华南农业大学学报(社会科学版)
2026年第1期 JOURNAL OF SOUTH CHINA AGRICULTURAL UNIVERSITY
(第25卷) (SOCIAL SCIENCE EDITION)

乡村振兴重点帮扶县政策的增收效应评估

——兼论区域异质性与空间协同

孙梦敏,周 扬

(中国人民大学 农业与农村发展学院, 北京 100087)

摘 要: 提高农村居民收入是缩小城乡收入差距与实现共同富裕的核心目标。文章基于2016—2023年县域面板数据,以2021年实施的乡村振兴重点帮扶县政策为准自然实验,构建双重差分模型(DID),并结合空间计量经济模型,系统评估该政策对农村居民可支配收入的影响及其区域差异与空间溢出效应。研究发现:(1)重点帮扶县政策显著提升了试点县农村居民人均可支配收入,结论在多重稳健性检验下依然成立;(2)政策通过促进非农就业、扩大金融支持和增加教育投入等作用机制发挥增收作用;(3)政策效应存在显著区域差异,在非民族地区、非革命老区、低自然灾害风险区域及非生态功能区,政策效果更为突出;(4)政策具有显著的空间溢出效应,对相邻县域的收入增长也产生带动作用。鉴于此,应在保持总体政策稳定性的同时,强化区域差异化帮扶和跨区域协同机制,提升政策的整体效能。

关键词: 乡村振兴重点帮扶县政策;农村居民可支配收入;非农就业转移;空间溢出效应;区域异质性

中图分类号: F320 **文献标识码:** A **文章编号:** 1672-0202(2026)01-0047-14

一、引言

改革开放以来,伴随经济持续增长与政策扶持体系不断完善,我国减贫事业取得历史性突破:现行标准下,9899万农村贫困人口全部脱贫,832个贫困县全部摘帽,12.8万个贫困村全部出列①。然而,脱贫攻坚目标虽已如期实现,但部分县域经济基础依然薄弱,返贫风险依然存在。城乡、区域发展不均衡以及乡村发展不充分,已成为制约共同富裕目标实现的主要瓶颈[1]。党的二十大报告明确指出,“促进全体人民共同富裕”是中国式现代化的本质要求,巩固脱贫攻坚成果、全面推进乡村振兴被赋予战略优先地位[2]。在此背景下,系统评估乡村振兴政策工具对农户增收的作用机制与区域差异,具有重要的现实意义与理论价值[3-4]。

为实现共同富裕目标,我国政府在不同发展阶段实施了具有阶段性与区域差异化特征的反贫困政策,持续推动农村经济社会发展。在绝对贫困治理阶段,国家先后启动西部大开发、设立国家级贫困县[5]、“八七扶贫攻坚”计划等重大举措,对重点区域实施集中支持[6-7]。2011年起,全国范围内划定832个国家级贫困县,标志着贫困治理迈入精准化阶段,政策重点转向贫困人口和贫困村的建档立卡与靶向帮扶,辅以驻村工作队、易地搬迁和产业培育等多元措施,显著提升了资源配置

收稿日期: 2025-08-21 **DOI:** 10.7671/j.issn.1672-0202.2026.01.005

基金项目: 国家自然科学基金面上项目(72373153)

作者简介: 孙梦敏(1999—),女,河南周口人,中国人民大学农业与农村发展学院博士研究生,主要研究方向为农村与区域发展、乡村振兴。E-mail: 2025001055@ruc.edu.cn

通讯作者: 周 扬(1984—),男,贵州普安人,中国人民大学农业与农村发展学院教授,主要研究方向为农村与区域发展、资源环境经济学。E-mail: zhouyang2021@ruc.edu.cn

① 资料来源:习近平《在全国脱贫攻坚总结表彰大会上的讲话》,《社会主义论坛》,2021年第3期。

效率和政策效能[8]。2020年脱贫攻坚目标如期完成后，农村发展进入“巩固成果－防返贫－促振兴”的战略转型期，政策重心由“脱贫治理”全面转向“乡村振兴”[9-10]。为确保脱贫成果不发生断裂，中央设立5年过渡期，并于2021年印发《关于确定国家乡村振兴重点帮扶县的意见》，将脱贫基础薄弱、返贫风险较高的县纳入重点支持范围，提出建立防返贫监测与长效帮扶机制，推动制度逻辑从“贫困识别－精准脱贫”向“风险防控－振兴引导”转型[11-12]。2021年起实施的乡村振兴重点帮扶县政策（简称“重点帮扶政策”），作为过渡期的核心制度安排，在资源配置、考核监督与政策保障等方面体现出明显的制度性倾斜。近年来，中央一号文件持续强调“稳政策、强发展、保底线”，并明确提出了“防止规模性返贫”和“夯实粮食安全”两条底线要求[13-14]。由此可见，重点帮扶政策不仅搭建起衔接脱贫攻坚与乡村振兴的制度桥梁，也为我国构建长期性、制度化反贫困体系提供了可复制的政策样本与经验基础[15]。

当前，如何实现脱贫成果的制度性巩固与可持续发展，已成为乡村振兴战略实施的核心议题[16]。围绕该主题，已有研究从3个主要维度展开理论探讨与实证分析。一是聚焦战略逻辑衔接，强调脱贫攻坚与乡村振兴之间的阶段性递进与体制转换。比如汪三贵和冯紫曦[17]指出，乡村振兴战略是脱贫攻坚后的延续性发展战略，应在目标导向、制度安排与资源配置等方面实现有机衔接。豆书龙与叶敬忠[18]从制度演进角度分析认为，政策应从“短期减贫”向“长期振兴”转型，建立起以发展能力为导向的长效机制，防止政策真空和返贫风险。周飞舟[19]进一步提出，在国家治理结构下，乡村振兴不仅是一个经济发展议题，更是国家与农民关系重构的重要环节，应避免“一刀切”的政策退出。二是聚焦功能定位与路径选择，探讨政策衔接的重点与转型方向。涂圣伟[20]提出，重点支持对象应从“是否脱贫”转向“是否具备持续发展能力”，政策机制也应从“资源输入”向“内生发展”转变。深度贫困地区要实现乡村振兴目标，需要依托优势特色产业，形成稳定就业与持续增收的动力机制[21]。三是聚焦制度设计与政策工具，强调政策体系的系统构建与路径演进。从国际经验来看，乡村振兴的关键在于构建多元目标体系与长期发展机制，避免短期主义倾向[22]。5年过渡期政策正是保障脱贫地区平稳过渡的重要制度安排，其核心目标在于通过稳定的政策支持实现“防返贫－促振兴”的双重功能[20]。乡村振兴的政策逻辑也应从“补短板”转向“强能力”，通过财政转移、金融改革、治理创新等方式构建具有复合性与可持续性的政策支持体系[23]。

在政策设计方面，重点帮扶政策不仅承载着“稳得住、能发展”的基本目标，更体现了扶贫治理逻辑由“输血式救济”向“内生式发展”转变的根本取向。一方面，依托政策倾斜与产业嵌入，帮扶政策将外部资源转化为本地产业收益。重点帮扶县通过中央财政、金融帮扶、土地指标等专项支持，引导资源向县域特色产业集聚，并以“龙头企业＋合作社＋农户”等组织化机制，强化农民在产业链中的利益联结与主体参与[24]。另一方面，帮扶政策以要素回流与机会再造重构生计。政策通过改善县域基础设施、构建职业技能培训体系，促进本地居民就业，并为外出务工人员返乡创造条件，推动家庭生计模式从单一务工收入向本地创业、就近就业与农业提质多元并重转变，进而实现收入结构的优化与整体增收[25]。在增收效应上，已有研究从不同侧面佐证了帮扶政策的增收机制。一是财政投入与基础设施改善直接提升了县域产业承载力[15]，验证了“资源－产业”转化通道的有效性；税收优惠与社会保障等措施则增强了欠发达地区的可持续发展能力，并为农户分享产业链增值提供了制度保障[26-27]，呼应了政策设计中“利益联结”机制的作用。二是乡村振兴战略显著提高了农民工返乡概率[28]，表明基础设施与公共服务的改善有效降低了返乡门槛，促进了生计多元化。这些发现表明，外部援助与内生动力间的良性互动，正是实现从“输血”向“造血”转变的关键，也说明政策倾斜必须嵌入地方产业生态才能形成持续增收[16]。然而，既有研究多聚焦于“是否增收”的平均处理效应，对“为何增收”的县域尺度微观机制、“何处更增收”的区域异质性以及“带动谁增收”的空间外溢仍缺乏系统回答。从目前来看，县域作为政策资源的“中继枢纽”，是产业、要素牵引与生计、空间再造的交汇节点，但既有因果识别止步于省级或农户层面，使县域内部的政策传导链条陷入“黑箱”。同时，重点帮

扶县覆盖多重县域类型，区域禀赋差异可能使同一政策呈现异质性效果，但现有文献尚未提供系统的绩效排序。不仅如此，在县域空间互动日益强化的背景下，产业梯度转移、劳动力跨域流动与电商网络销售使政策红利存在显著的外溢可能，但空间计量证据仍有不足。因此，围绕重点帮扶县开展系统的增收绩效评估研究，不仅是国家乡村振兴政策进入过渡期后的现实检验要求，也是推动区域协调发展与提升国家治理现代化水平的重要理论命题。

据此，本文以 2021 年实施的重点帮扶县政策作为准自然实验，构建双重差分模型，基于 2016—2023 年中国县域面板数据，系统评估该政策对农村居民收入的增收效应。相较于既有文献，本文的边际贡献主要体现在 3 个方面：一是机制识别上，本文结合微观传导机制，重点识别非农就业拓展、金融支持增强与教育投入提升 3 条核心增收路径，从微观层面补全重点帮扶政策的作用机制证据链；二是区域异质性分析方面，本文系统刻画政策在不同行政区与自然地理单元下的异质响应效应，探索差异化政策适配路径，强调“因区施策”的精准治理导向；三是方法论层面，本文引入空间计量经济模型，识别政策的空间溢出效应与邻近地区的反馈机制，为推动跨区域协同治理与构建区域一体化发展模式提供实证支撑。

二、政策背景与研究假说

（一）政策背景

为有效衔接脱贫攻坚政策体系与乡村振兴战略目标，中央自 2021 年起实施乡村振兴重点帮扶县政策，通过制度性倾斜支持欠发达地区，构建兼具持续激励和风险防控功能的差异化扶持机制。该政策以“基础薄弱、发展滞后、脱贫基础不稳”为主要识别标准，从原 832 个国家级贫困县中筛选 160 个县纳入重点帮扶范围，集中分布于内蒙古、广西、四川、贵州、甘肃等中西部地区，呈现明显的区域集聚特征。政策以“5 年过渡期”为制度框架，坚持“摘帽不摘责任、摘帽不摘政策、摘帽不摘帮扶、摘帽不摘监管”的“四个不摘”原则，强调政策稳定性与制度衔接性。在此基础上，政策围绕“防止规模性返贫”与“增强县域内生发展能力”两大核心目标，通过财政支持、产业升级、人力资本提升、社会保障完善及治理能力建设等多维政策工具精准发力，不仅实现了治理焦点由“绝对贫困治理”向“相对贫困缓解”的战略过渡，也标志着农村区域政策体系从“短期攻坚”走向“长期培育”的结构性转型，为构建可持续的减贫与振兴长效机制奠定基础。

（二）研究假说

1. 重点帮扶政策对农村居民收入的直接效应

重点帮扶政策通过强化要素供给、改善发展环境、激发内生动力，预计能够显著提升农村居民收入水平。该政策的根本目标在于实现由“输血式救济”向“造血式发展”的模式转变，通过构建可持续的经济增长和收入增长机制，推动县域经济向更高质量发展转型。其直接增收效应主要体现在 3 个方面：首先，政策通过财政资金的靶向投放改善基础设施和农业生产条件，提升资源配置效率与农业生产率，扩大农业经营性收入基数[29]；其次，政策提升劳动者技能水平、完善劳动力市场匹配机制，降低劳动力跨行业与跨区域流动成本，促进劳动力向高附加值产业转移，并优化收入结构[30]；最后，政策在地方政府层面强化差异化施策，有助于形成跨部门协同效应，进而提升整体政策绩效。基于此，本文提出研究假说 1：

H1：重点帮扶政策的实施能够显著提升农村居民收入水平。

2. 重点帮扶政策对农村居民收入增长的作用机制

重点帮扶政策通过就业结构升级、金融供给改善和教育投入强化三大机制，能够间接提升农村居民收入水平。

首先是非农就业促进机制。政策通过构建职业技能培训体系、优化劳动力市场信息平台，降低劳动力进入非农产业的制度性和信息性壁垒，进而促进农村居民收入水平的提升。一方面，技

能培训提升了劳动力人力资本质量，增强其在制造业和服务业中的就业竞争力[31]；另一方面，政策通过建立覆盖城乡、标准统一的劳动力市场信息平台，极大促进了供求信息的精准匹配，引导剩余劳动力向劳动效率更高的产业部门转移，拓宽农村居民的工资性收入来源[30]。

其次是金融资源注入机制。政策通过完善普惠金融体系、创新抵押担保制度、设立专项信贷工具等方式，有效缓解农村产业和经营主体面临的融资约束[32]。同时，金融资源的注入增强了农业技术改造、产业升级与创业活动的资本基础，推动土地经营权、技术、人力资本等生产要素的价值实现，扩大经营性收入规模[33]。

最后是教育与人力资本提升机制。政策以基础教育质量提升与职业技能教育建设为抓手，改善农村教育供给结构，促进人力资本的深度积累与结构优化[34-35]。同时，政策引导高素质人才集聚重点县，其知识溢出效应能激发乡村生产效率与创新活力，从而优化居民收入结构，实现来源多元与质量跃升[36]。综上所述，本文提出研究假说2：

H2：重点帮扶政策通过促进非农就业、缓解融资约束和增强教育投入三大机制，间接提升农村居民收入水平。

3. 重点帮扶政策的空间溢出效应

区域性政策干预通过产业联系、要素流动与知识扩散，具有跨区域扩散效应，重点帮扶政策预计在县域间产生显著的空间溢出效应。一方面，政策推动的县域产业升级和基础设施扩张扩大了对邻近地区资源、劳动力与服务的需求，强化区域要素市场联动性，提升跨区域劳动力的收入水平[37-38]；另一方面，政策驱动的产业集聚效应能够通过知识溢出、分工深化和基础设施共享机制，提升周边地区全要素生产率，提高其非农就业吸纳能力[39-40]。此外，政策构建的技术推广体系、农技协作网络与人才流动平台，使现代农业技术和管理经验通过企业联动、劳务回流及示范农场向邻近乡村持续扩散，提高农户经营效率并拓展收入增长空间[34]。同时，交通与信息基础设施的改善通过降低交易成本、扩大市场半径和提升农产品溢价能力，进一步增强邻近地区的财产性收入增长潜力[41]。基于此，本文提出研究假说3：

H3：重点帮扶政策具有显著的空间溢出效应，可通过要素流动、知识扩散与产业联动带动邻近县域农村居民收入同步增长。

为更直观地展示理论逻辑，本文构建了政策影响的整体理论框架图，如图1所示。

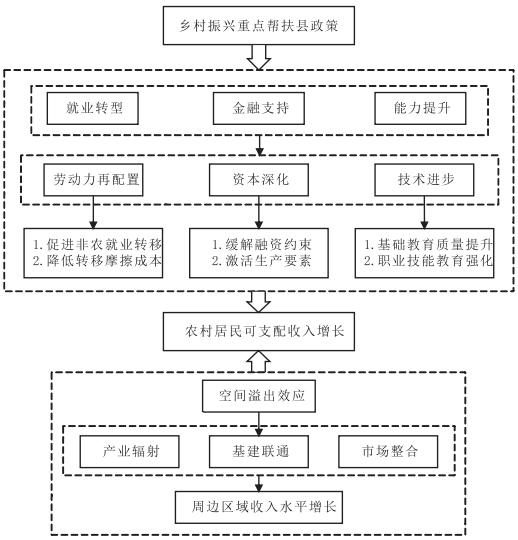


图1 政策影响机制传导路径

三、模型设定、变量选取和数据来源

（一）模型设定

为识别重点帮扶政策对农村居民收入的因果效应，本文采用DID模型进行准自然实验识别。该政策于2021年集中设立，具有明显的外生冲击特征[42-43]，适合构建时间与处理组双重交叉的面板设计框架。具体设定如下回归模型：

$$income_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 policy_{it} + \alpha_2 control_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

（1）式中，$income_{it}$表示第i个县在时间t的农村居民收入水平；$policy_{it}$是重点帮扶政策虚拟变量，值为1表示在该年份政策生效；$control_{it}$为控制变量组合，ε_{it}为随机扰动项。为吸收固定效应，

本文进一步加入了个体（μ_i）和年份固定效应（λ_t）。

（二）变量选取

1. 被解释变量

本文的被解释变量是农村居民收入水平，以各县农村居民人均可支配收入为核心衡量指标，单位为自然对数形式。为剔除通货膨胀因素，本文以 2016 年为基期，利用各省农村居民消费价格指数对收入数据进行平减处理，确保横向可比性。

2. 解释变量

本文关注的解释变量为政策变量$policy_{it}$，其为双向虚拟变量，若县域 i 属于 160 个乡村振兴重点帮扶县，且年份 $t \geq 2021$，则$policy_{it}=1$，否则为 0。该变量体现了政策处理效应在时间与空间两个维度上的交叉特征。

3. 控制变量

为缓解遗漏变量偏误，本文结合既有研究[15-16]，选取以下县域特征变量作为控制项：（1）财政自给率，用地方一般预算收入与支出的比值来衡量，反映县域财力独立性；（2）政府经济干预程度，用县财政总支出占当年本县 GDP 比重表示，衡量政府在经济中的介入强度；（3）县域人口密度，用年末总人口取自然对数表示，控制人口规模差异；（4）居民储蓄率，采用金融机构储蓄存款余额与当年本县 GDP 比值来表示，反映居民投资能力；（5）地区对外开放度，采用当年出口总额与本县 GDP 之比表示，衡量经济外向性；（6）第一产业增加值，用县域农业增加值取对数表示，反映农业基础；（7）第二产业增加值，用县域工业增加值取对数表示，体现县域工业规模；（8）交通通达度，以驻地至乡镇平均通达时间衡量，体现基础设施水平。同时，模型中加入了县域与年份双向固定效应，以吸收不随时间变化的县域异质性特征以及随时间变化的共同冲击。

（三）数据来源

本研究以乡村振兴重点帮扶县政策为准自然实验，构建覆盖 2016—2023 年间全国 830 个原国家级贫困县的面板数据，系统评估该政策对农村居民收入的影响效应。具体而言，实验组由被列入重点帮扶名单的 160 个县构成，对照组则包括未纳入该名单的其余 670 个县①，具备政策实施前后、县际间可比的结构性特征。数据主要来源包括《中国县域统计年鉴》《中国统计年鉴》及各省（区、市）统计公报，部分缺失数据采用区间插值法进行补全。所有货币变量均以 2016 年价格进行平减处理。各变量的描述性统计结果见表 1。

表 1　各变量描述性统计结果

变量类型	变量名称	变量定义与说明	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	农村居民收入水平	用农村居民人均可支配收入衡量	9.21	0.45	7.65	11.07
解释变量	政策交互项	乡村振兴重点帮扶县政策虚拟变量（重点帮扶县 =1，否 =0）	0.07	0.26	0.00	1.00
控制变量	财政自给率	地方财政一般预算收入与地方财政一般预算支出的比值	0.16	0.13	0.01	1.80
	政府经济干预程度	区县政府总支出与 GDP 总额的比值	0.53	0.48	0.01	16.74
	县域人口密度	县域年末总人口的自然对数	32.38	26.93	1.00	175.00
	居民储蓄率	居民储蓄存款余额与地区实际生产总值的比值	0.97	0.52	0.01	7.97
	地区对外开放度	出口总金额与县域实际生产总值的比值	8.66	2.19	0.00	18.48
	第一产业增加值	第一产业增加值的自然对数	11.80	1.13	6.52	14.27
	第二产业增加值	第二产业增加值的自然对数	12.18	1.23	7.24	15.27
	交通通达度	用所在县域驻点到每个乡镇的平均时间来衡量	5.00	2.18	0.69	7.93

① 对照组中剔除数据缺失较多的甘肃省宁县和青海省大柴旦行委。

四、实证结果与分析

（一）基准回归结果

表2报告了重点帮扶政策对农村居民收入水平的基准回归结果。为验证估计结果的稳健性，模型依次引入控制变量、县域固定效应和时间固定效应，列（1）为基础模型，列（2）控制了一系列县域特征变量，列（3）与列（4）则进一步加入县域固定效应与双向固定效应。从估计结果来看，政策变量系数在各模型设定下均表现出显著正向效应，验证了重点帮扶政策在提升农村居民收入方面的有效性。具体而言，在不控制任何变量的情况下（列1），政策变量系数为0.269，显著为正（$p<0.01$），表明政策与农村居民收入之间存在较强的相关性。在引入控制变量后（列2），政策效应略微下降至0.228，尽管幅度有所收敛，但依然显著为正，说明部分控制变量可能存在负向干扰。在进一步纳入县域和时间固定效应后（列3与列4），政策效应系数分别下降至0.060和0.065，虽幅度收敛但仍在1%水平下显著，说明在控制个体不可观测特征与时间趋势后，政策仍具有显著的增收效应，充分印证了其内在的因果效应。在控制变量方面，财政自给率、第一产业增加值、储蓄率等变量对农村居民收入具有正向影响，而政府经济干预程度、县域人口密度、对外开放程度等变量在部分模型中呈现负向作用，反映了区域间财政能力、产业基础与资源配置结构对收入水平的重要影响。此外，交通通达度和第二产业增加值在不同模型设定中呈现一定的异质性。整体来看，政策系数在不同模型设定下均为显著正值，显示出较强的稳健性与因果解释力，验证了假说H1，即重点帮扶政策具有显著的增收效应。

表2 重点帮扶政策的基准回归结果

变量	农村居民收入水平			
	（1）	（2）	（3）	（4）
政策交互项	0.269***（12.786）	0.228***（14.368）	0.060***（5.196）	0.065***（5.647）
财政自给率		0.270***（7.384）		0.148***（5.831）
政府经济干预程度		−0.124***（−9.495）		0.001（0.058）
县域人口密度		−0.003***（−11.631）		0.001（0.565）
储蓄率		0.109***（13.454）		0.033**（2.000）
地区对外开放程度		−0.053***（−27.628）		0.045***（3.512）
第一产业增加值		0.209***（34.706）		0.001（0.028）
第二产业增加值		0.049***（7.779）		−0.022*（−1.722）
交通通达度		0.000*（1.683）		0.000（0.790）
地区固定效应	否	否	是	是
时间固定效应	否	否	是	是
观测值	6640	6592	6640	6592
R^2	0.024	0.471	0.961	0.963

注：***、**、*分别表示1%、5%、10%的显著性水平；括号内为标准误。下表同。

（二）平行趋势检验

为验证DID估计的有效性，需确保实验组与对照组在政策实施前具有一致的趋势性，即满足“平行趋势假设”[44-45]。为此，本文采用事件研究法对动态政策效应进行估计，并绘制交互项年度系数与置信区间图（见图2），以检验平行趋势是否成立。估计结果显示，在政策实施前（2016—2020年），各期政策交互项系数均围绕零值波动，且其95%置信区间均覆盖零点，表明实验组与对照组收入变动趋势不存在系统性差异，满足平行趋势假设。自2021年政策实施起，交互项系数显

著上升，且置信区间不再包含零，显示出政策效应的逐步释放与增强趋势，进一步验证了基准回归结果的稳健性与政策效应的时序性特征。

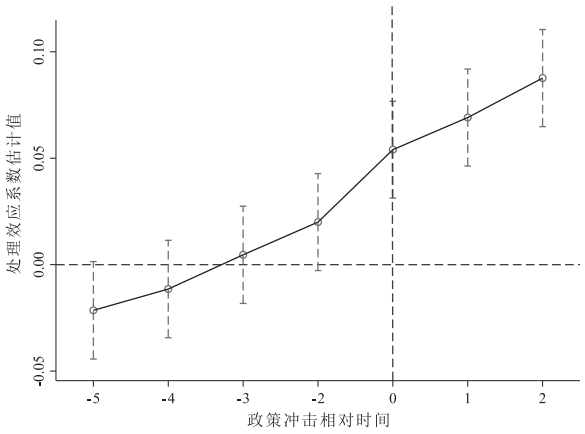


图 2　平行趋势检验

注：空心点表示估计系数，虚线段表示 95% 的置信区间。

（三）稳健性检验①

1. 工具变量法

由于可能存在反向因果关系，即收入水平低的县更容易被纳入重点帮扶范围，为解决内生性偏误，本文采用工具变量法（IV）进行两阶段最小二乘估计（2SLS）。选取县域平均坡度作为地形崎岖度的代理变量（IV1），并以县域至省会城市的空间距离作为另一工具变量（IV2），以满足外生性与排他性假设[46]。结果显示，IV1 和 IV2 对政策变量的影响均在 1% 的水平下正向显著，满足工具变量的强相关性与有效性。在第二阶段估计中，政策变量系数均显著为正，进一步强化了政策对县域居民收入的因果解释力。

2. 倾向得分匹配（PSM-DID）

本文进一步采用 PSM-DID 方法以缓解政策设定带来的选择性偏误。基于政策实施前（2020 年）的县域特征变量，采用 Logit 模型估计倾向得分，并依次进行一对一匹配、半径匹配和核匹配。结果显示，3 种匹配方式下政策效应估计均具有高度一致性，且交互项系数均在 1% 显著性水平下成立，表明在控制了县域基础异质性之后，重点帮扶政策对农村居民收入仍具有显著的正向提升效应。

3. 安慰剂检验

为检验估计是否因样本结构或不可观测特征产生虚假显著性，本文随机分配处理组，重复 DID 估计 1000 次并绘制模拟系数分布。结果显示，虚拟政策估计值分布集中于零值附近，显著性极弱，而实际样本的估计值位于右侧尾部，远离模拟分布主体并通过 1% 显著性检验，说明政策效应非由随机误差驱动，具有统计稳健性。

4. 其他稳健性检验

（1）替换被解释变量

为避免收入统计口径差异的影响，本研究采用农村居民年收入增长率替代可支配收入水平。由回归结果可知，政策效应系数为 0.017，且在 1% 水平下显著，证实增收效果不受测度方式影响。

（2）控制变量滞后一期

考虑到政策实施效果具有时滞性，将控制变量滞后一期以缓解反向因果问题。实证分析结果显示，政策系数为 0.054，并在 1% 的水平下显著为正，统计显著性未发生实质性改变。

（3）调整聚类层级

为缓解省级层面随时间变化的不可观测因素干扰，本文在控制县与年份固定效应的基础上，进一步将标准误聚类至“省份 × 年份”层面。调整后核心结果显示，政策估计值为 0.065，仍通过 1% 显著性检验，表明政策效应稳健可靠。

---

① 受版面限制，正文仅汇报核心稳健性检验结果，详细结果留存备索，如需可向作者索取。

(4)调整样本时间

为排除早期政策干扰,本文将研究期缩短至2018—2022年。结果发现,政策系数为0.044,仍保持1%显著水平且方向一致,检验结果仍然与前文主要实证结果相一致。

(5)调整样本范围

由于新疆、西藏等原国家级贫困县在就业扶持与金融支持等关键领域长期享有与重点帮扶县高度同质的政策安排,因此本文将其一并纳入实验组,并以其余地区为对照,扩大处理组样本范围,重新估计政策效应。结果显示,政策交互项系数为0.124,仍在5%水平下显著,进一步印证了政策效应的稳健性。

(6)缩尾处理

对连续变量进行1%分位数双侧缩尾后,政策效应系数为0.053,且在1%水平下显著,核心结论未受异常值干扰,模型设定稳健性得到充分验证。

(四)影响机制分析

为识别重点帮扶政策作用于农村居民收入的具体机制,本文选取非农就业水平、金融支持强度及人力资本投入作为中介变量,分别估计政策对中介变量的影响。主要回归结果见表3。

1.非农就业水平

非农就业是增加农民收入的关键路径,根本在于实现劳动力从农业向非农产业的有效转移。重点帮扶政策通过各类岗位倾斜、创业扶持与就业保障等措施强化非农就业岗位供给[24],降低了农民对单一农业收入的依赖,进而增强农村经济的韧性和稳定性[25]。本文采用第二、第三产业从业人员总数的对数值衡量非农就业水平。从表3列(1)可以看出,估计系数为0.120,在1%水平上显著,表明政策显著推动了农村地区非农就业扩展。具体而言,政策引导下的产业升级催生了一批新兴非农部门,在吸纳农村劳动力的同时,也通过提升岗位技能要求和薪酬结构,直接推动了从业人员工资水平的提高;非农就业规模的扩大也对农村人力资本积累与制度环境建设提出了更高要求,从而促进了技能培训体系与社会保障机制的逐步完善,进一步为农村居民收入的持续增长创造了有利条件。

2.金融支持

金融支持是乡村振兴战略的重要支柱,尤其是在欠发达地区,其对提升发展能力和改善收入结构具有关键作用。重点帮扶政策通过加大对重点县的金融资源投入,改善了农村融资环境,进而促进农村居民收入增长。本文采用金融机构人民币各项贷款对数值作为衡量金融支持力度的指标,以反映金融服务对乡村振兴的实际影响。由表3列(2)可知,政策系数为0.135,在1%水平下显著为正,表明政策有效增强了农村金融供给,助力乡村经济发展。具体而言,政策引导下的金融倾斜提升了农民可得性资源,改善了生产生活条件[16];同时,普惠金融与金融工具创新拓宽了农民融资渠道,提升了其资产配置能力与财富积累水平[26],从而为收入增长提供了持久动能。

3.教育投入

重点帮扶政策还通过加大县域教育投资、提升人力资本水平等,为农村居民收入增长提供了长期支撑。而教育扶贫具有明显的代际累积性,人力资本红利向收入增长的转化呈现出明显的动态累积特征。本文选取中等学校在校学生数占总人口比重作为人力资本投入的代理变量。回归结果见表3列(3),政策交互项估计系数在1%水平下显著为正,表明政策在提升教育资源供给的同时,有助于增强农村地区的人力资本基础,进而带动收入增长。然而,系数值仅为0.002,说明短期内政策的经济效应相对有限。这可能缘于教育投入的收益具有显著滞后性。短期来看,教育投入的沉没成本效应可能暂时抑制家庭消费,导致收入弹性较弱。但从长期来看,教育投入的增多能产生技能溢价,使帮扶区内居民能够通过提升专业知识适应技术创新和市场需求,在高附加值

领域获得更高工资[25]。由此，假说 H2 得到验证。

表 3　重点帮扶政策增收效应的影响机制

变量	非农就业水平 （1）	金融支持 （2）	教育投入 （3）
政策交互项	0.120***（5.679）	0.135***（4.606）	0.002***（2.912）
控制变量	是	是	是
地区固定效应	是	是	是
时间固定效应	是	是	是
观测值①	6592	6592	6592
R^2	0.976	0.967	0.894

注：①因机制变量在 48 县－年单元缺失，剔除后剩余 6592 县－年观测值。

（五）异质性分析

考虑到县域在自然禀赋、发展路径与制度背景上的差异，重点帮扶政策在不同区域可能存在异质性响应。为进一步识别政策效应的区域差异，本文选取 4 类典型区域开展分组回归：一是以民族地区和革命老区为代表的“制度性区域”，代表国家长期治理经验与政策扶持积累；二是以自然灾害发生率和生态功能区划为代表的“自然地理属性”区域，反映区域所面临的发展约束与资源禀赋条件。上述维度均可能深刻影响政策的传导机制与实施效果。

1. 按照民族和革命老区进行分组

首先，按照县域是否属于民族自治区进行分组，将民族地区县域设为 1，其他为 0，分别估计政策对收入的组间效应［见表 4 第（1）、（2）列］。回归结果显示，政策在非民族地区的收入提升效应显著为正（系数为 0.070，$p<0.01$），而在民族自治区内政策效应不显著。可能原因在于，非民族地区在基础设施、产业链配套及政策执行能力等方面具备相对优势，能更有效吸纳政策红利[15]；民族地区则面临语言障碍、制度摩擦和生态约束，政策传导链条受阻，导致政策转化效率偏低[7]。

表 4　行政区划维度的异质性回归结果

变量	民族地区 （1）	非民族地区 （2）	革命老区 （3）	非革命老区 （4）
政策交互项	0.006（0.599）	0.070***（5.257）	0.020（1.035）	0.086***（6.251）
控制变量	是	是	是	是
地区固定效应	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
观测值	672	5920	2632	3960
R^2	0.987	0.961	0.961	0.966

其次，按县域是否为革命老区进行分组，革命老区县域为 1，其他为 0，估计结果见表 4 列（3）和列（4）。结果显示，政策在非革命老区县域的收入效应更为显著（系数为 0.086，$p<0.01$），而在革命老区政策系数不显著。该结果可能与革命老区已享受较多历史性扶持政策、边际效应递减显现有关[6]。同时，部分革命老区位于深山区，交通、市场和资本获取能力受限，政策难以充分发挥带动作用[2]。

2. 按照自然灾害风险和生态功能区进行分组

为分析自然灾害风险对政策效应的异质性影响，本文基于各县域地震、洪涝、干旱等自然灾害的历史发生频次，构建自然灾害综合风险指数，并据此将样本县划分为低、中、高三级风险类型（按 33% 与 67% 分位划分），开展分组回归分析［见表 5 第（1）～（3）列］。结果显示，政策交互项系数随风险等级递增而递减，低风险区为 0.114（$p<0.01$），中风险区降至 0.048（$p<0.01$），高风险区

仅0.015且不再显著。该梯度衰减表明，政策在灾害低发区能充分释放基础设施与产业扶持的增收红利；而在灾害高发区，频发的极端事件持续冲击农业生产、挤占资本积累空间，政策资源被迫向救灾与修复倾斜，对收入的净提升效应被部分抵消，呈现“风险约束型”政策边界[47]。

此外，考虑生态红线对农业和土地利用的约束影响，本文将县域是否属于国家级生态功能区作为分组变量，生态功能区县域为1，其他为0[见表5第(4)、(5)列]。回归结果显示，政策在非生态功能区县域的收入提升效应更为显著（系数为0.057，$p<0.01$），而生态功能区内政策效应相对较弱。这一差异可能是由于生态功能区面临严格的资源开发限制，其在产业拓展、土地流转与农业多样化发展方面受限，政策激励难以有效转化为收入增长[48]；非生态功能区则具备更强的政策吸纳与资源转化能力[49]，因此政策效果相对更强。

表5 自然地理维度的异质性回归结果

变量	低风险区 (1)	中风险区 (2)	高风险区 (3)	生态功能区 (4)	非生态功能区 (5)
政策交互项	0.114***（5.863）	0.048***（3.945）	0.015（0.730）	0.055**（3.022）	0.057***（4.199）
控制变量	是	是	是	是	是
地区固定效应	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是
观测值	2153	2199	2044	3312	3280
R^2	0.966	0.969	0.965	0.960	0.966

五、拓展分析：乡村振兴重点帮扶县政策的空间溢出效应

重点帮扶政策不仅对本地经济产生直接效应，还可能通过区域联动机制对邻近非试点县产生空间溢出效应。为系统识别政策的外部性影响，本文构建空间双重差分模型，以评估其在地理邻接区域的扩散路径与边际效应[41,50]。首先，空间相关性检验表明，各县农村居民收入在地理上具有显著集聚性，为开展空间计量分析提供了理论基础和数据支撑。在此基础上，本文在传统DID模型中引入空间交互项，构建如下空间双重差分模型：

$$income_{it}=\alpha_0+\alpha_1 policy_{it}+\theta WD_{it}+\alpha_2 control_{it}+\mu_i+\lambda_t+\varepsilon_{it},\ \varepsilon_{it}=\lambda W\varepsilon_{it}+\mu_{it} \tag{2}$$

其中，$policy_{it}$为政策交互项，WD_{it}为相邻县的政策变量空间加权项，θ衡量政策的空间溢出效应；$\lambda W\varepsilon_{it}$表示误差项的空间结构，考虑了空间扰动在邻近地区之间的传导效应。

借助Chagas等[51]提出的空间矩阵拆分方法，进一步将溢出效应细分为：

$$WD_{it}=W_{T,T}+W_{T,NT}+W_{NT,T}+W_{NT,NT} \tag{3}$$

$$\begin{cases} W_{T,T}=D_t\times W\times D_t \\ W_{T,NT}=D_t\times W\times D_t^C \\ W_{NT,T}=D_t^C\times W\times D_t \\ W_{NT,NT}=D_t^C\times W\times D_t^C \end{cases} \tag{4}$$

其中，WD_{it}表示该区域对i区域的邻域效应，$i,t=T$（已处理）或NT（未处理）。$W_{T,T}$为处理组对处理组内部的空间效应，$W_{NT,T}$表示处理组对非处理组的空间外溢。由于$W_{T,NT}$和$W_{NT,NT}$在分解后为0，故只需考虑实验组内部的溢出效应（$W_{T,T}$）和实验组对于非实验组外部的溢出效应（$W_{NT,T}$）。

表6报告了自变量空间滞后模型[SLX，列(1)]与空间杜宾误差模型[SDEM，列(2)]的回归结果。SLX模型用于识别政策的直接空间溢出路径，SDEM模型则在此基础上控制空间误差结构，进一步捕捉政策效应的误差扩散机制。结果显示，列(1)中政策交互项系数为0.081，列(2)为0.029，二者均在1%的水平下显著为正，表明重点帮扶政策对本地县域收入增长具有稳定的正向

影响，结果与基准回归一致。在空间溢出方面，实验组内部的空间滞后项（$W_{T,T}$）未通过显著性检验，说明试点县之间并未出现明显的“组内”政策溢出；实验组对非实验组的空间滞后项（$W_{NT,T}$）在1%水平下显著为正，表明政策红利主要通过县域间的空间关联向周边非试点县扩散，形成显著的正向外溢效应。进一步来看，SDEM 模型相较于 SLX 模型展现出显著提升的对数似然值（Log-likelihood），空间误差项显著，说明在考虑空间依赖与误差传导后，模型拟合优度明显提升，验证了政策通过空间路径扩散的机制效应。综上，实证结果进一步验证了假说 H3，即重点帮扶政策具有显著的空间溢出效应，不仅带动本地经济增长，也通过区域联动促进周边县域共同发展。

表 6　空间 DID 模型估计结果（SLX 与 SDEM）分析

变量	农村居民收入	
	SLX	SDEM
	（1）	（2）
政策交互项	0.081***（9.237）	0.029***（4.539）
$W_{T,T}$	7.661（0.931）	8.551（1.316）
$W_{NT,T}$	46.399***（8.551）	16.465***（4.108）
Log-likelihood		8827.428
控制变量	是	是
地区固定效应	是	是
时间固定效应	是	是
观测值	6624	6624
$R^2$①	0.964	0.001

注：1. 括号内为 t 统计量。

①SLX 模型采用 OLS 估计，R^2 具有明确的解释意义，可用于反映解释变量对因变量的拟合程度；SDEM 模型采用极大似然估计（MLE），其 R^2 不具备经典线性回归中一致的解释力，R^2 值常常偏低甚至趋近于零，更多用于过程性校验，因此，不同模型 R^2 含义不具可比性。

六、结论与启示

提高农村居民收入水平是实现乡村全面振兴与共同富裕的关键抓手。本文以 2021 年启动的乡村振兴重点帮扶县政策为准自然实验，系统评估其对农村居民收入的影响，识别作用机制与区域差异，并进一步探讨政策的空间溢出效应。研究发现：第一，重点帮扶政策在整体上显著提升了农村居民收入水平，且该结论经过多重稳健性检验均保持稳定，验证了政策的实质性效应；第二，机制检验表明，政策主要通过非农就业拓展、金融资源注入和教育提升 3 条路径发挥作用，构建了“就业－资本－人力”三位一体的增收机制；第三，政策效应在区域间表现出显著异质性，非民族地区、非革命老区、灾害风险较低区域与非生态功能区的收入响应更为显著，表明政策效果受到制度环境与自然禀赋的共同影响；第四，空间 DID 估计结果显示，政策不仅显著提升了试点县收入水平，还对周边非试点县产生了正向溢出效应，呈现出“扩散－辐射－耦合”的区域联动增长格局。

基于上述研究发现，为更有效释放重点帮扶县政策的增收潜力，推动区域协调发展，本文提出如下政策建议：第一，应完善动态监测与评估机制，构建政策反馈闭环。由于重点帮扶政策的增收效应显著，应确保政策的连续性与精准性。建议建立起覆盖全周期的动态监测与绩效评估体系，结合大数据与地理信息系统（GIS）技术，推动“动态预警－靶向干预－政策调整”的闭环管理，提升政策响应效率与资源配置效能。第二，应强化机制协同，提升县域内生增收能力。针对就业、金融与教育三大关键机制，应推动县域内政策联动与资源整合。构建“县域主导产业＋技能培训基地＋转移就业平台”三位一体的就业促进体系，推动普惠金融下沉，创新适应农村资产结构的抵押担保体系；优化教育投入结构，重点支持涉农职业教育与技术推广网络，增强政策的“造血”能力，

实现持续性增收。第三,应健全区域差异化帮扶机制,增强政策靶向性。针对政策在不同区域表现出的差异化效应,应建立基于发展阶段、生态约束和人口结构的分层分类帮扶制度。对革命老区和深度贫困地区,应加强基础设施投资与公共服务均衡配置,避免资源"平均配置"造成边际效应递减,从而确保政策资源的精准投入;对自然灾害风险频发地区与生态功能区,应完善生态补偿机制,加大绿色产业扶持力度,提升适应性与韧性。最后,继续强化区域协同联动机制,释放政策空间外溢效应。重点帮扶县政策不仅对局部地区产生积极影响,还重塑了区域经济联动格局,因此,应建立起跨县域产业协作机制,推动"强县带弱县、节点带周边"的联动模式;编制区域协同发展专项规划,统筹基础设施互联互通、生态治理协同与信息平台共建;设立"区域乡村振兴共同基金",引导财政与社会资本参与跨区域项目,推动区域一体化发展与协同振兴。

参考文献:

[1]刘培林,钱滔,黄先海,等. 共同富裕的内涵、实现路径与测度方法[J]. 管理世界,2021(8):117-129.
[2]邱峰,杨浩,庄天慧. 缓解还是加剧? 现代农业产业园建设对农村低收入群体收入不平等的影响[J]. 中国农村经济,2025(3):101-121.
[3]李实,陈基平,滕阳川. 共同富裕路上的乡村振兴:问题、挑战与建议[J]. 兰州大学学报(社会科学版),2021(3):37-46.
[4]ZHENG L. Big hands holding small hands:the role of new agricultural operating entities in farmland abandonment[J]. Food policy,2024(123):102605.
[5]黄志平. 国家级贫困县的设立推动了当地经济发展吗? ——基于 PSM-DID 方法的实证研究[J]. 中国农村经济,2018(5):98-111.
[6]邓明艳. 乡村振兴背景下光伏扶贫政策能否降低城乡收入差距——基于县域数据的分析[J]. 农业技术经济,2025(6):25-48.
[7]郭未,马静. 流动视野下的少数民族地区县域发展:就业与收入的健康效应研究[J]. 思想战线,2025(3):74-89.
[8]肖卫东,杜志雄. 农村一二三产业融合:内涵要解、发展现状与未来思路[J]. 西北农林科技大学学报(社会科学版),2019(6):120-129.
[9]高强,孔祥智. 论相对贫困的内涵、特点难点及应对之策[J]. 新疆师范大学学报(哲学社会科学版),2020(3):120-128.
[10]匡远配,纪玉昭. 新型农村集体经济与相对贫困治理——基于湘桂黔三省 1066 份微观农户数据[J]. 华南师范大学学报(社会科学版),2024(6):17-31.
[11]曹菲,聂颖. 产业融合、农业产业结构升级与农民收入增长——基于海南省县域面板数据的经验分析[J]. 农业经济问题,2021(8):28-41.
[12]曾妍,谭江涛,王守文,等. 农村电子商务发展如何赋能水库移民就业增收——基于"三链"融合理论的多案例研究[J]. 中国农村经济,2023(10):86-111.
[13]闫昱睿,张军涛. 地理标志农产品认证的促农增收效应——来自脱贫县的证据[J]. 中国农村观察,2025(3):23-45.
[14]尹志超,冷泠,吴子硕. 数字经济与农村家庭财务脆弱性——基于电子商务进农村综合示范政策的准自然实验研究[J]. 国际金融研究,2025(6):21-31.
[15]张国建,佟孟华,李慧,等. 扶贫改革试验区的经济增长效应及政策有效性评估[J]. 中国工业经济,2019(8):136-154.
[16]高强,曾恒源. 农村低收入人口和欠发达地区常态化帮扶:价值意蕴、逻辑向度与推进策略[J]. 四川师范大学学报(社会科学版),2025(4):93-101.
[17]汪三贵,冯紫曦. 脱贫攻坚与乡村振兴有机衔接:逻辑关系、内涵与重点内容[J]. 南京农业大学学报(社会科学版),2019(5):8-14.
[18]豆书龙,叶敬忠. 乡村振兴与脱贫攻坚的有机衔接及其机制构建[J]. 改革,2019(1):19-29.

[19]周飞舟. 从脱贫攻坚到乡村振兴:迈向“家国一体”的国家与农民关系[J]. 社会学研究,2021(6):1 - 22.
[20]涂圣伟. 脱贫攻坚与乡村振兴有机衔接:目标导向、重点领域与关键举措[J]. 中国农村经济,2020(8):2 - 12.
[21]朱海波,聂凤英. 深度贫困地区脱贫攻坚与乡村振兴有效衔接的逻辑与路径——产业发展的视角[J]. 南京农业大学学报(社会科学版),2020(3):15 - 25.
[22]胡月,田志宏. 如何实现乡村的振兴? ——基于美国乡村发展政策演变的经验借鉴[J]. 中国农村经济,2019(3):128 - 144.
[23]温涛,何茜. 全面推进乡村振兴与深化农村金融改革创新:逻辑转换、难点突破与路径选择[J]. 中国农村经济,2023(1):93 - 114.
[24]关庆华,吴晓燕. 牵引式治理:乡村振兴背景下产业发展与农民主体性[J]. 华南农业大学学报(社会科学版),2022(3):49 - 58.
[25]仇凤仙. 生计机会再造:乡村振兴视域下第一代农民工城 - 乡转场生计重构研究[J]. 华南农业大学学报(社会科学版),2025(4):107 - 116.
[26]李丹,裴育. 共同富裕背景下脱贫地区常态化帮扶的财税政策研究[J]. 地方财政研究,2024(6):48 - 58.
[27]孟丽莎,单玥文. 从“兜底”到“造血”:农村低收入群体持续增收的机制重构与政策转型[J]. 财经问题研究,2025(10):105 - 116.
[28]杨胜利,王伟荣,刘金盼. 乡村振兴对农民工返乡的影响[J]. 华南农业大学学报(社会科学版),2025(4):79 - 94.
[29]孔祥智,谢东东. 缩小差距、城乡融合与共同富裕[J]. 南京农业大学学报(社会科学版),2022(1):12 - 22.
[30]林嵩,谷承应,斯晓夫,等. 县域创业活动、农民增收与共同富裕——基于中国县级数据的实证研究[J]. 经济研究,2023(3):40 - 58.
[31]牛文涛,郑景露,唐轲. 农村三产融合赋能农民就业增收再审视——基于河南省孟庄镇、龙湖镇、薛店镇的案例分析[J]. 农业经济问题,2022(8):132 - 144.
[32]陈钦,林秋斌. 农村金融扶贫效果分析——基于我国 26 个省级面板数据的实证研究[J]. 税务与经济,2019(2):37 - 43.
[33]谢地,王荣基,贺城. 数据要素市场化配置赋能企业新质生产力发展[J]. 经济学动态,2025(5):19 - 37.
[34]骆永民,樊丽明. 中国农村人力资本增收效应的空间特征[J]. 管理世界,2014(9):58 - 76.
[35]刘明辉,刘灿. 人力资本积累对农民增收的门槛效应研究[J]. 软科学,2018(3):25 - 28.
[36]YAN Z, FENG H, LI Z, et al. From policy to plate: the impact of livestock and poultry regulation on meat consumption in rural China[J]. Agricultural economics,2025(56):574 - 586.
[37]李文钊. 政策创新与扩散框架:探究政策过程中的观念效应[J]. 行政论坛,2025(3):89 - 103.
[38]刘荣军,王慧. 农业数字化、空间溢出与农民收入增长[J/OL]. 中国农业资源与区划,2025 - 03 - 28[2025 - 07 - 04]. http://link.cnki.net/urlid/11.3513.S.20250328.1508.016.
[39]郑新业,肖寒,韩奕. 共同富裕:涓滴效应在中国的再检验[J]. 经济学动态,2024(4):12 - 32.
[40]赵放,张淼,金雨晴. 数字产业集聚能否带动人口集聚——基于劳动力市场分割与预期收入双重视角[J]. 人口学刊,2025(4):113 - 128.
[41]刘传明,马青山. 网络基础设施建设是否重塑了人工智能企业空间布局——基于跨越地理边界的集聚视角[J]. 经济学动态,2025(3):54 - 74.
[42]BÍRÓ A. The impact of sweet food tax on producers and household spending—evidence from Hungary[J]. Agricultural economics, 2021(4):545 - 559.
[43]UEHLEKE R, LEONHARDT H, H ÜTTEL S. Counterfactual evaluation of two Austrian agri-environmental schemes in 2014—2018[J]. Agricultural economics, 2024(1):27 - 40.
[44]杜敏哲,廖丽萍. 低碳转型能否促进共同富裕? ——来自低碳城市试点的证据[J]. 经济学动态,2024(4):33 - 48.
[45]夏文浩,张俊飚,曹增栋. 点“数”成“金”:国家数字经济创新发展试验区赋能新质生产力的效果检验[J]. 重庆大学学报(社会科学版),2025(4):48 - 62.
[46]许健,季康先,刘晓亭,等. 工业机器人应用、性别工资差距与共同富裕[J]. 数量经济技术经济研究,2022(9):

134 - 156.
[47]胡晗,司亚飞,王立剑. 产业扶贫政策对贫困户生计策略和收入的影响——来自陕西省的经验证据[J]. 中国农村经济,2018(1):78 - 89.
[48]鲁玮骏,张超. 生态保护补偿有助于缩小城乡收入差距吗? ——基于国家重点生态功能区转移支付的经验证据[J]. 财政研究,2023(7):82 - 98.
[49]陈帅,姚顺波. 国家重点生态功能区转移支付对城乡收入差距的影响——基于实施效应与规模效应的双重视角[J]. 大连理工大学学报(社会科学版),2025(2):53 - 65.
[50]王鹤,王钧艺,黄锦程. 省会城市扩张对产业升级的"本地效应"和"邻地效应"——基于撤县(市)设区准实验的分析[J]. 经济地理,2025(1):48 - 57.
[51]CHAGAS A L S, AZZONI C R, ALMEIDA A N. A spatial difference-in-differences analysis of the impact of sugarcane production on respiratory diseases[J]. Regional science and urban economics, 2016(59):24 - 36.

Assessment of the Income Growth Effect of the Targeted Assistance Policy for Counties in Rural Revitalization ——With a Discussion on Regional Heterogeneity and Spatial Synergy

SUN Meng-min, ZHOU Yang
(*College of Agriculture and Rural Development*, *Renmin University of China*, *Beijing* 100087, *China*)

Abstract: Raising rural residents' income is central to narrowing the urban-rural income gap and achieving common prosperity. Using county-level panel data from 2016 to 2023 and taking the 2021 implementation of the targeted assistance policy for counties in rural revitalization as a quasi-natural experiment, this paper employs a difference-in-differences (DID) framework combined with spatial econometric models to systematically evaluate the policy's impact on rural residents' per capita disposable income, its regional heterogeneity, and spatial spillover effects. The findings are as follows: (1) The targeted assistance policy significantly increases the per capita disposable income of rural residents in pilot counties, and this conclusion remains valid across multiple robustness tests; (2) The policy exerts its income-increasing effect mainly through promoting non-agricultural employment, expanding financial support, and increasing educational investment; (3) There are significant regional differences in the policy effect, with more prominent effects in non-ethnic minority areas, non-revolutionary base areas, areas with low natural disaster risks, and non-ecological function zones; (4) The policy has significant spatial spillover effects, which also drive income growth in neighboring counties. In view of this, while maintaining the overall stability of the policy, we should strengthen differentiated regional assistance and cross-regional coordination mechanisms to improve the overall effectiveness of the policy.

Key Words: targeted assistance policy for counties in rural revitalization; per capita disposable income of rural residents; non-agricultural employment transfer; spatial spillover effect; regional heterogeneity

【责任编辑:毛殷】