

# 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

于新亮<sup>1</sup> 严晓欢<sup>1</sup> 上官熠文<sup>2</sup> 于文广<sup>1</sup>

**摘要：**在利用中国家庭动态追踪调查（CFPS）数据，运用AF多维贫困测量方法测度农村家庭相对贫困基础上，本文使用双固定效应模型、离散选择模型、工具变量法、断点回归法和多重中介效应模型等方法研究农村社会养老保险对家庭相对贫困的政策效果及作用机制。研究表明，农村社会养老保险显著降低了家庭相对贫困发生率，幅度约为2.38个百分点；从隔代照顾视角，老年人领取养老金能够增加家庭对儿童的健康和教育投资以及家庭劳动力供给，从而缓解家庭相对贫困；农村社会养老保险的领取时间越长，减贫效果越好，但囿于保障水平，对深度相对贫困的作用有限。

**关键词：**农村社会养老保险 家庭相对贫困 隔代照顾 长效治理机制

**中图分类号：**F061.3 **文献标识码：**A

### 一、引言

“十三五”时期，中国脱贫攻坚成果举世瞩目，5575万农村贫困人口实现脱贫<sup>①</sup>，但全面消除绝对贫困并不意味着中国脱贫工作的终结，相对贫困作为普遍存在的社会现象，在中国仍将长期存在。进入后脱贫攻坚时代，中国农村精准脱贫工作由实现“两不愁、三保障”目标转向应对和缓解发展不平衡、不充分的多维贫困（王小林和冯贺霞，2020）。十九届四中全会明确指出：“坚决打赢脱贫攻坚战，巩固脱贫攻坚成果，建立解决相对贫困的长效机制。”十九届五中全会进一步强调，“实现巩固拓展脱贫攻坚成果同乡村振兴有效衔接”，“健全农村社会保障和救助制度”。可见，农村社会保障制度成为“增强巩固脱贫成果及内生发展能力”、治理相对贫困的长效机制之一。

\*本文是国家自然科学基金青年科学基金项目“灾难性卫生支出风险识别、致贫路径与精准保障研究”（编号：71804090）、国家自然科学基金面上项目“资金关联、资金供求与资金配置：宏观资金流视角的应用一般均衡模型构建及政策分析”（编号：71874090）和山东省泰山学者工程专项经费“保险风险优化控制策略研究”（编号：tsqn20161041）的阶段性研究成果。感谢匿名评审专家的宝贵意见，文责自负。本文通讯作者：于新亮。

<sup>①</sup> 资料来源：《中华人民共和国国民经济和社会发展第十四个五年规划和2035年远景目标纲要》，[http://www.gov.cn/xinwen/2021-03/13/content\\_5592681.htm](http://www.gov.cn/xinwen/2021-03/13/content_5592681.htm)。

在中国城乡二元结构尚未完全消除的背景下，农村地区的相对贫困问题更为严重。根据本文运用中国家庭动态追踪调查数据的测算，2018年中国农村家庭相对贫困发生率仍高达17.24%。这部分群体虽然基本生存问题得到解决，但整体收入水平较低，社会资源相对匮乏，自身发展能力不足，家庭抵御风险的能力较弱，随时面临陷入“极端贫困”的风险（兰剑和慈勤英，2019）。理论上，农村社会养老保险会成为缓解家庭相对贫困的有力举措，老年人领取养老金一方面会直接增加家庭收入，另一方面也会间接改善家庭成员的就业、健康、生活质量和住房等情况。

现有关于相对贫困的研究大多集中于相对贫困的衡量、相对贫困发生率的统计性分析（郭熙保和周强，2016）、测算分解（张全红和周强，2014）、动态变迁（张全红等，2017）、城乡差异（沈扬扬和李实，2020）、影响因素（周常春等，2017）及其与绝对贫困的关系（陈宗胜等，2013；高明和唐丽霞，2018）。近些年，已有少量文献开始关注农村社会养老保险与相对贫困的关系，但存在研究主体局限在老年人群体、农村社会养老保险作用机制分析不系统和缺乏长期效用评估等缺陷。

探讨农村社会养老保险对家庭相对贫困的影响具有较高的理论价值和现实意义。在“421”的现代家庭结构广泛存在的现实背景下，受传统伦理观念和儿童抚育保障现实困境的双重影响，隔代照顾成为普遍的社会趋势，且在农村地区更为常见（于新亮等，2019）。已有研究表明，隔代照顾可以改善家庭孙辈健康水平、劳动力供给、家庭收入、教育投资意愿等，但农村家庭老年人领取养老金后，是否会通过隔代照顾这一路径改善家庭相对贫困状况？相关研究仍缺乏严谨的实证检验。

基于以上分析，本文从多维贫困视角出发，运用中国家庭追踪调查（CFPS）2012年到2018年的数据，首先利用AF法识别家庭相对贫困，然后检验农村社会养老保险对相对贫困的影响及其作用路径，最后评估农村社会养老保险缓解家庭相对贫困的长期效果。

本文的边际贡献在于：第一，在农村场域下，将社会养老保险纳入家庭相对贫困治理的框架内，既丰富了社会养老保险的政策效果研究，又拓展了相对贫困影响因素的研究；第二，提出隔代照顾这一新的研究视角，着重分析了农村社会养老保险通过增加老年人隔代照顾，提高家庭对儿童的健康和教育投资，促进家庭劳动力供给，进而降低家庭相对贫困发生率的作用机制；第三，在时间维度上，不仅探讨了农村社会养老保险对家庭相对贫困的当期影响，而且进一步评估了长期政策效果。本文结论为完善相对贫困的长效治理机制提供了政策参考。

## 二、制度背景和文献回顾

### （一）制度背景

国务院2009年颁布《关于开展新型农村社会养老保险试点的指导意见》，开始实施新型农村社会养老保险（以下简称新农保）试点，政策覆盖年满16周岁（不含在校学生）、未参加城镇职工基本养老保险的农村居民。新农保基金由个人、集体和政府三方筹集，在政策初期，个人缴费标准设为每年100元~500元共5个档次。在政府补贴中，中央政府对中西部地区按中央确定的基础养老金标准给予全额补助，对东部地区给予50%的补助，地方政府可以根据实际情况提高基础养老金标准，所需资金由地方政府负责，地方政府的补贴标准不低于每人每年30元，对参保档次较高的居民适当增加补贴金额。

2014年2月国务院颁布的《关于建立统一的城乡居民基本养老保险制度的意见》，将新农保与城镇居民社会养老保险（以下简称城居保）合并，实现了城乡居民社会养老保险的跨户籍和跨区域转移。新农保在与城居保合并为城乡居民基本养老保险后，除基础养老金与缴费档次调整外，总体政策设计保持不变。中央政府提供的基础养老金分别于2014年、2018年和2020年提高到每人每月70元、88元和93元。但是各地方政府发放的基础养老金最低标准差距较大，地区之间极不平衡，例如2020年上海市政府将基础养老金调整到每人每月1100元，而福建省基础养老金每人每月只有130元。不同地区较大的基础养老金差距，可能导致政策效果不尽相同。

## （二）文献回顾

随着农村社会养老保险覆盖率的提高，有关农村社会养老保险政策效果的研究越来越多。概括而言，农村社会养老保险不仅对农村家庭的收入、贫困、消费、储蓄等经济福利产生影响，还对农村居民的劳动力供给、健康状况与主观福利产生作用。此外，农村社会养老保险在养老模式、性别偏好、儿童照料与健康以及居民政治信任等方面发挥着溢出效应（郑晓冬等，2020）。而上述作用效果，又可以细分为农村社会养老保险对老年人的直接效应和对老年人所在家庭其他成员的溢出效应。

农村社会养老保险对老年人的福利产生多方面影响。第一，新农保养老金收入的提高，可以显著降低农村老年人的贫困率、贫困深度和贫困强度（杨志武等，2017）。第二，领取养老金增加了老年人的经济独立性，减少了对子女的经济依赖，产生了所谓的“挤出效应”（解垚，2015）。第三，养老金有助于改善老年人的健康状况（Cheng et al., 2018），主要影响渠道包括食物消费、医疗服务、生活环境和生活方式等（Case, 2004）。

农村社会养老保险对老年人所在家庭的其他成员存在溢出效应。第一，老年人领取养老金会增加对子女的经济支持，产生所谓的“挤入效应”（Deindl and Brandt, 2010）。第二，领取养老金能够显著减少居民的预防性储蓄，提升家庭的总体消费水平（曾之遥等，2020），特别是食物和医疗消费（Galvani et al., 2016），进而提高家庭成员的健康水平（Edmonds, 2005）。第三，养老金收入可以有效降低农村家庭，特别是中低收入水平农村家庭的消费不平等程度（周广肃等，2020）。第四，老年人领取养老金会激励老年人提前退出劳动力市场，增加隔代照顾，这不仅有利于提升儿童的健康水平，而且能提高家庭年轻父母外出务工和创业的概率（Eggleston et al., 2018）。

鉴于收入、劳动力供给、消费、健康等因素成为衡量家庭相对贫困的关键维度，农村社会养老保险对上述因素的影响意味着其也会对家庭相对贫困产生系统性影响。然而，两者关系及其内在作用机制尚未得到足够关注，仅有零星文献从多维视角出发，探究农村社会养老保险对农村老年人相对贫困的影响（如解垚，2017）。但是这些研究也存在有待完善之处：第一，农村的决策单元通常并非农民个体，而是基于集体理性的家庭单位，这和强调家庭网络支持与孝道的传统文化有关（Calvo and Williamson, 2008），因而家庭层面的分析显得尤为重要。但是既往研究大多注重老年人的多维贫困问题，忽视了以家庭为基本单位衡量的多维贫困，老年人在领取农村社会养老保险后，可通过隔代照顾等多个途径改善整个家庭的多维贫困状况。第二，由于数据可得性等原因，中国学者在构建多维贫困指标时具有较强的主观性，与Alkire and Foster（2011）提出的AF法和联合国在2010年提出的MPI

指数等已经受到学术界普遍认可的国际通用多维贫困测算方法相比,仍存在较大差异。第三,研究农村社会养老保险与相对贫困的学者大多利用截面数据,缺少时间维度上的纵深观察和分析,不能很好地动态衡量相对贫困,无法评估某些减贫政策的长期效果。本文试图将决策单位锚定到家庭,采用更为贴合现实需要的测度方法和更为全面的面板数据进行相对贫困测度,并在此基础上评估农村社会养老保险对家庭相对贫困产生的即期和远期效果。

通过文献梳理,本文预期农村社会养老保险可以通过增加隔代照顾降低家庭相对贫困发生率,而产生这一结果的作用路径包括:第一,老年人领取养老金会通过隔代照顾增加对孙子女的健康投资,进而提升儿童的健康水平;第二,老年人领取养老金会通过隔代照顾增加对孙子女的教育投资,进而提高儿童的受教育水平;第三,老年人领取养老金会减少劳动供给,甚至更早退出劳动力市场(Filho, 2008; 程杰, 2014),通过隔代照顾提高年轻父母外出工作倾向(Posel et al., 2005)。通过上述三个作用路径带来的儿童健康水平、儿童受教育水平和家庭劳动力供给的提高,在理论上都会降低家庭相对贫困发生率。因此,在检验农村社会养老保险对家庭相对贫困的影响基础上,本文将对作用路径进行实证检验。

### 三、农村家庭相对贫困的测算

#### (一) 相对贫困的识别方法

在相对贫困测量方法的发展历程中,较早的相对贫困指数是由 Foster et al. (1984) 构建的 Foster-Greer-Thorbeck 贫困指数,简称 FGT 指数,该指数仅涉及收入或消费单一维度。后来, Sen (1999) 提出个体的福利或被剥夺能力不能仅从单一的消费或收入维度进行测量,需要从可行能力和自由等多个维度进行考察。随后, Alkire and Foster (2011) 改进了 FGT 方法,把测度贫困和剥夺的视角从宏观转向微观家庭及个体,提出 AF 法。该方法选取了健康、教育和生活状态 3 个维度 10 个指标来测算相对贫困。目前 AF 法已经成为测度相对贫困的主流方法,广泛用于贫困测量和减贫政策的评估(郭熙保和周强, 2016)。因此,本文借鉴该测量方法识别农村家庭是否处于相对贫困状态,具体步骤如下:

首先,假设共有  $d$  个指标用于测算多维综合指数,定义  $x_{ij}$  表示家庭  $i$  的第  $j$  项指标的取值,  $z_j$  表示第  $j$  项指标的被剥夺阈值。其中,阈值  $z_j$  既可以是定量变量,也可以是定性变量。为便于多维综合指数的计算,本文引入  $g_{ij}(z)$  为单个指标的示性函数,当  $x_{ij} < z_j$  时,令  $g_{ij}(z) = 1$ ,表示家庭  $i$  在第  $j$  项指标上处于相对剥夺状态,属于贫困家庭;反之,若  $x_{ij} \geq z_j$ ,则令  $g_{ij}(z) = 0$ ,表示家庭  $i$  在第  $j$  项指标上处于非相对剥夺状态,不属于贫困家庭。这里的 1 和 0 并无实际经济意义,仅是为了便于后文的计算。

其次,对各个指标赋予一定的权重  $w_j$ ,有  $0 < w_j < 1$ ,且  $\sum_{j=1}^d w_j = 1$ 。对各个维度或指标加权后可以得到多维综合指数,即  $c_i = \sum_{j=1}^d w_j g_{ij}(z)$ 。

最后,引入多维综合指数的阈值  $k$ ,且  $0 \leq k \leq 1$ 。定义  $I(k)$  为示性函数,当  $c_i \geq k$  时,  $I(k) = 1$ ,表示当年家庭处于相对贫困状态;反之,当  $c_i < k$  时,  $I(k) = 0$ ,表示当年家庭不处于相对贫困状态。

在识别家庭相对贫困的基础上,本文测算了农村地区多维贫困指数和各指标的贡献率。首先假设处于相对贫困状态的家庭有  $I$  户,同时期有  $N$  户家庭参与调查,则农村家庭相对贫困发生率  $H = I / N$ 。其次,将所有处于相对贫困状态家庭的多维综合指数  $c_i$  相加,记为  $m$ ,则农村家庭相对贫困平均剥夺份额  $A = m / I$ 。相应的,农村地区多维贫困指数  $M = H \times A$ 。

## (二) 数据选取

本研究用数据来自于2012年、2014年、2016年和2018年共4期的中国家庭追踪调查(China Family Panel Studies, CFPS)。该调查由北京大学中国社会科学调查中心实施,样本覆盖25个省(市、区),具有全国代表性。该调查跟踪收集个体、家庭、社区三个层次的数据,调查对象包含样本户中的全部家庭成员。问卷内容囊括经济活动、教育成果、家庭关系与家庭动态、人口迁移、健康等诸多主题。目前,该数据库已广泛应用于相对贫困以及养老等领域的研究(周广肃和李力行,2016)。因此,该数据库能够满足本文的研究需要。

本文聚焦于农村家庭,因此在使用该数据时进行了如下处理:一是以家庭为单位对成人问卷、儿童问卷、共用模块问卷、家庭经济问卷进行数据匹配,从而将个人层面的相关信息汇集到家庭层面;二是为了更好地识别农村社会养老保险对家庭相对贫困的影响及其中介效应,本文在实证检验前对样本数据进行平衡处理,删除2012年之后加入和2014年及以后退出的样本。本文最终保留有效样本量为28636户。

## (三) 相对贫困多维综合指标体系设定

### 1. 维度与指标选择

联合国提出的MPI指数和Alkire and Foster(2011)提出的AF法都选取了健康、教育和生活状态3个维度测度多维贫困,各维度内的指标设定也基本相同。其中,健康维度选取的指标是营养和儿童死亡情况,教育维度选取的指标是受教育年限和儿童入学率,生活状态维度选取的指标是饮用水、做饭燃料、住房状态、资产状况、用电和卫生厕所。在国内外研究中,学者们根据数据可得性以及研究侧重点的不同,在AF法基础上进行了调整。既往研究曾将自评健康(谢家智和车四方,2017)、过去一年是否患病住院(张昭和杨澄宇,2020)以及身体质量指数(解垚,2017)补充到健康维度的指标中;还有部分研究在构建多维综合指数时纳入了收入、就业、社会参与、土地和医疗服务等维度的指标(郭熙保和周强,2016)。

结合AF法选取的维度和指标、既往文献和数据的可得性,本文最终确定了教育、健康、就业、医疗服务、生活质量、住房、土地、收入8个维度16项指标,具体如表1所示。

### 2. 指标权重设定

在合成多维综合指数时,各指标的权重选取至关重要,但理论界并未就如何确定各个指标的权重取得一致看法(Decancq and Lugo, 2012)。在既往研究中,多数学者选择直接沿用联合国开发计划署(UNDP)和牛津大学贫困与人类发展研究中心(OPHI)给出的等权重赋权方法(高艳云,2012),该方法先对各个维度赋予相等权重,再对各个维度内的指标也赋予相等权重。此外,张全红和周强(2014)

采用主成分分析方法进行赋权；方迎风（2012）使用复合权重法进行赋权；谢家智和车四方（2017）引入神经网络方法进行赋权。尽管等权重赋权方法可能会影响具体年份贫困指标的相对重要性（郭熙保和周强，2016），但是目前为止没有找到一种绝对优于等权重法的赋权方法，因此，本文在对比各种赋权方法后，采用等权重法进行赋权。

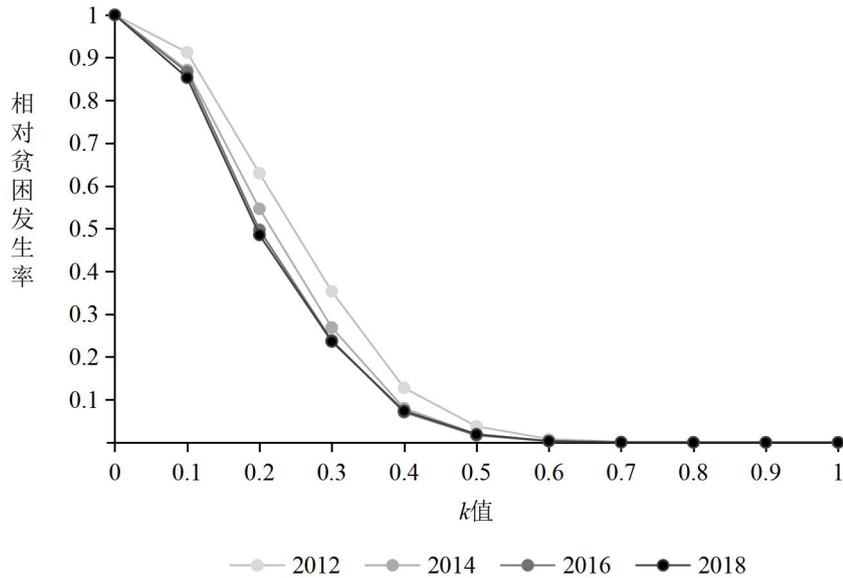
表 1 多维贫困指数的维度、指标和权重设定

维度	指标	指标设定	阈值
教育(1/8)	受教育水平(1/16)	家中 16 岁及以上成员平均受教育年限（单位：年）	9 年
	子女入学(1/16)	家中子女（6 岁—16 岁）没有失学或辍学：是=1，否=0	1
健康(1/8)	BMI (1/24)	家中成年人 BMI 处于区间[18.5, 28]的比例	50%
	生病住院(1/24)	过去一年家中没人生病住院：是=1，否=0	1
	自评健康(1/24)	家庭成员自评健康均不是非常不健康：是=1，否=0	1
就业(1/8)	就业状态(1/16)	家中劳动力（16 岁—60 岁）至少有 1 人工作：是=1，否=0	1
	正规就业(1/16)	家中就业人口（16 岁—60 岁）在正规单位工作：是=1，否=0	1
医疗服务(1/8)	医疗保险(1/8)	家庭成员参加医疗保险的比例（单位：%）	100%
生活质量(1/8)	家庭用水(1/32)	家中用水为自来水、桶装水、纯净水或过滤水：是=1，否=0	1
	通电情况(1/32)	家中通电：是=1，否=0	1
	做饭燃料(1/32)	家中使用清洁燃料做饭：是=1，否=0	1
	耐用品价值(1/32)	家中耐用品总价值（单位：元）	1000 元
住房(1/8)	自有住房(1/16)	家庭拥有住房或能从政府、单位获得住房：是=1，否=0	1
	住房面积(1/16)	家庭人均住房面积（单位：平方米）	12 平方米
土地(1/8)	土地状况(1/8)	家庭能从集体分配到耕地、林地、牧场、水塘中任意一种：是=1，否=0	1
收入(1/8)	人均纯收入(1/8)	按农村居民消费水平指数平滑到 2011 年的家庭人均可支配收入（单位：元）	2300 元

注：①本文将政府部门、事业单位、国有企业、外商企业和规模以上私营企业等单位界定为正规单位，将其他单位（如非规模以上私营企业和个体工商户等）界定为非正规单位；②维度和指标列括号内为相应权重。

### 3. 农村家庭相对贫困测算

不同  $k$  值下各年度农村家庭相对贫困发生率如图 1 所示。总体来看，各年度农村家庭相对贫困发生率随  $k$  值的变化呈现相同的变化趋势， $k$  值越大，农村家庭相对贫困发生率越低。在相同  $k$  值下，农村家庭相对贫困发生率逐年降低，但降幅逐年缩小。

图1 不同  $k$  值下各年度农村家庭相对贫困发生率

鉴于大部分研究沿用了联合国开发计划署的标准，将多维综合指数的阈值  $k$  设定为 0.33（邹薇和方迎风，2011；张全红和周强，2014），本文在综合考虑研究需要和既往研究成果后，也将多维综合指数的阈值  $k$  设定为 0.33，即将多维综合指数超过 0.33 的家庭识别为相对贫困。该相对贫困阈值下的相对贫困发生率  $H$ 、平均剥夺份额  $A$  和多维贫困指数  $M$  的测度结果如表 2 所示。农村家庭相对贫困发生率逐年下降，由 2012 年的 27.59% 下降到 2018 年的 17.24%，下降幅度超过 10%，但始终处于较高水平。农村家庭相对贫困平均剥夺份额基本稳定略有提升。同相对贫困发生率的变化类似，农村家庭多维贫困指数也呈现逐年降低趋势。

	2012 年	2014 年	2016 年	2018 年
相对贫困发生率 $H$	27.59%	20.17%	17.60%	17.24%
平均剥夺份额 $A$	0.4042	0.4054	0.4079	0.4151
多维贫困指数 $M$	0.1115	0.0818	0.0718	0.0716

## 四、实证研究设计

### （一）计量模型

#### 1. 基准回归模型

本文建立双固定效应模型来评估农村社会养老保险对家庭相对贫困的影响：

$$poor_{it} = \alpha_0 + \beta pension_{it} + \sum_m \alpha^m X_{it}^m + \psi_t + \tau_i + \xi_{it} \quad (1)$$

其中，下角标  $i$  和  $t$  分别表示家庭和年份；被解释变量  $poor$  代表家庭  $i$  在  $t$  年是否处于相对贫困

状态,如果家庭多维贫困指数大于 0.33 则取值为 1,否则取值为 0;核心解释变量  $pension$  表示家庭  $i$  在  $t$  年是否领取养老金,如果家庭中有一人及以上领取养老金,则取值为 1,否则取值为 0;  $X^m$  为一系列衡量家庭特征的控制变量,  $\alpha^m$  为各控制变量估计系数。本文还在计量模型中加入了年份固定效应  $\psi$  和家庭固定效应  $\tau$ ,分别用于控制不随家庭变化的时间固有特征和不随时间变化的家庭固有特征对家庭相对贫困的影响。 $\beta$  是本文关注的核心估计系数,表示农村社会养老保险对家庭相对贫困的影响程度。

本文的被解释变量是虚拟变量,选择最小二乘法进行评估可能造成被解释变量预测值大于 1 和小于 0,因此本文同时采用二值选择模型(Probit 模型和 Logit 模型)对(1)式进行估计,并在下文稳健性检验中汇报回归结果。

## 2. 机制检验模型

参考方杰等(2014)的研究,本文建立多重中介效应模型,并采用结构方程法检验农村社会养老保险通过隔代照顾降低家庭相对贫困发生率的作用机制:

$$care_{it} = a_1 + b_1 pension_{it} + \varepsilon_{it}^1 \quad (2)$$

$$health_{it} = a_2 + b_2 pension_{it} + c_1 care_{it} + \varepsilon_{it}^2 \quad (3)$$

$$education_{it} = a_3 + b_3 pension_{it} + c_2 care_{it} + \varepsilon_{it}^3 \quad (4)$$

$$labor_{it} = a_4 + b_4 pension_{it} + c_3 care_{it} + \varepsilon_{it}^4 \quad (5)$$

$$poor_{it} = a_5 + b_5 pension_{it} + c_4 care_{it} + d_1 health_{it} + d_2 education_{it} + d_3 labor_{it} + \varepsilon_{it}^5 \quad (6)$$

其中,  $care$  为隔代照顾变量,如果儿童主要由祖父母或外祖父母照顾,则取值为 1,否则取值为 0;  $health$  为儿童健康投资变量,本文以儿童商业健康保险作为儿童健康投资的代理指标,具体设定为家庭为儿童购买商业健康保险支付的保险费加 1 后取对数;  $education$  为儿童教育投资变量,以家庭儿童教育储蓄作为儿童教育投资的代理指标,具体设定为家庭在教育方面为儿童积攒的储蓄金额加 1 后取对数;  $labor$  为家庭劳动力供给变量,以家庭成员外出就业作为家庭劳动力供给的代理指标,具体设定为家庭成员中外出打工人数占总人数的比例。本文多重中介效应模型中,中介变量为隔代照顾,中介之中介变量包括儿童健康投资、儿童教育投资和家庭劳动力供给。中介效应是否存在的检验过程具体为:首先检验是否领取养老金和是否处于相对贫困状态的相关性,再依次检验是否领取养老金与中介变量、中介变量与各中介之中介变量以及各中介之中介变量与是否处于相对贫困状态的相关性。若检验结果均显著,则中介效应存在;若检验结果均不显著,则中介效应不存在;若部分显著而部分不显著,则需进行 Bootstrap 检验。

### (二) 变量选取及设定

前文已经说明被解释变量和核心解释变量的定义及赋值,此处不再赘述。本文选取的控制变量如下:在家庭年龄结构方面,选取了家庭成员平均年龄、家庭成员最大年龄和家庭成员最小年龄、16 岁及以下人口数和 65 岁及以上人口数;在家庭成员工作性质方面,选取了家中是否有人务农和家中是否有人外出务工。此外,本文还选取了家庭规模、家庭男性占比、20 岁以上家庭成员结婚率、家庭收支比等控制变量。本文变量选择和设定如表 3 所示。

### （三）描述性统计

本文根据家庭是否领取养老金报告了样本描述性统计特征，如表3所示。领取养老金的家庭占总样本的28.18%，说明农村社会养老保险领取率较低。全样本相对贫困发生率是20.65%，未领取养老金和领取养老金子样本相对贫困发生率分别是19.88%和22.60%，领取养老金的子样本相对贫困发生率更高，这与本文预期不符，其原因可能是：首先，农村养老保险具有明显的自选择效应，即预期相对贫困发生率越高的家庭越希望通过领取养老金增加收入，因此参加农村社会养老保险并尽快领取养老金的意愿更强烈；其次，某些特征因素同时作用于农村社会养老保险和家庭相对贫困，导致两者呈现同向变化。典型的特征因素如年龄，一方面六十岁以上老年人领取养老金的概率显著提高，另一方面老年人健康水平和获取收入能力下降导致家庭相对贫困发生概率上升。在其他家庭特征方面，两组子样本也都存在显著差异，相比于未领取养老金的家庭，领取养老金的家庭成员平均年龄偏大，人口数量偏多，家庭收支比偏高，20岁以上成员结婚率更高，而家庭中男性占比、务农人口和外出务工人员占比偏低。因此，本文在模型中尽可能加入控制变量以控制其他特征的干扰，并在稳健性检验中采用工具变量法和断点回归法等方法克服双向因果和遗漏变量导致的内生性问题。

表3 主要变量定义与描述性统计

变量	变量设定	全样本	未领取养老金子样本	领取养老金子样本	差异
被解释变量： 是否处于相对贫困状态	家庭多维贫困指数大于0.33则赋值为1，否则赋值为0	0.2065 (0.0024)	0.1988 (0.0028)	0.2260 (0.0047)	0.0272*** (0.0053)
解释变量： 是否领取养老金	家庭中有一人及以上领取养老金则赋值为1，否则赋值为0	0.2818 (0.0027)			
控制变量： 家庭人口数	家庭总人口数	3.5516 (0.0106)	3.4663 (0.0120)	3.7689 (0.0218)	0.3026*** (0.0235)
16岁及以下人口数	家庭中16岁及以下人口数	0.7858 (0.0057)	0.8159 (0.0067)	0.7090 (0.0107)	0.1070*** (0.0126)
65岁及以上人口数	家庭中65岁及以上人口数	0.3869 (0.0040)	0.1785 (0.0033)	0.9177 (0.0087)	0.7392*** (0.0076)
家庭男性比例	家庭中男性人口数占总人口数的比重	0.5171 (0.0013)	0.5192 (0.0016)	0.5116 (0.0022)	0.0076*** (0.0029)
20岁以上家庭成员结婚率	已婚人数占适婚年龄家庭成员人口数的比重	0.6309 (0.0017)	0.6147 (0.0020)	0.6721 (0.0032)	0.0574*** (0.0037)
家庭成员平均年龄	家庭成员的平均年龄	40.0412 (0.0880)	36.3846 (0.0922)	49.3584 (0.1654)	12.9737*** (0.1801)
家庭成员最大年龄	家庭成员中年龄最大成员的年龄	55.3421 (0.0860)	50.4994 (0.0928)	67.6812 (0.1046)	17.1818*** (0.1619)
家庭成员最小年龄	家庭成员中年龄最小成员的年	23.8875	21.0513	31.1141	10.0629***

	龄	(0.1308)	(0.1363)	(0.2930)	(0.2846)
家庭是否有人从事农业劳动	家庭中有人从事农业劳动则赋值为1, 否则为0	0.2409	0.2731	0.1588	0.1143***
家庭是否有人外出打工	家庭中有人外出打工则赋值为1, 否则为0	0.4649	0.4796	0.4276	0.0520***
家庭收支比	家庭当年总支出占家庭当年总收入的比例	0.9527	0.9364	0.9943	-0.0579***
		(0.0092)	(0.0111)	(0.0165)	(0.0205)

注: ①括号内为标准差; ②\*\*\*、\*\*和\*分别表示1%、5%和10%的显著性水平; ③适婚年龄设定为女性20岁和男性22岁。

## 五、实证结果分析

### (一) 基准回归结果

为检验农村社会养老保险对家庭相对贫困的影响, 本文根据(1)式进行逐步回归, 结果如表4所示。方程1为加入控制变量的估计结果, 解释变量是否领取养老金在1%统计水平上显著, 估计系数为-0.0576, 说明控制住家庭特征后, 领取养老金使得家庭相对贫困发生率显著降低了5.76个百分点。方程2和方程3是在方程1的基础上依次加入个体固定效应和时间固定效应的估计结果, 解释变量是否领取养老金均在1%统计水平上显著, 估计系数分别为-0.0447和-0.0238, 说明领取养老金使得家庭相对贫困发生率分别显著降低了4.47个百分点和2.38个百分点。综上所述, 农村社会养老保险能够显著降低家庭相对贫困发生率。

下面以方程3为例分析控制变量的回归结果。家庭人口数、16岁及以下人口数、65岁及以上人口数、家庭成员平均年龄、家庭成员最大年龄等人口学特征整体上显著正向影响家庭相对贫困发生率, 说明家庭老年人越多、家庭成员平均年龄越大、家庭人口数越多越容易发生相对贫困。除此之外, 家庭男性比例对相对贫困发生率存在显著的负向影响, 说明家庭中男性比例越高, 越不容易陷入相对贫困。家庭是否有人从事农业劳动和家庭是否有人外出打工对家庭相对贫困存在显著的负向影响, 家庭收支比对家庭相对贫困存在显著的正向影响, 说明家庭收入越多, 支出越少, 越不容易陷入相对贫困。

表4 基准回归结果

	方程1	方程2	方程3
是否领取养老金	-0.0576*** (0.0064)	-0.0447*** (0.0072)	-0.0238*** (0.0073)
家庭人口数	0.0142*** (0.0030)	0.0170*** (0.0038)	0.0124*** (0.0039)
16岁及以下人口数	0.0324*** (0.0047)	0.0049 (0.0065)	0.0116* (0.0065)
65岁及以上人口数	0.0455*** (0.0056)	0.0295*** (0.0075)	0.0353*** (0.0075)

家庭男性比例	-0.0558*** (0.0117)	-0.0832*** (0.0161)	-0.0820*** (0.0160)
20岁以上家庭成员结婚率	-0.0952*** (0.0112)	-0.0469*** (0.0166)	-0.0598*** (0.0166)
家庭成员平均年龄	-0.0001 (0.0010)	0.0015 (0.0013)	0.0024* (0.0012)
家庭成员最大年龄	0.0020*** (0.0005)	0.0003 (0.0007)	0.0001 (0.0007)
家庭成员最小年龄	0.0016*** (0.0005)	-0.0005 (0.0006)	-0.0007 (0.0006)
家中是否有人从事农业劳动	0.0237*** (0.0052)	0.0383*** (0.0055)	-0.0442*** (0.0079)
家中是否有人外出打工	-0.0975*** (0.0048)	-0.0888*** (0.0057)	-0.0866*** (0.0057)
家庭收支比	0.0357*** (0.0018)	0.0320*** (0.0019)	0.0312*** (0.0019)
时间固定效应	未控制	未控制	控制
个体固定效应	未控制	控制	控制
常数项	0.0801*** (0.0161)	0.1525*** (0.0224)	0.2479*** (0.0230)
样本量	28636	28636	28636
R <sup>2</sup>	0.0424	0.0457	0.0582

注：①括号内为稳健标准误；②\*\*\*、\*\*和\*分别表示1%、5%和10%的显著性水平。

## (二) 稳健性检验

### 1. 更换被解释变量

前文分析中的被解释变量是  $k$  值设定为 0.33 时家庭是否处于相对贫困状态，为验证本文结论不是特定阈值设定下的结果，参考张全红和周强（2014）的做法，本文将被解释变量更换成  $k$  值设定为 0.2、0.3 和 0.4 时家庭是否处于相对贫困状态，对（1）式重新进行回归，结果如表 5 方程 1、方程 2 和方程 3 所示。此外，方程 4 是将被解释变量更换为家庭相对贫困深度的回归结果，其中，家庭相对贫困深度设定为家庭多维贫困指数超过 0.33 的部分，未超过时赋值为 0。以上回归结果均显示，是否领取养老金变量显著，且估计系数为负。

表 5 更换被解释变量回归结果

	方程 1 $k=0.2$	方程 2 $k=0.3$	方程 3 $k=0.4$	方程 4 相对贫困深度
是否领取养老金	-0.0139* (0.0083)	-0.0276*** (0.0075)	-0.0159*** (0.0051)	-0.0159*** (0.0051)

农村社会养老保险与家庭相对贫困长效治理

控制变量	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制	控制
样本量	28636	28636	28636	28636
R <sup>2</sup>	0.1107	0.1379	0.0888	0.0353

注：①括号内为稳健标准误；②\*\*\*、\*\*和\*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；③控制变量同表 4，因篇幅限制，仅汇报主要变量的回归结果。

## 2. 更换解释变量

本文选取的解释变量为是否领取养老金的虚拟变量，容易忽略养老金领取金额对家庭相对贫困的差异化影响。实际上，各地养老金标准极不平衡<sup>①</sup>，养老金领取人数的不同也会造成领取金额的不同，为此本文分别将解释变量更换为养老金领取金额、养老金领取人数和养老金领取人数占比重新进行回归。三个解释变量的具体设定如下：养老金领取金额为家庭所在省份农村社会养老保险平均领取金额<sup>②</sup>乘以养老金领取人数加 1 后取对数；养老金领取人数是家庭中领取农村社会养老金的人数之和；养老金领取人数占比是养老金领取人数与家庭总人口数的比值。更换解释变量的回归结果如表 6 所示，方程 1 中养老金领取金额在 1%统计水平上显著，估计系数为-0.0057，说明养老金领取金额每提高 1 个百分点，家庭相对贫困发生率会下降 0.57 个百分点。方程 2 中养老金领取人数在 1%统计水平上显著，估计系数为-0.0229，说明领取养老金的人数每增加 1 人，家庭相对贫困发生率会下降 2.29 个百分点。方程 3 中养老金领取人数占比在 5%统计水平上显著，估计系数为-0.0221，说明养老金领取人数占比每上升 1 个百分点，家庭相对贫困发生率会下降 2.21 个百分点。

表 6 更换解释变量回归结果

	方程 1	方程 2	方程 3
养老金领取金额	-0.0057*** (0.0008)		
养老金领取人数		-0.0229*** (0.0042)	
养老金领取人数占比			-0.0221** (0.0107)
控制变量	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制
常数项	0.0812 (0.2215)	0.0754 (0.1920)	0.0894 (0.1921)

<sup>①</sup> 2018 年国家规定的城乡居民基本养老保险基础养老金最低标准是每人每月 88 元，2021 年上海市基础养老金最低标准为每人每月 1200 元，而 2021 年甘肃省省级基础养老金标准为每人每月 113 元。

<sup>②</sup> 农村社会养老保险平均领取金额为城乡居民社会养老保险基金支出除以城乡居民社会养老保险实际领取待遇人数。数据来源：国家统计局（编），《中国统计年鉴》（2013 年、2015 年、2017 年和 2019 年），北京：中国统计出版社。

样本量	28619	28636	28636
R <sup>2</sup>	0.1064	0.1059	0.1051

注：①括号内为稳健标准误；②\*\*\*、\*\*和\*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；③控制变量同表 4，因篇幅限制，仅汇报主要变量的回归结果。

### 3.控制宏观因素的影响

相对贫困治理和社会养老保险政策都会受到宏观因素的影响，而本文控制变量多是家庭和个体层面变量，未考虑宏观因素的影响，容易导致估计结果偏差。考虑到加入过多宏观变量容易出现共线性问题，而加入再多宏观变量也不可能完全控制宏观因素的影响，本文选择如下三种方案进行稳健性检验：方案一是添加代表性宏观变量。考虑到“未富先老”已成为中国社会发展的基本国情，本文在基准回归模型中引入村居和省份层面收入水平和人口结构两类控制变量。其中，村居层面变量来源于 CFPS 数据库，村居收入水平变量为受访家庭所在村的家庭年收入平均数加 1 后取对数，村居人口结构变量为受访家庭所在村 65 岁及以上老年人口占比；省份层面变量为农村居民人均可支配收入的对数和 65 岁及以上老年人口占比，数据来自国家统计局。方案二是在原本加入地区固定效应和时间固定效应基础上，加入时间地区交互固定效应，以控制既随时间变化又随地区变化的宏观因素的影响。方案三是计算地区层面聚类标准误，以控制同一地区内各家庭未观测因素的相关性。具体回归结果如表 7 所示，方程 1、方程 2 和方程 3 分别为添加了代表性宏观变量、时间地区交互固定效应和控制地区聚类标准误的回归结果，是否领取养老金均在 1%统计水平上显著，且估计系数均为负。

表 7 控制宏观因素回归结果

	方程 1	方程 2	方程 3
是否领取养老金	-0.0397*** (0.0062)	-0.0402*** (0.0062)	-0.0412*** (0.0077)
控制变量	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制
地区固定效应	控制	控制	控制
时间地区交互固定效应	未控制	控制	未控制
常数项	1.2745*** (0.0794)	0.0260 (0.3824)	0.0697*** (0.0297)
样本量	28571	28636	28636
R <sup>2</sup>	0.1083	0.1115	0.1064

注：①方程 1、方程 2 括号内为稳健标准误，方程 3 括号内为地区聚类标准误；②\*\*\*、\*\*和\*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；③控制变量同表 4，因篇幅限制，仅汇报主要变量的回归结果。

### 4.更换回归模型

由于被解释变量为虚拟变量，本文使用 Probit 模型和 Logit 模型重新进行回归，回归结果如表 8 所示，核心解释变量是否领取养老金均在 1%统计水平上显著，且估计系数为负。

表 8 离散选择模型回归结果

	方程 1	方程 2
--	------	------

农村社会养老保险与家庭相对贫困长效治理

	Probit 模型	Logit 模型
是否领取养老金	-0.1137** (0.0343)	-0.1938** (0.0420)
控制变量	控制	控制
时间固定效应	控制	控制
地区固定效应	控制	控制
常数项	-0.5015*** (0.1023)	-0.9210 (0.4692)
样本量	28624	28624
伪R <sup>2</sup>	0.0969	0.0975

注：①括号内为稳健标准误；②\*\*\*、\*\*和\*分别表示1%、5%和10%的显著性水平；③控制变量同表4，因篇幅限制，仅汇报主要变量的回归结果。

#### 5. 利用工具变量法的回归

考虑到农村社会养老金领取的自选择效应，老年人可能根据自身情况和家庭相对贫困状况选择是否参加农村社会养老保险并领取养老金，导致估计结果偏误，需要在实证检验中考虑内生性问题。参考贾男和马俊龙（2015）的做法，本文选取同村其他家庭养老金领取率作为工具变量，进行IV-Probit模型回归。选取该变量作为工具变量的原因是，理论上，同村其他家庭农村养老金领取率会影响本家庭养老金的领取情况，但不会直接影响本家庭相对贫困情况，满足工具变量外生性的要求。本文也检验了该工具变量选取的有效性，进行相关性、可识别性和弱工具变量检验，检验结果表明，该工具变量是有效的<sup>①</sup>。

IV-Probit 回归结果如表9所示。其中，方程1中同村其他家庭养老金领取率在1%统计水平上显著，估计系数为正，表明农村老年人领取养老金存在同价效应；方程2中是否领取养老金在1%的统计水平上显著，估计系数为负，表明在考虑内生性问题后，农村社会养老保险依然会显著降低家庭相对贫困发生率。

表9 工具变量法回归结果

	方程1 本家庭养老金领取概率	方程2 是否处于相对贫困状态
是否领取养老金		-2.4564** (0.8635)
同村其他家庭养老金领取率	0.0765*** (0.0106)	
控制变量	控制	控制
时间固定效应	控制	控制

<sup>①</sup> Kleibergen-Paap rk LM 统计量的值为109.968，拒绝工具变量识别不足检验的原假设；Kleibergen-Paap rk Wald F 统计量数值为111.582，对应15%水平下Stock-Yogo弱工具变量检验临界值为8.96，拒绝了弱工具变量检验的原假设。上述检验表明，本文选取的工具变量是有效的。

地区固定效应	控制	控制
常数项	-0.9193*** (0.1803)	-2.3947*** (0.5515)
样本量	28624	28624

注：①括号内为稳健标准误；②\*\*\*、\*\*和\*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；③控制变量同表 4，因篇幅限制，仅汇报主要变量的回归结果。

#### 6. 采用模糊断点法的回归

相关政策规定，新农保的正常领取时间为 60 周岁，这意味着家庭领取养老金的概率会在家庭成员年龄达到 60 岁后显著提高，可视为外生政策冲击导致的“局部随机实验”，因此本文通过估计老年人年龄在 60 岁附近的局部平均处理效应，评估农村社会养老保险对家庭相对贫困的影响。参照张川川和陈斌开（2014）的做法，本文以家庭成员最大年龄为分组变量，60.5 岁为断点<sup>①</sup>，是否领取养老金为处理变量，家庭人口数、16 岁及以下人口数、65 岁及以上人口数、家庭男性比例、家庭成员平均年龄、家庭成员最大年龄、家庭成员最小年龄、20 岁以上家庭成员结婚率、家中是否有人从事农业劳动、家中是否有人外出打工、家庭收支比为前定变量，家庭是否处于相对贫困状态为结果变量，采用模糊断点回归方法进一步评估农村社会养老保险对家庭相对贫困的影响。为确保模糊断点回归结果的准确性，本文进行了一系列前提假设检验。首先，对分组变量进行内生分组检验，经计算，非连续估计量的值为-0.0073，对应 t 值为-0.0280，分组变量在断点附近的密度函数不存在显著差异，即老年人领取养老金行为不存在人为操纵问题。其次，本文检验了分组变量和处理变量之间的关系，发现处理变量在断点附近存在一个明显的跳跃，家庭领取养老金的概率在 60.5 岁后显著提高。最后，本文进行了前定变量平衡性检验，结果表明各前定变量在断点附近均不存在显著跳跃，具有平衡性。模糊断点回归结果显示，是否领取养老金的局部平均处理效应估计量在 10%统计水平上显著，大小为-0.1170，从而证实了农村社会养老保险能够缓解家庭相对贫困这一结论的稳健性<sup>②</sup>。

## 六、进一步分析

### （一）基于隔代照顾的多重中介效应分析

本文多重中介效应模型回归结果如表 10 所示。其中，方程 1 中是否领取养老金在 1%统计水平上显著，估计系数为 0.0349，说明老年人领取养老金会增加隔代照顾。方程 2、方程 3 和方程 4 估计了是否领取养老金和隔代照顾对儿童健康投资、儿童教育投资和家庭劳动力供给的影响，回归结果表明老年人领取养老金和隔代照顾均能显著增加家庭对儿童的健康和教育投资，并促进家庭劳动力供给。方程 5 中是否领取养老金在 1%统计水平上显著，估计系数为-0.0630，说明老年人领取养老金降低家

<sup>①</sup> 虽然中国农村老年人领取养老金的规定年龄为 60 岁，但因需要一定的审核时限，老年人实际领取时间略晚于 60 岁。各研究在使用不同数据进行实证时发现在 60.5 岁或者 60.75 岁附近，农村老年人领取养老金会存在更明显的跳跃（张川川和陈斌开，2014）。

<sup>②</sup> 因篇幅限制，模糊断点中所有检验及回归结果未汇报。

庭相对贫困发生率的直接效应为 0.0630。隔代照顾、儿童健康投资、儿童教育投资和家庭劳动力供给均在 1%统计水平上显著，且估计系数为负，说明增加隔代照顾、提高儿童健康和教育投资、增加家庭劳动力供给均能显著降低家庭相对贫困发生率。综合以上回归结果，老年人领取养老金通过增加隔代照顾，提高了家庭对儿童的健康和教育投资，并促进了家庭劳动力供给，从而降低家庭相对贫困发生率。

表 10 多重中介效应模型回归结果

	方程 1 隔代照顾	方程 2 儿童健康投资	方程 3 儿童教育投资	方程 4 家庭劳动力供给	方程 5 是否处于相对贫困状态
是否领取养老金	0.0349*** (0.0050)	0.0177*** (0.0026)	0.0310*** (0.0046)	0.0041** (0.0006)	-0.0630*** (0.0071)
隔代照顾		0.5068*** (0.0230)	0.8874*** (0.0341)	0.1166*** (0.0075)	-0.0210*** (0.0071)
儿童健康投资					-0.0091*** (0.0071)
儿童教育投资					-0.0061*** (0.0011)
家庭劳动力供给					-0.1065*** (0.0049)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	28636	28636	28636	28636	28636

注：①括号内为标准误；②\*\*\*、\*\*和\*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；③控制变量同表 4，因篇幅限制，仅汇报主要变量的回归结果。

## (二) 农村社会养老保险的长期效应

为评估农村社会养老保险的长期政策效果，本文分别以前一期领取过养老金的家庭、前两期连续领取养老金的家庭和前三期连续领取养老金的家庭为样本，检验当期再领取养老金对家庭相对贫困的影响，回归结果如表 11 所示。是否领取养老金均在 1%的统计水平上显著，估计系数分别为-0.0638，-0.1048，-0.3215，说明连续领取两期养老金可以使家庭相对贫困发生率显著降低 6.38 个百分点，连续领取三期养老金可以使家庭相对贫困发生率显著降低 10.48 个百分点，而连续领取四期养老金可以使家庭相对贫困发生率显著降低 32.15 个百分点。这一结果意味着，农村社会养老保险不仅能够降低家庭相对贫困发生率，而且其减贫效果随连续领取时间延长而增强，产生了时间维度上的“叠加效应”。

表 11 农村社会养老保险的“长期效应”（边际效应）

	方程1 前一期领取	方程2 前两期均领取	方程3 前三期均领取
是否领取养老金	-0.0638*** (0.0125)	-0.1048*** (0.0209)	-0.3215*** (0.0810)
控制变量	控制	控制	控制
地区固定效应	控制	控制	控制

农村社会养老保险与家庭相对贫困长效治理

样本量	5844	2052	113
伪R <sup>2</sup>	0.0990	0.1304	0.3516

注：①括号内为稳健标准误；②\*\*\*、\*\*和\*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；③控制变量同表 4，因篇幅限制，仅汇报主要变量的回归结果。

（三）农村社会养老保险与深度相对贫困

参考郭熙保和周强（2016）的研究，本文将连续两期及以上处于相对贫困状态的家庭设定为深度相对贫困家庭，分别估计农村社会养老保险对连续两期、连续三期和连续四期处于相对贫困状态的家庭的减贫效果，回归结果如表 12 所示。解释变量是否领取养老金无论在显著性水平上，还是在估计系数大小上，均呈现逐渐下降的趋势。结果表明，农村社会养老保险虽然可以在当期显著降低家庭相对贫困发生率，但由于农村社会养老保险给付金额较小，保障力度较低，农村社会养老保险对深度相对贫困家庭的减贫效果有限，家庭相对贫困深度越高，农村社会养老保险的减贫效果越不明显。

表 12 农村社会养老保险与深度相对贫困（边际效应）

	方程1 连续两期贫困	方程2 连续三期贫困	方程3 连续四期贫困
是否领取养老金	-0.1607*** (0.0533)	-0.0608* (0.0344)	-0.0268 (0.0680)
控制变量	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制
地区固定效应	控制	控制	控制
样本量	4676	1221	289
伪R <sup>2</sup>	0.0698	0.1245	0.1577

注：①括号内为稳健标准误；②\*\*\*、\*\*和\*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；③控制变量同表 4，因篇幅限制，仅汇报主要变量的回归结果。

七、结论与政策启示

农村社会养老保险作为民生保障工程的重要组成部分，将越发成为提高农民生活水平、缓解家庭相对贫困和缩小城乡差距的有力抓手。本文运用 2012 年、2014 年、2016 年和 2018 年中国家庭追踪调查（CFPS）家庭面板数据，采用 AF 多维贫困测量方法对农村家庭相对贫困进行测度和分解，使用双固定效应模型和中介效应模型等方法，实证研究农村社会养老保险降低家庭相对贫困的政策效果，并从隔代照顾角度探讨了传导路径。本文发现：第一，中国农村家庭相对贫困发生率逐年降低，但 2018 年仍高达 17.24%。第二，农村社会养老保险能够显著降低家庭相对贫困的发生概率，该结论在更换被解释变量、更换解释变量、控制宏观因素影响、更换回归模型、利用工具变量法和断点回归法克服内生性后依然稳健。第三，老年人领取养老金显著增加了隔代照顾，进而显著增加家庭对儿童的健康投资和教育投资，并提高年轻父母外出务工概率，最终降低家庭相对贫困发生率。第四，家庭连续领取养老金的时间越长，农村社会养老保险的减贫效果越明显，但是由于领取的养老金金额较小，家庭陷

入相对贫困时间越久，农村社会养老保险的减贫效果越弱。

根据以上研究结果，本文提出如下政策启示：第一，继续扩大养老保险覆盖面，提高保障力度，一方面要加强社会养老保险宣传工作，鼓励相对贫困家庭尽早参保、全员参保，另一方面要提高农村社会养老保险筹资水平，建立多层次养老保障体系，满足不同收入层级农村家庭的养老需求。第二，为暂时没有能力缴纳养老保险或已经参保但无法持续缴费的农民提供小额长期无息贷款，确保参保连续性和存量稳定性。同时，为贫困群体提供小额信贷资金和担保，释放贫困家庭的劳动力供给和创业潜力。第三，儿童的健康水平、教育水平以及劳动力就业情况是影响农村家庭相对贫困的重要因素，一方面要强化对农村家庭儿童健康和教育的激励，发展普惠托育服务体系，降低养育教育成本，另一方面要健全终身职业技能培训制度，提升劳动者技能素质，扩大公益性岗位安置，完善就业支持体系。

#### 参考文献

- 1.陈志钢、毕洁颖、吴国宝、何晓军、王子妹一，2019：《中国扶贫现状与演进以及2020年后的扶贫愿景和战略重点》，《中国农村经济》第1期，第2-16页。
- 2.程杰，2014：《养老保障的劳动供给效应》，《经济研究》第10期，第60-73页。
- 3.方杰、温忠麟、张敏强、孙配贞，2014：《基于结构方程模型的多重中介效应分析》，《心理科学》第3期，第735-741页。
- 4.方迎风：《中国贫困的多维测度》，2012：《当代经济科学》第4期，第7-15页、第124页。
- 5.郭熙保、周强，2016：《长期多维贫困、不平等与致贫因素》，《经济研究》第6期，第143-156页。
- 6.高明、唐丽霞，2018：《多维贫困的精准识别——基于修正的FGT多维贫困测量方法》，《经济评论》第2期，第30-43页。
- 7.高艳云，2012：《中国城乡多维贫困的测度及比较》，《统计研究》第11期，第61-66页。
- 8.贾男、马俊龙，2015：《非携带式医保对农村劳动力流动的锁定效应研究》，《管理世界》第9期，第82-91页。
- 9.兰剑、慈勤英，2019：《后脱贫攻坚时代农村社会救助反贫困的困境及政策调适》，《西北农林科技大学学报（社会科学版）》第3期，第63-68页。
- 10.沈扬扬、李实，2020：《如何确定相对贫困标准？——兼论“城乡统筹”相对贫困的可行方案》，《华南师范大学学报（社会科学版）》第2期，第91-101页、第191页。
- 11.王小林、冯贺霞，2020：《2020年后中国多维相对贫困标准：国际经验与政策取向》，《中国农村经济》第3期，第2-21页。
- 12.解垚，2015：《公共转移支付与老年人的多维贫困》，《中国工业经济》第11期，第32-46页。
- 13.解垚，2017：《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》，《中国人口科学》第5期，第62-73页、第127页。
- 14.谢家智、车四方，2017：《农村家庭多维贫困测度与分析》，《统计研究》第9期，第44-55页。

15. 于新亮、上官熠文、刘慧敏, 2019: 《新农保、隔代照顾与儿童健康》, 《中国农村经济》第7期, 第125-144页。
16. 杨志武、苑军军、宁满秀, 2017: 《新型农村社会养老保险制度对农村老年人的减贫效果分析》, 《学习与探索》第9期, 第126-130页。
17. 曾之遥、李磊、刘木子云、刘中海, 2020: 《农村居民养老保险财政补贴与农民家庭消费异质性——基于CHARLS数据的研究》, 《财经理论与实践》第4期, 第18-24页。
18. 张川川、陈斌开, 2014: 《“社会养老”能否替代“家庭养老”?——来自中国新型农村社会养老保险的证据》, 《经济研究》第11期, 第102-115页。
19. 张全红、周强, 2014: 《中国多维贫困的测度及分解: 1989~2009年》, 《数量经济技术经济研究》第6期, 第88-101页。
20. 张全红、李博、周强, 2017: 《中国多维贫困的动态测算、结构分解与精准扶贫》, 《财经研究》第4期, 第31-40页、第81页。
21. 张昭、杨澄宇, 2020: 《老龄化与农村老年人口多维贫困——基于AF方法的贫困测度与分解》, 《人口与发展》第1期, 第12-24页、第11页。
22. 郑晓冬、上官霜月、方向明, 2020: 《新型农村社会养老保险政策效果的研究综述》, 《农业经济问题》第5期, 第79-91页。
23. 周常春、翟羽佳、车震宇, 2017: 《连片特困区农户多维贫困测度及能力建设研究》, 《中国人口·资源与环境》第11期, 第95-103页。
24. 周广肃、李力行, 2016: 《养老保险是否促进了农村创业》, 《世界经济》第11期, 第172-192页。
25. 周广肃、张玄逸、贾坤、张川川, 2020: 《新型农村社会养老保险对消费不平等的影响》, 《经济学(季刊)》第4期, 第1467-1490页。
26. 邹薇、方迎风, 2011: 《关于中国贫困的动态多维度研究》, 《中国人口科学》第6期, 第49-59页、第111页。
27. Alkire, S., and J. Foster, 2011, “Counting and Multidimensional Poverty Measurement”, *Journal of Public Economics*, 95(7): 476-487.
28. Case, A., 2004, *Does money protect health status? Evidence from South African pensions*, Chicago: University of Chicago Press, 287-304.
29. Calvo E., and J. B. Williamson, 2008, “Old-age Pension Reform and Modernization Pathways: Lessons for China from Latin America”, *Journal of Aging Studies*, 22(1): 74-87.
30. Cheng, L. G., H. Liu, Y. Zhang, and Z. Zhao, 2018, “The Health Implications of Social Pensions: Evidence from China's New Rural Pension Scheme”, *Journal of Comparative Economics*, 46(1): 53-77.
31. Decancq, K., and M. A. Lugo, 2012, “Weights in Multidimensional Indices of Wellbeing: An Overview”, *Econometric Reviews*, 32(1): 7-34.
32. Deindl, C., and M. Brandt, 2010, “Financial Support and Practical Help between Older Parents and their Middle-aged Children in Europe”, *Ageing and Society*, 31(4): 645-662.

33. Edmonds, E. V., 2005, "Child Labor and Schooling Responses to Anticipated Income in South Africa", *Journal of Development Economics*, 81(2): 386-414.
34. Eggleston, K., A. Sun, and Z. G. Zhan, 2018, "The Impact of Rural Pensions in China on Labor Migration", *Economic Modelling*, 32(1): 64-84.
35. Foster, J., J. Greer, and E. Thorbecke, 1984, "A Class of Decomposable Poverty Measures", *Econometrica*, 52(3): 761-766.
36. Filho, I. E. D. C., 2007, "Old-age Benefits and Retirement Decisions of Rural Elderly in Brazil", *Journal of Development Economics*, 86(1): 129-146.
37. Galiani, S., P. Gertler, and R. Bando, 2016, "Non-contributory pensions", *Labour Economics*, 38: 47-58.
38. Posel, D., J. A. Fairburn, and F. Lund, 2005, "Labour Migration and Households: A Reconsideration of the Effects of the Social Pension on Labor Supply in South Africa", *Economic Modelling*, 23(5): 836-853.
39. Sen, A., 1999, *Development as Freedom*, Oxford: Oxford University Press, 87-95.

(作者单位: <sup>1</sup> 山东财经大学保险学院;

<sup>2</sup> 同济大学经济管理学院)

(责任编辑: 光明)

## Rural Social Endowment Insurance and Long-term Governance of Family Relative Poverty

YU Xinliang YAN Xiaohuan SHANGGUAN Yiwen YU Wenguang

**Abstract:** Based on the data of China Family Panel Studies (CFPS), this article uses the AF Multidimensional Poverty Measurement Method to measure the relative poverty of rural families, and sets up the double fixed effect model, discrete choice model, instrumental variable method, regression discontinuity and multiple mediation effect model to evaluate the long-term mechanism and policy effect of Rural Social Endowment Insurance (RSEI) on family relative poverty. The results show that RSEI significantly reduces the incidence of family relative poverty by 2.38%. From the perspective of intergenerational care, receiving pension can increase the investment in children's health and education and the supply of family labor, thus alleviating family relative poverty. The longer the RSEI is continuously received, the better the effect of poverty reduction. However, limited by the level of security, it has a weak impact on the deep relative poverty family.

**Keywords:** Rural Social Endowment Insurance; Family Relative Poverty; Intergenerational Care; Long-term Governance Mechanism