TWELFTH EDITION

LIFE INSURANCE

人寿保险

第十二版

下册

肯尼思·布莱克
〔美〕 Kenneth Black, Jr. 著
哈罗德·斯基珀
Harold D. Skipper, Jr.

洪志忠 等译
曾荣秀 校订

北京大学出版社

Life Insurance

人 寿 保 险

第十二版

下 册

Kenneth Black, Jr. Harold Skipper, Jr.
〔美〕肯尼思·布莱克、哈罗德·斯基珀 著

洪志忠 吴福山 欧兴隆
陈濬智 曾荣秀 吴旭立 合译
陈启荣 蓝雪川 邓家驹

北京大学出版社
北京·1999

著作权合同登记　图字:01-1998-1584

图书在版编目(CIP)数据

人寿保险(第12版)/〔美〕肯尼思·布莱克、哈罗德·斯基珀著;洪志忠等译,曾荣秀校订.-北京:北京大学出版社,1998

书名原文:Life Insurance 12th ed.　ISBN 7-301-03949-2

Ⅰ.人…　Ⅱ.①布…②斯…③洪…　④曾…　Ⅲ.人寿保险　Ⅳ.F840.62

书　　名: 人寿保险(第12版)　下册
著作责任者: 〔美〕肯尼思·布莱克、哈罗德·斯基珀著;洪志忠等译,曾荣秀校订
责 任 编 辑: 刘灵群
标 准 书 号: ISBN 7-301-03949-2/F·289
出　版　者: 北京大学出版社
地　　　址: 北京市海淀区中关村北京大学校内　100871
电　　　话: 出版部62752015　发行部62754140　编辑部62752032
排　版　者: 北京大学出版社激光照排室
印　刷　者: 中国科学院印刷厂
发　行　者: 北京大学出版社
850×1168毫米　16开本　26印张　599千字
1999年4月第一版　1999年4月第一次印刷
定　　　价: 78.00元(上、下册合计)

目录

下　册

第六部分　人寿保险和健康保险数理

第十八章

寿险数学之基础

除非学生对于寿险及健康险之基础数学已具有健全的认识,才能够真正地了解寿险及健康险。第2章提供了对本主题的概论。本章则开始较详细的探讨。本章所做的讨论,是寿险数学及相关原则中概率、死亡率及利息等观念的基础。第19章应用这些原则来发展纯保费。假设对于纯保费有所认知之后,第20章检验人寿保险准备金及解约金价值的观念及各州的法令规章。第21章再检视总保费费率结构的计算,并深入探究非保证性质寿险保单的定价及给付项目。最后,第22章则提供有关健康保险的各种费率制定、准备金提存及盈余分配等事项。

第一节 人寿保险风险之测量

若要对保险做适当的定价,则某些能以科学化测量风险的方法是必须的。这种风险的测量存在于任何保险系统的基础,并借由概率法则(laws of probability)的应用而使之成为可能。

一、概率法则

在寿险及健康险中,有三个概率法则被使用到:(1)确定法则(law of certainty);(2)简单概率法则(law of simple probability);(3)复合概率法则(law of compound probability)。这些原则简化了对风险的数学描述。这三项法则可叙述如下:

1. 确定事件可以表示为一单位或1。

2. 简单概率,或一事件将发生的概率或机会,可以表示为数值介于0到1之间的分数。

3. 复合概率,或两个独立事件将发生的概率,为各独立事件将发生的个别概率之乘积。[1]

决定简单概率(Simple probability)的一般描述是:分母等于具有均等可能性之事件或暴露数(例如生存人数)的总数量,而分子则仅由满足某些约定条件(例如死亡人数)的情况所构成。

所有个别事件发生之概率的总和等于1之推论,是基于事件彼此互斥且周延的假设之上。事件的彼此互斥性:若一事件之发生,排除了其他事件发生之可能性,则事件为互斥(mutually exclusive)。例如一个人在35岁时死亡,则其明显不会死于36岁或其他任何年龄。周延性(exhaustive)意指受到考虑的事件包含了所有可能之事件。

两个独立事件同时发生之复合概率(compound probability),等于各事件将个别发生之简单概率的乘积。假设掷出二枚铜板,而欲得知出现二个正面的概率。由于每个个别铜板出现正面的概率为1/2,因此二个铜板同时出现正面之概率为1/4(1/2×1/2)。

根据复合概率法则,只有当二事件为独立时,才能使简单概率之乘积等于二事件同时发生之概率。欲使二事件为独立的(independent),则一事件之发生,必须对另一事件之发生不生影响。

二、使用概率来预测未来事件

这三个概率法则在估计未来事件发生的可能性方面非常有用。未来事件可以用下列二种方法之一来估计：(1)演绎推论(deductive reasoning)及(2)归纳推论(inductive reasoning)。演绎推论的有效性，取决于决定任何现象之所有运作中的原因，其完整性为已知。例如上述铜板投掷的例子中，借由我们观察的能力知道掷出铜板正面的概率是1/2。我们演绎出本结论。以保险目的而言，演绎推论并不构成稳固的基础。我们不能以演绎方式来估计损失概率，例如死亡之概率。

然而我们却可以用归纳方式来估计这类的概率。此逻辑思维来自下述假设，即只要相同条件存在时，过去曾发生之事，在未来将再度发生。要使归纳式推论能够预测未来事件，并不要求现象发生原因之分析。

归纳推论常应用在人寿保险上。从显示有过去死亡时年龄的资料，未来的死亡或生存概率便可予预测。这项预测所根据的假设是有死亡率法则(law of mortality)的存在。由于某些原因的运作，决定了在一大群人之中，每年将有一定比例的人死亡，直到所有的人均已死亡为止，故本法则成立。我们假设唯有在运作中原因为已知时，死亡率法则的影响才能做到精确的测量。然而，并不需要知道所有的运作中原因，便能相当准确地预测一群人之中的死亡率。借由研究在任何群体(若此一群体够大的话)之内的死亡率，以及依我们所拥有的最佳知识，注意到所有可能会影响到死亡率的环境因素，便可以期待对于未来任何具有大致相同环境的一群人，可以预期具有大致相同的死亡率。由此便有了预测未来死亡率的工作基础。死亡率的统计数据对于发展人寿保险的科学性计划而言是必须的。

三、大数法则

理论估计值趋近于实际经验的准确性，对于任何生命保险之方法的成功与否，具有重大的意义。这项准确性取决于二个因素：(1)作为估计值基础之统计数的正确性；(2)所采取的单位或试验次数。

关于第一个因素，若欲取得对死亡率法则的精确测量，应可明显得知准确的数据是非常基本的要求。不论来源为何，死亡率的统计数应予仔细地检验，以侦测出原始资料的不正确程度。准确性的另一个重点，就是假设未来的经验死亡率能够合理地以过去的经验死亡率近似推估——但未必是正确的。

决定估计值准确性的第二个因素，则为所采取的单位和试验的次数。随着试验次数的增加，则实际的与真实的可能经验值之间的变异程度将减少，且若采取极大量的试验次数，则实际的与真实的可能经验值将为一致。此一综合概论称为大数法则(law of large numbers)。[2] 例如一个铜板投掷1000万次，且正好有一半的机会掷出正面，则实际的结果是如此地接近50%的正面，以至于少许的差异可以忽略不计。大数法则正是保险的基础。

保险费费率便是基于未来损失概率的估计值。这些估计值不是未来经验的有效代表，除非存在有庞大数量的案例，以保证在结果中大的波动会被减到最小的程度。

基于过去已发生的经验,可以对一个大的团体做人寿保险未来死亡率之预测。此预测不能用于单一个人或甚至较少之人数(例如1,000人)。当生命表上显示在某个年龄之人的死亡率,为每年每1,000人有7人时,其意并非指一个1,000人的团体在一年之中将恰好7人死亡,而是指在一个包含有数千人的大团体之中,死亡事件最可能发生的比率大约是每1,000人中有7人。

关于未来死亡率之预测方面,大数法则有双重的应用:(1)应用于导出统计量的资料基础;(2)应用于将适用死亡率的母体。未来死亡率是以过去死亡率的基础来估计的。然而,为了此目的所使用的统计量,必须包含具有代表性之个人的足够大的群体,以确保大数法则的运作。假设收集到的资料是正确的且基于足够大的样本空间,则此资料便可用来预测未来死亡率。其次,在应用这些死亡率时,若欲使未来的实际经验能够合理地接近预期经验,则必须牵涉到足够多数量的个人。

四、人寿保险理赔之分布情形

假设一家虚构的人寿保险公司在一年之中承保了一些人,又假设任何一位被保险人在当年间死亡之概率为100人中有2人。保险人预期有一定数量的理赔案件(占所有被保险人的2%),但其真正的理赔数则可能多于或少于预期件数。根据大数法则,若被保险人的人数足够多,则实际的理赔件数对预期的理赔件数非常可能只显示相当小的差异。依被保险人人数的不同,运用概率理论可以计算出对预期理赔件数各种差异程度的概率。

图18-1显示出当被保险人人数各为1,000、5,000、25,000及50,000时,各种差异程度的概率。具体而言,由图显示出,若被保险人数为1,000人时,实际理赔数落在预期理赔5%区间之内的概率为18.2%,若被保险人人数为5,000人时为39.0%,若被保险人人数为25,000人时为74.2%,若被保险人人数为50,000人时为89.0%。虽然图上未显示,但若被保险人有1,000,000人时,实际理赔数落在预期理赔数的5%区间内的概率超过99.99%。

五、死亡率统计

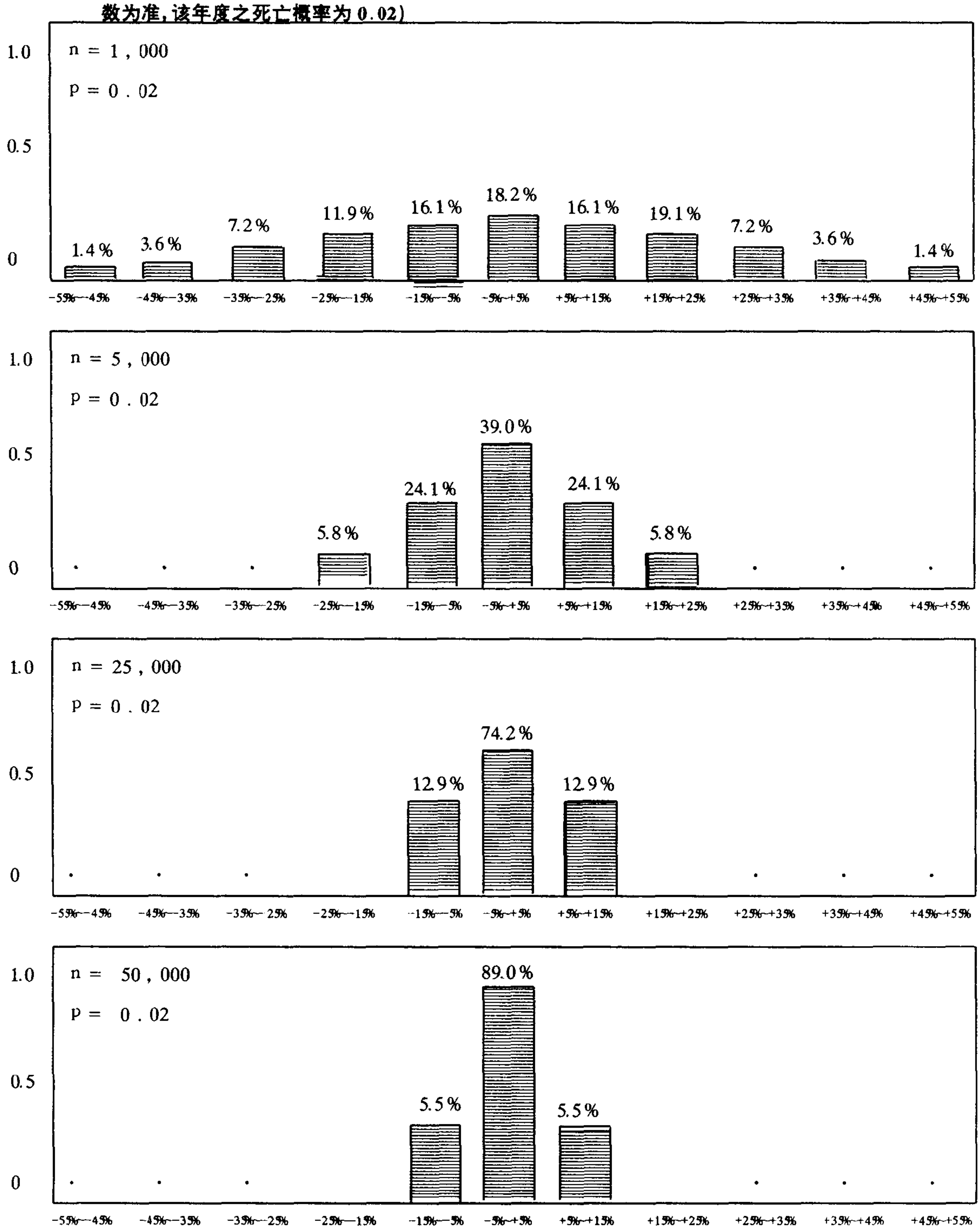
任何死亡保险计划的建立,均要求某些对死亡概率赋予数学数值的方法。前文对于概率法则的讨论,证明了将概率法则应用在死亡率统计之上,可以达成此目的。生命表(mortality table)便是将这类数据组织成一种表格形式,而能够用于对未来死亡之估计。

死亡率统计有两个基本来源:

1. 由登记机关的人口普查及向注册局汇报死亡案卷资料所导引出的人口统计资料。

2. 由被保险人所导出的统计资料。

图 18－1 实际理赔数相对于预期理赔数之变化情况，以预期理赔数之百分比表示之(一年间各种选择性的承保人数为准，该年度之死亡概率为 0.02)



· 概率小于 1%

人口普查及死亡登记记录中包含了显著的误差。由对很多人的个别面谈收集而来的人口普查资料,特别容易有误差。经常发生有归类上的错误,由受访者有心或无意地提供不实资料,编表错误会不知不觉地渗入,偶尔年龄会记录不详。提供给国家人口动态统计局(National Office of Vital Statistics) 的死亡记录经常是不完整而且不正确的。

另一方面,被保险人的死亡率统计就较为正确。保险程序的本质使得对于被保险人个人的出生日期、性别及死亡日期等会有仔细的记载。如此便容易在不同的年龄及性别分类中导出正确的死亡率。

在被保险人中的死亡率经验和一般人口的死亡率经验有极大的不同,因为大部分的被保险人均已经过保险人的核保程序。实际上,今日人寿保险人所有使用的生命表均以被保险人的经验为基础。

六、生命表之编制

概率理论应用在人寿保险的方式,是经由使用一种所谓生命表的数学模型。生命表(mortality table)显示过去观察到的死亡记录,而所安排的方式可表现出在每一个别年龄之死亡及生存的概率。它显示出在某一个年龄的一群个人所组成的虚构团体,并追踪每一年整个群体的历史,直到所有的人均已死亡为止。由于以一个实际的表作为参考,可以让人对任何叙述获得最佳的理解,故以表 18－1 呈现,适用于男性的监理官 1980 年标准普通生命表(The Commissioners 1980 Standard Ordinary Table of Mortality, 1980 CSO Table)。

概观　生命表的重心在于“每年之死亡率”一栏,而每年的生存率则纯然为 1 减去每年的死亡率。其他在生命表中重要的特色是在各指定年龄时的“生存数”及“死亡数”两栏。

若在此介绍一些标准的精算符号,将可证明对简化以后的讨论是有帮助的。这些符号包括:

x = 年龄

l_x = 在年龄为 x 时的生存人数

d_x = 在年龄为 x 当年死亡人数

$= l_x \div l_{x-1}$

q_x = 个人在年龄 x 时死亡的概率

$= d_x \div l_x$

p_x = 年龄为 x 的个人存活一年的概率

$= l_{x+1} \div l_x$

一个任何年龄的人在该年不是生存就是死亡。因此在任何年龄均可得到

$$q_x + p_x = 1 \cdots\cdots (1)$$

再者,应该注意到 d_x 及 l_x 有着以下的关连:

$$l_x + 1 = l_x - d_x \cdots\cdots (2)$$

换言之,在任何年龄 $x+1$ 时的生存人数(l_{x+1}),只要将在前一年开始时的生存人数

(l_x)减去在当年中死亡人数(d_x)即可得知。

表 18-1　监理官 1980 年标准普通生命表(CSO)

男性				
年度开始之年龄(x)	指定年度开始时之生存数(l_x)	指定年度死亡数(d_x)	每年之死亡率(q_x)	每年之生存率(p_x)
0	10,000,000	41,800	0.004180	0.995820
1	9,958,200	10,655	0.001070	0.998930
2	9,947,545	9,848	0.000990	0.999010
3	9,937,697	9,739	0.000980	0.999020
4	9,927,958	9,432	0.000950	0.999050
5	9,918,526	8,927	0.000900	0.999100
6	9,909,599	8,522	0.000860	0.999140
7	9,901,077	7,921	0.000800	0.999200
8	9,893,156	7,519	0.000760	0.999240
9	9,885,637	7,315	0.000740	0.999260
10	9,878,322	7,211	0.000730	0.999270
11	9,871,111	7,601	0.000770	0.999230
12	9,863,510	8,384	0.000850	0.999150
13	9,855,126	9,757	0.000990	0.999010
14	9,845,369	11,322	0.001150	0.998850
15	9,834,047	13,079	0.001330	0.998670
16	9,820,968	14,830	0.001510	0.998490
17	9,806,138	16,376	0.001670	0.998330
18	9,789,762	17,426	0.001780	0.998220
19	9,772,336	18,177	0.001860	0.998140
20	9,754,159	18,533	0.001900	0.998100
21	9,735,626	18,595	0.001910	0.998090
22	9,717,031	18,365	0.001890	0.998110
23	9,698,666	18,040	0.001860	0.998140
24	9,680,626	17,619	0.001820	0.998180
25	9,663,007	17,140	0.001770	0.998230
26	9,645,903	16,687	0.001730	0.998270
27	9,629,216	16,466	0.001710	0.998290
28	9,612,750	16,342	0.001700	0.998300
29	9,596,408	16,410	0.001710	0.998290
30	9,579,998	16,573	0.001730	0.998270
31	9,563,425	17,023	0.001780	0.998220
32	9,546,402	17,470	0.001830	0.998170
33	9,528,932	18,200	0.001910	0.998090
34	9,510,732	19,021	0.002000	0.998000
35	9,491,711	20,028	0.002110	0.997890
36	9,471,683	21,217	0.002240	0.997760
37	9,450,466	22,681	0.002400	0.997600
38	9,427,785	24,324	0.002580	0.997420
39	9,403,461	26,236	0.002790	0.997210
40	9,377,225	28,319	0.003020	0.996980
41	9,348,906	30,758	0.003290	0.996710
42	9,318,148	33,173	0.003560	0.996440
43	9,284,975	35,933	0.003870	0.996130
44	9,249,042	38,753	0.004190	0.995810
45	9,210,289	41,907	0.004550	0.995450
46	9,168,382	45,108	0.004920	0.995080
47	9,123,274	48,536	0.005320	0.994680
48	9,074,738	52,089	0.005740	0.994260
49	9,022,649	56,031	0.006210	0.993790

表 18-1 续

男性				
年度开始之年龄 (x)	指定年度开始时之生存数(l_x)	指定年度死亡数 (d_x)	每年之死亡率 (q_x)	每年之生存率 (p_x)
50	8,966,618	60,166	0.006710	0.993290
51	8,906,452	65,017	0.007300	0.992700
52	8,841,435	70,378	0.007960	0.992040
53	8,771,057	76,396	0.008710	0.991290
54	8,694,661	83,121	0.009560	0.990440
55	8,611,540	90,163	0.010470	0.989530
56	8,521,377	97,655	0.011460	0.988540
57	8,423,722	105,212	0.012490	0.987510
58	8,318,510	113,049	0.013590	0.986410
59	8,205,461	121,195	0.014770	0.985230
60	8,084,266	129,995	0.016080	0.983920
61	7,954,271	139,518	0.017540	0.982460
62	7,814,753	149,965	0.019190	0.980810
63	7,664,788	161,420	0.021060	0.978940
64	7,503,368	173,628	0.023140	0.976860
65	7,329,740	186,322	0.025420	0.974580
66	7,143,418	198,944	0.027850	0.972150
67	6,944,474	211,390	0.030440	0.969560
68	6,733,084	223,471	0.033190	0.966810
69	6,509,613	235,453	0.036170	0.963830
70	6,274,160	247,892	0.039510	0.960490
71	6,026,268	260,937	0.043300	0.956700
72	5,765,331	274,718	0.047650	0.952350
73	5,490,613	289,026	0.052640	0.947360
74	5,201,587	302,680	0.058190	0.941810
75	4,898,907	314,461	0.064190	0.935810
76	4,584,446	323,341	0.070530	0.929470
77	4,261,105	328,616	0.077120	0.922880
78	3,932,489	329,936	0.083900	0.916100
79	3,602,553	328,012	0.091050	0.908950
80	3,274,541	323,656	0.098840	0.901160
81	2,950,885	317,161	0.107480	0.892520
82	2,633,724	308,804	0.117250	0.882750
83	2,324,920	298,194	0.128260	0.871740
84	2,026,726	284,248	0.140250	0.859750
85	1,742,478	266,512	0.152950	0.847050
86	1,475,966	245,143	0.166090	0.833910
87	1,230,823	220,994	0.179550	0.820450
88	1,009,829	195,170	0.193270	0.806730
89	814,659	168,871	0.207290	0.792710
90	645,788	143,216	0.221770	0.778230
91	502,572	119,100	0.236980	0.763020
92	383,472	97,191	0.253450	0.746550
93	286,281	77,900	0.272110	0.727890
94	208,381	61,660	0.295900	0.704100
95	146,721	48,412	0.329960	0.670040
96	98,309	37,805	0.384550	0.615450
97	60,504	29,054	0.480200	0.519800
98	31,450	20,693	0.657970	0.342030
99	10,757	10,757	1.000000	0.000000

在 1980 年 *CSO* 表的例子，假设一个由 10，000，000 名男性（l_0）构成的群体，在其开始第一年生命（0 岁）时，全部自同一个时点进入观察。[3] 在这个群体中，当年 41,800 人死亡，($d_0=10,000,000\times0.00418$)，剩下 9,958,200 人($l_1$)来开始第二年。[4] 生命表以这种方式进行，记载了每年的死亡人数以及在次年开始的生存人数，直到 99 岁时，原始的群体仅余 10,757 人存活，而这 10,757 人都在该年中全部死亡。

死亡率之推演 任何保险公司不可能以相同年龄及性别，在正好一个时点上承保一个数百万人的群体。而公司也不可能维持观察这种群体，直到所有个人死亡为止，因为有些人将自行中途停止其保单。保险单会在全年中的任何时间对各种年龄的人签发。然而一个保险人或一群保险人却有可能维护所有承保对象的记录，并显示每一年龄接受观察的人及死亡的人数。若已收集足够量的资料并能显示出：(1)对象开始接受观察之年龄；(2)每种性别在每个年龄死亡的人数，则便可编制一份生命表。

为说明起见，假设已收集了下列的女性资料：

年龄	各年度之观察人数	该年之中死亡人数
0 至 1	10,000	80
1 至 2	30,000	90
2 至 3	150,000	600
3 至 4	80,000	360

从这些数据，各年龄对应的死亡率可以由以下方式计算出来：[5]

年龄	死亡率(以分数表示)	死亡率(以小数点表示)
0	80/10,000	0.0080
1	90/30,000	0.0030
2	600/150,000	0.0040
3	360/80,000	0.0045

在任何指定年龄的死亡率(q_x)为研究期间内死亡人数除以相对应暴露数所得之商数。[6] 此比值代表一个人从刚到达某一特定年龄至到达次一年龄之前死亡的概率。死亡率的表示方式通常是每 1000 人之中的死亡人数。

生命表也可以选用任意数目的人数，即所谓的基数(Radix)来编制，其假设为具有死亡率之最小年龄的生存人数，并将死亡率接续地适用到每个年龄。运用上述发展出的死亡率在任意选定的基数 10,000,000 之上，即可说明该程序：

(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
年龄 (x)	指定年龄之生存人数 (l_x)	指定年龄之死亡率 (q_x)	在次一年龄之前死亡人数 [(2)×(3)] (d_x)	次一年龄之生存人数 [(2)−(4)] (l_x+1)
0	10,000,000	0.0080	80,000	9,920,000
1	9,920,000	0.0030	29,760	9,890,240
2	9,890,240	0.0040	39,561	9,850,679
3	9,850,679	0.0045	44,328	9,806,351

由于在 0 岁时的死亡概率为 0.0080，故从 0 岁开始的 10,000,000 人，在一年之中预期有 80,000 人会死亡。这会留下 9,920,000 人的群体从 1 岁开始。这些人死亡的比率为每千人 3 人，(0.0030)，而在该年中产生 29,760 人死亡。以如此方式，原来的 10,000,000 人年复一年将因死亡而减少，直到全部均死亡为止。这便是生命表为代表"一群个人因时间之经过所形成之(虚拟)世代的记录"这一叙述之基础。

由于生命表的基数是任意选择的，故标题为"生存人数"及"死亡人数"各栏中的数字本身并不重要。[7] 这些数字仅反映出一系列的死亡率，这才是生命表真正的中心。

有时生命表中会多一栏显示每个年龄的"平均余命"(expectation of life)或"预期生命"(life expectancy)。这一栏中对应各年龄的数字是所有到达该年龄的人可以再存活的平均年数，并以如下之公式计算之：

$$e_x = \sum_{t=1}^{w-x-1} \frac{l_{x+t}}{l_x}$$

其中

$e_x = x$ 岁之个人之平均余命

w = 所使用之生命表之终龄

预期生命一词可能会误导，因为对任何个人而言毫无意义。任何人可能的未来生命长度取决于许多因素，包括个人的身体健康状况，可能比平均寿命长或短。一般人会认为人寿保险公司是以每个人均会活到平均余命长度的假设来做保费的计算。但事实上并非如此，在随后的第 19 及 21 章将有解释。

死亡率资料之调整 人寿保险公司所用来计算保险费率、准备金及现金价值的生命表，并不能反映从基本死亡数据发展而来的准确死亡率。因为每个年龄的经验数量并非一致，且数量也不足以完整地提供可信的或可靠的统计数字，故可使用两种调整方式来导出死亡率：(1)使各死亡率成为平滑之曲线(此过程称为修匀)；(2)可在所导出之曲线的费率之上外加一份安全系数。

修匀(Graduation)是用来对观察资料中被认为不是用来萃取样本经验之整体的真实特征，消除其不规则部分。修匀方法的采用，取决于牵涉到的资料及计算的目的。然而，所有案件的目标，是在保留观察值的基本特征之同时，亦导入资料的平滑