

# 中国人口死亡率变动趋势与 长寿风险度量研究

赵 明 米海杰 王晓军

**【摘 要】**文章利用 1950~2018 年人口死亡率数据,研究中国人口死亡率变动特征,并以此为基础建立随机死亡率模型,度量中国养老金体系面临的长寿风险。研究表明:(1)1950~1981 年中国人口粗死亡率快速下降,人口死亡率降低速度随年龄呈现先递增、后递减的趋势,且性别间的差异较小。(2)1981~2005 年中国人口粗死亡率平稳下降,0 岁人口死亡率下降速度大幅提高,15~59 岁男性人口死亡率降低明显减速,导致平均预期寿命逐渐低于女性。(3)2005~2015 年人口粗死亡率上升主要受人口年龄结构变化的影响,年龄别死亡率仍保持下降趋势,且 60 岁及以上人口死亡率下降速度较前两阶段显著提升。(4)在人口死亡率预测方面,稳健模型考虑了死亡率变动趋势,提高了长期预测的合理性。(5)在长寿风险度量方面,稳健模型具有较低的模型风险,对长寿风险的度量更加保守,能够为养老金体系留存更充足的风险资本。

**【关键词】**人口死亡率 变动趋势 长寿风险 度量模型

**【作 者】**赵 明 首都经济贸易大学金融学院,讲师;米海杰 中国劳动和社会保障科学研究院,助理研究员;王晓军 中国人民大学统计学院,教授。

## 一、引 言

随着经济的发展与医疗技术的进步,世界范围内的人口平均预期寿命延长已成为不可逆转的趋势。人口平均预期寿命延长是死亡率降低的直接结果,已引起各国的广泛关注。其中,发达国家人口死亡率下降程度普遍高于发展中国家,且随着时间推移在年龄模式上发生转变,即死亡率下降首先出现在婴幼儿阶段,然后转到青年和中年人群,最后出现在老年人群(Li 等,2013)。由于年龄效应因子是随机死亡率模型的重要组成部分,探究其变动规律,并将其考虑到死亡率建模中,保证死亡率预测长期合理,具有重要的理论意义。同时,不同年龄人口死亡率的变动趋势的差异会对人口年龄结构产生影响,给养老保险体系的负债评估和偿付能力管理带来较大的不确定性。建立科学的长寿风险度量模型,能够有效降低养老金制度改革的风险,具有重要价值(Holzmann 等,2006)。

从发达国家年龄别人口死亡率变动趋势看,20 世纪初人口死亡率下降首先出现在低年龄段,随后逐渐向中、高年龄段发展,且不同国家年龄别人口死亡率变动趋势存在较大差异(Hamilton, 1966; Bulatan, 1989; Horiuchi 等, 1995; Chu 等, 2008; OECD, 2011)。Lee 等(1992)在构建随机死亡率模型时,提出了相对简单且拟合效果稳定的参数模型,将年龄效应因子假定为常数。然而,不同年龄人口死亡率变动存在差异,年龄效应因子不是常数,若忽略该问题,对死亡率进行长期预测(30 年或更长)将会得到错误结果(Bongaarts, 2005; Booth, 2006; Girosi 等, 2008)。尽管部分学者做出了年龄别人口死亡率变动趋势的探讨,但均未获得理想的结果,一方面是不同的年龄人口死亡率变动趋势复杂,另一方面是不同的国家和不同时期的人口死亡率变动特征不一致。为了解决上述问题, Li 等(2011)在 Lee-Carter 模型中加入了一个旋转项,来体现年龄别人口死亡率的变动趋势,然而这种方法具有一定的主观性,可扩展性不强。Li 等(2013)又将旋转项与人口平均预期寿命进行关联建模。然而,中国学者在该领域上的探讨相对较少,在翟振武和陶涛(2010)、赵梦晗和杨凡(2013)的研究中,可以发现 1981~2010 年中国人口死亡率变动模式发生较大变化,青壮年女性和老年人口死亡率下降幅度较大,体现了人口死亡率下降在年龄上的变动。黄匡时(2015)运用增加旋转项的 Lee-Carter 模型,弥补了中国人口死亡率长期预测中的不足,并应用在中国模型生命表的拓展中。

现有研究存在以下几方面不足:(1)国外学者主要针对发达国家探究年龄别死亡率的变动趋势,并未过多关注目前死亡率较高的发展中国家的变动特点。(2)国内学者针对中国人口死亡率变动的绝对水平探讨较多,在此基础上针对年龄别人口死亡率变动的相对水平探讨不足,而死亡率下降相对水平是构建长寿风险模型的关键因素。(3)国内学者在探讨随机死亡率模型及应用时,未考虑中国年龄别死亡率变动的特征,仅依赖于国际经验设定精算假设。鉴于此,本文将新中国成立以来中国年龄别人口死亡率变动趋势作为研究对象,根据人口粗死亡率变化规律,分阶段探讨年龄别死亡率变动的趋势特征,并在此基础上改进经典随机死亡率模型中常数年龄效应因子假定,预测未来 30 年中国人口死亡率,度量中国养老金体系所面临的长寿风险。

## 二、中国人口死亡率变动趋势分析

### (一) 人口死亡率变动的测量指标

在年龄别人口死亡率相对变动水平的测度上,本文选择北美精算师协会经常采用的公式(Li 等, 2010; Purushotham 等, 2011; 王晓军、米海杰, 2013; 王晓军、赵明, 2014),即:

$$I_{x,t \sim t+k} = 1 - \left[ \frac{m(x, t+k)}{m(x, t)} \right]^{1/k} \quad (1)$$

其中,  $m(x, t)$  表示  $x$  岁的人在  $t$  年的死亡率;  $m(x, t+k)$  表示  $x$  岁的人在  $t+k$  年的死亡率,  $k$  取整数;  $I_{x, t-t+k}$  为死亡率年龄效应因子, 是死亡率降低的相对水平值, 表示  $x$  岁的人在  $t+k$  年死亡率相对于  $t$  年降低比率的几何平均数<sup>①</sup>, 一般为百分比形式。死亡率年龄效应因子的值域原则上为全体实数集, 其中因子为正表明死亡率降低, 而因子为负表明死亡率升高; 在不考虑数据漏报与人口抽样误差的条件下, 死亡率年龄效应因子一般为小于 1 的正值。

## (二) 数据、假设与研究设计

本文选取中国国家统计局、人类死亡率数据库(HMD)和联合国世界人口司数据进行研究, 具体的假设与研究设计为: (1) 将研究期间设置为 1950~2018 年。中国人口死亡率的大幅度降低发生在 20 世纪五六十年代, 1965 年之后粗死亡率维持在 10‰以下, 为深刻反映中国年龄别人口死亡率变化情况, 将研究期间起点设置为新中国成立初期。(2) 根据中国人口粗死亡率的变化情况, 将研究期间划分为 3 个阶段, 分别为: 1950~1981 年的人口死亡率快速下降阶段, 1981~2005 年的人口死亡率平稳下降阶段, 2005~2018 年的人口死亡率上升阶段。(3) 1981~2018 年人口死亡率数据来自中国国家统计局, 1981 年以前中国未积累年龄别人口死亡率数据, 本文借鉴联合国《世界人口展望 2017》的估测数据<sup>②</sup>。(4) 由于中国普查数据中新生儿死亡存在一定程度漏报, 需要进行修正(游允中等, 1984; 李鸿斌等, 2015)。针对本研究所用到的第三次人口普查数据, 修正后约为 51‰, 依据死亡率性别比换算后男婴约为 52‰、女婴约为 50‰(周有尚等, 1989; 达德利·鲍斯顿, 1992)。(5) 设定人口极限年龄为 99 岁, 将年龄组分为 0 岁、1~4 岁、5~9 岁、……、95~99 岁, 共 21 组。对于部分高龄人口数据缺失或人口暴露数不足的年份, 采用 Gompertz 模型对这些年份 90 岁以上人口死亡率进行修正, 修正后 1981 年 90~94 岁男性和女性死亡率分别为 271.92‰和 225.22‰, 95~99 岁男性和女性死亡率分别为 336.69‰和 282.54‰。

## (三) 中国人口粗死亡率变动趋势分析

根据中国国家统计局公布的 1950~2018 年人口粗死亡率数据, 并采用式(1)计算每年的年龄效应因子( $k=1$ ), 结果如图 1、图 2 所示。从图 1 和图 2 可见, 人口死亡率先经历了从 1950~1957 年的大幅下降(死亡率由 18.00‰下降到 10.80‰), 年龄效应因子

- ① 由于年龄效应因子采用的是统计学中的环比概念, 应采取几何平均方法刻画一段时间内死亡率的平均下降水平, 且该指标被北美精算师协会所采用, 适用于数据年份较少的情况, 可计算某一时间段上死亡率的年均变化率, 可比性较强。
- ② 联合国世界人口司每两年发布一次《世界人口展望》, 采用贝叶斯分层模型方法估计世界各国分年龄人口死亡率数据, 其方法科学、结果合理, 在国际上具有一定的权威性, 对本研究具有较强的参考价值。

为正值;然后进入三年困难时期,死亡率恶化到1960年的25.43‰,增幅最高超过70%,且年龄效应因子为负值;1961年开始,死亡率重新进入快速下降通道,1965年突破10‰关口,降低至9.50‰,1981年降低至6.36‰。由于三年困难时期属于非经常性事件,对死亡率

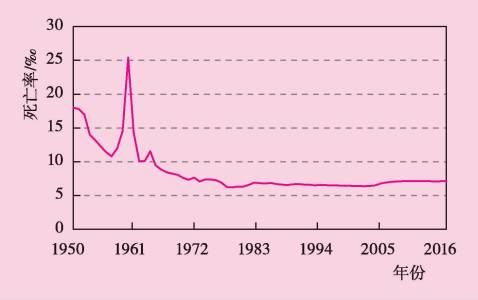


图1 1950~2018年中国人口粗死亡率趋势  
资料来源:1951~2018年《中国统计年鉴》。

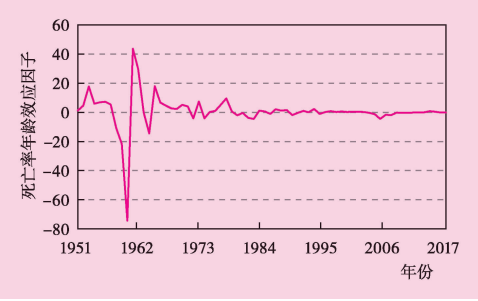


图2 1950~2018年中国人口死亡率下降趋势  
资料来源:同图1。

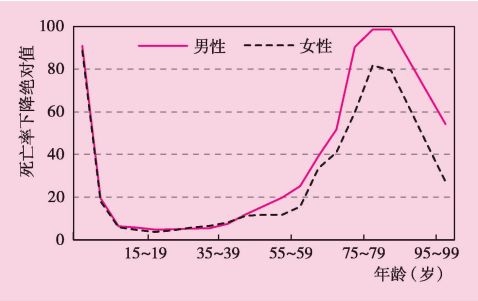


图3 1950~1981年年龄别死亡率下降绝对值变动趋势  
资料来源:1950年数据来自联合国人口司《世界人口展望2017》;1981年数据来自中国第三次人口普查。

的影响只是暂时的,并且很快得到修复,并没有改变死亡率快速下降的趋势。1981~2005年中国人口粗死亡率下降速度开始减缓,维持在6‰~7‰之间,整体上呈现平稳下降的趋势。2005年中国人口粗死亡率开始上升,且年龄效应因子为负值,一直持续至今。

(四) 中国年龄别人口死亡率变动趋势分析

1. 人口死亡率加速下降阶段(1950~1981年)

1950~1981年,中国人口粗死亡率加速下降,年龄别人口死亡率下降的绝对和相对数值均较大,但年龄分布呈现特殊规律(见图3、图4)。

图3展示了1950~1981年人口死亡率下降绝对数值的变动趋势。随着年龄的增长,死亡率变动呈现先递减、后递增、再递减的趋势。其中,0岁人口死亡率下降程度相对较高,男性由1950年的142.93‰下降到1981年的52.00‰;同期女性由138.70‰下降到50.00‰。随着年龄的增长,死亡率下降的绝对值迅速减小,15~19岁年龄组降至最低水平后逐步增长,在75~79岁男性人口达到98.59‰、女性达到81.65‰,之后又开始下降。此外,从性别差异看,45岁以下人口死亡率下降幅度的性别差异较小,45岁以上男性人口死亡率下降幅度开始逐渐大于女性。图4展示了人口死亡率下降相对水平的年龄分布情况。随着年龄的增长,死亡率变动呈现先递增、后递减的趋势,且性别间差异较小。10~14岁年龄组,人口死亡率降低的相对水平值最高,男性为6.70%、女性为6.59%;随后死亡率变动呈线性递减趋势,直至95~99岁年龄组。综上可见,这一阶段中国0~14岁人口死亡

率降低的绝对数值和相对水平均较高,15岁开始相对值呈下降趋势,且一直保持至极限年龄处。从性别角度看,两性人口死亡率均处于加速下降阶段,变动趋势较为一致,并未出现分化。

## 2. 人口死亡率平稳下降阶段(1981~2005年)

1981~2005年,中国人口粗死亡率平稳下降,但年龄别人口死亡率下降的绝对数值和相对数值的波动性均较大(见图5、图6)。

图5展示了1981~2005年人口死亡率降低的绝对数值变动趋势,与1950~1981年相似,呈现出先递减、后递增,再递减的规律。此阶段人口死亡率下降绝对数值较上一阶段均显著降低,且性别间差异变小。死亡率下降绝对数值的峰值出现在85~89岁年龄组,其中男性为51.87‰,女性为49.38‰,相对于上一阶段推后了10岁。图6展示了1981~2005年人口死亡率变动相对数值的年龄分布情况。随着年龄的增长,死亡率变动的相对水平呈现出较大的性别差异。0~14岁,人口死亡率下降的相对水平整体高于1950~1981年,且随年龄增长降低速度不断加快,男性人口降低速度高于女性;15~59岁男性人口死亡率下降速度放缓,且在30~34岁年龄组略低于0,然后缓慢上升,而女性人口死亡率下降速度保持较高水平;60岁及以上人口死亡率变动的性别差异逐渐缩小,且随年龄在低位呈现缓慢下降趋势。

## 3. 人口死亡率上升阶段(2005~2015年)

2005~2015年中国人口粗死亡率开始上升,但年龄别人口死亡率下降的绝对数值和相对数值均为正值(见图7、图8)。

图7显示,2005~2015年人口死亡率下降随年龄呈现先小幅递减、后快速递增的趋势,且性别间差异较小。然而,60岁及以上人口死亡率降低幅度显著提高,且性别间差异开始显现,男性人口降低幅度大于女性。由图8可见,2005~2015年中国人口死亡率下

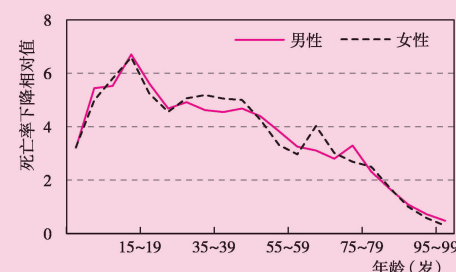


图4 1950~1981年年龄别死亡率下降相对值变动趋势

资料来源:同图3。

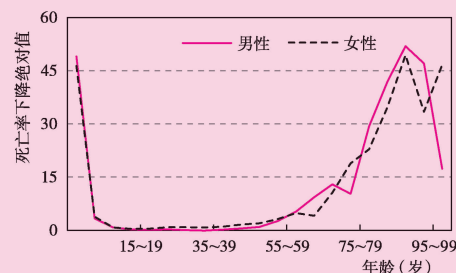


图5 1981~2005年年龄别死亡率下降绝对值变动趋势

资料来源:1981和2005年数据分别来自中国第三次人口普查和1%人口抽样调查数据。

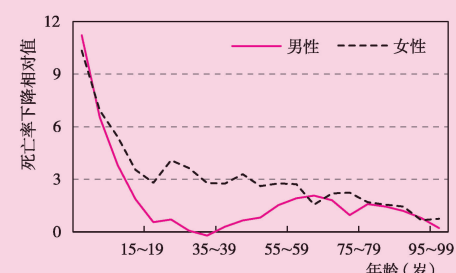


图6 1981~2005年年龄别死亡率下降相对值变动趋势

资料来源:同图5。

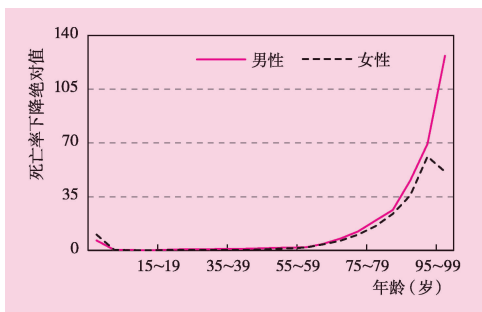


图7 2005~2015年年龄别死亡率下降绝对值变动趋势

资料来源:2004~2018年《中国统计年鉴》、2005和2015年《中国人口与就业年鉴》。

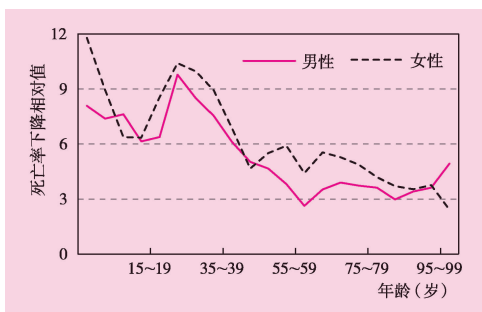


图8 2005~2015年年龄别死亡率下降相对值变动趋势

资料来源:同图7。

降相对水平值整体上随年龄呈递减趋势,且0岁人口死亡率下降程度仍较高,意味着中国新生儿死亡率仍处于持续下降的趋势中;15~59岁人口死亡率下降水平明显高于上一阶段(1981~2005),尤其是男性人口死亡率变动经过一段时间的低迷后,开始复苏,但幅度仍略低于女性;60岁及以上人口死亡率下降的相对水平较前两阶段显著提升。

对比以上3个阶段人口死亡率变动特征可以发现:(1)中国新生儿死亡率在改革开放后开始大幅下降,且一直保持至今,但相对那些低死亡率的发达国家,仍有一定的下降空间。(2)在中国人口死亡率变动的过程中,出现两个年龄转折点,即15岁和60岁,死亡率下降速度以这两个年龄为分界出现分化。其中,1981~2005年人口死亡率下降速度在15岁开始放缓,直至60岁才恢复到1950~1981年的水平;2005~2015年人口死亡率下降速度则在60岁开始加快,且一直保持到极限年龄处。

### 三、中国人口死亡率预测与长寿风险度量

#### (一) Lee-Carter 模型及其变形

根据 Lee-Carter 模型,  $\ln m(x, t) = \alpha(x) + \beta(x)\kappa(t) + \varepsilon(x, t)$ , 对其进行变形, 得到对数形式的死亡率变化率:

$$\begin{aligned} \ln \left[ \frac{m(x, t+1)}{m(x, t)} \right] &= \ln m(x, t+1) - \ln m(x, t) \\ &= \beta(x) [\kappa(t+1) - \kappa(t)] + [\varepsilon(x, t+1) - \varepsilon(x, t)] \\ &= \beta(x) [d + e(t)\sigma] + [\varepsilon(x, t+1) - \varepsilon(x, t)] \end{aligned} \quad (2)$$

对式(2)两边求期望, 可得:

$$\ln \left[ \frac{m(x, t+1)}{m(x, t)} \right] = E\{\beta(x) [d + e(t)\sigma] + [\varepsilon(x, t+1) - \varepsilon(x, t)]\} = d\beta(x) \quad (3)$$

由式(3)可见, 不同年龄的对数死亡率变化率等于  $\beta(x)$  乘以常数  $d$ , 其中  $\beta(x)$  即为死亡率的年龄效应。一旦得到了  $\beta(x)$  的参数估计结果, 则  $\beta(x)$  在每一个年龄  $x$  处为确

定常数,并不随时间  $t$  发生变化。因此,在用 Lee-Carter 模型对人口死亡率进行预测时,即暗含了  $\beta(x)$  与时间独立的假设,该假设违背了年龄别死亡率变动趋势存在差异的特征。

## (二) 加入年龄别死亡率变动趋势的长寿风险模型

Li 等(2013)通过对人口死亡率变动趋势的研究发现,发达国家低年龄人口死亡率下降速度在减慢,而老年人口死亡率下降速度在加快。为了将这种趋势考虑到模型中, Li 等(2011)将式(3)两边同时加负号<sup>①</sup>,可得  $-\ln[m(x, t+1)/m(x, t)] = -d\beta(x)$ 。在该式的基础上,构造了死亡率的年龄轮转模型(Rotation Model),即:

$$-\ln \left[ \frac{m(x, t+1)}{m(x, t)} \right] = -d\beta(x) + \theta(x)\lambda(t) \quad (4)$$

其中,  $\lambda(t)$  为不同年份死亡率下降速率;  $\theta(x)$  为不同年龄死亡率下降速率;  $\theta(x)\lambda(t)$  为年龄和年份共同效应下的死亡率变动趋势;该模型的限制条件为:  $\sum_x \beta(x) = 1$ ,  $\sum_x \theta(x) = -1$ ,  $\sum_t \lambda(t) = 0$ 。针对式(4)的参数估计可以采用 SVD 方法,但该方法误差较大,因此,本文采取基于模型限制条件的最小二乘法进行参数估计。

## (三) 实证检验

建立随机死亡率模型需要连续年份的数据,且历史数据的积累期越长参数估计的稳定性越好。本文选取 1994~2016 年中国男性年龄别人口死亡率数据,建立死亡率的年龄轮转模型,预测中国未来人口死亡率<sup>②</sup>。通过最小二乘法获得  $\beta(x)$ 、 $\theta(x)$  和  $\lambda(t)$  的参数估计值(见图 9)。图 9 显示,  $\beta(x)$  的估计值是一条略带下降趋势的曲线,表明了死亡率变动的年龄模式特征。  $\theta(x)$  估计值呈现出随年龄先递减、后递增、再平缓的变动趋势,且 15 岁以下和 60 岁及以上大部分年龄的取值为负数, 15~59 岁大部分年龄取值为正数。上述结果表明,中国男性人口以 15 岁和 60 岁为转折点,死亡率变动趋势发生改变,结果与上面的研究结论一致。  $\lambda(t)$  为人口死亡率下降的速率,估计值在 0 附近波动,且随着时间的推移,波动幅度不断增大。其中,当  $\lambda(t)$  为正值时,表明第  $t$  年死亡率变动趋势与之前年份发生了改变。2005 年以来,  $\lambda(t)$  在大部分年份均为正值,意味着年龄别死亡率变动趋势也较之前年份发生了转变;尤其是 2010 年以来,  $\lambda(t)$  均为正,且处于较高的水平,说明男性人口死亡率变动趋势的转变也更加明显。

## (四) 模型的稳健性分析及人口死亡率预测

结合中国人口死亡率变动趋势的特征,需要对  $\beta(x)$  进行调整。根据上述结论,将 15

① 人口死亡率随时间变动一般会呈现下降趋势,则  $\ln[m(x, t+1)/m(x, t)]$  为负值,加负号后用其作为死亡率下降相对水平度量值的近似。

② 选取中国男性人口死亡率为代表进行研究是因为大部分年份采用人口变动抽样,且女性人口死亡率明显低于男性,部分年龄出现死亡人数为零的情况,导致死亡率失真,而男性人口这种情况出现较少。

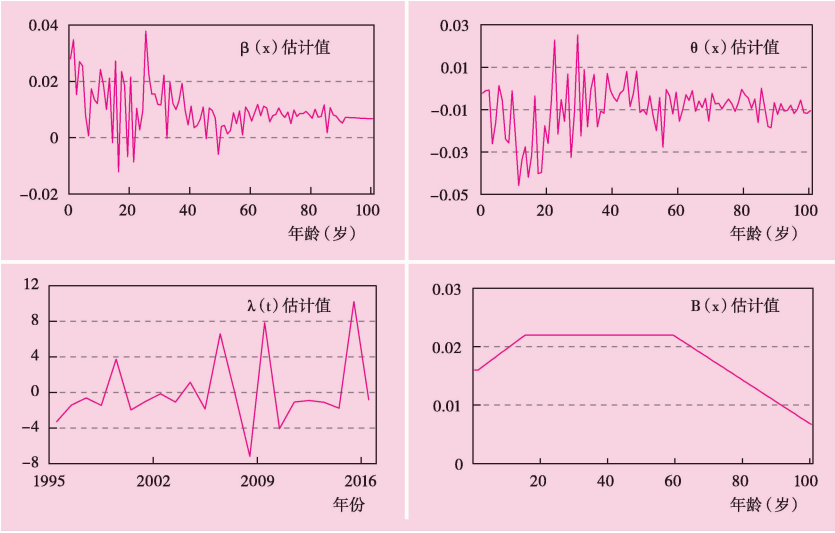


图9 模型的参数估计结果

岁和60岁作为两个年龄转折点,对下一个阶段的 $\beta(x)$ 进行调整,并用 $B(x)$ 作为调整后的结果,具体步骤和假设为:(1)对于15岁以下人口组, $B(0)$ 为输入值,根据预测终止年份0岁人口死亡率确定; $B(1)=B(0)$ ;其余年龄采用线性插值法计算。(2)对于15~59

岁组, $B(x)$ 为 $\beta(x)$ 在这些年龄上的均值。(3)对于60~100岁组, $B(x)$ 为模型59岁人口和模型中最高年龄之间的线性插值。

Li等(2011)认为,婴儿死亡率在30年左右时间内的下降程度应以预测当年成年人平均死亡率为限。将1980~2015年作为观测周期,通过对所研究的国家或地区进行检验,发现美国和瑞典均符合这一规律,仅死亡率下降程度最高的日本婴儿死亡率超过了这一极限<sup>①</sup>。中国2015年15~59岁人口死亡率均值为2.23‰,假设其作为2050年婴儿死亡率的预测值,反推得到 $B(0)$ 的输入值为0.016。基于以上假设,可以得到稳健估计值。 $B(x)$ 估计值曲线与 $\beta(x)$ 估计值曲线发生了较为明显的变化,即随着预测期间的拉长(50年甚至更长时间),0~14岁年龄组 $B(x)$ 估计值曲线出现递增趋势,与 $\beta(x)$ 估计值曲线的递减趋势发生变动;15~59岁年龄组 $B(x)$ 估计值曲线保持水平趋势,与 $\beta(x)$ 估计值曲线的递减趋势发生变动;60岁及以上年龄组 $B(x)$ 估计值曲线尽管保持递减趋势不变,但斜率增大,与 $\beta(x)$ 估计值曲线相比也发生变动。由于中国人口死亡率在60岁以后下降水平相对平缓,因此对 $\beta(x)$ 进行调整后的趋势变动没有发达国家明显。

基于稳健性调整,运用Lee-Carter模型对未来人口死亡率进行预测,表达式为:

$$m(x,t)=m(x,s)\exp\{B(x)[\kappa(t)-\kappa(s)]\} \quad (5)$$

为得到死亡率的预测结果,须先得到Lee-Carter模型中参数 $\alpha(x)$ 和 $\kappa(t)$ 的估计结果(见图10)。图10显示, $\alpha(x)$ 反映年龄别死亡率对数变化的基数,是一个只与年龄有关的参数; $\alpha(x)$ 随年龄的增长呈现先递减、后递增的趋势,最小值出现在年龄为11岁时;

① 2015年,美国、瑞典和日本新生婴儿死亡率分别为6.394‰、2.785‰和2.080‰;1985年美国、瑞典和日本成年人口平均年龄分比为5.108‰、3.621‰和3.306‰。

尽管式(5)中不包含 $\alpha(x)$ ,但其作为 $\kappa(t)$ 参数估计的先决条件是不可或缺的。 $\kappa(t)$ 描述对数人口死亡率随时间 $t$ 的变动趋势; $\kappa(t)$ 随时间的推移呈递减趋势。

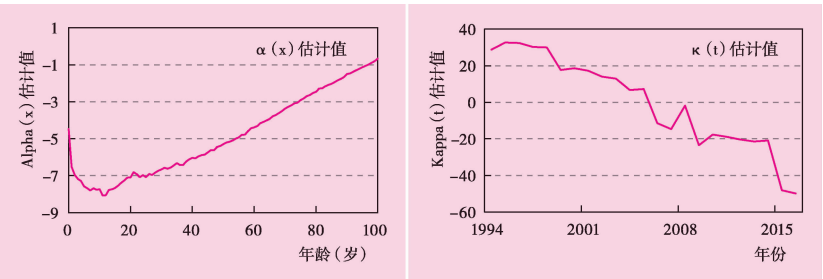


图 10 模型的参数估计结果

根据上述的参数估计结果,运用 Lee-Carter 模型和稳健模型,预测不同年龄未来年份的人口死亡率。由于 1%抽样调查数据质量要优于变动抽样调查数据,在运用式(5)预测未来死亡率时,基期选择了 2015 年(见表 1)。由表 1 可见, Lee-Carter 模型的预测结果是基于年龄别死亡率变动趋势不发生改变,即年龄效应因子为常数得到的。而稳健

表 1 中国男性人口死亡率预测结果 %

年龄 (岁)	2020 年		2030 年		2040 年		2050 年	
	L-C 模型	稳健模型	L-C 模型	稳健模型	L-C 模型	稳健模型	L-C 模型	稳健模型
0	3.98	4.37	2.58	3.41	1.67	2.66	1.08	2.08
5	0.26	0.24	0.23	0.19	0.21	0.14	0.18	0.11
10	0.24	0.25	0.17	0.18	0.11	0.13	0.08	0.10
15	0.33	0.35	0.22	0.25	0.14	0.17	0.09	0.12
20	0.26	0.26	0.19	0.19	0.13	0.13	0.10	0.09
25	0.50	0.56	0.28	0.40	0.15	0.29	0.09	0.20
30	0.55	0.51	0.46	0.36	0.38	0.26	0.32	0.18
35	0.81	0.74	0.70	0.53	0.60	0.37	0.51	0.27
40	1.33	1.22	1.12	0.87	0.94	0.62	0.79	0.44
45	2.24	1.88	2.25	1.34	2.26	0.95	2.27	0.68
50	3.47	3.02	3.27	2.15	3.07	1.53	2.89	1.08
55	5.58	4.89	5.16	3.48	4.78	2.47	4.42	1.76
60	8.13	7.20	7.43	5.15	6.78	3.68	6.19	2.63
65	12.59	11.72	10.68	8.63	9.07	6.35	7.70	4.67
70	20.13	18.70	17.69	14.17	15.54	10.73	13.66	8.13
75	32.57	30.50	28.97	23.79	25.77	18.55	22.92	14.47
80	60.39	57.10	54.24	45.85	48.72	36.81	43.75	29.56
85	87.64	80.72	85.39	66.72	83.20	55.15	81.06	45.59
90	137.79	132.28	127.21	112.55	117.44	95.77	108.42	81.48
95	156.73	154.82	140.69	135.61	126.29	118.78	113.37	104.04
100	291.64	291.64	262.96	262.96	237.10	237.10	213.79	213.79

注:其中 L-C 为 Lee-Carter 模型预测值,稳健模型为对 $\beta(x)$ 调整后的预测值。

模型则对未来人口死亡率变动趋势进行调整,在相对降低0~14岁人口死亡率下降速度的同时,加快了15~59岁,尤其是60岁及以上人口死亡率的下降速度。

从年龄看,对于0岁人口, Lee-Carter模型预测结果从2020年的3.98‰,降低到2050年的1.08‰,下降幅度为72.86%。而过去30年,美国0岁男性人口死亡率由1980年的13.25‰,降低到2010年的6.75‰,下降幅度为49.03%。中国无论是绝对数值还是下降速度与美国有较大差距, Lee-Carter模型高估了未来0岁人口死亡率的下降速度。基于稳健模型,0岁人口死亡率的预测结果由2020年的4.37‰,下降到2050年的2.08‰,下降52.40%,符合人口死亡率下降程度降低的先验事实。1~14岁组,稳健模型预测值在大部分年份高于 Lee-Carter模型,但随着年龄的增长,二者的差距不断减小。到25岁时,两者预测值较为接近,意味着稳健模型中人口死亡率下降速度与 Lee-Carter模型相同。25岁之后,稳健模型预测值在各年份均低于 Lee-Carter模型。到100岁时,稳健模型与 Lee-Carter模型人口死亡率预测值相同,这是为保证稳健模型死亡率下降的斜率大于 Lee-Carter模型,而对 $\beta(x)$ 做出的主观假设<sup>①</sup>。相对于 Lee-Carter模型,稳健模型能够更好地反映人口死亡率变动趋势的变化情况,使死亡率的长期预测更加科学合理,且符合人类的寿命特征。然而,稳健模型的假设具有主观性,对 $\beta(x)$ 进行不同的调整,会影响不同年龄人口死亡率的预测值,进而影响未来人口年龄结构。

### (五) 中国养老金体系长寿风险度量

Richards(2011)给出了用于测度长寿风险的连续型终身生存年金精算现值,表达式为:

$$APV = \bar{a}_x = \bar{a}_{x:\omega-x|} \approx \frac{1}{2} + \sum_{t=1}^{\omega-x-1} {}_t p_x v^t + \frac{1}{2} {}_{\omega-x} p_x v^{\omega-x} \quad (6)$$

其中, $\omega$ 为极限年龄, ${}_t p_x$ 为 $x$ 岁的人活过 $t$ 年的概率, $i$ 为折现率, $v$ 为折现因子,其表达式为: $v=(1+i)^{-1}$ 。此外,长寿风险度量的相对指标,即长寿风险的资本要求(LCR)则更为常用。赵明、王晓军(2015)将长寿风险划分为两类:第一类为死亡率降低导致养老金体系偿付能力不足的长寿风险;第二类是死亡率被高估导致养老金体系偿付能力不足的长寿风险,也被称为模型风险。

第一类长寿风险表达式为:

$$LCR^I = \left( \frac{\bar{a}_{x:\omega-x|}^M}{\bar{a}_{x:\omega-x|}^B} - 1 \right) \times 100\% \quad (7)$$

其中, $\bar{a}_{x:\omega-x|}^B$ 为根据基期死亡率计算得到的生存年金精算现值, $\bar{a}_{x:\omega-x|}^M$ 为根据预测期最优估计死亡率计算得到的生存年金的精算现值。

第二类长寿风险主要有3种度量方法,分别为压力趋势法、标准公式法和基于VaR

<sup>①</sup> 对于100岁及以上年龄人口死亡率的预测,可以采用高龄人口死亡率模型,如Gompertz模型等进行外推获得。

与 CTE 的随机模拟法(Plat,2011)。本文选取标准公式法,即在预测模型均值回归(Z=0)结果的基础上,降低一个固定比例*f*,有效应对死亡率被高估的风险。调整后的死亡率为:

$$q'_{x,t}=q_{x,t}\times(1-f) \tag{8}$$

其中, $q_{x,t}$  为 L-C 模型均值回归(Z=0)得到的死亡率, $q'_{x,t}$ 为降低了固定的比例*f*后的死亡率,则  $q'_{x,t}$  小于  $q_{x,t}$ 。本文选取欧盟委员会(2010)在第二代偿付能力(*Solvency II*)第五次测试(*QIS5*)的标准,即*f*=20%。

基于上述两个死亡率,可以构造标准公式法下第二类长寿风险的度量指标。即:

$$LCR^{\text{II}}=\left(\frac{\bar{a}_{x:\omega-x}^f}{\bar{a}_{x:\omega-x}}-1\right)\times 100\% \tag{9}$$

其中, $\bar{a}_{x:\omega-x}^f$ 为调整后的死亡率计算得到的生存年金精算现值, $\bar{a}_{x:\omega-x}$ 为调整前的死亡率计算得到的生存年金精算现值。

根据式(6)至式(9),可以得到不同年份 Lee-Carter 模型和稳健模型的长寿风险度量值。对于养老金体系面临的第一类长寿风险,首先计算 2015 年 0 岁男性人口生存年金精算现值为 34.10(计算所采用的折现率为 2.5%,极限年龄为 100 岁)。将 2015 年 0 岁男性的生存年金精算现值作为基数,计算未来各年长寿风险资本要求( $LCR^{\text{I}}$ 和  $LCR^{\text{II}}$ )。

表 2 中的第一行是基于 Lee-Carter 模型得到的死亡率预测结果计算的生存年金精算现值,第二行是基于稳健模型得到的死亡率预测结果计算的生存年金精算现值。各年份基于稳健模型得到的精算现值均大于 Lee-Carter 模型的精算现值,且随着时间的推移,二者差异会小幅增大。第三、四行分别为 Lee-Carter 模型和稳健模型计算的第一类长寿风险资本要求( $LCR^{\text{I}}$ ),该结果是以 2015 年 0 岁男性人口生存年金精算现值为基础计算的。与 2015 年相比,2020 年的长寿风险资本要求在两种模型下分别为 0.43%和 0.75%、2030 年分别为 1.19%和 2.08%、2040 年分别为 1.83%和 3.20%、2050 年分别为 2.39%和 4.14%。可见,随着时间推移死亡率不断下降,生存年金精算现值不断增大,导致养老金体系对长寿风险资本要求不断提高。同时,稳健模型计算得到的资本要求均高于 Lee-Carter 模型,且随着时间推移二者之差不断被拉大。为了应对长寿风险导致的养老金体系偿付能力不足,稳健模型在长寿风险度量方面更加保守,能够为养老金体系留存更充足的风险资本。表 2 中的第五、六行分别为 Lee-Carter 模型和稳健模型计算的第二类长寿风险资本要求( $LCR^{\text{II}}$ ),即养老金体系针对模型风险所

表 2 中国养老金体系长寿风险度量值

	年 份				
	2015	2020	2030	2040	2050
APV(L-C 模型)	34.10	34.25	34.50	34.72	34.91
APV(稳健模型)		34.35	34.81	35.19	35.51
$LCR^{\text{I}}$ (L-C 模型)	—	0.43%	1.19%	1.83%	2.39%
$LCR^{\text{I}}$ (稳健模型)	—	0.75%	2.08%	3.20%	4.14%
$LCR^{\text{II}}$ (L-C 模型)	—	1.14%	1.06%	1.00%	0.94%
$LCR^{\text{II}}$ (稳健模型)	—	1.11%	0.96%	0.83%	0.72%

计提的资本要求。其中,与 Lee-Carter 模型相比,稳健模型在 2020 和 2030 年的第二类长寿风险资本要求略低,分别为 1.11%和 0.96%,即养老金体系在计提完第一类长寿风险的基础上,为防止模型风险分别还需要额外计提 1.11%和 0.96%的长寿风险资本。随着时间的推移,稳健模型第二类长寿风险资本要求逐渐与 Lee-Carter 模型拉开差距,2040 年稳健模型比 Lee-Carter 模型小 0.17%,2050 年小 0.22%,意味着稳健模型比 Lee-Carter 模型具有更低的模型风险,方法稳定性更强。此外,无论采取哪种模型,随着时间的推移,养老金体系第二类长寿风险资本要求不断降低,即随着未来死亡率不断下降,变动趋势将保持稳定,相应的模型风险也在不断降低。

#### 四、结 论

本文分析了新中国成立以来年龄别人口死亡率变动趋势,并将其作为精算假设引入随机死亡率模型中,预测中国人口死亡率,度量未来 30 年养老金体系所面临的长寿风险,得到以下主要结论。

第一,1950~1981 年中国人口粗死亡率快速下降。其中,0~14 岁人口死亡率降低的绝对数值和相对水平均较高,15 岁开始死亡率降低速度开始减缓,且一直保持至极限年龄处。从性别角度看,男女人口死亡率均处于加速下降阶段,变动趋势较为一致,并未出现分化现象。

第二,1981~2005 年中国人口粗死亡率平稳下降。其中,0 岁人口死亡率下降速度大幅提高,15~59 岁男性人口死亡率下降的相对值较小,死亡率变动趋势与 1950~1981 年相比出现变动,其原因主要是男性人口死亡率下降速度放缓。此外,人口死亡率下降速度出现了较大的性别差异,女性人口平均预期寿命与男性逐渐拉开差距。

第三,2005~2015 年人口粗死亡率开始上升,但年龄别死亡率下降的绝对值和相对值均为正,即年龄别人口死亡率仍然呈现下降的趋势,并没有随粗死亡率上升。意味着 2005 年以来粗死亡率上升是受人口年龄结构变化的影响,年龄别人口死亡率持续下降的趋势未曾改变,且 60 岁及以上人口死亡率下降速度较前两阶段有所提高。

第四,在人口死亡率预测方面,稳健模型预测的中国未来人口死亡率符合发达国家经验特征,且有效克服 Lee-Carter 模型存在的不足,放宽常数年龄效应因子假设,更好地反映年龄别死亡率变动对长寿风险模型的影响,使死亡率预测长期合理,且符合人类的生物规律。然而,稳健模型的假设具有一定主观性,对未来新生儿死亡率极限值和转折年龄的判断,会影响到不同年龄人口死亡率的预测结果,进而影响未来人口年龄结构。

第五,在长寿风险度量方面,稳健模型对第一类长寿风险的度量更加保守,同时又具有较低的模型风险,能够为养老金体系留存充足的风险资本。与 Lee-Carter 模型相比,稳健模型得到了相对较高的第一类长寿风险度量值和相对较低的第二类长寿风险度量值。且无论采取哪种模型,养老金体系第二类长寿风险资本要求都随时间不断降低。

## 参考文献:

1. 达德利·鲍思顿、方地(1991):《中国婴儿死亡率模式》,《人口研究》,第3期。
2. 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。
3. 李鸿斌等(2015):《20世纪80年代中国婴儿死亡率的调整与校正》,《中国卫生统计》,第3期。
4. 王晓军、米海杰(2013):《中国人口死亡率改善水平比较分析》,《统计研究》,第2期。
5. 王晓军、赵明(2014):《中国高龄人口死亡率随机波动趋势分析》,《统计研究》,第9期。
6. 游允中(1984):《1982年中国人口普查的可信度》,《人口与经济》,第6期。
7. 翟振武、陶涛(2010):《低年龄人口数据质量的分析与评价》,《中国人口科学》,第1期。
8. 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。
9. 赵明、王晓军(2015):《保险公司长寿风险度量》,《统计研究》,第12期。
10. 周有尚等(1989):《中国婴儿死亡率分析》,《中国人口科学》,第3期。
11. Bongaarts J. (2005), Long-range Trends in Adult Mortality: Models and Projection Methods. *Demography*. 42 (1): 23-49.
12. Booth H. (2006), Demographic Forecasting: 1980 to 2005 in Review. *International Journal of Forecasting*. 22 (3): 547-581.
13. Bulatao R.A., Bos E., Stephens P.W., Vu M.T. (1989), Projecting Mortality for all Countries. WPS 337. Population and Human Resources Department. The World Bank.
14. Chu C.Y.C., Chien H.K., Lee R.D. (2008), Explaining the Optimality of U-shaped Age-specific Mortality. *Theoretical Population Biology*. 73(2): 171-180.
15. Girosi F., King G. (2008), *Demographic Forecasting*. Princeton: Princeton University Press.
16. Hamilton W.D. (1966), The Moulding of Senescence by Natural Selection. *Journal of Theoretical Biology*. 12 (1): 12-45.
17. Horiuchi S., Wilmoth J.R. (1998), Deceleration in the Age Pattern of Mortality at Older Ages. *Demography*. 35 (4): 391-412.
18. Holzmann R., Palmer E. (eds) (2006), *Pension Reform: Issues and Prospects for Non-financial Defined Contribution (NDC) Schemes*. Washington D.C. The World Bank Publications.
19. Lee R.D., Carter L.R. (1992), Modeling and Forecasting U.S. Mortality. *Journal of the American Statistical Association*. 87(419): 659-671.
20. Li N., Gerland P. (2011), Modifying the Lee-Carter Method to Project Mortality Changes up to 2100. Paper Presented at the Meeting of the Population Association of America.
21. Li J.S., Hardy M.R., Tan K.S. (2010) Developing Mortality Improvement Formulas: The Canadian Insured Lives Case Study. *North American Actuarial Journal*. 14(4): 381-399.
22. Li N., Lee R., Gerland P. (2013), Extending the Lee-Carter Method to Model the Rotation of Age Patterns of Mortality Decline for Long-term Projections. *Demography*. 50(6): 2037-2051.
23. OECD (2011), Pensions at a Glance: Pensionable Age and Life Expectancy, 1950-2050. In *Pensions at a Glance 2011: Retirement-income System in OECD and G20 Countries*. Paris: OECD Publishing.
24. Plat R. (2011), One-year Value-at-Risk for Longevity and Mortality. *Insurance: Mathematics and Economics*. 49(3): 462-470.
25. Purushotham M., Valdez E., Wu H. (2011), Global Mortality Improvement Experience and Projection Techniques. Society of Actuaries.

(责任编辑:李玉柱)