

经济学研究

数字普惠金融赋能乡村振兴的作用机制研究 ——基于资本配置效率视角

宋高燕

(河北大学 经济学院/共同富裕研究中心,河北 保定 071002)

摘要:基于党的二十届三中全会对乡村振兴的战略部署,构建涵盖产业兴旺、生态宜居、乡风文明、治理有效、生活富裕五个子维度的乡村振兴指数及综合指数,探讨数字普惠金融对乡村振兴的影响。研究发现,数字普惠金融对乡村振兴的各个维度及综合指数均有正向促进作用。通过门槛模型分析,发现数字普惠金融对乡村振兴综合指数的影响呈现非线性且边际递减的特征。该促进作用在资本配置效率较高的地区表现得更为显著。据此提出如下政策建议:统筹乡村振兴不同阶段的资源约束,优化数字普惠金融发展规划;提升乡村资源配置效率,畅通城乡要素流动;加强农村金融素养建设,推动数字技术与乡村产业深度融合,进一步发挥数字普惠金融促进乡村振兴的作用。

关键词:数字普惠金融;乡村振兴;资本配置效率;资本错配

中图分类号:F832.7;F327;F49 **文献标识码:**A **文章编号:**1005-6378(2025)03-0130-19

DOI:10.3969/j.issn.1005-6378.2025.03.011

一、引言

中国乡村振兴战略的政策框架呈现显著的连续性与迭代性特征:2022年中央一号文件明确提出要“强化乡村振兴金融服务”^①,着力破解农村金融供给侧结构性矛盾;2023年中央一号文件强调“扎实推进乡村发展、乡村建设”^②,突出了建设导向;2024年中央一号文件将重点提升至宏观战略层面,提出“推进中国式现代化,必须坚持不懈夯实农业基础,推进乡村全面振兴”^③;

收稿日期:2024-01-15

基金项目:国家社会科学基金重点项目“普惠金融与共同富裕的机制融合与功能叠加研究”(23AJY009);保定市社科规划重点课题“数字经济背景下浙江共同富裕示范区对保定的启示研究”(2022011)

作者简介:宋高燕(1987—),女,河北邯郸人,博士,河北大学经济学院副教授,河北大学共同富裕研究中心研究员,主要研究方向:制度变迁、收入分配和数字金融。

① 参见《中共中央 国务院关于做好2022年全面推进乡村振兴重点工作的意见》。

② 参见《中共中央 国务院关于做好2023年全面推进乡村振兴重点工作的意见》。

③ 参见《中共中央 国务院关于学习运用“千村示范、万村整治”工程经验有力有效推进乡村全面振兴的意见》。

2025年中央一号文件则聚焦“创新乡村振兴投融资机制”^①,强化金融支持方式的多元化与可持续性。同时,党的二十届三中全会也提出,必须统筹乡村全面振兴,“促进城乡要素平等交换、双向流动,缩小城乡差别,促进城乡共同繁荣发展”^②。这一系列政策演进表明,金融服务体系重构是乡村振兴战略实施的核心制度保障。传统金融体系由于“门槛过高”,长期将农村主体排斥在正规金融市场之外,形成“金融排斥—资本匮乏—发展滞后”的恶性循环^[1],制约了城乡共同繁荣。新时期,数字普惠金融凭借其交易成本低、金融门槛低、覆盖范围广等优势,为农村居民提供了可负担的金融服务,有效缓解了农村居民融资约束,为促进乡村振兴提供了契机^[2]。乡村振兴战略通过系统推进农村产业升级、农业现代化转型以及农民的全面发展,构建起“防返贫—促增收—共富裕”的可持续机制。在此战略推进过程中,金融领域的创新与变革展现出关键枢纽作用。作为金融供给侧改革的突破性实践,数字普惠金融重构了农村金融生态,不仅精准对接乡村振兴对金融资源错配矫正的需求,更在全球发展议程中验证了数字金融促进包容性增长的可行性。

“普惠金融”这一概念发轫于联合国2005年国际小额信贷年会发布的《普惠金融体系蓝皮书》,其核心诉求在于构建金融服务的普遍可获得性,以矫正金融排斥导致的全球贫富差距扩大与资源配置扭曲等问题。随着移动互联网技术的指数级增长与金融业态的深度数字化转型,数字普惠金融作为制度创新与技术创新的融合产物,在2016年G20杭州峰会上被首次提出,并获得国际共识性定义:即凡是借助数字技术推动普惠金融发展的所有行动,均可纳入数字普惠金融范畴^③。其核心要点在于破解传统金融存在的“最后一公里困境”,使得传统金融机构难以有效覆盖的贫困地区也能够顺利获取与自身需求高度契合的金融服务。更为重要的是,对于服务提供者与受益者双方而言,这种普惠性具有长期稳定且可持续的特征,能够为金融服务的均衡发展奠定坚实基础。

随着数字普惠金融理念的不断发展与完善,其在全球范围内的实践探索也日益广泛。各国纷纷结合自身国情,积极构建数字普惠金融体系,创新金融服务模式,拓展金融服务边界。而在中国,数字普惠金融的发展更是与城乡融合发展战略紧密相连。数字普惠金融通过“技术赋能—成本重构—服务下沉”的传导机制,使得农村地区能够更好地接入金融资源,为乡村振兴注入了新的活力。

在中国城乡融合发展过程中,正在形成生产要素由农村单向流出转向城乡双向流动的新局面^[3],这一变革在缓解农村要素制约的同时,也为新时期数字技术的运用提供了广阔空间。以人工智能、大数据、云计算、物联网等为代表的数字技术,正在突破地域限制,深入赋能农村的生产、分配、销售等关键环节,为数字普惠金融助力乡村振兴提供了强大支撑。在此背景下,本文创新性地基于资源配置效率调节效应的视角,研究数字普惠金融对于乡村振兴的五个子维度有何种推动作用,对于实现乡村振兴、城乡共同繁荣发展具有重要的理论意义和实践意义。

现有研究从多个视角探讨了数字普惠金融对乡村振兴的影响,并形成了一系列研究成果。从数字普惠金融与乡村振兴的关系来看,研究表明,在东部地区,数字普惠金融与乡村振兴已形

① 参见《中共中央 国务院关于进一步深化农村改革 扎实推进乡村全面振兴的意见》。

② 参见《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》。

③ GPFI:《全球标准制定机构与普惠金融——不断演变中的格局》。

成显著的空间联动格局^[4]。此外,数字技术赋能被视为农村产业数字化转型的核心驱动力^[5-6],其通过重构生产要素配置模式与产业链协同机制,显著提升了农业全要素生产率^[7]。与此同时,数字经济的包容性特征^[8]决定了数字技术覆盖的广度和深度在乡村振兴中发挥着重要作用^[9]。部分学者进一步指出,数字普惠金融在欠发达地区对包容性增长的促进作用更为显著^[10],在推动乡村振兴方面的影响也更为突出。

在数字普惠金融促进乡村振兴的作用机制方面,现有研究主要关注其在农村产业发展、创业活跃度以及减贫增收方面的影响。研究表明,数字普惠金融可为乡村产业融合发展提供多元化金融服务^[11],延长农村地区产业链,推动新产业、新业态的形成^[12]。此外,数字普惠金融通过提高金融可获得性,促进农业技术的推广和规模化经营,从而有效提升农业全要素生产率,并通过产业振兴进一步带动乡村振兴^[13-14]。与此同时,数字普惠金融的包容性还体现在为农村弱势群体提供数字金融产品和金融服务^[15],缓解信贷约束和社会网络限制^[16],进而带动农户的创业,降低贫困率^[17]。此外,数字普惠金融还通过提高农村收入水平^[18]、推动农业机械化等方式^[19],为农村新型创业主体赋能。农村创业不仅可以充分利用本地资源,促进区域经济发展^[20],还能够创造更多就业机会,助力农民增收^[21],进一步推动乡村振兴的实现。

现有文献较多的是通过构建乡村振兴的指标体系,从多角度考察数字普惠金融对乡村振兴的影响机制,少有文献探究数字普惠金融对乡村振兴的五个子维度的影响机制,同时考察资本配置效率调节作用的文献更是少之又少。本文聚焦我国30个省(市、自治区)^①,检验数字普惠金融对乡村振兴五个子维度的影响程度,进一步验证数字普惠金融对乡村振兴促进作用是否受资本配置效率的影响,最后建立面板门槛模型,检验数字普惠金融促进乡村振兴的拐点在何处。本研究弥补了相关领域的欠缺,为发展数字普惠金融促进乡村振兴提供一定的启示。

二、数字普惠金融促进乡村振兴的机理分析

(一)数字普惠金融对乡村振兴五大维度的影响

数字普惠金融通过降低农户的融资门槛,缓解农村生产经营者和农户的金融排斥问题,同时,数字普惠金融的发展可依托数字化的手段推动农村经济、社会等各领域的模式创新和结构优化,从而助力乡村振兴。然而,数字普惠金融在不同地区的作用存在明显的异质性^[22],即资源配置效率的差异影响了其促进乡村振兴的效果。因此,有必要结合资源配置效率的特点,系统分析数字普惠金融在乡村振兴中的具体作用机制。本文以习近平总书记在党的十九大报告提出的乡村振兴战略的总要求“产业兴旺、生态宜居、乡风文明、治理有效、生活富裕”为依据对数字普惠金融助力乡村振兴的路径展开深入探讨。具体来看:

1.数字普惠金融助力乡村产业发展

产业兴旺是乡村振兴战略的核心支撑,正所谓“乡村振兴,产业先行”^[23]。然而,我国部分农村地区仍面临产业链条短、产品种类单一且附加值低、同质化严重、内生发展动力不足等问题。同时,交通、通讯等基础设施落后^[24],农村发展资金缺乏^[25],进一步制约了农村产业的可持续发

① 本次分析样本不包括香港特别行政区、澳门特别行政区、台湾省、西藏自治区数据。

展。在这一背景下,数字普惠金融凭借数字技术的赋能效应,不仅降低了金融服务的成本,还大幅度提升了农村地区金融服务的可及性和覆盖率。其普惠性特征使农户能够更便捷地获得信贷支持,提高乡村资源配置效率,从而增强金融服务对实体经济的支撑作用,推动乡村产业转型升级^[26]。此外,通过数字普惠金融的深度应用,不仅能够构建更加完善的乡村产业链,提高农业生产效率和产品竞争力,还能为农村经济注入新动能,助推乡村产业的高质量发展,为乡村振兴提供坚实的金融保障。

2. 数字普惠金融赋能乡村生态宜居

生态宜居是乡村振兴的重要支撑。然而,我国许多农村地区由于地理位置偏远、基础设施落后、资源利用效率低^[25],在环境治理和可持续发展方面面临诸多挑战。尤其环保项目建设进展缓慢,使得农村居民在践行绿色生活理念和实施生态友好型生产方式时面临较大障碍。数字普惠金融广泛应用为推动绿色金融发展提供了新的机遇。一方面,数字普惠金融能够为促进绿色金融发展提供资源引导作用,引导资金流向绿色农业领域,为农村环保项目提供稳定的资金支持。同时,数字普惠金融能够推动农业副产品的资源化利用,提高农业资源配置效率与利用效率,减少对农村自然资源的浪费与过度开发,从而助力农村生态环境的保护和改善,赋能农村地区的生态宜居建设^[27]。另一方面,数字普惠金融还能够通过金融激励和数字化宣传等手段,推动绿色发展理念在农村的普及,通过数字平台推广生态友好型农业模式,鼓励农村积极参与生态宜居建设,使绿色发展理念深入人心。这一过程将进一步推动生态农业、乡村旅游等绿色产业发展,促进农村经济与生态保护协同并进,构建人与自然和谐共生的乡村发展新格局^[28]。

3. 数字普惠金融改良乡村社会风气

乡风文明是乡村振兴的重要保障。乡村不仅是中华文明的重要载体,承载着丰富的传统文化,同时也面临部分观念落后和不良社会风气的挑战。因此,在新时代背景下,有必要结合现代化治理理念,引入先进思想与新观念,以数字普惠金融的发展推动农村文明建设,促进乡村社会的现代化转型。首先,数字普惠金融依托大数据技术,能够实时掌握农村居民及企业信用状况,为信用体系建设提供数据支撑。这种信用监管体系不仅能够有效约束和规范居民及企业行为,还能培育农村主体的诚信美德,改良农村社会风气^[29],推动农村信用环境的改善。其次,数字普惠金融的发展促进了农村教育资源的优化配置,为教育贷款和教育基金的高效投放提供了有力保障。通过提升农村居民的受教育水平,使其能够接触到更先进的知识体系与文化观念,不仅有助于拓宽视野,增强创新能力,还能提升农村社会整体文化素养,进一步促进乡风文明建设^[30]。再次,数字普惠金融还为乡村文化产业提供资金支持,助力乡村文化资源的有效配置。借助金融赋能,村民能够更好地参与文化产业的传承与发展,在产业创新与经营过程中接受优秀文化的熏陶,进一步增强乡村社会的稳定性和凝聚力,推动乡村文化的繁荣发展^[31]。

综上,数字普惠金融不仅优化了农村信用体系,推动诚信社会建设,还促进了教育公平和文化产业振兴,为乡风文明的塑造提供了有力支撑,在推动乡村社会现代化转型的过程中发挥了积极作用。

4. 数字普惠金融变革乡村治理体系

治理有效是乡村振兴的基础,而数字普惠金融的广泛应用正成为推动乡村治理现代化的重要动力。数字普惠金融依托网络信息技术的普及,不仅推动农村地区加快数字化治理手段的应

用,还促进乡村治理体系向多元协同模式转型,提升乡村治理的精准性和效率。一方面,数字普惠金融发展能够间接提高乡村数字基础设施资源的配置效率,有效拓宽农村地区的网络覆盖范围、完善农村地区的信息系统,为数字化治理转型提供坚实的技术支撑^[32]。借助数字技术,乡村治理逐步由传统的人力管理模式向智能化、数据驱动型治理模式转变,从而提升乡村治理的科学性与高效性。另一方面,资源配置效率高的农村地区往往具备更强的外部资源吸引力,通过制度嵌入、行动嵌入、认知嵌入的方式^[33],诱致乡村治理体系发生变革,促进乡村治理体系在制度建设、技术应用等方面不断探索创新,更好地适应数字时代的发展要求。

综上,数字普惠金融的深入发展不仅为乡村治理现代化提供了技术支撑,还增强了乡村资源的优化配置能力,为乡村振兴奠定了坚实的治理基础。

5. 数字普惠金融助力农村居民生活富裕

生活富裕是乡村振兴的根本目标。数字普惠金融通过降低农户参与金融服务的门槛,扩大了金融服务的覆盖面,提高农户的金融素养,使农户能够更高效地利用金融工具管理资产、配置资源,从而提高收入水平。以余额宝为代表的货币基金凭借便利的操作模式与稳定的收益,极大地丰富了农民群体的投资方式,推动了农民从单一收入模式向多元化资产配置模式转变,优化了农民收入结构^[34]。此外,互联网保险、期货等金融产品在农村经济活动中发挥了重要的风险分担功能,为农户在农业生产、经营管理等方面提供了有效保障,增强了农村产业的抗风险能力,有利于农户实现长期持续经营^[35],从而促进农村社会的稳定。在资源配置效率高的地区,数字普惠金融的信用创造、要素集聚与风险管理功能能够得到更充分的发挥,进而更有力地支持乡村产业发展、提升农户经济自主性,实现乡村振兴的长期可持续发展^[36]。

综上,数字普惠金融不仅提升了农民的金融参与度与理财能力,还为其提供了更稳定的收入来源和更完善的风险保障体系,在推动了农村居民生活富裕的同时,为乡村振兴提供了有力支撑。

因此,本文提出以下假说:

假说 1: 数字普惠金融对乡村振兴及其五个子维度具有正向影响。

(二) 资本配置效率在数字普惠金融对乡村振兴的影响中发挥调节作用

乡村振兴的核心在于城乡要素的高效双向流动,而资源优化配置则是实现乡村振兴的关键前提^[37]。研究指出,有效的资源配置不仅能够显著缓解农业收入不平等和贫困问题,也能够推动乡村经济的可持续发展^[38]。作为优化农村金融资源配置的重要工具,数字普惠金融在促进乡村振兴的过程中,必然受到资本配置效率的影响。在资源配置效率较高的地区,数字普惠金融能够更好地发挥融资支持和产业赋能作用。通过降低农户信贷约束,数字普惠金融为非农创业提供了便捷的资金支持,推动了农村产业多元化发展。同时,它能够延长农业生产链,提升农村产业链韧性,拓展农民的就近就业渠道^[39]。这一过程不仅促进了农村生态环境的可持续发展,还通过多渠道提升农民的收入水平和民生福祉,最终实现生活富裕的目标。此外,资源配置效率较高的地区,数字普惠金融对农户增收的促进作用更为显著。收入水平的提高往往伴随着家庭在教育、文化娱乐等方面支出的增加,这不仅提升了农村居民的文化素养,也有助于改善社会风气,进一步推动乡风文明建设。同样,资源配置效率较高的地区,数字普惠金融更容易深入农村市场,推动数字技术的普及,提升居民与政府的数字素养。依托数字技术赋能基层政府治理,

不仅能够提升乡村治理的精细化和智能化水平,也为构建现代化农村治理体系提供了有力支撑。

基于以上分析,本文提出第二个假说:

假说 2:资本配置效率对数字普惠金融促进乡村振兴的作用具有正向调节效应,资本配置效率越高,数字普惠金融对乡村振兴的促进作用越显著。

数字普惠金融对乡村振兴表现出非线性的影响。

进一步分析,在不同发展阶段,数字普惠金融对乡村振兴的影响可能存在异质性^[22],一方面,数字普惠金融的发展降低了农村地区金融服务的门槛,提高了农村地区“长尾人群”对于金融资源的可获得性,在金融排斥问题得到缓解后,农村地区金融生态体系将被重塑,居民对正规信贷资金的需求会显著增加^[40]。随着金融服务的深化与普及,数字普惠金融在推动基层建设、促进乡村产业升级以及提升农村居民收入方面的作用将进一步增强,从而加速乡村振兴的进程;另一方面,当农村地区融资约束得到缓解后,乡村振兴的进一步推进可能会受到土地资源、人力资本等因素制约。在此阶段,尽管数字普惠金融仍然能够通过优化资源配置、促进产业升级等方式助力乡村振兴,但其边际影响可能有所减弱。因此,基于以上分析,本文提出以下假说:

假说 3:数字普惠金融对乡村振兴的影响表现出门槛效应,当数字普惠金融发展水平达到一定阈值后,其促进作用显著减弱。

三、模型设计与变量说明

(一)模型构建

1.数字普惠金融促进乡村振兴

为检验数字普惠金融对乡村振兴的影响,本文设定如下模型:

$$Y_{it} = \alpha_0 + \beta_0 LNDIF_{it} + \beta_1 CONTROL_{it} + \mu_i + \lambda_t + \epsilon_{it} \quad (1)$$

其中,被解释变量 Y_{it} 代表乡村振兴指数及其 5 个子维度指标, $LNDIF_{it}$ 代表数字普惠金融指数作为核心解释变量, $CONTROL_{it}$ 为控制变量,并进一步控制个体效应 μ_i 、时间效应 λ_t , ϵ_{it} 表随机误差。

2.资本配置效率的调节作用

为检验调节效应,设立以下方程:

$$Y_{it} = \alpha_1 + \beta_2 LNDIF_{it} + \beta_3 TKI_{it} + \beta_4 INTERACT_{it} + \beta_5 CONTROL_{it} + \mu_i + \lambda_t + \epsilon_{it} \quad (2)$$

其中, TKI_{it} 为资本错配指数,衡量资本配置效率; $INTERACT_{it}$ 则是资本错配指数与数字普惠金融指数的交互项,其余与前式相同。

3.数字普惠金融对乡村振兴的非线性影响

为检验数字普惠金融对乡村振兴的非线性影响,本文设立了如下公式:

$$Y_{it} = \alpha_2 + \beta_6 LNDIF_{it}(q_i \leq \gamma) + \beta_7 LNDIF_{it}(q_i > \gamma) + \beta_8 CONTROL_{it} + \mu_i + \lambda_t + \epsilon_{it} \quad (3)$$

上式中,被解释变量 Y_{it} 代表乡村振兴指数及其 5 个子维度指标, q_i 代表门槛变量, γ 代表未知的门槛值。

(二)变量的选取与来源

1.被解释变量

本文构建的乡村振兴指数(*RURAL*)包括,产业兴旺、生态宜居、乡风文明、治理有效、生活富裕五个维度,在借鉴了既有研究构建的指标体系基础上^[41-43],本文在产业兴旺维度加入了技术保障和灌溉面积,在生态宜居维度重新加入了交通便利水平,在治理有效维度加入保障标准和贫困情况。具体指标体系如表1所示。

表1 乡村振兴五个子维度指标体系

维度	指标名称	指标含义	数据来源	计算公式
产业兴旺	生产效益	人均农林牧渔总产值	中国农村统计年鉴	$\ln(\text{农林牧渔总产值}/\text{农村人口})$
	基础设施水平	农村人均用电量	中国农村统计年鉴	$\ln(\text{农村用电量}/\text{农村人口})$
	机械化水平	亩均机械总动力	中国农村统计年鉴	农业机械总动力/耕地面积
	化肥施用量	亩均化肥使用量	中国农村统计年鉴	化肥施用量/耕地面积
	技术保障	农业技术人员占农村居民之比	中国科技统计年鉴	公有经济企事业单位农业技术人员/农村人口
	灌溉面积	人均灌溉面积	中国农村统计年鉴	灌溉面积/农村人口
生态宜居	基础生活设施水平	无害化厕所普及率	中国环境统计年鉴	/
		集中供水普及率	中国城乡建设统计年鉴	集中供水乡/全部乡
	医疗水平	每千农村人口乡镇卫生院床位数	中国卫生健康统计年鉴	/
	交通便利水平	乡村铺装路占比	中国交通运输统计年鉴	有铺装路面(高级)/村道
	有线电视覆盖率	农村有线电视覆盖率	中国社会统计年鉴	农村电视节目综合人口覆盖率
乡风文明	受教育程度	农村居民人均受教育年限	中国农村统计年鉴	$(\text{小学学历人数} \times 6 + \text{初中学历人数} \times 9 + \text{高中学历人数} \times 12 + \text{大专以上学历人数} \times 16) / \text{农村六岁以上人口数}$
	文教娱乐支出水平	农村居民人均文化教育娱乐支出	中国农村统计年鉴	$\ln(\text{农村居民人均文化教育娱乐支出})$
	义务教育水平	农村义务教育师生比	中国教育统计年鉴	乡村义务教育在校生/乡村义务教育老师
治理有效	保障标准	农村地区最低生活保障水平	中国民政统计年鉴	$\ln(\text{农村地区最低生活保障水平})$
	城乡融合度	城镇化率	中国统计年鉴	/
	贫困情况	贫困发生率	云南调查年鉴	/
	乡村发展规划	有规划的行政村占比	中国城乡建设统计年鉴	/
	乡村整治	开展村庄整治的行政村占比	中国城乡建设统计年鉴	/

续表 1

维度	指标名称	指标含义	数据来源	计算公式
生活富裕	城乡收入差距	城乡居民收入比	中国统计年鉴	城镇居民人均收入/农村居民人均收入
	城乡消费差距	城乡居民消费比	中国统计年鉴	城镇居民人均消费/农村居民人均消费
	城乡养老金差距	城乡居民养老金之比	中国劳动统计年鉴	城镇职工基本养老金平均水平/城乡居民基本养老金的平均水平
	农村居民生活水平	恩格尔系数	中国农村统计年鉴	农村居民食品支出/农村居民消费总支出
	农村居民收入水平	农村居民纯收入	中国农村统计年鉴	$\ln(\text{农村居民纯收入})$
	农村居民住房状况	农村居民人均住宅建筑面积	中国城乡建设统计年鉴	/

进一步,使用熵权 TOPSIS 法对上述数据进行权重计算,最终测算出各省的乡村振兴综合指数(*RURAL*)。同时,根据各个子维度的数据,分别计算出产业兴旺指数(*IP*)、生态宜居指数(*EI*)、乡风文明指数(*RC*)、治理有效指数(*EG*)和生活富裕指数(*LW*),以全面评估各省在乡村振兴不同维度上的表现。

2.核心解释变量

数字普惠金融指数(*LNDIF*),该数据选取北京大学数字金融研究中心发布的《北京大学数字普惠金融指数》^[44]并取对数。

3.控制变量

地区基础设施(*TRANS*):用路网密度来衡量,即公路里程数与地区行政面积之比,该指标用来反映交通设施的便利程度。老年抚养比(*ODR*):指老年人口占比。老龄化对乡村振兴具有负面影响^[41]。对外开放水平(*FDI*):衡量外资占 GDP 中的比重,对外开放水平对乡村振兴有两个相反方向的影响^[45]:一方面,较高的对外开放水平可能导致农村地区人口向城镇转移,造成“空心化”问题;另一方面,较高的对外开放水平能够增加农民的务工收入,从而对乡村振兴产生积极作用。财政支持(*FS*):通过各省支农财政占比,反映各省市政府对乡村振兴的支持力度。产业结构(*IS*):以第一产业占比为指标,用于衡量农村地区的发展状况。固定资产投资(*INVEST*):通过固定资产投资占 GDP 比重,反映该省级行政区的投资力度。

4.调节变量

本文采用资本错配指数(*TKI*)作为资源配置效率的衡量指标,并对我国 30 个省级行政区的资本和劳动错配指数进行测算,参考陈永伟、张军的研究方法^[46-47]。首先,计算全国 2000 年至 2019 年各省的固定资本存量,然后基于产出和劳动力投入估计出资本和劳动力产出弹性,进而计算资本错配指数,以衡量各地区的资源配置效率。

5.数据来源与描述性统计

本文大部分数据来源于官方统计资料,对部分缺失数据采用插值法进行填补,鉴于《中国价

格统计年鉴》自2019年后未再公布各省固定资产投资价格指数,为保证数据的完整性和一致性,本文数据截至2019年。表2为主要变量的描述性统计结果。

表2 主要变量的基本统计特征

VarName	Obs	Mean	SD	Min	Median	Max
RURAL	270	3.537 2	0.236 6	2.465 9	3.559 0	4.080 4
IP	270	3.298 6	0.347 2	2.325 2	3.290 4	4.188 2
EI	270	3.814 3	0.313 5	2.660 4	3.861 1	4.542 8
RC	270	3.970 3	0.340 9	1.934 9	4.006 8	4.460 7
EG	270	3.600 3	0.357 6	2.416 0	3.678 4	4.160 0
LW	270	3.718 2	0.364 2	2.540 9	3.692 6	4.527 2
LNDIF	270	5.151 3	0.670 1	2.908 5	5.368 1	6.016 8
FS	270	0.114 0	0.031 9	0.041 1	0.114 3	0.189 7
IS	270	46.384 7	9.680 9	29.700 0	45.297 8	83.500 0
TRANS	270	0.971 1	0.527 4	0.089 3	0.945 1	2.296 9
INVEST	270	0.793 7	0.256 1	0.210 0	0.816 7	1.479 5
ODR	270	14.098 9	3.200 3	8.900 0	13.837 5	23.800 0
ECONOMY	270	10.816 4	0.435 0	9.705 8	10.767 6	11.828 6
FDI	270	0.368 5	0.363 2	0.047 7	0.204 2	1.791 5
TKI	270	0.483 1	0.508 3	0.002 8	0.404 9	3.845 3

四、实证分析

(一) 基准回归

如表3所示,模型(1)中,数字普惠金融指数对乡村振兴的影响系数为0.246,在1%的显著性水平上为正,表明数字普惠金融指数每提高1%,乡村振兴水平提高0.246%,这表明数字普惠金融的发展能有效推动乡村振兴。模型(2)至(6)分别展示了数字普惠金融对产业兴旺、生态宜居、乡风文明、治理有效、生活富裕这五个子维度的回归结果。从中可以看出,数字普惠金融对这五个维度均呈现正向作用,并且在1%的统计水平上显著。这表明数字普惠金融主要通过促进农村地区产业发展、改善生活环境、推动乡风文明、增强农村治理能力和提高农村居民生活水平等方面,积极促进乡村振兴。这验证了假说1。

表3 数字普惠金融对乡村振兴的回归估计结果

VARIABLES	(1)RURAL	(2)IP	(3)EI	(4)RC	(5)EG	(6)LW
LNDIF	0.246*** (6.30)	0.165*** (3.13)	0.359*** (5.83)	0.638*** (8.28)	0.467*** (5.70)	0.382*** (6.92)
FS	1.135*** (2.72)	1.759*** (3.12)	1.669** (2.54)	0.841 (0.65)	0.776 (0.89)	1.413** (2.39)

续表 3

VARIABLES	(1) <i>RURAL</i>	(2) <i>IP</i>	(3) <i>EI</i>	(4) <i>RC</i>	(5) <i>EG</i>	(6) <i>LW</i>
<i>IS</i>	0.005** (2.34)	0.009*** (3.20)	0.008** (2.49)	-0.005 (-0.43)	0.014*** (3.30)	-0.011*** (-3.70)
<i>TRANS</i>	0.005 (0.06)	0.117 (1.10)	-0.189 (-1.51)	0.092 (0.33)	-0.105 (-0.63)	-0.036 (-0.32)
<i>INVEST</i>	-0.105*** (-2.61)	-0.101* (-1.86)	-0.186*** (-2.93)	0.015 (0.12)	-0.079 (-0.94)	-0.096* (-1.70)
<i>ODR</i>	-0.009** (-2.38)	-0.004 (-0.68)	-0.009 (-1.52)	-0.007 (-0.62)	-0.022*** (-2.74)	-0.031*** (-5.64)
<i>ECONOMY</i>	0.857*** (4.28)	0.985*** (3.63)	1.632*** (5.15)	1.397* (1.91)	0.356 (0.85)	0.025 (0.09)
<i>FDI</i>	0.001 (0.02)	-0.055 (-1.07)	0.006 (0.10)	0.165 (1.46)	-0.026 (-0.33)	0.021 (0.38)
<i>Constant</i>	-6.700*** (-3.23)	-8.254*** (-2.93)	-15.051*** (-4.59)	-13.334*** (-3.25)	-2.461 (-0.56)	2.552 (0.87)
<i>Observations</i>	270	270	270	270	270	270
<i>R²</i>	0.815	0.445	0.853	0.786	0.771	0.771
<i>Number of ID</i>	30	30	30	30	30	30
<i>Province FE</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>Year FE</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES

注:()中为 t 值,***、**和*分别表示在 1%、5%和 10%的统计水平上显著。

(二)稳健性检验

1.内生性问题

由于数据测量的误差、遗漏变量等原因,可能存在内生性问题。为解决这一问题,本文使用工具变量法进行进一步回归。具体方法是构建所在省份与杭州市之间的加权平均距离与该省份外数字普惠金融指数均值的交互项^[48],并对该交互项取对数,作为数字普惠金融的工具变量(*INSTRUMENT*),进行两阶段最小二乘法估计。表 4 的回归结果表明,所选工具变量通过了“不可识别”检验和弱工具变量检验,说明该工具变量是有效且合理的。在第二阶段回归中,从模型(2)可以看出,数字普惠金融对乡村振兴具有显著的正相关作用。进一步对乡村振兴的五个子维度进行两阶段最小二乘法估计,结果如模型(3)至(7)所示,数字普惠金融的系数均为正,且在 1%的统计水平上显著,表明数字普惠金融发展对农村地区的产业兴旺、生态宜居、乡风文明、治理有效和生活富裕程度均有正向影响。这一结果进一步验证了假说 1,即数字普惠金融能够有效推动乡村振兴的各个方面。

表4 用工具变量法对数字普惠金融与乡村振兴进行回归估计

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	first stage	second stage	second stage	second stage	second stage	second stage	second stage
	<i>LNDIF</i>	<i>RURAL</i>	<i>IP</i>	<i>EI</i>	<i>RC</i>	<i>EG</i>	<i>LW</i>
<i>INSTRUMENT</i>	-26.466*** (-49.34)						
<i>LNDIF</i>		0.261*** (6.61)	0.205*** (3.84)	0.374*** (6.01)	0.567*** (7.28)	0.468*** (5.66)	0.393*** (7.03)
<i>FS</i>	0.773*** (3.78)	1.097*** (2.72)	1.655*** (3.02)	1.630** (2.56)	1.026 (1.28)	0.773 (0.91)	1.387** (2.42)
<i>IS</i>	-0.003*** (-3.12)	0.005** (2.38)	0.009*** (3.23)	0.008** (2.55)	-0.004 (-1.12)	0.014*** (3.41)	-0.011*** (-3.85)
<i>TRANS</i>	-0.065* (-1.66)	0.008 (0.10)	0.126 (1.21)	-0.186 (-1.54)	0.077 (0.51)	-0.104 (-0.65)	-0.034 (-0.31)
<i>INVEST</i>	0.036* (1.84)	-0.106*** (-2.74)	-0.105** (-2.00)	-0.187*** (-3.06)	0.022 (0.28)	-0.079 (-0.97)	-0.097* (-1.77)
<i>ODR</i>	-0.001 (-0.27)	-0.009** (-2.42)	-0.003 (-0.62)	-0.009 (-1.54)	-0.008 (-1.06)	-0.022*** (-2.83)	-0.031*** (-5.81)
<i>ECONOMY</i>	0.016 (0.16)	0.837*** (4.30)	0.929*** (3.52)	1.610*** (5.24)	1.496*** (3.89)	0.354 (0.87)	0.011 (0.04)
<i>FDI</i>	0.022 (1.14)	0.001 (0.04)	-0.054 (-1.08)	0.007 (0.12)	0.162** (2.23)	-0.026 (-0.34)	0.021 (0.40)
Anderson canon.	219.779***						
corr,LM statistic	[0.000]						
Cragg-Donald	2434.574						
Wald F statistic	{16.38}						
R ²		0.815	0.443	0.853	0.786	0.771	0.771
Number of ID	30	30	30	30	30	30	30
Province FE	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Year FE	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES

注:()中为 t 值,***、**和*分别表示在1%、5%和10%的统计水平上显著,[]中为 p 值,{ }中为 Stock-yogo 检验在10%水平上的临界值。

2.减少极端值

为减少极端值影响,本文进一步将变量进行1%的缩尾处理,以检验结论的稳健性。结果如表5所示,数字普惠金融对乡村振兴及其5个子维度的系数仍为正,且在1%的统计水平上显著。

表 5 稳健性检验

VARIABLES	(1)RURAL	(2)IP	(3)EI	(4)RC	(5)EG	(6)LW
LNDIF	0.221*** (6.48)	0.193*** (3.85)	0.376*** (6.39)	0.526*** (7.69)	0.467*** (5.95)	0.340*** (6.42)
FS	0.831** (2.20)	1.630*** (2.93)	1.650** (2.53)	0.462 (0.61)	0.827 (0.95)	1.345** (2.30)
IS	0.008*** (4.79)	0.010*** (3.81)	0.007** (2.33)	-0.003 (-0.77)	0.015*** (3.71)	-0.009*** (-3.53)
TRANS	-0.011 (-0.16)	0.127 (1.24)	-0.128 (-1.07)	0.121 (0.86)	-0.093 (-0.58)	-0.025 (-0.24)
INVEST	-0.092*** (-2.62)	-0.101* (-1.96)	-0.155** (-2.56)	0.089 (1.26)	-0.078 (-0.96)	-0.084 (-1.55)
ODR	-0.009*** (-2.69)	-0.004 (-0.76)	-0.009 (-1.46)	-0.007 (-1.06)	-0.022*** (-2.76)	-0.031*** (-5.74)
ECONOMY	0.719*** (4.26)	0.938*** (3.77)	1.318*** (4.52)	0.763** (2.25)	0.367 (0.94)	-0.065 (-0.25)
FDI	-0.006 (-0.17)	-0.043 (-0.85)	-0.023 (-0.39)	0.086 (1.24)	-0.017 (-0.21)	0.004 (0.08)
Constant	-5.239*** (-2.97)	-7.891*** (-3.04)	-11.838*** (-3.89)	-6.335* (-1.79)	-2.612 (-0.64)	3.606 (1.32)
Observations	270	270	270	270	270	270
R ²	0.834	0.454	0.854	0.792	0.775	0.768
Number of ID	30	30	30	30	30	30
Province FE	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Year FE	YES	YES	YES	YES	YES	YES

注:() 中为 t 值,***、**和* 分别表示在 1%、5%和 10%的统计水平上显著。

3. 更换被解释变量

通过熵权法重新构建乡村振兴及其 5 个子维度的指标体,得到 $RURAL1$ 、 $IP1$ 、 $EI1$ 、 $RC1$ 、 $EG1$ 、 $LW1$,并据此对数字普惠金融与乡村振兴的关系进行稳健性检验。表 6 的回归结果表明,数字普惠金融的回归系数均显著为正,进一步验证假说 1。

表 6 稳健性检验

VARIABLES	(1)RURAL1	(2)IP1	(3)EI1	(4)RC1	(5)EG1	(6)LW1
LNDIF	0.365*** (8.77)	0.198*** (3.58)	0.403*** (6.60)	0.709*** (8.94)	0.682*** (7.92)	0.426*** (7.39)
FS	1.389*** (3.12)	1.954*** (3.31)	1.615** (2.47)	1.103 (1.30)	1.077 (1.17)	1.144* (1.86)

续表 6

VARIABLES	(1)RURAL1	(2)IP1	(3)EI1	(4)RC1	(5)EG1	(6)LW1
IS	0.003 (1.24)	0.007** (2.48)	0.007** (2.14)	-0.008* (-1.96)	0.012*** (2.68)	-0.010*** (-3.32)
TRANS	0.034 (0.40)	0.166 (1.48)	-0.081 (-0.65)	0.108 (0.67)	-0.170 (-0.97)	0.010 (0.09)
INVEST	-0.086** (-2.02)	-0.045 (-0.79)	-0.174*** (-2.78)	0.001 (0.01)	-0.069 (-0.78)	-0.118** (-2.00)
ODR	-0.016*** (-3.88)	-0.006 (-1.19)	-0.011* (-1.78)	-0.011 (-1.46)	-0.027*** (-3.18)	-0.031*** (-5.52)
ECONOMY	1.120*** (5.23)	1.070*** (3.76)	1.578*** (5.02)	1.516*** (3.72)	0.524 (1.18)	0.764** (2.58)
FDI	0.016 (0.40)	-0.069 (-1.28)	-0.002 (-0.04)	0.189** (2.45)	-0.035 (-0.42)	0.058 (1.04)
Constant	-9.754*** (-4.40)	-9.235*** (-3.14)	-14.668*** (-4.51)	-14.665*** (-3.47)	-4.883 (-1.06)	-5.359* (-1.75)
Observations	270	270	270	270	270	270
R ²	0.891	0.530	0.870	0.794	0.823	0.847
Number of ID	30	30	30	30	30	30
Province FE	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Year FE	YES	YES	YES	YES	YES	YES

注:()中为 t 值,***、**和*分别表示在 1%、5%和 10%的统计水平上显著。

(三)资本配置效率的调节效应

首先对数字普惠金融指数(LNDIF)与资本错配指数(TKI)进行去中心化处理,然后得出两者的交互项(INTERACT)。回归结果如表 7 所示,数字普惠金融指数对乡村振兴及其子维度的主效应为正,而交互项的系数为负。这表明,资本错配对数字普惠金融促进乡村振兴的作用具有削弱效应,即资本错配程度越高,数字普惠金融对乡村振兴及其子维度的正向影响越弱。换言之,较低的资本配置率会降低数字普惠金融对乡村振兴的促进作用,验证了假说 2,即资本错配会削弱数字普惠金融对乡村振兴的积极影响。

表 7 调节效应模型回归结果估计

VARIABLES	(1)RURAL	(2)IP	(3)EI	(4)RC	(5)EG	(6)LW
LNDIF	0.166*** (4.50)	0.125** (2.27)	0.255*** (4.16)	0.645*** (8.25)	0.383*** (4.52)	0.283*** (5.20)
TKI	0.114*** (3.62)	0.067 (1.42)	-0.019 (-0.37)	0.289*** (4.32)	0.083 (1.14)	0.082* (1.77)
INTERACT	-0.141*** (-7.26)	-0.074** (-2.56)	-0.121*** (-3.75)	-0.099** (-2.40)	-0.135*** (-3.02)	-0.154*** (-5.35)

续表 7

VARIABLES	(1)RURAL	(2)IP	(3)EI	(4)RC	(5)EG	(6)LW
FS	1.097*** (2.87)	1.717*** (3.01)	2.025*** (3.19)	0.123 (0.15)	0.827 (0.94)	1.510*** (2.68)
IS	0.005*** (2.89)	0.009*** (3.34)	0.008** (2.54)	-0.003 (-0.79)	0.015*** (3.43)	-0.010*** (-3.83)
INVEST	-0.088** (-2.41)	-0.094* (-1.73)	-0.145** (-2.41)	-0.019 (-0.24)	-0.057 (-0.68)	-0.069 (-1.28)
TRANS	-0.041 (-0.57)	0.093 (0.87)	-0.214* (-1.80)	0.035 (0.23)	-0.145 (-0.88)	-0.081 (-0.77)
ODR	-0.006 (-1.64)	-0.002 (-0.42)	0.000 (0.04)	-0.017** (-2.18)	-0.018** (-2.07)	-0.025*** (-4.57)
ECONOMY	0.754*** (4.18)	0.930*** (3.45)	1.541*** (5.14)	1.329*** (3.47)	0.257 (0.62)	-0.088 (-0.33)
FDI	-0.001 (-0.01)	-0.058 (-1.11)	0.048 (0.82)	0.087 (1.17)	-0.018 (-0.22)	0.034 (0.66)
Constant	-5.376*** (-2.87)	-7.561*** (-2.70)	-13.851*** (-4.45)	-12.521*** (-3.15)	-1.183 (-0.28)	4.013 (1.45)
Observations	270	270	270	270	270	270
R ²	0.852	0.461	0.870	0.803	0.781	0.802
Number of ID	30	30	30	30	30	30
Province FE	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Year FE	YES	YES	YES	YES	YES	YES

注:()中为 t 值,***、**和* 分别表示在 1%、5%和 10%的统计水平上显著

(四)门槛回归结果分析

1.门槛回归的检验

本文采取 BOOTSTRAP 自抽样法确定门槛数,并依次检验模型是否存在单一门槛、双重门槛、三重门槛效应,表 8 报告了相应的 F 值与 P 值,结果显示,在 5%的显著水平上,模型存在单一门槛效应,同时也存在双重门槛效应。因此,数字普惠金融对乡村振兴的促进作用是非线性的,并表现出双重门槛效应。表 9 提供了具体的门槛值。

表 8 门槛效应检验结果

门槛变量	F 值	P 值	1%临界值	5%临界值	10%临界值	抽样次数
单一门槛	25.41**	0.010 0	23.649 9	18.272 5	16.476 8	300
双重门槛	24.05**	0.013 3	27.077 7	17.443 3	14.245 9	300
三重门槛	14.62	0.376 7	69.508 0	46.278 0	36.607 1	300

注:** 为在 5%的统计水平上显著。

表9 门槛估计结果

门槛变量	门槛估计值	95%置信区间
γ	3.498 6	3.395 2, 3.931 4
γ	5.762 2	5.737 7, 5.766 7

2. 门槛回归结果

如表 10 所示,当 LNDIF 值低于第一门槛值 3.498 6 时,数字普惠金融对乡村振兴的促进作用最强,回归系数为 0.420,并在 1%的置信水平上显著。这表明,数字普惠金融的发展降低了农村居民获得金融服务的门槛,使更多农村地区受益,从而更有效地促进了乡村振兴。当 LNDIF 值超过第一门槛值 3.498 6 和第二门槛值 5.762 2 后,数字普惠金融对乡村振兴的促进作用逐步下降,回归系数由 0.420 降至 0.364。这一现象可能是由于随着数字普惠金融发展,农村地区的融资约束逐渐缓解,但与此同时,农地资源、人力资本等要素的约束开始显现,限制了数字普惠金融对乡村振兴的进一步促进作用。这一结果验证了假说 3。

表 10 门槛模型回归结果估计

VARIABLES	(11)RURAL
<i>LNDIF</i> ($LNDIF \leq 3.498\ 6$)	0.420*** (7.43)
<i>LNDIF</i> ($3.498\ 6 < LNDIF \leq 5.762\ 2$)	0.378*** (7.61)
<i>LNDIF</i> ($5.762\ 2 \leq LNDIF$)	0.364*** (7.28)
<i>FS</i>	0.722 (0.528)
<i>IS</i>	0.002 (0.003)
<i>TRANS</i>	0.041 (0.091)
<i>INVEST</i>	-0.087 (0.066)
<i>ODR</i>	-0.006 (0.005)
<i>ECONOMY</i>	0.762** (0.326)
<i>FDI</i>	0.028 (0.040)
<i>Constant</i>	-6.191*** (1.916)
<i>Observations</i>	270
<i>R</i> ²	0.844
<i>Number of ID</i>	30
<i>Province FE</i>	YES
<i>Year FE</i>	YES

注:()中为 *t* 值,***、**和*分别表示在 1%、5%和 10%的统计水平上显著。

五、结论与政策启示

当前,数字技术与金融服务的深度融合推动了我国数字普惠金融的快速发展。作为一种兼具普惠性与可获得性的金融模式,数字普惠金融有效覆盖了长尾群体,为乡村振兴提供了强劲动能。本文基于北京大学数字普惠金融指数,结合本文构建的乡村振兴指标体系,从产业兴旺、生态宜居、乡风文明、治理有效、生活富裕五个子维度,实证检验了数字普惠金融对乡村振兴以及五个子维度的影响。研究发现,资本配置效率在这一过程中发挥了重要的调节作用。此外,基于面板门槛模型的分析结果表明,数字普惠金融对乡村振兴的促进作用并非呈现简单的线性关系,而是随着数字普惠金融指数的提高,其促进效应呈边际递减。

基于研究结论,本文提出以下政策建议,以进一步发挥数字普惠金融对乡村振兴的促进作用:第一,统筹乡村振兴不同阶段的资源约束,优化数字普惠金融发展规划。针对乡村振兴过程中农地供给不足、人力资本短缺等瓶颈,政府应结合不同阶段的资源禀赋特征,制定科学合理的数字普惠金融发展规划,确保其规模适度、发展均衡。同时,政府应建立系统化的监测评估机制,动态跟踪数字普惠金融赋能乡村振兴过程中的农地与人力资本约束情况,预防因资源制约导致的金融支持效能下降,确保数字普惠金融持续有效地促进乡村振兴发展。第二,提升乡村资源配置效率,畅通城乡要素流动。资源配置效率是决定数字普惠金融能否充分发挥作用的重要因素。政府应警惕人力资本和社会资本的短缺对乡村振兴进程的掣肘作用,通过线上线下相结合的方式,定期开展农业技术、电商技术和金融知识普及培训,提升农村居民生产经营能力,同时,需积极引导社会资本向农村流动,促进城乡要素的双向流通,形成更加高效的资源配置体系,从而增强乡村经济发展的内生动力。第三,加强农村金融素养建设,推动数字技术与乡村产业深度融合。政府应进一步加大农村地区数字普惠金融的宣传力度,提高农村居民对金融产品的认知度与使用意愿,提升其金融素养。特别是应借助数字金融手段提升农村居民的数字技能,使其能够更好地利用金融工具参与经济活动。此外,政府还应推动数字技术与地方特色产业、支柱产业的深度融合,形成“数字+农业”“数字+旅游”等新兴业态,提升农村产业的竞争力,辐射带动相关产业链的发展,最终实现农民增收与城乡共同繁荣。

本研究仍存在一定的局限性:受《中国价格统计年鉴》数据披露政策调整影响,2019年后省级固定资产投资价格指数的缺失导致研究样本中断,使得本研究难以全面考察近年来政策演变对数字普惠金融与乡村振兴关系的影响。未来研究可沿两个维度深化探索:其一,突破单一经济效率维度的分析框架,融合社会学、信息科学等多学科理论范式拓展研究边界;其二,未来可结合深度田野调查,获取县域或村级层面的微观主体行为数据,结合自然语言处理等技术,运用农户数字金融文本挖掘方法,解析数字普惠金融对乡村振兴的多层级作用机制,以提升研究的精准性和政策参考价值。

参考文献:

- [1] BECK T, PAMUK H, RAMRATTAN R, et al. Payment Instruments, Finance and Development[J]. Jour-

- nal of Development Economics, 2018(6):162-186.
- [2] 宋凤轩,刘莹,牛桂草.共同富裕视域下数字金融对区域协调发展的影响研究[J].金融理论探索,2023(2):15-22.
- [3] 刘守英,王一鸽.从乡土中国到城乡中国——中国转型的乡村变迁视角[J].管理世界,2018(10):128-146+232.
- [4] 谭燕芝,李云仲,叶程芳.省域数字普惠金融与乡村振兴评价及其耦合协同分析[J].经济地理,2021,41(12):187-195+222.
- [5] 唐任伍.数据资源与数字技术赋能做大做强共同富裕“蛋糕”[J].河北大学学报(哲学社会科学版),2023(2):1-5.
- [6] WANG L,ZHANG F,WANG Z, et al.The Impact of Rural Infrastructural Investment on Farmers' Income Growth in China[J].China Agricultural Economic Review,2022(1):202-219.
- [7] NIE S.Influence of Rural Infrastructure Construction on Agricultural Total Factor Productivity[J].Agricultural & Forestry Economics and Management,2021(4):65-68.
- [8] 蔡双立.扬长避短,走数字经济包容发展之路[J].河北大学学报(哲学社会科学版),2023(2):6-9.
- [9] 陈亚军.数字普惠金融促进乡村振兴发展的作用机制研究[J].现代经济探讨,2022(6):121-132.
- [10] OZILLI,PETERSON K.Impact of Digital Finance on Financial Inclusion and Stability[J].Borsa Istanbul Review,2017(4):329-340.
- [11] 何宏庆.数字金融助推乡村产业融合发展:优势、困境与进路[J].西北农林科技大学学报(社会科学版),2020(3):118-125.
- [12] 徐伟祁,李大胜,魏滨辉.数字普惠金融对乡村产业振兴的影响效应与机制检验[J].统计与决策,2023(16):126-131.
- [13] 唐勇,吕太升.数字普惠金融能提升农业全要素生产率吗?[J].哈尔滨商业大学学报(社会科学版),2023(3):3-18.
- [14] 朱太辉,张彧通.农村中小银行数字化转型赋能乡村振兴研究——兼论“双链联动”模式创新[J].南方金融,2022(4):55-69.
- [15] 何婧,李庆海.数字金融使用与农户创业行为[J].中国农村经济,2019(1):112-126.
- [16] 赵丙奇.数字普惠金融的农户创业效应研究[J].社会科学辑刊,2022(5):109-115.
- [17] 熊德平,黄倩.数字普惠金融、农户创业与多维相对贫困[J].东岳论丛,2022(9):38-48+191.
- [18] HUANG Y P,WANG X,WANG X.Mobile Payment in China:Practice and Its Effects[J].Asian Economic Papers,2020(3):1-18.
- [19] 黄祖辉,宋文豪,叶春辉.数字普惠金融对新型农业经营主体创立的影响与机理——来自中国1845个县域的经验证据[J].金融研究,2023(4):92-110.
- [20] KORSGAARD S,MUELLER S,TANUIG H W.Rural Entrepreneurship or Entrepreneurship in the Rural-Between Place and Space[J].International Journal of Entrepreneurial Behavior & Research,2015,21(1):5-26.
- [21] 刘自强,张天.数字普惠金融对农民收入的影响及其空间溢出效应[J].当代经济研究,2021(12):93-102.
- [22] 孟维福,李莎,刘婧涵,等.数字普惠金融促进乡村振兴的影响机制研究[J].经济问题,2023(3):102-

- 111.
- [23] 王轶,刘蕾.从“效率”到“公平”:乡村产业振兴与农民共同富裕[J].中国农村观察,2023(2):144-164.
- [24] 林万龙,华中昱,徐娜.产业扶贫的主要模式、实践困境与解决对策——基于河南、湖南、湖北、广西四省区若干贫困县的调研总结[J].经济纵横,2018(7):102-108.
- [25] 刘同山,韩国莹.要素盘活:乡村振兴的内在要求[J].华中师范大学学报(社会科学版),2021(5):123-136+207.
- [26] 田野,叶依婷,黄进,等.数字经济驱动乡村产业振兴的内在机理及实证检验——基于城乡融合发展的中介效应[J].农业经济问题,2022(10):84-96.
- [27] 吕普生.数字乡村与信息赋能[J].中国高校社会科学,2020(2):69-79+158-159.
- [28] 杨怡,吴丽玉,张齐家,等.数字普惠金融对农业绿色增长的影响——兼论农村人力资本投资的调节作用[J].经济问题探索,2022(6):165-180.
- [29] 刘思阳.数字普惠金融助力共同富裕的现实困境与进路窥探[J].学理论,2023(2):92-96.
- [30] 李牧辰,余瑶懿.数字普惠金融能否影响农村教育?——基于农民收入与教育财政的分析[J].教育与经济,2024(4):23-34.
- [31] 褚霞.农村数字普惠金融助力乡村振兴的路径研究[J].市场周刊,2023(11):1-4+40.
- [32] 星焱.农村数字普惠金融的“红利”与“鸿沟”[J].经济学家,2021(2):102-111.
- [33] 陈熹,张立刚.激发内生秩序:数字普惠金融嵌入乡村治理的路径优化[J].江西社会科学,2021(10):58-67.
- [34] 段志民,袁芳杰.数字金融发展减缓农村多维相对贫困的实证研究[J].管理学报,2024(4):120-140.
- [35] 张前程,宋俊秀,钱力.数字普惠金融与益贫式增长[J].管理学报,2022(3):55-71.
- [36] 戴文娇.金融资源配置对乡村产业振兴的非线性影响[J].技术经济与管理研究,2022(12):88-93.
- [37] 罗必良.乡村产业振兴问题[J].中国乡村发现,2023(4):35-39.
- [38] CHEN C, RESTUCCIA D, SANTA EULÀLIA-LLOPIS R. Land Misallocation and Productivity [J]. American Economic Journal: Macroeconomics, 2023(2):441-465.
- [39] 谭卓敏,陈楚娜,柳松.金融科技缓解农户财富不平等研究[J].财经研究,2024(2):33-46.
- [40] 张中祥,胡雅慧.数字普惠金融如何影响家庭过度负债?——基于主客观双重视角的微观证据[J].经济学(季刊),2024(2):643-660.
- [41] 李季刚,马俊.数字普惠金融发展与乡村振兴关系的实证[J].统计与决策,2021(10):138-141.
- [42] 徐雪,王永瑜.中国乡村振兴水平测度、区域差异分解及动态演进[J].数量经济技术经济研究,2022(5):64-83.
- [43] 张旺,白永秀.中国乡村振兴水平的区域差异、分布动态演进及空间相关性研究[J].数量经济技术经济研究,2022(2):84-102.
- [44] 郭峰,王靖一,王芳,等.测度中国数字普惠金融发展:指数编制与空间特征[J].经济学(季刊),2020(4):1401-1418.
- [45] 蔡兴,蔡海山,赵家章.金融发展对乡村振兴发展影响的实证研究[J].当代经济管理,2019(8):91-97.
- [46] 陈永伟,胡伟民.价格扭曲、要素错配和效率损失:理论和应用[J].经济学(季刊),2011(4):

1401-1422.

- [47] 张军,吴桂英,张吉鹏.中国省际物质资本存量估算:1952—2000[J].经济研究,2004(10):35-44.
- [48] 张勋,杨桐,汪晨,等.数字金融发展与居民消费增长:理论与中国实践[J].管理世界,2020(11):48-63.

(责任编辑 李汶卓,吴 姣)

Research on the Mechanism of Digital Inclusive Finance Empowering Rural Revitalization: From the Perspective of Capital Allocation Efficiency

SONG Gaoyan

(School of Economics, Center for Common Prosperity Research,
Hebei University, Baoding, Hebei 071002, China)

Abstract: Based on the strategic deployment of rural revitalization outlined at the Third Plenary Session of the 20th Central Committee of the Communist Party of China, this study constructs a comprehensive rural revitalization index encompassing five sub-dimensions—industrial prosperity, ecological livability, cultural civilization, effective governance, and affluent living—to explore the impact of digital inclusive finance on rural revitalization. The findings reveal that digital inclusive finance exerts positive promoting effects on all sub-dimensions and the composite index of rural revitalization. Threshold model analysis demonstrates that its influence on the composite index exhibits nonlinear characteristics with diminishing marginal effects. This promoting effect is more pronounced in regions with higher capital allocation efficiency. Accordingly, the following policy recommendations are proposed: coordinate resource constraints across different stages of rural revitalization to optimize digital inclusive financial planning; enhance rural resource allocation efficiency and facilitate the flow of urban-rural factors; strengthen financial literacy education in rural areas, and deepen the integration of digital technologies with rural industries, so as to further leverage the role of digital inclusive finance in advancing rural revitalization.

Key words: digital inclusive finance; rural revitalization; capital allocation efficiency; capital mismatch