

不同退休年龄政策对长寿风险的管控效果研究

学生姓名：____ 旷李雄 ____

学 号：____ 2017310763 ____

学 院：____ 保险学院 ____

专 业：____ 精算学 ____

指导教师：____ 廖朴 ____

论文成绩：____

内 容 摘 要

人口老龄化是中国社会目前面临的一个严峻问题，而长寿风险作为其重要的风险之一，同样不容小觑。长寿风险一般被认为是预期寿命与实际寿命之间存在差异的风险，这种风险严重影响了我国社会基本养老保险制度的长期稳定性。为了管控长寿风险，我国应深化养老保险制度的改革。

本文研究了国外6种退休年龄政策对长寿风险的管控效果以及长寿风险影响下养老金总负债的变化趋势，结果表明考虑长寿风险的各项政策退休年龄以及养老金负债都随时间发展而不断增加。

本文针对以上问题提出了解决方案，认为我国需要改革退休年龄政策，并从6项政策中分析得出最适合我国的政策。与此同时，针对改革可能产生的一些问题，作出了一些建议。

关键词：长寿风险 养老保险 退休年龄政策 解决方案

ABSTRACT

The aging of population is a serious problem facing Chinese society, and longevity risk, as one of its important risks, can not be underestimated. Longevity risk is generally considered to be the risk of the difference between the expected life and the actual life, which seriously affects the long-term stability of China's social basic endowment insurance system. In order to control the longevity risk, government should deepen the reform of social basic endowment insurance system.

This essay analyses the control effect of six retirement policies on longevity risk and the trend of total pension liabilities under the influence of longevity risk. The results show that the retirement age and pension liabilities of various policies increase with time under the influence of longevity risk.

In view of the above problems, this essay puts forward the solutions. Government needs to reform the retirement policy, and this essay obtains the most suitable policy for China from the six policies. At the same time, some suggestions have been made for some problems that may arise from the reform.

KEY WORDS: longevity risk endowment insurance retirement policies methods

目 录

一、导论	1
(一) 研究背景	1
(二) 研究意义	2
二、国内外研究现状	3
(一) 国外研究现状	3
(二) 国内研究现状	4
三、研究思路与方法	4
(一) 研究思路	4
(二) 研究方法	4
四、模型构建与数据选取	4
(一) 对各项退休年龄政策建模	5
(二) 对养老金总负债的精算现值建模	7
(三) 对生存概率的不确定性建模	8
(四) 数据选取	9
五、模型的参数估计与预测	9
(一) Lee-Carter 模型中 κ_t 参数的估计与预测	9
(二) 死亡率与死亡概率的转换	13
(三) 各项政策中完全退休年龄 RA_t^p 的预测与分析	13
(四) 养老金总负债未来趋势的预测及分析	15
六、总结与展望	16
(一) 本文总结	16
(二) 启示与建议	16
(三) 不足与展望	17
参考文献	18

不同退休年龄政策对长寿风险的管控效果研究

未富先老，已成为近年来中国人口老龄化程度进一步加深的确切形容，截止 2018 年末，中国老年人口达到了 2.49 亿，大约占据了我国总人口的 18%。中国已经成为世界上老年人口最多的国家。尽管人口老龄化是社会发展进步的标志之一，但尴尬的是目前中国的发达程度与老龄化进程并不匹配，因此才有了未富先老的形容。由于经济发展跟不上老龄化速度，我国老年人的收入水平不足以支撑较好的退休生活，因此社会基本养老保险的支出压力巨大。随着中国社会的进一步发展，这种压力会不断增加，最终可能造成社会养老保障制度的崩溃。因此，如何管控长寿风险、缓解养老金支出压力成为了亟待解决的问题。本文以退休年龄政策为切入点，深入分析国外一些退休年龄政策对长寿风险的管控效果，为我国改革退休年龄政策提供一些参考

一、导论

（一）研究背景

人类社会是不断向前发展的，而随着社会发展，人们收入、医疗水平也会不断提高，从而不断增加人类的预期寿命。自 1978 年改革开放以来，我国的经济发展就走上了高速发展的道路，居民的医疗、收入水平随之大幅上升，社会保障体制也在不断完善，人们生活水平得到了明显的提升，因此我国的人均预期寿命也在持续增加。根据 2000~2020 年间的人口普查结果，我国人口的平均预期寿命在 2015 年达到了 76.34 岁，相比 2000 年的 71.4 岁，提高了将近 5 岁。其中，男性提高了 4 岁，女性提高了 6.1 岁。

表 1^① 2000~2015 年中国人口平均预期寿命的变化 单位：岁

年份	男性平均 预期寿命	女性平均 预期寿命	总平均预 期寿命	男性平均预 期寿命延长	女性平均预 期寿命延长	总平均预期 寿命延长
2000	69.63	73.33	71.4			
2005	70.83	75.25	72.95	1.2	1.92	1.55
2010	72.38	77.37	74.83	1.55	2.12	1.88
2015	73.64	79.43	76.34	1.26	2.06	1.51

如今正是中国转入高质量发展的关键时期，我国未来的发展潜力仍然十分巨大，人

^① 资料来源：国家统计局人口普查数据

们在精神、文化领域的生活水平还有很大提升空间，因此未来人口平均预期寿命的依然有较大可能保持增长的趋势。根据 2012 年联合国人口司的预测，2095~2100 年中国人口平均预期寿命可能达到 85.3 岁。

表 2^① 2020~2100 年中国人口预期寿命预测值 单位：岁

年份	2020~2025	2045~2050	2095~2100
中国	76.7	79.9	85.3

同时，随着人均寿命的延长，人口老龄化成为了一种不可避免的趋势，这是社会发展进步的体现。我国已于 1999 年进入老龄化社会，仅用了约 18 年，而法国、瑞士、美国、日本等发达国家则相继用来了 115 年、85 年、60 年、25 年。与它们相比，我国的老龄化进程太过迅速，在 2000~2020 年的短短 20 年内，我国老年人口比例急剧上升，从 2000 年的 6.96% 增长到 2019 年的 12.57%，同时老年人口数涨幅为 99.56%，而同期 15~64 岁的人口数的增长幅度仅为 11.25%，这也造成了老年抚养比的增长，截至 2019 年为止已达到 17.80%。

表 3^② 2000~2019 年人口年龄结构与抚养比 单位：万人

年份	2000	2005	2010	2015	2019
15~64 岁人口数	88910	94197	99938	100361	98910
65 岁及以上人口数	8821	10055	11894	14386	17603
65 岁及以上占比	6.96%	7.69%	8.87%	10.47%	12.57%
老年抚养比	9.92%	10.67%	11.90%	14.33%	17.80%

（二）研究意义

在中国老龄化问题日益加剧的背景下，长寿风险的概念被更多人所关注，然而需要注意的是人口老龄化并不等于长寿风险，后者是老龄化社会的重要风险之一，国际上一般将其定义为平均预期寿命与实际寿命的差异，或者说死亡率长期趋势上的不稳定性。

而这种预期寿命的差异是造成社会养老保障体系建设不稳定的重要因素，尤其影响养老金收支体系的平衡。因为我国现行的社会基本养老保险制度主要分为城镇职工基本

^① 资料：联合国.世界人口展望：2012 年修订版[J].2012.

^② 资料：国家统计局.人口普查数据

养老保险制度与城乡居民基本养老保险制度，其中前者的长寿风险主要集中于社会统筹部分，因为养老金领取人员在养老金计发月数过后仍然存活时，社会统筹部分需要补发后续的养老金；后者面临的长寿风险主要在于国家需要补偿超过人口平均预期寿命的基础养老金。以上两点都是长寿风险容易造成养老金收不抵支进而导致养老金缺口越来越大的原因。

根据《中国养老金发展报告 2012》，我国城镇职工养老金缺口由 679 亿增加到 767 亿，同时个人账户空账额达到 2.6 万亿，而根据我国目前的混账管理制度来看，大部分个人账户空账都是挪用个人账户来填补统筹账户的缺口所致。因此必须对现行的养老金体系进行改革，改革可以从多个方面下手，本文研究的方向是对退休年龄进行改革，旨在通过借鉴分析国外相关退休年龄政策对养老金收支的平衡效果以及对长寿风险的管控效果，为国内退休年龄政策的改革作出一些贡献。

二、国内外研究现状

（一）国外研究现状

国际货币基金组织（2012）在《全球金融稳定报告》中专门研究了长寿风险的影响，指出要更加关注长寿风险，因为其有效的缓解措施见效时间长；政府要多管齐下，充分认清长寿风险，更好的分散政府、个人之间的风险，如发展长寿风险转移市场、提供相关信息等。

长寿风险的量化也是十分重要的。早期的死亡率预测模型因为死亡率发展比较稳定的原因，主要以静态模型为主：比如 Forfar et al. 的广义线性模型(1988)、De Moivre 生存曲线模型(1978)、Carriere 模型(1992)等。然而，在不断的预测中，研究者们发现静态模型的预测结果始终低于实际寿命，因此，他们开始将时间等动态因素纳入考虑中，形成了一系列随机动态死亡率预测模型，大致可分为离散型和连续型两类，如：离散型随机模型 Lee-Carter 模型（1992），之后 Renshaw、Haberman 与 Hatzoupoulos（1996）；Renshaw 和 Haberman（2003）；Li、Chan 与 Delwarde（2007）；Hainaut（2012）等多位学者对其进行完善与深入扩展。除此之外，Milevsky 和 Promislow 在 2001 年首先提出了连续型随机死亡率预测模型，随后 Dahl（2004）；Miltersen 和 Persson（2005）；Dahl 与 Moller（2006）；Hainaut 与 Devolder（2008）等多位研究者都对其进行了进一步的完善。

长寿风险也和其他风险一样，其管控的主要方式为风险规避、风险自留、风险转移、

风险分散等，但由于长寿风险有着系统性风险的特征，风险规避、自留等消极管控方式效率较低，风险分散效果也达不到预期效果，因此风险转移是未来管理长寿风险的主要方式。政府可以通过推迟退休年龄、限制养老金支取额或是提高缴费水平等方式管控长寿风险，如荷兰与英国实行的完全退休年龄政策，以及目前使用较多的“退而不休”政策。此外，保险公司也可以在一定条件下管理长寿风险，同时，在资本市场上管理长寿风险，如发放长寿债券等方式也是一种可行的方法。

（二）国内研究现状

目前国内关于长寿风险的文献大都是较为浅显的一些介绍、说明、梳理国外研究成果等，其中余伟强（2006）首次对长寿风险的进行了定性研究，他简要分析了长寿风险与其国内外发展现状，然后通过观察分析国外死亡率指数债券和巨灾债券，得到了发行长寿债券来管控长寿风险的结论。然而目前国内长寿风险相关资产市场活跃程度很低，建立长寿债券交易市场面临着巨大的困难。刘安泽、张东（2007）提出可以通过长寿风险控制、再保险等方式应对长寿风险。陆坚、夏毅斌（2010）则认为发展年金保险市场是管理长寿风险的有效手段。

同时国内主要是通过对 Lee-Carter 模型的研究与改进来对长寿风险进行量化的。刘安泽、张东、刘兵（2007）提出长寿风险一定程度上对应于死亡率的随时间的降低趋势，因此可以通过估计死亡率随时间的降低趋势量化长寿风险。张颖、黄顺林（2010）则通过 Lee-Carter 模型与 AR(1)随机利息力模型的创新型结合分析了年金保险组合所面临的各种风险等。

目前来说，国内对于利用退休年龄政策来管控长寿风险的研究并不多，基本只是集中于定性的分析，提出应延迟退休年龄等浅层的一些结论，深入定量分析的文章不多。

三、研究思路与方法

（一）研究思路

本文的总体思路是通过总结、借鉴国外一些正在实施的退休年龄政策，并各自构建相应模型，在使用随机死亡率风险模型管控长寿风险的情况下，预测得到考虑了长寿风险的死亡率数据，并且将其编制成为生命周期表，最后通过对养老金总负债建模，代入生命表数据预测出未来养老金总负债的变动趋势。

（二）研究方法

本文首先使用文献研究法，梳理与总结一些国外退休政策理论以及实施方法，构建

各项政策的模型，并且对养老金总负债进行建模；然后使用数据、定量分析，计算得到各项政策未来的完全退休年龄的预测值，并且预测养老金总负债未来的发展趋势。最后运用理论、政策分析与文献分析结合的方法，为我国退休年龄政策的改革提出一些建议。

四、模型构建与数据选取

（一）对各项退休年龄政策进行建模

1. 独立退休年龄(I)政策

此政策目前在大多数国家中得到实施，在此项政策下，预期寿命的增加只会增加退休年龄，工作年限是与预期寿命独立的，其建模如下：

$$RA_t^I = RA_0^I \quad (1)$$

其中 RA_t^I 为本项政策下($p=I$)在时间 t 时的退休年龄(retirement age)， $t=0$ 是现有死亡率数据的最后一年。

2. 固定预期退休年限(C)政策

这项政策是荷兰推行的全新退休政策，在本项政策下，预期寿命的增加只会增加劳动力的工作年限，对其退休年龄没有影响，因此退休年龄是独立于预期寿命的，其建模如下：

$$E_0[T_{(RA_0^C, 0)}] = E_t[T_{(RA_t^C, t)}] \quad (2)$$

其中， E_t 表示给定时间 t 之前信息下的期望， $T_{(x, t)}$ 表示年龄为 x 的人在时间 t 时的余寿。时间 t 之前的所有信息由后续生命表部分给出。

3. 退休年限与成年年数比例固定(R)政策

这项政策是由英国提出的一项将退休年限与成年年数挂钩的政策。在本项政策中，退休年限在成年年数中的占比是固定不变的，且此政策下的成年年龄是参加该政策的年龄 PA (participation age)，即开始工作的年龄，其建模如下：

$$\frac{E_0[T_{(RA_0^R, 0)}]}{RA_0^R - PA} = \frac{E_t[T_{(RA_t^R, t)}]}{RA_t^R - PA} \quad (3)$$

其中 $RA_t^R - PA$ 为人在时间 t 时的工作年限。

4. 固定比例的现收现付(P)政策

这项政策显著减少了现收现付政策中的长寿风险，在本项政策中，考虑到了人在退休年龄之前的生存概率的演变，同时规定：给定退休年龄，退休年限在成年年数中的占

比固定，其建模如下：

$$\frac{E_0[1_{AR_0^P} * T_{(RA_0^P, 0)}]}{E_0[T_{(PA, 0 - (RA_0^P - PA))}]} = \frac{E_t[1_{AR_t^P} * T_{(RA_t^P, t)}]}{E_t[T_{(PA, t - (RA_t^P - PA))}]} \quad (4)$$

其中， $1_{AR_t^P}$ 表示此项政策下人在时间 t 时能在退休时存活的指示函数(alive in retirement)，且 $1_{AR_t^P} = 1_{\{T_{(PA, t - (RA_t^P - PA))} \geq RA_t^P - PA\}}$ 。同时，因为给定退休年龄，并且余寿变量的年龄指数是 PA ，所以其时间指数 $t - (RA_t^P - PA)$ 可为正可为负，其取决于时间变量 t 。

5. 固定比例的储蓄计划(S)政策

本项政策下，人们为了退休参与一个规定的退休金储蓄计划，该计划规定退休金的收入与贡献之间的比例不随时间变化，因此预期寿命的增加会增加工作年限从而增加退休金贡献，其建模如下：

$$\frac{E_0[\sum_{i \geq 0} 1_{\{T_{(RA_0^S, 0)} \geq i\}} * P_0^i]}{E_0[\sum_{i=0-(RA_0^S - PA)}^{-1} \frac{1}{P_0^i}]} = \frac{E_t[\sum_{i \geq 0} 1_{\{T_{(RA_t^S, t)} \geq i\}} * P_t^i]}{E_t[\sum_{i=t-(RA_t^S - PA)}^{t-1} \frac{1}{P_t^i}]} \quad (5)$$

其中， P_t^i 表示在 $t+i$ 时刻的一单位货币在 t 时刻的现值，分子是退休时公允年金的价格，分母是无风险投资下退休时的储蓄。

6. 考虑生存概率的固定比例储蓄计划(F)政策

本项政策下，人们同样参加规定的退休金储蓄计划，不过该计划考虑退休之前的生存概率，其退休金贡献与收入同样不随时间变化，其建模如下：

$$\frac{E_0[1_{AR_0^F} * \sum_{i \geq 0} 1_{\{T_{(RA_0^F, 0)} \geq i\}} * P_0^i]}{E_0[\sum_{i=0-(RA_0^F - PA)}^{-1} \frac{1_{\{T_{(PA, 0 - (RA_0^F - PA))} \geq i\}}}{P_0^i}]} = \frac{E_t[1_{AR_t^F} * \sum_{i \geq 0} 1_{\{T_{(RA_t^F, t)} \geq i\}} * P_t^i]}{E_t[\sum_{i=t-(RA_t^F - PA)}^{t-1} \frac{1_{\{T_{(PA, t - (RA_t^F - PA))} \geq i\}}}{P_t^i}]} \quad (6)$$

7. 小结

在本文之后的研究中，假设参加工作的年龄也就是成年年龄设置为 25 岁，即 $PA=25$ 。同时，以上六项政策大致可以分为三类：固定年限，无贴现，有贴现。固定年限中有 I 与 C 两项政策，前者固定工作年限，后者固定退休年龄；无贴现有 R 与 P 两项政策，它们都将增加的预期寿命分配到工作与退休年限中，其区别是前者不考虑退休前生存概

率的影响，后者考虑了。有贴现有 S 与 F 两项政策，它们都考虑到了货币的时间价值，将未来现金流与过去现金流进行贴现，所以在这种政策下长寿风险对养老金的影响会略小于无贴现类政策，这个差异随着贴现率的大小而变化，贴现率越大差异越大。S 与 F 相比，同样没有考虑退休前生存概率的影响。贴现率设置为 2%pa(与时间无关)。

(二) 对养老金总负债的精算现值建模

假设一个处于 t 时刻 x 岁的人参与养老计划，他在退休后养老金账户每年收入为 1 单位货币，其概率分布为：

$$L(p, x, t) = \begin{cases} \sum_{i=RA_t^p-x}^{\omega-x} 1_{\{T_{(x,t)} \geq i\}} * v^{-i}, & \text{if } x \leq RA_t^p, \\ \sum_{i=1}^{\omega-x} 1_{\{T_{(x,t)} \geq i\}} * v^{-i}, & \text{if } x \geq RA_t^p, \end{cases}$$

其中 ω 表示最高年龄，本文设置为 105 岁。 v 表示贴现率，无风险利率为 2%pa。 $p \in \{I, C, R, P, S, F\}$ ，用来表示不同政策类别。

再假设 t 时刻 x 岁的人数为 $N_{x,t}$ ，第 n 个人的养老金收入为 $I(n)$ ，所以对于社会保障制度来说，总养老金负债为：

$$L(p, t) = \sum_{x=PA}^{\omega} \sum_{n \in N_{x,t}} I(n) * L(p, x, t)$$

在考虑每单位劳动者收入的情况下，养老金收入仅仅取决于劳动年限，因此可以得到一个均衡的养老金收入： $I(n) = \frac{x - PA}{RA_0^p - PA}$ 。

此时 $L(p, x, t)$ 还是一个随机变量，因此对其期望得到：

$$\begin{aligned} EL(p, x, t) &= E[L(p, x, t) | F_{\infty}] \\ &= \begin{cases} \sum_{i=RA_t^p-x}^{\omega-x} E[1_{\{T_{(x,t)} \geq i\}} | F_{\infty}] * v^{-i}, & \text{if } x \leq RA_t^p. \\ \sum_{i=1}^{\omega-x} E[1_{\{T_{(x,t)} \geq i\}} | F_{\infty}] * v^{-i}, & \text{if } x \geq RA_t^p. \end{cases} \end{aligned}$$

同时，预期余寿也是需要关注的变量，设 $e_{x,t}$ 为 t 时刻 x 岁的人的预期余寿，则有：

$$e_{x,t} = \sum_{i=1}^{\omega-x} E[1_{\{T_{(x,t)} \geq i\}} | F_{\infty}]$$

注意到生存概率 ${}_i p_{x,t} = E[1_{\{T_{(x,t)} \geq i\}} | F_{\infty}]$ ，根据生存概率性质，可以得出养老金负债精算现值、总养老金精算现值与预期余寿分别为：

$$EL(p, x, t) = \begin{cases} \sum_{i=RA_t^p-x}^{\omega-x} {}_i p_{x,t} * v^{-i}, & \text{if } x \leq RA_t^p. \\ \sum_{i=1}^{\omega-x} {}_i p_{x,t} * v^{-i}, & \text{if } x \geq RA_t^p. \end{cases}$$

$$EL(p, t) = \sum_{x=PA}^{\omega} \sum_{n \in N_{x,t}} I(n) * EL(p, x, t)$$

$$e_{x,t} = \sum_{i=1}^{\omega-x} {}_i p_{x,t}$$

（三）对生存概率的不确定性建模

1. 模型的选取与简介

一般来说，长寿风险是一种系统性的风险，是不能通过资产配置分散的。它主要是由死亡或生存概率的未来长期趋势的不确定性引起的，这导致了计算养老金负债的精算现值时生存概率是会随时间而改变的，所以需要使用随机动态死亡率预测模型来预测未来的生存概率 ${}_i p_{x,s} (s \geq t)$ 的随时间的分布。随机死亡率预测模型的三个主要不确定性源主要是抽样误差，如残差波动引起的误差；参数误差，如参数估计中的不准确引起的误差；以及模型误差；如模型选择错误产生的误差等。本文选择使用最常用的 Lee-Carter 模型来预测死亡率的未来趋势，其模型为：

$$\begin{aligned} \ln m_{x,t} &= \alpha_x + \beta_x * \kappa_t + \varepsilon_{x,t} \\ s.t. \sum_t \kappa_t &= 0, \sum_x \beta_x = 1 \end{aligned} \quad (7)$$

其中 $m_{x,t} = \frac{D_{x,t}}{E_{x,t}}$ ， $D_{x,t}$ 为 t 时刻年龄组 x 的死亡人数， $E_{x,t}$ 为 t 时刻年龄组 x 的暴露数。

α_x 表示年龄组 x 的平均死亡率； β_x 表示年龄组 x 的死亡率对时间的敏感程度， κ_t 表示死亡率随时间的变化，所以该参数可以作为一个时间序列，经过大量研究，该参数最终被确定为一个带漂移的随机游动过程，表示为：

$$\kappa_t = \kappa_{t-1} + q + \zeta_t, \zeta_t \sim N(0, \sigma^2) i.i.d$$

其中 q 为漂移项，因此死亡率 $m_{x,t}$ 也是一个随时间而变化的随机过程。

2. 参数估计方法

本文中，对 Lee-Carter 模型各项参数的估计方法主要参考了孙佳美先生(2013)的《生命表编制理论与实验》中总结的加权最小二乘法(WLS)，此方法的核心思路是最小化以下公式：

$$\sum_x \sum_t D_{x,t} * (\ln m_{x,t} - \alpha_x - \beta_x * \kappa_t)^2 \quad (8)$$

分别对 $\alpha_x, \beta_x, \kappa_t$ 进行一阶偏导，再分别使偏导结果等于 0，最后得到以下公式：

$$\begin{aligned} \alpha_x &= \frac{\sum_t D_{x,t} * (\ln m_{x,t} - \beta_x * \kappa_t)}{\sum_t D_{x,t}} \\ \beta_x &= \frac{\sum_t D_{x,t} * \kappa_t (\ln m_{x,t} - \alpha_x)}{\sum_t D_{x,t} * \kappa_t^2} \\ \kappa_t &= \frac{\sum_x D_{x,t} * \beta_x (\ln m_{x,t} - \alpha_x)}{\sum_x D_{x,t} * \beta_x^2} \end{aligned}$$

最后取一组初始值，带入上式中并依次迭代，在两次迭代的(8)式之间的差值小于 10^{-10} 时停止迭代，最后得到 κ_t 序列。

(四)、数据选取

本文所需的数据主要是用来估计 Lee-Carter 模型参数的，因此需要连续的各年龄死亡率数据，而因为此类数据在国内的收集难度很大，所以本文所选取的死亡率数据是从世界人口死亡率数据库(HMD)中得到的香港 1986~2012 年 27 年中每年各年龄的死亡数与风险暴露数，通过这些数据对 Lee-Carter 模型进行参数估计，然后预测出未来的死亡率数据，运用所学的生命表编制方法将其编制成生命周期表。最后以我国颁布的保险行业第三套生命周期表(2010~2013)为基准，对预测的生命周期表进行一定程度的修正。

在本文的研究范围内，考虑开始工作的年龄(PA)为 25 岁，退休年龄(RA)设定为 60 岁，即： $RA_0^p = 60, p \in \{I, C, R, P, S, F\}$

五、模型的参数估计与预测

（一）、Lee-Carter 模型中 κ_t 参数的估计与预测

根据上文说明的加权最小二乘法，运用 R 软件编程运行得到 κ_t 序列，图 1 表明， κ_t 序列的值基本都处于下降趋势，这与前文所说的随着社会发展，科技进步，人类平均余寿增长即死亡率下降的趋势是相符的。

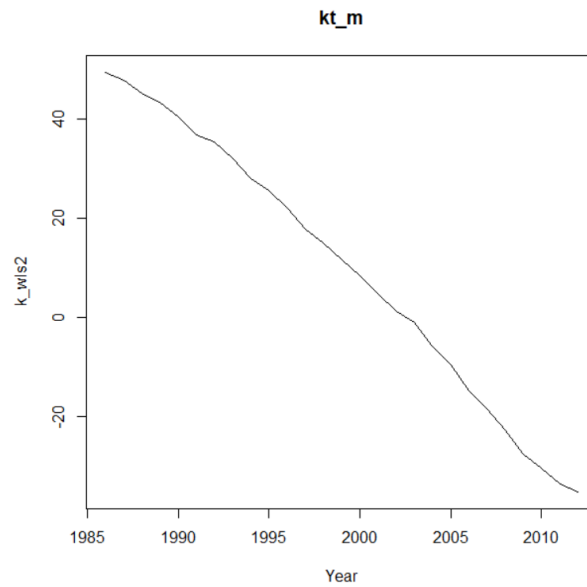


图 1

接下来开始对时间序列 κ_t 的拟合，根据图 1 所示， κ_t 序列显然是不平稳的，因此需要对其进行一阶差分后再进行观察，如图 2 所示，发现仍旧不平稳，因此需要再对其进行差分，如图 3 所示，观察发现 $\nabla^2 \kappa_t$ 序列可能平稳，然后对其进行单位根 (ADF) 检验，其结果如图 4 所示，p 值为 0.03743 小于 0.05，无法拒绝原假设，可以认为 $\nabla^2 \kappa_t$ 序列是平稳的，所以最后选择 κ_t 建立 ARIMA(p, 2, q) 模型。

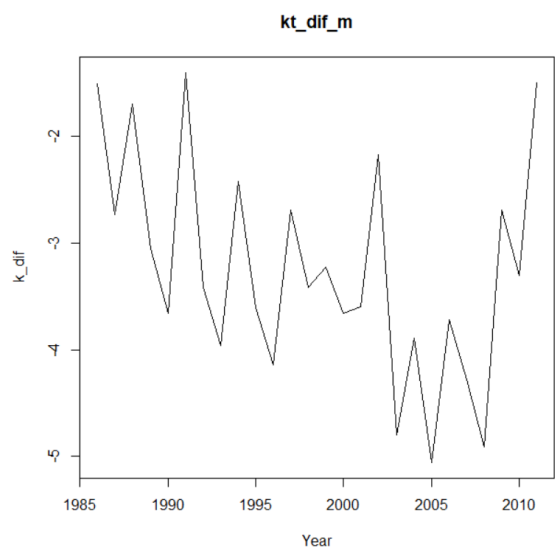


图 2

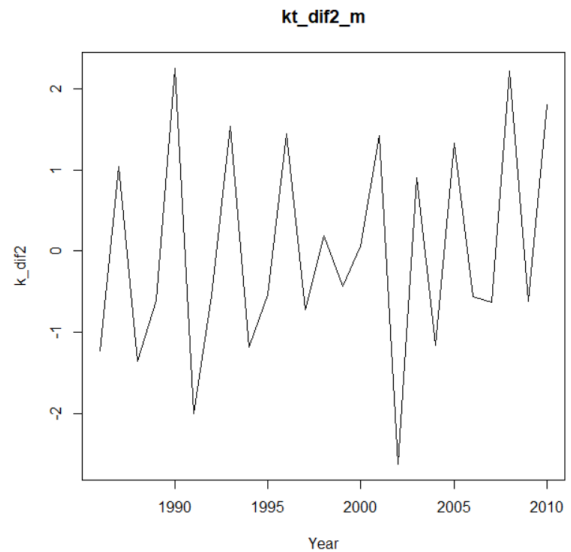


图 3

```
Title:
Augmented Dickey-Fuller Test

Test Results:
PARAMETER:
Lag Order: 3
STATISTIC:
Dickey-Fuller: -2.1059
P VALUE:
0.03743

Description:
Wed Apr 14 16:44:09 2021 by user: 111
```

图 4

接下来根据 $\nabla^2 \kappa_t$ 序列的自相关图 (ACF) 与偏自相关图 (PACF) 对 p 、 q 的值进行识别，根据图 5、6 所示， $\nabla^2 \kappa_t$ 序列的自相关系数与偏自相关系数在 2 期之后基本都远小于两倍标准差，因此对 κ_t 序列的建模可以为 ARIMA(2, 2, 2)。

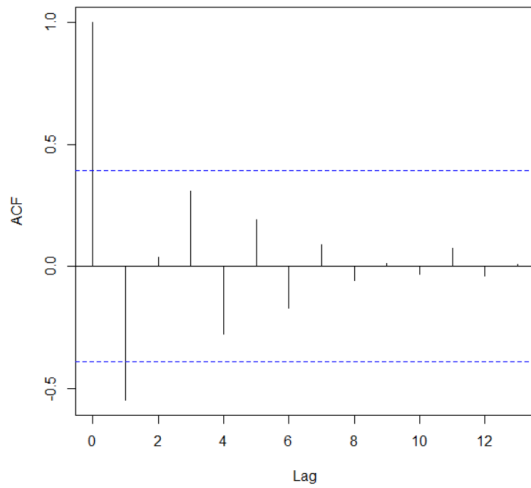


图 5

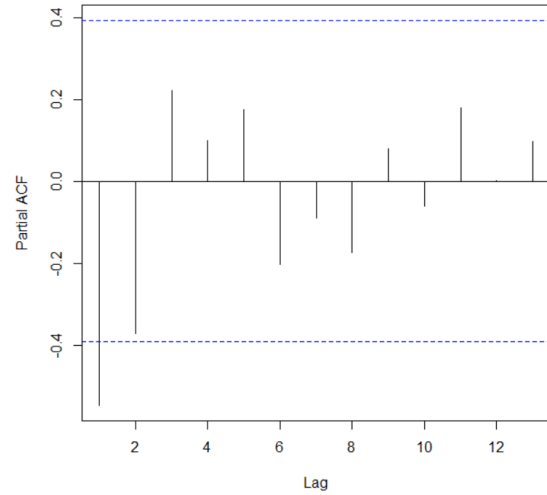


图 6

然后以 R 软件对 κ_t 序列进行 ARIMA 拟合，得到图 7 所示数据，因此最后 κ_t 序列建立的模型为：

$$\nabla^2 \kappa_t = \frac{(1 + 1.1654B - B^2)\varepsilon_t}{(1 - 0.1585B + 0.0973B^2)}$$

```
Call:
arima(x = k_wls2, order = c(2, 2, 2), method = "ML")

Coefficients:
      ar1      ar2      ma1      ma2
  0.1585 -0.0973 -1.1654  1.0000
s.e.  0.2609  0.2631  0.1829  0.1812

sigma^2 estimated as 0.6635:  log likelihood = -32.93,  aic = 75.85
```

图 7

模型建立完毕后应对其有效性进行检验，通过对残差序列 ε_t 进行白噪声检验验证模型的有效性，其结果如图 8 所示，两种自由度下的 p 值均大于 0.05，因此可以认为残差序列 ε_t 是白噪声序列，即该模型通过了有效性检验。

```

Box-Pierce test

data:  k_fit$residual
X-squared = 1.8382, df = 6, p-value = 0.934

Box-Pierce test

data:  k_fit$residual
X-squared = 2.3504, df = 12, p-value = 0.9986

```

图 8

接下来预测未来 10 年内 κ_t 序列的值，如图 9 所示：

	Point Forecast	Lo 80	Hi 80	Lo 95	Hi 95
28	-37.30667	-38.38798	-36.22536	-38.96039	-35.65295
29	-38.52751	-40.08306	-36.97197	-40.90651	-36.14851
30	-39.52169	-41.97047	-37.07292	-43.26677	-35.77662
31	-40.57649	-44.35810	-36.79489	-46.35996	-34.79302
32	-41.66297	-47.04881	-36.27713	-49.89990	-33.42604
33	-42.74857	-49.93706	-35.56007	-53.74242	-31.75471
34	-43.83094	-52.99658	-34.66530	-57.84857	-29.81331
35	-44.91289	-56.21582	-33.60996	-62.19922	-27.62655
36	-45.99508	-59.58349	-32.40667	-66.77676	-25.21340
37	-47.07736	-63.08971	-31.06500	-71.56614	-22.58858

图 9

（二）、死亡率与死亡概率的转换

接下来将预测的 κ_t 序列值换算成为各年龄死亡概率数据，根据(7)式可以求出 2013~2022 年 10 年间的各年龄的对数死亡率，再由美国人口学家安斯雷·寇尔所创立的精确计算死亡概率公式：

$$q_{x,t} = \frac{m_{x,t}}{1 + (1 - a_x)m_{x,t}}$$

其中， a_x 是寿命成数，表示在 x 与 $x+1$ 岁之间死亡的人的在这区间内的平均生存年数，一般固定为 0.5。因此上式可以简化为：

$$q_{x,t} = \frac{2m_{x,t}}{2 + m_{x,t}} \quad (9)$$

计算出死亡概率后，预期余寿可以用以下公式求得：

$$e_{x,t} = \sum_{i=1}^{\omega-x} {}_i p_{x,t} + 0.5 \quad (10)$$

其中： ${}_i p_{x,t} = \prod_{j=0}^{i-1} (1 - {}_j q_{x,t})$ 。

(三)、各项政策中完全退休年龄 RA_t^p 的预测与分析

根据上文所求得的死亡率数据编制成的未来 10 年的生命表，再以我国第三套保险行业生命周期表（2010~2013）对其进行修正，修正的主要原因是香港的平均预期寿命可能与我国平均预期寿命有所差别，但是从其生命表中体现出的长寿风险是相差不大的。因此在不太影响研究结果的前提下，可以做此修正。

最后运用经过修正的生命周期表数据，求解不同退休年龄政策下的完全退休年龄，这里因为生命周期表数据都是离散数据的原因，无法精确求解不同退休年龄政策下的完全退休年龄，因此本文采用线性插值法进行了估计，其结果如图 10 所示：

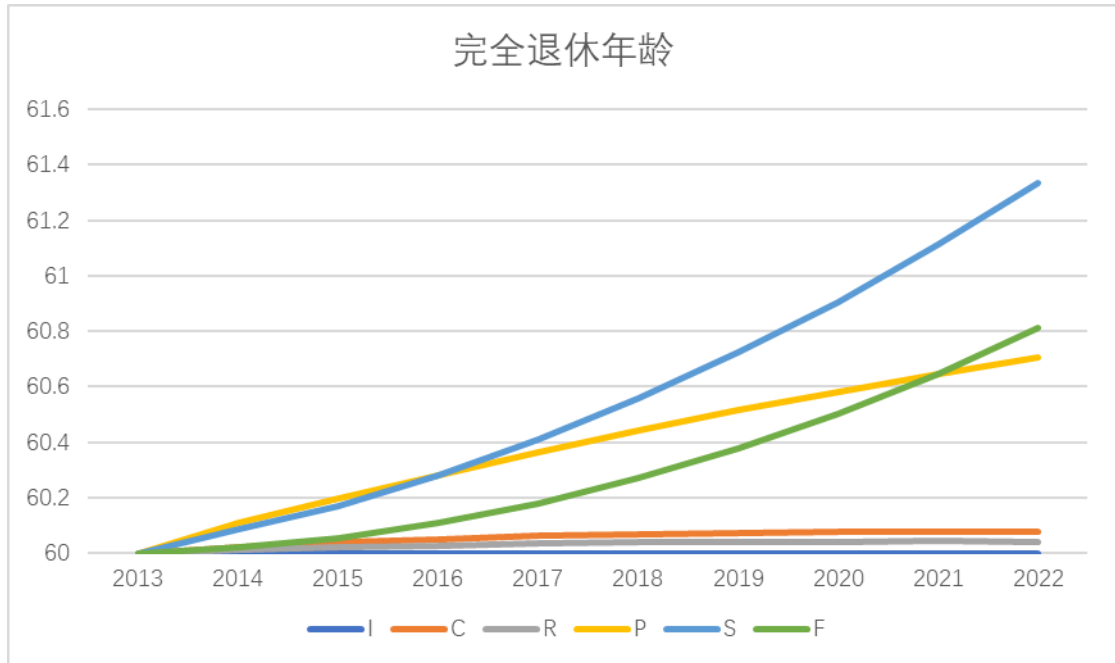


图 10

因为我国目前大部分职业男性的退休年龄固定在 60 岁，虽然可以根据自身情况延长工作时间，但是延长的工作时间并不会增加退休后养老金的发放，因此我国可以认为实行的是独立退休年龄(I)政策。而从图 10 中不难看出，除独立退休年龄(I)政策之外的动态退休年龄政策都会随着时间发展而提高退休年龄，无疑这是这些政策应对长寿风

险能力高于独立退休年龄(I)政策的表现。在中国如今养老金收支不平衡问题十分严重的现在,将完全退休年龄一次性向后调整 3~5 岁左右确实可以大幅减少养老金支付的压力。然而这样大幅的延迟退休年龄容易造成代际矛盾、社会不平衡心理以及年轻人就业困难等一系列社会问题,引起社会动荡,因此最好可以改革退休年龄政策,以能自我调整的动态退休年龄政策徐徐改善养老金支付困难这一问题,同时也不会引起社会的激变。

从图 10 中可以看出,固定比例的储蓄计划(S)政策是对长寿风险最为敏感的政策,根据前文的预测,2013~2022 这 10 年间男性预期寿命的增加大约为 2 岁,而固定比例的储蓄计划(S)政策所提升的完全退休年龄则有约 1.3 岁,这说明在此政策下人们需要将更多的时间用来工作以弥补退休后养老金的减少,这项政策能在短时间内大幅缓解我国养老金的发放压力,然而根据其未来预测的趋势来看,其未来的完全退休年龄会越来越向后延迟,而根据实际情况来看,长寿风险也是由社会政治、经济以及科技的发展所引起的,在社会发展趋近饱和的时候长寿风险将会减小。因此这项政策长期来看有完全退休年龄过大的风险。

而考虑生存概率的固定比例储蓄计划(F)政策在短期内对长寿风险的敏感程度不高,对完全退休年龄的增加不明显,这无疑不利于解决我国下现行的养老金收支体系的问题。同时,此项政策在未来会越来越对长寿风险敏感,根据前文的阐述,这同样是符合实际规律的,因此这项政策相对来说是不适合我国的。

固定预期退休年限(C)政策与退休年限与成年年数比例固定(R)政策相对其他除独立退休年龄(I)政策之外的政策对长寿风险的敏感性都不高,然而从模型构建上来看,固定预期退休年限(C)政策对长寿风险的敏感度应该为 1,即预期寿命增加了多少,完全退休年龄就应增加多少;成年年数比例固定(R)政策对长寿风险的敏感程度应该也为固定值。而图中结果显示这两项政策下完全退休年龄并未增加多少,而造成此结果可能的原因是香港自 1986 年就达到较为发达的程度,因此这些年来社会的发展程度并不高,所以长寿风险的表现程度的并不如国内 1978 年以来迅猛发展下的长寿风险的表现程度。

固定比例的现收现付(P)政策短期内在各项政策中对长寿风险最具敏感性,这种趋势有利于我国短期内解决养老金收支严重不平衡的问题,而从长期来看,该政策对长寿风险的敏感性慢慢降低,该项政策在未来只会缓慢增加完全退休年龄,这符合前文所论述的社会发展规律。因此可以认为该项政策相对来说是最符合我国实情的一项退休政策。

(四)、养老金总负债未来趋势的预测及分析

由于在前文的研究中，10 年内完全退休年龄的变化并不大，大都只提升了不到 1 岁，因此在计算养老金负债时各项政策的差异很小，因此这里将前文论述的最符合我国实情的固定比例的现收现付(P)政策下的 10 年内的养老金负债结果计算出来作为代表研究，其结果如图 11 所示：

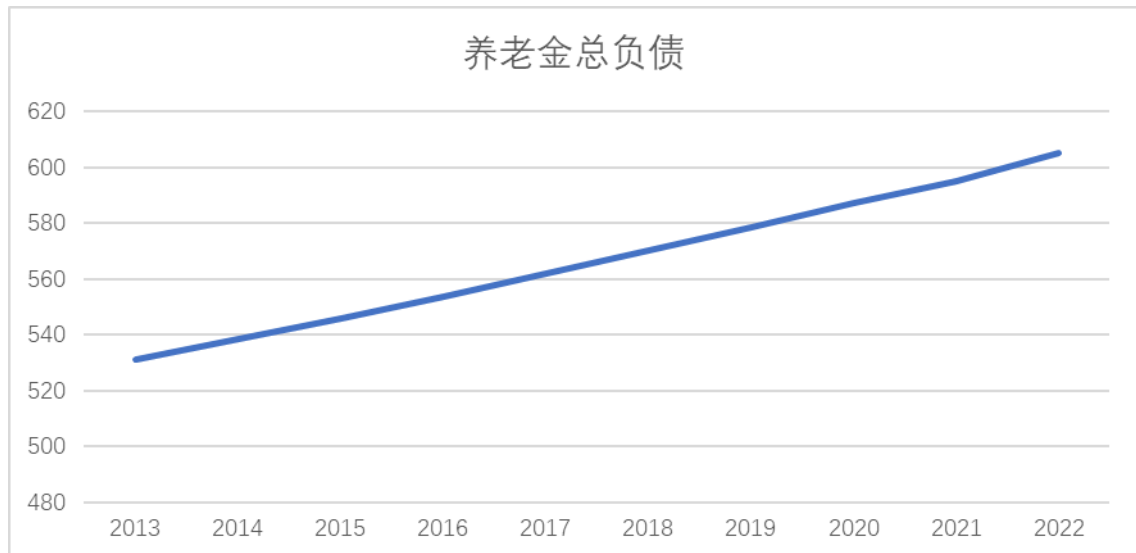


图 11

不难发现，在使用 Lee-Carter 模型计算得到的死亡率数据下预测的养老金总负债是不断增加的，这一点是用我国现行第三套保险行业生命周期表所考虑不了的，因为我国死亡率数据在时间上大部分都不够连续，生命周期表大都是 10 年一换，在这 10 年内死亡率一般看作是固定不变的常数，所以按前文所导出的模型，养老金总负债应该也为固定不变的，这是因为固定的生命周期表不考虑死亡率在长期趋势上的不稳定性——即长寿风险，这种固定不变的总负债对我国正确认识养老金支出以及对养老金赤字的估计都有很大的负面影响。而本文利用香港 1986~2012 年连续的死亡率数据以及 Lee-Carter 模型估计得到随时间变化的生命周期表，从而可以更加精确的预测每年的养老金总负债，为我国更好的平衡养老金收支体系有一定贡献。

六、总结与展望

（一）、本文总结

本文基于香港 1986~2012 年共 27 年的数据，利用 Lee-Carter 模型初步估计出

2013~2022 年的死亡率数据并编制成生命周期表,该表显示出的死亡概率明显低于国内,因此需要通过我国保险行业第三套生命周期表对其进行修正,在不影响生命表随时间变化的前提下修正前者的死亡概率。然后通过修正后的 10 年间生命表对各项政策中的完全退休年龄进行计算,并绘制成图,其结果显示固定比例的现收现付(P)政策、考虑生存概率的固定比例储蓄计划(F)政策以及固定比例的储蓄计划(S)政策都是对长寿风险的管控效果好的退休年龄政策,其中固定比例的现收现付(P)政策是最符合我国实情的政策。最后通过预测的生命表数据对未来养老金总负债的变化趋势进行了预测,结果表明在考虑长寿风险时,养老金总负债时逐年增加的。

(二)、启示与建议

随着当今社会经济、政治、医疗科技的不断进步,我国居民的死亡率体现出逐渐下降的趋势,预期寿命也不断延长,造成了养老金收支严重失衡的问题,这些都是社会发展的副产物,是无可避免的。因此,政府应该承担起相应的责任,为长寿风险影响下的养老金收不抵支的问题做出改革。

现行的固定退休年龄政策对长寿风险的管控效果十分有限,而根据前文的预测,中国目前正处于高速发展期,未来的发展潜力还很巨大,也就是说未来长寿风险的影响将会越来越大。因此,改革退休年龄政策是刻不容缓的。但是,单纯的延迟法定退休年龄是难以让人接受的,因此需要对退休年龄政策做出一些根本上的改革。根据前文的结论,固定比例的现收现付(P)政策是十分符合我国国情的,这项政策与一般的现收现付政策不同的是,后者仅仅只是解决养老金社会储蓄在空间上的不平衡,而前者通过考虑退休之前生存概率的演变,减少了长寿风险的影响。

与此同时,固定比例的现收现付(P)政策本质上还是通过延迟退休年龄来缓解养老金收支失衡的问题,不过它具有较强的自我调整能力同时效果比较平缓,不易引发社会激变。但是退休年龄的延迟势必还是会对社会产生一系列其他影响:

首先,尽管人类预期寿命增加了,但大部分老年人的工作效率、反应能力、思维敏捷程度还是不如年轻人,因此这部分人需要一些老年人有比较优势的岗位以避免年轻人的竞争。在延迟退休年龄之后,年老工作人员只会越来越多,所以需要更加完善的老年人再就业市场,以免这些老年人在退休的最后关头失业从而影响养老金的发放。

其次,目前我国一些地区,尤其是一线城市中,婴儿、孩子托育的成本十分昂贵,还有一些地区甚至缺少托育服务,因此这些地区的家庭大都是由父代帮忙照顾孩子的,他们的子代大都是等到父代退休后才考虑生育后代。而在延迟退休年龄后,父代退休延迟了,子代的生育时间也会延迟,从而引起晚育的现象,最后继续加深我国的老龄化程

度。

这些问题都是在改革退休年龄政策的过程中可能发生的，政府需要在充分考虑全局的情况下，稳中求进，循序渐进实行改革。

（三）、不足与展望

首先本文的政策模型构建较为简单，同时在预测死亡概率时选取的 Lee-Carter 模型具有主观性，并未使用其他模型比如 CBD 模型进行结果的比对。

其次本文数据的选取有一定偏差，因为我国目前缺少在时间上较为连续的死亡率数据，如果要用国内的数据进行 Lee-Carter 模型的预测，最好参考韩猛、王晓军（2010）文中所用的方法，即运用一个双随机过程对时间因子进行建模，但因为实际操作复杂。因此本文选取了香港的数据进行替代，尽管以我国保险行业第三套生命周期表为基础进行了修正，但势必会对结果产生影响。

参考文献

- [1] 郭金龙, 周小燕, 陆明涛. 长寿风险及其管理的理论和实证分析. [M] 北京: 经济管理出版社, 2017.
- [2] 陈秉正. 长寿风险不等同于人口老龄化[N]. 中国银行保险报, 2019-11-28(002).
- [3] 孙祁祥. 从风险管理看长寿时代[N]. 中国银行保险报, 2020-07-30(006).
- [4] 宋寒冰. 人口结构、长寿风险分担和养老金领取年龄[D]. 浙江: 浙江大学, 2020.
- [5] 李辰. 长寿风险对城镇职工个人账户收支平衡的冲击效应[D]. 辽宁: 辽宁大学, 2020.
- [6] 史晓旭. 长寿风险对我国养老金精算估值影响研究[D]. 云南: 云南财经大学, 2020.
- [7] 高甲. 基于 Lee-Carter 模型的香港人口死亡率预测[D]. 山东: 山东大学, 2020.
- [8] 高攀. 退休年龄改革几经更迭[N]. 经济参考报, 2021-04-06(002).
- [9] 刘畅, 张露月, 吕朔莹. 人口老龄化背景下社会养老保险困境及对策[J]. 合作经济与科技, 2021(07): 154-155.
- [10] 孙佳美. 生命表编制理论与实验[M]. 天津: 南开大学出版社, 2013.
- [11] Ralph Stevens. Managing Longevity Risk by Implementing Sustainable Full Retirement Age Policies [J]. Journal of Risk and Insurance, 09 June 2016.