}{L_u}$ (où l'ensemble L_u se rapporte au milieu de l'année) et ensuite les probabilités de décès q_u selon la relation $q_u = \frac{2m_u}{2+m_u}$. Ce dernier procédé sera le plus usuel; il est employé dans les pays anglo-saxons pour construire les tables officielles. Les deux méthodes n'aboutissent d'ailleurs qu'à des différences minimes. Il va sans dire, que pour l'année zéro on se base directement sur le nombre des naissances.

L'<u>espérance moyenne de vie</u> se calcule comme suit:

De

$$\bar{q}_u = \frac{T_u}{L_u} \approx \frac{d_u}{l_u}$$

nous tirons

$$l_u \approx \frac{d_u}{\bar{q}_u} = \frac{(l_x - l_{x+n})L_u}{T_u} \quad .$$

Ayant ainsi calculé la somme des vivants par groupes d'âges, on obtient le total des vivants jusqu'à l'âge x par la formule $\sum l_x = \sum l_u$ et la vie moyenne

$$e_x = \frac{\sum l_u}{l_x} \, , \quad \mathring{e}_x = \frac{\sum l_u}{l_x} - 0{,}5 \quad . \tag{6}$$

Si, au lieu des probabilités q_u, on dispose des taux centraux de mortalité

$$m_u = \frac{T_u}{L_u} \approx \frac{\sum d_x}{\sum \frac{l_x + l_{x+1}}{2}} = \frac{d_u}{l'_u} ,$$

on obtient

$$l'_u \approx \frac{d_u}{m_u} = \frac{(l_x - l_{x+n})L_u}{T_u} ,$$

d'où

$$\mathring{e}_x = \frac{\sum l'_u}{l_x} . \qquad (6')$$

Les valeurs t peuvent aussi servir au calcul d'ordres d'extinction dus à des causes de décès déterminées ou d'ordres de survie faisant abstraction de certaines causes de décès. La raison en est la suivante: ou les probabilités partielles de décès sont si petites que les derniers chiffres des coefficients n'entrent plus en considération, ou les probabilités partielles de décès sont si grandes que leur courbe se rapproche de celle de la mortalité générale.

Si $T_u^{(i)}$ est le nombre des personnes qui sont mortes par la cause (i),

$$q_u^{(i)} = \frac{T_u^{(i)}}{L_u - \frac{T_u - T_u^{(i)}}{2}}$$

signifie la probabilité indépendante de mourir par la cause (i), et l'ordre d'extinction d'un ensemble de personnes par cette cause est donné par

$$\begin{array}{llll}
l_o & & \text{ou} & \log l_o \\
l_1^{(i)} & = l_o p_o^{(i)} & & \log l_1^{(i)} = \log l_o + \log p_o^{(i)} \qquad (7) . \\
l_5^{(i)} & = l_1^{(i)} (p_{1-4}^{(i)})^{t_{1-4}} & & \log l_5^{(i)} = \log l_1^{(i)} + t_{1-4} \log p_{1-4}^{(i)} \\
l_{10}^{(i)} & = l_5^{(i)} (p_{5-9}^{(i)})^{t_{5-9}} & & \log l_{10}^{(i)} = \log l_5^{(i)} + t_{5-9} \log p_{5-9}^{(i)} \\
l_{15}^{(i)} & = l_{10}^{(i)} (p_{10-14}^{(i)})^{t_{10-14}} & & \log l_{15}^{(i)} = \log l_{10}^{(i)} + t_{10-14} \log p_{10-14}^{(i)} \\
\text{- - - - - - - -} & & & \text{- - - - - - - - - -}
\end{array}$$

3. Exemples

a) voir tableau 2. Calcul d'une table de mortalité abrégée pour la Suisse, hommes 1939/44. La délimitation des ensembles des décédés se fait d'après les années de naissance (méthode Becker-Zeuner), de sorte que nous obtenons directement les probabilités q_u. Dans les deux dernières colonnes du tableau, nous comparons l'espérance moyenne de vie obtenue d'une part par notre méthode, d'autre part par la méthode ordinaire qui tient compte de chaque âge. Comme on le constate, les différences sont minimes; elles sont au maximum de deux semaines. De même les écarts pour l'ordre de survie sont au plus d'environ 2 ‰.

b) voir tableau 3. Calcul d'une table abrégée éliminant la tuberculose comme cause de décès, Suisse, hommes 1939/44. Le tableau 4 nous renseigne sur l'exactitude de la méthode. Nous y comparons les valeurs exactes de la vie moyenne avec celles que l'on obtient par notre méthode. On constate que la concordance est bonne pour des causes de décès très diverses. Le cancer par exemple est une maladie typique de vieillesse, tandis que les cas de tuberculose et de mort violente sont de fréquence variable et n'augmentent guère chez les vieillards.

Tableau 4: Espérance moyenne de vie, en années
Suisse, hommes 1939/44

Age	Toutes les causes de décès sans le cancer		Toutes les causes de décès sans la tuberculose		Toutes les causes de décès sans la mort violente	
	Valeurs exactes	Valeurs approximatives	Valeurs exactes	Valeurs approximatives	Valeurs exactes	Valeurs approximatives
0	64,42	64,47	64,19	64,21	64,90	64,92
20	49,82	49,87	49,25	49,27	49,65	49,68
65	12,84	12,91	11,76	11,83	11,87	11,93

Tableau 1: Valeurs de t

Groupes d'âge u	Suisse 1939-1944	Belgique 1928-1932	Allemagne 1932-1934	France 1933-1938	Angleterre et Pays de Galles 1930-1932	Italie*	Portugal 1939-1942	Valeurs moyennes
	Sexe masculin							
1- 4	3,990	3,977	3,990	3,982	3,981	3,945	3,925	3,99
5- 9	5,01	4,99	5,00	5,00	5,00	5,00	4,99	5
10-14	5,02	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5
15-19	5,01	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5
20-24	5,00	4,99	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5
25-29	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5
30-34	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5
35-39	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5
40-44	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5
45-49	5,004	5,008	5,005	5,008	5,007	5,005	5,005	5,005
50-54	5,012	5,008	5,010	5,010	5,010	5,008	5,010	5,010
55-59	5,016	5,016	5,015	5,017	5,016	5,014	5,016	5,016
60-64	5,024	5,026	5,024	5,025	5,027	5,021	5,027	5,026
65-69	5,041	5,042	5,040	5,034	5,045	5,039	5,050	5,045
70-74	5,067	5,067	5,067	5,069	5,072	5,072	5,081	5,068
75-79	5,113	5,110	5,106	5,112	5,109	5,107	5,110	5,110
80-84	5,162	5,177	5,179	5,165	5,154	5,161	5,150	5,165
	Sexe féminin							
1- 4	3,995	3,982	3,991	3,984	3,979	3,952	3,927	3,99
5- 9	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5
10-14	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5
15-19	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	4,99	5,00	5
20-24	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5
25-29	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5
30-34	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5
35-39	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5
40-44	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5
45-49	5,004	5,004	5,005	5,005	5,005	5,001	5,003	5
50-54	5,007	5,007	5,007	5,006	5,007	5,005	5,006	5,007
55-59	5,011	5,012	5,012	5,011	5,012	5,012	5,011	5,012
60-64	5,020	5,021	5,021	5,018	5,019	5,020	5,019	5,020
65-69	5,035	5,036	5,037	5,033	5,033	5,038	5,038	5,036
70-74	5,061	5,062	5,065	5,057	5,059	5,061	5,067	5,062
75-79	5,092	5,107	5,096	5,093	5,095	5,111	5,105	5,100
80-84	5,160	5,184	5,153	5,145	5,138	5,151	5,127	5,151

* Hommes 1930-1932, femmes 1935-1937

Tableau 2: Calcul d'une table de mortalité abrégée, Suisse, hommes 1939/44

Groupes d'âge $u = x - x+n-1$	Vivants L_u	Décédés T_u	$q_u = \frac{T_u}{L_u}$	$\log(1-q_u) = \log p_u$	$t_u \log p_u$	$\log l_x$ selon formule (4)	Ordre de survie l_x	$l_u = \frac{l_x - l_{x+n}}{q_u}$	$\sum l_u$	Espérance moyenne de vie $\mathring{e}_x$: $\frac{\sum l_u}{l_x} - \frac{1}{2}$	Valeurs exactes
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
0	185 151	8 694	0,04 696	-0,020 8889	-0,020 8889	5	100 000	100 000	6 319 769	62,70	62,68
1 - 4	634 556	2 250	355	-0,001 5445	-0,006 1626	4,979 1111	95 304	378 310	6 219 769	64,76	64,75
5 - 9	796 141	1 127	142	-0,000 6171	-0,003 0855	4,972 9485	93 961	468 310	5 841 459	61,67	61,64
10 - 14	823 393	979	119	-0,000 5171	-0,002 5855	4,969 8630	93 296	465 546	5 373 149	57,09	57,08
15 - 19	860 027	1 764	205	-0,000 8912	-0,004 4560	4,967 2775	92 742	461 463	4 907 603	52,42	52,41
20 - 24	815 520	2 479	304	-0,001 3223	-0,006 6115	4,962 8215	91 796	456 250	4 446 140	47,93	47,92
25 - 29	826 506	2 612	316	-0,001 3745	-0,006 8725	4,956 2100	90 409	449 367	3 989 890	43,63	43,62
30 - 34	873 186	2 701	309	-0,001 3440	-0,006 7200	4,949 3375	88 989	442 071	3 540 523	39,29	39,26
35 - 39	830 498	3 040	366	-0,001 5924	-0,007 9620	4,942 6175	87 623	434 973	3 098 452	34,86	34,83
40 - 44	750 812	3 841	512	-0,002 2293	-0,011 1465	4,934 6555	86 031	425 781	2 663 479	30,46	30,42
45 - 49	646 865	4 961	767	-0,003 3439	-0,016 7529	4,923 5090	83 851	413 690	2 237 698	26,19	26,15
50 - 54	566 166	6 629	1 171	-0,005 1156	-0,025 6292	4,906 7561	80 678	394 791	1 824 008	22,11	22,08
55 - 59	517 610	9 295	1 796	-0,007 8708	-0,039 4799	4,881 1269	76 055	367 984	1 429 217	18,29	18,26
60 - 64	453 654	12 787	2 819	-0,012 4186	-0,062 4159	4,841 6470	69 446	329 798	1 061 233	14,78	14,75
65 - 69	355 785	15 126	4 251	-0,018 8658	-0,095 1780	4,779 2311	60 149	278 452	731 435	11,66	11,60
70 - 74	233 279	15 869	6 803	-0,030 5981	-0,155 0712	4,684 0531	48 312	213 244	452 983	8,88	8,85
75 - 79	139 195	14 735	10 586	-0,048 5945	-0,248 3179	4,528 9819	33 805	139 061	239 739	6,59	6,55
80 - 84	59 943	9 777	16 310	-0,077 3264	-0,399 3909	4,280 6640	19 084	70 362	100 678	4,77	4,75
85 et plus	20 218	5 074	25 096			3,881 2731	7 608	30 316	30 316	3,48	3,43

Tableau 3: Calcul d'une table abrégée éliminant la tuberculose comme cause de décès, Suisse, hommes 1939/44

Groupes d'âge u = $x - x+n-1$	Vivants L_u	Décédés en tout T_u	Décédés tbc $T_u^{(i)}$	$q_u = \frac{T_u - T_u^{(i)}}{L_u - \frac{T_u^{(i)}}{2}}$	$\log(1-q_u) = \log p_u$	$t_u \log p_u$	$\log l_x$ selon formule (7)	Ordre de survie l_x	$l_u = \frac{l_x - l_{x+n}}{q_u}$	$\sum l_u$	Espérance moyenne de vie $\mathring{e}_x = \frac{\sum l_u}{l_x} - \frac{1}{2}$
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
0	185 151	8 694	83	0,04 652	-0,020 6884	-0,020 6884	5	100 000	100 000	6 471 115	64,21
1 - 4	634 556	2 250	184	326	-0,001 4181	-0,005 6582	4,979 3116	95 348	378 528	6 371 115	66,32
5 - 9	796 141	1 127	119	127	-0,000 5519	-0,002 7595	4,973 6534	94 114	469 291	5 992 587	63,17
10 - 14	823 393	979	121	104	-0,000 4519	-0,002 2595	4,970 8939	93 518	467 308	5 523 296	58,56
15 - 19	860 027	1 764	360	163	-0,000 7085	-0,003 5425	4,968 6344	93 032	463 190	5 055 988	53,85
20 - 24	815 520	2 479	660	223	-0,000 9696	-0,004 8480	4,965 0919	92 277	459 641	4 592 798	49,27
25 - 29	826 506	2 612	812	218	-0,000 9478	-0,004 7390	4,960 2439	91 252	454 128	4 133 157	44,79
30 - 34	873 186	2 701	784	220	-0,000 9565	-0,004 7825	4,955 5049	90 262	449 545	3 679 029	40,26
35 - 39	830 498	3 040	722	279	-0,001 2134	-0,006 0670	4,950 7224	89 273	443 728	3 229 484	35,68
40 - 44	750 812	3 841	776	408	-0,001 7755	-0,008 8775	4,944 6554	88 035	436 520	2 785 756	31,14
45 - 49	646 865	4 961	704	658	-0,002 8671	-0,014 3498	4,935 7779	86 254	426 140	2 349 236	26,74
50 - 54	566 166	6 629	664	1 054	-0,004 6018	-0,023 0550	4,921 4281	83 450	409 298	1 923 096	22,54
55 - 59	517 610	9 295	728	1 656	-0,007 2521	-0,036 3765	4,898 3731	79 136	383 998	1 513 798	18,63
60 - 64	453 654	12 787	691	2 668	-0,011 7444	-0,059 0274	4,861 9966	72 777	346 627	1 129 800	15,02
65 - 69	355 785	15 126	621	4 080	-0,018 0908	-0,091 2681	4,802 9692	63 529	295 147	783 173	11,83
70 - 74	233 279	15 869	396	6 638	-0,029 8299	-0,151 1779	4,711 7011	51 487	228 005	488 026	8,98
75 - 79	139 195	14 735	262	10 407	-0,047 7259	-0,243 8793	4,560 5232	36 352	150 091	260 021	6,65
80 - 84	59 943	9 777	90	16 172	-0,076 6109	-0,395 6953	4,316 6439	20 732	76 651	109 930	4,80
85 et plus	20 218	5 074	11	25 049			3,920 9486	8 336	33 279	33 279	3,49