

# 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

陈银娥, 朱琳琳, 李春燕

(长沙理工大学 经济与管理学院, 湖南 长沙 410076)\*

**摘要:**依据国家统计局与省(区、市)统计公报数据,运用 CRITIC-熵权法组合权重模型,测算 2011—2023 年乡村产业振兴发展水平,考量数字普惠金融发展对乡村产业振兴的影响。结果显示,乡村产业振兴发展水平呈波动上升趋势;数字普惠金融在空间上对本地区及周边地区乡村产业振兴影响显著,在中西部地区表现更为突出;门槛效应显示,数字普惠金融对乡村产业振兴的影响受城镇化制约,呈东部效用递减、中部单一门槛依赖、西部滞后响应特征。鉴于此,建议实施差异化数字普惠金融策略,构建、完善多样化数字普惠金融体系,健全数字普惠金融风险动态管理机制,提升数字普惠金融服务乡村产业振兴的能力。

**关键词:** 数字普惠金融;乡村产业振兴;空间计量;非线性模型

**中图分类号:** F323

**文献标识码:** A

**文章编号:** 1003-7217(2025)05-0114-09

## 一、引言

乡村产业振兴是激活乡村活力和推进乡村振兴的关键。当前我国乡村产业振兴仍面临产业经营资金来源单一、信贷资金不足、金融效率难以匹配乡村产业振兴规模等问题。数字普惠金融具有普惠性和空间溢出效应,是缓解信息不对称、传统金融地理约束等局限,降低乡村产业融资门槛,助力乡村产业发展的重要工具。受地区经济基础、数字设施、政策差异等影响,区域间数字普惠金融发展水平差异明显,制约了其乡村产业振兴的支持效能。鉴于此,运用空间计量模型,讨论数字普惠金融发展对乡村产业振兴的空间影响,寻求有效缓解农村金融资源区域配置失衡问题,对提升数字普惠金融服务乡村产业振兴能力具有积极意义。

相关文献主要有:第一,构建乡村产业振兴发展指标体系。一些学者将乡村产业发展指标作为衡量乡村产业振兴发展水平的评价维度之一<sup>[1-4]</sup>,并基于农村产业功能定位构建多维乡村产业振兴指标体系<sup>[5]</sup>;也有学者基于产业内涵和发展规律<sup>[6]</sup>、乡村产业振兴规模和结构及质量<sup>[7]</sup>、农业振兴<sup>[8]</sup>、产业化和信息化特

征<sup>[9]</sup>等衡量乡村产业振兴水平。第二,数字普惠金融发展空间特征。一些学者认为,数字普惠金融“数字性”改善了农村普惠金融发展环境<sup>[10]</sup>,为金融“普惠性”提供了技术支撑<sup>[11]</sup>,并在部分地区表现尤为显著<sup>[12,13]</sup>。这种空间上的溢出效应表明,数字普惠金融对乡村产业发展的影响具有区域空间异质性<sup>[14,15]</sup>。第三,数字普惠金融发展对乡村产业振兴的影响。金融资源配置对乡村产业结构优化和乡村产业融合分别具有双门槛效应和单一门槛效应<sup>[16]</sup>,且不同阶段作用存在差异<sup>[17,18]</sup>;数字普惠金融发展初期不利于农村经济高质量发展,当数字普惠金融达到某个拐点后,则能够推动农村经济高质量发展<sup>[19]</sup>。

现有研究初步构建了乡村产业振兴发展水平的评价框架,验证了数字普惠金融发展对乡村产业振兴的空间溢出作用及其非线性特征。依据国家统计局与各省份统计公报数据,运用 CRITIC-熵权法组合权重模型,测算 2011—2023 年乡村产业振兴发展水平,采用空间计量模型和非线性模型,考量数字普惠金融发展对乡村产业振兴的影响,为优化数字普惠金融支持乡村产业发展政策制定提供理论依据。

\* 收稿日期: 2024-11-26; 修回日期: 2025-05-23

基金项目: 国家社会科学基金重点项目(21AJL007);湖南省社会科学基金重大项目(23ZDAJ009);湖南省研究生科研创新项目(CX20230845)

作者简介: 陈银娥(1966—),女,湖南湘阴人,博士,长沙理工大学经济与管理学院教授,博士生导师,研究方向:宏观经济、普惠金融发展与反贫困问题;通信作者:朱琳琳(1992—),女,广西桂林人,长沙理工大学经济与管理学院博士研究生,研究方向:金融科技与创新管理;李春燕(1988—),女,河南宝丰人,长沙理工大学经济与管理学院博士研究生,研究方向:ESG 与公司治理。

## 二、理论分析与研究假设

已有文献和实践表明,数字普惠金融发展能促进乡村产业振兴,且通过空间溢出效应将其影响扩散到邻近地区(见图1),并具有非线性特征<sup>[20-22]</sup>。

(一)数字普惠金融发展有助于促进乡村产业振兴

从区域内部影响机制来看,数字普惠金融在传统金融的功能上运用数字技术和互联网技术搭建线上融资平台,使得金融服务更好地助力乡村产业发展<sup>[23]</sup>。第一,数字普惠金融发展通过促进农业现代化服务于乡村产业振兴。数字普惠金融能够利用数字技术手段,提高乡村金融覆盖度、增加金融可得性、降低金融服务成本<sup>[12]</sup>,提高风险管理与评估效率,快速响应市场需求,进而驱动金融产品创新<sup>[24]</sup>,满足了农户和企业的多样化金融需求<sup>[25]</sup>,为农产品加工技术和设备升级提供资金保障。第二,数字普惠金融发展通过促进产业融合拓宽乡村产业振兴路径。数字普惠金融为乡村产业发展提供外部资源,促进产业要素流动,加快农业现代化与第二、第三产业深度融合,推动农业创新链、价值链重塑,逐步形成具有区域特色的乡村休闲旅游业、乡村新型服务业等乡村发展新业态和新模式。第三,数字普惠金融发展通过融入电商等模式激活乡村产业振兴活力。数字普惠金融联合数字经济形成灵活、高效的电商模式,吸引新媒体流量参与智慧农业管理系统<sup>[26,27]</sup>,激发农村创新创业的积极性<sup>[28]</sup>;同时,其通过完善信用体系、提升金融服务、普及电子支付等保障措施,拓宽特色农产品、加工农产品的销售渠道和上下游产业链,构建农民增收的数字经济生态。据此,提出:

**假设1** 数字普惠金融发展能促进乡村产业振兴水平提升。

(二)数字普惠金融发展对周边地区乡村产业振兴的影响

从跨区域影响机制上看,数字普惠金融服务具有覆盖度广、便捷度高、灵活性强等优势<sup>[29]</sup>,使得其具有良好的地理穿透性,能够通过开展跨区金融业务,带动周边地区金融资源集聚,进一步实现金融资源的优化配置。第一,数字普惠金融为农村居民和企业提供便捷的金融、市场和政策信息,打破信息壁垒,减少信息不对称性,缩小信息鸿沟以及乡村与城市地区的经济距离,从而实现生产要素跨时空交互与增值,进而促进邻近地区乡村产业水平协同提升。第二,数字普惠金融能提升信息透明度,精准匹配金融需求和供给方,促进金融供给量增加;并通过数字技术促进生产要素流动,能够解决周边地区乡村产

业发展面临的融资难、金融资源使用效率低等问题,最终形成“涓滴效应”,带动相邻地域乡村产业振兴水平的整体提升。据此,提出:

**假设2** 数字普惠金融发展对周边地区乡村产业振兴水平提升具有空间溢出效应。

(三)数字普惠金融发展对乡村产业振兴水平具有非线性的影响

数字普惠金融可有效打破乡村产业融资规模失衡和资金使用率低下等发展瓶颈,为乡村产业升级、农民收入水平提高提供重要支撑<sup>[30]</sup>。然而,在新型城镇化推进的过程中,数字普惠金融发展规模的持续扩张也伴随着风险积累,导致其对乡村产业振兴的促进作用被削弱。特别是当数字普惠金融面临过度匹配时,则会产生与预期相背离的情况。因此,数字普惠金融发展对乡村产业振兴水平的提升存在复杂的倍增效应。新型城镇化发展提升了农村居民的意识和生活水平,为数字普惠金融创造了有力的发展软环境<sup>[31]</sup>;但其发展会不可避免地带来数字鸿沟、城乡文化和习惯的差异、金融服务成本提升等影响,阻碍了农村居民享受数字金融的便利性<sup>[32]</sup>。这些因素在一定阶段降低了数字普惠金融促进乡村产业振兴的边际效用,导致其影响效果存在波动变化。据此,提出:

**假设3** 数字普惠金融发展对乡村产业振兴水平的影响存在基于城镇化门槛效应。

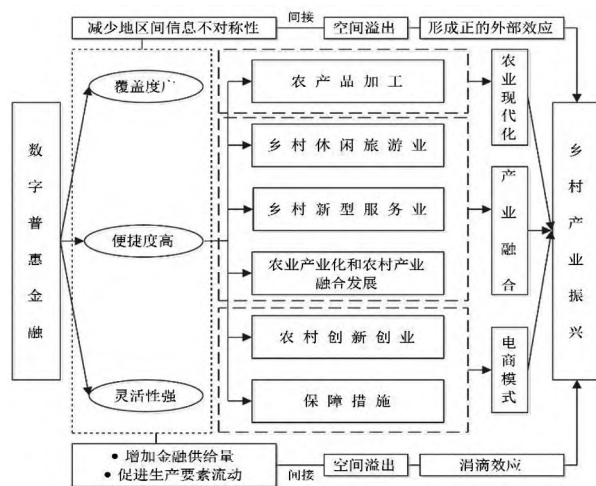


图1 数字普惠金融发展对乡村产业振兴的作用机制

## 三、研究设计

(一)变量说明

1.被解释变量。选取乡村产业振兴发展水平(*rir*)作为被解释变量。并依据农业农村部于2020年7月9日印发的《全国乡村产业振兴规划(2020—

2025 年)》,从农产品加工业、乡村特色产业、乡村休闲旅游业、乡村新型服务业、农业产业化和农村产业融合发展、农村创新创业和保障措施 7 个维度设定评价指标体系(见表 1)。

表 1 乡村产业振兴发展水平评价指标体系

一级指标	二级指标	指标说明	单位	属性
农产品加工	农产品加工投入	农产品初加工机械数量	万台	+
		农产品初加工机械功率	万千瓦	+
乡村特色产业	乡村消费市场 产业基础	乡村消费品零售总额	亿元	+
		农村人均道路面积	平方米	+
乡村休闲旅游业	生态禀赋	森林覆盖率	百分比	+
	休闲旅游环境保障 休闲旅游设施	太阳能热水器使用面积	万平方米	+
		卫生厕所普及率	百分比	+
乡村新型服务业	新型服务业人员保障	乡镇综合文化站数量	个	+
	新型服务业设施保障	农村宽带接入用户数/农村家庭户数	—	+
	农业服务业效率	农林牧渔服务业产值/农业总产值	百分比	+
农业产业化和农村 产业融合发展	生态循环农业	农用薄膜施用量	吨	+
	生产设备投入	生产设备投入金额	亿元	+
农村创新创业	知识体系保障	乡村平均受教育年限	—	+
	潜在劳动投入 基础条件	农村从业人员	万人	+
		农村每周平均投递次数	次	+
保障措施	农业固定资产投资体系	人均农村固定资产投资	元	+

2. 解释变量。解释变量为数字普惠金融(*duf*)。该指标依据《北京大学数字普惠金融指数(2011—2023 年)》公布的省级层面数字普惠金融总指数。借鉴赵丹玉和崔建军等<sup>[33]</sup>的做法,对原始数据做除 100 处理以便进行比较。

3. 控制变量。控制变量主要选取产业结构(*indus*)、政府财政支出水平(*govern*)和生活水平(*live*) 3 个指标。产业结构用第一产业占地区生产总值的比重进行衡量<sup>[34]</sup>;政府财政支出水平采用政府财政支出占地区生产总值比重进行衡量<sup>[35]</sup>;生活水平采用农村居民人均可支配收入进行衡量<sup>[36]</sup>。

(二)数据来源

为充分利用数字普惠金融的最新研究成果,根

据北京大学数字金融研究中心发布的数字普惠金融指数,选取 2011—2023 年作为研究周期。其余各项指标的原始数据来源于 2012—2024 年《中国统计年鉴》《中国第三产业统计年鉴》等多部统计年鉴,以及各省份的统计公报。对于部分缺失值采用插值法进行处理;对模型中绝对量指标数据作对数处理<sup>[37]</sup>以消除数据的不平稳性;并对经济相关的指标数据,以 2011 年为基期进行平减,以消除通货膨胀对价格的影响。由表 2 的描述性统计结果可知,各变量标准差不高于均值,表明数据不存在极端异常值问题。

表 2 各变量的描述性统计

变量类型	变量	符号	样本数	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	乡村产业振兴发展水平	<i>rir</i>	390	0.328	0.095	0.172	0.655
解释变量	数字普惠金融	<i>duf</i>	390	2.440	1.077	0.183	4.607
	产业结构	<i>indus</i>	390	9.644	5.170	0.217	26.132
控制变量	政府财政支出水平	<i>govern</i>	390	24.758	10.189	10.663	64.301
	生活水平	<i>live</i>	390	12463.290	6963.964	3909.400	100009.200
门槛变量	城镇化水平	<i>urban</i>	390	60.118	12.056	35.030	89.600

(三)模型设计

1. CRITIC-熵权法组合权重模型。使用 CRITIC-熵权法组合权重模型来衡量乡村产业振兴发展水平指标权重。首先将原始数据进行标准化处理,然后分别根据 CRITIC 法、熵权法计算权重,见式(1)~式(3)。借鉴金荣学和徐文芸<sup>[38]</sup>的做法,假设

CRITIC 法和熵权法具有相同权重,见式(4)。

$$w_j^1 = \frac{\sigma_j \sum_{i=1}^n (1 - r_{ij})}{\sum_{j=1}^n [\sigma_j \sum_{i=1}^n (1 - r_{ij})]}$$

(1)



$$e_j = -\frac{1}{\ln m} \sum_{i=1}^m p_{ij} \ln p_{ij} \quad (2)$$

等省份的 *rir* 水平值较高,青海 *rir* 水平值相对其他省份较低,总体呈现出“东部极化,中部坚实,西部洼地”的特征。由图 3 可以看出,全国 *rir* 均值为 0.3332,全国有 14 个地区超过均值。同时,参照康书生和杨娜娜<sup>[5]</sup>的分类方法对各地区 *rir* 水平值进行分类,将均值高于 0.35 的地区划为第一区域,将均值位于 0.25~0.35 之间的地区划为第二区域,将均值为 0.25 以下的地区划为第三区域。结果发现,处于第一区域的地区具有乡村产业基础较好、乡村资源丰富等特征。这说明我国整体 *rir* 水平均值的

提升主要依靠第一区域。

(二)空间效应分析

1. 空间相关性与模型适用性检验。首先基于地理反距离权重矩阵测度数字普惠金融和乡村产业振兴发展水平之间的空间相关性(见表 3)。由表 3 可知,数字普惠金融和乡村产业振兴发展水平的 *Moran's I* 值均在 1%和 5%水平下显著为正,表明两者均呈现出正的空间相关性,即相邻区域的数字普惠金融和乡村产业振兴发展水平在空间上相互影响,可进行下一步的空间效应分析。

表 3 数字普惠金融和乡村产业振兴发展水平的空间相关性检验

年份	数字普惠金融			乡村产业振兴发展水平		
	<i>Moran's I</i> 值	Z 值	P 值	<i>Moran's I</i> 值	Z 值	P 值
2011	0.326***	3.253	0.001	0.253***	2.663	0.004
2012	0.328***	3.306	0.000	0.252***	2.661	0.004
2013	0.321***	3.257	0.001	0.213**	2.296	0.011
2014	0.317***	3.220	0.001	0.206**	2.292	0.011
2015	0.287***	2.949	0.002	0.220***	2.427	0.008
2016	0.296***	3.037	0.001	0.158**	1.829	0.034
2017	0.363***	3.660	0.000	0.207**	2.283	0.011
2018	0.414***	4.092	0.000	0.199***	2.184	0.004
2019	0.409***	4.047	0.000	0.254***	2.674	0.004
2020	0.428***	4.209	0.000	0.246***	2.548	0.005
2021	0.445***	4.355	0.000	0.263***	2.683	0.004
2022	0.441***	4.290	0.000	0.249***	2.549	0.005
2023	0.422***	4.128	0.000	0.262***	2.662	0.004

注:\*\*\*、\*\*和\*分别表示在 1%、5%和 10%的水平下显著,下表同。

2. 空间计量模型分析。进一步地,使用 LM 检验、R-LM 检验、LR 检验、Wald 检验和 Hausman 检验(见表 4)进行空间计量的适用性分析。表 4 中, Hausman 检验的统计量为 27.52,且在 1%水平上显著,因此,选择固定效应模型进行测度。LM 检验、R-LM 检验、LR 检验、Wald 检验均显著通过检验,强烈拒绝 SDM 模型退化成 SAR 模型和 SEM 模型的原假设,因此选择空间杜宾模型进行空间计量分析。由于数字普惠金融发展存在空间溢出效应,进而对邻近地区乡村产业振兴产生影响,因此,需要进一步对 SDM 模型进行空间固定效应分解<sup>②</sup>(见表 5)。

表 4 空间回归模型检验

检验	统计量	P 值
LM_test_sem	3.514*	0.061
Robust LM_test_sem	9.069***	0.003
LM_test_lag	6.495**	0.011
Robust LM_test_lag	12.050***	0.001
Wald-spatial sem test	29.32***	0.005
LR-spatial sem test	53.74***	0.000
Wald-spatial lag test	21.73**	0.038
LR-spatial lag test	35.10***	0.002
Hausman test	27.52***	0.001

表 5 空间杜宾模型的估计结果

变量	回归结果	直接效应	间接效应	总效应
<i>duf</i>	-0.0212 (-1.32)	0.0083*** (3.11)	0.0134*** (4.31)	0.0218*** (4.25)
<i>indus</i>	-0.0019** (-2.01)	-0.0017* (-1.87)	-0.0030 (-1.51)	-0.0046* (-1.67)
<i>govern</i>	-0.0013*** (-2.77)	-0.0021*** (-5.12)	-0.0035*** (-3.35)	-0.0056*** (-4.46)
<i>lnlive</i>	0.0041 (0.79)	0.0061 (1.11)	0.0109 (1.02)	0.0171 (1.07)
$W \times duf$	0.0445** (2.48)			
$W \times indus$	-0.0055* (-1.89)			
$W \times govern$	-0.0068*** (-5.20)			
$W \times lnlive$	-0.0223 (-1.04)			
固定效应		YES		
<i>Rho</i>	0.2295* (1.82)			
<i>Sigma</i> <sup>2</sup>	0.0003*** (13.95)			
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.7526			
<i>Log-L</i>	1008.2995			
<i>N</i>	390	390	390	390

注:括号内为 Z 值。后表同。

由表 5 可知,第一,空间杜宾模型回归结果为负,但直接效应、间接效应和总效应显著为正。说明本地区数字普惠金融发展水平提升,短期内会形成资源竞争或虹吸效应抑制本地区乡村产业振兴;但长期来看,空间溢出的正向作用抵消了局部负效应,整体仍表现为正向促进作用。即数字普惠金融发展对本地区乡村产业振兴发展存在促进作用,且对周边地区乡村产业振兴具有带动作用。当其他地区数字普惠金融发展水平增加 1 单位,本地区乡村产业振兴发展水平相应提高 1.34%,结果显示间接效应大于直接效应。由此,假设 1 和假设 2 得以验证。一方面说明数字普惠金融发展水平较高的地区,能够充分发挥融资效应、信息溢出效应、风险分担效应等,为本地乡村产业振兴发展创造条件;另一方面,周边地区数字普惠金融发展能在一定区域范围内形成良好的金融投资氛围和投资环境,对周边地区乡村产业振兴产生积极作用。

表 6 空间杜宾模型各变量的效应分解

变量	直接效应			间接效应			总效应		
	$W_2$	$W_3$	删除直辖市	$W_2$	$W_3$	删除直辖市	$W_2$	$W_3$	删除直辖市
<i>duf</i>	0.0125*** (5.19)	0.0265*** (14.57)	0.0159*** (5.05)	0.0093*** (6.59)	0.0046 (1.15)	0.0150*** (5.93)	0.0218*** (6.65)	0.0311*** (7.10)	0.0309*** (9.05)
<i>indus</i>	-0.0012 (-1.37)	-0.0004 (-0.39)	0.0001 (0.16)	-0.0009 (-1.28)	-0.0001 (-0.26)	0.0001 (0.09)	-0.0022 (-1.34)	-0.0004 (-0.38)	0.0002 (0.13)
<i>govern</i>	-0.0018*** (-4.15)	-0.0034*** (-8.58)	-0.0033*** (-8.01)	-0.0013*** (-4.20)	-0.0006 (-1.15)	-0.0033*** (-3.55)	-0.0031*** (-4.53)	-0.0040*** (-6.25)	-0.0066*** (-6.50)
<i>lnlive</i>	0.0072 (1.31)	0.0060 (1.01)	0.0034 (0.67)	0.0056 (1.24)	0.0011 (0.66)	0.0036 (0.66)	0.0129 (1.29)	0.0071 (1.00)	0.0070 (0.68)

注: $W_2$ 为地理邻接权重矩阵, $W_3$ 为经济地理权重矩阵。

4. 内生性检验。数字普惠金融与乡村产业振兴之间可能存在双向因果关系,即当期乡村产业振兴发展水平高的地区可能会反向促进数字普惠金融发展水平提升。为缓解乡村产业振兴本身存在路径依赖的内生性问题,借鉴邓仲良和张可云<sup>[40]</sup>的方法,将被解释变量滞后 1、2、3 期项进行动态空间计量回归(见表 7)。结果显示,在控制乡村产业振兴滞后项后,数字普惠金融对乡村产业振兴仍具有显著的正向作用,证明结论的有效性。

表 7 动态空间计量回归结果

效应	<i>L1. rir</i>	<i>L2. rir</i>	<i>L3. rir</i>
直接效应	0.3622*** (7.59)	0.1903*** (3.14)	0.1254*** (4.56)
间接效应	0.5576*** (3.82)	0.2929** (2.55)	0.1944*** (3.16)
总效应	0.9198** (2.41)	0.4832* (1.83)	0.3198** (2.11)

注:*L1*、*L2*和*L3*分别表示滞后 1、2、3 期。

第二,产业结构(*indus*)、政府财政支出水平(*govern*)和生活水平(*live*)等均对数字普惠金融发展促进乡村产业振兴的影响具有空间效应。其中,产业结构和政府财政支出水平呈负向作用。这说明,我国具有较强的产业导向政策,传统农业主导的地区由于缺乏数字普惠金融的应用场景,导致三大产业发展在政策支持、资源供给上失衡,不利于乡村产业振兴;且政府干预更多地偏向传统基建产业,抑制了数字金融生态的市场形成。然而,当农村居民生活水平提升时,一定程度上缩小了农村与城市之间的经济距离,增强了信息连通,为乡村产业振兴提供了正的外部效应。

3. 稳健性检验。为验证空间计量结果的可靠性,采取替换空间权重矩阵和删除直辖市样本两种方法进行稳健性检验(见表 6)。结果显示,数字普惠金融发展仍对本地区及周边地区乡村产业振兴产生空间影响,表明前文所得结果具有一定的稳健性。

5. 异质性分析。为考察区域差异,将样本划为东中西 3 个区域<sup>[41]</sup>分别进行空间计量回归(见表 8)。其中,东部地区数字普惠金融的影响显著为负。一方面,由于东部地区传统金融机构相对密集,乡村产业振兴的资金需求更容易通过传统渠道得到满足,数字金融可能对其产生挤出作用。另一方面,东部地区的数字金融企业更倾向于服务高附加值的产业,对乡村产业振兴的“涓滴效应”不足。中部和西部地区则表现出正的空间效应,且西部影响程度更高。这说明数字普惠金融在中西部地区有更高的边际效用表现,能有效服务乡村特色农业等新业态;且西部地区在西部大开发、乡村振兴等政策叠加的支持下,表现出更强的“后发优势”,数字金融的赋能效果更加明显。

(三)非线性模型分析

选取城镇化水平作为门槛变量剖析数字普惠金融对乡村产业振兴的复杂倍增效应,得到门槛检验

(见表 9)和门槛回归估计(见表 10)结果,结论如下。

表 8 分区域空间杜宾模型的估计结果

变量	东部	中部	西部
<i>duf</i>	-0.1530*** (-4.45)	0.1279*** (3.45)	0.1758* (1.76)
<i>indus</i>	0.0035** (1.97)	0.0002 (0.16)	0.0147*** (8.07)
<i>govern</i>	-0.1915*** (-10.59)	-0.0007 (-0.77)	-0.0032*** (-3.54)
<i>lnlive</i>	-0.0502* (-1.82)	0.0018 (0.22)	-0.8778 (-1.16)
$W \times duf$	-0.4693*** (-3.44)	-0.0785** (-2.09)	-0.3154 (-0.58)
$W \times indus$	-0.0097 (-1.40)	0.0085*** (3.38)	0.0463*** (3.61)
$W \times govern$	-0.4389*** (-5.11)	-0.0120*** (-5.81)	-0.0096 (-1.43)
$W \times lnlive$	-0.0192 (-0.15)	-0.0050 (-0.30)	-0.2581 (-0.67)
Hausman	86.68***	1.9e+06***	264.31***
控制变量	YES	YES	YES
空间固定	NO	YES	NO
时间固定	YES	NO	YES
<i>Rho</i>	-1.272*** (-5.17)	-0.3336* (-1.90)	-0.8811*** (-2.81)
<i>Sigma</i> <sup>2</sup>	0.0032*** (7.38)	0.0002*** (7.58)	0.0024*** (7.54)
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.5447	0.7952	0.6542
<i>Log-L</i>	194.5736	318.5561	201.5115
<i>N</i>	143	117	130

第一,数字普惠金融发展对乡村产业振兴的影响存在基于城镇化的门槛效应。当门槛值低于

73.5100时,数字普惠金融指数每增加 1 单位,乡村产业振兴发展水平提升 3.11%;超过门槛值后,增幅降至 0.57%的提升。由此可见,数字普惠金融始终对乡村产业振兴产生积极影响且随着城镇化推进而减弱。原因为,当城镇化水平低于门槛值时,乡村人口比重较高,数字普惠金融能有效解决传统金融服务缺口问题,表现出较高的边际效用;随着城镇化水平提升,乡村优质资源外流,基础设施配置不足,出现金融数字化与产业数字化发展不匹配的结构性问题。因此,数字普惠金融发展对乡村产业振兴水平提升具有非线性特征,假设 3 得以验证。

第二,数字普惠金融发展对乡村产业振兴的非线性影响存在区域异质性。东部地区存在双门槛效应。当城镇化水平达到第一门槛前( $urban \leq 60.2700$ )时,数字普惠金融显著促进乡村产业振兴,弥补了传统金融服务在乡村地区的供给不足,与乡村产业振兴形成了良性互动格局;随着城镇化水平的进一步提升( $60.2700 < urban \leq 73.5100$ ),高城镇化地区形成都市农业圈,城乡数字鸿沟弥合,数字普惠金融对乡村产业振兴的空间溢出效应明显增强。中部地区存在单一门槛效应,且门槛值低于全域和东部地区,这主要是受到中部地区特殊的产业结构特征影响。一方面,中部地区承担更多的农业发展责任,使得产业结构调整有限;另一方面,中部地区跨省务工比例高,对数字金融依赖性更强。西部地区的门槛效应不显著,主要原因是西部地区数字普惠金融发展受制于城镇化水平,使得其对乡村产业振兴的影响尚未出现结构性转折。

表 9 门槛效应存在性检验、门槛估计值及置信区间

模型	门槛估计值	<i>F</i> 值	<i>P</i> 值	置信区间	临界值			BS 次数	结论
					1%	5%	10%		
全域	单一门槛	73.5100	80.73***	0.0000	[72.9550,74.0450]	59.4346	42.0179	32.9867	500
	双重门槛	75.4200	25.87	0.1840	[75.0400,81.5500]	184.3058	126.1140	67.8456	500
东部	单一门槛	60.2700	65.92***	0.0000	[60.0700,60.7900]	41.1052	26.3165	22.7634	500
	双重门槛	73.5100	44.23***	0.0000	[73.4100,73.9400]	23.5484	18.3555	15.1768	500
	三重门槛	75.4200	3.93	0.9220	[75.0400,80.4300]	55.4573	39.2760	31.6605	500
中部	单一门槛	54.2900	16.40*	0.0700	[52.2800,54.3000]	24.2745	18.0060	14.0284	500
	双重门槛	60.3100	5.54	0.4120	[60.1500,60.4400]	23.9970	15.3402	12.5079	500
西部	单一门槛	49.2400	6.72	0.5040	[48.7800,49.2900]	36.1230	23.1232	18.3771	500



表 10 门槛回归估计结果

变量	全域	东部	中部	西部
$duf \times I(urban \leq \gamma_1)$	0.0311*** (12.98)	0.0251*** (7.71)	0.0145** (2.58)	-0.0238 (-1.76)
$duf \times I(urban > \gamma_1)$	0.0057* (1.77)		0.0259*** (5.52)	-0.0172 (-1.26)
$duf \times I(\gamma_1 < urban \leq \gamma_2)$		0.0352*** 9.50		
$duf \times I(urban > \gamma_2)$		0.0043 (1.70)		
_cons	0.3262*** (6.16)	0.2347*** (4.37)	0.3838*** (7.75)	
控制变量	YES	YES	YES	YES
门槛值	75.0400	$\gamma_1$ :73.5100 $\gamma_2$ :75.0400	54.2900	无
F	36.99	32.83	38.94	35.39
N	390	143	117	130
R-sq	0.7492	0.7930	0.7476	0.8341

注:括号内为 t 值。

五、结论与建议

根据 2011—2023 年全国 30 个省份的数字普惠金融和乡村产业发展水平的相关数据,分析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。结果显示:(1)乡村产业振兴发展水平呈波动上升趋势,总体呈东部极化,中部坚实,西部洼地特征。(2)数字普惠金融在空间上对本地区及周边地区乡村产业振兴影响显著,中西部地区表现更为突出。(3)门槛效应显示,数字普惠金融对乡村产业振兴影响受城镇化制约,呈东部效用递减、中部单一门槛依赖、西部滞后响应特征。

建议:第一,实施差异化数字普惠金融策略,缓解区域发展不平衡问题。鼓励发达地区向欠发达地区输出数字化信息技术和管理经验,改善传统农业生产管理模式、优化农村产业结构、延伸特色产品产业链。第二,构建、完善多样化数字普惠金融体系,统筹发展区域数字技术优势。通过政策支持、设施完善和区域协作,缩小“数字鸿沟”并提升区域间乡村产业振兴的协同效率。第三,健全数字普惠金融风险动态管理机制,持续激发数字普惠金融在城镇化建设中的新活力。加强技术对数字金融业务的监管,保障数据安全,降低农村金融产品市场风险,统筹城镇化和数字普惠金融配套设施,完善网络基础设施建设和数字化技术,持续保障数字普惠金融作用的发挥。

注释:

① Moran's I 的取值范围为[-1,1],正值表示空间集聚,负值表示

离散分布,0 则说明空间关联不显著。

② SDM 模型的空间固定效应分解为直接效应、间接效应和总效应。直接效应为一地区数字普惠金融对当地乡村产业振兴的影响;间接效应即空间溢出效应,为一地区数字普惠金融对邻近地区乡村产业振兴的影响;总效应为直接效应和间接效应之和。

参考文献:

[1] 刘钊,于子淳,邓明亮.数字经济发展影响乡村振兴质量的实证研究[J].科技进步与对策,2024,41(12):47-57.

[2] 鄢宇昊,李巍,胡锡琴,等.数字普惠金融对乡村振兴的影响效应与经验证据[J].统计与决策,2023,39(15):131-135.

[3] Tao Y, Wu Y. An empirical study on the evaluation of the implementation effect of the rural revitalization strategy in chongqing municipality, China[J]. Iranian Journal of Science and Technology, Transactions of Civil Engineering, 2024, 48(1):561-576.

[4] Liu Y, Qiao J J, Xiao J, et al. Evaluation of the effectiveness of rural revitalization and an improvement path: a typical old revolutionary cultural area as an example[J]. Environmental Research and Public Health, 2022,19(20):13994.

[5] 康书生,杨娜娜.数字普惠金融发展促进乡村产业振兴的效应分析[J].金融理论与实践,2022(2):110-118.

[6] 梁健.数字经济、乡村产业振兴与中国式农业农村现代化[J].统计与决策,2024,40(6):11-15.

[7] 王修华,魏念颖.资金流对乡村产业振兴的影响[J].湖南大学学报(社会科学版),2024,38(2):49-57.

[8] 李明,肖海峰.农业生产性服务业发展对乡村产业振兴的影响效应与作用机制[J].经济体制改革,2025(2):146-154.

[9] 彭开丽,李晴.农地产权安全性对乡村产业振兴的激励效应[J].西北农林科技大学学报(社会科学版),2022,22(6):75-86.

[10] 陈银娥,尹湘,金润楚.中国农村普惠金融发展的影响因素及其时空异质性[J].数量经济技术经济研究,2020,37(5):44-59.

[11] Kouladoun J C, Wirajing M A K, Nchofoung T N. Digital technologies and financial inclusion in Sub-Saharan Africa[J]. Telecommunications Policy, 2022, 46(9):102387.

[12] 陈银娥,邹一源,李鑫.数字普惠金融对城乡贫富差距的影响研究——基于数字鸿沟的调节效应分析[J].宏观经济研究,2023(10):4-22,40.

[13] 斯丽娟,汤晓晓.数字普惠金融对农户收入不平等的影响研究——基于CFPS数据的实证分析[J].经济评论,2022(5):100-116.

[14] 任碧云,张熹天.数字普惠金融与贫困地区经济增长:效应检验与机制分析[J].财经理论与实践,2024,45(6):2-9.

[15] 李景睿,侯卓君.先富地区带动了共同富裕吗?——基于数字普惠金融的空间溢出效应[J].南方金融,2023(5):70-85.

[16] 赵鑫露.金融资源配置对乡村产业振兴的影响效应分析[J].经济体制改革,2023(1):99-107.

[17] 陈文婷,许达恒,杨丽玲.绿色普惠金融与乡村振兴耦合能否助



- 推经济发展? [J]. 财经理论与实践, 2023, 44(6): 100—107.
- [18] 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.
- [19] Sun L, Zhu C M. Impact of digital inclusive finance on rural high-quality development: Evidence from China[J]. *Discrete Dynamics in Nature and Society*, 2022.
- [20] 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.
- [21] 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.
- [22] 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.
- [23] 何振华, 马金晶. 数字普惠金融驱动乡村产业高质量融合的影响: 指标构建与机制检验[J]. 金融发展研究, 2024(3): 76—82.
- [24] 郭沛瑶, 尹志超, 沙叶舟, 等. 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[J]. 经济理论与经济管理, 2025, 45(1): 37—54.
- [25] 张正平, 王琼. 数字普惠金融发展对农业生产有资本替代效应吗? ——基于北京大学数字普惠金融指数和 CFPS 数据的实证研究[J]. 金融评论, 2021, 13(6): 98—116, 120.
- [26] 赵敬丹, 王欢. 数字化协同治理促进乡村产业振兴的实践分析——基于 S 市 L 区案例研究[J]. 学习与探索, 2024(4): 133—140.
- [27] 田昕加, 章刘成. 数字经济赋能乡村产业高质量发展: 内在机理与实现路径[J]. 学习与探索, 2024(3): 104—109.
- [28] 罗振军. 数字普惠金融如何影响乡村高质量发展: 理论分析与实证检验[J]. 统计与决策, 2024, 40(7): 132—137.
- [29] 傅巧灵, 李媛媛, 赵睿. 数字普惠金融推进脱贫地区乡村全面发展的逻辑、问题与建议[J]. 宏观经济研究, 2022(6): 49—56.
- [30] 李杰义, 胡静澜. 数字普惠金融、农业产业链延伸与农民增收[J]. 统计与决策, 2024, 40(3): 81—85.
- [31] 徐旭初, 徐之倡, 吴彬. 数字乡村建设能够促进农村居民增收吗? ——基于 801 个县域的 PSM-DID 检验[J]. 学习与探索, 2023(12): 77—89, 178.
- [32] 薛龙飞, 张哲. 数字普惠金融对贫困脆弱性的影响及其门槛特征[J]. 华南农业大学学报(社会科学版), 2023, 22(5): 87—99.
- [33] 赵丹玉, 崔建军. 数字普惠金融能够缩小城乡多维差距吗? ——基于农业全要素生产率中介效应的视角[J]. 西南民族大学学报(人文社会科学版), 2023, 44(8): 81—93.
- [34] 杜江, 方敏. 乡村振兴背景下农村居民消费影响因素的实证研究——基于我国 2000—2017 年面板数据[J]. 江苏农业科学, 2021, 49(8): 22—30.
- [35] 陈玉, 原伟鹏. 双循环新发展格局下脱贫攻坚与乡村振兴有效衔接与动力机制[J]. 江苏农业科学, 2022, 50(4): 216—226.
- [36] 陈嘉祥. 我国欠发达地区农业产业化的减贫效应——基于 15 个省份面板数据的空间计量分析[J]. 山西财经大学学报, 2020, 42(10): 52—68.
- [37] 彭刚, 杨德林, 姚星, 等. 最低工资标准与共同富裕: 理论逻辑与中国实践[J]. 数量经济技术经济研究, 2024, 41(2): 47—67.
- [38] 金荣学, 徐文芸. 中国地方政府债务支出效率研究——基于 CRITIC 赋权和产出滞后效应分析[J]. 华中师范大学学报(人文社会科学版), 2020, 59(1): 54—61.
- [39] 张杰飞, 尚建华, 乔彬. 数字普惠金融对绿色创新效率的影响研究——来自中国 280 个地级市的经验证据[J]. 经济问题, 2022(11): 17—26.
- [40] 邓仲良, 张可云. 中国经济增长的空间分异为何存在? ——一个空间经济学的解释[J]. 经济研究, 2020, 55(4): 20—36.
- [41] 李建军, 彭俞超, 马思超. 普惠金融与中国经济发展: 多维度内涵与实证分析[J]. 经济研究, 2020, 55(4): 37—52.

(责任编辑: 钟瑶, 邹彬)

## Research on the Spatial Impact and Threshold Effect of Digital Inclusive Finance Development on Rural Industrial Revitalization

CHEN Yin'e, ZHU Linlin, LI Chunyan

(School of Economics and Management, Changsha University of Science & Technology, Changsha, Hunan 410076, China)

**Abstract:** Based on the data from the National Statistical Yearbook and the statistical bulletins of provinces (municipalities and autonomous regions), using the CRITIC-entropy weight method combined weight model, the development level of rural industrial revitalization from 2011 to 2023 was calculated. The impact of digital inclusive finance development on rural industrial revitalization was also considered. The results show that the development level of rural industrial revitalization shows a fluctuating upward trend; digital inclusive finance has a significant impact on rural industrial revitalization in the region and its surrounding areas, with a more prominent effect in the central and western regions; the threshold effect indicates that the impact of digital inclusive finance on rural industrial revitalization is restricted by urbanization, showing a feature of decreasing utility in the eastern region, single threshold dependence in the central region, and lagging response in the western region. In view of this, it is suggested to implement differentiated digital inclusive finance strategies, build a complete diversified digital inclusive finance system, improve the dynamic management mechanism of digital inclusive finance risks, and enhance the ability of digital inclusive finance to serve rural industrial revitalization.

**Key words:** digital inclusive finance; rural industry revitalization; spatial metrology; nonlinear model