



经济理论与经济管理

工作论文系列

Working Paper Series

数字金融赋能乡村振兴

——来自中国城乡社区治理调查的证据

郭沛瑶 尹志超 沙叶舟 勾可

ETBMWP2025003

- * 本刊编辑部推出工作论文项目，将“拟用稿”而尚未发表的稿件，以工作论文的方式在官网呈现，旨在及时传播学术成果，传递学术动态。
本刊所展示的工作论文，与正式刊发版可能会存在差异。如若工作论文被发现存在问题，则仍有被退稿的可能。各位读者如有任何问题，请及时联系本刊编辑部，期待与您共同努力、改进完善。
联系人：李老师；联系电话：010-62511022

数字金融赋能乡村振兴^{*}

——来自中国城乡社区治理调查的证据

郭沛瑶 尹志超 沙叶舟 勾可

[摘要] 乡村振兴是实现中国式现代化的重要战略工程，多元化的数字普惠金融服务能否激发农村经济活力，全面推进乡村振兴？本文基于2015—2021年中国城乡社区治理调查数据、中国家庭金融调查与北京大学数字普惠金融县级层面指数，深入考察数字普惠金融对乡村振兴的影响。研究发现：数字普惠金融为乡村振兴提供有力支撑。异质性分析发现，金融业务中，数字信贷赋能乡村振兴的效果最佳。同时，数字普惠金融在空心化程度低、智能手机普及率高的地区作用更为显著。机制分析表明，数字普惠金融通过促进产业生态协调发展，弥合数字鸿沟，缓解收入不平等，谱写农村发展新篇章。本文为考察数字普惠金融对乡村振兴的影响提供了实证依据，为相关部门全面推进乡村振兴，加快实现农业农村现代化提供政策参考。

[关键词] 数字普惠金融；乡村振兴；农业农村现代化

一、引言

中央金融工作会议强调要做好科技金融、绿色金融、普惠金融、养老金融、数字金融五篇文章。党的二十大报告指出，全面建设社会主义现代化国家，最艰巨最繁重的任务仍然在农村。乡村振兴战略作为新时代“三农”工作的总抓手，是以实现农业农村现代化为总目标，包括产业振兴、人才振兴、文化振兴、生态振兴、组织振兴的全面振兴。全面推进乡村振兴，加快农业农村现代化步伐离不开金融的重要支撑。然而，农村金融一直存在服务成本高昂、抵质押物缺乏（Banerjee & Newman, 1993）、风险控制困难（粟芳和方蕾, 2016）、基础设施落后（罗剑朝等, 2019）等问题，导致农村家庭普遍存在金融排斥现象。近年来，随着数字技术在金融领域的创新应用日益广泛，金融机构数字化转型步伐逐步加快，数字普惠金融服务力度持续加大，新服务、新产品和新模式层出不穷。为此，其发展能否助力破解传统农村金融服务所面临的困境，发挥全面推进乡村振兴的“倍增器”与“催化剂”作用，成为本文关注的核心问题。

现有文献普遍认为数字普惠金融不断拓展金融的服务范围和触达能力，在促进资本积累和引导资源配置方面拥有巨大优势，学者分别从宏观、中观、微观三个层面阐述其影响。宏观层面，

^{*} 郭沛瑶、勾可，北京物资学院经济学院，邮政编码：101149，电子信箱：guopeiyao@bwu.edu.cn；尹志超（通讯作者）、沙叶舟，首都经济贸易大学金融学院，邮政编码：100070，电子邮箱：yzc@cueb.edu.cn。本文得到国家社会科学基金青年项目（22CJY038）的资助。感谢匿名审稿人提出的修改建议，笔者已做了相应修改，本文文责自负。

数字普惠金融有效发挥“数字红利”作用，显著提高全要素生产率（唐松等，2019），带动产业转型与升级（吴非等，2021），促进地区经济发展。中观层面，部分学者基于省、市、县级统计数据实证检验，发现数字普惠金融有效缩小城乡差距与区域差距（黄永春等，2022）。微观层面，已有研究表明数字普惠金融能够提高企业经营绩效（方先明和刘韞尔，2024）、推进技术创新（郭沛瑶和尹志超，2022）、增加创业机会（Guo *et al.*，2024）、拓宽就业渠道（冉光中和唐滔，2021）、提升农户收入与消费水平、缓解贫富差距（Li *et al.*，2020），提升金融素养（吴雨等，2021）、增加居民幸福感（尹振涛等，2021）等。综合来看，现有研究主要以省份、城市、区县、家庭、上市公司为研究对象，从单一维度探讨了数字普惠金融对地区经济增长、企业生产经营与居民生活水平的影响，而对其能否影响乡村发展的研究相对不足。

区别于以往文献的研究对象，乡村作为社会的基本构成单元，村际之间地理区位、资源禀赋、经济发展、社会风气等方面存在差异，村庄内部相似的生活环境与封闭的熟人社会导致农户习惯跟随邻里进行决策，使其数字普惠金融使用等行为呈现出“村内同质，村际分化”特点。出于对农村数字金融发展特殊性的考虑，以乡村为关注对象的研究必不可少。然而，限于乡村微观数据可得性，学者普遍采用定性分析的方法阐述数字普惠金融服务乡村发展的优势。研究发现，首先，数字普惠金融的发展能够增强农村金融市场竞争程度，激励农信机构开发潜在客户，加快其由“能获客”向“获对客”转变，提升涉农贷款投放规模与效率，缓解农村金融供给不足问题（Benami & Carter，2021）。其次，“数字征信”等技术的应用改变了原先“经验判断”为主的信贷决策方式，提升了农业供应链融资效率，提高了产业韧性和安全水平，增强了农村经营主体抗风险能力（张正平和董晶，2023），推动乡村产业提质增效。最后，数字普惠金融通过构建涵盖信用登记、信用兑换、信用统计等环节的全周期信用管理体系，促进内部主体间相互了解，打破农业“信息孤岛”，引导农民数字化参与，提升基层治理效能。此外，少数学者基于省级与市级数据检验了数字普惠金融对乡村振兴的影响，然而这类研究得出的实证结果往往忽视了同一省份和城市不同村庄间自然资源分配、基础设施建设、经济发展水平的差距，导致结论可能存在偏差。总体而言，现有文献并未给出数字普惠金融对乡村振兴的影响及其作用机理的直接证据，这也正是本文试图回答的问题。

鉴于此，本文立足于农村社区，基于2015—2021年中国城乡社区治理调查数据、中国家庭金融调查与北京大学数字普惠金融县级层面指数，深入考察了数字普惠金融对乡村振兴的作用效果及影响机制。首先，本文选取了乡村产业兴旺、生态宜居、乡风文明、治理有效、生活富裕等五个方面指标，采用熵值法构建了以村庄为单位的乡村振兴评价体系，为科学度量乡村发展水平提供了坚实基础。其次，本文详细探讨了数字普惠金融助力乡村振兴提质增效的三条路径。一是产业生态协调发展。理论上，数字普惠金融能够有效缓解信息不对称，纠正传统金融服务中存在的结构性错配问题，引导资金向环境友好型部门流动。研究发现，数字普惠金融能够提升产业与生态耦合协调度，促进产业生态协调发展。二是数字鸿沟弥合。基于“溢出效应”与“邻里效应”理论，一方面，数字普惠金融的发展有助于畅通城乡要素流动，促进各项资源要素向边际收益高的欠发达地区溢出。另一方面，农村紧密的社会关系促使农户跟随与效仿邻里数字金融使用行为，强化其对数字金融优势的感知。研究发现，数字普惠金融能够显著缩小接入沟与使用沟，推动数字接入机会均等化，提升农户对数字金融的接纳程度与使用意愿，加快数字鸿沟向数字红利转化。三是收入不平等缓解。理论表明，数字普惠金融具有包容性优势，能够弱化“极化效应”与强化“涓滴效应”。本文采用Podder指数测算了同一区县内不同村庄居民之间的收入不平等，发现数字普惠金融有效降低了收入不平等。最后，本文发现金融业务中数字信贷赋能乡村振兴的效果最佳。同时，在空心化程度低、智能手机普及率高的地区，数字普惠金融对乡村振兴的

推动作用更为显著，说明在人力资本高、基础设施好的地区，数字普惠金融能够为农村发展注入新活力，成为全面推进乡村振兴的“加速器”。

与现有研究相比，本文的边际贡献主要体现在以下两点：第一，细化研究对象。当前，学者们通常基于省、市、县层面的统计数据，讨论了数字普惠金融对农村经济的影响（张旺和白永秀，2022），缺乏对乡村发展情况的直接度量，未考虑村庄自然资源、经济基础、文化发展的独特性，难以从微观层面精准评估数字普惠金融的作用效果。为此，本文通过中国城乡社区治理调查等多个数据库的匹配使用，构造了能够同时反映村庄和数字金融发展等信息的微观数据集，构建了乡村振兴评价指标，为准确识别数字普惠金融对乡村振兴的因果效应提供了保障。第二，检验作用机理。目前，关于数字普惠金融对乡村振兴影响机制的研究主要集中在提振县域经济（宋科等，2022）、驱动企业创新（曾建中等，2023）、促进产业融合（张林和温涛，2022）等方面。然而，学者们普遍聚焦于单一领域，导致现有文献对该机制的探讨较为分散。与此同时，多数研究仍停留在理论层面，经验证据相对不足。为此，本文基于信息不对称、邻里效应等相关理论，系统整合了数字普惠金融赋能乡村振兴的理论框架，实证检验了数字普惠金融促进产业生态协调发展、缩小数字鸿沟与优化收入分配等作用渠道，为数字普惠金融赋能乡村振兴提供了路径参考。

本文以下部分是这样安排的：第二部分是理论分析与研究假说；第三部分是模型、数据及变量；第四部分是实证结果，包括基准回归结果、稳健性检验、内生性处理、异质性分析与机制分析；第五部分是结论与政策建议。

二、理论分析与研究假说

数字普惠金融凭借其独特优势，依托平台经济，以数字化形式带动农村各领域模式创新，引领农村经济社会发展，加速推进乡村全面振兴。如图 1 所示，数字普惠金融主要通过以下三条渠道促进乡村振兴。

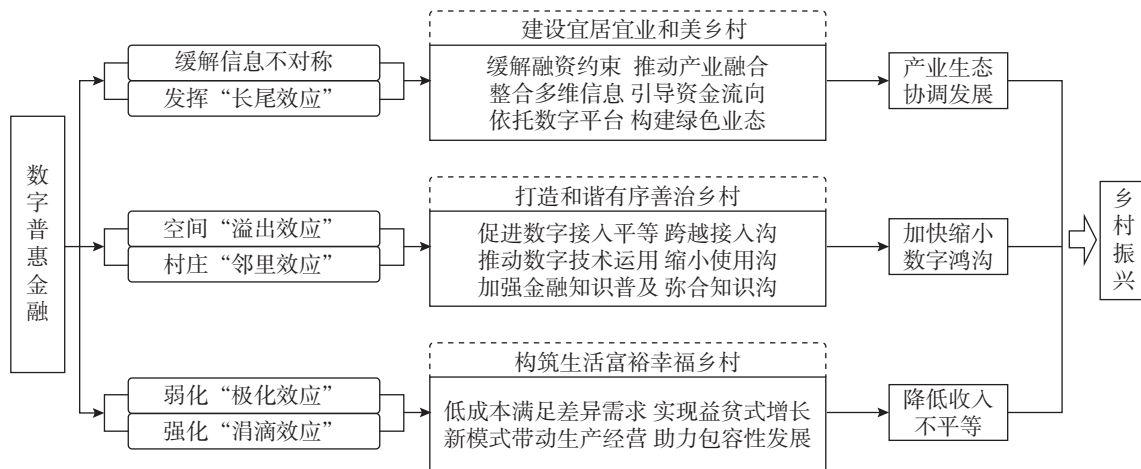


图 1 数字普惠金融赋能乡村振兴的理论框架

第一，数字普惠金融有效缓解信息不对称，扩大“长尾效应”，提升金融资源配置效率，助力产业生态协调发展。首先，数字普惠金融依靠海量场景数据与数字技术优势，能够整合产品流、信息流、资金流等信息，实现“长尾客户”行为和业务数据的全链路实时跟踪，从而有效缓

解信贷资源需求方与供给方之间的信息不对称 (Stiglitz & Weiss, 1981), 拓宽农业经营主体的融资渠道, 降低农业主体信息搜寻与交易成本, 打造“惠农”系列产品与服务, 破解农村产业融合面临的资金困境 (张林和温涛, 2022)。其次, 数字金融平台利用“碳矩阵”与供应链溯源数字化技术, 整合农业经营主体及产业链上下游利益相关方的生产、经营等多维度信息, 精准测算企业碳足迹, 并为环境友好型企业提供免息、贴息贷款等金融服务。与此同时, 平台通过信息共享机制^①, 对高污染、高耗能涉农贷款进行严格管控, 避免“高碳普惠”现象出现, 持续引导资金流向绿色低碳产业。最后, 数字普惠金融能够提高农业经营主体的支付便利性, 推动农产品加工、休闲农业及乡村新型服务业发展。农业经营主体以农村电商为平台, 逐步实现农产品产地直销、个性化定制、品牌化销售, 有效提高农产品附加值, 构建绿色新业态, 助力形成“产业生态协调发展”新局面。

第二, 数字普惠金融能够发挥空间“溢出效应”与村庄“邻里效应”, 助力农户打破“信息茧房”, 缩小数字鸿沟。首先, 数字普惠金融发展具有空间“溢出效应”。依靠数字技术低成本、高速率和强大的地理穿透力, 金融科技前沿技术与创新业务模式从先行地区溢出至后发地区, 带动生产要素由发达地区流向边际收益更高的欠发达地区, 推动城乡融合和区域协调发展 (黄永春等, 2022), 促进数字接入机会均等化。在此基础上, 数字金融服务融入购物、餐饮、娱乐等各类生活场景, 吸引农户“触网”, 消除接入沟。其次, 农户数字普惠金融使用决策存在“邻里效应”。农村社会关系较为紧密, 邻里间信息交流与共享会促使同伴跟随与效仿。为此, “领头羊”群体在零售商超、公共交通等场景使用数字金融能够产生示范效应, 强化农户对数字金融优势的感知 (庄腾跃等, 2024), 促使其接纳数字金融产品, 提高使用意愿, 弥合使用沟。最后, 数字普惠金融助力农户打破“信息茧房”。金融机构通过开展驻村数字金融服务咨询与线上金融知识培训, 丰富了农村家庭对信贷、保险、期货等金融产品的认识, 促使其了解相关政策, 知悉市场行情, 增强风险意识, 提升金融素养, 缓解“自我排斥”^②, 缩小知识沟。

第三, 数字普惠金融通过弱化“极化效应”与强化“涓滴效应”, 提高低收入群体收入, 降低收入不平等。一方面, 弱化“极化效应”。随着信息技术的渗透与智能设备的普及, 数字普惠金融能够突破传统物理网点的时空局限, 降低金融服务的准入门槛与交易成本, 提高金融服务覆盖程度, 缓解低收入农户金融排斥, 提升农村弱势群体的金融可得性。与此同时, 数字普惠金融能够以低成本满足低收入群体差异化的金融需求, 打破“农户金融排斥—农业发展受限—农户增收困难”的恶性循环 (张云和柏培文, 2023), 以益贫式增长带动低收入群体稳定增收。另一方面, 强化“涓滴效应”。数字普惠金融的发展能够带动区域经济增长, 扩大市场潜能, 打破信息壁垒, 进而推动农村低收入人口和欠发达地区打破现有发展路径的束缚。在此基础上, 以数字普惠金融为载体的创新商业模式逐步渗透至农村经济主体, 助力农业产业线上化、数字化、集约化发展, 催生“村播”“田播”等新型销售渠道, 加速弱势群体融入现代农业产业链, 拓宽“产销对接”渠道, 破解“滞销卖难”问题, 促进低收入群体增收致富, 缓解收入不平等, 实现包容性增长 (张学志和才国伟, 2011)。基于以上分析, 本文提出如下研究假说:

假说 1 数字普惠金融能够促进乡村振兴。

假说 2 数字普惠金融能够助力产业生态协调发展, 进而促进乡村振兴。

假说 3 数字普惠金融能够缩小数字鸿沟, 进而促进乡村振兴。

^① 数字金融平台可将数字化环境数据及时传递给环境治理相关部门, 从而搭建起金融资源配置和生态环境管理的信息共享机制, 形成“奖优罚劣”科学治理闭环 (马黄龙和屈小娥, 2021)。

^② “自我排斥”是指农户对金融服务不信任和不了解导致的金融排斥 (熊健和杨军, 2023)。

假说4 数字普惠金融能够降低收入不平等，进而促进乡村振兴。

三、模型、数据及变量

(一) 模型设定

1. 基准回归。为考察数字普惠金融对乡村振兴的影响，本文采用面板双向固定效应模型(FE)进行基准回归，模型设定如下：

$$Rural_{i,t} = \alpha_0 + \beta_0 DIFI_{i,t} + \gamma_0 X_{i,t} + u_i + v_t + \epsilon_{i,t} \quad (1)$$

式中， $Rural_{i,t}$ 是被解释变量，即村庄 i 在第 t 期的乡村振兴综合得分。 $DIFI_{i,t}$ (Digital Inclusive Finance Index) 是核心解释变量，即数字普惠金融指数。 $X_{i,t}$ 代表控制变量，包括村庄层面和县域层面的特征变量。 u_i 和 v_t 分别代表村庄固定效应和年份固定效应。 α_0 代表常数项； β_0 代表数字普惠金融对乡村振兴的回归系数； γ_0 代表控制变量的回归系数； $\epsilon_{i,t}$ 为随机扰动项。

2. 机制检验。为进一步讨论数字普惠金融对乡村振兴影响渠道，本文参考梁巧等(2024)进行机制检验，模型设定如下：

$$Y_{i,t} = \alpha_1 + \beta_1 DIFI_{i,t} + \gamma_1 X_{i,t} + u_i + v_t + \epsilon_{i,t} \quad (2)$$

$$Rural_{i,t} = \alpha_2 + \delta_0 Y_{i,t} + \beta_2 DIFI_{i,t} + \gamma_2 X_{i,t} + u_i + v_t + \epsilon_{i,t} \quad (3)$$

式中， $Y_{i,t}$ 代表机制变量，本文通过 β_1 判断数字普惠金融能否影响产业生态协调发展、数字鸿沟和收入不平等，通过 δ_0 考察机制变量能否影响乡村振兴，根据 δ_0 和 β_2 系数的显著性判断机制变量发挥的作用，进而探讨数字普惠金融影响乡村振兴的作用路径。其余变量含义与式(1)相同。

(二) 数据来源

本文将2015年到2021年四轮中国家庭金融调查(China Household Finance Survey, CHFS)、中国城乡社区治理调查(China Grassroots Governance Survey, CGGS)、《中国县域统计年鉴》与北京大学数字金融研究中心发布的数字普惠金融指数相匹配作为实证检验的数据集。中国家庭金融调查数据(CHFS)与中国城乡社区治理调查数据(CGGS)由西南财经大学中国家庭金融调查与研究中心采集。CHFS数据统计了资产与负债、收入与消费、保险与保障等方面的微观信息，在年龄结构、城乡人口结构、性别结构等方面与国家统计局基本一致(甘犁等, 2015)。中国城乡社区治理调查数据涵盖了各省市农村层面产业、经济、基础设施、生态、政治、组织等方面信息。本文将两个数据库进行匹配，从微观层面刻画乡村振兴发展。本研究保留了2015年至2021年的1613个农村社区样本。

(三) 变量设定与描述

1. 被解释变量：乡村振兴综合得分。乡村振兴是包括产业、人才、文化、生态、组织的全面振兴。为此，本文按照乡村振兴战略的总要求，参考张挺等(2018)乡村振兴评价指标构建方式筛选二级指标，采用两步熵值法计算乡村振兴指标。表1列出了乡村振兴评价指标定义方式。

在此基础上，本文采用两步熵值法计算乡村振兴指标，主要步骤如下：

(1) 乡村振兴二级指标标准化

本文参考王军等(2013)采用极值处理法对原始数据进行无量纲化处理，对于村庄集体资产、特色产业等正向指标，标准化公式为：

$$X_{ij} = \frac{X_{ij} - \min\{X_j\}}{\max\{X_j\} - \min\{X_j\}} \quad (4)$$

表 1 乡村振兴评价指标构建

一级指标	二级指标	指标定义方式
产业兴旺	村庄集体资产	村庄集体资产，取自然对数
	村庄特色产业	村庄有特色产业取 1，否则取 0
	农产品总产值	村庄内家庭农产品总产值均值，取自然对数
	新型农业经营主体	村庄开展新型农业经营主体的种类
生态宜居	村庄绿化程度	村民对本村绿化评分：“差、较差、一般、较好、好”分别赋值为 1~5
	垃圾集中处理	村庄有生活垃圾集中处理取 1，否则取 0
	存在污染产业	村庄有高污染企业取 1，否则取 0
	传染疾病防治	村庄有预防传染病措施取 1，否则取 0
乡风文明	平均教育年限	农村居民受教育程度，按村庄取均值
	教育文娱占比	农村家庭教育文娱支出/总消费，按村庄取均值
	社区养老服务	经常使用社区养老服务的老年人占村庄老龄人口的比重，“25%以下、25%~50%、51%~75%、76%以上”分别赋值为 1~4
	弱势群体关照	村庄关照弱势群体方式的数量
治理有效	村民自治情况	村庄有自治章程或居民公约取 1，否则取 0
	一站式服务	村庄有一站式服务大厅或窗口取 1，否则取 0
	居民代表大会	村庄开展居民代表大会次数，取自然对数
	村庄排名情况	村庄在乡镇排名情况，“91%以后、61%~90%、31%~60%、前 30%”分别赋值为 1~4
生活富裕	人均收入水平	村庄内家庭人均收入水平，按村庄取均值，再取自然对数
	城乡收入比例	村庄所在区县城乡居民收入比
	医疗支出占比	村庄内家庭医疗保健支出/总消费，按村庄取均值
	居民幸福程度	村庄内家庭幸福程度均值，其中“非常不幸福，不幸福，一般，幸福，非常幸福”分别赋值为 1~5，按村庄取均值

对于村庄存在污染产业、城乡收入比例等负向指标，标准化公式为：

$$X_{ij} = \frac{\max\{X_j\} - X_{ij}}{\max\{X_j\} - \min\{X_j\}} \quad (5)$$

式中， X_{ij} 表示 i 村庄的第 j 项指标值； $\max\{X_j\}$ 表示所有村庄中第 j 项指标值的最大值； $\min\{X_j\}$ 表示所有村庄中第 j 项指标值的最小值。

(2) 计算村庄指标所占的比重

$$\bar{\omega}_{ij} = \frac{X'_{ij}}{\sum_{i=1}^n X'_{ij}} \quad (6)$$

式中， $\bar{\omega}_{ij}$ 为 i 村庄的第 j 项指标值所占的比重。

(3) 计算指标信息熵及冗余度

$$e_j = -\frac{1}{\ln(n)}(\bar{\omega}_{ij} \times \ln \bar{\omega}_{ij}) \quad (7)$$

式中, n 为村庄数, e_j 为各指标熵值。

(4) 计算指标差异系数

$$d_j = 1 - e_j \quad (8)$$

(5) 计算评价指标权重

$$w_j = \frac{d_j}{\sum_{j=1}^n d_j} \quad (9)$$

(6) 计算各样本在一级指标的综合得分

$$S_i = \sum_{j=1}^n w_j X_{ij} \quad (10)$$

使用各一级指标得分计算乡村振兴综合得分时, 计算方法与上述步骤相同。

2. 解释变量: 数字普惠金融指数。本文使用北京大学数字金融研究中心编制的县级层面数字普惠金融指数, 编制过程见郭峰等 (2020)。另外, 本文选取数字支付、信贷、保险和投资等业务分类指数研究了不同数字金融业务发展对乡村振兴的影响。

3. 控制变量。本文主要选取了村庄特征变量和县域特征变量作为控制变量。其中, 村庄特征变量主要包括村庄家庭平均不健康比率、村庄户主平均年龄、村庄户主平均年龄的平方、村庄家庭平均劳动人口数量、村庄家庭平均婚姻状况、村庄中男性户主占比、村庄家庭平均负债、村庄家庭平均资产、村庄家庭平均收入、村庄家庭成员领导占比。县域特征变量主要包括地区生产总值、地区常住人口、地区行政区域土地面积、地方财政一般预算收入、地方财政一般预算支出。

相关变量的定义方式及描述性统计结果如表 2 所示。

四、实证结果

(一) 基准回归结果

表 3 汇报了基准回归结果。列 (1) 说明在未加入其他控制变量时, 数字普惠金融对乡村振兴具有显著正向影响。列 (2) 表示在加入控制变量后, 数字普惠金融的回归系数仍然显著为正, 且在 1% 的显著性水平上显著。列 (3) 进一步控制了村庄固定效应和年份固定效应, 结果表明数字普惠金融对乡村振兴的回归系数为 0.076, 且在 5% 的显著性水平上显著。上述结果表明假设 1 成立, 即数字普惠金融能够推动乡村发展。结合描述性统计结果, 在经济意义上, 数字普惠金融每提升一个单位标准差, 乡村振兴指数平均上升 2.964 个百分点 ($=0.076 \times 0.390$), 能够解释样本均值 0.368 的 8.054% ($=2.964\% / 0.368$)。

表 4 探讨了数字普惠金融指数对乡村振兴一级指标的影响。列 (1) ~ 列 (5) 的结果说明, 数字普惠金融对产业兴旺、生态宜居、治理有效、生活富裕均有显著正向的影响。具体而言, 数字普惠金融指数每提高 1%, 产业兴旺、生态宜居、治理有效、生活富裕指数分别提高 0.023%, 0.130%, 0.124% 和 0.036%。对比回归系数发现, 数字普惠金融对生态宜居的拉动作用最强。这是因为, 首先, 数字普惠金融直接为农村垃圾分类与回收利用、生活污水处理等项目提供无息或贴息贷款, 改善人居环境; 间接为政府全周期监管排污企业提供数据支撑, 实现绿色管理。其次, 数字普惠金融有效缓解银企信息不对称, 精准评估借贷主体的违约风险与环保信用, 缓解传统金融结构性错配问题 (唐松等, 2020), 加快资金向环境友好型部门流动。最后, 数字金融平

郭沛瑶等：数字金融赋能乡村振兴

台可根据用户生活习惯形成碳画像、碳足迹等数据，并针对性地开展低碳消费宣传，激发农村居民对自身消费行为的碳排放感知，从而加大绿色消费倾向，践行“两山”理论（樊轶侠和王正早，2024）。我们还发现数字普惠金融对乡风文明的影响并不显著，结合其二级指标来看^①，这一结果产生的原因可能在两个方面。一是数字普惠金融旨在缓解农村金融供给不足问题，并不能直接解决农村教育面临的师资力量不足、教育设备落后、教育资源不均等主要问题。二是农村陈规陋习受自然资源匮乏、医疗水平落后与社会文化滞后等多重因素影响，呈现出较强的顽固性与保守性，单纯依靠数字普惠金融的发展难以实现根本改变。

表 2 相关变量定义方式及描述性统计

变量名称	变量定义	样本量	平均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量						
乡村振兴	两步熵值法得出乡村振兴综合得分	1 613	0.368	0.184	0.037	0.919
产业兴旺	熵值法计算得到产业兴旺得分	1 613	0.120	0.171	0.000	0.898
生态宜居	熵值法计算得到生态宜居得分	1 613	0.284	0.298	0.000	1.000
乡风文明	熵值法计算得到乡风文明得分	1 613	0.167	0.128	0.004	0.921
治理有效	熵值法计算得到治理有效得分	1 613	0.652	0.313	0.000	1.000
生活富裕	熵值法计算得到生活富裕得分	1 613	0.601	0.123	0.174	0.928
解释变量						
数字普惠金融	数字普惠金融总指数，取自然对数	1 613	4.401	0.390	2.985	4.927
控制变量						
村庄家庭平均不健康比率	家庭不健康人数/家庭总人口，按村庄取均值	1 613	0.243	0.125	0.000	1.000
村庄户主平均年龄	户主年龄，按村庄取均值	1 613	57.075	5.162	37.120	76.000
村庄户主平均年龄平方除 100	户主年龄按村庄取均值，再平方除 100	1 613	32.842	5.881	13.779	57.760
村庄家庭平均劳动人口数量	家庭劳动人口数量，按村庄取均值	1 613	1.144	0.367	0.000	3.091
村庄家庭平均婚姻状况	户主若为已婚，则取 1，否则取 0，按村庄取均值	1 613	0.872	0.107	0.000	1.000
村庄男性户主占比	户主若为男性，则取 1，否则取 0，按村庄取均值	1 613	0.858	0.121	0.000	1.000
村庄家庭平均负债	家庭总负债，按村庄取均值后取自然对数	1 613	9.195	2.314	0.000	14.203
村庄家庭平均资产	家庭总资产，按村庄取均值后取自然对数	1 613	12.487	0.819	5.991	15.805
村庄家庭平均收入	家庭总收入，按村庄取均值后取自然对数	1 613	10.381	1.928	12.498	14.308
村庄家庭成员领导占比	家庭成员中有领导，则取 1，否则取 0，按村庄取均值	1 613	0.020	0.044	0.000	0.500
地区生产总值	所在区县地区生产总值，然后取自然对数	1 613	14.457	0.958	10.820	19.414
地区常住人口	所在区县常住人口，取自然对数	1 613	4.014	0.641	1.825	5.932
地区行政区域土地面积	所在区县行政区域土地面积，取自然对数	1 613	7.527	0.816	4.718	11.689
地方财政一般公共预算收入	所在区县地方财政一般公共预算收入，取自然对数	1 613	11.556	1.097	7.287	15.405
地方财政一般公共预算支出	所在区县地方财政一般公共预算支出，取自然对数	1 613	12.906	0.607	10.587	15.717

^① 实证结果发现，数字普惠金融对平均教育年限、教育文娱占比、社区养老服务与弱势群体关照的影响均不显著，限于文章篇幅，上述实证结果在此略过，有兴趣的读者可向笔者索要。

表 3 数字普惠金融对乡村振兴的影响

变量	(1)	(2)	(3)
	乡村振兴	乡村振兴	乡村振兴
数字普惠金融	0.097*** (0.010)	0.069*** (0.013)	0.076** (0.032)
村庄家庭平均不健康率	—	0.017 (0.045)	0.068 (0.061)
村庄户主平均年龄	—	0.016 (0.015)	0.014 (0.019)
村庄户主平均年龄平方除 100	—	-0.013 (0.013)	-0.014 (0.016)
村庄家庭平均劳动人口数量	—	0.053*** (0.012)	0.005 (0.021)
村庄家庭平均婚姻状况	—	0.034 (0.054)	-0.026 (0.062)
村庄男性户主占比	—	0.044 (0.038)	0.034 (0.048)
村庄家庭平均负债	—	-0.003 (0.002)	-0.001 (0.003)
村庄家庭平均资产	—	0.018** (0.009)	-0.003 (0.011)
村庄家庭平均收入	—	0.005** (0.002)	0.005** (0.002)
村庄家庭成员领导占比	—	0.126 (0.103)	0.158 (0.122)
地区生产总值	—	-0.015 (0.012)	-0.040** (0.019)
地区常住人口	—	-0.029** (0.014)	-0.010 (0.041)
地区行政区域土地面积	—	0.001 (0.008)	-0.015 (0.020)
地方财政一般预算收入	—	0.016 (0.010)	0.050** (0.022)
地方财政一般预算支出	—	0.023 (0.019)	0.005 (0.042)
常数项	—	-0.991** (0.447)	-0.284 (0.802)
村庄固定效应	否	否	是
年份固定效应	否	否	是
样本量	1 613	1 613	1 613
R ²	0.043	0.075	0.557

注：括号中为以村庄为聚类变量的聚类稳健标准误；*、**、*** 分别表示显著性水平为 10%、5% 和 1%。后续各表均对控制变量、村庄固定效应、年份固定效应进行了控制，囿于篇幅所限，不再额外标注。下同。

表 4 数字普惠金融指数对一级指标的影响

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	产业兴旺	生态宜居	乡风文明	治理有效	生活富裕
数字普惠金融	0.023* (0.013)	0.130*** (0.044)	-0.039 (0.025)	0.124** (0.059)	0.036* (0.021)
常数项	-0.384 (0.463)	-0.233 (1.158)	0.093 (0.298)	0.197 (1.053)	0.073 (0.241)
控制变量	是	是	是	是	是
村庄固定效应	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是
样本量	1 613	1 613	1 613	1 613	1 613
R ²	0.803	0.492	0.482	0.559	0.555

(二) 稳健性检验

1. 剔除特殊样本。由于资源从上级城市到下级城市逐级分配，不同级别城市掌握的经济资源存在差异，因此直辖市相较于其他地区拥有更多物质资本、先进技术以及政策支持（张莉等，2017）。因此，本文剔除 4 个直辖市样本后进行检验，回归结果如表 5 列（1）所示。我们发现，剔除直辖市样本后数字普惠金融指数每提高 1%，乡村振兴指数显著提高 0.077%，证实本文主要结论是稳健的。

表 5 稳健性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	剔除特殊样本	滞后解释变量	更换计算方法	删除异常值	去除 2021 年样本
	乡村振兴	乡村振兴	乡村振兴	乡村振兴	乡村振兴
数字普惠金融	0.077** (0.033)	0.039* (0.023)	0.042*** (0.015)	0.077** (0.032)	0.060* (0.033)
常数项	-0.111 (0.819)	-1.341 (1.243)	-0.482 (0.443)	-0.271 (0.800)	0.022 (1.005)
控制变量	是	是	是	是	是
村庄固定效应	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是
样本量	1 548	925	1 613	1 613	1 382
R ²	0.556	0.723	0.738	0.556	0.609

2. 滞后解释变量。数字普惠金融赋能乡村振兴是一个长期过程，可能存在一定时滞（周利等，2021）。除此之外，乡村振兴进程中，数字基础设施的不断完善可能会带动数字普惠金融发展，导致逆向因果问题。考虑上述两方面因素，本文采用滞后一期的数字普惠金融指数作为解释变量。表 5 列（2）汇报了滞后一期的数字普惠金融指数对乡村振兴的回归结果，实证结果表明，数字普惠金融显著促进了乡村振兴，说明本文的实证结果是稳健的。

3. 更换被解释变量计算方法。为提高实证结果的稳健性，本文替换了乡村振兴综合得分的计算方法，基于全局熵值法，直接计算 20 个二级指标权重，生成乡村振兴综合得分。表 5 列

(3) 汇报了替换计算方法后的实证结果。回归结果表明, 更换被解释变量的计算方法后, 数字普惠金融对乡村振兴仍然具有显著正向的影响, 且在 1% 的显著性水平上显著, 由此证明本文实证结果依然稳健。

4. 删除异常值。为排除异常值的干扰, 本文将乡村振兴指标进行了上下 1% 的缩尾处理。表 5 列 (4) 汇报了缩尾后数字普惠金融对乡村振兴的回归结果。对比基准回归结果可以看出, 缩尾处理后回归系数的变化不大, 数字普惠金融对乡村振兴仍然显著为正, 由此证明本文实证结果的稳健性。

5. 去除 2021 年样本。2020 年新冠疫情暴发, 乡村发展受到严重影响, 加之部分村庄采取封控措施, 导致受访者问卷回答时长缩短。为剔除上述影响, 本文去除 2021 年的样本进行回归。表 5 列 (5) 结果显示, 在剔除 2021 年样本后, 实证结果与基准回归结果基本保持一致, 进一步保证了本文主要结论的稳健性。

(三) 内生性处理

基准回归可能存在一定的内生性问题, 引致这一问题的原因主要有两点: 一是遗漏变量, 不同村庄由于风土人情不同, 传统习俗差异, 村民对新事物的接受能力千差万别, 这不但影响数字普惠金融的发展, 也影响当地乡村振兴的进程, 并且这类因素通常难以度量。本文尽可能全面地加入控制变量并构建固定效应模型, 但仍可能存在村庄层面随时间变化的遗漏变量问题。二是逆向因果, 由于乡村振兴的推进, 可能会促使数字技术向基础设施建设完善、电子商务需求旺盛的农村快速延伸, 进而推动数字普惠金融发展。为此, 本文采用工具变量法来缓解内生性问题导致的偏误。

本文选取“所在区县距杭州球面距离的对数 \times 全国(除本区县)数字普惠金融发展均值”作为工具变量。一方面, 球面距离是一个外生变量, 不因时间和所在地区经济发展而改变, 与乡村振兴不存在直接的关联, 满足外生性。另一方面, 杭州是众多数字金融龙头企业的集聚地, 是中国金融科技的发源地, 因此, 数字普惠金融发展水平与所在地到杭州的球面距离负相关, 满足相关性。由于村庄所在区县距杭州球面距离不随时间变动, 本文参考张勋等(2021)、张中祥和胡雅慧(2024)的研究, 将“村庄所在区县距杭州球面距离的对数”与“全国(除本区县)数字普惠金融发展均值”进行交互得到随时间变动的工具变量, 并采用两阶段最小二乘法(2SLS)进行回归。

表 6 列 (1)~列 (2) 汇报了引入工具变量后的两阶段最小二乘法(2SLS)估计结果。列 (1) 汇报了工具变量第一阶段实证结果, 结果显示工具变量对数字普惠金融的影响显著为正。Kleibergen-Paap (KP) rk Wald F 统计值为 131.06, P 值远小于 0.01, 拒绝工具变量不可识别的原假设, 因此, 不存在工具变量不可识别问题。Cragg-Donald Wald (CDW) F 统计值为 459.48, 远大于 Stock-Yogo 弱识别检验 10% 偏误水平下的临界值 19.93, 因而不存在弱工具变量的问题。以上检验说明我们选取的工具变量是合适的。列 (2) 的结果显示, 数字普惠金融指数每提高 1%, 乡村振兴指数提高 0.175%。上述结果表明, 在克服遗漏变量和逆向因果造成的内生性偏误后, 结果仍然稳健。

(四) 异质性分析

1. 金融业务异质性。基于郭峰等(2020)的研究, 数字普惠金融涵盖数字支付、数字信贷、数字保险、数字投资、数字征信和数字货币基金等六类业务, 由于 2019 与 2020 年征信和货币基金分指数未披露, 本文重点分析了数字支付、数字信贷、数字保险和数字投资等四类数字金融业务发展对乡村振兴的影响, 估计结果如表 7 所示。列 (1)~列 (4) 结果显示, 数字支付和数字信贷业务显著促进乡村振兴。其中, 数字信贷的影响效果最强, 说明数字信贷是推动乡村振兴的

郭沛瑶等：数字金融赋能乡村振兴

重要手段，这是因为，数字信贷能够有效降低边缘人群的金融服务门槛，加快推动金融服务重心下沉，将原本受到传统金融排斥的群体纳入服务范围，发挥数字普惠金融“长尾效应”，积极满足农村多元化的金融需求，促进乡村振兴（汪亚楠等，2020）。

表 6 数字普惠金融对乡村振兴的影响

变量	(1)	(2)
	数字普惠金融	乡村振兴
数字普惠金融	—	0.175** (0.068)
IV	0.004*** (0.000)	—
村庄固定效应	是	是
年份固定效应	是	是
KP rk Wald F 值	—	131.06***
CDW F 值	—	459.48***
样本量	1 613	1 613

表 7 金融业务分类异质性

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	乡村振兴	乡村振兴	乡村振兴	乡村振兴
数字支付	0.041*** (0.012)	—	—	—
数字信贷	—	0.055*** (0.021)	—	—
数字保险	—	—	0.015 (0.012)	—
数字投资	—	—	—	0.036 (0.045)
常数项	-0.058 (0.789)	-0.245 (0.796)	-0.016 (0.797)	-0.139 (0.805)
控制变量	是	是	是	是
村庄固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
样本量	1 613	1 613	1 613	1 613
R ²	0.559	0.558	0.556	0.555

2. 乡村空心化异质性。随着我国城镇化、现代化浪潮的推进，农村青壮年劳动力大量流入城市，农村人口呈现空心化趋势。本文按照村庄留守老人与留守儿童中位数划分，将村庄分为空心化程度低与空心化程度高两组，对比数字普惠金融对空心化程度不同村庄乡村振兴的影响差异，分组回归的结果见表 8 的列 (1) ~ 列 (2)。结果显示，在空心化程度低的村庄中数字普惠金融对乡村振兴具有显著正向的影响，作用效果为 0.127%，在空心化程度高的村庄则无明显影响。同时，本文采用 SUEST 检验探究组间回归系数的差异。基于 SUEST 检验的结果，两组系

数间的差异在 10% 的显著性水平上显著, 表明组间差异显著。

3. 智能手机普及异质性。作为移动支付、网络借贷、数字理财等数字普惠金融服务的载体, 智能手机信息传递效率高, 线上获客成本低(黄益平和黄卓, 2018), 能够拓宽金融服务半径。因此, 本文根据村庄中拥有智能手机的家庭占比得出智能手机普及率, 并按照中位数, 将样本分为普及率高和普及率低两组, 实证结果如表 8 列(3)~列(4)所示。回归结果显示, 在智能手机普及率不同的村庄, 数字普惠金融均能显著推动乡村振兴, 对普及率低与普及率高的作用效果分别为 0.074% 和 0.451%。同时, 通过 SUEST 检验可以发现, 两组系数之间的差异在 5% 的显著性水平上显著。这意味着智能手机的普及有益于数字普惠金融在农村地区发挥作用, 助力乡村振兴。

表 8 乡村空心化、智能手机普及异质性

变量	乡村振兴		乡村振兴	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	空心化程度低	空心化程度高	智能手机普及率低	智能手机普及率高
数字普惠金融	0.127*** (0.047)	0.037 (0.049)	0.074* (0.039)	0.451** (0.191)
常数项	-0.356 (1.163)	4.270 (4.131)	0.397 (1.409)	0.943 (2.300)
控制变量	是	是	是	是
村庄固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
SUEST	2.76*	4.18**		
样本量	826	787	1 063	550
R ²	0.579	0.551	0.666	0.757

(五) 机制分析

1. 产业生态协调发展机制检验。本文参考赵文举和张曾莲(2022)的做法, 构建产业与生态耦合协调度^①, 以表示产业与生态之间相互关联、相互促进的发展关系。为避免主观层面的影响, 在计算耦合协调度时我们采用熵权法确定各变量权重。表 9 列(1)~列(2)汇报了以产业生态协调发展为机制变量的回归结果。列(1)结果表明, 数字普惠金融指数提高 1%, 产业生态耦合协调度增加 0.020%, 回归系数在 10% 显著性水平上显著, 列(2)结果显示产业生态协调发展能够提升乡村振兴水平。这表明数字普惠金融能够有效推动乡村产业与生态的协同发展, 进而带动乡村振兴。计算可得, 产业生态协调发展在数字普惠金融影响乡村振兴中的中介效应为 11.868%。^②

^① 耦合协调度是度量系统之间或系统内部要素之间在发展过程中相互影响的程度。产业与生态耦合协调度计算公式为: $C = \sqrt{\frac{U_1 \times U_2}{[(U_1 + U_2) / 2]^2}}$, $T = \alpha U_1 + \beta U_2$, $D = \sqrt{C \times T}$ 。其中, C 为耦合度, T 为系统评价综合值, D 为耦合协调度, U_1 、 U_2 分别为产业振兴与生态宜居得分, α 、 β 分别为熵权法计算得出的产业振兴与生态宜居指标权重。

^② 本文参考梁巧等(2024)的方法, 结合式(1)~式(3), 通过公式 $\frac{\beta_1 \times \delta_0}{\beta_0}$ 得出机制变量贡献率。

2. 数字鸿沟机制检验。本文从接入沟、使用沟、知识沟等三方面构建数字鸿沟指数。首先，接入沟以受访户“是否拥有能上网的手机或电脑”进行度量，若拥有则说明不存在接入障碍，赋值为0，否则取1。其次，使用沟以受访户“是否有使用移动支付、参与网络借贷、线上购买或销售商品等行为”进行衡量，若没有此类经历则说明存在使用沟，赋值为1，否则取0。最后，知识沟以受访户的金融知识水平度量，根据问卷中的相关金融知识问题，答对一题记1分，我们采用等权重法计算受访户得分，以得分与满分的差值衡量知识沟，差值越大说明鸿沟越大。最后，我们对接入沟、使用沟与知识沟等三项指标进行等权重赋值，并按照村庄取均值，得出数字鸿沟指数。表9列(3)探讨了数字普惠金融对数字鸿沟的影响。实证结果显示，数字普惠金融对数字鸿沟的估计系数为-0.056，且在1%显著性水平上显著，列(4)说明数字鸿沟是抑制乡村振兴的重要因素，这意味着数字普惠金融能够帮助农村居民接触数字工具，提高金融素养，带动网络消费，进而有效弥合数字鸿沟，促进乡村振兴。计算得出，数字鸿沟在数字普惠金融影响乡村振兴中的中介效应为7.737%。

表9 作用机制检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	产业生态协调发展	乡村振兴	数字鸿沟	乡村振兴	收入不平等	乡村振兴
数字普惠金融	0.020* (0.012)	0.065** (0.027)	-0.056*** (0.016)	0.087*** (0.033)	-0.313* (0.177)	0.079** (0.032)
产业生态协调发展	—	0.451*** (0.047)	—	—	—	—
数字鸿沟	—	—	—	-0.105* (0.063)	—	—
收入不平等	—	—	—	—	—	-0.006* (0.003)
常数项	-0.349 (0.458)	0.611 (0.579)	0.723 (0.456)	-0.330 (0.689)	1.870 (3.757)	0.830 (0.661)
控制变量	是	是	是	是	是	是
村庄固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
样本量	1 613	1 613	1 563	1 563	1 613	1 613
R ²	0.408	0.648	0.717	0.557	0.339	0.556

3. 收入不平等机制检验。本文以村庄内家庭平均收入为基础，运用 Podder 指数^①测算同一区县内不同村庄居民之间的收入不平等程度，Podder 指数越小，说明村庄间的收入不平等程度越低。表9汇报了以 Podder 指数作为机制变量的实证结果。列(5)结果显示，数字普惠金融指数每提高1%，收入不平等指数降低0.313%，即数字普惠金融的发展能够有效降低收入不平等，列(6)结果说明收入不平等阻碍了乡村发展。实证结果表明数字普惠金融具有包容性和益贫性，

① 本文参考黄云等(2019)，令区县X为一个群体，其中有n个村庄，将每个村庄平均收入 x_i 按升序排序，即 $x_1 \leq x_2 \leq \dots \leq x_n$ 。 $\gamma_{x_k}^+$ 是X中收入超过 x_k 的样本在总样本X中所占的百分比， $\mu_{\ln x_k}^+$ 是X中对数收入超过 $\ln x_k$

的样本的对数收入均值。Podder 指数计算公式为： $RD(x, x_k) = \frac{1}{n} \sum_{i=k+1}^n (\ln x_i - \ln x_k) = \gamma_{x_k}^+ (\mu_{\ln x_k}^+ - \ln x_k)$ 。

扩大了金融服务的触达能力和服务范围，带动了乡村振兴。计算得出，收入不平等在数字普惠金融影响乡村振兴中的中介效应为 2.471%。

五、结论与政策建议

基于 2015—2021 年中国城乡社区治理调查数据、中国家庭金融调查与北京大学数字普惠金融县级层面指数，本文构建了乡村振兴的评价指标，深入考察了数字普惠金融对乡村振兴的影响。研究发现，第一，数字普惠金融为乡村振兴提供有力支撑，助力打造宜居宜业和美乡村。第二，本文发现不同金融业务对乡村振兴的影响不同，其中数字信贷对乡村振兴的带动效果最强。同时，在空心化程度低，智能手机普及率高的地区，数字普惠金融对乡村振兴具有更加显著的正向影响。最后，本文探讨了数字普惠金融对乡村振兴的影响机制，结果表明数字普惠金融通过促进产业生态协调发展、弥合数字鸿沟、缓解收入不平等，助力乡村振兴。基于上述研究结论，本文提出以下政策建议。

第一，政府部门、金融机构与企业应共同发力，壮大产业规模，优化产业结构，延伸产业链条，助力产业兴旺，润泽生态底色，共建宜居家园，不断稳固乡村振兴之“本”。实证结果发现，数字普惠金融通过加速生态产业融合，推动农村地区多元发展。为此，一方面，畅通乡村产业振兴金融血脉。政府部门应加快搭建网络交易平台，便利农户线上购销农资，促进农村特色产业发 展，持续优化服务平台，推动形成“金融支持+数字赋能”模式，加大金融机构对龙头企业、专业大户、家庭农场、农民专业合作社等农业经营主体的支持力度，赋能乡村振兴示范工程，共拓数字经济蓝海。另一方面，引导金融资源合理向“三农”绿色发展倾斜。金融机构应积极完善绿色产业链和供应链金融融合服务，探索“生态+”复合型经济发展新模式，树立农户绿色低碳新理念，培育资源节约型、环境友好型乡村新业态。第二，地方政府、金融机构与农村家庭等主体应协同合力，提升居民数字素养，完善乡村治理体系，推动精神文明建设，加速培育乡村振兴之“根”。实证结果发现，数字普惠金融通过缓解农村居民数字鸿沟，激活乡村振兴人才引擎。一方面，农村居民应拆掉“数字围墙”，破除“信息茧房”，利用线上公共平台，多渠道参与就业培训，多形式学习金融知识，逐步成为农村数字化高技能人才，激活乡村振兴新动能。另一方面，金融机构应持续优化“网格+金融”工作平台，组织金融网格员通过“线上+线下”方式普及金融知识与普惠金融服务，开展进村入户金融知识宣传，摸清不同片区的客户信息及 服务需求，制定个性化金融服务方案，打通金融服务助企惠民“最后一百米”，助力农村居民跨越数字金融服务的“接入、使用、知识”鸿沟。第三，金融机构应增强金融创新能力，持续翻新应用场景，点亮惠民智慧生活，提升金融服务质效，赋能居民幸福实景，稳步推进生活富裕，持续夯实乡村振兴之“基”。研究发现，数字普惠金融通过降低农村居民收入不平等，推动农村经济包容增长。一方面，加强金融业务协同合作，提高弱势群体金融可及性。金融机构应重视业务之间的互补作用，探索“保险+期货+银行信贷”等专业服务协同合作新范式，有效发挥各类金融工具效能，为低收入家庭筑起抵御风险的“安全网”，切实提高人民幸福感。另一方面，拓宽数字普惠金融渠道，实现包容性发展。金融机构应进一步拓展服务的空间可及性，撬动更多中长期、低成本信贷资金流入农业农村，促进农村家庭机会均等，提升弱势群体收入，切实增强民生福祉。

参考文献

- 樊挾侠、王正早，2024：《数字技术赋能低碳消费：理论机制与推进方略》，《改革》第 3 期。
方先明、刘韞尔，2024：《数字普惠金融发展、资源错配抑制与中小企业景气提升》，《经济理论与经济管理》

郭沛瑶等：数字金融赋能乡村振兴

第1期。

甘犁、尹志超、谭继军，2015：《中国家庭金融调查报告2014》，成都：西南财经大学出版社。

郭峰、王靖一、王芳、孔涛、张勋、程志云，2020：《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）》第4期。

郭沛瑶、尹志超，2022：《小微企业自主创新驱动力——基于数字普惠金融视角的证据》，《经济学动态》第2期。

黄云、任国强、周云波，2019：《收入不平等对农村居民身心健康的影响——基于CGSS2015数据的实证分析》，《农业技术经济》第3期。

黄益平、黄卓，2018：《中国的数字金融发展：现在与未来》，《经济学（季刊）》第4期。

黄永春、宫尚俊、邹晨、贾琳、许子飞，2022：《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》第10期。

梁巧、韩子名、刘文昊，2024：《新型农业经营主体发展具有小农户包容性吗》，《经济理论与经济管理》第6期。

罗剑朝、曹璨、罗博文，2019：《西部地区农村普惠金融发展困境、障碍与建议》，《农业经济问题》第9期。

马黄龙、屈小娥，2021：《数字普惠金融对经济高质量发展的影响——基于农村人力资本和数字鸿沟视角的分析》，《经济问题探索》第10期。

冉光和、唐滔，2021：《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》第11期。

宋科、刘家琳、李宙甲，2022：《数字普惠金融能缩小县域城乡收入差距吗？——兼论数字普惠金融与传统金融的协同效应》，《中国软科学》第6期。

粟芳、方蕾，2016：《中国农村金融排斥的区域差异：供给不足还是需求不足？——银行、保险和互联网金融的比较分析》，《管理世界》第9期。

唐松、赖晓冰、黄锐，2019：《金融科技创新如何影响全要素生产率：促进还是抑制？——理论分析框架与区域实践》，《中国软科学》第7期。

唐松、伍旭川、祝佳，2020：《数字金融与企业技术创新——结构特征、机制识别与金融监管下的效应差异》，《管理世界》第5期。

汪亚楠、谭卓鸿、郑乐凯，2020：《数字普惠金融对社会保障的影响研究》，《数量经济技术经济研究》第7期。

王军、邹广平、石先进，2013：《制度变迁对中国经济增长的影响——基于VAR模型的实证研究》，《中国工业经济》第6期。

吴非、胡慧芷、林慧妍、任晓怡，2021：《企业数字化转型与资本市场表现——来自股票流动性的经验证据》，《管理世界》第7期。

吴雨、李晓、李洁、周利，2021：《数字金融发展与家庭金融资产组合有效性》，《管理世界》第7期。

熊健、杨军，2023：《数字化背景下的农村金融排斥：数字机遇还是数字鸿沟》，《农业技术经济》第12期。

尹振涛、李俊成、杨璐，2021：《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》第8期。

张莉、朱光顺、李夏洋、王贤彬，2017：《重点产业政策与地方政府的资源配置》，《中国工业经济》第8期。

张林、温涛，2022：《数字普惠金融如何影响农村产业融合发展》，《中国农村经济》第7期。

张挺、李阔榕、徐艳梅，2018：《乡村振兴评价指标体系构建与实证研究》，《管理世界》第8期。

张旺、白永秀，2022：《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》，《中国软科学》第1期。

张学志、才国伟，2011：《收入、价值观与居民幸福感——来自广东成人调查数据的经验证据》，《管理世界》第9期。

张勋、万广华、吴海涛，2021：《缩小数字鸿沟：中国特色数字金融发展》，《中国社会科学》第8期。

张云、柏培文，2023：《数智化如何影响双循环参与度与收入差距——基于省级—行业层面数据》，《管理世

界》第10期。

张正平、董晶，2023：《金融科技赋能农村金融高质量发展的机制与路径》，《农业经济问题》第9期。

张中祥、胡雅慧，2024：《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》，《经济学（季刊）》第2期。

赵文举、张曾莲，2022：《中国经济双循环耦合协调度分布动态、空间差异及收敛性研究》，《数量经济技术经济研究》第2期。

周利、廖婧琳、张浩，2021：《数字普惠金融、信贷可得性与居民贫困减缓——来自中国家庭调查的微观证据》，《经济科学》第1期。

庄腾跃、李顾杰、罗剑朝，2024：《农户数字金融使用决策存在邻里效应吗》，《中国农村经济》第8期。

曾建中、李银珍、刘桂东，2023：《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》第4期。

Banerjee, A. V., and A. F. Newman, 1993, "Occupational Choice and the Process of Development", *Journal of political economy*, 101 (2): 274 - 298.

Benami, E., and M. R. Carter, 2021, "Can Digital Technologies Reshape Rural Microfinance? Implications for Savings, Credit, and Insurance", *Applied Economic Perspectives and Policy*, 43 (4): 1196 - 1220.

Guo, P. Y., Z. C. Yin, H. B. Zhu, and K. Gou, 2024, "The Impact of Governments' Digital Economy Procurement on Rural Household Entrepreneurship", *Emerging Markets Finance and Trade*, 60 (12): 2703 - 2718.

Li, J., Y. Wu, and J. J. Xiao, 2020, "The Impact of Digital Finance on Household Consumption: Evidence from China", *Economic Model*, 86 (9): 317 - 326.

Stiglitz, J. E., and A. Weiss, 1981, "Credit Rationing in Markets with Imperfect Information", *American Economic Review*, 71 (3): 393 - 410.

(责任编辑：刘舫舸)

Digital Finance Empowers Rural Revitalization

—Evidence from China Grassroots Governance Survey

GUO Peiyao¹ YIN Zhichao² SHA Yezhou² GOU Ke¹

(1. School of Economics, Beijing Wuzi University;

2. School of Finance, Capital University of Economics and Business)

Summary: The report of the twentieth CPC National Congress points out that the most arduous and burdensome task in building a modern socialist country in an all-round way still lies in the countryside. Rural revitalization is an important strategy to achieve China's modernization, can diversified digital inclusive financial services stimulate rural economic vitality and advance rural revitalization across the board? Based on data from 2015 to 2021 China Grassroots Governance Survey, China Household Finance Survey and Peking University's Digital Financial Inclusion County-Level Index, this paper explores the impact of digital inclusive finance on rural revitalization.

The empirical results find that digital inclusive finance provides strong support for rural revitalization. We conducted robustness tests by excluding special samples, lagging the explanatory variables, replacing the calculation method of the dependent variables, deleting outliers, and removing special year samples. Heterogeneity analysis shows that among financial services, digital credit has the strongest effect in empowering rural revitalization. Meanwhile, the role of digital inclusive finance is more significant in areas with a low degree of hollowing out and a high penetration rate of smartphones. The mechanism analysis shows that digital inclusive finance boosts the development of rural revitalization by promoting the coordinated development of industrial ecology, bridging the digital divide, and alleviating income inequality.

The marginal contributions of this study are as follows: First, from the perspective of analysis, we analyze the impact of digital financial inclusion on the comprehensive revitalization of rural industries, talents, culture, ecology and organizations, providing a more comprehensive perspective for understanding the dynamics of rural economy stimulated by digital financial inclusion. Second, from the perspective of the research object, this paper constructs a micro data set that can reflect information on villages and digital financial development at the same time through the matching use of multiple databases such as the China Grassroots Governance Survey, and constructs rural revitalization evaluation indicators, which provides a guarantee for the accurate identification of the causal effect of digital inclusive finance and rural revitalization. Third, in terms of the mechanism of action, this paper uses indicators such as the degree of coordination of industrial ecological coupling, access gap, knowledge gap, usage gap, and Podder index, focusing on the role of digital inclusive finance on the coordinated green development of rural areas, bridging the digital divide, and advancing the common wealth, which provides path references to promote the organic convergence of digital inclusive finance and rural revitalization.

This paper provides empirical evidence to examine the impact of digital inclusive finance on

rural revitalization, and puts forward policy references for the government to promote rural revitalization and accelerate agricultural modernization.

Key words: Digital Inclusive Finance; Rural Revitalization; Agricultural and Rural Modernization