

# 收入、预期寿命和社会养老保险收入再分配效应<sup>\*</sup>

张翔 宋寒冰 吴博文

**内容提要:** 本文在考虑职工基本养老保险典型不同缴费基数参保者寿命存在异质性的情况下,通过内部收益率的计算考察典型不同缴费基数参保者之间的养老金收入再分配效应。根据省级宏观截面数据估计了职工基本养老保险典型不同缴费基数参保者退休时的平均余命,并据此分别计算和比较不同参保群体的内部收益率。研究发现,职工基本养老保险制度总体上呈现微弱的正向收入再分配效应。虽然低缴费基数参保者内部收益率略高于中、高缴费基数参保职工,但其内部收益率因相对较短的寿命而大大降低。这也提醒政策制定者在研究制定延迟退休、社会养老保险全国统筹等政策时需要充分考虑参保职工内部不同群体间的平均预期寿命差别,对低收入参保者予以特别关注。

**关键词:** 职工基本养老保险; 平均退休余命; 收入再分配; 内部收益率

**DOI:** 10.19343/j.cnki.11-1302/c.2019.03.007

中图分类号: C812 文献标识码: A 文章编号: 1002-4565(2019)03-0078-10

## Income , Life Expectancy and the Income Redistribution Effect of Social Pension Insurance

Zhang Xiang Song Hanbing Wu Bowen

**Abstract:** Taking stock of heterogeneity in life expectancy among the insured with different baselines of premium payment in the Basic Pension Insurance for Urban Employees( BPIUE) , this paper studies the pension income redistribution effect among the insured in BPIUE by calculating the internal rates of returns( IRRs) . Based on the provincial cross-section data , the average life expectancy at the retirement ages is calculated for the insured with different pension payments , and then IRRs for various groups of the insured is estimated and compared. It is found that there is a weak positive pension income redistribution effect existing in BPIUE. Although the IRRs of the insured with low premium payment bases is slightly higher than those with medium and high premium payment bases , their total IRRs are greatly reduced due to their relatively short lifespan. This reminds policy makers of special attention paid to the low-income insured when formulating policies such as delaying retirement and unifying UPIUE at the national level , taking the discrepancy of life expectancy among the different groups of the insured.

**Key words:** Basic Pension Insurance for Urban Employees; Average Life Expectancy at Retirement Ages; Income Redistribution; Internal Rate of Returns

<sup>\*</sup> 本文获国家自然科学基金重大项目课题“代际均衡与多元共治——老龄社会的社会支持体系研究”(71490733)、国家社会科学基金重大项目“人口老龄化与长寿风险管理的理论和政策研究”(13&ZD163)、浙江大学社会保障研究中心立项课题“参保者寿命异质性和社会养老保险的收入再分配效应”(2018010)的资助。

## 一、引言

社会养老保险基于参保者的年龄发放养老金,如果不同收入参保者的平均预期寿命存在异质性,可能会出现穷人补贴富人养老的逆向收入再分配效应。社会养老保险的制度设计中往往会加入收入再分配因子,通过让低收入参保者“少缴多领”进行养老金收入再分配。

按照国发〔2005〕38号文件,我国职工基本养老保险制度规定参保者按个人收入的8%缴费,计入个人账户;在待遇计发时则通过待遇计发公式让低收入参保者相对多领、高收入参保者相对少领。例如,一位指数化月平均缴费工资为社平工资0.6倍的参保者可以以0.8倍社平工资为基础养老金月标准计发待遇,而指数化月平均缴费工资为社平工资3倍的参保者只能以2倍社平工资为基础养老金月标准计发待遇。

上述政策规定对低缴费基数参保者有利,而相对较短的平均预期寿命对低缴费基数参保者不利。那么,如果同时考虑两方面因素,我国职工基本养老保险制度的再分配效应究竟是正向的还是逆向的?本文根据省级宏观截面数据对职工基本养老保险典型不同缴费基数参保者平均退休余命的异质性进行估计,据此分别计算和比较他们各自的内部收益率,探究在引入不同缴费基数参保者寿命异质性因素的情况下,我国职工基本养老保险是否出现了负向收入再分配效应。

## 二、文献综述

社会养老保险制度的收入再分配,可以分为代内收入再分配和代际收入再分配。本文关注的不同收入群体之间的收入再分配是一种代内收入再分配。国内外不少学者已针对养老保险的代内收入再分配效果进行了研究。

一些学者关注不同养老保险模式下养老保险收入的再分配效果。Liebman(2001)<sup>[1]</sup>基于1990年和1991年美国收入与分配方案调查(SIPP)的面板数据,测算了不同群体(如短寿群体与长寿群体、单身工作者与已婚工作者等)的内部收益率,发现美国现收现付制养老保险体系存在高收入参保者对低收入参保者的收入转移。Alessandra和Carlo(2008)<sup>[2]</sup>的一般均衡分析在考虑了异质群体人力资本投资因素之后发现相对于基金制,现收现付制养老保险制度具有较强的群体间收入再分配效应。杨俊(2009)的一般均衡分析也发现现收现付制下高收入者的效用相对下降,低收入者的效用则相对提高。

不少学者研究了我国职工养老保险制度改革带来的收入再分配效应。郑伟和孙祁祥(2003)<sup>[3]</sup>建立了两期动态生命周期一般均衡模型,发现改革后的部分积累制职工养老保险具有正向收入再分配效应。何立新和佐藤宏(2008)<sup>[4]</sup>通过测算收入再分配前后基尼系数的相对变化来反映养老保险制度调节收入差距的效果,结果显示存在高收入组向低收入组较少的收入转移。王晓军和康博威(2009)<sup>[5]</sup>测算了2005年职工基本养老保险新方案下我国不同收入阶层的净转移额和内部收益率,结果显示随着群体收入的增加,内部收益率逐渐降低,说明养老保险制度存在着财富从高收入群体向低收入群体的转移。张勇(2010)<sup>[6]</sup>以受教育程度作为收入的代理变量,使用终身收入法测算得到了相同的结论,指出与1997年的制度相比,2005年养老保险制度改革减弱了不同收入者之间的收入再分配效应。彭浩然和申曙光(2007)<sup>[7]</sup>也发现2005年养老保险制度改革显著削弱了代内收入再分配效应。

在收入再分配效应衡量指标方面,学者们使用了基尼系数(何立新和佐藤宏,2008;高文书,2012<sup>[8]</sup>)、负担水平和待遇替代率(胡芳肖等,2014)<sup>[9]</sup>、净转移额(彭浩然和申曙光,2007<sup>[7]</sup>;胡芳肖等,2014<sup>[9]</sup>)和内部收益率(Myers和Schobel,1983<sup>[10]</sup>;Liebman,2001;Feldstein和Liebman,2002<sup>[11]</sup>);

王晓军 2009; 郑春荣 2012<sup>[12]</sup>) 等多种指标来衡量养老保险的收入再分配效应。使用基尼系数和内部收益率的研究普遍认为现行养老保险制度具有一定的正向收入再分配作用, 而使用负担水平和待遇替代率的研究则认为收入再分配效应为负。

负担水平和替代率分别从缴费和待遇方面衡量养老保险的收入再分配效应, 但实际的收入再分配效果却和缴费及待遇均相关, 所以负担水平和替代率不是很好的测量收入再分配效果的指标。净转移额是指在测算时点(参保者开始领取养老金的年龄)未来养老金收益的现值与养老保险缴费现值之差, 净转移额的绝对值越大, 再分配的程度越高(胡芳肖等 2014)<sup>[9]</sup>。而内部收益率是使净转移额等于零的贴现率。

相比于负担水平和待遇替代率, 净转移额和内部替代率从缴费和待遇两个角度同时衡量收入再分配作用的效果。计算净转移额时使用的利率是人为设定的, 而内部收益率是在对工资增长率、缴费年限做出假设后内生得到的, 能够反映职工的实际收益情况。因此, 本文认为使用内部收益率这一指标衡量收入再分配的真实效果更加具有合理性。

虽然学术界已有不少针对养老保险在不同收入阶层间收入再分配效应的研究, 大多数文献并未考虑不同收入人群间寿命的差异。但已有不少研究指出人均预期寿命和收入之间呈正相关关系(Preston, 1975; 朱必凤和邓少平, 1991; 汤哲等, 2004; Georgiadis 等, 2010; Garcia 等, 2016)。因此, 有必要在探讨养老保险制度的收入再分配效应时考虑不同收入参保者寿命存在异质性这一因素。

郑春荣(2012)<sup>[12]</sup>考虑了不同收入职工平均预期寿命的差异, 用内部收益率对我国职工基本养老保险制度的收入再分配效应进行实证研究, 发现职工养老保险呈现较弱的正向收入再分配效应。这是国内学者首次在考虑不同收入参保者寿命差异情况下研究养老金的收入再分配问题, 但其研究还有如下两点不足: 首先, 没有对我国不同收入参保职工的平均预期寿命差异进行估计, 而是直接采用了2001年美国调查的经验数据; 其次, 计入个人账户的基金归个人所有, 因此计算内部收益率时仅考虑统筹账户的基金收益。由于我国职工基本养老保险的个人账户是一种“可继承的终身年金制”, 如果参保者去世时个人账户有余额, 余额可以继承; 而领空个人账户还存活的长寿参保者则领取年金直至死亡。这些长寿参保者在领空个人账户后继续领取的个人账户养老金, 不是来自于同代的相对短寿参保者, 而是来自于“混账经营”的社会保险基金, 事实上是由下一代参保职工负担。我国职工基本养老保险的个人账户虽然没有短寿和长寿参保者之间的收入再分配效应, 却具有不同代参保者之间的收入再分配效应。因此在计算内部收益率时, 个人账户的基金收益也应考虑在内。

针对已有研究的不足, 本文做了两点改进。首先, 将不同缴费基数参保者平均预期寿命差异考虑在养老金收入再分配效应的评估中, 用我国省级宏观截面数据对我国职工基本养老保险典型不同缴费基数参保者的平均退休余命做出估计; 其次, 在同时考虑参保者统筹账户和个人账户收益的情况下重新计算和比较了典型不同缴费基数参保者的内部收益率。

### 三、职工基本养老保险典型不同缴费基数参保者的平均退休余命

本文对典型不同缴费基数参保者退休时的平均余命进行估算, 进而确定典型不同缴费基数参保者享受待遇的平均时长。

#### (一) 方法选择

如果能够获得兼具被调查人收入情况和寿命情况的大样本微观数据, 则可以编制分收入的生命表。但目前常见的数据往往只有收入信息而没有寿命信息或者只有寿命信息而没有收入信息。目前公开可得的数据尚无法支持分收入生命表的编制, 国内还没有分收入生命表的研究成果可供

参考。

退而求其次,可以从公开可得的微观面板数据中筛选中途死亡的样本,基于这些样本讨论收入和余命之间的相关关系,但 CHARLS、CLHLS、CFPS 等主要数据库的中途死亡样本数过少。其中 CLHLS 数据的死亡样本相对较多,但 CLHLS 数据主要关注长寿老人,其样本平均预期寿命超过 90 岁,所以也不适合本文的研究目的。

由于数据限制,本文只能基于不同省份退休余命和在岗职工平均工资等截面汇总数据,加入适当的控制变量,对参保者退休时的余命进行估计。本文假设职工基本养老保险参保者的余命和全体人口的余命相同。显然,这种方法的准确程度显然不如分收入的生命表,但这是目前可得数据中能用的最好方法。

还需指出的是,工资收入仅仅是参保者全部收入的一部分,工资收入不高的参保者可能其他收入较高。但由于数据可得性问题,本文暂时无法做进一步的区分和研究。另外因为各种原因我国职工基本养老保险制度广泛存在缴费基数不实问题,部分实际收入较高者以较低的缴费基数参保缴费。所以本文研究的是“典型不同缴费基数参保者”的内部收益率差别,而不是研究“不同收入参保者”的内部收益率差别。

高收入低缴费基数参保者的存在不会导致本文对低缴费基数参保者平均退休余命的高估,因为本文是基于省级截面数据而非职工基本养老保险制度参保者的微观数据估算参保者平均退休余命。但高收入低缴费基数参保者的存在提醒我们,本文计算的是“典型参保者”<sup>①</sup>的内部收益率,这一内部收益率会低于实际参保者(其中包括部分高收入低缴费基数参保者)的内部收益率。

## (二) 模型设定

Preston(1975)<sup>[13]</sup>对世界部分国家的宏观数据进行了研究,提出了著名的“普勒斯顿曲线”,该曲线揭示了人均国内生产总值(GDP)与人均预期寿命之间显著的正相关关系。这种关系是非线性的,人均预期寿命曲线在人均 GDP 增至到一定水平后会变得平缓。之后,一些学者将健康、教育等其他影响寿命的变量纳入模型,对收入与寿命之间的关系进行了更为细致的研究(Georgiadis 等 2010; Garcia 等 2016)。

朱必凤和邓少平(1991)<sup>[14]</sup>对 32 个国家分析表明,人均产值与人均预期寿命正相关。汤哲等(2004)<sup>[15]</sup>利用 COX 回归模型,分析了可能影响预期寿命的多个因素,发现社会经济状况与预期寿命及健康预期寿命显著相关。

结合现有研究,本文建立如下计量模型:被解释变量  $Y$  表示退休余命( $age$ );解释变量  $X_1$  为在岗职工平均工资的对数( $lnwage$ )<sup>②</sup>;  $X_2$  为每十万人中死亡的孕产妇数量( $medical$ );  $X_3$  为二氧化硫排放总量( $pollution$ );  $X_4$  为人口文盲率( $education$ );  $X_5$  为性别( $male$ ),男性为 1,女性为 0<sup>③</sup>;  $\varepsilon$  表示其他影响因素,模型设定如下:

$$Y = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \beta_3 X_3 + \beta_4 X_4 + \beta_5 X_5 + \varepsilon$$

## (三) 数据选取

本文选取了省级层面的宏观截面数据进行研究(见表 1),为了使本文使用的各省平均退休余命排名和国家统计局公布的各省平均预期寿命排名一致,用如下方法对根据第六次全国人口普查数据计算得到的各省平均退休余命进行了调整: $i$  省平均退休余命 = ( $i$  省人均预期寿命 - 最低人均

① 由于职工基本养老保险制度中“中人”和“老人”视同缴费年限的投资难以量化,所以本文将只研究“新人”的养老金收入再分配效应。

② 由普林斯顿曲线可知,寿命与收入之间是对数关系。

③ 考虑到我国男女退休年龄的差异,将性别作为虚拟变量纳入模型中。

预期寿命) × 平均退休余命极差 / 人均预期寿命极差 + 最低平均退休余命<sup>①</sup>。

表 1 2010 年各省市平均退休余命与相关经济社会发展指标

地区	男性 60 岁 余命	女性 50 岁 余命	在岗职工平均 工资(元)	每十万人中死亡的 孕产妇数量	二氧化硫排放 总量(万吨)	人口文盲率 (%)
北京	22.52	36.09	65683	12.14	11.50	1.70
上海	22.49	36.22	71875	9.61	35.80	2.74
天津	22.20	35.13	52964	9.60	23.50	2.10
浙江	21.53	34.98	41505	7.40	67.80	5.62
江苏	21.17	34.20	40505	6.24	105.05	3.81
辽宁	21.00	34.23	35057	12.10	91.40	1.93
吉林	20.99	34.00	29399	28.10	35.60	1.92
山东	20.97	34.35	33729	11.50	154.00	4.97
广东	20.95	34.52	40358	10.50	105.50	1.96
黑龙江	20.77	34.21	29603	21.70	49.00	2.06
福建	20.68	34.11	32647	12.20	40.91	2.44
海南	20.66	34.87	31073	22.70	2.90	4.08
重庆	20.64	34.09	35367	23.00	71.94	4.30
山西	20.54	33.36	33544	14.60	124.90	2.13
陕西	20.53	33.06	34299	17.30	77.90	3.74
河北	20.48	33.46	32306	18.40	123.40	2.61
湖北	20.47	33.40	32588	15.40	63.30	4.58
安徽	20.46	33.67	34341	25.50	53.30	8.34
湖南	20.32	33.47	30483	26.70	80.10	2.67
四川	20.31	33.53	33112	22.80	113.10	5.44
内蒙古	20.23	33.35	35507	35.20	139.40	4.07
江西	20.20	33.23	29092	12.95	55.70	3.13
河南	20.16	33.53	30303	15.20	133.90	4.25
广西	20.13	34.34	31842	20.70	90.40	2.71
宁夏	19.97	32.49	39144	29.70	31.10	6.22
甘肃	19.70	31.57	29588	33.23	55.20	8.69
新疆	19.60	32.02	32361	43.20	58.85	2.36
贵州	18.91	31.60	31458	35.40	116.17	8.74
青海	18.79	30.47	37182	45.10	14.34	10.23
云南	18.41	30.67	30177	37.30	50.1	6.03
西藏	18.14	29.36	54397	174.80	0.39	24.42

数据来源: 平均退休余命根据 2010 年第六次人口普查数据和 2011 年中国统计年鉴人口预期寿命计算和调整获得; 在岗职工平均工资等其余指标数据均来源于 2011 年中国统计年鉴。

#### (四) 模型的估计

表 2 为退休余命与各影响因素的回归结果, 由此得到退休余命的预测方程:  $age = 4.408 + 2.872 \times \ln wage - 0.0162 \times medical - 6.81e-05 \times pollution - 0.133 \times education - 13.02 \times male$ 。方程 F 检验的 P 值为 0, 通过 F 的显著性检验, 因此预测模型总体是显著的。模型的  $R^2$  为 99%, 说明模型的拟合度很高。对变量的 vif 检验显示最大的方差膨胀因子值小于 10, 说明模型不存在严重的多重共线性。

回归结果显示  $\alpha = 0.001$  的水平下  $X_1$  通过 T 检验, 因此在控制了医疗水平、受教育水平等因素的情况下, 在岗职工平均工资仍然与平均退休余命呈显著正相关关系, 工资收入每提升 1%, 则退休余命提高 0.02872 岁。

<sup>①</sup> 根据国家统计局公布的结果, 2010 年平均预期寿命最低的省份为西藏, 其男性和女性分别为 66.33 岁和 70.07 岁; 男性平均预期寿命最高的省份为北京(78.28 岁), 女性平均预期寿命最高的为上海(82.44 岁), 可以算出男性和女性的人均预期寿命极差分别为 11.95 岁和 12.37 岁。根据第六次全国人口普查数据计算结果, 平均退休余命最低的省份为西藏, 男性为 18.14 岁, 女性为 29.36 岁; 男性平均退休余命最高的省份为北京(22.52 岁), 女性平均退休余命最高的为上海(36.22 岁), 由此得男性和女性的平均退休余命极差分别为 4.38 岁和 6.86 岁。

表 2 退休余命影响因素的 OLS 回归结果

变量	估计系数
lnwage	2.872*** (0.396)
medical	-0.0162* (0.0086)
pollution	-6.81e-05 (0.0027)
education	-0.133** (0.0556)
male	-13.02*** (0.180)
Constant	4.408 (4.419)
Observations	62
R-squared	0.990

注: \*、\*\* 和 \*\*\* 分别表示在 5%、1% 和 0.1% 的水平上显著。

#### 四、职工基本养老保险典型不同缴费基数参保者的内部收益率

内部收益率是使投资项目现金流净现值为零的贴现率。职工基本养老保险参保者的内部收益率就是使其缴费现值和待遇现值之和为零的贴现率,用公式表达为:

$$\sum_{t=0}^n \frac{B_t}{(I+IRR)^t} - \sum_{t=0}^n \frac{C_t}{(I+IRR)^t} = 0 \quad (1)$$

在式(1)中  $n$  为养老保险的总参保年限,即从养老保险开始缴费到停止领取待遇的总年限,  $B_t$  是指第  $t$  年得到的养老金给付,  $C_t$  是指第  $t$  年缴纳的养老保险费。

现行制度将当地上年度在岗职工月平均工资的 300% 和 60% 设为个人账户缴费基数的上限和下限。本文将缴费基数一直为当地上年度在岗职工月平均工资 60%、100% 和 300% 的典型参保者分别定义为“穷人”、“普通人”和“富人”。基于前述平均退休余命估算结果分别计算三类典型不同缴费基数参保者的内部报酬率<sup>①</sup>。

##### (一) 条件假设

- (1) 参保职工第  $i$  年的工资为  $W_i$  ( $i \in [1, n]$ ); 参保上一年当地社会平均工资为  $W_0$ ;
- (2) 参保年龄为  $m$ , 根据我们的典型调查设定为 23 岁; 男性退休年龄  $n_{(\text{male})}$  为 60 岁, 女性退休年龄  $n_{(\text{female})}$  为 50 岁;
- (3) 工资增长率  $g$  采用 Song 等人(2012)<sup>[16]</sup> 的估计值: 2015-2040 年年均工资增长率为 6.5%; 个人账户利息率为  $r_i$ , 目前是以  $r_i = 4\%$  的记账利率来累计;
- (4) 基础养老金年均增长率为  $\beta$ , 对  $\beta$  进行低、中、高三种假设: ①假设基础养老金的上调幅度与物价涨幅一致, 根据国家统计局数据, 2007-2016 年居民消费价格平均增长率为 2.93%, 设定  $\beta_1 = 2.93\%$ ; ②根据 2017 年基础养老金按 5.5% 上调的规定, 设定  $\beta_2 = 5.5\%$ ; ③假设基础养老金上调比例略高于当前上调比率但低于此前 10% 的上调比率, 本文设定  $\beta_3 = 7.5\%$ ;
- (5) 企业缴费比例  $a$  为 20%, 职工缴费比例  $b$  为 8%;
- (6) 个人账户养老金理论可支付年数为  $j$ ;
- (7) 余命为  $t$ 。根据国家统计局数据, 2010 年我国在岗职工平均工资为 37147 元, 各省平均二

<sup>①</sup> 参保者的缴费和待遇计发依据国发[2005]38 号文件相关规定执行。

二氧化硫排放量为 70.487 万吨,每十万人中孕产妇死亡数为 30.0 人,全国人口文盲率为 4.08%,基于这些数据并根据上文的寿命影响因素模型估算出 2010 年我国男性普通人 60 岁的余命  $t_{中男} = 20.5755$  岁,女性普通人 50 岁的余命  $t_{中女} = 33.5955$  岁;男性穷人 60 岁的余命  $t_{穷男} = 19.1085$  岁,女性穷人 50 岁的余命  $t_{穷女} = 32.1285$  岁;男性富人 60 岁的余命  $t_{富男} = 23.7308$  岁,女性富人 50 岁的余命  $t_{富女} = 36.7508$  岁。

(二) 模型测算

(1) 投入成本(缴费总额)的现值为:

$$PVC = W_1 \times \left[ \frac{(1+g)^{n-m} / (1+r)^{n-m} - 1}{(1+g)/(1+r) - 1} \right] \times (a+b) \quad (2)$$

(2) 投资收益(给付总额)部分。

职工基础养老金部分收益的未来值为:

$$FV_1 = (1+g)^{n-m-1} \times \frac{(W_0 + W_1)}{2} \times (n-m) \times \left[ \frac{1 - (1+\beta)^t}{1 - (1+\beta)} \right] \times 1\% \quad (3)$$

职工个人账户部分收益的未来值为:

$$\begin{aligned} FV_2 &= W_1 \times (1+r_i)^{n-m} \times \left[ \frac{(1+g)^{n-m} / (1+r_i)^{n-m} - 1}{(1+g)/(1+r_i) - 1} \right] \times b \\ &= W_1 \times \left[ \frac{(1+r_i)^{n-m+1} - (1+r_i)(1+g)^{n-m}}{r_i - g} \right] \times b \end{aligned} \quad (4)$$

在个人账户计息利率  $r_i = 4\%$  的情况下,一位 60 岁退休的参保者,其个人账户的实际可支付时长为 184 个月(约 15.3 年),具体计算方法如下:

$$I_0 = FV_2 = W_1 \times \left[ \frac{(1+r_i)^{n-m+1} - (1+r_i)(1+g)^{n-m}}{r_i - g} \right] \times b \quad (5)$$

$$I_{n+1} = I_n \times (1+r_i) - W_1 \times \left[ \frac{(1+r_i)^{n-m+1} - (1+r_i)(1+g)^{n-m}}{r_i - g} \right] \times b \div j \quad (6)$$

对比上文的余命计算结果可知,典型男性及女性穷人、普通人和富人的个人账户都不足以支持到其生命终结,但由于职工基本养老保险个人账户是“可继承的终身年金制”,不足部分可以从“混账经营”的社保基金中继续支取直至死亡。因此,投资收益(给付总额)的现值计算公式如下。

基础养老金部分为:

$$PVFB_1 = \frac{W_1 + W_0}{2} \times \frac{(1+g)^{n-m-1}}{(1+r)^{n-m}} \times \left[ \frac{(1+\beta)^t / (1+r)^t - 1}{(1+\beta)/(1+r) - 1} \right] \times (n-m) \times 1\% \quad (7)$$

个人账户部分为:

$$\begin{aligned} PVFB_2 &= W_1 \times (1+r_i)^{n-m} \times \frac{\left[ 1 - \left( \frac{1+g}{1+r_i} \right)^{n-m} \right]}{1 - \left( \frac{1+g}{1+r_i} \right)} \times b \div j \times \left[ \frac{1/(1+r)^t - 1}{1/(1+r) - 1} \right] \div (1+r)^{n-m} \\ &= W_1 \times \left[ \frac{(1+r_i)^{n-m+1} - (1+r_i)(1+g)^{n-m}}{r_i - g} \right] \times b \div j \times \left[ \frac{1/(1+r)^t - 1}{1/(1+r) - 1} \right] \div (1+r)^{n-m} \end{aligned} \quad (8)$$

根据 IRR 法  $PVC = PVFB_1 + PVFB_2$ ,联立方程,令(2)=(7)+(8),即可解得考虑寿命异质性因素的男女性不同缴费基数职工的内部收益率。如果不考虑寿命异质性因素,按男性普通人 60 岁余

命 20.5755 岁,女性普通人 50 岁余命 33.5955 岁,也可以计算内部收益率。两种情况下的内部收益率见表 3。如果实行男性 65 岁、女性 55 岁退休的延迟方案,穷人、普通人、富人的内部收益率见表 4。

表 3 不同缴费基数参保职工的内部收益率 (%)

$\beta$	性别	预测情况	穷人	普通人	富人	穷富差
2.93	男性	考虑寿命差别	5.73	5.08	4.39	1.34
		不考虑寿命差别	5.93	5.08	3.95	1.98
	女性	考虑寿命差别	6.77	5.93	4.94	1.83
		不考虑寿命差别	6.83	5.93	4.73	2.10
5.50	男性	考虑寿命差别	6.39	5.75	5.10	1.29
		不考虑寿命差别	6.62	5.75	4.60	2.02
	女性	考虑寿命差别	7.86	7.04	6.07	1.79
		不考虑寿命差别	7.93	7.04	5.81	2.12
7.50	男性	考虑寿命差别	6.92	6.31	5.69	1.23
		不考虑寿命差别	7.18	6.31	5.14	2.04
	女性	考虑寿命差别	8.74	7.95	7.02	1.72
		不考虑寿命差别	8.83	7.95	6.72	2.11

表 4 延迟退休后不同缴费基数参保职工的内部收益率 (%)

$\beta$	性别	退休年龄	穷人	普通人	富人	穷富差
2.93	男性	60	5.73	5.08	4.39	1.34
		65	5.47	4.93	4.41	1.06
	女性	50	6.77	5.93	4.94	1.83
		55	6.33	5.57	4.71	1.62
5.50	男性	60	6.39	5.75	5.10	1.29
		65	5.96	5.43	4.92	1.04
	女性	50	7.86	7.04	6.07	1.79
		55	7.20	6.47	5.64	1.56
7.50	男性	60	6.92	6.31	5.69	1.23
		65	6.36	5.84	5.35	1.01
	女性	50	8.74	7.95	7.02	1.72
		55	7.91	7.20	6.41	1.50

### (三) 测算结果分析

根据上述测算结果,本文得到如下基本结论:

- (1) 我国职工基本养老保险的内部收益率总体偏低,内部差异不大。
- (2) 现行制度的收入再分配因子提高了穷人的内部收益率,弥补了其寿命较短带来的影响。不管是男性还是女性参保者,60%社平工资缴费基数参保者的内部收益率均高于 100%和 300%社平工资缴费基数参保者的内部收益率。
- (3) 女性穷人、普通人和富人的内部收益率均比对应类别的男性要高,这主要在于女性寿命相对较长,而退休又比男性更早。
- (4) 富人虽然多缴少领,但由于他们寿命较长,收益率并没有受到很大的影响。根据测算结果,绝大多数富人都会在领空个人账户余额后继续向“混账管理”的社会保险基金继续领取终身年金。显然,维持富人们较高收益率的相当一部分基金来自于代际转移支付。
- (5) 随着基础养老金年均增长率的下降,穷人、普通人和富人的内部收益率均有所降低,但正向的收入再分配效应略有增强。
- (6) 延迟退休后,穷人和富人的内部收益率间差距缩小,说明延迟退休政策会减弱养老保险的收入再分配效应,且在较低的待遇调整水平下,收入再分配效应减弱得更加明显。



从总体上看,虽然低缴费基数参保职工寿命相对较短,但由于现行制度中收入再分配因子的调节作用较强,职工基本养老保险制度仍然呈现微弱的正向收入再分配效应。然而低缴费基数参保者相对较短的寿命大大削弱了实际的收入再分配效果。另外,上述结果是基于对典型不同缴费基数参保者的内部收益率分析,如果考虑到实际情况中有相当一部分高收入低缴费基数参保者的存在,职工基本养老保险制度的实际收入再分配效应会进一步被削弱。

#### (四) 可能的政策含义

我国目前正在“研究制定渐进式延迟退休年龄政策”。本文的研究结果表明,典型低缴费基数参保职工因为其平均预期寿命相对较短,如果实行“一刀切”的延迟退休年龄政策,与中、高缴费基数的参保职工相比,典型低缴费基数参保职工的内部收益率将会受到更大的影响,进而导致职工基本养老保险制度的收入再分配效果进一步被削弱。

我国的职工基本养老保险即将实行全国统筹,由于参加同一制度的各省参保职工的平均预期寿命存在差别,可能会出现收入和人均预期寿命较低的欠发达省份参保职工补贴收入和人均预期寿命较高的发达省份参保职工的现象,导致省际养老金收入逆向再分配。

因此在研究制订延迟退休年龄和养老保险全国统筹制度和政策的时候,要充分考虑到参保职工内部不同群体间的平均预期寿命差别,在养老金缴费、待遇计发和待遇调整政策等方面更多地考虑低收入参保职工的利益,避免职工基本养老保险原本就较为微弱的收入再分配功能因为政策调整而进一步被削弱。

具体而言,短期内可以在养老金待遇调整中更多地向低收入参保职工倾斜;长期来看,需要建立定期的养老保险收入再分配评估报告制度,根据评估结果及时对不同参保群体进行微调,确保收入再分配功能发挥有力作用。另外,现行个人账户的年金除数应及时根据最新人口调查结果更新调整,减少收入和平均预期寿命较高的参保者通过代际再分配获得过高的收益;长期来看,职工基本养老保险的个人账户应改革现行的“可继承的终身年金制”,采用和现行机关事业单位职业年金账户类似的制度。

## 五、结论

本文在考虑不同缴费基数参保者寿命存在异质性的情况下,对我国职工基本养老保险典型不同缴费基数参保者的收入再分配效果进行实证研究。

本文首先用省级截面数据对职工基本养老保险典型不同缴费基数参保者退休时的平均余命进行了估计,发现在控制了相关变量之后,在岗职工平均工资仍然与平均退休余命显著相关,由此得到典型不同缴费基数参保者平均退休余命的估计值。

其次依据上述平均退休余命的估计值,本文计算和比较了典型不同缴费基数参保者的内部收益率。研究发现,职工基本养老保险制度在总体上呈现微弱的正向收入再分配效应,虽然低缴费基数参保者内部收益率略高于中、高缴费基数参保职工,但其内部收益率因相对较短的平均预期寿命而大大降低。这也提醒我们在研究制定渐进式延迟退休年龄、社会养老保险全国统筹等政策时需要对低收入者予以特别关注。

#### 参考文献

- [1] Liebman J B. Redistribution in the Current US Social Security System. National Bureau of Economic Research, 2001.
- [2] Alessandra Casarico, Devillanova Carlo. Capital-skill complementarity and the redistributive effects of Social Security Reform[J]. Journal of Public Economics (S0047-2727), 2008, 92(3): 672-683.

- [3] 郑伟, 孙祁祥. 中国养老保险制度变迁的经济效应[J]. 经济研究, 2003(10): 75-85.
- [4] 何立新, 佐藤宏. 不同视角下的中国城镇社会保障制度与收入再分配——基于年度收入和终生收入的经验分析[J]. 世界经济文汇, 2008(5): 45-57.
- [5] 王晓军, 康博威. 我国社会养老保险制度的收入再分配效应分析[J]. 统计研究, 2009(11): 75-81.
- [6] 张勇. 中国养老保险制度的再分配效应研究[J]. 财经论丛(浙江财经大学学报), 2010(4): 59-66.
- [7] 彭浩然, 申曙光. 改革前后我国养老保险制度的收入再分配效应比较研究[J]. 统计研究, 2007(2): 33-37.
- [8] 高文书. 社会保障对收入分配差距的调节效应——基于陕西省宝鸡市住户调查数据的实证研究[J]. 社会保障研究, 2012(4): 61-68.
- [9] 胡芳肖, 张美丽, 郭春艳. 城镇职工基本养老保险制度的收入再分配效应研究——以陕西省为例[J]. 西安财经学院学报, 2014(3): 73-79.
- [10] Myers R J, Schobel B D. A Money's-Worth Analysis of Social Security Retirement Benefits[J]. Society of Actuaries Transactions, 1983(35): 533-561.
- [11] Feldstein M S, Liebman J B. The Distributional Effects of an Investment-based Social Security System[M]. The Distributional Aspects of Social Security and Social Security Reform. Chicago: University of Chicago Press, 2002: 263-326.
- [12] 郑春荣. 我国企业基本养老保险制度的利益归宿——基于内部报酬率的分析, 载于钟晓敏. 公共财政评论[M]. 杭州: 浙江大学出版社, 2012.
- [13] Preston S H. The Changing Relation between Mortality and Level of Economic Development[J]. Population Studies, 1975, 29(2): 231-248.
- [14] 朱必凤, 邓少平. 外环境因素对人类平均寿命影响的统计分析[J]. 南昌大学学报(理科版), 1991(2): 79-83.
- [15] 汤哲, 等. 北京市不同社会经济状况老年人的预期寿命和健康预期寿命[J]. 中国组织工程研究, 2004, 8(30): 6569-6571.
- [16] Song Z, et al. Sharing High Growth Across Generations: Pensions and Demographic Transition in China[J]. American Economic Journal: Macroeconomics, 2015, 7(2): 1-39.

#### 作者简介

张翔, 男, 浙江大学公共管理学院副教授, 浙江大学民生保障与公共治理研究中心和浙江大学社会保障研究中心专职研究员。研究方向为社会保障与风险管理。

宋寒冰, 女, 浙江大学社会保障与风险管理系社会保障在读硕士研究生。研究方向为社会保障与风险管理。

吴博文, 男, 浙江省湖州市南浔区人民政府。研究方向为社会保障与风险管理。

(责任编辑: 郭明英)