

性别失衡背景下中国大龄未婚男性死亡研究*

果臻 梁海俐 李树茁

【摘要】文章使用人口普查数据,采用人口死亡分析技术,聚焦性别失衡背景下中国大龄未婚男性的死亡状况,为解决该群体的基本生存和保障问题提供依据。研究表明,中国大龄未婚男性的死亡状况与曾婚男性存在明显差异,面临较高的死亡风险和较严重的寿命不均等,其2010年30岁的平均预期寿命比曾婚男性低7.6年。分城乡看,农村大龄未婚男性受城乡差距和失婚状态的叠加影响,是“弱势中的弱势群体”;分教育看,不同受教育程度的大龄未婚男性的死亡状况存在明显差异,教育素质的改善可弥补其因失婚带来的健康劣势。与婚姻和户籍转变相比,教育素质的提升对未婚男性寿命的增益作用最大。

【关键词】大龄未婚男性 死亡研究 平均预期寿命 寿命不均等

【作者】果臻 华中科技大学社会学院,副研究员;梁海俐 华中科技大学社会学院,博士研究生;李树茁 西安交通大学人口与发展研究所,教授。

一、研究背景

2015年全国1%人口抽样调查数据显示,截至2015年,中国30~49岁的未婚男性已高达2307.1万,50岁及以上的未婚男性为826.5万。他们主要集中在相对落后的农村地区(果臻等,2016),普遍经济贫困(张春汉、钟涨宝,2005),社会支持较弱(李艳等,2010),且往往存在身体缺陷或残疾(靳小怡等,2010),自我生存和发展能力较差,是社会中的弱势群体。如何保障人口性别失衡背景下这一特殊弱势群体的基本生存和发展成为当前的一个重大现实问题。死亡风险作为生存状况的最终反映,是大龄未婚男性基本福祉保障程度的核心体现,对大龄未婚男性进行系统的死亡研究是改善其弱势境地、保障其生存和发展的先决条件,能为相关政策的制定与实施提供重要的基础信息。

已有的相关研究主要探讨婚姻状况与死亡水平的关系。国外实证研究表明,不同婚

* 本文为国家社会科学基金青年项目“农村大龄未婚男性的生存状况及其政策促进研究”(编号:14CRK025)的阶段性成果。

姻状况人口的死亡水平存在明显差异,在婚人口的死亡率低于其他婚姻状况的人口(Hu等,1990;Kaplan等,2006),其中不同婚姻状况男性的死亡水平差异大于女性(Ikeda等,2007)。国内学者主要基于第四次人口普查数据,采用粗死亡率、年龄别死亡率和平均预期寿命等指标对不同婚姻状况人口的死亡水平进行分析,得到相似的结论:有配偶人口的死亡水平低于未婚、丧偶和离婚人口(李建新,1994),而未婚对人口死亡风险的影响最大(刘海城等,1998)。无论是男性还是女性,未婚人口的预期寿命要低于已婚人口,1990年未婚男性与有配偶男性20~80岁的暂时预期寿命^①差距约为6.7年(郝虹生,1995)。综合来看,未婚男性的生存状况处于弱势地位。

尽管国内外研究均对大龄未婚男性的死亡状况有所涉及,但仍存在以下拓展空间。一是在研究对象上,国外研究中的单身群体往往为主动不婚,与性别失衡背景下被迫离婚的中国大龄未婚男性存在本质区别;国内研究停留在对第四次人口普查数据的分析上,主要将婚姻状况作为影响死亡风险的因素,探究其与死亡风险的关系,较少着眼于大龄未婚男性,因而缺少专门针对这一群体死亡风险的系统性研究。二是在测度指标上,主要通过平均预期寿命等指标来反映不同婚姻状况人口的死亡风险,但只能反映寿命的均值这一集中趋势,无法反映群体内部寿命分布的离散情况,因此对死亡风险的考察不够全面。三是在研究视角上,大多直接着眼于“婚姻”本身,其政策建议也多为促进成婚。而中国人口的性别失衡在短期内无法逆转,由此导致的大量男性成婚困难现象必然长期存在,基于婚姻以外的研究视角能为该问题的治理提供有益补充。鉴于此,本文将使用生命表和寿命不均等的相关指标,探究大龄未婚男性的死亡状况,分析其与曾婚(包括有配偶、离婚和丧偶)男性的死亡水平和死亡模式的差异;同时,从城乡和教育这两个重要因素切入,探究大龄未婚男性死亡状况的内部差异。

二、数据与方法

(一) 数据来源与死亡率的调整

1. 数据来源

本文使用的数据主要来自1990~2010年的人口普查资料,包括公布的汇总资料^②和普查原始数据带。具体为:(1)平均人口数,主要使用三次普查公布的汇总数据(2000和2010年的数据为长表数据,本文按相应的抽样比进行回推计算)。其中,由于2000年

① 暂时预期寿命是指人口在所考察的年龄区间 $[x, x+n]$ 的平均存活年数,即 $e_x^{x+n} = \frac{T_x - T_{x+n}}{l_x}$,其中, T_x

为 x 岁以上生存人年数, l_x 为 x 岁时的尚存人数。

② 主要为《中国1990年人口普查资料》、《中国2000年人口普查资料》、《中国2010年人口普查资料》。

公布的汇总资料中缺乏分婚姻—城乡的人口数据,因而使用 2000 年普查原始数据带(0.95%抽样)进行汇总回推。(2)死亡人口数,1990 和 2000 年的死亡人口数由普查死亡原始数据带(1%抽样)汇总后回推计算得出,2010 年的死亡人口数则由普查死亡原始数据带直接汇总得到。需要说明的是,尽管 1990 年以来历次人口普查的死亡数据均存在一定程度的漏报(王金营,2013),但由于中国缺乏成熟和完备的人口死亡登记制度,普查数据仍是获得较为全面的死亡数据的重要来源。此外,本文主要分析婚姻、城乡和教育维度下的男性死亡风险,目前尚没有明确的证据表明老年阶段男性的死亡漏报与这些因素相关,因此可以认为死亡漏报因素对本文的分析影响不大。

2. 死亡率的调整

死亡率的计算主要存在两方面问题。一是最高年龄分组不统一且不详尽。1990 年人口普查公布的分性别—年龄—婚姻状况人口数的最高年龄分组为 60 岁,2000 和 2010 年为 65 岁,而本文要计算的生命表的最高年龄分组为 90 岁。二是部分群体高龄段的死亡率波动较大。由于普查数据存在老年人死亡漏报问题,加上 1990 和 2000 年使用的死亡原始数据为抽样数据,因而将死亡人口数按照本文关注的维度进行划分,会出现部分群体高龄段的样本量过小甚至缺失的情况,进而造成死亡率的过度波动。

针对上述问题,本文进行以下处理:(1)对于最高年龄分组的问题,按照相应普查年份的原始数据对应的年龄结构将老年段人口数进行分解,得到老年段单岁组的人口数;(2)对于死亡率波动较为严重的 1990 和 2000 年小学以上未婚男性的数据,采用布拉斯罗吉特生命表法,以 1982 年普查获得的 1981 年全国男性生命表为标准生命表,分别利用 1990 和 2000 年的小学以上未婚男性 30~59 岁的死亡率数据建立布拉斯罗吉特相关生命表,修正相应年份 60 岁及以上、小学以上学历未婚男性的死亡率。修正过程中发现,1990 年小学以上未婚男性的数据整体上质量较差(其 logit 值与标准生命表的 logit 值无明显的相关性),本文将其作为空缺处理;(3)针对修正后的数据和波动程度较小的数据,本文统一采用单调回归样条方法对死亡率进行平滑处理。

(二) 主要指标

1. 平均预期寿命

根据本文对大龄未婚男性的年龄界定^①,计算的是存活到 30 岁的人的平均预期寿命(e_{30})。基于人口事件的随机性和所用数据为人口普查抽样数据两方面的原因,本研究采用蒙特卡罗方法(模拟 1 000 次)计算 95%置信区间。此外,本文使用 Arriaga(1984)方

^① 学界对大龄未婚男性的年龄界定尚无统一标准:大部分学者将其界定为 28 或 30 岁;部分学者将其定为 25 或 26 岁;也有学者建议将其界定在 32 岁。综合考察已有研究,本文将大龄未婚男性的年龄下限定为 30 岁。需要说明的是,大龄未婚男性年龄下限的具体取值不影响本文的基本结论。

表 1 2010 年中国农村未婚男性生命表

年龄(岁)	nq_x	l_x	$n d_x$	$n L_x$	T_x	e_x
30~34	0.0202	100000	2020	494950	3848576	38.49
35~39	0.0291	97980	2856	482761	3353626	34.23
40~44	0.0407	95124	3873	465938	2870865	30.18
45~49	0.0554	91251	5052	443625	2404926	26.36
50~54	0.0704	86199	6069	415822	1961301	22.75
55~59	0.0903	80130	7234	382563	1545479	19.29
60~64	0.1215	72896	8860	342328	1162916	15.95
65~69	0.1762	64036	11285	291967	820588	12.81
70~74	0.2834	52751	14948	226386	528621	10.02
75~79	0.3856	37803	14577	152575	302235	7.99
80~84	0.4710	23227	10940	88784	149660	6.44
85~89	0.6033	12287	7413	42902	60876	4.95
90+	1.0000	4874	4874	17974	17974	3.69

法对平均预期寿命差异进行年龄分解,以进一步分析年龄这一基本因素对该差异的影响。表 1 给出了基于 2010 年第六次全国人口普查数据编制的农村大龄未婚男性的简略生命表。

2. 死亡年龄标准差
尽管平均预期寿命作为反映人口健康水平的综合指标被广

泛应用,但它只能度量寿命(死亡年龄)的平均值,无法反映寿命分布的离散情况。而寿命不均等作为死亡的另一重要维度,能反映社会成员在生存机会上的差异程度。因此,本文参考 Edwards 等(2005)提出的衡量寿命不均等的指标——死亡年龄标准差来度量死亡年龄模式。死亡年龄标准差越大,意味着寿命(死亡年龄)分布越离散,寿命不均等程度越高,群体内的健康差异越大。对应的,本文计算的死亡年龄标准差为 30 岁及以上人口死亡年龄分布的标准差(S_{30})。该指标的计算公式为:

$$S_{30}=\sqrt{\sum_{x=30}^{x_{\max }}\left\{\phi_x\left[\bar{x}-\sum_{x=30}^{x_{\max }}\left(\bar{x} \times \phi_x\right)\right]^2\right\}}, x \geqslant 30$$

其中, $\phi_x=\frac{d_x}{l_{30}}, x \geqslant 30$ 为一个 30 岁的个体预期在 x 岁到 $x+1$ 岁之间死亡的概率, d_x 为 x 岁到 $x+1$ 岁的死亡人数, l_{30} 为 30 岁时的尚存人数, \bar{x} 为年龄区间 $[x, x+1)$ 内死亡人口的平均年龄,本文假设其近似为 $x+0.5$ 。

三、大龄未婚男性死亡状况的整体特征

本文首先将中国大龄未婚男性置于国际视域中,通过与其他发达国家的年龄别死亡率和暂时预期寿命差异的比较,揭示中国大龄未婚男性死亡状况的特征。在此基础上聚焦中国大龄未婚男性,以中国曾婚男性群体为参照组,使用死亡率之比、平均预期寿命和死亡年龄标准差阐明大龄未婚男性的死亡规律。

(一) 中国未婚男性的死亡状况与发达国家存在明显差异

从死亡水平看,中国未婚男性长期面临较高的死亡风险。以 1990 年的中国未婚男

性为例,与相近年份的发达国家^①相比,中国未婚男性各年龄段的死亡率明显偏高(见图1),其暂时预期寿命居于末位(见图2)。中国未婚男性的死亡率尽管有所下降,但仍高于20世纪90年代大多数发达国家,其暂时预期寿命到2010年与大部分发达国家相比仍存在较大差距。

从死亡模式看,中国与发达国家未婚男性的死亡率差异主要集中在较低年龄段(25~54岁),在较高年龄段(55岁及以上),中国未婚男性死亡率逐渐趋近于发达国家的水平,但在较低年龄段,其死亡率仍高于20世纪90年代的大多数发达国家。这在一定程度上反映出中国未婚男性的特殊性:发达国家较低年龄段的未婚男性多为主动不婚或主动推迟婚姻(杨雪燕等,2017),而在人口性别失衡背景下,中国的未婚男性多为经历了婚姻选择的“被迫”剩下的个体,其健康状况相对较差。

(二) 大龄未婚男性死亡率明显高于曾婚男性

图3给出了中国分婚姻状况男性在不同年龄的死亡率之比,从中可看出以下3个特征:(1)中国大龄未婚男性的死亡率普遍高于曾婚男性。1990~2010年,中国大龄未婚男性几乎所有年龄段的未婚与曾婚死亡率之比均大于1,最高接近4,表明中国大龄未婚男性普遍而持续地面临更高的死亡风险。(2)大龄未婚与曾婚男性的死亡率差异在中青年阶段(30~40岁)达到最大。1990、2000和2010年中国大龄未婚与曾婚男性的死亡率之比分别在30、35和40岁时达到顶峰,此后呈下降趋势。“而立之年”成为

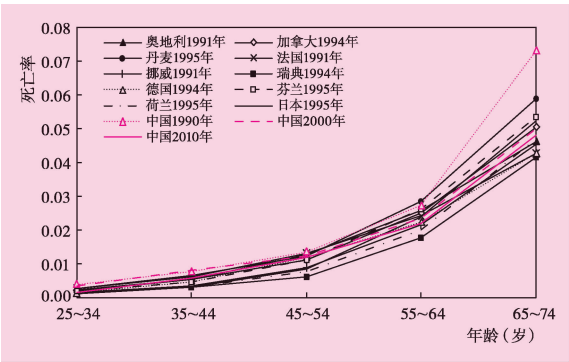


图1 中国与部分发达国家未婚男性的死亡率曲线
资料来源:中国数据来自相应年份的中国人口普查资料;其他国家数据来自《1996年联合国人口统计年鉴》。

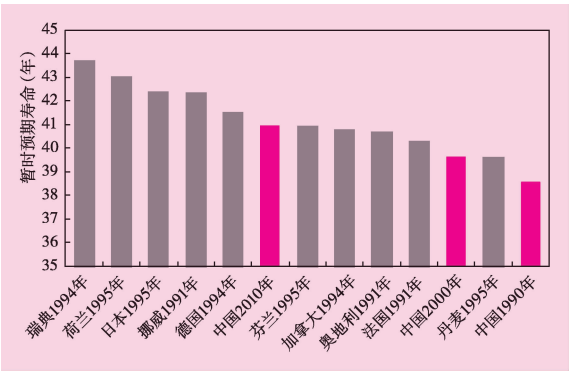


图2 25~74岁未婚男性的暂时预期寿命
资料来源:同图1。

① 出于数据质量和数据可比性的考虑,本文参照 Hu 等(1990)的做法选取部分数据质量较高的发达国家,采用其20世纪90年代以来可获得的最近年份的数据,其具体包含的国家及数据年份见图2。此外,受数据资料限制,这里的未婚男性死亡率曲线从25岁而非本文界定的30岁开始绘制,死亡率的年龄区间间隔不是常用的1岁或5岁,而是10岁,但这并不影响本文的基本结论。

男性成婚的分水岭,婚姻对男性的选择累积效应在此后的中青年阶段达到顶峰,即在此阶段健康状况好的男性逐渐从未婚男性队列中退出,从而使未婚与曾婚男性的健康状况差异达到最大。(3)大龄未婚与曾婚男性死亡率之比的峰值随时间推移逐步下降,且向较高年龄段移动。随着社会经济发展和医疗卫生条件普遍改善,中国大龄未婚与曾婚男

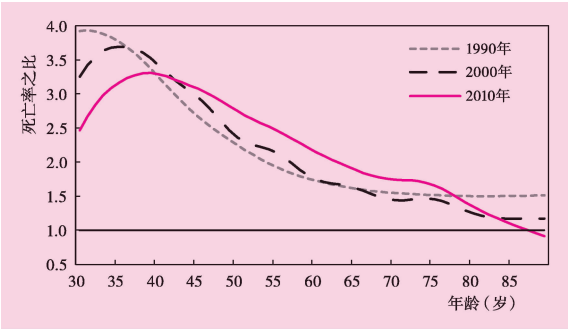


图3 1990~2010年中国未婚与曾婚男性死亡率之比

注:基于1990、2000、2010年中国人口普查数据计算。

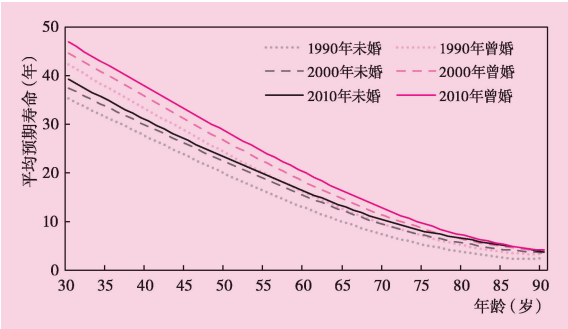


图4 1990~2010年中国男性分婚姻状况的平均预期寿命

注:同图3。

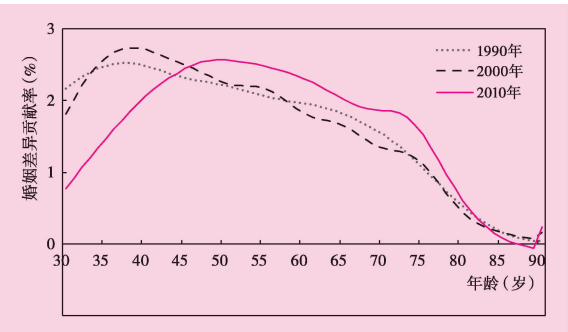


图5 1990~2010年男性婚姻差异的年龄别贡献率

注:同图3。

性的健康状况差异逐渐缩小,死亡率之比的峰值下降。而死亡率之比峰值的推后则可能是婚姻推迟的结果。随着成婚年龄的推迟,婚姻对男性的选择和保护效应也相应发生在更高的年龄段,导致未婚与曾婚男性的死亡率差异的峰值后移。

(三) 大龄未婚男性的平均预期寿命明显低于曾婚男性

本文考察了1990~2010年中国分婚姻状况男性平均预期寿命的分布情况(见图4),中国大龄未婚男性的平均预期寿命不仅低于同期曾婚男性,而且在30~60岁这一年龄段甚至低于对应年龄段所有年份的曾婚男性。此外,中国男性平均预期寿命的婚姻差异随着时间的推进不断扩大,以30岁的平均预期寿命为例,其差距从1990年的6.9年扩大为2010年的7.6年。这反映出中国大龄未婚男性不仅在平均预期寿命上存在较大的基期劣势,且该劣势在逐渐扩大。

进一步考察上述二者的差异可知,中国男性平均预期寿命的婚姻差异随年龄的增加不断下降。这一规律在平均预期寿命婚姻差异的年龄分解(见图5)中表现得更为明显:所有年份的婚姻差异贡献率的峰值年龄较低(30~50岁),此后随着年龄的增加,其贡献逐渐减小。以1990年为例,其婚姻差异贡献率的峰值年龄为37岁,贡献率约为2.5%,这表明

未婚与曾婚男性在 37 岁的死亡率差异对前述 6.9 年的平均预期寿命差距的贡献最大(约 0.2 岁)。这可能是由于在较低年龄段,婚姻对健康的选择效应和保护效应发挥了重要作用,使曾婚男性比同龄的未婚男性的死亡率更低。而根据“虚弱者早逝”理论,随着年龄的提高,健康状况较差的大龄未婚男性会最先逝去,活到较高年龄段的未婚男性以经过了存活选择的较为健康的个体为主,从而缩小了二者的健康差异。

此外,尽管在 1990~2010 年中国大龄未婚男性的平均预期寿命有了较大幅度的增长,其 30 岁的平均预期寿命从 35.3 年提高至 39.2 年,寿命增量为 3.9 年,低于曾婚男性的 4.6 年。其寿命增长的年龄模式也与曾婚男性存在明显差异(见图 6)。曾婚男性的寿命增长主要集中在较高年龄段,较低年龄段(30~45 岁)人口仅贡献了 4.6 年寿命增量的 6.4%(约 0.3 岁),而大龄未婚男性则仍有一部分集中在较低年龄段,贡献率高达 24.6%。一般而言,与其他年龄段相比,青壮年阶段人口的死亡率较低,进一步下降的难度较大,对预期寿命的影响较小。而大龄未婚男性由于其健康状况与曾婚男性存在较大差异,平均预期寿命的起点较低,因而存在较大的提升空间,使青壮年阶段寿命增长的贡献率仍比较大。

(四) 大龄未婚男性寿命不均等程度高于曾婚男性

由图 7 可知,大龄未婚与曾婚男性死亡年龄分布的离散程度存在明显差异,曾婚男性的死亡年龄分布更为集中。以 2010 年为例,有 39.4%的曾婚男性在峰值年龄段(围绕死亡的年龄众数前后各 5 岁)内死亡,而未婚男性的这一数值仅为 32.4%。进一步考察死亡年龄分布的标准差(S_{30})可知,1990 年中国大龄未婚男性的 S_{30} 为 13.5,比同期曾婚男性高 1.8,这

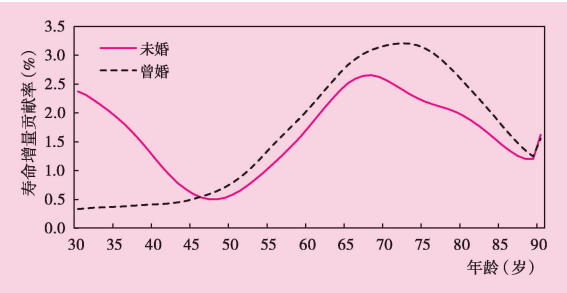


图 6 1990~2010 年男性寿命增量的年龄别贡献率
注:同图 3。

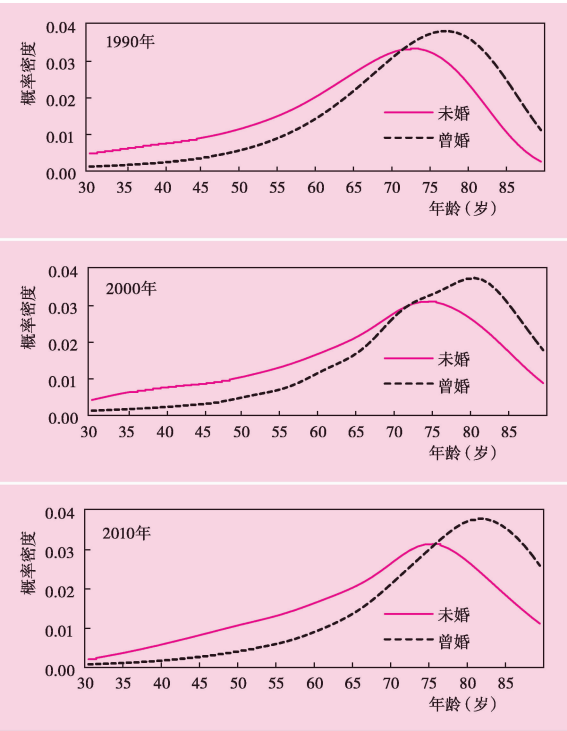


图 7 1990~2010 年中国男性分婚姻状况死亡年龄条件分布
注:同图 3。

一差距在 2000 年高达 2.5,2010 年略有下降(2.2)。这表明中国大龄未婚男性群体内部的健康差异较大,在生存机会上的不平等程度较为严重。

四、大龄未婚男性死亡状况的内部差异

上述分析结果表明,中国大龄未婚男性不仅死亡水平高,而且内部差异大。

(一) 农村大龄未婚男性为“弱势中的弱势群体”

农村未婚男性的平均预期寿命均低于同期城镇未婚男性(见表 2),且该差距在 2000~2010 年呈扩大趋势:2000 年二者差距为 0.8 年,2010 年这一数值达到了将近 2 年。这表明相较于城镇地区,农村地区大龄未婚男性的健康劣势在持续加重。同时,农村大龄未婚男性不仅低于同一婚姻状态的城镇未婚男性,也远低于农村曾婚男性。这表明农村地区的大龄未婚男性受城乡差异和失婚状况的叠加影响,面临着最高的死亡风险,是“弱势中的弱势群体”。从死亡年龄的离散趋势看,农村未婚男性的 S_{30} 始终高于同期城镇未婚男性,且尽管其在 2000~2010 年呈下降趋势,但降幅不足 0.2,远低于城镇未婚男性的 1.2 的降幅。此外,农村大龄未婚男性的 S_{30} 不仅高于城镇未婚男性,而且远高于农村曾婚男性。这从死亡状况的另一个侧面印证了农村未婚男性处于双重劣势地位。

表 2 2000~2010 年分婚姻—城乡男性的平均预期寿命(e_{30})与死亡年龄标准差(S_{30})

年份	未 婚		曾 婚	
	城镇	农村	城镇	农村
e_{30}				
2000	37.95(37.89,38.01)	37.16(37.10,37.21)	46.22(46.15,46.28)	43.68(43.61,43.74)
2010	40.45(40.39,40.50)	38.50(38.45,38.56)	48.83(48.75,48.91)	45.19(45.12,45.25)
S_{30}				
2000	14.68(14.64,14.72)	14.84(14.80,14.87)	11.81(11.77,11.85)	12.44(12.39,12.49)
2010	13.46(13.41,13.50)	14.67(14.63,14.70)	11.31(11.28,11.34)	12.63(12.60,12.65)

注:括号内为 95%置信区间。基于 2000 和 2010 年全国人口普查数据计算。

(二) 受教育程度越高的大龄未婚男性生存状况越好

以 2000 年为例(见图 8),同一受教育程度未婚男性的平均预期寿命均小于曾婚男性。随着受教育程度的上升,教育对未婚男性健康的作用可以在一定程度上弥补其婚姻上的劣势,表现为小学以上的未婚男性的平均预期寿命高于文盲^①曾婚男性,并在较高年龄段高于小学曾婚男性。

① 这里的“文盲”在 1990 年普查为“不识字或识字很少”一类;在 2000 年普查包括“未上过学”与“扫盲班”两类;在 2010 年普查为“未上过学”一类。下同。

进一步比较中国大龄未婚男性内部不同受教育群体的情况(见表3),可发现以下两个特征:一是大龄未婚男性平均预期寿命的绝对数值与受教育程度呈正相关关系,体现为在考察的所有年份,大龄未婚男性的受教育程度越高,其平均预期寿命越长。二是大龄未婚男性平均预期寿命的相对增幅与受教育程度呈正相关关系,具体表现为2000~2010年小学以上未婚男性的30岁平均预期寿命增幅达2.4年,高于小学未婚男性的1.1年,且远高于文盲未婚男性的0.2年。二者共同体现了教育对中国大龄未婚男性的平均预期寿命的重要作用。

从死亡年龄标准差角度看,中国大龄未婚男性的 S_{30} 与受教育程度存在负相关关系,受教育程度低的大龄未婚男性的寿命不均等程度更高。此外,1990~2010年中国文盲与小学大龄未婚男性的 S_{30} 略有上升。尽管文盲和小学未婚男性的平均预期寿命在这20年间有所提高,从这一维度来看其健康状况有所改善,但与此同时其寿命不均等程度也在加深,这是单独考察平均预期寿命这一指标所无法了解到的。

(三) 与婚姻和城乡维度相比,教育对未婚男性的寿命增益作用更大

2000~2010年中国男性群体的平均预期寿命(e_{30})在不断提高^①,但其增幅存在明显的婚姻、城乡和教育差异,呈现“未婚小于曾婚,农村小于城镇,低受教育程度小于高受教育程度”的规律(见图9)。比较婚姻、城乡和教育3个维度对男性平均预期寿命的影响,教育差异的影响最大,婚姻差异次之,城乡差异的影响最小。这里借助一个反事实的例子来说明:假设在理想的情况下,2010年30岁的农村未婚男性变成城镇未婚男性,其平均预期寿命增长不足2年,远低于未婚男性通过改变婚姻状态的7.6年的收益。而若文盲未婚男性通过提高受教育程度成为小学未婚男性,

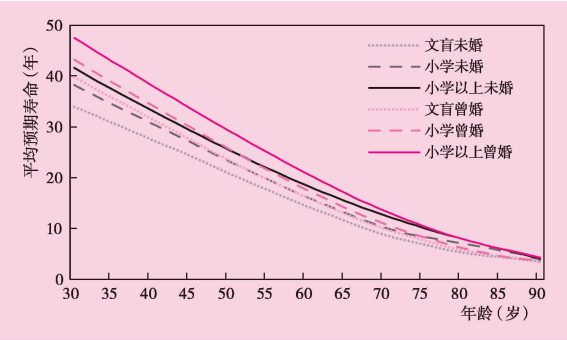


图8 2000年中国男性分婚姻状况—受教育程度的x岁的平均预期寿命

注:基于2000年全国人口普查数据计算。

表3 1990~2010年分受教育程度未婚男性的平均预期寿命(e_{30})与死亡年龄标准差(S_{30})

年 份	文 盲	小 学	小学以上
e_{30}			
1990	33.57(33.52,33.61)	36.46(36.41,36.51)	—
2000	33.91(33.86,33.96)	38.23(38.18,38.30)	41.55(41.48,41.62)
2010	34.14(34.09,34.19)	39.30(39.24,39.37)	43.90(43.82,43.98)
S_{30}			
1990	14.22(14.19,14.24)	13.48(13.45,13.52)	—
2000	15.92(15.90,15.94)	15.35(15.33,15.37)	15.24(15.24,15.24)
2010	15.77(15.75,15.79)	15.63(15.62,15.64)	14.81(14.82,14.80)

注:同表2。

① 根据本文计算,2000年中国全体男性的 e_{30} 为44.21岁,2010年提高至46.45岁。

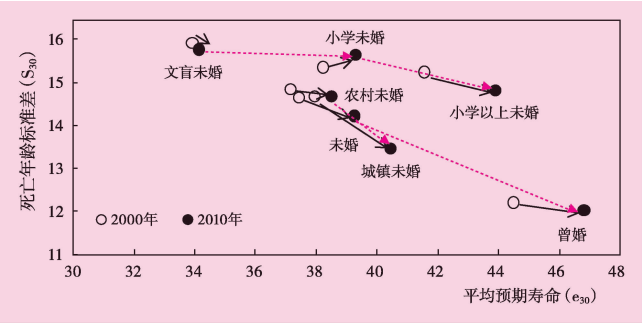


图9 2000~2010年分婚姻状况、城乡、受教育程度的男性平均预期寿命与死亡年龄标准差的变动

注:实线箭头表示真实存在的变动;虚线箭头表示假想的变动。根据2000和2010年全国人口普查资料绘制。

其寿命增幅能达到5.2年,若其继续将受教育程度提高至小学以上,则总的寿命收益甚至高达9.8年。考察死亡年龄标准差的情况,2000~2010年总体上中国未婚男性的 S_{30} 有所下降,寿命不均等程度有所减缓,但减缓的程度亦存在着城乡和教育差异。

五、结论与建议

本文聚焦大龄未婚男性群体的死亡状况,并从城乡和教育维度考察了大龄未婚男性死亡状况的内部差异,得到以下主要结论:(1)中国大龄未婚男性的死亡状况既区别于发达国家的未婚男性,又与中国的已婚男性存在明显差异。与发达国家相比,中国未婚男性的死亡水平更高,死亡模式也存在差异;与已婚男性相比,大龄未婚男性面临死亡风险较高和寿命不均等较严重的双重窘境,其平均预期寿命较短且该差异在短期内难以弥合,同时,大龄未婚男性内部的健康差异更大且该劣势仍在持续,甚至加重。(2)大龄未婚男性的死亡状况存在明显的城乡和教育差异。分城乡看,农村地区的大龄未婚男性受城乡差异和失婚状态的叠加影响,面临较高的死亡风险,是“弱势中的弱势群体”;分教育看,受教育程度越高的大龄未婚男性的生存状况越好,教育可在一定程度上弥补其婚姻方面的健康劣势。(3)婚姻状况、城乡和教育维度对男性死亡状况的影响存在明显差异:教育差异的影响最大,婚姻状况的影响次之,城乡差异的影响最小。表明与婚姻状况和户籍转变相比,教育素质的提升对大龄未婚男性寿命的增益作用更大。

基于上述研究结论,本文提出以下对策建议:(1)将中国的扶贫实践置于城乡一体化视阈下,加大精准扶贫战略的实施力度,缩小城乡和区域差距,推进城乡一体化发展。尽管相对于婚姻状况和受教育程度而言,户籍转变对男性寿命的增益作用相对较弱,但应该看到,依附于户籍制度的教育、医疗等一系列福利待遇差异对人口进行的城乡分割是影响婚姻状况的重要因素,导致农村地区的男性成为婚姻挤压风险的主要承担者。因此,推进城乡一体化、缩小城乡差距仍是改善大龄未婚男性死亡状况的可行路径。(2)将发展教育作为精神脱贫和能力脱贫的切入点,提升其自我发展能力,同时阻止贫困的代际传递,防患于未然。尽管随着教育的推广和普及,中国大龄未婚男性的受教育程度有所提高,但并未从根本上改变其整体受教育程度低的状况。因此,可在推广和普及教育的基础上进一步提高中国尤其是农村地区的教育质量,从根本上提升潜在的大龄未婚男

性群体的教育素质。同时,针对已存在的大龄未婚男性,一方面可通过提供通识再教育,加强他们在身体、心理健康方面的知识积累,提升其应对健康风险的能力;另一方面可通过职业技能培训等方面的再教育提升其生存能力,以共同提高其教育素质。(3)强化政策支撑体系尤其是社会保障体系,同时营造宽松多元的婚育文化氛围,消除对该群体的偏见。一方面,可以出台相应的精准帮扶政策来强化该群体的政策支撑体系,同时依托现有的社会保障体系,通过降低大龄未婚男性的养老缴费标准和放宽老年未婚男性在社会保障制度方面的年龄门槛等方式给予其一定的政策倾斜与关怀;另一方面,营造宽松多元的婚育文化氛围,增进政府工作人员乃至社会公众对大龄未婚男性的认识,消除对该群体的偏见,从而为大龄未婚男性群体提供更好的生存空间。

限于数据的可获得性,本文未计算 1990 年城乡维度下的大龄未婚男性生命表,因此在考察中国大龄未婚男性群体内部差异的变动情况时受到一定限制。此外,基础数据存在死亡漏报、数据校正部分模型生命表的选择不尽完善等因素,都可能会对本文的分析结果造成一定的影响。

参考文献:

1. 果臻等(2016):《中国男性婚姻挤压模式研究》,《中国人口科学》,第 3 期。
2. 郝虹生(1995):《中国不同婚姻状况人口的死亡率差异分析》,《人口研究》,第 5 期。
3. 靳小怡等(2010):《中国的性别失衡与公共安全——百村调查及主要发现》,《青年研究》,第 5 期。
4. 李建新(1994):《中国人口的婚姻状况与死亡水平差异》,《中国人口科学》,第 5 期。
5. 李艳等(2010):《农村男性的婚姻状况与社会支持网络》,《西安交通大学学报(社会科学版)》,第 3 期。
6. 刘海城等(1998):《全国及分区域不同婚姻状况人口死亡特征研究》,《中国人口科学》,第 4 期。
7. 王金营(2013):《1990 年以来中国人口寿命水平和死亡模式的再估计》,《人口研究》,第 4 期。
8. 杨雪燕等(2017):《婚姻挤压对农村男性生命质量的影响》,《人口学刊》,第 1 期。
9. 张春汉、钟涨宝(2005):《农村大龄未婚青年成因分析——来自湖北潜江市 Z 镇 Y 村的个案分析》,《青年探索》,第 1 期。
10. Arriaga E.E.(1984), Measuring and Explaining the Change in Life Expectancies. *Demography*. 21(1):83-96.
11. Edwards R., Tuljapurkar S.(2005), Inequality in Life Spans and a New Perspective on Mortality Convergence across Industrialized Countries. *Population and Development Review*. 31(4):645-674.
12. Hu Y., Goldman N. (1990), Mortality Differentials by Marital Status: An International Comparison. *Demography*. 27(2):233-250.
13. Ikeda A., Iso H., Toyoshima H., Fujino Y., Mizoue T., Yoshimura T., Inaba Y., Tamakoshi A., JACC Study Group (2007), Marital Status and Mortality among Japanese Men and Women: The Japan Collaborative Cohort Study. *BMC Public Health*. 7(1):73-79.
14. Kaplan R.M., Kronick R.G.(2006), Marital Status and Longevity in the United States Population. *Journal of Epidemiology and Community Health*. 60(9):760-765.

(责任编辑:李玉柱)