第35卷第1期 2025年2月
Vol. 35 No. 1 Feb. 2025

DOI:10.3969/j.issn.1674-8131.2025.01.007

数字普惠金融促进了县域乡村振兴吗?

邓金钱,谷 悦

(兰州大学 经济学院,甘肃 兰州 730000)

摘 要:数字普惠金融能够有效缓解"三农"发展的信贷约束,并产生显著的发展主体培育效应、产业结构升级效应和消费市场扩大效应,从而促进县域乡村振兴。构建县域层面的乡村振兴评价指标体系,采用2014—2022年1 615个县域的面板数据分析表明:我国县域乡村振兴水平持续提升,区域差距先扩大后缩小,到2022年东、中、西部的平均水平已十分接近;数字普惠金融显著促进了县域乡村振兴,且三个维度的促进效应均显著,其中使用深度的影响最大,覆盖广度次之,数字化程度的影响最小;数字普惠金融能够通过培育新型农业经营主体、推动农业产业结构升级、提高农民消费水平3条路径来促进县域乡村振兴;数字普惠金融对乡村振兴的促进效应在数字基础设施水平较高的县域和农村居民受教育程度较高的县域中更强。因此,应营造良好的县域数字普惠金融生态,探索数字普惠金融多元化场景,重视乡村的"硬件"完善和"软件"提升,改善创业环境,促进农业升级,强化数字普惠金融促进乡村振兴的作用机制。

关键词:乡村振兴;数字普惠金融;新型农业经营主体;农业产业结构;农村消费;数字基础设施

中图分类号:F320.3;F832 **文献标志码**:A **文章编号**:1674-8131(2025)01-0097-15

引用格式:邓金钱,谷悦.数字普惠金融促进了县域乡村振兴吗?[J].西部论坛,2025,35(1):97-111.

DENG Jin-qian, GU Yue. Has digital inclusive finance promoted rural revitalization in counties? [J]. West Forum, 2025, 35(1):97-111.

一、引言

民族要复兴,乡村必振兴。作为新时代新征程做好"三农"工作的总抓手,全面推进乡村振兴事关全

*收稿日期:2024-06-11;修回日期:2024-10-22

基金项目:国家社会科学基金西部项目(22XJL011)

作者简介:邓金钱(1988),男,甘肃武山人;副教授,博士生导师,主要从事乡村振兴的理论与实践研究;E-mail:dengjq@lzu.edu.cn。谷悦(1997),女,山东淄博人;硕士研究生,主要从事数字普惠金融研究;E-mail:220220927030@lzu.edu.cn。

面建设社会主义现代化国家全局。新时代新征程全面推进乡村振兴要抓好“人、地、钱”三个关键问题,其中破解“钱”的问题需要发挥好财政、金融、社会资本等多方面的作用(叶兴庆,2018)[1]。从金融来看,虽然金融对乡村发展的支撑作用已得到广泛认可(Kapoor,2014;彭澎 等,2022)[2-3],但在传统金融发展过程中始终存在不同程度的金融排斥问题,农业的产业弱质性、农民的相对贫困以及农村发展的相对滞后等导致“三农”往往被排斥在传统金融服务体系之外(黄红光 等,2018)[4]。为解决普遍存在的金融排斥难题,联合国于 2005 年在“国际小额信贷年”年会上提出了“普惠金融”的概念。普惠金融旨在克服传统金融“嫌贫爱富”的局限,促进金融资源配置的公平性与包容性,从一开始就把小微企业、“三农”等作为重点服务对象(罗剑朝 等,2019)[5],但其在服务“三农”的实践中又产生了成本高企、效率低下、创新不足等新难题(付琼 等,2021)[6]。随着数字技术的跨越式发展,互联网、大数据和云计算等的广泛应用催生出兼具“普惠性”与“数字化”双重特征的“数字普惠金融”这一新业态,其能够简化交易程序、降低交易成本、缓解金融排斥、提高金融服务效率,创造更贴近需求场景的多元化金融产品,从而打通普惠金融服务乡村建设的“最后一公里”(贝多广,2022)[7]。从现实来看,我国农村地区长期存在的金融排斥问题直接阻碍了乡村振兴的全面推进,发展数字普惠金融无疑成为一个重要的突破方向。因此,深入研究数字普惠金融促进乡村振兴的作用机制和有效路径,对于通过充分释放数字普惠金融“红利”来加快推进乡村振兴具有重要的理论价值和现实意义。

近年来,随着数字普惠金融的快速发展和乡村振兴的全面推进,诸多文献对数字普惠金融与乡村振兴的关系进行了广泛讨论。在理论上,学者们普遍认为数字普惠金融的发展弥补了传统农村金融的固有短板和缺陷,为决胜脱贫攻坚、全面推进乡村振兴提供了新动能(刘航 等,2019)[8],但也有学者指出,由于“数字鸿沟”“生态鸿沟”“教育鸿沟”的存在,农村数字普惠金融发展可能出现地域分化、服务深度不足、数字金融排斥、潜在金融风险升高等新问题(星焱,2021)[9]。在实证上,国内学者大多采用省级层面的数据来考察我国数字普惠金融对乡村振兴的影响,得出了数字普惠金融发展能够显著促进乡村振兴的结论(谢地 等,2021;马亚明 等,2022;孟维福 等,2023;周国富 等,2024)[10-13],并认为其中存在数字普惠金融通过促进创业创新发展(马亚明 等,2022)[11]、推动产业结构升级和产业多样化及产业融合(杨鑫垚 等,2024;戴玉林 等,2024;周国富 等,2024)[14-15][13]、提升人力资本水平和结构(张英杰,2023;周国富 等,2024)[16][13]、加快农业数字化和机械化及农村电商发展(张英杰,2023;王敏 等,2023;王亮等,2023)[16-18]、助力农村减贫和缓解农户融资约束(庞凌霄 等,2022;孟维福 等,2023)[19][12]、提高农民收入和消费水平(王敏 等,2023;刘瑾 等,2024)[17][20]等来促进乡村振兴的多种渠道。此外,还有研究发现数字普惠金融对乡村振兴的影响具有非线性特征(田霖 等,2022;马亚明 等,2022;戴玉林 等,2024)[21][11][15]和空间溢出效应(葛和平 等,2021;庞凌霄 等,2022;孟维福 等,2023;潘明清 等,2023)[22][19][12][23]。

尽管上述文献就数字普惠金融对乡村振兴的影响进行了较为深入详尽的研究,但均采用省级层面数据进行实证检验。由于我国省域的地理范围较大,其内部不同城市、不同县域之间的数字普惠金融发展水平和乡村经济社会发展状况存在较大差异,而且作为城市和乡村联接纽带的县域是全面推进乡村振兴的主战场,因此基于县域层面的分析将更有价值。然而,鲜有文献采用县域数据来考察数字普惠金融对乡村振兴的影响,个别采用县域数据的文献研究范围又过于狭小,比如王树娟和霍仕胤(2022)[24]仅采用鲁西 4 市 30 县的数据、韩广召和吴国强(2023)[25]仅基于 15 个贫困县的 483 份问卷调查数据来分析数字普惠金融对乡村振兴的影响。

有鉴于此,本文在已有研究的基础上,采用我国 1 615 个县域 2014—2022 年的面板数据来进行实证

检验,以期更为全面细致地观察数字普惠金融对乡村振兴的影响及其机制。相比已有文献,除了采用县域层面数据外,本文的边际贡献还包括:一是从发展主体培育效应、产业结构升级效应和消费市场扩大效应 3 个方面考察了数字普惠金融促进乡村振兴的作用机制,拓展了数字普惠金融的经济效应研究,并为相关研究提供了新的研究视角和思路。二是分析了数字普惠金融 3 个子维度(覆盖广度、使用深度、数字化程度)对乡村振兴的影响,并从"硬件"(数字基础设施水平)和"软件"(农村居民受教育程度)两个方面探究了数字普惠金融影响乡村振兴的异质性,有助于充分发挥数字普惠金融对乡村振兴的促进作用。

二、理论分析与研究假说

1. 数字普惠金融对乡村振兴的影响

作为大数据、云计算、机器学习、人工智能、区块链等数字科技与普惠金融深度耦合创生的金融新业态(方观富 等,2020)[26],数字普惠金融能够高质量地从"产业兴旺、生态宜居、乡风文明、治理有效、生活富裕"五大维度服务于乡村振兴。

第一,根据城乡二元经济结构理论,乡村发展长期滞后于城镇的一个重要原因是乡村缺乏产业支撑,而数字普惠金融能够破解传统金融服务"嫌贫爱富"的缺陷和时空限制,大幅提升农村金融服务的可得性和便利度,不仅能够更好地满足乡村产业发展的资金需求,而且有助于形成农村金融集聚效应,带动劳动力、现代技术等生产要素加速向乡村集聚,从而全面激活乡村要素市场,为乡村产业兴旺提供要素保障。第二,随着发展方式的绿色化转型,数字普惠金融倾向于优先满足绿色农业和低碳农业的融资需要,并可以利用卫星遥感、人工智能等数字技术精准识别环保型农业项目,引导金融资源更加及时高效地流向乡村绿色发展领域,同时还能够为水电、道路、通信等乡村基础设施建设提供更多资金支持,从而优化乡村人居条件,助力生态宜居型乡村建设。第三,目前,许多适配农村教育的数字普惠金融产品不断涌现(如教育项目众筹、教育存款管理等),能够通过加快乡村教育发展提升乡村整体文化水平,同时借助金融讲座、金融宣传等形式普及数字普惠金融这一新业态也可以增加农户金融知识、提高农户诚信意识,进而促进乡风文明。第四,治理有效是全面推进乡村振兴的重要保障,建设数字化农村信用体系是提高乡村治理水平的新路径,而数字普惠金融利用大数据技术采集海量、实时、多样化、有价值的农村居民信用信息,能够为数字化农村信用平台建设以及信息共享奠定基础。第五,生活富裕的关键是实现农民收入可持续增长,而数字普惠金融能够更好满足农村居民的贷款、理财和保险等需求,优化农户的资产配置和财富管理,拓宽农民的增收致富渠道,进而有效提升农民的生活富裕水平。

基于上述分析,本文提出假说 H1:数字普惠金融发展能够显著提升县域乡村振兴水平。

2. 数字普惠金融影响乡村振兴的机制

数字普惠金融以其便利性和低成本优势给农民和各类农业经营主体提供有效的金融服务,一方面能够加快城镇资金、人才等要素流向农村,培育更多更高质量的乡村振兴推进主体,另一方面有利于农业产业结构升级和农村消费市场扩大,即数字普惠金融能够产生发展主体培育效应、产业结构升级效应和消费市场激活效应,促进乡村的"人兴""业兴""市兴",从而助力乡村振兴。

从发展主体培育效应来看,数字普惠金融有助于培育新型农业经营主体。新型农业经营主体是实现乡村振兴的主力军,其高质量发展将发挥辐射带动作用,推动家庭经营、集体经营、合作经营、企业经

营协同发展,促进农业稳产增产、农民持续增收和乡村全面振兴(胡轶歆 等,2022)[27]。家庭农场、合作社、龙头企业等新型农业经营主体还会积极参与乡村党组织建设和村民自治组织建设,有助于乡村治理主体多元化(洪霓 等,2023)[28]。新型农业经营主体从事农业生产经营具有投资大、周期长、见效慢等特点,资金的持续注入是其创立和发展的硬条件,以农民为主的新型主体由于自身资金有限而需要进行外部融资,但传统金融机构放贷的准入门槛高、审批效率低,导致许多新型农业经营主体难以筹集到足够的资金来维持项目正常运作。数字普惠金融利用智能算法、大数据和云计算等技术建立信用评估模型和风险评估体系,能够有效缓解信息不对称问题和传统金融排斥问题,从而提高金融服务的可得性、便利性和有效性(黄祖辉 等,2023)[29],这将吸引城市资本流向乡村以及农民工、大学生、退伍军人等返乡创业,为乡村振兴注入新的主体活力。

基于上述分析,本文提出假说 H2a:数字普惠金融能够通过培育新型农业经营主体的路径来促进县域乡村振兴。

从产业结构升级效应来看,数字普惠金融有助于推动农业产业结构升级。乡村振兴的核心在产业,产业振兴的核心在升级。产业结构升级意味着由以劳动密集型产业为主的低级结构向以知识和技术密集型产业为主的高级结构演进,其重要表征之一就是产业结构服务化程度的不断提高(姚林香 等,2023;马玉婷 等,2023)[30-31]。一方面,产业结构升级为农产品精深加工、延长农业产业链提供了条件,有利于提高农产品附加值、增加农村居民收入,为乡村振兴提供经济基础和关键性支撑;另一方面,随着新行业、新岗位和新部门的诞生,产业结构升级能够为乡村振兴创造更多的就业机会,帮助农村居民实现更高质量的就业。然而,目前我国乡村产业存在产业链和供应链较短、产品附加值低、产业形态单一等问题,产业结构亟须转型升级(高帆,2021)[32],数字普惠金融的发展则能有效推动农业产业结构升级。作为数字普惠金融重大应用之一的数字化支付平台为农户采购生产资料、农产品线上销售以及城镇居民下乡旅游等创造了良好条件,有利于农产品精深加工、农村电商和观光农业等新业态不断发展壮大,进而促进农业产业结构升级。同时,数字普惠金融能够借助数字技术引导劳动、技术、土地等生产要素在更大范围内有效配置,推动乡村产业向数字化、智能化、系统化方向发展,并把传统农业引入现代化发展轨道,促使农业产业结构向高技术含量、高效率和高收益转型升级(刘学侠 等,2022)[33]。

基于上述分析,本文提出假说 H2b:数字普惠金融能够通过推动农业产业结构升级的路径来促进县域乡村振兴。

从消费市场扩大效应来看,数字普惠金融有助于开拓农村消费市场。农村是我国扩大内需最大的增量空间,其消费市场覆盖范围广、消费群体庞大、消费活动可扩展空间大,拓展农村消费市场已成为实施乡村振兴战略的重要内容之一(杨远根,2021)[34]。农村消费增长有助于在农村地区实现需求牵引供给、供给创造需求的供需高水平动态平衡,形成乡村产业高质量发展的良性循环,增强乡村振兴的内生动力;农村消费增长有助于推动日用品、耐用品等优质消费品下乡,促进农村服务体系不断发展壮大,打开乡村振兴新空间;农村消费增长还有助于缩小城乡消费差距,改变城乡二元的分配格局,推动城乡融合发展,与乡村振兴战略的内在价值高度契合(刘顿 等,2020)[35]。收入是影响消费的最主要因素,长期以来我国农村居民收入相对较低,农村地区普遍存在消费水平较低、消费质量不高、消费结构失衡等现象,阻碍了乡村振兴的全面推进(冉希美 等,2024)[36]。数字普惠金融有助于拓宽农村居民收入渠道,进而促进农村消费市场扩大。一方面,数字信贷大大缓解了农户和农业经营主体的信贷约束,有助于增加农业生产要素投入、提高农业产出,进而增加农民的生产性收入;另一方面,数字理财降低了农村居民购

买金融产品的门槛,可以增加其投资性收入。此外,数字保险能够有效分散风险和减小不确定性(汪亚楠 等,2020)[37],可以降低农村居民的悲观消费预期和预防性储蓄,进而释放其消费动力;数字支付能够降低消费行为的心理损失、突破消费活动的时空制约,有助于提高农村居民的消费意愿和消费水平。

基于上述分析,本文提出假说 H2c:数字普惠金融能够通过提高农民消费水平的路径来促进县域乡村振兴。

三、实证研究设计

1. 基准模型构建

为检验数字普惠金融发展能否显著提升县域乡村振兴水平,本文设定如下基准模型:

$$rural_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 dfi_{it} + \sum x_{it} + \varepsilon_{it}$$

其中,被解释变量($rural_{it}$)"乡村振兴"为县域 i 在 t 时期的乡村振兴水平,核心解释变量(dfi_{it})"数字普惠金融"为县域 i 在 t 时期的数字普惠金融发展水平,x_{it} 表示控制变量,ε_{it} 表示与时间、地区无关的残差项。

(1)县域乡村振兴水平的测度。《中华人民共和国乡村振兴促进法》对乡村振兴提出了"产业兴旺、生态宜居、乡风文明、治理有效、生活富裕"的总体要求,本文将其作为 5 个一级指标;目前相关研究对乡村振兴水平的测度大都基于省域层面(张旺 等,2022;徐雪 等,2022)[38-39],本文借鉴邓金钱和蒋云亮(2024)[40]的思路,将研究重心下沉到县域,并综合考虑县域数据的可得性、指标选取的科学性和代表性,最终采用 19 个具体指标构建县域乡村振兴水平评价指标体系(详见表 1)。采用熵权法确定各指标权重,计算得到样本期内各样本县域的乡村振兴指数综合得分;由于综合得分数值相对其他变量较小,进行乘以 100 处理后得到被解释变量"乡村振兴"。

表 1　县域乡村振兴水平评价指标体系

一级指标	二级指标	指标解释	单位	属性	权重
产业兴旺	粮食综合生产力	人均粮食产量	吨/人	+	0.061 5
	农业劳动生产率	第一产业增加值/乡村人口	万元/人	+	0.060 6
	农业科技水平	人均农业机械总动力	千瓦/人	+	0.056 1
		设施农业面积/耕地面积	%	+	0.071 6
	产业融合水平	人均农产品加工业产值	吨/人	+	0.039 0
生态宜居	农业绿色发展	化肥施用量/播种面积	吨/公顷	−	0.048 1
		农用塑料薄膜使用量/播种面积	吨/公顷	−	0.027 4
	医疗卫生条件	农村每千人医疗卫生机构床位数	个	+	0.060 9
	绿色生活方式	农村人均用电量	千瓦时/人	−	0.043 6
乡风文明	民风文明程度	全国文明村数量[a]/行政村数量	%	+	0.066 8
	教育资源水平	普通中学专任教师数/在校学生数	%	+	0.071 0
	文化服务水平	农村人均公共图书馆藏量	册/人	+	0.040 4

续表 1

一级指标	二级指标	指标解释	单位	属性	权重
治理有效	基层民主组织	农村每千人村民委员会个数	个	+	0.056 0
	政府干预能力	涉农支出/一般公共预算支出[b]	%	+	0.055 5
	农田灌溉治理	有效灌溉面积/耕地面积	%	+	0.041 8
	就业保障服务	乡村从业人员/乡村人口	%	+	0.036 3
生活富裕	农村居民收入	农村居民人均可支配收入	万元	+	0.080 6
		农村居民人均可支配收入增长率	%	+	0.031 3
	城乡收入差距	城乡居民人均可支配收入比	%	−	0.051 4

注:a.《全国文明村镇名单》每三年发布一次,样本期内发布了 2014 年《第四届全国文明村镇名单)》(1 159 个、2017 年《第五届全国文明村镇名单》(1 493 个)和 2020 年《第六届全国文明村镇名单》(1 973 个),采用线性插值法补齐剩余年份数据。b. 财政支农资金来自《中国统计年鉴》和国家统计局,该指标的县域数据难以获取,因此使用省级层面数据代替。

(2)县域数字普惠金融发展水平的测度。参照已有研究,本文采用北京大学数字金融研究中心发布的县域数字普惠金融总指数(进行除以 100 处理)作为被解释变量。该指数基于蚂蚁金服交易账户大数据进行编制,包含覆盖广度、使用深度、数字化程度 3 个维度,共计 33 个具体指标,采用无量纲化、变异系数赋权法与指数合成法进行测算(郭峰 等,2020)[41],具有科学性和权威性,并被广泛应用。

(3)控制变量的选取。本文借鉴王益君等(2023)[42]、邓金钱和蒋云亮(2024)[40]的研究,选用以下控制变量:一是“人口密度”,采用县域年末人口数与行政区域面积之比来衡量;二是“工业发展水平”,采用规模以上工业总产值与县域地区生产总值之比来衡量;三是“财政自给率”,采用县域一般公共预算收入与支出之比来衡量;四是“传统金融发展水平”,采用住户储蓄存款余额与县域总人口之比来衡量;五是“社会消费水平”,采用社会消费品零售总额与县域总人口之比来衡量;六是“利用外资水平”,采用实际利用外资金额与县域地区生产总值之比来衡量。

2. 机制检验方法

本文参考江艇(2022)[43]提出的检验方法,采用以下计量模型进行机制检验:

$$M_{it} = \beta_0 + \beta_1 dfi_{it} + \sum x_{ijt} + \varepsilon_{it}$$

其中,M_{it} 为机制变量。根据前文理论分析,选取以下 3 个机制变量:一是“新型农业经营主体”,用以检验数字普惠金融的发展主体培育效应。借鉴阮荣平等(2022)[44]和龙云等(2023)[45]的方法,以农民专业合作社和家庭农场作为新型农业经营主体的代表,采用县域农民专业合作社和家庭农场的注册数量与农作物总播种面积之比来反映新型农业经营主体的培育情况。所用数据来源于“天眼查”,根据农民专业合作社和家庭农场所在地理位置进行年度和县域匹配,得到县域面板数据。二是“农业产业结构升级”,用以检验数字普惠金融的产业结构升级效应。参考曹菲和聂颖(2021)[46]、王梦雪等(2024)[47]的做法,采用农林牧渔服务业产值占农林牧渔业总产值的比重来衡量县域产业结构升级水平。三是“农村人均消费支出”,用以检验数字普惠金融的消费市场扩大效应。参考田坤等(2023)[48]的做法,采用农村居民人均消费支出来表征农村消费市场规模。

3. 样本选择与数据处理

本文所用数据包括数字普惠金融数据和县域统计数据两部分。数字普惠金融数据来自北京大学数字金融研究中心,县域统计数据主要来自 2015—2023 年《中国县域统计年鉴》、中经网数据库、国泰安数据库、中国经济社会大数据研究平台、各省市统计年鉴、各县国民经济和社会发展统计公报等,缺失数据用线性插值法或相邻县域的平均值进行补充。剔除变量缺失样本后,最终得到 2014—2022 年 1 615 个县域平衡面板数据,共计 14 535 个观测值,表 2 为主要变量的描述性统计结果。根据本文的测度结果(见图 1),在样本期间我国县域平均乡村振兴水平呈现稳步上升趋势,尤其在 2017 年乡村振兴战略提出之后提升速度加快,从 2019 年开始提升速度有所减缓。从区域比较来看,东部地区的县域乡村振兴水平最高,中部地区次之,西部地区最低,且自 2017 年起差距拉大,但在 2020 年以后差距开始缩小,到 2022 年三大区域的县域乡村振兴平均水平已十分接近。

表 2　主要变量的描述性统计结果

	变量	观测值	平均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	乡村振兴	14 535	6.857 8	2.284 2	3.609 9	49.951 3
解释变量	数字普惠金融	14 535	0.944 8	0.239 6	0.102 4	1.365 6
	覆盖广度	14 535	0.856 7	0.195 6	0.007 5	1.748 1
	使用深度	14 535	1.132 1	0.354 5	0.026 2	2.025 9
	数字化程度	14 535	0.866 3	0.308 0	0.000 0	3.075 7
机制变量	新型农业经营主体	14 535	1.483 3	2.966 1	0.000 0	92.000 0
	农业产业结构升级	14 535	0.044 7	0.025 5	0,000 4	0.392 7
	农村人均消费支出	14 535	1.181 4	0.356 8	0.482 2	2.748 3
控制变量	人口密度	14 535	0.030 2	0.029 1	0.000 0	0.387 6
	工业发展水平	14 535	1.276 8	1.096 8	0.000 1	14.531 0
	财政自给率	14 535	0.301 8	0.230 7	0.008 4	8.558 0
	传统金融发展水平	14 535	3.412 2	2.338 0	0.073 3	39.643 3
	社会消费水平	14 535	1.502 5	1.293 0	0.043 1	28.595 1
	利用外资水平	14 535	0.002 7	0.005 7	0.000 0	0.243 3

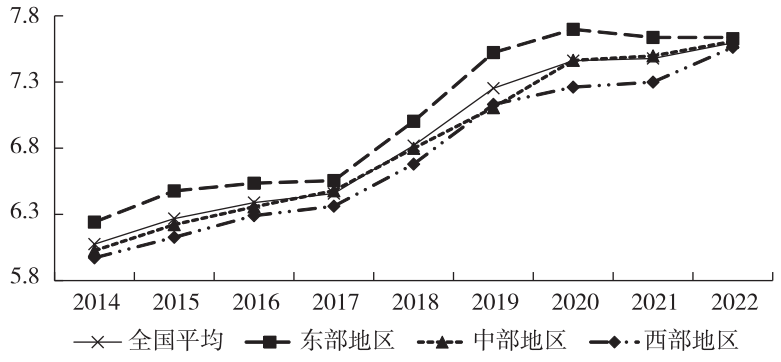

图 1　2014—2022 年全国、东部、中部和西部地区平均县域乡村振兴水平

四、实证结果与分析

1. 基准回归

分别采用普通 OLS 模型、随机效应模型(RE)、固定效应模型(FE)进行基准模型检验,回归结果见表 3 的(1)(2)(3)列。Hausman 检验统计量为 154.76(Prob>chi2 = 0.000 0),说明使用固定效应模型(FE)更为准确有效,因此,后文均采用固定效应模型进行分析。“数字普惠金融”对“乡村振兴”的估计系数在 1%的水平上显著为正,表明数字普惠金融发展水平提高对县域乡村振兴水平具有显著正向影响,假说 H1 得到验证。

表 3　基准回归结果

变　量	普通 OLS 模型	随机效应模型	固定效应模型			
	乡村振兴	乡村振兴	乡村振兴	乡村振兴	乡村振兴	乡村振兴
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
数字普惠金融	0.885***	1.252***	1.288***			
	(10.272)	(32.762)	(33.625)			
覆盖广度				1.025***		
				(23.457)		
使用深度					1.088***	
					(38.304)	
数字化程度						0.960***
						(32.790)
人口密度	−14.877***	−2.545**	4.775***	5.265***	3.054**	2.104
	(−22.107)	(−2.475)	(3.652)	(3.924)	(2.369)	(1.610)
工业发展水平	−0.055***	−0.046***	−0.029**	−0.019	−0.038***	−0.027**
	(−3.212)	(−3.545)	(−2.196)	(−1.387)	(−2.874)	(−2.011)
财政自给率	−0.252***	−0.092*	−0.055	−0.141**	−0.025	−0.061
	(−2.827)	(−1.688)	(−0.983)	(−2.483)	(−0.445)	(−1.113)
传统金融发展水平	0.267***	0.169***	0.165***	0.231***	0.119***	0.169***
	(26.319)	(26.443)	(25.427)	(38.529)	(17.321)	(25.937)
社会消费水平	0.184***	0.095***	0.100***	0.127***	0.083***	0.090***
	(10.435)	(9.428)	(9.740)	(12.227)	(8.215)	(8.710)
利用外资水平	23.140***	−1.085	−2.247	−5.133***	−1.588	−5.771***
	(7.469)	(−0.656)	(−1.353)	(−3.025)	(−0.969)	(−3.498)
常数项	5.368***	5.123***	4.844***	4.931***	5.061***	5.260***
	(69.085)	(72.338)	(78.042)	(73.581)	(87.204)	(90.812)
年份固定效应	未控制	未控制	控制	控制	控制	控制
县域固定效应	未控制	未控制	控制	控制	控制	控制

续表 3

变　量	普通 OLS 模型	随机效应模型	固定效应模型			
	乡村振兴	乡村振兴	乡村振兴	乡村振兴	乡村振兴	乡村振兴
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
观测值	14 535	14 535	1 4535	14 535	14 535	14 535
R^2	0. 170	0. 309	0. 311	0. 280 7	0. 326 6	0. 307 7

注:***、**、*分别表示在 1%、5%、10%水平上显著,括号内为 t 统计量,下表同。

进一步分别分析数字普惠金融 3 个维度对县域乡村振兴水平的影响,即分别以“覆盖广度”(覆盖广度指数)、“使用深度”(使用深度指数)、“数字化程度”(数字化程度指数)为核心解释变量进行模型检验,回归结果见表 3 的(4)(5)(6)列。“覆盖广度”“使用深度”“数字化程度”对“乡村振兴”的估计系数均在 1%的水平上显著为正,表明数字普惠金融覆盖广度、使用深度、数字化程度的提高均促进了乡村振兴水平提升。从系数大小来看,使用深度对乡村振兴的促进效应最大,其次是覆盖广度,再次是数字化程度。这可能是因为:使用深度通过支付服务、货币基金服务等 6 大金融服务的实际使用总量和使用活跃度计算,反映了数字普惠金融的实际使用情况,其对农业生产、农民增收和农村发展具有直接的较大的影响,因此对乡村振兴的促进效应最大;覆盖广度根据账户覆盖率计算,反映了数字普惠金融的延伸触达能力,2011—2018 年我国覆盖广度指数增长较快(郭峰 等,2020)[41],但当覆盖广度达到一定程度之后,其积极效应可能趋于减弱;数字化程度主要从移动化、实惠化、信用化和便利化 4 个方面测算,反映了利用数字技术来提升金融服务的情况,但由于农村地区的数字基础设施较为薄弱,“数字鸿沟”可能在一定程度上制约了数字化程度提升对乡村振兴的促进作用。

2. 内生性处理与稳健性检验

(1)内生性处理:工具变量法和 DID 方法。考虑到基准回归可能存在反向因果关系、遗漏变量等内生性问题,采用工具变量法和 DID 方法进行内生性处理。第一,参考黄祖辉等(2023)[29]的做法,采用样本县距杭州的球面距离与各县(本县除外)数字普惠金融均值的交乘项作为“数字普惠金融”的工具变量,进行 2SLS 检验,回归结果见表 4 的 Panel A。工具变量通过了不可识别检验和弱工具变量检验,表明工具变量的选择合理有效;第一阶段的回归结果显示,工具变量与“数字普惠金融”显著负相关;第二阶段的回归结果显示,拟合的“数字普惠金融”对“乡村振兴”的估计系数在 1%的水平上显著为正。可见,在缓解基准模型可能存在的内生性问题后,数字普惠金融发展显著促进了县域乡村振兴的结论依然成立。第二,2018 年以来,中国人民银行与世界银行联合开展“普惠金融国际倡议(FIGI)”中国项目,在湖南省平江县和陕西省宜君县进行为期三年的试点(2018—2020 年),这为本文提供了一项良好的准自然实验。借鉴黄祖辉等(2023)[29]和钟凯等(2022)[49]的研究思路,将 FIGI 中国项目的实施作为外生冲击,构建 DID 模型进行内生性处理。总样本为位于湖南、陕西两省的县域,核心解释变量为“FIGI 中国项目”(入选 FIGI 中国项目试点的县域在 2018 年及之后赋值为 1,否则赋值为 0),检验结果见表 4 的 Panel B。“FIGI 中国项目”的估计系数在 1%的水平上显著为正,表明 FIGI 中国项目的实施显著提升了试点县的乡村振兴水平,即其开展的普惠金融项目有效促进了当地的乡村振兴,这在一定程度上印证了本文的分析结果。

(2)稳健性检验。第一,替换被解释变量。鉴于乡村振兴的主体是农民,实施乡村振兴战略的中心任务是促进农民增收,本文采用“农民收入水平”(农村居民人均可支配收入的自然对数值)替代“乡村

振兴”重新进行模型检验,回归结果见表4的Panel C。“数字普惠金融”对“农民收入水平”的回归系数在1%的水平上显著为正,表明基准模型的估计结果是稳健的。第二,剔除百强县。由于某些县域的乡村振兴水平较高,基准模型得到的促进效应可能主要来自这些优势县域样本,而数字普惠金融对其他绝大多数县域乡村振兴的促进效应可能并不显著。对此,本文依据赛迪顾问县域经济研究中心发布的“2022赛迪顾问乡村振兴百强县榜单”,剔除百强县后重新进行检验①,回归结果见表4的Panel D。“数字普惠金融”的回归系数依然在1%的水平上显著为正,再次表明本文的分析结果具有稳健性。

表4　内生性处理和稳健性检验结果

变　量	Panel A:工具变量法		Panel B:DID检验	Panel C:替换被解释变量	Panel D:剔除百强县
	第一阶段	第二阶段			
	数字普惠金融	乡村振兴	乡村振兴	农民收入水平	乡村振兴
数字普惠金融		10.523***		0.627***	1.254***
		(18.557)		(123.405)	(31.446)
工具变量	-0.082***				
	(-13.724)				
FIGI中国项目			0.725***		
			(3.161)		
常数项	-0.652***	2.147***	6.620***	8.593***	4.852***
	(-21.483)	(48.028)	(47.994)	(144.325)	(76.868)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
时间和县域固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
不可识别检验	812.915[0.000]				
弱工具变量检验	1 006.116{16.380}				
观测值	14 535	14 535	1 377	14 535	13 734
R^2	0.348	0.168	0.536	0.822	0.306

注:[ ]内的数值为p值,{ }内的数值为Stock-yogo检验在10%水平对应的临界值。

3. 机制检验

机制检验结果见表5。从发展主体培育效应来看,“数字普惠金融”对“新型农业经营主体”的回归系数显著为正,表明数字普惠金融发展促进了县域农民专业合作社和家庭农场的数量增长,有助于培育乡村振兴的发展主体;从产业结构升级效应来看,“数字普惠金融”对“农业产业结构升级”的回归系数显著为正,表明数字普惠金融发展促进了农业服务业占比的提高,产生了显著的产业结构升级效应;从消费市场扩大效应来看,“数字普惠金融”对“农村人均消费支出”的回归系数显著为正,表明数字普惠金融发展促进了农村人均消费支出的增长,从而能够有效扩大农村消费市场。因此,数字普惠金融发展能够通过培育发展主体、升级产业结构、扩大消费市场3条路径来促进县域乡村振兴,假说H2a、H2b、H2c均得到验证。

① 由于本文的样本不含湖南宁乡市、新疆阿拉尔市、黑龙江嫩江市、海南临高县、江苏睢宁县、新疆沙湾市、辽宁庄河市、黑龙江抚远市、湖北仙桃市、新疆图木舒克市、内蒙古扎西屯市,故实际剔除的县域为89个。

表 5　机制检验结果

变　量	发展主体培育效应	产业结构升级效应	消费市场扩大效应
	新型农业经营主体	农业产业结构升级	农村人均消费支出
数字普惠金融	0.849***	0.023***	0.571***
	(6.668)	(36.661)	(100.146)
常数项	0.491**	0.019***	0.225***
	(2.254)	(18.271)	(24.369)
控制变量	控制	控制	控制
时间和县域固定效应	控制	控制	控制
观测值	14 535	14 535	14 535
R^2	0.167	0.176	0.827

4. 进一步讨论:异质性分析

乡村振兴既需要以数字基础设施为代表的“硬件”完善,也需要以人力资本为代表的“软件”提升,因而软、硬件条件的不同可能导致数字普惠金融对县域乡村振兴产生差异化的影响。基于此,本文从数字基础设施水平和农村居民受教育程度两个方面进行异质性分析。

从“硬件”条件来看,农村数字基础设施的完善可以为普惠金融服务实现“上山下乡”提供便利,有助于数字普惠金融在农村的推广,能够促使数字普惠金融更好地服务农业、农村、农民发展,产生更大的乡村振兴促进效应。采用县域宽带接入用户数来度量数字基础设施水平,以其中位数将样本划分为“数字基础设施水平高”和“数字基础设施水平低”两组,分别进行模型检验,回归结果见表 6 的 Panel A。两组样本中,“数字普惠金融”的回归系数均在 1%的水平上显著为正,表明数字普惠金融发展对县域乡村振兴的促进效应普遍存在;进一步比较系数大小,“数字基础设施水平高”组显著大于“数字基础设施水平低”组,表明数字普惠金融发展对乡村振兴的促进作用在数字基础设施水平较高的县域中更强。

表 6　异质性分析结果

变　量	Panel A:“硬件”异质性		Panel B:“软件”异质性	
	数字基础设施水平高	数字基础设施水平低	受教育程度高	受教育程度低
数字普惠金融	1.707***	0.631***	1.490***	1.183***
	(18.633)	(12.438)	(32.285)	(17.870)
常数项	4.695***	5.573***	4.363***	5.344***
	(44.495)	(47.155)	(64.831)	(46.040)
控制变量	控制	控制	控制	控制
时间和县域固定效应	控制	控制	控制	控制
观测值	7 352	7 183	7 310	7 225
R^2	0.178	0.192	0.395	0.264
组间系数差异检验 P 值	0.000***		0.023**	

注:组间系数差异检验的 P 值采用费舍尔组合检验(抽样 1 000 次)计算得到。

从“软件”条件来看,农村居民的受教育程度越高,则其学习能力越强、认知视野越广,越能接受和使用数字普惠金融,从而有利于数字普惠金融服务在当地的推广,并产生更大的乡村振兴促进作用。采用平均受教育年限来度量农村居民的受教育程度,以其中位数将样本划分为“受教育程度高”和“受教育程度低”两组,分别进行模型检验,回归结果见表 6 的 Panel B。两组样本中,“数字普惠金融”的回归系数均在 1%的水平上显著为正,表明数字普惠金融发展对县域乡村振兴的促进效应普遍存在;进一步比较系数大小,“受教育程度高”组显著大于“受教育程度低”组,表明数字普惠金融发展对乡村振兴的促进作用在农村居民受教育程度较高的县域中更强。

五、结论与启示

全面推进乡村振兴离不开金融支持。作为数字经济时代普惠金融发展的新业态,数字普惠金融依托数字技术创新金融服务模式,能够以广覆盖、低成本、可持续等优势为“三农”提供便利的金融服务,有效缓解“三农”发展的信贷约束,并培育新型农业经营主体、带动农业产业结构升级、激活农村消费市场,从而为乡村振兴提供新动能。已有实证研究大多采用省级层面的数据,本文构建县域层面的乡村振兴水平评价指标体系,并采用 2014—2022 年 1 615 个县域的数据来考察数字普惠金融对县域乡村振兴的影响,研究发现:(1)2014—2022 年我国县域乡村振兴水平持续提升,东、中、西部之间的差距先扩大后缩小,到 2022 年三大区域的县域乡村振兴平均水平已十分接近。(2)数字普惠金融发展能够显著提升县域乡村振兴水平,且数字普惠金融 3 个维度的发展均能够促进乡村振兴,其中使用深度的影响最大,覆盖广度次之,数字化程度的影响最小。(3)数字普惠金融能够产生显著的发展主体培育效应、产业结构升级效应和消费市场扩大效应,可以通过培育新型农业经营主体、推动农业产业结构升级、提高农民消费水平三条路径来促进县域乡村振兴。(4)相比数字基础设施水平较低的县域和农村居民受教育程度较低的县域,数字普惠金融对乡村振兴的促进效应在数字基础设施水平较高的县域和农村居民受教育程度较高的县域中更强,表明软件和硬件条件的改善能够强化数字普惠金融对乡村振兴的促进作用。

根据上述研究结论,本文得到以下启示:第一,营造良好的金融生态,加快县域数字普惠金融发展。县级政府应牵头搭建公共信息平台,为金融机构更精准地服务乡村振兴创造良好的数据基础环境;金融机构应与科技企业合作,共同开发数字普惠金融产品,实现普惠金融与金融科技的深度融合,打造“政府+金融机构+科技企业”的县域数字普惠金融良好生态。第二,积极探索数字普惠金融多元化场景,拓展和深化数字普惠金融服务乡村振兴的功能。依靠技术手段不断推进数字普惠金融场景创新,研发创新适应乡村振兴发展需求的数字信贷、数字保险、投资理财等多元化产品,竭力为农业企业和农村居民在融资、创业、消费、资产配置等各领域提供金融帮助,提升数字普惠金融的使用深度、覆盖广度和数字化程度。第三,“硬件”完善与“软件”提升并重,挖掘数字普惠金融服务乡村振兴的潜力。在“硬件”完善方面,持续推进数字乡村建设,特别是要加快欠发达县域的数字基础设施建设,填补“数字鸿沟”。在“软件”提升方面,既要重视乡村基础教育发展,也要鼓励涉农金融机构深入“三农”推广数字普惠金融,提升农村居民对数字普惠金融的认知度与接受度,激励农户和农业经营主体分享数字红利。第四,改善创业环境,促进农业升级,激活农村消费,强化数字普惠金融促进乡村振兴的作用机制。首先,要为“新乡贤”、返乡农民工、返乡大学生等提供创业支持,尤其是要依靠便利快捷的互联网平台和数字普惠金融服务营造良好的创业环境,促进新型农业经营主体的高质量发展。其次,要因地制宜地选择农业转型升级路径。一方面,要积极延伸和拓展农业产业链,推动农业产业全链条提质升级;另一方面,要不断拓展农业功能,培育发展休闲农业、乡村旅游、医养康养等“农业+”新业态。最后,要通过多渠道增加农民收入、

持续完善社会保障体系、做大做强县域商业经济、转变农村居民消费理念等方式来激发农民的消费潜力,激活农村消费的增量空间,增强乡村振兴的市场需求驱动力。

参考文献:

[1] 叶兴庆. 新时代中国乡村振兴战略论纲[J]. 改革,2018(1):65-73.

[2] KAPOOR A. Financial inclusion and the future of the Indian economy[J]. Futures,2014,56:35-42.

[3] 彭澎,周月书. 新世纪以来农村金融改革的政策轨迹、理论逻辑与实践效果——基于2004—2022年中央"一号文件"的文本分析[J]. 中国农村经济,2022(9):2-23.

[4] 黄红光,白彩全,易行. 金融排斥、农业科技投入与农业经济发展[J]. 管理世界,2018,34(9):67-78.

[5] 罗剑朝,曹瑮,罗博文. 西部地区农村普惠金融发展困境、障碍与建议[J]. 农业经济问题,2019(8):94-107.

[6] 付琼,郭嘉禹. 金融科技助力农村普惠金融发展的内在机理与现实困境[J]. 管理学刊,2021,34(3):54-67.

[7] 贝多广. 新起点——构建普惠金融生态体系[M]. 北京:中国金融出版社,2022:65-70.

[8] 刘航,伏霖,李涛,等. 基于中国实践的互联网与数字经济研究——首届互联网与数字经济论坛综述[J]. 经济研究,2019,54(3):204-208.

[9] 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.

[10] 谢地,苏博. 数字普惠金融助力乡村振兴发展:理论分析与实证检验[J]. 山东社会科学,2021(4):121-127.

[11] 马亚明,周璐. 基于双创视角的数字普惠金融促进乡村振兴路径与机制研究[J]. 现代财经(天津财经大学学报),2022,42(2):3-20.

[12] 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.

[13] 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[J]. 调研世界,2024(11):3-16.

[14] 杨鑫垚,叶家硕,李杰,等. 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[J]. 南方金融,2024(6):18-31.

[15] 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[J]. 金融监管研究,2024(4):76-93.

[16] 张英杰. 数字普惠金融、创新活跃度与乡村振兴[J]. 技术经济与管理研究,2023(1):78-84.

[17] 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[J]. 西北大学学报(哲学社会科学版),2023,53(1):56-71.

[18] 王亮,昝琳. 数字普惠金融对乡村振兴的影响研究[J]. 金融理论与实践,2023(4):77-87.

[19] 庞凌霄. 数字普惠金融、农村减贫与乡村振兴[J]. 统计与决策,2022,38(10):57-62.

[20] 刘瑾,李振,田靖文. 数字普惠金融、农村居民消费与乡村振兴[J]. 技术经济与管理研究,2024(4):146-152.

[21] 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[J]. 重庆大学学报(社会科学版),2022,28(3):25-38.

[22] 葛和平,钱宇. 数字普惠金融服务乡村振兴的影响机理及实证检验[J]. 现代经济探讨,2021(5):118-126.

[23] 潘明清,范雅静. 数字普惠金融助推乡村振兴的机制与效应研究[J]. 宏观经济研究,2023(3):35-47.

[24] 王树娟,霍仕胤. 县域数字普惠金融助力乡村振兴:理论逻辑与实证研究——基于对鲁西4市30县数据的分析[J]. 价格理论与实践,2022(12):192-195.

[25] 韩广召,吴国强. 数字普惠金融如何促进乡村振兴?——以数字普惠金融的农村减贫效应为中介[J]. 投资研究,2023,42(12):55-70.

[26] 方观富,许嘉怡. 数字普惠金融促进居民就业吗——来自中国家庭跟踪调查的证据[J]. 金融经济学研究,2020,35(2):75-86.

[27] 胡轶歆,霍学喜,孔荣. 新型农业经营主体培育:政策演变与实践响应[J]. 经济与管理研究,2022,43(8):94-107.

[28] 洪霓,于冷.新型农业经营主体参与乡村治理:发生机制、历史逻辑与提升路径[J].农业经济问题,2023(12):60-71.
[29] 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.
[30] 姚林香,卢光熙.革命老区振兴规划实施的乡村振兴效应——基于对省界毗邻地区县域样本的分析[J].中国农村经济,2023(3):22-44.
[31] 马玉婷,高强,杨旭丹.农村劳动力老龄化与农业产业结构升级:理论机制与实证检验[J].华中农业大学学报(社会科学版),2023(2):69-79.
[32] 高帆.大历史观视域下的中国农业农村发展[J].复旦学报(社会科学版),2021,63(5):1-14.
[33] 刘学侠,陈传龙.数字技术推动农业产业结构转型升级路径研究[J].行政管理改革,2022(12):57-65.
[34] 杨远根.国内大循环、乡村振兴与财政政策优化[J].改革,2021(8):52-63.
[35] 刘顿,刘越.乡村振兴战略下农村消费的正义性探析[J].湖北社会科学,2020(1):77-85.
[36] 冉希美,王定祥.普惠金融数字化、消费环境优化与农村居民消费动力释放[J].重庆大学学报(社会科学版),2024,30(3):86-99.
[37] 汪亚楠,谭卓鸿,郑乐凯.数字普惠金融对社会保障的影响研究[J].数量经济技术经济研究,2020,37(7):92-112.
[38] 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.
[39] 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,2022,39(5):64-83.
[40] 邓金钱,蒋云亮.返乡创业试点政策对乡村振兴的影响研究——来自中国县域面板数据的经验证据[J].中国人口科学,2024,38(1):51-66.
[41] 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),2020,19(4):1401-1418.
[42] 王益君,娄晨雨,张於琛.农村金融助推乡村振兴的区域性研究[J].产业经济评论,2023(1):171-188.
[43] 江艇.因果推断经验研究中的中介效应与调节效应[J].中国工业经济,2022(5):100-120.
[44] 阮荣平,姜瑞雪,曹娟娟.新型农业经营主体对小农户经营行为的辐射带动影响研究[J].农村金融研究,2022(5):60-69.
[45] 龙云,邓可心,匡诺一.新型农业经营主体能带动小农户实现绿色生产转型吗?——基于2020年中国乡村振兴综合调查数据的研究[J].经济与管理研究,2023,44(12):85-99.
[46] 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.
[47] 王梦雪,孟艳春,谢永超,等.农产品贸易对农业产业结构优化升级的影响研究——基于农业技术创新的调节作用[J/OL].中国农业资源与区划,1-13(2024-07-17). http://kns.cnki.net/kcms/detail/11.3513.S.20240716.1238.032.html.
[48] 田坤,黄坤,行伟波.数字经济、市场潜能与乡村振兴——基于双重机器学习的因果推断[J].山西财经大学学报,2023,45(11):73-85.
[49] 钟凯,梁鹏,董晓丹,等.数字普惠金融与商业信用二次配置[J].中国工业经济,2022(1):170-188.

Has Digital Inclusive Finance Promoted Rural Revitalization in Counties?

DENG Jin-qian, GU Yue

(*School of Economics*, *Lanzhou University*, *Lanzhou* 730000, *Gansu*, *China*)

Summary: The comprehensive advancement of rural revitalization is a significant contemporary issue that

cannot be achieved without financial support. As a new form of financial development in the digital economy era, digital inclusive finance, with its advantages of wide coverage, low cost, and sustainability, is expected to consolidate and expand the achievements of poverty alleviation and comprehensively promote rural revitalization. Existing studies on the relationship between digital inclusive finance and rural revitalization have mostly focused on the provincial level, while county areas, as the main battleground for the comprehensive advancement of rural revitalization, have rarely been examined from a county-level perspective.

This paper constructs an evaluation index system for rural revitalization at the county level and uses panel data from 1,615 counties in China from 2014 to 2022 to systematically examine the impact and mechanism of digital inclusive finance on rural revitalization. The results show that digital inclusive finance can innovate financial service models, activate rural development vitality, and effectively promote rural revitalization. This conclusion remains valid after multiple robustness tests. Digital inclusive finance mainly promotes rural revitalization through the effects of entity cultivation, industrial structure upgrading, and the expansion of consumer markets. Further discussions reveal that different dimensions of digital inclusive finance can all promote rural revitalization, with the depth of use having the most significant effect. The promoting effect of digital inclusive finance on rural revitalization exists in counties with different levels of digital infrastructure and different levels of rural residents' education, but the promotion effect is more fully played in counties with higher levels of digital infrastructure and higher levels of rural residents' education.

Compared with previous literature, this paper makes two extensions: First, unlike most existing literature that focuses on the provincial level to study the rural revitalization effect of digital inclusive finance, this paper sinks the data to the county level and conducts heterogeneity tests based on counties with different levels of digital infrastructure and rural residents' education, expanding the research horizon of existing literature. Second, it explores the theoretical mechanisms of how digital inclusive finance affects rural revitalization from three new perspectives: entity cultivation effect, industrial structure upgrading effect, and consumer market expansion effect, providing new perspectives and new evidence for a comprehensive understanding of the relationship between the two.

Accordingly, this paper suggests creating a digital inclusive finance ecosystem at the county level, exploring diversified scenarios of digital inclusive finance, paying attention to the "hardware" construction and "software" cultivation of rural areas, and smoothing the mechanism through which digital inclusive finance promotes rural revitalization. This will better release the "dividends" of digital inclusive finance, promote comprehensive rural revitalization, and achieve common prosperity for all people. The research results provide detailed empirical evidence and policy references for digital inclusive finance to empower rural revitalization in China.

Keywords: rural revitalization; digital inclusive finance; new agricultural business entities; agricultural industrial structure; rural consumption; digital infrastructure

CLC number: F320.3; F832 **Document code**: A **Article ID**: 1674-8131(2025)01-097-15

(编辑:刘仁芳;朱 艳)