

# 预期寿命延长、延迟退休与福利改善

胡宏兵<sup>1</sup> 高娜娜<sup>2</sup>

(1.中南财经政法大学 金融学院,湖北 武汉 430073; 2.河南大学 经济学院,河南 开封 475004)

**摘要:**预期寿命的延长使我国居民的养老风险增加,居民个体福利改善受到制约。本文基于脆弱性测度方法构建包含不确定寿命和延迟退休的福利测度框架,研究预期寿命增加造成的个体福利损失,分析延迟退休的福利改善效果,并分性别测算最佳退休延迟年数。结果显示,随着预期寿命的延长,福利损失程度较高个体比例逐渐增多。引入延迟退休因素后,个体福利状况得到改善,且女性和教育水平较高个体的福利改善更为明显。以福利损失小于5%、10%或15%临界值进行估计,不同年龄段男性和女性的最佳退休延迟年数存在差异,男性延迟年数普遍长于女性。本研究为合理制定延迟退休政策以应对预期寿命延长和人口老龄化带来的负面冲击,进而提高居民福利水平提供了政策启示。

**关键词:**预期寿命;长寿风险;延迟退休;福利水平

**中图分类号:**F241、F061 **文献标识码:**A **文章编号:**1003-5230(2021)05-0063-12

## 一、引言

预期寿命的延长不仅对我国社会保障体系构成巨大挑战,而且使个体面临的长寿带来的未知风险逐渐增加,影响居民福利水平的提升。在死亡率和生育率双重下降的情况下,我国人口老龄化程度持续加深,据研究,按照目前的老龄化趋势,我国基本养老保险可能在2030年前后出现当期收支缺口,现有基金累计额到21世纪中期将亏空殆尽<sup>[1]</sup>。对个体而言,寿命的增加将使得年轻时的储蓄难以满足退休后的养老支出,增加退休后的养老财富短缺风险。而在所有年龄群体中,相较于当前的老年人,年轻一代在未来面临的养老负担更大,养老问题也更严峻。在此背景下,如何实施积极的老龄化政策以应对居民养老风险成为政策制定者和学术界关注的焦点。

早期关于应对不确定寿命并维持福利水平的研究着眼于家庭资产配置,提出应进行财富年金化。由于年金产品的给付依赖于购买者是否存活,因此可以有效规避预期寿命增加带来的风险。Yaari运用生命周期模型证明,将全部财富年金化会增加个体每一期的消费,并实现终生效用最大化<sup>[2]</sup>。李志生分析了养老年金购买的时间决策,研究表明最优年金化时间总体上与寿命不确定性正相关,预期寿命越长时最优年金化时间越晚<sup>[3]</sup>。Ai等人进一步分析了退休人员的最优年金化率,研究表明退休

**收稿日期:**2021-02-24

**基金项目:**国家社会科学基金资助项目“基于自然利率的地方政府专项债定价机制研究”(20BJY253)

**作者简介:**胡宏兵(1974—),男,河南潢川人,中南财经政法大学金融学院教授;

高娜娜(1991—),女,河南焦作人,河南大学经济学院讲师。

人员的最优年金化率随死亡率下降而提高,预期寿命延长时应将更多的财富购买年金产品<sup>[4]</sup>。虽然年金是规避长寿风险的有效工具,但现实中消费者的年金购买率却比较低,遗赠动机、不完全市场、逆向选择、非精算公平定价等因素使得财富年金化的实用性受限<sup>[5]</sup>。

随着预期寿命延长和人口老龄化加剧,关于延迟退休议题的讨论也越来越多。一部分学者对此持积极的观点,认为延迟退休能够提高劳动力的供给水平,缓解社保基金筹资压力,并可以给老年生活提供更多保障。Kalwij 等人、Gruber 和 Wise 的研究表明,延迟退休年龄不仅不会挤压年轻人就业空间,而且对年轻人就业还有一定促进作用<sup>[6][7](P1-41)</sup>,张川川和赵耀辉、张熠等针对中国的研究也得到了相似的结论<sup>[8][9]</sup>。在微观个体福利上,姚海祥等研究表明,当退休年龄随着人口预期寿命的延长而提高时,一方面可以增加人们老年时期的收入,另一方面也可以延迟养老金的发放时间,缓解人们老年时期平均消费水平下降的幅度<sup>[10]</sup>。刘亚飞和罗连发的研究表明,退休在长期对认知有负面影响,适当提高法定退休年龄能够带来认知方面的“健康红利”<sup>[11]</sup>。封进等的研究发现,延迟退休显著增加了女性的福利,对工资较高和失业概率较低的女性带来的福利改善更为显著<sup>[12]</sup>。也有一些学者对延迟退休可能带来的负面效应表示了担忧,包括延迟退休不一定能减轻政府在养老保险方面的负担<sup>[13]</sup>、延迟退休可能会加剧就业压力<sup>[14]</sup>、延迟退休会降低家庭生育率和劳动力数量的长期增长速度<sup>[15]</sup>、延迟退休可能不利于不同群体间的收入再分配等<sup>[16]</sup>。总体而言,延迟退休政策的社会效应十分复杂,我国民众对延迟退休基本上都持反对态度<sup>①</sup>。

尽管如此,在应对养老危机和缓解养老金财政压力上,延迟退休因可操作性强和效果迅速得到了学术界和政府部门的广泛关注。许多国家都已经调整或计划调整退休年龄以应对养老金支出压力。如日本在 2013 年已经将退休年龄从 60 岁逐步调高至 65 岁,2018 年再次提出将退休年龄的标准提高到 70 岁。丹麦目前已经将退休年龄从 2014 年的 60 岁推迟至 62 岁,并计划在 2019 年至 2022 年进一步推迟至 67 岁。面对逐渐加剧的老龄化趋势,通过延迟退休政策来缓解养老金压力在我国也渐成共识。“十三五”规划和“十四五”规划均明确提出“实施渐进式延迟退休年龄政策”,虽然目前尚无具体实施方案,但学术界在延迟退休政策设计上已有一些研究。例如清华大学研究团队、中国社科院研究报告建议逐步实现男女职工和居民 65 岁同龄退休,同时也有部分学者建议考虑女性在社会经济中的角色定位,认为女性退休年龄延迟到 60 岁比较适合中国国情<sup>[17][18]</sup>。虽然理论界已提出多种延迟退休方案,然而遗憾的是延迟退休政策时至今日也未落地。

综上,在如何应对预期寿命延长与长寿风险增加方面,无论是理论上还是政策上都尚未形成共识,需作进一步研究。一方面,退休制度改革涉及个体生命周期中的消费、工作和储蓄决策,在人口结构不断发生变化的背景下,如何制定科学合理并能被广泛接受的延迟退休方案值得深入研究,从“减少个体福利损失”的角度进行切入可能是解决该问题的有效路径。另一方面,在研究方法上,现有文献多是从宏观视角出发,考察预期寿命或延迟退休的社会福利效应,尚缺乏基于微观层面的分析和研究。有鉴于此,本文基于微观个体视角,在脆弱性测度方法上,建立考虑不确定寿命和延迟退休因素的福利测度框架,从消费效用的角度分析预期寿命延长对个体造成的福利损失,讨论延迟退休政策的异质性福利改善效果,并测算不同年龄段男性和女性的最佳退休延迟年数。

本研究可能的创新主要体现在以下三个方面:第一,现有文献多是从促进就业和维持养老金平衡的角度分析延迟退休的政策效果,而本文从改善居民个体福利的角度分析延迟退休年龄应对预期寿命延长的政策效果,既丰富了现有研究成果,又有助于提高个体对延迟退休政策的认同感。第二,采用微观数据从个体层面实证分析延迟退休年龄对个体福利改善的异质性,这为实施基于个体福利改善的弹性退休制度提供了实证依据。第三,充分考虑不同年龄人群预期寿命变化,分性别和年龄测算最佳延迟退休年数,为实施动态化渐进式退休年龄调整政策提供参考。

本文剩余内容安排如下:第二部分建立福利损失测度框架和实证模型,第三部分是数据处理与变量描述,第四部分呈现实证过程和结果,第五部分是结论和政策含义。

## 二、福利损失测度框架

Ligon 和 Schechter 基于期望效用理论建立了测度不确定因素(风险)导致家庭福利变化的方法<sup>[19]</sup>。该方法用消费效用的偏差来反映福利的变化,不仅能分析不确定因素对个体或家庭福利的影响,也能衡量个体或家庭应对不确定因素的能力,同时还能探究个体或家庭应对风险冲击而选择的方法是否有效。本文在 Ligon 和 Schechter 的分析方法的基础上,建立包含不确定寿命和延迟退休的福利测度框架。

### (一)预期寿命延长与消费水平变动

本文假设个体不存在遗赠动机,其消费决策是将生命周期内的收入平均到每一期来消费。对于处在不同年龄  $x$  上的个体而言,如果预期到未来预期寿命延长,在效用最大化目标下,会从当前开始改变工作和退休决策。

假设每个个体每期的消费水平是累计财富与未来收入累计现值之和除以剩余生存年限。累计财富  $W$  用家庭人均净资产表示;未来收入  $Y_t$  是指退休前各年的税后收入与个人账户养老金余额<sup>②</sup>之和;用通货膨胀率  $\pi$  来计算未来收入的现值。假设退休年龄为  $T$ ,当预期寿命为  $T_e$  时, $x$  为个体岁数(年龄),预期剩余生存年限是  $T_e - x$ ,当预期寿命增加到  $T_u$  时,预期剩余生存年限是  $T_u - x$ 。退休年龄不变时,预期寿命不变和延长时  $x$  岁个体每期消费水平如(1)式所示;

$$C_{f,t} = \frac{W + \sum_{t=1}^{T_e-x} Y_t (1+\pi)^{-t}}{T_e - x}, C_{r,t} = \frac{W + \sum_{t=1}^{T_u-x} Y_t (1+\pi)^{-t}}{T_u - x}, T_u > T_e \quad (1)$$

测算预期寿命延长并延迟退休时个体每期的消费水平。预期寿命增加的同时,假设将退休年龄从  $T$  延迟到  $T_d$ ,那么  $x$  岁个体每期消费水平可以用式(2)表示。

$$C_{rd,t} = \frac{W + \sum_{t=1}^{T_d-x} Y_t (1+\pi)^{-t}}{T_u - x}, T_d > T \quad (2)$$

通过式(1)发现,在收入不变的情况下,由于  $T_e < T_u$ ,因此  $C_{f,t} > C_{r,t}$ ,即当预期寿命延长而退休年龄不变时,平均消费水平降低。然而,通过式(1)和式(2)无法直接比较  $C_{f,t}$  和  $C_{rd,t}$  的大小,即相对于预期寿命和退休年龄均不变,预期寿命增加且退休延迟时的消费水平是否提高是不确定的。但是可以确定的是,由于  $T_d > T$ ,因此  $C_{rd,t} > C_{r,t}$ ,即预期寿命增加时,延迟退休可以降低寿命增加造成的每期消费水平的降低。因此,在预期寿命延长时,相对于退休年龄不变,延迟退休能改善消费水平。

### (二)福利水平变动

假设个人的效用由消费组成,本文遵循 Cocco 等的研究,效用函数采用常数相对风险厌恶(CRRA)的形式,即  $U(C) = (C^{1-\gamma})/1-\gamma$ ,  $\gamma$  为风险厌恶系数<sup>[20]</sup>。

1. 预期寿命延长时的福利损失。给定预期寿命随机变量  $R$ ,预期寿命增加造成的福利损失可以表示为消费效用的偏差,即预期寿命不变时的效用和预期寿命增加时的期望效用之差。为了反映福利的变动,本文用式(3)来表示预期寿命增加时个体  $i$  的福利损失程度。

$$V_{f-r,i} \triangleq \frac{U_i(C_f) - E[U_i(C_r)]}{U_i(C_f)} \quad (3)$$

相应地,预期寿命和退休年龄均不变、预期寿命延长但退休年龄不变这两种情形下  $x$  个个体的效用分别如式(4)和式(5)所示。其中, $\delta$  为效用折现因子, $q_{x+\tau}$  表示  $x$  岁的个体在  $x+\tau$  岁时的死亡概率。

$$U_i(C_f) = \sum_{t=1}^{T_e-x} \delta^t u(C_{f,t}) \quad (4)$$

$$E[U_i(C_r)] = \sum_{t=1}^{T_u-x} \delta^t \prod_{\tau=1}^t (1 - q_{x+\tau}) u(C_{r,t}) \quad (5)$$

2. 退休年龄延迟时的福利改善。相对于预期寿命和退休年龄均不变,预期寿命延长且退休年龄

延迟时福利的变动程度如式(6)所示:

$$V_{f-rd,i} \triangleq \frac{U_i(C_r) - E[U_i(C_{rd})]}{U_i(C_r)} \quad (6)$$

如前文所述,预期寿命延长且退休延迟时福利水平是否提高取决于预期寿命和退休年龄之间的关系。但至少可以肯定的是,由于效用是消费的增函数,因此  $V_{f-rd,i} < V_{f-r,i}$ ,即延迟退休降低了福利损失。因此,本文用  $V_{rd-r,i}$  表示延迟退休的福利改善程度,即退休年龄延迟时的期望效用和退休年龄不延迟时的期望效用之差,如式(7)所示:

$$V_{rd-r,i} \triangleq V_{f-r,i} - V_{f-rd,i} \triangleq \frac{E[U_i(C_{rd})] - E[U_i(C_r)]}{E[U_i(C_r)]} \quad (7)$$

相应地,预期寿命延长且退休年龄延迟下  $x$  岁个体的效用如式(8)所示:

$$E[U_i(C_{rd})] = \sum_{t=1}^{T_{u-x}} \delta^t \prod_{\tau=1}^t (1 - q_{x+\tau}) u(C_{rd,t}) \quad (8)$$

### (三) 收入水平的估计

为了得到个体的消费水平和效用,需要对其未来收入进行预测。Mincer 根据人力资本理论建立了以教育和经验为核心的收入决定方程<sup>[21](P83-96)</sup>,该方程具有简单易行、可控性强等优点,成为研究收入问题的重要理论和实证方法。本文以明瑟收入函数为基础,参考 Chamon 等的研究,加入教育与经验交乘项、性别、行业以及省份控制变量<sup>[22]</sup>,建立如下拟合方程:

$$Y = \beta_0 + \beta_1 \text{age} + \beta_2 \text{age}^2 + \beta_3 \text{edu}_2 + \beta_4 \text{edu}_3 + \beta_5 \text{age\_edu}_2 + \beta_6 \text{age\_edu}_3 + \beta_7 \text{gender} + \sum_{i=1}^n a_i \text{prov}_i + \sum_{i=1}^m \omega_i \text{industry}_i + \mu \quad (9)$$

式(9)中, $Y$  表示收入,age 表示年龄(作为经验的代理变量)<sup>③</sup>,教育水平被划分为初中及以下( $\text{edu}_1$ )、高中和专科( $\text{edu}_2$ )、本科及以上( $\text{edu}_3$ ),并以初中及以下为基准情形<sup>④</sup>;  $\text{age\_edu}_2$  和  $\text{age\_edu}_3$  为经验和教育变量的交叉项,gender、 $\text{prov}_i$  和  $\text{industry}_i$  分别表示性别、个体所在省份、个体工作所属行业。将模型估计的个体未来收入代入到消费函数中,便得到个体各期的消费水平。

### (四) 福利水平的等价转换

在 CRRA 形式的效用函数与合理参数下,本文获得的效用水平为负,难以直接计算福利的损失程度,因此本文参考张冀等的做法<sup>[23]</sup>,采用式(10)对效用水平进行等价转化。

$$U_i^f \triangleq (U_i(C_r))^{-1}, EU_i^f \triangleq (E[U_i(C_r)])^{-1}, EU_i^{fd} \triangleq (E[U_i(C_{rd})])^{-1} \quad (10)$$

将式(10)代入到式(3)、式(6)和式(7)中,便得到预期寿命增加而未调整退休年龄时居民个体的福利损失,以及延迟退休后居民个体的福利改善。

## 三、模型构建、数据处理与变量描述

### (一) 模型构建

预期寿命延长时的福利损失和延迟退休时的福利改善效果因人而异,因此本文利用测度出来的福利损失和福利改善,进一步采用回归分析法实证检验个体特征对福利变化的影响。实证模型如式(11)所示:

$$EU_i^{fd} = \beta_0 + \beta_1 \ln \text{income} + \beta_2 \ln \text{income}^2 + \beta_3 \ln \text{asset} + \beta_4 \text{hhnum} + \beta_5 \text{hhnum}^2 + \beta_6 \text{gender} + \beta_7 \text{age} + \beta_8 \text{age}^2 + \beta_9 \text{edu}_2 + \beta_{10} \text{edu}_3 + \sum_{i=1}^n a_i \text{prov}_i + \sum_{i=1}^m \omega_i \text{industry}_i + \mu \quad (11)$$

式(11)中,被解释变量为上文测算出来的  $EU_i^{fd}$ ,用于反映延迟退休的福利改善效果。影响因素上,参考张冀等的研究,考虑收入、家庭净资产、家庭规模、性别、年龄、教育程度、行业以及省份等因素<sup>[23]</sup>,解释变量的含义如表 1 所示。

### (二) 数据处理

本文采用 2015 年中国家庭金融调查数据(CHFS2015)中的城镇居民家庭微观数据展开分析,这

一数据集调查了家庭成员的个体情况和家庭情况,包含了不同年龄段居民的教育、工作、收入和财产等特征。由于我国现行法定退休年龄为男性 60 岁、女干部 55 岁、女职工 50 岁<sup>⑤</sup>,因此选择年龄大于等于 20 岁且小于等于 60 岁的男性、年龄大于等于 20 岁且小于等于 55 岁的女性,并且受雇于他人或单位的户主及其配偶,删除主要变量缺失的样本后剩余 10312 个样本,男性 5977 个,女性 4335 个。

表 1 变量名称含义

变量	符号	含义	
年龄	age	被访问者在 2015 年的年龄	
性别	gender	1=男;0=女	
受教育水平	初中及以下	edu1	1=没上过学、小学、初中;0=其他
	高中和专科	edu2	1=高中、中专/职高、大专/高职;0=其他
	本科及以上	edu3	1=大学本科、研究生;0=其他
个人收入	income	2015 年税后工资与个人账户养老金之和	
家庭规模	hhnum	家庭人口数	
家庭金融资产	asset	包含存款、股票、基金、债券等金融资产	
家庭负债	debt	包含工商业、住房、车辆、医疗等负债	
家庭人均净资产	passet	(家庭金融资产-家庭负债)/家庭人口数	
省际虚拟变量	prov	被访问者所属的省、直辖市、自治区	
行业虚拟变量	industry	被访问者所从事的行业(23 个门类)	

### (三)变量描述性统计

表 2 是个体特征变量的描述性统计,其中对收入和资产做了前后 1%的缩尾处理。样本年龄均值约为 40 岁,30~49 岁个体占比 66.21%,样本的年龄结构较好地覆盖了劳动力市场的中坚力量。性别变量均值为 0.58,男性和女性分布较为均衡。平均家庭规模为 3.29,3~4 人家庭结构较多。教育水平上,21%的个体为初中及以下学历,48%的个体为高中、中专或大专学历,31%的个体为大学本科及以上学历。样本中个体的人均年收入为 43647 元,男性的人均年收入高于女性。家庭资产状况差别比较大,平均家庭金融资产约为 14 万,但有 1.90%的家庭无金融资产,平均家庭负债为 17644

表 2 描述性统计

变量	观测值	均值	标准差	最小值	最大值	
性别	10312	0.58	0.49	0	1	
家庭规模	10312	3.29	1.11	1	7	
年龄	全样本	10312	39.58	9.29	20	60
	20~29 岁	1746	26.04	2.33	20	29
	30~39 岁	3361	34.59	2.86	30	39
	40~49 岁	3467	44.31	2.73	40	49
	50~60 岁	1738	53.38	2.80	50	60
教育	初中及以下	10312	0.21	0.41	0	1
	高中和专科	10312	0.48	0.50	0	1
	本科及以上	10312	0.31	0.46	0	1
收入	全样本	10312	43647	31805	2000	150700
	男性	5977	46997	33514	2000	150700
	女性	4335	39028	28655	2000	150700
资产	家庭金融资产	10312	142968	276309	0	1804500
	家庭负债	10312	17644	69776	0	500000
	家庭人均净资产	10312	42883	98275	-124500	630000
	人均净资产为负	969	-39935	39005	-124500	-40



元,且主要以住房和车辆贷(借)款为主,人均净资产均值为42883元,也有9.39%的个体其所在家庭的净资产为负。

#### 四、实证分析

基于上文的福利损失测度框架和CHFS2015数据,本部分呈现预期寿命增加1~5年时居民的福利损失状况,退休年龄相应分别延迟1~5年时个体福利的改善状况,以及预期寿命增加1~5年时最佳的退休延迟年数<sup>⑥</sup>。由于在退休政策中退休年龄以周岁计,因此本文设定退休年龄延迟的变动单位为1年,同时为了与退休延迟年数相对应,本文采用整数预期寿命,设定预期寿命增加的最小单位为1年。

##### (一)模型相关参数设定

预期寿命方面,我国国家统计局根据人口普查数据每5年公布一次人口预期寿命,最近一次于2015年公布,平均预期寿命是76.34岁,男性和女性分别是73.64岁和79.43岁。本文在计算福利状况时,设置男性预期寿命为74岁,女性预期寿命为79岁。退休年龄上,有些研究不区分性别,而是假设同一个退休年龄,如王天宇等设定退休年龄为57岁<sup>[14]</sup>,耿志祥和孙祁祥设定退休年龄为55岁<sup>[24]</sup>。有些研究则是基于我国当前的法定退休年龄来设定男性和女性的退休年龄<sup>[1][25]</sup>。本文基于法定退休年龄,将男性和女性的退休年龄分别设置为60岁和55岁。死亡率上,由于目前并没有关于我国居民每岁年龄死亡率的官方数据,本文采取中国人身保险业经验生命表(2010~2013)养老类业务表中男女表来度量我国居民的死亡率。参考Cocco等、Einav等、艾春荣和汪伟、张冀等人的研究<sup>[20][26][27][23]</sup>,将风险厌恶系数设置为3,在敏感性分析中分别将风险厌恶系数设置为2和5。参考Bernheim等、Ameriks等、张冀等的研究<sup>[28][29][23]</sup>,将主观折现因子设置为0.96。此外,用近5年的平均居民消费价格指数来反映通货膨胀率,2014~2018年平均通货膨胀率为1.82%,在敏感性分析中分别将通货膨胀率设置1.6%、2%和5%。

##### (二)预期寿命增加导致的福利损失

1.预期寿命增加时福利损失状况。图1是预期寿命增加1~5年时,个体福利损失的分布状况。

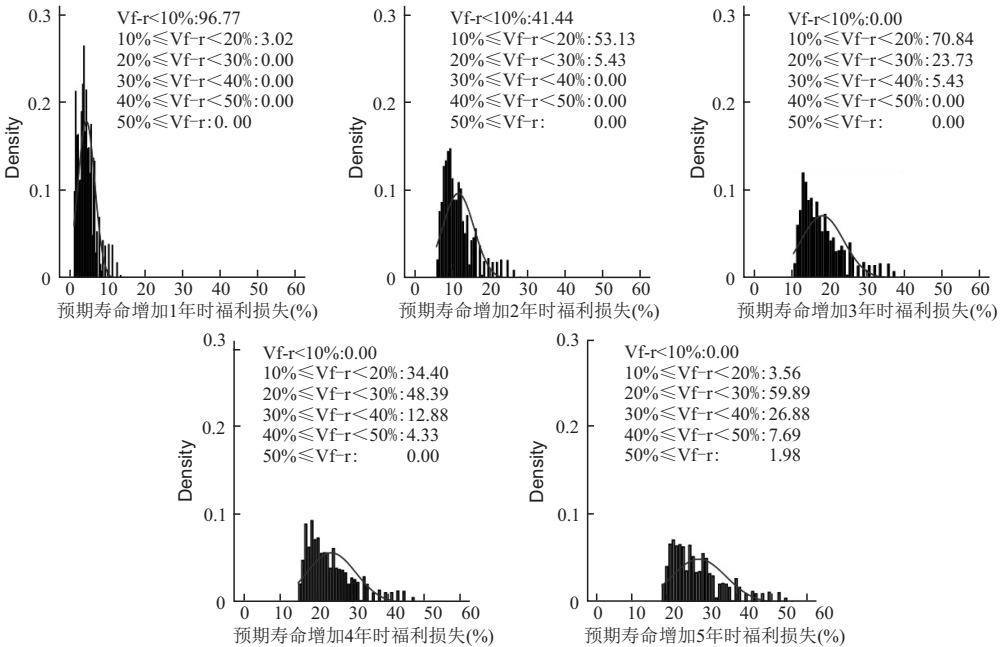


图1 预期寿命增加时福利损失( $V_{t-r}$ )的分布

注:图中数据为预期寿命增加时不同福利损失程度所占比例。

由图 1 可以看出,随着预期寿命延长年数的增加,福利损失的分布逐渐右移,福利损失程度较高个体的占比逐渐增加。预期寿命增加 1 年时,样本中所有个体的福利损失均小于 20%,其中绝大部分个体的福利损失小于 10%。当预期寿命增加 2 年时,福利损失小于 10%的个体减少了 55.33%,并且有 5.43%个体的福利损失大于 20%。随着预期寿命的继续增加,所有个体的福利损失均大于 10%,且部分个体的福利损失超过了 50%。福利损失较严重的个体表现出年龄较大、收入较低或教育水平较低的特征。例如,当预期寿命增加 5 年时,福利损失超过 50%的个体的平均年龄为 58 岁,平均年收入为 38071 元,平均受教育程度相当于高中水平。

表 3 是预期寿命增加 1~5 年时,个体福利损失的描述性统计。由表 3 可以看出,随着预期寿命延长年数的增加,福利损失的中位数、平均数、最大值和最小值均逐渐增加,福利损失程度逐渐加深。预期寿命增加 1 年时,平均福利损失仅为 4.40%,预期寿命延长对居民福利造成的负面影响较小。预期寿命增加 2 年时,平均福利损失上升到 11.76%,是预期寿命增加 1 年时福利损失的 2.67 倍。随着预期寿命的继续增加,福利损失的均值逐渐提高,预期寿命增加 5 年时福利损失将达到 29.13%,如若不采取应对措施,将对居民的生活造成较大的负面影响。同时,从标准差、最小值和最大值可以看出,随着预期寿命延长年数的增加,福利损失的波动幅度不断变大,寿命增加对不同个体影响的异质性逐渐显现。

表 3 预期寿命增加时居民福利损失 ( $V_{fr}$ ) 状况 (单位:%)

统计量	预期寿命增加 1 年	预期寿命增加 2 年	预期寿命增加 3 年	预期寿命增加 4 年	预期寿命增加 5 年
中位数	4.00	10.77	16.94	22.43	27.36
平均值	4.40	11.76	18.25	24.01	29.13
标准差	2.22	4.09	5.62	6.80	7.68
最小值	1.15	6.06	10.61	14.83	18.63
最大值	13.51	28.25	39.73	48.80	56.06

2.不同个体特征下福利损失的差异。为了进一步认识预期寿命增加导致的福利损失,本文以预期寿命增加 5 年为例,从年龄、收入、性别、教育异质性上展开分析,表 4 呈现的是不同个体特征下的福利损失。

表 4 预期寿命增加 5 年时不同特征下的福利损失 ( $V_{fr}$ ) 状况 (单位:%)

个体特征	福利损失程度的分布					总和	福利损失均值	
	$10\% \leq V_1 < 20\%$	$20\% \leq V_1 < 30\%$	$30\% \leq V_1 < 40\%$	$40\% \leq V_1 < 50\%$	$50\% \leq V_1$			
年龄	20~29 岁	21.02	78.98	0.00	0.00	0.00	100	20.74
	30~39 岁	0.00	100.00	0.00	0.00	0.00	100	24.55
	40~49 岁	0.00	41.42	58.58	0.00	0.00	100	31.05
	50~60 岁	0.00	0.00	42.64	45.63	11.74	100	42.61
收入	低收入	5.04	55.55	28.45	8.24	2.71	100	29.53
	中低收入	3.59	56.4	28.66	9.12	2.23	100	29.68
	中等收入	3.15	59.6	27.74	7.95	1.55	100	29.28
	中高收入	4.03	59.51	27.16	7.57	1.75	100	29.10
	高收入	1.99	68.4	22.39	5.57	1.65	100	28.09
性别	女性	5.47	72.66	21.87	0.00	0.00	100	26.04
	男性	2.18	50.63	30.52	13.27	3.41	100	31.38
教育	初中及以下	2.02	46.45	38.66	9.80	3.07	100	31.47
	高中和专科	3.52	56.72	27.68	9.70	2.38	100	29.85
	本科及以上	4.69	74.06	17.55	3.11	0.60	100	26.42

注:福利损失程度的分布是指在不同个体特征下不同福利损失程度所占的比例。

从年龄来看,随着年龄的增加,福利损失程度逐渐提高。年龄小于40岁个体的福利损失程度均小于30%,年龄大于50岁个体的福利损失程度均大于30%,预期寿命增加5年对50岁以上个体的影响较大。这是因为年龄越大,剩余劳动年数越少,可累计的养老储备越少,应对预期寿命增加的能力越弱。从收入来看,收入水平越低福利损失程度越大。随着收入等级的降低,福利损失超过30%的个体占比逐渐增加,从29.61%上升到39.40%,预期寿命增加对收入较低个体的影响较大。这是因为收入水平越低,养老财富短缺风险就越高,个体的福利损失程度就越大。从性别来看,男性的福利损失比女性严重。女性中有78.13%个体的福利损失程度小于30%,而男性中福利损失小于30%的个体仅占52.81%,男性和女性福利损失的均值分别为31.38%和26.04%,预期寿命增加对男性福利的影响更大。从教育水平来看,受教育程度越高福利损失的程度越小。受教育程度为初中及以下时,福利损失的均值为31.47%,受教育程度为高中和专科以及本科及以上时,福利损失的均值降到29.85%和26.42%,这表明教育水平较高者应对长寿风险的能力更强。

### (三)延迟退休对福利状况的改善

引入延迟退休因素后,随着退休年龄的推迟,个体的福利损失可得到缓解,甚至可以提高福利水平。为了便于分析延迟退休后福利损失的改善状况,对于福利损失提高的个体,将其福利损失值赋为0。本文以预期寿命增加5年且退休延迟1~5年为例,表5是个体的福利损失状况,表6是不同个体和家庭特征下福利改善效果的OLS回归。

表5 预期寿命增加5年时延迟退休对福利损失的改善 ( $V_{t-rd}$ ) (单位:%)

福利损失程度	退休延迟1年	退休延迟2年	退休延迟3年	退休延迟4年	退休延迟5年
$V_2 \leq 0\%$	1.84	7.16	16.66	31.95	50.88
$0\% < V_2 < 10\%$	1.16	8.37	31.52	45.67	43.96
$10\% \leq V_2 < 20\%$	47.39	72.67	50.44	21.92	4.97
$20\% \leq V_2 < 30\%$	45.74	11.23	1.24	0.42	0.16
$30\% \leq V_2 < 40\%$	3.50	0.55	0.15	0.04	0.02
$40\% \leq V_2 < 50\%$	0.36	0.02	0.00	0.00	0.00
$50\% \leq V_2$	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
总和	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00
福利损失均值	21.08	14.38	9.10	5.33	2.91

1.延迟退休年数与福利水平改善。随着退休延迟年数的增加,个体的福利损失分布逐渐左移,福利水平得到改善。从表5可以看出,退休延迟1年时,福利损失大于30%的个体减少了32.69%,并且有1.84%的个体福利损失下降到了10%以下。退休延迟2年时,只有0.57%的个体福利损失大于30%,绝大部分个体的福利损失均小于30%。随着退休延迟年数的继续增加,福利损失小于10%的个体逐渐增加,退休延迟5年时,超过90%个体的福利损失小于10%,延迟退休降低了个体的福利损失。从福利损失的均值来看,随着退休延迟年数的增加,福利损失的均值逐渐下降,当退休延迟3年时,福利损失的均值已小于10%,当退休延迟4年时,福利损失的均值仅有5.33%,当退休延迟5年时,福利损失的均值不足3%,个体的福利状况得到了改善。

2.不同个体特征下的福利改善效果。上文的分析表明,从整体上看,延迟退休能够缓解福利损失,那么对于不同特征的个体而言,这种效应是否有差异呢?本文进一步实证分析收入水平、受教育水平、年龄、性别等异质性特征下延迟退休的福利改善效果,模型回归结果如表6所示。

首先,收入和人均净资产对福利改善的效果不一。收入与福利改善之间呈倒U型关系,这是因为个体的生活支出和养老储备主要来源于收入,当收入水平较低时,延迟退休年龄能够维持个体的日常生活,进而提高福利水平,而当收入水平较高时,延迟退休增加的收入对个体养老储备的边际贡献较低,此时福利改善的效果也较小。人均净资产越高,延迟退休的福利改善效果越小。这是因为当拥有的资产较多时,养老储备也相应较多,延迟退休增加的收入对福利改善的效果较弱。其次,延迟退



体对女性个体和教育水平较高个体的福利改善效果较大。这是因为女性当前退休年龄低于男性而预期寿命高于男性,延迟退休后能够显著改善女性的晚年福利水平。多数文献发现受教育水平对健康有显著正影响,受教育水平越高个体的死亡率越低<sup>[30][31](P102)</sup>,延迟退休的福利改善效果越大。这与《通知》中规定女干部和具有高级职称的女性专业技术人员年满60周岁退休不谋而合<sup>⑤</sup>。最后,年龄与福利改善之间呈U型关系。随着年龄的增加,延迟退休的福利改善效果降低,而当年龄进一步增加时,延迟退休的福利改善效果提高。总体来看,延迟退休的福利改善效应对于不同特征个体的影响存在差异,据此,可以在合理的范围内适度增加个体对退休时间选择的灵活性。

表 6 不同特征下延迟退休福利改善效应 ( $V_{r-nd}$ ) 的 OLS 回归

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
退休延迟	1 年	2 年	3 年	4 年	5 年
收入	-1.1724(0.9362)	1.8881** (0.7847)	4.0455*** (0.6458)	4.4216*** (0.5486)	3.4876*** (0.4838)
收入平方	0.0522(0.0463)	-0.1062*** (0.0396)	-0.2203*** (0.0329)	-0.2420*** (0.0280)	-0.1930*** (0.0247)
人均净资产	-0.1570*** (0.0075)	-0.2034*** (0.0063)	-0.1968*** (0.0051)	-0.1605*** (0.0046)	-0.1123*** (0.0043)
家庭规模	0.1305(0.1725)	0.0545(0.1635)	0.1597(0.1309)	0.3529*** (0.1126)	0.5038*** (0.1054)
家庭规模平方	0.0153(0.0228)	0.0189(0.0212)	-0.0010(0.0166)	-0.0240* (0.0143)	-0.0431*** (0.0135)
性别	-3.8840*** (0.0817)	-5.6853*** (0.0712)	-5.8104*** (0.0626)	-4.5486*** (0.0607)	-2.6283*** (0.0587)
年龄	-2.3854*** (0.0732)	-2.7191*** (0.0564)	-2.0989*** (0.0404)	-1.4728*** (0.0297)	-1.0758*** (0.0250)
年龄平方	0.0378*** (0.0010)	0.0465*** (0.0008)	0.0405*** (0.0005)	0.0324*** (0.0004)	0.0264*** (0.0003)
高中和专科	0.3268** (0.1351)	0.6793*** (0.1210)	0.9386*** (0.0991)	0.9222*** (0.0876)	0.8841*** (0.0801)
本科及以上	1.3449*** (0.1400)	2.7171*** (0.1313)	3.8569** <sup>(0.1087)</sup>	4.2928*** (0.0978)	3.9553*** (0.0928)
常数项	48.0142*** (5.0660)	39.7881*** (4.0694)	20.1301*** (3.2655)	10.0230*** (2.7417)	9.8181*** (2.4190)
省份	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
行业	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
obs	10311	10311	10311	10311	10311
Adj_R2	0.6933	0.8478	0.9054	0.9199	0.9224

注:小括号内为稳健标准误差; \*、\*\*、\*\*\* 表示系数在 10%、5%和 1%的水平下显著。

#### (四)最佳退休延迟年数和延迟路径

延迟退休可以改善因预期寿命增加而导致的福利损失,但是,退休延迟年数过少对福利的改善效果较弱,退休延迟年数过多又会挤占个体的休闲时间,因此选择最佳的退休延迟年数十分重要。本文分别以福利损失程度( $V_{lr}$ )等于 5%、10%和 15%作为临界值,以福利损失小于临界值时的最小退休延迟年数为最佳退休延迟年数<sup>⑥</sup>。表 7 呈现了预期寿命增加 1~5 年时,不同年龄段下男性与女性的最佳退休延迟年数。

从表 7 可以看出,不同年龄段下男性和女性的最佳退休延迟年数不同,并且男性的最佳退休延迟年数要长于女性<sup>⑦</sup>。在 5%的福利损失临界值下,预期寿命增加 1 年时,50~60 岁男性和 40~55 岁女性的最佳退休延迟年数为 1 年,其他年龄段男性和女性的最佳退休延迟年数为 0 年。预期寿命增

表 7 预期寿命增加时不同性别和年龄的最佳退休延迟年数

临界值	5%					10%					15%					
	1	2	3	4	5	1	2	3	4	5	1	2	3	4	5	
预期寿命增加(年)																
女性	20~29 岁	0	1	2	3	4	0	0	1	2	3	0	0	0	1	2
	30~39 岁	0	1	2	3	4	0	0	1	2	3	0	0	0	1	2
	40~49 岁	1	1	2	2	3	0	1	1	2	2	0	0	1	1	2
	50~55 岁	1	1	1	1	2	0	1	1	1	1	0	1	1	1	1
男性	20~29 岁	0	1	3	5	>5	0	0	1	3	5	0	0	0	1	3
	30~39 岁	0	1	3	4	>5	0	0	2	3	5	0	0	0	2	3
	40~49 岁	0	1	3	4	5	0	1	2	3	4	0	0	1	2	3
	50~60 岁	1	1	2	3	4	0	1	1	2	3	0	1	1	2	2

加 2 年时,各个年龄段男性和女性的最佳退休延迟年数均为 1 年。从预期寿命增加 3 年开始,不同年龄段男性和女性最佳退休延迟年数开始有较明显的增加,当预期寿命增加到 5 年时,女性从小到大各个年龄段者的最佳退休延迟年数分别增加到 4 年、4 年、3 年和 2 年。男性 20~39 岁者最佳退休延迟年数甚至大于 5 年,40~49 岁者最佳退休延迟年数增加到 5 年,50 岁以上男性最佳退休延迟年数也增加到了 4 年。在 10% 和 15% 的福利损失临界值下,最佳退休延迟年数也存在性别和年龄差异,但此时最佳退休延迟年数要小于 5% 临界值下的最佳退休延迟年数,临界值越大,最佳延迟退休年数越小<sup>⑧</sup>。

根据上文分析以及未来预期寿命变化,大致可以设定我国未来的退休延迟年数和延迟路径。众所周知,随着生活水平的提高和医疗条件的改善,我国居民的健康预期寿命不断增加。根据《国家人口发展规划(2016—2030 年)》中的预测,2030 年我国人口预期寿命将达到 79 岁,相对于 2015 年的 76.34 岁大约增加了 3 岁。为了提高居民的福利水平,则需要建立人口预期寿命和退休年龄之间的动态调整机制。若以 5% 的福利损失为临界值,预期寿命增加 3 年的情况下,根据表 7 的测算,男性的退休年龄可在 2030 年前可逐步提高至 63 岁,女性的退休年龄可在 2030 年前宜逐步提高至 57 岁。这一结论与现有研究中主张男女退休年龄同步不同,其合理性在于,这是基于现实中女性法定退休年龄所得出的结论。而且,目前多数国家均根据预期寿命延长而调整退休年龄方案,但是退休年龄的调整幅度并不一定与预期寿命延长程度成正比,即使像日本这样一个受长寿和老龄化影响较大的国家,由于社会文化背景等原因,女性的退休年龄提升速度也较为缓慢<sup>[32]</sup>。

上述延迟退休年龄的路径设计需要考虑每个年龄段的预期寿命变化和最佳退休年龄。寿命的增加是一个渐进的过程,年龄越小预期寿命增加的可能性越大,并且增加的年数也可能越多。因此,不同年龄段男性和女性的目标退休年龄应有所不同,即采取渐进式延迟退休方案,同时进行动态化调整。以 CHFS2015 数据为基础测算出来的结果表明,在 5% 的临界值下,在 2030 年之前,20~49 岁女性的目标退休延迟年数为 2 年,50~55 岁女性的目标退休延迟年数为 1 年;20~49 岁男性的目标退休延迟年数为 3 年,50~60 岁男性的目标退休延迟年数为 2 年。根据上述目标,以 2016 年为起始,女性退休年龄约 7.5 年延迟 1 岁,2030 年延迟到 57 岁;男性每 5 年延迟 1 岁,2030 年延迟到 63 岁。此外,前文研究表明,延迟退休对女性福利改善的效果较为明显,在延迟退休年龄上可以考虑给予女性更大的弹性,赋予女性根据自身情况在大于女性退休年龄小于男性退休年龄范围内选择退休时间的权利。

### (五)敏感性分析

测算最佳退休延迟年数时面临的一个重要问题是模型结果是否对参数取值敏感。因此,本文假设风险厌恶系数和通货膨胀率在合理的范围内变动,考察最佳退休延迟年数测算结果的变化。表 8 呈现了不同参数设置下预期寿命增加 3 年时的最佳退休延迟年数。

表 8 预期寿命增加 3 年时最佳退休延迟年数的敏感性分析

性别/年龄	风险厌恶系数						通货膨胀率									
	$\gamma=2$			$\gamma=5$			$\pi=1.6\%$			$\pi=2\%$			$\pi=5\%$			
临界点(%)	5	10	15	5	10	15	5	10	15	5	10	15	5	10	15	
女性	20~29 岁	2	0	0	3	2	1	2	1	0	2	1	0	4	2	0
	30~39 岁	2	0	0	2	2	1	2	1	0	2	1	0	3	2	0
	40~49 岁	2	1	0	2	1	1	2	1	1	2	1	1	2	1	1
	50~55 岁	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
男性	20~29 岁	1	0	0	4	3	2	3	1	0	3	1	0	5	2	0
	30~39 岁	2	0	0	3	3	2	3	2	0	3	2	0	4	2	0
	40~49 岁	2	1	0	3	2	2	2	2	1	3	2	1	3	2	1
	50~60 岁	2	1	1	2	2	1	2	1	1	2	1	1	2	2	1

风险厌恶程度越高,最佳退休延迟年数越多。相对于风险厌恶系数为3,当风险厌恶系数为2时,最佳退休延迟年数普遍有所减少,当风险厌恶系数为5时,最佳退休延迟年数普遍有所增加。这是因为当风险厌恶程度较高时,消费者更看重当前的消费,未来消费产生的效用较少,为使福利损失不高于临界值,需要增加劳动年限来提高老年时期的消费水平。因此,准确判断居民的风险厌恶程度以及其风险厌恶程度的变化,对延迟退休政策的有效性至关重要。

通货膨胀率的小幅变动对最佳退休延迟年数的影响十分微弱。但通货膨胀率较高时,最佳退休延迟年数也较多。相对于通货膨胀率为1.82%,通货膨胀为1.6%时,仅在5%的临界值下使40~49岁男性的最佳退休延迟年数减少1年,通货膨胀为2%时,最佳退休延迟年数没有变化,而当通货膨胀率增加到5%时,在5%和10%的临界值下20~39岁男性和女性的最佳退休延迟年数均有所增加。这是因为当通货膨胀率较高时,未来收入累计现值较少,养老财务风险较大,需要增加劳动年限来满足老年阶段的消费。因此,在较稳定的通货膨胀率下,居民的福利水平也更稳定,这也有利于体现退休政策的实施效果。

## 五、结论与政策含义

本文基于脆弱性测度方法构建了包含不确定寿命和延迟退休的福利测度分析框架,采用CHFS2015数据测度既定退休年龄下寿命增加对不同个体带来的消费效用损失,讨论延迟退休对不同个体福利的改善状况,测算不同年龄段男性和女性的最佳目标退休延迟年数。首先,整体上,随着预期寿命延长年数的增加,福利损失程度较高个体的占比逐渐增多;从个人特征来看,男性个体以及年龄较大、收入较低、教育水平较低个体的福利损失较严重。其次,引入延迟退休因素后,能够显著改善福利损失的程度,并且女性和教育水平较高个体的福利改善更为明显。最后,寿命的延长是一个渐进的过程,不同年龄段男性和女性的最佳退休延迟年数存在差异,男性最佳退休延迟年数普遍长于女性,年龄较低者目标退休延迟年数应高于年龄较高者。

上述研究结论具有以下几点政策含义:首先,建立人口预期寿命和退休年龄之间的动态调整机制,实施渐进式动态化延迟退休政策。根据研究结论,随着预期寿命延长年数的增加,福利损失程度较高个体的比例逐渐增多,需要根据预期寿命的提高有步骤地对退休年龄做出动态调整,最大限度地降低预期寿命增加给个体福利带来的损失。其次,建立弹性退休制度,赋予居民个体一定程度上的退休年龄选择权。由于不同个体在收入水平、受教育水平、工作类型、性别、年龄等方面存在差异,应适度增加居民个体尤其是女性个体对退休年龄选择的灵活性。再次,需要合理设计达到目标延迟年龄的延迟路径。考虑到延迟退休福利效应的年龄和性别差异,不同年龄段男性和女性的最佳退休延迟年数有所不同,合理设计退休延迟的节奏和路径非常重要。最后,增强全社会积极应对人口老龄化的认识,加强人们全生命周期养老准备意识。要加强和普及养老金融教育,树立为自己养老负责的理念,主动开展养老理财规划,强化养老金第三支柱对居民养老的作用。

### 注释:

①2012年6月5日,中国人力资源和社会保障部在公开回应中称将适时提出弹性延迟领取基本养老金年龄的政策,而随后在人民网调查的2276033名受访者中,反对推迟退休的比例达96.7%。

②本文在计算养老金收入时只考虑了个人账户养老金,原因如下:本文样本均是尚未退休的个体,年龄范围(20~60岁)较广,难以对每一个个体退休后领取的公共养老金水平进行准确估计。不考虑公共养老金收入虽会低估平均每期的消费水平,但对分析福利损失和福利改善的影响不大,本文研究并不失一般性。

③在实证研究中多用年龄作为经验的代理变量,如严善平(2011)。

④赵西亮(2017)研究发现,从大学教育(大专及以上学历)来看,我国农村和城市的大学教育收益率分别高达50.4%和50.6%。因此,用教育水平和工作经验为核心估计个体未来的收入水平有一定的合理性。

⑤虽然《关于机关事业单位县处级女干部和具有高级职称的女性专业技术人员退休年龄问题的通知》(组通字[2015]14号,以下简称《通知》)规定机关事业单位县处级女干部和具有高级职称的女性专业技术人员年满60岁退休。但同时也规定,如本人申请,可以在年满55岁时自愿退休。因此本文仍以55岁作为女性的退休年龄。

⑥本文实证部分分别计算预期寿命增加1年退休延迟1~5年、预期寿命增加2年退休延迟1~5年……预期寿命增加5年退休延迟1~5年的福利状况,目的是测算预期寿命增加若干年时,哪一个退休延迟年数下福利改善程度最大。

⑦考虑到其他可能被忽略的难以量化的影响因素,同时为了增加测算结果的弹性,本文选取5%、10%和15%三个临界值。

⑧本文以10岁为间隔来划分不同的年龄段,其目的主要是更加简洁地呈现结果。同时本文也分别以5岁和1岁为间隔进行了

测算,结果基本保持稳健。

⑨本文也尝试将女性退休年龄设置为60,此时男性和女性福利损失小于临界值的最小退休延迟年数比较相近。

## 参考文献:

- [1] 于洪,曾益.退休年龄、生育政策与中国基本养老保险基金的可持续性[J].财经研究,2015,41(6):46—57.
- [2] Yaari,M.E.Uncertain Lifetime,Life Insurance,and the Theory of the Consumer[J].The Review of Economic Studies,1965,32(2):137—150.
- [3] 李志生.退休计划中养老金购买决策的建模与分析[J].数量经济技术经济研究,2007,(12):72—82.
- [4] Ai,J.,Brockett,P.L.,et al.Health State Transitions and Longevity Effects on Retirees' Optimal Annuityization [J].Journal of Risk and Insurance,2017,84(S1):319—343.
- [5] 秦云,郑伟.年金谜题的成因及对策研究评述[J].经济学动态,2017,(5):133—141.
- [6] Kalwij,A.,Kapteyn,A.,et al.Retirement of Older Workers and Employment of the Young[J].De Economist, 2010,58(4):341—359.
- [7] Gruber,J.,Wise,D.A.Social Security Programs and Retirement around the World[M].University of Chicago Press,2007.
- [8] 张川川,赵耀辉.老年人就业和年轻人就业的关系:来自中国的经验证据[J].世界经济,2014,37(5):74—90.
- [9] 张熠,汪伟,刘玉飞.延迟退休年龄、就业率与劳动力流动:岗位占用还是创造? [J].经济学(季刊),2017,16(3):897—920.
- [10] 姚海祥,魏嘉辉,马庆华.人口预期寿命与退休年龄[J].财经研究,2018,44(4):62—75.
- [11] 刘亚飞,罗连发.退休对认知能力的短期和长期影响——兼论延迟退休的“健康红利”[J].经济理论与经济管理,2020,(10):99—112.
- [12] 封进,韩旭,何立新.中国城镇劳动者退休行为及延迟退休的福利效果[J].劳动经济研究,2017,5(5): 18—40.
- [13] 张熠.延迟退休年龄与养老保险收支余额:作用机制及政策效应[J].财经研究,2011,37(7):4—16.
- [14] 王天宇,邱牧远,杨澄宇.延迟退休、就业与福利[J].世界经济,2016,39(8):69—93.
- [15] 郭凯明,颜色.延迟退休年龄、代际收入转移与劳动力供给增长[J].经济研究,2016,51(6):128—142.
- [16] Aubert,P.,Duc,C.,et al.French Retirement Reforms and Intragenerational Equity in Retirement Duration[J]. De Economist,2013,161(3):277—305.
- [17] 鲁元平,朱跃序,张克中.渐进式延迟退休年龄的经济增长及产业效应——基于动态CGE模型的分析[J].财贸经济,2016,(10):30—44.
- [18] 袁磊.延迟退休能解决养老保险资金缺口问题吗? ——72种假设下三种延迟方案的模拟[J].人口与经济, 2014,(4):82—93.
- [19] Ligon,E.,Schechter,L.Measuring Vulnerability[J].The Economic Journal,2003,113(486):C95—C102.
- [20] Cocco,J.F.,Gomes,F.J.,et al.Consumption and Portfolio Choice over the Life Cycle[J].Review of Financial Studies,2005,18(2):491—533.
- [21] Mincer,A. J. Schooling, Experience and Earnings[M]. New York: National Bureau of Economic Research,1974.
- [22] Chamon,M.,Liu,K.,et al.Income Uncertainty and Household Savings in China[J].Journal of Development Economic,2013,(105):164—177.
- [23] 张冀,祝伟,王亚柯.家庭经济脆弱性与风险规避[J].经济研究,2016,51(6):157—171.
- [24] 耿志祥,孙祁祥.人口老龄化、延迟退休与二次人口红利[J].金融研究,2017,(1):52—68.
- [25] 杨李唯君,冯秋石,王正联,曾毅.延迟退休年龄对中国人力资本的影响[J].人口研究,2019,43(1): 102—112.
- [26] Einav,L.,Finkelstein,A.,et al.Optimal Mandates and the Welfare Cost of Asymmetric Information:Evidence From the U.K.Annuity Market[J].Econometric,2010,78(3):1031—1092.

(下转第112)