区域实践

山东省数字普惠金融驱动乡村振兴的实践效果和优化路径研究

张 影，李 雪

（聊城大学商学院，聊城 252000）

摘要：基于2013—2023年山东省16地市的数字普惠金融发展指数，利用TOPSIS-熵权法测算乡村振兴指数，聚焦于省内区域发展，运用固定效应模型与空间误差模型，从系统和空间视角实证检验了数字普惠金融对乡村振兴的直接影响及其空间溢出效应。研究结果表明：数字普惠金融对山东省乡村振兴具有显著且持续的促进作用；数字普惠金融存在明显的空间溢出效应，不仅能带动本地乡村发展，还能惠及周边地区，形成“以城带乡、以强带弱”的区域协同格局。异质性分析表明，数字普惠金融在基础较好的鲁东、鲁中地区作用最为显著，即便在经济相对落后的鲁西北地区仍具较强普惠价值，而在鲁南地区作用不明显，反映存在的“数字鸿沟”问题。进一步研究发现，经济发展水平、城镇化率等传统增长变量在短期内可能对乡村资源产生“虹吸效应”，在一定程度上削弱数字普惠金融的积极影响。基于此，应以深化农村数字普惠金融体系为基础，推动其区域均衡发展，进而充分释放农村金融活力，为全面实现乡村振兴提供强劲动力。

关键词：数字普惠金融；乡村振兴；空间计量模型

中图分类号：F327；F832.1 **文献标志码：**A **文章编号：**1671－1807(2026)06－0143－09

乡村振兴战略是新时代“三农”工作的总抓手，是走向共同富裕、推进中国式现代化和实现中华民族伟大复兴的关键路径。党的二十大报告明确提出，“加快建设数字中国”与“全面推进乡村振兴”的战略部署，揭示了数字化转型与农业农村现代化的内在逻辑关系。在新时代全面推进乡村振兴的进程中，破解“人、钱、地”三大关键制约因素至关重要，而“钱”的问题尤为突出，农村地区金融资源严重匮乏。数字普惠金融凭借其普惠性、全面性和可获得性等优势，能够构建多元化、可持续的金融支持体系，为解决农村金融资源短缺和金融可得性差等问题提供了有效方案。作为传统农业大省，山东省上年农林牧渔业总产值达1.28万亿元，居全国首位，省市县建设乡村振兴片区1 598个、覆盖村庄1.5万个，其乡村发展进程对全国乡村振兴发展具有典型示范意义。因此，本文立足山东省乡村发展实践，系统探究数字金融对乡村振兴的影响效果、溢出效应以及空间关联性，探索优化路径，为数字普惠金融更好赋能乡村振兴发展提供经验支撑。

关于数字普惠金融与乡村振兴的关系研究，国内外学者大都从二者的影响效应与传导机制来研究。从数字普惠金融与乡村振兴影响效果来看，主要有以下两类观点：张海军和黄峰[1]认为，数字普惠金融水平有助于降低村镇企业的金融排斥与融资约束，为脱贫攻坚和乡村振兴提供新动力；宫攀和贺媛丽[2]表明，数字普惠金融不仅直接推动农业科技创新，还有力促进了农村产业的融合发展，对乡村振兴战略的实施具有显著促进作用；数字普惠金融通过推动互联网、大数据等技术与政府监管的深度融合，助力构建乡村“互联网＋”治理新模式，提升了基层治理效率，加速了乡村治理体系和治理能力的现代化进程[3]。然而，仍有部分学者研究发现，若技术与金融结合不足，其发展红利可能集中于少数高素养群体，从而边缘化普通农户，加剧“数字鸿沟”，最终抑制数字农业的普惠性[4]。葛和平和钱宇[5]发现，数字普惠金融对乡村振兴的影响呈现非线性特征，即在发展初期可能产生抑制作用，只有当其发展达到一定成熟度后，对乡村振兴的积极效

收稿日期：2025-09-27

基金项目：山东省社会科学规划(23DJJJ01)

作者简介：张影(1991—)，女，山东聊城人，博士，讲师，硕士研究生导师，研究方向为数字金融与乡村振兴、公司金融；李雪(2001—)，女，山东聊城人，硕士研究生，研究方向为数字金融、财务会计。

应才会逐步显现。从数字普惠金融对乡村振兴的影响机制来看，杜俞霏[6]指出，数字普惠金融影响乡村振兴的核心机制在于通过促进农业产业发展与转型升级、激励农户创业提升农民收入水平，从而促进乡村振兴；同时，数字普惠金融可通过促进产业多元化发展和三产深度融合[7-8]、提升农民技能和优化人才结构[9]、推动绿色技术创新、加速农业数字化转型、推动机械化普及和农村电商蓬勃发展[10-12]等多种途径来促进乡村振兴发展。

综上所述，学者们普遍认同，数字普惠金融能够通过缓解金融排斥、促进产业升级与赋能基层治理等路径，为乡村振兴提供重要动力。然而，现有研究仍存在两点明显不足：在视角上，大多局限于区域内部的直接效应分析，未能考察数字普惠金融是否存在空间溢出效应，及其对邻近地区乡村振兴的影响；在数据层级上，大多基于省级数据进行实证分析，利用市级数据的相关研究相对较少，制约了精准化政策的制定。鉴于此，本文将研究样本聚焦于山东省16个地级市，利用市级面板数据，从空间溢出的系统视角，实证检验数字普惠金融对本地区及邻近地区乡村振兴的影响，并深入探讨其背后的异质性及成因，旨在为各地区协同推进乡村振兴、精准优化数字普惠金融政策，提供有针对性的实证支持和决策参考。

1 理论分析

1.1 数字普惠金融与乡村振兴的关系

数字普惠金融作为金融发展的最新形态，在延续传统金融核心功能的基础上，借助数字化技术实现了效能的放大与深度融合。基于现有理论研究，本文聚焦乡村振兴进程中的资金问题，从以下三个维度阐释数字普惠金融对乡村振兴的普惠性影响。

首先，数字普惠金融通过提升资金的可得性，有效破解了乡村发展的初始资本约束。传统金融机构因高交易成本与严重的信息不对称，普遍缺乏服务农村长尾客户的动力，导致农户与乡村企业面临严峻的信贷配给。数字普惠金融则依托大数据风控、移动互联等技术，构建了新型信用评价体系，显著降低了服务门槛与成本，使过去被排斥的群体能够便捷地获得启动资金与流动性支持。这为农业现代化投资、非农创业与民生消费提供了关键的“第一桶金”，直接推动了产业兴旺与生活富裕。

其次，数字普惠金融通过优化资金的配置效率，引导资本实现精准匹配与高效流转。一方面，数字平台能高效聚合、识别农村领域的优质项目与融资需求，并通过智能风控模型对资金流向和风险进行监控，促使金融资源从低效部门向高效部门转移，更多地向特色农业、绿色产业及三产融合项目倾斜。另一方面，供应链金融、众筹等模式基于真实的交易流水和物流信息，将资金嵌入农村产业生态，缓解了上下游小微企业的融资压力，从而优化了农村产业结构和资源配置效率，为产业振兴和生态宜居注入持续动力。

最后，数字普惠金融通过强化资金的赋能作用，培育了乡村振兴的内生动力与治理效能。数字普惠金融超越了单纯的经济工具属性，转而成为提升主体能力与改造社会资本的重要载体。农户在使用数字金融产品的过程中，其金融素养与数字化能力得以同步提升，而良好的信用行为则沉淀为可用的“数字信用资产”，为其构建了持续获取金融服务的正向循环机制。此外，数字支付带来的资金流透明化与可追溯性，增强了惠民补贴、村集体资金管理的透明度，有效提升了乡村治理的现代化水平，为乡村振兴奠定坚实的微观基础与良好的治理环境。

1.2 数字普惠金融对乡村振兴的空间效应

数字普惠金融对乡村产业振兴的影响不仅局限于区域内部，还兼具显著的区域间空间外部性。通过打破地理区域的限制，数字普惠金融能够促进金融要素在不同区域间的自由流动，从而推动区域间的协同发展。具体而言，数字普惠金融通过供应链金融平台，将不同地区的乡村产业整合到一个更大的产业链中，实现资金流和物流的高效匹配，从而提升资源利用效率，增强区域间的经济联系。此外，数字普惠金融在一些地区也存在虹吸效应，这主要体现在两个方面：一是各地数字普惠金融的发达程度不同，二是各地政策的支持力度存在差异。沿海地区由于经济基础较好、技术条件成熟，数字普惠金融的发展速度较快，吸引了大量金融资源和人才。内陆地区由于基础设施薄弱、技术应用滞后，数字普惠金融的发展相对缓慢，导致资源更多地流向发达地区，形成资源的虹吸效应。

2 实证研究设计

2.1 模型构建

2.1.1 基准回归模型

为考察数字普惠金融与乡村振兴的关系，基于面板数据构建固定效应模型，分析数字普惠金融对乡村振兴的直接影响。

$$Rural_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Difi_{it} + \alpha_2 Control_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式中:$Rural_{it}$ 为乡村振兴;$Difi_{it}$ 为数字普惠金融;$Control_{it}$ 为控制变量的集合;i、t 分别为地区和年份;α_0 为常数项;α_1、α_2 为变量系数;μ_i 为个体固定效应;ε_{it} 为随机干扰项。

2.1.2　空间溢出模型

为探究数字普惠金融对邻近地区乡村振兴产生的影响,以更好地诠释各地区之间由于经济来往的日益加深带来的空间依赖性。因此,选用充分考量空间效应的计量模型对数字普惠金融与乡村振兴的关系进行实证研究。

$$Rural_{it} = \alpha + \beta_1 Difi_{it} + \beta_2 Dev_{it} + \beta_3 Ur_{it} + \beta_4 Struc_{it} + \beta_5 Com_{it} + \beta_6 Gov_{it} + \beta_7 Inter_{it} + \mu_{it} \quad (2)$$

式中:$\mu_{it} = \lambda \sum_{j=1}^{n} w_{ij} \mu_{jt} + \varepsilon_{it}$;$Dev_{it}$ 为经济发展水平;Ur_{it} 为城镇化率;$Struc_{it}$ 为产业结构;Com_{it} 为工业企业数量;Gov_{it} 为政府干预;$Inter_{it}$ 为互联网普及率;α 为常数项;$\beta_1 \sim \beta_7$ 为待估参数;μ_{it} 为空间误差项;λ 为空间误差系数;w_{ij} 为空间权重矩阵元素;ε_{it} 为随机扰动项;i、t 分别为地区和年份。

2.2　空间权重矩阵的确定

2.2.1　地理空间权重矩阵

地理空间权重矩阵主要分为两种:第一种是地理邻接空间权重矩阵($\boldsymbol{W}^n$),依据车式邻接(rook contiguity)标准生成,具体来说,若两个地区存在相邻边界,则记为1;反之,则记为0。第二种是地理距离空间权重矩阵($\boldsymbol{W}^d$),通过省会城市之间的距离的倒数值来体现不同省份在地理空间上的相互关系。在完成标准化处理之后,这两种空间权重矩阵的元素计算方法如下。

$$w_{ij}^n = \begin{cases} 1, & i \neq j \text{ 且相邻} \\ 0, & \text{其他} \end{cases} \quad (3)$$

式中:w_{ij}^n 为地理邻接原始权重。

则标准化后的空间权重矩阵元素为

$$W_{ij}^n = \frac{w_{ij}^n}{\sum_{j=1}^{n} w_{ij}^n} \quad (4)$$

式中:$i \neq j$;$W_{ii}^n = 0$。

$$w_{ij}^d = \begin{cases} \dfrac{1}{d_{ij}}, & i \neq j \\ 0, & i = j \end{cases} \quad (5)$$

式中:w_{ij}^d 为地理距离原始权重。

则标准化后的空间权重矩阵元素为

$$W_{ij}^d = \frac{w_{ij}^d}{\sum_{j=1}^{n} w_{ij}^d} \quad (6)$$

式中:$i \neq j$;$W_{ii}^d = 0$。

2.2.2　经济距离空间权重矩阵

乡村振兴与数字普惠金融的溢出效应与区域经济发展水平密切相关。若单纯依赖地理空间指标来测度这种溢出效应,研究结论可能出现偏差。为此,采用地区人均GDP构建经济距离空间权重矩阵,其元素计算公式为

$$w_{ij}^e = \begin{cases} \dfrac{1}{|E_i - E_j|}, & i \neq j \\ 0, & i = j \end{cases} \quad (7)$$

式中:w_{ij}^e 为经济距离原始权重;E_i、E_j 为地市 i 和地市观测期的人均GDP的均值;W_{ij}^e 为标准化后的经济距离空间权重矩阵 $\boldsymbol{W}^e$ 的第 i 行第 j 列元素。

则标准化后的空间权重矩阵元素为

$$W_{ij}^e = \frac{w_{ij}^e}{\sum_{j=1}^{n} w_{ij}^e} \quad (8)$$

式中:$i \neq j$;$W_{ii}^e = 0$。

2.2.3　经济距离权重矩阵

两个地区的地理距离和经济距离都能够对数字普惠金融产生影响,因此为了更全面地刻画地区的空间溢出效应,构建经济地理矩阵,同时考虑地理邻近性和经济相似性的双重影响,计算公式为

$$W_{ij}^{de} = W_{ij}^d \times W_{ij}^e \quad (9)$$

2.2.4　经济与距离嵌套权重矩阵

与经济距离权重矩阵构建方法相似,参考邵帅等[13]的做法,构建经济地理嵌套矩阵,计算公式为

$$W_{ij}^{de'} = \tau W_{ij}^d + (1-\tau) W_{ij}^e \quad (10)$$

式中:$\tau = 0.5$,表示地理距离与经济距离的权重分配比例;$W_{ij}^{de'}$ 为标准化后的经济与距离嵌套权重矩阵元素。

2.3　变量选取

2.3.1　被解释变量——乡村振兴指数(Rural)

(1)评价指标体系构建。根据乡村振兴的内涵,从产业兴旺、生态宜居、乡风文明、治理有效和生活富裕五个层面,同时借鉴张挺等[14]、潘明清和范雅静[15]的构建方法,建立包含20个具体指标的山东省乡村振兴评价指标体系,具体如表1所示。

(2)评价方法与测度结果。TOPSIS-熵权法综合考虑各个指标的重要性和差异性,能够有效地评估乡村振兴的发展水平,通过该方法,可以根据各个指标的权重和得分,得出乡村振兴综合评估结果,具体如表2所示。

表 1　乡村振兴发展评价指标体系构建

变量	二级指标	指标说明	指标属性	权重
产业兴旺	劳动生产率	第一产业增加值/乡村人口/(元·人$^{-1}$)	＋	0.084 9
	土地生产率	第一产业增加值/农作物总播种面积/(元·亩$^{-1}$)	＋	0.108 2
	第一产业增加值比例	第一产业增加值/地区生产总值/%	＋	0.072 8
	农林牧渔业总产值	农林牧渔业总产值/万元	＋	0.095 1
生态宜居	乡村绿化覆盖率	绿化覆盖面积/乡村总面积/%	＋	0.027 6
	卫生厕所普及率	使用卫生厕所的农户数/农户总数/%	＋	0.034 9
	卫生技术人员覆盖率	每千人乡村医生和卫生员数量/人	＋	0.040 0
	农药使用强度	每公顷农药使用量/t	－	0.051 1
乡风文明	文化站覆盖率	文化站个数/乡镇个数/%	＋	0.015 2
	节目覆盖率	电视节目综合人口覆盖率/%	＋	0.017 0
	文化教育支出比例	农村居民文化教育支出量/总消费量/%	＋	0.042 5
	电视综合覆盖率	每百户彩色电视机拥有量/台	＋	0.024 0
治理有效	村民委员会覆盖率	村民委员会个数/自然村个数/%	＋	0.017 1
	城乡收入差距程度	农村居民人均可支配收入/城镇居民人均可支配收入/%	＋	0.050 5
	城乡生活差距程度	农村居民人均消费支出/城镇居民人均消费支出/%	＋	0.071 9
	农村最低生活保障支出	农村最低生活保障支出/万元	＋	0.736 0
生活富裕	人均居住面积	农村居民人均住房面积/m^2	＋	0.034 7
	农村居民人均可支配收入	农村居民人均可支配收入/元	＋	0.066 5
	农村居民人均消费支出	农村居民人均消费支出/元	＋	0.058 9
	恩格尔系数	食品支出总额/消费支出总额/%	－	0.013 3

注：1 亩约为 666.67 m^2。

表 2　各市乡村振兴发展水平

城市	2013 年	2014 年	2015 年	2016 年	2017 年	2018 年	2019 年	2020 年	2021 年	2022 年	2023 年
济南	0.248 1	0.276 5	0.288 0	0.295 7	0.2914	0.3137	0.3302	0.3870	0.3973	0.406 4	0.429 6
青岛	0.270 0	0.282 8	0.299 8	0.306 6	0.3397	0.3645	0.3689	0.3943	0.448 4	0.462 5	0.489 9
淄博	0.224 4	0.235 1	0.275 6	0.305 4	0.316 9	0.322 1	0.330 0	0.362 6	0.413 8	0.440 1	0.450 6
枣庄	0.207 2	0.234 6	0.255 2	0.265 2	0.294 5	0.303 5	0.311 1	0.332 1	0.383 1	0.403 0	0.416 5
东营	0.217 2	0.220 2	0.266 1	0.278 1	0.284 4	0.30 99	0.342 3	0.389 9	0.406 1	0.450 4	0.445 1
烟台	0.319 1	0.350 4	0.378 7	0.403 7	0.428 1	0.451 5	0.507 1	0.520 4	0.587 3	0.598 0	0.637 9
潍坊	0.324 8	0.345 0	0.354 4	0.375 7	0.389 5	0.398 7	0.429 7	0.458 7	0.500 9	0.523 7	0.549 0
济宁	0.317 5	0.346 4	0.380 3	0.399 1	0.399 2	0.395 5	0.424 9	0.450 4	0.509 6	0.526 4	0.558 7
泰安	0.265 5	0.281 4	0.323 2	0.315 0	0.325 6	0.360 8	0.390 4	0.411 4	0.455 6	0.493 2	0.505 5
威海	0.318 5	0.356 9	0.347 2	0.371 9	0.428 1	0.447 6	0.503 6	0.526 8	0.581 9	0.593 4	0.617 4
日照	0.227 8	0.226 6	0.280 5	0.269 0	0.291 6	0.314 4	0.348 7	0.384 8	0.410 1	0.434 7	0.458 7
临沂	0.264 8	0.275 5	0.297 4	0.315 6	0.300 0	0.333 7	0.348 1	0.383 6	0.415 7	0.453 4	0.455 9
德州	0.269 7	0.312 9	0.365 1	0.340 0	0.383 5	0.381 2	0.406 4	0.414 1	0.4582	0.480 8	0.489 5
聊城	0.294 4	0.297 2	0.360 8	0.355 8	0.346 8	0.367 9	0.417 4	0.437 9	0.479 1	0.481 4	0.504 4
滨州	0.255 8	0.280 2	0.287 2	0.340 7	0.316 0	0.407 7	0.340 6	0.381 3	0.415 4	0.449 8	0.457 4
菏泽	0.288 3	0.277 6	0.321 8	0.326 0	0.326 2	0.347 0	0.358 4	0.375 0	0.419 9	0.422 5	0.470 6

2.3.2　核心解释变量——数字普惠金融(Difi)

北京大学数字金融研究中心发布的数字普惠金融指数包含覆盖广度、使用深度和数字化程度三方面，是具有代表性、权威性和可靠性的指标[16]。采用该指数的山东省 16 市 2013—2023 年的数据作为本文的核心解释变量。

2.3.3　控制变量

参考以往相关文献，并考虑乡村振兴的发展影响因素，选取以下控制变量：①经济发展水平(Dev)，通过各市人均 GDP 进行衡量，并用取自然对数后的数值表示。②城镇化率(Ur)，采用城镇人口与总人口的比值来衡量城镇化水平。③产业结构(Struc)，用第二产业增加值占地区生产总值的比例表示。④工业企业数量(Com)，使用各市规模以上工业企业个数，并对其做了取对数预处理。⑤政府干预(Gov)，用地方财政一般预算支出与地方财政一般预算收入比值表示。⑥互联网普及率(Inter)，选用接入宽带的户数占比来衡量互联网发展水平。

2.4　数据来源与描述性统计

以山东省 16 个地市 2013—2023 年的数据为样本，数字普惠金融指数来自《北京大学数字普惠金融指数》，同时对原始数据除以 100 进行处理，保证量纲一致，乡村振兴指标体系及控制变量数据来自

《山东统计年鉴》和各地市《统计年鉴》以及中经数据网站等。对于个别年份或地区缺失数据采用线性插值法推算。各变量的描述性统计如表3所示。

表3　描述性统计

变量符号	观测值	均值	方差	最小值	最大值
Rural	176	0.376	0.089	0.207	0.638
Difi	176	2.326	0.606	1.166	3.370
Dev	176	11.338	0.441	10.290	12.379
Ur	176	0.619	0.118	0.364	0.922
Struc	176	0.455	0.079	0.318	0.725
Com	176	6.578	0.639	5.257	8.018
Gov	176	1.467	0.371	0.801	2.690
Inter	176	0.299	0.123	0.075	0.593

3　实证结果与分析

3.1　基准回归结果与分析

为避免核心解释变量与控制变量之间存在多重共线性问题,从而影响系数估计的有效性,计算所有变量的方差膨胀因子(VIF)进行诊断。如表4所示,所有变量的VIF均低于10,而且平均值为3.86。因此,可以认为本模型的变量间不存在严重的多重共线性问题。

表4　多重共线性检验

变量	VIF	1/VIF
Ur	6.79	0.147
Inter	6.14	0.163
Dev	5.95	0.168
Gov	2.38	0.421
Difi	2.12	0.472
Struc	1.95	0.512
Com	1.72	0.583
VIF均值	3.86	

为确保结果的稳健性和方法多样性,在使用固定效应研究的同时,给出随机效应模型回归结果,对山东省数字普惠金融与乡村振兴的关系进行静态回归分析。回归结果显示(表5),无论是否控制相关变量,数字普惠金融对乡村振兴在1%的水平上正向显著,这证实了数字普惠金融对乡村振兴具有积极的促进作用。其中,表5列(3)和列(4)展示了滞后一期乡村振兴水平的回归结果,其系数依然保持正向显著性,这排除了乡村振兴发展对前期数字普惠金融产生反向影响的可能性,进一步增强了研究结论的可信度。此外,所有模型的R^2均稳定在0.9左右,表明模型具有较高的拟合优度,能够较好地解释变量间的关系。就控制变量而言,互联网普及率的回归系数显著为正,表明山东省信息化水平的提升对乡村振兴具有积极的推动作用。然而,其他控制变量的回归结果虽然通过了显著性检验,但其系数为负,说明这些因素对乡村振兴产生了抑制作用。这一结果表明,尽管数字金融在推动乡村振兴方面发挥了积极作用,但山东省在利用数字金融促进乡村振兴的过程中仍面临诸多挑战和困难。

3.2　空间溢出效应回归分析

3.2.1　空间相关性检验

在开展空间计量分析之前,必须对研究对象的空间依赖性进行检验。采用空间自相关分析方法,运用Moran's I指数对空间相关性进行测度。

$$\text{Moran's } I=\frac{\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n}W_{ij}(X_i-\overline{X})(X_j-\overline{X})}{S^2\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n}W_{ij}} \tag{11}$$

表5　基准回归结果

变量	固定效应				随机效应	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Difi	0.121 0***	0.073 5***	0.120 0***	0.043 2***	0.121 0***	0.075 3***
	(0.005 8)	(0.011 6)	(0.006 4)	(0.012 2)	(0.005 9)	(0.010 4)
Dev		−0.038 1**		−0.051 1***		−0.034 1**
		(0.015 4)		(0.015 9)		(0.013 2)
Ur		−0.232 0**		−0.335 0***		−0.247 0***
		(0.094 8)		(0.090 2)		(0.077 06)
Struc		−0.095 9		−0.046 1		−0.088 5
		(0.094 5)		(0.094 3)		(0.080 4)
Com		0.022 7		0.022 8		0.019 3
		(0.015 9)		(0.016 2)		(0.015 2)
Gov		−0.024 3		−0.016 2		−0.025 7*
		(0.014 0)		(0.010 7)		(0.014 0)
Inter		0.358 0***		0.564 0***		0.357 0***
		(0.098 3)		(0.112 0)		(0.101 0)
常数项	0.095 1***	0.602 0***	0.073 1***	0.766***	0.095 5***	0.584 0***
	(0.013 6)	(0.184 0)	(0.015 4)	(0.164 0)	(0.013 6)	(0.167 0)
观测值	176	176	160	160	176	176
R^2	0.900	0.926	0.875	0.920		

注:括号内为标准误差;*、**、***分别表示在10%、5%、1%的水平上显著。

式中：$S^2=\frac{\sum_{i=1}^{n}(X_i-\overline{X})^2}{n}$；$X_i$ 为地区 i 的样本观测值；n 为地区总数；W_{ij} 为空间权重矩阵元素。

（1）全局莫兰指数。基于经济地理权重矩阵，测算了 2013—2023 年各地市乡村振兴水平的全局 Moran's I 指数。表 6 的测算结果显示，考察期间各年份的 Moran's I 指数均呈正值，且均至少在 5%的水平上通过了显著性检验，这一结果表明各省份的乡村振兴发展，存在显著的空间依赖性，呈现明显的区域集聚特征，即乡村振兴水平较高的地区往往与高水平地区相邻，而低水平地区也倾向于与低水平地区相邻，呈现出明显的空间正相关关系。

表 6　全局莫兰指数

年份	局 Moran's I	Z	P
2013	0.436 3	3.044 8	0.002 3
2014	0.505 4	3.427 1	0.000 6
2015	0.528 0	3.569 6	0.000 4
2016	0.427 8	2.999 0	0.002 7
2017	0.461 4	3.192 0	0.001 4
2018	0.427 2	3.014 0	0.002 6
2019	0.442 7	3.101 8	0.001 9
2020	0.425 1	3.021 0	0.002 5
2021	0.347 1	2.558 3	0.010 5
2022	0.348 2	2.574 5	0.010 0
2023	0.355 7	2.613 1	0.009 0

（2）局部莫兰指数。直观展示省内乡村振兴发展的空间集聚特征，基于经济地理空间权重矩阵绘制局部 Moran 散点图。该散点图将空间相关性划分为四个象限，其中第一象限（“高-高”集聚）和第三象限（“低-低”集聚）反映空间正相关关系。如图 1 所示，大多数地市集中分布于第一和第三象限，这一空间分布格局充分证实乡村振兴发展存在显著的空间依赖性。具体而言，第一象限意味着乡村振兴发展良好的地区，主要集中在省会以及东部沿海地区，其周边地区的乡村振兴水平也较高；第三象限意味着乡村振兴发展水平较低的地区，其周边省份的乡村振兴水平同样较低，主要是集中在鲁南和鲁西北地区。这种空间分布特征揭示了乡村振兴发展在地理空间上的集聚效应和扩散特征。

3.2.2　空间计量模型选择

为确定适宜的空间计量模型，采用 LM 检验方法进行模型筛选。表 7 所示的检验结果表明，所有 LM 检验均在显著性水平上通过，这证实了山东省地市下乡村振兴存在显著的空间相关性。通过模型比较发现，空间误差模型（SEM）的拟合优度优于其他模型，因此，选择空间误差模型作为分析工具。

3.2.3　空间效应分析

在空间计量模型中，解释变量的回归系数为正，

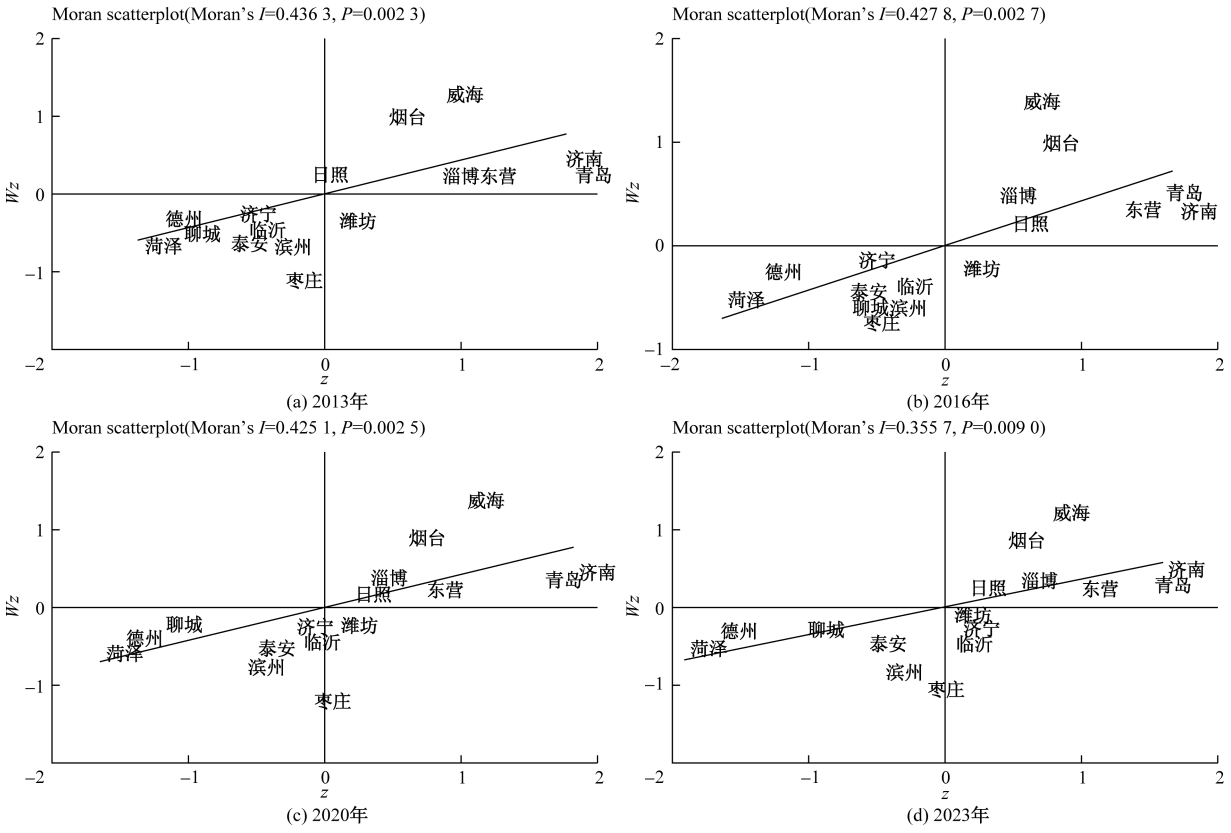


图 1　乡村振兴水平莫兰散点图

表明其与被解释变量呈正相关关系;反之,则为负相关。为确保研究结果的可靠性,同时提供其他空间计量模型的估计结果。表8列(1)~列(3)分别展示空间误差模型(SEM)、空间滞后模型(SAR)以及空间托宾模型(SDM)的估计结果。具体来看,在空间误差模型(SEM)中,数字普惠金融对乡村振兴的影响系数为0.081,并且通过了1%的显著性水平检验。这一结果表明,数字普惠金融的发展与乡村振兴之间存在着显著的正向关系。作为金融发展的一种新兴形态,数字普惠金融通过发挥其独特的融资、信息溢出、风险分担、增收以及人力资本等多方面的效应,对乡村振兴产生了积极的推动作用。同时,在其他模型中,数字普惠金融的空间系数也在1%或5%的显著性水平上为正。这进一步说明了数字普惠金融对乡村振兴的影响不仅局限于本地,还具有明显空间相关性,即它不仅促进了本地区的乡村振兴,还对周边地区的乡村振兴产生了积极的带动作用。

表7　LM检验结果

检验类型	LM统计量	*P*
LM-Error检验	10.271	0.001
稳健的LM-Error检验	10.271	0.000
LM-lag检验	1.415	0.234
稳健的LM-lag检验	32.905	0.000

表8　全样本空间计量回归结果

变量	(1)	(2)	(3)
	SEM模型	SAM模型	SDM模型
Difi	0.081***	0.045***	0.088**
	(6.29)	(3.73)	(2.00)
Dev	−0.040***	−0.036***	0.005
	(−2.59)	(−2.59)	(0.21)
Ur	−0.133	−0.131**	−0.707***
	(−1.62)	(−2.11)	(−6.26)
Struc	−0.078	−0.079	−0.160*
	(−1.33)	(−1.50)	(−1.82)
Com	0.015*	0.016**	0.056***
	(1.87)	(2.00)	(4.38)
Gov	−0.026***	−0.023***	0.010
	(−2.78)	(−2.74)	(0.75)
Inter	0.302***	0.249***	0.279***
	(3.65)	(3.68)	(2.75)
lambda	0.297***	—	—
	(3.03)		
rho	—	0.364***	0.223***
		(4.72)	(2.78)
观测值	176	176	176
R^2	0.596	0.634	0.608

注:括号内为*t*值;*、**、***分别表示在10%、5%、1%的水平上显著。

3.2.4　稳健性检验

为进一步增强研究结论的可靠性,通过三种方法进行稳健性检验:将空间权重矩阵更换为经济距离矩阵及经济与地理嵌套矩阵进行稳健性检验;将核心解释变量替换为其滞后一期变量;剔除样本异常值的影响,即对数字普惠金融和乡村振兴指数进行上下1%分位数的缩尾处理以消除异常值干扰。如表9所示,所有检验结果均显示数字普惠金融在1%的显著水平上对乡村振兴起到促进作用,这一发现有效排除了空间矩阵设定偏误和异常值干扰导致的虚假因果关联,充分证实研究结论的稳健性。

3.2.5　异质性

为考察区域发展差异对数字普惠金融与乡村振兴关系的调节作用,基于地理区位特征将山东省划分为鲁东、鲁中、鲁南和鲁西北四大区域进行异质性分析。检验结果如表10所示,数字普惠金融对乡村振兴的促进作用呈现明显的区域异质性。具体而言,数字普惠金融对鲁东、鲁中和鲁西北地区乡村振兴的影响系数分别为0.093、0.138、0.111,且均在1%的水平上显著;其中,鲁中地区的促进作用最为突出,这可能得益于控制变量中较高的城镇化水平、优化的产业结构以及较强的政府政策支持;鲁南地区的回归系数未通过显著性检验,但鲁南等地的"失灵"并非意味着数字普惠金融无效,而是数字普惠金融在该区域的乡村振兴效应尚未充分显现,恰恰指出了政策干预的精准靶点。

对区域差异成因进行分析发现,主要是鲁东地区凭借沿海区位优势和较好的农村经济基础,乡村现代化程度较高,数字普惠金融的赋能作用得以有效发挥;鲁中地区作为省会经济圈核心地带,乡村基础设施完善、数字化投入较早,因而数字普惠金

表9　稳健性检验

变量	更换权重矩阵		滞后一期	缩尾处理
	经济距离矩阵	经济与地理嵌套矩阵	解释变量滞后一期	Sinsorize
Difi	0.079***	0.080***		0.082***
	(6.33)	(6.33)		(6.60)
L.Difi			0.083***	
			(5.45)	
控制变量	Yes	Yes	Yes	
lambda	0.242**	0.244**	0.371***	0.312***
	(2.53)	(2.56)	(4.12)	(3.13)
观测值	176	176	176	176
R^2	0.597	0.597	0.535	0.590

注:括号内为*t*值;*、**、***分别表示在10%、5%、1%的水平上显著。

表 10　区域异质性检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	鲁东地区	鲁中地区	鲁南地区	鲁西北地区
Difi	0.093***	0.138***	0.032	0.111***
	(4.25)	(5.12)	(1.48)	(4.94)
Dev	−0.132**	0.031	−0.057***	0.005
	(−2.42)	(1.24)	(−2.91)	(0.19)
Ur	−0.597***	0.361***	0.137	−0.353**
	(−6.66)	(3.25)	(1.06)	(−2.33)
Struc	−0.040	0.154**	−0.112	0.023
	(−0.27)	(2.15)	(−1.63)	(0.16)
Com	0.005	−0.013	0.021*	0.075***
	(0.23)	(−1.14)	(1.84)	(3.91)
Gov	−0.024	0.031**	−0.009	0.004
	(−0.95)	(2.22)	(−0.67)	(0.24)
Inter	0.511***	−0.296*	0.410***	0.058
	(4.54)	(−1.68)	(3.16)	(0.48)
lambda	−0.462***	0.716***	0.302*	−0.125
	(−2.64)	(9.84)	(1.73)	(−0.69)
观测值	33	55	44	44
R^2	0.852	0.565	0.713	0.879

注：括号内为 t 值；*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著。

融的助推效果最为显著；鲁西北地区尽管经济发展相对滞后，但数字普惠金融仍表现出较强的正向影响，印证了其普惠性和对欠发达地区的渗透能力。数字普惠金融作为突破时空限制的数字化手段，在欠发达地区仍具有广阔的发展空间。未来应加强中西部及经济薄弱地区的数字基础设施建设，进一步释放数字普惠金融的乡村振兴潜力，推动区域均衡发展。

4　结论与建议

本文在测度乡村振兴发展水平的基础上，基于山东省 16 个地级市 2013—2023 年的面板数据，利用空间计量模型实证研究了山东省数字普惠金融对乡村振兴的影响效果，得出主要结论：①基准回归表明，山东省数字普惠金融显著提升了乡村振兴水平，这一结论在控制变量引入和滞后一期被解释变量后依然稳健，说明其促进作用具有持续性。②空间计量回归显示，数字普惠金融对乡村振兴具有明显的空间溢出效应，数字普惠金融不仅带动本地乡村发展，也能惠及周边乡村地区，构建起“以城带乡、以强带弱”的空间关联。③异质性分析发现，数字普惠金融在基础较好的鲁东、鲁中地区效用最为显著，即便在经济相对落后鲁西北，数字普惠金融依然展现出强大的渗透力和普惠价值，而在鲁南地区作用不明显，反映出“数字鸿沟”的现实存在，从而指出了政策干预的精准靶点。④进一步研究发现，经济发展水平、城镇化率等传统增长指标在模型中呈现一定的抑制作用，表明在现有资源配置下，传统的经济增长和城镇化进程可能在短期内对乡村领域的资源产生“虹吸效应”，从而部分抵消数字普惠金融的积极影响。为此，提出以下建议。

(1)推动区域数字普惠金融均衡发展。数字普惠金融在不同地区的发展水平存在差异，导致其对周边区域的带动作用不均衡，对此提出以下措施：①充分重视数字普惠金融的空间溢出效应，建立区域协同发展机制；②政策设计应从“一村一策”转向“区域一盘棋”，强调跨区协同与资源共享；③加强区域间要素流动，促进信息互通、技术共享、人才交流和产业协作。通过构建区域联动发展格局，最大限度发挥数字普惠金融在促进乡村振兴中的空间协同效应，实现区域乡村发展的整体跃升。

(2)深化农村数字普惠金融体系建设。①完善数字金融基础设施，优先加强鲁南等欠发达乡村的 5G 网络覆盖与数据共享平台建设，进行“靶向”投入，缩小区域数字鸿沟，从而激活落后地区的潜在需求。②构建高质量农村金融数据体系，建立政府与金融机构协同的数据共享机制，整合涉农数据资源，如土地规模、农业产值、农产品加工等，搭建统一的数据交互平台，为精准化、差异化的普惠金融服务提供数据支持。

(3)推动“数字金融＋”与城乡融合政策的有机融合。为避免城镇化、工业化对乡村资源的持续虹吸，将数字普惠金融全面纳入乡村振兴政策体系。①发挥县城的枢纽作用，推动数字金融与县域商业体系、农产品加工物流、公共服务等深度融合，引导资本和人才“下沉”而非“外流”，使城镇化成果真正惠及乡村。②设立“乡村产业定向支持”机制，运用数字技术对流向乡村的金融资源进行标记和追踪，确保其精准投向现代农业、乡村旅游、农村电商等新业态，防止资金在县域内空转或回流城市。

参考文献

[1] 张海军，黄峰. 数字普惠金融促进乡村振兴的空间溢出效应研究 [J]. 统计与决策，2025，41(4)：156-160.

[2] 宫攀，贺媛丽. 数字普惠金融对乡村产业振兴的影响机制及空间效应 [J]. 统计与决策，2025，41(2)：150-155.

[3] 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.

[4] 张凯，李国庆，崔文杰. 数字普惠金融、数字乡村与乡村振兴[J/OL]. 西安财经大学学报，1-17[2025-09-01]. https://doi.org/10.19331/j.cnki.jxufe.20250806.001.

[5] 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.
[6] 杜俞霏. 数字普惠金融助力乡村振兴的作用机制与优化路径——基于文献的研究[J]. 金融理论与实践，2025(5)：67-73.
[7] 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.
[8] 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.
[9] 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.
[10] 惠瑜，刘润芳. 数字普惠金融、绿色技术创新与乡村振兴[J]. 科技和产业，2024，24(6)：67-72.
[11] 王亮，咎琳. 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.
[12] 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.
[13] 邵帅，李欣，曹建华，等. 中国雾霾污染治理的经济政策选择——基于空间溢出效应的视角[J]. 经济研究，2016，51(9)：73-88.
[14] 张挺，李闽榕，徐艳梅. 乡村振兴评价指标体系构建与实证研究[J]. 管理世界，2018，34(8)：99-105.
[15] 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.
[16] 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.

Research on the Practical Effects and Optimization Paths of Digital Finance Driving Rural Revitalization in Shandong Province

ZHANG Ying，LI Xue

(School of Business，Liaocheng University，Liaocheng 252000，China)

Abstract：Based on the Digital Financial Inclusion Development Index of 16 prefecture-level cities in Shandong Province from 2013 to 2023，and the Rural Revitalization Index measured by the TOPSIS-entropy weight method，it is focused on regional development within the province. Employing fixed-effects models and spatial error models，the direct impact and spatial spillover effects of digital inclusive finance on rural revitalization from both systemic and spatial perspectives were empirically examined. The results indicate that digital inclusive finance significantly and sustainably promotes rural revitalization in Shandong Province，a conclusion that remains robust after a series of robustness tests. Furthermore，digital inclusive finance exhibits notable spatial spillover effects，benefiting not only local rural development but also surrounding areas，thereby forming a regional synergy characterized by “cities driving rural areas and stronger regions supporting weaker ones”. Heterogeneity analysis reveals that the effect of digital inclusive finance is most pronounced in the relatively developed Eastern and Central Shandong regions. While it still demonstrates strong inclusive value in the less developed Northwestern Shandong region，its impact is insignificant in Southern Shandong，reflecting the existence of a “digital divide”. Further research shows that traditional growth variables such as economic development level and urbanization rate may create a “siphon effect” on rural resources in the short term，partially attenuating the positive impact of digital inclusive finance. Based on these findings，it is proposed that deepening the rural digital inclusive financial system and promoting its balanced regional development are essential to fully unleashing the vitality of rural finance and providing robust momentum for the comprehensive achievement of rural revitalization.

Keywords：digital inclusive finance；rural revitalization；spatial econometric model