

# 农村社会养老保险对农户 多维相对贫困的影响研究

张东玲,王鹏年,王艳艳,刘 妍

(青岛大学 经济学院,山东 青岛 266061)

**摘 要:**农村社会养老保险对于提升家庭内生发展能力,缓解农户多维相对贫困具有重要意义。基于可行能力理论构建多维相对贫困指数,利用 2014—2018 年三期中国家庭追踪调查数据库,探究农村社会养老保险对农户多维相对贫困的政策效果及作用机制。结果表明,农村社会养老保险能够通过促进老年人操持家务、隔代照顾和促进青年劳动力外出就业缓解家庭多维相对贫困状况。按照农村社会养老保险的边际效果特征,农户群体可被划分为有效型、抑制型与无效型三种,且在样本期间内抑制型农户减少,无效型农户增多。另外,农村社会养老保险仅对于多维相对贫困程度较高的农户有显著的作用效果,且农村社会养老保险能够阻断返贫以及抑制长期性贫困。因此,为有效缓解农户多维贫困,应推动农村产业发展并加强对农村劳动力的技能培训,完善农村社会养老保险制度的运作模式和提升养老金待遇水平,以及构建多元化农村社会保障制度。

**关键词:**多维相对贫困;农村社会养老保险;贫困长效治理;家庭代际分工

**中图分类号:**F840.6

**文献标识码:**A

**文章编号:**2095-929X(2024)02-0079-16

## 一、引 言

2020 年中国率先完成消除绝对贫困的艰巨任务,为世界范围的贫困治理提供了宝贵的中国经验。然而,绝对贫困的消除并不等于贫困治理问题的彻底解决,更不等于扶贫工作的终结,而是意味着现阶段我国扶贫工作的重点由消除以收入为单一指标衡量的绝对贫困,转化为消除以收入、健康、教育与生活状况等多维度衡量的相对贫困<sup>[1]</sup>。进入后脱贫时代,不仅要维护好前期脱贫攻坚的成果,防止农户规模性返贫,而且要致力于消除多维度的相对贫困。多维相对贫困是指在相对贫困的基础上,综合考虑个体的收入、教育、就业、健康等方面,对其相对贫困程度进行多维测度的一种新型贫困概念<sup>[2]</sup>。多维相对贫困的概念源于 1999 年 Sen<sup>[3]</sup>提出的可行能力理论,即衡量个体福利是否被剥夺需要综合考察个体多个维度的基本可行能力与权力是否存在被剥夺现象。基于可行能力理论,Alkire-Foster<sup>[4]</sup>构造 AF 法,通过构建多维相对贫困指数,对每个维度的贫困指标设定临界值,以判断个体是否处于多维相对贫困状态。根据 AF 法,国内外学者对中国城市和农村家庭多维相对贫困状况展开了广泛研究,发现中国家庭的多维贫困状况远高于国家统计局以收入为标准测量的贫困发生率<sup>[5]</sup>,且农村地区多维相对贫困程度高于城市<sup>[6-7]</sup>,还有研究表明农村地区多项指标的贫困持续

**基金项目:**国家社会科学基金项目“产业融合驱动新型城镇化与乡村振兴战略协调推进研究”(19BJY111)。

**作者简介:**张东玲,女,山东潍坊人,博士,青岛大学经济学院教授,研究方向:农业农村经济与可持续发展。

时间也要比城市更长<sup>[8]</sup>。由此可见,相对于城市,农村地区的家庭贫困程度较高已成为学界基本共识,减缓农户多维相对贫困是推进乡村振兴战略需要解决的迫切问题。

“十四五”规划明确指出,要完善农村社会保障和救助制度,健全农村低收入人口常态化帮扶机制。以农村养老保险为核心的社会保障制度是实现农村地区反贫困目标的重要举措,旨在缓解农民自身及其家庭难以应对的由于生理机能丧失所导致的贫困问题。关于农村社会养老保险的减贫效果,较多研究表明养老金收入能够显著降低贫困发生率<sup>[9-10]</sup>。自新型农村社会养老保险(以下简称“新农保”)试点实施以来,众多学者从经济、生活状况、健康及精神状况等不同维度评估其减贫效果。研究发现,农村社会养老保险能够有效且持续减轻老年人的经济贫困<sup>[11-12]</sup>,并随之改善其健康医疗和营养物质条件<sup>[13]</sup>。另外,领取养老保险金能够提高个体在家庭内外部的相对经济地位,这有利于减少老年人在心理和感情上的被剥夺感<sup>[14]</sup>以及提升其生活幸福感、满意度与心理健康水平<sup>[15]</sup>。

然而,部分学者认为农村社会养老保险的减贫效果并不明显。原因在于,以“保基本”为基本原则的农村社会养老保险的覆盖面有限且待遇水平普遍较低,难以真正改善老年人及其家庭的福利状况<sup>[16]</sup>。此外,制度规定,新农保实施时已满60岁的农村老年人可以直接领取养老金,但其符合参保条件的子女应当参保缴费。这种“捆绑式缴费”的参保方式,可能会在一定程度上降低农村社会养老保险的参与率,将家庭经济状况较差而无力缴费的困难群体排除在政策之外<sup>[14]</sup>。对于参保家庭而言,养老保险费本身可能给农户造成经济负担,加深其贫困程度。同时,领取养老金可能会对老年人所享有的代际经济支持有一定的挤出效应,参保后会提升农村老人的致贫概率<sup>[17]</sup>。

此外,以往学者主要基于农村社会养老保险的转移支付视角,探讨国家财政向农民“兜底输血”对其家庭多维相对贫困的影响。但较少学者基于家庭内生发展能力这一视角,探讨农村社会养老保险的“内生造血”功能,以及基于动态视角研究农村社会养老保险减贫脱贫效果的长效性。有研究表明,农村社会养老保险能够影响家庭当期行为选择,如家庭代际分工和劳动供给决策等<sup>[18-19]</sup>。也有学者认为,推进贫困长效治理需要激发家庭自我发展的内生动力,实现家庭作用在摆脱贫困中的有效发挥<sup>[20]</sup>。但鲜有学者结合养老保险与家庭代际分工,研究两者如何共同影响农户多维相对贫困状况,以及养老保险对农户多维相对贫困的动态影响。

经过以上梳理可以发现,既有研究对农村养老保险是否能有效影响农户多维相对贫困尚无一致结论,且较少有学者基于家庭代际分工视角研究农村养老保险对农户多维相对贫困的影响机制。此外,在考察农村养老保险对农户多维相对贫困的异质性影响时,已有研究多使用主观聚类方法进行讨论<sup>[13,21]</sup>,这使得研究结论受主观影响较大。因此,相比以往研究,本文主要的边际贡献如下:第一,基于可行能力理论,构建包括生活、健康、收入、就业与教育五个维度的多维相对贫困指标评价体系,并引入家庭代际分工作为中介变量,实证检验农村养老保险对农户多维贫困的影响及其作用机制;第二,关注到农村社会养老保险对家庭多维相对贫困的异质性影响,采用有限混合回归模型和分位数回归模型对农户群体进行分类,并探究农村社会养老保险对不同类型农户的边际作用;第三,根据农户贫困状况的动态演进,将农户贫困归类为暂时性贫困、长期性贫困、返贫与脱贫共四个类型,检验农村社会养老保险对四种不同贫困类型家庭的政策效果。

## 二、机制分析与研究假设

### (一)农村社会养老保险政策对农户多维相对贫困的直接影响

农村社会养老保险政策通过“兜底输血”改善农民家庭经济,进而直接影响农户多维相对贫困状况。首先,农村社会养老保险能够有效缓解农户收入贫困与生活状况贫困。养老金收入是农村老年人的重要经济来源,能够较为明显地改善农民家庭的经济状况,缓解农户收入贫困<sup>[22]</sup>。与此同时,其用水、食品 and 卫生等生活

条件也会得到极大改善<sup>[23]</sup>。其次,农村社会养老保险能够有效缓解农户健康贫困。受限于较低的收入水平及医保报销比例,农村居民的医疗需求被长期压制。因此,在医保报销比例不变的前提下,当家庭收入提高时农户会释放大量的医疗需求,从而缓解家庭健康贫困<sup>[24]</sup>。最后,农村社会养老保险能够有效缓解农户就业与教育贫困。养老保险具有“收入效应”,能够放宽农民家庭当期及预期消费预算约束。获得养老金的家庭可将养老金用于扩大人力资本投资,降低农民家庭就业与教育维度的贫困发生率<sup>[9,25-26]</sup>。根据以上分析,提出假设:

H1:农村社会养老保险能够显著缓解农户多维相对贫困状况。

(二)农村社会养老保险政策对农户多维相对贫困的间接影响

农村社会养老保险能够通过“内生造血”提升家庭内在发展能力,间接降低农户多维相对贫困状况。处于转型期的中国面临着加速老龄化和快速少子化趋势,家庭结构发生急剧的变迁,“4+2+1”的现代家庭结构普遍存在,受中国传统家庭伦理观念和儿童抚育保障困难的双重影响,隔代抚育现象已成为社会趋势<sup>[27]</sup>。隔代照顾行为实际上是一种代际转移支付,老人通过对子女转移自身的时间禀赋从而放松了子女的时间约束,进而影响子女的劳动供给决策<sup>[28-29]</sup>。养老金能够放松老年人的财务约束,使老年人有更多时间和精力贡献给家庭内部,进而解放家庭中青年劳动力,使青年劳动力有机会从事边际收益更高、收入更稳定的工作机会,享受城镇青年同等的公共服务、基础设施、医疗卫生和职业教育等,以及有机会实现城镇化转移。农村社会养老保险通过老年人照料家庭和隔代抚养与青年人进城就业的方式优化家庭代际分工,可以缓解农村青年人多维相对贫困状况,改善农民家庭整体福利水平,使农户长效减贫脱贫。根据以上分析,提出假设:

H2:农村社会养老保险能够通过影响农民家庭代际分工间接降低农户多维相对贫困状况。

(三)农村社会养老保险对农户多维相对贫困的异质性影响

农村社会养老保险对于多维相对贫困的异质性影响,主要分为以下两方面:一是对于多维相对贫困程度不同的农户,农村社会养老保险的减贫效果存在异质性;二是对于少部分农户,农村社会养老保险对其家庭多维相对贫困的影响不显著。虽然现行的农村社会养老保险设置了不同档次的缴费标准和相应的领取金额,但其保障水平仍然比商业养老保险低。对于多维相对贫困程度较高的农户,农村社会养老保险可以起到“兜底输血”的作用,有效减缓其贫困程度;对于相对贫困程度较低的农户,由于农村社会养老保险“保基本”的低水平保障,其对多维相对贫困的影响可能相对较弱。另外,农村养老保险的“捆绑式缴费”参保方式,对于部分家庭缴费子女数量多而领取养老金的老年人口少的农户,较少的养老金收入与较高的保费支出可能加重其经济负担,从而加深其相对贫困程度。并且这种参保方式也可能将一部分需要养老保障而不符合条件的老年人排除在外,不利于农村社会养老保险发挥对农户多维相对贫困的政策效果<sup>[30]</sup>。根据以上分析,提出假设:

H3:农村社会养老保险对农户多维相对贫困的影响存在明显的异质性。

H3-1:农村社会养老保险对多维相对贫困程度较高的农户边际效果较强。

H3-2:农村社会养老保险对多维相对贫困程度较低的农户边际效果较弱。

H3-3:农村社会养老保险对少部分农户的多维相对贫困无显著影响。

三、研究设计

(一)研究样本与数据来源

本文数据源于北京大学社会科学调查中心开展的中国家庭追踪调查(China Family Panel Studies, CFPS),该调查覆盖我国 25 个省(自治区、直辖市)16 000 户家庭中所有家庭成员,调查内容包括个体、家庭、社区三个层面的相关数据。本文选用 2014—2018 年三期的相关数据,以家庭为单位,将成人与儿童相关数据



汇集到家庭层面,对缺失数据进行清洗填补,使用三期调查年度同时存在的样本。此外,新农保政策规定年满 60 周岁且未享受城镇职工基本养老保险待遇的参保老人可直接按月领取基础养老金。参考谭华清等<sup>[31]</sup>的研究,将农户分为代际家庭与成年家庭。其中,代际家庭指家庭成员中包含符合参保条件的 60 岁以上老年人并能直接领取养老金的家庭;成年家庭即家庭成员均为 60 岁以下的成年人与未成年人的家庭,其在调查期内若参保并缴纳保费也无法领取养老金。本文在此不对成年家庭做过多讨论,仅筛选保留符合条件的农村代际家庭,最终得到 3 387 个样本观测值。

(二) 模型构建

考虑到各样本之间的经济状况、受教育程度等存在较大差距,并且样本在每一调查期所处区域的宏观经济政策有所不同。为保证研究的严谨性,本文采用个体时点双向固定效应模型,分析社会养老保险对代际家庭农户多维相对贫困状况的影响,构建基准模型如下:

$$PK_{it} = \alpha_1 + \beta_1 Pension_{it} + \gamma_1 Z_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it}$$
 (1)

其中,  $PK_{it}$  代表农户多维相对贫困状况,  $Pension_{it}$  代表农户是否领取养老金变量,  $Z_{it}$  为控制变量,  $i$  代表农户,  $t$  代表时间,  $\alpha_1$  为常数项,  $\beta_1$  和  $\gamma_1$  为回归系数,  $\mu_i$  与  $\lambda_t$  分别代表家庭固定效应与时间固定效应,  $\varepsilon_{it}$  为随机扰动项。

(三) 变量设定与描述性统计分析

1. 被解释变量

本文的被解释变量为农户多维相对贫困指数(PK)。拓宽以往学界通过收入这一单一维度来衡量贫困的研究角度,兼顾对农户贫困状况衡量的准确性,建立多维相对贫困指数。具体测量方法和步骤如下:

(1)构建农户多维相对贫困指标体系。参考联合国开发计划署与牛津大学贫困与人类发展研究中心开发的多维贫困指数(Multidimensional Poverty Index, MPI)以及郭熙保和周强<sup>[7]</sup>、于新亮等<sup>[12]</sup>相关学者的研究,结合我国农户贫困特征,本文拟从生活、健康状况、收入、就业和教育共五个维度选取饮用水、做饭燃料、健康自评等 12 项指标构建农户多维相对贫困指数,其指标体系具体设置如表 1 所示。

表 1 农户多维相对贫困指标体系及剥夺临界值

维度	指标及权重	指标临界值
生活状况	饮用水(1/20)	饮用水不是自来水、矿泉水或纯净水赋值为 1, 否则为 0
	做饭燃料(1/20)	做饭燃料不是天然气、电等清洁燃料赋值为 1, 否则为 0
	食品支出(1/20)	恩格尔系数≥0.6 赋值为 1, 否则为 0
	家庭耐用品(1/20)	家庭中耐用品总价值小于 1000 元赋值为 1, 否则为 0
健康状况	体脂(1/20)	家庭中 16 岁以上成年人的体脂(BMI)小于 18.5 赋值为 1, 否则为 0
	子女营养(1/20)	子女营养不良导致身体过瘦赋值为 1, 否则为 0
	健康自评(1/20)	家庭中任一成年人健康自评为“不健康”赋值为 1, 否则为 0
	过去一年是否因病住院(1/20)	家庭成员过去一年因病住院赋值为 1, 否则为 0
收入	人均家庭纯收入(1/5)	人均家庭纯收入低于 2300 元国内贫困标准赋值为 1, 否则为 0(已根据居民消费水平指数进行调整)
就业	当前就业状态(1/5)	家庭成员目前均处于非在业状态赋值为 1, 否则为 0
教育	受教育水平(1/10)	家庭中 16 岁以上成年人的受教育年限小于 9 年赋值为 1, 否则为 0
	子女入学(1/10)	家庭中适龄子女辍学或失学赋值为 1, 否则为 0

注:指标临界值主要参考 MPI 指数及学者的研究来设置,括号内为对应权重。

(2) 确定贫困剥夺临界值以识别农户在各个维度上是否贫困。设农户  $i$  在维度  $j$  上的取值为  $y_{ij}$ , 其中  $i = 1, 2, \dots, n, j = 1, 2, \dots, d$ , 则  $n$  个农户在  $d$  个维度上共组成  $n \times d$  维的  $Y$  矩阵。此外,令行向量  $z_j(z_j > 0)$  表示第  $j$  个维度的剥夺临界值,并采用  $g_{ij}$  表示农户  $i$  在维度  $j$  上的剥夺矩阵。若  $y_{ij} < z_j$ , 即农户  $i$  在维度  $j$  上取值小于该指标的临界值,则认为该农户在  $j$  维度上被剥夺,并判定该农户在  $j$  维度为贫困,赋值  $g_{ij} = 1$ ;反之,则  $g_{ij} = 0$ 。本

文各指标剥夺临界值具体设置如表 1 所示。

(3) 多维相对贫困识别。衡量农户多维相对贫困程度,需同时考虑该农户多个维度是否被剥夺,进一步对各个指标赋予一定的权重  $w_j$ 。本文沿用联合国开发计划署与牛津大学贫困与人类发展研究中心给出的等权重赋权法,对每个维度赋予相等的权重,并且对每个维度内各指标也赋予相等的权重,且  $\sum_{j=1}^d w_j$ ,各指标权重如表 1 所示。计算个体的多维相对贫困指数  $c_i$ ,其中  $c_i = \sum_{j=1}^d w_j g_{ij}$ 。多维相对贫困指数可以直接反映农户多维相对贫困程度,得分越高,农户多维相对贫困程度越深<sup>[32]</sup>。

根据该指数测量方法和步骤,经计算可得农户多维相对贫困指数,为了直观展示不同农户群体在不同的多维相对贫困状况下的聚集程度,进一步采用核密度函数来描述不同类型农户的多维相对贫困得分,结果如图 1 所示。从整体来看,核密度曲线波峰位于左侧,波峰宽度较宽且存在“右拖尾”形态,表明农户的整体贫困程度相对较轻,但仍存在部分家庭的贫困程度较高。进一步观察可知,相比未领取养老金的家庭,领取养老金的家庭核密度曲线位于左侧,且其波峰更高,波峰宽度相对较窄。这一结果表明,相比未领取养老金的家庭,领取养老金的家庭整体贫困状况相对较低,且各样本之间差异较小。这一现象预示着领取养老金可能能够降低农户的多维相对贫困状况,但还须进行严格的实证分析进一步验证。

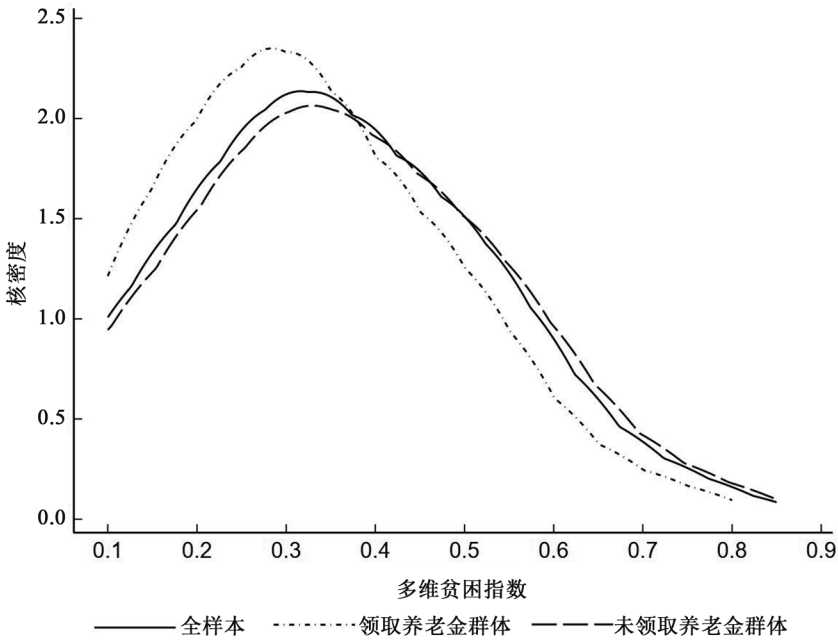


图 1 农户多维相对贫困状况的核密度曲线

- 2.解释变量
- 本文的核心解释变量为农户是否领取养老金(*Pension*)。若农户领取养老金,则赋值为 1;否则,赋值为 0。
- 3.中介变量
- 本文中介变量为家庭代际分工(*M*)。参考郝春虹和赵旭东<sup>[19]</sup>的研究,从两方面来衡量家庭代际分工:(1)隔代照料和做家务(*Housework*),采用老年人每周帮子女照料后代及做家务的频率来衡量;(2)劳动力外出就业(*Outing*),采用家庭内部中青年劳动力外出打工人数占家庭总人口的比例来衡量。
- 4.控制变量
- 参考已有文献<sup>[33]</sup>,本文选取农户的户主特征与家庭特征两方面的变量作为控制变量。其中,户主特征变量包括:户主的年龄、性别、婚姻状况、受教育水平与健康状况;家庭特征变量包括:家庭净资产、家庭消费支

出、是否拥有土地、家庭规模、老年人口数量与政府补助。

表 2 列示了各变量描述性统计分析结果。

表 2 变量描述性统计分析							
变量类别	变量符号	变量名称	变量含义	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	<i>PK</i>	多维相对贫困状况	根据构建的多维相对贫困指数计算方法计算而得	0.355	0.152	0.100	0.850
解释变量	<i>Pension</i>	领取养老金	领取养老金赋值为 1,否则为 0	0.167	0.373	0.000	1.000
中介变量	<i>Housework</i>	隔代照料和做家务	老年人每周帮助子女照料后代或做家务的频率	2.114	2.734	0.000	6.000
	<i>Outing</i>	劳动力外出就业	青年劳动力外出打工人数占家庭总人口比例	0.212	0.409	0.000	1.000
控制变量	<i>Age</i>	年龄	户主年龄	62.690	11.680	17.000	91.000
	<i>Gender</i>	性别	“男”=1,“女”=0	0.653	0.476	0.000	1.000
	<i>Marital</i>	婚姻状况	“在婚”=1,其他=0	0.766	0.423	0.000	1.000
	<i>Edu</i>	受教育水平	户主受教育年限	4.965	4.202	0.000	16.000
	<i>Health</i>	健康状况	户主健康状况越差赋值越大,非常健康为 1,不健康则为 5	3.383	1.349	0.000	5.000
	<i>Assets</i>	家庭净资产	家庭净资产的自然对数	10.900	2.944	0.000	17.510
	<i>Expense</i>	家庭消费支出	家庭人均消费支出的自然对数	8.934	0.929	0.000	12.920
	<i>Land</i>	土地	分得集体土地为 1,否则为 0	0.879	0.326	0.000	1.000
	<i>Size</i>	家庭规模	家庭人口数量	3.354	2.021	1.000	15.000
	<i>Number</i>	老年人口数量	家庭老年人口数量	1.552	0.540	1.000	4.000
	<i>Subsidy</i>	政府补助	收到政府补助为 1,否则为 0	0.672	0.470	0.000	1.000

四、实证结果与分析

(一) 基准回归结果分析

本文采用逐步回归法分析养老金(*Pension*)对农户多维相对贫困状况(*PK*)的影响,回归结果见表 3。表 3 列(1)~(3)分别展示了逐步加入控制变量的回归结果,表 3 列(4)为加入全部控制变量的同时控制个体和时间效应的回归结果,其中 FE 即 Fixed Effect 表示固定效应模型。由表可知 *Pension* 的回归系数始终显著为负,表明回归结果具有一定的稳健性。由列(4)结果可知,*Pension* 的回归系数为-0.019,且在 1%的显著性水平下显著,表明每领取一单位养老金,农户多维相对贫困状况能够下降 1.9%。

表 3 基准回归结果

变量	(1) FE1	(2) FE2	(3) FE3	(4) FE4
<i>Pension</i>	-0.031 *** (0.007)	-0.017 ** (0.007)	-0.015 ** (0.007)	-0.019 *** (0.007)
<i>Age</i>		0.001 *** (0.000)	0.001 ** (0.000)	0.001 *** (0.000)
<i>Gender</i>		-0.030 *** (0.006)	-0.024 *** (0.006)	-0.025 *** (0.006)
<i>Marital</i>		-0.005 (0.006)	-0.016 * (0.008)	-0.017 ** (0.008)
<i>Edu</i>		-0.003 *** (0.001)	-0.003 *** (0.001)	-0.003 *** (0.001)
<i>Health</i>		0.016 *** (0.002)	0.017 *** (0.002)	0.017 *** (0.002)

续表 3

变量	(1) FE1	(2) FE2	(3) FE3	(4) FE4
<i>Assets</i>			-0.003 *** (0.001)	-0.003 *** (0.001)
<i>Expense</i>			-0.014 *** (0.003)	-0.014 *** (0.003)
<i>Land</i>			-0.050 *** (0.008)	-0.048 *** (0.008)
<i>Size</i>			0.004 * (0.002)	0.004 ** (0.002)
<i>Number</i>			0.016 ** (0.006)	0.015 *** (0.006)
<i>Subsidy</i>			-0.008 (0.006)	-0.008 (0.006)
常数项	0.360 *** (0.003)	0.269 *** (0.018)	0.461 *** (0.036)	0.456 *** (0.036)
个体固定效应	是	是	是	是
时点固定效应	否	否	否	是
观测值	3387	3387	3387	3387
调整 R <sup>2</sup>	0.016	0.075	0.101	0.109

注:括号内为标准差;\*、\*\*、\*\*\* 分别代表在 10%、5%、1%的水平上显著。下同。

(二) 机制检验

为检验养老金是否能通过影响家庭代际分工进而影响农户多维相对贫困状况,本文参考江艇<sup>[34]</sup>关于中介效应模型的研究对中介效应进行检验,检验模型需要在模型(1)基础上引入模型(2)。其中, $M$ 代表中介变量:隔代照料和做家务(*Housework*),以及劳动力外出就业(*Outing*)。如果模型(1)中 $\beta_1$ 通过显著性检验,同时模型(2)中 $\beta_2$ 显著,则说明存在中介效应。表4中展示了使用模型(2)进行回归的结果。

$$M_{it} = \alpha_2 + \beta_2 Pension_{it} + \gamma_2 Z_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it}$$

(2)

表 4 机制检验结果

变量名	(1) <i>Housework</i>	(2) <i>Outing</i>
<i>Pension</i>	0.298 ** (0.124)	0.024 * (0.008)
常数项	-2.536 *** (0.620)	0.034 (0.038)
控制变量	是	是
观测值	3387	3387
调整 R <sup>2</sup>	0.113	0.140

结合表3中基准回归结果与表4中机制分析结果可知:在基准回归结果证实了领取养老金(*Pension*)对农户相对贫困状况(*PK*)具有显著负向影响的基础上,表4中列(1)*Pension*的回归系数显著为正,表明领取养老金能够提高老年人隔代照顾和做家务频率。而老年人的隔代照料和做家务等行为,一方面能够在一定程度上降低家庭中未成年孙子女的养育成本,进而改善整个家庭的经济局面;另一方面可以使农村老年人获得成年子女在情感、照料或经济方面的支持,这有利于维持家庭和谐以及提高老年人心理健康水平<sup>[35-36]</sup>。由此可见,领取养老金能够通过促进老年人隔代照料和做家务进而缓解家庭相对贫困状况。同样地,在基准回归结果显著的基础上,表4列(2)中青年劳动力外出就业(*Outing*)的回归结果通过显著性检验,这表明领取养老金能够显著促进青年劳动力外出就业。青年劳动力外出就业能够通过提高绝对收入改善农户收入贫困<sup>[37]</sup>,同

时也能通过改变青年人生存环境改善其就业、生活状况、健康和教育等其他维度贫困状况<sup>[38]</sup>。即领取养老金能够通过促进青年劳动力外出就业进而缓解家庭相对贫困状况。综上,领取养老金能够促进老年人隔代照料和做家务以及青年劳动力外出就业等优化家庭代际分工的行为,进而缓解家庭相对贫困状况。

(三) 稳健性检验

1. 自选择偏误

农户能否领取养老金与老年人是否参保存在直接关系,而老年人是否参保这一政策干预与个人风险偏好、保险意识、家庭经济状况等存在一定的关系,并不满足严格外生,可能存在个体选择偏差导致研究结果不准确。为修正上述问题,本文采用倾向得分匹配模型,验证领取养老金对农户多维相对贫困状态的影响。为保证结果的可靠性,在计算平均处理效应之前进行共同检验和平衡性检验,结果显示均已通过。本文采用核匹配、卡尺匹配、K 近邻匹配、卡尺内 K 近邻匹配四种方法计算领取养老金对农户多维相对贫困的平均处理效应,结果如表 5 所示,在消除样本的自选择偏差后,领取养老金对农户多维相对贫困具有显著的负向影响,与上文结论较为一致。

表 5 社会养老保险对农户多维相对贫困的平均处理效应

匹配方法	处理组	控制组	ATT	标准误	T 统计量
核匹配	0.326	0.341	-0.016	0.007	-2.150
卡尺匹配	0.325	0.340	-0.015	0.007	-2.030
k 近邻匹配	0.326	0.341	-0.016	0.008	-2.070
k 近邻卡尺匹配	0.326	0.341	-0.016	0.005	-2.080

2. 考虑内生性

尽管本文在模型中尽可能多地控制了影响农户多维相对贫困的相关因素,但仍可能存在变量的遗漏。同时,家庭较为贫困的农民极有可能因无力支付保费而选择不参保,进而产生反向因果问题。本文参考贾男<sup>[39]</sup>的做法,选择农户所在村庄的养老金领取率作为工具变量,对模型进行重新估计,估计结果如表 6 列(1)所示。从理论上说,各个村庄养老金领取率与每个家庭是否能够领取养老金高度相关,但村庄层面的养老金领取率并不会直接影响该家庭的贫困状况,满足工具变量外生性要求。此外,本文采用 Kleibergen-Paap rk LM 统计量与 Kleibergen-Paap rk Wald F 统计量对工具变量是否识别以及是否为弱工具变量进行检验,结果显示在 1%水平下检验结果拒绝了工具变量不可识别与弱工具变量的原假设,表明工具变量有效。观察列(1)结果可知,领取养老金(*Pension*)的回归系数显著为负,表明本文结论具有稳健性。

3. 更换被解释变量

为验证所得结论不是依赖农户多维相对贫困指数在特定计算方式下所得的结果,本文参考张全红<sup>[40]</sup>的研究,将被解释变量更换为有序多维相对贫困指数。若农户在上述 12 个指标中任意一个指标陷入贫困,则判定其为一维贫困,以此类推。采用固定效应有序 Logit 模型重新回归,回归结果如表 6 列(2)所示。分析可知养老金(*Pension*)的回归系数显著为负,表明本文所得结论具有稳健性。

4. 更换模型

由于本文的被解释变量的取值范围受限,采用双向固定效应模型进行估计可能会导致估计值不准确。因此,本文分别采用 Tobit 模型与 Truncreg 模型重新估计,估计结果如表 6 列(3)~(4)所示。分析可知,两个模型中养老金(*Pension*)的回归系数均显著为负,与上文研究结论较为一致。

5. 缩尾处理

为避免异常值对估计结果的影响,本文进一步对所有变量进行上下 2.5%缩尾处理,并重新回归,回归结果如表 6 列(5)所示。养老金(*Pension*)的回归系数大小与显著性均无较大变化,表明本文结论具有一定的稳



健性。

表 6 稳健性检验结果

变量	(1)IV	(2)更换变量	(3)Tobit	(4)Truncreg	(5)缩尾处理
<i>Pension</i>	-0.031 ** (0.011)	-0.219 * (0.119)	-0.016 ** (0.007)	-0.018 *** (0.008)	-0.019 *** (0.007)
常数项	0.478 *** (0.036)	—	0.471 *** (0.035)	0.470 *** (0.038)	0.479 *** (0.040)
控制变量	是	是	是	是	是
观测值	3387	3387	3387	3387	3387

五、进一步讨论

(一) 异质性分析

1. 基于有限混合模型的政策效果异质性分析

区别于传统线性模型,有限混合模型放松了所有农户服从统一影响路径的基本假定,允许将农户之间不可观测的异质性纳入半参数框架,用于对农村社会养老保险在不同农户之间政策效果进行分类。相较传统外生给定分类标准,该模型以数据为驱动,依据信息准则内生抉择农村社会养老保险在不同农户之间的政策效果类别,允许农村社会养老保险在不同农户之间的政策效果存在差异。此外,该模型还能够以概率形式给出农村社会养老保险对农户在不同时期隶属于何种政策效果类别,便于观察其动态变迁过程。为考察农村社会养老保险不同政策效果的决定因素,本文在模型中添加了一系列伴随变量,相关模型设定如下:

$$f(Y|X,z)=\sum_{k=1}^K\pi_k(z,\alpha_k)f_k(Y|X,\beta_k,\sigma_k)$$

(3)

其中, $Y$  为被解释变量, $K$  为组别数目, $\beta_k$  为核心解释变量  $X$  在组别  $k$  的待估系数矩阵, $z$  为由家庭净资产等组成的伴随变量矩阵, $\alpha_k$  为相应待估系数矩阵, $\pi_k(z,\alpha_k)$  为不同组别的加权比例, $f_k(Y|X,\beta_k,\sigma_k)$  为被解释变量在组别  $k$  的条件概率分布, $\sigma_k$  为组别  $k$  的残差项标准差。

某家庭属于第  $m$  个组别的概率能够通过多元 Logit 模型进行估计,模型设定如下:

$$\pi_m(z,\alpha_m)=\frac{\exp(\alpha_m+z\alpha_m)}{\sum_{k=1}^K\exp(\alpha_k+z\alpha_k)}$$

(4)

其中, $K$  为组别数目, $z$  为伴随变量矩阵, $\alpha_m$  为组别  $m$  的待估系数矩阵, $\pi_m(z,\alpha_m)$  为农户隶属于组别  $m$  的概率。参考刘贯春等<sup>[41]</sup>的研究,规定各农户若隶属于某一组别的概率超过 0.5,最终将其归为该组别。由于组别数目  $K$  内生判定,无法提前预知,所以对模型 (3) 进行参数估计时,从  $k=1$  开始逐渐增加组别,并利用传统赤池信息准则 AIC 和贝叶斯信息准则 BIC,信息准则相关计算公式如下:

$$\begin{cases} AIC=-2LL+2J \\ BIC=-2LL+J\ln n \end{cases}$$

(5)

其中, $LL$  为对数极大似然值, $J$  为待估计参数个数, $n$  为样本数。当判别准则值最小时,该组别数目为最优。

根据农户多维相对贫困状况的条件分布相似性,使用有限混合模型将农户进行内生聚类,并将聚类组数从 1 开始逐步增加直至似然函数无法收敛,进而根据 AIC 和 BIC 信息准则对不同组别数的模型进行检验。为使检验结果更加可靠,分别采用基于非条件分布的相似性基于条件分布的相似性进行判别,结果如表 7 所示。根据表 7 可知,无论是否存在伴随变量,AIC 和 BIC 均在信息准则类别数为 3 时最小,这说明将农户分为

3 组是最优分类。

表 7 有限混合模型组别数目检验结果

模型	类别数	观测值	对数似然值	自由度	AIC	BIC	是否最优模型
基于非条件分布的相似性(无伴随变量)	1	3387	1754.181	14	-3480.361	-3394.565	否
	2	3387	2039.433	27	-4024.866	-3859.402	否
	3	3387	2138.336	41	-4194.672	-3943.412	否
	4	No convergence					
基于条件分布的相似性(有伴随变量)	1	3387	1746.242	13	-3466.484	-3386.816	否
	2	3387	2039.591	25	-4021.182	-3843.461	否
	3	3387	2141.457	45	-4192.913	-3917.140	是
	4	No convergence					

在确定最优类别分组为组别 3 后,采用基于最大期望算法(EM)的有限混合模型对农村社会养老保险的政策效果进行最大似然估计,估计结果如表 8 所示。具体分析可知,是否领取养老金对不同农户的政策效果具有较大差异。类型 A 中,领取养老金(*Pension*)回归系数为-0.036,且在 1%水平下显著;类型 B 中,*Pension* 的回归系数为 0.158,且在 1%水平下显著;类型 C 中,*Pension* 的回归系数为 0.003 但不显著。对比三种类型下 *Pension* 的回归系数的大小及显著性,可将三种类型分别定义为“有效型”“抑制型”和“无效型”,且类型 A 至类型 C 的组别规模占比分别为 58.75%、4.10%及 37.14%。这说明参加农村社会养老保险对占比 58.75%的大多数农户多维相对贫困状况的政策效果表现为有效型。但值得注意的是,仍存在 37.14%的农户参加养老保险无法显著提升其家庭多维相对贫困状况,这与政府出台农村社会养老保险制度的初衷存在一定的偏离。甚至对于 4.10%的少数农户,推出农村社会养老保险制度可能抑制其家庭多维相对贫困状况的改善。

表 8 有限混合模型估计结果

变量	类型 A(有效型)	类型 B(抑制型)	类型 C(无效型)
<i>Pension</i>	-0.036 <sup>***</sup> (0.013)	0.158 <sup>***</sup> (0.027)	0.003 (0.006)
<i>Housework</i> (伴随变量)	基准组	-0.011 (0.054)	0.003 (0.025)
<i>Outing</i> (伴随变量)	基准组	-13.922 (716.044)	-0.533 <sup>***</sup> (0.163)
常数项(伴随变量)	基准组	-1.300 <sup>***</sup> (0.217)	-0.465 <sup>***</sup> (0.116)
控制变量	是	是	是
所属类型概率	58.75%	4.10%	37.14%
观测值	1990	139	1258

为进一步分析农户在不同类型间的动态转换,计算得出在样本研究期内每一农户所属类型概率,以及农户在期初与期末所属类型的转移矩阵及不同类型的动态演进,结果如表 9 所示。

分析表 9 可知,随时间的推移农户存在类型转换。具体来看,期初隶属于有效型的农户中,40.51%的家庭期末仍属于有效型,而有 24.09%的家庭期末转换为抑制型,35.39%的家庭转换为无效型;期初隶属于抑制型的家庭中,39.81%的家庭期末转换为有效型,26.02%家庭期末没有发生变化,33.79%的家庭转换为无效型;期初隶属于无效型的家庭中,54.79%的家庭期末没有发生变化,但分别有 30.28%与 14.92%的家庭转换为有效型与抑制型。观察不同类型的动态演进发现,随着时间的推移隶属于无效型的家庭占比有上升趋势,与此同时隶属于抑制型的家庭占比总体上有所下降,而隶属有效型的家庭始终保持较大占比。

表 9 农村社会养老保险政策效果的不同类型间动态演进过程

		类型	期末有效型	期末抑制型	期末无效型
(1) 转移矩阵		期初有效型	40.51%	24.09%	35.39%
		期初抑制型	39.81%	26.02%	33.79%
		期初无效型	30.28%	14.92%	54.79%
		年份	有效型	抑制型	无效型
观测方法	(2) 不同类型动态演进	2014	58.28%	4.43%	37.30%
		2016	62.53%	3.54%	33.92%
		2018	55.44%	4.33%	40.22%
		变量	有效型	抑制型	无效型
	(3) 不同类型样本变量均值	PK	0.439	0.387	0.222
		Housework	2.166	1.717	2.103
		Outing	0.269	0.000	0.187

为进一步探究不同类型家庭的内在差别,本文计算了不同类型农户多维相对贫困状况(*PK*)、隔代照料及做家务(*Housework*)和家庭中青年劳动力外出就业占比(*Outing*)的均值。对比三种类型发现,隶属于有效型的家庭,其多维相对贫困指数、隔代照料及做家务和农户家庭中青年劳动力外出就业占比的均值均高于抑制型及无效型的家庭,无效型家庭隔代照料和做家务频率以及青年外出就业比例的均值次之,抑制型家庭的隔代照料和做家务频率以及青年外出就业比例的均值最低。而对于多维相对贫困指数,抑制型的多维相对贫困得分则处于总体样本均值附近,无效型的多维相对贫困得分为三种类型最低。可见,相较于抑制型和无效型,有效型农户的家庭代际分工程度较高且多维相对贫困程度较高,表明优化家庭代际分工有利于减轻其多维相对贫困状况。

为了更加准确地观测不同类别个体的多维相对贫困状况,验证样本均值的观测结果,进一步使用核密度估计的方法对三类个体的多维相对贫困得分进行观测,所得结果如图 2 所示。核密度估计的结果表明,有效型农户多维相对贫困得分的分布集中度低于无效型且高于抑制型,高峰位置相较于无效型更偏右,与均值观测结果相一致;无效型的农户多维相对贫困得分的聚集程度最高,且集中在多维相对贫困状况较轻处;抑制型的农户多维相对贫困得分有低度集中的“多峰”分布形态,表明该类型的农户较为广泛分布在各多维相对贫困水平下。

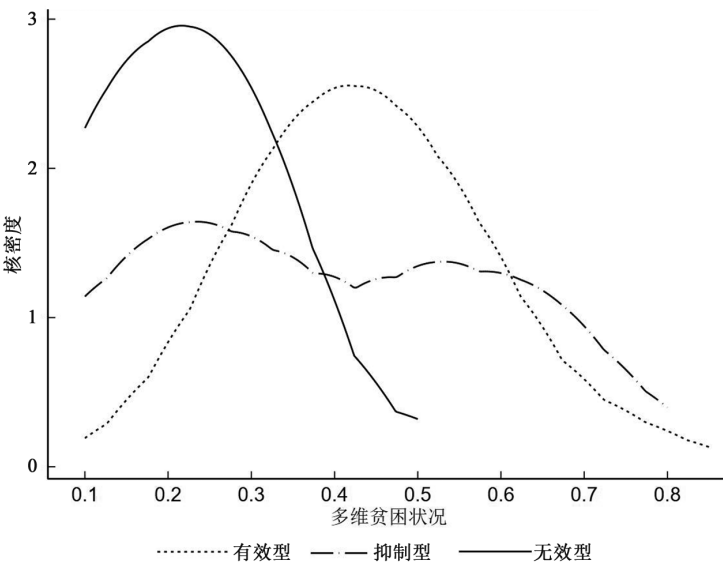


图 2 不同类型的家庭多维相对贫困状况分布

2.基于分位数回归模型的政策效果异质性分析

为进一步验证有限混合模型中出现的不同多维相对贫困状况下,农村社会养老保险边际效果不同的现象,使用面板分位数模型进行检验。相较于条件均值回归,分位数回归更加关注条件分布,通过将被解释变量分为不同的分位数点进行估计,使估计结果不受异常值的干扰,且反映整个条件分布的全貌。在面板数据的基础上,一般来说,加性固定效应分位数模型通过假设个体效应与分位数无关,减少了待估计参数的个数。Powell<sup>[42]</sup>使用非加性固定效应,放宽个体效应与分位数无关这一假设,保持分位数估计中的不可分干扰项,构建以下模型:

$$Y_{\tau} = X'_{it}\beta(U_{it}^*)$$
 (6)

其中, $X_{it}$ 为解释变量, $U_{it}$ 为个体能力或倾向,且其是个体固定效应和干扰项的未知形式函数:

$$U_{it}^* = f(\alpha_i, U_{it})$$
 (7)

其中, $U_{it} \sim U(0,1)$ ,进一步采用马尔可夫蒙特卡洛模拟抽样进行估计可得:

$$P(Y_{it} \leq D'_{it}\beta(\tau) \mid D_i) = P(Y_{it} \leq D'_{it}D'_{is}\beta(\tau) \mid D_i)$$
  
$$P(Y_{it} \leq D_{it}\beta(\tau)) = \tau$$
 (8)

本文选取了 10%、25%、50%、75%与 90%五个具有代表性的分位数点进行回归,回归结果如表 10 所示。

表 10 面板分位数回归

变量	10%	25%	50%	75%	90%
<i>Pension</i>	-0.017* (0.010)	-0.018 (0.016)	-0.029*** (0.008)	-0.033*** (0.001)	-0.028*** (0.000)
控制变量	是	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是
观测值	3387	3387	3387	3387	3387

分析表 10 可知,对于不同贫困程度的农户,养老金的政策效果具有异质性。具体来看,当分位点数为 10%时领取养老金(*Pension*)的系数绝对值较小且显著性较低,表明对于贫困程度相对较低的农户来说,领取养老金对其相对贫困状况的政策效果较小;当分位点数为 25%时,*Pension* 的系数不显著,表明领取养老金对这部分家庭相对贫困状况无显著影响;当家庭贫困程度的达到以及超过 50%分位点时,*Pension* 的系数绝对值增大且回归结果的显著性较高,这表明当农户相对贫困程度较高时,领取养老金可以显著降低其相对贫困状况。可见,面板分位数的回归结果与有限混合回归结果在一定程度上较为一致,进一步验证了现行农村养老保险制度对相对贫困程度较高的农户的贫困状况具有显著的改善作用,但对于相对贫困状况较低的农户改善作用有限,以及对于部分农户的相对贫困无显著影响。为使面板分位数回归结果可视化,图 3 展示了不同分位点处农村社会养老保险对农户多维相对贫困影响的回归系数及其置信区间。

(二)农村社会养老保险的长效减贫及阻断返贫效应

1.农户贫困状态的动态变化

本文参考郭熙保等<sup>[7]</sup>的研究,设置多维相对贫困的虚拟变量。以 0.33 为临界值,若农户多维相对贫困指数(*PK*)大于等于 0.33,则判定其陷入多维相对贫困状态,赋值为 1,否则赋值为 0。为观察农户贫困状态如何随时间动态变化,将农户自 2014 年起的多维相对贫困状态按照年份变化趋势得到转移矩阵,结果如表 11 所示。其中,“非转非”“非转贫”“贫转贫”和“贫转非”表示农户由 2014 年的非贫困或者贫困状态转至 2016 年或 2018 年的非贫困或贫困状态的四种变化类型。分析表 11 可知,在样本研究期农户贫困状态存在较大的流动性。具体来看,从 2014 年到 2018 年期间,2014 年为非贫困的农户中,59.2%的农户在 2018 年仍保持在非贫困状态,但在 2016 年和 2018 年分别有 44.0%和 40.8%的农户由非贫困转变为贫困状态;2014 年为贫困状态的农户中,在 2016 和 2018 年分别仅有 26.9%和 34.6%的贫困农户摆脱了贫困状态,虽然仍有大部分的贫困



农户依然处于贫困状态,但始终保持贫困的农户占比有所下降。

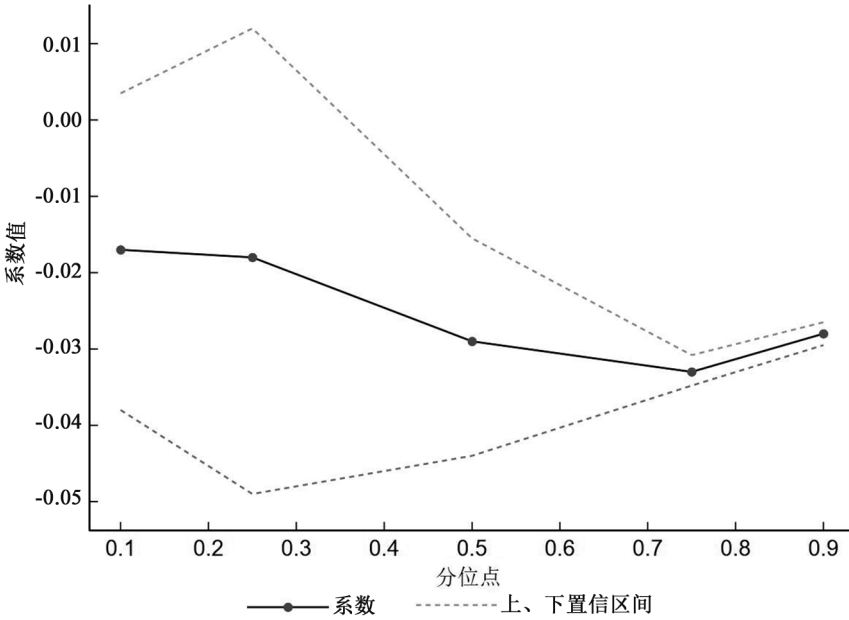


图 3 不同分位点的农村社会养老保险边际效果

表 11 农户贫困状况类型转移矩阵 单位: %

年份	(1) 非转非	(2) 非转贫	(3) 贫转贫	(4) 贫转非
2016	56.0	44.0	73.1	26.9
2018	59.2	40.8	65.4	34.6

为更直观描述农户贫困状况的动态演变情况,除样本期各期内都不处于贫困状态的非贫困农户外,本文将贫困农户类型划分为暂时性贫困、长期性贫困、返贫与脱贫四种类型,并观察了不同贫困农户类型所占比例。参考李晓嘉和王增文<sup>[43]</sup>的研究,将在样本研究期间三期内仅一期贫困的农户界定为暂时性贫困农户;将两期及三期陷入贫困的农户定义为长期性贫困农户;将样本研究末期陷入贫困的农户定义为返贫农户,将样本研究期末为非贫困的家庭定义为脱贫农户。划分类型及各类型农户占比结果如表 12 所示。表 13 展示了不同贫困类型的农户占比情况,可知近 46.9%的农户处于长期性贫困,约有 29.3%的农户在某一年处于贫困状态;另外,在样本研究期末约有 46.0%的农户摆脱了贫困状态。值得注意的是,仍有超三分之一的农户在样本期末处于贫困状况。

表 12 农户贫困类型界定及占比

年份	是否陷入多维相对贫困							
2014	否	否	否	否	是	是	是	是
2016	否	否	是	是	否	否	是	是
2018	否	是	否	是	否	是	否	是
类型界定 1	非贫困	暂时性贫困	暂时性贫困	长期性贫困	暂时性贫困	长期性贫困	长期性贫困	长期性贫困
类型界定 2	非贫困	返贫	脱贫	返贫	脱贫	返贫	脱贫	返贫

表 13 不同贫困类型的农户占比结果 单位: %

类型界定	贫困类型	占比
类型界定 1	非贫困	23.8
	暂时性贫困	29.3
	长期性贫困	46.9

续表 13

类型界定	贫困类型	占比
类型界定 2	非贫困	23.8
	脱贫	46.0
	返贫	30.2

2.农村社会养老保险对不同贫困类型的异质性影响

在对不同贫困类型进行定义的基础上,重新估计养老金对不同贫困类型农户的政策效果,结果如表 14 所示。其中第(1)列到第(4)列分别展示了领取养老金(*Pension*)对于不同贫困类型农户贫困状况的回归结果,由 *Pension* 的回归系数可知领取养老金对长期性贫困农户的政策效果显著,能够显著降低农户陷入长期贫困的概率,而对于暂时性贫困农户的减贫效果有限。另外,领取养老金能够显著降低农户返贫的概率,而对于已脱贫农户的政策效果并不明显。

表 14 农村社会养老保险的长效减贫效应的结果

变量名	(1)暂时性贫困	(2)长期性贫困	(3)返贫	(4)脱贫
<i>Pension</i>	-0.061 (0.077)	-0.177 ** (0.078)	-0.188 ** (0.077)	-0.039 (0.078)
常数项	0.837 ** (0.446)	0.326 (0.408)	-0.120 (0.408)	1.329 *** (0.450)
控制变量	是	是	是	是
观测值	1801	2394	1829	2366
调整 R <sup>2</sup>	0.020	0.119	0.039	0.104

六、研究结论与政策建议

本文在厘清农村社会养老保险对农户多维相对贫困影响机理和路径的基础上,引入家庭代际分工的劳动供给决策,实证检验了农村社会养老保险对农户多维相对贫困的政策效果及内在机制,并进一步考察了农村社会养老保险对不同特征农户的异质性政策效果,得到以下主要结论:

第一,领取养老金能够促进老年人增加操持家务、隔代照料 的频率,解放家庭中青年劳动力,促进其外出务工,进而减轻农户多维相对贫困状况,且在消除自选择偏差、考虑内生性、更换被解释变量、更换模型与缩尾处理后结论依然保持稳健;第二,农村社会养老保险对缓解农户多维相对贫困的边际效果可以内生分为有效型、抑制型和无效型,在样本期间内抑制型占比相对减少,无效型相对增加,而有效型始终占据大多数;第三,农村社会养老保险对多维相对贫困程度较高家庭的减贫效果显著,而对于贫困程度较低的农户没有显著影响,对于少部分贫困程度最低的农户作用效果较小;第四,养老金能够有效降低农户陷入长期贫困或再次返贫的概率,而对于暂时性贫困及脱贫户的政策效果并不明显。

基于以上研究结论,本文提出如下政策建议:

第一,推动农村产业发展和就业机会增加,加强对农村劳动力的培训和技能提升。在构建农村社会养老保险体系的同时,政府应加大对农村产业发展的支持,提供更多的就业机会,吸引农村劳动力就近就业。这有利于减少农民外出务工的距离和时间等多方面限制,使农户能够优化家庭代际分工并激发其家庭内生发展能力。另外,建议政府通过农民培训计划提升农民就业能力,并做好农民进城务工就业管理和服务工作,在取消对农民工就业不合理限制的同时,改善农民工生产生活条件,并重点解决讨薪难问题以保障其工作权益。通过帮助农村劳动力实现从农民向产业工人的身份转变,有效并长期改善农户多维相对贫困状况。

第二,完善农村社会养老保险制度的运作模式,提升农民养老金待遇水平。为提升农村养老保险的政策效果,政府应注重识别农户多维度相对贫困状况,精准识别相对贫困对象并针对性采取帮扶措施。通过对特困群体实行代缴、缓缴或者提供小额长期无息贷款等措施,确保参保连续性和存量稳定性。为扩大覆盖范围,应完善农村社会养老保险制度,如改革“捆绑式缴费”的参保模式,使全体农村老年人享受普惠均等的社会保障福利。另外,政府应提高基础养老金的待遇标准,并建立科学的个人账户动态调整机制,使个人账户资金能够根据地区经济发展水平和家庭经济状况相适应,改善农村社会养老保险“保基本”的低水平保障现状,确保农村养老保险能够为不同贫困程度的农户提供充足的保障。

第三,建立多层次、多支柱养老保险体系,完善多元化农村社会保障制度。在农村地区,除社会基本养老保险外,政府还应重视推动第三支柱养老保险的发展。通过构建政府政策支持、个人自愿参加、市场化运营的补充性个人储蓄性养老保险和商业养老保险体系,这既可以减轻国家财政负担,又能满足不同层次农户的养老保障需求。除养老保险外,政府还应加强其他社会保障制度的建设,如医疗保险、失业保险和自然灾害保险等。通过建立健全的社会保障体系提供全方位的保障,提升农户的家庭经济韧性,从而降低其因疾病、失业和自然灾害等致贫或返贫的可能。

参考文献:

[1] 孙久文,夏添.中国扶贫战略与 2020 年后相对贫困线划定——基于理论、政策和数据的分析[J].中国农村经济,2019(10): 98-113.

[2] 谭灵芝,张宇争,周宗社.数字普惠金融对农村多维相对贫困的影响——基于省级面板数据的实证分析[J].农林经济管理学报,2023,22(2):224-232.

[3] SEN A.Development as freedom [M].New York: Alfred Knopf,1999.

[4] ALKIRE S,FOSTER J.Counting and multidimensional poverty measurement[J].Journal of Public Economics,2011,95(7-8):476-487.

[5] 王小林,ALKIRE S.中国多维贫困测量:估计和政策含义[J].中国农村经济,2009(12):4-10,23.

[6] 邹薇,方迎风.关于中国贫困的动态多维度研究[J].中国人口科学,2011(6):49-59,111.

[7] 郭熙保,周强.长期多维贫困、不平等与致贫因素[J].经济研究,2016,51(6):143-156.

[8] 张全红,李博,周强.中国多维贫困的动态测算、结构分解与精准扶贫[J].财经研究,2017,43(4):31-40,81.

[9] 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),2015,14(1):203-230.

[10] ZHANG Z H,LUO Y X,DERRICK R. Reducing food poverty and vulnerability among the rural elderly with chronic diseases: the role of the new rural pension scheme in China[J]. International Journal of Environmental Research and Public Health,2018,15(6): 1253-1253.

[11] 马光荣,周广肃.新型农村养老保险对家庭储蓄的影响:基于 CFPS 数据的研究[J].经济研究,2014,49(11):116-129.

[12] 于新亮,严晓欢,上官熠文,等.农村社会养老保险与家庭相对贫困长效治理——基于隔代照顾的视角[J].中国农村观察,2022(1):146-165.

[13] 吴玉锋,李德权,虎经博,等.农村社会养老保险的多维减贫效应评估[J].社会保障研究,2022(2):34-44.

[14] 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),2016,15(2):817-844.

[15] 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,2013,48(8):42-54.

[16] 朱火云.城乡居民养老保险减贫效应评估——基于多维贫困的视角[J].北京社会科学,2017(9):112-119.

[17] 刘二鹏,张奇林.社会养老保险缓解农村老年贫困的效果评估——基于 CLHLS(2011)数据的实证分析[J].农业技术经济,2018(1):98-110.

[18] 程杰.养老保障的劳动供给效应[J].经济研究,2014,49(10):60-73.

[19] 郝春虹,赵旭东,张慧敏,等.新农保是否增加了子代劳动供给? ——一个家庭代际分工视角下的经验验证[J].劳动经济研

究,2022,10(4):81-110.

[20]曹军会,朱玉春.基于家庭策略的贫困代际传递治理[J].西北农林科技大学学报(社会科学版),2020,20(6):63-69.

[21]童天天,周一鸣.多维贫困视角下社会保险减贫效应研究[J].宏观经济研究,2021(8):134-150.

[22]解垚.公共转移支付与老年人的多维贫困[J].中国工业经济,2015(11):32-46.

[23]WANG F,ZHENG H T. Do public pensions improve mental wellbeing? evidence from the new rural society pension insurance program[J]. International Journal of Environmental Research and Public Health,2021,18(5):2391-2391.

[24]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.

[25]袁辉,韩居伯.新型农村社会养老保险能提升农村劳动力质量吗?[J].农村经济,2023(6):74-83.

[26]刘一伟.社会养老保险、养老期望与生育意愿[J].人口与发展,2017,23(4):30-40.

[27]何圆,王伊攀.隔代抚育与子女养老会提前父母的退休年龄吗?——基于 CHARLS 数据的实证分析[J].人口研究,2015,39(2):78-90.

[28]余靖雯,麦东仁,龚六堂.社会养老保险、家庭隔代抚养与老年人健康[J].经济学(季刊),2023,23(1):108-124.

[29]赵昕东,王烨.隔代照料对劳动供给的影响研究[J].经济评论,2021(1):127-145.

[30]解垚.养老金与老年人口多维贫困和不平等研究——基于非强制养老保险城乡比较的视角[J].中国人口科学,2017(5):62-73,127.

[31]谭华清,周广肃,王大中.新型农村社会养老保险对城乡劳动力转移的影响:基于 CFPS 的实证研究[J].经济科学,2016(1):53-65.

[32]陈国强,罗楚亮,吴世艳.公共转移支付的减贫效应估计——收入贫困还是多维贫困?[J].数量经济技术经济研究,2018,35(5):59-76.

[33]高翔,王三秀.劳动力外流、养老保险与农村老年多维贫困[J].现代经济探讨,2018(5):116-123,130.

[34]江艇.因果推断经验研究中的中介效应与调节效应[J].中国工业经济,2022(5):100-120.

[35]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.

[36]诸艳霞,王皓东,朱雅丽.隔代照料、生产活动对农村老年人健康的影响[J].中国地质大学学报(社会科学版),2022,22(4):112-127.

[37]周力,邵俊杰.非农就业与缓解相对贫困——基于主客观标准的二维视角[J].南京农业大学学报(社会科学版),2020,20(4):121-132.

[38]王图展,潘娟.劳动力人力资本、非农就业与农户减贫——兼对教育和健康作用差异的再检验[J].江西财经大学学报,2023(4):91-104.

[39]贾男,马俊龙.非携带式医保对农村劳动力流动的锁定效应研究[J].管理世界,2015(9):82-91.

[40]张全红.中国多维贫困的动态变化:1991-2011[J].财经研究,2015,41(4):31-41,133.

[41]刘贯春,刘媛媛,张军.中国省级经济体的异质性增长路径及模式转换——兼论经济增长源泉的传统分解偏差[J].管理世界,2019,35(6):39-55.

[42]POWELL D, WAGNER J. The exporter productivity premium along the productivity distribution:evidence from quantile regression with non-additive firm fixed effects [J].Review of World Economics, 2014(4):763-785.

[43]李晓嘉,蒋承,胡涟漪.民生性财政支出对我国家庭多维贫困的影响研究[J].数量经济技术经济研究,2019,36(11):160-177.

Impact of Rural Social Pension Insurance on Peasant Households’ Multi-dimensional Relative Poverty

ZHANG Dongling, WANG Pengnian, WANG Yanyan, LIU Yan  
(School of Economics, Qingdao University, Qingdao 266061, China)

**Abstract:** Rural social pension insurance is of great significance in enhancing family endogenous development



capacity and alleviating peasant households’ multi-dimensional relative poverty. Based on the theory of feasible ability, this study constructs a multi-dimensional relative poverty index, and explores the policy effect and action mechanism of rural social pension insurance on peasant households’ multi-dimensional relative poverty by adopting the 2014—2018 China Household Tracking Survey Database. The results indicate that rural social pension insurance can alleviate family multi-dimensional relative poverty situation by encouraging the elderly people to do household chores and inter-generational care and promoting young labor force to go out for employment. According to the marginal effect characteristics of rural social pension insurance, the peasant household groups can be divided into three types, i.e., effective type, inhibitory type and ineffective type, and during the sample period, inhibitory-type peasant households decrease while ineffective type peasant households increase. Besides, rural social pension insurance has a significant effect only on the peasant households with higher levels of multi-dimensional relative poverty, and it can also block poverty return and suppress long-term poverty. Therefore, in order to effectively alleviate peasant households’ multi-dimensional poverty, it is necessary to promote the development of rural industries and strengthen skill training for rural labor force, perfect the operation mode of rural social pension insurance system and promote pension benefit level, and construct a diversified rural social security system.

**Key words:** multi-dimensional relative poverty; rural social pension insurance; long-term poverty governance; family inter-generational division of labor

(责任编辑 张媛媛)

(上接第 64 页)

## Impact Mechanism and Empirical Analysis of Population Aging and Foreign Direct Investment: Empirical Study Based on China Provincial Panel Data

XU Jiexiang, BING Enguang

(School of International Economics and Trade, Anhui University of Finance and Economics, Bengbu 233000, China)

**Abstract:** Based on China provincial panel data from 2003 to 2020 and by incorporating savings rate and labor cost into the same analytical framework, this study explores the impact and mechanism of population aging on foreign direct investment inflow from both theoretical and empirical perspectives. The research results indicate that there exists a significant inverted U-shaped relationship between population aging and foreign direct investment inflow, and there also exists the following spatio-temporal heterogeneity: spatial heterogeneity manifested as the impact of population aging on foreign direct investment inflow gradually decreasing from the eastern, central to western regions, and time heterogeneity manifested as the impact degree of population aging on foreign direct investment from 2012 to 2020 being significantly higher than that from 2003 to 2011. The savings rate exhibits a positive moderating effect in the process of population aging affecting foreign direct investment inflow and plays a driving role, while labor cost plays a partial mediating effect and its influence on foreign direct investment inflow expands with the continuous intensification of aging, hindering the inflow of foreign direct investment. Therefore, governments at all levels should perfect labor right protection system, increase the investment in human capital, formulate sound mechanisms for foreign investment introduction, and guide the balanced development in foreign direct investment regions.

**Key words:** population aging; foreign direct investment; savings rate; labor cost; mediating effect

(责任编辑 李延太)