

数字金融对新质生产力发展的影响及其机制

——基于空间溢出效应的视角

谭燕芝, 周海腾, 张堃植

(湘潭大学 商学院, 湖南 湘潭 411105)

摘要: 基于空间溢出效应视角,采用2011—2022年地级市面板数据,通过空间杜宾模型,实证检验数字金融对新质生产力发展所产生的影响。研究发现:数字金融对本地区新质生产力发展具有显著的促进作用,但对于临近地区新质生产力发展具有负向溢出效应,在更换空间权重矩阵、考虑内生性和进行一系列稳健性检验后,上述结论依然成立;数字金融提高了城市创业活跃度和创新质量,间接促进了新质生产力的发展;异质性分析表明,在东部、中心城市与网络发展规模大的地区,数字金融对新质生产力发展的促进作用更加显著。因此,应制定差异化的地方政策,在本地强化数字金融赋能,同时注重跨区域协同,缓解对临近地区新质生产力的负向溢出,推动新质生产力蓬勃发展。

关键词: 数字金融; 新质生产力; 空间溢出; 创新水平

中图分类号: F832

文献标志码: A

文章编号: 1009–2013(2025)06–0101–12

The impact and mechanism of digital finance on new quality productivity from the perspective of spatial spillover effects

TAN Yanzhi, ZHOU Haiteng, ZHANG Kunzhi

(School of Business, Xiangtan University, Xiangtan 411105, China)

Abstract: From the perspective of spatial spillover effect, this study employs panel data of Chinese prefecture-level cities from 2011 to 2022 and uses a Spatial Durbin Model (SDM) to empirically examine the impact of digital finance on the development of new quality productive forces. The results show that digital finance significantly promotes the development of new quality productive forces in local regions, but exerts a negative spatial spillover effect on neighboring regions. These findings remain robust after replacing the spatial weight matrix, addressing endogeneity, and conducting a series of robustness checks. Further analysis indicates that digital finance enhances urban entrepreneurial activity and innovation quality, thereby indirectly facilitating the growth of new quality productive forces. Heterogeneity analysis reveals that the positive effects of digital finance are more pronounced in eastern regions, central cities, and areas with larger network development scales. Therefore, differentiated local policies should be designed to strengthen the empowerment role of digital finance within regions while promoting cross-regional coordination to mitigate its negative spillover effects on adjacent areas and foster the sustained growth of new quality productive forces.

Keywords: digital finance; new quality productivity; spatial spillover; innovation level

一、问题的提出

发展新质生产力不仅是助力实现经济高质量

收稿日期: 2025-04-14

基金项目: 国家社会科学基金重点项目(24AJY015)

作者简介: 谭燕芝(1962—),女,湖南株洲人,教授,博士生导师,主要研究方向为农村金融、乡村振兴。

发展的重要举措,更是不断推进中国式现代化的关键途径。习近平总书记多次在讲话中指出,要整合科技创新资源,引领发展战略性新兴产业和未来产业,加快形成新质生产力。作为马克思主义生产力理论的创新与延伸,新质生产力能够顺应时代浪潮,不断满足社会发展需要。在打破国外高端技术封锁、提升我国全球化产业链地位方面,新质生产

力发挥着重要的推动作用。如何更好地促进新质生产力的发展，成为当下我国高质量发展的关键议题。在信息技术快速发展的时代，数字化是当代经济的新发展方向，数字金融作为其核心要素，代表了金融领域的数字化创新模式^[1]，在新质生产力的发展中体现出重要作用。数字金融借助大数据、云计算等先进技术，推动了普惠金融服务的发展，实现了广泛的金融覆盖，使得更多中小微企业和初创企业能够获得必要的资金支持，激发了市场主体活力与创新能力，为促进新质生产力形成提供了关键支持。因此，探索数字金融对新质生产力发展的作用路径，是提升我国自主创新能力，进而助力高质量发展的重要课题。

目前相关研究主要集中于对如何发展新质生产力的讨论。一方面从外部环境建设的角度进行研究。部分学者研究认为社会信用体系建设^[2]、自贸区建设^[3]、城市数智化发展^[4]、统一大市场建设^[5]等有利于推动新质生产力的形成。另一方面从内部升级视角进行研究。企业供应链数智化转型^[6]、关键核心技术突破^[7]、绿色技术创新^[8]等能促进新质生产力发展，同时数据要素对新质生产力发展也起到了重要支撑作用^[9,10]。此外，关于金融服务影响新质生产力发展的研究也较为普遍。合理的金融结构有利于企业新质生产力的培育，并且在高科技企业中更加明显^[11]。科技金融、绿色金融均有利于新质生产力的发展。部分学者讨论了不同层面科技金融对新质生产力的发展影响。宏观层面，科技金融通过推动地区科技创新与传统产业升级进而促进新质生产力发展^[12]；微观层面，科技金融能够提高政府创新补贴与缓解信息约束，有利于企业培育新质生产力^[13]。此外，还有学者从技术创新与环境关注视角，研究发现绿色金融能够提高技术创新的“质”与“量”，进而促进新质生产力发展^[14]。

关于数字金融对新质生产力发展的影响研究，学界已有部分涉及。郑强等阐述了数字金融赋能新质生产力发展面临的诸多困境，并进一步提出数字金融治理体系、服务模式、风险防范等方面的完善有利于提升数字金融的赋能效果^[15]。郑重远等从融资约束视角实证检验了数字金融能够有效缓解资金“领域错配”与“属性错配”的问题，进而促进企业新质生产力发展^[16]。和向朝等研究发现数字金融对

新质生产力发展存在“边际效应递增”的非线性影响，并且金融集聚增强了这一效果，但这种促进效果存在显著的地区性差异^[17]。朱波等利用地级市数据探究了数字金融对新质生产力发展的影响及作用机制，并进一步发现数字鸿沟的制约使得数字金融对缺乏区位优势、经济落后城市的新质生产力发展促进效果相对较弱^[18]。综上所述，已有文献发现数字金融能够促进新质生产力发展，并初步讨论了其作用路径，同时发现不同地区基础设施等方面存在显著差异，导致数字金融对新质生产力发展的赋能效果也不尽相同。但已有研究仅讨论了本地区数字金融如何促进本地区新质生产力发展，忽略了数字金融本身数字化特征以及金融的资源调配基本功能所带来的明显的空间溢出效应。因此，鉴于地区间发展状况的显著差异，在更深层次的空间关联视角下，数字金融如何影响新质生产力发展这一问题亟待检验。

本文基于空间溢出效应视角，构建新质生产力指标体系，结合2011—2022年我国279个地级市的面板数据，采用空间杜宾模型实证分析数字金融对新质生产力发展的影响。本文的边际贡献主要有如下三个方面：第一，从研究视角来看，引入了空间溢出效应，讨论并梳理了数字金融与新质生产力发展的空间内在逻辑，为相关领域研究提供新的思路。第二，从数字金融的角度，引入城市创业活跃度和创新质量作为机制变量，丰富了其影响新质生产力发展的有效途径，为数字金融助推新质生产力的发展提供了理论支持与实证依据。第三，通过异质性分析，揭示了数字金融在不同区域和网络发展规模下对新质生产力的影响，并探讨出现差异的原因，为制定因地制宜的发展政策提供了参考依据。

二、理论分析与研究假设

(一) 数字金融对新质生产力的影响

从传统生产力到新质生产力是一场颠覆性变革，关键在于实现“质”的跃迁，其主要因素是科技创新主导的重大性、颠覆性技术的突破。充足的创新资源、健康积极的创新环境和高质量的创新人才是关键技术实现重大突破的重要基础支撑。数字金融在缓解企业融资约束、激发市场活力、提升人

才素质等方面发挥了重要作用。一是数字金融能够促进资金供需双方的信息交流，降低信息不对称带来的风险，在提高资金匹配效率的同时，有效增加中小企业资金供给^[19]，缓解企业融资约束，从而促进企业的创新资源投入，推动新质生产力的发展。二是数字金融能够鼓励更多创业者和创新企业进入市场，从而形成更激烈的竞争环境。在竞争压力下，企业为增强市场竞争力更倾向于加大研发投入，提高产品和服务的科技含量，进而有助于催生新质生产力。三是数字金融通过提供低息人才专项贷款、创业基金等资金支持，吸引创新人才向创新关键领域集聚，为新质生产力突破夯实人才基础。因此，本文提出以下假设：

H₁: 数字金融能促进新质生产力发展。

数字金融作为数字经济时代的重要组成部分，其核心特征包括高度数字化、信息流动性强、普惠性增强等。这些特性不仅提升了金融服务的可及性和精准度，也使得金融资源、技术创新和产业资本的流动突破了传统地域限制，从而对不同地区的新质生产力发展产生空间溢出效应。尽管数字金融能够跨越空间限制、优化资源配置，但由于地区间的经济基础、数字基础设施、政策支持等条件存在差异，数字金融可能进一步加剧地区新质生产力发展不均衡，形成负向溢出效应。一是资本虹吸效应导致资源向发达地区集中^[20]。由于金融资本天然具有逐利性，数字金融机构可能更倾向于将资金投向市场更成熟、风险更低的地区，而非欠发达地区。这导致落后地区的资本外流，使得本地企业融资难度加大，进一步拉大区域新质生产力发展差距。二是技术壁垒阻碍创新扩散。已有研究表明，技术壁垒等因素会限制技术转移^[21]。虽然数字金融能在促进创新方面发挥积极作用，但先进技术的推广往往受到区域技术水平、企业自身能力等因素的制约，发达地区的企业可能凭借技术优势垄断市场，而落后地区的企业由于缺乏相应的数字基础设施，难以共享这些创新成果，导致新质生产力发展水平进一步分化。三是人才流失加剧地区新质生产力发展失衡。数字金融在促进资本跨区域流动的同时，也能带动人才的同向流动，人才往往更倾向于流向经济发达地区，获得更优质的职业发展机会。这种人才流动的不平衡，使得落后地区的创新能力进一步受

限，不利于新质生产力的均衡发展。

尽管数字金融可能通过资本虹吸、技术壁垒和人才流失加剧区域不均衡，但其技术扩散与规模经济效应仍构成总体促进新质生产力的关键路径。一方面，数字金融通过降低信息交易成本，显著提升本地资源配置效率，其技术外溢性可突破地理限制，以知识共享、产业链协同等形式推动跨区域创新网络形成，实现区域协同发展。另一方面，负向溢出效应本质是市场机制下要素优化配置的阶段性表现，随着数字基础设施普惠化与区域协调政策完善，发达地区的技术示范效应将逐步覆盖欠发达地区，而数字金融的规模经济特性决定了其总体边际收益始终高于区域摩擦成本。因此，在动态演化视角下，数字金融的技术扩散效应与效率提升效应足以抵消短期负向溢出，推动新质生产力整体发展。因此，本文提出以下假设：

H₂: 数字金融对临近地区新质生产力发展存在负向溢出效应，但整体上数字金融仍能促进新质生产力发展。

（二）数字金融影响新质生产力的作用机制

创新作为推动新质生产力发展的核心动力，其影响要素可以从规模与质量两个方面展开^[22]。一是创新参与规模，即考量创业活跃度，体现创新活动的大众参与积极性。二是创新质量，体现创新成果的技术质量与市场价值。数字金融不仅能够扩大创新规模，还通过提升创新质量，为新质生产力的发展提供坚实基础。一方面，数字金融突破了传统融资体系的瓶颈，降低融资门槛和对抵押物的依赖，使得更多创业者能够获得启动资金并迅速进入市场。另一方面，数字金融凭借其独特的资源禀赋为企业提供基于大数据的风控评估，从而使资本更高效地流向具有高潜力的创新项目，提高创新投资的质量。

（1）创业活跃度与新质生产力发展。依据微观经济学理论，随着新创企业数量上升，市场中企业所面临的市场份额竞争压力增大。在有限的市场空间中，企业为了寻求竞争优势，积极投入资源进行研发活动，以开发新的生产技术、产品服务模式，从而促进新质生产力发展。数字金融通过缓解融资约束、降低交易成本和提升资本配置效率，为创业主体尤其是中小企业提供了更为便利的资金支持与

金融服务，从而有效提高创业活跃度，并进一步通过市场竞争压力与技术突破推动新质生产力发展。

(2) 创新质量与新质生产力发展。培育新质生产力是高质量发展要求下的必然选择^[23]。创新作为发展新质生产力的核心动力^[24]，高质量的创新是保证新质生产力中“质”的重要支撑。一方面高质量的创新能够催生颠覆性技术，推动生产资料向智能化、绿色化、高端化方向发展。例如，人工智能、量子计算等技术的突破，催生了智能机器人、量子芯片等新型生产资料。另一方面高质量的创新通过技术突破、流程优化和模式创新，能够显著优化新劳动对象的利用方式，提高资源利用效率进而催生新质生产力。数字金融凭借大数据、人工智能等技术优势，有助于改善研发企业的融资环境，提升知识产权保护和成果转化效率，从而提高创新质量，并通过高质量创新的累积效应推动新质生产力发展。综上所述，提出以下研究假设：

H_{3a} : 数字金融通过提高创业活跃度进而提升新质生产力发展水平。

H_{3b} : 数字金融通过提高创新质量进而提升新质生产力发展水平。

生产力发展水平。

三、研究设计

(一) 变量选取

1. 被解释变量：新质生产力

新质生产力具有科技化、数字化、绿色化三大特征。这三个方面分别体现了新质生产力的科技创新主导特征、数字化转型支撑作用和可持续发展理念，三个方面协同发展，共同推动新质生产力的不断提升和现代化产业体系的构建。基于以上论述，并参考朱波、卢江等^[18,25]的做法，构建以科技生产力、数字生产力、绿色生产力为一级指标和劳动者、劳动资料、劳动对象为二级指标的新质生产力评价体系，具体指标构建如表1所示。由于熵值法具有客观性强、能够很好地处理不同量纲数据的优点，可以客观真实地衡量各地新质生产力水平。因此，本文采用熵值法来衡量各指标权重，得出各地新质生产力水平综合指数。

表1 新质生产力评价指标体系

| 一级指标 | 二级指标 | 三级指标 | 指标属性 |
|-------|------|----------------------|------|
| 科技生产力 | 劳动者 | 科学的研究、技术服务和地质勘探业就业人数 | + |
| | | 第三产业从业人员比重 | + |
| | | 科学技术支出 | + |
| | 劳动资料 | 机器人安装密度 | + |
| | | 规模以上工业企业数 | + |
| | | 人工智能企业数量 | + |
| | 劳动对象 | 第三产业占地区生产总值的比重 | + |
| | | 规模以上内资企业工业总产值 | + |
| | | 信息传输计算机服务和软件业就业人数 | + |
| 数字生产力 | 劳动者 | 长途光缆线密度 | + |
| | | 人均互联网宽带接入端口 | + |
| | | 数字经济专利申请数量 | + |
| | 劳动资料 | 人均电信业务总量 | + |
| | | 移动电话普及率 | + |
| | | 人均电子商务交易额 | + |
| | 劳动对象 | 电力热力燃气及水生产和供应业从业人员 | + |
| | | 水利环境和公共设施管理业就业人数 | + |
| | | 环保支出/GDP | + |
| 绿色生产力 | 劳动者 | 环境污染治理投资(亿元) | + |
| | | 能源消耗水平/GDP | - |
| | | 二氧化硫排放水平/GDP | - |
| | 劳动资料 | 污水处理厂集中处理率 | + |
| | | 生活无害化垃圾处理率 | + |
| | | | |

2. 核心解释变量：数字金融

数字金融是指利用互联网、大数据、区块链、人工智能等数字化技术提供的一系列金融服务和

产品。一方面，它是对传统金融服务的显著优化，使得传统金融业务更加高效、快速；另一方面，它不仅仅实现了从线下金融到线上金融的简单搬运，

更拓展到更为复杂的金融科技，例如智能合约、加密货币、人工智能风控等。参考既有研究，选择北京大学数字金融研究中心和蚂蚁科技集团研究院的研究团队联合编制的北大数字普惠金融指数^[26]。该指数编制基于数以亿计的微观交易记录，经过了严格的筛选、计算和分析，并综合考虑了数字金融覆盖广度、数字金融使用深度以及普惠金融数字化程度，确保了指数的准确性和全面性，真实地反映了各地区数字金融发展水平。

3. 控制变量

新质生产力发展水平还受到其他因素的影响，参考邹克、朱波等的做法^[12,18]，本文选用如下控制变量。一是金融发展水平。利用年末金融机构人民币各项存贷款余额与地区生产总值的比值表示。二是就业规模水平。采用在岗职工人数占户籍人口比重表示。三是固定资产投资水平。采用社会固定资产投资与地区生产总值比值进行衡量。四是政府税收水平。采用地方一般预算收入占地区生产总值的比例进行表示。五是教育水平。选取地方教育支出占财政支出比重进行衡量。六是对外开放水平。用进出口总额与地区生产总值之比进行衡量。

4. 机制变量

数字金融可能通过提高创业活跃度、创新质量

两个方面来提升新质生产力发展水平。第一，创业活跃度。参考白俊红等^[27]的研究，选择城市每百人中新创企业数量作为衡量创业活跃度的代理变量。相较于以区域内企业总数量为基数，本文以地级市人口作为标准化基数，一定程度上能克服地区规模的影响，尽量避免因区域内企业规模异质性而产生的度量偏误问题，同时有助于发现可能因规模较小而被忽视的高创新潜力的地区，更加合理准确地反映地区创业活跃水平。第二，创新质量。参考崔新蕾等^[28]的做法，以地区每百人发明专利申请数量作为地区创新质量水平衡量指标。

(二) 数据来源

本文选取全国279个地级市为研究对象，样本区间设定为2011—2022年。新质生产力子指标、控制变量及机制变量数据来源于《中国城市统计年鉴》、中经数据、中国研究数据服务平台等。数字普惠金融指数数据来自《北京大学数字普惠金融指数(2011—2022年)》。其中部分地区及年份缺失数据通过查找各地方统计年鉴及线性插值法补齐。考虑到结果的可观测性，对解释变量数字普惠金融指数和工具变量样本城市与杭州的球面距离与数字普惠金融指数均值的交乘项均做除以1 000的处理。变量的描述性统计结果如表2所示。

表2 变量的描述性统计结果

| 变量 | 变量名 | 变量符号 | 样本量 | 均值 | 标准差 | 最小值 | 最大值 |
|-------|--------|---------|-------|---------|----------|----------|----------|
| 被解释变量 | 新质生产力 | NPRO | 3 348 | 0.039 3 | 0.045 4 | 0.011 8 | 0.688 9 |
| | 数字金融 | INDEX | 3 348 | 0.193 9 | 0.0760 2 | 0.017 0 | 0.361 1 |
| 解释变量 | 数字化程度 | DIGITAL | 3 348 | 0.226 5 | 0.083 3 | 0.002 7 | 0.581 2 |
| | 固定资产水平 | FIXAS | 3 348 | 0.820 8 | 0.327 5 | 0.000 03 | 3.000 0 |
| 控制变量 | 金融发展水平 | FIN | 3 348 | 2.576 5 | 1.227 3 | 0.587 9 | 21.301 5 |
| | 政府税收水平 | TAX | 3 348 | 0.076 6 | 0.026 6 | 0.023 4 | 0.227 3 |
| 机制变量 | 就业规模水平 | FAI | 3 348 | 0.117 7 | 0.114 3 | 0.004 5 | 1.345 6 |
| | 教育水平 | EDU | 3 348 | 0.034 5 | 0.017 5 | 0.007 5 | 0.148 6 |
| 机制变量 | 对外开放水平 | OPEN | 3 348 | 0.177 1 | 0.283 6 | 0.000 0 | 2.491 3 |
| | 创业活跃度 | ENTERP | 3 348 | 1.062 8 | 0.806 3 | 0.060 7 | 11.791 8 |
| 机制变量 | 创新质量 | INNOVQ | 3 348 | 0.063 7 | 0.143 7 | 0.000 2 | 1.739 5 |

(三) 空间权重矩阵设定

空间权重矩阵反映了城市间的空间相关性，地理距离相近、经济发展水平相当的地区更容易产生空间溢出效应。为对数字金融与新质生产力发展水平之间的空间关系进行全面系统的考察，本文构造了以下四种空间权重矩阵。首先，考虑地理距离空间权重矩阵，部分文献采用邻接权重矩阵进行地理

空间关系研究，但邻接权重矩阵只能体现临近地区之间的地理影响，不能体现不同距离城市之间的地理相互影响关系。因此，本文构建地理距离空间权重矩阵 W_1 用于衡量地理区位上的接近度，如式(1)所示。其中 d_{ij}^2 为地区*i*与地区*j*之间的距离平方数，具体公式为：

$$W_1 = \begin{cases} 1/d_{ij}^2, & i \neq j \\ 0, & i = j \end{cases} \quad (1)$$

其次,考虑到地级市之间存在超越地理边界的广泛经济联系和相互作用,结合地理和经济维度,参考邵帅等^[29]的做法,构建地理经济距离空间权重矩阵 W_2 和地理经济距离嵌套矩阵 W_3 。其中 W_2 中 \bar{Q}_i 为地区*i*的人均GDP年均值占所有地区人均GDP年均值的比重, W_3 中 θ 为权重占比。参考已有研究,本文权重占比取值为0.5。最后,构建数字普惠金融嵌套矩阵 W_4 ,构建方式与 W_2 类似(未予列示)。 W_1 、 W_2 用于主回归分析, W_3 、 W_4 用于稳健性检验。具体的构建公式为:

$$W_2 = \begin{cases} \bar{Q}_i \times (1/d_{ij}^2), & i \neq j \\ 0, & i = j \end{cases}, \quad (2)$$

$$W_3 = \theta W_1 + (1-\theta)(1/|\bar{Q}_i - \bar{Q}_j|)$$

(四) 空间计量模型设定

1. 基准回归模型设定

采用空间计量模型进行实证研究。常见的空间计量模型有空间误差模型(SEM)、空间滞后模型(SAR)及空间杜宾模型(SDM),具体采用哪种空间计量模型,需要通过计量软件进行一系列检验来决定。因此,本文参考豆建民等^[30]的模型构建思路进行系列检验。LM检验和Wald检验结果表明SDM模型能更好地拟合本文数据。基于此,选用SDM模型进行实证研究,并根据Hausman检验结果,在回归模型中加入个体固定效应和时间固定效应。为了对基准回归结果的稳健性进行对比,从而将SAR、SEM和SDM模型一起纳入基准回归分析,具体构建三种空间计量模型,具体的表达式如式(3)至式(5)所示。为了得到一致性估计,采用Lee和Yu^[31]提出的准极大似然估计方法进行参数估计。

$$NPRO_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 INDEX_{it} + \alpha_2 VARIABLES_{it} + \rho W_{ij} \times NPRO_{it} + \mu_i + \nu_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$NPRO_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 INDEX_{it} + \alpha_2 VARIABLES_{it} + \mu_i + \nu_t + \varepsilon_{it}, \quad \varepsilon_{it} = \lambda \times W_{ij} \times \varepsilon_t + \mu_i \quad (4)$$

$$NPRO_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 INDEX_{it} + \alpha_2 VARIABLES_{it} + \rho W_{ij} \times NPRO_{it} + \theta W_{ij} \times INDEX_{it} + \delta W_{ij} \times VARIABLES_{it} + \mu_i + \nu_t + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

其中 $NPRO_{it}$ 表示*t*时期内城市*i*的新质生产力水

平指数; $Index_{it}$ 表示数字金融水平; $VARIABLES_{it}$ 为上述一系列控制变量; W_{ij} 为空间权重矩阵; ρ 为空间滞后项系数; θ 、 δ 为新质生产力水平指数及控制变量的空间交互项系数。

2. 机制分析模型设定

本文采用地区创业活跃度、创新质量两个机制变量。为了探究在空间关联视角下数字金融通过地区创业活跃度、创新质量影响新质生产力的效应,构造基于空间杜宾模型的机制检验模型,具体公式如式(6)所示,其中 M_{it} 为机制变量。

$$M_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 INDEX_{it} + \alpha_2 VARIABLES_{it} + \rho W_{ij} \times M_{it} + \theta W_{ij} \times INDEX_{it} + \delta W_{ij} \times VARIABLES_{it} + \mu_i + \nu_t + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

四、实证结果及分析

(一) 空间相关性检验

本文采用学界空间计量研究中应用最为广泛的莫兰指数进行全局相关性检验。莫兰指数的值范围从-1到+1,正值表明存在空间正相关,即高值与高值临近,低值与低值临近;负值则表示空间负相关,即高值与低值相邻,接近于0的值意味着不存在明显空间自相关性。

全局相关性检验考察研究对象的整体分布情况,从整体上把握数据的空间自相关性。在地理距离空间权重矩阵(W_1)和地理经济距离空间权重矩阵(W_2)下对新质生产力水平及数字金融发展水平进行全局莫兰检验。表3为部分年份的全局莫兰指数。结果显示,在 W_1 和 W_2 矩阵下,新质生产力发展水平与数字金融发展水平的莫兰指数均大于0,且均在1%的水平上显著,表明在纯地理关联特征与经济、地理综合关联特征下,新质生产力发展水平与数字金融水平存在明显空间正相关性,具有较强的空间依赖性。

表3 部分年份全局莫兰指数

| 年份 | 全局莫兰指数 | | | |
|------|------------|------------|------------|------------|
| | 新质生产力 | | 数字金融 | |
| | W_1 | W_2 | W_1 | W_2 |
| 2011 | 0.070 4*** | 0.079 9*** | 0.302 8*** | 0.289 3*** |
| 2017 | 0.095 1*** | 0.108 9*** | 0.330 9*** | 0.328 1*** |
| 2022 | 0.082 5*** | 0.094 1*** | 0.441 8*** | 0.434 5*** |

注: ***表示在1%的水平上显著。下同。

(二) 基准回归

表4为SDM、SAR、SEM模型分别在地理距离空间权重矩阵和地理经济距离空间权重矩阵下的回归结果。结果表明，三种模型下数字金融发展水平的回归系数均在1%的水平上显著为正，即数字金融发展能提高新质生产力发展水平， H_1 得到验证。同时，SDM、SAR模型的空间自回归系数(ρ)

均在1%的置信区间内显著为正，表明新质生产力发展水平高的地区其临近地区的生产力发展水平也相对较高，说明了地区之间新质生产力水平呈现高-高、低-低的分布特征。此外，两种矩阵下的数字普惠金融指数滞后项的回归系数均在1%的水平上显著为负，初步说明地区数字金融发展对临近地区新质生产力发展存在负向溢出效应。

表4 基准回归结果

| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
|------------------|--------------------------|-------------------------|-------------------------|--------------------------|-------------------------|-------------------------|
| 模型 | SDM | SAR | SEM | SDM | SAR | SEM |
| 权重矩阵 | W_1 | W_1 | W_1 | W_2 | W_2 | W_2 |
| $index$ | 0.827 1*** (0.060 4) | 0.044 4*** (0.005 9) | 0.104 7*** (0.010 6) | 0.842 6*** (0.059 8) | 0.042 2*** (0.006 4) | 0.064 1*** (0.008 4) |
| $W \times index$ | -0.796 7*** (0.061 2) | | | -0.813 8*** (0.060 4) | | |
| ρ | 0.627 2*** (0.036 1) | 0.565 3*** (0.037 4) | | 0.494 6*** (0.030 6) | 0.406 3*** (0.030 9) | |
| $lambda$ | | | 0.655 9*** (0.037 5) | | | 0.454 5*** (0.030 5) |
| $sigma2_e$ | 0.000 2*** (0.000 0) | 0.000 2*** (0.000 0) | 0.000 2*** (0.000 0) | 0.000 2*** (0.000 0) | 0.000 2*** (0.000 0) | 0.000 2*** (0.000 0) |
| N | 3 348 | 3 348 | 3 348 | 3 348 | 3 348 | 3 348 |
| R^2 | 0.225 0 | 0.014 5 | 0.023 5 | 0.222 8 | 0.034 4 | 0.078 4 |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 地区固定 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 年份固定 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |

注：括号上方为变量的估计系数，括号内为标准误。

在空间自回归系数不为零时，解释变量无法直接依据点回归结果开展空间溢出效应分析。因而，数字金融发展水平负向溢出效应结果的稳健性，需借助空间效应分解做进一步探讨。本文进一步计算了SDM模型在 W_1 、 W_2 两种权重矩阵下的空间效应分解，结果如表5所示。分解结果显示，间接效应在两种权重矩阵下的回归系数均在1%的水平上显著为负，进一步表明地区数字金融发展对临近地区的生产力发展存在负向溢出效应。对于负向溢出效应这一结果，极化-涓滴效应能够提供可能的解释。根据该理论，一方面，发达地区在发展过程中会对落后地区产生资本和劳动力的虹吸现象，此即极化效应；另一方面，发达地区先进的生产方式和管理理念等因素会向落后地区渗透，推动其经济和社会进步，此即涓滴效应。并且，从长期发展来看，涓滴效应最终会超过极化效应。当前，我国正处于新质生产力发展的初期阶段^[32]，发达地区新质

生产力发展所展现的带动效应尚未得到充分释放，更为突出的是各地竞相抢抓资源，以提升自身新质生产力发展水平。所以在发展初期，这种极化效应（即负向溢出效应）占据主导地位。从空间视角来看，尽管数字金融对临近地区存在负向溢出效应，但直接效应的影响均强于间接效应，总效应在1%的置信区间内显著为正， H_2 成立，同时与 H_1 保持一致，即数字金融能够促进新质生产力发展水平的提高。

表5 空间效应分解

| 效应分解 | W_1 | W_2 |
|------|--------------------------|--------------------------|
| 直接效应 | 0.816 2*** (0.060 9) | 0.831 7*** (0.060 4) |
| 间接效应 | -0.735 8*** (0.064 1) | -0.775 2*** (0.061 5) |
| 总效应 | 0.080 5*** (0.023 1) | 0.056 4*** (0.018 2) |

(三) 稳健性检验

为保证结果的稳健性，本文采用以下三种方法进行稳健性检验。一是替换空间权重矩阵。将地理

距离空间权重矩阵与地理经济距离空间权重矩阵替换为地理经济距离嵌套矩阵(W_3)与数字普惠金融嵌套矩阵(W_4)进行研究,表6列(1)和列(2)展示了回归结果。结果表明,在替换两种权重矩阵后,数字金融对新质生产力的回归系数仍在1%的水平上显著,空间自回归系数仍显著为正,且直接效应与间接效应回归结果均与基准回归结果保持一致。二

是替换解释变量,采用数字普惠金融指数子维度数字化程度替换原数字金融衡量指标,列(3)和列(4)展示了替换后的回归结果,与前述结果保持一致。三是增加控制变量。加入对外开放水平作为控制变量之一,列(5)和列(6)展示了控制变量增加后的回归结果,与前述结果依然保持一致。综上所述, H_1 和 H_2 基本可靠,具有良好的稳健性。

表6 稳健性检验结果

| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
|-----------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|
| 权重矩阵 | W_3 | W_4 | W_1 | W_2 | W_1 | W_2 |
| <i>index</i> | 0.827 4*** (0.060 3) | 0.833 1*** (0.060 3) | 0.120 7*** (0.015 2) | 0.120 6*** (0.015 1) | 0.746 7*** (0.058 9) | 0.762 6*** (0.058 3) |
| $W \times index$ | -0.797 7*** (0.061 2) | -0.804 7*** (0.061 1) | -0.100 3*** (0.016 8) | -0.102 6*** (0.016 6) | -0.717 4*** (0.059 8) | -0.731 6*** (0.059 0) |
| 直接效应 | 0.816 8*** (0.060 8) | 0.822 0*** (0.060 8) | 0.120 2*** (0.015 3) | 0.119 7*** (0.015 3) | 0.737 1*** (0.059 5) | 0.753 9*** (0.059 0) |
| 间接效应 | -0.736 9*** (0.064 4) | -0.752 0*** (0.063 4) | -0.062 4** (0.024 6) | -0.083 3*** (0.020 3) | -0.674 1*** (0.063 4) | -0.702 0*** (0.061 2) |
| <i>rho</i> | 0.632 7*** (0.036 2) | 0.598 7*** (0.035 1) | 0.650 6*** (0.035 1) | 0.510 3*** (0.030 0) | 0.539 3*** (0.040 2) | 0.407 3*** (0.035 0) |
| <i>sigma2_e</i> | 0.000 2*** (0.000 0) |
| <i>N</i> | 3 348 | 3 348 | 3 348 | 3 348 | 3 348 | 3 348 |
| <i>R</i> ² | 0.225 2 | 0.225 1 | 0.000 3 | 0.007 1 | 0.002 3 | 0.003 3 |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 地区固定 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 年份固定 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |

(四) 内生性处理

关于本文可能存在的内生性问题,主要包括以下两点:一是反向因果关系,数字金融的发展依赖于高速的网络连接、大容量的数据存储、高效的数据处理、安全的数据传输等条件,而数字生产力、科技生产力的发展代表着数字基础设施不断完善和数字化、信息化应用技术水平的提高,是数字金融发展的重要基础,因此新质生产力发展水平的提高可能会反作用于数字金融水平的提升;二是遗漏变量问题,尽管本文在深入研究新质生产力的内涵及意义,并参考大量相关学术研究后,选取了相关的控制变量,但仍有可能存在遗漏变量问题,造成计算结果存在偏误。因此,本文采用工具变量法和GS2SLS模型进行内生性处理。

1. 工具变量法

参考孙学涛等^[33]的研究,本文使用滞后一期的数字普惠金融指数作为第一类工具变量。基于张勋

等^[34]的做法,将样本城市到杭州的球面距离与数字普惠金融指数均值的交乘项的对数值作为第二类工具变量,并进行工具变量法检验,表7展示了相关回归结果。列(1)和列(3)展示的是两类工具变量的第一阶段回归结果,表明所选控制变量与核心解释变量均在1%的置信区间内存在相关关系。*LM*统计量为1 001.84、42.28, *P*值均为0.000,表明工具变量与内生变量强相关,通过了不可识别检验。Cragg-Donald Wald *F*统计量为1 554.17、42.63,表明不存在弱工具变量问题,工具变量有效。列(2)和列(4)为第二阶段的回归结果,数字金融发展水平的回归系数均在1%的水平上显著为正,这表明在缓解内生性问题后,数字金融发展仍能显著促进新质生产力水平的提高。

2. GS2SLS模型

相对于传统的空间计量模型,GS2SLS模型结合了空间模型和两阶段最小二乘法(2SLS),能够

有效处理空间自相关性和内生性问题。仍然选用样本城市与杭州的球面距离与数字普惠金融指数均值的交乘项的对数值作为GS2SLS模型中的工具变量,以克服空间面板模型中反向因果关系导致的内生性偏误。表7列(5)和列(6)展示了GS2SLS模

型在 W_1 、 W_2 两种权重矩阵下的回归结果,结果表明在控制了新质生产力水平的空间溢出效应后,数字金融回归系数仍在1%的水平上显著为正,与基准回归结果保持一致。

表7 内生性检验结果

| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
|----------------------|-------|------------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| | 交互项 | | 滞后项 | | W_1 | W_2 |
| <i>DistanceIndex</i> | | -0.0218*** (0.0006) | | | | |
| <i>L.index</i> | | | 0.5770*** (0.0298) | | | |
| <i>index</i> | | | 3.2703*** (0.0837) | 1.3406*** (0.2782) | 0.0384*** (0.0074) | 0.0496*** (0.0063) |
| <i>rho</i> | | | | | 0.0349*** (0.0038) | 0.0158*** (0.0014) |
| <i>N</i> | 3 348 | 3 348 | 3 069 | 3 069 | 3 348 | 3 348 |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 地区固定 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 年份固定 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| <i>LM</i> | | 42.28 | | 1 001.84 | | |
| <i>Wald F</i> | | 42.63 | | 1 554.17 | | |

(五) 异质性分析

数字金融对新质生产力的作用效果并非在所有地区均一致,其发挥路径与效果受到区域内发展环境和资源禀赋以及基础设施条件等方面的影响。因此,从异质性角度展开探讨,有助于更为全面地揭示数字金融作用机制的差异性与复杂性。结合我国发展实际,一方面,区域间存在显著的经济梯度差异,中心与外围城市、东部与中西部地区在资源集聚能力与制度环境方面差别明显,可能导致数字金融作用效果不同;另一方面,数字金融有效运行高度依赖网络基础设施支撑,网络普及率决定了金融服务的可及性与覆盖范围,不同网络发展规模的城市在数字金融推动新质生产力发展过程中可能表现出不同特征。基于此,本文从区域异质性和网络基础设施异质性两个方面展开回归分析^①。

1. 区域异质性

由于我国区域间经济发展水平、产业结构等方面存在显著的梯度差异,探究数字金融在不同发展环境下对新质生产力影响的效果差异,有利于因地施策,推动区域协调发展。一是直接影响视角。综合主回归系数与直接效应系数结果,各分组中数字

金融均能显著提升新质生产力发展水平。但对回归系数大小,在中心城市、东部地区,相较于外围城市与中西部地区,数字金融对新质生产力发展水平的提升效果更强。二是间接效应视角。在中心城市和东部地区,数字金融均对临近地区新质生产力发展产生显著的负向溢出效应;中西部地区也存在负向溢出效应,但负向作用效果更弱;在外围城市,仅考虑地理因素的矩阵回归结果中,这种溢出效应并不显著。总的来说,区域异质性结果表明,在中心城市、东部地区,不管是对自身新质生产力发展还是对临近地区的溢出效应,这种影响效果都更强。可能的解释是,一方面中心城市、东部地区对数字金融这类新型金融工具包容性、接受度更高,使之能更好地发挥资源配置优化、支持实体经济发展的作用。另一方面,囿于经济发展、基础设施、福利保障、政策环境等因素,外围城市、中西部地区对资源及人才吸引力并不具备优势。由此可以看出,这种影响对本地区新质生产力发展水平提升,以及对临近地区的溢出效应都相对有限。

2. 网络发展规模异质性

城市的网络普及率、网络基础设施是数字金融

能够顺利提供金融服务的基础。参考郭家堂等^[35]的研究,采用地区网民人口比例衡量地区网络发展规模,并按照中位数将样本分为大规模和小规模两组进行研究。在大规模网络发展组与小规模网络发展组中,数字金融均在1%的水平上显著促进新质生产力水平的提高,但两组的回归系数结果相差较大。这表明数字金融发展水平的提高在高网络普及率城市和低网络普及率城市均能促进新质生产力发展水平的提高,但对高网络普及率城市的新质生产力发展水平提升效果更加明显。空间溢出视角下,负向溢出效应在两种分组中均存在,但在大规模组中,这种负向影响效果更强。综上所述,高网络普及率城市一般经济较为发达,产业结构相对完善,城市竞争力强,更容易通过数字金融发挥虹吸效应,对临近地区产生显著影响;而在低网络普及率的城市中,由于其竞争力较为薄弱且网络基础设施不完善,数字金融发展难以突破区域界限,难以对其他地区产生积极影响。因此,完善区域网络基础设施建设,提高网络运行效率,是推动新质生产

力发展的重要基础支撑。

(六) 机制分析

上文从理论层面分析了数字金融如何通过提升地区创业活跃度和创新质量进而提升新质生产力发展水平。参考江艇^[36]的方法对上述机制变量进行检验,主要检验解释变量与机制变量之间的关系。表8展示了其在创业活跃度、创新质量机制变量两种空间权重矩阵下的回归结果。主要观察直接效应与间接效应,数字金融对四种机制变量的直接效应均显著为正,间接效应均显著为负,且直接效应回归系数均大于间接效应回归系数。结果表明,本地区数字金融均能提升本地区创业活跃度、创新质量,临近地区数字金融发展则对本地区新质生产力发展存在负向溢出效应,但对比二者系数以及结合主系数情况,说明整体上数字金融对上述两类机制变量存在促进作用,即数字金融能够通过提高创业活跃度、创新质量进而提升新质生产力发展水平。 H_{3a} 、 H_{3b} 得到验证。

表8 机制分析结果

| | (1) | (2) | (3) | (4) |
|-----------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|
| 权重矩阵 | | | | |
| <i>index</i> | 9.709 2*** (1.403 9) | 10.371 1*** (1.404 4) | 2.126 4*** (0.192 7) | 2.184 2*** (0.194 2) |
| <i>W×index</i> | -8.786 8*** (1.426 2) | -9.165 9*** (1.419 3) | -2.090 1*** (0.195 5) | -2.162 7*** (0.196 4) |
| <i>rho</i> | 0.731 3*** (0.031 8) | 0.612 3*** (0.031 1) | 0.828 3*** (0.023 5) | 0.649 4*** (0.022 1) |
| 直接效应 | 9.654 8*** (1.416 1) | 10.294 3*** (1.416 2) | 2.106 1*** (0.194 7) | 2.154 2*** (0.195 9) |
| 间接效应 | -6.283 1*** (1.641 2) | -7.229 1*** (1.526 3) | -1.907 0*** (0.255 2) | -2.098 4*** (0.214 4) |
| <i>sigma2_e</i> | 0.109 6*** (0.002 8) | 0.113 7*** (0.002 9) | 0.002 1*** (0.000 1) | 0.002 2*** (0.000 1) |
| <i>N</i> | 3 348 | 3 348 | 3 348 | 3 348 |
| <i>R</i> ² | 0.561 9 | 0.582 9 | 0.497 0 | 0.475 8 |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 地区固定 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 年份固定 | 是 | 是 | 是 | 是 |

五、结论与对策建议

本文在厘清新质生产力内涵的基础上,利用熵值法测算了2011—2022年全国279个地级市的新质

生产力发展水平,并进一步实证分析数字金融对新质生产力发展的直接效应、空间溢出效应、影响机制以及空间异质性,可以得出以下结论:第一,数

字金融能显著促进新质生产力水平的提高，并且在更换权重矩阵、内生性处理后，结论依然成立。第二，间接效应结果表明，数字金融对临近地区的新质生产力发展存在负向溢出效应，但整体上仍呈现促进作用，稳健性检验中以上结论均保持一致。第三，在区域异质性分析中，数字金融对新质生产力发展的促进作用在各分组地区中均显著，但对东部地区、中心城市的提升效果相较于中西部地区、非中心城市更为明显。网络发展规模异质性分析结果表明，在互联网普及率高的城市，数字金融对新质生产力发展的直接和间接影响效应均更强。

基于上述结论，提出如下政策建议：

第一，统筹区域数字金融发展，缓解其空间负溢出效应，推动区域协调。可通过建立跨区域协调机制，推动核心城市与周边地区在金融基础设施、数据资源、技术平台等方面共建共享，提升边缘地区数字金融服务能力。同时，在相对落后地区设立数字金融发展试点，通过财政支持、人才培训和基础设施建设增强其“吸附力”，防止优质资源过度集中，加剧区域分化。第二，强化数字金融赋能创新能力，构建创新驱动型发展格局。推动数字金融与科技创新深度融合，支持高校、科研院所与企业开展联合研发，引导金融资源向创新型、高新技术企业倾斜。可以设立专门支持科技成果转化和中小企业创新的金融产品，推动知识产权质押、风险投资与科技保险发展，同时完善创新激励与保护机制。第三，实施差异化政策，提升数字金融服务新质生产力发展的精准性。东部、中心城市等具备良好发展基础的地区，应以提升金融效率和深化技术应用为重点，推动数字金融与先进制造、信息服务等产业融合发展。而中西部及网络基础设施薄弱地区，应聚焦“补短板”，加大对基础设施和数字平台的投入力度，配套财政与信贷支持，逐步增强其承接与利用数字金融发展的能力。

注释：

① 因为篇幅限制，相关回归结果未列示，备索。

参考文献：

- [1] 徐伟呈, 范爱军. 数字金融、产业结构调整与经济高质量发展——基于南北差距视角的研究[J]. 财经科学, 2022(11): 27-42.
- [2] 李晓龙, 魏启帆, 郑强. 社会信用环境、金融效率与新质生产力——来自准自然实验的经验证据[J]. 财经论丛(浙江财经大学学报), 2025(10): 77-88.
- [3] 吴开亚, 胡金, 李启元. 制度型开放对企业新质生产力的影响研究[J/OL]. 科研管理, 1-14[2025-05-20]. <http://kns.cnki.net/kcms/detail/11.1567.G3.20250512.1557.002.html>.
- [4] 任宇新, 贺正楚. 城市数智化发展与企业新质生产力—基于国家人工智能试验区的准自然实验[J]. 上海财经大学学报, 2025, 27(3): 34-48.
- [5] 崔建军, 张佩瑶. 全国统一大市场建设赋能新质生产力发展——基于交易效率的机制研究[J]. 现代经济探讨, 2025(5): 1-15.
- [6] 谢家平, 郑颖珊, 董旗. 供应链数智化建设赋能制造企业新质生产力——基于供应链创新与应用试点城市建设的准自然实验[J]. 上海财经大学学报, 2024, 26(5): 15-29.
- [7] 蔡怡然, 刘庆龄, 曾立. 关键核心技术创新赋能新质生产力发展：内在机理、重要环节、外部支撑[J]. 中国科技论坛, 2025(4): 43-52, 74.
- [8] 万君, 张琦, 鲁煜晨. 绿色技术创新促进农业新质生产力形成的机制研究[J]. 中央民族大学学报(哲学社会科学版), 2025, 52(1): 85-98.
- [9] 冯永琦, 林凰峰. 数据要素赋能新质生产力：理论逻辑与实践路径[J]. 经济学家, 2024(5): 15-24.
- [10] 洪名勇, 张西凤. 数据赋能新质生产力发展的作用机理与实现路径研究[J]. 经济问题, 2024(10): 32-40.
- [11] 胡海峰, 张烨. 金融结构优化赋能企业新质生产力发展：影响效应与作用机制[J]. 上海经济研究, 2025(2): 105-116.
- [12] 邹克, 刘翔, 李细枚. 科技金融发展的新质生产力生成效应与机制研究[J]. 金融经济学研究, 2024, 39(6): 3-18.
- [13] 姚凤阁, 于佳怡. 科技金融如何影响企业新质生产力?[J]. 商业研究, 2025(1): 47-56.
- [14] 毛晓蒙, 王仁曾. 绿色金融与新质生产力：促进还是抑制？——基于技术创新与环境关注度的视角[J]. 上海财经大学学报, 2024, 26(5): 30-45.
- [15] 郑强, 胡明茜. 数字金融赋能新质生产力发展：理论逻辑、现实困境与突破路径[J]. 改革, 2025(5): 78-89.
- [16] 郑重远, 邵艳红. 数字金融、融资约束与企业新质生产力[J]. 统计与决策, 2025(9): 145-150.
- [17] 和向朝, 侯佳璇. 数字金融助推新质生产力发展的机制与效应[J]. 云南师范大学学报(哲学社会科学版), 2024, 56(5): 66-79.
- [18] 朱波, 曾丽丹. 数字金融发展对区域新质生产力的影响及作用机制[J]. 财经科学, 2024(8): 16-31.

- [19] 万佳彧, 周勤, 肖义. 数字金融、融资约束与企业创新[J]. 经济评论, 2020(1): 71-83.
- [20] 张梁, 相广平, 马永凡. 数字金融对区域创新差距的影响机理分析[J]. 改革, 2021(5): 88-101.
- [21] 林春艳, 孔凡超. 技术创新、模仿创新及技术引进与产业结构转型升级——基于动态空间Durbin模型的研究[J]. 宏观经济研究, 2016(5): 106-118.
- [22] 陈露, 刘修岩. 产业空间共聚、知识溢出与创新绩效——兼议区域产业多样化集群建设路径[J]. 经济研究, 2024, 59(4): 78-95.
- [23] 周文, 许凌云. 论新质生产力: 内涵特征与重要着力点[J]. 改革, 2023(10): 1-13.
- [24] 徐政, 郑霖豪, 程梦瑶. 新质生产力赋能高质量发展的内在逻辑与实践构想[J]. 当代经济研究, 2023(11): 51-58.
- [25] 卢江, 郭子昂, 王煜萍. 新质生产力发展水平、区域差异与提升路径[J]. 重庆大学学报(社会科学版), 2024, 30(3): 1-17.
- [26] 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.
- [27] 白俊红, 张艺璇, 卞元超. 创新驱动政策是否提升城市创业活跃度——来自国家创新型城市试点政策的经验证据[J]. 中国工业经济, 2022(6): 61-78.
- [28] 崔新蕾, 刘欢. 国家创新型城市设立与区域创新能力[J]. 科研管理, 2022, 43(1): 32-40.
- [29] 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.
- [30] 豆建民, 王光丽, 马融. 数字经济发展对城市合作创新的影响——基于空间溢出效应的视角[J]. 经济管理, 2023, 45(7): 56-75.
- [31] LEE L, YU J. A spatial dynamic panel data model with both time and individual fixed effects[J]. Econometric theory, 2010, 26(2): 564-597.
- [32] 方敏, 杨虎涛. 政治经济学视域下的新质生产力及其形成发展[J]. 经济研究, 2024, 59(3): 20-28.
- [33] 孙学涛, 于婷, 于法稳. 数字普惠金融对农业机械化的影响——来自中国1869个县域的证据[J]. 中国农村经济, 2022(2): 76-93.
- [34] 张勋, 万广华, 张佳佳, 等. 数字经济、普惠金融与包容性增长[J]. 经济研究, 2019, 54(8): 71-86.
- [35] 郭家堂, 骆品亮. 互联网对中国全要素生产率有促进作用吗?[J]. 管理世界, 2016(10): 34-49.
- [36] 江艇. 因果推断经验研究中的中介效应与调节效应[J]. 中国工业经济, 2022(5): 100-120.

责任编辑: 曾凡盛