

中国的死亡率进度效应与去进度效应平均预期寿命

巫锡炜^{1*} 董浩月²

1. 中国人民大学人口与发展研究中心 北京社会建设研究院 北京 100872

2. 中国人民大学社会与人口学院 北京 100872

【摘要】目的:介绍死亡率进度效应,其也是高估中国人口平均预期寿命的不可忽略的因素之一,说明去进度效应平均预期寿命是衡量人口寿命水平和健康水平变动趋势的更佳指标。方法:采用 1994—2016 年中国的死亡数据,以 John Bongaarts 和 Griffith Feeney 提出的三步估计策略,考察了中国的去进度效应平均预期寿命。结果与结论:(1)与常规预期寿命指标相比,去进度效应平均预期寿命呈更加平稳增长的趋势,女性的平均预期寿命及其增长速度均高于男性;(2)中国 1994—2016 年平均预期寿命的进度效应在 2~5 岁之间波动,平均在 2.5 岁以上,明显高于已有研究所涉及欧美国家的进度效应,表明中国死亡率下降速度更快;(3)就“六普”而言,进度效应会造成常规平均预期寿命高估寿命水平,男性、女性和两性合计人口的幅度分别为 2.43 岁、2.63 岁和 2.57 岁,去进度效应预期寿命或许可以更好地测度中国人口的寿命水平及其变化趋势。

【关键词】死亡率;平均预期寿命;进度效应

中图分类号:R197 文献标识码:A doi:10.3969/j.issn.1674-2982.2020.09.012

Tempo effects in mortality and tempo-adjusted life expectancy in China

WU Xi-wei¹, DONG Hao-yue²

1. Population Development Studies Center, Beijing Institute of Social Construction at Renmin University, Beijing 100872, China

2. School of Sociology and Population Studies, Renmin University of China, Beijing 100872, China

【Abstract】 Objective: to introduce the concept of mortality tempo effect, explore its distortion on the life expectancy in China, and demonstrate tempo-adjusted life expectancy as a more reasonable indicator to measure life span and health condition. Methods: taking advantage of the yearly data on death for China from 1994 to 2016, this study investigates that tempo-adjusted life expectancy, through the approach proposed by John Bongaarts and Griffith Feeney. Results and Conclusions: (1) in contrast to conventional life expectancy, tempo-adjusted life expectancy tends to increase more steadily, and both level and its growth rate of life expectancy for women are higher than those for men. (2) The tempo effects of mortality for China fluctuate between 2 and 5 from 1994 to 2016, with an average of 2.5 and above, which is clearly higher than those for European countries and United States. This suggests that the speed of mortality decline in China is much faster. (3) As far as the sixth census concerned, the potential tempo effects might make the conventional life expectancy overestimate the health level in China. The tempo-adjusted life expectancy may be a preferred measure of the life expectancy of the Chinese population.

【Key words】 Mortality rate; Life expectancy; Tempo effect

依据 2010 年第六次全国人口普查(以下简称“六普”)数据计算,中国男性和女性平均预期寿命分别为 75.65 岁和 80.49 岁。^[1]这意味着,中国人口的

平均预期寿命在本世纪第一个 10 年间增长了 5 岁多,“大大超出了联合国步长法在预期寿命达到 70 岁后每 10 年增长不超过 2 岁的增长幅度”。^[2]换言之,基于

* 基金项目:国家自然科学基金重大项目(71490731)

作者简介:巫锡炜(1980 年—),男,博士,副教授,主要研究方向社会人口学、健康与老龄化。E-mail: wuxiwei@ruc.edu.cn

通讯作者:董浩月。E-mail: dhy0417@126.com

“六普”数据得到的平均预期寿命高估了中国人口当时的寿命水平。现有研究大都将这种高估归因于死亡漏报,且主要表现为婴幼儿与老年人口的死亡漏报。^[3-9]

数据中漏报死亡一定会导致得到的平均预期寿命高估人口寿命水平和健康状况,但是,就基于“六普”数据的分析而言,现有研究在死亡漏报的具体水平、调整漏报所用方法与所采用的基准数据和死亡模式假定等方面存在明显差别,导致修正后所得结果也存在分歧。此外,以死亡漏报来解释平均预期寿命高估寿命水平的思路隐含着的一个重要假定:死亡水平与社会经济发展水平之间密切相关,甚至表现为决定性关系。这与死亡研究中的传统观点相一致。可是,近年来随着死亡研究的深入,研究者们已日益意识到死亡水平变化“经济决定论”的局限,认为人类福祉的若干重要方面,包括预期寿命与经济状况(特别是收入)的关系已变得越发分离。^[10-12]可见,不论就分歧明显的研究结果还是从所秉持的共同理论基础而言,都会导致人们对“死亡漏报导致死亡率低估,进而所得平均预期寿命高估寿命水平”这一解释逻辑的充分性产生疑问。因此,有必要从死亡漏报之外来认识和理解学术研究和政策实践中常用的平均预期寿命为什么会高估人口当前的寿命水平和健康状况。

近年来国外学术界有关死亡研究的新进展,特别是 John Bongaarts 和 Griffith Feeney 的系列成果指出,高预期寿命人口中死亡的推迟也会产生死亡率进度效应,从而导致常规时期平均预期寿命高估人口当前的寿命水平,并且他们还提出了去进度效应平均预期寿命指标可以更合理地反映人口当前的寿命水平和健康状况。^[13-19]自新中国成立特别是改革开放以来我国死亡水平呈持续下降趋势,预期寿命不断提高,很多死亡得益于医疗水平的改进和卫生政策的完善而被延迟。然而,目前仍未见有关中国人口死亡率进度效应及其对平均预期寿命测量造成扭曲的研究成果。为此,本研究拟尝试从死亡率进度效应角度来认识和说明中国被高估时期的平均预期寿命。本文认为,进度效应扭曲可能是常规时期平均预期寿命高估中国人口寿命水平的另一个需要考虑的因素。

1 死亡率进度效应与中国人口死亡条件的持续改善

1.1 死亡率进度效应及其争议

根据 John Bongaarts 和 Griffith Feeney 的观点,所

谓进度是指事件发生的平均年龄的改变,而死亡率进度效应是指死亡条件(mortality conditions)无法维持在一个时点不变,因而影响尚存率和平均余寿的数值,进而导致平均预期寿命高估或低估。^[13]当然,也有其他学者以数学方式论证过死亡率进度效应的存在。^[20-21]

死亡率进度效应至今却仍存在很大争议。质疑者认为个体只能经历一次死亡,并无数量变化,且平均预期寿命本身已经是进度的测量。^[22-24]面对争议和质疑,两位提出者回应指出,要明确平均预期寿命的测量是在率(rate)还是条件(condition)的前提下讨论,进度效应对平均预期寿命结果的影响在“条件”前提下才需要调整。^[15-16]所谓“条件”指的是公共卫生状况、医疗技术水平等与死亡发生直接有关的因素。对于高预期寿命人口,死亡主要是衰老性因素所致,那么,随着这些死亡条件的改善,人们存活的年数随之延长,死亡被推迟至更高的年龄组才发生。这种情形下某一时期观察到的死亡率(当前率,current rate),并不必然真实地反映人口所面临的当前死亡条件。故而,条件的前提下,时期平均预期寿命会受到死亡率进度的影响而出现歪曲。也正是基于此,且考虑到大部分衰老从30岁以后才开始,John Bongaarts 和 Griffith Feeney 提出的调整方法以成年人死亡率为依据,并仅适用婴幼儿死亡率很低的人口^[18],得到去进度效应时期平均预期寿命结果,来更合理地反映一个人口的当前健康状况或死亡水平变化趋势。

1.2 中国人口死亡条件的持续改善

中国人口死亡水平持续下降、寿命持续增长的事实不容质疑。究其原因,除了经济发展带来的生活条件与营养状况的改善之外,更不能忽略的是:新中国成立后,深入开展“爱国卫生运动”,从环境卫生改善、加强卫生防疫入手,一方面提升城乡人居环境质量,另一方面促使国民养成良好的卫生习惯和健康意识,为国民健康筑起了一道坚固的长城;改革开放以来,基本公共卫生服务覆盖率不断提高,惠及面不断扩大,疾病预防控制体系渐趋完善,全民医疗保障体系逐步健全,中国卫生服务质量持续提升、医疗资源可及性不断改善,国民健康具有制度和制度双重保障。

目前中国的医疗卫生条件与高福利国家相比仍有一定的差距。但是,改革开放以后,尤其是近20

年来中国的居住环境、公共卫生服务的范围与质量以及医疗技术水平有了质的飞跃,并且仍在加速提升。如此快速变化的“当前条件”为中国死亡率进度效应的存在和发生提供了现实基础,不同年龄人口的死亡持续下降,尤其是老年人死亡率的明显下降在人口普查、人口抽样调查以及全国性的老年追踪调查结果中均得到了证实^[25],使得不少死亡得以被延迟。因此,死亡条件持续改善理应引发死亡率进度效应。这为本文提出以死亡进度效应扭曲来探究常规指标高估时期预期寿命提供了现实基础。

2 方法与数据

2.1 估计去进度效应平均预期寿命的方法简介

2.1.1 估计去进度效应平均预期寿命 $e_0^*(t)$ 的思路

通过研究高预期寿命人口, John Bongaarts 和 Griffith Feeney 发现,死亡力表现出随年龄和时间变化的一致模式,表现为^[13]:死亡几乎都发生在成人,除了极少数(2%左右)之外,新生儿都能存活到成年;30 岁以后,死亡率随年龄呈指数函数变化;而且,所有成年人的死亡率倾向于随时间推移近乎等量地改善。

那么,根据 Gompertz 死亡率变化模型,成人的死亡力(force of mortality)呈指数型分布,

$$\mu(a, t) = \mu(0, t)e^{ba} \quad (1)$$

其中, b 为大于 0 的参数。^[26] 由于此模型仅适用于成人, $\mu(0, t)$ 指 30 岁的死亡力。将此函数取对数,变为 $\ln[\mu(a, t)] - \ln[\mu(0, t)] = ba$ 变为线性函数。美国的资料表明,历年的直线接近于平行,意味着各年龄的死亡水平随时间等量改善。^[13]

利用以上观察到的特性, John Bongaarts 和 Griffith Feeney 推导出 t 年平均预期寿命的进度效应 $S(t)$ 为^[13]:

$$S(t) = e_0(t) - e_0^*(t) \quad (2)$$

这里, $e_0^*(t)$ 为去进度效应平均预期寿命,通过解以下微分方程来得到:

$$e_0(t) = e_0^*(t) - \frac{1}{b} \ln \left[1 - \frac{de_0^*(t)}{dt} \right] \quad (3)$$

其中, b 是 Gompertz 死亡率变化模型中的参数 b 。

2.1.2 估计去进度效应平均预期寿命 $e_0^*(t)$ 的策略

上述思路以成人死亡率年龄分布为依据,假定 30 岁以前无死亡。实际应用中,需要将 30 岁以前的死亡率设定为 0 重新构建生命表。但是,式(3)中,调整死亡率的进度效应时,要用到调整后的平均预期寿命的改变率,它是一个复杂难解的微分方程。

针对求解的难题, John Bongaarts 和 Griffith Feeney 提出了一个三步骤的策略。^[15] 第一步,将各年份 30 岁前各年龄的死亡率设定为 0,重新得到各年份的 $e_0(t)$ 。第二步,对各年份 30 岁前无死亡的零岁平均预期寿命 $e_0(t)$,使用六次式进行修匀。第三步,估计去进度效应平均预期寿命 $e_0^*(t)$ 时,以修匀得到的平均预期寿命 $e_0(t)$ ^S 代替原来的 30 岁前死亡被设定为 0 的平均预期寿命,以欧拉方法对式(3)求解^[27]:将初始年 1950 年的进度效应 $S(1950)$ 设定为 2,以此作为微分方程的初始条件,1950 年进度调整的平均预期寿命 $e_0^*(1950)$ 为 $e_0(1950) - S(1950)$ 。于是,1951 年的去进度效应平均预期寿命为:

$$e_0^*(1951) = e_0^*(1950) + \{1 - e^{-b(1950) [e_0(1950)^s - e_0^*(1950)]}\} \quad (4)$$

以后各年的去进度效应平均预期寿命由下式计算:

$$e_0^*(t+1) = e_0^*(t) + \{1 - e^{-b(t) [e_0(t)^s - e_0^*(t)]}\} \quad (5)$$

由此,将得到的 $e_0(t)$ 和 $e_0^*(t)$ 代入式(1)以估计出进度效应 $S(t)$ 。

2.1.3 估计时死亡率变化模型的替代选择

Bongaarts 和 Feeney 提出的上述策略为了简化调整过程,使用了 Gompertz 死亡率变化模型对参数 b 进行估计,但是,死亡实际上却并非简单呈指数函数式变化,即使是成人(30 岁以上)死亡率也要复杂得多。青壮年时常常出现死亡率先升后降的波动,老年期的死亡率随年龄虽在增大但也并非呈指数函数式增长,高龄期的死亡率增加速度反而减缓。^[28] 有研究表明, Gompertz 模型系统低估了 40 岁以下而高估了 80 岁以上年龄组的死亡率,而三参数的 Logistic 模型则更加符合老年期死亡率先快后慢的增长过程。^[29] 此模型的具体表达如下^[30]:

$$\mu(x) = \frac{ae^{bx}}{1 + ae^{bx}} + r \quad (6)$$

其中, $\frac{ae^{bx}}{1 + ae^{bx}}$ 为衰老死亡率 (senescent mortality), a 和 b 为大于 0 的参数;而 r 为非衰老死亡率 (background mortality),反映独立于年龄因素的死亡作用。

2.2 数据来源及处理

调整死亡率的进度效应需要连续年份的平均预期寿命及死亡率变化模型参数,所以本文使用《中国人口和就业统计年鉴》(1995—2017)中全国分年龄性别的人口死亡数据作为基础资料对进度效应进行

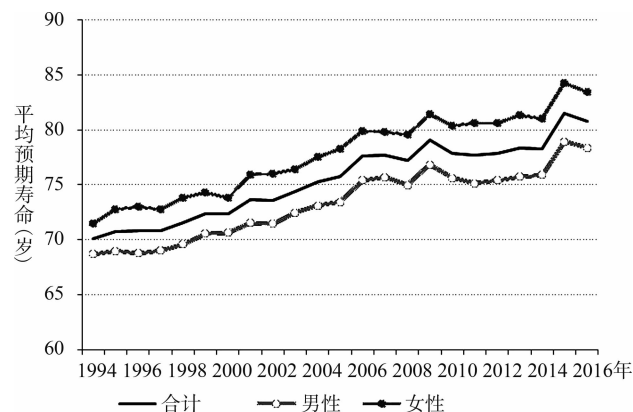
估计。具体操作过程如下：(1) 编制从 1994 年到 2016 年的时期生命表，求出历年常规平均预期寿命；(2) 计算各年份分年龄死亡率，利用 30 岁以上数据计算 Gompertz 死亡率改变模型和 Logistic 模型参数；(3) 假设 30 岁前死亡率为 0，重新构建各年生命表，得到 $e_0(t)$ ；(4) 修匀历年的平均预期寿命 $e_0(t)$ ，得到 $e_0(t)^s$ ；(5) 估算各年的去进度效应平均预期寿命 $e_0^*(t)$ 与死亡率的进度效应 $S(t)$ 。

2.3 估计中国人口去进度效应平均预期寿命时的具体设定

2.3.1 适用性说明

图 1 为 1994—2016 年中国零岁时平均预期寿命的变化趋势。从整体变化趋势上看，1994—2016 年中国的平均预期寿命基本保持着持续增长的趋势，且女性平均预期寿命高于男性，这一趋势与以往死亡及死亡率相关研究的结果相一致。死亡率的下降带来的平均死亡年龄的上升即是本文关注的进度，这使得常规的平均预期寿命产生高估。值得注意的是，个别年份的平均预期寿命存在上下波动的情况，这是进度效应的一种印证，死亡率的快速下降使得死亡人数突然减少，年龄别死亡率突然下降导致预期寿命的突然上升。具体来看，1994 年中国零岁时的平均预期寿命已基本达到 70 岁的水平，2016 年两性合计平均预期寿命达到 80.83 岁，女性的平均预期寿命从 2009 年开始已经超过 80 岁，基本达到了较高的水平。进一步考察各年份 30 岁时的尚存概率处于 93%~99% 之间。本文认为中国人口基本

满足前述死亡率进度效应校正方式的适用条件。因为，已有研究中，30 岁时存活概率大都介于 94%~98%^[13,27,31]，有的甚至约介于 83%~96%^[32]。



资料来源：根据相应年份《中国人口和就业统计年鉴》中的全国人口死亡数据直接计算。

图 1 1994—2016 年中国的平均预期寿命

2.3.2 死亡率变化模型的选择

使用历年 30 岁以上的数据，拟合非线性回归模型估计 Gompertz 死亡率变化模型和 Logistic 模型的参数，表 1 呈现了相应的结果。两个模型中，不论是两性合计还是分性别 30 岁的死亡力均随着时间推移而下降，均与经验预期相一致。不过，相比于 Gompertz 模型，Logistic 模型下 R^2 与参数 b 的均值都略高。这表明，同台湾地区一样^[32]，中国大陆成年人死亡率的增长趋势也更接近 Logistic 曲线。因此，本文选择 Logistic 模型对参数进行估计。

表 1 Gompertz 模型与 logistic 模型的参数估计

		$\mu(0,1994)$	$\mu(0,2016)$	1994—2016 年的平均值		
				b	b 的 Std.	R^2
Gompertz 模型	合计	$1.22(\times 10^{-3})$	$4.37(\times 10^{-4})$	0.088 42	0.002 40	0.987 13
	男性	$1.37(\times 10^{-3})$	$5.75(\times 10^{-4})$	0.088 03	0.003 50	0.974 33
	女性	$8.71(\times 10^{-4})$	$2.73(\times 10^{-4})$	0.095 46	0.003 24	0.980 49
Logistic 模型	合计	$8.50(\times 10^{-4})$	$3.45(\times 10^{-4})$	0.096 95	0.002 59	0.988 43
	男性	$8.79(\times 10^{-4})$	$4.48(\times 10^{-4})$	0.098 25	0.003 98	0.974 99
	女性	$6.05(\times 10^{-4})$	$2.14(\times 10^{-4})$	0.104 59	0.003 48	0.981 88

注： $\mu(0,1994)$ 和 $\mu(0,2016)$ 分别为 1994 年和 2016 年 30 岁的死亡力。

2.3.3 初始年份的进度效应

另一个需要的考虑是初始年份死亡进度效应的设定。Marc Luy 探讨东、西德的平均预期寿命时采用前述提及的三步估计策略，将初始年 1950 年的进度效应 $S(1950)$ 设定为 2。^[27] 董宜祯和王德睦考察台

湾地区的死亡率进度效应时亦沿用此做法，将初始年 1952 年的进度效应 $S(1952)$ 设定为 2。^[32] 本文亦采用同样的设定。不过，本文的初始年为 1994 年，是否能够直接沿用之前的做法，将 $S(1994)$ 设定为 2 呢？

30 岁前无死亡情况下，中国大陆 1994 年的平均

预期寿命 $e_0(t)$ 为 74.76 岁, 男性为 72.86 岁, 女性为 76.72 岁, 以此对应东、西德和台湾地区平均预期寿命 $e_0(t)$ 相当的年份。如表 2 所示, 东、西德与台湾地区 $e_0(t)$ 相当时进度效应存在着较大的差异, 这源于不同地区死亡率下降速度存在差异。^[27,31-32] 本文选择与中国大陆情况更接近的台湾地区作为参考, 并综合考虑两性的进度效应, 也将初始年 1994 年的进度效应 $S(1994)$ 设定为 2。

表 2 东德、西德和台湾地区与中国大陆 1994 年平均预期寿命相当年份的进度效应比较

	男性			女性		
	t	$e_0(t)$	$S(t)$	t	$e_0(t)$	$S(t)$
西德	1983	72.78	1.27	1975	76.84	1.25
东德	1995	72.81	1.16	1986	76.73	0.63
台湾地区	1984	72.98	2.13	1983	76.66	1.75

3 研究发现

3.1 去进度效应平均预期寿命变化趋势更加平稳

图 2 呈现了 1994—2016 年中国两性合计与分性别的平均预期寿命 $e_0(t)$ 与修匀结果 $e_0(t)^s$ 。图中显示, 两性合计的 $e_0(t)^s$ 与 $e_0(t)$ 吻合程度达到 92.44%, 其中女性为 92.94%, 男性为 92.07%, 尽管个别年份平均预期寿命波动较大, 但修匀结果与原数据的拟合度较高。从修匀后的趋势看, 两性的平均预期寿命都呈现出逐渐增加的趋势, 但增加的速度有所波动: 2000 年以前增长趋势较为平缓, 2000—2008 年预期寿命增长速度加快, 2008 年以后增速逐渐趋于缓和。女性比男性的平均预期寿命高出的差值大致保持在 4 岁, 2005 年后两性平均预期寿命的增长速度开始逐渐出现差异, 女性的增长速度略快于男性, 且这种差异呈逐渐扩大的趋势。

根据修匀后的平均预期寿命 $e_0(t)^s$, 利用式(5)估算出中国 1994—2016 年各年的去进度效应平均预期寿命及进度效应。图 3 呈现了两性合计、男性和女性调整过后的平均预期寿命 $e_0^*(t)$ 。总体而言, 零岁时平均预期寿命呈缓慢增加的趋势, 期间存在一定的波动, 主要波动年份为 2006 年、2009 年和 2015 年, 其原因可能为本文讨论的死亡率下降的进度效应。反观调整后的平均预期寿命, 两性零岁时平均预期寿命 $e_0(t)$ 均高于调整过后的平均预期寿命 $e_0^*(t)$, 符合死亡率下降的进度效应导致零岁时平均预期寿命被高估的推论。不论是两性合计还是分性别

的结果, 均表现出缓慢增加的趋势。这与法国、英格兰与威尔斯、瑞典、西德、美国、日本以及我国台湾地区的变化趋势类似。^[14,27,31-32] 调整进度后的平均预期寿命也是时期指标, 其平稳增加的趋势也更加符合当时条件下的情况。

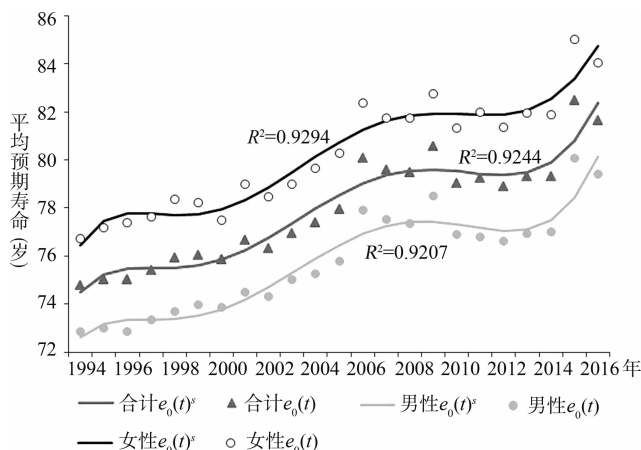


图 2 1994—2016 年中国平均预期寿命和修匀后平均预期寿命

从图 3 可见, 1994—2016 年中国大陆男性、女性和两性合计的平均预期寿命分别增长了 4.86 岁、5.67 岁和 5.14 岁, 年均增长分别为 0.22 岁、0.26 岁和 0.23 岁, 稍高于联合国步长法的增长幅度, 相比于东、西德和台湾地区也略高。但是, 考虑中国近 20 年来在公共卫生服务和医疗资源方面的大量投入, 尤其是《联合国千年宣言》后中国政府为改善国民健康所做的持续努力, 加上 2003 年“非典”疫情之后疾病防控系统的日趋完善, 此增长速度尚在可接受范围之内。同时, 女性平均预期寿命及其增长速度均高于男性, 这一趋势与以往的研究结果相一致。^[13,15-16,27,31-32] 然而, 与图 2 中未调整进度效应的平均预期寿命 $e_0(t)$ 相比, 去进度效应预期寿命呈现出更加平稳的增长趋势。

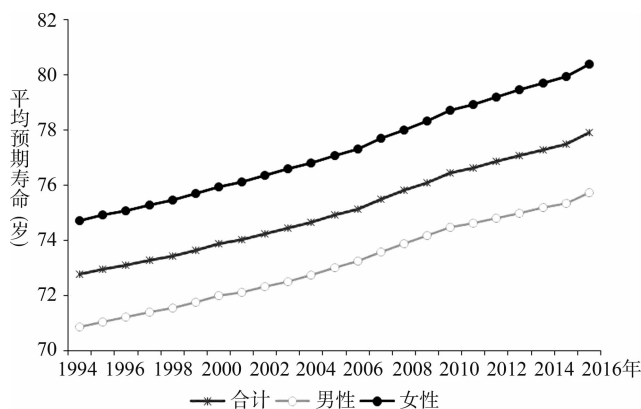


图 3 1994—2016 年中国人口的去进度效应平均预期寿命

3.2 1994—2016 年中国死亡率进度效应在 2~5 岁之间波动

进一步考察进度效应对平均预期寿命的扭曲情况,图 4 显示,中国 1994—2016 年平均预期寿命的进度效应在 2~5 岁之间。换言之,如果不调整进度效应,会出现 2~5 岁的高估。期间,进度效应存在波动,原因在于死亡率下降速度的差异。分性别来看,女性略高于男性,这源于女性死亡率下降速度快于男性。

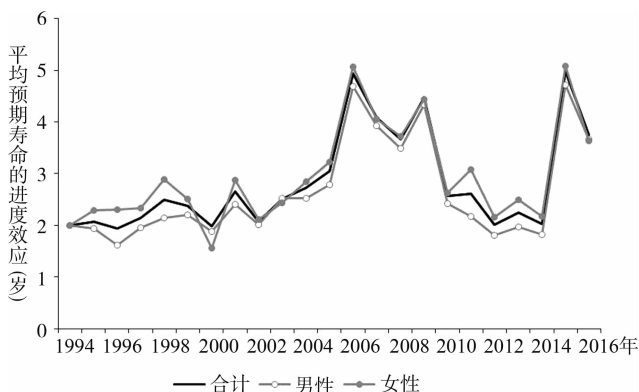


图 4 1994—2016 年中国平均预期寿命的进度效应

上述图 4 中的进度效应反映了一种什么状况?为回答这个问题,表 3 呈现了其他学者针对别的国家和地区估计的不同时期的死亡率的进度效应^[13,15-16,27,31-32],以及本文对 1994—2016 年中国估计得到的结果。可以看到,中国大陆人口的死亡进度效应在数量上明显高于欧美发达国家,也高于中国台湾地区,但是要低于 1980—1996 年的日本。可见,就表中涉及的国家 and 地区而言,中国大陆人口的死亡率的进度效应算是比较大的。这可能与我国死亡率短期内快速下降的进程有关。

表 3 中国大陆地区与其他国家和地区死亡进度效应的比较

国家或地区	时期	进度效应
法国	1980—1995	2.3
日本	1980—1996	3.3
瑞典	1980—1997	1.6
美国	1980—1998	1.6
丹麦	1970—1990	1.5
英格兰与威尔士	1970—1991	1.4
瑞典	1970—1992	1.9
西德,男性	1975—2004	1.7
东德,男性	1975—2005	0.9
西德,女性	1975—2006	1.9
东德,男性	1975—2007	1.6
台湾地区,男性	1952—2008	2.1
台湾地区,女性	1952—2009	2.3
中国大陆,合计*	1994—2016	2.84
中国大陆,男性*	1994—2016	2.65
中国大陆,女性*	1994—2016	2.95

注:*为本文计算所得。

3.3 “六普”数据中进度效应导致高估平均预期寿命的程度

表 4 呈现了 2010 年平均预期寿命的调整结果与其他学者考虑死亡漏报并采用不同修正方法所得的重估结果。进度效应校正结果显示,2010 年平均预期寿命因进度效应被高估了 2.57 岁,其中男性 2.43 岁,女性 2.63 岁;而其他学者采用 Brass-Logit 转换方法计算得到的 2010 年平均预期寿命男性为 1.61~4.06 岁,女性为 2.15~3.41 岁。可见,与死亡漏报一样,死亡率进度效应也可以在一定程度上引起“六普”数据所得到的预期寿命会出现的高估。

对比来看,去进度效应平均预期寿命结果表明,死亡推迟所导致进度效应造成的高估幅度刚好落在其他学者考虑死亡漏报所得研究结果的区间范围内。甚至可以看到,不管是男性还是女性,本文得到的进度效应大小与一些研究仅考虑死亡漏报所得重估结果反映出来的偏差幅度相仿。^[7]当然,这么说并不意味着我们认为,“六普”数据出现的平均预期寿命高估或许可由死亡率的进度效应来近乎完全地说明。这种差异背后的涵义需要极为小心地加以解读。但是,这反映出,统计数据中观测到的时期平均预期寿命偏高既有死亡漏报的原因,也不可忽略死亡率进度效应的影响。

表 4 “六普”数据不同调整方案下所得零岁平均预期寿命的比较

来源	平均预期寿命			高估的幅度		
	男性	女性	合计	男性	女性	合计
普查公布数据 ^[1]	75.65	80.49	77.95	—	—	—
本文计算结果*	74.46	78.71	76.44	2.43	2.63	2.57
崔红艳、徐岚、李睿 ^[1]	—	—	74.83	—	—	3.12
赵梦晗、杨凡 ^[9]	74	77	—	1.65	3.49	—
王金营 ^[2]	71.58	78.26	—	4.07	2.23	—
王金营、戈艳霞 ^[4]	71.58	78.26	—	4.07	2.23	—
舒星宇等 ^[8]	71.37	75.88	73.65	4.28	4.61	4.30
张文娟、魏蒙 ^[7]	73.17	77.99	—	2.48	2.50	—
李成、米红、孙凌雪 ^[6]	73.73	77.86	74.85	1.92	2.63	3.10
杨明旭、鲁蓓 ^[5]	72.67	77.30	—	2.98	3.19	—

注:*本文计算结果中高估幅度即为进度效应 $S(t) = e_0(t) - e_0^*(t)$ 。资料来源:“平均预期寿命”由本文作者根据各项研究整理所得,“高估幅度”由作者进一步计算得到。

4 结论与讨论

针对“六普”数据得到的统计结果,学者普遍认为 2010 年中国人口的平均预期寿命被高估。然而,现有文献几乎都从死亡率漏报的角度来理解和解释出现高估的原因。但是,所得结果的不一致和所依

据理论基础的偏颇让人对该种解释的充分性心生怀疑。而本文注意到,国际学术界开始讨论寿命持续延长的过程中死亡率进度效应会造成对时期预期寿命的高估。借鉴这方面的研究思路^[13-14,16],利用 1994—2016 年的死亡数据,本文以 John Bongaarts 和 Griffith Feeney 提出的方式构建了中国去进度效应平均预期寿命,得到了一些初步发现:

第一,同样作为时期指标,去进度效应平均预期寿命呈更加平稳增长的趋势,女性的平均预期寿命及其增长速度均高于男性。第二,中国 1994—2016 年平均预期寿命的进度效应在 2~5 岁之间波动,平均在 2.5 岁以上,这明显高于已有研究中涉及的大多数国家和地区的水平,反映出中国死亡率下降速度更快的事实。第三,就“六普”而言,进度效应会使得常规时期平均预期寿命高估寿命水平,男性、女性和两性合计人口的高估幅度分别为 2.43 岁、2.63 岁和 2.57 岁,这与一些研究通过修正死亡漏报后对预期寿命所做修正反映出来的高估幅度接近。^[7]

本文是将国际学术界关于死亡研究的前沿成果应用于中国的一个尝试。从结果上看,去进度效应平均预期寿命呈现出的变化趋势更加平稳,反映出来的寿命水平比常规预期寿命指标更低,但具有类似的性别结构特征。现有进度效应调整方式对原始数据不加以任何修正,保证了数据的一致性和真实性。另外,就中国的情形而言,诸多研究反映出死亡数据存在的漏报问题,且死亡漏报绝大多数发生在婴幼儿时期,老年人死亡漏报率相对较低。而本文所用死亡率进度效应调整方式需要假设 30 岁以下死亡率为 0,这一定程度上规避了低龄人口的死亡漏报问题。这可能是本文所用方式相比于所提到相关研究的方法更具优势。

当死亡转变到一定阶段时,公共卫生或环境改善、医疗技术进步等当前条件的改变,会使得常规平均预期寿命的波动随着死亡率进度效应而改变。此时,为了更恰当地反映当前条件下的寿命水平和健康状况,预期寿命作为时期指标不但需要标准化人口的年龄构成,也需要标准化死亡发生的“当前条件”。以 Marc Luy 和 Christian Wegner 的观点^[33],就时期指标的技术目的而言,去进度效应平均预期寿命是一个比常规预期寿命更恰当地对时期死亡率进行标准化的工具;而就时期指标的实用目的而言,常规预期寿命可能有误导性,但去进度效应的预期寿命则不会。因此,相比于常规平均预期寿命,John

Bongaarts 和 Griffith Feeney 提出的去进度效应平均预期寿命更优,以其刻画的平均预期寿命会更加符合死亡率随着死亡条件不断改善而持续下降的实际情况。^[27,31-32]

就衡量人口整体健康状况以及一国或地区居民生活质量和医疗卫生水平而言,时期平均预期寿命因其计算所需数据易得、不受年龄结构变化的影响及具有简单直接的含义而成为使用最为广泛的指标。实际工作中,平均预期寿命是中国各级政府发展规划制定和落实考核中的一个硬性指标。卫生政策和公共卫生研究者们也经常以平均预期寿命度量同一人口不同时点健康水平的变动,分析同一时点不同地区或人群之间死亡水平的差异。^[34-36] 本文探讨了一个近十多年来为国外人口学研究所热烈讨论而却仍未被国内人口学和公共卫领域研究者广泛意识到的问题:时期平均预期寿命也会受到进度效应的扭曲。本文发现中国 2010 年常规时期平均预期寿命会高估寿命水平约 2.5 岁,而 Marc Luy 在考察东、西德寿命差异时也发现常规平均预期寿命指标会将差异峰值高估约 2 岁,且 20 世纪 70 年代男性寿命差异的方向甚至发生了逆转。^[27,31] 这些均表明:在死亡率快速下降时期,较大一部分死亡只是推迟数月或数年发生,就可能会高估当前死亡状况的实际改善。实际上,反过来,在死亡率快速上升时期,较大一部分死亡仅仅是提前几个月或几年发生,就可能高估当前死亡状况的实际恶化。所以,仅以常规时期平均预期寿命进行跨时间或跨区域比较时,可能造成对当前实际寿命水平和健康状况的误导性认识。得益于个人和环境卫生的改善、新药和疫苗接种的推广、先进医疗技术的发展以及医疗保健可得性的扩大等当前条件,当前各国或地区人口的寿命均不断延长,但是我们会观察到脆弱人口规模却在增加。这种情形实际上源于死亡率的下降而非改善的存活。时期平均预期寿命的水平与趋势对卫生政策具有指引性影响,与卫生政策和公共卫生措施密切相关,理解不当就会出现误导。但是,人们却很少仔细地理解时期平均预期寿命这一常用指标的全部特征。总之,使用时期平均预期寿命来综合度量和分析一个国家或地区的整体寿命水平和健康状况时,应考虑到死亡进度效应会干扰测量结果进而造成误导性结论的可能。

4 本文的局限性

本研究也存在明显的局限和不足。首先,本文

虽然已经清楚地揭示出时期平均预期寿命在寿命持续延长的情况下会因死亡率进度效应而出现高估寿命水平和健康状况的情形,但是,死亡率在不同下降速度与年龄分布上如何产生进度效应呢?考虑到中国人口死亡率下降存在明显的地区和人群差异,这方面的研究或许可以通过对不同地区、不同人群的比较来实现,局限于数据可得性,这里并未涉及。其次,本文更多的是想推介进度效应一种思路,以更全面、充分地评估一个人口的平均预期寿命变动趋势,但对这种思路本身的合理性和所作假定的恰当性并未做讨论和评价,因此,未来的研究应当关注死亡推迟的经验识别,将统计模型与不同来源的数据结合起来检验进度效应的存在及其对时期平均预期寿命的影响。另外,中国老年人口的死亡漏报率相对较低,但是本文的处理完全忽略这个问题,如果能够以一定方式对漏报做修正,则所得结果与现有相关研究发现的可比性会更强。

作者声明本文无实际或潜在的利益冲突。

参 考 文 献

- [1] 崔红艳,徐岚,李睿. 对2010年人口普查数据准确性的估计[J]. 人口研究, 2013(1): 10-21.
- [2] 王金营. 1990年以来中国人口寿命水平和死亡模式的再估计[J]. 人口研究, 2013(4): 3-18.
- [3] 黄荣清,曾宪新. “六普”报告的婴儿死亡率误差和实际水平的估计[J]. 人口研究, 2013(2): 3-16.
- [4] 王金营,戈艳霞. 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[J]. 人口研究, 2013(1): 22-33.
- [5] 赵梦晗,杨凡. 六普数据中婴儿死亡率及儿童死亡率的质疑与评估[J]. 人口研究, 2013(5): 68-80.
- [6] 舒星宇,温勇,宗占红,等. 对我国人口平均预期寿命的间接估算及评价——基于第六次全国人口普查数据[J]. 人口学刊, 2014(5): 18-24.
- [7] 张文娟,魏蒙. 中国人口的死亡水平及预期寿命评估——基于第六次人口普查数据的分析[J]. 人口学刊, 2015(3): 18-28.
- [8] 李成,米红,孙凌雪. 利用DCMD模型生命表系统对“六普”数据中死亡漏报的估计[J]. 人口研究, 2018(2): 99-112.
- [9] 杨明旭,鲁蓓. 中国2010年分省死亡率与预期寿命——基于各省第六次人口普查资料[J]. 人口研究, 2019(1): 18-35.
- [10] Preston S H. The Changing Relation between Mortality and Level of Economic Development [J]. Population Studies, 1975, 29(2): 231-248.
- [11] Soares R R. On the Determinants of Mortality Reductions in the Developing World [J]. Population and Development Review, 2007, 33(2): 247-287.
- [12] Bishai D M, Cohen R, Alfonso Y N, et al. Factors Contributing to Maternal and Child Mortality Reductions in 146 Low-and Middle-Income Countries between 1990 and 2010 [J]. PLoS ONE, 2016, 11(1): e0144908.
- [13] Bongaarts J, Feeney G. How Long Do We Live? [J]. Population and Development Review, 2002, 28(1): 13-29.
- [14] Bongaarts J, Feeney G. Estimating Mean Life [J]. Proceeding of the National Academy of Sciences, 2003, 100(23): 13127-13133.
- [15] Bongaarts J, Feeney G. Theoretical Basis for the Mortality Tempo Effect [A]. In How Long Do We Live, edited by James W. Vaupel. Germany, 2008: 11-27.
- [16] Bongaarts J, Feeney G. The Quantum and Tempo of Life-Course Events [A]. In How Long Do We Live, edited by James W. Vaupel. Germany, 2008: 29-65.
- [17] Bongaarts J, Feeney G. Five Period Measures of Longevity [A]. In How Long Do We Live, edited by James W. Vaupel. Germany, 2008: 238-245.
- [18] Bongaarts J, Feeney G. After thoughts on the Mortality Tempo Effect [A]. In How Long Do We Live, edited by James W. Vaupel. Germany, 2008: 263-269.
- [19] Bongaarts J, Feeney G. When Is a Tempo Effect a Tempo Distortion? [J] Genus, 2010, 66(2): 1-14.
- [20] Vaupel J W. Life Expectancy at Current Rates vs. Current Conditions: A Reflexion Stimulated by Bongaarts and Feeney's How Long We Live? [J] Demographic Research, 2002, 7: 365-378.
- [21] Horiuchi S. Tempo Effect on Age-Specific Death Rates [J]. Demographic Research, 2005, 13: 189-200.
- [22] Guillot M. Does Period Life Expectancy Overestimate Current Survival? An Analysis of Tempo Effect in Mortality [C]. Paper presented at the PPA2003 Annual Meeting, USA, 2003.
- [23] Wilmoth J R. On the Relationship between Period and Cohort Mortality [J]. Demographic Research, 2005, 13: 231-280.
- [24] Rodriguez G. Demographic Translation and Tempo Effect: An Accelerated Failure Time Perspective [J]. Demographic Research, 2006, 14: 85-110.
- [25] ZENG Yi, FENG Q S, Therese Hesketh, et al. Survival, disability in activities of daily living, physical and cognitive functioning among the oldest-old in China: a cohort study. The Lancet, 2017, 389(10079): 1619-1629.

- [26] Preston S H, Heuveline P, Guillot M. Demography: Measuring and Modeling Population Processes [M]. Malden, MA: Blackwell Publications, 2001.
- [27] Luy M. The Importance of Mortality Tempo-Adjustment: Theoretical and Empirical Consideration [C]. MPIDR Working Papers, 2005, WP-2005-035.
- [28] 黄荣清. 全年龄连续的人口死亡模型[J]. 人口研究, 2008(5): 15-25.
- [29] 曾毅, 金祚伯. 中国高龄老人的死亡模式及其与瑞典、日本的比较分析 [J]. 人口与经济, 2004(3): 8-16.
- [30] Thatcher, Roger. The Long-Term Pattern of Adult Mortality and the Highest Attained Age [J]. Journal of the Royal Statistical Society, 162(1): 5-43.
- [31] Luy M. Mortality Tempo-Adjustment: An Empirical Application [J]. Demographic Research, 2006, 15: 561-590.
- [32] 董宜祯, 王德睦. 台湾的死亡率步调效果: 步调调整后
- 的平均余命 [J]. 人口学刊, 2011, 42: 43-79.
- [33] Luy M, Wegner C C. Conventional versus Tempo-adjusted Life Expectancy -Which is the More Appropriate Measure for the Period Mortality? [J] Genus, 2009, 71(2): 1-28.
- [34] 郭玉林. 中国人均预期寿命时空变化及影响因素分析 [J]. 中国卫生政策研究, 2018, 11(8): 44-49.
- [35] 齐亚强, 李琳. 中国预期寿命变动的地区差异及其社会经济影响因素: 1981—2010 [J]. 中国卫生政策研究, 2018, 11(8): 29-35.
- [36] 董惠玲, 任桂芳, 宁佩, 等. 基于地理加权回归的老年人健康预期寿命影响因素分析 [J]. 中国卫生政策研究, 2020, 13(2): 73-80.

[收稿日期:2020-06-14 修回日期:2020-08-08]

(编辑:薛云)

· 信息动态 ·

世界卫生组织:增加对精神卫生的投资

精神卫生是公共卫生中最被忽视的领域之一。2019 年 COVID-19 的大流行,扰乱了世界各地的卫生服务,精神卫生领域获得服务的机会进一步减少。

过去几个月,世界卫生组织向卫生工作者和其他一线工作人员、卫生机构管理者及生活因疫情而发生重大变化的所有年龄段的人发布了关于精神卫生的指导和建议。随着卫生服务的中断,各国正在寻找提供精神卫生保健的创新方式,加强社会心理支持的举措也纷纷涌现。然而,绝大多数精神卫生需求仍然没有得到解决,对精神卫生促进、预防和护理的长期投资不足,阻碍了应对工作。

为此,世界卫生组织、全球精神卫生联盟和世界精神卫生联合会等组织共同呼吁大规模增加对精神卫生的投资。为鼓励全世界采取公共行动,于 2020 年 9 月启动了世界精神卫生日宣传活动,即,为促进精神卫生行动起来:让我们投资。世界精神卫生日宣传行动将采取具体行动改善精神卫生:个人采取具体措施支持自己的精神卫生;雇主采取步骤实施雇员健康规划;政府承诺建立或扩大精神卫生服务。

(来源:世界卫生组织网站)