

共同富裕目标下的普惠保险 与相对贫困减缓

——基于2008—2021年31个省域数据

邹新阳^{1,2}, 范莉³

(1. 西南大学 普惠金融与农业农村发展研究中心; 2. 西南大学 经济管理学院, 重庆 400715;

3. 中共隆昌市委党校, 四川 隆昌 642150)

摘要: 基于共同富裕的目标导向, 分析普惠保险缓解相对贫困的机理, 利用2008—2021年中国31个省域面板数据, 建立基础面板回归模型、门槛回归模型及空间杜宾模型, 实证检验普惠保险对相对贫困的减缓效应。研究表明, 样本期内普惠保险通过提高生活保障、稳定相对贫困者收入、改善收入分配, 显著缩小贫富差距; 考虑相对贫困者的收入差异, 普惠保险减缓相对贫困具有门槛效应; 通过相邻地区的人员流动和信息交换等方式, 普惠保险减缓相对贫困具有空间联动效应, 且省际外溢效应强于省内。据此提出通过推进普惠保险高质量发展、提高相对贫困者的可支配收入和推动普惠保险省际协同的政策建议, 减缓相对贫困和实现共同富裕。

关键词: 共同富裕; 普惠保险; 相对贫困; 脱贫攻坚; 社会保障

中图分类号: F840 **文献标识码:** A **文章编号:** 1673-9841(2024)01-0117-15

一、问题的提出

普惠保险主要是在我国低收入人群享有保险服务相对不足的现实背景下, 被提出并逐渐成为一个专有名词。在本世纪初, 主要应用于社会保险应具有普惠性的语境中。之后逐渐为保险实业采用, 具体指代服务于低收入人群的、保费相对低廉的各类保险的总称。党的十九大之后, 在决胜全面建成小康社会的战略指导下, 普惠保险的研究引起学者的重视。中国式现代化是全体人民共同富裕的现代化, 本质要求就是实现共同富裕。共同富裕有两层含义, 一个是“富裕”, 全体人民与过去相比, 收入普遍提高; 另一个是“共同”, 邓小平说过“我们是社会主义国家, 国民的收入分配要使所有的人都得益, 没有太富的人, 也没有太穷的人, 所以日子普遍好过”^[1]。中国传统文化有“共富”思想, 西方也存在“公平”理念^[2], 因此, 健全的社会保障体系是共同富裕的应有之义。

党的二十大报告指出, 2023—2028年是全面建设社会主义现代化国家开局起步的关键时期, 要巩固拓展脱贫攻坚成果, 增强脱贫地区和脱贫群众内生发展动力, 健全农村金融服务体系,

作者简介: 邹新阳, 西南大学普惠金融与农业农村发展研究中心, 研究员; 经济管理学院, 教授。

基金项目: 国家社会科学基金项目“数字普惠视角下农业产业链融资的机制与路径研究”(21BGL162), 项目负责人: 邹新阳; 教育部人文社会科学规划基金项目“‘三权分置’下农村土地融资的制度协同与创新研究”(19YJA790129), 项目负责人: 邹新阳。

拓宽农民增收致富渠道。可见,为了全面落实共同富裕,抑制相对贫困,引入新的普惠制度就显得非常重要和必要。从已有的理论研究和实际发展经验来看,解决低收入者的脆弱性是非常有难度的。普遍的社会政策比针对穷人的专门政策更能减少贫困,授人以鱼不如授人以渔^[3]。近年来,随着普惠金融政策的推进,普惠保险逐步进入了人们的视野,在政府主导下,削减了保险产品的成本,增强低收入者使用保险产品的意愿和能力,成为其能够消费得起的保险保障。兼具公平性、保障性、政策性和市场性的普惠保险,虽无法立刻解决相对贫困问题,但能使相对贫困者获得平等对待,引导其风险意识和保险观念的建立,是缓解相对贫困的一种长效治理手段。

“普惠保险”作为一个学术词汇,开始于2017年,指代为弱势群体和低收入群体提供的各类保险服务^[4-5],是一类市场化的政策性保险,主要包括农业保险与小额保险^[6],涵盖生命、健康、农业、财产等不同的风险^[7],是传统保险的缩小版,具有保费低但同时赔付额度也不高的特点。对小额保险的研究主要集中于小额保险的运营、减贫效应和可持续发展等方面^[8-11]。发展中国家通过小额保险能够消除贫困,进一步改善经济发展状况^[12-13]。在发达国家,小额保险同样能够提高低收入家庭的财务弹性^[14]、抵抗风险冲击和稳定财务状况。我国学者对小额保险的研究更加集中于农村小额保险的发展状态及对农村居民的基本保障^[15-16],如农村小额人身保险、农村小额养老保险等^[17-18]。小额保险与普惠保险目标群体具有一致性,因此本文也认为,普惠保险的目标人群应当为弱势群体或低收入者,普惠保险还存在区域发展不平衡的问题,且普惠政策有滞后性的特点^[19]。

相对贫困的确定标准还没有实现统一,OECD将社会中位收入或平均收入的50%作为相对贫困标准,常常为一些学者、政府和机构采用。国外常见的标准还有将相对贫困线设定为基础收入、人均家庭收入中位数的一部分^[20-21]。中国的反贫困探索^[22]和研究也为相对贫困标准的确定贡献出一份力量,推动世界减贫的进程。基于我国城乡收入、地区收入的差异,国内学者们提出了多样化的相对贫困线^[23-26]以及通过建立多维贫困体系和使用专门方法确定相对贫困的标准和程度^[27-28]。在影响相对贫困的因素方面,学者们提出了财政支出结构、经济发展速度、物质资本、人力资本、社会保障、人口流动、公共卫生等影响因素^[29-32],这些因素获取的不平等导致了相对贫困的出现。

国家发展在踏入人口贫困陷阱时,必须通过一定的政策手段干预^[33],使低收入人口跳出打破贫困的循环。我国已摆脱绝对贫困,要求反贫战略必须从“救济式”向“赋权参与式”转变^[34],利用市场手段减缓相对贫困,能够增强贫困人口的内生能动性,防止大规模返贫,因此,在政府指导下,带有普惠性质的金融手段能否有效地打破这个陷阱成了重要的议题。普惠金融减缓贫困的机理是直接提高穷人和弱势群体对金融的使用权,为其创造就业机会、增加人力资本投资和平滑消费,作用于经济增长,间接减缓贫困^[35-37]。具体到保险减缓相对贫困,主要体现在农业保险^[38]、小额保险和普惠保险三个方面。农业保险能够实现农业部门与非农业部门之间的风险分散^[39-40],从而实现农业部门与非农业部门的国民收入再分配,减少收入差距,从而降低农业人口的相对贫困。贫困农户还能通过农业保险获得增信效应^[41],改善信贷约束,进一步缩小与其他群体的收入差距。小额保险为低收入者提供了一种搭便车的机会^[42],实现风险在低收入者与其他群体之间分散,缓解相对贫困,收入差距的缩小是实现共同富裕的必要过程^[43]。普惠保险能够降低我国农村家庭的贫困脆弱性,从而减少农村家庭掉入相对贫困陷阱的可能性^[44]。农村普惠保险发展水平越高,贫困发生率越低,同时农村普惠保险减贫还具有空间溢出效应^[45]。

综上,目前普惠保险缓解相对贫困方面的研究较少,但普惠金融、农业保险和小额保险的减贫效果已被实业和相关研究证实,且普惠保险能够增强低收入者使用保险产品的意愿和能力,因

此,本文将普惠保险目标群体确定为低收入者,保险范围包括农业保险和小额保险,分析普惠保险缓解相对贫困的作用机理,构建普惠保险发展水平指数,对普惠保险减缓相对贫困的基准效应、门槛效应和空间联动效应逐一考察,以期为长效治理相对贫困、实现共同富裕做一些思考和探索。

二、理论分析与研究假设

基于马斯洛需求层次理论,在 2020 年我国实现全面脱贫后,人民的基本生活需求得到满足,将转向更高层次的需要,从而面临需求满足的不平等。相对贫困即是该类不平等的个体体现,包括人力资本积累、医疗资源获取、风险抵抗能力等的不平等。个人如果不能享有平等参与社会活动等的基本社会权利,也属于贫困^[46-47],收入贫困在一定程度上导致权利和能力贫困,权利和能力贫困反过来又作用于收入贫困,并最终导致程度更深的贫困和持续降低的幸福感。因此,首要解决的相对贫困是收入的贫困。

(一) 普惠保险缓解相对贫困的作用机理

我们实现的共同富裕既是全体人民的富裕,也是全面的富裕,即物质富裕和精神富裕的共同体,需要社会和谐共生。一般而言,要实现全面的富裕,需要收入和幸福感的全面提升,而普惠保险服务不仅可以提高相对贫困者的收入,也能够通过参与保险行为,提高经济社会参与度和幸福感。

首先,普惠保险能够通过风险管理提高生活保障。普惠保险通过风险管理将农业风险、疾病风险、市场风险等对投保人可能的不良影响降到最低,减少风险冲击对生产经营的影响以及保证生计资本的可持续。且普惠保险相对于普通保险,还具有保费更低的特点。即普惠保险通过将图 1 的 B 点提升到 E 点,通过风险识别和预防,如身体健康的管理和生产灾害的预防提示,降低风险冲击的频率和幅度,提高被保险人的生活保障。

其次,普惠保险能够通过弥补损失稳定收入。普惠保险在社会保险的基础上进行补充,在事故发生后,能够通过保险赔付稳定家庭收入,减少事后相对贫困者生计恢复时间,平滑收入差距,减缓相对贫困程度。如图 1,参与普惠保险将提高事后相对贫困者所能恢复的收入上限,即 F 点对应的收入 i_3 将高于 C 点对应的收入 i_4 ,并且缩短相对贫困者恢复收入的时间,即 t_3-t_2 小于 t_4-t_2 。

第三,普惠保险能够通过保险基金改善收入分配。普惠保险集中不同地区、不同投保人的保费收入形成基金池,还能通过再保险机制,汇聚更大的资金池。通过给予赔付,实现地区之间、发生事故居民与未发生事故居民之间的收入再分配,缩小地区间、居民间由于事故产生的收入差距。普惠保险通过保险基金,对遭受事故的相对贫困者进行赔付,缩小由于事故发生所产生的收入差距,实现收入再分配。

第四,普惠保险能够提高被保险人的幸福感。保险的非即时结清性决定保险属于相对高端消费品,是人们在满足当前基本生产生活需要后的选择。但与普通商业保险相比,普惠保险的保险费相对较低,低收入者更有可能参与到普惠保险行为中,提高风险防范能力和金融参与度。在增加收入的同时,对自身满足感、社会安全感等均产生积极影响,从而实现情绪愉悦的状态,即提高幸福感。

综上,普惠保险能够提高相对贫困者生活保障,稳定相对贫困者收入和缩短恢复生计的时间,实现收入再分配,提高幸福感和共同富裕程度。据此,本文提出以下假设:

H1: 普惠保险能够缓解相对贫困,提高共同富裕程度。

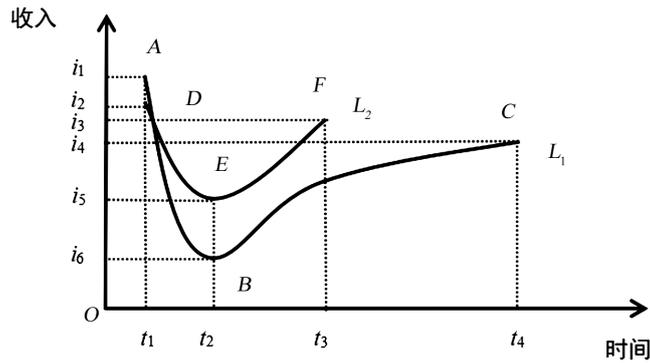


图1 相对贫困者参与普惠保险(L2)和未参与普惠保险(L1)收入变动曲线

(二)“逐步共富”下普惠保险缓解相对贫困的门槛效应

共同富裕是一项长期艰巨、逐步推进的工程,是“渐进共富”。共同富裕需要遵循经济发展规律,通过不断治理相对贫困,久久为功。最终实现共同富裕,也仍然存在一定收入差距,而非均等的平均主义。相对贫困者也有贫困程度高低之分,可以按照收入差距衡量相对贫困程度,因此普惠保险对相对贫困的减缓作用受到相对贫困者收入的影响。当相对贫困者贫困程度较深时,获得收入在满足家庭基本生活消费外,剩余较少,将限制其对普惠保险的需求,一旦遭受事故,收入大幅下降,相对贫困者与其他群体的收入差距进一步扩大,加剧相对贫困程度,因此,需要缴纳一定保费的普惠保险作用效果较弱。当收入跨越临界点后,相对贫困者的收入除满足家庭基本生活消费外,可支配剩余资金增加,相对贫困者会通过购买普惠保险转移风险,实现稳定生产生活的目的。据此,本文提出以下假设:

H2:普惠保险缓解相对贫困具有基于收入水平的门槛效应。

(三)“共建共富”强调普惠保险缓解相对贫困的空间联动作用

共同富裕强调“共建共富”,需要政府、实业和公众的共同参与,是多产业、多地区联动合作的系统工程,富裕程度常常具有区域联动特征。因此,普惠保险缓解相对贫困需要考察共同富裕的“共同”程度,也即邻近地区的相对贫困差距,普惠保险是否能够促进地区间共同富裕程度的提升。根据地理相似定律,任何事物之间都是有联系的,但往往相近的事物联系更加紧密^[48]。李小文等更是提出时空邻近度,将相近的维度从空间的一维拓展到空间和时间的二维^[49],但本文认为在空间邻近的同时也包含时间邻近的因素,距离更近的区域,信息传播时间更短。区域存在空间关联性,相邻地区之间人员流动和信息交换更加频繁,可以将本地区普惠保险发展的情况和减贫效应传递给相邻的地区,实现区间借鉴和辐射,形成缓解相对贫困的联动机制。此外,一个地区相对贫困的缓解能够减少财政资源的占用,将其分配到邻近相对贫困程度更高的区域,减缓邻近地区相对贫困,从而促进共同富裕目标的实现。据此,本文提出以下假设:

H3:普惠保险缓解相对贫困具有空间联动作用。

三、研究设计

(一)模型设定

1. 基本回归模型

$$RP_{it} = \alpha_1 IDD_{it} + \sum \alpha_j X_{it} + \delta_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式(1)中, RP_{it} 表示相对贫困程度, IDD_{it} 为普惠保险发展水平, X_{it} 为一系列控制变量,包括人力资本水平(Edu)、金融发展深度($Find$)、社会保障水平(SG)、就业水平(UR)、医疗水平(ML)、抚养负担水平(DR), δ_i 为个体固定效应, ε_{it} 为随机扰动项。

2. 面板门槛模型

借鉴 Hansen^[50]的门槛回归方法,选择相对贫困者收入水平为门槛变量,检验普惠保险缓解相对贫困的门槛效应,建立面板门槛模型:

$$RP_{it} = \beta_1 IDD_{it} \cdot I(income_{it} \leq \gamma_1) + \beta_2 IDD_{it} \cdot I(\gamma_1 < income_{it} \leq \gamma_2) + \dots + \beta_n IDD_{it} \cdot I(income_{it} > \gamma_n) + \sum_j \beta_j X_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$I(\cdot)$ 为示性函数,当条件满足时取“1”,否则取“0”, $income_{ij}$ 为门槛变量,相对贫困者收入,其余变量同式(1)。

3. 空间杜宾模型(SDM)

目前,空间计量模型应用较多的主要是空间滞后模型(SLM)、空间误差模型(SEM)和空间杜宾模型(SDM)。相比于其他空间模型,空间杜宾模型不仅包括了被解释变量的空间变量,而且还包含了解释变量的空间变量,防止遗漏变量偏误,是更加精准的一类空间模型,因此,本文使用空间杜宾模型对普惠保险减缓相对贫困的空间相关性进行研究。

$$RP_{it} = \varphi_1 IDD_{it} + \sum_{i=2}^7 \varphi_i X_{it} + \varphi_8 W(IDD_{it}) + \sum_{i=9}^{14} \varphi_i W(X_{it}) + \rho \sum_j \omega_{ij} RP_{it} + v_i + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

式(3)中, ρ 为空间自回归系数, ω_{ij} 为空间权重矩阵,本文采用邻接矩阵进行研究,使用反距离矩阵和经济距离矩阵对其进行稳健性检验, $\rho \sum_j \omega_{ij} RP_{it}$ 为被解释变量的空间滞后项,其余变量同式(1)。

(二) 变量选取与数据来源

1. 被解释变量

相对贫困程度(RP)。衡量贫困的重要指标是收入水平,如以中位数收入的一定比例划定相对贫困线。相对贫困实质上是基于社会平均收入而言的,指收入虽然超过一定时期的绝对贫困线,但仍处于相对较低的水平,与社会平均收入还存在较大的距离。相对贫困更多地展现为一种不平等,一种“相对被剥夺”的状态。本文研究的相对贫困是相对收入贫困,因我国农村居民综合收入较低,低收入群体主要为农民和大部分进城务工人员,因此本文使用城乡收入差异来展现收入的不平等,城乡收入差异越大,代表相对贫困程度越深,反之则相反。具体地,使用城乡收入比来衡量各省(区、市)相对贫困程度。

2. 解释变量

普惠保险发展水平(IDD)。普惠保险保费收入、赔付支出、保险公司数量等是衡量各省(区、市)普惠保险发展水平的重要指标,能直观反映普惠保险的参与程度,但指标较多,构建综合指标来反映普惠保险发展水平能够将繁多的指标纳入,代表性更强。因此本文借鉴张艳萍^[51]和孙蓉等^[52]对普惠保险发展水平的研究,从渗透性、接触性和使用效率三个维度出发,构建普惠保险发展指数对普惠保险发展水平进行衡量。

$$IDD = 1 - \sqrt{\frac{(1 - IP_{it})^2 + (1 - IA_{it})^2 + (1 - IU_{it})^2}{3}} \quad (4)$$

IP_{it} 表示各省普惠保险渗透性,在这里用每万公顷的保险公司分支机构数、每万人保险公司分支机构数来加权求和计算,权数分别为0.5; IA_{it} 表示各省普惠保险产品的接触性,使用普惠保险保费/低收入人口可支配收入、普惠保险赔付总额/低收入人口可支配收入加权求和计算,权数分别为0.5; IU_{it} 表示各省普惠保险服务的使用效率,使用每万人普惠保险保费和普惠保险保费/各省GDP收入加权求和计算,权数分别为0.5。

3. 调节变量

借鉴陈正伟和张南林对共同富裕的量化研究^[53],利用各省基尼系数和城镇化率两个指标,使用熵值法计算共同度;利用购买力程度、居民可支配收入和城镇化率计算富裕度。

4. 门槛变量

由于相对贫困者可支配收入差异会对普惠保险需求产生一定的影响,因此选取可支配收入(*income*)作为门槛变量。

5. 控制变量

除解释变量外,其他因素也会对相对贫困产生影响。借鉴李永友和沈坤荣的研究^[54],选取人力资本水平(*Edu*)、金融发展深度(*Find*)、社会保障水平(*SG*)、就业水平(*UR*)、医疗水平(*ML*)、抚养负担水平(*DR*)作为控制变量。

数据来源于2009—2021年《中国统计年鉴》《中国保险年鉴》、各省统计年鉴等年鉴以及国家统计局、中华人民共和国民政部、中国人寿保险公司企业社会责任报告等,各变量详细说明如表1所示。

表1 变量说明

变量类型	变量名称	变量符号	变量定义
被解释变量	相对贫困程度	<i>RP</i>	城乡收入比
解释变量	普惠保险发展水平	<i>IDD</i>	由式(4)计算得出
调节变量	共同度	<i>Doc</i>	t 年 <i>i</i> 省基尼系数比重*权重(0.514 9)+ t 年 <i>i</i> 省城镇化率比重*权重(0.485 1) ¹
	富裕度	<i>Dop</i>	$Dop = (f_i - f_{min}) / (f_{max} - f_{min})^2$
门槛变量	相对贫困者收入水平	<i>income</i>	各省低收入者人均可支配收入,为人均可支配收入的0.24 ³
控制变量	人力资本水平	<i>Edu</i>	(小学学历人口×6+初中学历人口×9+ 高中学历人口×12+大专学历及以上×16)/6岁及以上人口
	金融发展深度	<i>Find</i>	地区金融业增加值/地区GDP
	社会保障水平	<i>SG</i>	地方财政社会保障和就业支出/地方财政一般预算支出
	就业水平	<i>UR</i>	城镇登记失业率
	医疗水平	<i>ML</i>	每万人卫生技术人员数
	抚养负担水平	<i>DR</i>	总抚养比

注:1. 利用各省基尼系数和城镇化率两个指标,使用熵值法计算得出;2. f_i 为购买力程度, $f_i = \text{城镇居民可支配收入} \times \text{城镇化率} + \text{农村居民可支配收入} \times (1 - \text{城镇化率}) + \text{城乡居民人均储蓄}$;3. 0.24等于2013—2021年全国五等分低收入组人均可支配收入/全国居民人均可支配收入的均值,2013年前没有五等分统计

(三)描述性统计

本文基于2008—2021年全国31个省(区、市)的面板数据,从表2的描述性结果可以看到,相对贫困程度(*RP*)的均值为2.661 0,最大值4.004 1与最小值1.841 7差异较大,说明各省域收入差距较大。此外,普惠保险发展水平(*IDD*)、相对贫困者收入水平(*income*)、人力资本水平(*Edu*)、就业水平(*UR*)等也存在较大的省际差异。

表2 描述性统计

变量	均值	标准差	最小值	最大值
<i>RP</i>	2.661 0	0.431 4	1.841 7	4.004 1
<i>IDD</i>	0.071 9	0.075 0	-0.362 8	0.279 6
<i>Doc</i>	0.002 3	0.000 2	0.001 7	0.002 6
<i>Dop</i>	0.216 7	0.166 8	0.000 1	1.000 0
<i>income</i>	5 152.161 0	2 896.285 0	1 259.760 0	18 726.480 0
<i>Edu</i>	7.425 8	0.866 1	3.825 0	10.815 9
<i>Find</i>	0.066 9	0.031 0	0.018 8	0.196 3
<i>SG</i>	0.131 8	0.036 0	0.054 8	0.280 6
<i>UR</i>	25.754 4	15.049 7	0.000 0	82.5
<i>ML</i>	60.230 4	19.435 0	22	155
<i>DR</i>	37.666 6	7.215 6	19.3	57.790 0

四、实证结果与分析

(一)基础面板回归分析

1. 全样本回归

对 2008—2021 年全国 31 个省(区、市)的面板数据进行了 Hausman 检验,结果显示 Hausman 值分别为 172.750 0 和 142.500 0,均通过了 1%的显著性水平检验,使用面板固定效应模型进行回归,回归结果如表 3 所示,第(1)列仅为普惠保险发展水平(IDD)对相对贫困(RP)的回归结果,结果显示普惠保险发展水平与相对贫困程度显著负相关,系数为-0.565 2,普惠保险发展水平越高,相对贫困程度越低。第(2)列加入了一系列控制变量,结果显示普惠保险发展水平仍与相对贫困程度显著负相关,系数为-0.388 3,表明普惠保险发展水平提高能显著降低相对贫困程度,假设 1 得到验证。普惠保险能够提供风险管理,通过提高相对贫困者生活保障、稳定收入,从而减缓相对贫困。在控制变量上,人力资本水平(*Edu*)、社会保障水平(*SG*)和抚养负担水平(*DR*)对相对贫困有显著正向影响,表明我国当前教育资源分布失衡不利于相对贫困的减缓。社会保障支出对农村的覆盖率偏低,随着未来城乡一体化水平提高,该指标对相对贫困的影响会发生变化。抚养负担越重,相对贫困程度越高。就业水平(*UR*)、医疗水平(*ML*)对相对贫困程度有负向影响,表明医疗水平越高,相对贫困程度越低。就业水平因使用的是城镇登记失业率,实证结果与预期的判断一致,未来需要逐步将农民工的失业登记制度规范化。在打赢脱贫攻坚战后,缩小城乡差距,人均收入、人均消费支出提高,恩格尔系数下降,富裕程度将进一步提升。在追求共同富裕的进程中,因灾、因病返贫的潜在问题如果解决不好,将导致收入差距扩大。普惠保险可以减少因灾、因病返贫的发生,缩小收入差距,降低相对贫困,进而提高共同富裕程度。

表 3 全样本回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>IDD</i>	-0.565 2*** (-4.75)	-0.388 3*** (-3.44)	-12.247 2*** (-8.40)	-1.001 9*** (-5.84)	-1.038 1*** (-6.12)
<i>IDD * Doc</i>			5727.3400*** (8.15)		
<i>IDD * Dop</i>				1.150 5*** (4.66)	
<i>IDD * Doc * Dop</i>					580.733 9*** (5.01)
<i>Edu</i>		0.072 7*** (3.13)	0.1053*** (-4.83)	0.056 5** (2.47)	0.056 4** (2.48)
<i>Find</i>		0.123 8 (0.23)	-0.2718 (-0.53)	0.665 0 (1.22)	0.719 7 (1.32)
<i>SG</i>		0.896 7*** (3.50)	1.0502*** (4.42)	0.724 4*** (2.87)	0.710 3*** (2.83)
<i>UR</i>		0.000 0 (0.01)	-0.000 8 (-1.10)	-0.000 9 (-1.18)	-0.001 0 (-1.28)
<i>ML</i>		-0.002 8*** (-4.37)	-0.003 6*** (-5.95)	-0.002 6*** (-4.06)	-0.002 6*** (-4.07)
<i>DR</i>		0.007 4*** (3.91)	0.006 9*** (3.99)	0.006 8*** (3.70)	0.006 7*** (3.69)
<i>_cons</i>	3.014 4*** (182.72)	2.230 3*** (11.33)	3.4762*** (23.75)	2.399 1*** (12.29)	2.402 7*** (12.38)
个体控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>R</i> ²	0.835 8	0.864 1	0.884 2	0.871 4	0.872 4
<i>F</i>	291.880 0***	187.850 0***	222.170 0***	187.260 0***	189.460 0***
Hausman 值	172.750 0***	142.500 0***	143.910 0***	151.040 0***	141.73***

注:***、**、* 分别表示在 1%、5%和 10%的水平上显著,括号内数值为 t 统计量,下同

在实现共同富裕目标的背景下,使用普惠保险与共同度的交互项、普惠保险与富裕度的交互项以及普惠保险与共同度、富裕度的交互项对普惠保险减缓相对贫困的影响进行分析,回归结果如表 3(3)、(4)、(5)列所示。(3)列的普惠保险系数绝对值较(2)列更高,可以看出共同度的提高,有利于普惠保缓解相对贫困。(4)列的普惠保险系数绝对值较(2)列更高,可以看出富裕度的提高,也强化了普惠保险缓解相对贫困的效果。同理,(5)列的普惠保险系数绝对值较(2)列更高,说明共同富裕程度越高,普惠保险缓解相对贫困的作用越大。

2. 分组回归

在不同地区,由于普惠保险发展状况、经济金融发展水平、行业发展侧重点、战略发展和政府政策等方面存在差异,普惠保险缓解相对贫困的作用可能存在差异,因此本文将全部样本划分为东、中、西部^①三个子样本进行分析。对分样本的面板数据进行了 Hausman 检验,结果显示 Hausman 值分别为 64.260 0、27.520 0 和 85.920 0,均通过了 1% 的显著性水平检验,故所有子样本均使用面板固定效应模型进行回归(如表 4 所示)。分组回归结果显示,普惠保险发展水平对相对贫困的影响在东、西部地区显著为负,对中部地区的相对贫困有正向影响但不显著。根据东、中、西部普惠保险发展水平以及普惠保险可能的“中部塌陷”现象^[55],说明普惠保险在

表 4 分组回归结果

变量	东部	中部	西部
<i>IDD</i>	-0.181 1** (-2.24)	0.085 1 (0.20)	-0.999 3** (-2.79)
<i>Edu</i>	0.112 6*** (5.04)	0.018 5 (0.47)	0.103 2*** (2.81)
<i>Find</i>	-1.872 7*** (-3.46)	0.770 5 (0.72)	2.753 7*** (3.22)
<i>SG</i>	0.426 3* (1.67)	-0.883 7** (-2.21)	1.233 5*** (2.94)
<i>UR</i>	-0.000 3 (-0.37)	-0.001 2 (-1.47)	0.001 9 (0.88)
<i>ML</i>	-0.001 0* (-1.69)	-0.000 4 (-0.25)	-0.003 1* (-1.76)
<i>DR</i>	-0.000 5 (-0.27)	-0.002 0 (-0.65)	0.003 1 (0.88)
<i>_cons</i>	1.937 1*** (10.04)	2.840 5*** (8.48)	2.558 3*** (8.43)
个体控制	控制	控制	控制
时间控制	控制	控制	控制
<i>R</i> ²	0.906 7	0.942 0	0.930 8
<i>F</i>	234.450 0***	164.010 0***	105.320 0***
Hausman 值	64.260 0***	27.520 0***	85.920 0***

东、西部区缓解相对贫困的作用更加明显,从系数来看普惠保险在西部地区缓解相对贫困的作用更大,东部地区与中、西部地区相对贫困程度均值为 2.400 0、2.456 4 和 3.036 7,也印证了东部地区收入差距较小,富裕程度更高,普惠保险发挥缓解相对贫困的作用更弱。由此可以推断,在收入差距较大,相对贫困更严重的地区,普惠保险缓解相对贫困作用更显著。

(二) 门槛回归分析

本文对可支配收入进行门槛回归分析,并使用“Boostrap 法”进行门槛值显著性检验(如表 5 所示),结果表明,普惠保险对相对贫困的影响具有双重门槛效应,第一门槛值和第二门槛值分别为 1 633.920 0 和 1 964.160 0。根据表 6 的门槛模型估计结果,可知当人均可支配收入低于 1 633.920 0 时,普惠保险发展水平与相对贫困呈正相关关系,富裕程度低,由于可支配收入的限制,低收入者购买普惠保险的意愿不强和能力不足,甚至购买普惠保险的保费会挤占基本生活所

^① 根据国家统计局网站对我国东、中、西部划分方法,本文三个子样本地区及其包含省份为:东部地区:北京市、天津市、河北省、辽宁省、上海市、江苏省、浙江省、福建省、山东省、广东省、海南省 11 省(市);中部地区:山西省、吉林省、黑龙江省、安徽省、江西省、河南省、湖北省、湖南省 8 省;西部地区:内蒙古自治区、新疆维吾尔自治区、宁夏回族自治区、陕西省、甘肃省、青海省、重庆市、四川省、西藏自治区、广西壮族自治区、贵州省、云南省 12 省(区、市)。

需资金,加重经济负担,普惠保险无法缓解相对贫困。当人均可支配收入位于两门槛值之间时,普惠保险发展水平对相对贫困仍然具有显著的正向影响,但是系数由 10.584 6 下降到 1.761 3,表明随着相对贫困者收入水平提高到 1 633.920 0 和 1 964.160 0 之间,虽然普惠保险仍然无法缓解相对贫困,但富裕程度提高,对相对贫困的正向影响下降,有利于降低相对贫困程度。当人均可支配收入跨越第二门槛值 1 964.160 0 后,普惠保险发展水平对相对贫困有显著负向作用,系数为-0.202 3,说明相对贫困者收入达到一定水平,富裕程度进一步提高,风险意识增强,收入不再限制普惠保险的需求,普惠保险能够缓解相对贫困,假设 2 得到验证。普惠保险缓解相对贫困具有基于收入水平的门槛效应,并且存在两个门槛值,当收入水平未达到第二门槛值时,普惠保险无法发挥减缓相对贫困的作用,但加剧程度随收入水平提高在下降,当收入水平跨过第二门槛值时,普惠保险发挥减贫作用。在控制变量上,就业水平、医疗水平提升能显著减缓相对贫困,而抚养负担水平则加剧相对贫困。

表 5 门槛显著性检验及门槛值估计结果

核心解释变量	门槛变量	假设检验	F 值	P 值	门槛值	95%置信区间
IDD	income	单一门槛	143.25***	0.000 0	1 633.920 0	[1 590.720 0, 1 720.800 0]
		双重门槛	36.73**	0.050 0	1 964.160 0	[1 832.880 0, 1 969.920 0]
		三重门槛	21.53	0.563 3	9 481.440 0	[8 849.400 0, 9 799.200 0]

根据得到的第一门槛值和第二门槛值,本文对各省(市)普惠保险发挥缓解相对贫困作用的年份和省份进行探究。如表 7 所示,2008 年,贵州、云南、西藏、甘肃和青海 5 个省份相对贫困者人均可支配收入低于第一门槛值,安徽、河南、广西等 7 个省份相对贫困者人均可支配收入位于第一门槛值和第二门槛值之间,北京、天津、河北等 19 个省份相对贫困者人均可支配收入高于第二门槛值。说明当时我国部分省份的经济水平发展不够高,相对贫困者可支配收入较低,导致普惠保险需求不足,普惠保险发展水平不高,缓解相对贫困的效果不好。随着经济金融水平

表 6 门槛模型估计结果

变量	RP
$IDD(income \leq 1\ 633.920\ 0)$	10.584 6*** (12.28)
$IDD(1\ 633.920\ 0 < income \leq 1\ 964.160\ 0)$	1.761 3*** (4.90)
$IDD(income > 1\ 964.160\ 0)$	-0.202 3** (-2.14)
Edu	0.060 5*** (3.12)
Find	0.250 5 (0.55)
SG	0.737 1*** (3.45)
UR	-0.000 3 (-0.42)
ML	-0.002 8*** (5.14)
DR	0.005 2*** (3.34)

的不断提高,2009—2011 年实现了相对贫困者可支配收入第一门槛值下省份的清零,2012 年实现了相对贫困者可支配收入第一门槛值和第二门槛值之间省份的清零,2012 年后我国所有省份的相对贫困者收入均跨过第二门槛值,此时普惠保险对所有省份的相对贫困都具有缓解作用。

表 7 低收入者人均可支配收入区域划分

年份	income ≤ 1 633,920 0	1 633,920 0 < income ≤ 1 964,160 0	income > 1 964,160 0
2008	贵州、云南、西藏、甘肃、青海	安徽、河南、广西、四川、陕西、宁夏、新疆	北京、天津、河北、山西、内蒙古、辽宁、吉林、黑龙江、上海、江苏、浙江、福建、江西、山东、湖北、湖南、广东、海南、重庆
2009	贵州、西藏、甘肃	云南、陕西、青海、新疆	北京、天津、河北、山西、内蒙古、辽宁、吉林、黑龙江、上海、江苏、浙江、安徽、福建、江西、山东、河南、湖北、湖南、广东、广西、海南、重庆、四川、宁夏
2010	西藏	贵州、云南、甘肃	北京、天津、河北、山西、内蒙古、辽宁、吉林、黑龙江、上海、江苏、浙江、安徽、福建、江西、山东、河南、湖北、湖南、广东、广西、海南、重庆、四川、陕西、宁夏、青海、新疆
2011		西藏	北京等 30 个省(市)
2012			北京等 31 个省(市)

(三) 空间回归分析

1. 空间相关性检验

考虑到经济距离矩阵具有较强内生性问题,相邻省份之间影响作用也更明显,普惠保险缓解相对贫困的空间联动作用与各省是否相邻关系密切,故使用空间邻接权重矩阵^[56]进行内生性分析。本文采用空间自相关的方法中最常用的 Moran's I 指数进行检验,如表 8 所示,相对贫困的 Moran's I 指数都通过了显著性水平检验,根据 Moran's I 指数及其散点图(如图 2 所示),相对贫困存在明显的空间正向集聚特征。同时, Moran's I 指数整体呈下降态势, p 值保持 0.000 不变,我国相对贫困的空间正向集聚特征减弱但依然显著。

表 8 相对贫困的全局 Moran's I 指数

年份	Moran's I	z 值	p 值
2008	0.388	5.443	0.000
2009	0.349	4.945	0.000
2010	0.340	4.827	0.000
2011	0.321	4.596	0.000
2012	0.300	4.346	0.000
2013	0.285	4.158	0.000
2014	0.279	4.077	0.000
2015	0.304	4.394	0.000
2016	0.303	4.387	0.000
2017	0.294	4.273	0.000
2018	0.288	4.194	0.000
2019	0.285	4.173	0.000
2020	0.288	4.220	0.000
2021	0.290	4.239	0.000

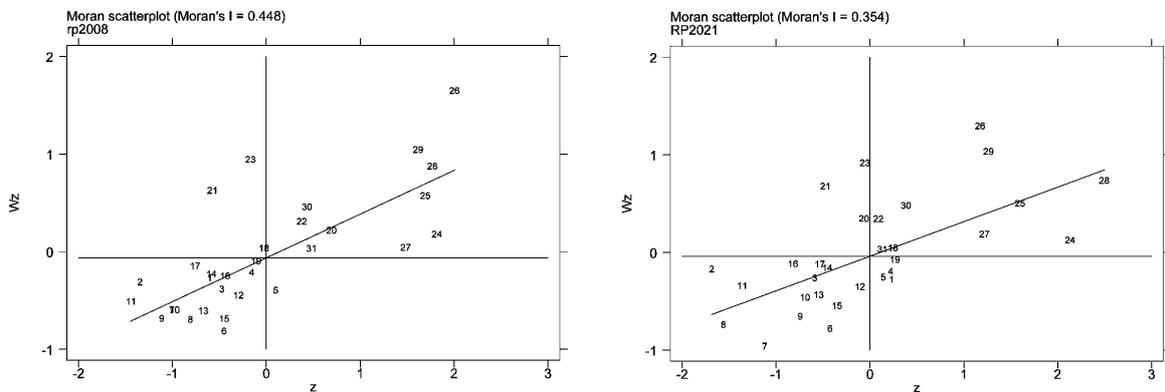


图 2 2008 年与 2021 年 Moran's I 指数散点图

2. 空间面板模型回归结果

在空间面板模型中,先对基本回归模型进行回归,使用 LM 方法检验相对贫困与其影响因素是否存在空间自相关,检验结果如表 9 所示,相对贫困存在空间相关性,空间误差模型(SEM)和

空间滞后模型(SLM)的 LM 检验均在 1% 水平上拒绝原假设,相对贫困存在空间误差项和空间滞后项,因此优先考虑空间杜宾模型(SDM)。进一步进行 LR 和 Wald 检验,统计值为 45.73、61.46 和 45.50,均在 1% 的水平上拒绝原假设,空间杜宾模型(SDM)不会退化为空间误差模型(SEM)和空间滞后模型(SLM)。进行 LR 检验双向固定、个体固定与时间固定,统计值为 51.95 和 1 162.00,因此使用空间杜宾模型(SDM)模型采用时间个体双固定效应模型进行估计,结果如表 10 所示。核心解释变量普惠保险发展水平的系数在 1% 的水平下显著为负,普惠保险能够缓解相对贫困,控制变量就业水平、医疗水平能够显著减缓相对贫困。空间滞后普惠保险发展水平的系数在 1% 的水平下显著为负,说明普惠保险缓解相对贫困具有显著的空间效应,相邻省份的普惠保险发展水平越高,越能够减缓本省相对贫困程度,假设 3 得到验证。

3. 空间效应分解

空间自回归系数为正,得出的估计系数值与实际系数有区别,因此将空间溢出效应分解为直接效应、间接效应与总效应,以便准确度量普惠保险对相对贫困的影响。由表 11 可知,普惠保险发展水平影响相对贫困的总效应、直接效应和间接效应在 1% 的水平下显著为负,说明普惠保险通过提供风险管理、损失弥补和改善收入分配等作用降低了省域内相对贫困程度,邻近省份普惠保险发展水平对减缓本省的相对贫困程度的也有显著作用。通过对总效应、直接效应和间接效应系数的比较,可以看出普惠保险缓解相对贫困还是存在一定程度的溢出效应和累积效应,并且外溢效应强于省域内的溢出效应,在省域内直接效应和省域间溢出效应的共同作用下,普惠保险缓解相对贫困的作用大大提升。本省就业水平和医疗水平越高,相对贫困程度越低;邻省就业和医疗的情况越好,也会助力本省缓解相对贫困,而人力资本、社会保障和抚养负担对本省相对贫困程度缓解没有帮助,甚至相反。

(四) 稳健性检验

本文采用替换解释变量和变换空间权重矩阵两种方法进行稳健性检验。第一,普惠保险保费收入更加直观地体现了普惠保险的发展规模,体现投保人的投保需求,因此本文将核心解释变量替换为普惠保险保费收入重新进行估计。表 12 为替换后的全样本与分样本回归结果,由表 4~表 10 结果可知,普惠保险在全样本及子样本中表现出显著缓解相对贫困的作用,与前文结果一致,证明了回归结果的稳健性。表 13 为门槛模型估计结果,将人力资本水平的对应指标替换为教育经费,

表 9 空间面板 LM 检验

检验类型	相对贫困
	z 统计值
Spatial error	
Moran's I	23.982***
LM	508.060***
Robust LM	140.970***
Spatial lag	
LM	385.163***
Robust LM	18.073***

表 10 空间杜宾模型回归结果

变量	空间杜宾模型
<i>IDD</i>	-0.301 4*** (-2.99)
<i>Edu</i>	0.050 0** (2.41)
<i>Find</i>	0.490 4 (1.01)
<i>SG</i>	0.425 8* (1.76)
<i>UR</i>	-0.000 2** (-0.33)
<i>ML</i>	-0.002 1*** (-3.54)
<i>DR</i>	0.002 0 (1.14)
<i>W(IDD)</i>	-1.093 0*** (-3.05)
<i>W(Edu)</i>	0.201 9*** (4.35)
<i>W(Find)</i>	-0.982 8 (-0.69)
<i>W(SG)</i>	1.320 6** (2.52)
<i>W(UR)</i>	-0.002 4 (-0.91)
<i>W(ML)</i>	-0.003 1* (-1.73)
<i>W(DR)</i>	0.007 7 (1.51)
<i>R</i> ²	0.032 6
<i>Log-likelihood</i>	556.301 4

直接解释变量

空间滞后解释变量

可以看出普惠保险发展水平依然对相对贫困具有门槛效应,相对贫困者可支配收入跨越第一道门槛后,普惠保险发展水平对相对贫困程度加剧作用降低,跨越第二道门槛后,普惠保险发展水平对相对贫困具有减缓作用。第二,对于空间杜宾模型,本文采用反距离矩阵和经济距离矩阵作为空间权重矩阵对其进行稳健性检验,经济距离矩阵以2021年各省(市)GDP为经济变量生成。由表14可知,普惠保险缓解相对贫困具有显著空间溢出效应,与前文结果一致。

表 11 普惠保险等对相对贫困的空间溢出效应分解(SDM)

变量	总效应	直接效应	间接效应
<i>IDD</i>	-1.593 5*** (-4.55)	-0.313 2*** (-3.03)	-1.280 3*** (-3.84)
<i>Edu</i>	0.291 8*** (5.38)	0.052 1*** (2.63)	0.239 7*** (4.91)
<i>Find</i>	-0.512 1 (-0.30)	0.526 5 (1.12)	-1.038 6 (-0.65)
<i>SG</i>	1.974 3*** (3.11)	0.443 1* (1.89)	1.531 2*** (2.63)
<i>UR</i>	-0.002 9 (-0.92)	-0.000 3 (-0.40)	-0.002 6 (-0.86)
<i>ML</i>	-0.006 0*** (-2.98)	-0.002 1*** (-3.59)	-0.003 9** (-1.98)
<i>DR</i>	0.011 4** (1.98)	0.002 1 (1.12)	0.009 3* (1.71)

表 12 基础面板回归结果:核心解释变量替换为普惠保险保费收入

变量	总样本	东部	中部	西部
<i>IDD</i>	-0.121 1*** (-8.53)	-0.104 1*** (-4.48)	0.002 5 (0.09)	-0.120 1*** (-6.43)
<i>Edu</i>	0.057 2*** (2.65)	0.093 8*** (4.41)	-0.019 3 (0.48)	0.080 1** (2.49)
<i>Find</i>	0.717 7 (1.39)	-1.589 8*** (3.11)	0.754 7 (0.71)	3.199 9*** (4.20)
<i>SG</i>	0.597 8** (2.48)	0.353 8 (1.47)	-0.839 8** (-2.28)	1.243 3*** (3.29)
<i>UR</i>	-0.000 4 (-0.59)	-0.000 9 (-1.26)	-0.001 2 (-1.32)	-0.000 9 (-0.47)
<i>ML</i>	-0.002 1*** (-3.48)	-0.000 6 (-0.99)	-0.000 5 (-0.28)	-0.000 1 (-0.06)
<i>DR</i>	0.003 5* (1.90)	-0.003 2 (-1.78)	-0.001 9 (-0.57)	0.001 0 (0.32)
<i>_cons</i>	2.625 2*** (13.89)	2.306 0*** (11.83)	2.825 3*** (7.85)	2.763 4*** (10.03)
<i>R</i> ²	0.882 2	0.916 5	0.942 0	0.943 9
<i>F</i>	222.200 0***	243.640 0***	179.090 0***	180.340 0***

表 13 门槛模型估计结果:替换部分控制变量

变量	<i>RP</i>
<i>IDD</i> (<i>income</i> ≤ 1 633.920 0)	10.105 1*** (11.03)
<i>IDD</i> (1 633.920 0 < <i>income</i> ≤ 1 964.16)	1.810 0*** (4.99)
<i>IDD</i> (<i>income</i> > 1 964.16)	-0.181 7* (-1.91)

注:为节省篇幅,只报告了核心解释变量的效应分解

表 14 空间溢出效应分解(SDM):反距离矩阵和经济距离矩阵

变量	反距离矩阵			经济距离矩阵		
	总效应	直接效应	间接效应	总效应	直接效应	间接效应
IDD	-4.232 0*** (-5.44)	-0.454 1*** (-3.93)	-3.777 9*** (-5.06)	-0.465 7*** (-2.62)	-0.272 9*** (-2.68)	-0.192 8 (-1.52)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES

注:为节省篇幅,只报告了核心解释变量的效应分解

五、结论与建议

在共同富裕目标引导下,本文根据 2008—2021 年全国 31 个省(区、市)的面板数据,建立基础面板回归模型、门槛回归模型以及与空间计量相结合的空间杜宾模型进行实证研究。结果表明:(1)普惠保险通过提高生活保障、稳定相对贫困者收入、改善收入分配,能够显著缩小贫富差距,普惠保险的减贫效应在全样本和东、西部地区均显著,共同度、富裕度以及共同富裕程度的提高都能显著加强普惠保险缓解相对贫困的作用;(2)普惠保险缓解相对贫困具有门槛效应,人均可支配收入低于第二道门槛值时,对部分省份相对贫困的影响为正,以西部地区居多,普惠保险加剧了相对贫困程度,随着收入水平的提高,普惠保险加剧相对贫困的程度降低,跨越第二道门槛值后,普惠保险具有减缓相对贫困的作用;(3)普惠保险缓解相对贫困具有显著的空间联动效应,通过相邻地区的人员流动和信息交换等方式,普惠保险能够减缓本地区相对贫困,且外溢效应强于省域内的溢出效应。因此,普惠保险的相对贫困缓解效应充分,在未来治理相对贫困、促进共同富裕的过程中,应继续推动普惠保险高质量发展,充分体现普惠保险的“普”和“惠”。

根据上述结论,本文提出以下建议:第一,推进普惠保险高质量发展。通过政策的、技术的、传媒的多层次全维度路径,提高普惠保险发展水平,降低风险对低收入人群的冲击,阻断返贫的可能。特别是中部地区,需要完善普惠保险发展的软硬件设施,提高普惠保险的渗透性、接触性和服务效率,打破“中部塌陷”的现象。第二,提高人均可支配收入。普惠保险缓解相对贫困具有基于收入水平的门槛效应,借助乡村振兴和新型城镇化建设,全面提升相对贫困者的收入水平,使得普惠保险更好地发挥减贫效应。第三,推动普惠保险省际协同发展。未来各地方政府应加强区域协作,以推动普惠保险的省域协同发展,减少普惠保险发展的不平衡。充分利用普惠保险缓解相对贫困的空间联动效应,降低普惠保险成本,提高风险防范的效率。

参考文献:

- [1] 邓小平文选:第 3 卷[M]. 北京:人民出版社,1993:161-162.
- [2] 孙智君,范嘉旭,吴传清,等. 习近平新时代共同富裕思想的理论创新和实践创新[J]. 金融经济研究,2022(1):3-17.
- [3] KORPI W,PALME J. The paradox of redistribution and strategies of equality:welfare state institutions,inequality,and poverty in the western countries[J]. American sociological review. 1998(5):661-687.
- [4] 岳一帆. 环长株潭城市群普惠保险的功效研究[D]. 长沙:湖南大学,2017.
- [5] 董冬. 我国普惠保险发展水平衡量指标设计及测算[D]. 北京:首都经济贸易大学,2017.
- [6] 孙蓉,吴剑,崔微微. 普惠保险及其发展水平测度[J]. 保险研究,2019(1):58-74.
- [7] RADERMACHER R,BRINKMANN J. Insurance for the poor? First thoughts about microinsurance business ethics[J]. Journal of business ethics. 2011(1):63-76.
- [8] CHUMMUN B Z. A perspective of microinsurance(MI):the case of South Africa[J]. Mediterranean journal of social sciences, 2014(23):63-71.
- [9] PLATTEAU J,DE BOCK O,GELADE W. The demand for microinsurance:a literature review[J]. World development,2017, 94:139-156.
- [10] BERNARDS N. The truncated commercialization of microinsurance and the limits of neoliberalism:the truncated commercial-

- ization of microinsurance[J]. *Development and change*,2018(6):1447-1470.
- [11] DROR D M. Microinsurance: A short history[J]. *International social security review (English edition)*,2019(4):107-126.
- [12] JUTTING J. Do community-based health insurance schemes improve poor people's access to health care? Evidence from rural Senegal[J]. *World development*,2004(2):273-288.
- [13] REINHARD D. Potentials and limitations of microinsurance for protecting the poor[M]. *Climate Change, Justice and Sustainability*. Springer, Dordrecht, 2012:227-237.
- [14] KOUSKY C, WILEY H, SHABMAN L. Can parametric microinsurance improve the financial resilience of low-income households in the United States? A proof-of-concept examination[J]. *Economics of disasters and climate change*,2021(5):301-327.
- [15] 张权辉. 我国农村小额保险发展现状及对策研究[J]. *经济纵横*,2011(3):87-90.
- [16] 尹成, 远史拓. 我国农村小额保险:需求、问题与监管[J]. *中央财经大学学报*,2012(2):28-33.
- [17] 李琼, 刘爽, 宋玉琪, 等. 农村小额人身保险的制度经济学分析[J]. *保险研究*,2011(10):39-45.
- [18] 初可佳, 孙建. 农村小额养老保险需求影响因素的实证分析[J]. *保险研究*,2011(7):59-68.
- [19] 尹晔, 许闲, 王颖俐. 我国区域普惠保险水平测度及影响因素分析[J]. *保险研究*,2020(10):34-47.
- [20] THOMPSON B S. Empirical likelihood-based inference for poverty measures with relative poverty lines[J]. *Econometric reviews*,2012(4):513-523.
- [21] SLOBODENYUK E D, MAREEVA S V. Relative poverty in Russia: evidence from different thresholds[J]. *Social indicators research*,2020(1):135-153.
- [22] 王静, 王志章, 杨志红. 中国共产党反贫困的实践探索、经验总结与当代价值研究[J]. *中国软科学*,2022(5):57-65.
- [23] 张青. 相对贫困标准及相对贫困人口比率[J]. *统计与决策*,2012(6):87-88.
- [24] 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.
- [25] 樊增增, 邹薇. 从脱贫攻坚走向共同富裕:中国相对贫困的动态识别与贫困变化的量化解[J]. *中国工业经济*,2021(10):59-77.
- [26] 李莹, 于学霆, 李帆. 中国相对贫困标准界定与规模测算[J]. *中国农村经济*,2021(1):31-48.
- [27] 张全红, 周强. 中国贫困测度的多维方法和实证应用[J]. *中国软科学*,2015(7):29-41.
- [28] 章贵军, 刘盟, 罗良清. 中国城乡居民相对贫困特征及变动原因研究——基于 ELES 模型的实证分析[J]. *中国软科学*,2021(8):63-74.
- [29] STARK O, MICEVSKA M, MYCIELSKI J. Relative poverty as a determinant of migration: evidence from Poland [J]. *Economics letters*,2009(3):119-122.
- [30] JOYCE R, ZILIAK JP. Relative poverty in Great Britain and the United States, 1979—2017[J]. *Fiscal studies*,2019(4):485-518.
- [31] 仲超, 林闽钢. 中国相对贫困家庭的多维剥夺及其影响因素研究[J]. *南京农业大学学报(社会科学版)*,2020(4):112-120.
- [32] 余应鸿, 张翔. 新发展阶段相对贫困的教育治理机制与行动路径[J]. *西南大学学报(社会科学版)*,2022(6):176-184.
- [33] BARRETT CB, CARTER MR. The economics of poverty traps and persistent poverty: empirical and policy implications [J]. *The Journal of development studies*,2013(7):976-990.
- [34] 底瑜. 当代中国反贫困战略的选择与重构——以四川省巴中市“巴中新村”为例的研究[J]. *中国软科学*,2005(10):42-50.
- [35] 马彧菲, 杜朝运. 普惠金融指数测度及减贫效应研究[J]. *经济与管理研究*,2017(5):45-53.
- [36] 李建军, 韩珣. 普惠金融、收入分配和贫困减缓——推进效率和公平的政策框架选择[J]. *金融研究*,2019(3):129-148.
- [37] 张旺, 白永秀. 数字经济与乡村振兴耦合的理论构建、实证分析及优化路径[J]. *中国软科学*,2022(1):132-146.
- [38] 邹新阳, 康馨月. 相对贫困视角下农业保险减贫效应研究——基于 2007—2019 年中国 30 个省(区、市)的面板数据[J]. *当代金融研究*,2022(1):1-19.
- [39] GOODWIN B K. Problems with market insurance in agriculture[J]. *American journal of agricultural economics*,2001(3):643-649.
- [40] INNES R. Crop Insurance in a political economy: An alternative perspective on agricultural policy[J]. *American journal of agricultural economics*,2003(2):318-335.
- [41] 张伟, 罗向明, 曾华盛, 等. 政策性农业保险对不同群体的收入再分配效应[J]. *保险研究*,2021(6):72-88.
- [42] JASSENS W, KRAMER B. The social dilemma of microinsurance: free-riding in a framed field experiment[J]. *Journal of economic behavior & organization*,2016(12):47-61.
- [43] 罗楚亮, 梁晓慧. 农村低收入群体的收入增长与共同富裕[J]. *金融经济研究*,2022,37(1):61-72.
- [44] 张栋浩, 蒋佳融. 普惠保险如何作用于农村反贫困长效机制建设? ——基于贫困脆弱性的研究[J]. *保险研究*,2021(4):24-42.
- [45] 徐婷婷, 陈先洁. 农村普惠保险减贫的机制及空间效应研究[J]. *保险研究*,2021(1):3-21.
- [46] STROBEL P. From poverty to exclusion: a wage-earning society or a society of human rights? [J]. *International social science*

journal. 1996(148):173-189.

- [47] 李卓,左婷.“后精准扶贫”时代的贫困:性质、成因及其治理路径——基于基本公共服务的视角[J]. 西南大学学报(社会科学版),2022(5):1-9.
- [48] TOBLER W R. A computer movie simulating urban growth in the Detroit Region[J]. *Economic geography*,1970(sup1):234-240.
- [49] 李小文,曹春香,常超. 地理学第一定律与时空邻近度的提出[J]. 自然杂志,2007(2):69-71.
- [50] HANSEN B E. Threshold effects in non-dynamic panels; Estimation, testing, and inference[J]. *Journal of econometrics*, 1999 (12):345-368.
- [51] 张艳萍. 普惠性保险发展指数及影响因素分析——基于排序选择模型[J]. 现代经济信息,2016(3):359-360.
- [52] 孙蓉,吴剑,崔微微. 普惠保险及其发展水平测度[J]. 保险研究,2019(1):58-74.
- [53] 陈正伟,张南林. 基于购买力平价下共同富裕测算模型及实证分析[J]. 重庆工商大学学报(自然科学版),2013(6):1-5.
- [54] 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(11):14-26.
- [55] 杨胜刚,朱红. 中部塌陷、金融弱化与中部崛起的金融支持[J]. 经济研究,2007(5):55-67.
- [56] GETIS A. Spatial weights matrices[J]. *Geographical analysis*,2009(4):404-410.

**Inclusive Insurance and Relative Poverty Alleviation under the Goal of Common Prosperity:
Based on the Data from 31 Provinces between 2008 and 2021**

ZOU Xinyang^{1,2}, FAN Li³

(1. *Center for the Research on Inclusive Finance and Agricultural & Rural Development, Southwest University, Chongqing 400715, China;*

2. College of Economics and Management, Southwest University, Chongqing 400715, China;

3. Party School of the Longchang Committee of CPC, Longchang 642150, China)

Abstract: Based on the goal of common prosperity, this paper analyzes the mechanism of inclusive insurance to alleviate relative poverty, and establishes the basic panel regression model, threshold regression model and spatial Durbin model to empirically test the alleviation effect of inclusive insurance on relative poverty. The results show that the inclusive insurance significantly reduces the gap between the rich and the poor by improving the living security, stabilizing the income of the relatively poor and perfecting the income distribution during the sample period. Considering the income difference of the relatively poor, inclusive insurance has a threshold effect on alleviating relative poverty. Through the flow of people and information exchange in neighboring areas, the universal insurance has a spatial linkage effect on relative poverty alleviation, and the spillover effect between provinces is stronger than that within provinces. Therefore, the proposed policy and recommendations are put forward to alleviate relative poverty and achieve common prosperity by promoting the high-quality development of inclusive insurance, improving the disposable income of the relatively poor, and reconciling the inter-provincial development of inclusive insurance as well.

Key words: common prosperity; inclusive insurance; relative poverty

责任编辑 张颖超

网 址: <http://xbjbjb.swu.edu.cn>