

中国城乡生命表编制方法探析*

李建新 刘瑞平 张莉

【摘要】文章基于2010年中国第六次人口普查数据,利用模型生命表,通过发现死亡水平内部规律性,建立稳定的函数关系式,对城乡婴幼儿死亡概率进行调整,并与以往对婴幼儿死亡概率调整的结果进行比较,探讨各类模型生命表调整的合理性。文章还分别采用 Logistic 模型和 Kannisto 模型对中国城乡高龄老年人口分性别死亡概率进行拟合比较,对高龄老年人口死亡概率原始值进行修正。最后,采用以上方法编制计算出对婴幼儿和高龄老年人口死亡概率调整之后的中国分城乡分性别生命表结果。

【关键词】第六次人口普查 模型生命表 死亡率 城乡

【作者】李建新 北京大学社会学系,教授;刘瑞平 北京大学社会学系,博士研究生;张莉 北京大学社会学系,博士研究生。

一、引言

目前生命表技术不仅被广泛用于研究婚姻、生育、就业、迁移、教育等多种人口与社会现象,而且在生物学、医学等其他学科领域得到应用,成为重要的分析工具。生命表是反映某一时期某一人口死亡和生存水平的,通常是一个国家或地区使用人口普查或抽样调查数据,从假定队列的视角、利用时期的数据,以人口年龄别死亡率为基础而编制的,年龄别死亡数据是编制生命表最基础的信息。任何调查数据都有可能存在质量问题,而死亡数据质量直接决定生命表编制的准确性,因此在生命表编制之前必须对死亡数据质量进行评估和必要的调整。虽然中国已进行过多次人口普查,但由于死亡数据质量存在问题,直接运用普查的原始死亡数据编制生命表计算的预期寿命并不能准确地反映人口的真实情况。目前,已有很多学者对中国历年人口普查数据质量进行了评估,并通过对死亡数据较差的婴幼儿死亡概率和高龄老年人口死亡概率的调整和分析,得到了许多有价值的研究成果。然而,同时对婴幼儿和高龄人口死亡数据调整之后的生命表编制并不多见。此外,不少研究在编制生命表时虽然考虑了性别差异,但较少关注城乡

* 本文为国家自然科学基金重大项目课题“健康老龄化——老年人口健康影响因素及有效干预的基础科学问题研究”(编号:71490732)的阶段成果。

差异,而事实上中国是典型的城乡二元结构,这种结构所附带的巨大资源差异直接会影响城乡人口的死亡模式。本文将采用中外模型生命表和 Logistic、Kannisto 模型分别对婴幼儿死亡概率和高龄死亡概率进行调整,探讨更加合理、稳定的方法,进而编制计算出全国分城乡分性别生命表结果,为分析和比较死亡模式、死亡漏报的城乡和性别差异提供基础数据,也为后续编制全国31个省份分城乡、分性别生命表提供方法参考。

二、婴幼儿和高龄人口死亡水平调整方法相关文献

中国“六普”婴幼儿和高龄人口死亡数据质量存在问题已是共识,对其修正的方法成为研究重点。以往对婴幼儿死亡水平调整的方法主要有两种。一是利用死亡率外部关系进行评估,普遍的方法是寻找婴幼儿死亡率与社会经济发展水平、教育等之间的关系,对中国普查人口死亡数据质量进行评估,然后再进行调整(黄荣清,2005;黄荣清、曾宪新,2013;赵梦晗、杨凡,2013)。二是利用死亡率内部关系进行评估,如利用死亡模式规律(翟振武,1993)、留存法(黄荣清,2005;崔红艳等,2013)、以1982年为基础数据的布拉斯罗吉特生命表法(王金营,2013)、贝叶斯B样条偏差减少模型方法(黄荣清,2000;Alkema等,2015;CME Info,2015)、DCMD模型生命表系统方法(李成等,2018)等对中国婴儿死亡率进行调整。

在对高龄人口的死亡率调整方面,学者运用较多的是 Gompertz 模型、Weibull 模型、Heligman 模型、Pollard 模型、Logistic 模型和 Kannisto 模型。Thatcher 等(1998)分别将以上6个模型应用于意大利、日本、荷兰等13个国家80~120岁的高龄人口死亡率研究中,结果表明,Logistic 模型和 Kannisto 模型的拟合效果最好。Zeng 等(2003)研究发现, Kannisto 模型对中国“四普”数据高龄老人死亡率的拟合效果较好。在此基础上,有学者利用各种参数模型对“六普”数据的高龄老年人口死亡率进行拟合,最终利用 Kannisto 模型(Gu 等,2016)和 Logistic 模型(段白鸽、石磊,2015)对中国各省分城乡分性别高龄老年人口死亡率估计调整。此外, Lee 等(1992)开发了 Lee-Carter(LC)方法利用历史数据来对各年龄段的死亡率进行预测。卢仿先、尹莎(2005)将该方法用于对中国婴儿死亡率的预测,刘娟、杨明旭(2011)用以对农村老年人口死亡率进行推算。但有学者认为,由于中国人口死亡率数据的历史有限、数据质量和其他现实差异等问题限制了 Lee-Carter 模型在中国的应用,应该对其进行改进,同时对中国婴儿死亡率和高龄人口死亡率进行预测(韩猛、王晓军,2010;李志生、刘恒甲,2010;黄匡时,2015)。

事实上,现存的婴幼儿和高龄人口死亡率估计的方法仍需要进一步探讨和发展。首先,社会经济发展水平指标与婴幼儿死亡率之间的外部关系稳定性较差。例如,人均 GDP 等指标的统计口径差异影响估计结果的准确性,而利用内部关系的布拉斯罗吉特生命表法难以反映2010年中国人口的死亡模式等(李成等,2018),但如果仅利用国际上的

模型生命表(联合国模型生命表、寇尔德曼模型生命表等)来重建中国“六普”时期的生命表,可能会脱离中国的原始数据,不能运用中国实际上较为准确的死亡数据,从而造成更大的误差。其次,对婴儿死亡率的调整结果出现了女婴高于男婴的异常现象,如黄荣清、曾宪新(2013)对“六普”数据的男婴和女婴的死亡率估计分别为16.85‰、17.69‰。再次,仅修正一端所计算的平均预期寿命可能会存在问题,而对所有年龄段的死亡率都进行调整会进一步增大误差,可能会使估计结果更加脱离真实值。第三,以往研究倾向于探索中国人口的死亡模式性别差异,对城乡差异关注较少。

鉴于此,本文在以往学者对死亡率估计方法的基础上,利用国际和国内两种不同来源的模型生命表,根据人口死亡率内部稳定关系对婴幼儿死亡概率进行估计,然后采用 Logistic 模型和 Kannisto 模型对高龄人口死亡概率进行修正,最后编制分城乡分性别生命表,探讨中国城乡婴幼儿和高龄人口的死亡模式差异。与以往研究不同,本研究从人口死亡率内部关系的规律出发,利用国际国内不同模型生命表对中国的婴幼儿死亡率进行调整,这种模型生命表的调整结果更加合理,并且具有较好的稳定性和可比性,进而增强了调整结果的可信性。此外,仅对婴幼儿或同时对婴幼儿和高龄这两端的人口死亡概率进行调整对比,不仅能够最大限度地利用中国“六普”的原始数据,而且能够避免完全重建所带来的二次误差,而比较婴幼儿死亡率和高龄人口死亡概率对平均预期寿命影响的差异,也使最终编制的生命表更加精确。最后,本研究方法能够很好地避免全国与分城镇和农村生命表的断裂,编制过程及最终结果都能够保持总体与部分之和的一致性。

三、调整的具体方法

(一) 婴幼儿死亡率调整方法

本文根据城乡数据结构和质量的特点,拟采用“模型生命表”方法。从内部关系出发,基于模型生命表建立死亡概率与平均预期寿命之间的关系,在确定这种稳定的关系之上,从可接受的现实数据求解出相应的平均预期寿命,进而利用对应的模型生命表,得到修正的婴儿死亡率、1~4岁死亡概率。具体做法如下。

第一步,从模型生命表中建立关键“变量”之间关系。在编制生命表中,年龄别死亡概率是建立生命表的基础,直接影响平均预期寿命,某年龄平均预期寿命是该年龄别死亡概率的函数,即 $e_{xi}=f(q_{xi})$ 。按照死亡水平的不同假设,通过对关键变量关系的拟合优度和平稳性进行检验,最后做出以下最佳的模型选择:

$$e_{xi}=\alpha+\beta\times\ln({}_nq_{xi})\quad(i=60,61\cdots\cdots 100)\quad(1)$$

其中, x 为年龄, n 为组距, i 为模型生命表中死亡水平。

第二步,根据式(1),以中外模型生命表为标准,如以蒋正华等(2016)新版模型生命

表^①为例,可求解 80 岁以下的分年龄组方程(男女各五类),并计算出每一组方程确定系数。

第三步,借用这些关系模型,从现实已知的、相对准确的年龄别死亡率(死亡概率),即 10~14 岁死亡概率出发,计算出目标平均预期寿命,然后找到相对应模型生命表中的死亡水平,或求解出相应的模型生命表水平。

第四步,从相应的模型生命表中,获得 0 岁、1~4 岁的死亡概率,利用插值法求得相应预期寿命的 0 岁和 1~4 岁的死亡概率。

(二) 高龄死亡概率调整方法

Kannisto 模型常用于拟合老年人口死亡轨迹,由于能准确地描述出高龄老年人口的死亡率减速现象,因此被广泛应用于对 80 岁及以上高龄老年人口死亡率数据质量的调整(Thatcher 等,1998;Zeng 等,2003;Wilmoth 等,2007;Gu 等,2016)。也有学者发现 Logistic 模型对中国“六普”数据高龄老年人口死亡率拟合效果要优于 Kannisto 模型,Logistic 模型不仅能够描述高龄老年人口死亡率减速的现象,还能更好地拟合中国高龄老年人口死亡率的城乡差异和性别差异(段白鸽、石磊,2015)。考虑到以往学者认为“六普”中老年人口死亡数据准确度较高的上限为 93 岁(段白鸽、石磊,2015),本文同时采用 Logistic 模型和 Kannisto 模型分别对“六普”数据 80~92 岁的单岁原始死亡概率进行拟合,然后外推至 99 岁,以模型拟合的 80~99 岁死亡概率代替原始数据,最后对这两个模型的结果差异进行比较。

Logistic 模型的函数形式为: $\mu_x=c+\frac{ae^{bx}}{1+de^{bx}}$,Kannisto 模型的函数形式为: $\mu_x=c+\frac{ae^{bx}}{1+ae^{bx}}$,

其中 μ_x 为 x 岁时的死亡力, a 、 b 、 c 、 d 为被估计的参数值。估计方法采用最大似然值估计。最大似然函数的对数是: $L=\sum\{D(x)\ln q(x)+[N(x)-D(x)]\ln[1-q(x)]\}$,其中 $q(x)=1-e^{-\int_x^{x+1}\mu(x)dx}$ 是指存活到 x 岁的人在 $x+1$ 岁之前死亡的概率, $D(x)$ 为存活至年龄 x 岁但在 $x+1$ 岁之前死亡的人数, $N(x)$ 为存活至 x 岁的总人口数量。

四、调整过程和结果

(一) 婴幼儿死亡概率调整过程

1. 各个模型生命表的回归方程解释力

为了选取稳定和拟合度较高的年龄组回归方程,利用式(1)对联合国模型生命表

^① 蒋正华等(2016)编制的中国分区模型生命表分为五类,第一类模式为西南区域,包括云南、贵州、四川、重庆、西藏、陕西、宁夏、青海和甘肃 9 个省份;第二类模式为华中、华东区域,包括河南、湖北、湖南、山东、江苏、安徽、浙江、福建、江西、上海、广东、广西和海南 13 个省份;第三类模式为华北区域,包括河北、山西、内蒙古、北京和天津 5 个省份;第四类模式为东北区域,包括辽宁、吉林和黑龙江 3 个省份;第五类模式为新疆区域,包括新疆 1 个省份。下文分别简称为西南类、华中—华东类、华北类、东北类和新疆类。

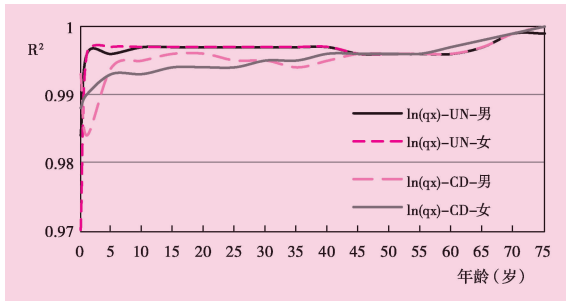


图1 UN和CD模型生命表分年龄组的回归方程解释力

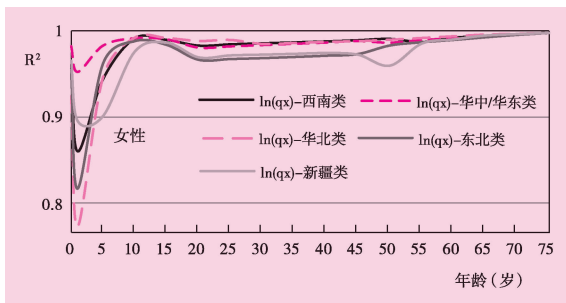
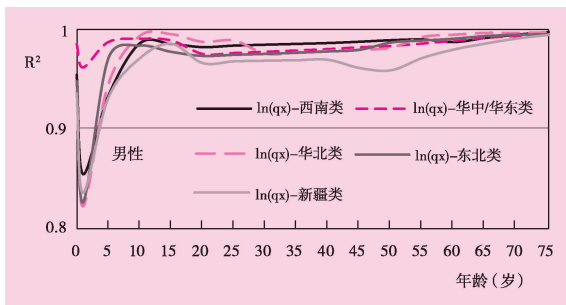


图2 蒋正华等(2016)模型生命表分年龄组的回归方程解释力

(UN)、寇尔德曼模型生命表(CD)和蒋正华等(2016)编制的新版中国区域的男女两性的模型生命表0~75岁组进行线性拟合,并对其方程解释力进行检验。图1结果显示,式(1)对UN和CD男性和女性的模型生命表的解释力较高,除了0岁组,基本上 R^2 都在0.99以上。图2是新版的中国区域各类模型生命表各年龄组对式(1)拟合的解释力。结果显示,式(1)对各类模型生命表中0~9岁低龄年龄组的解释力波动最大,10岁及以上的年龄组的解释力较为稳定, R^2 均在0.96以上,对65岁及以上的老年人口的解释力最高、最稳定。

另外,式(1)对模型生命表各年龄组分别进行拟合,结果发现,0岁组、1~4岁组和5~9岁组拟合效果较差,10~14岁的拟合效果很好。虽然方程对65岁及以上的老龄组拟合效果也很好,但考虑到“六普”数据中60岁及以上老年人口的死亡存在漏报(王金营,2013),而10~14岁组多为在校学生,存在漏报的情况较少(王金营、戈艳霞,2013)。因此,本研究假设“六普”中10~14岁组死亡数

据质量可靠,利用10~14岁组原始值代入模型生命表10~14岁组式(1),求出相应的平均预期寿命,找到对应的模型生命表,利用插值法获得相应的0岁组和1~4岁组的死亡概率。

2. 死亡模式的选择

在选取10~14岁组后,需要考虑使用哪种模型生命表来对原始死亡数据进行调整,这就需要对模型生命表10~14岁组的死亡模型差异进一步分析。图3展示了各类模型生命表对该年龄组的方程直线,表1给出式(1)对各模型生命表10~14岁组拟合的解释力及方程的斜率和截距。从图3和表1可以看出,华中—华东类和东北类男性的两条直线基本上是重合的,新疆类男性的直线的斜率和截距最小。西南类女性的直线

的斜率最小,而 CD 女性的直线的截距和斜率最大。综合来看,新疆类的该方程的截距和斜率与其他模型生命表相差较大,尤其是新疆男性,因此新疆类的死亡模式并不能代表中国的死亡模式。

3. 婴幼儿死亡概率调整结果比较

排除新疆类模型生命表,利用其他模型生命表对“六普”数据的婴幼儿死亡率进行调整,得到调整后分城乡分性别的婴幼儿死亡率(见表 2)。与以往学者对全国调整的结果相比,本文采用 UN 模型生命表对婴儿死亡率调整的结果明显过高,其中农村男性婴儿死亡率高达 36.83‰,采用西南类和东北类模型生命表对全国婴儿死亡率调整的结果最低。CD 对婴儿死亡率调整的最终结果接近于黄荣清和曾宪新(2013)、赵梦晗和杨凡(2013)、李成等(2018)的估计结果,而采用华中—华东类和华北类调整的结果基本处于联合国儿童死亡率估计机构间小组评估的 12.7‰~13.4‰的范围(CME Info, 2017)。

从本文采用模型生命表对全国调整的结果来看,男性婴儿死亡率高于女性,符合婴儿死亡率的性别差异规律,这与王金营(2013)、李成等(2018)调整的结果次序相同,而与黄荣清等(2013)调整的次序相反。另外,华北类调整后的男婴和女婴的死亡率差异小于华中—华东类,前者性别差异更为合理。从本文调整结果的内部来看,采用西南类模型生命表调整的城镇男性婴儿死亡率低于女性,采用 UN、CD 和西南类模型生命表调整

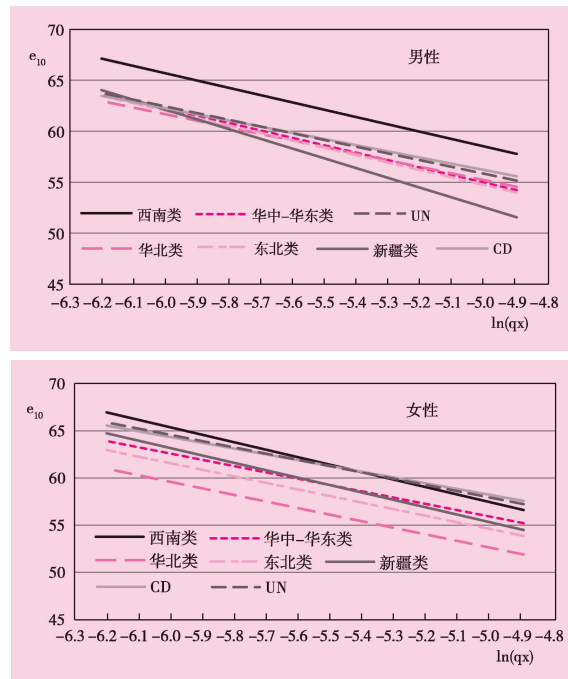


图 3 各个模型生命表 10~14 岁组死亡模式比较

表 1 各个模型生命表 10~14 岁组的回归方程

	UN	CD	西南类	华中—华东类	华北类	东北类	新疆类
男性							
R ²	0.997	0.995	0.986	0.991	0.994	0.984	0.971
截距(α)	22.700	25.803	22.622	18.376	22.978	18.163	4.468
斜率(β)	-6.629	-6.078	-7.182	-7.316	-6.453	-7.315	-9.613
女性							
R ²	0.997	0.993	0.992	0.992	0.992	0.988	0.976
截距(α)	24.537	27.478	17.724	22.252	17.684	19.515	15.910
斜率(β)	-6.675	-6.142	-7.940	-6.726	-6.984	-7.010	-7.874

表2 婴儿死亡率和幼儿死亡概率的调整结果比较

‰

调整结果来源	婴儿死亡率						幼儿死亡概率					
	全国		城镇		农村		全国		城镇		农村	
	男	女	男	女	男	女	男	女	男	女	男	女
原始值	3.72	3.90	2.50	2.51	4.53	4.85	2.77	2.35	1.61	1.41	3.58	3.01
黄荣清等(2013)	16.85	17.69					3.20	2.46				
王金营(2013)	25.81	17.82										
李成等(2018)	16.41	15.94					3.11	2.55				
UN	28.56	22.69	18.15	15.45	36.83	27.74	6.35	5.85	3.42	3.91	9.37	7.49
CD	18.00	12.10	10.57	8.45	32.82	14.97	2.64	2.34	1.33	1.69	6.83	2.89
西南类	7.12	5.43	4.35	4.67	15.18	6.49	3.54	2.69	2.06	2.67	8.23	3.15
华中—华东类	14.45	6.85	8.01	4.09	19.32	10.33	7.37	2.97	4.21	1.71	9.86	4.35
华北类	12.45	8.67	5.23	3.31	21.58	14.14	3.85	2.17	1.60	0.72	6.59	3.55
东北类	8.31	5.46	2.81	2.66	11.77	10.72	3.16	1.15	1.08	0.48	4.46	2.07

后的城镇女性幼儿死亡概率高于男性。

通过婴幼儿死亡概率的调整结果比较,华中—华东类和华北类的调整似更为合理,并且二者所涉及的区域广泛,更具有代表性。

(二) 高龄组死亡概率拟合和调整结果

对于高龄组数据,原始观测值在92岁以后出现了明显的异常波动,92岁之前比较平滑。从模型对全国和城乡分性别死亡概率的拟合曲线来看,Logistic模型和Kannisto模型对80~92岁男性和女性死亡概率的拟合效果很好,但对全国和城乡92岁及以上死亡概率拟合的曲线存在较大差异(见图4)。整体来看,这两个模型对全国92岁及以上女性的死亡概率拟合较为相似,但对92岁及以上的男性死亡概率拟合出现分化,Kannisto模型对全国男性拟合的曲线在92岁之后上升的速度快于Logistic模型。从城市拟合来看,Kannisto模型对城市92岁之后的男性死亡概率拟合曲线上升速度大于Logistic模型,而前者对城市女性拟合曲线上升的速度远低于Logistic模型。在农村样本中,Kannisto模型对92岁之后的城市男性和女性死亡概率拟合曲线上升速度都略高于Logistic模型。

从高龄死亡率的性别差异来看,Kannisto模型对92岁及以上男性和女性的死亡概率拟合曲线逐渐上升,且男性上升速度略小于女性,二者的差异逐渐减小,但男性死亡概率始终大于女性。Logistic模型对92岁及以上死亡概率拟合的性别差异缩小的速度快于Kannisto模型,导致男性和女性的死亡概率在96岁及之前出现相交,女性的死亡概率超过男性,并且二者死亡率差异开始拉大,尤其是Logistic模型对城市数据的拟合,94岁之后男性和女性的死亡概率差距迅速拉大,女性死亡概率远大于男性。

(三) 分城乡生命表编制结果

在“六普”婴幼儿和高龄人口死亡概率调整之后的基础上,编制出分城乡分性别生命表,表3给出了基于调整之后的平均预期寿命及与其他学者估计结果的对比。如果只对婴幼儿死亡概率调整之后的平均预期寿命结果与“六普”数据的原始值进行比较,基于UN调整后的幅度最大,其估计的分城乡分性别的平均预期寿命低于CD、华中—华东类和华北类。另外,基于四类模型生命表对农村调整的幅度都大于城镇,男性死亡概率估计值对平均预期寿命的调整幅度大于女性,其中农村男性死亡概率估计值对平均预期寿命调整的幅度最大,这说明农村男性婴幼儿死亡率漏报的可能性最大,也反映出“六普”中的城镇婴幼儿死亡数据质量高于农村,女性婴幼儿死亡数据质量高于男性。

对婴幼儿和高龄死亡概率同时调整后的预期寿命结果进行比较,发现不论采用Kannisto模型还是Logistic模型对高龄人口死亡概率进行调整,最后平均预期寿命的估计结果都相差较小。虽然这两个模型对高龄人口死亡概率的曲线进行了平滑估计,并且估计值显著高于观测值(见图4),但与婴幼儿死亡概率调整后的平均预期寿命相比,高龄人口死亡概率的估计值对平均预期寿命影响较小,影响的幅度在0.15岁及以下。按照生命表计算过程,由于高龄队列在全部人口中所占比重越来越小,因此高龄老年人口死亡概率的漏报、低估对最后平均预期寿命的影响较小。分城乡分性别来看,女性高龄人口死亡概率估计值的调整幅度高于男性,除了城镇女性高龄人口死亡概率估计值的调整幅度低于农村女性外,其他城镇高龄人口死亡概率估计值的调整幅度均高于农村,这说明六普数据中男性高龄人口的死亡数据准确度高于女性,农村高于城镇。

本文婴幼儿和高龄人口死亡概率调整后的最终结果与原始值、统计公布、其他学者

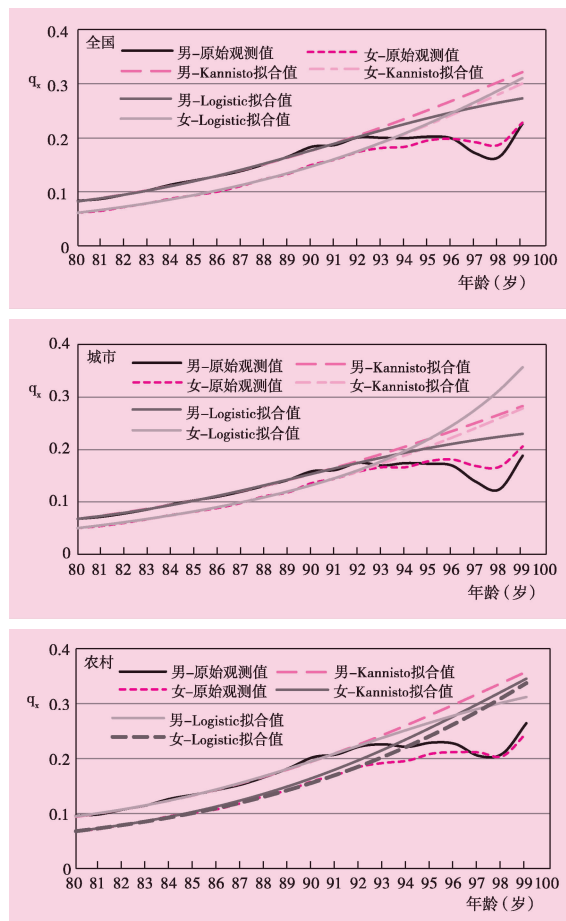


图4 高龄老年人口死亡概率的原始观测值与模型拟合结果

表3 调整后的平均预期寿命 e_0 的结果比较

岁

	全 国		城 镇		农 村	
	男	女	男	女	男	女
其他调整结果						
六普数据原始值	75.67	80.47	78.76	83.00	73.24	78.47
统计公布(调整漏报)	72.38	77.37				
黄荣清等(2014)	73.65	77.74				
王金营(2013)	71.58	78.26	72.17	81.37	68.36	76.08
李成等(2018)	74.72	79.52				
调整婴幼儿死亡概率						
UN	73.54	78.69	77.39	81.73	70.48	76.42
CD	74.60	79.81	78.14	82.48	70.94	77.77
华中—华东类	74.53	80.18	78.13	82.84	71.72	78.02
华北类	74.93	80.10	78.54	82.99	71.78	77.79
调整婴幼儿和高龄死亡概率(Kannisto 模型)						
UN	73.50	78.57	77.31	81.63	70.46	76.30
CD	74.56	79.69	78.06	82.39	70.92	77.65
华中—华东类	74.49	80.06	78.04	82.75	71.70	77.90
华北类	74.89	79.98	78.46	82.89	71.76	77.66
调整婴幼儿和高龄死亡概率(Logistic 模型)						
UN	73.51	78.61	77.34	81.58	70.46	76.37
CD	74.57	79.73	78.09	82.34	70.93	77.72
华中—华东类	74.50	80.10	78.07	82.70	71.70	77.97
华北类	74.90	80.02	78.49	82.84	71.76	77.73

注:为了对本表格中所需要的平均预期寿命的比较,本文编制了所有相关的分城乡分性别的生命表,限于篇幅,生命表省略。

的调整结果比较,从全国来看,基于 UN 调整的男性和女性平均预期寿命均高于统计公布、王金营(2013)调整的结果,女性平均预期寿命高于黄荣清等(2014)调整的结果。由上文可知,基于 UN 调整的婴幼儿死亡概率明显过高,而低于其平均预期寿命的其他结果可能是对更多年龄段死亡概率进行了调整。但除了婴幼儿和高龄死亡概率外,其他年龄段的调整会脱离“六普”数据本身,从而可能造成二次误差,导致调整结果更偏离真实值。本文采用的 CD、华中—华东类和华北类模型生命表对全国男性和女性婴幼儿死亡率进行调整,调整之后所计算的全国分性别的平均预期寿命都与李成等(2018)的结果相接近,二者差距最小的为 0.15 岁,最大的为 0.58 岁,并且三类模型生命表调整的结果相近,且符合婴儿死亡率的性别差异规律,这说明采用符合中国死亡模式的模型生命表对全国婴幼儿调整的方法具有合理性和稳定性,可能更加接近中国平均预期寿命的真实值。

从以上对全国调整结果的比较,低于基于 UN 调整的平均预期寿命的其他调整结果可能存在对真实平均预期寿命的低估,这将会进一步造成城镇和农村调整结果的低估,因此,基于 CD、华中—华东类和华北类模型生命表对城镇和农村死亡概率调整之后的平均预期寿命可能更接近于真实值。

六、结 论

本文采用各类模型生命表对婴儿死亡率调整结果都是男性高于女性,符合婴儿死亡率的性别差异规律。通过比较模型生命表对婴幼儿死亡率调整的差异,发现包含了中国大部分地区的华中—华东类和华北类模型生命表对城乡婴幼儿死亡率调整的结果更加合理,CD 对婴儿死亡率调整的结果和以往研究最为接近。在对高龄老年人口死亡率调整方面,本文同时采用 Kannisto 模型和 Logistic 模型,比较二者对高龄老年人口拟合的城乡差异、性别差异,并利用二者调整后的高龄老年人口死亡率编制出生命表。研究结果发现,这两个模型调整后的平均预期寿命相差极小,而且对平均预期寿命变化影响很小。通过同时以调整修正后的婴幼儿死亡概率和高龄老年人口死亡率代替原始值,编制计算出全国分城乡分性别生命表结果,发现采用 CD、华中—华东类和华北类模型生命表调整之后的平均预期寿命结果相近,而且具有较好的稳定性,与其他学者(李成等,2018)采用 DCMD 模型生命表方法调整的结果基本一致。

本文对死亡数据调整方法的探讨为婴幼儿和高龄死亡率调整方法增加更多的选择性,也为后续编制中国各省分城乡分性别生命表奠定很好的基础。本研究对中国城乡生命表编制方法的探析还存在一些不足之处,如“六普”中的青年组死亡数据质量可能也存在问题,但本文并未对其进行修正调整,这可能会对生命表编制结果产生一定的偏差。此外,本文对婴幼儿死亡率调整方法受到数据的限制,如果该方法运用到省一级,可能会因数据质量高低参差不齐造成城乡调整结果差距过大。因此,本研究方法是对中国城乡生命表编制的初步尝试,进一步分析青年组死亡数据质量较差产生的原因、探究对其进行调整的方法及发现全国各省人口分城乡分性别的死亡轨迹,优化生命表的编制,这是未来需要深入研究的方向。

参考文献:

1. 段白鸽、石磊(2015):《我国高龄人口死亡率减速:偏差还是事实》,《统计研究》,第9期。
2. 韩猛、王晓军(2010):《Lee-Carter 模型在中国城市人口死亡率预测中的应用与改进》,《保险研究》,第10期。
3. 黄匡时(2015):《Lee-Carter 模型在模型生命表拓展中的应用——以中国区域模型生命表为例》,《人口研

- 究》,第5期。
4. 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。
 5. 黄荣清等(2014):《中国人口死亡水平研究》,国务院人口普查办公室、国家统计局人口和就业统计司编,《发展中的中国人口:2010年全国人口普查研究课题论文集上册》,中国统计出版社。
 6. 黄荣清(2000):《1995年中国不同地区死亡水平的测定——人口抽样死亡率估计的新方法》,《中国人口科学》,第4期。
 7. 黄荣清(2005):《20世纪90年代中国人口死亡水平》,《中国人口科学》,第3期。
 8. 蒋正华等(2016):《中国区域模型生命表(简略生命表拓展版)》,中国人口出版社。
 9. 李成等(2018):《利用 DCMD 模型生命表系统对“六普”数据中死亡漏报情况的估计》,《人口研究》,第2期。
 10. 李志生、刘恒甲(2010):《Lee-Carter 死亡率模型的估计与应用——基于中国人口数据的分析》,《中国人口科学》,第3期。
 11. 刘娟、杨明旭(2011):《Lee-Carter 估计模式推算中国农村老年人口死亡率的研究》,《南方人口》,第4期。
 12. 卢仿先、尹莎(2005):《Lee-Carter 方法在预测中国人口死亡率中的应用》,《保险职业学院学报》,第6期。
 13. 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。
 14. 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。
 15. 翟振武(1993):《1990年婴儿死亡率的调整及生命表估计》,《人口研究》,第2期。
 16. 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。
 17. Alkema L. and Jin R.N.(2013), Global Estimation of Child Mortality Using a Bayesian B-spline Bias-reduction Model. *The Annals of Applied Statistics*. 8(4):2122-2149.
 18. CME Info.(2015), Levels and Trends in Child Mortality: Report 2015.
 19. CME Info.(2017), Levels and Trends in Child Mortality: Report 2017.
 20. Gu D., Huang R., Andreev K., et al.(2016), Assessments of Mortality at Oldest-old Ages by Province in China's 2000 and 2010 Censuses. *International Journal of Population Studies*. 2(2):1-25.
 21. Lee R.D. and Carter L.R.(1992), Modeling and Forecasting U.S. Mortality. *Journal of the American Statistical Association*. 87(419):659-671.
 22. Thatcher A.R., Kannisto V. and Vaupel J.W.(1998), The Force of Mortality at Ages 80 to 120. in *Odense Monographs on Population Aging Vol.5*. Odense University Press.
 23. Wilmoth J.R., Andreev K., Jdanov D., et al.(2007), Methods Protocol for the Human Mortality Database. *Revised*.
 24. Zeng Y., Vaupel J.W.(2003), Oldest-Old Mortality in China. *Demographic Research*. 8(7):215-244.

(责任编辑:朱 犁)