

# 养老金能否降低农村老人的健康风险？ ——兼论社区养老服务的协同作用

张郁杨<sup>1</sup>, 袁 微<sup>2</sup>

(1. 浙江工业大学 公共管理学院, 浙江 杭州 310023; 2. 湖北经济学院 工商管理学院, 湖北 武汉 430205)

**摘 要:**为探究居民养老保险政策能否有效降低农村老人的健康风险,文章首先从理论上提出了养老金对农村老人健康影响的机制假说,然后利用中国健康与养老追踪调查微观数据,通过PSM-DID模型实证检验了养老金对农村老人生理健康的影响和机制,并进一步探讨了养老金在较长时期内的影响效果以及社区养老服务在其中的协同作用。实证结果表明:(1)从短期来看,养老金的确具有降低农村老人健康风险的积极影响,这一影响主要存在于日常生活活动能力(ADL)、躯体活动能力和认知能力三项基本健康指标方面,对工具性日常生活活动能力(IADL)这一更高层次的社会性健康指标没有显著影响,并且这一效应对70岁及以下、家庭收入较高、受过教育、已婚且与配偶同住、患有慢性病以及家庭养老不足的农村老人来说更为明显。(2)养老金的影响渠道主要包括提高食物和医疗支出、增加午睡时间、促进隔代照料、抑制吸烟等。(3)从长期来看,养老金对农村老人日常生活活动能力和躯体活动能力的积极影响具有良好持续性,对工具性日常生活活动能力的积极影响在参保两年以上才开始显现,并且社区养老服务在其中发挥了显著的正向调节作用。而养老金对认知能力的长期积极影响则依赖于社区养老服务的协同保障。文章的研究不仅为居民养老保险政策的未来改革提供了经验依据,还为有效降低农村老人健康风险提供了政策参考。

**关键词:** 养老金; 生理健康; 社区养老服务; 长期影响

**中图分类号:** F062.6 **文献标识码:** A **文章编号:** 1001-9952(2022)11-0049-15

**DOI:** 10.16538/j.cnki.jfe.20220714.403

## 一、引 言

《“十四五”健康老龄化规划》指出,在“十四五”时期我国将迈入“中度老龄化社会”。然而我国老年人群的健康状况不容乐观,“增龄伴随的认知、运动、感官功能下降”将带来一系列健康风险,由此所导致的老年人失能已成为一个需要社会关注的焦点问题。在着力解决这一问题的过程中,还需注意到我国老龄化进程存在两个明显的结构性特征:一是农村老龄化水平明显高于城镇。2020年第七次人口普查数据显示,我国农村地区老龄化率高达23.8%,比城镇高出近8个百分点,并且这一差距逐渐扩大。在目前农村经济发展相对落后、医疗资源配置相对不足等现实背景下,由社会经济资源导致的健康功能劣势将在生命周期中长期积累,从而使得农村老人面临更为严重的健康风险。根据胡宏伟和李延宇(2021)的预测,在2020—2035年我国农村老

收稿日期:2022-05-08

基金项目:国家社会科学基金青年项目(21CGL019);浙江省教育厅社科项目(Y202146766)

作者简介:张郁杨(1991-),女,山东淄博人,浙江工业大学公共管理学院讲师;

袁 微(1990-)(通讯作者),女,湖南永州人,湖北经济学院工商管理学院讲师。

人失能率可能急剧上升,照护压力持续攀升。加上工业化、城镇化的冲击,农村空巢问题严重,缺乏家庭养老支持的农村老人很可能在失能后面临无人照护的生存困境。二是低龄老人占比大。我国老年人口中 70 岁以下的低龄老人占比超过一半,且有研究发现,到 2038 年我国低龄老人将增长至老龄人口的三分之二左右(Bai 和 Lei, 2020)。对于低龄老人来说,失能问题虽未充分显现,但现阶段低龄老人有较高的健康风险,这意味着其未来可能面临较高的失能率。

鉴于此,在当前我国老年照护体系尚未充分健全的背景下,积极应对老龄化的关键不仅在于为已失能或患病老人提供“选择性”的照护或医疗服务,还应当着眼于提供“普惠性”的老年健康保障。特别是对于处境更为劣势的农村老人来说,广泛性地降低老年健康风险对于缓解未来农村照护压力和实现保障关口前移具有重要现实意义。自 2014 年全国两会首次提出“医养结合”概念以来,我国政府不断强调医疗与养老相结合对健康老龄化的重要性。已有研究指出,养老金能够通过加强日常健康养护、管理和预防起到健康保障作用,其效果甚至强于医疗保险(阳义南和肖建华, 2019)。这主要是因为以疾病治疗为中心的医疗保障由于道德风险的存在,可能会造成过度医疗问题(马超等, 2021),而养老金作为老年人的一种收入来源,具有更为多元化的健康促进渠道。国外经验也已经表明,农村普惠性养老金可能通过改善营养状况、生活条件以及减轻生活压力等多种渠道对老人健康产生积极效应(Case, 2001; Schatz 等, 2012)。

为解决农村健康养老问题,我国于 2009 年开展新型农村社会养老保险制度试点:所有年满 60 周岁的农村参保老人都可以领取养老金,每月至少 55 元的基础养老金由政府全额支付。个人缴费部分则由参保人自主选择缴费档次,多缴多得、多缴多补。2014 年新农保与城镇居民基本养老保险合并,建立了城乡统一的居民基本养老保险政策。<sup>①</sup>那么我国居民养老保险能否有效降低农村老人的健康风险呢?相关研究起步较晚,且大多致力于心理健康或主观健康视角。比如,有学者发现,参保可以在一定程度上缓解农村老人的抑郁症状,促进其心理健康(何泱泱和周钦, 2016; 郑晓冬和方向明, 2018; 周钦等, 2018),但对其主观健康自评没有显著影响(张晔等, 2016; Cheng 等, 2018; 郑超和王新军, 2020)。现有文献对生理健康关注较少,相关研究主要采用日常生活活动能力(ADL)量表(Katz 等, 1963)和工具性日常生活活动能力(IADL)量表(Katz 等, 1970; Lawton, 1971)来测度老人生理健康。实际上,ADL 与 IADL 是专门针对老年人群的健康指标,用于反映老人不同层面的健康功能水平,前者反映基本生存能力,后者则反映社会参与功能,属于更高层次的健康指标。匡敏和何飞(2018)基于 2013 年 CHARLS 数据进行研究发现,参保显著提高了农村老人 ADL 完好的可能性。张晔等(2016)和 Cheng 等(2018)的研究发现居民社会养老保险政策在试点阶段的实施显著提高了农村老人 IADL 完好的可能性。Nikolov 和 Adelman (2019)和吴玉锋等(2021)基于 ADL 与 IADL 所涉及的活动内容自主构建了生理健康指标,同样证实了养老金对农村老人生理健康功能的保障效果。但是柳清瑞和刘淑娜(2019)基于 CHARLS 问卷的 12 项生活能力自测问题所构造的 ADL 指标展开研究,发现养老金难以在短期内产生明显的健康促进效果。

目前来看,现有文献对养老金影响农村老人生理健康的研究虽已取得一定进展,但尚存在较大的拓展空间。第一,生理健康指标测度有待细化与充实。已有文献的指标设定大多基于单一量表和二分变量,即若老人无法独立完成 ADL 或 IADL 量表中的任一活动即简单地认定为功能受损,忽略了健康的具体程度。同时,考虑到健康是一个复杂的综合性指标,有必要进一步纳入认知功能、躯体活动能力等多种指标以更为全面地测度健康程度。第二,缺乏对影响机理的有

<sup>①</sup> 为表达简明,将新农保与城乡居保统称为居民养老保险。

效论证。已有文献目前大多停留在对养老金健康绩效的综合评估层面,对影响机制的理论分析与实证检验尚有不足。第三,居民养老保险政策实施多年来的效果变化尚不得而知。已有文献均基于2009年试点阶段或2012年刚刚实现全覆盖时期的经验数据,尚未形成统一的研究结论。近年来居民养老保险政策逐步发展完善,养老金水平不断提高,这意味着政策实施效果很可能随之发生变化。在基础养老金方面,2015年《关于提高全国城乡居民基本养老保险基础养老金最低标准的通知》将基础养老金全国最低标准由原来的每人每月55元提升至70元,2018年又继续提升至88元。个人缴费方面,随着制度不断完善以及人们对政策的了解和信任程度增加,已参保农民在下一年度提高缴费档次的人数亦明显增加(聂建亮和钟涨宝,2014)。以上事实表明,对于居民养老保险政策实施效果的持续性有必要进行检验。第四,社会养老保障除养老金补贴之外,还包括养老服务,“十四五”规划将大力发展普惠性养老服务作为积极应对老龄化的重要措施,那么在居民养老保险政策推行过程中,养老服务能否发挥有效协同作用?这一问题尚未得到有效解答,现有研究的实证检验仍有待深化。

立足于现有研究,本文的主要贡献在于:一是基于CHARLS问卷构造了ADL、IADL、躯体活动能力与认知能力4项计分指标,以细化和充实生理健康指标测度;二是基于Grossman健康需求模型分析养老金健康促进作用的理论机理,然后利用2011年、2013年两期数据实证检验养老金在短期内对农村老人4项生理健康指标的影响效果及其作用机制;三是进一步添加2015年、2018年追踪数据,采用多期DID模型探究了养老金在较长时期内的影响变化;四是结合社区数据检验了社会养老服务对养老金保障效果的调节作用,为社会养老体系的未来改革提供了更为细化的经验依据。

本文研究结果表明,第一,从短期来看,养老金的确具有降低农村老人健康风险的积极影响,但这一影响主要存在于ADL、躯体活动能力和认知能力三项基本健康指标方面,对IADL这一更高层次的社会性健康指标没有显著影响。第二,养老金的作用机制主要包括增加食物和医疗支出、增长午睡时间、促进隔代照料和抑制吸烟行为。第三,养老金对农村老人健康风险的缓解作用有明显异质性,70岁及以下、家庭收入较高、受过教育、已婚且与配偶同住、患有慢性病以及家庭养老不足的农村老人受养老金影响更明显。第四,从长期来看,养老金对农村老人ADL和躯体活动能力的影响持续性较好。对IADL的积极效应从2015年开始显现,且社区养老服务在其中发挥了重要协同作用,而对认知能力的积极影响则需要通过社区养老服务的有效协同才能长期持续。

下文安排如下:第二部分是理论模型分析并提出机制假说,第三部分是实证研究设计,第四部分报告基准模型的分析结果,第五部分是划分特征样本进行异质性分析,第六部分进一步研究了政策的长期效果与社区养老服务在其中的协同作用,最后得出研究结论并提出政策建议。

## 二、理论模型与机制假说

Grossman健康需求模型把健康作为一种耐久资本(Grossman, 1972)。在时期 $t$ ,人们在预算约束与时间约束下选择当期健康投资 $I_t$ 。预算约束和时间约束可分别表示为:

$$P_t M_t + Q_t X_t = w_t L_t + A \quad (1)$$

$$T = L_t + Th_t + TZ_t + TP_t \quad (2)$$

$P_t$ 和 $Q_t$ 分别表示健康投入商品的价格和一般消费品价格, $M_t$ 和 $X_t$ 分别表示用于健康投资的商品(如营养品与医疗保健)和一般消费品的购买量。 $w_t$ 表示单位劳动收入, $L_t$ 表示劳动时间, $A$ 代表初始财富。 $T$ 表示时期 $t$ 的总时间, $TP_t$ 表示健康状况不良造成的时间损失, $Th_t$ 表示用于投

资于健康所花费的时间,  $TZ_t$  表示用于购买一般消费品所花费的时间。

每个人都通过遗传获得一笔外生的初始健康存量  $h_0$ , 健康资本在  $t+1$  期的存量即为第  $t$  期的投资  $I_t$  与扣除资本折旧的第  $t$  期健康存量  $h_t$  之和。假设  $\delta_t$  为外生折旧率,  $0 < \delta_t < 1$ , 随年龄而变:

$$h_{t+1} = I_t + (1 - \delta_t)h_t \quad (3)$$

健康资本折旧率是外生决定的, 意味着健康随着年龄增大而自然衰退的生理过程。那么, 在当期健康存量已知与折旧率外生这一前提下, 下一期的健康存量则完全取决于当期健康投资  $I_t$ 。在式(1)和式(2)的双重约束下, 如果用  $E$  表示健康以外的外生人力资本(比如教育), 时期  $t$  的健康投资可表示为如下一般函数形式:

$$I_t = I_t(M_t, Th_t; E) \quad (4)$$

由上式可知,  $I_t$  的变化主要取决于健康投资商品购买  $M_t$  和健康投资时间  $Th_t$ 。农村老人在时期  $t$  领取一笔养老金, 会直接扩大式(1)右侧的收入约束。同时, 养老金还可能存在一种间接的收入扩大机制, 即促进子代对老人提供经济支持。尽管养老金收入可能会对子代经济支持产生一定替代作用, 但在中国传统“孝文化”背景下, 家庭养老的刚性将导致养老金对子代赡养的替代作用较为有限。已有研究表明, 养老金不仅不会挤出子代经济支持, 老人预算约束的放松反而会通过释放其养老需求而促进子女产生向上的转移支付(程令国等, 2013)。因此, 直接与间接的双重收入约束扩大效应必然会提高老人对健康投资商品  $M_t$  的潜在购买力, 比如购买更多的营养品、医疗保健服务等。基于此, 本文提出第一个影响机制假说:

假说 H<sub>1</sub>: 养老金除直接增加收入外, 还会通过挤入向上的代际经济支持而扩大农村老人的预算约束, 并增加健康投资品的购买量。

根据 Becker(1965)时间分配理论, 当农村参保老人获得养老金这笔非劳动收入时, 如果单位劳动收入  $w_t$  不变, 还可能促使老人减少劳动供给, 即减少劳动时间  $L_t$ , 从而放松式(2)的时间约束。目前, 这一效应已被诸多研究所证实(黄宏伟等, 2014)。那么, 参保老人用于健康投资的时间  $Th_t$  可能会随时间约束的放松而增加, 从而有动机增加其健康促进行为, 比如充足的睡眠、体育锻炼等, 这将进一步提升健康投资  $I_t$ 。同时, 考虑到在东亚文化的特殊背景之下, 受到培养代际纽带与家族延续等传统家庭观念的影响(Cong 和 Silverstein, 2012), 中国老年人往往拥有较为强烈的隔代照料意愿。如果农村参保老人的时间约束得以放松, 他们将有可能把更多闲暇时间投入到照料孙代之中。尽管隔代照料对老年健康可能存在双重影响, 比如老人对孙代提供照料可能通过加重劳务负担与占用身体锻炼以及就医机会, 从而对健康产生消极影响(Baker 和 Silverstein, 2008), 但基于中国背景的研究表明, 隔代照料反而会通过弥补子女情感支持的缺失以及增加自我价值认同感和活动频率而促进健康(吴培材, 2018)。这一点在传统家庭文化影响深远的中国农村更为明显(周晶等, 2016)。除此之外, 隔代照料的老人出于对孙代成长的重视, 有可能改变对孙子女健康产生危害的生活方式(钱文荣和李梦华, 2020), 比如吸烟。因此, 本文提出第二个机制假说:

假说 H<sub>2</sub>: 养老金会影响农村参保老人的生活方式, 增加其健康促进行为与隔代照料, 并减少不良健康行为。

### 三、实证研究设计

#### (一)基准实证模型

双重差分(DID)法可以克服传统 OLS 回归模型中由于遗漏变量和反向因果所导致的内生性问题。基本模型设定如式(5)所示。

$$Y_{it} = \alpha + \rho D_i T_t + \beta_1 D_i + \beta_2 T_t + \beta_3 X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

其中,  $Y_{it}$  表示时期  $t$  农村老人  $i$  的生理健康得分,  $D_i$  为政策虚拟变量,  $D_i=1$  表示实验组, 即参保样本,  $D_i=0$  表示控制组, 即未参保样本。  $T_t$  表示实验期虚拟变量,  $T_t=1$  表示年份  $t$  为实验期,  $T_t=0$  表示年份  $t$  为基期。交互项  $D_i T_t$  的估计系数  $\rho$  即为政策效应的估计值。此外,  $X_{it}$  表示一系列控制变量, 以控制其他影响因素的干扰,  $\varepsilon_{it}$  为误差项。

由于居民养老保险采用自愿参保原则, 不同特征的农村老人很可能基于自身状况有不同的参保决策, 从而不符合 *DID* 法随机分组的假定。为保证估计结果的可靠性, 本文进一步采用倾向得分匹配双重差分 (*PSM-DID*) 法进行估计, 以尽可能避免选择性偏误问题。倾向得分进行匹配 (*PSM*) 的原理是使样本进入处理组和控制组的概率相近, 从而具有可比性, 然后再进行 *DID* 估计。具体来说, 本文采用形式灵活的 *Logit* 模型估计倾向得分, 选择落在共同支持倾向得分范围的个体, 同时选择效率较高的核匹配法来进行倾向得分匹配, 并选用 *Stata* 中默认的二次核函数和 0.06 带宽。

## (二) 数据与样本

本文采用来自中国健康与养老追踪调查 (*CHARLS*) 2011 年、2013 年、2015 年和 2018 年四期数据。 *CHARLS* 数据库覆盖全国 28 个省区的 150 个县、450 个社区 (村), 总样本约 1.7 万, 调查内容涉及家庭背景、经济状况、健康医疗以及养老等方面的丰富信息。本文研究对象为农村老人, 参加新农保与参加城乡居民基本养老保险的农村老年受访者均视为参保样本。由于新农保在 2012 年正式展开全国层面的全覆盖工作, 并于同年底基本实现, 故基准模型采用 2011 年 (全覆盖前) 与 2013 年 (全覆盖后) 两期平衡面板数据进行政策效果识别。第六部分进一步加入 2015 年、2018 年追踪数据, 以识别政策效果的长期变化。在 2011 年接受调查的 5784 名农村老人中, 有 4949 人在 2013 年再次接受调查。考虑到 2009 年部分县市已展开政策试点, 为消除试点与非试点地区之间系统性差异, 本文参考靳卫东等 (2018) 的研究, 将 2011 年试点地区的 2150 个样本剔除。最终基准模型得到 1887 个有效样本, 参保组 1422 人, 未参保组 465 人, 样本参保率为 75.36%。

## (三) 变量与描述性统计

本文因变量为健康风险, 结合 *CHARLS* 问卷, 本文从日常生活活动能力 (*ADL*)、工具性日常生活活动能力 (*IADL*)、躯体活动能力和认知能力四个维度来测量, 以更细化地反映农村老人健康功能的不同侧面。四个指标均以计分方式进行测度, 得分越高意味着健康状况越好, 老人所面临的健康风险也就越小, 指标的具体设计情况见表 1。

表 1 健康指标设计

| 指标                               | 问题描述                                                  | 得分设置                                                                 |
|----------------------------------|-------------------------------------------------------|----------------------------------------------------------------------|
| 日常生活活动能力<br>( <i>ADL</i> )量表     | 是否因为健康原因独立完成以下6项活动有困难:<br>穿衣服、洗澡、吃饭、上下床、如厕蹲起、控制大小便    | 对每个问题的回答:<br>0=无法完成                                                  |
| 工具性日常生活活动能力<br>( <i>IADL</i> )量表 | 是否因为健康原因独立完成以下5项活动有困难:<br>做家务、做饭、购物、管理财物、吃药           | 1=有困难, 需要帮助<br>2=有困难但仍可以完成                                           |
| 躯体活动能力                           | 是否因为健康原因在以下7种活动中有困难:<br>慢跑、久坐起立、爬楼、弯腰屈膝或下蹲、伸展手臂、负重、捡拾 | 3=没有困难<br><i>ADL</i> 总计0-18分<br><i>IADL</i> 总计0-15分<br>躯体活动能力总计0-21分 |
| 认知能力                             | 短时间内记忆10个词语的个数                                        | 0-10分, 记忆10个词语记为10分                                                  |

*ADL* 和 *IADL* 量表是专门针对老年人群的生理健康量表, 分别对应独立生活所需完成日常活动的两个不同层次: 第一层次是 *ADL* 量表, 表示维持生命持续条件的基本日常活动, 包括穿衣



服、洗澡等 6 项活动; *IADL* 量表属于第二层次, 表示难度相对较高的借助于工具所进行的社会性活动, 包括做家务、做饭等 5 项活动。躯体活动能力主要反映老人的身体运动功能障碍, 参考刘畅等(2017)的设计, 用慢跑、久坐起立等 7 项活动来表示。认知能力也是专门反映老年健康的一个重要指标, 已有研究表明, 认知功能衰退与自理能力丧失、老年生活质量下降密切相关, 甚至可能增大死亡风险(Shibley 等, 2006)。本文认知能力指标采用短时间内记忆 10 个词语的个数计分。

*PSM-DID* 法要求控制处理组和控制组在可观测特征上的差别, 以满足均值可忽略性假定。基于此, 本文尽可能控制了既可能影响农村老人健康又可能影响参保决策的变量, 共包括五类变量。一是人口统计学特征: 性别(1=男, 0=女)、年龄( $\geq 60$  岁)、婚姻状况(1=已婚且与配偶同居, 0=其他)。二是社会经济特征: 家庭人均收入(对数化)、教育程度(1=未受过教育, 2=小学, 3=初中, 4=高中及以上)、过去是否参与农业工作、是否拥有房产。三是公共卫生与医疗特征: 厕所是否可以冲水、是否有自来水、医疗资源可及性和是否参加新型农村合作医疗保险。<sup>①</sup>四是代际特征: 子女数量、子女教育程度(1=小学及以下, 2=初中, 3=高中、中专, 4=大专、本科及以上)、是否与子女同住(1=与子女住在一起、住在同一个院子或相邻的院子, 0=其他)、是否与子女频繁见面(1=每月一次及以上, 0=每月不足一次)。五是地域特征(1=东部, 0=中西部)。

表 2 给出了参保组和未参保组样本各项健康指标与协变量在政策实施前后的描述性统计结果。2011 年参保组的各项健康指标均低于未参保组, 特别是认知能力差异在 5% 的水平上显著。但在 2013 年政策全覆盖后, 两组样本在 *ADL*、躯体活动能力和认知能力三方面的差异均得到反转, 说明参保组健康状况已略优于未参保组。从两期变化来看, 除了对参保组的 *ADL* 有微弱提高之外, 其他三项指标在两组样本中均出现一定程度下降。这符合直觉判断, 随年龄增大, 老人生活自理能力、躯体活动能力等均会出现难以避免的衰退。协变量统计结果表明, 参保与未参保的农村老人基期家庭人均收入、工作类型、居住环境、医疗资源可及性、是否参加新农合、子女数量及其教育程度和地域特征都存在显著差异。这意味着参保与否的确存在选择问题, 采用 *PSM-DID* 法是有必要的。统计结果表明曾从事农业工作、家庭经济状况、居住环境和医疗资源可及性较差的农村老人更倾向于参保。另外, 参加新农合、子女数量较多、教育水平较低且居住在中西部省份的农村老人也更倾向于参保。

表 2 描述性统计

| 变量类型 | 变量名称        | 2011年                        |               | 2013年                      |               |
|------|-------------|------------------------------|---------------|----------------------------|---------------|
|      |             | 参保组                          | 未参保组          | 参保组                        | 未参保组          |
| 因变量  | <i>ADL</i>  | 17.212(1.788)                | 17.300(1.655) | 17.214(1.863)              | 17.097(2.070) |
|      | <i>IADL</i> | 13.665(2.656)                | 13.754(2.718) | 13.524(2.958)              | 13.734(2.747) |
|      | 躯体活动能力      | 16.322(4.073)                | 16.680(4.128) | 16.042(4.484)              | 16.019(4.639) |
|      | 认知能力        | 3.454 <sup>**</sup> (1.602)  | 3.672(1.638)  | 3.352(1.726)               | 3.337(1.783)  |
| 协变量  | 性别          | 0.475(0.500)                 | 0.495(0.501)  | 0.475(0.500)               | 0.495(0.501)  |
|      | 年龄          | 67.120(6.012)                | 67.538(6.374) | 69.087(5.981)              | 69.441(6.236) |
|      | 婚姻状况        | 0.762(0.426)                 | 0.774(0.419)  | 0.762(0.426)               | 0.766(0.424)  |
|      | 家庭人均收入      | 7.972 <sup>***</sup> (1.371) | 8.278(1.493)  | 8.227 <sup>*</sup> (1.059) | 8.341(1.178)  |
|      | 教育程度        | 1.710(0.682)                 | 1.770(0.717)  | 1.709(0.689)               | 1.766(0.721)  |

<sup>①</sup> 医疗资源可及性指到社区各类医疗机构单程所花费的平均时间和平均交通成本。

续表 2 描述性统计

| 变量类型 | 变量名称      | 2011年                        |                | 2013年                        |                |
|------|-----------|------------------------------|----------------|------------------------------|----------------|
|      |           | 参保组                          | 未参保组           | 参保组                          | 未参保组           |
| 协变量  | 是否参与农业工作  | 0.643 <sup>**</sup> (0.479)  | 0.576(0.495)   | 0.575(0.494)                 | 0.551(0.498)   |
|      | 是否拥有房产    | 0.870(0.337)                 | 0.860(0.347)   | 0.859(0.348)                 | 0.862(0.345)   |
|      | 厕所能否冲水    | 0.200 <sup>**</sup> (0.400)  | 0.254(0.436)   | 0.259(0.439)                 | 0.273(0.446)   |
|      | 是否有自来水    | 0.546(0.498)                 | 0.551(0.498)   | 0.651 <sup>**</sup> (0.477)  | 0.703(0.457)   |
|      | 医疗资源可及时间  | 31.781 <sup>*</sup> (42.981) | 27.777(43.663) | 31.781 <sup>*</sup> (42.981) | 27.787(43.659) |
|      | 医疗资源可及成本  | 4.634(0.232)                 | 3.980(0.312)   | 4.634(0.232)                 | 3.978(0.312)   |
|      | 是否参加新农合   | 0.937 <sup>***</sup> (0.006) | 0.860(0.016)   | 0.955 <sup>***</sup> (0.005) | 0.828(0.018)   |
|      | 子女数量      | 3.718 <sup>*</sup> (1.434)   | 3.583(1.421)   | 3.718 <sup>*</sup> (1.434)   | 3.583(1.421)   |
|      | 子女教育程度    | 2.090 <sup>**</sup> (0.929)  | 2.196(0.946)   | 2.129 <sup>*</sup> (0.963)   | 2.224(0.948)   |
|      | 是否与子女同住   | 0.555(0.497)                 | 0.529(0.500)   | 0.499(0.500)                 | 0.473(0.500)   |
|      | 是否与子女频繁见面 | 0.743(0.437)                 | 0.727(0.446)   | 0.759(0.428)                 | 0.787(0.410)   |
|      | 地域特征      | 0.266 <sup>***</sup> (0.442) | 0.342(0.475)   | 0.266 <sup>***</sup> (0.442) | 0.342(0.475)   |

注: 括号内为标准差; \*\*、\*和<sup>\*</sup>分别表示 $t$ 检验在1%、5%和10%的显著性水平上显著。

#### 四、基准模型分析

##### (一)估计结果

本文采用 *DID* 与 *PSM-DID* 模型分别估计了参保对农村老人各个健康指标的效应, 估计结果见表 3。除躯体活动能力外, 其他指标在两种模型中均表现出较强的一致性, 表明基准模型估计结果较为稳健。对于躯体活动能力指标来说, 虽然 *DID* 估计不显著, 但其  $t$  值也达到了 1.54, 接近显著性临界值 1.65。考虑到 *PSM-DID* 可以更好地控制样本选择偏差, 本文后续研究均针对 *PSM-DID* 模型展开。具体来看, 领取养老金对农村老人的 *ADL*、躯体活动能力与认知能力三项指标均在 5% 的水平上存在显著积极效应, 对 *IADL* 指标却没有显著影响。基于 *CLHLS* 数据的两项研究(张晔等, 2016; Cheng 等, 2018)表明, 参保显著提高了农村老人 *IADL* 完好的概率。该结论与本文的差异可能源自两方面: 一是样本代表性不同, *CLHLS* 数据老龄化更严重, 样本平均年龄在 80 岁以上, 但本文样本年龄均值在 70 岁以下, 更符合当前低龄老人占比较大的中国老龄化现状(Bai 和 Lei, 2020); 二是政策时点不同, 上述研究针对 2009 年政策试点阶段, 但本文检验全覆盖阶段的政策效果。

表 3 基准模型估计结果

|             | <i>DID</i>                  |       | <i>PSM-DID</i>              |       |
|-------------|-----------------------------|-------|-----------------------------|-------|
|             | 估计系数                        | $N$   | 估计系数                        | $N$   |
| <i>ADL</i>  | 0.224 <sup>**</sup> (0.108) | 3 744 | 0.224 <sup>**</sup> (0.107) | 3 712 |
| <i>IADL</i> | -0.098(0.155)               | 3 724 | -0.094(0.152)               | 3 697 |
| 躯体活动能力      | 0.344(0.223)                | 3 616 | 0.531 <sup>**</sup> (0.232) | 3 563 |
| 认知能力        | 0.196 <sup>*</sup> (0.117)  | 3 356 | 0.272 <sup>**</sup> (0.128) | 3 075 |

注: 括号内为聚类到个体层面的稳健标准误; \*\*、\*和<sup>\*</sup>分别表示在1%、5%和10%的显著性水平上显著, 下同。

因此, 从短期来看, 参保主要对农村老人的基本健康功能, 即日常生活自理能力、躯体活动能力以及认知能力存在显著的正向效应。正如前文描述性统计结果所示, 虽然农村老人的基本健康功能随着年龄增长出现了不同程度的下降, 但表 3 结果表明, 参保老人的下降程度显著更低。根据 2013 年的样本统计数据, 高达 57.02% 的农村老人仅领取中央最低标准的 55 元基础养

老金。同时,由于各地基础养老金最低标准不同,还有 25.46% 的农村老人每月领取 60 元养老金。尽管居民养老保险政策的养老金水平并不高,但对于缺乏收入来源的农村老人来说,这笔稳定的非劳动收入已经可以对健康保障产生一定程度的积极效应。此外,较少的养老金数额导致 IADL 这一更高层次的工具性日常生活自理能力指标难以表现出显著的统计效果。从各个健康指标的估计系数大小也可以发现,养老金对农村老人健康的保障效果较为有限。因此,政府有必要进一步提高居民养老保险政策的养老金标准,以促进养老金健康保障效果的充分发挥。

(二)影响机制检验

本文利用 PSM-DID 模型对第二部分提出的两个理论机制假说进行检验:首先,本文对过去一年收到来自子女的经济支持进行对数化处理,并作为因变量,验证参保对子女经济支持的影响。其中,经济支持定期与不定期的包括金钱和实物在内的所有经济帮助。然后,对家庭人均食物支出和医疗支出及其相对水平(即该受访者支出水平在总样本中的分位数)进行对数化处理,并作为因变量来验证参保对农村老人过去一年的营养摄入和医疗服务利用情况的影响。对 H<sub>1</sub> 的检验结果见表 4。农村老人领取养老金可以令子女经济支持显著增至 1.567 倍,<sup>①</sup>这意味着在中国传统“孝文化”与农村家庭养老刚性需求的背景下,养老金不仅没有挤出子代向上的经济支持,反而有可能通过释放老人的养老需求而促使子女提供更多经济赡养,这与靳卫东等(2018)的研究结论类似。因此,对于农村参保老人来说,养老金不仅可以直接扩大其预算约束,还可以通过挤入代际支持“放大”其收入效应。在此基础上,表 4 进一步对“ln 家庭人均食物支出”“家庭人均食物支出相对水平”“ln 家庭人均医疗支出”和“家庭人均医疗支出相对水平”进行检验,其中,在医疗支出的两个估计模型中,本文控制了老人慢性病诊断情况。结果发现,养老金可以令农村老人家庭人均食物支出和医疗支出分别显著增加至 1.140 倍和 1.406 倍,这表明农村参保老人的确将一部分养老金投入到食物和医疗服务的购买之中,以提高当期健康投资。然而相对于食物支出的估计结果,养老金对农村老人医疗支出的提升效果更为明显。从养老金对两类支出相对水平的影响对比可进一步证明这一发现:养老金对农村参保老人食物支出的相对水平并未产生显著影响,却使其医疗支出在总体中的分位点显著上升了大约 0.041。尽管 Grossman 健康需求模型将营养摄入视为一种健康投资,李琴等(2022)同样采用 CHARLS 数据的研究也进一步证实,食物支出与农村老人健康水平的确存在正向关联。但由于当前养老金水平较低,农村老人在营养摄入上的改善程度其实十分有限,这也是基准回归中养老金影响程度较低的原因之一。基于以上分析,机制假说 H<sub>1</sub> 得到证实。

表 4 影响机制检验

|                      |                | PSM-DID估计结果    |       |
|----------------------|----------------|----------------|-------|
|                      |                | 估计系数           | N     |
| 影响机制假说H <sub>1</sub> | ln过去一年收到子女经济支持 | 0.449**(0.223) | 3 730 |
|                      | ln家庭人均食物支出     | 0.131*(0.074)  | 3 730 |
|                      | 家庭人均食物支出相对水平   | 0.025(0.021)   | 3 730 |
|                      | ln家庭人均医疗支出     | 0.341**(0.163) | 3 579 |
|                      | 家庭人均医疗支出相对水平   | 0.041**(0.018) | 3 579 |
| 影响机制假说H <sub>2</sub> | 平均每天午睡时间(分钟)   | 5.853**(2.954) | 3 554 |
|                      | 照顾孙代           | 0.404*(0.236)  | 3 616 |
|                      | 吸烟             | -1.058*(0.569) | 3 616 |

① exp(0.449)=1.567。



对于假说 H<sub>2</sub>, 本文选择了一系列生活方式与行为变量进行检验, 包括过去一个月内平均每天的午睡时间、过去一年是否照顾孙子女和现在是否吸烟。表 4 的估计结果表明, 领取养老金可以促使农村老人平均每天午睡时长显著增加 5.853 分钟。同时, 本文估计结果发现, 参保可以显著提高农村老人照顾孙子女的可能性, 这一检验结果在 10% 的水平上显著, 这与于新亮等 (2019) 的研究结论类似。根据理论部分的分析, 隔代照料这一家庭互动活动, 本身就对农村老人的身体健康存在促进作用。同时, 为了保证孙代的健康成长, 隔代照料也有可能进一步抑制吸烟等这类对他人健康存在明显负外部性的有害行为。因此, 本文对吸烟这一不良健康行为进行检验, 结果发现参保的确大大降低了农村老人吸烟的可能性。综上所述, 在改变生活方式这一影响机制层面, 养老金对农村老人健康的保障作用主要通过增加午睡时间、促进隔代照料行为以及减少吸烟来实现。

### (三) 稳健性检验

首先对 PSM 结果进行匹配质量检验。本文对使用 PSM 方法后的两组样本进行均值 *t* 检验, 发现所有协变量均已不存在显著性差异, 说明匹配后农村参保老人与未参保老人在可观测特征上的差异得以有效消除。<sup>①</sup>同时, 为进一步增强研究结果说服力, 本文采用如下方法对基准模型进行稳健性检验, 如表 5 所示。

表 5 稳健性检验

|                | ADL                         |          | 躯体活动能力                      |          | 认知能力                        |          |
|----------------|-----------------------------|----------|-----------------------------|----------|-----------------------------|----------|
|                | 估计系数                        | <i>N</i> | 估计系数                        | <i>N</i> | 估计系数                        | <i>N</i> |
| (1) 更换匹配方法     | 0.229 <sup>**</sup> (0.107) | 3712     | 0.501 <sup>**</sup> (0.231) | 3563     | 0.299 <sup>**</sup> (0.127) | 3075     |
| (2) 增加协变量      | 0.234 <sup>**</sup> (0.110) | 3658     | 0.549 <sup>**</sup> (0.231) | 3519     | 0.274 <sup>**</sup> (0.129) | 3055     |
| (3) 剔除低配合样本    | 0.187 <sup>*</sup> (0.109)  | 3492     | 0.506 <sup>**</sup> (0.238) | 3356     | 0.300 <sup>**</sup> (0.130) | 2912     |
| (4) 剔除其他养老保险样本 | 0.261 <sup>**</sup> (0.120) | 3402     | 0.526 <sup>*</sup> (0.262)  | 3255     | 0.261 <sup>*</sup> (0.144)  | 2816     |
| (5) 安慰剂检验      | -0.166(0.198)               | 3186     | -0.102(0.462)               | 2989     | 0.003(0.161)                | 3000     |

#### 1. 更换匹配方法

把用于匹配的核函数更换为 *Gaussian* 函数, 并采用 0.02—0.1 多种带宽分别进行敏感性检验, 估计结果与基准模型无明显区别。限于篇幅, 在表 5 中仅展示 0.06 带宽的检验结果。

#### 2. 增加协变量

控制农村老人 15 岁之前健康状况 (1=极好、很好和好, 0=一般和差) 后进行回归。表 5 结果显示其估计系数的方向、大小与显著性均与基准模型保持较强的一致性。

#### 3. 调整研究样本

表 5 根据问题“受访者回答问卷时配合程度如何?” 仅保留“非常配合、比较配合和一般”的样本, 剔除 110 人。为避免其他类型养老保险对估计结果产生干扰, 表 5 在全样本中剔除参加商保和老农保的 149 个样本。可以发现, 两种处理方式的估计结果均与基准模型无明显区别。

#### 4. 安慰剂检验

仍然使用基准模型中处理组和控制组样本, 但把实验前后的时点更换为 2013 年和 2015 年。处理组在 2013 年之前即已参保, 所以在 2013 至 2015 年之间事实上并不存在政策干预, 这一反事实的安慰剂检验得以实施。由于 2013 年的受访者有一部分退出了 2015 年追踪调查, 最终样

<sup>①</sup> 限于篇幅, 检验结果省略, 有需要的读者可向作者索取。

本规模有所缩小,共得到 3 251 观测值。表 5 估计结果显示三项指标均不显著,表明基准模型估计结果因无法控制随时间而变的异质性或受其他政策干预而产生有偏估计的可能性很小。

### 五、异质性分析

本文基于基期年龄、收入、教育、婚姻状态、慢性病与家庭养老特征划分样本,并进行异质性考察,希望对政策的未来改革提供更为细化的事实依据,估计结果见表 6。

表 6 异质性考察

|      |          | ADL                          |       | 躯体活动能力                       |       | 认知能力                         |       |
|------|----------|------------------------------|-------|------------------------------|-------|------------------------------|-------|
|      |          | 估计系数                         | N     | 估计系数                         | N     | 估计系数                         | N     |
| 年龄   | ≤70岁     | 0.299 <sup>**</sup> (0.117)  | 2 748 | 0.395(0.269)                 | 2 644 | 0.300 <sup>**</sup> (0.146)  | 2 358 |
|      | >70岁     | -0.096(0.226)                | 930   | 0.716(0.472)                 | 894   | -0.227(0.305)                | 691   |
| 收入   | >50%     | 0.427 <sup>***</sup> (0.161) | 1 855 | 0.462(0.322)                 | 1 793 | 0.437 <sup>***</sup> (0.171) | 1 577 |
|      | <50%     | 0.157(0.175)                 | 1 853 | 0.600(0.383)                 | 1 782 | -0.046(0.202)                | 1 446 |
| 教育   | 受过教育     | 0.317 <sup>**</sup> (0.131)  | 2 228 | 0.772 <sup>***</sup> (0.280) | 2 169 | 0.307 <sup>*</sup> (0.172)   | 1 935 |
|      | 未受过教育    | 0.155(0.185)                 | 1 458 | 0.277(0.408)                 | 1 354 | 0.190(0.194)                 | 1 123 |
| 婚姻状态 | 已婚且与配偶同住 | 0.223 <sup>*</sup> (0.123)   | 2 846 | 0.494 <sup>*</sup> (0.266)   | 2 740 | 0.358 <sup>**</sup> (0.140)  | 2 427 |
|      | 其他       | 0.268(0.237)                 | 806   | 0.771(0.519)                 | 774   | -0.117(0.332)                | 628   |
| 慢性病  | 有        | 0.331 <sup>**</sup> (0.137)  | 2 690 | 0.785 <sup>***</sup> (0.283) | 2 581 | 0.199(0.152)                 | 2 231 |
|      | 无        | -0.194(0.129)                | 956   | -0.279(0.387)                | 928   | 0.291(0.277)                 | 800   |
| 家庭养老 | 支持充足     | 0.152(0.187)                 | 1 449 | 0.614(0.389)                 | 1 412 | 0.201(0.225)                 | 1 215 |
|      | 支持不足     | 0.213 <sup>*</sup> (0.127)   | 2 207 | 0.532 <sup>*</sup> (0.295)   | 2 123 | 0.308 <sup>**</sup> (0.153)  | 1 848 |

在年龄方面,将样本分为 60—70 岁与 70 岁以上两组。对于 60—70 岁的农村老人来说,参保对躯体活动能力虽无明显效果,但对 ADL 与认知能力均存在显著正向效应。而 70 岁以上群体的三项指标均不显著。这表明对于农村低龄老人来说,养老金的健康效应更明显,这与郑晓冬和方向明(2018)针对心理健康的研究结果一致。在我国低龄老人占比高且持续增长的背景下(Bai 和 Lei, 2020),该结论意味着持续加强居民养老保险政策的保障力度可以有效降低现阶段低龄农村老人的健康风险,从而积极应对未来的人口高龄化问题。

在收入方面,分为家庭人均收入高于和低于 50% 的两组样本。结果发现,养老金对高收入农村老人的 ADL 与认知能力都存在显著的积极效应,但低收入者的三项指标均不显著。该对比结果的政策含义在于,居民养老保险政策在参保人内部存在极为明显的不平等问题。张晔等(2016)的研究也有类似发现,养老金对家庭经济条件较好的农村老人生活质量改善反而更明显。一方面,这可能与家庭捆绑机制有关。已年满 60 岁的农村老人无需缴费即可领取基础养老金,但符合参保条件的子女应参保缴费。对于经济条件较差的农村家庭来说,若子女无力或不愿缴费,老人就无法得到政策保障,甚至出现老人为领取基础养老金而代替子女缴费的情况,这无疑大大减弱了养老金的效果(洪灏琪等, 2019)。另一方面,多缴多得和多缴多补的个人缴费政策进一步促使经济条件较好的农村老人在政策中受益,而低收入老人却因无力缴费而无法获得养老金补贴。

在教育方面,本文发现受过教育的农村老人是养老金的主要受益群体,其 ADL、躯体活动能力和认知能力指标均呈现显著的正向效应,而未受过教育的农村老人三项指标均不显著。根据 Grossman(1972)的理论,教育决定了健康投资的生产效率,受过教育的老人可以更有效地利用养老金,从而获得更高的健康产出,使养老金的作用得到更有效的发挥。王震和刘天琦(2021)从心

理健康的视角支持了这一论证,发现养老金对教育水平更高的农村老人存在更为显著的抑郁缓解效果,而教育水平较低的群体难以从参保中受益。

在婚姻状态方面,以是否已婚且与配偶同住为标准划分为两组样本。由于少子化与预期寿命增加,我国空巢老人问题日益严重,加上工业化与城镇化的冲击,农村空巢问题进一步加剧,配偶在农村老人生活中扮演着举足轻重的角色(李琴等,2021)。估计结果显示,参保对于已婚且与配偶同住的农村老人健康存在显著的积极效应,而其他婚姻状态的农村老人三项指标均未通过显著性检验。这说明已婚且与配偶同住的农村老人从居民养老保险政策中受益更多,这一点与郑超和王新军(2020)的研究结论较为类似。与配偶一同居住的农村老人可能由于能够获得更多生活照料与精神慰藉而促使养老金更好地发挥健康保障效果。

在慢性病方面,基于老人在基期是否诊断有慢性病进行分组。结果显示,养老金对本身就患有慢性病的农村老人具有更明显的健康保障效果。虽然认知能力指标不显著,但 *ADL* 与躯体活动能力指标的估计结果均大大优于全样本。已有证据显示,农村养老金的收入效应在健康状况较差的老年人群中更明显(张川川等,2015)。同时,考虑到养老金的健康效应本质上是由收入效应派生而来,本文认为上述结果符合理论预期。慢性病严重影响老人生活质量,特别是在我国农村,慢性病死亡率、患病率均高于城镇,而相应的健康管理、疾病认知与治疗情况却远不如城镇(葛延风等,2020)。本研究表明,农村养老金对面临更高健康风险的慢性病人群发挥了更有效的健康保障效果。

在家庭养老方面,考虑到社会养老可能与传统家庭养老之间存在关联(程令国等,2013),本文基于是否与子女同住且得到子女频繁探望为标准划分了两组样本。结果发现,对于家庭养老有充足支持的农村老人来说,参保对各项健康指标的影响并不显著。而对于家庭养老支持不足的样本来说,参保对三项指标均存在显著正向效果。已有研究表明,相对于与子女同住的农村老人,养老金不仅对留守老人经济状况的改善更明显(靳卫东等,2018),而且在缓解抑郁症状和提升生活满意度方面的积极作用也更突出(郑晓冬和方向明,2018)。本文结果进一步充实了现有研究对社会养老与家庭养老之间关系的论证,在当前家庭养老逐渐弱化的现实背景下,如果农村老人难以得到充足的子代支持,社会养老就能起到明显的补充作用。

## 六、进一步研究:政策长期效果与社区养老服务的协同作用<sup>①</sup>

本文在基准模型基础上加入 2015 年和 2018 年追踪数据构造双向固定效应的多期面板模型。需进行如下样本处理:一是为避免对检验结果产生干扰,把 2015 年和 2018 年的新参保样本剔除,分别有 242 人和 205 人;二是为避免样本选择性偏误,在进行多期估计之前对样本进行倾向得分匹配。此外,有一部分样本退出了追踪调查,2015 年和 2018 年分别退出 523 人和 826 人,四期数据最终得到 5752 个观测值,其中参保组和未参保组分别有 4701 和 1051 个观测值,具体模型设定如下:

$$Y_{cit} = \alpha + \rho G_{cit} + \beta X_{cit} + \delta_c + \gamma_t + \varepsilon_{cit} \quad (6)$$

$$Y_{cit} = \alpha + \sum_{l=2013}^{2018} \rho_l G_{cit}^l + \beta X_{cit} + \delta_c + \gamma_t + \varepsilon_{cit} \quad (7)$$

模型(6)为多期 *DID* 模型的平均效果估计,  $G_{cit}$  为虚拟变量,农村老人参保后则取值为 1,其余情况均取值为 0。系数  $\rho$  估计的是参保组在 2013 至 2018 年间的平均效应。  $X_{cit}$  为一系列个体层面的控制变量,  $\delta_c$  为社区固定效应,  $\gamma_t$  为时间固定效应。模型(7)为多期面板模型的 *DID* 估计,

<sup>①</sup> 限于篇幅,检验结果省略,有需要的读者可向作者索取。

虚拟变量  $G_{cit}^l$  仅在参保后且  $t=l$  时取值为 1, 其余情况均取值为 0。其中,  $l$  取值依次为 2013、2015 和 2018, 系数  $\rho_l$  表示每一年的政策效果。

考虑到养老服务可能对养老金的保障效果发挥协同作用, 为检验这一猜想, 本文进一步利用社区数据构造了调节效应模型进行实证分析。模型(8)通过构造社区养老服务变量  $Service_c$  与  $G_{cit}^l$  的交互项来检验居民养老保险与社会养老服务之间的协同性,  $\eta_l$  为估计参数。其中,  $Service_c$  来自 CHARLS 社区问卷中“是否设有老年协会或老年保健服务中心”的问题。具体模型设定如下:

$$Y_{cit} = \alpha + \sum_{l=2013}^{2018} \rho_l G_{cit}^l + \sum_{l=2013}^{2018} \eta_l G_{cit}^l \times Service_c + \beta X_{it} + \delta_c + \gamma_i + \varepsilon_{cit} \quad (8)$$

根据检验结果, 从平均效果的估计结果来看, 参保对农村老人 ADL、躯体活动能力和认知能力指标均存在显著的促进作用, 但对 IADL 指标的影响并不显著, 这与基准模型估计结果类似。分年度的估计系数则得到诸多新发现。第一, 养老金对农村老人 ADL 与躯体活动能力的积极作用在三期数据中均较为显著, 并且 2015 年的估计系数有较大幅度增长, 2018 年的系数略有回落。第二, 参保对农村老人 IADL 指标的影响表现出明显滞后性, 2013 年虽无显著效果, 但从 2015 年开始表现出明显的正向效应, 虽然 2018 年系数有所减小, 但同样在 1% 的水平上显著。第三, 认知能力指标仅在 2013 年显著, 虽然 2015 年与 2018 年的系数仍有所增大, 但并未表现出显著的统计意义。以上结果表明, 对于不同健康指标来说, 养老金的时期效应存在较大差异。随着参保时间增长, 农村参保老人的养老金领取水平不断提高, 养老金对 IADL 这一较高层次健康指标的积极效应在参保两年以上也逐渐显现。对 ADL 和躯体活动能力这类基础健康指标的影响则始终具有较为明显的效果, 不仅持续性较好, 而且作用程度也有所增大。对认知能力指标的影响在短期内得到体现, 但效果的持续性较差。根据检验结果, 参保与社区养老服务交互项表现出十分显著的正向效应。这说明对于社会养老服务较为完善的社区, 养老金对农村老人认知能力效果的持续性较好。文章结果表明, 社区养老服务对养老金作用的发挥的确存在显著的正向调节效应。

## 七、结论与政策建议

在当前老年照护体系尚不完善的现实背景下, 通过普惠性的社会养老政策降低农村老人的健康风险, 为减轻未来农村的照护压力提供了有力保障。基于此, 本文利用 CHARLS 数据, 采用 PSM-DID 方法实证分析了居民养老保险政策对农村老人 ADL、IADL、躯体活动能力和认知能力的短期与长期影响及其作用机制, 并检验了社区养老服务变量在其中的协同作用。本文研究不仅为居民养老保险政策的未来改革提供了经验依据, 还为有效降低农村老人的健康风险提供了政策参考。具体来看, 本文得到如下研究结论与相关政策建议。

首先, 养老金的确在一定程度上降低了农村老人的健康风险, 这一效应主要是通过增加食物和医疗支出、增长午睡时间、促进隔代照料和抑制吸烟行为等渠道发挥作用。从短期来看, 参保对农村老人 ADL、躯体活动能力和认知能力三项基本健康功能指标存在正向效应, 但作用程度较为有限, 而且对 IADL 这一更高层次的社会性健康指标没有显著影响。较低的养老金水平将限制健康保障的良性效果, 政府有必要适时提高农村养老金水平, 特别是基础养老金部分。已有研究表明, 普惠性的基础养老金在提升养老保障能力方面的效果要强于个人账户(聂建亮和钟涨宝, 2014)。但从目前全国基础养老金的替代率来看, 以本文 2018 年的数据计算, 每月 88 元的基础养老金对同年农民人均可支配收入的替代率仅为 7.22%, 对农村老人生活的保障力度还远



远不足。尽管 2020 年国家对于居民养老保险的基础养老金标准已提升至 93 元,但随着通货膨胀和农村收入水平提升,其替代率甚至下降至 6.52%。因此,有必要建立养老金动态调整机制,及时上调基础养老金标准,使之与经济发展水平、物价水平和农村收入水平相适应。《2022 年政府工作报告》也明确指出,应该“适当提高城乡居民基础养老金标准”,各地方政府也应根据当地财政负担能力适当增加基础养老金中来自地方政府的财政补贴,促进养老金健康保障效果的充分发挥。

其次,养老金对健康风险的缓解作用存在明显的群体异质性,对于 70 岁及以下、家庭收入较高、受过教育、已婚且与配偶同住、患有慢性病以及家庭养老不足的农村老人来说,养老金的健康保障效果更为明显。一方面,养老金对患有慢性病、缺乏家庭养老支持的农村老人的健康积极效应更显著。另一方面,高龄、低收入、未受过教育、丧偶或独居的农村老人受益不足的现实也提醒政策制定者关注养老保险政策的机会均等性。比如,应切实消除居民养老保险政策的家庭捆绑机制,保证弱势群体真正享受到政策福利,避免参保人内部不平等现象。同时,还应当建立弱势群体的精准识别机制,针对困难群体设置更为合理的个人账户补贴政策,在缴费激励与公平保障之间寻求平衡,从而使得政策成果更多、更公平地惠及全体居民。

最后,从政策长期效果来看,随着参保年限增长,养老金对农村老人 ADL 和躯体活动能力指标的影响效果具有较好的持续性,对 IADL 的积极效应从 2015 年也开始显现,社区养老服务在其中发挥了重要的协同作用。对认知能力的积极效果则需要通过社区养老服务的有效协同才得以长期持续。因此,社会养老体系的建设应注重货币补贴与养老服务的协同作用,构建“物质+服务”的多维社会养老保障体系。一方面,要充分发挥社区作为基层载体的重要作用,在政府引导与社会参与的合力下,为农村老人提供普惠性的社区养老服务,推进公共服务均等化进程。另一方面,要注重家庭与社区机构的协调,不仅通过社区养老服务弥补农村老人家庭照料的缺失,而且要强化农村养老体系中的家庭功能,逐步构建家庭与社区角色并重的居家养老服务体系。

#### 主要参考文献:

- [1]程令国,张晔,刘志彪.“新农保”改变了中国农村居民的养老模式吗?[J]. 经济研究,2013,(8): 42-54.
- [2]葛延风,王列军,冯文猛,等. 我国健康老龄化的挑战与策略选择[J]. 管理世界,2020,(4): 86-95.
- [3]何泱泱,周钦.“新农保”对农村居民主观福利的影响研究[J]. 保险研究,2016,(3): 106-117.
- [4]洪灏琪,马源聪,宁满秀. 捆绑还是松绑: 农村居民社会养老保险参与激励与政策取向研究[J]. 农业经济问题,2019,(4): 98-107.
- [5]胡宏伟,李延宇. 中国农村失能老年人照护需求与成本压力研究[J]. 中国人口科学,2021,(3): 98-111.
- [6]黄宏伟,展进涛,陈超.“新农保”养老金收入对农村老年人劳动供给的影响[J]. 中国人口科学,2014,(2): 106-115.
- [7]靳卫东,王鹏帆,何丽.“新农保”的养老保障作用: 理论机制与经验证据[J]. 财经研究,2018,(11): 125-138.
- [8]匡敏,何飞.“新农保”对农村老年人口健康的影响与养老服务优化研究[J]. 农村经济,2018,(10): 84-90.
- [9]李琴,赵锐,张同龙. 养老保险制度是否缓解了丧偶对老年健康的不利冲击[J]. 世界经济,2021,(9): 180-206.
- [10]李琴,赵锐,张同龙. 农村老年人丧偶如何影响健康?——来自 CHARLS 数据的证据[J]. 南开经济研究,2022,(2): 157-176.
- [11]刘畅,易福金,徐志刚. 父母健康: 金钱和时间孰轻孰重?——农村子女外出务工影响的再审视[J]. 管理世界,2017,(7): 74-87.
- [12]柳清瑞,刘淑娜. 农村基本养老保险的减贫效应——基于 PSM-DID 的实证分析[J]. 人口与发展,2019,(3): 38-46.
- [13]马超,李植乐,孙转兰,等. 养老金对缓解农村居民医疗负担的作用——为何补贴收入的效果好于补贴医保[J]. 中国工业经济,2021,(4): 43-61.



- [14] 聂建亮, 钟涨宝. 新农保养老保障能力的可持续研究——基于农民参保缴费档次选择的视角[J]. 公共管理学报, 2014, (3): 70–79.
- [15] 钱文荣, 李梦华. 新农保养老金收益对农村老年人健康行为的影响及其作用机制[J]. 浙江大学学报(人文社会科学版), 2020, (4): 29–46.
- [16] 王小增, 王林萍. “新农保”拉近了父母与子女的空间距离吗——基于 CHARLS 数据的实证分析[J]. 农业技术经济, 2020, (6): 90–102.
- [17] 王震, 刘天琦. 社会养老保险政策对农村老年人主观福利的影响——基于 CHARLS 数据的实证分析[J]. 财经科学, 2021, (4): 105–117.
- [18] 吴培材. 照料孙子女对城乡中老年人身心健康的影响——基于 CHARLS 数据的实证研究[J]. 中国农村观察, 2018, (4): 117–131.
- [19] 吴玉锋, 虎经博, 聂建亮. 城乡居民基本养老保险对农村老年人健康绩效的影响机制研究[J]. 社会保障研究, 2021, (6): 10–22.
- [20] 阳义南, 肖建华. “以医促养”还是“以养促养”: 医疗保险与养老金的健康绩效比较[J]. 保险研究, 2019, (6): 81–95.
- [21] 于新亮, 上官熠文, 刘慧敏. 新农保、隔代照顾与儿童健康[J]. 中国农村经济, 2019, (7): 125–144.
- [22] 张川川, Giles J, 赵耀辉. 新型农村社会养老保险政策效果评估——收入、贫困、消费、主观福利和劳动供给[J]. 经济学(季刊), 2015, (1): 203–230.
- [23] 张晔, 程令国, 刘志彪. “新农保”对农村居民养老质量的影响研究[J]. 经济学(季刊), 2016, (2): 817–844.
- [24] 郑超, 王新军. “新农保”政策对老年人扶贫绩效的影响研究[J]. 财经研究, 2020, (3): 124–138.
- [25] 郑晓冬, 方向明. 社会养老保险与农村老年人主观福利[J]. 财经研究, 2018, (9): 80–94.
- [26] 周晶, 韩央迪, Mao W Y, 等. 照料孙子女的经历对农村老年人健康的影响[J]. 中国农村经济, 2016, (7): 81–96.
- [27] Bai C, Lei X Y. New trends in population aging and challenges for China’s sustainable development[J]. *China Economic Journal*, 2020, 13(1): 3–23.
- [28] Baker L A, Silverstein M. Depressive symptoms among grandparents raising grandchildren: The impact of participation in multiple roles[J]. *Journal of Intergenerational Relationships*, 2008, 6(3): 285–304.
- [29] Becker G S. A theory of the allocation of time[J]. *The Economic Journal*, 1965, 75(299): 493–517.
- [30] Cheng L G, Liu H, Zhang Y, et al. The health implications of social pensions: Evidence from China’s new rural pension scheme[J]. *Journal of Comparative Economics*, 2018, 46(1): 53–77.
- [31] Cong Z, Silverstein M. Custodial grandparents and intergenerational support in rural China[A]. Mehta K K, Thang L L. Experiencing grandparenthood: An Asian perspective[M]. Dordrecht: Springer, 2012.
- [32] Grossman M. On the concept of health capital and the demand for health[J]. *Journal of Political Economy*, 1972, 80(2): 223–255.
- [33] Katz S, Downs T D, Cash H R, et al. Progress in development of the index of ADL[J]. *The Gerontologist*, 1970, 10(1): 20–30.
- [34] Lawton M P. The functional assessment of elderly people[J]. *Journal of the American Geriatrics Society*, 1971, 19(6): 465–481.
- [35] Schatz E, Gómez-Olivé X, Ralston M, et al. The impact of pensions on health and wellbeing in rural South Africa: Does gender matter?[J]. *Social Science & Medicine*, 2012, 75(10): 1864–1873.
- [36] Shipley B A, Der G, Taylor M D, et al. Cognition and all-cause mortality across the entire adult age range: Health and lifestyle survey[J]. *Psychosomatic Medicine*, 2006, 68(1): 17–24.

## Does Pension Reduce the Health Risk of Rural Elderly? Also on the Synergy of Community Elderly Care Services

Zhang Yuyang<sup>1</sup>, Yuan Wei<sup>2</sup>

(1. School of Public Administration, Zhejiang University of Technology, Hangzhou 310023, China;

2. School of Business Management, Hubei University of Economics, Wuhan 430205, China)

**Summary:** With the elderly care system in China having not been built maturely, to widely reduce the health risk of rural elderly is of great significance to alleviate the care pressure in the future and move the security gate forward. The purpose of this paper is to explore whether inclusive residents' pension could reduce the health risk of rural elderly effectively. First, based on Grossman's health demand model, this paper puts forward the mechanism hypothesis of the impact of pension on the health of the elderly in theory. Then, based on the four periods (2011, 2013, 2015 and 2018) of China Health and Retirement Longitudinal Study tracking data, this paper empirically tests the impact and mechanism of pension on various physiological health indicators of rural elderly using the DID method after PSM. In addition, this paper further discusses the impact of pension in a long period of time and the moderating effect of community pension services.

The empirical results show that: (1) In the short term, although the pension has no significant impact on the IADL index of the elderly, it significantly alleviates the decline of ADL, physical activity ability and cognitive ability of the elderly, and this effect is more obvious for the elderly aged 70 and below, with high family income, educated, married and living with spouse, suffering from chronic diseases, and having insufficient family support. (2) The mechanism of the impact of residents' pension on rural elderly's health mainly includes that the pension can effectively increase food and medical expenditure, increase nap time, promote intergenerational care, inhibit smoking and so on. (3) In the long-term model, the impact of pension on different health indicators is various. The impact of pension on the ADL and physical activity has a good sustainability. The positive effect on the IADL, a high-level health indicator, begins to appear more than two years after participating in the pension scheme and community elderly care services play a positive regulatory role. The long-term positive effect on the cognitive ability depends on the collaborative support of community elderly care services.

This paper not only provides an empirical basis for the future reform of residents' pension system, but also provides a policy reference for effectively reducing the health risk of rural elderly. First, it is necessary to improve the basic pension level in time to adapt it to the current level of economic development. Then, the government needs to effectively eliminate the family binding mechanism in the future reform, to ensure that vulnerable elderly groups really enjoy policy benefits and the policy benefits all residents more fairly. Also, the synergy of monetary subsidies and community elderly care services need to be paid more attention to, so as to build a multi-dimensional elderly security system.

**Key words:** pension; physical health; community elderly care services; long-term impact

(责任编辑 顾 坚)