

数字普惠金融对乡村全面振兴的影响研究^{*}

——基于新型农村集体经济的机制效应分析

刘宪娟

(上海师范大学旅游学院, 上海 201418)

摘 要: 数字普惠金融作为数字经济与普惠金融的有机结合,有助于提升涉农小微企业、农民、农村贫困人口等乡村群体的金融满意度与可得性,为乡村全面振兴提供有力支撑。本文选取2011—2023年中国30个省份作为研究样本,通过地理距离与经济距离两种空间权重矩阵构建空间杜宾模型、中介效应模型及门槛效应模型,分别检验数字普惠金融对乡村全面振兴的直接影响效应、以新型农村集体经济作为中介变量的传导效应,及以数字普惠金融作为门槛变量的门槛效应。研究表明:数字普惠金融对乡村全面振兴具有显著正向赋能效应,且存在空间溢出效应。经过一系列稳健性检验与工具变量的内生性检验后,该结论依旧成立。数字普惠金融能够促进新型农村集体经济发展,间接赋能乡村全面振兴;数字普惠金融对乡村全面振兴的正向影响存在非线性递增的双门槛效应。研究结论对于促进数字普惠金融发展、助力实现乡村全面振兴有所裨益。

关键词: 数字普惠金融; 乡村全面振兴; 新型农村集体经济; 空间效应

一、引言

乡村全面振兴作为乡村振兴战略的深化与拓展,站在更高的战略高度,在达成阶段性目标的基础上,追求更高质量的发展,实现乡村在经济、文化、生态等方面的全面繁荣,是满足人民日益增长的美好生活需要、缓解发展不平衡不充分矛盾的必然要求。《乡村全面振兴规划(2024—2027年)》^①强调,“健全推动乡村全面振兴长效机制”“到2027年,乡村全面振兴取得实质性进展”“到2035年,乡村全面振兴取得决定性进展”^②,为加快实现乡村全面振兴提供了根本遵循与行动指南。据2024年12月国家统计局发布数据可知,中国粮食总产

量达14130亿斤,首次迈上1.4万亿斤新台阶^③。同时,中国在2024年新建40个优势特色产业集群、50个国家现代农业产业园、200个农业产业强镇,为更多农民实现就近就地就业营造良好外部环境^④。这一系列数据表明,中国在推进农业强国建设、加快乡村全面振兴取得新成效。但也要清醒地认识到,中国乡村不仅面临产业结构单一、资金投入不足等难题(赵小钢等,2023),而且存在文化建设滞后、基础设施建设滞缓等短板(郭俊华等,2024),这些问题加大了乡村全面振兴战略实现的难度。现阶段,中华民族伟大复兴进入关键时期,

^{*} 项目来源:教育部高校思想政治理论课教师研究专项一般项目“‘习近平新时代中国特色社会主义思想概论’课讲好中国故事的叙事建构及资源库建设研究”(编号:23JDSZK032)

① 中国政府网. 中共中央 国务院颁发《乡村全面振兴规划(2024—2027年)》, https://www.gov.cn/gongbao/2025/issue_11846/202502/content_7002798.html

② 中国政府网. 国家统计局解读粮食生产情况, https://www.gov.cn/lianbo/bumen/202412/content_6992485.htm

③ 中国政府网. 国务院新闻办发布会介绍2023年农业农村经济运行情况, http://www.moa.gov.cn/hd/zbft_news/2023nyncijyxqk/

如何加快推进乡村全面振兴,进一步缩小城乡差距,切实满足人民对美好生活的向往,已成为中国当前和今后一段时期的重点任务。

数字普惠金融以数字技术为支撑,以合理成本为社会各阶层和群体提供高效的金融服务,能够提升传统金融服务覆盖率与可得性(Wang, 2023),促进乡村产业发展,改善农村公共服务,加快农村社会治理现代化,为实现乡村全面振兴奠定基础。具体而言,数字普惠金融依托互联网技术,降低服务成本和门槛,能够覆盖传统金融难以触及的长尾客户群体,为农村居民和小微企业提供便捷的信贷、支付、理财等金融服务,填补农村金融服务空白,助力实现乡村全面振兴。数字普惠金融为农村集体经济组织提供更贴合产业发展方向的资金支持,推动传统农业向现代农业、特色农业转型,促进农业

高质量发展(仇焕广等, 2025)。不仅如此,数字普惠金融可通过电商平台金融服务,助力农村集体经济组织拓展销售渠道,提升产品知名度和市场份额,为加快新型农村集体经济发展提供支撑。这有利于推动产业融合,形成农村产业集群,打造特色农业品牌,不断增强农产品市场竞争力,推动农业供给侧结构性改革,持续提升中国农业的综合竞争能力,为实现乡村全面振兴夯实基础。那么,数字普惠金融是否能够对乡村全面振兴产生实质性的促进作用?新型农村集体经济在二者之间发挥何种作用?数字普惠金融对乡村全面振兴的影响是否存在空间溢出及门槛效应?对上述问题展开定量分析,有助于提升农村综合生产力水平,加快乡村全面振兴进程。

二、文献综述

现阶段,关于数字普惠金融、新型农村集体经济与乡村全面振兴的相关研究,重点集中在以下几方面:一是数字普惠金融与乡村振兴之间的关系。国外学者研究表明,数字普惠金融能够破除传统经济活动时间及空间局限(Gomber 等, 2017),有效缓解农村地区金融排斥,提高金融服务供给及农民收入水平(Huang 等, 2020),实现包容性发展(Honohan, 2005),并能增加创业机会(Guo 等, 2024),提升农户消费及收入水平、缓解贫富差距(Li 等, 2020),从而助力乡村振兴。国内学者戴玉林等(2024)认为,数字普惠金融及其子维度能够显著推进乡村振兴,且产业多样性能够放大数字普惠金融的赋能效应。徐云松(2024)研究提出,数字普惠金融可通过促进技术创新、农村创业活力两条渠道推进乡村振兴。杨鑫垚等(2024)认为,数字普惠金融可通过加快农村产业结构升级,间接推进乡村振兴。还有学者表示数字普惠金融能够显著提升乡村振兴发展水平(鄢宇昊等, 2023; 王敏等, 2023)。傅巧灵等(2022)认为,数字普惠金融通过加快特色产业发展、链接外部资源、促进乡村绿色发展等方式,助力实现乡村全面振兴。郭玉杰(2024)基于数字普惠金融赋能乡村全面振兴的困难,提出加强数字乡村建设、消除数字普惠金融鸿沟效应、构建平台生态圈及创新供给模式等政策建

议。此外,还有学者提出,数字普惠金融能够缓解农村地区金融排斥及“三农”领域问题(李牧辰等, 2020; 张志元等, 2022; 方官富, 2022),助力城乡间收入差距缩小(王凤羽等, 2022),拓宽就业渠道(冉光和等, 2021),提高农村居民幸福感的同时(尹振涛等, 2021),促使农村居民金融素养提高(吴雨等, 2021),为助力乡村振兴夯实资金基础。

二是新型农村集体经济与乡村振兴的关系。就国外研究而言,有学者以家庭联产承包责任制作为新型农村集体经济的代表,研究发现家庭联产承包责任制能够赋予农民对生产的收益权及决策权,有效提升农民生产积极性,加速农业及粮食生产力水平提升(Deininger 等, 2014)。不仅如此,家庭联产承包责任制在一定程度上提高了农户新技术应用成本,显著提升资源配置效率及生产效益,继而提高粮食生产水平(Huang 等, 1996),加快乡村产业振兴进程。就国内研究而言,左双双等(2023)认为,新型农村集体经济可通过“强农业”“富农民”“美农村”三个维度促进乡村产业振兴。刘儒等(2023)提出,以新型农村集体经济推进乡村全面振兴,是马克思主义合作经济理论中国化的继承与创新发展,也是中国共产党领导农业农村优先发展和现代化建设的艰辛探索,更是实施乡村振兴战略的现实诉求。崔超(2021)表示,作为跨越

贫困基本遵循,农村集体经济有助于巩固脱贫攻坚成果,加快农业现代化进程,推动农民共同富裕取得实质性的进展。陈秀萍(2022)认为,农村集体经济对于加快乡村振兴具有重要意义。李忠鹏等(2024)表示,党建引领新型农村集体经济发展不仅是一种在组织、制度及实践层面上的创新,也是在新发展阶段全面推进乡村振兴的有效举措。周文等(2025)表示,新型农村集体经济开放化及多元化发展能够有效改善县域经济空间统筹治理能力,加强乡村空间特色及城乡空间联系,以此推进乡村振兴。谢治菊等(2025)通过分析2021—2024年中央“一号文件”得出,新型农村集体经济是驱动农村经济发展的关键动能,也是加快乡村振兴进程的关键支撑。

三是金融与农村集体经济的关系。高鸣等(2022)从定性的研究维度表明,完善的农村金融制度安排和健全农村金融支撑形式有助于新型农村集体经济发展。刘慕冉等(2023)通过总结农村集体资产股权质押贷款路径及风险管理机制发现,农村集体资产股权质押贷款能够加快激活农村集体产权要素、助力农村集体经济金融改革,进而拓宽农村集体经济融资渠道。张冬冬(2023)表示,金融服务是加快农村集体经济发展的关键要素,并针对农村金融组织体系不健全、金融机构对发展农村集体经济的重要性缺乏足够的认识等现状提出一系列服务农村集体经济的金融创新策略。李克乐等(2024)从量化的维度研究显示,农村金融高质量发展能够正向赋能农村集体经济发展。

四是金融发展、新型农村集体经济与乡村振兴三者间的关系。金融发展能够在一定程度上加快乡村振兴,但农村金融供给不足的问题仍然存在,面向农村集体经济组织的金融服务则存在高门槛、高难度的难题(文丰安,2024)。金融科技能够为加快推进农村市场主体发展注入关键动能,通过提

升新型农村集体经济发展水平、促进服务新型农业经营主体发展,持续激活乡村地区及脱贫群众致富增收的内生动力(温涛等,2023),进一步赋能乡村振兴。因此,在乡村振兴战略下,应加快推动金融资源下沉至乡村,重构农村集体经济组织职能,促使组织者成为具有市场化水平的合格融资者,进而激活集体资产金融潜能,加快农村集体经济发展(周昌发等,2020)。

综上所述,近年来学界围绕数字普惠金融、新型农村集体经济与乡村振兴进行了有益探索,并取得相对丰硕的研究成果。但需要指出的是,相关研究大多集中于两两之间的关系展开分析,将上述三大核心变量纳入同一框架的研究较为匮乏。一方面,既有研究无论是关于新型农村集体经济与乡村振兴的关系,还是农村金融发展与农村集体经济的关系,均充分肯定了加快发展新型农村集体经济的重要价值,而现有研究却忽视了新型农村集体经济在数字普惠金融与乡村全面振兴之间的传导作用机制。另一方面,现有研究多聚焦数字普惠金融对乡村振兴的正向赋能作用,并未对数字普惠金融的非线性影响及扩散效应展开深度研究,亟须系统性考察数字普惠金融对乡村全面振兴的空间溢出效应以及门槛效应。鉴于此,本文基于已有文献,尝试从以下几方面开展研究:(1)在分析数字普惠金融对乡村全面振兴具有何种影响的同时,揭示新型农村集体经济在这一过程中的作用机制,从而明晰三者之间的关系,为制定相关政策提供决策依据;(2)深入考察数字普惠金融对乡村全面振兴的空间溢出效应,深化已有研究成果;(3)通过构建面板门槛模型,系统探究数字普惠金融对乡村全面振兴的非线性机制,以及新型农村集体经济的门槛效应,为充分释放数字普惠金融发展红利、壮大新型农村集体经济,以及推进各省乡村全面振兴提供有益启示。

三、研究假说

(一) 数字普惠金融对乡村全面振兴的影响与空间溢出效应

乡村全面振兴,作为新时代新征程“三农”工作核心着力点,其蕴含产业兴旺、生态宜居、乡风文明、治理有效和生活富裕的内涵,能够推动农业供

给侧结构性改革,加快农村经济发展,缩小城乡发展差距,实现共同富裕(连宏萍等,2024)。数字普惠金融作为实现乡村全面振兴的关键支撑,依托数字化技术,突破金融服务的时空限制,为乡村提供更便捷、高效、低成本及个性化金融服务(Buchak

等,2018; Goldstein 等,2019),对于乡村的产业、生态、文化、治理和民生等方面发展具有重要意义。

第一,产业兴旺。数字普惠金融能够对乡村企业和农户信用状况精准画像(曾建中等,2023),有效降低信贷资源需求方与供给方的信息不对称,创新推出适合乡村产业发展的融资模式(Stiglitz, 1981),从而解决融资难、融资贵等难题,补足乡村产业链短板、补强产业链弱项,为实现乡村全面振兴夯实基础。换言之,在大数据、区块链等技术加持下,数字普惠金融能够突破传统物理网点的限制(罗能生等,2024),高效推进金融服务深入乡村“最后一公里”,为缺乏传统抵押物的农户以及小微企业提供平等融资机会,激发乡村产业发展内生动力(张林等,2022),进而加快乡村全面振兴。据《中国普惠金融指标分析报告(2023—2024年)》数据可知,中国银行业金融机构乡镇覆盖率达97.93%;基础支付服务已覆盖98%以上的行政村;涉农贷款余额56.6万亿元,同比增长14.9%^①。以上数据说明,数字普惠金融通过基础设施建设与服务模式创新,已形成覆盖广泛、层次多元的乡村金融服务网络,为加快乡村产业兴旺、赋能乡村全面振兴奠定坚实基础。

第二,生态宜居。相较于传统金融,数字普惠金融发展过程中能够将绿色发展理念融入金融服务中,加快推进绿色金融在乡村地区发展(杨鑫垚等,2024)。它可为农村垃圾处理、生态修复等生态基础设施建设项目提供融资支持,加快改善农村的环境卫生状况。同时,数字普惠金融通过技术渗透与模式创新,减少乡村金融服务的资源消耗,重塑乡村生产生活绿色化路径,助力乡村生态宜居建设(田霖等,2022)。例如,浙江网商银行联合农业农村部开发的卫星遥感信贷系统,通过分析农田影像数据评估农户信用,累计为260万农户授信638.8亿元,其中53万农户首次获得银行贷款^②,为乡村

生态种植及绿色养殖项目提供有力支撑。这一模式不仅降低了融资门槛,更通过数据穿透式监管确保资金用于环境友好型生产,切实助力乡村生态宜居建设。

第三,乡风文明。习近平总书记强调,“乡村振兴既要塑形,也要铸魂”“实施乡村振兴战略要物质文明和精神文明一起抓,特别要注重提升农民精神风貌”(中共中央党史和文献研究院编,2019)。乡风文明在一定程度上影响乡村全面振兴的内核与品质。数字普惠金融可为乡村民俗文化、传统手工艺、乡村旅游等文化产业项目提供贷款支持,不仅能够创造经济效益,而且可以丰富农民精神文化生活(张斯琪等,2023),增强其对乡村文化的认同感和自豪感,促进乡风文明建设。以文化传承为例,工商银行苏州光福支行针对光福镇核雕、玉雕等产业资金短缺问题,推出“看见非遗”系列数字藏品,通过区块链技术确权并实现线上销售^③。这种“非遗+金融”模式能够保护乡村文化、促进乡村文化传播以及推进乡村文明建设,从而助力乡村全面振兴。

第四,治理有效。在道德及法律约束下,数字普惠金融能够持续开拓数字乡村治理渠道(王頔,2022)。它在提高农村居民对法律及金融规范的认知的同时,可有效治理农村地区金融秩序,增强农村居民守法意识及信用水平,推动乡村地区规范化建设。此外,数字普惠金融可为持续完善乡村数字基础设施提供资金支持,在提高线上行政服务水平,同时,有效发挥政府、社会与市场等各类资源合力作用,提高农村公共服务的普惠性与社会治理效能(薛晴,2022)。就线上政务服务而言,河南省滑县通过建设银行“裕农通”终端,将社保查询、医保缴费、户籍证明等57613项政务服务下沉至村级服务点^④。这种“金融服务+政务代办”模式,不仅提

① 中国金融新闻网. 中国普惠金融指标分析报告(2023—2024年), https://www.financialnews.com.cn/2025-01/22/content_417206.html

② 国家数据局.“数据要素×”典型案例之七|融合农业农村大数据和遥感风控数据 助力普惠金融服务, https://www.nda.gov.cn/sjj/zhuanti/ztsjysx/sjysal/0902/20240902140714006145586_pc.html

③ 新华网江苏频道. 工商银行苏州光福支行以金融赋能非遗文化传承, <http://www.js.xinhuanet.com/20240419/47ef576630e04640a318dae28fd41da0/c.html>

④ 滑县人民政府. 滑县:依托“裕农通”服务点 打造“政务+村务”新模式, <https://www.hnhx.gov.cn/portal/xwzx/jjhx/webinfo/2023/08/phone1694441181321471.htm>

升村民办理金融业务效率,还可助力村民在线上同步申报不动产登记、农机购置补贴申请等政务事项,进一步提升乡村治理水平,为实现乡村全面振兴夯实基础。

第五,生活富裕。数字普惠金融发展不仅能为低收入群体提供外部资金保障(Mahmood等,2021),还能让农民更加便捷地获取投资理财、小额信贷等服务,助力资产保值增值,增加财产性收入,为实现乡村全面振兴注入资金活水。从实际数据来看,网商银行与农业农村部大数据发展中心合作,创新“卫星遥感+隐私计算”模式,为小农户提供纯信用贷款。截至2024年5月,该服务已覆盖全国93%的县域,累计为606万农户授信964亿元,其中410万农户首次获得银行贷款,户均借款仅5000余元^①。这表明,数字普惠金融通过重塑农村传统金融生态,提高中小农户信贷可获得性,盘活了农村技术、市场与产业资源,激活农村内生发展动力,助力乡村全面振兴。

空间计量经济学理论表明,资源要素的流动、扩散及溢出能够增强各经济体之间的空间依赖性(Anselin,1988)。长尾理论指出,在传统市场中,受成本和效率限制,企业往往更关注头部少数大客户,而忽视尾部大量需求零散的小客户(Anderson,2006)。在金融领域,传统金融机构受物理网点和运营成本制约,服务重心多放在城市大客户和大型企业,农村地区小微企业和农户因金融需求小额、分散,难以获得充足金融服务。而数字普惠金融在金融科技的加持下,不仅能增强各地区经济活动纵横关联,还可以加快各类信息在不同地区传递。数字普惠金融通过放大传统金融的效能,有利于扩大传统金融覆盖范围(张子珍等,2025),为乡村全面振兴提供跨区域、跨时间的金融资源配置,在加快本地区乡村全面振兴的同时,还能带动邻近地区的乡村全面振兴,这说明数字普惠金融具有空间溢出效应(孟维福等,2023)。具体而言,依托数字技术,数字普惠金融能够打破传统金融服务的地域限制,促使邻近地区的乡村居民和企业便捷获取与本

地相同的金融产品和服务(黄永春等,2022),从而在为本地区乡村全面振兴提供支撑的同时,加快邻近地区乡村全面振兴步伐。此外,数字普惠金融通过为邻近地区乡村的龙头企业、小微企业和农户提供差异化金融服务,促进生产要素在区域内自由流动和优化配置,助力邻近地区乡村打造产业集群,提升区域产业整体实力,充分释放数字普惠金融带动效能。基于上述分析,本文提出如下假说:

假说 H1: 数字普惠金融能够显著促进乡村全面振兴,且存在空间溢出效应。

(二) 新型农村集体经济的中介效应

新型农村集体经济是指在农村地域范围内,以农民为主体,相关利益方通过联合与合作,形成具有明晰的产权关系、清晰的成员边界、合理的治理机制和利益分享机制,实行平等协商、民主管理、利益共享的经济形态(肖盼晴等,2024)。当前,普惠型农村集体经济组织贷款余额784.8亿元,同比增长54%,但融资缺口依然显著^②。这表明,资金约束仍是制约新型农村集体经济发展的主要因素。不仅如此,传统金融机构在农村地区的信贷投放往往受到信息不对称、风险较高等问题影响,导致资金无法充分流向农村地区(傅秋子等,2018)。而数字普惠金融以大数据、人工智能等技术为支撑,有利于精准评估和管理农村集体经济组织的经营状况、信用风险,并通过分析大量交易数据、财务数据准确判断农村集体经济组织还款能力和信用水平(葛和平等,2025)。这有助于提高信贷投放的精准度,将资金更有效地配置到有发展潜力的农村集体经济项目中,优化农村金融资源配置,促进新型农村集体经济发展。一方面,数字普惠金融可为新型农村集体经济组织提供融资支持,助力其购置先进的加工设备及配套设施(黎翠梅等,2021),提高农产品加工精度和质量,扩大生产规模,提升生产效率,增加产品附加值,从而壮大新型农村集体经济。另一方面,农村电商平台依托数字支付、供应链金融等数字普惠金融服务,可拓展农村集体经

① 中国经济网·农业农村部大数据发展中心与网商银行合作项目入选“数据要素×”典型案例, http://www.ce.cn/xwzx/gnsz/gdxw/202405/24/t20240524_39014972.shtml

② 中华人民共和国农业农村部·对十四届全国人大二次会议第8903号建议的答复摘要, https://www.moa.gov.cn/govpublic/zcggs/202409/t20240910_6462204.htm

济组织销售渠道,降低交易成本,促进农产品的流通和销售,推进新型农村集体经济发展。

西方新自由主义思潮代表人物哈罗德·德姆塞茨提出,打造有效的产权制度能够缓解微观经济活动主体私人成本与社会成本不一致的矛盾,实现自然资源利用的社会最优(Demsetz,2002)。新型农村集体经济发展通过整合乡村现有资源、统一规划经营及完善产权体系,不仅能强化集体资产管理,还可优化大规模资源要素配置,有效释放集体组织红利,盘活经营性、非经营性及资源性闲置资产,推进传统农业向规模化、集约化转型。这有利于加快乡村涌现新业态新产业,提升乡村经济发展综合实力,为实现乡村全面振兴夯实基础(张林等,2024)。其一,产业兴旺。新型农村集体经济发展能够促进生产要素跨区域流动,形成产业集聚磁场效应,加快乡村产业实现规模化经营(郭利京等,2020),推进乡村产业结构升级,为乡村产业提供可复制范式,激活乡村产业发展多元功能,进而推进乡村全面振兴。其二,生态宜居。新型农村集体经济发展过程中不仅能够推行循环农业、有机农业等绿色生产方式,提升乡村集体收益,而且能凭借公益性资源、人力及资金投入优化乡村垃圾清运,处理农村污水排放,改善乡村人居环境,推进乡村宜居建设(张锦兰等,2023),助力乡村全面振兴。其三,乡风文明。新型农村集体经济发展倡导集体主义精神和合作文化,能为乡村教育、文化娱乐等事业提供支持(马堃等,2024),提升农民文化素质和精神风貌,助推周边地区乡风文明建设,推进乡村全面振兴。其四,治理有效。新型农村集体经济发展过程中要求组织成员恪守规章制度,使其获得较强的参与感、归属感及服务意识。这类成员在参与集体工作过程中能培养乡村居民集体意识,不断优化乡村治理(谢治菊等,2025),为实现乡村全面振兴奠定坚实基础。其五,生活富裕。新型农村集体经济发展能够为农村居民提供生产、销售和服务等就业岗位,并通过合理的收益分配机制(高鸣等,

2024),促进农民工工资性收入稳步提升,缩小发展过程中贫富差距,为实现乡村全面振兴夯实基础。基于上述分析,本文提出如下假说:

假说 H2: 数字普惠金融可通过壮大新型农村集体经济赋能乡村全面振兴。

(三) 数字普惠金融对乡村全面振兴的非线性影响

相较于传统金融服务,数字普惠金融在“普惠”层面的优势更突出,但对乡村全面振兴的影响效应可能呈现非线性特征。在数字普惠金融发展的起始阶段,部分地区在商业可持续性方面存在明显不足,且社会信用体系尚未健全(张辽等,2024),致使传统金融在授信时面临诸多困难,信用风险居高不下,金融服务难以深入渗透到农业全产业链,无法为乡村产业转型升级提供充足资金支持。此外,部分农村地区存在显著“数字鸿沟”,农村居民对数字借贷、数字理财等第三方金融科技产品响应不积极(熊健等,2021),使得数字普惠金融对乡村全面振兴的积极作用无法充分释放。随着数字普惠金融发展水平逐步提高,金融机构可通过集群模式搭建平台,整合生态链各主体的优势资源,充分发挥数字金融产品与服务“成本低、速度快、覆盖广”的优势效能,有力推动金融资源的公平分配(黄益平等,2018)。这不仅能打破传统金融“二八定律”的束缚,还能从金融服务可得性、成本等维度弥补传统金融服务短板,为乡村全面振兴筑牢资金根基。此时,数字普惠金融发展能够助力金融机构构建“普惠+数字”的全新生态,扩大对农业产业金融服务的覆盖范围和可获得性,切实保障乡村产业上下游关键资金要素的供应(方观富等,2022),为乡村全面振兴提供资金支撑。基于此,本文提出如下假说:

假说 H3: 数字普惠金融对乡村全面振兴的赋能效应会根据数字普惠金融发展阶段不同呈非线性特征。

四、研究设定

(一) 模型设定

1. 基准回归模型。作为检验被解释变量与解释变量之间基本作用关系的重要环节,基准回归检

验能够为后续空间计量分析提供对比基础。据此,本文在进行空间效应检验前,构建如下基准回归模型,依次实证考察数字普惠金融对乡村全面振兴的

影响效应。

$$CRR_{it} = \alpha_0 + \beta_0 DUF_{it} + \delta_0 CV_{it} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, CRR_{it} 表示 i 省份 t 年份乡村全面振兴; DUF_{it} 表示 i 省份 t 年份数字普惠金融; CV_{it} 表示控制变量; α_0 表示常数项; β_0 与 δ_0 表示待估系数; μ_i 、 γ_t 与 ε_{it} 分别表示个体固定效应、时间固定效应及随机误差项。

2. 空间权重矩阵设定。沿袭既有研究方式, 分别构建地理距离矩阵与经济距离矩阵(冯严超等, 2021), 探析数字普惠金融对乡村全面振兴的空间溢出效应, 以确保基准回归结果稳健可靠。就地理距离矩阵而言, 是以经纬度数据为基础计算各省份间的空间距离, 并结合计算得到的平方项倒数进行建立反距离平方矩阵。反距离平方权重矩阵指出空间效应不仅在相邻空间存在, 而且在具有共同边界的空间单元中存在, 具体公式如下:

$$w_1 = \begin{cases} 1/d_{ij}^2 & i \neq j \\ 0 & i = j \end{cases} \quad (2)$$

其中, w_1 表示地理距离矩阵; d_{ij} 为 i 省份和 j 省份空间截面的距离; 若 i 省份和 j 省份存在共同边界时, 则 $i \neq j$; 若 i 省份和 j 省份不存在共同边界时, 则 $i = j$ 。为规避空间计量模型对空间权重矩阵的敏感性影响, 在(1)式的基础上设定空间邻接矩阵, 以进行稳健性检验, 即当 i 和 j 两个省份不相邻时, w_1 为 0, 反之则为 1。

经济距离矩阵公式如下:

$$w_2 = \begin{cases} 1/(X_i - X_j) & i \neq j \\ 0 & i = j \end{cases} \quad (3)$$

其中, w_2 表示经济距离矩阵, X_i 与 X_j 分别为 i 省份和 j 省份在 2011—2023 年的 GDP 平均值。

3. 莫兰指数检验。为证实数字普惠金融与乡村全面振兴具有空间聚集特征, 采用莫兰指数进行检验, 具体公式如下:

$$Moran's I = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (X_i - \bar{X})(X_j - \bar{X})}{S^2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij}} \quad (4)$$

其中, $Moran's I$ 表示全局莫兰指数; X_i 与 X_j 分别为样本时间内 i 和 j 省份的变量值; \bar{X} 、 w_{ij} 与 n 分别

表示变量均值、空间权重矩阵及省份数; S^2 表示 X 的方差。

4. 空间模型设定。空间杜宾模型 (Spatial Durbin Model, SDM) 的核心优势在于, 其能够同时估计本地区变量的直接效应和其他地区变量的空间溢出效应, 从而更全面地揭示空间交互作用。与空间滞后模型 (SLM) 或空间误差模型 (SEM) 相比, SDM 不仅包含被解释变量的空间滞后项 (WY), 还纳入解释变量的空间滞后项 (WX), 从而有效区分内生交互效应与外生交互效应。此外, 空间杜宾模型 (SDM) 能够揭示变量的空间效应, 可以有效分解各效应(赫国胜等, 2024)。因此, 在(4)式基准回归模型的基础上, 本文利用空间杜宾模型检验数字普惠金融对乡村全面振兴的空间效应。

与此同时, 有学者采用三步法形式实证剖析中介变量是否具有中介效应(温忠麟等, 2014)。传统三步法依次为: 第一步, 检验自变量 (X) 对因变量 (Y) 的影响 (路径 c), 即验证 X 是否显著影响 Y ; 第二步, 检验自变量 (X) 对中介变量 (M) 的影响 (路径 a), 即验证 X 是否显著影响 M ; 第三步, 在控制中介变量 (M) 后, 检验 X 对 Y 的影响是否减弱或消失 (路径 c'), 以判断 M 是否起到中介作用。这种逐步检验的方式符合因果逻辑, 能够直观地展示中介效应的形成机制, 尤其适合理论假设明确的实证研究。考虑到本文研究方向主要为空间效应, 故而在传统三步法的基础上, 构建基于空间效应的中介模型 (Baron 等, 1999), 检验数字普惠金融通过提升新型农村集体经济水平赋能乡村全面振兴的中介效应。具体公式如下:

$$CRR_{it} = \alpha_1 + \rho_1 WCRR_{it} + \beta_1 DUF_{it} + \varphi_1 WDUF_{it} + \delta_1 CV_{it} + \theta_1 WCV_{it} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

$$CRR_{it} = \alpha_2 + \varphi_2 WNRCE_{it} + \beta_2 DUF_{it} + \eta_2 WDUF_{it} + \delta_2 CV_{it} + \theta_2 WCV_{it} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

$$CRR_{it} = \alpha_3 + \rho_3 WCRR_{it} + \beta_3 DUF_{it} + \varphi_3 WDUF_{it} + \lambda_3 NRCE_{it} + \eta_3 WNRCE_{it} + \delta_3 CV_{it} + \theta_3 WCV_{it} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

其中, CRR_{it} 表示被解释变量乡村全面振兴; $WCRR_{it}$ 表示乡村全面振兴的空间滞后项; DUF_{it} 表示核心解释变量数字普惠金融; $NRCE_{it}$ 表示中介变量新型农村集体经济。 $WDUF_{it}$ 与 $WNRCE_{it}$ 分别表示数字普惠金融和新型农村集体经济的空间滞后项; CV_{it}

表示控制变量; WCV_{it} 表示控制变量的滞后项; 其余变量解释与(1)式一致。

(5) 式表示数字普惠金融影响乡村全面振兴的总效应。其中, 若 β_1 显著, 则表示数字普惠金融与乡村全面振兴存在显著关系, 并且满足构建中介效应检验的需求。(6) 式为数字普惠金融对新型农村集体经济 β_2 的影响。(7) 式为数字普惠金融与新型农村集体经济同时对乡村全面振兴的影响效应, 通过 β_3 判断新型农村集体经济中介效应的显著性。当 β_1 、 β_2 与 λ_3 显著, β_3 不显著, 说明存在中介效应。

5. 面板门槛模型。Hansen(1999) 提出的面板门槛回归模型采用自举法(Bootstrap) 计算门槛效应的显著性, 有效克服传统分组回归中可能存在的“伪门槛效应”问题。不仅如此, Hansen 的门槛回归模型专门针对面板数据设计, 能够有效控制不可观测的个体或时间固定效应, 避免遗漏变量偏差。因此, 基于上文理论分析, 本文构建门槛效应检验模型, 以探析数字普惠金融对乡村全面振兴的非线性影响, 具体公式如下:

$$CRR_{it} = o_0 + o_1 DUF_{it} \times I(DUF_{it} \leq \theta) + o_2 DUF_{it} \times I(DUF_{it} > \theta) + o_3 CV_{it} + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

其中, θ 为门槛值; $I(\cdot)$ 表示虚拟变量, 其余变量同(1)式解释一致。

(二) 变量选取

1. 被解释变量: 乡村全面振兴(CRR)。以中共中央、国务院于 2018 年提出的《乡村振兴战略规划(2018—2022 年)》^①为基础, 围绕产业兴旺、生态宜居、乡风文明、治理有效和生活富裕总要求, 将乡村全面振兴宏观目标转化为可衡量、可落实的阶段性指标。据此, 以总要求为分维度, 结合现有研究成果(周国富等, 2024; 张挺等, 2018), 构建衡量乡村全面振兴的指标评价体系(见表 1), 并使用 TOPSIS 熵权法测度各项指标权重, 以此综合评估乡村全面振兴水平。

2. 解释变量: 数字普惠金融(DUF)。作为数字技术与普惠金融的融合创新, 数字普惠金融着重于金融服务的广泛覆盖与公平分配, 以数字技术提升金融服务的效率和质量, 推动金融服务向更广泛的群体延伸。据此, 利用北京大学数字普惠金融指数衡量各省份数字普惠金融发展水平(郭峰等, 2020), 主要涵盖省、市、县三级数字普惠金融总指数, 以及包含数字化程度、覆盖广度与使用深度三个分维度指标, 具有数据的真实性与客观性。

3. 中介变量: 新型农村集体经济(NRCE)。党的二十届三中全会通过的《中共中央关于进一步全面深化改革、推进中国式现代化的决定》提出, 要“发展新型农村集体经济”“赋予农民更加充分的财产权益”^②。这一政策指引明确了新型农村集体经济发展的基本要求, 对于推进乡村全面振兴、农业农村现代化具有重要意义。新型农村集体经济, 是指在社会主义市场经济体制下, 依托现代科技与管理理念, 以农民为主体, 对传统集体经济进行创新与升级的经济形态。本文利用现有研究测度方式, 以集体经济收入衡量新型农村集体经济。然而, 不同省份间新型农村集体组织之间发展程度及收入水平不同, 可能存在一定差距。因此, 本文利用农村户均集体经济总收入的自然对数衡量新型农村集体经济发展水平, 即采用农村集体总收入与汇总的农户数比值衡量。这能够平衡各省份农村集体组织发展水平, 消除数据的共线性及异方差, 更加客观地衡量不同省份新型农村集体经济发展水平(张立等, 2021; 栾健等, 2024)。考虑到《中国农村经营管理统计年报》仅更新至 2022 年, 本文利用趋势外推法补齐 2023 年数据, 通过提取 2011—2022 年农村集体经济收入、农村集体组织成员等核心指标的年均增长率, 结合 2023 年宏观经济环境与国家统计局《国民经济运行情况新闻发布会》匹配 2023 年农村户均集体经济总收入数据。

① 中国政府网. 中共中央、国务院印发《乡村振兴战略规划(2018—2022 年)》, https://www.gov.cn/zhengce/202203/content_3635338.htm

② 中国政府网. 中共中央关于进一步全面深化改革 推进中国式现代化的决定, https://www.gov.cn/zhengce/202407/content_6963770.htm?jump=true

表 1 乡村全面振兴的综合评价指标体系

维度	指标	指标解释	属性	权重
产业兴旺(0. 2796)	粮食产出	粮食产量/粮食作物播种面积	+	0. 0625
	生产效益	农林牧渔业总产值/乡村人口	+	0. 0696
	服务业融合程度	农林牧渔服务业产值/农业总产值	+	0. 0427
	设施农业	设施农业面积/耕地面积	+	0. 0441
	农产品加工程度	农副产品加工业规模以上企业主营业务收入/农业总产值	+	0. 0372
	农垦系统农场数	农垦系统国有农场数/农村常住人口数	+	0. 0235
	数字环境	开通互联网宽带业务的行政村比重	+	0. 0495
	数字基础设施	光缆线路长度	+	0. 0386
生态宜居(0. 2575)	卫生环境	农村卫生厕所普及率	+	0. 0419
	医疗条件	农村卫生技术人员/乡村人口	+	0. 0518
	自然保护区	自然保护区面积/辖区面积	+	0. 0421
	化肥使用量	化肥使用量/耕地面积	-	0. 0336
乡风文明(0. 1626)	教育水平	农村居民平均受教育年限	+	0. 0452
	文教娱乐消费水平	农村居民人均文教娱乐消费支出	+	0. 0412
	乡镇文化站数量	乡镇文化站数量/农村常住人口数	+	0. 0335
	民风文明程度	全国文明村数量/行政村数量	+	0. 0427
	村务公开率	有村务公开的行政村/行政村总数量	+	0. 0327
	乡村数字治理	乡村数字治理资本支出	+	0. 0304
治理有效(0. 1808)	数字政务技术应用	生态与农业气象试验业务站点	+	0. 0317
	社会保障水平	农村居民最低生活保障人数	+	0. 0492
	养老机构	农村养老服务机构数/农村常住人口数	+	0. 0368
生活富裕(0. 1195)	恩格尔系数	农村居民恩格尔系数	-	0. 0323
	消费支出水平	农村居民人均消费支出	+	0. 0313
	交通通信支出占比	农村居民人均交通通信支出/农民人均总消费支出	+	0. 0237
	可支配收入水平	农村居民人均可支配收入	+	0. 0322

4. 控制变量。为规避因遗漏变量引致的结果偏误,本文选取如下变量加以控制:(1) 财政支农(FSA)。财政支农促进“三农”发展过程提供资金投入,可为加快乡村全面振兴提供有力资金保障。据此,财政支农利用各地财政农林支出总额对数值衡量。(2) 农业基础设施(AGI)。农业基础设施作为保障农业经济高质量发展的关键支撑,对提升农业经济韧性、促进乡村全面振兴存在不可忽视的影响,使用农业机械总动力表征。(3) 产业结构(IS)。合理的产业结构能够为乡村全面振兴提供坚实的经济基础和发展动力,使用第二产业增加值占 GDP 的比重测算。(4) 城镇化率(UR)。城镇化

率意味着更多的农村人口进入城镇并获得相对更高的收入。部分农村转移人口会将在城镇积累的资金带回农村,用于投资农业现代化项目、农村基础设施建设或发展农村特色产业,为乡村全面振兴提供资金支持。为此,使用城镇人口在常住人口中的占比衡量城镇化率。(5) 涉农技术迭代(ATI)。涉农技术迭代可为乡村发展带来新机遇,在提高农业生产效率、促进农业产业升级的同时,改善农村生态环境及加快乡村文化传承与创新,使用各省份农业发明专利授权数量与农业 R&D 人员全时当量的比值表征。

(三) 数据说明

本文选取 30 个省份(西藏、港澳台数据缺失严重,故不予选取)作为研究样本,时间跨度设置为 2011—2023 年。数据主要源于北京大学公开的数字普惠金融指数(2011—2023 年)、各省份历年统计年鉴、国民经济和社会发展统计公报以及《中国

教育统计年鉴》《中国农村统计年鉴》《中国农业年鉴》《中国农村经营管理统计年报》《中国人口和就业统计年鉴》等统计年鉴。此外,部分年份缺失的数据使用拟合值补充。相关变量描述性统计如表 2 所示。

表 2 相关变量描述性统计

变量	指标测度(单位)	最大值	最小值	平均值	标准差
乡村全面振兴	TOPSIS 熵权法测度	0.7193	0.1045	0.3379	0.0413
数字普惠金融	北京大学数字普惠金融指数	5.9761	1.9557	3.0052	0.3137
新型农村集体经济	农村户均集体经济总收入的自然对数(亿元)	3.9166	1.0094	2.6732	0.2156
财政支农	各地财政农林支出总额(亿元)	49.2894	13.7906	24.9743	5.2294
农业基础设施	农业机械总动力(亿千瓦)	8.9238	3.0753	4.7623	0.5507
产业结构	第二产业增加值占 GDP 的比重(%)	0.7842	0.2158	0.4926	0.0962
城镇化率	城镇人口与常住人口的比值(%)	0.9476	0.2379	0.4946	0.1735
涉农技术迭代	农业发明专利授权数量与农业 R&D 人员全时当量的比值(%)	0.6193	0.1275	0.3156	0.1337

五、实证检验与分析

(一) 基准回归结果

在进行空间效应检验前,借助(1)式,考察数字普惠金融对乡村全面振兴的影响效应,具体检验结果如表 3(1)(2)列所示。观察数据可知,无论是否控制影响乡村全面振兴的相关变量,数字普惠金融均能显著促进乡村全面振兴,初步印证 H1 成立。依据控制变量的相关系数可以看出,财政支农、农业基础设施、产业结构、城镇化率及涉农技术迭代的影响系数至少通过 10%显著性水平检验,说明以上变量均可显著促进乡村全面振兴。

(二) 全局莫兰指数

表 4 为利用经济距离矩阵测算得到的全局莫兰指数。通过观察表中数据可以明晰,2011—2023 年的数字普惠金融指数均为正,且均较为显著,表明各省份数字普惠金融具有空间相关性。就乡村全面振兴指数而言,整体莫兰指数均通过 1%显著

性水平检验,并且整体呈上升态势。这说明中国各省份间乡村全面振兴存在空间正相关性,主要表现为空间聚集特征,满足构建空间计量模型的需求。

(三) 结果分析

1. 空间计量模型检验。为确保结果的准确性和可靠性,在进行空间效应检验之前需进一步验证所选空间计量模型的适用性。观察表 5 检验结果可知,LM、LR 统计量通过 1%显著性水平检验,拒绝原假设,说明空间杜宾模型(SDM)优于空间误差模型(SEM)和空间滞后模型(SLM)。同时,Wald 统计量通过 1%显著性检验,拒绝 SDM 会退化为 SEM 和 SLM 的原假设。再者,Hausman 检验统计量在 1%水平上显著,表明固定效应模型优于随机效应模型。综上,最终选择双向固定效应的空间杜宾模型(SDM)进行空间溢出效应分析。

表 3 基准回归检验结果

变量	乡村全面振兴 (1)	乡村全面振兴 (2)
数字普惠金融	0. 2840 *** (3. 7125)	0. 2517 *** (3. 1396)
财政支农		0. 6039 ** (2. 6815)
农业基础设施		0. 5117 ** (2. 7055)
产业结构		0. 3729 *** (3. 995)
城镇化率		0. 2759 *** (3. 2137)
涉农技术迭代		0. 2206 * (1. 8872)
个体固定效应	已控制	已控制
时间固定效应	已控制	已控制
收模型拟合度	0. 5781	0. 5627
对数似然值	833. 6259	871. 3418
观测值	390	390

注: * 、** 、*** 分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著; 圆括号内为 t 值。下同

表 4 全局莫兰指数结果

年份	数字普惠金融 (1)	乡村全面振兴 (2)
2011	0. 0935 *	0. 3341 ***
2012	0. 1305 **	0. 3572 ***
2013	0. 2329 ***	0. 3735 ***
2014	0. 1528 ***	0. 3876 ***
2015	0. 1004 *	0. 4025 ***
2016	0. 1758 **	0. 4281 ***
2017	0. 2859 ***	0. 4287 ***
2018	0. 2903 ***	0. 4399 ***
2019	0. 2986 ***	0. 4475 ***
2020	0. 3094 ***	0. 4598 ***
2021	0. 3121 ***	0. 4650 ***
2022	0. 3384 ***	0. 4706 ***
2023	0. 3534 ***	0. 4738 ***

表 5 空间计量模型检验结果

检验类型	统计量	P 值	检验结果
LM 检验	97. 537	0. 000	拒绝原假设 存在空间滞后效应
LR 检验	86. 492	0. 000	拒绝原假设 存在异方差
Wald 检验	62. 536	0. 000	拒绝原假设 ,SDM 不会退化为其他模型
Hausman	631. 249	0. 000	拒绝原假设 采用固定效应

2. 空间效应检验结果。基于地理距离矩阵与经济距离矩阵所构建双向固定效应的空间杜宾模型,对(5)~(7)式进行检验,具体结果如表6所示。(1)(4)列是利用(5)式检验数字普惠金融空间效应的回归结果。可以看出,数字普惠金融在地理距离矩阵下的影响系数在1%水平上显著。同时,数字普惠金融在经济距离矩阵下的回归系数通过1%显著性水平检验,说明数字普惠金融能够显著促进

乡村全面振兴,证实H1成立。也就是说,在地理距离矩阵下,每当数字普惠金融水平提升1%,乡村全面振兴的水平就会提升0.2925%。在经济距离矩阵下,则提高0.2335%。同时,乡村全面振兴的自回归系数也显著为正,表示具有空间效应。数字普惠金融的滞后项系数在1%的水平上显著,说明本地区的数字普惠金融能够影响邻近地区的乡村全面振兴,具有示范、带头效应。

表6 空间杜宾模型回归结果

变量	地理距离矩阵			经济距离矩阵		
	乡村全面振兴 (1)	新型农村集体 经济(2)	乡村全面振兴 (3)	乡村全面振兴 (4)	新型农村集体 经济(5)	乡村全面振兴 (6)
数字普惠金融	0.2925 *** (3.9796)	0.2897 *** (3.9425)	0.2843 *** (3.8255)	0.2335 *** (3.6951)	0.2176 *** (3.1558)	0.2097 *** (3.1274)
新型农村集体经济			0.3192 *** (3.9796)			0.3173 *** (3.9254)
财政支农	0.3933 ** (2.4967)	0.3609 ** (2.1928)	0.3951 ** (2.2164)	0.2779 ** (2.0822)	0.2625 ** (2.0064)	0.2668 ** (2.0471)
农业基础设施	0.4831 ** (2.6329)	0.4192 ** (2.4195)	0.4767 ** (2.5823)	0.4341 ** (2.4092)	0.4125 ** (2.0256)	0.4332 ** (2.1255)
产业结构	0.2589 *** (3.6497)	0.2246 *** (3.2884)	0.2430 *** (3.5652)	0.2912 *** (3.0595)	0.2327 *** (2.9298)	0.2496 *** (2.9318)
城镇化率	0.1881 *** (3.8347)	0.1134 *** (3.7151)	0.1688 *** (3.8093)	0.1360 *** (3.2609)	0.1247 *** (2.8038)	0.1349 *** (3.1523)
涉农技术迭代	0.1149* (1.9109)	0.1021* (1.8769)	0.1083* (1.8823)	0.1039* (1.8537)	0.0954* (1.8136)	0.0993* (1.8218)
数字普惠金融滞后项	0.2739 *** (3.8725)	0.2659 *** (3.5214)	0.2612 *** (3.7890)	0.2139 *** (3.0391)	0.2029 *** (2.7649)	0.2099 *** (2.9933)
新型农村集体经济滞后项			0.3029 *** (3.8525)			0.3119 *** (3.7151)
财政支农滞后项	0.3123 ** (2.3772)	0.3202 ** (2.2415)	0.3088 ** (2.2975)	0.2529 ** (2.2154)	0.2119 ** (2.1513)	0.2440 ** (2.1872)
农业基础设施滞后项	0.4416 ** (2.7393)	0.4172 ** (2.4270)	0.4216 ** (2.6485)	0.4544 ** (2.2864)	0.4126 ** (2.0066)	0.4085 ** (2.1087)
产业结构滞后项	0.2321 *** (3.8215)	0.2149 *** (3.0811)	0.2064 *** (3.6573)	0.2144 *** (3.0601)	0.2051 *** (2.7725)	0.2131 *** (2.8819)
城镇化率滞后项	0.1623 *** (3.8717)	0.1080 *** (3.7753)	0.1526 *** (3.8174)	0.1226 *** (3.7137)	0.1144 *** (2.8275)	0.1194 *** (3.5785)
涉农技术迭代滞后项	0.0964* (1.9314)	0.0825* (1.9115)	0.0992* (1.9263)	0.0923* (1.7835)	0.0794* (1.6583)	0.0885* (1.7044)
空间自相关系数	0.5985 *** (3.3625)	0.5873 *** (3.2837)	0.5547 *** (3.1289)	0.6121 *** (3.0284)	0.5914 *** (3.0634)	0.5892 *** (3.2635)
个体固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
时间固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
模型拟合度	0.5595	0.6155	0.5610	0.5634	0.6056	0.5920
对数似然值	846.0793	751.8652	853.7435	853.9126	761.8537	869.7238
观测值	390	390	390	390	390	390

(四) 新型农村集体经济的中介效应

本文在构建地理距离矩阵与经济距离矩阵双向固定效应空间杜宾模型的基础上,检验新型农村集体经济的中介效应。表6(2)(5)列是基于模型(6)检验数字普惠金融对新型农村集体经济的影响。(3)(6)列为加入中介变量新型农村集体经济对(7)式的检验,即检验数字普惠金融能否通过促进新型农村集体经济间接赋能乡村全面振兴。

就地理距离矩阵而言,数字普惠金融对新型农村集体经济的影响系数为0.2897,通过1%显著性水平检验,说明数字普惠金融能够显著促进新型农村集体经济发展。观察表6(3)列数据可知,新型农村集体经济对乡村全面振兴的影响系数为0.3192,说明数字普惠金融可通过促进新型农村集体经济间接赋能乡村全面振兴,这一中介效应为0.0925(0.2897×0.3192)。表6(1)列数字普惠金融对乡村全面振兴的总影响系数为0.2925,而新型农村集体经济的中介效应为0.0925,占数字普惠金融影响乡村全面振兴总效应的31.62% ($0.0925/0.2925=0.3162$),这说明新型农村集体经济是数字普惠金融影响乡村全面振兴的关键渠道,有效证实H2成立。

就经济距离矩阵而言,数字普惠金融对新型农村集体经济的影响系数为0.2176,在1%水平上显著,佐证数字普惠金融能够加快新型农村集体经济发展。表6(6)列数据显示,新型农村集体经济对乡村全面振兴的影响系数为0.3173,表明数字普惠金融能够通过加快新型农村集体经济发展,加快乡村全面振兴进程,且中介新型农村集体经济的中介效应为0.0690(0.2176×0.3173)。表6(4)列数字普惠金融对乡村全面振兴的总影响系数为0.2335,而新型农村集体经济的中介效应为0.0690,占数字普惠金融影响乡村全面振兴总效应的29.55% ($0.0690/0.2335$),这表明数字普惠金融可通过促进新型农村集体经济发展,间接加快乡村全面振兴步伐,证实H2成立。

(五) 空间溢出效应分解

1. 数字普惠金融空间溢出效应分解。表7为空间溢出效应的分解结果。通过观察表内数据可知,数字普惠金融的各正向赋能效应均显著为正,证实数字普惠金融能够显著推进本地及毗邻地区乡村全面振兴,有力佐证H1成立。其中,经济距离矩阵的间接、总效应高于地理矩阵的间接、总效应,表明乡村全面振兴受经济环境影响程度较大。

表7 数字普惠金融空间溢出效应分解结果

变量	地理距离矩阵			经济距离矩阵		
	直接效应	间接效应	总效应	直接效应	间接效应	总效应
数字普惠金融	0.1907 *** (3.3743)	0.3835 *** (3.1016)	0.5742 *** (5.3408)	0.1471 *** (3.1619)	0.5724 *** (3.0806)	0.7195 *** (5.3186)
控制变量	已控制			已控制		

2. 数字普惠金融与新型农村集体经济对乡村全面振兴空间溢出效应分解。基于(7)式检验新型农村集体经济的中介效应后,分解数字普惠金融与新型农村集体经济对乡村全面振兴的空间效应,具体结果如表8所示。在两种距离矩阵下,数字普惠金融与新型农村集体经济的直接、间接和总效应的系数均通过1%显著性水平检验,且具有显著的正向空间溢出效应,说明数字普惠金融不仅能够促进本地区 and 邻近地区的乡村全面振兴,而且可通过促进新型农村集体经济间接推进本地与毗邻地区的乡村全面振兴。

(六) 稳健性检验与内生性处理

为确保前文检验结果具有稳健性,本文在经济距离权重矩阵下,分别利用更换解释变量衡量方式、剔除部分样本数据稳健性检验及工具变量法内生性处理,具体结果如表9所示。

1. 更换数字普惠金融测度方式。为规避回归结果产生偏误,利用主成分分析法对各项指标进行降维处理,衡量乡村全面振兴指数,并再次代入(5)式展开检验(见表9(1)列)。通过观察结果不难看出,数字普惠金融的影响系数通过1%显著性检验,有力证实前文检验结果具有稳健性。

表 8 数字普惠金融与新型农村集体经济对乡村全面振兴空间溢出效应分解结果

变量	地理距离矩阵			经济距离矩阵		
	直接效应	间接效应	总效应	直接效应	间接效应	总效应
数字普惠金融	0.1741 *** (2.9508)	0.3261 *** (2.8874)	0.5002 *** (3.5745)	0.1358 *** (2.9101)	0.2732 *** (2.8392)	0.4090 *** (3.0878)
新型农村集体经济	0.3536 *** (2.7851)	0.4265 *** (2.9804)	0.7801 *** (3.6982)	0.2389 *** (2.8747)	0.3715 *** (2.9138)	0.6104 *** (3.7928)
控制变量	已控制			已控制		

表 9 稳健性与内生性处理结果

变量	更换衡量方式	剔除部分年份数据	缩尾处理	内生性处理	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
数字普惠金融	0.1958 *** (2.7891)	0.2543 *** (3.6627)	0.2191 *** (3.3467)	—	0.1931 *** (2.8689)
数字普惠金融滞后项	0.2727 *** (3.6229)	0.3029 *** (3.0626)	0.2625 *** (3.1020)	—	—
工具变量	—	—	—	0.1530 *** (2.8742)	—
直接效应	0.2911 *** (3.5110)	0.1728 *** (2.7738)	0.2893 *** (3.4919)	—	—
间接效应	0.6728 *** (4.0362)	0.3793 *** (3.2161)	0.4918 *** (3.4012)	—	—
总效应	0.9639 *** (6.6897)	0.5521 *** (3.7690)	0.7811 *** (5.0662)	—	—
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
模型拟合度	0.5348	0.5416	0.5522	0.5712	0.5528
空间自相关系数	0.8169 *** (5.1722)	0.9128 *** (6.2153)	0.8921 *** (5.2983)	0.6240 *** (4.6318)	0.6157 *** (4.7522)
对数似然值	759.0741	763.8194	629.3775	—	—
观测值	390	300	390	390	390

2. 剔除部分年份数据。2013 年 11 月,党的十八届三中全会明确了数字普惠金融发展方向,落实了数字普惠金融发展战略。受政策影响,本文将 2013 年(包含 2013 年)之前的样本数据予以剔除,再次展开检验,具体结果详如表 9(2)列所示。观察数据可知,经过剔除部分年份数据后,数字普惠金融的影响系数仍在 1%水平上显著,证实前文研究结论是稳健的。

3. 缩尾处理。考虑到极端值会对基准估计结果产生影响,对样本数据进行前后 1%缩尾处理,并代入(5)式再次展开验证,结果如表 9(3)列所示。数据显示,核心解释变量的影响系数与前文回归数

据相差不大,再次佐证了前文回归结果稳健。

4. 内生性检验。参考现有研究方式,数字普惠金融的工具变量选取 1984 年城市每百人固定电话数与上一期全国互联网人数的交互项(赵涛等,2020)。将工具变量代入(5)式进行内生性处理,具体结果如表 9(4)(5)式所示。通过观察数据可知,工具变量与数字普惠金融的影响系数均通过 1%显著性水平检验,满足工具变量选取相关性。同时,数字普惠金融对乡村全面振兴的影响系数依旧通过 1%水平检验,证实本文研究结论稳健。

5. 敏感性处理。为保障研究结果具有稳健性与可靠性,利用空间邻接矩阵缓解空间计量模型对

空间权重矩阵的敏感性 ,具体结果如表 10 所示。通过观察表内结果可知 ,在空间邻接矩阵下 ,数字普惠金融及其滞后项的影响系数依旧通过 1% 显著性水平检验 ,说明“数字普惠金融能够显著促进乡村全面振兴 ,且存在空间溢出效应”这一研究假设依旧成立 ,佐证了前文检验结果稳健。

表 10 敏感性处理结果

变量	空间邻接矩阵 (1)
数字普惠金融	0. 1521 *** (2. 7725)
数字普惠金融滞后项	0. 2512 *** (3. 5113)
直接效应	0. 2526 *** (3. 3004)
间接效应	0. 5926 *** (4. 1217)
总效应	0. 8452 *** (5. 4739)
控制变量	已控制
模型拟合度	0. 5227
空间自相关系数	0. 8035 *** (5. 2377)
对数似然值	733. 1277
样本量	390

(七) 门槛效应检验

为证实数字普惠金融对乡村全面振兴具有非线性影响 ,通过利用面板门槛(8) 式 ,以数字普惠金融作为门槛变量 ,进一步检验数字普惠金融对乡村全面振兴的门槛效应 ,具体结果如表 11 所示。就以数字普惠金融为门槛变量而言 ,具有双重门槛效应 ,且门槛值分别为 0. 5321 与 0. 5987。

表 11 门槛效应检验结果

门槛变量	门槛值	门槛数量	95% 置信区间	残次平方和	均方误差	F 值	P 值
数字普惠金融	0. 5321	单门槛	(0. 5285 0. 5523)	0. 1756	0. 0007	99. 3205	<0. 0006
	0. 5987	双门槛	(0. 5907 0. 5689)	0. 1664	0. 0005	54. 6419	<0. 0004
	—	三门槛	—	0. 1527	0. 0006	10. 2683	0. 6691

基于门槛效应检验结果 ,利用(8) 式进行检验 ,详细结果如表 12 所示。观察(1) 列数据可知 ,数字普惠金融在双重门槛模型下的影响系数至少通过 10% 显著性水平检验 ,且影响系数逐渐提高。当数字普惠金融低于门槛值 0. 5321 时 ,数字普惠金融的影响系数为 0. 1753 ,在 10% 水平上显著; 当数字普惠金融大于 0. 5321 小于等于 0. 5987 时 ,数字普惠金融影响系数为提升至 0. 2054 ,在 1% 水平上显著; 当数字普惠金融大于 0. 5987 ,数字普惠金融影响系数为提升至 0. 2741 ,依旧通过 1% 显著性水平检验。通过观察数据可知 ,数字普惠金融对乡村全面振兴的正向赋能效应呈“边际递增”的特征 ,证实 H3 成立。这说明 ,加快数字普惠金融发展有助于促进乡村全面振兴。

表 12 门槛回归估计结果

门槛变量	乡村全面振兴
数字普惠金融(数字普惠金融 ≤ 0.5321)	0.1753* (1.9224)
数字普惠金融(0.5321<数字普惠金融 ≤ 0.5987)	0.2054*** (3.3173)
数字普惠金融(数字普惠金融 > 0.5987)	0.2741*** (3.8718)
控制变量	已控制
常数项	2.9437*** (4.8501)
模型拟合度	0.5173
对数似然值	886.7406
样本量	390

六、结论

本文基于五个维度构建乡村全面振兴综合评价指标体系,并使用 2011—2023 年中国 30 个省份作为研究样本,通过构建系列检验模型实证考察数字普惠金融对乡村全面振兴影响机制。研究结果如下:(1) 数字普惠金融对乡村全面振兴具有显著赋能效应,且存在空间溢出效应。(2) 数字普惠金融能够有效推进本地与毗邻地区乡村全面振兴,且经过更换数字普惠金融测度方式、剔除部分年份数据、缩尾处理稳健性检验,以及工具变量的内生性检验后,该结论依旧成立。(3) 数字普惠金融能够通过促进新型农村集体经济发展,间接赋能乡村全面振兴。(4) 数字普惠金融对乡村全面振兴的正向赋能效应具有非线性递增的双门槛效应。由此不难看出,数字普惠金融对于加快乡村全面振兴具有重要意义。基于此,本文提出如下对策建议。

第一,统筹推进数字新基建,加快数字普惠金融发展。通过实证结果可知,数字普惠金融对乡村全面振兴具有显著推进作用。据此,中国应对农村加大数字基础设施建设的投入及布局,加快实现共建共享,强化设施维护与管理,推进数字普惠金融发展,继而为加快乡村全面振兴夯实资金基础。首先,加大投入与优化布局。中国应加大对乡村数字基础设施的资金投入,重点加强山区、边境地区等网络薄弱区域的网络覆盖,以此为加快数字普惠金融发展夯实基础。同时,应推动 5G 网络、大数据中心、物联网等新型基础设施在乡村的建设与应用,打造高

速、稳定、安全的数字网络环境,进一步提高农村数字普惠金融的普惠性及可得性,为实现乡村全面振兴奠定基础。其次,推动共建共享。各地区应鼓励电信运营商、金融机构、科技企业等多方合作,通过资源共享、优势互补,共同参与乡村数字基础设施建设,加强金融机构与电信运营商合作,切实促进数字普惠金融发展,为加快乡村全面振兴奠定基础。最后,强化设施维护与管理。各地区应建立健全乡村数字基础设施的维护管理机制,设立专项维护资金,加强专业运维人员培养和队伍建设,确保设施稳定运行,保障设施的日常维护、升级改造等需求,进而为加快数字普惠金融提供支撑,助力乡村全面振兴。

第二,加快各类制度创新,发展壮大新型农村集体经济。基于中介效应检验结果可知,数字普惠金融能够通过加快新型农村集体经济发展,间接推动乡村全面振兴。对此,中国应健全新型农村集体经济运行机制、组织联农带农机制、经济扶持机制及富农机制,持续增强农村集体经济组织的服务功能,助力新型农村集体经济发展,加快乡村全面振兴进程。一是健全新型农村集体经济运行机制。中国应进一步深化农村集体产权制度改革,完善农村集体资产股份权能,积极探索农村集体资产所有权与经营权分离的运营机制。同时,发挥农村基层党组织政治功能和组织优势,加强农村集体经济组织经营管理人才队伍建设,提高农村集体经济组织运行效率,切实增强农村集体经济组织带动能力,推动乡村全面

振兴。二是完善农村集体经济组织联农带农机制。应不断强化农村集体经济组织的服务功能,为农村集体经济组织成员的生产经营提供技术、信息等服务,鼓励农村集体经济组织与村民自治组织、社会组织联动发展,明晰农村集体经济组织与村民委员会的职能关系。在此基础上,需健全农村集体经济收益分配机制,建立与经营效益挂钩、以股份份额为基础的分配机制,切实保障农民集体资产收益分配权,确保集体成员公平分享集体收益,高效推进新型农村集体经济发展,助力乡村全面振兴。

第三,因地发展数字普惠金融,高效释放引领带动能效。实证结果显示,数字普惠金融对乡村全面振兴具有正向空间溢出效应,即数字普惠金融在加快本地区乡村全面振兴的同时,还能促进邻近地区的乡村全面振兴。据此,有必要围绕乡村全面振兴项目对于资金需求所呈现的多层次特点,并根据不同地区资源条件、优势产业不同,实施主体多样性计划,给予针对性、多样性建议,加快释放数字普惠金融带动能效,为加快乡村全面振兴注入动能。同时,金融机构应着力破解涉农融资瓶颈,通过构建“三位一体”服务体系整合资源对接、市场拓展与资本扶持功能。在此基础上,金融机构应借力于智能风控和区块链技术,开发区域特色化助农项目,培育精准适配“三农”需求的金融服务生态,切实推进城乡金融服务均等化进程,为加快乡村全面振兴注入资金活水。对于先发地区而言,须紧跟经济理论和数字科技发展前沿,以可信数据应用平台建设为基础,

以关键技术研发为突破口,以实践应用场景为依托,落地转化数字普惠金融的科学研究成果,为推进乡村全面振兴提供全方位金融解决方案。就后发地区而言,地方政府、金融机构与科技公司应共同努力,深入探究数字金融在乡村的实践应用,通过实地走访、调研和案例分析等方式,深入了解数字金融在乡村地区的发展现状、存在的问题及面临的挑战。在此基础上,结合乡村实际需求与发展特点,提出针对性地改进措施和建议,推动数字金融在乡村地区的持续健康发展。同时,政府、金融机构与科技公司还应加强合作与沟通,共同营造良好的数字金融发展环境,为乡村全面振兴注入新的动力。

本文尚存一些不足之处:一方面,本文虽考察了数字普惠金融对乡村全面振兴的直接效应、新型农村集体经济在二者间的中介效应及数字普惠金融的门槛效应,但尚未考虑到其他变量的调节效应及数字普惠金融对乡村全面振兴的异质性影响。未来研究可探讨多元变量间的交互作用及其对乡村全面振兴的影响机制,以及数字普惠金融对乡村全面振兴的异质性影响,为进一步提升政策制定的精准性和实效性提供实践证据。另一方面,基于数据可得性,本文选用省级层面数据进行研究,存在样本代表性不足的局限性。未来可将样本数据精细至城市、县域层面,以利用更精确细致的数据探析数字普惠金融对乡村全面振兴的影响效应,以此为政策制定提供更加充分的经验依据。

参考文献

1. Anderson C. The Long Tail: Why the Future of Business is Selling Less of More. Hachette UK, 2006
2. Anselin L. Lagrange Multiplier Test Diagnostics for Spatial Dependence and Spatial Heterogeneity. *Geographical Analysis*, 1988(1) : 1~17
3. Baron R. M. , Kenny D. A. The Moderator - Mediator Variable Distinction in Social Psychological Research: Conceptual ,Strategic ,and Statistical Considerations. *Journal of Personality and Social Psychology* ,1999(6) : 1173
4. Buchak G. ,Matvos G. ,Piskorski T. ,et al. Fintech ,Regulatory Arbitrage ,and the Rise of Shadow Banks. *Journal of Financial Economics* , 2018(3) : 453~483
5. Deininger K. ,Jin S. ,Xia F. ,et al. Moving off the Farm: Land Institutions to Facilitate Structural Transformation and Agricultural Productivity Growth in China. *World Development* ,2014: 505~520
6. Demsetz Harold. Toward A Theory of Property Rights II: The Competition Between Private and Collective Ownership. *Journal of Legal Studies* , 2002(2) : S653~672
7. Gomber P. ,Koch J. A. ,Siering M. Digital Finance and FinTech: Current Research and Future Research Directions. *Journal of Business Economics* ,2017(5) : 537~580
8. Goldstein J. ,Jiang W. ,Karolyi G. A. To Fintech and Beyond. *Review of Financial Studies* ,2019(5) : 1647~1661
9. Guo P. ,Yin Z. ,Zhu H. ,et al. The Impact of Governments' Digital Economy Procurement on Rural Household Entrepreneurship. 2024(12) :

2703~2718

10. Hansen B. E. Threshold Effects in Non-Dynamic Panels: Estimation, Testing and Inference. *Journal of Econometrics*, 1999(2) : 345~368
11. Honohan P. Measuring Microfinance Access: Building on Existing Cross-Country Data. *Social Science Electronic Publishing*, 2005
12. Huang Y. P., Wang X., Wang X. Mobile Payment in China: Practice and Its Effects. *Asian Economic Papers*, 2020(3) : 1~18
13. Huang J., Rozelle S. Technological Change: Rediscovering the Engine of Productivity Growth in China's Rural Economy. *Journal Development Economics*, 1996(2) : 337~369
14. Li J., Wu Y., Xiao J. J. The Impact of Digital Finance on Household Consumption: Evidence from China. *Economic Modelling*, 2020, 317~326
15. Mahmood A., Abdul M., Asif M. K., et al. Digital Financial Inclusion and Economic Growth: Provincial Data Analysis of China. *China Economic Journal*, 2021(3) : 291~310
16. Stiglitz J. E., Weiss A. Credit Rationing in Markets with Imperfect Information. *Social Science Electronic Publishing*, 1981(3) : 393~410
17. Wang J. Digital Inclusive Finance and Rural Revitalization. *Finance Research Letters*, 2023, 57
18. 陈秀萍. 东北地区农村集体经济组织推动“三农”发展的方向及路径选择. *东岳论丛*, 2022(10) : 115~124
19. 崔超. 发展新型集体经济: 全面推进乡村振兴的路径选择. *马克思主义研究*, 2021(2) : 89~98
20. 戴玉林, 吴晓迪. 数字普惠金融对乡村振兴的影响研究——基于产业多样性的调节效应分析. *金融监管研究*, 2024(4) : 76~93
21. 方观富, 蔡莉. 数字普惠金融如何影响农业产出: 事实、机制和政策含义. *农业经济问题*, 2022(10) : 97~112
22. 冯严超, 王晓红, 胡士磊. FDI、OFDI 与中国绿色全要素生产率——基于空间计量模型的分析. *中国管理科学*, 2021(12) : 81~91
23. 傅巧灵, 李媛媛, 赵睿. 数字普惠金融推进脱贫地区乡村全面振兴的逻辑、问题与建议. *宏观经济研究*, 2022(6) : 49~56
24. 傅秋子, 黄益平. 数字金融对农村金融需求的异质性影响——来自中国家庭金融调查与北京大学数字普惠金融指数的证据. *金融研究*, 2018(11) : 68~84
25. 高鸣, 宋洪远, 江帆. 金融支撑农村集体经济发展的路径选择和政策优化. *农村金融研究*, 2022(2) : 3~12
26. 高鸣, 江帆. 新型农村集体经济促进农民共同富裕: 理论机理、实践成效与政策构想. *改革*, 2024(3) : 142~155
27. 葛和平, 王佳昊, 姚亦嘉. 数字普惠金融促进乡村产业发展的影响机制与实施路径. *经济问题*, 2025(5) : 79~88
28. 郭峰, 王靖一, 王芳, 孔涛, 张勋, 程志云. 测度中国数字普惠金融发展: 指数编制与空间特征. *经济学(季刊)*, 2020(4) : 1401~1418
29. 郭俊华, 王阳, 冯雪. 中国式现代化视阈下巩固拓展脱贫攻坚成果同乡村振兴双向嵌入的逻辑及路径研究——以陕西为例. *西安财经大学学报*, 2024(4) : 108~118
30. 郭利京, 仇焕广. 合作社再联合如何改变农业产业链契约治理. *农业技术经济*, 2020(10) : 103~114
31. 郭玉杰. 数字普惠金融赋能乡村全面振兴路径研究. *农业经济*, 2024(10) : 122~124
32. 赫国胜, 刘璇. 数字金融、创业效应与实体经济高质量发展. *西安交通大学学报(社会科学版)*, 2024(2) : 39~51
33. 黄永春, 宫尚俊, 邵晨, 贾琳, 许子飞. 数字经济、要素配置效率与城乡融合发展. *中国人口·资源与环境*, 2022(10) : 77~87
34. 黄益平, 黄卓. 中国的数字金融发展: 现在与未来. *经济学(季刊)*, 2018(4) : 1489~1502
35. 李克乐, 黄剑辉, 宋丽娜. 农村金融高质量发展赋能农村集体经济: 理论分析与实证检验. *统计与决策*, 2024(24) : 133~138
36. 李牧辰, 封思贤. 数字普惠金融与城乡收入差距——基于文献的分析. *当代经济管理*, 2020(10) : 84~91
37. 李忠鹏, 王伟. 基层党组织领导新型农村集体经济发展的生成逻辑、作用机制与优化路径. *农村经济*, 2024(4) : 1~12
38. 黎翠梅, 周莹. 数字普惠金融对农村消费的影响研究——基于空间计量模型. *经济地理*, 2021(12) : 177~186
39. 连宏萍, 熊学振. 新质生产力赋能乡村振兴的现实困境与破解之道. *改革*, 2024(8) : 119~129
40. 刘儒, 郭提超. 新型农村集体经济促进乡村全面振兴的内在逻辑与路径优化. *西北农林科技大学学报(社会科学版)*, 2023(6) : 28~40
41. 刘慕冉. 农村集体资产股权质押贷款问题研究. *农业经济问题*, 2023(2) : 66~75
42. 栾健, 张哲晰. 兼顾效率与公平: 农村集体经济发展与农民农村共同富裕. *经济学家*, 2024(1) : 118~128
43. 罗能生, 熊少平, 李建明, 朱星雨. 数字普惠金融对城市减污降碳的影响效应与机制研究. *管理学刊*, 2024(3) : 95~111
44. 马堃, 史耀波, 王进. 发展新型农村集体经济能否促进农民共同富裕. *中国人口·资源与环境*, 2024(12) : 153~166
45. 孟维福, 李莎, 刘婧涵, 陈阳. 数字普惠金融促进乡村振兴的影响机制研究. *经济问题*, 2023(3) : 102~111
46. 仇焕广, 黄青. 农业绿色转型与高质量协调发展的理论逻辑与实践. *农业经济问题*, 2025(2) : 15~23
47. 冉光, 唐滔. 数字普惠金融对社会就业的影响——基于企业性质和行业的异质性考察. *改革*, 2021(11) : 104~117
48. 田霖, 张园园, 张仕杰. 数字普惠金融对乡村振兴的动态影响研究——基于系统 GMM 及门槛效应的检验. *重庆大学学报(社会科学版)*, 2022(3) : 25~38
49. 王敏, 谷羽, 李兆伟. 数字普惠金融与乡村振兴: 理论逻辑与实证检验. *西北大学学报(哲学社会科学版)*, 2023(1) : 56~71

50. 王 頔. 数字普惠金融助力共同富裕: 现实困境与进路窥探. 科学管理研究, 2022(4): 83~90
51. 王凤羽, 冉陆荣. 数字普惠金融对缓解我国农村相对贫困的影响. 中国流通经济, 2022(3): 105~114
52. 文丰安. 新型农村集体经济的理论内涵、现实困境与实践路径. 贵州财经大学学报, 2024(3): 62~71
53. 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. 中国农村经济, 2023(1): 93~114
54. 温忠麟, 叶宝娟. 中介效应分析: 方法和模型发展. 心理科学进展, 2014(5): 731~745
55. 吴 雨, 李 晓, 李 洁, 周 利. 数字金融发展与家庭金融资产组合有效性. 管理世界, 2021(7): 92~104+7
56. 肖盼晴, 姚玉凤. 新型农村集体经济促进共同富裕的实践进路——基于嵌入理论的分析. 哈尔滨工业大学学报(社会科学版), 2024(5): 145~152
57. 谢治菊, 黄美仪. 新型农村集体经济何以有效运行? ——基于三种实践模式的探索性分析. 中国农村观察, 2025(2): 3~25
58. 薛 晴. 农村数字普惠金融助推乡村振兴. 光明日报, 2022-08-09(11)
59. 熊 健, 张 晔, 董晓林. 金融科技对商业银行经营绩效的影响: 挤出效应还是技术溢出效应. 经济评论, 2021(3): 89~104
60. 熊学振, 连宏萍. 新质生产力赋能乡村振兴的现实困境与破解之道. 改革, 2024(8): 119~129
61. 徐云松. 数字普惠金融对乡村振兴的影响研究. 贵州师范大学学报(社会科学版), 2024(5): 92~102
62. 鄢宇昊, 李 巍, 胡锡琴, 张荣花. 数字普惠金融对乡村振兴的影响效应与经验证据. 统计与决策, 2023(15): 131~135
63. 尹振涛, 李俊成, 杨 璐. 金融科技发展能提高农村家庭幸福感吗? ——基于幸福经济学的研究视角. 中国农村经济, 2021(8): 63~79
64. 杨鑫垚, 叶家硕, 李 杰, 胡瑜洁. 数字普惠金融何以赋能乡村振兴? ——基于产业结构升级的视角. 南方金融, 2024(6): 18~31
65. 曾建中, 李银珍, 刘桂东. 数字普惠金融赋能乡村产业兴旺的作用机理和空间效应研究——基于县域空间动态面板数据的实证检验. 国际金融研究, 2023(4): 39~49
66. 张 立, 王亚华. 集体经济如何影响村庄集体行动——以农户参与灌溉设施供给为例. 中国农村经济, 2021(7): 44~64
67. 张 林, 丁晓兰. 乡村产业振兴的农民农村共同富裕效应. 统计与信息论坛, 2024(9): 77~92
68. 张 林, 温 涛. 数字普惠金融如何影响农村产业融合发展. 中国农村经济, 2022(7): 59~80
69. 张 辽, 刘成飞. 数字普惠金融如何赋能乡村产业振兴. 贵州财经大学学报, 2024(1): 41~51
70. 张 挺, 李闽榕, 徐艳梅. 乡村振兴评价指标体系构建与实证研究. 管理世界, 2018(8): 99~105
71. 张子珍, 胡文轩. 数字普惠金融对我国居民消费升级的影响: 理论机理与经验事实. 经济问题, 2025(6): 38~47
72. 张冬冬. 农村集体经济的金融创新服务研究. 农业经济, 2023(2): 113~115
73. 张锦兰, 何 湾. 新型农村集体经济促进农民共同富裕的内在逻辑与路径选择. 探索, 2023(6): 134~146
74. 张斯琪, 田 静, 张启文. 数字普惠金融能否有效促进农村农民共同富裕. 农业经济与管理, 2023(2): 110~122
75. 张志元, 李 肸. 共同富裕背景下数字普惠金融减贫有效性研究. 济南大学学报(社会科学版), 2022(1): 117~132+176
76. 赵 涛, 张 智, 梁上坤. 数字经济、创业活跃度与高质量发展——来自中国城市的经验证据. 管理世界, 2020(10): 65~76
77. 赵小钊, 兰定松. 共同富裕视野下乡村振兴战略的现实困境与推进策略. 贵州社会科学, 2023(10): 144~149
78. 中共中央党史和文献研究院编. 习近平关于“三农”工作论述摘编. 中央文献出版社, 2019: 122
79. 周国富, 郭淑婷, 张春红. 数字普惠金融对乡村振兴的影响: 机制与路径. 调研世界, 2024(11): 3~16
80. 周昌发, 飞传鹤. 乡村振兴战略下农村集体经济组织融资职能的路径重构. 经济体制改革, 2020(6): 86~93
81. 周 文, 李吉良. 新型农村集体经济与城乡融合发展. 兰州大学学报(社会科学版), 2025(2): 22~33
82. 左双双, 蔡海龙. 新型农村集体经济赋能乡村振兴: 历史沿革、逻辑理路与路径优化. 农业经济, 2023(12): 36~39

The Impact of Digital Inclusive Finance on the Comprehensive Rural Revitalization: Based on the Mechanism Effect Analysis of New Rural Collective Economy

LIU Xianjuan

Abstract: As an organic combination of digital economy and inclusive finance, digital inclusive finance helps to improve the financial satisfaction and availability of rural groups such as small and micro

agriculture-related enterprises ,farmers and rural poor people ,and provides strong support for accelerating comprehensive rural revitalization. From 2011 to 2023 ,30 provinces in China are selected as research samples ,and spatial Durbin model ,intermediary effect model and threshold effect model are constructed by using two spatial weight matrices of geographical distance and economic distance ,to respectively test the direct impact of digital inclusive finance on the comprehensive rural revitalization ,the transmission effect with new rural collective economy as mediating variable ,and the threshold effect with digital inclusive finance as threshold variable. The research shows that digital inclusive finance has a significant positive enabling effect on the comprehensive rural revitalization ,and there is a spatial spillover effect. After a series of robustness tests and endogeneity tests of instrumental variables ,the conclusion is still valid. Digital inclusive finance can indirectly empower the comprehensive rural revitalization by promoting the development of a new rural collective economy. The positive impact of digital inclusive finance on the comprehensive revitalization of rural areas has a non-linear increasing double-threshold effect. The research conclusions are helpful to promote the development of digital inclusive finance and help realize the comprehensive rural revitalization.

Keywords: Digital inclusive finance; Comprehensive rural revitalization; New rural collective economy; Spatial effect

责任编辑: 段艳艳