

第七次人口普查数据死亡水平估计*

李 婷 郑叶昕 闫誉腾

【摘 要】评估普查死亡数据质量是推断死亡水平的前提和基础。为避免单一估计方法因违背其特定假设而产生偏误,文章综合使用多种模型生命表与国际比较法,系统估计了第七次人口普查中各年龄段的死亡漏报,并修正了相应的死亡水平。研究结果表明,七普各年龄段仍然存在显著的死亡漏报现象。就各类评估方法的中位数而言,中国婴儿死亡率男性为 6.72‰、女性为 5.90‰,漏报率分别为 75.30%、76.61%;成年(15~59 岁)死亡概率男性为 11.24%、女性为 6.54%,漏报率分别为 23.21%、41.75%;中低龄(60~79 岁)老年死亡概率男性为 51.93%、女性为 34.63%,漏报率分别为 26.79%、29.27%;高龄(80~99 岁)老年死亡概率男性为 99.10%、女性为 98.03%,漏报率分别为 4.16%、5.13%。由此看出,通过普查获得准确的死亡信息仍面临不少挑战,应尽快建立起完善的死亡登记制度。

【关键词】人口普查 数据质量评估 死亡水平估计

【作 者】李 婷 中国人民大学人口与发展研究中心、家庭与性别研究中心,教授;郑叶昕 中国人民大学社会与人口学院,博士研究生;闫誉腾 中国人民大学社会与人口学院,博士研究生。

一、引 言

第七次人口普查是一项重大的人口国情与国力调查,其中人口死亡状况又是其中最基础的信息之一。死亡是人口变动的基本驱动力,其指标也是评估卫生医疗资源使用率、了解人口健康进程、解释疾病转变模式、衡量社会和经济水平的重要参考。然而与普查所调查的其他事项不同,死亡数据需要依靠受访户的记忆间接地对死者信息进行统计^①。相较于国际上更为通用的民事登记和生命统计系统,普查死亡数据的准确性

* 本文受中国人民大学“双一流”跨学科重大创新规划平台(数字社会治理跨学科交叉平台)的支持。

① 按国家统计局《第七次全国人口普查方案》,受访户需汇报在过去一年(2019 年 11 月 1 日至 2020 年 10 月 31 日)本户的死亡人口信息。具体而言,以死亡人口死亡前的常住地为登记地,受访户常住人口中有死亡的,无论其与该户有无亲属关系,都应作为该户死亡人口予以登记。如果无法确定死亡人口常住地,或登记时与死亡人口常住地联系不上的,一律在死亡发生地登记。

更可能受宏观政策、个体意愿等诸多社会因素的影响。因此,从三普到六普,人口学界对死亡数据的漏报率和实际死亡水平的估计从未间断,对重点年龄段(如婴儿和老龄阶段)的评估更是其中的核心议题(李树茁,1994;任强等,2004;黄荣清,2005;王金营,2013)。这是因为婴儿死亡率可以综合反映一个地区经济、文化等状况,是死亡率随年龄变化的起点,其准确性也会进一步影响对平均预期寿命的估计(宋健、张洋,2015);对老龄人口死亡水平的准确评估则是了解中国人口寿命状况和老龄化速度的重要前提。

由于真实的人口死亡情况未知,现有死亡数据质量评估方法的结果都只是一种估计,尚未有公认的校准方法(黄荣清、曾宪新,2013)。考虑到各类评估方法均有其前提假设,有必要综合使用多种评估方法,通过交叉验证,获得多数评估方法校验较为一致的结果或结果的估计区间,以提高结论的稳健性和有效性。与此同时,由于不同死亡数据质量评估方法提出的年代不同,利用的基础死亡数据不同,所假设的死亡模式也存在差异。基于对评估结果差异的比较,可反向对方法进行评价,也有利于进一步加深对人口死亡特征变化规律的理解。

综上,本文使用国家统计局公开的第七次人口普查汇总数据^①,通过模型生命表和国际比较法,估计七普各年龄段死亡数据的质量,重点讨论婴幼儿组(0~4岁)与老龄组(60~99岁)的死亡漏报情况,并对实际死亡水平进行估计,从而加深对中国人口发展进程的理解。

二、死亡水平的估计方法

(一) 死亡水平估计方法的原理

在以往的研究中,普查死亡数据的评估方法主要有两类(张震等,2017)。第一类是针对全年龄段的经验模型评估,例如基于人类死亡历史数据所建立的模型生命表,通过输入特定参数(如婴儿死亡率、预期寿命等)以实现整体死亡概率的估计。第二类是针对重点年龄段的特殊评估方法,主要通过不依赖参数与死亡模式设定的死亡概率内部关系法与外部关系法(李建新等,2018),例如利用婴儿死亡率与各国人均GDP、教育指数等社会经济水平的关系进行国际比较。本文综合了上述思路,采用模型生命表与国际比较法,对各年龄组的死亡水平进行估计,并重点讨论婴幼儿组与老龄组的情况。

1. 全年龄段的经验模型法

作为经验模型的代表,模型生命表能克服死亡数据不足,可用于全年龄段死亡数据的估计和修正,是当下应用最广泛的间接估计方法(张震等,2017)。人口的死亡信息包括死亡水平和死亡模式两个维度。对于死亡水平,模型生命表以少量易收集的指标估计

^① 第七次人口普查汇总数据:<http://www.stats.gov.cn/tjsj/pcsj/rkpc/7rp/zk/indexch.htm>。本文主要使用《中国人口普查年鉴-2020年》资料表6-4全国分年龄、性别的死亡人口状况。

和衡量整体死亡水平。对于死亡模式,模型生命表则依据大量可靠的经验数据,利用死亡指标之间的强相关性,归纳出一些具有典型特征的死亡模式。通过死亡水平和模式的结合,该类方法构造出不同的生命表,实现对死亡数据的整体性评估。

就构造的逻辑而言,模型生命表可以分为纵向研究和横向研究(胡松波等,2014)。具体而言:纵向研究的模型生命表往往借助同一生命表内部各指标之间或各指标随年龄变化的规律,采用回归分析、主成分分析、最优K均值、高斯混合聚类、奇异值分解、对数二次模型等方法,利用少量指标值估计完整生命表,这一类的代表如Coale-Demeny模型(Coale等,1966)、1982联合国发展中国家模型(United Nations,1982)、蒋正华中国模型(蒋正华,1990;蒋正华等,2016)、Clark-Sharrow模型(Clark等,2011)、Clark模型(Clark等,2019)、Wilmoth模型(Wilmoth等,2012)、DCMD模型(李成等,2018)等。横向研究的模型生命表则基于两个生命表参数之间的函数关系,如Brass-Logit模型(Brass,1971)假定生存函数经Logit转换后存在线性关系,从而建立起不同生命表间的横向关系,后续Murry模型(Murry等,2003)对此进行了一定改进。由于不同模型生命表往往构建于特定假设之上,有必要进行交叉验证以提高结论的稳健性^①。

在实际应用中,大部分模型生命表都要求提供待估计生命表的死亡模式和死亡水平两个参数。其中,死亡水平通常可以通过 sq_0 或 e_0 这些连续参数确定,而死亡模式的选择则有离散和连续两类参数,离散参数通常用于分区模型生命表,不同分区的选择对应于死亡模式的离散参数值,连续参数通常用于不分区的模型生命表。

本文综合采用了当前运用较多的六种模型生命表对七普的死亡数据进行评估。这些方法可以分成两大类,第一类是经典的Coale-Demeny模型、Brass-Logit模型;第二类是2000年以后新近发展的模型生命表。新近模型对建构方法与基础数据进行了迭代与更新,试图更好地反映人类死亡概率的下降趋势,主要包括Murray模型、Wilmoth模型、Clark-Sharrow模型和Clark模型。后一类模型生命表可以基于相同的输入参数进行应用和比较。

2. 婴幼儿死亡水平的专门估计方法

尽管模型生命表的应用十分广泛,但考虑到婴幼儿死亡水平的重要性,学界发展出了无须提前预估死亡水平的内部关系法和外部关系法,以规避对死亡水平参数的依赖。其中,内部关系法由死亡数据内部相对稳定的人口过程关系进行预估,外部关系法则通过寻找婴幼儿死亡概率与社会经济发展水平、教育之间的关系,使用相对客观的外部经济、文化等数据对婴幼儿死亡水平进行估计。但是,内部估计法(如曾生子女数法)假定

^① 不同模型生命表在运用中各自存在局限,原因包括基于早期死亡数据建立(如Coale-Demeny模型、1982联合国发展中国家模型、蒋正华中国模型),离散的死亡模式类别难以涵盖所有现实可能(如分区模型生命表),较依赖经验数据(如Clark-Sharrow模型),以及使用不同年龄组进行系数拟合结论会存在差异(如Brass-Logit)等。

估计时期不同年龄段的生育率保持稳定,中国快速的生育转变显然不符合这一假定,通过该方法往往会高估婴儿死亡率(莫尔特里等,2021)。因此,本文主要使用国际社会经济发展数据对婴儿死亡率进行评估,简称为“国际比较法”。

国际比较法认为,婴儿死亡率不受年龄结构的影响,其数值主要受社会经济条件和医疗水平等因素的制约,因此具有横向可比性,是衡量一个国家发展水平的基本指标(黄荣清、庄亚儿,2004)。在具体方法上,首先,按照社会发展水平给世界各国分类,对比中国与不同类型国家的婴儿死亡率变动趋势,观察是否存在下降速度过快等不合理情况;其次,构建衡量各国经济发展水平和文化教育水平的指标,建立起其与婴儿死亡率的关系,并用中国的相关指标推测当前的婴儿死亡率。以往研究认为,尽管影响婴儿死亡率的社会性因素有很多,但经济发展水平最具总括性。因为经济因素直接影响医疗卫生水平、文化教育投入及个体所能享受到的各种福利等,进而影响婴儿死亡率。此外,受教育水平的高低与个人的生活方式、卫生习惯有关,也会影响婴儿死亡率和儿童死亡概率(赵梦晗、杨凡,2013)。国际机构所提供的多个开放数据库为国际比较法的可行性提供了保证。

(二) 死亡水平估计方法的操作过程

在使用模型生命表矫正死亡数据之前,首先需要建立一个原始生命表。为此,本文借助七普汇总数据的年中人口和死亡人数得到分年龄的死亡率(${}_n m_x$),并设定各年龄组死亡人口的平均存活人年数(${}_n a_x$),由此得到分年龄的死亡概率(${}_n q_x$)^①。在5岁以下极低年龄组中,本文采用寇尔—德曼针对低死亡水平情景所拟合的公式(Coale等,1966)。高龄开口组 ${}_n q_x=1$ 。其余5岁年龄组的存活人年数按区间中点2.5年计算。在这一基础上,本文使用如下的模型生命表对原始数据进行校正。

1. Coale-Demeny 模型生命表

Coale-Demeny(下文简称C-D)模型生命表是当前运用最广泛、最重要的模型生命表之一,是典型的死亡模式和死亡水平两参数模型生命表。由于中国家庭对子女的身体健康状况更为关注,婴儿死亡率相对较低。因此本文重点考察C-D模型生命表的西区模式(适用范围较广)和北区模式(婴儿死亡率偏低)。

在死亡水平上,七普数据未经调整的原始生命表男性预期寿命为79.23岁,女性预期寿命为84.23岁。本研究综合了联合国、世界银行和卫生计量与评价研究所(IHME)对中国预期寿命的估计,分别对比了男性预期寿命在74~80岁、女性预期寿命在79~85

① ${}_n m_x \cong {}_n M_x = \frac{{}_n D_x}{{}_n N_x}$, ${}_n N_x$ 为 x 至 $x+n$ 岁年中人数, ${}_n D_x$ 为 x 至 $x+n$ 岁当年死亡人数。 ${}_n m_x$ 与 ${}_n q_x$ 的转换公式

为 ${}_n q_x = \frac{n \times {}_n m_x}{1 + (n - {}_n a_x) \times {}_n m_x}$ 。

岁的 C-D 模型生命表西区、北区模式。为了选取出最佳模型,本文采用均方根误差(RMSE)作为拟合度的评价标准,以年龄别的死亡变动率为指标,筛选出与原始生命表变动规律最为一致的 C-D 模型生命表(Horiuchi 等,1990)。

由于婴幼儿和老龄组容易出现死亡漏报,导致数据不准确,匹配最优 C-D 模型生命表的过程中往往会避开这两个年龄组。实践中常使用 5~85 岁、5~59 岁、10~69 岁、30~59 岁作为基准年龄段(王金营,2013;赵梦晗、杨凡,2013)。本文使用不同基准年龄段逐一进行了匹配,结果均相当稳定。就七普数据而言,男性更匹配西区模式中预期寿命为 74 岁的 C-D 模型生命表,女性更匹配西区模式中预期寿命为 79 岁的 C-D 模型生命表。

2. Brass-Logit 相关生命表系统方法

尽管 C-D 模型生命表设立了不同的死亡类型供研究使用,但这 4 种死亡类型无法概括所有的死亡模式,学者们只能从中找到相近的类型,而无法结合研究地区的特点进行调整(赵梦晗、杨凡,2013)。Brass 开发了一种创新方法,其双参数关联模型可以用数学规则将一套基准的年龄别死亡概率和任意人口的死亡概率相关联。具体而言,Brass 假设不同生命表年龄别死亡概率在经过 Logit 转换之后存在线性关系:设基准生命表 x 岁的死亡概率为 $q^s(x)$,某年份人口的待估生命表 x 岁死亡概率为 $q(x)$,经过 Logit 转换,二者将呈现为如下形式:

$$\text{Logit}[q^s(x)] = \frac{1}{2} \ln \left[\frac{q^s(x)}{1-q^s(x)} \right] = y^s(x) \quad (1)$$

$$\text{Logit}[q(x)] = \frac{1}{2} \ln \left[\frac{q(x)}{1-q(x)} \right] = y(x) \quad (2)$$

通过经验研究,Brass 证明了以下关系:

$$y(x) = \alpha + \beta \cdot y^s(x) \quad (3)$$

式(2)中 α 、 β 值,依据基准生命表和待估生命表中相对稳定的年龄组数据拟合得出。以往的研究和经验表明,第三次全国人口普查死亡数据的准确度非常高,因此本文以 1981 年全国分性别和分年龄的生命表作为基准生命表。在实际操作中存在以下问题:首先,与 C-D 模型生命表类似,Brass-Logit 相关生命表系统方法在年龄组的选取上存在一定的主观性,不同年龄组的拟合结果存在差异。其次,在式(3)中,如果死亡水平 α 不显著,是否需要纳入回归存在一定的争议。再次,在估计婴幼儿人口、老龄人口死亡水平时,有研究用基准生命表中同一个年龄组进行拟合,也有研究用不同年龄组进行拟合。为此,本文首先计算出不同基准年龄组下的 α 、 β 值(见表 1),再依据死亡水平 α 的显著水平及不同年龄组估计的组合方式,计算出所有可能的生命表,最终根据均方根误差选取出最佳模型。就七普数据而言,最佳的 Brass-Logit 模型是以 10~69 岁基准年龄组估计婴幼儿人口、30~59 岁估计老龄人口、将不显著的死亡水平 α 纳入回归的设定,得到的预期寿命水平,男性为 76.24 岁,女性为 81.52 岁。

3. 新近模型生命表方法

作为新近发展的模型生命表方法，Murray 模型、Wilmoth 模型、Clark-Sharrow 模型和 Clark 模型无论在方法上还是估计误差上都做了重要革

表 1 不同参照年龄组下 Brass-Logit 模型所估计的死亡模式和死亡水平

基准年龄组	死亡模式 β	显著水平	死亡水平 α	显著水平	R ²
5~59 岁					
男	1.233	0.000	0.194	0.285	0.892
女	1.177	0.000	-0.243	0.095	0.926
10~69 岁					
男	1.080	0.000	-0.223	0.001	0.976
女	1.131	0.000	-0.360	0.000	0.978
30~59 岁					
男	1.028	0.000	-0.297	0.000	0.993
女	1.220	0.000	-0.094	0.151	0.991

新,更能反映现代的低死亡水平。作为参数模型,Murray 模型对 Brass-Logit 模型的改进、Wilmoth 表的对数二次模型及 Clark 表的奇异值分解法,克服了经典模型生命表的许多弱点,包括使用连续而非离散的参数描述死亡模式和死亡水平,以及使用更新的数据推导模型系数。与上述 3 个参数模型不同,Clark-Sharrow 模型生命表是典型的分区模型生命表,尽管与 Wilmoth、Clark 模型同样使用人类死亡数据库(下文简称 HMD)为基础数据,Clark-Sharrow 模型表用高斯模型聚类方法确立死亡模式,依靠婴儿或儿童死亡信息,或者综合成年死亡信息判定相近的死亡模式。已有基于中国的应用表明,Murray 表和 Wilmoth 表的评估效果相近,Clark-Sharrow 模型虽然在 HMD 数据的拟合中表现较好,但应用于拟合 1981 年中国人口死亡数据时却表现一般(张震等,2017)。Clark 表虽然暂未用于检验中国的死亡数据,但在一些死亡状况相对复杂的发展中国家(如南非、墨西哥)效果与 Wilmoth 相近(Clark,2019)。随着中国公共卫生事业的发展,当前的人口死亡模式已经与第三次人口普查时有显著变化,考虑到四种模型各自的特点,本文将综合采用上述四种模型,对中国七普数据的死亡水平进行全面估计。

上述四种模型可以基于相同的参数输入条件进行对比运用,参数类型可以是单参数或者双参数。当为双参数时,常见的是婴儿死亡率(${}_1q_0$)或 5 岁以下儿童死亡概率(${}_5q_0$)与其他参数如成年死亡概率(${}_{45}q_{15}$)或预期寿命(e_0)的搭配。基于经验,婴儿死亡率可能有一定的漏报,并且存在误差堆积的问题,仅依据婴儿死亡率作为参数进行估计可能带来较大偏误(Aleshina 等,2005;Huy 等,2008)。为了提高准确性,本文使用较为稳健的 5 岁以下儿童死亡概率进行单参数或双参数的拟合。这些参数的数值一般出于估计或源于其他辅助信息,本文以全国妇幼卫生监测点的数据为主^①,根据七普中展现的两性死亡

① 1990~1995 年,原卫生部在 30 个省、自治区、直辖市建立了 81 个 5 岁以下儿童死亡监测点,动态监测全国 5 岁以下儿童的死亡情况。1996 年起实行 5 岁以下儿童死亡、孕产妇死亡和出生缺陷监测的“三网监测”,2007 年起全国妇幼卫生监测点扩大到 336 个。

特征确立 5 岁以下儿童死亡概率的参数,同时,在监测点未提供的成年死亡概率和出生预期寿命上,本文广泛参考了外部估计数据,包括联合国、世界卫生组织、世界银行和卫生计量与评价研究所数据^①。考虑到这些机构在 ${}_{45}q_{15}$ 和 e_0 的估计上数值差异不大,又同属于调整后数据,本文将其综合取平均数。最后,男性的参数及数值设定为 ${}_5q_0=8.10\%$, ${}_{45}q_{15}=10.62\%$, $e_0=74.72$;女性的参数及数值设定为 ${}_5q_0=6.90\%$, ${}_{45}q_{15}=5.70\%$, $e_0=80.18$ 。

表 2 四类新近模型生命表在不同条件下的应用

模型生命表方法	输入参数		
	${}_5q_0$	${}_5q_0$ 和 ${}_{45}q_{15}$	${}_5q_0$ 和 e_0
Murray 模型生命表(M)	M1	M2	M3
Wilmoth 模型生命表(W)	W1	W2	W3
Clark-Sharrow 模型生命表(CS)	CS1	CS2	CS3
Clark 模型生命表(C)	C1	C2	—

注:Clark 模型生命表暂不支持将 e_0 作为输入参数,故本文在此处将其略去。

为了更清晰地展示七普死亡数据的评估结果,本文基于表 2 所示的三种输入参数对模型生命表进行了简写。数值“1”表示单参数 ${}_5q_0$,数值“2”表示双参数 ${}_5q_0$ 和 ${}_{45}q_{15}$,数值“3”表示双参数 ${}_5q_0$ 和 e_0 ,而 Murray、Wilmoth、Clark-Sharrow、

Clark 表则分别简写为 M、W、CS、C。这几类模型生命表可通过 R 和 Stata 软件实现。

4. 基于外部关系的国际比较法

国际比较法将婴儿死亡率视为可横向比较的指标,依托国际经验对中国的死亡水平进行估计。本文基于世界银行所公布的国际婴幼儿死亡概率数据,以人均 GDP 作为衡量经济发展水平的指标、人类发展指数(下文简称 HDI)中的教育指数作为衡量文化教育水平的指标^②,分别拟合婴儿死亡率、5 岁以下儿童死亡概率的回归方程,最后将中国相关指标代入计算中国婴幼儿死亡概率的估计值。由于国际数据缺少分性别死亡率,本文仅报告了婴幼儿整体死亡概率估计值。

在经济发展水平的外部评估方面,本文选取与中国在经济发展水平相近的国际数据。按世界银行 2020 年数据,中国经购买力平价后的人均 GDP 约为 17 312 美元,筛选出 2020 年人均 GDP 在 15 000~20 000 美元的其他国家,且剔除婴儿死亡率大于 75‰的极端值国家,将其余 376 条历史数据进行拟合,结果表明经济发展水平与婴儿死亡率和 5 岁以下儿童死亡概率有明显的相关性。

① 不同数据的来源如下:(1)联合国儿童死亡率估算机构间小组(UN IGME)<https://childmortality.org/data/China>;(2)卫生计量与评价研究所(IHME)<https://www.healthdata.org/china>;世界银行(WB)<https://data.worldbank.org/country/china>;世界卫生组织(WHO)[https://www.who.int/data/gho/data/indicators/indicator-details/GHO/life-expectancy-at-birth-\(years\)](https://www.who.int/data/gho/data/indicators/indicator-details/GHO/life-expectancy-at-birth-(years))。
② 2010 年开始,联合国开发计划署使用新的方法计算人类发展指数,其中,教育指数是综合考虑各国平均受教育年限(大于或等于 25 岁的人在学校接受教育的年数)和预期受教育年限(5 岁的儿童一生将要接受教育的年数)两方面来计算(任栋等,2021)。

在文化水平的外部评估方面,本文使用 1990~2019 年 158 个国家教育指数,其中,由于 2020 年教育指数尚未公布,本文使用基于灰色预测模型的估计值 0.69。由此,本文将上述历史数据与待估数据回归拟合得到中国婴幼儿死亡概率。

三、结果分析

(一) 七普死亡数据的基本质量判断

综合历次人口普查情况与国际经验看,七普各年龄段的死亡数据可能均存在一定程度的漏报。首先,在婴儿死亡率方面,根据七普数据直接计算,2020 年中国婴儿死亡率为 1.52‰,这一结果与妇幼卫生监测点统计的数据(5.40‰)有较大出入。七普数据计算的 5 岁以下儿童死亡概率仅为 2.54‰,也远低于妇幼卫生监测点 7.5‰的水平。其次,在预期寿命方面,根据七普的死亡数据测算,中国男性出生预期寿命为 79.23 岁,女性为 84.23 岁,分别比 2010 年六普数据增加了 3.62 岁和 3.82 岁,而联合国步长法估计预期寿命达到 70 岁后每 10 年增长不超过 2 岁。

如果用国际数据与七普数据对比,则进一步说明七普死亡数据有待检验。世界银行数据显示,2019 年世界高收入国家的平均婴儿死亡率、5 岁以下儿童死亡概率分别为 4.3‰、5.0‰。具体到个别发达国家,英国这两个数值分别为 3.7‰、4.3‰,美国为 5.6‰、6.5‰,均高于七普数据。就婴儿死亡率而言,全世界低于中国普查数据 1.53‰的仅有圣马力诺一个国家;就 5 岁以下儿童死亡概率而言,全世界低于中国普查数据 2.35‰的仅有 5 个国家。可见,七普在婴幼儿阶段确实存在相当程度的死亡漏报。

(二) 婴幼儿死亡漏报与死亡概率评估

不同方法对婴幼儿实际死亡水平和漏报率的估计分别如表 3、图 1、图 2 所示。为了更加清晰地展示评估方法的结果,本文将新近模型生命表估计结果标识为实心圆,经典模型生命表估计结果标识为空心圆。同时,模型生命表估计得到的 ${}_1q_0$ 本质上是 0 岁死亡概率,为行文方便,本文使用婴儿死亡率作

表 3 不同评估方法下两性的婴幼儿死亡概率 ‰

方 法	${}_1q_0$		${}_5q_1$	
	男性	女性	男性	女性
原数值	1.66	1.38	1.12	0.89
C-D	14.37	11.10	1.94	2.18
Brass-Logit	17.71	10.70	6.55	4.29
M1	6.84	5.77	1.27	1.13
W1	6.65	5.66	1.46	1.24
CS1	7.50	5.90	1.60	1.20
C1	6.72	5.71	1.41	1.13
M2	6.98	6.00	1.13	0.90
W2	6.65	5.67	1.46	1.24
CS2	5.30	5.90	1.20	1.20
C2	6.72	6.51	1.31	1.26
M3	6.95	6.01	1.12	0.90
W3	6.65	5.67	1.46	1.24
CS3	6.20	5.40	1.30	1.10
国际比较法	12.8(经济)、17.6(文化)		—	

注:由于国际比较法缺乏评估 ${}_5q_1$ 的相关数据,此处省略。

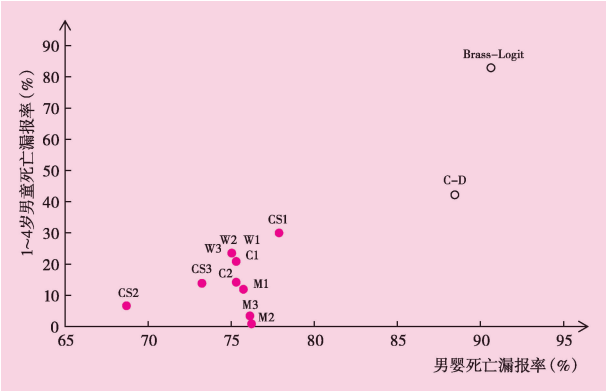


图1 男性 $1q_0$ 与 $4q_1$ 漏报率

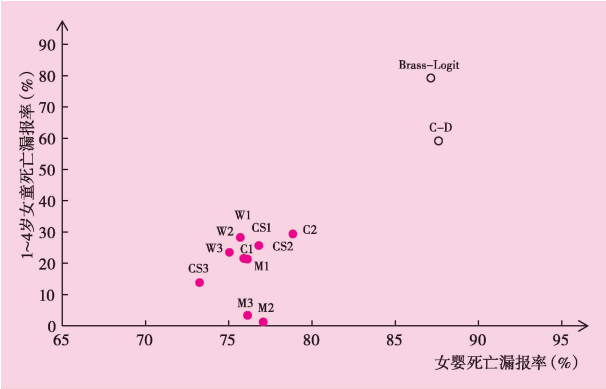


图2 女性 $1q_0$ 与 $4q_1$ 漏报率

$1q_0$ 的指代。

总体而言，所有方法都显示七普数据中婴幼儿死亡概率存在显著的漏报。从各方法估计的中位数看，男婴死亡率为 6.72‰、死亡漏报率为 75.30%，1~4 岁男童死亡率 1.41‰、死亡漏报率为 20.85%；女婴死亡率 5.90‰、漏报率为 76.61%，1~4 岁女童死亡率 1.20‰、死亡漏报率为 25.92%。

新近模型生命表的估计结果与经典方法存在较大差异：无论是男性还是女性婴幼儿，以 Murray、Wilmoth、Clark-Sharrow 及 Clark 为代表的新近模型生命表在不同参数条件下的评估值基本位于左下角；而经典的 C-D 模型生命表法、Brass-Logit 模型的估计值则基本位于右上角。这说明经典估计法所得的婴幼儿死亡概率均显著高于新近模型生命表。此外，国际

比较法因数据缺乏，没有给出分性别婴幼儿死亡概率的估计，但作为整体参考，估计结果相对接近于经典方法的估计结果。

有研究指出，相较于经典估计方法，新近模型生命表可能提供了更加准确的死亡估计。具体而言，在经典估计方法中，Brass-Logit 模型所估计的婴幼儿死亡概率最高，这可能与其基准生命表(第三次人口普查数据)年代较早、死亡模式存在较大差异有关。尽管相较于 C-D 模型生命表法，Brass-Logit 模型在死亡模式的选择更加灵活，不拘泥于固定的死亡类别，但其缺点在于离基准生命表时间越久，预测的有效性下降得越快，婴幼儿组更为明显(Murray 等, 2003)。C-D 模型生命表也有相似的问题，其生命表系统基于 20 世纪 80 年代的死亡数据，整个系统难以适应现代的低死亡概率模式，对一些新兴的死亡现象缺乏解释力。同样由于基础生命表的局限，C-D 模型生命表对发展中国家的死亡规律解释力不足，尤其难以涵盖死亡差异较大的男性群体内部的异质性(Wilmoth 等, 2012)。由于中国近几十年死亡模式的巨大变迁，这些经典的模型生命表能在多大程度准确描绘当今中国的死亡状况存在较大疑问。此外，国际比较法获得的婴幼儿死亡概率处在经典估计方法和新近模型生命表法的结果之间。该方法基于国际经验数据进行

推测,这既是优势也是不足。一方面,中国卫生健康事业的快速发展,公共卫生基础建设和资源投入仍领先于其他相近发展程度国家,国际经验会高估中国的实际死亡水平;另一方面,国际经验数据在数值或量纲上的偏差都会使估计结果不稳定。

与上述方法相对,新近模型生命表更新了基础死亡数据,更加符合现代的低死亡水平,例如 Murray 模型基于 WHO 收集到的 63 个国家 1 802 张生命表,更新至 2000 年;Clark-Shallow 模型基于更新至 2007 年的 HMD 数据,Wilmoth 模型在此基础上还补充了 WHO 等其他渠道的死亡数据;Clark 模型使用的是 2018 年的 HMD 数据。这些基础数据的更新十分重要,因为自 20 世纪 70 年代起,世界范围内特别是发展中国家的人口转变拉开序幕,死亡率先于生育率大幅下降,这给经典生命表法带来极大挑战。以 C-D 模型生命表为例,当儿童死亡概率下降到 60‰ 以下时,会出现显著偏差(Wilmoth 等,2012)。在死亡概率下降的过程中,会出现“婴幼儿死亡概率下降—成人死亡概率下降—老龄阶段死亡概率下降”的 3 个阶段(Wilmoth 等,1999)。在提前预设了预期寿命水平的情况下,更具死亡转变中前期特征的经典估计方法将不可避免地高估婴幼儿死亡水平。

除了对基础死亡数据进行更新外,新近模型生命表也在不断优化对于死亡模式的选择方式,使其最大可能贴合实际的死亡情况。从 C-D 模型生命表法与 Murray 模型的比较看,C-D 模型生命表首先需要依据死亡指标找到对应的分区,然后找到最合适的死亡水平;Murray 则使用迭代匹配算法,遍历其所有的基础生命表,重复前述过程以找到最匹配的模型生命表,大大提高了拟合度(Murray 等,2003)。需要谨慎的是,模型生命表对于死亡数据修正的质量有赖于输入参数的准确性。本文在建立评估时候,已经纳入当前国际最常见的参数组合类别,同时充分参考了中国妇幼卫生监测点及其他第三方机构同期估计的参数值,一方面避免仅使用普查内部数据所带来的误差累积,另一方面也尽可能提升评估的稳健性。但是,由于真实的死亡数据情况未知,通过其他途径对现有参数的数据质量予以评估较为困难。因此,外部估计法等专门估计方法仍然存在一定价值,可作为婴幼儿死亡概率估计的一个上限。

(三) 老龄人口的死亡漏报与死亡概率评估

随着社会老龄化的逐步加深,老龄组死亡数据的价值逐渐凸显,图 3 至图 6 分别展示了七普数据中老龄人口的死亡概率估计和漏报率评估。

总体而言,所有方法都显示老龄人口(60~99 岁)存在显著的死亡漏报。进一步将其分为传统研究较为关注的 60~79 岁中低龄群体及当前快速增长的 80 岁以上高龄群体,可以得到不同评估方法结果的中位数:Wilmoth 模型在输入 ${}_5q_0$ 和 e_0 的条件下,所估计的男性中低龄老年群体死亡率为 51.93%、漏报率为 26.79%;Clark-Sharrow 模型在输入 ${}_5q_0$ 和 ${}_{45}q_{15}$ 的条件下,所估计的女性中低龄老年群体死亡率为 34.63%、漏报率为 29.27%;Clark 模型在输入 ${}_5q_0$ 和 ${}_{45}q_{15}$ 的条件下,所估计的男性高龄老年群体死亡率为 99.10%、漏

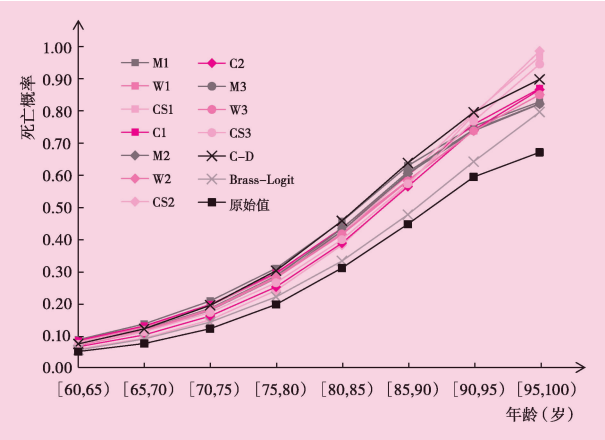


图3 男性老龄人口死亡概率估计

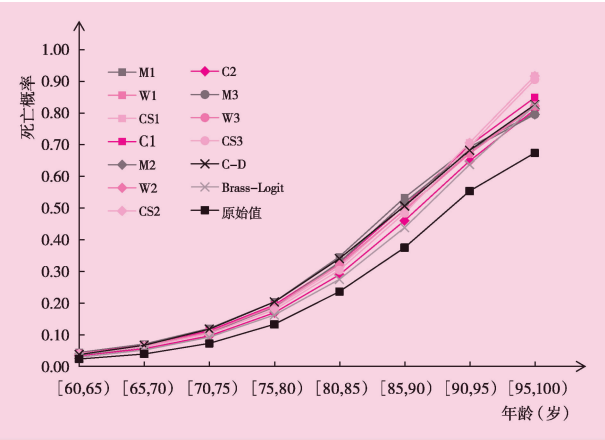


图4 女性老龄人口死亡概率估计

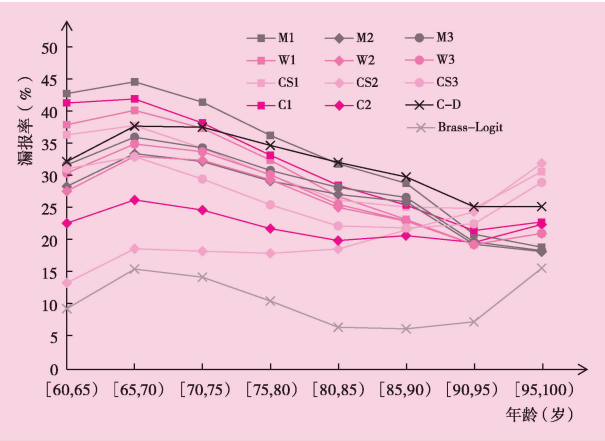


图5 男性老龄人口死亡漏报率

报率为 4.16%；Wilmoth 模型在输入 sq_0 的条件下，所估计的女性高龄老年群体死亡率为 98.03%、漏报率为 5.13%。从图 5 至图 6 的死亡漏报率的变动模式可以发现，男性的死亡漏报率在 60~65 岁区间存在一个先上升再下降的变化历程，并且除开口组外，无论男女的死亡漏报率从整体来看都是一种由高到低的下降趋势。对此，黄荣清(2005)指出，在步入老年的初始时期存在的死亡瞒报现象可能与领取养老金的现实诉求相关。部分拥有养老金的老年人逝世之后，其家庭成员为了继续领取养老金而故意不上报。

从不同的评估方法表现来看，Brass-Logit 模型对于死亡漏报率的估计与其他方法差异较大，这可能对应了前文所述的死亡转变历程。Brass-Logit 模型以中国第三次人口普查数据确定其死亡模式，对当前老龄人口的死亡估计较低。基准的三普生命表更符合死亡转变中前期特征，表现为婴幼儿死亡概率较高，那些能够存活下来的人群往往有着更高的健康状况，即存在非随机的死亡选择性使其在老龄阶段呈现出较低的死亡概率(Ferraro 等，2009)。相对而言，C-D 模型生命表法的估计结果与新近模型生命表法接近。这可能是由于本文使用的西区模式，其基准生命表源自欧洲和其他发达国家。这也体现了近年来，随着中国死亡状况的逐步改善，已达到历史上 C-D 模型生命表法构建时部分发达国家的老年死亡水平和模式。但值得注意的是，虽然改善

幅度较大,相较于同期的发达国家,中国老年死亡概率仍然较高(果臻等,2020)。

此外,对比各类新近模型生命表法的评估结果可以发现,单参数模型下的老年死亡漏报率最高,这很可能是因为模型是依据唯一已知参数 ${}_5q_0$ 估计年龄别死亡概率,而 ${}_5q_0$ 与不同年龄段死亡概率的相关性会随着年龄的增大而逐渐减弱。也就是说,成年死亡概率与 ${}_5q_0$ 的相关性显然要大于老龄死亡概率与 ${}_5q_0$ 的相关性。因此,如果仅使用单参数 ${}_5q_0$,而没有提供如 ${}_{45}q_{15}$ 或 e_0 等更多死亡信息,可能会影响老龄死亡评估的准确性,带来较高的老龄死亡漏报率(胡松波,2015)。

(四) 全年龄死亡概率估计情况

相较来说,现有研究对成人死亡概率及其准确度的关注较少。在七普数据中,15~59岁成人死亡概率的中间估计值为男性11.24%,女性6.54%,对应的死亡漏报率分别为23.21%与41.75%。成人两性死亡概率的差异与当前发达国家的表现相似——随着预期寿命提升,女性逐渐扭转了育龄期高死亡概率的不利地位。女性成人死亡漏报率自2009年显著高于男性(李成、米红,2022),其原因可能是出生时代较早的女性在统计登记中常常处于被忽略的地位。考虑到成人健康情况对人口疾病谱和社会经济发展的重要作用,未来有必要进一步提升对成人死亡概率测量的精准度,为相关政策提供支持。

图7和图8总结了不同模型生命表分性别、分年龄段的死亡概率中间

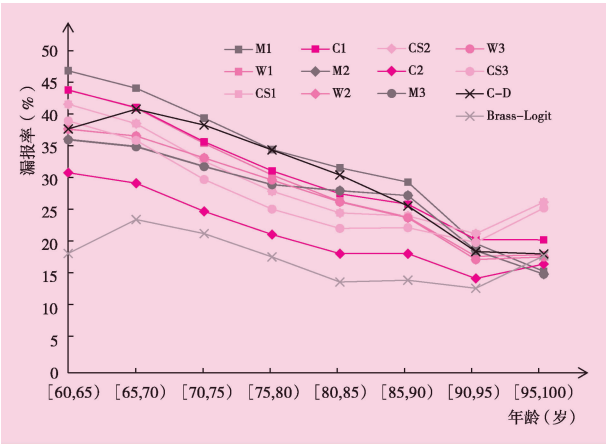


图6 女性老龄人口死亡漏报率

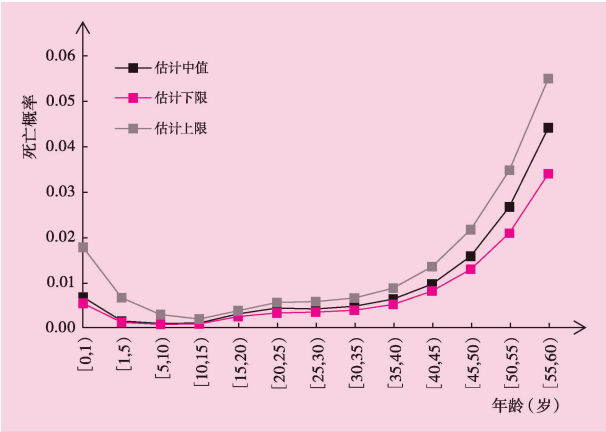


图7 男性0岁至60岁人口死亡概率估计

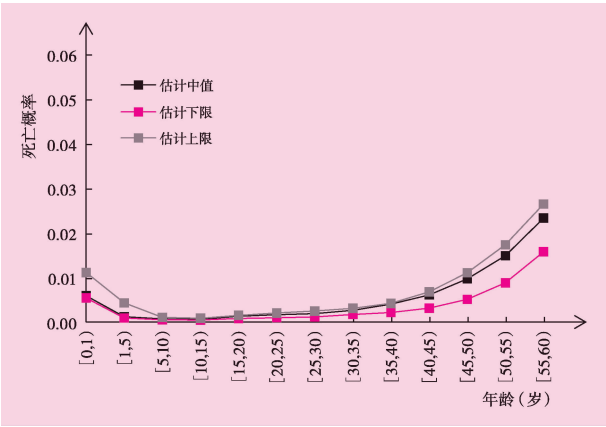


图8 女性0岁至60岁人口死亡概率估计

估计值,并提供了相应的估计范围。鉴于上文已经专门绘制了60岁以上老龄人口死亡概率的估计值,图7和图8仅展示0~60岁的死亡概率估计。此外,在0岁预期寿命方面,男性的中间估计值为74.73岁,上下限分别为76.47岁、73.11岁;女性的中间估计值为80.17岁,上下限分别为81.52岁、79.00岁。

四、结论与讨论

(一) 主要结论

本文综合采用了多种模型生命表与国际比较法,对第七次全国人口普查各年龄段分性别的死亡水平和死亡漏报率进行估计。结果发现,七普数据质量尽管在各个方面均有所提升,但基于被调查人汇报的死亡数据仍存在显著的漏报现象。从各类估计方法的死亡漏报率中位数来看,在婴幼儿组中,男婴死亡率为6.72‰、死亡漏报率为75.30%;女婴死亡率为5.90‰、死亡漏报率为76.61%。在成年组中(15~59岁),男性死亡概率为11.24%、死亡漏报率为23.21%,女性死亡概率为6.54%、死亡漏报率为41.75%。在老龄组中(60~99岁),中低龄(60~79岁)男性的死亡概率为51.93%、死亡漏报率为26.79%,女性的死亡概率为34.63%、死亡漏报率为29.27%;高龄(80~99岁)男性的死亡概率为99.10%、死亡漏报率为4.16%,女性的死亡概率为98.03%、死亡漏报率为5.13%。同时,从各类评估方法所估计的预期寿命中位数看,男性为74.73岁,女性为80.17岁,与国家统计局所公布2020年全国分性别预期寿命男性75.37岁、女性80.88岁较为接近,本文的男性和女性估计值较原始值分别下降了5.77%和4.88%。

除对七普死亡数据的评估外,本文在评估过程中所使用的不同评估方法在结果上存在差异也说明学界有必要进一步审视各类评估方法本身的有效性。其中,经典评估方法虽然历史悠久,并在20世纪得到广泛运用,但其评估结果与新近模型生命表有较大出入,与WHO、UN、IHME等第三方评估结果也有较大差异,说明其适用性在当下受到了挑战。其中,最核心的挑战来源于婴幼儿死亡概率的下降与老年存活率的上升(Banister等,2004)。婴幼儿死亡概率的下降一方面是死亡转变中最突出的特征,另一方面也是影响平均预期寿命的关键。这也解释了为什么在匹配了当前的死亡水平、拥有着相近的预期寿命条件下,经典模型生命表在评估结果上仍然与新近模型生命表存在显著差异;同时,这还反映了经典模型生命表更具死亡转变中前期特征的本质,间接证明了自20世纪80年代以来全球范围人口转变所带来的死亡模式变化之剧烈。自1990年起,中国婴幼儿及成人死亡概率也出现较大幅度的下降,老年人口死亡概率则稳步下降(果臻等,2020),相较而言,新近模型生命表则可能更能捕捉中国当前低死亡概率下的现代人口死亡特征,对七普数据的实际估计结果也更为一致。

当然,对于新近模型生命表而言,各类方法的结果之间也存在一定的差异。但目前并没有充分的证据表明哪一种新近模型生命表具有压倒性优势,也无从通过外部信息来比较这些方法对中国死亡数据拟合的效果。因此,同时保留各类方法的估计值具有一定的意义。它们可以在一定程度上提供中国死亡水平估计值的一个范围。

(二) 建议:推进生命登记系统建设

最后,死亡漏报对于死亡水平评估的影响是巨大的。尤其在低死亡水平、高死亡漏报率的情况下,死亡漏报率的改变将带来如平均预期寿命更大幅度的变化(宋健、张洋,2015)。但在基于调查法的人口普查实践中,由于只能依赖被访者的回忆间接收集死者信息,死亡数据准确性难以保证。因此,虽然七普全面采用电子化数据采集方式,基础人口信息质量有显著提升(翟振武、刘雯莉,2021),但死亡数据仍然存在较高的漏报率,表明利用调查法收集死亡数据存在较大弊端。

放眼国际,调查法并不是通用的死亡数据收集方法。国际社会对于死亡数据的收集主要依赖民事登记系统与生命登记系统,也就是从人口或户口登记系统收集死亡和出生等记录,再利用生命统计制度汇编出详细的出生和死亡数据。这样的人口数据是动态的、连续的。用登记的方法不仅可以记录当事人详细的人口和社会特征,也可以记录与这些事件有直接关系的人的社会特征。鉴于目前中国大陆仍缺乏完善的民事登记和生命统计制度,本文建议尽快整合各政府部门数据,推进建立常规、稳定的生命登记系统。

参考文献:

1. 果臻等(2020):《中国老年人口预期寿命增长滞后问题研究》,《中国人口科学》,第3期。
2. 胡松波等(2014):《模型寿命表方法及其研究进展》,《中国卫生统计》,第1期。
3. 胡松波(2015):《中国模型寿命表:现有模型的评估和新模型的建立》,武汉大学博士论文。
4. 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。
5. 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。
6. 黄荣清、庄亚儿(2004):《人口死亡水平的国际比较》,《人口学刊》,第6期。
7. 蒋正华(1990):《中国分区模型生命表》,《中国人口科学》,第2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”数据中死亡漏报的估计》,《人口研究》,第2期。
10. 李成、米红(2022):《中国1982年后人口普查和抽样调查中死亡漏报的估计——基于Bayesian分层回归模型》,《人口研究》,第1期。
11. 李建新等(2018):《中国城乡生命表编制方法探析》,《中国人口科学》,第3期。
12. 李树茁(1994):《80年代中国人口死亡水平和模式的变动分析——兼论对1990年人口普查死亡水平的调整》,《人口研究》,第2期。

13. 任栋等(2021):《基于人类发展指数框架的中国教育指数的编制和比较研究》,《华东师范大学学报(教育科学版)》,第11期。
14. 任强等(2004):《20世纪80年代以来中国人口死亡的水平、模式及区域差异》,《中国人口科学》,第3期。
15. 宋健、张洋(2015):《婴儿死亡漏报对平均预期寿命的影响及区域差异》,《人口研究》,第3期。
16. 汤姆·A·莫尔特里等(2021):《人口学估计方法》,冯秋石等译。
17. 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。
18. 翟振武、刘雯莉(2021):《七普数据质量与中国人口新“变化”》,《人口研究》,第3期。
19. 张震等(2017):《二维死亡模型对中国人口死亡模式的适用性研究》,《中国人口科学》,第1期。
20. 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。
21. Aleshina N. and Redmond G.(2005),How High is Infant Mortality in Central and Eastern Europe and the Commonwealth of Independent States?. *Population Studies*. 59(1):39-54.
22. Banister J. and Hill K.(2004),Mortality in China 1964-2000. *Population Studies*. 58(1):55-75.
23. Brass W.(1971),Mortality Models and Their Uses in Demography. *Transactions of the Faculty of Actuaries*. 33:123-142.
24. Clark S.J.(2019),General Age-Specific Mortality Model With an Example Indexed by Child Mortality or Both Child and Adult Mortality. *Demography*. 56(3):1131-1159.
25. Clark S.J. and Sharrow D.J.(2011),*Contemporary Model Life Tables for Developed Countries:An Application of Model-based Clustering*. Center for Statistics and the Social Sciences. University of Washington.
26. Coale A.J.,Demeny P. and Vaughan B.(1966),*Regional Model Life Tables and Stable Populations*. Princeton University Press.
27. Ferraro K.F. and Shippee T.P.(2009),Aging and Cumulative Inequality:How Does Inequality Get Under the Skin?. *The Gerontologist*. 49(3):333-343.
28. Horiuchi S. and Coale A.J.(1990),Age Patterns of Mortality for Older Women:An Analysis Using the Age-Specific Rate of Mortality Change with Age. *Math Population Studies*. 2(4):245-67,325.
29. Huy T.Q.,Johansson A. and Long N.H.(2007),Reasons for Not Reporting Deaths:A Qualitative Study in Rural Vietnam. *World Health & Population*. 9(1):14-23..
30. Murray C.J.L.,et al.(2003),Modified Logit Life Table System:Principles,Empirical Validation,and Application. *Population Studies*. 57(2):165-182.
31. United Nations(1982),*Model Life Tables for Developing Countries*. United Nations.
32. Wilmoth J.,et al.(2012),A Flexible Two-Dimensional Mortality Model for Use in Indirect Estimation. *Population Studies*. 66(1):1-28.
33. Wilmoth J. and Horiuchi S.(1999),Rectangularization Revisited:Variability of Age at Death Within Human Populations. *Demography*. 36(4):475-495.

(责任编辑:李玉柱)