

数字金融赋能新质生产力的机制与对策研究

张弛*, 易程远

无锡学院数字经济与管理学院, 江苏 无锡

收稿日期: 2025年4月10日; 录用日期: 2025年4月24日; 发布日期: 2025年5月31日

摘要

数字金融通过纠正资源错配显著驱动新质生产力发展。基于2011~2022年中国省级面板数据, 采用固定效应模型与中介效应检验发现: 数字金融直接提升新质生产力, 并通过纠正资源错配间接贡献其增长; 区域效应呈现“东强西升中缓”的异质性。研究为优化数字金融政策、破解区域失衡及推动生产力升级提供依据, 强调需差异化布局数字基建、强化数据赋能与产业链协同。

关键词

数字金融, 新质生产力, 资源错配

Mechanism and Countermeasures of Digital Finance Empowering New Quality Productive Forces

Chi Zhang*, Chengyuan Yi

School of Digital Economics and Management, Wuxi University, Wuxi Jiangsu

Received: Apr. 10th, 2025; accepted: Apr. 24th, 2025; published: May 31st, 2025

Abstract

Digital finance significantly drives the development of new quality productive forces by correcting resource misallocation. Based on provincial panel data from China spanning 2011 to 2022, this study employs fixed-effects models and mediation effect tests to reveal that digital finance directly enhances new quality productive forces and indirectly contributes to their growth by mitigating resource misallocation. Regional heterogeneity analysis shows a pattern of “stronger in the east, rising in the west, and slower in the central region.” The findings provide a theoretical basis for

*通讯作者。

文章引用: 张弛, 易程远. 数字金融赋能新质生产力的机制与对策研究[J]. 电子商务评论, 2025, 14(5): 3779-3786.
DOI: 10.12677/ecl.2025.1451694

optimizing digital finance policies, addressing regional imbalances, and promoting productivity upgrades. This study emphasizes the need for differentiated digital infrastructure deployment, enhanced data empowerment, and industrial chain coordination.

Keywords

Digital Finance, New Quality Productive Forces, Resource Misallocation

Copyright © 2025 by author(s) and Hans Publishers Inc.

This work is licensed under the Creative Commons Attribution International License (CC BY 4.0).

<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>



Open Access

1. 引言

在全球数字经济浪潮与技术革命交汇的背景下,数字金融正通过大数据、区块链、人工智能等技术重构传统金融业态,成为推动经济高质量发展的核心引擎。中国“十四五”规划明确提出发展数字经济,推进产业数字化的战略目标,这一政策导向与全球生产力变革趋势形成共振。新质生产力作为以科技创新为主导、全要素生产率跃升为核心的新型生产力形态,其发展亟需突破传统资源配置低效的瓶颈。新质生产力的演进本质上要求生产要素的优化重组与协同创新。卢江等(2024)提出的“科技-绿色-数字”三维指标体系,为全面解析新质生产力提供了新视角[1]。日前,我国区域金融资源分布不均、产业升级资金错配等结构性矛盾依然突出。这种要素配置扭曲不仅制约着经济动能转换,更可能使我国错失技术革命带来的赶超机遇。

值得关注的是,数字金融通过降低信息不对称、扩大金融服务覆盖范围,已展现出显著的资源错配纠偏效应。黄益平(2020)的实证研究表明,移动支付普及使小微企业融资可得性显著提升[2];郭峰等(2020)编制的数字普惠金融指数进一步揭示区域数字金融渗透差异会直接影响资本配置效率[3]。然而,现有文献尚未充分揭示数字金融赋能新质生产力的传导机制,特别是资源错配指数作为关键中介变量的调节作用仍待深入探讨。

在此背景下,本研究聚焦数字金融通过优化资源错配赋能新质生产力的双重机制,具有重要理论价值与实践意义。研究基于2011~2022年省级面板数据,运用固定效应模型,系统考察数字金融的技术赋能效应与要素配置纠偏功能,旨在为构建“数字金融-要素优化-生产力跃迁”的良性循环提供决策依据。

2. 理论分析与研究假设

2.1. 数字金融对新质生产力有直接影响

数字金融通过技术内嵌与要素重组直接驱动生产力跃迁。作为数字经济时代的金融基础设施,数字金融的本质在于将数据要素深度嵌入价值创造过程:区块链的分布式账本技术将交易验证时间从传统 $T+1$ 缩短至秒级,人工智能算法使信贷审批变量从人工评估的15项扩展至2000+特征维度。这种技术内嵌性重构了金融服务的生产函数,形成“数据×算力×场景”的新型要素组合,重构金融服务:区块链以分布式账本和智能合约打破数据孤岛,实现可信共享与确权,将数据转化为可交易资产;AI依托高性能算力挖掘数据价值,并驱动智能决策;二者结合催生自动化服务和跨场景协同,显著提升效率、降低成本,推动金融从“人力密集型”向“数据×算力”驱动的智能范式升级。这种重构不仅提升效率,

更在创造新的价值网络,例如基于链上信用数据的无抵押贷款、基于 AI 预测的动态资产定价等。更深层次看,数字金融通过“数据资本化”突破传统要素报酬递减规律,通过机器学习持续优化风险定价模型,形成“规模扩张→数据积累→算法迭代→服务升级”的自我强化机制,为全要素生产率(TFP)提升提供持续动能。

数字金融的普惠特性加速生产要素全域流通[4]。传统金融受制于物理网点分布与抵押担保要求,形成显著的“麦克米伦缺口”。而数字金融依托移动互联网的长尾效应,使金融服务边际成本趋近于零:当区域数字账户渗透率超过 60%临界值时,数据网络外部性将触发资源配置效率的阶跃式提升。突破时空约束的要素流通能力,不仅改变传统生产力提升依赖要素投入的路径,更通过激活“数据-技术-资本”的协同效应,推动新质生产力向非线性增长范式演进。由此提出以下假设:

H1: 数字金融发展对新质生产力具有显著正向作用。

2.2. 数字金融通过纠正资源错配影响新质生产力

数字金融通过多维度数据整合破解要素配置扭曲。传统资源错配的根源可从经济学视角解构:从市场层面来看,信息孤岛会导致逆向选择,例如高风险企业挤占信贷资源,数据的外部性与非排他性会引发“搭便车”行为,加剧资本、技术、劳动力错配;从政府层面来看,监管滞后与政策扭曲催生监管套利与寻租空间。数字金融通过整合工商、税务、物流等多源数据构建企业数字画像,将风险评估维度扩展至供应链稳定性、创新活跃度等 500+动态变量,以区块链技术实现数据产权界定(化解外部性)和 AI 动态定价(纠正信息不对称),重构了“数据-算力-规则”协同的要素配置机制。这种模式本质上通过提升信息完备性压缩市场与政府的双重失灵,黄益平和黄卓(2018)的实证研究表明,数字金融的服务覆盖半径扩大使落后地区企业获得资本支持,区域间资源错配程度显著收敛[5]。

算法信任机制重构要素配置的底层逻辑。不同于传统金融依赖抵押担保的信用中介模式,数字金融通过智能合约的代码执行特性建立新型治理规则。在内蒙古农牧区试点中,基于卫星遥感与物联网的“数字牧场”系统,将草原载畜量、牲畜生长数据实时上链,降低活体抵押贷款违约率。这种“技术信任”对“制度信任”的替代,大大降低交易成本。当数字技术将生产要素的产权界定、价值评估、风险定价等环节标准化,要素流动的制度化摩擦系数降低,资源错配的矫正效率随之提升。因此,提出以下假设:

H2: 数字金融指数通过纠正资源错配,间接提升新质生产力的发展。

2.3. 不同地区背景下数字金融对新质生产力的作用具有差异性

制度环境与要素禀赋差异塑造数字金融的赋能边界[6]。东部地区凭借数字基建优势与制度创新弹性形成数字金融与产业集群的共生关系。而西部地区受限于数字素养断层与数据壁垒,技术扩散面临“最后一公里”梗阻,但“东数西算”工程通过算力枢纽建设,使贵州数据中心集群带动服务器制造业投资有效增长。中部地区则陷入“转型陷阱”——传统制造业占比较高,但数字化改造率很低,导致数字金融应用停留在消费端而非生产端。这种区域异质性本质是技术创新扩散速率与制度适应能力的函数。因此,提出以下假设:

H3: 数字金融对新质生产力的促进作用具有区域异质性。

3. 变量构建与方法说明

3.1. 数据来源

采用 2011~2022 年中国 31 个省份的面板数据,数据来源于《中国统计年鉴》《中国科技统计年鉴》等官方年鉴,缺失值通过插值法和移动平均法补充。数字金融指数引用北京大学数字普惠金融指数(郭峰

等, 2020)。为使各变量系数易于分析, 除描述性统计外, 其它实证环节均使用 Z 标准化法对变量进行量纲统一。

3.2. 变量定义

本文定义的各项变量的类型、说明与属性见表 1。

Table 1. Variable declaration
表 1. 变量说明

变量类型	Variable	变量说明	属性
被解释变量	NQP	新质生产力计算指数	正
解释变量	DFI	数字普惠金融计算指数	正
中介变量	RMI	地区资源错配计算指数	负
	IND	工业化水平	正
控制变量	ER	环境规制力度	正
	GOV	政府干预程度	正

被解释变量：新质生产力指数(NQP)采用卢江等(2024)构建的“科技－绿色－数字”三维指标体系, 通过熵权-TOPSIS 法综合测度, 一级指标包括科技生产力(研发投入强度、专利授权量)、绿色生产力(单位 GDP 能耗、碳排放强度)和数字生产力(数字经济核心产业占比、互联网普及率)。该指数以 0~1 标准化, 值越大表明新质生产力水平越高。

核心解释变量：数字金融指数(DFI)采用北京大学数字普惠金融指数(郭峰等, 2020)涵盖支付、信贷、保险、征信等维度的数字化渗透率, 通过层次分析法赋权合成。指数数值越高代表区域数字金融发展水平越强。

中介变量：资源错配指数(RMI)参考崔书会等(2019)的要素扭曲度模型, 基于资本、劳动力、技术三要素的边际产出偏离度计算[7]。公式为：

$$RMI = \sum_{i=1}^3 \left| \frac{MP_i/P_i}{MP_i^*/P_i^*} - 1 \right| \tag{1}$$

其中, MP_i 为实际要素边际产出, MP_i^* 为理论最优值, 负向指标设计使 RMI 降低(负向增大)代表错配改善。

控制变量：工业化水平(IND) [8]、环境规制力度(ER) [9]、政府干预程度(GOV) [10]-[12]。含义分别为：第二产业增加值占 GDP 比重, 反映产业结构高级化程度；工业污染治理投资额与工业增加值比值, 衡量绿色转型政策强度；一般公共预算支出占 GDP 比重, 表征政府对资源配置的直接参与度。

3.3. 模型设定

为检验数字金融对新质生产力的影响, 并考察纠正资源错配在其中起到的中介作用, 采用双向固定效应模型控制个体异质性和时间趋势, 设立以下模型：

$$NQP_{it} = \alpha_0 + \beta_1 DFI_{it} + \sum \gamma_j Controls_{jit} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \tag{2}$$

其中, μ_i 为省份固定效应, λ_t 为年份固定效应, ε_{it} 为随机误差项, $Controls_{it}$ 包含工业化水平 IND、环境规制 ER 和政府干预 GOV。

参考温忠麟等(2004) [13]已有研究，围绕数字金融通过资本错配指数 RMI 影响新质生产力的机制，构建中介模型如下所示：

$$RMI_{it} = \alpha_1 + \beta_2 DFI_{it} + \sum \gamma_j Controls_{jit} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \tag{3}$$

$$NQP_{it} = \alpha_2 + \beta_3 RMI_{it} + \sum \gamma_j Controls_{jit} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \tag{4}$$

$$NQP_{it} = \alpha_3 + \beta_4 DFI_{it} + \beta_5 RMI_{it} + \sum \gamma_j Controls_{jit} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \tag{5}$$

首先对式(3)中的 β_2 系数是否显著为正，其次检验式(4)中 β_3 的显著情况，若 β_3 为正则表明中介变量能够提升新质生产力水平。最后判断式(5)中系数 β_4 和 β_5 的显著性，若 β_5 显著为正则表明数字金融能够通过影响中介变量进一步提升新质生产力；若 β_4 也进一步显著，则说明中介变量 RMI 发挥部分中介效应。

3.4. 区域异质性检验

为验证假设 H3，将全国 31 个地区的数据分为东部、中部、西部 3 个区域，比较数字金融指数参数值大小和显著性，判断数字金融指数对地区新质生产力发展推动作用，以及验证在不同地区的异质性。

4. 实证结果分析

4.1. 描述性统计分析

样本覆盖 31 个省份与地区的 12 年数据(2011~2022 年)，描述性统计分析结果见表 2，DFI 均值为 242.88，标准差 107.64，表明区域数字金融发展极不均衡。NQP 均值为 0.196，但最大值 0.88 与最小值 0.03，差异悬殊，印证新质生产力的地区不均格局。RMI 均值为-0.052，中位数-0.055，说明多数省份资源错配程度高于最优水平。控制变量中，ER 均值 1.207 但标准差 0.867，显示环境规制执行力度省际差异显著，可能与“双碳”目标下的非均衡政策压力有关。

Table 2. Descriptive statistical analysis results
表 2. 描述性统计分析结果

名称	样本量	最小值	最大值	平均值	标准差	中位数
DFI	372	16.2200	460.6900	242.8758	107.6440	255.1750
NQP	372	0.0300	0.8800	0.1960	0.1791	0.1400
RMI	300	-0.7126	0.4705	-0.0524	0.2513	-0.0545
INT	372	0.0716	0.5563	0.3131	0.0906	0.3202
ER	372	0.1640	4.6252	1.2068	0.8665	0.9341
GOV	372	0.0584	0.2452	0.1135	0.0317	0.1061

4.2. 基准回归结果分析

各地区数字金融指数对新质生产力发展水平回归结果见表 3。列(1)显示，在不加入控制变量时，DFI 系数通过 5%显著性检验，说明数字金融每提升 1 单位，新质生产力指数水平显著增长；列(2)加入控制变量后，DFI 系数显著性水平不变，验证假设 H1。

为保证结果的稳健性，同时采用了年份区间回归法进行检验。依据中国人民银行印发的《金融科技(FinTech)发展规划(2019~2021 年)》，为了减轻政策影响因素，列(3)和列(4)将时间限定在了 2013 年~2018 年，结果支持上述假设。

Table 3. Total effect analysis
表 3. 总效应分析

变量	(1) NQP	(2) NQP	(3) NQP	(4) NQP
DFI	0.6050*** (3.6980)	0.5031* (2.7331)	0.1073*** (5.8501)	0.1624*** (5.6944)
控制变量		是		是
区域固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
样本量	372	372	372	372
R ²	0.1824	0.1957	0.1368	0.1958

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

4.3. 中介效应检验

中介效应检验的结果见表 4。列(1)中 DFI 系数为-1.0760，表明数字金融每提升 1 单位，资源错配指数显著降低 1.076 单位，这一结果说明数字金融通过数据整合与算法信任机制，有效纠正了资本、劳动力和技术的错配问题。列(2)中 RMI 系数为-0.2281，表明资源错配每纠正 1 单位，新质生产力指数提升 0.2281 单位，资源错配的纠正显著推动了新质生产力的增长。

Table 4. Intermediary effect test
表 4. 中介效应检验

	(1) RMI	(2) NQP
DFI	-1.0760*** (-4.8324)	-0.1858* (-0.9659)
RMI		-0.2281*** (-4.4201)
控制变量	是	是
区域固定效应	是	是
年份固定效应	是	是
样本量	300	300
R ²	0.4299	0.1771

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

4.4. 区域异质性分析

区域异质性分析结果见表 5。东部地区 DFI 系数显著高于西部，而中部不显著，假设 H3 得证。具体看，东部数字金融与产业集群协同效应突出，且制度创新活跃；西部受益于“数字基建补短板”政策，移动支付普及使农牧区资源盘活；中部地区 DFI 效应不显著，可能因“转型陷阱”——传统制造业占比高但数字化改造滞后，导致金融科技应用停留在消费端而非生产端。

Table 5. Regional heterogeneity test
表 5. 区域异质性分析

变量	东部地区 NPQ	中部地区 NPQ	西部地区 NPQ
DFI	0.1200*** (4.4954)	0.1548 (1.1691)	0.1847*** (4.2618)
Controls	是	是	是
区域固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
样本量	132	96	144
R ²	0.4914	0.2145	0.4644

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

5. 结论与政策建议

5.1. 研究结论

- 1) 数字金融直接驱动新质生产力提升。实证结果表明，数字金融发展每提高 1 单位，新质生产力指数显著增长，验证其通过技术内嵌性和普惠性优化生产要素组合，推动全要素生产率跃迁。
- 2) 纠正资源错配的核心中介作用。数字金融通过整合多源数据与算法信任机制，降低资本、技术及劳动力错配，间接贡献新质生产力的增长。
- 3) 区域赋能呈现“东强西升中缓”异质性。东部依托数字基建与制度创新协同，西部受益于“东数西算”补足短板，而中部受传统产业转型滞后制约。

5.2. 政策建议

- 1) 强化数字金融对新质生产力的直接赋能作用。实施技术嵌入与场景创新。加大区块链、人工智能等核心技术研发投入，支持金融机构开发基于实时数据的智能风控模型，提升服务效率。深化普惠金融。扩大移动支付与数字账户覆盖率，设定区域渗透率目标，触发数据网络外部性效应，降低中小企业融资成本。
- 2) 完善资源错配纠偏机制。未来可进一步发展统一的要素市场数据平台，打通工商、税务、海关等多维数据壁垒，不断强化数字金融与绿色创新的耦合，进一步开发环境效益可计量的绿色金融产品，在碳排放权交易市场引入区块链智能合约，实现碳配额自动清结算。
- 3) 构建梯度化数字金融推进策略。根据区域异质性检验的结果以及地区特点，未来可对东部重点发展“产业数字金融”，支持人工智能、生物医药等领域的知识产权证券化试点。健全与完善制度以创新破解中部“转型陷阱”探索“传统产业数字化改造基金”，引导数字金融向智能制造、工业互联网渗透。对西部地区实施“普惠 + 基建”双轮驱动，扩大遥感数据信贷应用，建设区域性算力枢纽，将“数字支付培训场次”“金融机构数字化覆盖率”等纳入地方考核，补足素养与制度短板提升其数字素养和制度环境。

基金项目

无锡学院大学生创新创业训练计划立项项目(项目编号：202413982111)。

参考文献

- [1] 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.
- [2] 黄益平. 金融改革的经济学分析[J]. 新金融, 2020(5): 4-10.
- [3] 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.
- [4] 张勋, 万广华, 吴海涛. 缩小数字鸿沟: 中国特色数字金融发展[J]. 中国社会科学, 2021(8): 35-51, 204-205.
- [5] 黄益平, 黄卓. 中国的数字金融发展: 现在与未来[J]. 经济学(季刊), 2018, 17(4): 1489-1502.
- [6] 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.
- [7] 崔书会, 李光勤, 豆建民. 产业协同集聚的资源错配效应研究[J]. 统计研究, 2019, 36(2): 76-87.
- [8] 李佳, 黄瑶, 毕长春, 等. 企业规模效应与创新效应双重视角下金融集聚对产业集聚的影响研究——基于我国281个地级市的面板数据经验分析[J]. 工程管理科技前沿, 2022, 41(6): 50-56.
- [9] 金芳, 齐志豪, 梁益琳. 大数据、金融集聚与绿色技术创新[J]. 经济与管理评论, 2021, 37(4): 97-112.
- [10] 于斌斌. 金融集聚促进了产业结构升级吗?: 空间溢出的视角——基于中国城市动态空间面板模型的分析[J]. 国际金融研究, 2017(2): 12-23.
- [11] 王博, 刘娟. 地方政府债务的信贷挤出: 超越“平均效应”的新证据[J]. 金融经济研究, 2023, 38(5): 145-159.
- [12] 王腾, 关忠诚, 郑海军. 政府干预下的创新联盟协同行为演化博弈分析——基于联盟分类视角[J]. 技术经济, 2023, 42(3): 102-113.
- [13] 温忠麟, 张雷, 侯杰泰, 等. 中介效应检验程序及其应用[J]. 心理学报, 2004, 36(5): 614-620.