

中国人口死亡率的性别差异研究

郝虹生

【提要】 对中国“四普”分性别死亡数据的分析表明,中国及其各地区女性死亡水平普遍低于男性,总的趋势是女性预期寿命提高速度快于男性,地区死亡水平越低性别差异越大。国际比较显示中国的死亡率性别差异较小。死亡水平标准化后,地区间两性预期寿命差距幅度仍有较明显差别,且存在地理分布上的同质性。两性预期寿命差距主要由老龄段死亡率差异决定,女性婴幼儿死亡率高于男性则使两性预期寿命差距缩小。从“三普”到“四普”,死亡率性别模式的最大变化发生在育龄段,而在婴幼儿年龄段没有改善。

【作者】 郝虹生 中国人民大学人口所,副教授。

两性人口的死亡率存在差异是世界普遍现象,中国及其各地区人口也不例外。造成这种差异的既有生物学因素,又有后天存活环境尤其是社会环境因素的影响。生物学因素是两性死亡率差异的自然基础。生物学因素通常赋予女性较强的存活能力,使女性人口死亡率倾向于低于男性,寿命较男性更长。但是在不同人口中,男女寿命的差异却又不尽相同,这主要是后天环境因素的作用。在生物学差异的基础上,有些环境因素使男女寿命差异趋于缩小,而另一些则使之趋于扩大。在生物学因素与社会因素两者之中,人口研究通常更关心社会因素,因为我们所关心的两性在健康上的不平等主要是社会方面的不平等,这种不平等是可以通过人为努力改变的。由于同一地区、同一人口内的两性是生活在相同的社会经济、自然地理宏观环境内的,因此,从死亡率的性别差异往往能够看出同一个人口内两性的社会地位是否平等,并揭示两性之间在健康上的不平等程度。可以说,死亡率的性别差异状况在一定程度上反映了社会发展和进步程度。本文利用中国第四次人口普查所获得的死亡率资料,以国际上死亡率性别差异的现状作为参照,来分析中国人口的死亡率性别差异状况。

一、资料与方法

(一) 资料

1. 资料来源。本文分析所用的数据主要是基于全国第四次人口普查1990年分年龄死亡数据所编制的全国及分省生命表。关于“四普”的死亡率数据质量,人口学界已有不少评价。可以肯定的是,1989年和1990上半年这三个半年的数据均有相当程度的漏报,其中1989年数据的漏报更为明显,婴儿和儿童死亡漏报最为严重(贺峻峰,1992;谢韦克,1992;张为民等,1992)。对于“四普”的死亡漏报,目前尚无有效可靠的方法加以调整。显然,采用1990年上半年的死亡数据编制生命表,可以使漏报的影响相对减少。

在编制1990年生命表中,根据经验数据估计出上下半年的死亡分布比例,从而得到1990年全年的生命表。由于缺乏必要的依据,对1990年上半年可能存在的死亡漏报未加调整(路

磊等, 1994)。因此, 死亡漏报仍有可能对本文分析结果造成一定影响。

2. 死亡漏报的可能影响。由于本文分析的是两性死亡率的差异, 因此可以认为, 如果男女两性之间的死亡漏报模式不存在系统性的差别, 即两性在各年龄段有大致相同的漏报率, 则对本文分析不会有大的影响。但已有的一些数据评估指出, 女性的死亡漏报高于男性, 其中主要是女婴有更高的死亡漏报率(贺峻峰, 1992; 谢韦克, 1992)。由于婴儿死亡漏报会造成对出生时预期寿命的高估, 如果女婴死亡确实有更多的漏报, 那么两性实际的预期寿命差距就应比本文中的差距更小一些。

(二) 分析方法

男女两性死亡率的差异最直观地表现在两性平均预期寿命的绝对差距上。因此, 这也是分析中首先要考察的指标。本文利用这个指标, 观察和比较各个地区的死亡率性别差异。

根据死亡率性别差异的一般规律, 性别差异与死亡率水平有着密切的关系; 两性预期寿命差距通常会随死亡率下降而呈扩大趋势。为了从数量上描述这种关系, 将对两性差异和死亡率水平进行相关分析。

但是, 正是死亡率性别差异与死亡率水平的这种密切关系, 给性别差异研究带来了一个问题: 由于两性预期寿命的绝对差距与死亡率水平联系密切, 在各地区死亡率水平不同的情况下, 我们无法知道某个地区在特定死亡率水平上的性别差异与“正常”值相比是偏大还是偏小。因而在死亡水平不同的地区之间, 难于将预期寿命的性别差异进行直接比较。所以, 我们希望在比较各地区的性别差异时, 能对死亡水平进行控制, 找到每个死亡水平上的性别差异“期望值”, 这样, 可以将每个地区的性别差异与其期望值的偏离方向及程度作为指标, 进行地区之间的比较。这里的期望值代表了各死亡率水平上的性别差异的平均情况。

获得性别差异期望值的具体方法是对两性平均预期寿命的关系进行统计估计。由于两性预期寿命存在明显的线性相关, 因此这种关系可以通过最小二乘法来拟合一条直线。但是, 普通最小二乘法(OLS)要求在事先确定变量之间的依属(因果)关系即因变量和自变量。而男性和女性的预期寿命却并不存在这种依属关系, 因此OLS方法不适用。作为替代的可行方法是使用正交回归。正交回归不需要事先确定变量之间的依属关系, 两个变量之间不区分因变量、自变量。根据正交回归参数, 可以得到每一地区的性别差异期望值。

然后, 我们将进而分析两性分年龄死亡率差异, 通过对第三四次人口普查分性别数据的比较, 来观察中国死亡率性别差异的年龄模式特征及在80年代的变化。

二 两性预期寿命的差异分析

(一) 两性预期寿命的绝对差距

就全国总人口来看, 比较第三和第四次人口普查的中国人口预期寿命, 可以看出从1981年到1990年中国男女两性出生时预期寿命都有所提高, 男性从66.4岁提高到67.7岁, 女性从69.4岁提高到70.9岁, 女性提高的幅度略大于男性, 使两性的预期寿命差异也稍有扩大, 从相差3岁增加到3.2岁。

根据死亡率性别差异的一般规律, 可以预期, 由于中国各地区之间在死亡率水平上存在较大差异, 各地区两性预期寿命的差距会有所不同。事实也正是这样。从根据第四次人口普查死亡率数据计算的分省分性别预期寿命(见表1)可以看出这样几点: 首先, 中国所有地区的女性出生时预期寿命都高于男性, 两性差异(女减男)不存在负值; 其次, 地区之间男女

预期寿命差异幅度很不相同,差异最大的地区如海南、广东可高达5~6岁,而差异最小的如新疆、甘肃仅有1岁多;第三,可以看出死亡率水平越低性别差异越大这样一个总的趋势;第四,各地区的死亡率性别差异幅度又并非与其死亡率总水平完全对应,各地区平均预期寿命的高低与性别差距的大小存在着不一致,如在死亡率最低的地区中,北京、天津、辽宁的预期寿命在全国名列前茅,而性别差异反而较小,均不到3岁;而有些预期寿命较低的地区,性别差异却并不小。

表1 1990年中国各地区出生时预期寿命及两性差异

地区	出生时预期寿命(岁)			两性 e_0 差 女-男(岁)	正交回归 女性 e_0 期望值	女性 e_0 观察-期望
	男	女	合计			
全国	67.7	70.9	69.3	3.2	—	—
北京	72.2	75.1	73.6	2.9	76.1	-1.0
天津	71.6	73.9	72.7	2.3	75.4	-1.5
河北	70.0	73.6	71.7	3.6	73.6	0.0
山西	68.0	71.2	69.5	3.2	71.2	0.0
内蒙	65.9	68.0	66.8	2.1	68.7	-0.7
辽宁	69.5	72.2	70.7	2.7	73.0	-0.8
吉林	67.0	69.9	68.3	2.9	70.0	-0.1
黑龙江	66.7	69.7	68.0	3.0	69.7	0.0
上海	73.2	77.4	75.3	4.2	77.3	0.1
江苏	69.9	74.6	72.2	4.7	73.4	1.2
浙江	70.3	74.6	72.3	4.3	73.9	0.7
安徽	68.1	71.7	69.9	3.6	71.3	0.4
福建	68.2	72.4	70.2	4.2	71.4	1.0
江西	65.6	67.9	66.6	2.3	68.4	-0.5
山东	69.5	73.0	71.2	3.5	73.0	0.0
河南	68.2	72.3	70.2	4.1	71.4	0.9
湖北	65.8	69.4	67.5	3.6	68.6	0.8
湖南	65.9	68.7	67.1	2.8	68.7	0.0
广东	70.5	75.7	73.0	5.2	74.1	1.6
广西	68.4	70.1	69.3	1.7	71.7	-1.6
海南	69.2	75.3	72.3	6.1	72.6	2.7
四川	66.0	68.3	67.1	2.3	68.9	-0.6
贵州	64.3	66.0	65.1	1.7	66.9	-0.9
云南	62.8	65.1	63.9	2.3	65.1	0.0
西藏	57.0	61.2	59.1	4.2	58.3	2.9
陕西	67.1	69.7	68.3	2.6	70.2	-0.5
甘肃	66.9	68.3	67.5	1.4	69.9	-1.6
青海	60.8	62.9	61.8	2.1	62.8	0.1
宁夏	67.3	69.3	68.3	2.0	70.4	-1.1
新疆	64.4	65.7	64.6	1.3	67.0	-1.3

资料来源:根据1990年第四次人口普查全国及分省100%汇总资料计算;参见《人口研究》1994,5,52~56。

对表1中的性别差异与两性预期寿命相关分析表明,二者联系较为密切,相关系数为0.48。从表中还可得到如下OLS回归方程:

$$e(0)^f - e(0)^m = 0.153e(0)^t - 7.434$$

式中 $e(0)^m$ 和 $e(0)^f$ 分别为男性和女性出生时预期寿命, $e(0)^t$ 为两性合计的出生时预期寿命。

该方程的含义是：平均预期寿命水平每高1岁，两性预期寿命的差距相应约扩大0.15岁（见图1a）。需要注意的是图中有两个比较特殊的地区，即西藏和海南。西藏的预期寿命是全国最低的，但其性别差异却明显高于全国平均水平；海南有相当高的预期寿命水平，但并非全国最高，而其性别差异却高居全国首位，在散点图上，这两个地区都属于离异值。

这两个地区在全国人口中比例很小，但作为离异值却对回归结果有很大影响，因此上述回归结果不能较好地反映全国的实际情况。

考虑到这种情况，同时也为了与“三普”结果比较，在去掉这两个点后重新再作同样分析，得到的相关系数提高到0.67，回归系数为0.219（见图1b）。这个结果与利用“三普”数据所做的类似分析结果（1981年的回归系数为0.211）相当吻合（郝虹生，1990），也与发展中国家总的趋势极为相似。根据联合国人口司对43个发展中国家的分析，平均预期寿命每提高1岁，两性预期寿命差距也是约增加0.2岁（United Nations, 1988）。

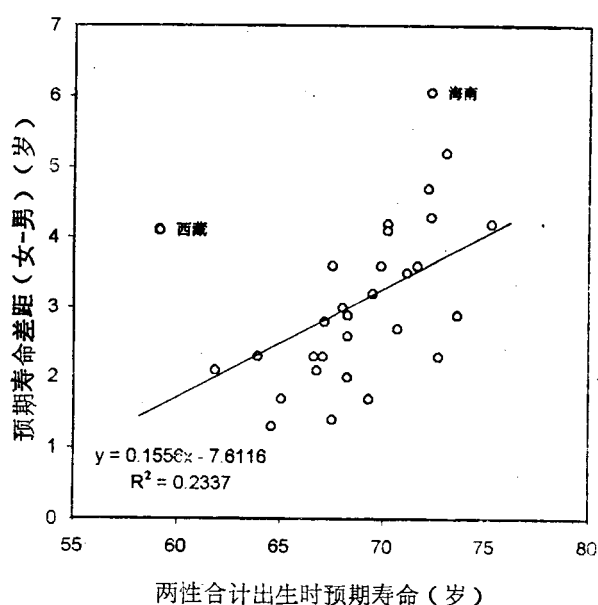


图1a 1990年预期寿命与性别差距的关系

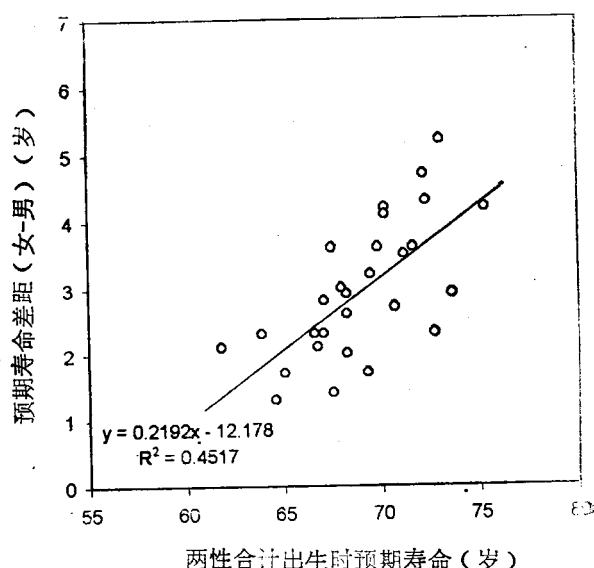


图1b 1990预期寿命与性别差距的关系（不包括西藏、海南）

作为一种更为广泛的参照背景，表2中列出了包括中国在内的世界各大洲不同发展水平、不同死亡率水平、不同文化的国家和地区的预期寿命性别差异。从表中可以看出，除拉美国家外，发展中国家的性别差异大多在4岁以下，其中亚洲一些国家的女性预期寿命甚至低于男性；而发达国家性别差异大多在5岁以上。与死亡水平相似的国家相比，无论从联合国估计的2.9岁性别差异，还是从“四普”的3.2岁差异来看，中国的死亡率性别差异是比较小的。

从表2所示的国际上总的趋势来看，一个人口的死亡率越低，性别差异一般也越大。但在这种一般趋势中，也存在局部的、特殊的变化。正如联合国的研究报告指出的，国家之间性别差异的不同，与整个死亡率水平以及地理区域有密切联系。一方面，女性优势随死亡率水平降低而增大；另一方面，一些区域与典型性别差异相偏离的情况肯定是由于两性社会角色的文化模式造成的，而很少能归因于遗传因素（United Nations, 1988）。

一般来说，使男女寿命差异缩小的因素大多是与传统社会相联系的社会因素与文化因素。例如某些宗教教义、价值观念及传统习俗对于女性的歧视，与妇女传统的生育角色有关

表2

若干国家与地区的出生时预期寿命性别差异

国家或地区		年份	男性	女性	差距(女-男)
亚洲	尼泊尔	1985~1990	51.50	50.30	-1.20
	孟加拉	1988	56.91	55.97	-0.94
	印度	1985~1990	57.80	57.90	0.10
	印度尼西亚	1985~1990	58.50	62.00	3.50
	伊朗	1985~1990	65.00	65.50	0.50
	中国	1985~1990	68.00	70.90	2.90
	斯里兰卡	1985~1990	68.30	72.50	4.20
	新加坡	1985~1990	70.80	76.40	5.60
	香港	1989	74.25	80.05	5.80
	日本	1990	75.86	81.81	5.95
					3.20
非洲	塞拉利昂	1985~1990	39.40	42.60	3.20
	埃塞俄比亚	1985~1990	42.40	46.10	3.70
	埃及	1985~1990	57.80	60.30	2.50
南美	玻利维亚	1985~1990	50.90	55.40	4.50
	巴西	1985~1990	62.30	67.60	5.30
	智利	1985~1990	68.05	75.05	7.00
北美	墨西哥	1985~1990	65.70	72.30	6.60
	美国	1989	71.80	78.60	6.80
	古巴	1985~1990	73.50	77.00	3.50
欧洲	前苏联	1986~1987	65.04	73.78	8.74
	波兰	1990	66.51	75.49	8.98
	法国	1990	72.75	80.94	8.19
	瑞典	1990	74.81	80.41	5.60
	冰岛	1989~1990	75.71	80.29	4.58
大洋洲	斐济	1985~1990	61.70	66.00	4.30
	澳大利亚	1990	73.86	80.01	6.15

资料来源: United Nations, Demographic Yearbook 1993, pp.480~523.

的高孕产妇死亡率等。而使男女寿命差异扩大的因素大多与现代社会相联系。现代化社会中男性较女性更多地从事危险性大和竞争性强的职业,使男性更多地承受事故的风险和精神上的压力。另外,对健康不利的生活方式也更多地涉及男性,如吸烟和饮酒等。而现代化社会中妇女地位的提高、角色的变化、生育率的降低,以及卫生保健系统的发展带来的孕产妇死亡率的降低等,则使女性寿命提高。随着社会的现代化,两性死亡率都在下降,但女性死亡率下降幅度会更大,造成两性死亡率差异扩大。这种扩大主要不是由于生物学方面的变化,而是由于社会环境的改变。由于现代化过程中的环境因素改变总的来说扩大了女性优势,因此女性寿命长于男性已成为现代化社会死亡率性别差异的共同特性。

(二) 水平标准化后的两性预期寿命差异

中国1990年的男性和女性预期寿命之间存在着明显的线性关系(见图2)。对于中国两性预期寿命,可以拟合出下面的正交回归方程来代表两性预期寿命的期望关系:

$$e(0)^f = 1.1885 [e(0)^m - 55] + 55.76$$

上式中截距的含义是当男性预期寿命为55岁时女性的预期寿命;方程中斜率(回归系数)则是表明伴随着预期寿命总水平的提高,女性寿命水平相对于男性提高的速度,或者说两性预期寿命差异趋于扩大的速度。如果两性预期寿命提高的速度相等,斜率为1,即等于图2中

的45°线,若女性提高速度快于男性,则斜率大于1。上述模型表明,中国男性的出生时预期寿命每提高1岁,女性则趋于提高1.1885岁。

上述回归方程代表了两性预期寿命关系的平均情况,因此,将男性预期寿命代入方程得到的女性预期寿命,是在一定男性预期寿命水平上的女性寿命期望值 $e(0)^f$ 。每个地区的男性预期寿命实际观察值与期望值之间的离差 $[e(0)^f - e(0)^f']$,可以作为该地区偏离性别预期差异的指标。

表1中列出了根据回归方程和观察值计算的各地区 $[e(0)^f - e(0)^f']$ 值,其符号和绝对值表明了地区性别差异与平均情况的离

异方向及程度。如果该离差值等于或接近于0,则表明该地区死亡率性别差异等于或接近特定死亡水平上的预期差异,否则表明偏离预期差异。符号为正表明死亡率性别差异大于预期差异,负号则是小于预期差异。在死亡率水平得到控制的条件下,出生时预期寿命性别差异明显高于预期水平的有海南、西藏、广东、江苏、福建等,明显低于预期水平的有天津、广西、甘肃、新疆、宁夏、北京等,考虑到中国预期寿命差异的平均水平已属偏低的情况,这些地区的死亡率性别差异就其目前死亡水平而言显得过小。综观表中各地区,可以大致地看出性别差异地理分布的轮廓存在某种同质性:西部死亡率较高的各地区中,除了西藏是个值得研究的例外,两性预期寿命差异大都小于或接近期望差异,表明这些地区死亡率性别差异普遍较小,在死亡率较低和最低的中部和东部各地区中,死亡率性别差异偏小的地区大多集中在北方,而性别差异较大的地区则以南方居多。这种地理分布模式与根据“三普”数据分析的结论是一致的(郝虹生,1990),说明死亡率性别差异的这种地域上的同质性在时间上是比较稳定的。

三 两性分年龄死亡率差异

男女的死亡率差异是两性在各年龄上死亡率差异共同作用的结果。因此两性预期寿命差异程度的不同与两性死亡率的分年龄差异模式不同有关。随着总死亡率水平下降,男女死亡率差距加大,两性死亡率的分年龄差异模式也在变化。这种变化过程可以大致分为三个阶段。第一阶段,所有或大部分年龄组的女性死亡率都高于男性;第二阶段,女婴和育龄妇女死亡率高于同年龄组男性;第三阶段,所有年龄组的女性死亡率都低于男性(邬沧萍主编,1983)。第一阶段是与高死亡率相联系的“传统模式”,第三阶段是与低死亡率相联系的“现代模式”,第二阶段则可看成死亡率下降过程中的“过渡模式”。

(一) 两性分年龄死亡率性别比

分析两性的分年龄死亡率差异,最常采用的指标是分年龄的死亡率性别比(SRM),即各年龄或年龄段上男性与女性死亡率之比。从统计规律来看,无论是高死亡率还是低死亡率国家,由于生物学因素的作用,男性婴儿死亡率通常高于女性,仅有少数国家例外。在1~4

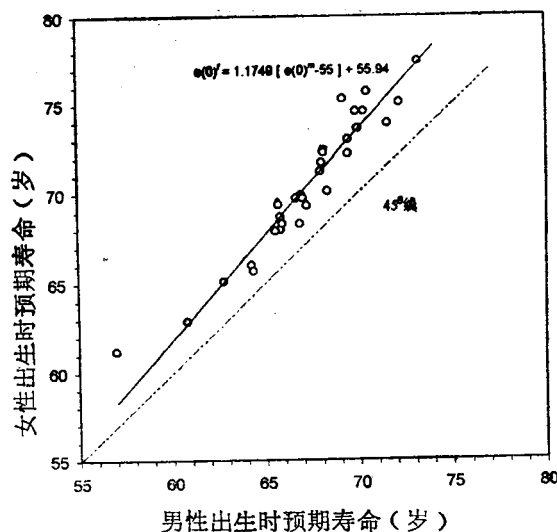


图2 1990年中国两性预期寿命的关系

岁组，男性死亡率与女性死亡率之比值通常为1.2~1.3左右，但在某些发展中国家，此比值可能出现低于1的情况。到5~14岁年龄段，男女死亡率比率开始加大到1.5或更高。在15~24岁段，国与国之间差异很大。在发达国家，男女死亡率比率通常高达2以上，主要是由于在此年龄段年轻男性事故和外伤死亡率远高于女性。而在一些发展中国家，较高的孕产妇死亡率造成该年龄段男女死亡率比率很低，甚至可能低于1。在25岁以后，两性死亡率比率通常保持在较高水平上。从成年到老年，男性死亡率一般在各年龄上都高于女性，比率通常保持在1.3以上。在最高几个年龄组，比率逐渐下降（WHO，1980）。

图3是对1990年的全国两性分年龄死亡率曲线的比较，从中可以看出：在绝大多数年龄上，女性死亡曲线率均位于男性曲线之下，但在婴幼儿年龄两性曲线出现交叉，在15~25岁间两性曲线靠得很近。1990年中国死亡率性别模式的这种特征，可以从图4中的分年龄死亡率性别比曲线上更清楚地反映出来。从0岁开始，SRM曲线在1.0以下，此后急速上升，在5~10之间形成一个尖峰，随后又迅速下降，在20岁左右形成凹陷的低谷，在25岁以后，曲线保持在1.2以上，在65岁左右达到死亡率性别比的最高点。

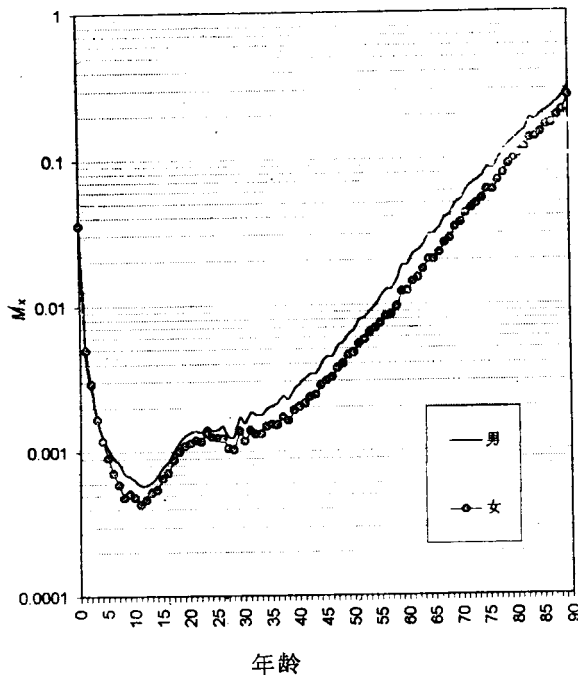


图3 1990年中国两性分年龄死亡率

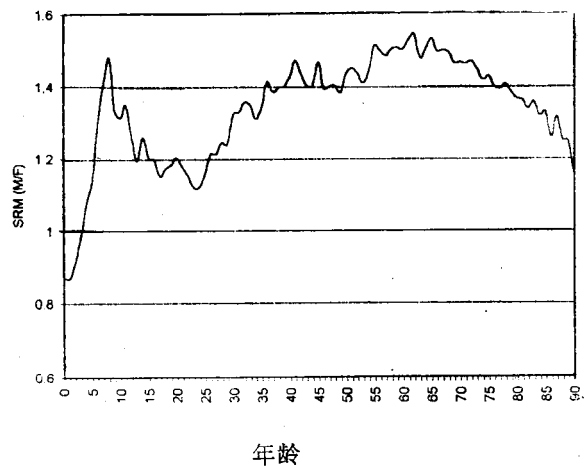


图4 1990年中国分年龄死亡率性别比

中国1990年两性分年龄死亡率性别比曲线表明，女性在死亡率方面的优势主要集中在5~9岁左右和25岁以后的成年和老年段。在这两个年龄段男性死亡率明显高于女性，使曲线形成两个凸起，曲线形状呈左窄右宽的不对称M形。从整体来看，SRM在绝大多数年龄组上均高于1，但在婴幼儿年龄上存在低于1的现象，应该说中国人口死亡率的性别差异尚未脱离“过渡模式”。

（二）两性预期寿命差异的分年龄分解

两性在出生时预期寿命上的差异，是各年龄上死亡率差异共同作用的结果。我们可以通过预期寿命差异分解方法来观察不同年龄组的作用（Arriaga，1984）。表3列出了对1990年

两性预期寿命的3.26岁差异分解的结果。

表3 1990年不同年龄组对中国两性预期寿命差异的作用分解

年龄组	绝对作用(岁)	相对作用(%)
0	-0.341	-10.5
1	-0.049	-1.5
5	0.065	2.0
10	0.041	1.3
15	0.042	1.3
20	0.047	1.4
25	0.053	1.6
30	0.089	2.7
35	0.112	3.4
40	0.151	4.6
45	0.193	5.9
50	0.269	8.2
55	0.386	11.8
60	0.490	15.0
65	0.529	16.2
70	0.503	15.4
75	0.358	11.0
80	0.205	6.3
85+	0.118	3.6
合计	3.260	100.0

资料来源：根据1990年第四次人口普查全国100%汇总资料计算。

从表3中可以看出，由于女性婴幼儿死亡率高于男性，5岁以下死亡率性别差异对于预期寿命差异的作用均为负值，这个年龄段使预期寿命性别差异缩小了约0.4岁。如果考虑到在正常的即不存在性别偏好的死亡率性别模式下，女性婴幼儿死亡率应低于男性而不是相等，则可以认为偏高的女性婴幼儿死亡率对中国预期寿命性别差异的缩小作用还不止0.4岁。从5岁开始，各年龄组的作用均为正值，在10~19岁之间的作用最小，此后随年龄的提高，作用逐渐增大，至65~69与70~74岁组作用达到最大，其绝对作用均为0.5岁以上。总的来看，老龄段的作用最大，55~79岁年龄段死亡率性别差异对预期寿命性别差异的相对作用将近70%。由此可以看出，中国预期寿命的性别差异主要是由老龄段的死亡率性别差异决定的。

(三) 80年代中国死亡率性别模式的变化

如果将“三普”与“四普”的两性死亡率分年龄差异模式做一个比较，就会发现在80年代中国的死亡率性别模式发生了不小的变化，但也仍保持了不少相似之处（见表4、图5）。最大的变化发生在15~45岁之间：在这个年龄段，1990年的死亡率性别比与1981年相比有大幅度的提高，这主要是由于相对于男性来说，这个年龄段女性的死亡率有更大程度的降低。

在15岁以上各年龄组中，SRM曲线出现凹陷主要是在育龄前段，这通常与孕产妇死亡有关。随着死亡率水平的下降和性别差异的扩大，死亡率性别比会逐步提高，出现凹陷的年龄区间也会逐渐变窄。从1981年到1990年SRM曲线的变化就反映了这种规律。1981年的曲线，凹陷的年龄区间相当宽，并出现了死亡率性别比低于1的情况；而1990年曲线凹陷的年龄区间明显变窄，且在最低时也未低于1.1。这种变化在相当程度上反映了80年代中国在妇女保健方面取得的成就，是死亡率性别模式变化中最令人鼓舞的部分。此外，从图5还可以看出，1990年该段曲线出现凹陷的年龄比1981年明显前移，这显然是由于平均婚育年龄下降造成的。

婴幼儿年龄组女性死亡率高于男性是中国死亡率性别差异的一个突出现象。在1981年，这一现象还只是出现在1~4岁组，到1990年，连0岁也出现了女性死亡率高于男性的问题。如果前面提到的“四普”女性婴幼儿死亡漏报率高于男性的推测成立的话，那么实际上这个问题可能比此处数字反映的更为严重，值得引起人口学界和全社会的关注。可以说，从“三普”到“四普”，死亡率性别模式变化在婴幼儿年龄上没有改善，反而有所退步。

从世界范围来看，当前所有发达国家都不存在这种现象，而仅见于若干发展中国家，最

表4

中国两性人口分年龄死亡率(1000人)及死亡率性别比

年龄组	1981			1990		
	男	女	男/女	男	女	男/女
0	36.5	34.5	1.06	31.1	36.0	0.86
1	4.0	4.5	0.90	2.5	2.7	0.93
5	1.3	1.1	1.21	0.8	0.6	1.33
10	0.8	0.7	1.20	0.6	0.5	1.20
15	4.1	0.9	1.16	1.0	0.9	1.11
20	1.4	1.3	1.06	1.4	1.2	1.17
25	1.5	1.5	0.99	1.4	1.2	1.17
30	1.8	1.7	1.05	1.8	1.3	1.38
35	2.4	2.2	1.12	2.3	1.6	1.44
40	3.5	2.9	1.21	3.3	2.3	1.43
45	5.4	4.2	1.27	5.1	3.7	1.38
50	8.8	6.6	1.33	8.3	5.8	1.43
55	14.5	10.3	1.41	13.8	9.1	1.52
60	24.7	17.3	1.43	23.4	15.5	1.51
65	38.9	27.2	1.43	37.8	25.4	1.49
70	64.3	46.3	1.39	63.7	44.0	1.45
75	97.2	71.6	1.36	97.6	70.1	1.39
80	154.9	122.3	1.27	155.7	116.4	1.34

资料来源: 1981年数据: 蒋正华等《中国人口平均预期寿命的初步研究》, 引自姚新武等编《中国常用人口数据集》第147页;

1990年数据来源同表1。

主要是集中在亚洲, 特别是南亚一些国家 (United Nations, 1982)。有关文献指出, 这种现象主要是由于文化因素的作用, 某些传统文化中存在着强烈的男孩偏好, 导致一些家庭在食物、营养、医疗、日常照料等各方面偏向男孩, 歧视女孩, 进而导致两性幼儿死亡率上的逆差。从疾病和死因来看, 性别歧视常常反映在营养不良及传染病和消化系病的两性相对差异上 (Preston, 1976)。索维也曾肯定地指出: “男孩比女孩死亡数多, 是生理因素造成的。凡是与此相反的地方, 不是由于统计上的差错, 就是由于特殊的社会环境……” (1982)。

中国历史上几千年封建文化中的重男轻女和传宗接代等旧观念的影响, 以及一些现实的经济考虑, 如家庭劳力、养儿防老等, 无疑是这一现象背后的根本社会原因。已有的研究表明, 对于生活在同样宏观环境内的两性儿童来说, 造成女性婴幼儿死亡率偏高的主要是家庭内两性子女微观环境的差别, 特别是与孩次和家庭内已有子女的性别构成有关 (郝虹生等, 1994)。“四普”数据表现出的中国死亡率性别模式, 说明提高女性的社会经济地位、消除一切歧视女性的落后观念, 仍是中国所面临的一项艰巨的社会改造任务。

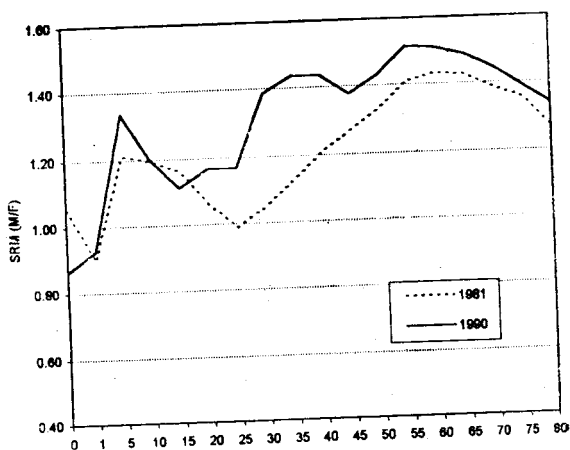


图5 中国1981年与1990年分年龄死亡率性别比的比较

四 小 结

(一) 对中国第四次人口普查分性别死亡数据的分析表明, 无论是在全国还是各地区, 女性死亡率的总水平都低于男性。

(二) 中国女性的出生时预期寿命比男性约高3.2岁; 而中国各地区死亡率性别差异的幅度很不相同, 总的趋势与世界的一般趋势一致, 即死亡率水平越低, 女性的优势越明显。从数量关系来看, 两性合计的预期寿命每提高1岁, 女性预期寿命高于男性的幅度平均约增加0.2岁; 但二者关系又非完全对应。

(三) 各地区死亡率性别差异的地理分布具有同质性。从全国范围来看, 西部与北部地区的死亡率性别差异大都偏小, 而南方地区的女性优势则普遍较为明显。

(四) 对两性死亡率的分年龄差异分析表明, 在绝大多数年龄上女性死亡率都低于男性, 但在婴幼儿年龄上存在高于男性的现象, 女性在死亡率上的优势主要表现在老龄段; 从第三次到第四次人口普查期间, 相对于相同年龄段男性而言, 女性在育龄段的死亡率有明显改善, 但在婴幼儿年龄上却有所后退, 表明在中国性别偏好仍是威胁女性儿童存活的一个因素。

参 考 文 献

1. 郝虹生 (1990), 《中国人口死亡率差异研究——对第三次全国人口普查死亡率资料的深入开发》, 博士学位论文。
2. 郝虹生、金敏子、王丰: 《性别与其它因素对中国儿童早期死亡率的作用》, 《中国人口科学》1994年, 第1期。
3. 贺峻峰: 《第四次人口普查死亡数据质量评估》, 第四次人口普查资料深入分析暨人口统计技术研讨会论文, 北京, 1992年9月。
4. 路磊、郝虹生、高凌: 《1990年中国分省简略生命表》, 《人口研究》, 1994年。
5. 索维·阿尔弗雷: 《人口通论》(中译本), 第386~402页, 商务印书馆, 1978年, 北京经济学院经济研究所人口研究室译。
6. 邬沧萍主编: 《世界人口》, 北京, 中国人民大学出版社, 第292页。
7. 谢韦克 (1992), 《第四次人口普查死亡漏报的初步分析》, 第四次人口普查资料深入分析暨人口统计技术研讨会论文, 北京1992年9月。
8. 张为民、崔红艳: 《中国1990年人口普查数据质量的评价》, 第四次全国人口普查科学讨论会论文, 北京, 1992年2月。
9. Arriaga, E. Eduardo (1984), Measuring and Explaining the Change in Life Expectancies, DEMOGRAPHY, 21(1): 83-96.
10. Preston, Samuel H. (1976), Mortality Patterns in National Populations, ACADEMIC PRESS, p. 123; pp.147-159.
11. United Nations (1982), Levels and Trends of Mortality Since 1950, ST/ESA/SER. A/74, p.103; pp.120-131.
12. — (1988), World Population Trends and Policies, Monitoring Report, ST/ESA/SER. A/103, p.132.
13. WHO (1980), Manual of Mortality Analysis, WORLD HEALTH ORGANIZATION, Reprint, p.121.

(本文责任编辑: 徐莉)