

对一随访资料的补充分析

大连医学院 胡克震

上海第一医学院等主编的《流行病学》引用了Sartwell报道的一组前瞻性调查资料,介绍了暴露人年及简易寿命表的计算方法^[1],很受读者欢迎。考虑到这类资料在预防医学与临床医学研究中都有实用价值,仅在原分析的基础上,再试用寿命表法作点补充分析。

编制寿命表

一、随访资料寿命表,如表1:

表1, (1)~(6)栏引自原表,为原始调查资料。为了和通常寿命表符号尽量取得一致^[2],部分符号作了改变,如实际死亡数改用 ${}_nD_x$,而以 ${}_nd_x$ 表示同时观察(进入,或出生)的一群人死于某年龄段的人数; ${}_nD_x^i$ 表示第*i*项死因的实际死亡人数等。

O_x 为 x 岁年龄组开始时的观察人数:

$$O_{x+n} = O_x + {}_nE_x - {}_nW_x - {}_nD_x$$

${}_nL'_x$ 为暴露人年数,因被观察的人(进入、死亡、退出)不是在 x 岁开始时即起始的,要计算他们的人年,须依下式核算:

$${}_nL'_x = n(O_x) + \frac{n}{2}({}_nE_x - {}_nW_x - {}_nD_x) + \frac{n}{3}({}_nD'_x)$$

${}_nm_x$ 为死亡率,即原表第(9)栏:

$${}_nm_x = {}_nD_x / {}_nL'_x$$

${}_nq_x$ 为死亡概率,意义与公式同通常寿命表:

$${}_nq_x = \frac{2(n) {}_nm_x}{2 + n({}_nm_x)}$$

用此式求得的各值和原表第(14)栏完全一样。

l_x 为同时观察的一群人在 x 岁时尚存活的人数。原表第(16)栏,假定 $l_{35}=1,000$ 。我们为以后计算多留几位,按通常寿命表,改

用假定 $l_{35}=100,000$ 。

${}_nd_x$ 为同时观察的一群人死于 x 年龄段的人数,本表第(12)栏如除以100(因假定的 l_{35} 是原表的100倍),即为原表第(17)栏值(与原表后二组稍有不同,是原表计算错误)。 ${}_nd_x$ 与 ${}_nq_x$ 、 l_x 的关系是:

$${}_nd_x = l_x \cdot {}_nq_x,$$

$$l_{x+n} = l_x - {}_nd_x$$

${}_nl_x$ 为 x 到 $x+n$ 年龄段间的生存人年数:

$${}_nl_x = \frac{n}{2} (l_x + l_{x+n})$$

T_x 为 x 岁时生存的人,今后尚能生存的总人年数:

$$T_x = \sum_x {}_nl_x$$

e_x 为 x 岁时生存的人,预期尚能生存的平均岁数,即期望寿命:

$$e_x = T_x / l_x$$

对于高年龄组的 e_x 有一些经验推算公式,但在寿命表所假定的稳定人口(Stationary population)中,80岁以上的人口年龄分布,通常和稳定人口相差不大,故也可用死亡率的倒数来估算,本表即采用:

$e_{80} = 1 / {}_\infty m_{80} = 1 / .08889 = 11.25$ (岁)。于是,

$$T_{80} = l_{80} \cdot e_{80} = 35,692(11.25) = 401,535.$$

二、去心脏病死因寿命表,如表2:

表2, (1)~(4)栏转引自表1。第(5)栏:

r_x^i 为 x 岁组第*i*项死因死亡人数占全死因死亡人数的比例,这里只算心脏病一种死因,可简化为 r_x :

表 1
1935~1944年间参加美国医师协会男性成员随访资料寿命表的计算

(1) 年 龄 组 $x \rightarrow x+n$	(2) 参加 协会 人数 nE_x	(3) 观察 中断 人数 nW_x	(4) 所有 死亡 人数 nD_x	(5) 参加协会 并死于 年龄 人数 nD'_x	(6) 死于 心脏 病人 数 nDi_x	(7) 年龄组 开始时 的人数 O_x	(8) 暴露 人年 nL'_x	(9)= (4)/(8) 死亡率 n^m_x	(10) 死亡 率 n^q_x	(11) 生存 人数 l_x	(12)= (10)(11) 死亡 人数 d_x	(13) 生存 人 年数 nL_x	(14) 生存 总人 年数 T_x	(15) 期望 寿命 岁数 e_x
25~	1	—	—	—	—	0	2.5	—	—	—	—	—	—	—
30~	284	—	—	—	—	1	715.0	—	—	—	—	—	—	—
35~	754	—	7	3	1	285	3,297.5	.00212	.01054	100,000	1,054	497,365	4,048,719	40.49
40~	561	—	16	5	5	1032	6,530.8	.00245	.01218	98,946	1,205	491,718	3,551,354	35.89
45~	339	107	51	6	25	1577	8,347.5	.00611	.03009	97,741	2,941	481,353	3,059,636	31.30
50~	167	458	64	3	33	1758	7,907.5	.00809	.03965	94,800	3,759	464,603	2,578,283	27.20
55~	69	569	77	—	35	1403	5,572.5	.01382	.06679	91,041	6,081	440,003	2,113,680	23.22
60~	27	382	61	3	24	826	3,095.0	.01971	.09392	84,960	7,979	404,853	1,673,677	19.70
65~	5	218	45	—	20	410	1,405.0	.03203	.14828	76,981	11,415	356,368	1,268,824	16.48
70~	—	70	25	—	14	152	522.5	.04785	.21369	65,566	14,011	292,803	912,456	13.92
75~	—	36	12	—	6	57	165.0	.07273	.30770	51,555	15,863	218,118	619,653	12.02
≥ 80~	—	7	2	—	1	9	22.5	.08889	—	35,692	35,692	—	401,535	11.25
合计	2,207	1,847	360	20	164	—	37,583.3	.00958	—	—	100,000	—	—	—

表 2 表 1 资料去掉心脏病死因后的简略寿命表的计算

年龄组		包括心脏病				去				脏				病*			
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)=(7)/(8)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)		
$X \rightarrow X+n$	l_x	$n d_x$	e_x	rx	$r_{x,n} d_x$	$r_{x,n} d_x \frac{1}{2}$	$r_{x,n} d_x \frac{1}{2} l_x$	$n d_x$	l_x^i	$n d_x^i$	L_x^i	$T_x^i(I)$	$e_x^i(I)$	$T_x^i(II)$	$e_x^i(II)$		
35~	100000	1054	40.49	.142857	151	99925	.00904	99925	100000	904	497740	4780564	47.81	4641750	46.42		
40~	98946	1205	35.89	.312500	377	98758	.00838	98758	99096	830	493405	4282824	43.22	4144010	41.82		
45~	97741	2941	31.30	.490196	1442	97020	.01545	97020	98266	1518	487535	3789419	38.56	3650605	37.15		
50~	94800	3759	27.20	.515625	1938	93831	.01941	93831	96748	1878	479045	3301884	34.13	3163070	32.69		
55~	91041	6081	23.22	.454545	2764	89659	.03700	89659	94870	3510	465575	2822839	29.75	2684025	28.29		
60~	84960	7979	19.70	.393443	3139	83391	.05804	83391	91360	5303	443543	2357264	25.80	2218450	24.28		
65~	76981	11415	16.48	.444444	5073	74445	.08519	74445	86057	7331	411958	1913721	22.24	1774907	20.62		
70~	65566	14011	13.92	.560000	7846	61643	.10001	61643	78726	7873	373948	1501763	19.08	1362949	17.31		
75~	51555	15863	12.02	.500000	7932	47589	.16666	47589	70853	11808	324745	1127815	15.92	989001	13.96		
≥80	35692	35692	11.25	.500000	17846	26769	.66667	26769	59045	—	—	803070	13.60	664256	11.25		
合计	—	100000	—	—	48508	51492	—	—	—	—	—	—	—	—	—		

* 第(13, 14)栏, $T_{80}^i = \frac{\infty D_{80}}{\infty D_{80} - \infty D_{80}^i} \cdot T_{80}, e_{80}^i = T_{80}^i / l_{80}^i$

第(15, 16)栏, $e_{80}^i = e_{80}, T_{80}^i = e_{80}^i (l_{80}^i)$

$$r_x = {}_nD_x^i / {}_nD_x$$

(6)~(8)栏, 是去心脏病死因后对 l_x 作校正所须进行的计算。第(9)栏:

${}_nq_x^{-i}$ 为当第 i 项死因的死亡为0时(本例即去掉心脏病死亡), 由 x 到 $x+n$ 岁的死亡概率:

$${}_nq_x^{-i} = \frac{{}_nd_x - r_x \cdot {}_nd_x}{l_x - \frac{1}{2}r_x \cdot {}_nd_x}$$

(10)~(16)栏的计算, 基同本表1相应栏。但若用:

$$\hat{e}_{80}^{-i} = 1 / {}_\infty m_{80}^{-i} = \frac{{}_\infty P_{80}}{{}_\infty D_{80} - {}_\infty D_{80}^i} = \frac{7}{2-1} = 7 \text{ (岁)}$$

则去死因后的 $\hat{e}_{80}^{-i}$ 反而比全死因的 $\hat{e}_{80} = 11.25$ 岁更小, 显然不合理。这是由于本例高年龄组人数太少, 误差过大影响所致。如改用下式先求 T_{80}^{-i} , 再求 $\hat{e}_{80}^{-i}$, 则

$$T_{80}^{-i} = \frac{{}_\infty D_{80}}{{}_\infty D_{80} - {}_\infty D_{80}^i} \cdot T_{80}$$

$$= \frac{2}{2-1} (401535) = 803070$$

$$\hat{e}_x^{-i} = T_{80}^{-i} / l_{80}^{-i} = 803070 / 59045 = 13.60 \text{ (岁)}$$

$$\hat{e}_{80}^{-i} = 13.60 \text{ 岁, 比 } \hat{e}_{80} = 11.25 \text{ 岁稍大,}$$

看来比较合理一些。然而高年龄组的人数太少, 同样会给 T_{80}^{-i} 造成较大误差。因此, 当观察例数不太多时, 不如保守一点, 就用

$\hat{e}_{80}$ 代替 $\hat{e}_{80}^{-i}$, 则

$$T_{80}^{-i} = l_{80}^{-i} \cdot \hat{e}_{80}^{-i} = 59045 (11.25)$$

$$= 664256,$$

即得表2, 第(15)~(16)栏。

三、对照人群寿命表, 如表3:

表3

对照人群(一般白人民居)简略寿命表的计算

(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
$x \rightarrow x+n$	${}_nm_x$	${}_nq_x$	l_x	${}_nd_x$	${}_nL_x$	T_x	$\hat{e}_x$
35~	.0041	.02029	100000	2029	494928	3573850	35.74
40~	.0061	.03004	97971	2943	482498	3078922	31.43
45~	.0077	.03777	95028	3589	466168	2596424	27.32
50~	.0122	.05919	91439	5412	443665	2130256	23.30
55~	.0190	.09069	86027	7802	410630	1686591	19.61
60~	.0281	.13128	78225	10269	365453	1275961	16.31
65~	.0409	.18553	67956	12608	308260	910508	13.40
70~	.0603	.26200	55348	14501	240488	602248	10.88
75~	.0870	.35729	40847	14594	167750	361760	8.86
≥ 80	.1354	—	26253	—	—	194010	7.39
合 计	.0137	—	—	—	—	—	—

表3, 第(2)栏 ${}_nm_x$, 即原表第(10)栏值。第(3)~(8)栏的计算与表1相应栏同,

$$\hat{e}_{80} = 1 / {}_\infty m_{80} = 1 / .1354 = 7.39$$

$$T_{80} = l_{80} \cdot \hat{e}_{80} = 26253 (7.39) = 194010$$

分析与讨论

一、 $\hat{e}_x$ 的比较, 如表4:

从表4, (2)~(5)栏可看出各年龄组 $\hat{e}_x$ 的差别。为了便于比较, 可求出各年龄组

寿命增加的绝对值, 如(6)~(8)栏; 还可进一步求出增加寿命的相对比, 如(9)~(11)栏。

二、 l_x 的分析

由表2 l_x 可见, 能活到75岁以上的人数, 在医师协会成员中约有一半; 而由表3对照组(一般白人民居)只有40%。又由表2, 医师协会成员如再去掉心脏病死亡, 能活到75岁以上的人数, 可提高到70%。

三、 ${}_nm_x$ 的比较

表 4 三个寿命表各年龄 e_x 值比较*

(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)
年龄组	e_x		去心脏病死因		增加寿命, Δe_x			Δe_x 的相对比		
$x \rightarrow x+n$	对照组	全死因组	$e_x^{-i}(I)$	$e_x^{-i}(II)$	(3)-(2)	(4)-(3)	(5)-(3)	(6)/(2)	(7)/(3)	(8)/(3)
35~	35.74	40.49	47.81	46.42	4.75	7.32	5.93	.133	.181	.146
40~	31.43	35.89	43.22	41.82	4.46	7.33	5.93	.142	.204	.165
45~	27.32	31.30	38.56	37.15	3.98	7.26	5.85	.146	.232	.187
50~	23.30	27.20	34.13	32.69	3.90	6.93	5.49	.167	.255	.202
55~	19.61	23.22	29.75	28.29	3.61	6.53	5.07	.184	.281	.218
60~	16.31	19.70	25.80	24.28	3.39	6.10	4.58	.208	.310	.232
65~	13.40	16.48	22.24	20.62	3.08	5.76	4.14	.230	.350	.251
70~	10.88	13.92	19.08	17.3	3.04	5.16	3.39	.279	.371	.244
75~	8.86	12.02	15.92	13.96	3.16	3.90	1.94	.357	.324	.161
≥ 80~	7.39	11.25	13.60	11.25	3.86	2.35	0	.522	.209	0

*第(2)~(5)栏转引自表2与表3。

以表1第(9)栏全死因的 $n m_x$ 与表3第(2)栏对照组的 $n m_x$ 求比值,即可得到原表第(12)栏观察死亡数与期望死亡数的比值,如35~39岁组: $.00212/.0041 = .5$; 40~45岁组: $.00245/.0061 = .4$; 等2。又两平均死亡率之比: $.00958/.0137 = .70$, 即医师协会成员的死亡数约为一般白人居民的70%。

四、对原表第(19)栏计算方法的讨论

原表对如何计算第(19)栏,未作说明。我们考虑可有以下几种算法:

1.仿原表第(17)栏算法,以暴露人数 $[E'_x = O_x + \frac{1}{2}(n E_x) - \frac{1}{2}(n W_x) - \frac{1}{3}(n D'_x)]$ 除死于心脏病人数 $(n D_x^i)$, 求死于心脏病的死亡概率 (q_x^i) , 注意: 不要与去掉心脏病的死亡概率 q_x^{-i} 相混), 再利用寿命表中

q_x 、 L_x 与 d_x 关系,求五年内每千人死于心脏病的死亡数 ${}_5 d_x^i$,如表5第(2)栏。

2.仿本文表1,以暴露人年 $(n L'_x)$ 除死于心脏病人数 $(n D_x^i)$, 得 m_x^i , 再求 q_x^i , 最后得 ${}_5 d_x^i$, 如表5第(3)栏。

3.用本文表2中同年龄组的 $n d_x - n d_x^{-i}$, 除以100(化成1000人), 如表5第(4)栏。

4.用心脏病死亡数 $(n D_x^i)$ 占全死因死亡

表 5 表1资料,成千人5年内死于心脏病死亡数 $({}_5 d_x^i)$ 的几种不同算法结果,并与原表第(19)栏值比较

(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
年龄组	用暴露人数计算	用暴露人年仿表1计算	由表2 $(n d_x - n d_x^{-i})/100$	按 $n D_x^i / n D_x$ 比值折算	原表(19)栏值
35~	2	2	2	2	2
40~	4	4	4	4	3
45~	15	15	14	14	14
50~	20	20	19	20	20
55~	29	30	26	28	28
60~	35	35	27	31	32
65~	59	61	41	51	51
70~	100	105	61	78	80
75~	113	121	41	80	77

数 $(n D_x)$ 的比值,对表1 $n D_x$ 值折算出死于心脏病的死亡数,如35~岁组: $11 \times \frac{1}{7} = 1.57$

≈ 2 ; 40~岁组: $12 \times \frac{5}{16} = 3.75 \approx 4$ 等,见表5第(5)栏。

在以上四种算法中,以第四法的结果,如表5第(5)栏与原表第(19)栏值很接近。因原表未说明算法,又暂未查到原始文献,原表第(19)栏的算法尚待确定。

摘 要

本文对Sartwell报道的一组前瞻性调查资料,用寿命表法作了补充分析。编制了随访资料,去心脏病死因及对照人群三个寿命表。

寿命表按通常方法编制,但最后一年龄组的 e_x 用死亡率的倒数计算,即

$$e_{80} = 1 / \infty m_{80}.$$

去死因寿命表,用某死因死亡数占全死因死亡数的比例 r_x^i 对 l_x 作校正,并计算 q_x^{-i} 。 e_x^{-i} 可根据资料的情况,在以下三种算法中选用一种:

$$1. e_{80}^{-i} = 1 / \infty m_{80}^{-i} = \frac{\infty P_{80}}{\infty D_{80} - \infty D_{80}^i},$$

$$2. T_{80}^{-i} = \frac{\infty D_{80}}{\infty D_{80} - \infty D_{80}^i} \cdot T_{80}, \quad e_{80}^{-i} = \frac{T_{80}}{l_{80}^{-i}}$$

3.保守一点,用 e_{80} 代替 e_{80}^{-i} 。

ABSTRACT

In this paper, a supplementary analysis by life table method to a set of data for prospective study reported by Sartwell are described. We have constructed three kinds of life tables: (1) for the population followed-up by Sartwell, (2) for a popu-

lation with cause of death from heart disease eliminated, and (3) for a control population.

The life table are constructed with conventional method, but the e_{80} of the last age group is obtained as reciprocal of mortality rate for the section of 80 and over, that is,

$$e_{80} = 1 / \infty m_{80}$$

For the life table exclusive of deaths from a particular disease, l_x are corrected with the ratio of the numbers of deaths from particular disease to the numbers of all deaths, r_x^i , and then q_x^{-i} are calculated correspondingly. For various kinds of data under study, the calculation of e_{80}^{-i} may be chosen from any one of the following:

$$e_{80}^{-i} = 1 / \infty m_{80}^{-i} = \frac{\infty P_{80}}{\infty D_{80} - \infty D_{80}^i},$$

$$2. T_{80}^{-i} = \frac{\infty D_{80}}{\infty D_{80} - \infty D_{80}^i} \cdot T_{80}, \quad e_{80}^{-i} = \frac{T_{80}}{l_{80}^{-i}}; \text{ or}$$

3. To be conservative, substitute e_{80} for e_{80}^{-i}

参 考 文 献

- 1.上海第一医学院等主编:流行病学,145~147页,人民卫生出版社,1981
- 2.四川医学院主编:卫生统计学142~149页,人民卫生出版社,1978

钩端螺旋体病患者血清中抗体类型的观察

四川省达县地区卫生防疫站 张尽福 李文生

用0.2ML一半胱氨酸盐酸盐与等量稀释的钩体病患者血清混合,放37°C水箱作用30分钟后,将每份血清作倍比稀释,再加相应的各群钩体菌活抗原,混匀放37°C温箱45分钟后取出,在暗示野显微镜下检查结果,比较L一半胱氨酸盐酸盐处理钩体病患者血清前后抗体效价的变化,以区分血清中的IgM和IgG两类抗体。共检查早期病人血清39份,其中澳洲群病人血清11份,100%为IgM抗体;黄胆出血群病人血清28份,50%为IgM抗体;检查钩端螺旋体病患者恢复期的血清266份,其中澳洲群病人血清170份,34.11%为IgM,50.59%为IgM和IgG抗体;15.30%为IgG

抗体;黄胆出血群病人血清96份,30.21%为IgM抗体,66.60%为IgM和IgG抗体,3.12%为IgG抗体。在非疫区而且未预防接种过钩体菌苗的地方,取健康人血清50份,未查出有两类抗体存在。我们用同一方法还检查了15份澳洲群恢复期病人血清,但用0.2ML一半胱氨酸盐酸盐处理的时间有所不同,分别为30分钟、12小时、24小时,结果:血清中66.7%为IgM抗体;33.3%为IgG抗体,从三个不同时间处理的血清所检出的抗体相同。看来以0.2ML一半胱氨酸盐酸盐与等量血清混合37°C水箱作用30分钟为宜,最节省时间。