

数字普惠金融对长三角地区乡村振兴的空间溢出效应研究

王子玥, 黄萍, 方明樯

江苏海洋大学商学院, 江苏 连云港

收稿日期: 2026年1月29日; 录用日期: 2026年2月9日; 发布日期: 2026年3月4日

摘要

基于2011~2023年长三角地区41个城市面板数据, 构建了乡村振兴评价指标体系, 利用空间计量模型探讨了数字普惠金融对长三角地区乡村振兴影响的空间溢出效应。结果表明: 在长三角地区, 数字普惠金融和乡村振兴存在显著的空间集聚现象; 数字普惠金融在驱动本地乡村发展的同时, 还表现出显著的跨区域辐射能力, 对周边城市的乡村振兴形成了正向的空间溢出; 数字普惠金融对乡村振兴的影响存在显著的空间异质性, 中心城市更多表现为“本地驱动、竞争格局”, 而外围城市则呈现“溢出显著、协同发展”的特征; 数字普惠金融对长三角地区乡村振兴的促进效应存在双重门槛效应; 随着数字普惠金融发展水平的不断提升, 其对乡村振兴的边际促进效应呈现出“先降后升”的“U”型特征。因此, 建议通过强化区域协同、夯实数字基建、深化产业融合等措施, 增强数字普惠金融对乡村产业发展的支撑作用。

关键词

数字普惠金融, 乡村振兴, 空间杜宾模型, 空间效应, 门槛效应, 长三角地区

The Cross-Regional Radiation of Digital Financial Inclusion: Implications for Countryside Development in the Yangtze River Delta

Ziyue Wang, Ping Huang, Mingqiang Fang

School of Business, Jiangsu Ocean University, Lianyungang Jiangsu

Received: January 29, 2026; accepted: February 9, 2026; published: March 4, 2026

文章引用: 王子玥, 黄萍, 方明樯. 数字普惠金融对长三角地区乡村振兴的空间溢出效应研究[J]. 金融, 2026, 16(2): 245-256. DOI: 10.12677/fin.2026.162024

Abstract

Drawing on panel data from 41 cities in the Yangtze River Delta (2011~2023), this paper establishes an indicator system to assess rural revitalization. Through spatial econometric analysis, we investigate the spatial interdependence of digital financial inclusion on rural development. Results demonstrate a marked tendency for spatial clustering in the region. Crucially, digital inclusive finance acts as a dual engine: it propels local development while simultaneously fostering positive externalities in adjacent areas through spatial diffusion. To leverage this mechanism, we recommend enhancing regional coordination, reinforcing digital infrastructure, and promoting deeper industry-finance integration to bolster the rural economy. The impact of digital inclusive finance on rural revitalization exhibits significant spatial heterogeneity, with central cities predominantly demonstrating a “locally-driven, competitive pattern”, while peripheral cities display “significant spillover and collaborative development” characteristics. In the Yangtze River Delta region, the promoting effect of digital inclusive finance on rural revitalization shows a dual-threshold effect. As the development level of digital inclusive finance continues to rise, its marginal promotion effect on rural revitalization presents a “decrease-then-increase” U-shaped characteristic.

Keywords

Digital Inclusive Finance, Rural Revitalization, Spatial Durbin Model, Spatial Effect, Threshold Effect, The Yangtze River Delta Region

Copyright © 2026 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

在迈向社会主义现代化强国的新征程中，乡村振兴战略被提升至前所未有的高度。特别是党的二十大及历年中央一号文件的连续部署，凸显了其在国家战略全局中的核心地位。然而在乡村振兴进程中，受限于高昂的运营成本与严苛的服务门槛，传统金融服务在农村地区呈现出“覆盖率低、渗透力弱”的特征，难以有效满足“三农”领域日益增长且分散的金融需求。作为一种新兴业态，数字普惠金融通过数字技术与普惠理念的有机结合，打破了传统物理网点的束缚，以低门槛、高效率的特性为破解农村金融排斥提供了创新路径。

作为经济发展最活跃的区域之一的长三角地区，其数字基础设施完善、县域数字支付普及率高，为数字普惠金融的发展奠定了坚实基础。然而，区域内各省市发展并非均衡，这种区域内部的异质性与紧密的经济社会联系，使得研究数字普惠金融的空间效应具有典型意义。目前，学界关于数字普惠金融对乡村振兴的影响机制和空间效应展开了较为广泛的探讨，普遍认同数字普惠金融通过缓解融资约束、提升创业活跃度、促进产业融合等路径对乡村振兴产生正向驱动作用。例如，孟维福[1]等(2023)证实其可缓解农村信贷约束促进乡村振兴；张勋[2]等(2020)指出其能提升农村家庭创业概率与收入；黄益平[3]等(2018)认为其拓宽农村金融覆盖面，助力产业与民生改善。关于空间效应的研究尚处于起步阶段，结论并不完全一致。陈银娥[4] (2025)认为存在负向的空间抑制，而王凤羽[5]等(2025)则发现效应具有区域异质性，在中东部及大城市表现为正向溢出，而在西部地区和中小型城市，数字普惠金融发展则通过虹吸效应制约了邻近地级市的乡村全面振兴进程。尽管空间效应已引起关注，但多数文献着眼于全国层面的宏

观分析，对长三角地区这类数字金融基础雄厚且内部关联紧密的发达区域的针对性研究较为缺乏。

鉴于此，本文基于已有研究，聚焦长三角这一具有高度空间互动特征的典型区域，重点探讨数字普惠金融对其乡村振兴的空间溢出效应，深化对发达地区数字普惠金融赋能乡村振兴独特规律的认识，为优化长三角地区乃至同类区域的数字金融政策、旨在揭示区域协同发展的内在机理，为优化乡村振兴战略的实施路径提供决策支撑。

2. 理论分析与研究假设

2.1. 数字普惠金融对乡村振兴的直接效应机制

乡村振兴的核心要义在于实现产业兴旺、民生改善、治理有效等多维目标，而金融资源的可持续供给是关键支撑。传统金融模式下，农村地区因地理分散、信用体系不完善、授信成本高等问题陷入金融排斥困境，制约了乡村产业发展与民生提升。数字普惠金融作为数字技术与普惠金融的深度融合形态，凭借其覆盖广泛性、交易低成本性与服务精准性三大核心特性破解传统金融瓶颈：首先，通过移动支付、线上信贷等无物理网点模式突破时空限制，将金融服务延伸至偏远农村区域，解决“最后一公里”难题；其次，利用大数据与云计算技术重构信贷流程，不仅大幅削减了信用甄别与风控管理的边际成本，更通过多维数据的交叉验证，精准勾勒出农村经营主体的信用轮廓，从而在源头上缓解了银企间的信息不对称难题。其作用路径表现为：一是缓解融资约束，为农业产业化、农村创业提供低成本信贷支持，推动特色农业、乡村旅游等产业发展，夯实产业兴旺基础；二是提升金融服务可得性，通过数字支付、理财等服务优化农村居民资产配置，增加财产性收入，改善民生福祉；三是促进资源优化配置，引导金融资源向农村基础设施建设、生态宜居项目倾斜，助力乡村全面发展。

值得注意的是，数字普惠金融对乡村振兴的影响可能存在门槛效应，主要源于多要素协同发展的临界点要求。当数字基础设施、人力资本或制度环境低于特定阈值时，数字金融的渗透和转化效率受限，其赋能作用难以充分释放；若产业基础薄弱，数字工具也难以激活乡村经济潜力。一旦跨越这些关键门槛，数字金融的规模效应和创新动能将被激发，通过降低交易成本、优化资源配置显著促进乡村振兴。基于上述分析，提出假设 H1。

H1：数字普惠金融对长三角地区乡村振兴具有促进作用，并存在数字普惠金融发展水平的门槛效应。

2.2. 数字普惠金融对乡村振兴的空间影响机制

空间经济学理论表明，区域经济活动存在显著空间关联性，要素流动与技术扩散会产生跨区域影响。长三角区域以上海、杭州、南京等核心城市为枢纽，与周边地级市经济联系紧密，数字普惠金融的跨区域辐射效应必然经由空间路径传导，其影响方向兼具正向扩散与负向极化的双重特征。

正向空间辐射效应方面，核心城市在数字金融领域的先行先试，会产生“技术外溢”与“模式示范”效应。金融科技的跨区域协同布局，使得周边地区能够“搭便车”，共享成熟的技术架构与风控经验，形成“中心引领、外围联动”的协同发展格局。据此提出假设 H2_a。

H2_a：数字普惠金融对长三角地区乡村振兴具有空间辐射效应，周边地区数字普惠金融发展会促进本地乡村振兴。

负向空间虹吸效应方面，由于核心城市在数字基建与产业集聚上的绝对优势，可能引发“马太效应”。优质涉农资源与高素质劳动力倾向于向中心城市集聚，导致边缘地区出现“数字洼地”与产业“空心化”现象，即所谓的“虹吸效应”。结合长三角城乡融合程度高、核心城市辐射力强的特征，负向虹吸效应具有一定必然性，故提出假设 H2_b。

H2_b：数字普惠金融对长三角地区乡村振兴具有空间虹吸效应，周边地区数字普惠金融发展会抑制本

地乡村振兴。

3. 研究设计

3.1. 主要指标构建

(1) 被解释变量：乡村振兴发展指数(*rural*)

根据党的十九届五中全会明确提出了全面推进乡村振兴战略目标要求，在指标选取上，本文借鉴王凤羽[5]等(2025)和李苏[6] (2025)等的研究，结合长三角区域特征，构建了涵盖“产业、生态、乡风、治理、生活”五大维度的综合评价体系。如表 1 所示，并运用熵值法来确定指标权重测算出长三角地区 41 个城市的乡村振兴发展指数。

Table 1. Rural revitalization evaluation index system

表 1. 乡村振兴评价指标体系

目标层	一级指标	二级指标	指标说明	单位	方向	
乡村振兴	产业兴旺	粮食安全	粮食综合生产能力	万吨	+	
		农业现代化	农业劳动生产率	元/人	+	
		产业融合	规模以上农产品加工企业主营业务收入	亿元	+	
	生态宜居	污染控制		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	%	+
		环境治理	卫生厕所普及率	%	+	
		生态保护	农村绿化率	%	+	
	乡风文明	文化投入	农村居民教育文化娱乐支出占比	%	+	
		教育基础	农村居民平均受教育年限	年	+	
		公共服务	乡村文化站数量	个	+	
		信息服务	开通互联网宽带业务的行政村比重	-	+	
	治理有效	组织建设	村主任书记一肩挑比例	%	+	
		规划实施	已编制村庄规划的行政村占比	%	+	
		整治情况	已开展村庄整治的行政村占比	%	+	
	生活富裕	收入水平	农村居民人均可支配收入	元	+	
		城乡公平	城乡居民收入比	-	+	
		医疗保障	农村每千人拥有卫生技术人员数	人	+	
		公共服务		安全饮用水普及率	%	+
				村庄道路硬化率	%	+

(2) 核心解释变量：数字普惠金融指数(*digital*)。

在郭靖[7]等(2020)的研究基础上，进一步借鉴陈银娥[4]等(2025)的做法，借助《北京大学数字普惠金融指数(2011~2024 年)》所提供的数据，对原始指数除以 100 进行量纲调整，作为数字普惠金融发展水平的衡量指标。

(3) 控制变量

参照相关研究，设定以下控制变量：经济发展水平(*lnpgdp*)，采用人均 GDP 的自然对数来衡量；城镇

化率(*urban*), 用城镇人口占总人口比重衡量; 政府支农力度(*afe*), 用农林水事务支出占财政支出比重衡量; 第三产业结构(*ind*), 用第三产业占地区生产总值的比重衡量; 农村人力资本(*mys*), 用平均受教育年限衡量。

3.2. 数据来源与描述性统计

选取长三角地区 41 个城市 2011~2023 年的面板数据作为实证研究样本。核心解释变量源自北京大学数字金融研究中心发布的数字普惠金融指数。控制变量及相关数据则整合自 2011 至 2024 年间多部官方统计出版物, 包括《中国统计年鉴》《中国城乡统计年鉴》以及地方性统计年鉴和政府统计公报。针对个别年份数据缺失的情况, 运用线性插值法进行合理估算。各变量的基本统计特征详见表 2。

Table 2. Descriptive statistics results of variables

表 2. 变量描述性统计结果

变量类型	变量	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	<i>rural</i>	533	0.717	0.054	0.626	0.955
核心解释变量	<i>digital</i>	533	2.223	0.831	0.271	3.732
控制变量	<i>lnpgdp</i>	533	11.119	0.600	9.219	12.237
	<i>urban</i>	533	0.400	0.208	0.107	1.000
	<i>afe</i>	533	0.109	0.041	0.034	0.258
	<i>ind</i>	533	0.459	0.085	0.234	0.752
	<i>mys</i>	533	9.064	1.338	5.673	12.13

为深度分析数字普惠金融对长三角地区乡村振兴的空间关联影响, 构建空间滞后模型(SAR)、空间误差模型(SEM)和空间杜宾模型(SDM)三种空间计量模型来探究变量的空间溢出效应, 模型设定如下:

$$rural_{it} = \beta_0 + \rho W \times rural_{it} + \beta_1 digital_{it} + \beta_2 Contral_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$rural_{it} = \beta_0 + \beta_1 digital_{it} + \beta_2 Contral_{it} + \mu_{it}; \mu_{it} = \lambda W \cdot \mu_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$rural_{it} = \beta_0 + \rho W \times rural_{it} + \beta_1 digital_{it} + \beta_2 Contral_{it} + \theta_1 W \cdot digital_{it} + \theta_2 W \cdot Contral_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中, $rural_{it}$ 表示乡村振兴发展指数; $digital_{it}$ 表示数字普惠金融指数; $Contral_{it}$ 为控制变量, 包括经济发展水平($lnpgdp$)、城镇化率($urban$)、政府支农力度(afe)、第三产业结构(ind)、农村人力资本(mys); β 为回归系数; ρ 为空间自回归系数; θ 为解释变量的空间滞后项回归系数; W 为空间权重矩阵; μ_{it} 为空间误差项; λ 为空间误差系数; ε_{it} 为随机误差项。

3.3. 空间权重矩阵设定

由于经济地理距离矩阵同时考虑了空间地理距离和经济发展差异对区域间互动强度的影响, 因此采用基于人均 GDP 差异构建的经济地理距离矩阵($W3$), 作为基准权重矩阵, 而采用邻接地理矩阵($W1$)和反地理距离矩阵($W2$)来进行稳健性检验。各矩阵的计算方法如下:

$$(1) \text{ 邻接地理矩阵}(W1) = \begin{cases} 0, & \text{地区 } i \text{ 与 } j \text{ 相邻} \\ 1, & \text{地区 } i \text{ 与 } j \text{ 不相邻} \end{cases}$$

$$(2) \text{ 反地理距离矩阵}(W2) = \begin{cases} 0, & i = j \\ \frac{1}{d_{ij}}, & i \neq j \end{cases}, \text{ 其中, } d_{ij} \text{ 表示地区与地区之间的质心距离。}$$

(3) 经济地理距离矩阵 $(W3) = W1 \times E$, $E = \frac{1}{|\bar{Y}_i - \bar{Y}_j|}$, 其中, \bar{Y}_i , \bar{Y}_j 分别表示样本期内地区 i 与 j 的人均实际 GDP。

4. 实证结果分析

4.1. 空间自相关分析

利用经济距离权重矩阵对 2011~2023 年长三角地区数字普惠金融及乡村产业振兴水平的全局 Moran's I 进行估计, 用以评估其空间关联格局。表 3 结果表明, 两类变量的指数均在 1% 置信水平下显著为正, 揭示出显著的正向空间依赖性与空间集聚趋势, 适宜进行后续空间效应建模。

Table 3. Measurement results of global Moran's I

表 3. 全局莫兰指数的测度结果

年份	乡村振兴发展指数		数字普惠金融指数	
	Moran's I	P 值	Moran's I	P 值
2011	0.515	0.000	0.690	0.000
2012	0.468	0.000	0.618	0.000
2013	0.507	0.000	0.632	0.000
2014	0.494	0.000	0.643	0.000
2015	0.527	0.000	0.677	0.000
2016	0.546	0.000	0.631	0.000
2017	0.509	0.000	0.671	0.000
2018	0.536	0.000	0.678	0.000
2019	0.511	0.000	0.681	0.000
2020	0.502	0.000	0.646	0.000
2021	0.515	0.000	0.669	0.000
2022	0.495	0.000	0.695	0.000
2023	0.521	0.000	0.710	0.000

4.2. 空间计量模型适用性检验

通过构建经济距离权重矩阵, 对空间计量模型进行 LM、Wald 及 LR 检验以判定最优形式。表 4 结果显示, LM-lag 在 5% 水平下显著, 说明应同时考虑因变量与误差项的空间依赖; 虽然 LM-error 不显著, 但 Wald 与 LR 检验在 5% 水平下显著拒绝 SDM 向其他模型退化的原假设, 表明其信息不可压缩。因此, 空间杜宾模型被采纳为最终分析框架。

Table 4. Test results of spatial econometric models

表 4. 空间计量模型的检验结果

检验方法	检验统计量	统计量	P 值
LM 检验	LM-spatial lag	4.322**	0.038
	Robust LM-spatial lag	4.453**	0.035

续表

LM 检验	LM-spatial error	1.966	0.161
	Robust LM-spatial error	2.098	0.148
Wald 检验	Wald lag	6.61**	0.010
	Wald error	8.67**	0.003
LR 检验	LR-spatial lag	12.82**	0.046
	LR-spatial error	30.37***	0.000

注：***、**、*分别表示 1%、5%、10%水平显著，后表相同。

4.3. 空间杜宾模型回归结果分析

为保障后续空间分析的可靠性，本文首先在不同固定效应设定下进行基准回归。结果显示，时间固定效应模型具有最高的 R^2 (见表 5)，为最优基准设定。在控制其他变量后，数字普惠金融的估计系数均在 1% 效度上显著为正，证实其对长三角乡村振兴的促进作用，假设 H1 的促进作用得以验证。进一步地，基于经济地理距离构建的空间杜宾模型结果显示，数字普惠金融的系数为 0.024，空间项系数为 0.020，且均在 10% 水平下显著，说明数字普惠金融不仅有效提升了本地乡村经济的发展水平，而且对邻近地区也产生了显著的正向空间外溢效应，假设 H2_a 成立。

Table 5. Baseline regression and spatial panel model estimation results
表 5. 基准回归与空间面板模型的回归结果

变量	FE 模型		SDM 模型
	(1)	(2)	(3)
<i>digital</i>	0.029*** (44.75)	0.017*** (13.51)	0.024*** (4.41)
<i>lnpgdp</i>	—	0.001 (1.51)	-0.004 (-1.32)
<i>urban</i>	—	-0.002 (-0.34)	0.006** (2.37)
<i>afe</i>	—	-0.013 (-0.71)	0.029** (2.19)
<i>ind</i>	—	-0.058*** (-5.23)	-0.005 (-0.6)
<i>mys</i>	—	0.581*** (21.22)	0.070*** (71.31)
<i>W * digital</i>	—	—	0.020* (1.83)
<i>W * lnpgdp</i>	—	—	-0.001 (-0.23)
<i>W * urban</i>	—	—	0.001 (0.10)
<i>W * afe</i>	—	—	0.019 (-0.57)
<i>W * ind</i>	—	—	-0.020 (-1.14)
<i>W * mys</i>	—	—	0.003 (0.67)

续表

样本量	533	533	533
组数	41	41	41
R^2	0.8031	0.9309	0.9095

注：括号内为 z 统计量。

4.4. 空间效应分解

为准确测度数字普惠金融对乡村振兴的空间作用机制，本文采用偏微分法对模型总效应进行分解，识别其直接效应与间接效应。表 6 结果显示，数字普惠金融的直接效应、间接效应及总效应均在 5% 及更高水平上显著为正，呈现出“促进本地、溢出周边”的双重特征。这说明在长三角地区，数字普惠金融不仅通过缓解农村融资约束、提升基础金融服务覆盖率，有效推动本地乡村发展，还借助技术外溢、产业链协同与资源要素流动等路径，对邻近区域产生显著的正向空间辐射，形成区域联动发展的良性格局。

Table 6. Decomposition results of spatial spillover effects

表 6. 空间溢出效应的分解结果

变量	直接效应	间接效应	总效应
<i>digital</i>	0.024*** (4.48)	0.023** (1.96)	0.047*** (4.51)
<i>lnpgdp</i>	-0.005* (-1.70)	-0.001 (-0.29)	-0.006* (-1.73)
<i>urban</i>	0.007** (2.31)	0.001 (0.17)	0.008 (1.02)
<i>afe</i>	0.030** (2.11)	-0.021 (-0.59)	0.008 (0.23)
<i>ind</i>	-0.007 (-0.68)	-0.019 (-0.94)	-0.026 (-1.36)
<i>mys</i>	0.070*** (70.33)	0.007** (2.97)	0.077*** (30.30)

在控制变量中，农村人力资本的直接效应与间接效应同样高度显著，证实了人力资本在推动区域乡村振兴联动中扮演着关键角色。相比之下，经济发展水平对乡村振兴呈现显著的负向直接效应，可能是因为本地经济增长因资源虹吸而抑制周边乡村发展。而城镇化率、政府支农力度及第三产业结构的空间溢出效应均不显著，其中，城镇化率和政府支农力度主要通过正向直接效应影响本地，三者空间维度上未表现出明显的辐射带动作用。

4.5. 内生性处理

由于乡村发展水平较高的地区更易推进数字化建设，数字普惠金融与乡村振兴之间存在双向因果风险。为缓解内生性偏误，本文借鉴陈银娥[4]等(2025)的做法，使用滞后 1 期、2 期和 3 期的被解释变量作为工具变量，建立动态空间杜宾回归模型。表 7 的实证结果表明，在引入乡村振兴滞后项作为控制变量后，数字普惠金融的估计系数依然在统计上显著为正。这一发现证实了数字普惠金融对乡村产业振兴具有持续性的正向影响，凸显其在长三角地区推动乡村产业长期发展的积极作用。

Table 7. Endogeneity treatment results**表 7.** 内生性处理结果

变量	直接效应	间接效应	总效应
L1_rural	0.019*** (3.36)	0.005 (0.49)	0.024** (2.14)
L2_rural	0.018*** (3.30)	0.002 (0.17)	0.020* (1.89)
L3_rural	0.017** (3.15)	0.001 (0.11)	0.018 (1.58)

注：L1、L2 和 L3 分别表示滞后 1 期、滞后 2 期和滞后 3 期。

4.6. 稳健性检验

为验证估计结果的稳健性，从以下三方面进行检验：一是替换空间权重矩阵。采用邻接地理矩阵(W1)和反地理距离矩阵(W2)替换经济地理距离矩阵，结果显示，数字普惠金融的外溢效应显著为正，空间自回归系数也显著，表明其促进作用不依赖特定空间关系设定；二是替换控制变量，将经济发展水平替换成金融发展水平。替换后，*digital* 的系数仍然显著为正，其他控制变量也没有发生实质性变化；三是缩尾处理。对数字普惠金融系数和乡村振兴指数进行前后 1% 分位缩尾，剔除极端值后重新估计。从表 8 的结果可以看出，数字普惠金融对乡村的影响依然表现出较好的稳健性。

Table 8. Robustness test results**表 8.** 稳健性检验结果

变量	替换空间权重矩阵		替换控制变量	缩尾处理
	邻接地理矩阵(W1)	反地理距离矩阵(W2)	金融发展水平	
<i>digital</i>	0.016** (2.89)	0.019*** (3.55)	0.013** (2.01)	0.024*** (4.48)
控制变量	是	是	是	是
ρ	0.196*** (3.31)	-0.111 (-0.58)	0.051 (0.73)	0.107 (1.54)
σ^2	0.001*** (16.25)	0.001*** (16.34)	0.001*** (16.34)	0.001*** (16.21)
R^2	0.9048	0.8607	0.9267	0.9152

5. 进一步分析

5.1. 异质性分析

根据长三角一体化发展规划的分类标准，将长三角地区 41 个城市分为中心城市与外围城市两类，进一步探究数字普惠金融对乡村振兴影响的空间异质性。其中，上海、南京、无锡、常州、苏州、南通、杭州、宁波、温州、嘉兴、湖州、合肥、芜湖等 13 个城市为中心城市，其余城市为外围城市。由表 9 的空间杜宾模型分样本回归结果可知，数字普惠金融对乡村振兴的影响在长三角地区的中心城市与外围城市之间存在显著的异质性。在直接影响方面，中心城市的数字普惠金融系数为 0.102，高于外围城市 0.084 的系数，表明数字金融发展对本地乡村发展的直接促进作用在中心城市更强，这可能得益于其更完善的数字基础设施和更强的资源整合能力。然而，在空间溢出效应上，外围城市的空间滞后项系数为 0.166，显著更高，说明数字普惠金融在外围城市之间的正向溢出效应更为突出，这可能是由于外围城市间产业

结构与资源条件相似性更高，更容易形成协同发展效应。尤为重要的是，空间自回归系数 ρ 呈现出截然不同的符号：中心城市的 ρ 为 -0.472 ，显著为负，而外围城市的 ρ 则为 0.651 ，显著为正。这表明两类城市间的空间互动机制存在本质差异：中心城市间可能因资源竞争而形成“虹吸效应”或“竞逐关系”，导致负向空间依赖；而外围城市间则呈现明显的正向空间联动，形成了良性的协同发展格局。由此可见，中心城市更多表现为“本地驱动、竞争格局”，而外围城市则呈现“溢出显著、协同发展”的特征。

Table 9. Heterogeneity test results: central cities vs peripheral cities

表 9. 中心城市与外围城市异质性检验结果

变量	中心城市	外围城市
<i>digital</i>	0.102** (2.97)	0.084*** (5.72)
$W * digital$	0.132** (1.80)	0.166*** (5.31)
控制变量	是	是
固定效应	是	是
ρ	-0.472^{***} (-4.11)	0.651^{***} (12.30)
<i>N</i>	169	364
R^2	0.826	0.802

5.2. 门槛效应分析

以数字普惠金融为门槛变量，通过 500 次 Bootstrap 抽样法对单一门槛、双重门槛与三重门槛效应进行检验，以此反映数字普惠金融对长三角地区乡村振兴影响的门槛特征。由表 10 可知，数字普惠金融通过了单一门槛和双重门槛检验，P 值均在 1% 水平下显著，即数字普惠金融对乡村振兴的影响存在非线性特征。如表 11 所示，模型中存在两个门槛值，分别为 0.6816 和 3.0733。

Table 10. Threshold effect test results

表 10. 门槛效应检验结果

门槛数	F 值	P 值	临界值		
			10%	5%	1%
单一门槛	62.25	0.000	20.561	24.211	31.567
双重门槛	31.84	0.000	13.322	15.218	19.129
三重门槛	13.12	0.390	18.794	20.669	23.761

Table 11. Threshold value estimation results

表 11. 门槛值估计结果

门槛值	95% 置信区间
0.6816	[0.6357, 0.6357]
3.0733	[3.0474, 3.0848]

表 12 的双重门槛回归结果显示，在任意数字普惠金融发展水平下，其对长三角地区乡村振兴的促进作用均在 1% 的水平下显著。随着数字普惠金融发展水平的提升，其对乡村振兴的边际促进效应呈现出“先下降，后回升”的“U 型”变化特征：数字普惠金融指数处于第一阶段，即 $digital \leq 0.6816$ 时，其对

乡村振兴具有最强的促进作用，回归系数为 0.033；当数字普惠金融逐渐发展，跨越第一门槛步入第二阶段时，即 $0.6816 < digital \leq 3.0733$ 时，回归系数降至 0.016，边际促进效应减弱；当数字普惠金融跨过第二门槛进入高水平阶段，即 $digital > 3.0733$ 时，回归系数有所回升，为 0.018。由此可知，数字普惠金融对乡村振兴的影响存在“双重门槛效应”，即随着数字普惠金融水平的提升，其对乡村振兴的促进作用呈现出“U 型”的非线性特征，假设 H1 的门槛效应得到验证。

Table 12. Threshold regression estimation results

表 12. 门槛回归估计结果

变量	系数估计值
$digital \leq 0.6816$	0.033*** (10.29)
$0.6816 < digital \leq 3.0733$	0.016*** (11.83)
$digital > 3.0733$	0.018*** (13.16)
Constant	0.584*** (25.60)
控制变量	是
固定效应	是
观测值	533
R^2	0.9419

6. 结论与对策建议

基于 2011~2023 年长三角地区 41 个地级市的面板数据，本文运用 Moran's I 指数、空间杜宾模型和面板门槛回归模型进行实证分析。得到以下结论：(1) 数字普惠金融与乡村振兴水平均呈现出显著的空间自相关性 with 区域集聚特征。(2) 乡村振兴在市域间存在显著的正向空间溢出效应。数字普惠金融可以通过缓解传统金融排斥、优化资源配置等机制，有效促进本地乡村振兴水平的提高；同时，还会借助技术溢出、产业链协同及发展经验外溢等路径，对邻近区域产生显著的正向空间辐射，体现出“本地驱动 - 周边联动”的双重效应。(3) 数字普惠金融对乡村振兴的影响存在显著的空间异质性，中心城市更多表现为“本地驱动、竞争格局”，而外围城市则呈现“溢出显著、协同发展”的特征。(4) 数字普惠金融对长三角地区乡村振兴的促进效应存在显著的门槛效应。随着数字普惠金融发展水平的不断提升，其对乡村振兴的边际促进效应呈现出“先降后升”的非线性特征。

建议：第一，强化区域协同，优化空间布局。依托数字普惠金融的空间辐射特性，推动核心城市聚焦风控技术研发与高端业态培育，并向周边地区输出成熟服务模式；支持县域与欠发达地区深化基础金融服务覆盖，形成梯度互补、错位发展的格局。第二，夯实数字基建与制度保障。重点提升乡村地区网络覆盖与数字终端普及率，推动农业数据资源整合与信用信息共享，降低金融服务成本；同时完善差异化监管与财税激励机制，为数字金融下乡创造良好环境。第三，深化产业融合与转型升级。围绕“产业兴旺”目标，创新产业链金融、农村电商信贷等定制化产品，支持乡村旅游、农产品加工等特色产业升级，通过数字金融赋能激活城乡要素双向流动，将空间溢出效应转化为乡村振兴实效。

基金项目

江苏海洋大学 2025 年大学生创新训练计划项目：“数字普惠金融对长三角地区乡村振兴影响的实证

分析”(633)和“数字金融对长三角 G60 科创走廊的碳减排效应研究”(32)。

参考文献

- [1] 孟维福, 李莎, 刘婧涵, 陈阳. 数字普惠金融促进乡村振兴的影响机制研究[J]. 经济问题, 2023(3): 102-111.
- [2] 张勋, 杨桐, 汪晨, 万广华. 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, 36(11): 48-63.
- [3] 黄益平, 黄卓. 中国的数字金融发展: 现在与未来[J]. 经济学(季刊), 2018, 17(4): 1489-1502.
- [4] 陈银娥, 朱琳琳, 李春燕. 数字普惠金融发展对乡村产业振兴的空间影响及门槛效应研究[J]. 财经理论与实践(双月刊), 2025, 46(5): 114-122.
- [5] 王凤羽, 刘晨. 数字普惠金融赋能乡村全面振兴的空间效应——基于 284 个地级市的探讨[J]. 重庆大学学报(社会科学版), 2025(12): 1-18.
- [6] 李苏, 马文昕, 龙焕华. 数字普惠金融对乡村振兴的影响——基于空间溢出效应与门槛效应的研究[J]. 天津商业大学学报, 2025, 45(6): 51-60.
- [7] 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.