

养老金差距、养老支出不均等与老年人健康

阳义南* 李思华 郝雄磊

华南理工大学公共管理学院 广东广州 510641

【摘要】利用中国老年社会追踪调查 2014 年数据探究养老金差距影响我国老年人健康的效应及内在机理。基于反事实分析框架,广义提升回归模型估计结果表明,制度间养老金差距并没有带来老年人健康的显著差异,而制度内养老金差距却带来了健康值的显著差异。中介效应模型检验发现,机关事业单位退休金拉大了老年人之间的养老支出不均等程度,进而降低了老年人健康水平,而城乡居民基本养老保险的作用效果则相反。建议我国更应着眼于缩小同一制度内的养老金差距,降低与之关联的养老支出不均等,并提出具体政策措施。

【关键词】老年人;养老金;养老支出;健康

中图分类号:R197 文献标识码:A doi:10.3969/j.issn.1674-2982.2021.07.005

Pension gap, inequality of endowment expenditure and the elderly health

YANG Yi-nan, LI Si-hua, HAO Xiong-lei

College of Public Administration, South China University of China, Guangzhou Guangdong 601481, China

【Abstract】 Using the data of 2014 China Longitudinal Aging Social Survey (CLASS), this paper explores the influence of pension gap on the elderly health in China and its internal mechanism. Based on a counterfactual analysis framework, the generalized promotion regression model shows that the pension gap between different pension systems does not generate an obvious difference in the elderly health, while the pension gap within a pension system leads to a significant difference in health value. The Analysis of Moment Structures (AMOS) model shows that the pension of government-affiliated institutions enlarges the inequality of pension expenditure and then reduces the health level of the elderly, while the basic pension insurance for urban and rural residents has the opposite effect. In this paper, we suggest that China should put forward specific policies and measures to narrow the pension gap within the same pension system and reduce the unequal expenditure in such pension system.

【Key words】 The elderly; Pension; Endowment expenditure; Health

1 引言

老年人的健康与功能状态差异极大,^[1]这种异质性并非随机出现,更多是由个体无法控制或选择的制度、环境等因素造成。^[2]探究造成老人健康差异的制度等因素及其影响路径,进而帮助老人获得维持或改善健康的收入、养老服务均等机会,不仅体现了平等无歧视的基本人权,也能获得巨大的健康收益和社会经济收益,推进“健康老龄化”、“健康中国”进程。

2020 年底,我国已有超 3 亿的老人领取养老金。其中,机关事业单位、企业职工、城乡居民领取的养老金水平差距极大。^[3-4]同一养老金制度内的差距也不小。李实等利用 CHIP2002 数据发现在党政机关单位内部,离休人员、退休人员的养老金年均值分别为 17 933 元、14 375 元。^[5]邓大松、杨晶利用精算模型比较城镇职工基础养老金差异,发现低收入职工的基础养老金均值为 681 元/月,中等收入职工为 827 元/月,高收入职工为 1 043 元/月。^[6]李文军比较了 2015 年 31 个省份,发现城乡居民养老金最高的

* 基金项目:国家社会科学基金重点项目(21AZD070)

作者简介:阳义南(1981 年—),男,博士,教授,主要研究方向为老年经济学、老龄政策。E-mail: 99637339@qq.com

上海地区达到 828.2 元/人/月,而最低的云南仅为 88.5 元/人/月,上海是云南的 9.36 倍。^[7]

由于转换障碍、信息不对称,退休老人对制度间养老金差距往往缺乏足够的信息和认知,但对同一制度内的养老金差距更加了解与关注。制度内养老金差距是否与我国老年人健康差异有关?制度内与制度间养老金差距的影响哪个更大?从目前的情况看,现有研究对于制度内养老金差距对我国老年人健康的影响鲜有关注。鉴于此,本文同时考察“制度间”、“制度内”养老金差距对我国老年人健康及其差异的影响,从而为我国老年人健康差异的来源提供新的经验证据及解释机制。

2 文献综述

不同国家、不同时期的实证研究已认识到“收入与健康之间存在正相关关系”。从现有研究来看,收入影响健康主要有三种理论解释:绝对收入假说、相对收入假说、收入不平等假说。绝对收入假说认为,通过增加收入可以改善个体健康状况,但这种正向效应会随着收入水平增加而逐渐降低。^[8]相对收入假说认为,过低的相对收入水平造成个体心理压力进而导致身体健康状况恶化。^[9]收入排序、相对剥夺等都是重要的相对收入衡量方式,常用来解释个体层面的收入差距对健康的影响。收入不平等假说则强调群体(或地区)层面的收入不平等扩大对个体健康的负面影响,多采用群体层面的基尼系数来衡量。

研究者普遍认为相对收入降低会对个体身心健康产生负面影响,影响机制主要包括物质途径、心理途径等。从物质途径来看,个体相对收入越低,在参照组内的收入水平也就越低,个体通常处于一种相对贫困状态。相对贫困使得个体难以获取足够的营养来维持日常生活,同时也会限制个体在医疗服务和康复护理服务上的购买行为,导致人力资本的永久性下降。^[10]从心理途径来看,个体在与参照组内经济状况更好的群体进行比较时,相对劣势的地位会带来悲伤和愤懑的情绪,提高抑郁症、焦虑症发病率。^[11]这些负面的心理状态也会导致个体采取更多有害健康的行为,例如抽烟、肥胖、减少运动。^[12]在实证研究中,部分学者证实了相对收入降低会对自评健康产生负向影响^[13,14],但也有学者并没有得到两者之间存在关联的证据。^[15]相对收入降低对心理健康产生负面影响得到普遍验证,而且 Pak 和 Choung 使用韩国福利追踪调查数据(KoWePS)还发现相对收入降低

使得个体自杀概率上升,并且相对收入的影响能力超过了绝对收入和物质生活条件的影响能力。^[16]

尽管现有研究对收入与健康之间因果关系的讨论已非常丰富、广泛,但专门针对收入与老年人健康之间因果关系,尤其是针对养老金收入与老年人健康的较少。Case 利用南非国家养老金计划作为老年群体的外生收入冲击,结果发现增加的养老金收入提高了养老金领取者以及家庭中其他成员的健康状况。^[11]Jensen 和 Richter 利用 1996 年俄罗斯养老金体系危机作为外生负向收入冲击,结果发现受危机影响的养老金领取者在卡路里和蛋白质摄入量以及卫生服务和药物使用上显著下降,而且危机后的两年内死亡概率提高了 5%。^[18]

在中国背景下,早期关注点主要聚焦于绝对收入对老年人健康的影响。随着中国收入不平等现象的凸显,研究者开始关注相对收入对农村老年人健康状况的影响。考虑到我国基本养老保险制度的收入再分配作用,现有研究着重考察了养老金绝对收入或制度之间养老金差距对老年人健康的影响,大多选择健康行为、营养摄入、护理和保健服务、劳动力供给等角度来分析可能的影响路径,但目前还极少有研究考察不同老年人之间养老金待遇差异带来的养老支出不均等以及这种不均等对老年人健康的影响。

3 研究设计

3.1 数据来源

本文样本数据为中国老年社会追踪调查(China Longitudinal Aging Social Survey, CLASS)。2014 年 CLASS 问卷分别统计了受访老人在“城镇职工基本养老保险”、“机关事业单位离退休金”、“城镇居民社会养老保险”、“农村社会养老保险”、“城乡无社会保障老年居民养老金”的领取金额。由于存在严重认知障碍的老人不再询问“认知能力和老化态度”的模块问题,本文删除此部分样本。基本养老保险参保人员仅能参加一种类型养老保险。因此,不考虑重复参保样本个体 176 人。通过 K 均值聚类对缺失值进行插补,最终获得有效样本量为 8 139 人。样本包括四类群体、参加企业职工基本养老保险的老年人(简称“企业职工老人”)2 248 人;参加机关事业单位退休金制度的老年人(简称“机关事业单位老人”)1 370 人;参加城乡居民基本养老保险的老年人(简称“城乡居民老人”)2 943 人;未参加任一基本养老保险的老人(简称“无养老金老人”)1 578 人。

3.2 主要变量说明

3.2.1 被解释变量

本文参照 Yang 和 Meng 的研究,从功能状态、生理健康、心理健康、社会健康四个维度,通过二阶因子模型对老年人健康进行综合评估,从而减少测量误差。^[19]功能状态指标包括日常生活能力、器具性日常生活能力、认知能力。生理健康指标包括患慢性病种类数、近期身体状况、自评身体健康。心理健康指标包括抑郁程度、孤独感、老化态度、生活满意度。社会健康指标包括社区老年服务类型、社区老年活动设施、参与社区活动类型。该二阶因子模型结果见表 1。

表 1 测量老人健康的二阶因子模型结果

一阶因子	测度指标	载荷系数	稳健标准误	P
健康水平	功能状态	1.178	0.099	<0.000
	生理健康	1.601	0.134	<0.000
	心理健康	1.082	0.071	<0.000
	社会健康	0.393	0.052	<0.000
功能状态	日常生活能力	0.511	0.081	<0.000
	器具性生活能力	0.992	0.087	<0.000
	认知能力	1.034	0.086	<0.000
生理健康	患慢性病种类数	0.532	0.037	<0.000
	近期身体状况	0.604	0.040	<0.000
	自评健康	0.382	0.025	<0.000
心理健康	抑郁程度	2.117	0.107	<0.000
	孤独感	0.383	0.022	<0.000
	老化态度	2.439	0.132	<0.000
	生活满意度	0.227	0.013	<0.000
社会健康	社区活动设施数量	0.613	0.068	<0.000
	参与社区活动数量	0.211	0.033	<0.000
	社区养老服务供给	0.061	0.024	0.010

注:每个一阶因子的残差方差设定为 1。

利用修正指数调整后,二阶因子模型拟合指标 CFI、TLI、RMSEA 和 SRMR 值分别为 0.973、0.960、0.037 和 0.027,均达到检验临界值要求,而且二阶因子到一阶因子的路径载荷系数以及一阶因子到测量指标的载荷系数均在 1% 水平上显著,说明构建的二阶因子模型对数据的拟合效果较理想。我们利用该二阶因子模型测得的老人健康因子值作为后续回归模型的被解释变量。该值越大,老年人的整体健康水平越高。

3.2.2 解释变量

参加企业职工基本养老保险和机关事业单位退休金制度的老年人过去主要从事工资性工作,在经

济水平、教育程度、社会关系、生活方式等方面与其它老年群体存在显著的差别,本文将基于反事实分析框架,选择企业职工老人作为机关事业单位老人的控制组,将这两个老人群来进行对比。当老人属于机关事业单位老人时,核心解释变量处理状态 T 取值为 1,而当老人属于企业职工老人时,处理状态 T 取值为 0。相应地,对处理组平均处理效应的解释为:机关事业单位退休职工如果按企业职工基本养老金水平领取时,健康状况产生的变化。

城乡居民基本养老保险的参保对象为城乡地区无正式非农工作的老年人,而未参加任何类型基本养老保险的老年人同样也应是城乡居民基本养老保险的目标覆盖人群,这两类人群存在高度相似性。因此,选择无养老金老人作为城乡居民老人的控制组,将这两个老人群来进行对比。当老人属于城乡居民老人时,处理状态 T 取值为 1,而当老人属于无养老金老人时,处理状态 T 取值为 0。相应地,对处理组平均处理效应的解释为:参加城乡居民基本养老保险的老人健康状况相较于他们在未参加任何基本养老保险时的变化。

3.2.3 控制(协)变量

估计处理效应的回归模型要满足条件独立性假设,即在控制可观测的控制变量 \mathbf{X} 后,处理状态与结果变量相互独立。因此,模型应尽可能纳入所有与处理状态和结果变量都同时相关的控制变量。为此,本文从人口特征、家庭特征、社区特征三个层面选择主要相关的控制变量 \mathbf{X} 。其中,个体特征包括年龄、性别、户籍、婚姻状况、教育水平、民族、宗教信仰、购买商业保险情况、工作状态、过去工作类型、最主要收入来源、每月个人平均收入;家庭特征包括家庭中适龄老人数、家庭中同住人口数、居住模式、家庭房产数、社会保障待遇;社区特征包括居住地的地理特征、生活环境、社区医疗机构服务供给。

3.3 计量模型

本文将利用倾向值得分来检验养老金差异对老年人健康的影响。在控制 \mathbf{X} 的条件下,如果处理状态与结果变量之间相互独立,则当控制倾向值得分时,个体是否接受处理就近似于随机实验。^[20]在各种倾向值得分计算方法中,模拟发现广义提升回归模型(Generalized Boosted Regression Models, GBRM)是针对处理状态 T 的对数优势比 $g(\mathbf{X}_i) = \log(P(t = 1 |$

$\mathbf{X}_i)/(1 - P(t = 1 | \mathbf{X}_i))$ 建模,通过迭代方式求得最优结果。这种基于回归树的集成算法可以自动化变量选择过程,而且相比 logistic 等参数模型能提供更稳定的权重,实现控制组与处理组在控制变量上的最佳平衡。并且在二元处理情形中,处理效应估计值的均方误最小。^[20]为此,本文将采用 GBRM 模型来估计倾向值得分。如式(1)所示。

$$\hat{g}(\mathbf{X}_i) = g_0(\mathbf{X}_i) + h_1(\mathbf{X}_i) + h_2(\mathbf{X}_i) + h_3(\mathbf{X}_i) + \dots \quad (1)$$

本文将 $h(\mathbf{X}_i)$ 设定为回归树来对前一次迭代的拟合残差进行回归。当控制组和处理组在控制变量上达到最佳平衡时,停止迭代,最后得到倾向值得分。继而计算逆处理概率权重 $w_1(\mathbf{X}_i)$,如式(2)所示。其中, t_i 是个体 i 的处理状态。

$$w_1(\mathbf{X}_i) = \begin{cases} \frac{P(t = 1 | \mathbf{X}_i)}{1 - P(t = 1 | \mathbf{X}_i)} & t_i = 0 \\ 1 & t_i = 1 \end{cases} \quad (2)$$

利用式(2)的逆处理概率权重对样本进行加权。加权后的控制组相当于处理组样本在未受政策影响时的反事实情况。接着利用回归模型获得处理组平均处理效应。模型方程如式(3)所示。其中, y_i 是个体 i 的健康水平, \mathbf{X}_i^* 是未达到平衡性要求的控制变量。

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 \times t_i + \beta_2 \times \mathbf{X}_i^* + \varepsilon_i \quad (3)$$

式(3)中,回归系数 β_1 即为处理组平均处理效应。如果回归系数 β_1 显著异于 0,则说明制度间养

老金差距会导致健康不均衡现象的产生。

考虑到同一养老保险制度下,两个控制变量相似老年人领取的养老金也可能不同,本文进一步检验同一制度内养老金差异对健康值的影响差异。由养老金给付水平差异来衡量政策处理的强度,而健康值变化则衡量了对应的健康影响。具体而言,根据倾向值得分为每一个处理组老年人获得满足匹配条件的控制组老年人,利用匹配的控制组老年人加权计算出每一个处理组老年人在反事实情况下的养老金水平和健康值,相应得到每一个处理组老年人在政策干预下的养老金变化 $\Delta Pension$ 和健康值变化 Δy_i 。基于构造的数据,建立养老金变化与健康值变化的回归方程,并在解释变量中加入倾向值得分和未平衡的 X_i^* 以控制控制变量的影响,如方程式(4)所示。

$$\Delta y_i = \beta_0 + \beta_1 \times \Delta Pension_i + \beta_2 \times P(t = 1 | \mathbf{X}_i) + \beta_3 \times \mathbf{X}_i^* + \varepsilon_i \quad (4)$$

如果式(4)中回归系数 β_1 显著异于 0,则说明制度内养老金差距会导致个体间健康值的差异,即导致健康不均衡现象。

4 实证结果分析

4.1 差异显著性检验

表 2 列出了处理组与控制组在核心变量上的差异显著性 t 检验结果。

表 2 处理组与控制组的对应特征差异检验

变量	机关事业单位老人	企业职工老人	差异检验	城乡居民老人	无养老金老人	差异检验
健康状况 (mean)	4.29	4.27	0.43	3.83	3.85	0.766
养老金水平 (median)	3 000	2 300	<0.001	65	0	<0.001

注:利用抽样权重对样本加权。

表 2 检验结果显示,机关事业单位老人的养老金水平显著高于企业职工老人,但机关事业单位老人与企业职工老人的健康状况之间却并不存在对应的显著差异;在城乡居民老人与无养老金老人之间也可以得出相同的结论。

4.2 控制变量平衡性检验

控制组与处理组在控制变量的平衡性是讨论本文待检验因果关系的前提。本文分别利用倾向值得

分概率密度曲线、平衡性汇总指标、各控制变量平衡性指标来研判处理组与加权后的控制组是否达到控制变量平衡性的要求。

检验指标包括绝对标准化偏差 (SB) 统计量和 Kolmogorov-Smirnov (KS) 统计量。当 $SB_k > 0.2$ 、 $KS_k > 0.1$ 时,认为控制组和处理组在控制变量 k 上未达到均值平衡^①。本文参照 McCaffrey 等研究^[22],在每一次迭代后,分别计算各个控制变量的

① SB_k 和 KS_k 的计算公式及处理规则,读者如需要,可索取。

SB_k 统计量,并求其均值得到 $mean. SB$ 。当迭代次数足够大时,可以搜寻到最小的 $mean. SB$ 以及对应的最优迭代次数 Num_{SB} 。本文同时测算了迭代次数为 Num_{SB} 时各个控制变量的 KS_k 统计量,并求其最大值 $max. KS$ 。如果同时满足 $mean. SB < 0.2$ 且 $max. KS < 0.1$, 则说明最终的平衡性结果是稳健的。

图 1A 显示了在不同迭代次数下平衡性检验指

标值 $mean. SB$ 的变化。在最大迭代次数 1 000 次的条件下,机关事业单位老人和城乡居民老人均实现了与各自控制组在控制变量上的最佳平衡,且最优的迭代次数分别为 302、127。图 1B、图 1C 分别绘制了对控制组样本加权前后,处理组和控制组倾向值得分的概率密度曲线。加权后两个组的倾向值得分概率密度曲线的重叠度明显提高,意味着整体平衡性的提高。

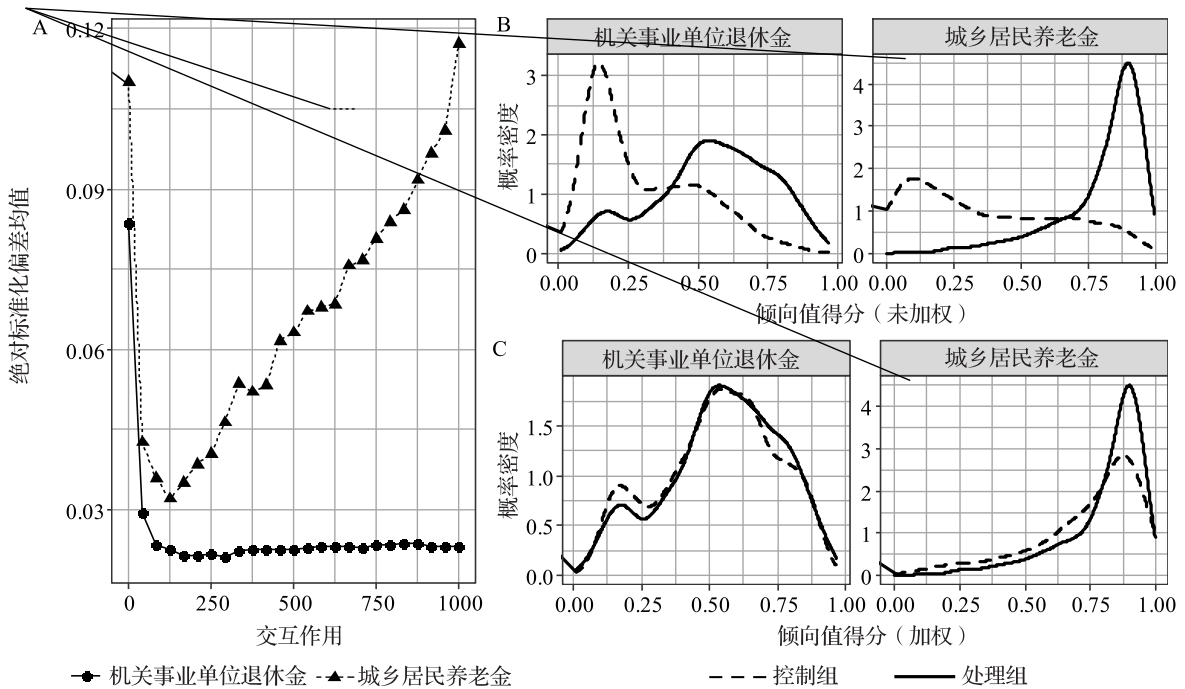


图 1 最优迭代次数的确定以及加权前后倾向值得分概率密度分布图

表 3 平衡性检验指标值

处理组	控制组状态	$max. SB$	$mean. SB$	$max. KS$	$mean. KS$
机关事业单位老人	未加权	0.938	0.100	0.356	0.030
	加权	0.056	0.021	0.030	0.006
城乡居民老人	未加权	1.017	0.108	0.258	0.033
	加权	0.137	0.032	0.055	0.010

注:加粗的指标值未达到平衡性判断标准。

表 3 报告了不同的平衡性检验指标值。对控制组加权后,机关事业单位老人、城乡居民老人在 $mean. SB$ 上的值均小于 0.2, 在 $max. KS$ 上的值均小于 0.1; 同时, 在 $max. SB < 0.2$ 。因此, 从平衡性汇总指标来看, 机关事业单位老人、城乡居民老人与各自加权后的控制组在每个控制变量上均实现了均值平衡和分布平衡, 即已经不存在未平衡的 X_i^* 。

通过平衡控制变量达到条件独立性假设后, 样本就可以近似被看作随机试验样本。此时, 控制组

与处理组样本在控制变量上已经保持一致, 就仅存在处理状态的差异了。

4.3 养老金差距对老年人健康的影响

首先比较处理组与反事实情况下的平均养老金之间是否存在显著差异, 然后比较健康平均值之间是否存在显著差异。如果制度间养老金差距是显著的, 而健康值差异不显著, 则说明制度间养老金差距并不足以解释老年人健康差异。由此还需要进一步检验是否制度内养老金差距造成了健康结果的差异。模型(3)的估计结果如表 4 所示。

表 4 处理组平均处理效应的估计结果

数据	机关事业单位老人 vs 企业职工老人		城乡居民老人 vs 无养老金老人		机关事业单位老人 vs 城乡居民老人	
被解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	y_i	Pension	y_i	Pension	Δy_i	Δy_i
t_i	-0.047 (0.037)	128.163* (73.123)	0.054 (0.054)	288.314*** (33.373)		
Δ Pension (单位: 100 元)					0.004** (0.002)	0.025*** (0.003)
倾向值得分					-0.329*** (0.127)	0.050 (0.146)
常数项	4.341*** (0.029)	2,848.703*** (57.150)	3.779*** (0.048)	85.496*** (27.558)	0.144* (0.073)	-0.071 (0.114)
观察值	3 618	3 618	4 521	4 521	1 370	2 943
对数似然值	-5 141.062	-32 328.330	-7 570.046	-36 948.040	-1 897.501	-4 941.280
AIC	10 286.120	64 660.670	15 144.090	73 900.080	3 801.001	9 888.561

注:(1)由于 CLASS 问卷对每一个体分配不同抽样权重,在每一列回归分析中需同时考虑抽样权重;(2)小括号内报告稳健标准误;(3)*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 水平显著。

基于广义提升回归模型(GBRM)计算出倾向值得分,列(2)、(4)采用逆处理概率权重加权方法估计处理组老年人与他们在反事实情况下的平均养老金差异,结果显示由制度不同造成的处理组与控制组之间的养老金差异是显著的;列(1)、(3)采用逆处理概率权重加权方法估计处理组老年人健康状况与他们在反事实情况下的健康状况之间的平均差异。列(1)回归结果显示,当机关事业单位老人按企业职工老人的养老金水平领取时,这些老年人的平均健康状况提高了 0.047,但在统计意义上并不显著。列(3)回归结果显示,当城乡居民老人像无养老金老人那样没能获得养老金时,这些老年人的平均健康状况下降了 0.054,但在统计意义上也并不显著。由此可知,尽管不同制度之间的养老金差异对老年人健康具有一定影响,但并不是老年人健康差异的显著解释原因。

我们进一步分析同一制度内养老金差距带来的健康差异。回归模型(4)的估计结果如列(5)、(6)所示。对机关事业单位老人,在控制倾向值得分后,养老金每提高 100 元,健康值提高 0.004,且在 5% 水平上显著。对城乡居民老人,在控制倾向值得分后,养老金每提高 100 元,健康值提高 0.025,且在 1% 水平上显著。因此,在各个处理组内部,养老金差异会带来个体间健康值的显著差异,从而产生了制度内的健康不均衡现象。

从 CLASS2014 年数据的实证结果可知,制度间

养老金差距并非造成我国老年人健康差异的主体原因(系数不显著),而制度内养老金差距对老年人健康差异具有显著的影响,是造成我国老年人健康差异的更重要因素。国外的实证结果发现物质因素并不足以解释社会存在的健康不均衡现象,就转向探究心理压力的病理学作用。^[23-26]社会心理观认为,健康不均衡的重要决定因素之一就是社会心理压力的分布,而心理压力又在很大程度上取决于社会不平等程度。正如中国传统文化指出的人们往往“患不均”。并且由于往往都是同类人交往,人们更倾向于同群体内部差异来形成对收入不平等的现实感知。^[27,16]中国基本养老保险制度的多轨制特征导致了群体之间的分割,而这种分割也限制了群体之间的信息交流和比较视野,使得制度间养老金差距并没有像制度内养老金差距一样直接暴露在老年人面前。不同制度的内容也存在明显差异,阻碍了老年人进行各制度比较,缓解了制度之间养老金差距可能造成的心理压力。这可能是导致制度内相比制度间差距对老年人健康影响更大的直接原因。

4.4 养老金差距影响老年人健康的路径检验——养老支出

前文估计结果显示,相比制度间养老金差距,制度内养老金差距的影响是显著的。对此本文将进一步探索、揭示这种影响起作用的内在机理。已有研

究主要关注个体之间收入不平等的影响。我们认为由于老年人处于负储蓄阶段,养老支出要比收入能更直接、更客观反映老年人需求满足状况。养老支出水平越低意味着老年人基本生活需求相对较少得到满足,相应地就会影响其健康状况。同时,他们在与参照群内养老支出水平更高的老年人相比时可能产生消极厌世情绪。这种负面情绪也会产生排斥效应,导致社会参与减少,进一步恶化了老年人健康状况。而不同地区、城乡、职业老年人的日常养老支出在很大程度上又是由其领取的养老金水平所决定的。故此,本文从老人个体的养老支出角度进行考察。

具体而言,本文将选择养老支出均等指数作为中介变量,探索、揭示制度内养老金差距对老年人健康产生影响的内在机理。CLASS2014 问卷调查了老年人养老日常生活的支出情况。本文选择满足规模不变性的 Kakwani 指数来测度养老支出均等指数。设参照群内的样本量为 n , 样本的平均日常养老支出为 μ_x , 将各样本的日常养老支出 x 按升序排列, 即 $x_1 \leq x_2 \leq \dots \leq x_n$, 则排序在第 k 位个体的养老支出均等程度为 $RD(x, x_k)$, 如公式(5)所示。Kakwani 指数的取值范围在 $0 \sim 1$, 取值越大, 个体的养老支出所处的相对位次越低, 养老支出不均等程度越高。

$$RD(x, x_k) = \frac{1}{n\mu_x} \sum_{i=k+1}^n (x_i - x_k) \quad (5)$$

计算出个体层面养老支出均等指数 RD 之后, 把它作为中介变量加入回归方程(3), 构建中介效应模型, 如方程组(6)所示, 并采用 bootstrap 方法检验该间接效应的显著性。同样地, 在各个回归方程中也利用式(2)的逆处理概率权重对样本进行加权, 以平衡控制组和处理组在控制变量上的差异。

$$RD_i = a_0 + a_1 \times t_i + a_2 X_i^* + \theta_i$$

$$y_i = b_0 + b_1 \times t_i + b_2 \times RD_i + b_3 X_i^* + \eta_i \quad (6)$$

中介效应模型(6)的估计结果如表5列(1)、(3)所示。表5中,“机关事业单位老人”的养老支出不均等程度相较于他们在企业职工养老保险制度下的反事实情况显著提高。与之相反,“城乡居民老人”的养老支出不均等程度相较于他们在不参加任何基本养老保险时的反事实情况下要显著降低;列(2)、(4)中,中介变量 RD_i 的回归系数显著为负,这

一结果与预期一致。因此,“机关事业单位老人”通过提高处理组老年人的养老支出不均等程度进而降低了老年人健康状况,而“城乡居民老人”正好相反,且上述中介效应均显著。

表5 养老支出不均等的中介效应检验结果

数据	机关事业单位老人 vs 企业职工老人		城乡居民老人 vs 无养老金老人	
	(1)	(2)	(3)	(4)
被解释变量	RD_i	y_i	RD_i	y_i
t_i	0.042*** (0.011)	-0.029 (0.037)	-0.045*** (0.015)	0.025 (0.054)
RD_i		-0.431*** (0.095)		-0.642*** (0.102)
常数项	0.313*** (0.009)	4.476*** (0.040)	0.461*** (0.014)	4.075*** (0.074)
中介效应	-0.018***	0.029***		
观测值	3 618	3 618	4 521	4 521
对数似然值	-555.850	-5 114.222	-1 827.991	-7 495.302
AIC	1 115.701	10 234.440	3 659.982	14 996.600

注:(1)由于 CLASS 问卷对每一个样本分配不同抽样权重,在每一列的回归分析中需要同时考虑抽样权重;(2)小括号内报告的是稳健标准误;(3)*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 水平显著。

养老支出不均等是由养老金所能购买的基本生活服务数量决定。可以看出,原机关事业单位退休金制度相较于企业职工养老保险制度拉大了参保人之间的养老金差距,而养老金差距则是对工资差距的跨期反映。如果将公务员工资与同级别国有企业人员的工资(职位平均工资)比较时,则会呈现出明显的外部不公平。^[28]这也意味着公务员薪酬制度要比企业薪酬制度有更大的收入差距,最终恶化了养老支出不均等状况。与机关事业单位老人和企业职工老人不同,城乡居民养老保险制度是为了实现养老保障体系从城市到农村、从职业人群到城乡居民的全覆盖,将经济发展的成果惠及更多居民。因此,城乡居民养老保险制度的政策目标更重视保障功能。在制度设计上,由中央和地方政府支付基础养老金、为困难群体代缴养老保险、实施时已年满 60 岁的老年人不需要缴纳任何费用便可获得基础养老金等惠民措施突出了反贫困、再分配作用。因此,城乡居民养老保险制度在改善老人养老支出不均等方面更能发挥显著的作用。

5 结论与建议

尽管机关事业单位退休老人在养老金待遇上平均高于企业职工老人,但据反事实分析框架的估计结果,并没有证据表明高出的养老金有显著地提升老人健康状况。类似的,城乡居民老人的养老金收入也没有明显拉高参保老人的健康状况。与以往研究一致,本文实证结果也驳斥了物质主义观点,即当下制度间养老金差距并不是导致我国老年人健康差异的主要因素。在机关事业单位退休金制度和城乡居民基本养老保险内部,当控制个体、家庭和社区特征的影响后,养老金差距会造成健康结果值的显著差异,从而带来了制度内的健康差异。进一步采用中介效应模型从个体养老支出不均等的角度探索这一效应的可能传导路径。结果发现,机关事业单位退休金制度通过拉高参保老年人的养老支出不均等程度进而降低了老年人的健康值,而城乡居民基本养老保险制度作用路径相反,且中介效应均显著。

基于实证结果,我国基本养老保险制度改革应重视降低同一制度内的养老金给付差距及其引发的养老支出不均等问题。这有助于提高我国整个养老金制度的健康绩效。而就政策执行而言,相较于制度间并轨改革,缩减同一制度内养老金差距的阻力显然更小,更易操作。具体政策建议包括:第一,未来我国公务员薪酬体系进一步改革的重心应放在完善级别工资,要求级别工资能够反映出工作内容、年限和能力的差异,实现级别与工资水平挂钩,使职工可以在不提升职务时通过提高级别来增加收入。第二,企业职工基本养老保险改革着力于缩小不同行业、地区间的养老金给付差距,消除由不同行业缴费基数差异造成的“逆向再分配”问题。第三,城乡居民基本养老保险应继续提高基础账户的补贴水平。个人账户的积累较低也限制了养老日常生活支出水平。通过解除捆绑缴费规定、提高个人账户收益、加大政策内容宣传、建立风险预防意识等方式来影响城乡居民缴费档次的选择,真正充实个人账户资金,提高养老服务购买能力,进而改善健康状况。

作者声明本文无实际或潜在的利益冲突。

参 考 文 献

[1] WHO. World report on Ageing and Health[R]. Geneva;

WHO Press, 2016.

- [2] Steves C J, Spector T D, Jackson S H. Ageing, Genes, Environment and Epigenetics: What Twin Studies Tell Us Now, and in the Future[J]. *Age and Ageing*, 2012, 41(5): 581-586.
- [3] 侯慧丽,程杰. 老龄化社会中养老金代际代内收入差距与养老金再分配[J]. *人口与发展*, 2015(1): 12-21.
- [4] 阳义南,肖建华,黄秀女. 我国养老金不平等对家庭代际经济交换的影响[J]. *社会保障研究*, 2019(4): 32-41.
- [5] 李实,赵人伟,高霞. 中国离退休人员收入分配中的横向与纵向失衡分析[J]. *金融研究*, 2013(2): 1-18.
- [6] 邓大松,杨晶. 中国城镇职工基础养老金给付水平及其非均衡性评价--基于省级统筹和全国统筹的测算[J]. *华中科技大学学报(社会科学版)*, 2019(1): 17-28.
- [7] 李文军. 地方政府城乡居民养老保险水平差异性及其优化研究[J]. *求实*, 2017(11): 45-60.
- [8] Subramanian S V, Kawachi I. Being Well and Doing Well: On the Importance of Income for Health[J]. *International Journal of Social Welfare*, 2006, 15(s1): S13-S22.
- [9] Wilkinson R G. Socioeconomic Determinants of Health: Health Inequalities: Relative or Absolute Material Standards[J]. *British Medical Journal*, 1997, 314(2): 591-599.
- [10] Gunasekara F I, Carter N K, Crampton P, et al. Income and Individual Deprivation as Predictors of Health over Time[J]. *International Journal of Public Health*, 2013, 58(4): 501-511.
- [11] Eibner C, Sturm R, Gresen C R. Does Relative Deprivation Predict the Need for Mental Health Services? [J]. *The Journal of Mental Health Policy and Economics*, 2004, 7(4): 167-175.
- [12] Eibner C, Evans W N. Relative Deprivation, Poor Health Habits, and Mortality[J]. *Journal of Human Resources*, 2005, 40(3): 591-620.
- [13] Kondo N, Kawachi I, Subramanian S V, et al. Do Social Comparisons Explain the Association between Income Inequality and Health? Relative Deprivation and Perceived Health among Male and Female Japanese Individuals[J]. *Social Science & Medicine*, 2008, 67(6): 982-987.
- [14] Subramanyam M, Kawachi I, Berkman L, et al. Relative Deprivation in Income and Self-Rated Health in the United States[J]. *Social Science & Medicine*, 2009, 69(3): 327-334.
- [15] Lorgelly PK, Lindley J. What is the Relationship between Income Inequality and Health? Evidence from the BHPS[J]. *Health Economics*, 2008, 17(2): 249-265.
- [16] Pak T Y, Choung Y. Relative Deprivation and Suicide Risk in South Korea[J]. *Social Science & Medicine*, 2020,

- 247(1): 112815.
- [17] Case A. Does Money Protect Health Status? Evidence from South African Pensions[J]. National Bureau of Economic Research, 2001 No. 8495.
- [18] Jensen R T, Richter K. The Health Implications of Social Security Failure: Evidence from the Russian Pension Crisis"[J]. Journal of Public Economics, 2004, 88(1-2): 209-236.
- [19] Yang Y, Meng Y. Is China Moving Toward Healthy Aging? A Tracking Study Based on 5 Phases of CLHLS Data[J]. International Journal of Environmental Research and Public Health, 2020, 17(12): 4343.
- [20] Rosenbaum P R, Rubin D B. The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects [J]. Biometrika, 1983, 70(1): 41-55.
- [21] McCaffrey D F, Ridgeway G, Morral A R. Propensity Score Estimation with Boosted Regression for Evaluating Causal Effects in Observational Studies[J]. Psychological Methods, 2004, 9(4): 403-425.
- [22] McCaffrey D F, Griffin B A, D Almirall, et al. A tutorial on propensity score estimation for multiple treatments using generalized boosted models [J]. Statistics in Medicine, 2013, 32(19): 3388-3414.
- [23] Evans R G, Stoddart G L. Producing health, consuming health care[M]// Evans R G, Barer M L, Marmor T R, ed. Why are Some People Healthy and Others not? The Determinants of Health of Populations? New York: Aldine de Gruyter, 1994.
- [24] Elstad J I. The Psycho-Social Perspective on Social Inequalities in Health [J]. Sociology of Health & Illness, 1998, 20(5): 98-618.
- [25] Wood A M, Boyce C J, Moore S C, et al. An evolutionary based social rank explanation of why low income predicts mental distress: A 17 year cohort study of 30,000 people[J]. J Affect Disord, 2012, 136(3): 882-888.
- [26] Daly M, Boyce C, Wood A. A Social Rank Explanation of How Money Influences Health, Health Psychology: Official Journal of the Division of Health Psychology[J]. American Psychological Association, 2015, 34(3): 222-230.
- [27] Chan C H, Wong H K, Yip P S F. Associations of Relative Income Deprivation with Perceived Happiness and Self-Rated Health among the Hong Kong Chinese Population[J]. International Journal of Public Health, 2017, 62(6): 697-707.
- [28] 张广科. 行政机关公务员薪酬公平及其影响因素研究 [J]. 统计研究, 2012(1): 92-95.

[收稿日期:2021-05-25 修回日期:2021-06-29]

(编辑 刘博)