

中国高龄死亡模式及其与瑞典、日本的比较分析

曾毅¹, 金沃泊²

(1. 北京大学 中国经济研究中心 北京 100871; 2. 德国马普研究院 人口研究所)

摘要: 本文发现只有二个参数的获尼斯托 (Kannisto) 模型 (即简化的罗吉斯特模型) 对中国高龄老人死亡率的拟合效果好于其他五个模型。中国与瑞典、日本 96 岁以上的年龄别死亡率比较相近, 而中国 96 岁以下的年龄别死亡率显著高于瑞典、日本。我们认为这| 有趣的趋同现象可能主要是由中国高龄老人“劣淘优存”的选择性更强而形成的。我们还发现与发达国家模式类似, 中国的死亡率随着年龄增加而升高的趋势在 96 岁以后的特高年龄段减缓。

关键词: 高龄死亡模式; 死亡率曲线交叉; 高龄老人生命表; 高龄死亡率性别差异

中图分类号: C921 文献标识码: A 文章编号: 1000- 4149 (2004) 03- 0008- 09

Chinese Oldest-old Mortality and its Comparison with Sweden and Japan

Zeng Yi¹, James W. Vaupel²

(1. China Center for Economic Research, Beijing University, 100871; 2. Institute of Population Research, Max Planck Institute, Germany)

Abstract: We find that the Kannisto model, a two-parameter logistic formula, fits Han Chinese death rates at oldest-old ages better than the Gompertz and four other models. Chinese death rates appear to be roughly similar to Swedish and Japanese rates after age 97 for both males and females. Because reports of age seem to be serviceably reliable up to age 100 and perhaps age 105 in China, we think that this convergence may be mainly due to mortality selection in the heterogeneous Chinese population. We show that in China, as in developed countries, the rate of increase in mortality with age decelerates at very old ages.

Keywords: oldest-old mortality model; cross of mortality curves; life table of the oldest-old; gender difference of the oldest-old mortality

一、引言

大量的来自发达国家的研究表明实际观测的高龄老人死亡率随着年龄增加而升高的速率低于经典的冈泊茨死亡模型所估测的升高速率, 即经典的冈泊茨死亡模型不适于拟合发达国家的高龄段死亡率^[1~4]。发展中国家高龄死亡率遵循什么样的模式分布? 发展中国家高龄死亡率模式与发达国家相比有何相似之处与差异? 由于发展中国家质量可靠的高龄老人年龄别死亡数据的可获性差, 国内外前人研究未能解答这些问题。

收稿日期: 2004- 01- 02
作者简介: 曾毅 (1952-), 男, 江西人, 北京大学中国经济研究中心与杜克大学人口研究中心教授, 博士生导师。
金沃泊, 德国马普研究院人口研究所教授, 所长。

中国为分析研究发展中国家高龄老人死亡模式提供了很好的机遇。这一判断主要基于以下两个原因。其一，中国人口基数大，目前已达 13 亿左右。尽管过去的高死亡率，庞大的基数人口致使今天的中国高龄老人数量巨大。中国人口在迅速老化^[5~7]，尤其是 80 岁及以上的高龄老人增长速度等于 65 岁及以上全体老龄人口的 2 倍左右^[8~9]。其二，中国汉族高龄老人的年龄申报相对比较准确。这是至关重要的，因为高龄老人年龄申报质量欠佳的问题一直阻碍着大多数发展中国家与部分发达国家（如美国的黑人）高龄死亡模式的研究^[10~14]。

根据从 1990 年中国第四次全国人口普查得到的汉族高龄老人死亡数据，本文探讨中国高龄老人死亡率模式，并与瑞典、日本的高龄死亡模式进行比较分析。本文还给出了中国第一张 80 岁到 105 岁的高龄老人生命表。

二、数据来源

寇尔与李分析了中国 1982 年第三次人口普查老人死亡率数据^[15]。寇尔与李发现新疆的老年数据含有十分严重的年龄误报。新疆总人口中 60% 以上属于年龄申报质量较差的维吾尔与其他少数民族。寇尔与李分别计算了包括新疆及不包括新疆的老年死亡率分布。由于新疆的少数民族老人夸大申报年龄，包括新疆的全国老年死亡率与理论预期值差异很大，而不包括新疆所有其他省、市、自治区合在一起的直到 100 岁的老年死亡率分布与理论预期模式十分吻合。然而，1982 年的老人死亡问卷未询问民族；国家统计局公布的数据将 100 岁及以上归并为一个开放年龄组。因此，寇尔与李无法对年龄申报质量上乘的汉族老龄死亡模式进行研究，而只好将新疆数据剔除；也不能分析 100 岁到 105 岁的超高龄死亡模式。

感谢国家统计局为本项研究提供了 1990 年人口普查按民族划分的直到最高年龄（110 岁及以上）的单岁年龄别死亡人数与存活人数数据。因此，我们得以对汉族 80 岁到 105 岁及最高年龄分性别单岁年龄别死亡率进行分析。我们没有将少数民族包括在本文的高龄死亡模式分析研究之中。这是因为现已证明新疆的少数民族老人年龄申报质量很差，而我们没有样本量足够大的其他各少数民族单岁年龄别数据进行深入的年龄申报质量评估。但是，这决不意味着其他少数民族年龄申报质量都差。我们认为，除新疆以外的其他省、市、自治区的少数民族年龄申报质量评估是一个值得深入研究的课题。由于中国的汉族人口占全国人口的 92% 左右。在很多汉族为主地区长期居住的少数民族已基本溶合于汉族的文化与风俗习惯。因此，本文使用汉族数据的分析基本可以反映中国高龄死亡模式的状况。

1990 年人口普查的标准时点是 7 月 1 日。1990 年人口普查搜集了 1990 年上半年与 1989 年的分民族分性别单岁年龄别死亡人口数据。国内外前人研究证明，离普查时点越近，死亡漏报可能性越小。因此，与寇尔（Coale）^[16]的处理方法类似，我们将 1990 年上半年单岁年龄别死亡人数乘以 2，作为 1990 年全年的单岁年龄别死亡人数。

国内外相关研究（包括与年龄申报质量很好的瑞典、日本、法国、意大利、德国等比较的研究）表明，中国的汉族高龄老人的年龄申报质量属于上乘^[17~19]。然而，一些学者的分析表明^[20]，中国 106 岁以上超级百岁老人由于样本量很小，即使只有为数很少的人为获取超级长寿明星称号而夸大年龄，也将给 106 岁以上群体的年龄申报总体质量带来较大影响。因此，本文的分析侧重于 80 岁到 105 岁，至于 106 岁以后的死亡模式则有待今后的专项深入研究。

三、中国高龄死亡率的年龄分布模式

中国 1990 年男性高龄老人死亡率从 80 岁的 0.14 增加到 96 岁的 0.45，然后开始较大幅度的波动。中国女性高龄死亡率从 80 岁的 0.10 增加到 100 岁的 0.42，100 岁以后继续有所增加，而波动幅度远比男性小。96 岁以后的高龄老人（尤其是男性高龄老人）死亡率呈现较大的不规则

性，95% 置信区间随着年龄增高而显著增大。似然比统计检验 (Likelihood Ratio Test) 表明中国男、女高龄老人死亡率存在统计意义显著的性别差异。同时，我们发现，中国高龄死亡率的性别差异随着年龄增高而有所减弱：女性死亡率低于男性的幅度由 80~ 84 岁的 26% 下降到 100~ 105 岁的 16% (见表 1)。

表 1 中国高龄老人五岁年龄别死亡率 (1990)

年龄	男	女	100× (女- 男) / 男
80~ 84	0.1571 (0.1566~ 0.1576)	0.1165 (0.1161~ 0.1168)	- 25.8%
85~ 89	0.2232 (0.2221~ 0.2243)	0.1727 (0.1720~ 0.1733)	- 22.6%
90~ 94	0.3151 (0.3120~ 0.3183)	0.2541 (0.2524~ 0.2559)	- 19.4%
95~ 99	0.4146 (0.4051~ 0.4241)	0.3396 (0.3349~ 0.3443)	- 18.1%
100~ 105	0.5290 (0.4945~ 0.5646)	0.4459 (0.4268~ 0.4592)	- 15.7%

我们分别应用国际上认为可考虑用于死亡模型拟合的冈泊茨 (Gompertz)，魏布尔 (Weibull)，何里格曼与帕拉德 (Heligman 及 Pollard)，二次方程式 (Quadratic)，罗吉斯特 (Logistic)，以及茨尼斯托 (Kannisto，即简化的罗吉斯特) 模型对中国 1990 年从 80 岁到 96 岁的单岁年龄别男、女死亡与存活人数数据进行最大似然估计^[21] (Maximum Likelihood Estimation，详见 Zeng and Vaupel 2003，尾注 8) 模型拟合。我们使用了 SAS 的 JMP 软件进行模型拟合^[22]。关于以上六个死亡模型的数学公式及其参数估计与最大似然估计值列在附录表 A- 1 中。关于这六个模型的理论基础讨论，请参阅参考文献[23]。我们选择 96 岁作为模型拟合所应用数据的上限，因为 96 岁及以下死亡率数据波动很小，而 96 岁以上数据波动较大而不可用。

我们应用附录表 A- 1 中列出的六个模型的参数估计值计算出了 80 岁到 105 岁的年龄别死亡率的模型拟合期望值。然后与 80 岁到 105 岁的年龄别死亡率观测值进行比较。值得强调指出的是，我们应用 80~ 96 岁质量较好数据估算得的模型参数去模拟 96 岁以上的年龄别死亡率，再将这些基于 96 岁及以下质量较好数据模拟出来的 96 岁以上死亡率期望值与波动较大的 96 岁以上死亡率观测值比较，找出哪一个模型能较好反映实际观测到的 96 岁以后死亡率变动趋势。

六个死亡模型的模型拟合值之间的差异直到 96 岁都很小，与实际观测值十分接近。96 岁以后不同模型的模型拟合值之间的差异不断增大。冈泊茨模型的模型拟合值最高，茨尼斯托模型的模型拟合值最低，其他四个模型的模型拟合值处于这两者之间。与其他模型相比，茨尼斯托模型的模型拟合值与实际观测值最接近。虽然茨尼斯托模型的模型拟合值在 96 岁以后一般都高于实际观测值，但大部分在 95% 置信区间之内。

塞彻、卡尼斯托和沃佩 (Thatcher, Kannisto, and Vaupel)^[24]将前面提到的六个模型应用于拟合欧洲、日本等 13 个国家的高龄死亡率。他们也发现只有两个参数的最为简单的茨尼斯托模型 (详见附录表 A- 1) 对观测值的拟合效果最好，拟合值与欧洲、日本 13 国的观测值很接近。茨尼斯托模型对中国 96 岁以后的死亡率拟合值却显著高于观测值。这也许反映了 96 岁以后死亡数据某种程度的漏报，或者因为中国 96 岁以上特高龄的老人“劣淘优存”的选择性更强而形成的。96 岁以后死亡数某种程度的漏报及“劣淘优存”选择性更强两种情况可能都存在。至于哪一种原因起主导作用，我们将在第四节讨论。

经典的冈泊茨死亡率模型不能较好地拟合 96 岁以上中国高龄老人死亡率。死亡率在 96 岁以后增速减缓的茨尼斯托、罗吉斯特与二次方程式模型对中国高龄死亡率的拟合效果大大好于经典的死亡率随年龄增加按指数增长的冈泊茨模型。与发达国家类似，作为发展中国家的中国的死亡率随着年龄增加而升高的趋势在特高年龄段减缓 (deceleration)。

四、中国、瑞典、日本高龄死亡率在 96 岁以后的趋同现象

图 1a 与图 1b 绘出中国、瑞典、日本三国 80 岁到 105 岁的男、女单岁年龄别死亡概率。我们只给出了瑞典、日本的观测值，而同时给出了中国的观测值与按兹尼斯托模型的拟合值。中国的曲线基于一年的数据，而瑞典、日本的曲线分别基于 10 年数据的均值，因为瑞典、日本人口数比中国小得多，如按一年数据绘制，则将会有很大的随机波动。这说明应用中国这样的世界第一人口大国进行高龄死亡模式分析在样本规模方面的优势。似然比统计检验表明中国与瑞典、日本的高龄死亡率在总体水平上存在统计意义显著的差异。中国男、女 96 岁及以下的年龄别死亡率明显高于瑞典与日本。然而，中国与瑞典、日本 96 岁以上的男、女死亡率比较相近。如何解释这一有趣的趋同现象？在 96 岁以上的死亡漏报/年龄误报的以及“劣淘优存”的选择性这两种可能同时存在的影响因素中，哪一种起主导作用？我们无法找到直接的数据来定量回答这一问题。然而，简要地回顾与讨论一下美国黑人与白人年龄别死亡率曲线的交叉现象将有助于我们间接地定性理解中国与瑞典、日本年龄别死亡概率在 96 岁以上的趋同现象。

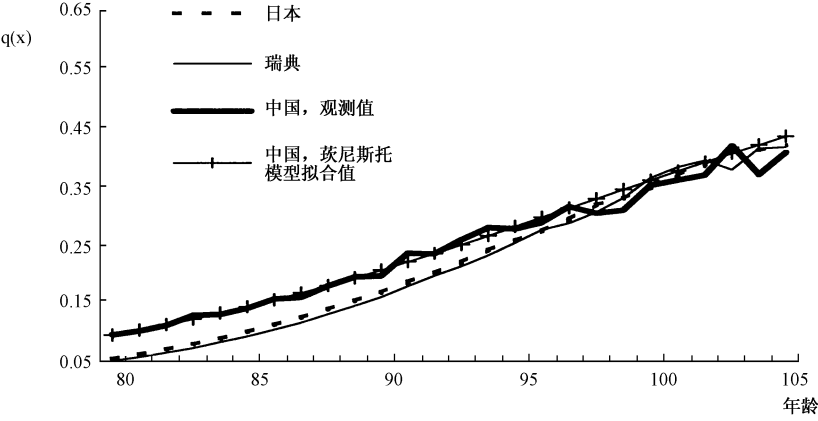


图 1a 中国 (1990)，瑞典 (1985~ 1994)，日本 (1981~ 1990)
男性高龄老人单岁年龄别死亡概率的比较

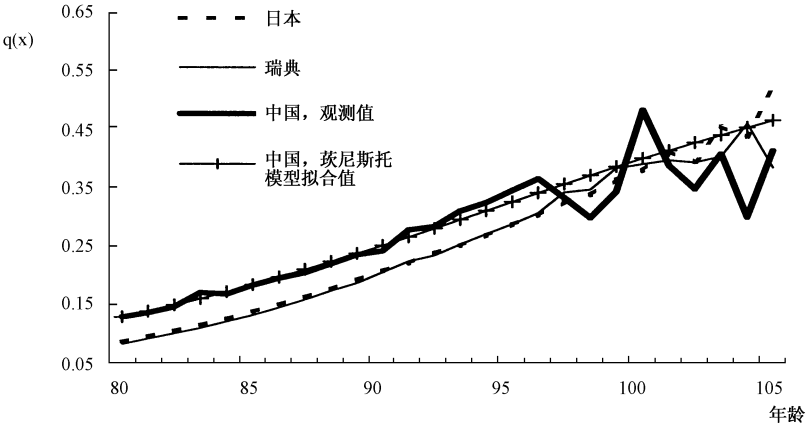


图 1b 中国 (1990)，瑞典 (1985~ 1994)，日本 (1981~ 1990) 女性
高龄老人单岁年龄别死亡概率的比较

美国的时点数据分析及队列数据分析均表明黑人与白人年龄别死亡率在 75 岁以上交叉。在 75 岁以下，黑人死亡率大大高于白人。然而，在 75 岁左右的交叉点以上各年龄，特别是 85 岁以上，美国黑人死亡率显著低于白人。与白人相比，美国黑人在孩童与中、青年期间的医疗保健条件远差于白人。因此，一些学者认为，由于黑人孩童、中青年期间死亡率高于白人，更多黑人

“弱者”死去，只有“强者”才得以存活到高龄。而白人一部分身体素质差的“弱者”却因医疗保健条件优越而被“救”了下来，而得以存活到高龄。但由于这些被“救”下来的白人在其后的余生中由于本来身体素质差而具有比黑人高龄老人平均死亡率高的死亡风险，于是出现了黑人高龄死亡率显著低于白人的现象^[25~ 28]。然而，其他一些学者却认为黑人高龄老人（即所谓“强者”）在孩童与中、青年经受的苦难有可能对他们的老龄健康留下隐患而增高死亡率^[29~ 30]。寇尔和 E. E. 基斯科^[31]根据一些间接证据认为黑人与白人死亡率的交叉现象多半是由黑人死亡数据质量欠佳造成的。

美国黑人与白人死亡率的交叉年龄在过去几十年里从大约 75 岁增加到 88 岁及以上。一些学者认为这是美国黑人死亡数据质量改善的结果^[32~ 33]。普雷斯顿（Preston）与他的同事们近年开展了一项关于美国黑人与白人老人年龄申报质量评估的深入研究。他们将 1985 年 65 岁及以上老人死亡登记证样本记录与 1900、1910 与 1920 年人口普查中这些死亡老人的普查记录以及他们的社会保障记录相联接，一一核实每人的年龄，有错者即予纠正。在纠正年龄申报误差后，85 岁以上黑人死亡率显著上升^[34]，然而，男、女性黑人、白人死亡率仍然分别在 95 岁与 90~ 94 岁交叉。这表明男、女黑人死亡率在 95 岁与 90~ 94 岁以后由于选择性而确实低于白人^[35]。

与纠正年龄申报误差以后的美国黑人与白人死亡率交叉年龄（90~ 95 岁）相比，中国与瑞典、日本高龄老人死亡率趋同的起始年龄更高（97 岁）。纠正年龄申报误差以后的男、女黑人 95 + 岁死亡概率分别比白人低 10% 与 10. 7%（Hill et al. 2000: 194，并参阅本文表 2）^[36]。相反，中国男、女高龄老人 95+ 岁死亡概率分别比瑞典、日本高 8% ~ 9% 与 2% ~ 4%；中国男性 100~ 105 岁死亡率略高于瑞典、日本百岁老人；中国女性 100~ 105 岁老人死亡率比瑞典、日本百岁老人只低 4% ~ 5%（见表 2）。

表 2 纠正年龄申报误差后的美国黑人与白人极高年龄死亡率的比较，
以及中国、瑞典、日本极高年龄死亡率的比较

	男		女	
	95+ 岁	100+ 岁	95+ 岁	100+ 岁
美国白人	0.3587	NA	0.3257	NA
美国黑人	0.3232	NA	0.2908	NA
美国黑人与白人的比较	- 10.0%	NA	- 10.7%	NA
中国	0.4274	0.5376	0.3546	0.4464
日本	0.3891	0.5181	0.3472	0.4651
瑞典	0.3906	0.5025	0.3413	0.4717
中国与日本的比较	+ 9.8%	+ 3.8%	+ 2.1%	- 4.0%
中国与瑞典的比较	+ 9.4%	+ 7.0%	+ 3.9%	- 5.4%

数据来源：美国黑人、白人 95+ 岁与 100+ 岁死亡率取自普莱斯顿与他的同事纠正年龄申报误差后而估得的数据。中国数据取自 1990 年人口普查。瑞典与日本数据分别基于 1985~ 1994 年与 1981~ 1990 年人口登记（取自 Karmisto-Thatcher 高龄死亡率数据库：www. demogr. mpg. de ）。NA：指没有数据。

从上述与纠正年龄申报误差以后美国黑人与白人死亡率的交叉现象的对比分析结果来看，中国与瑞典、日本 96 岁以上男、女死亡概率的趋同现象可能主要是由中国高龄老人“劣淘优存”的选择性更强而形成的。高龄年龄误报与死亡漏报肯定也存在，但可能不是形成“趋同”现象的主导因素。

五、中国高龄老人生命表及其与瑞典、日本的比较

表 3a 与表 3b 给出了中国 80~ 105 岁高龄老人生命表的单岁年龄别存活人数 ($N(x)$), 死亡人数 ($D(x)$), 死亡率($m(x)$), 死亡概率($q(x)$), 死亡概率的置信区间, 从 80 岁到 X 岁的存活概率 ($l(x)$), X 岁期望寿命($e(x)$)。这是中国第一张高龄老人(80~ 105岁) 生命表。我们亦与瑞典、日本的高龄老人生命表函数 $l(x)$ 与 $e(x)$ 进行比较。

中国高龄老人生命表估算的结果表明, 男性 80、90、100 岁期望寿命分别为 5.3、3.0 与 1.9 年; 女性 80、90、100 岁期望寿命则分别为 6.5、3.6 与 2.2 年。中国 1990 年 80 岁期望寿命比瑞典、日本低 22% ~ 25%; 而中国男女 95 岁期望寿命只比瑞典、日本分别低 4% 与 7%; 中国 100 岁期望寿命略高于瑞典、日本。这与前面讨论过的 96 岁以后的趋同现象是相吻合的。

表 3a 男性高龄老人生命表 (中国 1990 年, 瑞典 1985~ 1994 年, 日本 1981~ 1990 年)

年龄	中国						日本		瑞典	
	N (x)	D (x)	m (x)	q (x)	l (x)	e (x)	l (x)	e (x)	l (x)	e (x)
80	537494	74158	0.1380	0.1291 (0.1282, 0.1300)	1.0000	5.29	1.0000	6.68	1.0000	6.85
81	437320	63976	0.1463	0.1363 (0.1353, 0.1373)	0.8709	4.99	0.9139	6.26	0.9176	6.42
82	353525	55940	0.1582	0.1466 (0.1455, 0.1477)	0.7522	4.70	0.8266	5.87	0.8335	6.02
83	282440	52700	0.1866	0.1707 (0.1694, 0.1720)	0.6419	4.43	0.7396	5.51	0.7494	5.63
84	235098	43168	0.1836	0.1682 (0.1668, 0.1696)	0.5323	4.23	0.6544	5.16	0.6666	5.27
85	181174	36548	0.2017	0.1832 (0.1815, 0.1849)	0.4428	3.99	0.5720	4.83	0.5856	4.93
86	137214	29740	0.2167	0.1955 (0.1935, 0.1975)	0.3617	3.77	0.4929	4.53	0.5082	4.61
87	104567	23876	0.2283	0.2049 (0.2026, 0.2072)	0.2910	3.57	0.4189	4.25	0.4343	4.31
88	77393	19110	0.2469	0.2198 (0.2170, 0.2226)	0.2314	3.36	0.3506	3.98	0.3654	4.03
89	54869	14630	0.2666	0.2353 (0.2320, 0.2386)	0.1805	3.16	0.2886	3.73	0.3018	3.77
90	33786	9310	0.2756	0.2422 (0.2379, 0.2465)	0.1380	2.98	0.2330	3.50	0.2453	3.52
91	19778	6402	0.3237	0.2786 (0.2728, 0.2844)	0.1046	2.77	0.1846	3.30	0.1949	3.30
92	14076	4671	0.3319	0.2846 (0.2777, 0.2915)	0.0755	2.65	0.1438	3.10	0.1512	3.11
93	9288	3420	0.3682	0.3110 (0.3023, 0.3197)	0.0540	2.51	0.1094	2.92	0.1158	2.91
94	5992	2327	0.3884	0.3252 (0.3143, 0.3361)	0.0372	2.42	0.0819	2.74	0.0864	2.73
95	4011	1679	0.4186	0.3461 (0.3327, 0.3595)	0.0251	2.34	0.0599	2.57	0.0629	2.56
96	2583	1155	0.4471	0.3654 (0.3486, 0.3822)	0.0164	2.31	0.0426	2.42	0.0447	2.40
97	1701	680	0.3999	0.3332 (0.3127, 0.3537)	0.0104	2.36	0.0296	2.28	0.0310	2.24
98	1209	426	0.3521	0.2994 (0.2756, 0.3232)	0.0069	2.29	0.0200	2.16	0.0204	2.15
99	799	332	0.4149	0.3436 (0.3137, 0.3735)	0.0049	2.05	0.0132	2.03	0.0133	2.03
100	329	210	0.6363	0.4827 (0.4357, 0.5297)	0.0032	1.86	0.0084	1.93	0.0082	1.99
101	200	96	0.4808	0.3876 (0.3269, 0.4483)	0.0017	2.13	0.0052	1.82	0.0050	1.94
102	122	51	0.4214	0.3481 (0.2710, 0.4252)	0.0010	2.15	0.0031	1.78	0.0030	1.89
103	67	34	0.5128	0.4082 (0.3026, 0.5138)	0.0007	2.04	0.0019	1.64	0.0018	1.79
104	60	21	0.3542	0.3009 (0.1933, 0.4085)	0.0004	2.10	0.0010	1.64	0.0011	1.67
105	33	17	0.5211	0.4134 (0.2629, 0.5639)	0.0003	1.78	0.0006	1.57	0.0006	1.67

注: 括号中的数字指年龄别死亡概率的置信区间。

表 3b 女性高龄老人生命表 (中国 1990 年, 瑞典 1985~ 1994 年, 日本 1981~ 1990 年)

年龄	中国						日本		瑞典	
	N (x)	D (x)	m (x)	q (x)	l (x)	e (x)	l (x)	e (x)	l (x)	e (x)
80	845425	84458	0.0999	0.0951 (0.0945, 0.0957)	1.0000	6.51	0.9454	8.29	1.0000	8.63
81	723076	77334	0.1070	0.1015 (0.1008, 0.1022)	0.9049	6.15	0.8866	7.74	0.9486	8.07
82	610891	71706	0.1174	0.1109 (0.1101, 0.1117)	0.8131	5.78	0.8241	7.22	0.8940	7.53
83	517081	70634	0.1366	0.1279 (0.1270, 0.1288)	0.7229	5.44	0.7587	6.73	0.8358	7.02
84	458746	63406	0.1382	0.1293 (0.1284, 0.1302)	0.6304	5.17	0.6911	6.26	0.7750	6.53
85	373009	56034	0.1502	0.1397 (0.1386, 0.1408)	0.5489	4.86	0.6219	5.83	0.7108	6.08
86	299409	50516	0.1687	0.1556 (0.1544, 0.1568)	0.4722	4.57	0.5524	5.42	0.6449	5.65
87	235086	40422	0.1719	0.1583 (0.1569, 0.1597)	0.3988	4.32	0.4838	5.04	0.5781	5.25
88	182539	35610	0.1951	0.1777 (0.1760, 0.1794)	0.3356	4.04	0.4170	4.69	0.5114	4.86
89	137683	29406	0.2136	0.1930 (0.1910, 0.1950)	0.2760	3.80	0.3533	4.36	0.4450	4.51
90	92002	19814	0.2154	0.1944 (0.1920, 0.1968)	0.2227	3.59	0.2944	4.06	0.3809	4.19
91	56065	14827	0.2645	0.2336 (0.2303, 0.2369)	0.1794	3.34	0.2401	3.78	0.3204	3.89
92	42688	11244	0.2634	0.2327 (0.2289, 0.2365)	0.1375	3.20	0.1921	3.52	0.2636	3.62
93	29603	8721	0.2946	0.2568 (0.2522, 0.2614)	0.1055	3.02	0.1501	3.28	0.2122	3.37
94	20591	6631	0.3221	0.2774 (0.2717, 0.2831)	0.0784	2.90	0.1142	3.06	0.1674	3.14
95	14490	4623	0.3191	0.2752 (0.2684, 0.2820)	0.0567	2.82	0.0850	2.88	0.1289	2.93
96	9757	3258	0.3339	0.2861 (0.2778, 0.2944)	0.0411	2.70	0.0619	2.70	0.0965	2.74
97	6518	2418	0.3710	0.3130 (0.3027, 0.3233)	0.0293	2.58	0.0438	2.53	0.0701	2.59
98	4692	1669	0.3557	0.3020 (0.2899, 0.3141)	0.0201	2.52	0.0299	2.38	0.0501	2.42
99	3149	1143	0.3631	0.3073 (0.2925, 0.3221)	0.0141	2.40	0.0201	2.27	0.0349	2.26
100	1517	643	0.4237	0.3497 (0.3279, 0.3715)	0.0097	2.24	0.0132	2.15	0.0234	2.12
101	906	396	0.4370	0.3586 (0.3303, 0.3869)	0.0063	2.17	0.0083	2.03	0.0149	2.05
102	592	266	0.4494	0.3670 (0.3319, 0.4021)	0.0041	2.10	0.0051	1.95	0.0093	2.00
103	350	184	0.5261	0.4165 (0.3705, 0.4625)	0.0026	2.04	0.0030	1.88	0.0056	1.96
104	247	111	0.4500	0.3673 (0.3129, 0.4217)	0.0015	2.13	0.0018	1.88	0.0035	1.84
105	169	86	0.5083	0.4053 (0.3392, 0.4714)	0.0009	2.08	0.0010	1.86	0.0021	1.78

注：括号中的数字指年龄别死亡概率的置信区间。

六、结论

基于 1990 年人口普查数据，我们估算了中国 80~ 105 岁单岁年龄别死亡率以及高龄老人生命表。我们分别应用国际上认为可考虑用于死亡模型拟合的六个模型对中国 80~ 96 岁单岁年龄别死亡数据进行最大拟然估计模型拟合，然后用得到的模型参数估计 97~ 105 岁的单岁死亡率，再与观测值比较。我们发现经典的随年龄增长死亡率按指数增长的冈泊茨模型不能较好拟合中国高龄死亡数据；中国高龄死亡率随年龄增长而增长的速度显著低于冈泊茨模型。而只有两个参数的茨尼斯托模型对中国高龄老人死亡率的拟合效果好于包括冈泊茨模型的其他五个模型。这一发现与欧洲、日本 13 国的类似研究结果相吻合。与发达国家的情况类似，作为发展中国家的中国的死亡率随着年龄增加而升高的趋势在 96 岁以后减缓。

中国 96 岁以下的年龄别死亡率显著高于瑞典、日本，而中国与瑞典、日本 96 岁以上的年龄别死亡率比较接近。根据与美国黑人、白人年龄别死亡率在纠正年龄申报误差之后仍然在 90~ 95 岁交叉现象的比较分析，我们认为中国与瑞典、日本的死亡率在 96 岁以后的趋同现象可能主

表 A- 1 不同模型拟合中国高龄老人 80~ 96 岁单岁年龄别死亡概率数据的模型参数估计值

模 型	数学及参数估计值	死亡概率的 离差平方和	数学函数及参数估计值	死亡概率的 离差平方和
	男	男	女	女
罗吉斯特 (Logistic)	$\mu(x) = 9.25 \times 10^{-4} + \frac{2.048 \times 10^{-4} e^{0.082x}}{1 + 8.29 \times 10^{-5} (e^{0.082x} - 1)}$	0.110258	$\mu(x) = 6.13 \times 10^{-4} + \frac{5.64 \times 10^{-5} e^{0.094x}}{1 + 4.038 \times 10^{-5} (e^{0.094x} - 1)}$	0.016732
兹尼斯托 (Kannisto)	$\mu(x) = \frac{8.19 \times 10^{-5} e^{0.094x}}{1 + 8.19 \times 10^{-5} (e^{0.094x} - 1)}$	0.050064	$\mu(x) = \frac{3.88 \times 10^{-5} e^{0.099x}}{1 + 3.88 \times 10^{-5} (e^{0.094x} - 1)}$	0.006916
二次方程式 (Quadratic)	$\mu(x) = \exp(-10.32 + 0.13x - 0.00032x^2)$	0.11671	$\mu(x) = \exp(-12.53 + 0.17x - 0.00049x^2)$	0.025589
冈泊茨 (Gompertz)	$\mu(x) = 3.54 \times 10^{-4} e^{0.074x}$	0.173571	$\mu(x) = 1.37 \times 10^{-4} e^{0.082x}$	0.071064
魏布尔 (Weibull)	$\mu(x) = 1.027 \times 10^{-13} x^{6.36}$	0.107398	$\mu(x) = 3.24 \times 10^{-15} e^{7.077}$	0.029969
何里格曼与帕 拉德 (Heligman & Pollard)	$q(x) = \frac{2.039 \times 10^{-4} e^{0.082}}{1 + 2.039 \times 10^{-4} e^{0.082}}$	0.120814	$q(x) = \frac{8.402 \times 10^{-5} e^{0.089}}{1 + 8.402 \times 10^{-5} e^{0.089}}$	0.033757

要是由中国高龄老人“劣淘优存”的选择性更强而形成的。同时，年龄误报与死亡漏报也可能是形成这一趋同现象的非主导原因。本文还给出了中国第一张 80 岁到 105 岁的高龄老人生命表。

参考文献:

[1] Vaupel, J. W., J. R. Carey, K. Christensen, T. E. Johnson, A. I. Yashin, N. V. Holm, I. A. Iachine, V. Kannisto, A. A. Khazaeli, P. Liedo, V. D. Longo, Zeng Yi, K. G. Manton, and J. W. Cutsinger. (1998). ‘ Biodemographic Trajectories of Longevity’, *Science*, 280: 855– 60.

[2] Kannisto, V., J. Lauritsen, A. R. Thatcher, and J. W. Vaupel. (1994). ‘ Reductions in Mortality at Advanced Ages: Several Decades of Evidence from 27 Countries’, *Population and Develoment Review*, 20: 793– 870.

[3] Thatcher, A. R., V. Kannisto, and J. W. Vaupel. (1998). *The Force of Mortality at Ages 80 to 120*. Odense: Odense University Press. Online at <http://www.demogr.mpg.de/Papers/Books/Monograph/ForMort.htm>.

[4] Human Mortality Database (2002). Online at www.humanmortality.de.

[5] 杜鹃. 中国人口老龄化过程研究. 中国人民大学出版社, 1994.

[6] 于学军. 中国人口老化的经济学研究. 中国人口出版社, 1995.

[7] Poston, D. L., and C. C. Duan. (2000). ‘ The Current and Projected Distribution of the Elderly and Eldercare in the People’s Republic of China.’, *Journal of Family Issues*, 21: 714– 732.

[8] 曾毅. 中国人口老龄化的“二高三大”特征及对策探讨. 人口与经济, 2001, (4).

[9] Zeng Yi, and J. W. Vaupel. (1989). ‘ Impact of Urbanization and Delayed Childbearing on Population Growth and Aging in China’, *Population and Development Review*, 15 (3): 425– 445.

[10] Coale, A., and E. E. Kisker. (1986). ‘ Mortality Crossovers: Reality or Bad Data?’ *Pqpulation Studies*, 40: 389– 401.

[11] Preston, S. H., I. T. Eib, I. Rosenwaike, and M. Hill. (1996). ‘ African-American Mortality at Older Ages: Results of a Matching Study’, *Demography*, 33: 193– 209.

[12] Eib, I. T., and S. H. Preston. (1994). ‘ Estimating African-American Mortality from Inaccurate Data’. *Demography*, 31 (3): 427– 458.

[13] Preston, S. H., I. T. Eib, A. Foster, and H. Fu. (1998). ‘ Reconstruction the Size of the African American Population by Age and Sex, 1930– 1990’, *Demography*, 35 (1): 1– 21.

[14] Kannisto, V. (1990). *Mortality of the elderly in late 19th and early 20th century Finland*, Helsinki: Tilastokeskus, 49.

[15] Coale, A. , and Shaomin Li. (1991). ‘The effect of age misreporting in China on the calculation of mortality rates at very high ages.’ *Demography*, 28 (2): 293– 301.

[16] Coale, A. (1993). ‘Estimation of the Chinese mortality rates based on the 1990 census data.’ *Manuscript*.

[17] 同[15].

[18] Wang Zhenglian, Zeng Yi, B. Jeune, and J. W. Vaupel. (1998). ‘Age Validation of Han Chinese Centenarians’, *GENUS An International Journal of Demography*, Vol. LIV: 123– 141.

[19] Zeng Yi, J. W. Vaupel, Xiao Zhenyu, Zhang Chunyuan and Liu Yuzhi. (2001). ‘The Healthy Longevity Survey and the Active Life Expectancy of the Oldest_old in China’, *Pqulation: An English Sdaction*, 13 (1): 95– 116.

[20] 同[18].

[21] Zeng Yi and James W. Vaupel. 2003. Oldest Old Mortality in China. *Demographic Research*, Vol. 8 (7): 215– 244.

[22] SAS institute (2002), JMP the Statistical Discovery Software. www. jmpdiscovery. com.

[23] 同[3].

[24] 同[3].

[25] Manton, K. G., E. Stallard, and J. W. Vaupel. (1981). ‘Methods for Comparing the Mortality Experience of Heterogeneous Population’, *Demography*, 18: 389– 410.

[26] McCord, C., and H. P. Freeman. (1990). ‘Excess Mortality in Harlem’, *New England Journal of Medicine*, 322: 173– 77.

[27] Otten, M. W., S. M. Teutsch, D. F. Williamson, and J. S. Marks. (1990). ‘The Effect of Known Risk Factors on the Excess Mortality of Black Adults in the United States’, *Journal of the American Medical Association*, 263: 845– 50.

[28] Zopf, P. E. (1992). *Mortality Patterns and Trends in the United States*. Westport, CT: Greenwood Press.

[29] Elo, I., and S. Preston. (1992). ‘The Effect of Early Life Conditions on Adult Mortality: A Review’. *Population Index*, 58: 186– 212.

[30] Mosley, W. H., and R. Gray. (1993). ‘Childhood Precursors of Adult Morbidity and Mortality in Developing Countries: Implications for Health Programs’, in J. Gribble and S. Preston (Eds.), *The Epidemiological Transition: Policy and Planning Implications for Developing Countries*. Washington, DC: National Academy Press, 69– 100.

[31] 同[10].

[32] Markides, K. S., and S. A. Black. (1996). ‘Race, Ethnicity, and Aging: The Impact of Inequality’, in R. H. Binstock and L. K. George (eds.), *Handbook of Aging in the Social Sciences* (4th ed.). San Diego, CA: San Diego Academic Press, 153– 170.

[33] Corti, M. C., J. M. Guralnik, L. Fenucci, G. Izmirlian, S. G. Leville, M. Pahor, H. J. Cohen, C. Pieper, and R. J. Havlik. (1999). ‘Evidence for a Black_White Crossover in All_Cause and Coronary Heart Disease Mortality in and Older Population: The North Carolina EPESE.’ *American Journal of Public Health*, 89: 308– 314.

[34] 同[11].

[35] Hill, M. E., S. H. Preston, and I. Rosenwaike. (2000). ‘Age Reporting among White Americans Aged 85+ : Results of a Record Linkage Study’. *Demography*, 37: 175– 186.

[36] 同[35].

[责任编辑 王树新]

(上接第 33 页)

生产力水平的高低、不同的目标要求等等多种因素的影响一样，一个城市的适度流动人口规模和结构也不可避免地受到上述因素的影响，当市场完全开放，要素可以完全自由流动时，追求预期效用最大化的流动人口将依据市场调节而自由流进或流出，自然也就无需政府再对流动人口的规模和结构进行控制。

参考文献:

[1] 阿尔弗雷德·索维，人口通论（上册），北京：商务印书馆，1983： 53.

[2] 李建民. 中国劳动力市场多重分隔及其对劳动力供求

的影响. 中国人口科学, 2002, (2).

[3] 王桂新, 殷永元. 上海人口与可持续发展研究. 上海: 上海财经大学出版社, 2000.

[4] 彭希哲, 任远. 人口因素与城市综合竞争力——对上海城市发展的一项研究. 中国人口科学, 2002, (6) .

[5] 沈利生, 朱运法. 人力资本与经济增长分析. 北京: 社会科学文献出版社, 1999.

[6] 王桂新, 沈建法. 上海外来劳动力与本地劳动力补缺替代关系研究. 人口研究, 2001, (1).

[7] 安妮·克鲁格. 发展中国家的贸易与就业. 上海: 上海人民出版社, 1995.

[责任编辑 齐明珠]