

“新农保”政策对老年人扶贫绩效的影响研究

郑 超, 王新军

(山东大学 经济学院, 山东 济南 250100)

摘要: 新农保政策作为一项国家稳定脱贫的长效机制, 其对中国农村老年人减贫的影响具有重要的现实意义。文章基于中国老年健康影响因素跟踪调查 (CLHLS) 的两期数据, 利用 DID 和 DID-PSM 方法有效控制了老年人参保行为的内生性和样本选择的偏误问题, 对新农保政策的扶贫绩效进行了综合评估。研究发现: (1) 新农保政策对农村老年人具有显著的扶贫效果, 但是通过挤出子女代际转移支付降低了扶贫绩效。(2) 新农保政策显著改善了农村老年人的主观福利, 提升了其生活的满意度, 但是对其健康的影响不显著。(3) 按婚姻状态、年龄、地区和居住模式的不同研究新农保政策扶贫绩效的异质性发现, 对更加弱势的中西部地区、高龄、独居、没有配偶相互照顾的农村老年人的扶贫绩效相对更小, 这与促进精准扶贫和基本公共服务均等化的目标存在一定偏移, 从而为将来的精准扶贫工作提供了有益参考。文章建议通过优化制度设计, 探索更为精准的补贴方法和保障支付设置, 对弱势老年人群体加大政策倾斜, 为构建更加公平的社会保障制度和提高精准扶贫绩效提供有效支撑。

关键词: 新农保政策; 贫困; 农村老年人; 扶贫绩效

中图分类号: F840.67 **文献标识码:** A **文章编号:** 1001-9952(2020)03-0124-15

DOI: 10.16538/j.cnki.jfe.2020.03.009

一、引言

长期以来, 中国农村老年人比城镇老年人或其他年龄段的劳动群体更加贫困和脆弱。党的十九大报告中明确指出: “坚决打赢脱贫攻坚战, 确保到 2020 年我国现行标准下农村贫困人口实现脱贫。” 特别是在我国老龄化和高龄化日趋严峻的情况下,^① 易受经济和疾病风险困扰的农村老年人群体面临着更加严峻的养老和贫困问题。为有效解决农村养老和贫困问题, 中国自 2009 年 7 月开始, 启动了“新型农村社会养老保险”(以下统一简称“新农保”) 试点。^② 此后, 新农保试点工作在全国迅速展开; 截至 2012 年底, 全国 2 853 个县级行政区均已启动了新农保试点, 当年参保人数已达到 4.6 亿。为了鼓励农村居民积极参保, 有效提高新农保政策的覆盖率, 新农

收稿日期: 2019-02-26

基金项目: 国家社会科学基金项目(15BJY183)

作者简介: 郑 超(1989—), 男, 山东临沂人, 山东大学经济学院博士研究生;

王新军(1957—), 男, 山东郓城人, 山东大学经济学院教授, 博士生导师。

① 2017 年 2 月国务院发布的《“十三五”国家老龄事业发展和养老体系建设规划》中, 预计到 2020 年, 中国 60 岁以上老年人口将达到约 2.55 亿(占总人口比重提升到 17.8% 左右), 高龄老年人将增至约 2 900 万人, 独居和空巢老年人将增加到 1.18 亿人左右, 老年抚养比将提高到 28% 左右。相比城镇地区, 农村实际居住人口的老龄化程度可能进一步加深。

② 中华人民共和国国务院《关于开展新型农村社会养老保险试点的指导意见》(国发〔2009〕32 号)。

保在资金筹集上采取了个人缴费、集体补助和政府补贴相结合的方式。所有居民参保与否按照自愿原则,根据需求自主选择缴费档次,多缴多得。^①新农保政策是我国新时期社会基本养老保险体系建设的一项重大举措,其主要目标在于建立覆盖农村居民的社会养老保障体系,推动农村减贫并缩小城乡差距,推进基本公共服务均等化。

新农保政策作为一项国家稳定脱贫的长效机制,是否显著起到了反贫困的效果一直备受政府和人民的关注。新农保政策是否缓解了老年人的养老困境,有效实现了对弱势老年群体的精准扶贫?这些都是很值得研究的问题。因此,探讨新农保对中国农村老年人贫困的影响具有重要的现实意义和应用价值。文章基于中国老年健康影响因素跟踪调查(CLHLS)2008—2014年二期面板数据,使用双重差分估计模型(DID)和双重差分倾向得分匹配估计模型(DID-PSM)方法,对新农保政策的扶贫绩效进行了综合评估,尝试探讨了作用渠道;并进一步分析了新农保政策扶贫绩效的异质性特征,有效识别了其扶贫精准的程度。

国内外关于社会养老保险对贫困和福利影响的文献较为丰富。大量实证研究表明,养老金收入显著降低了老人的贫困发生率和劳动供给水平,明显挤出了成年子女对老年父母的私人转移支付,改善了家庭成员的健康和福利水平(Maitra和Ray,2003;DeCarvalhoFilho,2008;Grech,2015)。Lloyd-Sherlock等(2012)研究发现,南非和巴西两个国家的养老保险制度有助于缓解居民的贫困状况和提高老年人及其家庭的福利水平。Schatz等(2012)发现养老保险对南非农村居民的福利和健康的影响存在明显的性别差异,女性获得的福利改善显著低于男性。Kaushal(2014)实证研究了印度养老保险扩大覆盖范围对老年人福利的影响,发现养老保险提高了家庭消费支出额度,并降低了贫困发生率。Galiani等(2016)研究发现针对发展中国家贫困人群的养老保险制度可以有效改善贫困老年人的福利状况,显著促进其消费水平。

对新农保政策实施以来的绩效,国内学者已从多个角度展开了研究和评估。现有文献主要集中在新农保政策制度的介绍方面,以及对家庭代际转移支付、养老模式、劳动供给、参保意愿及福利的影响。比如,陈华帅和曾毅(2013)发现,新农保对子女向父母的代际转移支付具有显著的“挤出效应”。类似地,张川川和陈斌开(2014)基于中国健康与养老追踪调查数据研究发现,新农保显著降低了农村老年人从成年子女那里获得私人转移支付的概率,但对转移支付数额并没有产生显著影响。张川川等(2017)发现新农保使农村老年人预期依靠养老金养老的概率明显上升,这显著改变了农村居民传统的养老观念。张晔等(2016)从新农保对老年人的健康、主观满意和经济状况等影响的多个视角展开研究,发现新农保显著提高了农村居民的养老质量,但加剧了不同收入组别老年人养老质量之间的不平等性。另外,部分文献还表明新农保对家庭贫困起到了一定的缓解作用,比如李齐云和席华(2015)发现新农保显著降低了参保家庭的贫困脆弱性。类似地,沈冰清和郭忠兴(2018)发现新农保改善了低收入家庭的脆弱性。杨志武等(2017)发现新农保显著降低了农村老年人的贫困率、贫困深度和贫困强度。靳卫东等(2018)发现新农保显著提高了农村居民的经济收入,并且改变了农村家庭的养老模式。

综上所述,目前关于新农保政策扶贫绩效的文献相对较少,更是缺乏新农保政策对不同老年人群体异质性影响及其影响机制的研究。并且现有文献基本采用截面数据展开分析,贫困指标选取并不全面,对回归模型内生性问题的控制也不够理想。文章的主要探索体现在以下三点:

^① 在养老金支付结构上,养老金账户分为基础养老金和个人账户两个部分。60周岁以上的农村居民只要其符合条件的子女参保缴费,都将自动获得每人每月最低55元的基础养老金。对16—59周岁的参保居民,达到60岁后,除了领取基础养老金外,还可以领取个人账户的养老金,月计发放标准为个人账户全部储存额除以139。

第一,文章基于全国性调研数据(*CLHLS*)的二期面板数据从收入、贫困和精准扶贫角度评估了新农保政策对农村老年人扶贫绩效的影响,并探讨了其背后可能的传导机制。因此,文章能够更为全面科学地反映新农保政策对农村老年人贫困的实际影响,也有助于弥补国内关于新农保政策扶贫绩效研究的不足。第二,文章利用 *DID* 和 *DID-PSM* 方法能有效控制模型的内生性问题和样本选择偏误,从而所得结论具有可信性和稳健性。第三,文章还进一步探讨了不同婚姻状态、年龄、地区和居住模式下新农保政策扶贫绩效的异质性特征,以期制定更加有针对性的精准扶贫政策提供有益参考。

文章剩余部分的结构安排如下:第二部分是实证分析策略和模型设定;第三部分是数据来源和变量的描述性统计结果;第四部分是实证研究的结果和分析;第五部分是文章的研究结论和政策建议。

二、实证分析策略及模型设定

在理想的随机实验条件下,可以使用 *OLS* 估计新农保政策对农村老年人贫困的影响。然而,新农保政策规定是否参保属于自愿选择,评估新农保政策对贫困的影响时,我们必须考虑“选择偏差”(Selection Bias)问题。引起该问题的原因较多,可能会受到消费倾向、预期收入和预期寿命等不可观测成分(Unobserved Component)的影响。尽管我们可以通过加入更多可观测的变量来提高 *OLS* 估计效率,但不可观测的个体异质性带来的遗漏变量问题将导致 *OLS* 估计不一致。因此,正确估计新农保政策对贫困的影响关键在于如何有效地克服模型的内生性问题。双重差分估计(Difference-in-Differences, 简记 *DID*)和双重差分倾向得分匹配估计(Difference-in-Differences Propensity Score Matching, 简记 *DID-PSM*)方法能有效控制参保行为的内生性和样本选择偏误问题,可以获得更加稳健可信的估计结果。这两个计量模型是经济学领域用于评估公共政策效果的常用方法。实证模型的具体设定如下:

(一)双重差分估计模型(*DID*)

新农保政策实施未能实现完全的随机化,可能导致被遗漏的变量与个体特征相关,从而使 *OLS* 估计有偏误,但是 *DID* 方法可以通过一阶差分剔除处理组(参加新农保的老年人)和控制组(未参加新农保的老年人)在参保前差异的影响,从而提高估计效率。因此,文章通过构建以下 *DID* 模型来估计新农保政策对老年人扶贫绩效的影响。模型设定如式(1)所示:

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_1 G_i \times D_t + \beta_2 G_i + \lambda_1 D_t + X_{it}'\beta + \varepsilon_{it} \quad (i = 1, \dots, n; t = 1, 2) \quad (1)$$

在使用式(1)模型估计新农保政策处理效应时,交叉项 $G_i \times D_t$ 的估计系数 $\hat{\beta}_1$ 是度量新农保政策处理效应的双差分估计量。 G_i 和 D_t 两个都是 0-1 虚拟变量, G_i 是分组变量, $G_i = 1$ 表示 i 属于处理组, $G_i = 0$ 表示 i 属于控制组; D_t 是时期变量,我们定义新农保政策实施前的基期为 t , 实施后的时期为 t , 即 $D_t = 1$ 表示时期为 t , $D_t = 0$ 属于基期 t 。 G_i 分组变量表示的是处理组和控制组本身的差异, D_t 表示的是参保前后两期本身的差异,即使没有实施新农保政策,也存在共同的时间趋势。因此, *DID* 可以同时控制分组效应 G_i 与时间效应 D_t 。控制变量 X_{it} 能够有效地控制其他影响因素,能增加 *DID* 识别假定成立的可能性。

(二)双重差分倾向得分匹配估计模型(*DID-PSM*)

为了进一步有效控制影响是否参保的不可观测变量和不随时间而变的个体异质性,本文利用 Heckman 等(1997 和 1998)提出的 *DID-PSM* 方法。*DID-PSM* 方法能消除处理组和控制组在两个时期之间所经历的共同变化趋势;同时,能通过倾向得分匹配(*PSM*)有效控制处理组和控制组

在可观测特征上的差别,从而尽量满足均值可忽略性假定条件(*Ignorability in Mean*);还能通过双重差分(*DID*)有效排除不可观测特征,从而尽量控制样本选择偏误问题。因此,*DID-PSM*可以获得新农保政策参与者的平均处理效应(*Average Treatment Effect on the Treated*,简记 *ATT*)。综合上文 *DID* 估计的结果,*DID-PSM* 也有助于检验文章研究结论的稳健性和可信性。 y_{1t} 是参保后的结果, y_{0t} 是未参保的结果,在满足式(2)均值可忽略性假定的前提条件下,则可获得式(3)中对 *ATT* 的一致估计。

$$E(y_{0t} - y_{0t'} | \mathbf{x}, RPension = 1) = E(y_{0t} - y_{0t'} | \mathbf{x}, RPension = 0) \quad (2)$$

$$ATT = \frac{1}{N_1} \sum_{i \in I_1 \cap S_p} \left[(y_{1it} - y_{0it'}) - \sum_{j \in I_0 \cap S_p} w(i, j) (y_{0jt} - y_{0jt'}) \right] \quad (3)$$

在式(3)中, S_p 是共同取值范围的集合,后文检验了 *DID-PSM* 需要的前提共同支持假设; $I_1 = \{i : D_i = 1\}$ 表示处理组的集合, $I_0 = \{i : D_i = 0\}$ 表示控制组的集合; N_1 表示 $I_1 \cap S_p$ 包含的处理组个体数目; $w(i, j)$ 是对应于配对(i, j)的权重。在估计倾向得分时,选取了 *Logit* 模型,即把处理变量 D_i 作为被解释变量,解释变量为同时影响参保状态和贫困状态的协变量 X_i 。估计倾向得分后,再对处理组个体进行匹配,本文选用常用的核匹配方法(*Kernel Matching*)进行匹配,最后依据式(3)获得新农保政策的平均处理效应。

三、数据来源及变量的描述性统计

(一)数据来源与变量定义

1. 数据来源。文章使用的微观数据来源于中国老年健康影响因素跟踪调查数据(*Chinese Longitudinal Healthy Longevity Survey*, 简记 *CLHLS*)。*CLHLS* 面向的调查对象主要是 60 岁以上群体,是一项关于我国人口研究的长期微观面板数据调查项目。*CLHLS* 开始于 1998 年,截至 2014 年共计开展了七次跟踪调查回访。在全国范围内 22 个省(市、自治区)分别进行了追踪访问。该项目采用多阶段分层抽样方法,随机抽取了一半的县、市或地区进行入户问卷调查。*CLHLS* 的调研内容丰富,主要包括人口社会学特征、养老保险状况、健康医疗和家庭信息等各方面的指标。因此,*CLHLS* 是针对目标群体为老年人群的全局代表性调查数据。

随着新农保的实施和推进,虽然新农保的政策效应是新农保的广延边际(*Extensive Margin*)和集约边际(*Intensive Margin*)的共同效应,但是目前更多的是新农保覆盖率的提升即广延边际效应和新农保的养老金支付水平相对较低即集约边际效应。这是因为新农保政策的实施初期主要还是实现了“广覆盖和低保障”。因此,本文为了更加精确全面地评估该政策对农村老年人的扶贫绩效,文章选取时间跨度更大的两期面板数据,即 *CLHLS*2008 年和 2014 年两期面板数据。2008 年数据包含 16 954 个样本,在调查期间去世和失去联系的老年人分别有 8 224 人(占样本总量的 48.51%)和 3 485 人(占样本总量的 20.56%),其中:存活到 2014 年调查年度被跟踪调查的个体为 5 245 人(占样本总量的 30.94%)。因为文章研究新农保政策对农村老年居民扶贫绩效的影响,所以我们排除了城镇老年人个体。为了进一步排除其他类型养老保险和新农保的混合效应,本文把具有新农保、商业养老保险和其他类型的养老保险的个体进行了分离。另外,排除了无法识别参加新农保状态和信息缺失的观测个体。在排除缺乏相关变量信息的样本后,本研究最终使用的样本包括 2 925 个受访老年人,其中处理组个体为 840 人(占总体的 28.72%),未参保的控制组个体为 2 085 人(占总体的 71.28%)。筛选后的最终样本为两期平衡面板数据(*Balanced Panel Data*)。

2. 变量定义。老年人贫困作为评估新农保政策扶贫绩效的核心指标之一,也是本文最主要的被解释变量。在对贫困的界定方面,主要把经济收入作为衡量贫困的关键指标,但是目前很多学者也使用多维贫困指标更加全面地反映贫困状况,比如教育、医疗、健康和主观福利等(Sen, 1976; Atkinson, 1987; Alkire 和 Foster, 2011; Ramya 等, 2014; Deaton, 2016)。鉴于我国当前农村老年人主要还是收入贫困问题,并且从目前国家扶贫政策的标准和工作的重点来看,主要还是以收入指标为主。因此,本文在实证研究过程中,主要使用经济收入作为衡量贫困的标准。当然,为了避免以老年人经济收入贫困作为一维标准带来的衡量偏差,文章还使用了反映老年人健康状况和主观层面的主观福利水平作为被解释变量,以期全面客观地评估新农保政策对老年人扶贫绩效的影响。

第一,设定“经济贫困”指标。收入贫困作为本文的主要被解释变量之一,是收入贫困如何设定贫困线即界定贫困的关键所在。贫困标准有国家标准和国际标准的区别,贫困线一般都是随着社会经济的发展而动态调整的。2003年至2007年我国有绝对贫困线和低收入贫困线,2008年设定的贫困标准为1 196元,政府将绝对贫困线与相对贫困线合并,实行统一的扶贫标准。我国现在执行的贫困标准是基于2011年中央扶贫开发工作会议决定的收入标准,即将人均纯收入2 300元(2010年不变价格)作为新的国家扶贫标准。同时,就国际贫困线设置来看,世界银行设定人均每天1美元和2美元标准。^①可以看出,我国现行的贫困标准与国际标准基本一致。首先,在界定收入贫困时采用国家2011年的贫困标准(2 300元)进行界定,设置“绝对收入贫困”指标(*IPoverty_1*);其次,为了研究结论稳健起见,文章还依据2008年贫困标准(1 196元)设置“绝对收入贫困”指标(*IPoverty_2*);最后,我们还借鉴卢盛峰和卢洪友(2013)、黄薇(2019)等的处理方法,把样本依据收入从低到高进行五分分组,将人均收入最低的20%标准作为相对贫困线,设置“相对贫困线”指标(*IPoverty_3*)。在此,将以上三个贫困变量都设定为0-1虚拟变量。其中:对低于或等于各贫困标准线的样本赋值为1;反之,把高于贫困标准线的样本赋值为0。

第二,设定“健康状况”指标。文章主要使用自评健康指标作为被解释变量。度量健康的常用指标有自评健康。主观评价指标从20世纪70年代在经济学中已被广泛使用。自我健康评价是一个较为精确、客观的健康测量方法,在社会科学领域中被广泛采用,该指标可以给出可靠的生理和心理健康状况(Idler 和 Benyamini, 1997; Mellor 和 Milyo, 2002; Finkelstein 等, 2009; 雷晓燕等, 2010)。本文借鉴雷晓燕等(2010)、程令国和张晔(2012)、陈华帅和曾毅(2013)等的做法,把自评健康^②(*Health_Poverty*)定义为二值虚拟变量,也即:*Health_Poverty*=1包括非常好和好,*Health_Poverty*=0包括一般、差和非常差。

第三,设定“主观福利”指标。特别是对老年人群体而言,随着年龄的增长,有较大的精神慰藉和情感上的需求,老年人安度晚年离不开精神和情感上的满足。本文借鉴张晔等(2016)、郑晓冬和方向明(2018)等的做法,选取自评生活满意度(*Life_Satisfaction*)表示老年人的主观福利水平,主要依据CLHLS问卷调查中“您觉得自己现在的生活怎么样?”的回答来设定。把自评生活满意度(*Life_Satisfaction*)定义为二值虚拟变量,即*Life_Satisfaction*=1包括很好和好,*Life_Satisfaction*=0包括一般、不好和很不好。

^① 1美元贫困线又被称为较低贫困线,是世界上最贫困的10-20个国家的中值贫困线;2美元贫困线又被称为较高贫困线,是世界发展中国家中值贫困线;2015年10月世界银行制定1.9美元作为发展中国家的绝对贫困标准。

^② 该指标是基于CLHLS问卷调查中“您觉得现在您的身体健康状况怎么样?”的回答设定,自评健康指标分为5个等级,从1到5分别表示非常好、好、一般、差和非常差。

第四,对本文的主要解释变量“是否加入新农保”,即 $RPension_i$ 表示老年人个体是否参保,加入新农保赋值为1,未参保则赋值为0。在控制变量方面,如前文所述,参保行为可能存在内生性。为了更加精确地评估解释变量对农村老年人贫困的影响效果,排除其他因素可能造成的回归偏差,文章主要加入以下控制变量:老年人的年龄、性别、民族、婚姻状况、受教育水平、现在存活的子女数目、居住模式、地区和是否参加新型农村合作基本医疗保险等,以上各个控制变量的具体设定如表1所示。

表1 各变量定义及指标设定

变量标识	变量名称	各个变量的基本含义与设定
$IPoverty_1$	绝对收入贫困1	$IPoverty_1=1$ (低于2011年贫困标准线2300元),否则 $IPoverty_1=0$
$IPoverty_2$	绝对收入贫困2	$IPoverty_2=1$ (低于2008年贫困标准线1196元),否则 $IPoverty_2=0$
$IPoverty_3$	相对收入贫困3	$IPoverty_3=1$ (低于最低20%分组的人均收入1653元),否则 $IPoverty_3=0$
Ln_Income	年收入的対数	对老年人的年收入进行对数处理
$Health_Poverty$	自评健康水平	$Health_Poverty=1$ (健康状况好), $Health_Poverty=0$ (健康状况差)
$Life_Satisfaction$	自评生活满意度	$Life_Satisfaction=1$ (生活满意度高), $Life_Satisfaction=0$ (生活满意度低)
$RPension$	老年人参保状态	$RPension=1$ (已加入新农保), $RPension=0$ (没有参加新农保)
Age	年龄	老年人的年龄(岁)
$Gender$	性别	$Gender=1$ (男性), $Gender=0$ (女性)
$Marital$	婚姻状况	$Marital=1$ (有配偶), $Marital=0$ (无配偶即包括未婚、离婚、丧偶)
$Education$	受教育水平	老年人接受教育的年限(年)
$Rmodel$	居住模式	$Rmodel=0$ (独居), $Rmodel=1$ (与家人一起居住或住养老院)
$Children$	子女数目	老年人现在存活的子女数目(个)
$MMSE^{\text{①}}$	认知能力	$MMSE$ 分值为0-30分,分值越高表示老年人的认知功能越强
$Region$	地区	$Region=0$ (西部地区), $Region=1$ (中部地区), $Region=2$ (东部地区)
$Insurance$	是否参加新农合	$Insurance=1$ (参加新农合), $Insurance=0$ (没有参加新农合)
$Ethic$	民族	$Ethic=1$ (汉族), $Ethic=0$ (其他民族)

(二)数据的描述性统计特征

表2给出了按照老年人参加新农保的状态和调查年份分组的变量描述性统计特征。由表2可知,在参加新农保之前,处理组和控制组之间的贫困比例在统计上存在显著差异。在参保后(2014年),以现行的贫困线标准 $IPoverty_1$ 为例,总体样本的贫困比例为23.26%,处理组的贫困比例显著低于控制组,比控制组降低了大约4个百分点。该统计结果表明,中国农村老年人的贫困比例依然较高,下一步的农村扶贫工作依旧艰巨,需要继续提高精准脱贫实效。综合三个贫困指标来看,处理组贫困比例降低的幅度明显高于控制组,这也直观地说明,新农保政策对处理组的贫困比例有一定的降低作用。在基期(2008年),处理组收入的対数显著低于控制组,但是参保后不存在显著差异。这可能是由于新农保养老金收入(每年大约960元)对农村老年人来说算是一笔可观的收入,养老金收入提高了农村老年人的经济独立性,减少了对成年子女的经济依赖。自评健康水平在参保前没有显著差异,但是在参保后,处理组自评健康显著优于控制组。自评生活满意度在处理组和控制组之间的差别不显著。从年龄结构来看,处理组的年龄显著低于控制组。从受教育年限来看,处理组的受教育年限显著低于控制组。

① $MMSE$ 变量的量表包含24个问题,涵盖了老人的定向能力、反应能力、注意力及计算能力、记忆力、语言、理解及自我协调能力等方面的认知功能。该指标在国际通用的简易精神状态量表基础上构建,并根据中国文化传统对量表进行适当修改(Yi和Vaupel, 2002)。

表2 数据的描述性统计结果

变量标识	2008年(基期)		2014年	
	处理组(<i>RPension</i> =1)	控制组(<i>RPension</i> =0)	处理组(<i>RPension</i> =1)	控制组(<i>RPension</i> =0)
<i>IPoverty_1</i>	0.332 ^{**} (0.016)	0.290(0.010)	0.135 ^{***} (0.012)	0.175(0.008)
<i>IPoverty_2</i>	0.165 ^{***} (0.013)	0.122(0.007)	0.051 ^{***} (0.008)	0.082(0.006)
<i>IPoverty_3</i>	0.271 [*] (0.015)	0.240(0.009)	0.110 ^{**} (0.011)	0.141(0.008)
<i>Ln_Income</i>	8.541 ^{**} (0.041)	8.640(0.024)	9.353(0.045)	9.206(0.029)
<i>Health_Poverty</i>	0.498(0.017)	0.504(0.011)	0.446 ^{***} (0.017)	0.393(0.011)
<i>Life_Satisfaction</i>	0.543(0.017)	0.534(0.011)	0.658(0.017)	0.590(0.011)
<i>Age</i>	78.710 ^{**} (0.358)	79.595(0.225)	84.092 ^{***} (0.355)	85.337(0.225)
<i>Gender</i>	0.442(0.017)	0.457(0.011)	0.442(0.017)	0.456(0.011)
<i>Marital</i>	0.483(0.017)	0.473(0.011)	0.358(0.017)	0.365(0.011)
<i>Education</i>	1.832 ^{**} (0.098)	2.107(0.068)	1.808 ^{**} (0.098)	2.081(0.067)
<i>Rmodel</i>	0.829(0.013)	0.831(0.008)	0.805(0.014)	0.803(0.009)
<i>Children</i>	4.525(0.069)	4.619(0.046)	4.555(0.073)	4.648(0.049)
<i>MMSE</i>	23.841(0.211)	23.716(0.142)	22.300(0.279)	21.761(0.191)
<i>Region</i>	1.123 ^{***} (0.027)	1.029(0.018)	1.123 ^{***} (0.027)	1.029(0.018)
<i>Insurance</i>	0.784(0.014)	0.763(0.009)	0.932 [*] (0.009)	0.913(0.006)
<i>Ethic</i>	0.958 ^{***} (0.007)	0.907(0.006)	0.958 ^{***} (0.007)	0.907(0.006)

注:以上统计结果根据2008年和2014年CLHLS中的数据整理而来。表中报告的是各变量的均值,圆括号中为标准误差;其中:***、**和*分别对应1%、5%和10%的显著性水平,表示处理组与控制组样本之间的各变量是否存在显著差异(*t*检验);名义变量收入均使用2008年可比价格居民消费价格指数进行了平减调整,数据来自历年《中国统计年鉴》,以下均同。

四、实证结果与分析

(一)新农保政策对农村老年人扶贫绩效的总体评估

表3报告了新农保政策对农村老年人扶贫绩效的总体评估结果。其中:第2列是双重差分DID方法的估计结果,第4列是双重差分倾向得分匹配DID-PSM方法的估计结果。可以看出,我们使用DID和DID-PSM两种方法的估计结果非常相似,这也验证了估计结果是比较稳健可信的。下文的研究主要以更加稳健的DID-PSM估计结果进行具体讨论。

表3 新农保政策对农村老年人扶贫绩效的总体评估结果

结果变量	DID方法的估计结果		DID-PSM方法的估计结果	
	估计量(<i>S.E.</i>)	观测值(<i>N</i>)	估计量(<i>S.E.</i>)	观测值(<i>N</i>)
<i>IPoverty_1</i>	-0.075 ^{***} (0.023)	5 325	-0.078 ^{**} (0.022)	5 730
<i>IPoverty_2</i>	-0.074 ^{***} (0.017)	5 325	-0.071 ^{***} (0.016)	5 730
<i>IPoverty_3</i>	-0.056 ^{**} (0.022)	5 325	-0.057 ^{***} (0.021)	5 730
<i>Ln_Income</i>	0.221 ^{***} (0.067)	4 691	0.223 ^{***} (0.066)	4 860
<i>Health_Poverty</i>	0.039(0.029)	5 249	0.058(0.026)	5 724
<i>Life_Satisfaction</i>	0.063 ^{**} (0.028)	4 836	0.056 ^{**} (0.026)	5 661

注:表中DID-PSM方法汇报了bootstrap产生的稳健标准误,*S.E.*代表稳健标准误;DID-PSM回归中使用了Logit模型估计倾向得分;***、**和*分别对应1%、5%和10%的显著性水平;回归结果中都已控制了上文的控制变量:教育水平、婚姻状况、年龄、性别、子女数目、居住模式、是否参加新农合、民族和地区等变量,其中:对自评健康和生活满意度回归中还增加了MMSE等。下表均同。

从表3中的估计结果可以得出,新农保政策显著改善了我国农村参保老年人的贫困状况。以现行国家贫困线(*IPoverty_1*)为例,DID估计结果表明,新农保政策对农村老年人具有显著的

扶贫效果,其系数为-0.075; DID-PSM 估计结果表明贫困比例显著降低了约 7.8 个百分点。对贫困线 *IPoverty_2* 和 *IPoverty_3*, 系数分别为-0.071 和-0.057, 并且都在 1% 的统计显著性水平上显著。以上三个贫困线的估计结果基本一致, 进一步验证了本文估计结果的稳健性。对老年人收入而言, 新农保政策显著增加了老年人收入约 24.98%。^①新农保政策对农村老年人自评健康的影响在统计上并不具有显著性, 但是影响系数为正值, 表明一定程度上促进了农村参保老年人自评健康水平的提升。在主观福利水平上, 新农保政策显著提高了参保老年人自评生活的满意度, 提高了约 5.6 个百分点, 且在 5% 的统计显著性水平上显著。这可能是由于随着农村成年子女劳动力的外移就业, 农村地区逐渐有劳动力空心化的趋势, 对我国农村传统的代际合住养老模式产生了巨大冲击, 并且受农村传统养老观念的约束, 导致了农村老年人在自评健康和自评生活满意度上较难实现大幅度的改善。

综合以上分析, 新农保政策对农村老年人具有显著的扶贫效果, 但是减贫的幅度有限; 农村老年人的收入得到显著提升, 但主观福利水平改善的幅度较小, 对自评健康水平的影响在统计上并不显著。总体而言, 新农保政策的扶贫绩效较低。这可能主要是由于随着新农保政策的实施和推进, 虽然新农保政策的扶贫效应是新农保的广延边际效应和集约边际效应共同作用的结果, 但是目前更多的是新农保覆盖率的提升即广延边际效应, 新农保政策初期主要还是实现了“广覆盖和低保障”的基本目标, 养老金数额即集约边际效应较低限制了新农保政策的扶贫绩效。其中: 对健康而言, 健康水平是一个长时间累积的存量(Grossman, 1972), 再加上新农保政策的保障水平有限, 从而导致了该政策难以在短期内对老年人的健康福利水平产生较大的促进效应。

在使用 DID-PSM 方法进行的回归估计中, 最邻近核匹配方法的匹配结果显示, Logit 回归结果拟合较好($LR\ chi^2=53.65, P=0.000$)。在进行倾向得分匹配后, 本文检验了各变量在处理组和控制组的分布是否平衡。具体结果如表 4 所示, 可以看出在进行倾向得分匹配后, 处理组与控制组的个体特征变量均值都不存在显著差异。这也验证了数据前后匹配质量较好, 适合使用 DID-PSM 方法进行实证分析。因此, DID-PSM 方法估计得到的新农保政策处理效应结果较为可信。

表 4 双重差分倾向得分匹配估计方法的匹配程度检验结果

控制变量	均值(mean)			t 检验	
	控制组(control)	处理组(treated)	Diff.(bias)	t	Pr(T > t)
Age	78.768	78.577	-0.191	0.51	0.6093
Gender	0.443	0.442	-0.000	0.03	0.9788
Marital	0.485	0.484	-0.001	0.06	0.9528
Education	1.857	1.823	-0.034	0.32	0.7458
Rmodel	0.831	0.831	-0.000	0.01	0.9903
Children	4.544	4.524	-0.020	0.26	0.7987
Region=0	0.276	0.268	-0.008	0.48	0.6320
Region=1	0.321	0.339	0.018	1.00	0.3152
Region=2	0.403	0.393	-0.010	0.53	0.5965
Insurance	0.783	0.784	0.001	0.04	0.9707
MMSE	23.864	23.929	0.065	0.28	0.7775
Ethic	0.956	0.959	0.003	0.45	0.6560

注: **、*和*分别对应 1%、5% 和 10% 的显著性水平。

① 文章对收入指标均采取了自然对数形式, 因此, 此处的边际效应使用 $\Delta x = e^{\Delta \ln(x)} - 1$ 公式进行调整, 以下均同。

(二)新农保政策对农村老年人不同群组扶贫绩效的影响

新时代社会养老保障体系建设的重点内容,在于构建更加公平和可持续的多层次基本养老保障体系,以不断完善社会福利制度。因此,识别新农保政策对老年人不同群体贫困影响的异质性特征有助于更加全面地评估政策效应。本文依据不同维度把农村老年人进行分组,以获得新农保政策在精准扶贫上的作用,进而识别新农保政策的扶贫效果在不同群体的异质性特征。我们按照不同婚姻状况、年龄、地区和居住模式四个维度进行分组,具体分组估计结果如表5所示。

表5 新农保政策对不同群体老年人扶贫绩效的评估结果

分组估计	被解释变量							
	IPoverty_1		Ln_Income		Health_Poverty		Life_Satisfaction	
	DID	DID-PSM	DID	DID-PSM	DID	DID-PSM	DID	DID-PSM
<i>Panel A. 按照基期老年人的婚姻状况进行分组(Marital)</i>								
<i>Marital=0</i> (N=3 403)	-0.037 (0.026)	-0.048* (0.026)	0.172** (0.084)	0.199** (0.096)	-0.039 (0.038)	0.001 (0.037)	0.084** (0.037)	0.082** (0.037)
<i>Marital=1</i> (N=2 447)	-0.122*** (0.042)	-0.108*** (0.040)	0.286*** (0.108)	0.268*** (0.099)	0.139*** (0.046)	0.152*** (0.042)	0.037 (0.045)	0.041 (0.041)
<i>Panel B. 按照基期老年人的年龄进行分组(Age)</i>								
<i>Age≤80</i> (N=2 828)	-0.097*** (0.035)	-0.080** (0.035)	0.278*** (0.098)	0.232** (0.092)	0.106** (0.043)	0.129*** (0.039)	0.114*** (0.042)	0.102*** (0.038)
<i>80<Age</i> (N=3 022)	-0.058* (0.031)	-0.056* (0.031)	0.207** (0.096)	0.169** (0.104)	-0.026 (0.041)	-0.012 (0.040)	0.015 (0.040)	0.004 (0.040)
<i>Panel C. 按照不同地区进行分组(Region)</i>								
<i>Region=0</i> (N=1 900)	-0.027 (0.040)	-0.036 (0.038)	0.387*** (0.115)	0.462*** (0.114)	0.075 (0.053)	0.094** (0.046)	0.062 (0.053)	0.087* (0.046)
<i>Region=1</i> (N=1 734)	-0.076* (0.042)	-0.065 (0.043)	0.129 (0.119)	0.134 (0.119)	0.094* (0.053)	0.085* (0.049)	0.127** (0.053)	0.100** (0.049)
<i>Region=2</i> (N=2 216)	-0.095** (0.038)	-0.096*** (0.036)	0.127 (0.111)	0.108 (0.112)	-0.035 (0.048)	0.016 (0.043)	-0.012 (0.044)	-0.013 (0.042)
<i>Panel D. 按照基期老年人的居住模式进行分组(Rmodel)</i>								
<i>Rmodel=0</i> (N=1 130)	-0.105 (0.065)	-0.146* (0.075)	0.366** (0.162)	0.411** (0.175)	-0.144 (0.070)	-0.077 (0.078)	0.047 (0.070)	-0.006 (0.079)
<i>Rmodel=1</i> (N=4 720)	-0.066*** (0.024)	-0.071*** (0.024)	0.184** (0.073)	0.179** (0.070)	0.079** (0.032)	0.102*** (0.030)	0.067** (0.031)	0.051* (0.030)

注:表中圆括号内是稳健标准误,***、**和*分别对应1%、5%和10%的显著性水平。回归结果中加入了上文的控制变量。

在Panel A中,按照基期老年人的婚姻状况进行分组。对有配偶的参保老年人而言,新农保政策具有显著的扶贫效果,贫困比例降低了约10.8个百分点,且在1%的统计显著性水平上显著;然而,对没有配偶的老年人而言,贫困比例仅降低了约4.8个百分点。在收入方面,新农保政策使有配偶和无配偶的参保老年人的收入分别显著增加了约30.73%和22.02%。在自评健康方面,对有配偶的参保老年人,新农保政策显著促进了其自评健康水平,自评健康为好的比例约提升了15.2个百分点,且在1%的水平上统计显著;但对无配偶的参保老年人,自评健康改善不明显,且在统计上不具有显著性。有无配偶的农村老年人在自评健康上之所以存在较大差异,可能是由于无配偶的农村老年人在健康状况和生活照料上处于弱势地位,新农保政策发挥的作用有限。在主观福利方面,新农保政策显著提高了无配偶老年人的生活满意度,主观福利水平获得了较大改善,且在5%的水平上统计显著。因此,新农保政策的扶贫绩效存在明显的婚姻异质性特征,对有配偶的老年人的政策扶贫绩效相对更大。

在 *Panel B* 中,按照基期老年人的年龄进行分组。对年龄处于 80 岁以下的参保老年人,新农保政策具有显著的扶贫效果,其系数为 -0.080 ,且在 5% 的水平上统计显著;对年龄处于 80 岁以上的参保老年人,贫困比例约降低了 5.6 个百分点,且在 10% 的水平上统计显著。在收入方面,新农保政策使 80 岁以下和 80 岁以上老年人的收入分别显著增加了约 26.11% 和 18.41%,两者均在 5% 的水平上统计显著。在自评健康方面,新农保政策使 80 岁以下老年人的自评健康水平得到显著改善,但对 80 岁以上老年人的影响并不显著。在主观福利方面,新农保政策使 80 岁以下老年人的生活满意度明显提升,但对 80 岁以上老年人的影响不显著。因此,按照年龄分组的结果来看,新农保政策扶贫绩效在不同年龄组老年人中具有明显的异质性,对年龄较小的参保老年人的扶贫绩效更大。

在 *Panel C* 中,按照不同地区对老年人群体进行分组。对西部地区,新农保政策对农村参保老年人没有发挥显著的扶贫作用,但是显著提高了其收入约 58.72%,这可能是西部地区老年人收入水平较低,新农保养老金收入算是一笔可观的收入。新农保政策虽然显著提高了农村参保老年人的收入,但是由于养老金收入规模较小,在现有的贫困标准下,并没有显著缓解其贫困状况。对中部地区,新农保政策并没有显著降低参保老年人的贫困状况,养老金收入也没有显著提升其收入水平,但是显著改善了其自评健康水平和生活满意度。对东部地区,新农保政策显著降低了农村参保老年人的贫困比例。具体而言,大约降低了 9.6 个百分点,并且在 1% 的水平上统计显著。造成以上扶贫绩效差异的原因可能是由于东部地区的经济发展水平比较高,政府财政补贴的力度较大,在多缴多得的原则下,使东部地区的养老金收入金额相对更高,从而使新农保政策的扶贫绩效在东部地区更大。因此,新农保政策的扶贫绩效存在明显的地区差异,相对于中部和西部地区,东部地区的扶贫绩效更加显著。

在 *Panel D* 中,按照基期老年人的居住模式进行分组。新农保政策显著降低了独居老年人的贫困比例,虽然降低了约 14.6 个百分点,但是 *DID* 估计结果在统计上不显著。在收入方面,新农保政策显著提高了独居参保老年人的收入约 44.19%,且在 5% 的水平上统计显著,主要原因可能是,农村独居老年人没有稳定的经济收入来源,养老金收入较大程度上提高了其收入水平。然而,独居老年人得不到子女的日常照料,并没有对其自评健康水平和生活满意度产生显著影响。对与家人同住的参保老年人,新农保政策显著降低了其贫困比例约 7.1 个百分点,且在 1% 的水平上统计显著,进而使其自评健康水平和生活满意度均得到显著改善。可见,新农保政策的扶贫绩效对不同居住模式的老年人具有明显的异质性,对与家人同住的参保老年人的影响更大。

综上,根据不同维度的差异化比较分析,新农保政策的扶贫绩效更加有利于有配偶的农村参保老年人;对年龄较小的农村参保老年人的扶贫绩效更大;新农保政策更加有利于东部农村地区参保老年人的福利改善;对与家人同住的农村参保老年人的扶贫绩效更加明显。虽然新农保政策对农村老年人的扶贫绩效较为显著,但是政策效应存在明显的异质性特征。对更加弱势的中西部地区、独居、没有配偶相互照顾的农村高龄老年人的扶贫绩效相对更小,这与我国精准扶贫和推进基本养老服务体系均等化的目标存在一定偏移,也为将来的精准扶贫工作提供了有价值的参考。

(三)新农保政策对农村老年人扶贫绩效的作用渠道分析

一直以来,“家庭养老”和“养儿防老”是中国传统的养老模式。在传统儒家孝道思想观念的作用下,我国的家庭内部具有更强的代际纽带关系和感情依赖。特别是在中国农村,成年子女承担老年父母照料和提供经济支持的现象普遍存在。新农保政策的实施为我国广大农村老年人提供了基本的养老保障。新农保养老金收入在一定程度上改变了农村老年人的家庭预算约束,直

接提高了其经济收入而减缓了贫困,从而可能影响老年人的经济来源、家庭结构和养老方式等。因此,新农保政策可能进一步通过影响子女的代际经济支持、劳动供给和居住安排等渠道而影响了扶贫绩效。由于前文主要分析了新农保政策对老年人经济贫困的影响,在此主要考虑新农保政策可能会通过子女的代际经济支持渠道影响老年人的经济收入,继而作用于老年人的贫困状况和福利水平。因此,文章对新农保和家庭内部私人转移支付之间的关系进行了探讨。具体来看,我们主要从成年子女向老年父母代际转移支付的概率和金额两个层面加以分析。一般而言,当参保老年人开始获得新农保的养老金收入后,其成年子女们可能就会认为老年父母的收入水平得到了改善,相应地就会减少对老年父母的代际经济支持。

如表6的估计结果所示,我们评估了新农保政策对子女向老年父母私人代际转移支付的影响。*DID*和*DID-PSM*方法的估计结果相近,这表明回归结果较为稳健可靠。从*DID-PSM*的估计结果来看,新农保政策显著减少了老年父母获得成年子女私人转移支付的概率,大约降低了26.3个百分点,并且在1%的水平上统计显著。与此同时,新农保政策也显著降低了农村老年人获得成年子女私人转移支付的数额。具体来看,新农保使私人转移支付数额显著降低了大约24.12%,且在10%的水平上统计显著。可以看出,新农保政策显著降低了农村老年人获得成年子女代际经济支持的概率和金额,新农保养老金收入一定程度上替代了代际转移支付,这也缓解了子女的养老负担。

表6 新农保政策对子女向老年父母私人转移支付的影响

被解释变量	DID 方法的估计结果			DID-PSM 方法的估计结果
	估计量(S.E.)	观测值(N)	估计量(S.E.)	观测值(N)
老年父母是否从子女那里获得私人转移支付(是=1,否=0)	-0.207*** (0.023)	4 607	-0.263*** (0.021)	4 737
老年父母获得私人转移支付金额的对数	-0.318* (0.175)	4 307	-0.276* (0.155)	4 274

注:***、**和*分别对应1%、5%和10%的显著性水平;回归结果中加入了上文的控制变量:教育水平、婚姻状况、年龄、性别、子女数目、居住模式、是否参加新农合、民族和地区等。

综合以上分析,新农保政策对家庭内部子女向父母的私人代际转移支付有着显著的“挤出效应”,该“挤出效应”在很大程度上削弱了新农保政策对老年人经济和主观福利的改善效果。因此,新农保政策通过挤出成年子女向老年父母代际转移支付这个中介渠道显著降低了扶贫绩效。进一步,新农保政策可能会对劳动供给产生“挤出效应”,从而对新农保政策的扶贫绩效产生影响。但是由于CLHLS数据库中没有反映农村老年人和成年子女劳动供给状况的信息,在此无法就新农保政策对劳动供给的“挤出效应”做深入探讨。

(四)稳健性检验

本文在使用双重差分(*DID*)和双重差分倾向得分匹配估计(*DID-PSM*)方法所进行的分析中,虽然尽量控制了回归中的可观测特征变量,但还是不能有效控制随时间改变的异质性特征带来的估计误差。所以,我们无法完全排除新农保政策对老年人扶贫绩效的显著影响是否受到其他因素共同驱动的作用。因此,为了稳健起见,文章进一步展开了安慰剂检验(*Placebo Test*)。因为在2008年以前新农保政策尚未实施,所以,就可以使用2005年和2008年两期中国老年健康影响因素跟踪调查数据(*CLHLS*)重新构建一个两期面板数据进行安慰剂检验。

该稳健性检验的基本思路为:通过使用前文分析中处理组包含的2005年老年人作为安慰剂检验的处理组,并使用其他的2005—2008年两个调查期的老年人作为新的控制组,这样就构造了一组新的“安慰剂”检验样本。然后,我们基于新构造的样本数据,采用*DID*和*DID-PSM*方

法再次估计实际上不存在的新农保政策对老年人扶贫绩效的影响,检验老年人贫困指标是否还是显著下降。如果上文中新农保的政策效应是因为随时间而改变的异质性特征所带来的,那么这种效应该会持续存在,因此,在安慰剂检验的结果中我们就能看到类似的效应;与之相反,如果看不到类似持续的效应,则可以间接表明随时间改变的异质性特征的影响并不存在。

从表7安慰剂检验的结果中,我们可以看出,估计结果都不再显著,并且部分系数的正负与上文表3中估计的新农保政策影响相异。因此,在前文的分析中,我们看到的新农保政策对老年人扶贫绩效的显著作用并不是由于遗漏掉的随时间改变的异质性特征所带来的影响。我们可以判断,安慰剂检验的结果再次表明了前文回归结果的稳健性。

表7 新农保政策对老年人扶贫绩效影响的安慰剂检验 (Placebo Test)

被解释变量	DID 方法的估计结果		DID-PSM 方法的估计结果	
	估计量(S.E.)	观测值(N)	估计量(S.E.)	观测值(N)
<i>IPoverty_4</i>	-0.038(0.032)	8 692	-0.030(0.019)	8 456
<i>Ln_Income</i>	0.044(0.113)	8 692	-0.010(0.069)	8 456
<i>Health_Poverty</i>	-0.003(0.042)	8 149	-0.021(0.022)	7 873
<i>Life_Satisfaction</i>	-0.023(0.020)	8 692	-0.024(0.011)	8 530

注:***、**和*分别对应1%、5%和10%的显著性水平。贫困指标(*IPoverty_4*)根据国家统计局的《中国农村贫困监测报告》在2005年944元和2008年1067元的相对贫困标准进行设定。回归结果中加入了上文的控制变量。

五、研究结论与政策建议

现阶段,我国人口的老龄化和高龄化趋势日渐严峻。在农村家庭结构小型化、空巢化和疾病风险冲击下,农村老年人陷入贫困的可能性大幅提高。在此背景下,文章利用中国老年健康影响因素跟踪调查(*CLHLS*)2008—2014年两期平衡面板数据,通过使用DID和DID-PSM方法有效控制老年人参保行为的内生性问题和样本选择偏误,对新农保政策的扶贫绩效进行了综合评估。研究结果表明,虽然新农保运行时间不长和保障水平有限,但是新农保政策对我国农村参保老年人具有显著的扶贫效果,与此同时,降低贫困的幅度还比较有限。进一步分析表明,新农保政策通过挤出成年子女代际转移支付的渠道一定程度上降低了扶贫绩效。农村老年人的收入得到了显著提升,但是主观福利水平改善的幅度较小,对自评健康水平的影响在统计上并不显著。总体来看,现阶段新农保政策的保障水平有限,新农保政策对农村老年人的扶贫绩效相对较低,难以在短期内对农村老年人福利的改善产生巨大促进效应。

为了研究新农保政策对农村老年人精准扶贫的绩效和推进基本公共服务均等化的差异性,文章对老年人群体按照不同维度进行了分组回归分析。具体按照不同婚姻状态、年龄、地区和居住模式研究了新农保政策扶贫绩效的异质性特征。虽然新农保政策对农村老年人扶贫的绩效较为显著,但是政策效应存在明显的异质性。对更加弱势的中西部地区、独居、没有配偶相互照顾的高龄农村老年人的扶贫绩效相对更低,这就与精准扶贫和基本养老服务体系均等化建设的目标存在一定偏移。这可能是由于新农保政策规定农村老年人要领取养老金需要让符合参保条件的子女参保缴费的缘故,而该“捆绑”规则把一些因为子女贫困而不能参保的弱势老年人排除在新农保政策之外了。因此,应该适时解除该“捆绑”规则。目前我国的新农保政策已经基本实现了广覆盖,但是不同地区、不同人群的保障程度尚存在较大差异,东中西部地区经济状况不同导致了新农保政策的补贴存在巨大差异,东部地区的补贴力度明显高于中西部地区,这就部分降低了基本养老保障制度的均等性和扶贫的精准性。

新时代社会保障体系建设的重点内容,在于构建更加公平和可持续的基本养老保障体系。因此,需要重点关注弱势人群的基本养老服务,提高养老资源分配的公平性,特别是养老资源的均等性应优先考虑老年人困难群体,实现养老服务资源的适度倾斜。现阶段,新农保政策作为一项国家稳定脱贫的长效机制,随着新农保制度参保覆盖面的快速提升,增加了农村老年人的收入水平,整体上降低了农村老年人陷入贫困的概率。下一步需要重点提高新农保的保障水平,逐步提高该政策的精准扶贫绩效。建议通过构建合理的制度设计,促进制度整合并提升统筹层次,建立养老金调整机制,探索更为精准的补贴方法和保障支付设置,根据各地具体情况因地制宜,制定差异化标准。需要通过建立多维度评估体系,精准识别贫困老年人口,提高其养老金数额,逐步均衡城乡保障差异;根据不同贫困程度动态调整保障水平,加大对贫困老年人群体的政策倾斜;全面构建更加公平的新时代社会养老保障体系,提高老年人群体的福利水平,不断增强人民群众的获得感、幸福感和安全感。

主要参考文献:

- [1]陈飞,卢建词.收入增长与分配结构扭曲的农村减贫效应研究[J].经济研究,2014,(2):101-114.
- [2]陈华帅,曾毅.“新农保”使谁受益:老人还是子女?[J].经济研究,2013,(8):55-67,160.
- [3]程令国,张晔.“新农合”:经济绩效还是健康绩效?[J].经济研究,2012,(1):120-133.
- [4]黄薇.保险政策与中国式减贫:经验、困局与路径优化[J].管理世界,2019,(1):135-150.
- [5]江克忠,刘生龙.收入结构、收入不平等与农村家庭贫困[J].中国农村经济,2017,(8):75-90.
- [6]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.
- [7]康书隆,余海跃,王志强.基本养老保险与城镇家庭消费:基于借贷约束视角的分析[J].世界经济,2017,(12):165-188.
- [8]雷晓燕,谭力,赵耀辉.退休会影响健康吗?[J].经济学(季刊),2010,(4):1539-1558.
- [9]李齐云,席华.新农保对家庭贫困脆弱性的影响——基于中国家庭追踪调查数据的研究[J].上海经济研究,2015,(7):46-54.
- [10]刘一伟,汪润泉.收入差距、社会资本与居民贫困[J].数量经济技术经济研究,2017,(9):75-92.
- [11]卢盛峰,卢洪友.政府救助能够帮助低收入群体走出贫困吗?——基于1989—2009年CHNS数据的实证研究[J].财经研究,2013,(1):4-16.
- [12]罗楚亮.经济增长、收入差距与农村贫困[J].经济研究,2012,(2):15-27.
- [13]沈冰清,郭忠兴.新农保改善了农村低收入家庭的脆弱性吗?——基于分阶段的分析[J].中国农村经济,2018,(1):90-107.
- [14]杨志武,苑军军,宁满秀.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[J].学习与探索,2017,(9):126-130.
- [15]张川川,陈斌开.“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[J].经济研究,2014,(11):102-115.
- [16]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),2014,(1):203-230.
- [17]张川川,李雅娴,胡志安.社会养老保险、养老预期和出生人口性别比[J].经济学(季刊),2017,(2):749-770.
- [18]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.
- [19]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.
- [20]Alkire S, Foster J. Counting and multidimensional poverty measurement[J]. *Journal of Public Economics*, 2011,

- 95(7—8): 476—487.
- [21]Allen R C. Absolute poverty: When necessity displaces desire[J]. *American Economic Review*, 2017, 107(12) : 3690—3721.
- [22]Atkinson A B. On the measurement of poverty[J]. *Econometrica*, 1987, 55(4): 749—764.
- [23]Barham B, Boucher S. Migration, remittances, and inequality: Estimating the net effects of migration on income distribution[J]. *Journal of Development Economics*, 1998, 55(2): 307—331.
- [24]Barrientos A, Gorman M, Heslop A. Old age poverty in developing countries: Contributions and dependence in later life[J]. *World Development*, 2003, 31(3): 555—570.
- [25]De CarvalhoFilho I E. Old-age benefits and retirement decisions of rural elderly in Brazil[J]. *Journal of Development Economics*, 2008, 86(1): 129—146.
- [26]Deaton A. Measuring and understanding behavior, welfare, and poverty[J]. *American Economic Review*, 2016, 106(6): 1221—1243.
- [27]Finkelstein A, Luttmer E F P, Notowidigdo M J. Approaches to estimating the health state dependence of the utility function[J]. *American Economic Review*, 2009, 99(2): 116—121.
- [28]Galiani S, Gertler P, Bando R. Non-contributory pensions[J]. *Labour Economics*, 2016, 38: 47—58.
- [29]Grech A. Evaluating the possible impact of pension reforms on elderly poverty in Europe[J]. *Social Policy & Administration*, 2015, 49(1): 68—87.
- [30]Grossman M. On the concept of health capital and the demand for health[J]. *Journal of Political Economy*, 1972, 80(2): 223—255.
- [31]Hausman J A. Specification tests in econometrics[J]. *Econometrica*, 1978, 46(6): 1251—1271.
- [32]Heckman J, Ichimura H, Smith J, et al. Characterizing selection bias using experimental data[J]. *Econometrica*, 1998, 66(5): 1017—1098.
- [33]Heckman J J. Sample selection bias as a specification error[J]. *Econometrica*, 1979, 47(1): 153—161.
- [34]Hurd M D. Research on the elderly: Economic status, retirement, and consumption and saving[J]. *Journal of Economic Literature*, 1990, 28(2): 565—637.
- [35]Idler E L, Benyamini Y. Self-rated health and mortality: A review of twenty-seven community studies[J]. *Journal of Health and Social Behavior*, 1997, 38(1): 21—37.
- [36]Kaushal N. How public pension affects elderly labor supply and well-being: Evidence from India[J]. *World Development*, 2014, 56: 214—225.
- [37]Lloyd-Sherlock P, Barrientos A, Moller V, et al. Pensions, poverty and wellbeing in later life: Comparative research from South Africa and Brazil[J]. *Journal of Aging Studies*, 2012, 26(3): 243—252.
- [38]Maitra P, Ray R. The effect of transfers on household expenditure patterns and poverty in South Africa[J]. *Journal of Development Economics*, 2003, 71(1): 23—49.
- [39]Mellor J M, Milyo J. Income inequality and health status in the united states: Evidence from the current population survey[J]. *The Journal of Human Resources*, 2002, 37(3): 510—539.
- [40]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.
- [41]Sen A. Poverty: An ordinal approach to measurement[J]. *Econometrica*, 1976, 144(2): 219—231.
- [42]Yi Z, Vaupel J W. Functional capacity and self-evaluation of health and life of oldest old in China[J]. *Journal of Social Issues*, 2002, 58(4): 733—748.

The Impact of China's New Rural Pension Scheme on the Rural Elderly's Poverty

Zheng Chao, Wang Xinjun

(School of Economics, Shandong University, Jinan 250100, China)

Summary: China's New Rural Pension Scheme is a significant component of the social security system, which is a long-term mechanism for the country to stabilize poverty. Therefore, it is important to explore the impact of China's New Rural Pension Scheme on the rural elderly's poverty in China. Based on 2008-2004 Chinese Longitudinal Healthy Longevity Survey (CLHLS) panel data, this article utilizes the Difference-in-Differences (DID) and Difference-in-Differences Propensity Score Matching (DID-PSM) identification methods to control the endogeneity and sample selection bias of the models. The poverty alleviation performance of China's New Rural Pension Scheme is comprehensively evaluated in this research. We also try to analyze the potential impact mechanisms.

The empirical results show that: (1) The New Rural Pension Scheme has a significant poverty alleviation effect on the rural elderly in China, and the probability of the elderly being in poverty is significantly reduced. However, this policy effect is significantly weakened by crowding out intergenerational transfer payments. (2) China's New Rural Pension Scheme has significantly improved the subjective welfare level and the life satisfaction of the elderly, but the impact on self-rated health is not significant. (3) Further research highlights that the heterogeneity of poverty alleviation performance of China's New Rural Pension Scheme is studied according to different marital status, age, regions and eldercare patterns. It shows that the policy effect is significantly heterogeneous for different groups, suggesting the heterogeneity of the New Rural Pension Scheme's effects. The poverty alleviation performance of the elderly is relatively smaller for the central and western regions, the elderly living alone and without spouses. There is a certain deviation from the goal of promoting precision poverty alleviation and equalization of basic public services, which provides a reference for future precision poverty alleviation work. We should explore more accurate subsidy methods and payment settings to improve poverty alleviation performance. It should increase policy inclinations for vulnerable elderly groups and build more fair social security system.

At present, with the rapid increase in the coverage of the New Rural Pension Scheme, the income level of the elderly in rural areas has been enhanced, and the probability of the elderly falling into poverty has been reduced. The next step needs to focus on improving the level of the pension and gradually improving the precision poverty alleviation performance of the policy. It is necessary to establish a multi-dimensional assessment system to accurately identify the poor elderly, increasing their pensions. We should dynamically adjust the level of security according to different levels of poverty and gradually balance the gap between urban and rural. To build a more fair social security system will improve the welfare level of the elderly and continuously enhance the people's sense of happiness and security.

Key words: China's New Rural Pension Scheme; poverty; the rural elderly; poverty alleviation performance

(责任编辑 许 柏)