Statistics and Application 统计学与应用, 2025, 14(6), 287-301
Published Online June 2025 in Hans. https://www.hanspub.org/journal/sa
https://doi.org/10.12677/sa.2025.146168

Hans汉斯

我国数字普惠金融赋能乡村振兴的理论与路径分析

于婉茹

哈尔滨商业大学财政与公共管理学院，黑龙江 哈尔滨

收稿日期：2025年5月27日；录用日期：2025年6月20日；发布日期：2025年6月30日

摘　要

在乡村振兴战略与数字经济深度融合的背景下，数字普惠金融通过技术赋能重构农村金融生态，成为破解城乡发展不平衡和促进乡村振兴发展的重要路径。本文基于2011~2022年中国30个省份面板数据，构建乡村振兴综合评价体系，运用计量模型探讨数字普惠金融对乡村振兴的影响特征。研究发现：数字普惠金融对乡村振兴具有显著正向驱动作用，既通过缓解农村融资约束、促进产业升级直接赋能，又借助缩小城乡收入差距形成间接传导效应；其促进作用在东部地区最强，中部次之，西部较弱，与区域数字基础设施、产业结构及金融生态差异密切相关；门槛效应分析显示，数字普惠金融对乡村振兴的边际效应随发展水平提升呈现递减规律。本文建议通过强化双路径协同、实施区域精准施策、分阶段优化政策工具等提升赋能实效。

关键词

数字普惠金融，乡村振兴，城乡收入差距，区域异质性，门槛效应

Theoretical and Path Analysis of Empowering Rural Revitalization with Digital Inclusive Finance in China

Wanru Yu

School of Finance and Public Administration, Harbin University of Commerce, Harbin Heilongjiang

Received: May 27th, 2025; accepted: Jun. 20th, 2025; published: Jun. 30th, 2025

Abstract

Against the background of the deep integration of the rural revitalization strategy and the digital

文章引用: 于婉茹. 我国数字普惠金融赋能乡村振兴的理论与路径分析[J]. 统计学与应用, 2025, 14(6): 287-301.
DOI: 10.12677/sa.2025.146168

economy, digital inclusive finance, through technological empowerment, reconstructs the rural financial ecosystem and has become an important path to solve the imbalance between urban and rural development and promote rural revitalization. Based on the panel data of 30 provinces in China from 2011 to 2022, this paper constructs a comprehensive evaluation system for rural revitalization and uses econometric models to explore the impact characteristics of digital inclusive finance on rural revitalization. The research finds that digital inclusive finance has a significant positive driving effect on rural revitalization. It not only directly empowers by alleviating rural financing constraints and promoting industrial upgrading, but also forms an indirect transmission effect by narrowing the income gap between urban and rural areas. Its promoting effect is the strongest in the eastern region, followed by the central region, and relatively weak in the western region, which is closely related to the differences in regional digital infrastructure, industrial structure and financial ecology. The threshold effect analysis shows that the marginal effect of digital inclusive finance on rural revitalization shows a decreasing trend as the development level increases. This article suggests enhancing the effectiveness of empowerment by strengthening the coordination of the dual paths, implementing precise regional policies, and optimizing policy tools in phases.

Keywords

Digital Inclusive Finance, Rural Revitalization, Income Gap between Urban and Rural Areas, Regional Heterogeneity, Threshold Effect

Copyright © 2025 by author(s) and Hans Publishers Inc.
This work is licensed under the Creative Commons Attribution International License (CC BY 4.0).
http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/
Open Access

1. 引言

在“十四五”规划纵深推进与乡村振兴战略全面实施的背景下，数字普惠金融作为缓解农村金融排斥、促进城乡要素流动的关键引擎，正成为破解“三农”问题的重要突破口。党的二十大报告明确提出“发展数字经济，促进数字技术与实体经济深度融合”，为农村金融服务创新与乡村产业转型指明方向。然而，当前国内研究多聚焦于单一省份或区域的案例分析，或停留在定性探讨数字技术对农村金融服务的渗透机制，缺乏从全国层面基于定量视角对数字普惠金融赋能乡村振兴的系统性研究。特别是在城乡收入差距的中介效应、区域异质性影响及非线性作用机制等方面，尚未形成全面且深入的理论阐释与实证检验。基于此，本文立足 2011~2022 年中国 30 个省份(剔除西藏、港澳台)的面板数据，构建包含产业兴旺、生态宜居等五大维度的乡村振兴综合评价体系，运用计量经济学模型，深度剖析数字普惠金融对乡村振兴的直接影响、间接传导路径及差异化作用特征，旨在弥补现有研究在整体性定量分析上的不足，为构建适配不同区域发展阶段的数字普惠金融政策体系提供理论支撑与实践路径，助力实现“产业兴旺、生态宜居、乡风文明、治理有效、生活富裕”的乡村振兴总体目标。

2. 文献综述

数字普惠金融赋能乡村振兴是当前国内外学术界关注的重要议题。王安妍(2025)分析我国数字普惠金融发展的现状，探讨其对乡村振兴的作用，剖析存在的问题并提出赋能路径，强调数字普惠金融在满足农村金融服务需求方面的关键作用[1]。宋高燕(2025)基于党的二十届三中全会的战略部署，构建乡村振兴指数及综合指数，研究发现数字普惠金融对乡村振兴各维度及综合指数有正向促进作用，且影响呈现非线性和边际递减特征，在资本配置效率较高地区更显著[2]。谢宇嘉(2025)选取 2013~2022 年辽宁省

相关数据，构建乡村振兴指数和财政支持指数，实证分析得出数字普惠金融能极大推动辽宁省乡村振兴，为粮食大省和传统工业基地提供发展思路[3]。李强、李治云(2025)利用安徽省 58 县的面板数据，构建乡村产业振兴水平评价体系，发现数字普惠金融对安徽地区乡村产业振兴总体水平和第一、三产业振兴有显著推动作用，其覆盖广度、使用深度和数字化程度对乡村产业水平有正向显著影响，且覆盖广度影响最强[4]。张然(2025)立足连云港市农村数字普惠金融发展现状，分析发展风险与困境并提出建议，强调农村数字普惠金融在建设数字乡村中的重要性[5]。陈艳丽、刘良铁(2025)以湖南地区为样本，构建多元线性回归模型，分析得出数字普惠金融对乡村振兴有促进作用，并提出加强合作、提升基础设施建设等建议[6]。郭华(2025)利用北大数字普惠金融指数，基于熵权法测算乡村振兴指数，通过固定效应模型分析得出数字普惠金融发展对湖南乡村振兴有积极作用且存在区域异质性，应推动基础设施数字化转型和提出差异化策略[7]。杨磊(2025)概述数字普惠金融助力乡村振兴的作用，分析存在的问题如农村数字基础设施匮乏等，并针对性提出推进发展的对策[8]。刘融、崔梅雨(2025)以江苏省为例，证实数字普惠金融能推进乡村振兴进程，分析该省发展中存在的短板并提出改进措施[9]。代文辉(2025)分析数字普惠金融助力乡村振兴存在的问题，提出加强基础设施建设等措施以促进乡村经济发展和提升居民幸福感[10]。许静(2025)通过对濮阳南乐县村民的问卷调查，找出影响该县开展普惠金融服务的因素，并提出相应的提升普惠金融服务水平的措施[11]。

从现有研究来看，国内研究多以某个省或地区的案例进行分析，或者侧重于整体的定性分析，缺乏从整体角度基于定量的深度思考。已有研究多关注数字技术在金融服务向农村地区渗透过程中的作用机制，以及如何通过数字普惠金融促进农村产业发展和减贫等问题。本文通过各省份面板数据，结合定量的角度进行深度分析，旨在弥补现有研究在定量分析整体性方面的不足，为数字普惠金融赋能乡村振兴提供更具普遍性和科学性的理论与路径支持。

3. 发展现状分析

3.1. 我国数字普惠金融发展成效及不足分析

我国数字普惠金融在服务覆盖面拓展、技术赋能深化及政策支持体系构建方面取得重要突破。截至 2024 年末，普惠小微贷款余额达 32.93 万亿元，同比增幅 14.6%，服务对象覆盖超过 6000 万户经营主体，其中单户授信 1000 万元以下的普惠型小微企业贷款占比达 40.8%。数字支付基础设施建设成效显著，农村地区移动支付业务量达 255.07 亿笔，金额 109.6 万亿元，同比分别增长 27.98%和 7.46%，行政村基础金融服务覆盖率达 97.9%。数字人民币试点在 26 个地区稳步推进，累计交易金额突破 2 万亿元，为普惠金融发展提供创新性技术支撑。

尽管取得阶段性成果，我国数字普惠金融发展仍面临深层次的结构性矛盾与系统性风险挑战。区域间数字金融服务水平存在显著差异，新市民数字金融服务指数显示，东部沿海省份新市民服务指数均值为 0.62，东北地区该指标仅为 0.41，且城市层级越高，新老市民间的服务质量差距越明显，一线城市老市民数字金融服务质量达新市民的 2.3 倍。数据安全与隐私保护机制存在明显短板，2024 年上半年金融行业发生数据泄露事件逾 8400 起，用户信息泄露量超 4000 万条，部分贷款平台数据出现境外售卖情况，暴露出金融机构在数据治理与风险防控领域的不足。普惠金融基础设施配套存在滞后性，银行获取企业财务、税务等数据需承担较高成本，导致小微企业融资过程中的信息不对称问题未能根本解决，2024 年银行业普惠金融数据联通成本较上年增长 12%。监管体系建设与技术创新进程存在不匹配现象，算法歧视、诱导营销等问题尚未得到有效规制，部分金融机构运用大数据实施差异化定价策略，致使农村地区贷款平均利率较城市地区高出 3.2 个百分点。这些问题亟待通过提升服务均衡性、强化数据安全治理、完善监管框架等措施加以解决。

3.2. 我国乡村振兴发展成效及不足分析

我国乡村振兴战略实施以来，在粮食安全保障、产业融合发展、公共服务均等化及生态治理等领域取得突破性进展。粮食产能实现质与量的双重提升，连续多年稳定在高位水平，农产品加工转化体系不断完善，农村产业融合发展格局初步形成，构建起多个产值规模可观的特色产业集群。农村基础设施建设持续强化，交通、能源、通信等网络覆盖广度与服务质量显著改善，为城乡要素流动奠定坚实基础。公共服务领域，农村教育、医疗、养老等保障体系逐步健全，教育资源配置优化，基层医疗服务能力提升，养老服务网络不断延伸。生态宜居乡村建设成效斐然，农村人居环境整治深入推进，卫生设施普及率大幅提高，生态修复与环境保护协同推进，形成一批具有示范效应的生态治理样本，乡村生态价值与宜居属性同步提升。

尽管取得阶段性成果，乡村振兴进程中仍面临深层次矛盾与结构性挑战。城乡发展不平衡问题依旧突出，城乡要素配置存在显著差异，农村居民收入结构中财产性收入占比偏低，县域经济对乡村振兴的支撑作用有待强化，产业集群规模与创新能力不足，农产品加工转化深度与国际先进水平存在差距。乡村人才结构失衡问题凸显，专业技术人才短缺，实用人才总量不足，人才培养体系与产业发展需求适配度不高，科技创新对农业发展的驱动作用尚未充分释放，种业、农机装备等关键领域自主创新能力薄弱。生态治理长效机制尚未完全建立，农业面源污染治理难度较大，资源循环利用效率有待提升，生态修复工程系统性不足。此外，乡村治理数字化水平区域差异显著，社会资本参与乡村振兴的激励机制与风险防控体系不完善，财政投入与金融支持的协同效应未能充分发挥，制约乡村振兴战略的可持续推进。

4. 影响机制分析与研究假设

4.1. 数字普惠金融对乡村振兴的直接影响

数字普惠金融对乡村振兴的直接影响源于其凭借数字化技术重塑农村金融服务生态，为乡村产业发展注入新动能。数字化技术的应用打破传统金融服务的空间限制，使农村地区的中小微企业和农户能够通过线上平台获取便捷金融服务，缓解资金短缺对产业发展的制约。金融机构利用大数据分析农户和企业的信用状况与金融需求，开发适配农业生产周期和乡村经济特点的金融产品，精准满足多样化融资需求。推动农村产业主体有能力投入技术创新与设备升级，加速传统农业向现代化、智能化转型，提升生产效率和产品附加值。同时，数字支付体系的完善与电商平台的融合，拓宽农产品销售路径，促进农村产业与市场需求对接，催生新业态、新模式，推动乡村产业结构优化。这种技术与金融的深度融合，直接增强乡村产业的内生发展动力，为乡村振兴构建可持续的经济基础。

研究假设 H1：数字普惠金融对乡村振兴存在直接正向促进作用。

4.2. 城乡收入差距的间接影响作用

数字技术驱动的金融服务下沉突破城乡二元金融结构，农村居民依托移动支付、数字信贷等工具增强金融资源获取能力，农业生产经营中的资金制约得以缓解，非农产业创业及就业机会增多，农村居民收入水平逐步提升。城乡金融服务鸿沟的收窄促使资本、技术等要素向农村回流，改变传统资源单向流出的格局，农村经济活力的增强进一步推动城乡收入差距缩小。收入分配格局的优化提升农村居民消费能力与投资意愿，为乡村产业发展创造内生需求，进而推动基础设施建设和公共服务改善，推动形成包含数字金融发展、收入差距缩小、乡村发展环境优化的正向循环。这本质是数字经济时代城乡要素平等交换机制的重构，数字普惠金融通过矫正资源配置失衡状态，在提升农村经济效率的同时促进社会公平，为乡村振兴奠定收入分配与发展动力的基础。

研究假设 H2：数字普惠金融发展能够通过缩小城乡收入差距对乡村振兴产生间接促进作用。

4.3. 数字普惠金融对乡村振兴的异质性影响

数字普惠金融对乡村振兴的异质性影响源于区域间经济发展水平、产业结构特征与数字基础设施的显著差异。东部地区具备先进的数字技术渗透能力、成熟的市场化金融生态及多元化乡村产业形态，数字普惠金融可深度嵌入农业产业链升级、农村电商扩张及非农产业创新，通过降低融资成本、提升资源配置效率对乡村振兴产生强驱动效应；中部地区作为粮食主产区，面临传统农业现代化转型与新型经营主体培育的任务，数字普惠金融在农业规模化生产、冷链物流设施建设等领域支持效应明显，却因城乡要素流动壁垒未完全破除、县域金融服务供给结构单一，对乡村振兴的促进作用呈现“点状突破、面状待展”的特征；西部地区受地理环境复杂导致的金融服务触达成本高、农村数字素养鸿沟突出及产业基础薄弱等现实条件制约，数字普惠金融多停留在基础支付结算等浅层次服务，对乡村产业振兴的技术赋能与资本集聚效应不强，形成技术输入、应用瓶颈、效果衰减的传导阻滞。

研究假设 H3：数字普惠金融对乡村振兴的影响存在区域异质性。

4.4. 数字普惠金融对乡村振兴的非线性影响

数字普惠金融对乡村振兴的非线性影响本质上是金融服务供给与农村发展需求动态适配的结果，其边际效应递减规律源于发展阶段转换中要素配置逻辑的深层变化。在发展初期，农村地区长期面临金融排斥，数字普惠金融通过扩大覆盖广度迅速突破地理与制度壁垒，信贷资金向农业生产、小微企业的大规模流入直接缓解资本短缺，推动农村产业从传统模式向现代化转型，此时金融资源的边际产出因“缺口填充”效应处于高位。当普惠金融发展跨越临界点，基础设施与金融生态逐步完善，农村经济对增量资金的依赖度下降，而对金融服务质量的需求提升，如个性化产品设计、风险分散机制及技术赋能的深度融合。由于金融资源配置效率的提升受限于农村人力资本积累速度、产业转型韧性及制度创新滞后，新增投入难以维持初期的高乘数效应，导致边际贡献递减。

研究假设 H4：数字普惠金融对乡村振兴的影响存在显著非线性特征，其边际效应随发展水平提升而呈现递减趋势。

5. 实证分析

5.1. 变量选取及描述性分析

5.1.1. 变量选取

构建乡村振兴综合发展水平评价体系，依据科学性、全面性和逻辑性要求，选取产业兴旺、生态宜居、乡风文明、治理有效和生活富裕五个一级指标。产业兴旺涵盖农业生产能力、农业生产效率及产业融合水平；生态宜居包括农业绿色发展、农村人居环境治理和农村生态保护；乡风文明由农民受教育程度、传统文化传播构成；治理有效包括治理能力与治理举措；生活富裕由农民收入水平、农民消费结构、农民生活条件、基础设施建设水平及基本公共服务保障水平构成。采用熵值法测算各指标权重，综合测算乡村振兴综合水平。

熵值法作为客观赋权方法适用于乡村振兴综合水平测算，其核心步骤如下。

式(1)、(2)对正向指标和负向指标分别采用式消除量纲，其中 x_{ij} 为第 i 样本第 j 指标原始值。

$$y_{ij}=\frac{x_{ij}-\min\left(x_j\right)}{\max\left(x_j\right)-\min\left(x_j\right)} \quad \text{式(1)}$$

$$y_{ij} = \frac{\max\left(x_j\right) - x_{ij}}{\max\left(x_j\right) - \min\left(x_j\right)} \quad \text{式(2)}$$

式(3)计算信息熵：

$$e_j = -\frac{1}{\ln n}\sum_{i=1}^{n}\left(\frac{y_{ij}}{\sum_{i-1}^{n} y_{ij}}\right)\ln\left(\frac{y_{ij}}{\sum_{i-1}^{n} y_{ij}}\right) \quad \text{式(3)}$$

式中 n 为样本量，反映指标信息无序度，e_j 越小则指标变异性越大。

式(4)进行权重确定与综合评价：

$$w_j = \frac{1-e_j}{\sum_{j-1}^{m}\left(1-e_j\right)}, RR = \sum_{j=1}^{m} w_j \cdot y_{ij} \quad \text{式(4)}$$

其中 m 为指标数，w_j 为指标权重，RR 为乡村振兴综合水平指数。该方法基于数据变异客观赋权，适用于多维度评价体系构建，避免主观偏差。

具体乡村振兴指标介绍如下表 1 所示。

Table 1. Construction of the index system for the comprehensive level of rural revitalization
表 1. 乡村振兴综合水平指标体系构建

一级指标	二级指标	三级指标
产业兴旺	农业生产能力基础	人均农业机械总动力(千瓦)
		粮食综合生产能力(万吨)
	农业生产效率	农业劳动生产率(元/人)
	产业融合水平	规模以上农产品加工企业主营业务收入(亿元)
	农业绿色发展	农药、化肥施用量(万吨)
生态宜居	农村人居环境治理	对生活污水进行处理的行政村占比(%)
		对生活垃圾进行处理的行政村占比(%)
		卫生厕所普及率(%)
	农村生态保护	农村绿化率(%)
乡风文明	农民受教育程度	农村居民教育文化娱乐支出占比(%)
		农村义务教育学校专任教师本科以上学历比例(%)
		农村居民平均受教育年限(年)
	传统文化传播	有线电视覆盖率(%)
		开通互联网宽带业务的行政村比重(%)
	乡村公共文化建设	乡村文化站数量(个)
治理有效	治理能力	村主任、书记“一肩挑”比例(%)
	治理举措	已编制村庄规划的行政村占比(%)
		已开展村庄整治的行政村占比(%)
生活富裕	农民收入水平	农民人均纯收入(元)
		农民人均收入增长率(%)
		城乡居民收入比(%)
	农民消费结构	农村贫困发生率(%)
		农村居民恩格尔系数(%)
	农民生活条件	每百户汽车拥有量(辆)
		农村居民人均住房面积(平方米)
	基础设施建设水平	安全饮用水普及率(%)
		村庄道路硬化率(%)
		人均道路面积(平方米)
	基本公共服务保障水平	农村每千人拥有卫生技术人员数(人)

本研究选取普惠金融发展水平(IFDL)作为核心解释变量，以探究其对乡村振兴的直接影响；同时引入城乡收入差距(URIG)作为中介变量，考察普惠金融对乡村振兴的传导机制。控制变量方面，选取产业结构水平(ISL)反映经济结构调整对乡村发展的影响；政府干预程度(DGI)衡量宏观政策支持力度；对外开放程度(DOU)和社会消费水平(SCL)分别从外向型经济和内需拉动角度衡量区域经济活力；基础设施水平(IL)反映硬件条件改善状况；社保支出水平(SSEL)和财政自给率(FSR)则从民生保障和财政可持续性角度控制区域发展能力差异。本文引入数字普惠金融总指数(DIFI)作为门槛变量，旨在检验普惠金融对乡村振兴的非线性影响特征及其作用阈值。各变量具体说明如表 2 所示。

Table 2. Variable explanation table
表 2. 变量说明表

变量类型	变量名称	符号	变量定义
被解释变量	乡村振兴	RR	熵值法测度
解释变量	数字普惠金融发展水平	IFDL	北大数字普惠金融中心发布
中介变量	城乡收入差距	URIG	城乡居民人均可支配收入之比
	产业结构水平	ISL	第三产业增加值/第二产业增加值
	政府干预程度	DGI	政府财政支出/GDP
	对外开放程度	DOU	进出口总额/GDP
控制变量	社会消费水平	SCL	进出口总额/GDP
	基础设施水平	IL	人均公路里程数
	社保支出水平	SSEL	社保支出/财政总支出
	财政自给率	FSR	财政支出/财政收入
门槛变量	数字普惠金融总指数	DIFI	同上

表 3 为各个变量的描述分析。

Table 3. Descriptive analysis of variables
表 3. 变量描述性分析

	Mean	SD	Min	p25	Median	p75	Max
乡村振兴	0.355	0.096	0.136	0.295	0.351	0.409	0.631
数字普惠金融发展水平	242.608	106.275	18.33	165.44	255.93	326.01	475.79
产业结构水平	1.502	1.789	0.527	0.947	1.171	1.394	23.783
政府干预程度	0.247	0.102	0.107	0.179	0.224	0.29	0.643
对外开放程度	0.257	0.285	0.008	0.088	0.141	0.295	1.548
社会消费水平	0.377	0.069	0.183	0.333	0.382	0.418	0.538
基础设施水平	46.793	47.816	5.129	25.16	36.161	50.251	332.011
社保支出水平	0.036	0.019	0.009	0.025	0.033	0.042	0.119
财政自给率	0.497	0.193	0.148	0.369	0.447	0.629	0.955
城乡收入差距	2.547	0.379	1.827	2.292	2.488	2.74	3.672

5.1.2. 数据来源

本文所选取的样本为 2011 至 2022 年间中国 30 个省份(剔除西藏、港澳台)的面板数据。数据来源主要涵盖《中国统计年鉴》及各省统计年鉴、北大普惠金融中心。为消除量纲差异，本文对普惠金融发展水平取对数处理。

5.2. 面板模型构建

为深入探讨普惠金融对乡村振兴的作用机理，本文构建双向固定效应模型，中介效应模型和面板双门槛模型。各模型均控制产业结构，政府干预，对外开放，社会消费，基础设施，社保支出及财政自给率等因素(下文统一记为 Control)，并通过引入地区与时间双重固定效应，剔除未观测的个体和时点异质性，确保估计结果的稳健性和解释力。

5.2.1. 双向固定效应模型

为检验普惠金融对乡村振兴的直接影响，构建如下双向固定效应模型，见式(5)：

$$RR_{it} = \alpha + \beta \ln\left(\mathrm{IFDL}_{it}\right) + \gamma \mathrm{Control}_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad \text{式(5)}$$

其中，RR_{it} 表示第 i 地区在时点 t 的乡村振兴水平，$\ln\left(\mathrm{IFDL}_{it}\right)$ 为普惠金融发展水平的对数变换，μ_i 和 λ_t 分别对应地区和时间固定效应，ε_{it} 为随机误差项。

5.2.2. 中介效应模型

为检验城乡收入差距在普惠金融与乡村振兴关系中的中介作用，本文采用温忠麟三步法。第一步，即前述双向固定效应模型，已验证普惠金融对乡村振兴具有直接影响，见式(6)：

$$RR_{it} = \alpha + \beta \ln\left(\mathrm{IFDL}_{it}\right) + \gamma \mathrm{Control}_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad \text{式(6)}$$

第二步，考察普惠金融对中介变量城乡收入差距的影响，模型设定见式(7)

$$\mathrm{URIG}_{it} = \alpha_1 + \beta_1 \ln\left(\mathrm{IFDL}_{it}\right) + \gamma_1 \mathrm{Control}_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad \text{式(7)}$$

第三步，构建包含普惠金融和城乡收入差距的完整模型，以检验中介效应，见式(8)：

$$RR_{it} = \alpha_2 + \beta_2 \ln\left(\mathrm{IFDL}_{it}\right) + \theta \mathrm{URIG}_{it} + \gamma_2 \mathrm{Control}_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad \text{式(8)}$$

通过比较第一步中 β 与第三步中 β_2 的变化，并检验中介变量 θ 的显著性，可判断城乡收入差距在普惠金融影响乡村振兴过程中是否具有显著的中介效应。

5.2.3. 面板双门槛模型

考虑到数字普惠金融发展水平可能在不同阶段对普惠金融与乡村振兴关系产生非线性调节作用，本文引入数字普惠金融总指数 $\mathrm{DIFI}_{\mathrm{it}}$ 作为门槛变量，构建面板双门槛模型。模型设定如下式(9)：

$$\begin{aligned} RR_{it} = {} & \alpha + \beta_1 \ln\left(\mathrm{IFDL}_{it}\right) \cdot \mathrm{I}\left(\mathrm{DIFI}_{it} \le \tau_1\right) \\ & + \beta_2 \ln\left(\mathrm{IFDL}_{it}\right) \cdot \mathrm{I}\left(\tau_1 < \mathrm{DIFI}_{it} \le \tau_2\right) \\ & + \beta_3 \ln\left(\mathrm{IFDL}_{it}\right) \cdot \mathrm{I}\left(\mathrm{DIFI}_{it} > \tau_2\right) \\ & + \gamma \mathrm{Control}_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad \text{式(9)}$$

其中，$\mathrm{I}(\cdot)$ 为指示函数，τ_1 与 τ_2 为待估计的门槛值。该模型通过检验分段回归系数 β_1, β_2 与 β_3 的差异，旨在揭示普惠金融对乡村振兴的影响在不同数字普惠金融水平下的非线性特征。

5.3. 基准回归

表 4 的回归模型选择检验结果表明，基于 F 检验、LM 检验和 Hausman 检验的结果，FE 模型被确认为最优模型。F 检验($F = 16.10, p = 0$)表明 FE 模型在与 POOL 模型对比时具有更好的适配性。LM 检验($\chi^2 = 456.01, p = 0$)支持 RE 模型优于 POOL 模型。Hausman 检验($\chi^2 = 22.25, p = 0.0133$)进一步确认 FE 模型在与 RE 模型比较时更为合适。因此，FE 模型被选作回归分析的基础模型。

Table 4. Test results of the regression model selection
表 4. 回归模型选择的检验结果

检验类型	检验目的	检验值	检验结论
F 检验	FE 模型和 POOL 模型比较选择	F(29, 322) = 16.10, p = 0	FE 模型
LM 检验	RE 模型和 POOL 模型比较选择	$\chi^2(1) = 456.01$, p = 0	RE 模型
Hausman 检验	FE 模型和 RE 模型比较选择	$\chi^2(8) = 22.25$, p = 0.0133	FE 模型

表 5 基准回归结果实证检验普惠金融对乡村振兴的驱动效应。普惠金融发展水平系数在六个模型中稳定处于 0.069~0.072 区间，t 值介于 17.17~20.14，在 1%显著性水平下具有统计显著性。模型设定检验发现，普惠金融单独回归时对乡村振兴变异的解释度为 55.2% ($R^2 = 0.552$)，加入控制变量后模型解释度提升至 0.564。政府干预程度系数处于 0.153~0.162 区间(10%显著性水平)，支持行政力量在资源调配中的正向作用。基础设施水平存在−0.001 的微弱负向关联(10%显著性水平)，可能源于资本投入与产出效益的时滞效应或区域间设施利用效率差异。产业结构水平系数为−0.001 (t 值−0.36 至−0.52)，揭示农业现代化进程中结构性矛盾的延续性。对外开放程度(系数 0.029~0.030)与社会消费水平(系数 0.042~0.060)虽方向一致，但统计显著性不足，暂未形成显著性经济影响。

普惠金融的作用机制具有多维特征：降低农村金融准入门槛缓解融资约束，推动新型农业经营主体资本积累；促进农业技术渗透与产业链整合，优化全要素生产率；利用保险工具对冲自然风险与市场波动，提高经济韧性；通过金融知识溢出效应培育农户人力资本，构建可持续发展基础。政府干预的正向作用证实制度供给对弥补市场失灵的必要性，基础设施负向关联则指出需优化投资质量评估体系，完善区域适配性政策设计。

Table 5. Benchmark regression results
表 5. 基准回归结果

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
数字普惠金融发展水平	0.070***	0.070***	0.069***	0.070***	0.069***	0.072***
	(20.14)	(19.89)	(19.01)	(18.70)	(17.85)	(17.17)
产业结构水平		−0.001	−0.001	−0.001	−0.001	−0.001
		(−0.41)	(−0.52)	(−0.42)	(−0.41)	(−0.36)
政府干预程度			0.158*	0.162*	0.158*	0.153*
			(1.81)	(1.85)	(1.80)	(1.74)
对外开放程度				0.030	0.029	0.029
				(1.09)	(1.05)	(1.04)
社会消费水平					0.060	0.042
					(1.02)	(0.70)
基础设施水平						−0.001*
						(−1.86)
Constant	−0.019	−0.020	−0.051**	−0.065**	−0.081**	−0.066**
	(−1.04)	(−1.06)	(−2.00)	(−2.28)	(−2.49)	(−1.97)
Observations	360	360	360	360	360	360
R-squared	0.552	0.552	0.557	0.558	0.560	0.564
Number of id	30	30	30	30	30	30

注：括号为 T 统计值，且*** p < 0.01，** p < 0.05，* p < 0.1。

5.4. 稳健性检验

为验证基准回归结果的可靠性，本文采用两种方法探究普惠金融对乡村振兴影响的稳健性进行检验，

以确保结论具有较高的可信度和解释力，具体结果详见表 6。

5.4.1. 增加控制变量

为验证普惠金融发展对乡村振兴影响的稳健性，本研究基于表 4、表 5 引入社会保障支出与财政自给率作为控制变量。回归结果显示，模型(7)与模型(8)中普惠金融系数稳定维持在 0.071，对应 t 值达 15.66 与 15.48 ($p < 0.01$)，其正向效应与基准回归结论高度一致，证实普惠金融对乡村振兴的促进作用具有显著稳定性。在新增控制变量中，社会保障支出系数为 0.320 与 0.364，t 值分别为 0.62 与 0.68，反映出社会保障体系对乡村振兴的推动作用尚未充分显现；财政自给率系数为−0.009 ($t = -0.31$)，说明地方政府过度依赖财政自给或对中央转移支付支持农村发展的政策效果产生抑制作用。模型调整后 R^2提升至 0.565，政府干预程度变量的 t 值由基准回归的 1.74 下降至 1.04，有效缓解变量遗漏引致的估计偏误问题，进一步增强研究结论的可靠性与科学性。

5.4.2. 缩短样本区间

2020 年新冠疫情对中国金融体系与乡村发展造成显著冲击。疫情导致线下金融服务中断，农村金融机构网点运营受限，信贷审批效率降低，传统普惠金融服务供给面临短期停滞；农产品物流与销售渠道受阻，叠加农村劳动力流动限制，对乡村产业链与供应链形成冲击，进而制约短期乡村经济增长。为检验模型稳健性，研究对 2020 年异常数据进行剔除处理。结果显示，普惠金融发展水平系数为 0.070 ($t = 14.87, p < 0.01$)，与全样本估计结果高度吻合；其余控制变量参数方向及显著性未发生显著变化。结论具有稳健性。

Table 6. Results of the robustness test
表 6. 稳健性检验结果

	(7)	(8)	(9)
VARIABLES	增加控制变量	增加控制变量	缩短样本区间
数字普惠金融发展水平	0.071***	0.071***	0.070***
	(15.66)	(15.48)	(14.87)
产业结构水平	−0.001	−0.001	−0.001
	(−0.39)	(−0.37)	(−0.47)
政府干预程度	0.113	0.113	0.090
	(1.05)	(1.04)	(0.78)
对外开放程度	0.028	0.029	−0.002
	(1.03)	(1.04)	(−0.05)
社会消费水平	0.050	0.050	0.041
	(0.82)	(0.82)	(0.65)
基础设施水平	−0.001*	−0.001*	−0.0005
	(−1.93)	(−1.93)	(−1.44)
社保支出水平	0.320	0.364	0.393
	(0.62)	(0.68)	(0.70)
财政自给率		−0.009	−0.010
		(−0.31)	(−0.34)
Constant	−0.064*	−0.059	−0.043
	(−1.91)	(−1.56)	(−1.06)
Observations	360	360	330
R-squared	0.565	0.565	0.572
Number of id	30	30	30

注：括号为 T 统计值，且*** $p < 0.01$，** $p < 0.05$，* $p < 0.1$。

5.5. 中介效应检验

基于温忠麟中介效应三步法的检验结果，普惠金融发展水平对乡村振兴存在显著直接效应与间接传导路径。由表 7 可知，普惠金融对乡村振兴的总效应为 0.071 ($p < 0.01$)，其中直接效应达 0.054 ($p < 0.01$)，通过城乡收入差距传导形成的间接效应为 0.016 (−0.171 × −0.096)，占比达 23.31%。该结果揭示普惠金融在推动乡村振兴过程中，通过缓解城乡收入差距激活农村内生发展动力。其作用机制在于提升农村金融服务可及性，降低农户及小微企业融资约束，促使金融资源向基层渗透；金融资本下沉优化农村产业与就业结构，提升居民收入水平，有效缩小城乡收入差距。控制变量方面，政府干预程度系数为 1.504 ($p < 0.01$)，与城乡收入差距存在正向关联，过度的行政干预易引发资源错配；社保支出水平系数为−3.824 ($p < 0.01$)，证实社会保障制度完善对缓解城乡差距具有积极意义。

Table 7. Results of the mediating effect
表 7. 中介效应结果

	(10)	(11)	(12)
VARIABLES	乡村振兴	城乡收入差距	乡村振兴
数字普惠金融发展水平	0.071***	−0.171***	0.054***
	(15.48)	(−19.75)	(8.12)
产业结构水平	−0.001	0.003	−0.000
	(−0.37)	(1.12)	(−0.17)
政府干预程度	0.113	1.504***	0.257**
	(1.04)	(7.34)	(2.23)
对外开放程度	0.029	−0.108**	0.018
	(1.04)	(−2.07)	(0.67)
社会消费水平	0.050	0.252**	0.074
	(0.82)	(2.17)	(1.22)
基础设施水平	−0.001*	−0.000	−0.001**
	(−1.93)	(−0.91)	(−2.13)
社保支出水平	0.364	−3.824***	−0.004
	(0.68)	(−3.78)	(−0.01)
财政自给率	−0.009	−0.095*	−0.018
	(−0.31)	(−1.83)	(−0.65)
城乡收入差距			−0.096***
			(−3.32)
Constant	−0.059	3.227***	0.251**
	(−1.56)	(45.16)	(2.50)
Observations	360	360	360
R-squared	0.565	0.689	0.580
Number of id	30	30	30

注：括号为 T 统计值，且*** $p < 0.01$，** $p < 0.05$，* $p < 0.1$。

5.6. 异质性检验

表 8 回归结果指出普惠金融对乡村振兴的促进作用存在显著区域异质性。东部地区系数为 0.1108***，约为全国平均水平(0.0544***)的 2.04 倍，西部地区(0.0261**)的 4.25 倍；中部地区系数为 0.0470***。究其原因，(一) 从宏观区域格局看，东部地区凭借雄厚的经济基础、多元化的农村产业结构以及活跃的金融创新氛围，叠加交通通信基础设施的显著优势——有效降低了金融服务的供给成本，再辅以居民较高的金融素养，推动金融资源实现高效转化，形成了良性的金融生态循环。中部地区正处于农业现代化的

关键转型期，数字普惠金融对农业产业链的延伸产生了积极的正向激励效应，然而，劳动力的外流现象与农业规模化程度的不足，在一定程度上削弱了相关政策的实施效果，导致区域金融发展存在瓶颈。西部地区则受制于复杂地形带来的金融服务成本高企、传统农业生产模式的桎梏以及滞后的数字基础设施，使得普惠金融的边际效益呈现递减趋势，金融发展面临较大挑战。(二) 在区域内部，资源禀赋的差异与发展路径的分化，导致同一区域内普惠金融的效能表现参差不齐，进一步凸显了区域金融发展的不平衡性。从政策与制度层面来看，地方政府的财政支持力度、监管弹性以及政策引导方向，直接影响着金融机构的参与度与创新活力。积极的财政支持和灵活的监管政策能够有效激发金融机构的积极性，推动普惠金融的创新发展；反之，则可能抑制金融机构的参与热情。(三) 在文化与社会层面，居民的金融素养、风险偏好以及传统社会信用模式等因素，潜移默化地塑造着普惠金融的接受度与转化效率。较高的金融素养和开放的风险偏好能够促进对普惠金融的接受和利用，而传统信用模式则可能在一定程度上影响金融资源的配置和利用效率。

Table 8. Heterogeneity test
表 8. 异质性检验

	(13)	(14)	(15)	(16)
VARIABLES	整体	东部地区	中部地区	西部地区
数字普惠金融发展水平	0.0544***	0.1108***	0.0470***	0.0261**
	(8.12)	(6.37)	(7.64)	(2.45)
Constant	0.2513**	−0.6775***	0.3128***	0.4865**
	(2.50)	(−2.71)	(2.91)	(2.52)
控制变量	是	是	是	是
Observations	360	132	108	120
R-squared	0.5795	0.4463	0.8648	0.7266
Number of id	30	11	9	10

注：括号为 T 统计值，且*** p < 0.01，** p < 0.05，* p < 0.1。

5.7. 非线性检验

5.7.1. 门槛数检验

在展开门槛效应检验前，先对面板模型的门槛个数进行检验。本文采用 Bootstrap 法抽样 800 次，就普惠金融发展水平与乡村振兴之间关于普惠金融的单一门槛、双重门槛、三重门槛进行检验，通过观察 P 值是否显著判断具体的门槛个数，结果如表 9 所示。Bootstrap 抽样 800 次检验结果中，单一门槛模型 F 统计量为 77.42，P 值为 0.0063，远低于 5%显著性水平；双门槛模型 P 值为 0.1688，未达到统计显著标准。结果证实普惠金融与乡村振兴间存在单一门槛效应。

Table 9. Results of the threshold value test
表 9. 门槛值检验结果

Threshold	RSS	MSE	Fstat	Prob	Crit10	Crit5	Crit1
Single	0.4642	0.0013	77.42	0.0063	49.9502	56.9992	70.7112
Double	0.3912	0.0011	64.92	0.1688	89.8068	109.8704	151.522

从图 1 中可以看到，LR 统计量在门槛值范围内表现出明显的波动，当门槛值处于交点左侧区间时，LR 统计量显著高于红色虚线所表示的 5%临界值。表明门槛效应成立并具有较高的统计显著性。

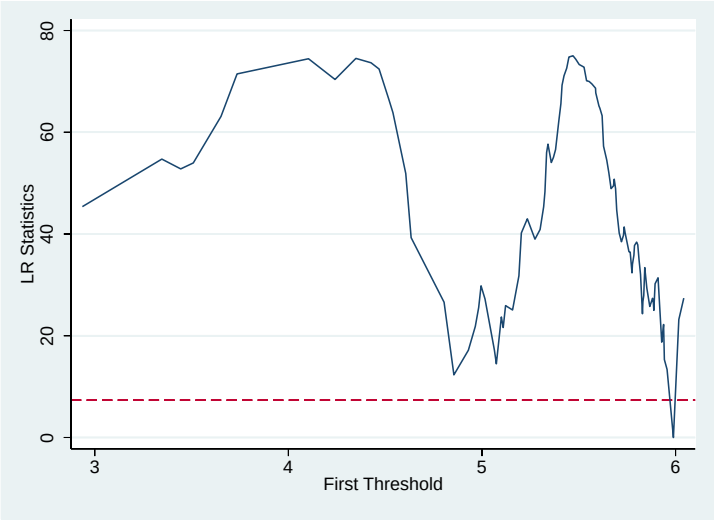

Figure 1. Threshold value test diagram
图 1. 门槛值检验图

5.7.2. 门槛模型估计结果

门槛模型的回归结果如表 10 显示，普惠金融对乡村振兴的作用存在非线性特征。以普惠金融发展水平门槛值 5.9890 为临界点，低于该值时其系数为 0.057 ($p < 0.01$)，高于该值时系数降为 0.039 ($p < 0.01$)，虽保持正向显著性但呈现边际效应递减规律。该差异源于普惠金融不同发展阶段的特征：在初期覆盖阶段，金融服务向基础薄弱区域渗透，资金供给对农村经济与社会结构改善具有显著促进作用；当普惠金融发展跨越门槛值后，伴随基础设施与社会保障体系逐步健全，金融资源增量对乡村振兴的拉动效应趋于弱化。其内在逻辑在于，早期普惠金融填补农村资本缺口，后期则转向优化服务效率与资金配置质量，导致边际贡献率自然下降。

Table 10. Results of the threshold model
表 10. 门槛模型结果

	(17)
VARIABLES	面板门槛模型
数字普惠金融发展水平 < 5.9890	0.057***
	(9.35)
数字普惠金融发展水平 ≥ 5.9890	0.039***
	(6.18)
Constant	0.383***
	(4.15)
控制变量	是
Observations	360
Number of id	30
R-squared	0.656

注：括号为 T 统计值，且*** $p < 0.01$，** $p < 0.05$，* $p < 0.1$。

6. 结论与政策建议

6.1. 核心结论

(一) 基准回归分析结果证实数字普惠金融对乡村振兴存在显著促进效应，随后引入社会保障支出及

财政自给率作为附加控制变量后，研究结论保持稳定。针对新冠疫情期间数据波动问题，研究采取缩短样本区间策略进行验证，持续确认普惠金融促进乡村振兴的正向关联性。研究同时发现政府干预对乡村振兴产生积极推动作用，基础设施建设与产业结构影响较低。

(二) 中介效应分析表明，数字普惠金融既直接促进乡村振兴，又通过缩小城乡收入差距间接推动农村发展，形成双路径驱动格局。区域异质性检验结果显示，数字普惠金融对乡村振兴的促进作用在东部地区最为显著，中部地区次之，西部地区相对较弱。

(三) 研究发现普惠金融与乡村振兴间存在单一门槛效应，证实二者关系存在结构性变化点。当普惠金融发展处于较低水平区间时，其对乡村振兴的促进作用相对较强；而当普惠金融发展超过门槛值进入较高水平区间后，对乡村振兴的促进作用虽然依然显著，但强度有所减弱，表现出明显的边际效应递减特征。

6.2. 政策建议

6.2.1. 强化数字普惠金融核心驱动，双路径协同发展

基于基准回归与中介效应分析结论，政策设计需兼顾数字普惠金融的直接赋能与间接传导效应。一方面，持续推进金融科技与农村产业深度融合，针对农业生产周期开发柔性信贷产品，如“种植季分期贷”“农产品供应链金融”，解决中小农户和新型农业经营主体的短期资金周转问题，直接提升产业转型动力。另一方面，聚焦城乡收入差距的中介渠道，通过数字支付平台推广农村电商信贷、特色产业专项基金，引导金融资源流向非农产业和县域经济，创造更多就业岗位以增加农民经营性收入；同时，依托数字技术建立城乡社会保障衔接机制，如线上医保跨省结算、普惠型养老保险，缩小公共服务差距以释放农村消费潜力，形成“金融服务–收入提升–内需拉动”的良性循环。

6.2.2. 实施区域差异化策略，破解异质性发展瓶颈

针对东部、中部、西部的显著区域差异，需构建“分类施策–精准适配”的政策体系。东部地区应强化金融创新与产业升级联动，支持“数字技术 + 农业科技”融合项目，如智慧农场、农产品区块链溯源平台，利用市场化机制引导社会资本参与乡村振兴，巩固其“强驱动效应”优势；中部地区作为粮食主产区，重点推动数字普惠金融与农业规模化生产对接，开发“冷链物流专项贷”“新型经营主体培育基金”，同时破除城乡要素流动壁垒，建立县域金融服务创新试点，将“点状突破”转化为“面状辐射”；西部地区需优先补齐数字基础设施短板，加快 5G 网络、农村电商服务站建设，针对老年群体和低数字素养人群推出“线下 + 线上”融合服务模式，同步推进金融知识普及与信用体系建设，逐步提升数字金融服务的可得性与适用性，缓解“技术应用瓶颈”问题。

6.2.3. 分阶段优化政策工具，应对门槛效应与边际递减问题

鉴于普惠金融与乡村振兴的单一门槛效应及边际效益变化规律，政策需分阶段调整发力重点。在发展初期，以扩大覆盖广度为核心，通过财政贴息、税收优惠引导金融机构下沉服务，重点解决偏远地区“金融盲区”问题，快速填补农村资本缺口；当普惠金融发展跨越门槛值后，转向提升服务深度与质量，推动金融机构开发定制化产品(如基于土壤数据的智能信贷、农产品价格指数保险)，利用大数据精准评估农户信用与风险，降低信息不对称；同时，建立动态监测机制，针对边际效应递减趋势，及时引入“技术赋能 + 制度创新”双轮驱动，如区块链技术提升资金流向透明度、农村产权抵押融资试点激活存量资产，实现从“量的扩张”到“质的升级”的平滑过渡。

6.2.4. 优化政府干预与市场机制协同，夯实乡村振兴制度基础

研究证实政府干预对乡村振兴具有积极推动作用，需进一步明确政府与市场的角色分工。政府层面，

加大对农村数字基础设施、信用信息共享平台的公共投资，建立跨部门数据共享机制(如农业、金融、社保数据互通)，降低金融机构服务成本；完善监管框架，针对P2P贷款、众筹等新型融资模式建立风险预警机制，保障金融安全。市场层面，鼓励商业银行、互联网金融平台与地方特色产业深度合作，发展“产业 + 金融 + 科技”生态圈，如浙江“电商直播 + 供应链金融”模式、江苏“智慧农业 + 物联网信贷”实践，通过市场化手段提升资源配置效率。此外，强化人才保障，实施“金融科技人才下乡”计划，联合高校与金融机构开展定向培养，为数字普惠金融可持续发展提供智力支撑。

6.2.5. 强化风险防控与信用体系建设，保障金融服务可持续性

针对数字普惠金融发展中的操作风险、信息安全风险与信用数据缺失问题，需构建“技术防控 + 制度保障”的双重体系。技术层面，推动金融机构应用区块链、生物识别等技术提升数据安全等级，建立实时风险监测平台，动态预警异常交易；制度层面，加快农村信用信息平台建设，整合农户生产经营、交易记录、社保数据等多维度信息，构建基于大数据的信用评分模型；同时，通过“信用村”、“信用户”评选等活动提升农村居民信用意识，降低信贷违约风险，为数字普惠金融长期健康发展筑牢根基。

参考文献

[1] 王安妍. 浅析数字普惠金融赋能乡村振兴的作用与路径[J]. 中国集体经济, 2025(9): 21-24.

[2] 宋高燕. 数字普惠金融在乡村振兴中的作用机制研究——基于资本配置效率视角[J]. 河北大学学报(哲学社会科学版), 2020, 50(3): 130-148.

[3] 谢宇嘉. 数字普惠金融对辽宁省乡村振兴的影响研究[J]. 山西农经, 2025(5): 229-232.

[4] 李强, 李治云. 数字普惠金融对乡村产业振兴的影响研究——以安徽省为例[J]. 云南农业大学学报(社会科学), 2025, 19(2): 125-131.

[5] 张然. 乡村振兴背景下农村数字普惠金融发展研究——以连云港市为例[J]. 现代商业, 2025(4): 83-86.

[6] 陈艳丽, 刘良铁. 数字普惠金融助力湖南乡村振兴的实证研究[J]. 山西农经, 2025(4): 212-216.

[7] 郭华. 数字普惠金融赋能湖南乡村振兴发展水平的实证研究[J]. 乡村科技, 2025, 16(4): 68-72.

[8] 杨磊. 数字普惠金融在乡村振兴发展中的应用研究[J]. 财经界, 2025(5): 9-11.

[9] 刘融, 崔梅雨. 江苏省数字普惠金融对乡村振兴的影响研究[J]. 商展经济, 2025(3): 41-45.

[10] 代文辉. 数字普惠金融助力乡村振兴的问题与对策[J]. 农村经济与科技, 2025, 36(2): 198-200.

[11] 许静, 潘璐, 赵子婷. 乡村振兴背景下濮阳市南乐县开展普惠金融服务影响因素研究[J]. 中国管理信息化, 2025, 28(1): 121-124.