

DOI: 10.13718/j.cnki.xdzk.2026.02.010

刘小春, 王若妍, 李婵, 等. 农村社会养老保险政策的相对贫困缓解效应研究 [J]. 西南大学学报(自然科学版), 2026, 48(2): 111-126.

农村社会养老保险政策的相对贫困缓解效应研究

刘小春¹, 王若妍², 李婵³, 郭如良¹1. 江西农业大学 经济管理学院, 南昌 330045; 2. 江西农业大学 人文与公共管理学院, 南昌 330045;
3. 江西财经大学 现代经济管理学院, 江西 九江 332020

摘要: 消灭绝对贫困, 全面建成小康社会后, 相对贫困的缓解成为实现共同富裕战略目标的重要内容。基于 1995—2022 年中国 22 个省份的相对贫困指数, 采用模糊断点回归实证模型, 考虑农村社会养老保险政策发展的时间阶段, 以 2009 年新型农村社会养老保险试点为设立断点, 以 2014 年新型农村社会养老保险与城镇居民养老保险合并为并轨断点, 探究农村社会养老保险的相对贫困缓解效应。研究结果表明: 在各省经济发展水平、农村地区居民生活水平和农村人口状况等因素的影响下, 农村社会养老保险政策的设立与并轨分别使相对贫困指数下降了 0.048 5 和 0.005 1; 第一产业比例的减少分别在 0.92% 和 8.78% 的水平上, 医疗卫生财政支出的增加分别在 4.78% 和 2.73% 的水平上加强农村社会养老保险政策设立和并轨对缓解相对贫困的作用; 农村社会养老保险政策缓解相对贫困的效应具有明显的空间异质性。基于此, 应进一步完善农村社会养老保险政策、加快农村地区产业结构转型升级、适当增加医疗卫生财政支出、因地制宜地调整农村社会养老保险政策以适应当地发展趋势。

关键词: 农村社会养老保险政策; 相对贫困; 相对贫困指数;
模糊断点回归模型

中图分类号: F320.3

文献标识码: A

开放科学(资源服务)标识码(OSID):

文章编号: 1673-9868(2026)02-0111-16



Research on the Relative Poverty Alleviation Effect of Rural Social Pension Insurance Policy

LIU Xiaochun¹, WANG Ruoyan², LI Chan³, GUO Ruliang¹

1. School of Economics and Management, Jiangxi Agricultural University, Nanchang 330045, China;

2. School of Humanities and Public Management, Jiangxi Agricultural University, Nanchang 330045, China;

3. School of Modern Economics & Management, Jiangxi University of Finance & Economics, Jiujiang Jiangxi 332020, China

收稿日期: 2025-02-28

基金项目: 教育部人文社会科学研究规划基金项目(23YJA790039); 江西省社会科学“十四五”规划基金项目(22YJ28); 江西省高校人文社会科学研究规划基金项目(GL24115)。

作者简介: 刘小春, 博士, 教授, 主要从事贫困治理和社会保障理论与政策研究。

通信作者: 郭如良, 教授。

Abstract: After eliminating absolute poverty and building a moderately prosperous society in all respects, alleviating relative poverty has become an important part of achieving the strategic goal of common prosperity. Based on the relative poverty index of 22 provincial administrative units from 1995 to 2022, this study employed a fuzzy regression discontinuity empirical model, considering the temporal development stages of rural social pension insurance policies. It takes the launch of new rural social pension insurance pilot in 2009 as the establishment discontinuity point and the integration of new rural social pension insurance with the social endowment insurance for urban and rural residents in 2014 as the merger discontinuity point to investigate the relative poverty alleviation effect of rural social pension insurance. The research results indicated that, after accounting for factors such as the economic development level of each province, the living conditions of rural residents, and the rural population situation, the establishment and merger of rural social pension insurance policies reduced the relative poverty index by 0.048 5 and 0.005 1, respectively. Further mechanism analysis showed that the reduction in the proportion of the primary industry was at the levels of 0.92% and 8.78%, respectively, and the increase in medical fiscal expenditure was at the levels of 4.78% and 2.73%, respectively, strengthening the role of the establishment and merger of rural social pension insurance policies to alleviate relative poverty. At the same time, the policy effect of rural social pension insurance on alleviating relative poverty had significant spatial heterogeneity. Based on this, it is necessary to further improve and reform the rural social pension insurance policy, accelerate the transformation and upgrading of the industrial structure in rural areas, appropriately increase medical and health financial expenditures, and adjust the rural social pension insurance policy according to local development trends.

Key words: rural social pension insurance policy; relative poverty; relative poverty index; fuzzy regression discontinuity model

在党中央的领导下,我国已取得脱贫攻坚战的全面胜利,绝对贫困业已消除,人民生活水平大幅提升。但据国家统计局公开数据显示:2023年全国居民五等份收入分组中的低收入组人均可支配收入为9215元,仅为高收入组人均可支配收入的9.7%;2024年农村居民人均可支配收入为23119元,仅为城镇居民人均可支配收入的42.7%。可见,城乡居民收入差距依然较大,相对贫困仍将长期存在并成为实现共同富裕目标的重要阻力。党的十九届四中全会强调“坚决打赢脱贫攻坚战,建立解决相对贫困的长效机制”,这标志着我国贫困治理工作的重点由消除绝对贫困转移至解决相对贫困,解决相对贫困问题成为我国提高生活品质、实现全体人民共同富裕的下一个阶段性目标。同时,改善农村老年人的生活状况一直是我国民生政策的重要抓手。2009年9月,国务院在全国开展了新型农村社会养老保险(新农保)试点。2014年,在对新农保、城镇居民养老保险(城居保)等改革试点工作总结基础上,提出了以新农保、城居保为基础的并轨模式,在全国范围内建立了统一的城乡居民基本养老保险制度。自此,农村社会养老保险政策不断完善发展,为改善农村老年人的生活状况提供了坚实保障,成为解决相对贫困的重要支撑。

农村社会养老保险的政策效应为众多学者肯定。微观层面,学者们肯定农村养老保险政策的实施能够对农村低收入家庭起到14%的增收保障效应^[1],改善农村老年人的福利和消费状况^[2],使参保群体的基尼系数下降3.7%^[3],缓解城镇居民不确定性预期^[4],提高农村居民的生活质量;宏观层面,学者们肯定农村社会养老保险政策的实施显著增强了其收入再分配效应^[5],能在一定程度上消除初次分配导致的不公平,缩小日益扩大的城乡收入差距^[6],新农保和城居保“并轨”后基尼系数下降了5.37%^[7]。目前鲜少有学者将

视角集中于农村社会养老保险政策的实施效果与发展能否缓解相对贫困。

在缓解相对贫困和防返贫的研究中^[8],社会保险以其坚实的兜底保障作用被众多学者关注。在养老保险制度方面,参加养老保险能够增强相对贫困居民的养老保障获得感^[9],农村社会养老保险能够通过促进青年劳动力外出就业缓解家庭多维相对贫困状况^[10],缩小居民收入分配差距,但养老金的城乡待遇差距扩大了城乡间收入差距^[11];在最低生活保障制度方面,农村低保政策的设立具有增收效应,政策的并轨已形成公平效应^[12],农村最低生活保障制度对城乡社会平等有促进作用^[13];在医疗保险政策方面,参加医疗保险能够在3.9%~4.8%的水平下降低居民陷入相对贫困的概率^[14],基本医疗保险对缓解老年多维相对贫困具有显著影响,且呈空间异质性及群体异质性特征^[15]。

综上所述,现有研究中农村社会养老保险缓解农户多维相对贫困的作用为学者们所肯定,但鲜少有学者从农村社会养老保险设立及其与城镇居民养老保险合并两个时点考虑其缓解相对贫困的政策效应。同时,学者们多用CHARLS、CFPS等微观调查数据对农村特定人群3~5年内的相对贫困状况进行实证检验,鲜少从宏观角度利用相对贫困指数建立时间跨度大的面板数据检验政策设立和并轨的时间异质性政策效应。

基于此,本研究利用各省1995—2022年的相对贫困指数,以2009年新农保铺开试点为政策设立断点,以2014年新农保与城居保合并建立城乡统一的城乡居民基本养老保险制度为合并断点,构建28年具有时间异质性的农村社会养老保险政策效应观察面板,使用模糊断点回归模型,通过分析农村社会养老保险历经设立与并轨两阶段对相对贫困指数所产生的影响,从宏观层面上探究农村社会养老保险政策对相对贫困的缓解作用。进一步引入第一产业比例与医疗卫生财政支出作为调节变量,分析其在农村社会养老保险政策缓解相对贫困上的调节效应,再从全国不同区域角度进行空间异质性分析,并根据实证结果提出后续政策优化的建议。

1 理论分析与研究假说

1.1 理论分析

农村社会养老保险政策的准公共产品属性使其既具普惠性,又需通过制度设计来平衡供给与需求。在新型农村社会养老保险试点后,依据试点情况将新农保与城居保合并实施,建立城乡一体的城乡居民基本养老保险制度。故分析农村社会养老保险政策影响相对贫困需要从政策设立与并轨两个阶段着手。

缓解相对贫困是基于中国特色反贫困理论指引脱贫攻坚战取得全面胜利后的接续目标,也是中国特色反贫困理论在新时代背景下指引中国实现共同富裕的阶段目标。依据反贫困理论,以追求剩余价值为目的的初次分配造成了我国城乡差距大、相对贫困状况存在的现状,而农村社会养老保险制度立足中国特色的反贫困理论,通过二次分配为农村地区处于相对贫困的农村老年人发放养老金,直接增加农村老年人的可支配收入,并通过平滑创业风险、减轻家庭负担等机制间接增加农村青年人的可支配收入,进而缓解相对贫困。

农村社会养老保险政策作为增进民生福祉、推进共同富裕的重要部署,以其基础性的保障作用为缓解相对贫困贡献了重要力量。故本研究分析农村社会养老保险政策的设立和并轨两次制度改革对缓解相对贫困的影响效应,以期为缩小城乡差距、促进共同富裕提供理论依据。

1.2 研究假说

已有研究多肯定了农村养老保险政策实施的正向影响。新农保政策对农村低收入家庭的贫困脆弱性具有显著削弱作用^[16],提高了农村老人的收入^[17],缓解了农村群体的相对贫困;新农保政策能够通过发放养

养老金提高农村 60 岁及以上群体的可支配收入,通过财富替代效应和降低创业风险的渠道提高农村 60 岁以下群体的收入^[18];参加农村社会养老保险能使农村 60 岁及以上群体增加 46.2%~53%的个人收入,使 60 岁以下群体增加 34%~40%的个人收入^[3],提高农村居民可支配收入,显著提高农村人民生活水平,缓解其相对贫困状况。据此,提出有待验证的假说 H_1 和 H_2 ,理论框架如图 1 所示:

假说 H_1 :农村社会养老保险政策的设立能够降低相对贫困指数,缓解相对贫困。

假说 H_2 :农村社会养老保险政策的并轨能够降低相对贫困指数,缓解相对贫困。

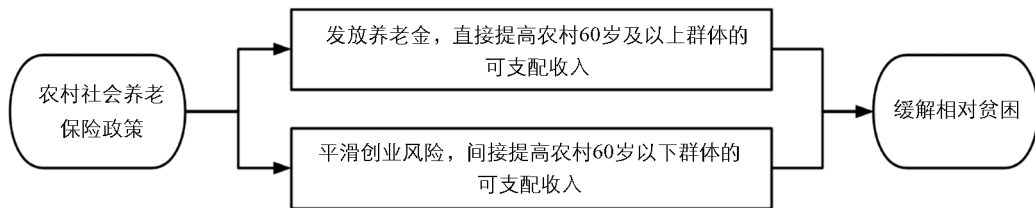


图 1 缓解相对贫困效应理论分析

农村社会养老保险政策与乡村振兴战略的实施关系密切^[19]。农村地区是缓解相对贫困的主要战场^[20],农村老年人作为相对贫困的主体是实现共同富裕过程的重点关注对象^[21]。农村地区相对贫困的治理需与乡村振兴有效衔接。一方面,农村社会养老保险政策的风险保护功能平滑了农户的创业风险,在 14.48%的水平上提升了农村劳动力的创业概率^[22],带动了人口流动与劳动力的非农转移^[23],进一步提高了农村地区第二三产业的比重,多渠道增加农民收入,缓解其相对贫困状态;另一方面,乡村振兴促进了农村地区的三产融合,提高了农村地区的经济发展水平,增加了财政收入,提高了养老金中地方财政补贴水平,增强了社会保障的支付能力^[24],增加了农村老年人的转移性收入,缓解其相对贫困。第二三产业比重的提高意味着第一产业比重的减少,故引入第一产业比例为调节变量,对假说 H_1 与 H_2 进行调节效应分析,提出如下研究假说 H_3 和 H_4 ,理论框架如图 2 所示:

H_3 :第一产业比例的减少在农村社会养老保险政策设立缓解相对贫困的效应上具有正向调节作用。

H_4 :第一产业比例的减少在农村社会养老保险政策并轨缓解相对贫困的效应上具有正向调节作用。

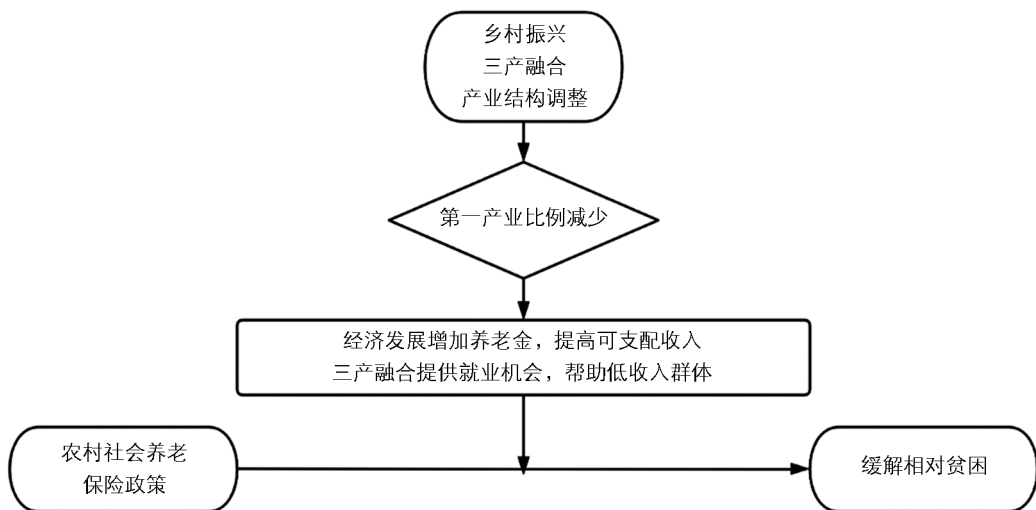


图 2 第一产业比例调节效应理论分析

第七次人口普查数据表明,中国 60 岁及以上的老年人数已超全国人口总数的 18%,人口老龄化是目前我国社会不可忽视的问题,提高农村老年人可支配收入的农村社会养老保险政策是有效应对人口老龄化的重要政策。农村是我国人口老龄化程度最严重的地区,这会增加有关医疗卫生方面的需求与支

出, 增加医疗卫生资源对农村地区的供给。一方面, 医疗卫生财政支出的增加, 能够优化医疗资源的空间分布, 提高乡镇医疗服务质量, 降低农民异地就医的成本, 减轻其就医负担, 间接地增加农村居民在其他方面的可支配收入, 并通过加快基本公共服务均等化缩小城乡差距^[25], 缓解相对贫困; 另一方面, 医疗卫生财政支出的增加本质上是国家对劳动者的健康和人力投资, 有利于促进农户减贫^[26], 且医疗卫生财政支出对农村居民收入增幅作用显著^[27], 能提升农村地区低收入群体的“造血”能力, 缓解农村低收入群体的相对贫困状态。故引入医疗卫生财政支出为调节变量, 对假说 H_1 与 H_2 进行调节效应分析, 提出如下研究假说 H_5 和 H_6 , 理论框架如图 3 所示:

H_5 : 医疗卫生财政支出的增加在农村社会养老保险政策设立缓解相对贫困的效应上具有正向调节作用。

H_6 : 医疗卫生财政支出的增加在农村社会养老保险政策并轨缓解相对贫困的效应上具有正向调节作用。

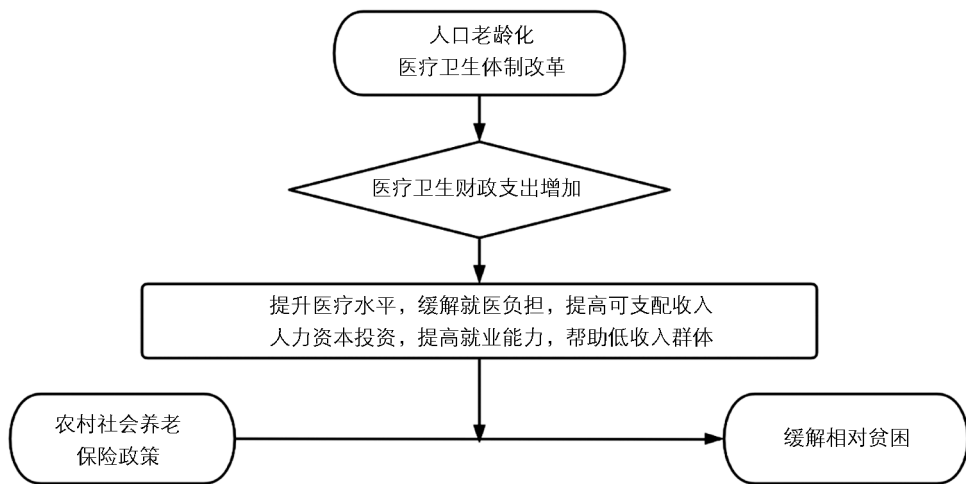


图 3 医疗卫生财政支出调节效应理论分析

已有研究表明, 农村社会养老保险政策对相对贫困的缓解效应由于群体特征、个体特性等因素, 大多呈现出明显的异质性, 且各地政府会根据当地的经济水平制定基础养老金补贴水平, 但给付水平会因具体经济发展状况的不同而存在差异, 对政策效应产生影响。基于此, 本研究依据中国四大经济区域划分将纳入样本的 22 个省份划分为 4 个区域(东北地区、东部地区、中部地区、西部地区)单独进行断点回归, 对假说 H_1 与 H_2 进行相对贫困缓解效应的空间异质性检验, 提出如下研究假说 H_7 和 H_8 :

H_7 : 农村社会养老保险政策设立对缓解相对贫困的效应具有空间异质性。

H_8 : 农村社会养老保险政策并轨对缓解相对贫困的效应具有空间异质性。

2 研究设计

2.1 数据来源

本研究选取全国 17 个省、1 个自治区和 4 个直辖市(由数据可得性, 排除内蒙古、青海、宁夏、新疆、西藏、山东、云南、吉林、海南、香港、澳门、台湾), 共 22 个省份的面板数据, 数据主要来源于各省统计年鉴和国家统计局官网。以 1995—2022 年作为样本观察期, 共获得样本观测值 616 个。利用各省统计年鉴中 1995—2022 年城市及农村居民收入五等份分组数据, 参考文献^[28]的算法计算各省相对贫困指数, 以衡量 4 个区域相对贫困指数。1995—2022 年各省社会养老保险财政支出、第一产业比例和医疗卫生财政支出等数据来自国家统计局官网。

2.2 变量测量

2.2.1 被解释变量

为考察新农保政策能否缓解相对贫困,将相对贫困指数定义为被解释变量。基于各省统计年鉴的数据,采用文献[28]的测算方法计算相对贫困指数,并利用复合指标测度相对贫困,此方法在研究相对贫困的文献中被多次肯定^[29-30]。用 40% 最高收入组的加权平均收入水平与 60% 以下收入组的加权平均收入水平的比值来衡量社会相对贫困的程度,用位于社会平均收入水平 60% 的人口数量占所有人口数量的比例衡量社会相对贫困的发生率,最后用两者的乘积作为相对贫困指数,具体指数计算可表示为式(1)–(3):

$$rpr = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n y_i \times 60\% \quad (1)$$

$$rpe = \left(\frac{1}{n-m+1} \sum_{i=m}^n y_i \right) \div \left(\frac{1}{m-1} \sum_{i=1}^{m-1} y_i \right) \quad (2)$$

$$rpi = rpr \times rpe \quad (3)$$

式中: rpr 、 rpe 、 rpi 分别表示相对贫困发生率、相对贫困程度和相对贫困指数; n 、 m 和 y 分别表示总人数、按照收入从低到高的 40% 高收入群体中最低收入群体在总体样本水平中的排序、居民平均收入水平。

由于部分省份数据缺失,为尽可能全面分析农村社会养老保险政策对相对贫困的缓解效应,运用 EM 插补法及曲线估计法对残缺值进行填补。

2.2.2 解释变量

本研究的核心议题是考察农村社会养老保险政策的设立和并轨产生的相对贫困缓解效应,因此将 2009 年设为第一个断点,2014 年设为第二个断点。年份定义为 $year$,取值区间为 1995–2022 年;年份与断点(2009 以及 2014)的差值定义为 $year_$,取值区间为 $-19 \sim 13$,为方便模型的处理,将 $year_ = 0$ 处设置为模型的断点,此变量作为模型的驱动变量;是否实施政策的虚拟变量 D 定义为 $tyear$,取值 0 或 1。

2.2.3 协变量

农村社会养老保险的财政支出水平能够直观地测量农村社会养老保险政策的发展进程。选取各省份、各年度的农村社会养老保险财政支出水平为协变量,通过其变化反映政策的执行力度,从侧面反映农村社会养老保险政策的发展情况,将其定义为养老金基金支出。

2.2.4 控制变量

为增强模型结果的可靠性,将经济发展水平、农村地区居民生活水平和农村人口状况等会对相对贫困指数带来影响的相关因素作为控制变量。其中,各省经济发展水平由各省地区生产总值及各地区农林牧渔业生产总值衡量,农村地区居民生活水平由农村居民人均纯收入及农村居民消费价格指数衡量,农村人口状况由农村人口数量衡量。

2.2.5 调节变量

将第一产业比例与医疗卫生财政支出作为调节变量。第一产业比例是指第一产业占 GDP 的比例,即农业产值在 GDP 中所占的比例。医疗卫生财政支出是指各级政府对卫生事业投入的资金。具体变量定义、赋值及描述性统计如表 1 所示。

表 1 变量定义、赋值及描述性统计

变量名称	定义与赋值	最小值	最大值	平均值	标准偏差	
相对贫困缓解效应	相对贫困指数	0.658 9	1.690 8	0.962 5	0.006 6	
年份	政策实施年份 $year$	1 995.000 0	2 022.000 0	2 008.500 0	0.294 0	
是否实施政策	设立 t_{year}	0.000 0	1.000 0	0.500 0	0.018 0	
	并轨 t_{year}	0.000 0	1.000 0	0.320 0	0.017 0	
年份与断点的差值	设立 $year_{-}$	-14.000 0	13.000 0	-0.500 0	0.294 0	
	并轨 $year_{-}$	-19.000 0	8.000 0	-5.500 0	0.294 0	
协变量	养老金基金支出/亿元, 取对数	1.245 3	4 206.237 4	587.039 7	28.962 7	
调节变量	第一产业比例/%, 取对数	0.220 1	35.696 3	12.684 6	0.263 9	
	医疗卫生财政支出/亿元, 取对数	1.141 0	2 315.659 1	227.724 8	12.988 6	
控制变量	经济发展水平	地区生产总值/亿元, 取对数	0.055 8	12.951 4	1.716 3	1.999 8
		地区农林牧渔业生产总值/亿元, 取对数	0.005 5	1.095 2	0.247 3	0.223 9
	农村地区居民生活水平	农村居民人均纯收入/元, 取对数	880.000 0	39 729.000 0	8 415.032 5	7 277.744 0
		农村居民消费价格指数/%, 取对数	96.300 0	124.700 0	102.823 9	3.653 6
农村人口状况	农村人口数量/万人, 取对数	203.000 0	9 387.400 0	2 695.167 7	1 746.838 9	

2.3 模型设定

断点回归是一种准自然实验式研究, 被认为是最接近随机试验的准随机模式的一种, 适用于政策评价的实证研究。本研究采用模糊断点回归(F-RD)模型评估农村社会养老保险政策缓解相对贫困的效应。设定政策平均处理效应(ATE)可通过断点前与断点后无限靠近样本因变量期望值间的差值来确定, 设定方程如下:

$$ATE = \lim_{\epsilon \rightarrow 0} E[Y_{1i} | X_i = c + \epsilon] - \lim_{\epsilon \rightarrow 0} E[Y_{0i} | X_i = c + \epsilon] \quad (4)$$

式中: Y_{1i} 是断点日期后政策处理的个体; Y_{0i} 是断点日期前的对照组个体; ATE 是政策平均处理效应; c 为因变量期望值。以政策平均处理效应评价农村社会养老保险政策的相对贫困缓解效应。

采用全局面板回归模型来设计 F-RD 模型, 考虑关于农村社会养老保险政策对相对贫困缓解效应的面板模型如下:

$$Y_i = \alpha_i + \beta(X_{it} - c) + \gamma D_{it} + \delta Z_{it} + f(\cdot) + g(\cdot) + \epsilon \quad (5)$$

式中: 因变量 Y_i 为待研究处理效应的相对贫困指数; α_i 是个体固定效应, 驱动变量为 X_{it} ; D_{it} 为解释变量政策设立及并轨时点; 个体其他相关控制变量为 Z_{it} ; $f(\cdot)$ 和 $g(\cdot)$ 分别代表驱动变量的多项式及驱动变量与处理变量交乘项的多项式。

3 实证结果分析

3.1 断点基准回归

F-RD 模型估计的基准回归即为全局回归模型, 为获得较好的拟合, 在 1~4 次方内全部多项式阶都会被报告。将 2009 年作为断点, 估计结果如表 2 所示, 在未加控制变量的 1 阶式中相对贫困缓解

效应为 -0.0122 ，且在 $p=0.05$ 水平上有统计学意义，即2009年后的相对贫困指数相较2009年前的相对贫困指数降低了 0.0122 。进一步引入经济发展水平、农村地区居民生活水平和农村人口状况控制变量后，系数下降至 -0.0485 ，意味着农村社会养老保险政策的设立能在 4.85% 的水平上缓解相对贫困。据此 H_1 得以验证。

表 2 政策设立对相对贫困缓解的效应($n=616$)

变量名称	未加控制变量				引入调节变量后			
	1阶	2阶	3阶	4阶	1阶	2阶	3阶	4阶
相对贫困缓解效应	-0.0122^{**} (0.0194)	-0.0265 (0.0345)	-0.0036 (0.0406)	0.0156 (0.0696)	-0.0485^{***} (0.0223)	-0.0300^* (0.0336)	0.0175 (0.0474)	0.0055 (0.0696)
交互效应	0.0232 (0.0032)	-0.0056^* (0.0010)	-0.0004^{**} (0.0003)	0.0000 (0.0001)	0.0110^* (0.0030)	0.0004 (0.0008)	-0.0003^{**} (0.0002)	-0.0000 (0.0001)
养老金基金支出					0.0040 (0.0079)	0.0036 (0.0078)	0.0019^* (0.0077)	0.0019 (0.0077)
地区生产总值					0.0311 (0.0357)	0.0328 (0.0356)	0.0301 (0.0361)	0.0296^* (0.0364)
农林牧渔业生产总值					0.0642^{**} (0.0368)	0.0650 (0.0369)	0.0722 (0.0380)	0.0725 (0.0383)
农村居民人均纯收入					-0.2430^{***} (0.0381)	-0.2490^{***} (0.0390)	-0.2490^{***} (0.0394)	-0.2490^{***} (0.0395)
农村居民消费价格指数					-0.1720^{**} (0.1804)	-0.1910^* (0.2585)	0.0188 (0.3299)	0.0895 (0.4071)
农村人口数量					-0.0491^* (0.0222)	-0.0507^* (0.0226)	-0.0539^* (0.0229)	-0.0536^* (0.0230)
常数项	2.0340^* (0.8953)	2.1710 (1.2672)	1.215 (1.5618)	0.8680 (1.9351)	-0.0603^{***} (0.0165)	-0.0813^{**} (0.0274)	-0.0969^* (0.0420)	-0.0860 (0.0653)
R^2	0.2820	0.2810	0.2840	0.2820	0.1610	0.1600	0.1640	0.1610

注：*、**和***分别表示在 $p=0.1$ 、 $p=0.05$ 、 $p=0.01$ 水平有统计学意义；所有回归模型均使用最优带宽；括号内为标准误；所有模型均交代了处理状态与驱动变量的交互项，尽可能减小由断点两侧回归线斜率不同导致的偏误；所有模型均考虑了1~4次形式的多项式，主要用于检测收入断点不单独依赖于驱动变量的特殊方程形式。下同。

进一步将2014年作为断点，检验新农保与城居保合并后农村社会养老保险政策的相对贫困缓解效应，估计结果如表3所示。在未加控制变量的4阶式中，相对贫困缓解效应为 -0.0022 ，且在 $p=0.05$ 水平上有统计学意义，即2014年后的相对贫困指数相较2014年前的相对贫困指数降低了 0.0022 。引入经济发展水平、农村地区居民生活水平和农村人口状况控制变量后，系数下降至 -0.0051 ，意味着新农保与城居保合并即农村社会养老保险政策的并轨在 0.51% 的水平上缓解相对贫困。据此 H_2 得以验证。

表 3 政策并轨对相对贫困缓解的效应 ($n=616$)

变量名称	未加控制变量				引入调节变量后			
	1 阶	2 阶	3 阶	4 阶	1 阶	2 阶	3 阶	4 阶
相对贫困缓解效应	0.037 6 (0.024 6)	0.033 8 (0.035 0)	0.029 4 (0.046 0)	-0.002 2** (0.059 4)	0.037 5 (0.025 5)	0.027 1 (0.036 4)	0.026 7 (0.048 1)	-0.005 1** (0.062 7)
交互效应	0.002 9* (0.001 2)	-0.003 6* (0.005 3)	0.005 4 (0.014 6)	0.039 7 (0.031 7)	0.014 0 (0.005 2)	-0.002 9** (0.002 3)	-0.000 9 (0.001 1)	0.000 5 (0.000 5)
养老金基金支出					0.004 1 (0.007 9)	0.003 2 (0.007 8)	0.001 9 (0.007 7)	0.001 7* (0.007 7)
地区生产总值					0.026 5** (0.036 3)	0.027 3 (0.035 8)	0.031 0 (0.035 9)	0.030 9 (0.036 0)
农林牧渔业生产总值					0.059 0 (0.037 3)	0.066 6 (0.036 8)	0.072 0 (0.037 7)	0.071 9 (0.037 8)
农村居民人均纯收入					-0.217 0*** (0.036 4)	-0.242 0*** (0.038 9)	-0.251 0*** (0.039 2)	-0.249 0*** (0.039 3)
农村居民消费价格指数					-0.089 0 (0.181 0)	-0.256 0 (0.200 5)	0.039 7 (0.257 1)	-0.044 9* (0.305 7)
农村人口数量					-0.043 8* (0.022 0)	-0.047 6* (0.022 2)	-0.054 4* (0.022 9)	-0.054 6* (0.022 9)
常数项	0.948 0*** (0.013 8)	0.929 0*** (0.023 7)	0.944 0*** (0.037 2)	0.988 0*** (0.054 0)	-0.063 1*** (0.014 1)	-0.086 0*** (0.023 6)	-0.069 1 (0.036 3)	-0.026 9 (0.051 7)
R^2	0.170 0	0.173 0	0.172 0	0.173 0	0.160 0	0.163 0	0.162 0	0.163 0

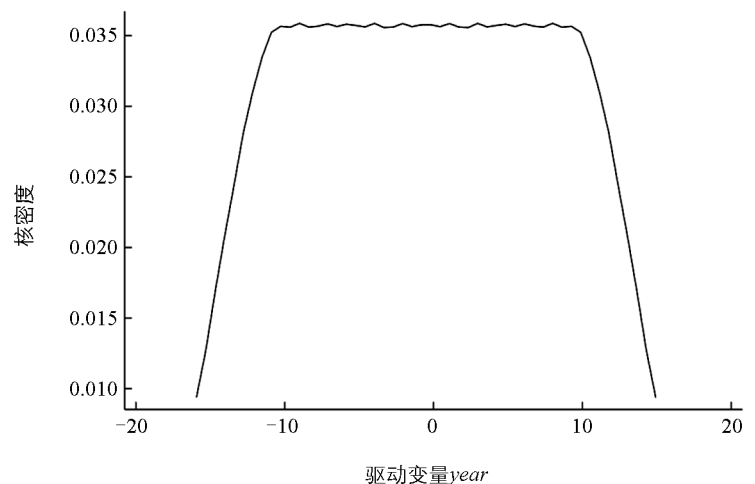
3.2 稳健性检验

3.2.1 驱动变量不受人控控制检验

采用断点回归模型进行分析要求断点周围无明显人为操控, 已有文献大多通过观测断点两边样本分布的均匀程度进行说明。对 616 个样本做核密度检验, 如图 4 所示, 驱动变量 $year_$ 在断点 0 左右的核密度分布较为均匀, 并无明显操纵, 检验通过。

3.2.2 局部平滑检验

采用断点回归模型进行分析要求断点前后样本应类似, 对协变量进行局部平滑性检验, 所有协变量对断点周围均不应产生处理效应。对第一个断点(2009 年), 本研究选择二次多

图 4 驱动变量 ($year_$) 的核密度

项式拟合的方法进行检验,并汇报检验得到的处理效应的 p 值。根据检验结果,政策设立断点处的拟合检验 p 值为 0.974,不在 $p=0.1$ 的显著性水平上,未发现任何协变量会在断点周围区域出现明显跳跃现象,满足假说前提。按照驱动变量值平均分割进行多项式拟合画图,如图 5a 所示,在 $year_=0$ 处(即 2009 年),被解释变量相对贫困指数有明显跳跃,故认定该解释(驱动)变量存在断点,且为农村社会养老保险政策设立的年份 2009 年。

对第二个断点(2014 年)进行同样操作,选择二次多项式拟合的方法进行检验,并汇报检验得到的处理效应的 p 值。政策并轨断点拟合检验结果显示, p 值为 0.822,不在 $p=0.1$ 的显著性水平上,满足假说前提。按照驱动变量值平均分割进行多项式拟合画图,如图 5b 所示,在 $year_=0$ 处(即 2014 年),被解释变量相对贫困指数有明显跳跃,故认定该解释(驱动)变量存在断点,且为农村社会养老保险政策并轨的年份 2014 年。

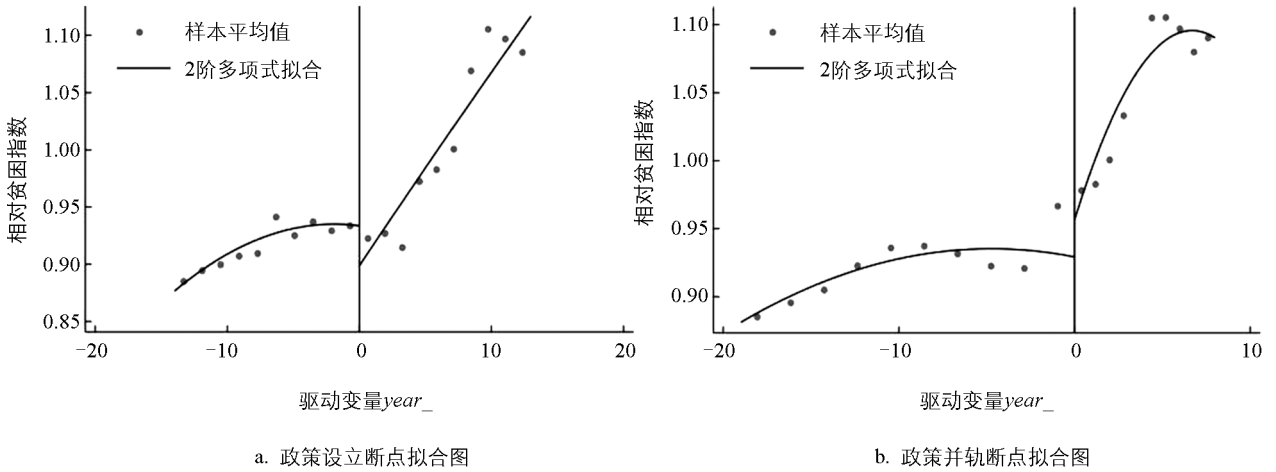


图 5 局部平滑性检验

3.2.3 安慰剂检验

带宽长短对回归分析的效果有较大影响,要取得较好的效果,就必须要求带宽的敏感度较小。根据现有研究做法,分别根据最优带宽的 0.5 倍、1 倍、2 倍进行局部线性回归,并绘制局部线性回归图,以检验断点回归估计量对带宽的依赖。分别对本研究设定的设立与并轨断点进行检验,结果如图 6 所示。回归结果基本保持一致且显著,说明结果较为可靠。

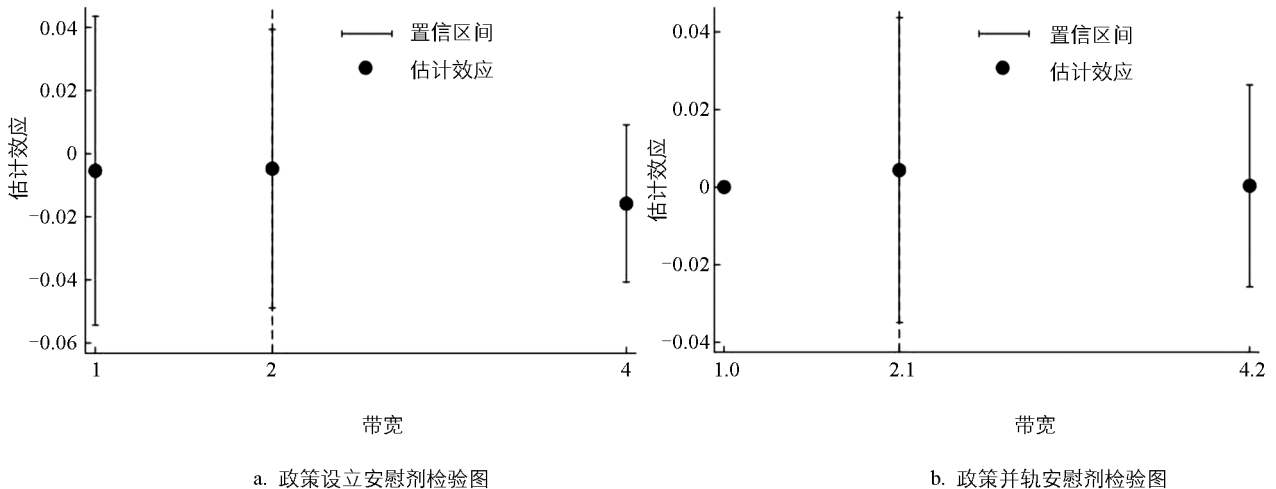


图 6 安慰剂检验

3.3 调节效应分析

3.3.1 第一产业比例的调节作用

第一产业比例调节农村社会养老保险政策设立的相对贫困缓解效应检验结果如表 4 所示。在考虑控制变量影响下, 政策设立后第一产业比例与相对贫困指数具有明显的正相关关系, 这表明第一产业比例减少对农村社会养老保险政策的相对贫困缓解效应具有显著正向调节作用, 与主效应一致, 强化了政策效应。模型检验结果表明农村社会养老保险政策设立后, 第一产业比例的减少能够在 0.92% 的水平下增强农村社会养老保险政策的相对贫困缓解效应。据此 H_3 得以验证。

表 4 政策设立后第一产业比例的调节效应 ($n=616$)

变量名称	1 阶	2 阶	3 阶	4 阶
第一产业比例	-0.017 8 (0.021 5)	0.017 4* (0.023 6)	-0.025 8 (0.032 1)	0.031 3 (0.044 5)
调节效应	0.009 2*** (0.002 6)	0.005 6* (0.002 4)	0.009 8 (0.011 3)	0.013 6 (0.011 8)
养老金基金支出	0.010 6 (0.008 3)	0.012 2 (0.008 3)	0.012 1 (0.008 2)	0.012 4 (0.008 2)
地区生产总值	0.017 4 (0.037 1)	-0.003 1 (0.035 2)	-0.000 2 (0.035 4)	-0.006 8 (0.035 5)
农林牧渔业生产总值	0.080 8* (0.038 4)	0.106 0** (0.036 9)	0.102 0** (0.037 1)	0.103 0** (0.037 5)
农村居民人均纯收入	-0.171 0*** (0.037 4)	-0.188 0*** (0.038 7)	-0.197 0*** (0.039 1)	-0.189 0*** (0.038 8)
农村居民消费价格指数	-0.235 0 (0.179 7)	-0.024 6* (0.184 9)	-0.071 2 (0.189 3)	0.002 7 (0.191 8)
农村人口数量	-0.075 7*** (0.022 7)	-0.080 3*** (0.022 7)	-0.077 0*** (0.023 1)	-0.072 7** (0.023 3)
常数项	-0.087 2*** (0.016 1)	-0.133 0*** (0.020 7)	-0.086 0** (0.028 8)	-0.130 0** (0.040 7)
R^2	0.190 0	0.200 0	0.203 0	0.206 0

第一产业比例调节农村社会养老保险政策并轨的相对贫困缓解效应检验结果如表 5 所示。在考虑控制变量影响下, 政策并轨后第一产业比例减少对农村社会养老保险政策的相对贫困缓解效应具有显著正向调节作用, 与主效应一致, 强化了政策效应。模型检验结果表明农村社会养老保险政策并轨后, 第一产业比例的减少能够在 8.78% 的水平下增强农村社会养老保险政策的相对贫困缓解效应。据此 H_4 得以验证。

表 5 政策并轨后第一产业比例的调节效应($n=616$)

变量名称	1 阶	2 阶	3 阶	4 阶
第一产业比例	0.000 5 (0.000 7)	0.003 8* (0.001 8)	0.000 5 (0.000 7)	0.006 3 (0.048 7)
调节效应	0.087 8*** (0.024 2)	0.100 0** (0.030 8)	0.065 7** (0.023 4)	0.086 5** (0.030 7)
养老金基金支出	0.010 1 (0.008 1)	0.013 0 (0.008 1)	0.014 3 (0.008 1)	0.014 8 (0.008 2)
地区生产总值	0.122 0*** (0.023 4)	0.110 0*** (0.025 0)	0.121 0*** (0.025 2)	0.121 0*** (0.025 0)
农林牧渔业生产总值	-0.029 8 (0.020 6)	-0.027 8* (0.022 6)	-0.038 8* (0.022 3)	-0.041 3 (0.022 6)
农村居民人均纯收入	-0.177 0*** (0.038 2)	-0.144 0*** (0.039 1)	-0.171 0*** (0.040 3)	-0.170 0*** (0.040 9)
农村居民消费价格指数	-0.190 0 (0.183 2)	-0.076 8* (0.180 6)	-0.062 8 (0.186 2)	-0.063 7 (0.186 5)
农村人口数量	-0.071 4** (0.022 6)	-0.071 4** (0.022 9)	-0.066 6** (0.022 9)	-0.064 5** (0.023 9)
常数项	-0.103 0*** (0.014 6)	-0.136 0*** (0.021 3)	-0.039 8 (0.028 0)	-0.068 0 (0.040 2)
R^2	0.178 0	0.183 0	0.213 0	0.213 0

模型中第一产业比例的减少实际是全面推进乡村振兴的成效,乡村振兴促进二三产业发展,三产融合进程加快,促进农村地区经济快速发展,为农村地区低收入群体提供更多工作机会,增加其收入,缓解其相对贫困状态。

3.3.2 医疗卫生财政支出的调节作用

医疗卫生财政支出调节农村社会养老保险政策设立的相对贫困缓解效应检验结果如表 6 所示。在考虑控制变量影响下,政策设立后医疗卫生财政支出增加对农村社会养老保险政策的相对贫困缓解效应具有显著正向调节作用,与主效应一致,强化了政策效应。模型检验结果表明农村社会养老保险政策设立后,医疗卫生财政支出的增加在 4.78% 的水平下增强农村社会养老保险政策的相对贫困缓解效应。据此 H_5 得以验证。

表 6 政策设立后医疗卫生财政支出的调节效应($n=616$)

变量名称	1 阶	2 阶	3 阶	4 阶
医疗卫生财政支出	-0.015 0 (0.020 0)	-0.019 9 (0.037 2)	0.003 2 (0.044 3)	-0.009 6* (0.072 3)
调节效应	-0.047 8** (0.022 2)	-0.023 6* (0.034 5)	0.018 8 (0.050 5)	0.003 9 (0.076 0)
养老金基金支出	0.007 7 (0.008 1)	0.006 8 (0.008 1)	0.006 0* (0.008 1)	0.005 7 (0.008 1)

续表 6

变量名称	1 阶	2 阶	3 阶	4 阶
地区生产总值	0.138 0*** (0.023 2)	0.142 0*** (0.023 9)	0.142 0*** (0.024 1)	0.142 0*** (0.024 1)
农林牧渔业生产总值	-0.056 2** (0.021 5)	-0.055 9* (0.021 8)	-0.054 7* (0.022 0)	-0.053 5* (0.022 2)
农村居民人均纯收入	-0.199 0*** (0.039 7)	-0.206 0*** (0.041 1)	-0.202 0*** (0.041 2)	-0.203 0*** (0.041 2)
农村居民消费价格指数	-0.201 0 (0.184 0)	-0.157 0 (0.267 9)	-0.097 9 (0.325 0)	-0.078 8 (0.358 8)
农村人口数量	-0.056 9* (0.023 5)	-0.059 3* (0.023 8)	-0.059 5* (0.023 9)	-0.060 7* (0.024 1)
常数项	-0.060 6*** (0.016 9)	-0.086 8*** (0.029 0)	-0.106 0* (0.045 8)	-0.082 7 (0.072 3)
R ²	0.167 0	0.166 0	0.167 0	0.165 0

医疗卫生财政支出调节农村社会养老保险政策并轨的相对贫困缓解效应检验结果如表 7 所示。在考虑控制变量影响下, 政策并轨后医疗卫生财政支出增加对农村社会养老保险政策的相对贫困缓解效应具有显著正向调节作用, 与主效应一致, 强化了政策效应。模型检验结果表明农村社会养老保险政策并轨后, 医疗卫生财政支出的增加在 2.73% 的水平下增强农村社会养老保险政策的相对贫困缓解效应。据此 H₆ 得以验证。

表 7 政策并轨后医疗卫生财政支出的调节效应 (n=616)

变量名称	1 阶	2 阶	3 阶	4 阶
医疗卫生财政支出	0.000 2 (0.000 1)	-0.000 4* (0.000 5)	0.000 6 (0.001 3)	0.004 3 (0.002 9)
调节效应	-0.020 5* (0.065 6)	0.031 6 (0.037 8)	0.001 5 (0.051 1)	-0.027 3** (0.067 7)
养老金基金支出	0.008 0 (0.008 1)	0.007 4 (0.008 1)	0.006 6 (0.008 2)	0.006 3 (0.008 1)
地区生产总值	0.135 0*** (0.023 1)	0.141 0*** (0.024 1)	0.145 0*** (0.024 5)	0.143 0*** (0.024 5)
农林牧渔业生产总值	-0.057 1** (0.021 2)	-0.058 1** (0.021 3)	-0.055 9** (0.021 6)	-0.053 5* (0.021 9)
农村居民人均纯收入	-0.185 0*** (0.038 3)	-0.198 0*** (0.040 7)	-0.200 0*** (0.041 3)	-0.199 0*** (0.040 9)
农村居民消费价格指数	-0.132 0* (0.185 0)	-0.220 0 (0.205 8)	-0.009 3 (0.262 5)	-0.096 1** (0.284 9)

续表 7

变量名称	1 阶	2 阶	3 阶	4 阶
农村人口数量	-0.052 3 [*] (0.023 0)	-0.055 5 ^{**} (0.023 3)	-0.058 4 [*] (0.023 7)	-0.060 4 [*] (0.023 6)
常数项	-0.063 5 ^{***} (0.015 0)	-0.090 3 ^{***} (0.026 2)	-0.066 3 (0.040 1)	-0.008 5 (0.058 8)
R ²	0.162 0	0.164 0	0.162 0	0.165 0

模型中医疗卫生财政支出的增加,意味着通过对劳动者健康和人力资本的投资,增强居民的人力资本积累和获取更多收入的能力,提升农村地区低收入群体的“造血”能力,缓解农村低收入群体的相对贫困状态,降低相对贫困指数。

3.4 空间异质性分析

根据前文实证分析结果,农村社会养老保险政策的设立与并轨对降低相对贫困指数、缓解相对贫困具有重要意义。但考虑政策效果会因地理位置、经济发展水平的不同而有差异,故采用中国四大经济区域划分将 22 个省份划分为 4 个区域,对 4 个区域单独进行断点回归检验,如表 8 所示。

政策设立后,4 个区域的相对贫困指数呈现出显著的负向关系,农村社会养老保险政策的设立分别使东北地区、东部地区、中部地区、西部地区的相对贫困指数降低了 0.096 8、0.082 2、0.044 3、0.037 9。呈现出空间异质性。据此 H₇ 得以验证。

政策并轨后,4 个区域的相对贫困指数呈现出显著的负向关系,农村社会养老保险政策的并轨分别使东北地区、东部地区、中部地区、西部地区的相对贫困指数降低了 0.094 0、0.084 5、0.042 8、0.017 3。呈现出空间异质性。据此 H₈ 得以验证。

表 8 政策设立与并轨对相对贫困缓解效应的空间异质性

	设立				并轨			
	东北地区	东部地区	中部地区	西部地区	东北地区	东部地区	中部地区	西部地区
相对贫困	-0.096 8 ^{**}	-0.082 2 [*]	-0.044 3 ^{**}	-0.037 9 ^{**}	-0.094 0 ^{**}	-0.084 5 [*]	-0.042 8 ^{**}	-0.017 3 [*]
缓解效应	-0.128 1	-0.038 5	-0.038 4	-0.068 4	-0.183 1	-0.059 7	-0.097 1	-0.042 3
交互效应	-0.002 0 ^{**}	0.005 7	0.018 8	-0.000 1 [*]	-0.003 6 [*]	-0.000 5 [*]	0.000 7	0.000 7
	-0.004 8	-0.004 8	-0.005 3	-0.000 1	-0.037 9	-0.001 3	-0.001 0	-0.000 6
常数项	0.984 0 ^{***}	1.017 0 ^{***}	0.894 0 ^{***}	0.934 0 ^{***}	1.002 0 ^{***}	0.911 0 ^{***}	0.993 0 ^{***}	0.954 0 ^{***}
	-0.086 1	-0.030 2	-0.026 5	-0.063 7	-0.080 3	-0.055 6	-0.082 6	-0.037 9
R ²	-0.027 0	0.275 0	0.295 0	0.096 0	0.001 0	0.276 0	0.291 0	0.107 0

4 结论与对策建议

4.1 结论

本研究基于 1995—2022 年 22 个省份的面板数据计算相对贫困指数,构建 28 年的兼顾时间异质性与空间异质性的农村社会养老保险政策缓解相对贫困的观察面板,分别估计农村社会养老保险政策设立与并轨过程中的相对贫困缓解效应,并引入第一产业比例与医疗卫生财政支出为调节变量,分析其中机制,进一步将 22 个省份划分为 4 个区域,分析农村社会养老保险政策对相对贫困缓解效应的空间异质性。

研究发现,农村社会养老保险政策的设立与并轨分别使相对贫困指数下降 0.048 5 和 0.005 1,说明农村社会养老保险政策的设立及并轨对缓解相对贫困具有显著意义。进一步的机制检验发现,第一产业比例的减少能在 0.92% 的水平下加强农村社会养老保险政策设立对缓解相对贫困的作用,在 8.78% 的水平下加强政策并轨对缓解相对贫困作用;医疗卫生财政支出的增加能在 4.78% 的水平下加强农村社会养老保险政策设立对缓解相对贫困的作用,在 2.73% 的水平下加强政策并轨对缓解相对贫困的作用。同时农村社会养老保险政策降低相对贫困指数、缓解社会相对贫困的效应具有明显的空间异质性。

4.2 对策建议

基于上述研究结论,提出如下对策建议:

第一,加快农村社会养老保险政策的完善与改革。农村社会养老保险政策的发展能够显著缩小收入差距,缓解相对贫困,应提高农村社会养老保险财政支出水平,发展农村社会养老保险制度新动能,进一步改革完善农村社会养老保险政策,加强制度的顶层设计,更大地发挥出农村社会养老保险政策缓解相对贫困的作用。

第二,加快农村地区产业结构转型发展,完善乡村振兴投入机制。第一产业比例的减少能够强化农村社会养老保险政策对相对贫困的缓解效应,应在保障粮食安全和主要农产品供给的基础上,将农村产业发展重心转至二三产业,实现农村地区一二三产业的高质量融合,发展新型农村集体经济,促进农民增收,增加税收和集体经济收益,提高农村人均可支配收入,缩小收入差距,更大程度地缓解相对贫困。

第三,适当增加医疗卫生财政支出。医疗卫生财政支出的增加能够增强农村社会养老保险政策对相对贫困的缓解效应,应当在提高医疗卫生效率的前提下健全基本医疗保险筹资机制,增加医疗卫生财政支出,以健康等人力资本投入的增加助力农村居民增收,缓解相对贫困。

第四,因地制宜地调整农村社会养老保险政策以适应当地发展趋势。农村社会养老保险政策对相对贫困缓解效应具有明显的空间异质性,各地政府在实施农村社会养老保险政策时,应根据不同地区的具体情况实施,提高政策执行的灵活性。

参考文献:

- [1] 黄娟娟,郭春娜.共同富裕视角下低收入家庭“新农保”获得效应研究——基于“新农保”基础养老金的分析[J].价格理论与实践,2022(10):155-158.
- [2] BENDER K A. An Analysis of Well-Being in Retirement: The Role of Pensions, Health, and ‘Voluntariness’ of Retirement [J]. The Journal of Socio-Economics, 2012, 41(4): 424-433.
- [3] 洪丽,尹康.新型农村社会养老保险政策的减贫及再分配效应[J].社会保障研究,2021(3):39-49.
- [4] 张明,柯占莲,李罗的,等.社会养老保险和社会网络与风险金融资产配置[J].西南大学学报(自然科学版),2022,44(9):83-98.
- [5] 贾洪波.刘易斯转折点、缴费负担转嫁与高龄农民工参加城镇职工基本养老保险趋势——理论推断与实际证据[J].华中科技大学学报(社会科学版),2024,38(3):46-57,140.
- [6] 李琼.基于新农保视角的缩小城乡居民收入差距探讨[J].求实,2015(5):45-51.
- [7] 刘小春,王若妍,王玉飞.农村社会养老保险财政支出的共富效应研究[J].农林经济管理学报,2023,22(5):632-642.
- [8] 蔡进,冯朝晖,张宇,等.后2020时期临界贫困群体的识别及影响机理研究——基于重庆市3117份农户样本的实证[J].西南大学学报(自然科学版),2025,47(1):134-146.
- [9] 钟丽红.养老保险对于相对贫困居民养老保障获得感的影响研究——基于社会公平感知的中介效应分析[J].湖南工业职业技术学院学报,2022,22(5):20-25.
- [10] 张东玲,王鹏年,王艳艳,等.农村社会养老保险对农户多维相对贫困的影响研究[J].山东财经大学学报,2024,36(2):79-95.

- [11] 方向明, 金吴文浩. 政府转移支付对居民收入再分配效应的研究——基于相对贫困和地区差异的视角 [J]. 财经理论与实践, 2023, 44(5): 59-67.
- [12] 刘璐婵. 从设立到并轨: 农村低保的政策效应研究 [J]. 社会保障评论, 2023, 7(6): 137-157.
- [13] 何植民. 农村低保政策实施效果评价与分析 [J]. 行政论坛, 2014, 20(1): 37-41.
- [14] 郭伟和, 丰宝宾. 城市最低生活保障政策瞄准效果研究——基于“中国城乡困难家庭社会政策支持系统建设项目”数据分析 [J]. 社会建设, 2016, 3(5): 4-16.
- [15] 戴卫东, 朱璇格. 基本医疗保险缓解老年群体贫困的效果——基于多维相对贫困视角 [J]. 武汉科技大学学报(社会科学版), 2024, 26(2): 27-36.
- [16] 王建英, 何冰, 毕洁颖. 新农保与农村低收入家庭贫困脆弱性——基于精准扶贫背景和不同贫困标准 [J]. 经济理论与经济管理, 2022, 42(3): 85-99.
- [17] 郑晓冬, 上官霜月, 方向明. 新型农村社会养老保险政策效果的研究综述 [J]. 农业经济问题, 2020, 41(5): 79-91.
- [18] 贾婧, 柯睿. 新农保政策是否有利于农村家庭人力资本的投资——来自中国家庭追踪调查的经验数据 [J]. 江西财经大学学报, 2019(6): 64-75.
- [19] 刘荣君, 吴光宇, 赛吉拉夫. 我国农村养老保险制度的完善: 现实挑战与实践路径 [J]. 西南金融, 2021(12): 92-102.
- [20] 高健, 唐凯玥. 共同富裕目标下农村相对贫困治理 [J]. 延边党校学报, 2024, 40(2): 50-55.
- [21] 陈卫强, 杨志龙. 中国式小农相对贫困治理的现代化路径研究 [J]. 农业经济, 2024(5): 102-104.
- [22] 祝志勇, 王媛名. 新农保对农村劳动力就业选择的影响 [J]. 华南农业大学学报(社会科学版), 2023, 22(1): 97-106.
- [23] 李时宇, 冯俊新. 城乡居民社会养老保险制度的经济效应——基于多阶段世代交叠模型的模拟分析 [J]. 经济评论, 2014(3): 3-15.
- [24] 张建春, 邓大松. 社会保障助力构建农村反贫困长效机制研究 [J]. 社会保障研究, 2022(3): 63-72.
- [25] 李新恒. 财政民生支出缩小城乡居民医疗保健消费差距效应分析 [J]. 地方财政研究, 2024(2): 98-105.
- [26] 周源. 农户家庭人力资本减贫效应实证研究: 基于非农就业的中介效应 [J]. 山西农经, 2024(2): 10-13.
- [27] 黎元生, 薛靖. 我国医疗卫生财政支出的收入增长效应及空间异质性 [J]. 福建师范大学学报(哲学社会科学版), 2016(3): 26-33, 167.
- [28] 李永友, 沈坤荣. 财政支出结构、相对贫困与经济增长 [J]. 管理世界, 2007, 23(11): 14-26, 171.
- [29] 张文宏, 苏迪. 特大城市居民相对贫困影响因素实证分析——基于北京、上海、广州的研究 [J]. 中共中央党校(国家行政学院)学报, 2020, 24(3): 100-109.
- [30] 王晓全, 郭苏媚, 殷崔红. 互联网参与农村相对贫困治理的路径研究 [J]. 农业技术经济, 2023(7): 35-51.

责任编辑 廖坤
崔玉洁