

· 金融与投资 ·

数字普惠金融发展能够缓解金融要素扭曲吗？

张 林^{1, 2}, 蒋李雯², 丁晓兰²

(1. 西南大学 普惠金融与农业农村发展研究中心, 重庆 400715; 2. 西南大学 经济管理学院, 重庆 400715)

摘要：数字普惠金融发展在缓解金融市场资源错配和促进金融要素价格均衡等方面具有重要作用。本文基于2011—2021年中国30个省级单位的面板数据，运用空间杜宾模型和空间中介效应模型实证检验了数字普惠金融发展对金融要素扭曲的影响及作用机制。研究结果表明，数字普惠金融发展不仅能够缓解本地区金融要素扭曲，而且能够对周边地区金融要素扭曲产生显著的空间溢出效应。异质性分析结果表明，数字普惠金融发展对金融要素扭曲的缓解作用在中西部地区、数字普惠金融发展水平低地区和数字基础设施建设水平低地区更显著，但政府数字经济发展关注度高地区的数字普惠金融发展可能会加剧本地区金融要素扭曲。中介效应分析结果表明，数字普惠金融发展通过促进城乡经济融合发展和推动科技创新缓解金融要素扭曲。本文的研究为推进数字普惠金融高质量发展提供了理论依据。

关键词：数字普惠金融；金融要素扭曲；城乡经济融合发展；科技创新；空间溢出效应

中图分类号：F832.5 **文献标识码：**A **文章编号：**1000-176X(2025)04-0082-16

一、问题的提出

党的二十届三中全会强调，必须更好发挥市场机制作用，创造更加公平、更有活力的市场环境，实现资源配置效率最优化和效益最大化。金融要素是市场资源的核心，金融要素的合理高效配置是实现资源配置效率最优化和效益最大化的基本前提。当前，中国经济处于转型发展的关键时期，提高金融要素配置效率、把更多金融要素配置到经济社会发展的重点领域和薄弱环节，对于促进实体经济高质量发展至关重要。金融要素的合理高效配置还可以提高资本生产率和回报率，增加社会总财富，进而支持优先发展领域，促进社会公平，增强包容性，对推进金融市场化改革、推动科技创新具有重要作用。但是，受市场体制不健全等各种因素的影响，金融要素的市场价格常常与其机会成本相背离，造成稀缺的金融资源难以得到最优分配^[1-2]，导致金融要素扭曲。首先，中国金融市场长期呈现城乡二元金融结构特征，农村资金大量外流^[3]，农村中小微

收稿日期：2025-01-05

基金项目：国家社会科学基金一般项目“农业强国目标下健全农村金融服务体系的机制与路径研究”（23BJY149）；国家社会科学基金重大项目“数字普惠金融支持乡村振兴的政策与实践研究”（22&ZD123）；辽宁省教育厅青年科技人才“育苗”项目“乡村振兴战略下金融支持农村一二三产业融合发展研究”（LN2019Q02）

作者简介：张 林（1986—），男，重庆人，教授，博士，主要从事数字经济、数字普惠金融与金融服务实体经济等方面的研究。E-mail: zhanglin2762@126.com

蒋李雯（2003—），女，湖北荆门人，助理研究员，主要从事数字普惠金融与金融资源配置效率研究。E-mail: jianglw2003@163.com

丁晓兰（1999—），女，四川巴中人，硕士研究生，主要从事数字金融研究。E-mail: dingxiaolango@163.com

企业和“长尾”农户都面临突出的正规信贷配给问题, 资金约束成为制约农村经济主体从金融市场化改革中获取原动力的关键因素^[4-5], 对地区创新、城乡收入差距和城乡经济协调发展等产生了负面影响^[6]。其次, 从金融要素配置方式来看, 相关政策的制定和实施存在所有制歧视现象^[7], 政府对金融市场的干预, 如利率管制、信贷配额、行业准入等容易导致金融要素价格失真和资源配置失衡^[8-9]。可见, 多种原因共同导致的金融要素扭曲已经成为制约实体企业创新和经济高质量发展的关键桎梏^[10-12], 也是建设金融强国面临的主要短板。因此, 如何加快推动金融资源市场化配置和缓解金融要素扭曲问题是当前及未来较长时期内金融供给侧结构性改革的重点任务。

近年来, 数字普惠金融快速发展并逐渐成为普惠金融发展的主要模式^[13], 已广泛渗透到经济社会发展的各个领域, 为“长尾”农户带来了诸多金融红利。数字普惠金融充分利用数字信息技术和新型金融服务模式, 突破了时间和空间的双重约束, 解决了传统金融服务因为信息不对称而产生的高成本问题, 增强了传统普惠金融的触达能力^[14], 为广大群众尤其是中低收入群体提供了价格低廉、方便快捷、安全高效、可持续的金融服务, 对促进中国金融要素合理高效配置和市场价格均衡具有重要作用^[15]。那么, 数字普惠金融发展能否借助其自身优势缓解金融要素扭曲, 能否对周边地区金融要素扭曲产生空间溢出效应? 如果能, 数字普惠金融发展又是通过何种途径缓解金融要素扭曲的? 不同地区经济金融环境、制度环境和资源禀赋特征各有不同, 数字普惠金融发展对金融要素扭曲的缓解效应是否存在显著的异质性? 对上述问题的系统探究, 有助于为深化金融市场化改革、推动数字普惠金融高质量发展、促进金融要素合理高效配置提供经验证据和决策参考。

与本文相关的研究主要集中在两个方面。其一, 对中国经济发展中金融要素扭曲或金融资源错配形成原因及影响的研究。金融要素扭曲主要体现为金融资源、资本投入的结构失衡或效率损失^[16]。中国金融市场普遍存在金融要素扭曲现象, 根本原因在于, 中国金融体系发展滞后且金融市场高度垄断^[5]。此外, 所有制歧视、人口老龄化等因素也会加剧金融要素扭曲^[17]。金融要素扭曲导致的结构失衡和效率损失是发展中国家人均收入偏低的主要原因^[18-19]。金融要素扭曲的负面效应也是多方面的, 其可以通过降低全要素生产率^[20]、增加环境污染和资源浪费^[21]等途径加剧社会机会不公平和分配不均衡^[22], 也会加剧企业创新的融资约束^[23], 抑制高新技术企业的创新投资增长, 进而对企业技术进步^[24-25]、企业创新效率^[12]产生抑制作用。其二, 对数字普惠金融发展与金融要素扭曲关系的研究。金融要素扭曲是制约经济转型升级的主要原因之一, 利用数字普惠金融缓解金融要素扭曲是促进经济发展的关键手段。数字普惠金融发展有效拓宽了实体企业的融资渠道, 缓解了银企之间由于信息不对称而导致的金融资源配置效率低下问题, 规避了金融市场中的逆向选择和道德风险^[26]。数字普惠金融发展既有助于纠正传统金融中的属性错配、领域错配和阶段错配^[27], 又能减少传统金融中的“金融歧视”^[28], 有助于降低信贷资源错配, 提高金融资源配置效率^[29], 但数字普惠金融发展与地区间资本错配存在显著的倒U型关系^[30]。数字普惠金融发展既能有效遏制企业的“短贷长投”行为, 纠正企业金融资源错配, 提高企业投资效率^[31-32], 又可以通过降低金融资源错配程度和缓解金融摩擦, 提高企业全要素生产率^[33], 促进实体企业创新^[34]。

综合来看, 相关研究更多地关注数字普惠金融发展的包容性效应、金融要素扭曲的形成原因和负面影响, 虽然有少数文献开始关注数字普惠金融发展与金融要素扭曲的关系, 但未得出一致的结论, 而且相关研究尚未准确揭示数字普惠金融发展缓解金融要素扭曲的作用机制, 也没有全面讨论数字普惠金融发展缓解金融要素扭曲的区域异质性。因此, 本文基于中国2011—2021年30个省级单位(不包括西藏、香港、澳门和台湾)的面板数据, 建立空间杜宾模型和空间中介效应模型实证检验数字普惠金融发展对金融要素扭曲的影响、效应及作用机制。

相较于已有研究,本文可能的边际贡献在于两个方面。其一,数字金融作为“五篇大文章”之一,备受学术界关注,但鲜有文献专门研究数字普惠金融发展对金融要素扭曲的缓解作用,本文从理论上梳理了数字普惠金融发展对金融要素扭曲的影响及作用机制,并建立空间杜宾模型和空间中介效应模型进行了实证检验。同时,考虑到中国数字普惠金融发展和金融要素扭曲的差异,将总样本以区域特征、数字普惠金融发展水平、数字基础设施建设水平和政府数字经济发展关注度为划分标准进行异质性检验,这有助于为进一步制定差异化的数字金融普惠政策和促进金融市场化改革提供决策参考。其二,已有研究较少关注数字普惠金融发展缓解金融要素扭曲的作用机制,本文将城乡经济融合发展和科技创新纳入分析框架,研究了二者在数字普惠金融发展缓解金融要素扭曲过程中的中介效应,这拓展了关于数字普惠金融的研究范畴,也有助于打开数字普惠金融发展与金融要素扭曲关系的“黑箱”,为加快缓解金融要素扭曲提供经验证据。

二、理论分析与研究假设

当前,中国金融市场化程度仍然偏低,金融要素价格的制定并非由市场决定,而是由政府主导,特别是利率制定受到政府的严格管制,金融要素价格长期处于被低估的状态^[4],金融要素扭曲现象长期存在。数字普惠金融发展可以通过多种方式对金融要素扭曲产生缓解作用。首先,数字普惠金融发展不仅可以借助现代信息技术实现金融市场信息的精准抓取、有效整合、快速传播和全民共享,降低金融信息不对称程度^[35],提高金融资源分配的精准性,也可以借助互联网平台实现风险监管和风险控制的网络化、智能化,进而助力市场机制在资源配置中发挥决定性作用,逐渐降低政府对市场的干预力度,促进金融要素价格市场化。其次,数字普惠金融发展不仅可以增加金融服务供给,拓宽居民金融获取渠道,也可以提高金融市场竞争程度,促使金融机构加快金融产品与金融服务创新,从而拓宽“长尾”农户的融资渠道,减少金融市场的所有制歧视,促进金融资源公平供给,纠正金融资源错配。此外,数字普惠金融可以有效克服传统金融的空间地理排斥,降低地理距离和经济距离在金融供给中的重要性,减少金融服务的路径依赖^[13],对周边地区产生空间溢出效应。这种空间溢出效应一方面表现为数字普惠金融发展水平高地区对数字普惠金融发展水平低地区的技术共享、知识分享和经验传递,另一方面也表现为数字普惠金融发展水平低地区对数字普惠金融发展水平高地区的模式借鉴和模仿,数字普惠金融发展水平低地区可以通过学习和引进先进的数字金融技术和管理经验,不断提高金融资源配置效率,缓解金融要素扭曲。基于上述分析,本文提出如下假设:

H1: 数字普惠金融发展不仅能够缓解本地区金融要素扭曲,而且能够对周边地区金融要素扭曲产生显著的空间溢出效应。

在二元经济结构下,城乡之间资源禀赋、产业结构、公共服务和基础设施等方面的差距可能诱使更多金融资源从农村向城镇单向流动,导致城乡金融市场发展不协同、金融资源流动不充分^[36],从而出现城乡金融要素扭曲现象。因此,加快城乡体制机制改革,推动城乡经济融合发展,创造无差异的城乡金融市场生态环境,促进城乡金融资源自由流动和科学配置无疑是缓解金融要素扭曲的重要途径之一。党的二十届三中全会再次强调,城乡融合发展是中国式现代化的必然要求。城乡经济融合发展是城乡融合发展的核心,数字普惠金融的技术优势能够缩小金融供给在城乡之间的差距^[37],是促进城乡经济融合发展的纽带。一方面,数字普惠金融发展可以利用场景、数据、信息和创新,弥补传统普惠金融服务的不足,扩大农村金融服务覆盖广度和使用深度,引导部分金融资源向农村回流,缩小城乡金融服务差距,为“长尾”农户提供多样化、个性化、便捷化的金融产品和服务,进而缓解或消除其流动性约束问题^[13],减少城乡之间的金融资源错配,进而缓解金融要素扭曲。另一方面,数字普惠金融发展可以通过优化产业结构、促进技术创新等多种途径促进城乡经济融合发展^[38-39]。首先,数字普惠金融发展可以借助电商平台为

农业产业链提供资金流、信息流和物流的整合服务,促进城乡产业链对接,增强城乡经济互动和协调。其次,数字普惠金融发展可以通过数字技术打通城乡之间的信息壁垒,实现城乡信息流通和共享,为城乡经济主体提供更多的合作机会和更广阔的合作空间,促进城乡经济融合发展,进而缓解金融要素扭曲。基于上述分析,本文提出如下假设:

H2a: 数字普惠金融发展通过促进城乡经济融合发展缓解金融要素扭曲。

随着科技与金融的深度融合,科技创新对金融市场发展和金融资源配置产生了深刻影响。在数字普惠金融缓解金融要素扭曲的过程中,科技创新无疑具有一定的中介效应。一方面,数字普惠金融发展有助于拓宽企业科技创新的融资渠道,降低融资成本,从而释放企业的科技创新活力,提高企业科技创新的积极性^[40]。同时,数字普惠金融发展有助于金融机构跨越时空限制,为偏远或欠发达地区的企业科技创新提供更加丰富的金融服务,从而满足不同企业的多样化金融需求,缩小地区间的金融服务差距和企业创新差距^[41]。另一方面,科技创新可以通过提高金融服务精准性、提升金融服务效率和促进金融资源合理流动等方式缓解金融要素扭曲。具体而言,首先,随着科技创新水平的不断提高和各种科技成果的转化应用,金融机构可以充分利用大数据技术实现对不同服务对象的精准画像,并基于不同对象的个性化特征实施针对性的金融产品创新,从而提高金融服务的精准性。其次,生物识别、区块链、人工智能等技术在金融领域的广泛应用不断催生了线上融资、在线支付、智能投顾、视频签约等便捷的金融服务,有助于提高金融服务效率和防范金融风险。最后,现代信息网络有助于缓解不同市场主体之间、不同类型市场之间、不同地区之间的信息不对称,助力金融资源合理高效流动,从而缓解金融要素扭曲。基于上述分析,本文提出如下假设:

H2b: 数字普惠金融发展通过推动科技创新缓解金融要素扭曲。

三、研究设计

(一) 变量定义

1. 被解释变量

本文的被解释变量为金融要素扭曲 ($Dist$),采用金融要素扭曲程度衡量。已有研究主要采用三种方法测算金融要素扭曲程度。一是采用柯布一道格拉斯 (Cobb-Douglas) 生产函数测算金融要素扭曲程度^[42]。二是采用非国有商业银行的市场份额数据^[10]和熵值法测算金融要素扭曲程度^[12]。三是采用基于标杆分析法的相对差距指数测算金融要素扭曲程度^[4],即计算各地区金融市场化指数与基准金融市场化指数的相对差距。前两种测算方法并未充分展现金融资源配置扭曲的整体态势,也未充分考虑不同地区在金融市场化水平上的差异,而标杆分析法能够更好地刻画地区间金融要素扭曲程度的相对差异,以及不同地区的金融市场化水平随时间变化的动态过程^[11]。因此,本文采用基于标杆分析法的相对差距指数测算金融要素扭曲程度,具体计算公式如下:

$$Dist_{it} = \frac{\max(MARK_{it}) - MARK_{it}}{\max(MARK_{it})} \quad (1)$$

其中, $Dist_{it}$ 表示第 i 个省份在第 t 年的金融要素扭曲程度,取值范围为 $[0, 1]$,某省份的相对差距指数值越大,说明该省份金融要素扭曲程度越高,反之则越低; $MARK_{it}$ 表示第 i 个省份在第 t 年的金融市场化指数,金融市场化指数是通过加权金融行业集中度、金融市场竞争度和信贷资源配置的市场化程度等指标构建而成,能够综合评估金融行业市场化的总体水平,以此为基础计算的相对差距指数能够准确地反映金融要素配置效率和金融要素扭曲程度; $\max(MARK_{it})$ 表示样本中金融市场化指数的最大值。

2. 解释变量

本文的解释变量为数字普惠金融发展 (*DIF*)，采用数字普惠金融指数衡量。由于解释变量相较于其他变量的量纲相差较大，为了使拟合结果更好地反映实际经济意义，本文对数字普惠金融指数除以100。

3. 中介变量

本文的中介变量包括城乡经济融合发展 (*Integration*) 和科技创新 (*Innovation*)。本文参考周江燕和白永秀^[43]的研究，建立包含城乡居民人均可支配收入比、城乡居民人均消费支出比、城乡恩格尔系数比、城乡二元对比系数、非农从业人员与农业从业人员之比、非农产业产值与农业产业产值之比、农林牧渔业贷款总额与金融机构贷款余额之比7个指标的城乡经济融合发展评价指标体系，通过主客观综合赋权法确定各指标的权重，采用线性加权求和法测算城乡经济融合发展指数，并以此来衡量城乡经济融合发展。鉴于中国企业研发活动及相关统计数据的典型特征，相较于专利授权数量，地区专利申请数量更能反映地区之间利用大数据、人工智能等数字化创新技术手段的实际情况，进而体现科技创新的活跃程度。因此，本文采用各省份数字专利申请数量的自然对数衡量科技创新。

4. 控制变量

为了尽可能地减少因遗漏变量产生内生性问题而造成的回归结果偏误，本文选取以下控制变量：地区经济发展水平 (*Pgdp*)，采用各省份人均生产总值的自然对数衡量；对外开放水平 (*Open*)，采用各省份实际外商直接投资额与国内生产总值之比衡量，将实际外商直接投资额以当年汇率价格换算为以人民币为单位的数值；产业结构升级 (*Structure*)，采用各省份第三产业增加值与国内生产总值之比衡量；政府干预强度 (*GI*)，采用各省份一般预算支出和一般预算收入的差与国内生产总值之比衡量；税负水平 (*Tax*)，采用各省份税收收入与国内生产总值之比衡量；交通便利性 (*Transport*)，采用各省份公路里程总数的自然对数衡量；社会消费水平 (*Consume*)，采用社会消费品零售总额与国内生产总值之比衡量。

(二) 模型设定

1. 空间权重矩阵

本文根据地理区位特征设定空间权重矩阵，具体方法如下：

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

其中， W_{ij} 表示省份*i*与省份*j*之间的空间权重矩阵； d_{ij} 表示第*i*个省份和第*j*个省份之间的公路距离，距离越近的省份之间联系越紧密。在后续实证过程中，本文对该权重矩阵进行标准化处理。

2. 自相关检验

本文采用全局 Moran's I 指数检验经济变量的空间相关性，公式如下：

$$Moran's I = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij} (Y_i - \bar{Y})(Y_j - \bar{Y})}{S^2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij}} \quad (3)$$

其中， S^2 表示样本的方差， Y 表示被解释变量。Moran's I 的取值范围为 $[-1, 1]$ ，该值大于0表示存在空间正相关，经济变量在空间上表现出集聚性特征；该值为0表示无空间关联性，经济变量在空间上表现出随机分布特征；该值小于0表示存在空间负相关，经济变量在空间上表现出分散性特征。

3.基准回归模型

目前,学术界普遍采用空间滞后模型(SAR)、空间误差模型(SEM)和空间杜宾模型(SDM)对金融问题进行实证研究。其中,空间杜宾模型可以兼顾解释变量和被解释变量的空间相关性,更具有代表性^[44]。为了更好地探讨数字普惠金融发展对金融要素扭曲的空间溢出效应,本文主要通过空间杜宾模型检验数字普惠金融发展对金融要素扭曲的缓解作用,并与空间滞后模型和空间误差模型的回归结果进行对比分析,空间杜宾模型具体如下:

$$Dist_{it} = \rho \sum_{j=1}^N W_{ij} \times Dist_{it} + \alpha_1 \sum_{j=1}^N W_{ij} \times DIF_{it} + \alpha_2 DIF_{it} + \alpha_3 \sum_{j=1}^N W_{ij} \times X_{it} + \alpha_4 X_{it} + \lambda_i + \nu_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

$$\varepsilon_{it} = \delta \sum_{j=1}^N W_{ij} \times \varepsilon_{it} + \mu_{it} \quad (5)$$

其中, i 和 t 分别表示省份和年份, $Dist_{it}$ 表示金融要素扭曲, DIF_{it} 表示数字普惠金融发展, X_{it} 表示上述一系列控制变量, α_1 、 α_2 、 α_3 、 α_4 表示待估计系数, λ_i 表示省份固定效应, ν_t 表示年份固定效应, ε_{it} 表示随机误差项, ρ 和 δ 分别表示空间自回归系数和空间误差系数。其他变量含义同模型(2)。本文采用极大似然估计方法(MLE)对上述模型进行估计。

4.中介效应模型

为了验证数字普惠金融发展是否能够通过促进城乡经济融合发展、推动科技创新缓解金融要素扭曲,本文参考李长英和王曼^[45]的研究,构建空间中介效应模型,具体如下:

$$Inter_{it} = \rho \sum_{j=1}^N W_{ij} \times Inter_{it} + \beta_1 \sum_{j=1}^N W_{ij} \times DIF_{it} + \beta_2 DIF_{it} + \beta_3 \sum_{j=1}^N W_{ij} \times X_{it} + \beta_4 X_{it} + \lambda_i + \nu_t + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

其中, $Inter_{it}$ 表示中介变量,包括城乡经济融合发展(Integration)和科技创新(Innovation),其他变量含义同模型(4)。

(三) 数据说明

考虑到数据的可得性、可比性和连续性,本文以中国2011—2021年30个省级单位(不包括西藏、香港、澳门、台湾)数据为研究样本。由于金融市场化指数目前只更新到2019年,本文采用金融市场化指数随时间变化的复合平均增长率来补齐2020—2021年的数据。同时,对与价格有关的数据进行平减处理以剔除通货膨胀的影响。本文主要变量的原始数据来源于2011—2021年的《中国统计年鉴》《中国金融年鉴》《中国区域经济统计年鉴》《中国市场化指数》,以及历年各省份的统计年鉴、国民经济和社会发展统计公报,数字普惠金融指数的原始数据来源于《北京大学数字普惠金融指数(2011—2021)》。本文主要变量的描述性统计结果如表1所示。

表1 主要变量的描述性统计结果

类 型	变 量	符 号	样本量	均 值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	金融要素扭曲	<i>Dist</i>	330	0.4166	0.2078	0.0000	0.8770
解释变量	数字普惠金融发展	<i>DIF</i>	330	2.3147	1.0333	0.1833	4.5897
中介变量	城乡经济融合发展	<i>Integration</i>	330	0.3263	0.0809	0.0765	0.5750
	科技创新	<i>Innovation</i>	330	10.7764	1.3955	6.5958	13.7960
控制变量	地区经济发展水平	<i>Pgdp</i>	330	10.9388	0.5113	6.6248	12.1226
	对外开放水平	<i>Open</i>	330	0.6672	3.1125	0.0474	45.1042
	产业结构升级	<i>Structure</i>	330	0.4766	0.0973	0.2967	0.8387
	政府干预强度	<i>GI</i>	330	0.1388	0.1024	0.0143	0.5439
	税负水平	<i>Tax</i>	330	0.0853	0.0283	0.0447	0.1882
	交通便利性	<i>Transport</i>	330	11.6918	0.8505	9.3996	12.8965
	社会消费水平	<i>Consume</i>	330	0.3902	0.0555	0.2198	0.5044

四、实证结果与分析

（一）空间相关性检验

进行空间计量分析的前提是模型的解释变量和被解释变量具有空间相关性，因而本文分别计算2011—2021年数字普惠金融发展的全局Moran's I指数和金融要素扭曲的全局Moran's I指数，以此来判断主要经济变量是否具有空间相关性，结果如表2所示。由表2可知，在本文研究的样本期内，数字普惠金融发展的全局Moran's I指数和金融要素扭曲的全局Moran's I指数全部为正，且在1%或5%水平上显著，说明各省份的数字普惠金融发展和金融要素扭曲并非表现出随机分布状态，而是存在显著的空间正相关性，在空间地理上表现出明显的依赖性和集聚性。因此，本文采用空间计量模型进行实证检验是可行且必要的。

表2 全局Moran's I指数

年 份	(1)	(2)
	数字普惠金融发展	金融要素扭曲
2011年	0.3473*** (4.0076)	0.3058*** (3.5725)
2012年	0.4006*** (4.6194)	0.2908*** (3.4103)
2013年	0.3779*** (4.4039)	0.3005*** (3.5031)
2014年	0.3804*** (4.5315)	0.3102*** (3.6078)
2015年	0.3260*** (3.8558)	0.2958*** (3.4571)
2016年	0.3650*** (4.2827)	0.2913*** (3.4018)
2017年	0.3743*** (4.3856)	0.2721*** (3.2134)
2018年	0.3962*** (4.5798)	0.2765*** (3.2506)
2019年	0.4065*** (4.6843)	0.2512*** (2.9762)
2020年	0.4144*** (4.7640)	0.2179*** (2.6272)
2021年	0.4292*** (4.9099)	0.1719** (2.1455)

注：**和***分别表示在5%和1%水平上显著。小括号内为z统计量。

（二）基准回归分析

数字普惠金融发展对金融要素扭曲产生影响的基准回归结果如表3所示。由表3列（1）和列（2）的回归结果可知，数字普惠金融发展的回归系数为-0.3188和-0.3200，且均在1%水平上显著。由表3列（3）的回归结果可知，数字普惠金融发展的回归系数为-0.2077，且在1%水平上显著，说明数字普惠金融发展能够缓解本地区金融要素扭曲。通过对比分析发现，三个模型的回归结果都验证了数字普惠金融发展能够对本地区金融要素扭曲产生显著的缓解作用。列（3）中，数字普惠金融发展空间滞后项的回归系数为-0.4127，且在1%水平上显著，说明数字普惠金融发展对周边地区金融要素扭曲产生缓解作用，即数字普惠金融发展对金融要素扭曲的影响存在空间溢出效应。可能的原因在于，当一个地区的数字普惠金融发展水平较高时，其技术和经验会通过人员流动、技术交流等方式向周边地区扩散，减少因信息不对称而导致的传统金融服务成本高、服务效率低等问题，进而缓解周边地区金融要素扭曲。因此，H1得到验证。

表3 基准回归结果

变 量	(1)	(2)	(3)
	空间滞后模型	空间误差模型	空间杜宾模型
<i>DIF</i>	-0.3188*** (0.0595)	-0.3200*** (0.0627)	-0.2077*** (0.0758)
<i>Pgdp</i>	0.0032 (0.0221)	0.0019 (0.0223)	-0.0101 (0.0225)
<i>Open</i>	-0.0006 (0.0023)	-0.0006 (0.0023)	-0.0005 (0.0023)
<i>Structure</i>	0.7575*** (0.1598)	0.7902*** (0.1573)	0.4067** (0.1975)
<i>GI</i>	0.9021*** (0.1151)	0.9913*** (0.1217)	1.0711*** (0.1556)
<i>Tax</i>	1.4935*** (0.5540)	1.3907** (0.5514)	1.3845** (0.5573)
<i>Transport</i>	0.0516*** (0.0145)	0.0520*** (0.0142)	0.0283* (0.0170)
<i>Consume</i>	0.1292 (0.1588)	0.1516 (0.1624)	0.1455 (0.1676)
<i>W×DIF</i>			-0.4127*** (0.1439)
<i>W×Lpgdp</i>			0.0561 (0.0483)
<i>W×Open</i>			-0.0038 (0.0077)
<i>W×Structure</i>			-0.6456 (0.4365)
<i>W×GI</i>			-0.8818*** (0.3000)
<i>W×Tax</i>			1.5299 (1.9233)
<i>W×Transport</i>			-0.0363 (0.0620)
<i>W×Consume</i>			-0.0276 (0.4115)
空间自回归系数	0.1474* (0.0787)	0.1872* (0.0973)	0.1676* (0.0949)
省份/年份FE	控制	控制	控制
Log-likelihood	218.3399	218.4211	229.0491
样本量	330	330	330
R ²	0.3788	0.4161	0.2377

注：*、**和***分别表示在10%、5%和1%水平上显著，小括号内为标准误，下同。

本文将数字普惠金融发展对金融要素扭曲产生影响的总效应分解为直接效应和间接效应开展进一步的考察。^①由分解结果可知，数字普惠金融发展直接效应的回归系数为-0.2216，且在1%水平上显著；数字普惠金融发展间接效应的回归系数为-0.5430，且在1%水平上显著；数字普惠金融发展总效应的回归系数为-0.7647，且在1%水平上显著。这进一步验证了数字普惠金融发展对金融要素扭曲的缓解作用具有显著的空间溢出效应，且数字普惠金融发展对周边地区金融要素扭曲的缓解作用大于其对本地区金融要素扭曲的缓解作用。可能的原因在于，周边地区数字普惠金融发展可能会导致本地区金融要素流动至周边地区，对本地区金融要素资源配置产生一定的挤出效应，进而削弱数字普惠金融发展缓解本地区金融要素扭曲的作用。

① 分解结果未在正文中列出，留存备案。

（三）内生性处理

为了减少遗漏变量对基准回归结果的影响，本文选取三个工具变量进行回归分析。本文参考易行健和周利^[46]的研究，将解释变量滞后一期作为工具变量，记为IV1，采用2SLS估计法重新进行估计，结果如表4列（1）和列（2）所示。由表4列（1）回归结果可知，工具变量的回归系数为0.8568，且在1%水平上显著，说明工具变量与数字普惠金融发展具有一定的相关性。由表4列（2）回归结果可知，通过Anderson的LM统计量P值拒绝“工具变量识别不足”的原假设，Cragg-Donald的Wald F统计量均大于Stock-Yogo弱识别检验10%水平上的临界值，说明不存在弱工具变量问题。本文参考赵涛等^[47]与张勋等^[48]的研究，分别采用全国互联网普及率×1984年各省份邮局数量和全国互联网普及率×省会城市到杭州的球面距离作为工具变量，记为IV2和IV3，采用2SLS估计法重新进行估计，结果如表4列（3）至列（6）所示。由表4列（3）和列（5）回归结果可知，工具变量的回归系数分别为0.0022和0.0024，且均在1%水平上显著，说明工具变量与数字普惠金融发展具有一定的相关性。由表4列（4）和列（6）回归结果可知，通过Kleibergen-Paap rk的LM统计量P值拒绝“工具变量识别不足”的原假设；Kleibergen-Paap rk的Wald F统计量均大于Stock-Yogo弱识别检验10%水平上的临界值，说明选取的工具变量是合理的。考虑内生性问题以后，数字普惠金融发展的回归系数分别为-0.0421、-0.0683和-0.1476，且至少在5%水平上显著，说明数字普惠金融发展对金融要素扭曲的缓解作用是稳健的。

表4 内生性处理结果

变 量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	第一阶段	第二阶段	第一阶段	第二阶段	第一阶段	第二阶段
DIF		-0.0421*** (0.0102)		-0.0683** (0.0326)		-0.1476*** (0.0523)
IV1	0.8568*** (0.0194)					
IV2			0.0022*** (0.0002)			
IV3					0.0024*** (0.0008)	
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
省份/年份FE	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Anderson LM 统计量	238.0940 [0.0000]					
Cragg-Donald Wald F统计量	1955.1380 {16.3800}					
Kleibergen-Paap rk LM统计量			11.9770 [0.0005]		8.8320 [0.0030]	
Kleibergen-Paap rk Wald F统计量			77.8490 {16.3800}		55.9690 {16.3800}	
样本量	300	300	330	330	330	330
R ²	0.8132	0.6551	0.0666	0.6532	0.2157	0.4416

注：中括号内为P值，大括号内为Stock-Yogo弱识别检验10%水平上的临界值。

（四）稳健性检验^①

为了提高实证研究结果的稳健性和可信性，本文做了五种稳健性检验。

第一，更换空间权重矩阵。本文根据采用省份之间的距离数据和各省份人均生产总值数据建立经济地理嵌套矩阵，以此更换基准回归中的空间权重矩阵。结果显示，数字普惠金融发展及其空间滞后项的回归系数全部为负且显著，说明本文的基准回归结果是稳健的。

^① 稳健性检验结果未在正文中列出，留存备索。

第二, 替换解释变量的衡量方法。本文替换基准回归中的解释变量的衡量方法, 采用各省份数字普惠金融指数的自然对数衡量数字普惠金融发展, 并重新进行回归。结果显示, 数字普惠金融发展及其空间滞后项的回归系数全部为负且显著, 说明本文的基准回归结果是稳健的。

第三, 缩尾处理。本文对样本数据进行上下1%缩尾处理。结果显示, 数字普惠金融发展及其空间滞后项的回归系数全部为负且显著, 说明本文的基准回归结果是稳健的。

第四, 排除其他试点政策的干扰。考虑到样本观测期内开展的科技与金融结合试点、绿色金融改革创新试验区、创新型城市试点等政策可能会对金融要素扭曲产生影响, 本文在回归中加入这三项政策的虚拟变量, 控制其对基准回归结果的干扰。结果显示, 数字普惠金融发展及其空间滞后项的回归系数全部为负且显著, 说明本文的基准回归结果是稳健的。

第五, 改变样本区间。由于被解释变量中金融市场化指数缺失了2020年和2021年的原始数据, 本文采用复合增长率补齐了2020—2021年的数据。为了检验基准回归结果的可信性, 本文采用2011—2019年的面板数据重新进行回归。结果显示, 数字普惠金融发展及其空间滞后项的回归系数全部为负且显著, 说明本文的基准回归结果是稳健的。

(五) 异质性分析

1. 基于区域特征的异质性分析

本文将总样本划分为东部地区和中西部地区两个子样本进行分组回归, 结果如表5列(1)和列(2)所示。由表5列(1)和列(2)可知, 在东部地区和中西部地区, 数字普惠金融发展空间滞后项的回归系数分别为-1.2153和-0.8856, 且均在1%水平上显著, 说明各地区数字普惠金融发展均能够缓解周边地区金融要素扭曲。从横向比较可以看出, 东部地区数字普惠金融发展的回归系数为-0.0649, 没有通过显著性检验, 中西部地区数字普惠金融发展的回归系数为-0.1065, 且在10%水平上显著, 中西部地区数字普惠金融发展回归系数的绝对值大于东部地区的绝对值, 说明数字普惠金融发展对金融要素扭曲的缓解作用在中西部地区更突出。东部地区数字普惠金融发展空间滞后项回归系数的绝对值大于中西部地区的回归系数绝对值, 说明东部地区数字普惠金融发展对周边地区金融要素扭曲产生的空间溢出效应更大。可能的原因在于, 东部地区金融市场相对完善, 金融要素扭曲程度相对较低, 中西部地区金融资源配置效率相对较低, 数字普惠金融发展可以拓宽中西部地区中小微企业和农户的融资渠道, 满足其多元化金融需求, 缓解金融要素扭曲。但东部地区数字普惠金融发展能够产生更强的辐射作用, 对周边地区产生更大的空间溢出效应。

2. 基于数字普惠金融发展水平的异质性分析

以全国各省级单位数字普惠金融指数的平均值为界, 将总样本划分为数字普惠金融发展水平高地区和数字普惠金融发展水平低地区两个子样本进行分组回归, 结果如表5列(3)和列(4)所示。由表5列(3)和列(4)可知, 数字普惠金融发展及其空间滞后项的回归系数均为负, 且至少在5%水平上显著, 再次证明数字普惠金融发展可以同时缓解本地区及周边地区金融要素扭曲。通过比较分析发现, 在数字普惠金融发展水平高地区, 数字普惠金融发展的回归系数为-0.1782, 且在5%水平上显著, 数字普惠金融发展空间滞后项的回归系数为-0.8942, 且在1%水平上显著; 在数字普惠金融发展水平低地区, 数字普惠金融发展的回归系数为-0.2434, 且在1%水平上显著; 数字普惠金融发展空间滞后项的回归系数为-0.8698, 且在1%水平上显著, 说明在数字普惠金融发展水平低地区, 数字普惠金融发展对金融要素扭曲的缓解作用更大, 但对周边地区金融要素扭曲的缓解作用相对较小。该结果再次证明, 数字普惠金融发展可以利用信息技术跨越地理空间限制, 充分发挥其普惠特征以覆盖更广大的“长尾”农户。

3. 基于数字基础设施建设水平的异质性分析

数字基础设施建设是数字经济和数字普惠金融发展的基石。本文参考王军等^[49]的研究, 构

建数字基础设施综合评价指标体系,采用熵值法测算各省份数字基础设施水平指数,进一步以数字基础设施水平指数的均值为标准将总样本划分为数字基础设施水平高地区和数字基础设施水平低地区两个子样本进行分组回归,结果如表5列(5)和列(6)所示。由表5列(5)和列(6)可知,在数字基础设施水平高地区,数字普惠金融发展的回归系数为0.0208,没有通过显著性检验,数字普惠金融发展空间滞后项的回归系数为-0.3066,且在10%水平上显著;在数字基础设施水平低地区,数字普惠金融发展的回归系数为-0.1404,且在10%水平上显著,数字普惠金融发展空间滞后项的回归系数为-1.0061,且在1%水平上显著,说明数字基础设施低水平地区的数字普惠金融发展有助于缓解本地区金融要素扭曲。可能的原因在于,在数字基础设施水平低地区,数字普惠金融发展有助于扩大金融服务的覆盖范围,使更多原本无法获得金融服务的群体能够享受到便捷的金融服务,进而缓解金融要素扭曲。数字普惠金融发展空间滞后项的回归系数为负且显著,说明任何地区的数字普惠金融发展均有助于缓解周边地区金融要素扭曲。数字普惠金融发展通过“鲶鱼效应”增强金融市场竞争性,推动金融机构改进服务、提高效率,从而减少金融要素的不合理集中,带动周边地区的金融要素流动和优化配置。从横向比较来看,在数字基础设施水平低地区,数字普惠金融发展对周边地区金融要素扭曲的缓解作用比数字基础设施水平高地区更大,可能的原因在于,数字基础设施水平低地区在金融资源的获取和配置上可能处于劣势,而数字普惠金融发展能够冲破地域空间的约束,在一定程度上打破行政划分壁垒,促进地区间的金融交流与合作。

4.基于政府数字经济发展关注度的异质性分析

由于不同地区、不同时期政府政策导向、经济发展水平和技术基础等因素的不同,导致政府数字经济发展关注度存在明显的差异,这种差异会影响数字普惠金融的推广和应用效果,进而影响其对金融要素扭曲的缓解作用。因此,本文通过文本分析法量化政府工作报告中的文本信息衡量政府数字经济发展关注度。具体而言,本文统计了2011—2021年政府工作报告中包含“政府”“数字”的关键词词频,按照地区和年份进行加总,得到“政府”“数字”关注词频的面板数据,并以各省份词频数的均值为标准将总样本划分为政府数字经济发展关注度高地区和政府数字经济发展关注度低地区两个子样本进行分组回归,结果如表5列(7)和列(8)所示。由表5列(7)和列(8)可知,在政府数字经济发展关注度高地区,数字普惠金融发展的回归系数为0.2634,且在1%水平上显著,数字普惠金融发展空间滞后项的回归系数为-1.6768,且在1%水平上显著,说明数字普惠金融发展会加剧本地区金融要素扭曲,但会缓解周边地区金融要素扭曲。可能的原因在于,一是政府的高关注度可能伴随着更为严格的监管和干预措施,虽然这些措施旨在规范市场秩序和防范风险,但强监管也可能抑制市场的创新活力和灵活性,过度干预可能会导致金融资源错配,从而加剧金融要素扭曲。二是数字普惠金融发展往往伴随着金融知识和技术的溢出效应,在政府数字经济发展关注度高地区,这些知识和技术可能通过信息网络、人才流动等方式传播到周边地区。这有助于提升周边地区金融机构和企业的金融素养和技术水平,从而提高金融资源配置效率。在政府数字经济发展关注度低地区,数字普惠金融发展的回归系数为-0.2705,且在5%水平上显著,数字普惠金融发展空间滞后项的回归系数为0.6523,且在1%水平上显著,说明数字普惠金融发展会缓解本地区金融要素扭曲,但会加剧周边地区金融要素扭曲。可能的原因在于,在政府数字经济发展关注度低地区,传统金融服务的覆盖面可能相对有限,导致部分企业和个人难以获得所需的金融支持,而数字普惠金融发展有助于扩大金融服务的覆盖范围,使更多原本无法获得金融服务的群体能够享受到便捷的金融服务,这有助于缓解本地区金融要素扭曲。当然,在政府数字经济发展关注度低地区,数字普惠金融发展也可能产生“虹吸效应”,金融机构可能会通过提供更优惠的金融产品和服务来吸引农户,这种竞争会挤压周边地区金融机构的生存空间,导致其经营困难,从而加剧周边地区金融要素扭曲。

表5 异质性分析结果

变 量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	东部地区	中西部地区	数字普惠金融发展水平高地区	数字普惠金融发展水平低地区	数字基础设施建设水平高地区	数字基础设施建设水平低地区	政府数字经济关注度高地区	政府数字经济关注度低地区
<i>DIF</i>	−0.0649 (0.0753)	−0.1065* (0.0643)	−0.1782** (0.0893)	−0.2434*** (0.0869)	0.0208 (0.1179)	−0.1404* (0.0751)	0.2634*** (0.0981)	−0.2705** (0.1072)
<i>W</i> × <i>DIF</i>	−1.2153*** (0.1256)	−0.8856*** (0.1828)	−0.8942*** (0.1694)	−0.8698*** (0.2319)	−0.3066* (0.1629)	−1.0061*** (0.1917)	−1.6768*** (0.2075)	0.6523*** (0.1973)
空间自回归系数	0.3117*** (0.1041)	−0.4178*** (0.1231)	0.2428** (0.1164)	−0.3247*** (0.1255)	0.4011*** (0.1210)	−0.0154* (0.0083)	−0.2575** (0.1113)	−0.3104*** (0.1122)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
省份/年份FE	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Log-likelihood	180.6923	253.0632	109.5710	218.1414	138.5947	227.7398	177.2593	169.9743
样本量	121	209	121	209	110	220	154	176
R ²	0.0893	0.4822	0.0786	0.4335	0.1858	0.3517	0.3090	0.2935
系数差异P值	0.0000		0.0000		0.0000		0.0353	
空间滞后项系数差异P值	0.0026		0.0003		0.0004		0.0368	

注：系数差异P值根据交互项模型的Chow检验的估计结果计算得到。

五、中介效应分析

数字普惠金融发展通过促进城乡经济融合发展缓解金融要素扭曲的中介效应分析结果如表6列（1）所示。由表6列（1）可知，数字普惠金融发展的回归系数为0.1580，且在1%水平上显著，说明数字普惠金融发展显著促进了城乡经济融合发展。这与已有相关文献^[41-42]的结论基本一致，也与现实情况相吻合。数字普惠金融发展可以带动劳动、资本、数据等生产要素在城乡之间自由流动和合理配置，促进城乡经济融合互动。姚耀军^[50]认为，金融发展效率与城乡收入差距负相关，而城乡经济融合发展与金融资源合理配置密切相关，城乡经济融合发展能够缓解金融要素扭曲。因此，H2a得到验证。

数字普惠金融发展通过推动科技创新缓解金融要素扭曲的中介效应分析结果如表6列（2）所示。由表6列（2）可知，数字普惠金融发展的回归系数为2.2202，且在1%水平上显著，说明数字普惠金融发展显著推动了科技创新。一方面，随着科技与金融的深度融合，金融机构可以利用先进技术和设备加强金融风险管理，减少金融不确定性，从而提高金融机构对科技创新的支持力度和服务精准度。另一方面，科技创新有利于通过提供更加透明和高效的交易平台促进金融市场化改革，减少政府对金融资源分配的直接干预，让市场在金融资源配置中发挥决定性作用，从而缓解金融要素扭曲^[51]。因此，H2b得到验证。

表6 中介效应分析结果

变 量	(1)	(2)	变 量	(1)	(2)
	<i>Integration</i>	<i>Innovation</i>		<i>Integration</i>	<i>Innovation</i>
<i>DIF</i>	0.1580*** (0.0293)	2.2202*** (0.3191)	省份/年份FE	控制	控制
<i>W</i> × <i>DIF</i>	0.1455 (0.0981)	0.7295 (0.6166)	Log-likelihood	545.3907	−254.5241
空间自回归系数	0.0498** (0.0244)	0.3792*** (0.0886)	样本量	330	330
控制变量	控制	控制	R ²	0.5217	0.2626

六、研究结论与政策建议

(一) 研究结论

本文从理论上分析了数字普惠金融发展缓解金融要素扭曲的作用机制,基于中国2011—2021年30个省级单位的面板数据,运用空间杜宾模型和空间中介效应模型实证检验了数字普惠金融发展对金融要素扭曲的影响及作用机制。研究表明,数字普惠金融发展不仅能够缓解本地区金融要素扭曲,而且能够对周边地区金融要素扭曲产生显著的空间溢出效应,该结论在经过一系列内生性处理和稳健性检验后依然成立。异质性分析结果表明,中西部地区数字普惠金融发展对本地区金融要素扭曲的缓解作用更大,但东部地区数字普惠金融发展缓解周边地区金融要素扭曲的空间溢出效应更大;在数字普惠金融发展水平低地区,数字普惠金融发展对本地区金融要素扭曲的缓解作用更大,但对周边地区金融要素扭曲的空间溢出效应相对较小;在数字基础设施建设水平高地区,数字普惠金融发展仅能缓解周边地区金融要素扭曲,但在数字基础设施建设水平低地区,数字普惠金融发展可以缓解本地区 and 周边地区金融要素扭曲;在政府数字经济发展关注度高地区,数字普惠金融发展能够缓解周边地区金融要素扭曲,但会加剧本地区金融要素扭曲,在政府数字经济发展关注度低地区,数字普惠金融发展能够缓解本地区金融要素扭曲,但会加剧周边地区金融要素扭曲。中介效应分析结果表明,数字普惠金融发展通过促进城乡经济融合发展和推动科技创新缓解金融要素扭曲。

(二) 政策建议

基于以上研究结论,本文认为,要充分发挥数字普惠金融发展对金融要素扭曲的缓解作用,各地区要协同发力,共同推进数字普惠金融发展,大力支持城乡经济融合发展和推动实体企业科技创新。同时,为金融资源合理高效配置创造良好的外部条件,解决金融要素配置所有制歧视、金融要素价格扭曲的难题。

第一,协同推进数字普惠金融发展,多措并举提高数字普惠金融使用深度。以地区经济圈为基础,合作制定区域性的数字普惠金融发展战略。地方政府联合相关部门,多力合作共同推进区域内的数字普惠金融发展,促进数字普惠金融包容性增长,实现数字普惠金融“1+1>2”的协同效应。推动各地区之间金融信息和金融资源的互通共享,打破地区壁垒,避免金融资源配置的不均衡,通过地方财政资金引导,通信部门、科技部门等多方联合,实施从点到面的联动机制,推动形成布局合理、治理有效、先进可靠、互联互通的金融基础设施体系,提高金融服务水平和效率。开展多样化的金融教育和数字技能培训活动,提高个体对数字普惠金融的认知度和接受度,提高居民数字金融行为的使用深度。

第二,促进城乡经济融合发展,大力推动科技创新,助力数字普惠金融缓解金融要素扭曲。加强城乡基础设施的互联互通,加大对农村网络建设的投入力度,推进宽带网络和移动通信网络在农村地区的普及。支持农村电商、网络扶贫等项目,利用数字技术助力农民增收,缩小城乡经济差距。同时,鼓励和支持农村地区的特色产业发展,提高农村经济的竞争力和可持续性,加强城乡之间的产业协作和资源共享,促进城乡经济要素的双向流动。一方面,充分发挥科技创新对金融资源公平配置的作用,通过建设科技园区、孵化器等创新基地,集聚各类创新要素,形成科技创新的集聚效应,提高金融资源利用效率。另一方面,借助金融科技的数据解析能力和高效率特性,协助金融机构制定更合理的普惠金融贷款策略,提高金融资源配置效率,从而缓解金融要素扭曲。

第三,因地制宜设计地域化、差别化的数字普惠金融政策。对于中西部地区,充分发挥数字普惠金融对本地区和周边地区金融要素扭曲的缓解作用,加强数字金融基础设施建设,包括支付清算系统、征信体系、金融监管系统等。对于经济发达、金融市场活跃、数字化水平高的地区,

重点推进数字金融创新, 鼓励金融机构与科技企业加强合作, 共同研发数字金融新产品、新服务和新模式, 带动周边地区的金融资源合理配置。在金融市场化水平较低的地区, 通过社区培训和在线课程等形式为不同年龄和背景的群体提供技能培训, 提高全民数字素养, 弥合地区之间的数字鸿沟。同时, 关注数字普惠金融对周边地区金融要素扭曲的“虹吸效应”, 提高市场信息的透明度, 减少传统金融市场与数字金融市场之间的不公平竞争。增强金融市场化水平低地区的风险预警和控制能力, 构建具有动态视角、跨界融合的金融科技监管长效机制, 防止金融风险在地区之间传染。

参考文献:

- [1] 周煜皓, 张盛勇. 金融错配、资产专用性与资本结构[J]. 会计研究, 2014(8): 75-80+97.
- [2] 靳来群. 所有制歧视所致金融资源错配程度分析[J]. 经济学动态, 2015(6): 36-44.
- [3] 王小华, 温涛. 金融资本集聚与城乡收入差距: 新中国成立 70 周年的逻辑验证[J]. 农业技术经济, 2021(8): 4-19.
- [4] 李晓龙, 冉光和, 郑威. 金融要素扭曲如何影响企业创新投资——基于融资约束的视角[J]. 国际金融研究, 2017(12): 25-35.
- [5] 王满, 徐晨阳. 金融错配下融资约束能抑制企业过度投资吗?[J]. 经济问题探索, 2016(9): 135-145.
- [6] 周月书, 王君妍. 数字金融如何改善中国城乡二元金融结构? ——基于家庭正规信贷配给视角[J]. 经济评论, 2024(1): 72-89.
- [7] 张庆君, 李雨霏, 毛雪. 所有制结构、金融错配与全要素生产率[J]. 财贸研究, 2016, 27(4): 9-15+23.
- [8] 龙海明, 唐怡, 凤伟俊. 我国信贷资金区域配置失衡研究[J]. 金融研究, 2011(9): 54-64.
- [9] 于泽, 陆怡舟, 王闻达. 货币政策执行模式、金融错配与我国企业投资约束[J]. 管理世界, 2015(9): 52-64.
- [10] 汪伟, 潘孝挺. 金融要素扭曲与企业创新活动[J]. 统计研究, 2015, 32(5): 26-31.
- [11] 李晓龙, 冉光和, 郑威. 金融要素扭曲的创新效应及其地区差异[J]. 科学学研究, 2018, 36(3): 558-568.
- [12] 安勇, 王拉娣. 金融要素扭曲、地方政府行为与创新效率缺失[J]. 数理统计与管理, 2022, 41(1): 135-147.
- [13] 张林, 温涛. 数字普惠金融如何影响农村产业融合发展[J]. 中国农村经济, 2022(7): 59-80.
- [14] 郭峰, 孔涛, 王靖一. 互联网金融空间集聚效应分析——来自互联网金融发展指数的证据[J]. 国际金融研究, 2017(8): 75-85.
- [15] 李健, 江金鸥, 陈传明. 包容性视角下数字普惠金融与企业创新的关系: 基于中国 A 股上市企业的证据[J]. 管理科学, 2020, 33(6): 16-29.
- [16] WU G L. Capital misallocation in China: financial frictions or policy distortions? [J]. Journal of development economics, 2018, 130(2): 203-223.
- [17] 陈熠辉, 蔡庆丰, 王斯琪. 人口老龄化、企业债务融资与金融资源错配——基于地级市人口普查数据的实证研究[J]. 金融研究, 2023(2): 40-59.
- [18] JEONG H, TOWNSEND R M. Sources of TFP growth: occupational choice and financial deepening[J]. Economic theory, 2007, 32(1): 179-221.
- [19] RESTUCCIA D, ROGERSON R. Policy distortions and aggregate productivity with heterogeneous establishments [J]. Review of economic dynamics, 2008, 11(4): 707-720.
- [20] WANG Y, LEI X, YANG F, et al. Financial friction, resource misallocation and total factor productivity: theory and evidence from China[J]. Journal of applied economics, 2021, 24(1): 393-408.
- [21] GAO J, WU D, XIAO Q, et al. Green finance, environmental pollution and high-quality economic development: a study based on China's provincial panel data[J]. Environmental science and pollution research, 2022, 30(11): 31954-31976.
- [22] GUARIGLIA A, PONCET S. Could financial distortions be no impediment to economic growth after all? Evidence from China[J]. Journal of comparative economics, 2008, 36(4): 633-657.
- [23] 戴小勇, 威力为. 金融发展对企业融资约束与研发投资的影响机理[J]. 研究与发展管理, 2015, 27(3): 25-33.

- [24] WANG S, WANG H. Factor market distortion, technological innovation, and environmental pollution [J]. Environmental science and pollution research, 2022, 29(58): 87692-87705.
- [25] YAO S, YU S, JIA W, et al. Does distorted allocation of capital factors inhibit green technology innovation in Chinese cities? An empirical analysis based on spatial effect [J]. Environmental science and pollution research, 2022, 30(7): 19234-19249.
- [26] DEMERTZIS M, MERLER S, WOLFF G B, et al. Capital markets union and the FinTechs opportunity [J]. Journal of financial regulation, 2018, 4(1): 157-165.
- [27] 唐松, 伍旭川, 祝佳. 数字金融与企业技术创新——结构特征、机制识别与金融监管下的效应差异 [J]. 管理世界, 2020, 36(5): 52-66+9.
- [28] 王道平, 刘琳琳. 数字金融、金融错配与企业全要素生产率——基于融资约束视角的分析 [J]. 金融论坛, 2021, 26(8): 28-38.
- [29] 王金涛, 岳华. 数字金融有助于企业结构性去杠杆么? [J]. 财经论丛, 2023(11): 47-56.
- [30] 胡善成, 张彦彦, 张云矿. 数字普惠金融、资本错配与地区间收入差距 [J]. 财经科学, 2022(5): 1-14.
- [31] 景秀丽, 俞男. 金融科技发展是否会影响企业投资效率? [J]. 东北财经大学学报, 2024(4): 87-97.
- [32] 李佳, 段舒榕, 吴耸杰. 数字金融能缓解企业投融资期限错配吗? [J]. 财经论丛, 2022(11): 61-70.
- [33] 史小坤, 辛子辰. 金融摩擦对企业全要素生产率的影响——基于金融数字化发展视角 [J]. 金融经济研究, 2023, 38(2): 97-111.
- [34] 赵晓鸽, 钟世虎, 郭晓欣. 数字普惠金融发展、金融错配缓解与企业创新 [J]. 科研管理, 2021, 42(4): 158-169.
- [35] BERG T, BURG V, GOMBOVIĆ A, et al. On the rise of FinTechs: credit scoring using digital footprints [J]. The review of financial studies, 2019, 33(7): 2845-2897.
- [36] 陈方. 论我国城乡金融资本的流动与融合 [J]. 上海经济研究, 2023(1): 85-93.
- [37] 阚立娜, 李茜, 宋罗琪. 数字普惠金融助力乡村振兴的理论逻辑与推进路径——基于城乡要素融合视角 [J]. 农村金融研究, 2023(11): 60-69.
- [38] 康超. 农村普惠金融、资源错配与城乡经济融合——兼论数字新基建的调节效应 [J]. 中国流通经济, 2022, 36(12): 102-113.
- [39] 李敬, 王琴. 数字金融与城乡融合发展——基于产业结构、人力资本和科技创新的三维中介机制 [J]. 农村金融研究, 2022(12): 20-31.
- [40] 梁榜, 张建华. 数字普惠金融发展能激励创新吗? ——来自中国城市和中小企业的证据 [J]. 当代经济科学, 2019, 41(5): 74-86.
- [41] 王尹君, 曹允春, 李彦龙. 数字金融与区域创新差距 [J]. 统计与信息论坛, 2024, 39(7): 69-81.
- [42] HSIEH C T, KLENOW P J. Misallocation and manufacturing TFP in China and India [J]. Quarterly journal of economics, 2009, 124(4): 1403-1448.
- [43] 周江燕, 白永秀. 中国城乡发展一体化水平的时序变化与地区差异分析 [J]. 中国工业经济, 2014(2): 5-17.
- [44] FISCHER M M, SCHERNGELL T, REISMANN M. Knowledge spillovers and total factor productivity: evidence using a spatial panel data model [J]. Geographical analysis, 2009, 41(2): 204-220.
- [45] 李长英, 王曼. 供应链数字化能否提高企业全要素生产率? [J]. 财经问题研究, 2024(5): 75-88.
- [46] 易行健, 周利. 数字普惠金融发展是否显著影响了居民消费——来自中国家庭的微观证据 [J]. 金融研究, 2018(11): 47-67.
- [47] 赵涛, 张智, 梁上坤. 数字经济、创业活跃度与高质量发展——来自中国城市的经验证据 [J]. 管理世界, 2020, 36(10): 65-76.
- [48] 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.
- [49] 王军, 朱杰, 罗茜. 中国数字经济发展水平及演变测度 [J]. 数量经济技术经济研究, 2021, 38(7): 26-42.
- [50] 姚耀军. 金融发展与城乡收入差距关系的经验分析 [J]. 财经研究, 2005(2): 49-59.
- [51] 陈经伟, 姜能鹏. 资本要素市场扭曲对企业技术创新的影响: 机制、异质性与持续性 [J]. 经济学动态, 2020(12): 106-124.

Can the Development of Digital Inclusive Finance Alleviate the Distortion of Financial Factors?

ZHANG Lin^{1, 2}, JIANG Liwen², DING Xiaolan²

(1. Center for Inclusive Finance and Agricultural & Rural Development, Southwest University, Chongqing 400715, China;

2. School of Economics and Management, Southwest University, Chongqing 400715, China)

Summary: How to accelerate the market-oriented allocation of financial factors and alleviate the distortion of financial factors is the key task of the current and future financial supply-side structural reform. Existing literature has not revealed the transmission mechanism of digital inclusive finance to alleviate the distortion of financial factors, nor has it comprehensively discussed the heterogeneity of digital inclusive finance to alleviate the distortion of financial factors.

This paper based on the panel data of 30 provincial-level regions in China from 2011 to 2021, established the spatial Durbin model and spatial mediating effect model to empirically test the effect and mechanism of digital inclusive finance on the distortion of financial factors. The results show that the development of digital inclusive finance not only helps alleviate the distortion of local financial factors but also has a spatial spillover effect on the distortion of financial factors in surrounding areas. The heterogeneity test results show that in the central and western regions, digital inclusive finance plays a greater role in alleviating the distortion of local financial factors, but in the eastern region, the spatial spillover effect of digital inclusive finance in alleviating the distortion of financial factors in the surrounding regions is greater. In the low-level areas of the development of digital inclusive finance, the mitigation effect of digital inclusive finance on the distortion of local financial factors is greater, but the spatial spillover effect on the surrounding areas is relatively weak. In high-level areas of digital infrastructure construction, the development of digital inclusive finance can only alleviate the distortion of financial factors in surrounding areas, but in low-level areas of digital infrastructure construction, the development of digital inclusive finance can alleviate the distortion of financial factors in local and surrounding areas. In areas with high government digital attention, digital inclusive finance will alleviate the distortion of financial factors in surrounding areas, but will aggravate the distortion of local financial factors. In areas with low government digital attention, digital inclusive finance will alleviate the distortion of local financial factors, but will aggravate the distortion of financial factors in surrounding areas. The mechanism test shows that digital inclusive finance alleviates the distortion of financial factors by facilitating urban-rural economic integration and promoting technological innovation.

On the one hand, this paper helps enrich the research scope of digital inclusive finance and distortion of financial factors; on the other hand, it can provide decision-making reference for further formulating differentiated digital financial policies and promoting financial marketization reform, thus better playing the role of the development of digital inclusive finance in alleviating the distortion of financial factors.

Key words: digital inclusive finance; the distortion of financial factors; urban and rural economic integration development; technology innovation; spatial spillover effect

(责任编辑: 巴红静)

[DOI]10.19654/j.cnki.cjwtyj.2025.04.007

[引用格式]张林, 蒋李雯, 丁晓兰. 数字普惠金融发展能够缓解金融要素扭曲吗?[J]. 财经问题研究, 2025(4): 82-97.