

中国父母丧子的概率与年龄分布

宋 健 周宇香

【摘 要】文章利用 2010 年全国人口普查数据,基于概率论和生命表估算了中国父母的丧子概率与丧子时的平均年龄,并讨论了死亡水平对这两个指标的影响。结果显示,中国父母失去儿子的概率更高;年龄别丧子概率随着父母年龄的增加呈“L”形。在同样条件下男性(父亲)失去孩子的概率低于女性(母亲),丧子时的平均年龄也低于女性(母亲)。丧子概率取决于父子两代人死亡率的差异分布,在死亡水平均匀变动的条件下,死亡水平下降,丧子概率也会下降。父母丧子时的平均年龄受低龄人口死亡率变动的的影响更明显。

【关键词】死亡概率 生命表 丧子 生命历程

【作 者】宋 健 中国人民大学人口与发展研究中心,教授;周宇香 中国人民大学社会与人口学院,硕士研究生。

每位父母自孩子出生起就有可能面临丧子的风险。那么,在中国目前的死亡率水平下,父母一生中丧子的风险究竟有多大?丧子风险如何随年龄而变化?丧子时的平均年龄是多少?死亡水平怎样影响父母的丧子概率与年龄?本文试图利用 2010 年全国人口普查数据,对上述问题予以回答。

一、研究方法

Goldman 等(1983)发展了 Myers(1959)从生命周期角度测算丧偶特征的研究方法,利用基于生命表尚存概率和结婚年龄的相关公式,分析了美国家庭 1950~1979 年的丧偶概率、平均丧偶年龄、丧偶后平均生存时间和婚姻平均持续期等指标;姜全保、郭震威(2008)基于 2000 年中国生命表数据,利用上述方法测算了中国男性丧子的概率和其他相关指标并比较了城乡差异。本文在现有研究的基础上,借鉴上述研究方法,测度中国父母丧子的概率与丧子时的平均年龄。为了计算方便并与所用数据相对应,我们给出的是离散型公式,并对公式细节进行了修改。

在生命表函数中, $l_x^{m(f)}$ 代表确切年龄 x 岁的男性(m)或女性(f)的尚存人数(或当 $l_0=1$ 时的尚存概率), ${}_n d_x^{m(f)}$ 代表 $x \sim x+n$ 岁死亡的男性或女性数量。我们首先考虑女性的情况。

以 x 岁表示子女的年龄, a 岁表示母亲的生育年龄,则 $\frac{l_{a+x}^f}{l_a^f}$ 表示母亲存活到孩子 x 岁的

概率, $\frac{l'_x}{l'_0}$ 表示女儿从出生存活到 x 岁的概率, $\frac{d'_x}{l'_x}$ 表示女儿在 $x \sim x+n$ 岁^①死亡的概率。这样, 母亲在整个生命历程中失去女儿的累积概率可以表示为: $p^{f,c(f)} = \sum_{x=0}^{\omega-a-1} \left(\frac{l'_{a+x}}{l'_a} \times \frac{l'_x}{l'_0} \times \frac{d'_x}{l'_x} \right)$ 。其中, ω 是生命表的年龄上限; $c(f)$ 表示孩子为女儿的情况, $c(m)$ 则表示孩子为儿子的情况。类似的, 母亲一生中失去儿子的累积概率可以表示为: $p^{f,c(m)} = \sum_{x=0}^{\omega-a-1} \left(\frac{l'_{a+x}}{l'_a} \times \frac{l^m_x}{l^m_0} \times \frac{d^m_x}{l^m_x} \right)$ 。母亲失去女儿时的平均年龄为:

$$ma^{f,c(f)} = \frac{\sum_{x=0}^{\omega-a-1} \left[(a+x+0.5) \times \frac{l'_{a+x}}{l'_a} \times \frac{l'_x}{l'_0} \times \frac{d'_x}{l'_x} \right]}{\sum_{x=0}^{\omega-a-1} \left(\frac{l'_{a+x}}{l'_a} \times \frac{l'_x}{l'_0} \times \frac{d'_x}{l'_x} \right)} \quad (1)$$

这实际是以母亲存活条件下女儿死亡概率分布为权重的、母亲丧女年龄的加权平均数, 表示失去女儿时母亲的平均年龄。类似的, 母亲失去儿子时的平均年龄为:

$$ma^{f,c(m)} = \frac{\sum_{x=0}^{\omega-a-1} \left[(a+x+0.5) \times \frac{l'_{a+x}}{l'_a} \times \frac{l^m_x}{l^m_0} \times \frac{d^m_x}{l^m_x} \right]}{\sum_{x=0}^{\omega-a-1} \left(\frac{l'_{a+x}}{l'_a} \times \frac{l^m_x}{l^m_0} \times \frac{d^m_x}{l^m_x} \right)} \quad (2)$$

根据同样的思路, 可以分别得到父亲一生中失去女儿(或儿子)的累积概率 $p^{m,c(f)}$ 和 $p^{m,c(m)}$, 以及父亲失去女儿(或儿子)时的平均年龄 $ma^{m,c(f)}$ 和 $ma^{m,c(m)}$ 。

二、数据评估及应用

本研究所用数据主要来源于第六次全国人口普查(以下简称“六普”)。按照普查公报的说明,“六普”事后质量抽样调查结果显示人口漏登率为 0.12%(国家统计局, 2011), 但数据考察发现, 2010 年中国男婴和女婴的死亡率仅分别为 4.28‰和 4.44‰^②, 几乎与发达国家的同期水平相当, 甚至低于美国的同期水平(2010 年美国的婴儿死亡率为 6‰)^③; 根据未经调整的“六普”数据计算得到的出生时平均预期寿命男性为 75.61 岁, 女性为 80.41 岁, 比 2000 年第五次人口普查时男性的 70.65 岁和女性的 74.33 岁均增加了 5 岁多。这一结果与联合国对平均预期寿命发展趋势的估计^④明显不符。

尽管对“六普”数据尤其是死亡数据的质疑不断, 但目前学界评价并修正“六普”死亡数

① 本文考虑单岁组情况, 即 $n=1$ 。

② 通过普查前一年 0 岁死亡人口数与同期出生人数相比计算得到, 数据来自《中国 2010 年人口普查资料》全部数据资料表 6-4 和表 1-12。

③ 数据来源于世界银行数据库, <http://data.worldbank.org/indicator/SP.DYN.IMRT.IN>。

④ 联合国的估计结果表明, 在平均预期寿命达到 70 岁后每 10 年增长不超过 2 岁。

据的文章仍很有限。黄荣清、曾宪新(2013)认为这次普查的婴儿死亡漏报水平为 78%,利用婴儿死亡与幼儿死亡之间的稳定关系对婴儿死亡数据进行修正后的全国婴儿死亡率为 17.27‰。赵梦晗、杨凡(2013)根据卫生部监测点数据及世界其他国家有关数据,认为普查数据所显示的中国婴儿死亡率和 5 岁以下儿童死亡率水平偏低且下降速度过快,利用寇尔德曼的区域模型生命表及布拉斯模型生命表法,对死亡数据进行了修正后的婴儿死亡率和 5 岁以下儿童死亡概率分别在 18‰~19‰和 22‰~23‰。王金营、戈艳霞(2013)采用尚存概率方法和布拉斯模型生命表法,以 1982 年普查获得的 1981 年分性别、年龄死亡概率为标准,发现中国“六普”数据中的低龄和老年人口均存在死亡漏报(见表 1)。

上述研究均认为“六普”死亡数据存在一定的质量问题,但对于死亡漏报水平尤其是分性别、年龄人口的漏报率尚未取得一致的结论,更缺乏公认的数据修正结果。因此,本文综合上述研究,以未经调整的 2000 年普查死亡水平和模式作为 2010 年人口死亡水平和模式的上限^①;以未经调整的 2010 年普查死亡水平和模式作为 2010 年人口死亡水平和模式的下限。考虑到死亡漏报因素,实际的死亡水平会高于普查得到的死亡水平,在缺乏真实数据的情况下,以普查统计数据作为下限,是权宜之策。本文以王金营、戈艳霞(2013)研究中提供的漏报率调整后的 2010 年普查死亡水平和模式作为参考(见表 1),用以上 3 个死亡水平来计算 2010 年中国父母丧子的概率与丧子时的平均年龄,旨在考察不同的死亡水平下这些指标的变化特点及可能的范围。

由于婴儿死亡率计算中的分母(出生人数)也可能存在漏报问题,为了简化,我们在构建完全生命表时, a_0 的取值采用寇尔德曼的区域模型生命表(Coale 等,1983)。此外,在年龄别死亡率计算中,除了需要考虑死亡人口数(分子)的漏报外,还需要同时考虑人口数(分母)的漏报。为了统一口径,本文同样选用王金营、戈艳霞(2013)的研究中 0~9 岁分年龄性别人口漏报率(见表 2),假设其他年龄人口的漏报率可忽略,对普查时分年龄性别人口及相应的平均人口数^②进行调整。调整后的 0 岁人口死亡率(${}_1m_0$)分别为男性 24.31‰,女性 16.77‰;婴儿死亡概率(q_0)分别为男性 23.79‰,女性 16.52‰。在考虑了漏报率之后,2010 年男性和女性的出生时平均预期寿命分别为 71.94 岁和 78.77 岁,比未调整的结果分别下

表 1 2010 年普查死亡人口分年龄性别漏报率

性别	年 龄(岁)							
	0	1	2	3	4	5~59	60~89	90+
男性	85.55	70.18	71.84	64.01	61.38	0	23.00	0
女性	78.01	63.90	69.33	60.92	54.13	0	8.00	0

资料来源:0~4 岁、60~89 岁数据引自王金营、戈艳霞,2013;5~59 岁、90 岁及以上组的漏报率假定为 0。

① 学界普遍认为 2000 年第五次人口普查的死亡数据也存在漏报,未经调整数据计算后结果应比真实水平偏低,但仍可作为本文死亡水平的上限。

② 平均人口数的公式采用(期初人口数 + 期末人口数) ÷ 2。

表2 2010年普查0~9岁分年龄性别人口漏报率

%

性别	年 龄 (岁)									
	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9
男性	12.477	7.211	4.335	4.175	4.390	2.209	5.390	3.932	0.706	7.293
女性	12.469	8.904	5.603	5.073	4.657	3.007	7.366	6.329	1.024	6.299

资料来源:引自王金营、戈艳霞,2013。

降了 3.68 岁和 1.64 岁。

丧子概率的计算还需要考虑父母的生育年龄。利用普查数据计算得到的 2000 和 2010 年育龄妇女平均生育年龄分别为 25.89 岁和 28.41 岁^①,但缺乏妇女初育的数据和男性的相关数据。2010 年普查资料提供了分初婚年龄和初婚年份的汇总表数据,2000 和 2010 年中国男性的平均初婚年龄分别为 25.11 岁和 25.86 岁,女性分别为 23.17 岁和 23.89 岁^②。由于这并不是严格意义上的时期数据,我们基于时期年龄别未婚人口比例数据计算 SMAM 指标^③得到 2000 和 2010 年的平均初婚年龄估计值,男性分别为 25.18 岁和 26.53 岁,女性分别为 23.36 岁和 24.65 岁。综合考虑上述因素,本文分别取 25 岁、28 岁和 30 岁作为初为父母时的平均年龄进行计算和比较。

三、父母丧子的概率与丧子时的平均年龄

(一) 丧子概率及其年龄模式

丧子概率受死亡水平和初育年龄的影响,并呈现出一些共性特征。如在相同条件下中国父母失去儿子的累积概率更高(见表 3)。

在初为父母时的年龄相同的条件下,总体而言,死亡水平越高,父母失去子女的累积概率也越高。母亲一生失去女儿的累积概率大约为 5%~12%,失去儿子的概率为 9%~16%;父亲失去女儿的概率为 4%~10%,失去儿子的概率为 7%~13%。在死亡水平相同的条件下,初为父母的年龄越晚,失去子女的累积概率越低。这主要是因为初育年龄在本文中反映的是代际年龄差,同龄孩子中,生育年龄较晚的父母年龄更大,更可能面临子女送终而不是见证子女的死亡,因此晚育会降低父母的丧子概率。在 2010 年参考死亡水平下,25 岁初育的母亲失去女儿和儿子的累积概率分别为 8.90% 和 16.03%,30 岁初育的母亲相应的概率则分别降低为 6.39% 和 11.67%。父母呈现同样的特征,但相同条件下父亲失去女儿和儿子的概率更低。

① 数据分别来源于《中国 2000 年人口普查资料》长表数据资料表 6-5 和《中国 2010 年人口普查资料》长表数据资料表 6-4。

② 数据来源于《中国 2010 年人口普查资料》长表数据资料表 5-4。

③ SMAM(Singulate Mean Age at Marriage)指标假设某队列人口按某时期年龄别人口的未婚比例度过一生,15 岁开始初婚,50 岁以后还未初婚的视为永久不婚,则 50 岁之前所有最终初婚的人口所度过的平均单身年数,常常在缺乏时期年龄别初婚人口数据时,作为平均初婚年龄指标的估计值。

表 3 中国父母累积丧子概率与丧子时平均年龄

初为母亲 的年龄	丧女		丧子		初为父亲 的年龄	丧女		丧子	
	概率(%)	年龄(岁)	概率(%)	年龄(岁)		概率(%)	年龄(岁)	概率(%)	年龄(岁)
高死亡水平					高死亡水平				
25岁	11.95	58.28	15.75	63.94	25岁	9.88	52.89	12.66	59.20
28岁	10.23	56.63	13.23	62.87	28岁	8.65	51.64	10.80	58.28
30岁	9.31	55.69	11.84	62.20	30岁	7.99	51.04	9.78	57.76
低死亡水平					低死亡水平				
25岁	7.77	73.83	13.39	73.78	25岁	5.88	69.71	10.33	70.33
28岁	6.08	72.59	10.77	73.32	28岁	4.68	68.39	8.36	69.84
30岁	5.20	71.72	9.34	72.99	30岁	4.05	67.51	7.29	69.50
参考死亡水平					参考死亡水平				
25岁	8.90	66.05	16.03	66.60	25岁	6.34	57.70	11.52	58.99
28岁	7.24	63.84	13.20	64.98	28岁	5.35	55.79	9.75	57.51
30岁	6.39	62.42	11.67	63.89	30岁	4.84	54.71	8.80	56.65

丧子概率的年龄模式大致呈“L”形。以不同死亡水平下、父母初育年龄均为 25 岁为例观察父母年龄别丧子概率(见图 1),发现父母在初育后第一年失去孩子的概率均远高于其他时期,失去儿子的概率更高。死亡水平越高,初育第一年的丧子概率越高,符合婴儿死亡率高于其他年龄组、男性死亡率高于女性的死亡特征。在经历新生儿的高丧子概率之后,初育的第二年丧子概率开始大幅度下降,30~50 岁组年龄别丧子概率稳定在低水平,然后缓慢提升。在父母接近 60 岁时,失去儿子的概率超过 0.1%;70 岁左右时,失去女儿的概率也超过了 0.1%。85 岁母亲失去儿子的概率更是接近 0.5%,但随后又趋于下降。

父母的年龄别丧子概率在遵循基本模式的基础上,也有一些差异。总体上,在 60 岁之前,母亲和父亲失去女儿或儿子的年龄别概率基本是一致的,差异从老年之后开始体现(见图 2)。60 岁之后,母亲失去孩子尤其是失去儿子的各年龄别概率均超过父亲。母亲 60 岁以后

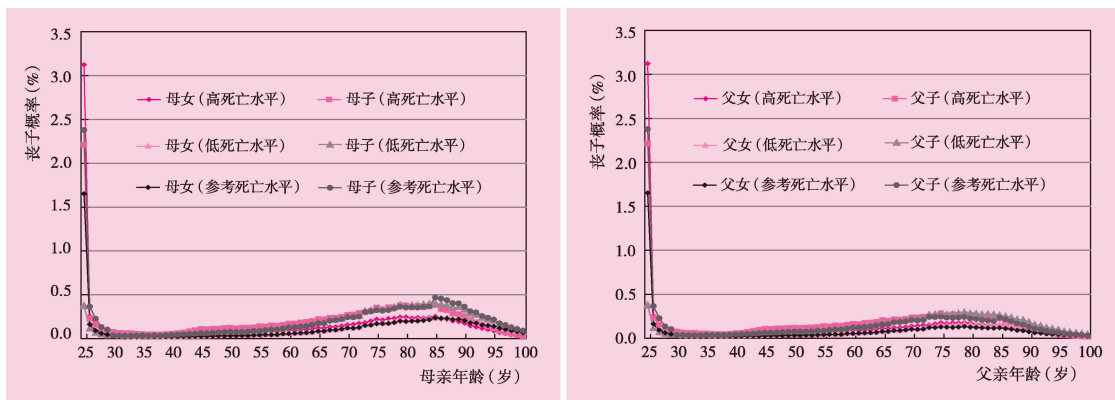


图 1 不同死亡水平下中国父母年龄别丧子概率(初为父母时的年龄为 25 岁)

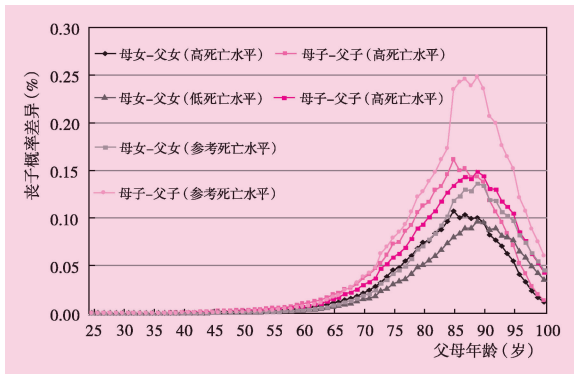


图2 不同死亡水平下父母年龄别丧子概率差异
(初为父母时的年龄为25岁)

失去女儿和儿子的累积概率分别为3%~7%和7%~11%，父亲则分别为2%~5%和4%~7%。考虑到女性寿命普遍比男性长的事实，这意味着高龄女性将不仅面临丧偶风险，还将面临较高的丧子风险，缺少家人陪伴的晚景需要特别予以关注。

(二) 丧子时的平均年龄

丧子时平均年龄是父母丧子时年龄与丧子概率年龄分布的加权平均数，上文已知丧子概率的年龄分布大致呈“L”形，意味着低龄丧子被赋予了较大权数，所以

这一指标受低龄丧子的影响较大。数据分析显示，中国母亲失去女儿时的平均年龄大约为55~74岁，失去儿子时的平均年龄为62~74岁；父亲失去女儿时的平均年龄为51~70岁，失去儿子时的平均年龄为57~70岁。进一步观察发现，同样条件下，(1)父亲失去孩子的年龄相对更早；(2)大多数情况下父母失去女儿时的平均年龄更早。

初为父母的年龄相同时，死亡水平越高，父母丧子时的平均年龄越早。如表3所示，在2010年未经调整的普查死亡水平下，25岁初育的母亲失去女儿时的平均年龄是73.83岁，失去儿子时的平均年龄是73.78岁；这一指标对于同龄初为父亲的人群来说分别是69.71岁和70.33岁。调整了死亡漏报后的2010年普查死亡水平下，25岁初育的母亲失去女儿时的平均年龄提前为66.05岁，失去儿子时的平均年龄提前为66.60岁；同龄初为父亲的相应指标值则分别是57.70岁和58.99岁。2010年数据调整前后父母丧子时平均年龄的较大变化(包括失去女儿与失去儿子时年龄差异方向的变化)，说明这一指标受低龄人口死亡水平的显著影响(因为调整的主要是低龄组漏报)，也意味着在本文的设定条件下，降低死亡水平可以推迟父母丧子时的平均年龄。

在死亡水平相同时，初为父母时的年龄越大，父母丧子时的平均年龄越低。因为对于同龄父母而言，生育年龄推迟相当于增加了晚育父母低龄丧子概率的权重，导致丧子时平均年龄降低。在同样的死亡参考水平条件下，30岁初育的母亲丧女时的平均年龄是62.42岁，比25岁初育的母亲的平均丧女年龄提前了3.63岁；丧子时的平均年龄(63.89岁)则提前了2.71岁。父亲的情况也与此类似。初为父亲的年龄为30岁，其丧子和丧女时的平均年龄分别为54.71岁和56.65岁，比25岁初育的父亲分别提前了2.99岁和2.33岁。

四、死亡水平对父母丧子概率与丧子时平均年龄的影响

(一) 婴幼儿死亡水平的影响

前面的分析中我们发现，低龄人口死亡水平的变化会使父母丧子概率和丧子时的平均

年龄产生较大变化；而低龄人口死亡水平特别是婴幼儿死亡率不仅对死亡水平和死亡模式具有举足轻重的影响，同时也是普查数据质量各种争论的众矢之的。为了考察婴幼儿死亡水平的作用，也为了规避目前婴幼儿死亡数据质量的不确定性，我们假设一种极端情况，即设定 0~4 岁婴幼儿无死亡，或只考察子女 5 岁之后父母的丧子概率。这一方面代表了死亡率极低的一种状态，会为相关指标提供比较的参照，也有助于探究死亡水平和模式变化及其影响的趋势；另一方面，对微观家庭而言，如果子女在 5 岁之前夭折，父母有较大的可能进行补偿性生育，而大龄子女的死亡却往往是不可弥补的，因此这种计算有其现实意义。

排除婴幼儿死亡之后的 2010 年女性和男性平均预期寿命分别为 80.91 岁和 76.10 岁，比普查未调整死亡水平（前文中的低水平）情况下均提升了 0.5 岁左右，这可以被视为婴幼儿死亡对平均预期寿命的贡献。假设子女死亡仅在 5 岁及以上年龄发生，分别计算不同初育年龄父母的丧子概率与丧子时平均年龄，并与前文结果相比较。发现尽管指标具体数值发生了变化，但前文所描述的大多数特征和指标间关系仍成立。排除婴幼儿死亡之后的父母丧子概率有所降低，丧子时的平均年龄则明显提高（见表 4）。

表 4 2010 年死亡水平下婴幼儿死亡率消除后丧子指标的变化

关系	累积丧子概率的变化			丧子时平均年龄的变化		
	25 岁	28 岁	30 岁	25 岁	28 岁	30 岁
母女	-0.58	-0.58	-0.59	4.15	4.95	5.50
母子	-0.56	-0.58	-0.59	2.40	2.80	3.09
父女	-0.59	-0.60	-0.60	5.15	6.01	6.59
父子	-0.58	-0.59	-0.60	2.92	3.38	3.70

注：初为父母的年龄分别为 25 岁、28 岁和 30 岁。

（二）死亡率的“代差分布”及其影响

死亡水平下降，父母的丧子概率是否一定会随之下降？上述“死亡水平越高，丧子概率越高”的分析结论似乎验证了这一点。然而，理论上，丧子概率取决于父子两代人死亡率的差异分布，在父辈与子辈的死亡水平是均匀下降或低龄组（子女一代）的死亡水平下降更快的条件下，死亡水平的下降才会导致父母丧子概率的下降；而如果年龄别死亡率下降速度不同，且高龄组（父母一代）死亡水平下降更快时，丧子概率会出现不变或升高的可能性。需要特别指出的是，本文的计算假定父子两代人共用同一张生命表，即暗含了两代人死亡水平均匀变动的假设，所以会得出死亡水平与丧子概率呈正相关的结论。同时，这一假设对父母丧子概率也有一定程度的高估。

父母丧子时的平均年龄同样也会受“代差”的影响，但主要是受丧子概率年龄分布的影响。如果把父母的丧子笼统区分为“低龄丧子”和“高龄丧子”，丧子时的平均年龄更大程度上会受制于低龄丧子概率，因此受低龄死亡率变动的的影响更显著。假设初育年龄不变，当父子两代人的死亡水平均匀下降时，丧子概率分布曲线的形状并未发生变化，但低龄组丧子概率权重会相对变小，从而提高丧子时平均年龄；当两代人死亡水平下降且子女一代的死亡水平下降更快时，丧子年龄也会推迟，且比两代人死亡水平均匀下降的情况推迟程度更大；当两代人的死亡水平下降但父母一代死亡水平下降更快时，随着丧子概率出现不变或升高的可能性，低龄组丧子概率的权重变化存在不确定性，丧子时的平均年龄也不确定。

五、结 语

本研究发现,中国父母失去儿子的累积概率远高于失去女儿的累积概率,年龄别丧子概率随父母年龄的增加呈“L”形。母亲一生失去女儿和儿子的累积概率分别为5%~12%和9%~16%,父亲的相应概率是4%~10%和7%~13%。母亲60岁以后失去女儿和儿子的累积概率分别为3%~7%和7%~11%,父亲则分别是2%~5%和4%~7%。父亲失去孩子的概率略低于母亲。本文特别讨论了死亡水平与父母丧子概率的关系。排除婴幼儿死亡之后父母的丧子概率显著降低,充分证明了降低婴幼儿死亡率对减少父母丧子概率的重要作用。在父子两代人死亡均匀变动的研究假设下,死亡水平越高,父母丧子概率越高;但需要关注代际间死亡率变动的差异可能带来的不同后果。生育年龄在本文中更多反映了“代差”年龄,初为父母的年龄越大,丧子概率越低。丧子时的平均年龄受丧子概率年龄分布的影响,理论上低龄丧子影响更大。母亲失去女儿和儿子时的平均年龄分别为55~74岁和62~74岁;父亲的相应年龄则分别为51~70岁和57~70岁。父亲丧子时的年龄总体上小于母亲。由此可见,在现有的死亡率水平下,中国父母需要面临10%左右的丧子风险。

本研究的不足,首先是对于数据质量的评估仍较为粗略。死亡人口和普查时点人口漏报率采用了现有研究的相关结果,特别是人口数只考虑了0~9岁低龄人口的漏报率,忽略了其他年龄人口的漏报与重报,可能会存在一定的误差。其次是计算丧子概率时对父母的生育年龄进行了简化处理,虽然综合考虑了育龄妇女平均生育年龄、分性别平均初婚年龄等相关指标,但所选用的只是参考性的平均初育年龄区间,并非真正的初育年龄。另外,由于数据所限不能进行父母子女间的匹配,未计算出以家庭为单位的丧子概率。

参考文献:

1. 国家统计局(2011):《2010年第六次全国人口普查主要数据公报(第1号)》,4月28日。
2. 黄荣清、曾宪新(2013):《“六普”报告的婴儿死亡率误差和实际水平的估计》,《人口研究》,第2期。
3. 姜全保、郭震威(2008):《独生子女家庭丧子概率的测算》,《中国人口科学》,第6期。
4. 王金营、戈艳霞(2013):《2010年人口普查数据质量评估以及对以往人口变动分析校正》,《人口研究》,第1期。
5. 赵梦晗、杨凡(2013):《六普数据中婴儿死亡率及儿童死亡概率的质疑与评估》,《人口研究》,第5期。
6. Coale A.J., Demeny, P., and Vaughan, B. (1983), *Regional Model Life Tables and Stable Populations*, 2nd Ed. New York: Academic Press. pp.20.
7. Goldman N & Lord G. (1983), Sex Differences in Life Cycle Measures of Widowhood. *Demography*. 20(2), pp.177-195.
8. Myers R J. (1959), *Statistical Measures in the Marital Life Cycles of Men and Women*. Paper of International Population Conference in Selbstverlag. pp.229-233.

(责任编辑:李玉柱)