

数字普惠金融对经济高质量发展的影响研究

——基于新质生产力的门槛效应分析

王晓惠

云南师范大学经济学院, 云南 昆明

收稿日期: 2025年12月29日; 录用日期: 2026年1月14日; 发布日期: 2026年2月9日

摘要

数字普惠金融作为“十五五”时期金融强国建设的重要着力点, 对促进经济高质量发展具有关键作用。本文基于2012~2022年我国31个省份面板数据, 通过双向固定效应模型对数字普惠金融与经济高质量发展的关联性进行了验证。研究结果显示, 数字普惠金融及其服务覆盖范围对于经济高质量发展有着明显的正向影响。调节效应检验显示, 数据要素化水平对上述作用存在正向调节。异质性结果表明, 该促进效应在数字普惠金融发展水平较高地区和城镇化水平较高地区更为突出。进一步的门槛回归发现, 当新的生产力水平超过第一个门槛值时, 数字普惠金融及其服务覆盖范围、业务使用强度与数字化渗透水平的促进效果更为突出。

关键词

数字普惠金融, 经济高质量发展, 新质生产力, 数据要素化水平

Study on Impact of Digital Inclusive Finance on High-Quality Economic Development

—An Analysis of Threshold Effects Based on New-Quality Productive Forces

Xiaohui Wang

School of Economics, Yunnan Normal University, Kunming Yunnan

Received: December 29, 2025; accepted: January 14, 2026; published: February 9, 2026

Abstract

Digital inclusive finance, as a key policy focus in building a strong financial system during the 15th

文章引用: 王晓惠. 数字普惠金融对经济高质量发展的影响研究[J]. 世界经济探索, 2026, 15(1): 110-126.
DOI: 10.12677/wer.2026.151012

Five-Year Plan period, plays an important role in promoting high-quality economic development. Using panel data for 31 provinces in China from 2012 to 2022, this paper applies a two-way fixed-effects model to test the association between digital inclusive finance and high-quality economic development. The results indicate that digital inclusive finance and its service coverage have a statistically significant positive effect on high-quality economic development. Moderation analysis further shows that a higher level of data factorization strengthens this relationship. Heterogeneity results suggest that the positive effect is more pronounced in regions with more developed digital inclusive finance and in provinces with higher urbanization rates. In addition, threshold regressions reveal that once the level of new-quality productive forces surpasses the first threshold, the promoting effects of digital inclusive finance—together with its service coverage, usage intensity, and digital penetration—become stronger.

Keywords

Digital Inclusive Finance, High-Quality Economic Development, New-Quality Productive Forces, Level of Data Factorization

Copyright © 2026 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

在高质量发展被置于国家现代化建设首要任务的背景下，宏观政策不断强化“质的有效提升与量的合理增长”的协同导向，并将科技创新与现代化产业体系建设作为关键抓手。2025 年《政府工作报告》提出建立未来产业投入增长机制，培育生物制造、量子科技、具身智能、6G 等未来产业，进一步凸显以新技术、新业态带动增长动能转换的政策取向。同时，国务院办公厅印发《关于做好金融“五篇大文章”的指导意见》，将普惠金融纳入重点任务，提出完善多层次、广覆盖、可持续的普惠金融体系并优化重点领域服务供给。与此同时，《中共中央关于制定国民经济和社会发展第十五个五年规划的建议》首次写入“加快建设金融强国”，对金融体系建设及金融服务实体经济作出系统安排，标志着金融发展逻辑由规模扩张进一步转向质量跃升与竞争力提升。在“数字中国”战略持续深化的进程中，数字普惠金融依托数据与技术要素，通过降低交易成本、缓解信息不对称、改进资源配置效率等渠道，有望成为推动经济高质量发展的重要机制变量；而“新质生产力”的提出，使得经济增长的动力结构与金融支持的传导路径更具阶段性和非线性特征。当前，实证检验数字金融在数据要素赋能与新质生产力演进中的动态作用机制，为构建“质的有效提升”量化路径的理论发展进行补充完善。

相关研究从多维视角对数字普惠金融、新质生产力、数据要素化水平与经济高质量发展等问题进行了梳理与检验，研究重点大体可归为三方面：其一，数字普惠金融与经济高质量发展的关联。既有成果普遍认为，数字普惠金融可通过缓解融资约束[1]、优化资本配置[2]及提升全要素生产率[3]等途径推动经济高质量发展。空间计量分析表明，数字普惠金融具有显著的空间溢出效应，不仅通过其普惠性特征缩小区域金融鸿沟[4]，还通过技术扩散机制带动邻近地区协同发展[5]。在传导路径上，数字普惠金融的作用机制存在维度差异：覆盖广度通过扩大金融服务半径提升包容性，使用深度通过场景化服务增强市场活力，而数字化程度的作用尚未完全显现[6]。二是数据要素化水平在经济发展过程中的调节机制。数据要素化水平作为新型调节变量，通过市场化配置效率促进全要素生产率的提升，是实现数据要素价值转化、驱动数字经济高质量发展的关键[7]。调节路径方面，数据要素价值化通过强化地区经济联系、打破

行政垄断推动全国统一大市场建设，且在沿海和高市场化区域调节效应更显著[8]。三是新质生产力在经济发展中的门槛效应。新质生产力作为高质量发展新动能，其门槛效应呈现非线性与空间异质性特征，新质生产力通过国内经济循环驱动中国式现代化，且自身发展水平存在单一门槛，跨门槛后对现代化的边际贡献提升[9]。

既有研究为本文提供了重要参考，但关于数字普惠金融影响经济高质量发展的机制识别还存在研究空间。基于此，本文对现有研究作如下扩展：1) 本文创新性地引入数据要素化水平作为调节变量，系统检验了数字要素化水平在数字普惠金融赋能经济高质量发展过程中的强化作用，在现有研究的基础上补充了数字要素协同机制的理论。2) 通过构建数字普惠金融总指数与分指数的门槛模型，引入新质生产力作为门槛变量检验数字普惠金融对经济高质量发展的非线性促进作用。3) 采用多维异质性检验框架，既延续了传统区域划分方法，又创新性地结合数字普惠金融发展水平与城镇化率的交互分类，揭示了政策效应的空间分布规律，为制定区域差异化金融政策提供更精细化的实证补充。

2. 理论分析与研究假设

2.1. 数字普惠金融与经济高质量发展的关系

第一，数字普惠金融致力于降碳增效和绿色可持续发展提升经济高质量发展水平。一方面，数字普惠金融以优化金融服务便捷性为抓手，显著降低了绿色、低碳企业的融资门槛与成本，尤其对投资于绿色、低碳项目的企业提供了有力支持。其技术支持实现了企业与政府的信息共享，增强了资金配置的透明度和效率，引导资金优先流向绿色、低碳项目。此外，数字普惠金融通过资金与技术的双重支持，推动企业开展技术创新与产业升级，促使其向绿色、低碳方向转型[10]。另一方面，数字金融能够显著促进我国绿色经济增长。具体而言，数字金融的使用深度和数字化程度均能正向驱动绿色经济增长。数字金融通过改善金融机构信贷行为和优化地方政府财政支出结构促进了绿色经济增长。同时，数字金融发展有助于缩小区域间的绿色经济差距，进而促进经济高质量发展[11]。

第二，数字普惠金融可通过改善资源配置效率助推高质量发展。一方面，依托大数据等技术提升信息获取与识别能力，降低金融交易中的信息不对称风险；另一方面，通过减少交易成本投入、提升服务可得性，引导信贷资金更有效地流向实体部门与有效需求[12]。其次，随着数字金融的迅猛发展，金融市场准入方式日益多元化，主要体现在服务门槛的降低和投融资渠道的拓展。数字金融平台借助大数据技术实时监测借款人的财务状况和行为模式，能够及时捕捉潜在风险信号。通过大数据分析，数字金融能够精准识别不同借款人的风险特征，从而在贷款组合中实现风险分散化，有效降低整体信贷风险。数字金融通过更精准的信用评估和风险管理，引导资金流向更具生产性的领域，显著提升了整体经济的资源配置效率[13]。

第三，数字普惠金融有助于改善发展不均衡。其可将金融服务延伸至传统机构覆盖不足的农村与偏远地区，提升当地居民金融可得性与便利度，拓展增收渠道，缩小城乡收入差距[14]。同时，数字普惠金融连接不同地区经济活动，加强区域间经济互动，推动经济均衡增长。在经济欠发达地区，数字普惠金融注入发展动力，助力其加速发展，缩小与发达地区的差距。此外，数字普惠金融通过互联网技术降低交易成本和信息不对称程度，打破金融机构的“二八定律”，将偏远地区和贫困人口纳入金融服务体系，提供投融资服务，缓解区域、城乡和社会群体间的发展不平衡[15]。基于以上分析，本文提出假设：

H1：数字普惠金融能够正向促进经济高质量发展。

2.2. 数字普惠金融、数据要素化水平与经济高质量发展之间的关系

第一，在资源配置效应方面，数据要素的金融化通过商品市场与金融市场的多层次交易体系，放大

了对经济增长的乘数效应。其在资金流动性和定价机制等金融属性，优化了数字金融的资源配置效率，强化了对经济高质量发展的促进作用。数据资产化后形成的抵押品功能，能缓解中小企业融资约束，提升数字金融的服务深度[16]。

第二，在精准风险管理的范畴内，针对那些数据要素市场化进程加速且数据治理体系健全的地区，数字金融实体能够充分利用大数据分析、机器学习等先进技术手段，实现企业运营数据、产业链信息流与宏观经济指标的深度整合与系统性匹配。这一过程降低了信息不对称所带来的金融摩擦成本，进而提升了资金配置的边际效率。此种依托数据要素深度挖掘的风险管理范式，不仅增强了金融资源供给的适配性，还通过优化服务响应流程及构建精细化的服务质量评估体系，对实体经济全要素生产率产生了积极的赋能效应。最终，这一范式成为了推动经济高质量发展的关键技术途径[17]。

第三，在缩小信息差距的关键领域，数据要素的有效市场化配置发挥着至关重要的作用。通过这一配置，信息不对称现象得以显著降低，从而有效弥合信息鸿沟。进一步地，数据要素的标准化确权与合规化应用，成为金融市场中削减逆向选择与道德风险的有力武器，极大地增强了市场的透明度与稳健性。数据要素化改革不仅显著降低了金融服务实体经济过程中由资源错配导致的成本，更为经济的高质量发展提供了强劲的新动力，推动了经济结构的优化与升级[7]。据此提出假设：

H2：数据要素化水平在数字金融赋能经济高质量发展过程中起正向调节作用。

2.3. 数字普惠金融对经济高质量发展的非线性关系

随着数字技术的深度渗透，数字金融通过优化要素配置效率、降低交易成本与信息不对称性，为经济高质量发展注入新动能。然而，这一过程并非线性传导，其作用强度受制于新质生产力发展水平的动态调节。新质生产力作为数据驱动的创新型生产要素，其发展水平决定了经济系统对数字金融技术的吸收能力与转化效率。一方面，数字金融通过优化资本配置效率、降低交易成本和缓解融资约束等路径，为技术研发、产业升级与创新要素重组提供金融支持，进而推动全要素生产率提升与经济增长动能转换[18]；另一方面，新质生产力具有显著的阈值特征，其发展要求匹配的科技创新能力、数字化基础设施及高技能人力资本，构成数字金融服务效能释放的关键前置条件[19]。当新质生产力处于较低水平时，经济主体受限于技术应用能力与要素配置效率，数字金融的普惠性优势难以转化为结构性增长动能，甚至可能因金融资源错配加剧创新摩擦；而当新质生产力突破临界阈值后，数据要素的乘数效应与数字技术的网络效应将形成协同，数字金融通过精准识别创新主体需求、优化风险定价机制和加速知识溢出，显著增强对绿色技术创新、产业数字化转型及价值链升级的支撑作用[20]。这种非线性关系在空间维度上体现为区域间新质生产力禀赋差异导致的政策效应异质性，在时间维度上则表现为数字金融边际效能的动态递增特征。因此，本文基于新质生产力的核心内涵与动态演进特征，系统论证数字金融对经济高质量发展的非线性作用机制及门槛效应并提出相关假设：

H3：数字普惠金融对经济高质量发展的影响具有门槛效应。

3. 研究设计

3.1. 变量选取

3.1.1. 被解释变量

经济高质量发展(Ehd)。综合考虑系统性和全面性原则，按照相关学科的基本原理要求，在借鉴孙豪等(2020)[21]指标选取思路的基础上，见表1，本文以创新、协调、绿色、开放与共享五个维度为方向，进一步选取16项可观测指标，构建经济高质量发展综合评价体系，以反映区域经济高质量发展的整体状况。

Table 1. Measurement index system for high-quality economic development
表 1. 经济高质量发展测度指标体系

目标层	一级指标	二级指标	指标说明	属性
经济高质量发展水平指标体系	创新发展	GDP 增长率	地区 GDP 增长率	正
		研发投入强度	规模以上工业企业 R&D 经费/GDP	正
		投资效率	投资率/GDP 增长率	负
		技术交易活跃度	技术交易成交额/GDP	正
	协调发展	需求结构	社会消费品零售总额/GDP	正
		产业结构	第三产业产值/GDP	正
		政府债务负担	政府债务余额/GDP	负
	绿色发展	能源消费弹性系数	能源消费增长率/GDP 增长率	负
		单位产出的废水	废水排放量/GDP	负
		单位产生的废气	二氧化硫排放量/GDP	负
	开放发展	对外开放程度	进出口总额/GDP	正
		外商直接投资水平	外商投资总额/GDP	正
	共享发展	劳动者报酬比重	劳动者报酬/GDP	正
		居民收入增长弹性	居民人均可支配收入增长率/GDP 增长率	正
		城乡消费差距	城镇居民人均消费支出/农村居民人均消费支出	负
		民生性财政支出比重	地方财政教育支出、医疗卫生支出、住房保障支出、社会保障和就业支出占地方财政预算支出的比重	正

3.1.2. 核心解释变量

数字普惠金融(InDig)。本文选取北京大学数字金融研究中心发布的数字普惠金融指数作为核心解释变量的度量指标。该指数以大规模微观交易记录为基础进行构造，覆盖省、市、县三级行政层级，并从服务覆盖范围、业务使用强度与数字化渗透水平三个方面对地区数字普惠金融发展水平进行综合刻画[22]。现有文献表明，该指数已被广泛应用于数字普惠金融与实体经济关联性研究，特别是在缓解企业融资约束、促进创新创业以及推动区域经济协调发展等领域形成重要的实证基础[23][24]。基于数据可得性与方法可比性考量，本研究对省级总指数进行对数化处理。

3.1.3. 门槛变量

新质生产力(New)。参照韩文龙等[25]的研究，从新劳动者、新劳动资料与新劳动对象三个维度选取 19 项指标构建新质生产力评价体系，见表 2，并采用熵权-TOPSIS 法测算综合指数。

Table 2. Evaluation index system for the development level of new-quality productive forces
表 2. 新质生产力发展水平评价指标体系

一级指标	二级指标	指标释义	属性
新劳动者	战略性新兴产业从业人员情况	新产业员工数	正
	人员素质	高技术研发人员	正

续表

新劳动资料	工业机器人渗透度	参考 Acemoglu 和 Restrepo (2020) [26]、王永钦和董雯 (2020) [27]	正
	集成电路产量	集成电路产量	正
	5G 个人用户使用率	5G 移动用户数	正
	研究经费投入强度	高技术研发经费投入	正
	高技术发明专利申请数	高技术发明专利申请数	正
	新产品销售收入	高技术新产品销售收入	正
	工业污染综合治理投资	工业污染治理完成投资	正
	户均移动互联网接入流量	移动互联网接入数据流量	正
新劳动对象	数据要素交易平台数量	数据交易所数量	正
	新能源发电比重	新能源发电量/总发电量	正
	特高压输电线路数	特高压输电线路数	正
	新能源利用效率	GDP/新能源发电量	正
	新材料产业产值	新材料相关上市公司的营业收入	正
	新材料上市企业数	新材料相关上市公司的个数	正
	高技术研发机构数	高技术企业的研发机构数	正
	电子商务企业数	有电子商务交易活动的企业数	正
	AI 公司数量	人工智能企业数	正

3.1.4. 调节变量

数据要素市场化水平(DEL)，本文参考张辽和胡忠博(2024) [28]的做法，将软件业务销售收入作为数据要素化的代理变量来衡量各省数据要素化水平。

3.1.5. 控制变量

本文选取的控制变量如下：1) 经济发展水平(Pgdp)：各省份当年人均 GDP/当年全国人均 GDP；2) 地区财政科技支出水平(GFSTL)：政府财政科技支出占 GDP 比重；3) 人力资本水平(HCL)：大学生数量占总人口比重；4) 金融发展水平(Findev)：金融机构贷款余额/地区 GDP；5) 固定资产投资占比(FI)：地区固定资产投资/地区 GDP。

3.2. 模型设定

3.2.1. 固定效应模型

为了探究数字普惠金融在推动经济高质量发展方面的作用与影响，构建了以下固定效应模型：

$$Ehd_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln Dig_{i,t} + \alpha_2 Control_{i,t} + \eta_i + \theta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

式(1)中， i, t 分别表示省份和时间； $Ehd_{i,t}$ 表示经济高质量发展水平； $\ln Dig_{i,t}$ 表示数字普惠金融； $Control_{i,t}$ 表示控制变量集合； α_0 表示常数项； α_1, α_2 依次表示各变量待估系数； η_i, θ_t 依次表示省份固定效应以及时间固定效应； $\varepsilon_{i,t}$ 表示随机误差项。

3.2.2. 调节效应模型

为了研究数据要素化水平在数字普惠金融对经济高质量发展产生影响的过程中所起到的调节作用，

本文引入数据要素市场化水平指数，在式(1)的基础上加入数据要素市场化水平指数与数字普惠金融的交互项，构建计量模型如式(2)所示：

$$Ehd_{i,t} = \rho_0 + \rho_1 \ln Dig_{i,t} + \rho_2 DEL_{i,t} + \rho_3 DEL_{i,t} \times \ln Dig_{i,t} + \rho_4 Control_{i,t} + \eta_i + \theta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

式(2)中， $DEL_{i,t}$ 为第*i*个省第*t*年的数据要素化水平指数。在后续实证分析的过程中，本文对调节变量进行中心化处理，使一次项系数的含义更直观。

3.2.3. 门槛效应模型

本文构建如下门槛面板数据模型，检验新质生产力在数字普惠金融与经济高质量发展之间的门槛效应。由于不知具体门槛数量，故先假定为单一门槛模型，设定面板门槛模型如下：

$$Ehd_{i,t} = \delta_0 + \delta_1 \ln Dig_{i,t} (q_i \leq r) + \delta_2 \ln Dig_{i,t} (q_i > r) + \lambda_3 Control_{i,t} + \eta_i + \theta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

式(3)中， q_i 表示门槛变量， r 表示未知门槛值。

3.3. 数据来源

基于数据可得性与可比性，本文构建 2012~2022 年我国 31 个省份的省级面板样本(由于数据可得性原因，本文不包含我国港澳台地区的样本数据)。研究中所使用的原始数据来自《中国统计年鉴》《中国科技统计年鉴》《中国能源统计年鉴》以及国家统计局、各省份统计局网站。指标体系中个别缺失值采用线性插值法处理，各变量的描述性统计结果见表 3。

Table 3. Descriptive statistics of variables

表 3. 各变量描述性统计

变量	观测数	均值	标准差	最小值	最大值
Ehd	341	0.461	0.045	0.354	0.617
lnDig	341	5.489	0.419	4.119	6.133
lnDig1	341	5.389	0.502	3.492	6.122
lnDig2	341	5.452	0.421	3.948	6.236
lnDig3	341	5.768	0.342	4.673	6.147
New	341	0.167	0.088	0.010	0.706
DEL	341	0.194	0.333	0.000027	2.250
Pdgp	341	1.030	0.455	0.471	2.343
GFSTL	341	0.021	0.015	0.003	0.068
HCL	341	0.021	0.006	0.009	0.044
Findev	341	1.566	0.468	0.692	2.996
FI	341	0.844	0.293	0.201	1.597

4. 实证结果与讨论

4.1. 数字普惠金融对经济高质量发展的影响效应

基准回归结果如表 4 所示。列(1)为未加入控制变量且未控制时间与省份效应的随机效应估计，数字普惠金融系数为 0.058；列(2)加入控制变量后系数为 0.056；列(3)在控制变量的基础上采用双向固定效应模型，系数为 0.059。列(1)~(3)均在 1%水平上显著为正，表明数字普惠金融促进经济高质量发展。

Table 4. Baseline regression estimates of the impact of digital inclusive finance on high-quality economic development
表 4. 数字普惠金融影响经济高质量发展的基准回归估计结果

变量	(1)	(2)	(3)
	Ehd	Ehd	Ehd
lnDig	0.058*** (0.005)	0.056*** (0.015)	0.059*** (0.016)
Pgdp			0.019*** (0.007)
GFSTL			0.389*** (0.139)
HCL			1.887*** (0.499)
Findev			-0.018*** (0.004)
FI			-0.008* (0.005)
常数项	0.141*** (0.271)	0.173*** (0.067)	0.125*** (0.068)
年份固定效应	No	Yes	Yes
省份固定效应	No	Yes	Yes
样本量	341	341	341
R ²	0.293	0.670	0.724

注：***、**、*分别表示在 1%、5%、10%水平上显著；括号内为稳健标准误，下同。

具体来看，经济发展水平(Pgdp)在列(3)中的系数为 0.019 且在 1%水平上显著，这表明地区经济发展程度越高，其资源集聚与创新转化能力越强，从而更有效地促进经济高质量发展。地区财政科技支出水平(GFSTL)系数为 0.389，并在 1%水平显著，表明政府科技投入可通过增强创新要素积累与技术外溢效应改善区域创新环境，并与数字普惠金融形成政策支持与金融供给的协同联动，从而共同促进经济高质量发展。人力资本水平(HCL)系数为 1.887，且在 1%水平显著，表明人力资本是推动高质量发展的关键因素，高素质劳动力有助于提升数字技术吸收能力与创新转化效率，从而增强数字普惠金融对实体经济的支持效应。然而，金融发展水平(Findev)系数为-0.018，且在 1%水平显著，表明传统金融规模扩张对经济高质量发展存在抑制效应，可能与信贷资源错配及资金脱实向虚等现象相关，信贷过度向国有部门集中，资本在金融体系内循环并偏离实体部门，与数字金融强调的普惠导向形成结构性张力。同时，固定资产投资占比(FI)系数为-0.008，并在 10%水平显著，说明对固定资产投资的过度依赖可能引致产能过剩，使资本边际效率趋于下降。

4.2. 数字普惠金融各维度与经济高质量发展

为检验数字普惠金融各分维度对经济高质量发展的作用差异，本文在固定效应模型下分别引入服务

覆盖范围、业务使用强度与数字化渗透水平进行估计，相关结果见表 5。列(1)结果显示，数字普惠金融服务覆盖范围(lnDig1)系数为 0.0319，并在 1%水平上显著，表明其对经济高质量发展指数(Ehd)具有显著正向作用。可能的原因在于，服务覆盖范围扩大降低了金融服务获取成本，使更多企业与居民得以便捷使用数字普惠金融服务，从而对高质量发展形成支撑。然而，列(2)的回归结果显示，数字普惠金融业务使用强度(lnDig2)的回归系数为 0.0163，但并未通过显著性检验。这一现象可能源于多方面因素：首先，不同地区的数字普惠金融基础设施建设水平存在差异。在一些欠发达地区，尽管数字普惠金融的使用深度在逐步提升，但受限于网络覆盖范围的局限性以及终端设备普及率的不足，其对经济高质量发展的促进作用未能充分发挥。其次，部分地区数字普惠金融的应用场景较为单一，主要集中在移动支付等基础服务，而在更复杂的金融服务领域，如数字信贷、数字理财等，应用程度相对较低，这也在一定程度上限制了其对经济高质量发展的贡献。此外，用户对数字普惠金融工具的使用能力和意愿也是影响其作用发挥的重要因素。在某些地区，由于用户缺乏数字普惠金融知识或对数字技术的信任度较低，导致数字普惠金融工具的使用频率和深度不足。即便数字普惠金融的使用深度在提升，但如果用户不能有效利用这些工具进行创新和生产经营活动，其对经济高质量发展的促进作用也会受到限制。在列(3)中，数字普惠金融数字化渗透水平(lnDig3)的回归系数为-0.0073，且不具有统计学上的显著性，表明数字化程度的提升并未显著影响 Ehd。这可能源于多方面因素：其一，区块链等前沿技术与实体经济的需求存在错配，部分领域存在“为数字化而数字化”的无效投入，未能真正服务于经济增长。其二，监管框架滞后于技术创新，数据安全与隐私保护机制缺位，抑制了市场主体的参与意愿。其三，数字化对传统生产要素的替代效应，短期内可能加剧结构性失业，抵消全要素生产率提升空间。这些因素共同作用，导致数字普惠金融数字化程度对经济高质量发展的影响不显著。

Table 5. Dimension-specific test: Digital inclusive finance and high-quality economic development
表 5. 分维度检验：数字普惠金融与经济高质量发展

变量	(1)	(2)	(3)
	Ehd	Ehd	Ehd
lnDig1	0.0319*** (0.009)		
lnDig2		0.0163 (0.011)	
lnDig3			-0.0073 (0.012)
Pgdp	0.0178*** (0.007)	0.0231*** (0.007)	0.0241*** (0.007)
GFSTL	0.4055*** (0.140)	0.4135*** (0.142)	0.4041*** (0.144)
HCL	1.7563*** (0.515)	2.3610*** (0.490)	2.3148*** (0.504)
Findev	-0.0185*** (0.005)	-0.0138*** (0.005)	-0.0119*** (0.004)

续表

FI	-0.0066 (0.005)	-0.0077 (0.005)	-0.0071 (0.005)
常数项	0.2592*** (0.034)	0.2987*** (0.048)	0.4082*** (0.061)
年份固定效应	Yes	Yes	Yes
省份固定效应	Yes	Yes	Yes
样本量	341	341	341
R ²	0.723	0.714	0.712

4.3. 稳健性检验

为检验基准结论的稳健性，本文开展如下检验：1) 替换被解释变量。将经济高质量发展水平滞后一期作为被解释变量重新估计，表 6 列(1)显示数字普惠金融(lnDig)系数为 0.069，且在 1%水平上显著，说明在滞后设定下数字普惠金融仍显著促进经济高质量发展，H1 依然成立；2) 缩尾后回归。对全样本在 1%水平进行缩尾处理并采用面板固定效应模型估计，表 6 列(2)中数字普惠金融(lnDig)系数为 0.071，且在 5%水平上显著，表明正向效应并非由极端值驱动，结论具有稳健性。3) 剔除直辖市样本。考虑到我国区域发展差异显著，直辖市在经济体量、产业结构与金融资源集聚程度等方面具有较强特殊性，可能对数字普惠金融的作用效应产生偏离。为降低样本异质性带来的偏误，本文在稳健性检验中剔除北京、天津、上海和重庆四个直辖市观测值，估计结果见表 6 列(3)，剔除直辖市后数字普惠金融系数为 0.058 且在 1%水平上显著，反映数字普惠金融的普惠性在非直辖市中依然显著，其政策红利具备空间普适性，说明本文的结果是稳健的。

Table 6. Robustness test: Digital inclusive finance and high-quality economic development

表 6. 稳健性检验：数字普惠金融与经济高质量发展

变量	(1)	(2)	(3)
	被解释变量一阶滞后	缩尾处理	剔除直辖市
lnDig	0.069*** (0.023)	0.071** (0.029)	0.058*** (0.018)
控制变量	Yes	Yes	Yes
常数项	0.014 (0.109)	0.070 (0.129)	0.144* (0.079)
年份固定效应	Yes	Yes	Yes
省份固定效应	Yes	Yes	Yes
样本量	310	341	297
adj. R ²	0.717	0.717	0.754

4.4. 内生性检验

为降低双向因果与遗漏变量等引致的内生性偏误，本文采用工具变量法处理。具体做法是选取移动电话普及率(lnMPR)与数字普惠金融的一阶滞后项(L.lnDig)作为工具变量，并据此实施两阶段最小二乘

(2SLS)估计。

表 7 报告了以移动电话普及率作为工具变量的 2SLS 结果。第一阶段回归中，移动电话普及率对数字普惠金融的估计系数为 1.3321，且在 1%显著性水平下显著，表明该工具变量与内生解释变量具有较强的相关性。第二阶段回归显示，数字普惠金融对经济高质量发展的系数为 0.0291，同样在 1%水平上显著为正，说明在控制内生性后其促进效应依然成立。就识别检验而言，Kleibergen-Paap rk LM 统计量为 4.456 ($P = 0.0348$)，Kleibergen-Paap rk Wald F 统计量为 21.389，均通过相关性与弱工具变量检验，整体上支持该工具变量设定的有效性与估计结果的可靠性。

Table 7. Endogeneity test results: The effect of digital inclusive finance on high-quality economic development

表 7. 内生性检验结果：数字普惠金融对经济高质量发展的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)
	First stage	Second stage	First stage	Second stage
变量	lnDig	Ehd	lnDig	Ehd
lnMPR	1.3321*** (4.62)			
L1_lnDig			0.7068*** (12.40)	
lnDig		0.0291*** (3.10)		0.0257*** (2.64)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
常数项	-0.9328 (-0.66)	0.2675*** (5.76)	1.7223*** (5.32)	0.2900*** (5.97)
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
个体固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
Kleibergen-Paap rk LM		4.456** [0.0348]	4.370** [0.0366]	
Kleibergen-Paap rk Wald F		21.389 {16.38}	153.65 {16.38}	
Hansen J		0.000	0.000	
样本量	341	341	310	310
R ²		0.810		0.800

注：[]内为 P 值，{}内为 Stock-Yogo 弱识别检验在 10%水平上的临界值。

以数字普惠金融的一阶滞后项作为工具变量进行 2SLS 估计时，第一阶段结果显示，该滞后项对数字普惠金融的系数为 0.7068，且在 1%显著性水平下显著，说明工具变量与内生解释变量之间具有较强的相关性。第二阶段回归中，数字普惠金融对经济高质量发展的估计系数为 0.0257，并在 1%水平下显著为正，与前述工具变量设定下的结论一致，进一步表明在控制潜在内生性后其促进效应仍然稳健。识别检验方

面，Kleibergen-Paap rk LM 统计量为 4.37 ($P = 0.0366$)，Kleibergen-Paap rk Wald F 统计量为 153.65，支持工具变量通过相关性与弱工具变量检验；同时 Hansen J 统计量为 0.000，未显示过度识别问题，整体上表明该工具变量设定具有可接受的有效性，进一步验证了研究假设 H1 的可靠性。

4.5. 异质性检验

4.5.1. 按数字普惠金融发展水平划分

受数字基础设施与产业结构差异影响，各地数字化进程存在显著分层：沿海地区依托网络条件完善、市场化程度较高及金融要素集聚等优势，数字普惠金融的覆盖广度与使用深度通常更为领先；而部分内陆地区受通信设施、交通条件与市场活跃度制约，数字化对增长与效率改善的带动作用相对偏弱。因此，数字普惠金融促进经济高质量发展的效应及传导方式可能呈现明显的区域异质性。据此，本文以 2012~2022 年各省数字普惠金融指数的年度均值中位数为分组依据，将 31 个省份划分为高水平与低水平两类地区并开展异质性检验，回归结果见表 8。

Table 8. Heterogeneity regression results by digital inclusive finance development level
表 8. 基于数字普惠金融发展水平分组的异质性回归结果

变量	(1)	(2)
	高数字普惠金融水平地区	低数字普惠金融水平地区
lnDig	0.1888*** (0.046)	-0.0125 (0.030)
常数项	-0.3836* (0.204)	0.4131*** (0.128)
控制变量	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes
省份固定效应	Yes	Yes
样本量	165	176
R ²	0.693	0.838

在数字普惠金融发展水平较高的地区，核心变量数字普惠金融的系数为 0.1888，并在 1%的水平上显著。而在数字普惠金融发展水平较低的地区，该系数为-0.0125 且不显著。具体来说，在经济发达地区，数字普惠金融能够与较为完善的金融基础设施和技术应用场景深度融合，从而产生显著的规模经济和网络外部性效应。这些地区通常拥有高密度的数字化基础设施，以及更具包容性的制度环境，这使得数字普惠金融能够更有效地渗透到实体经济中，促进经济的高质量发展。相比之下，经济欠发达地区由于网络覆盖率等硬件设施不足，以及数字治理能力等软件条件滞后，难以突破“低水平均衡陷阱”。这些地区在数字普惠金融发展过程中，往往受到基础设施和技术应用不足的限制，导致其难以充分发挥数字金融的潜在优势。

4.5.2. 按城镇化率水平划分

借鉴庞明等[29]的分组思路，本文以城镇化率的中位数为界将样本划分为高城镇化地区与低城镇化地区，并据此重新估计。结果(表 9)显示，基于城镇化率的异质性检验表明，数字普惠金融对经济高质量发展(Ehd)的作用存在明显分化，同时数据要素化水平(DEL)的调节效应亦呈结构性差异。具体而言，列(1)

和列(2)显示,在高城镇化地区,数字普惠金融系数为 0.1715,且在 1%水平显著为正,说明其对经济高质量发展具有显著促进作用;而在低城镇化地区,数字普惠金融系数为-0.0129 且不显著。可能原因在于,高城镇化地区基础设施更完善、市场需求更集中,更有利于数字普惠金融功能发挥并转化为高质量发展动能。

Table 9. Heterogeneity tests by urbanization level
表 9. 按城镇化率水平划分的异质性检验

变量	(1)	(2)
	高城镇化率	低城镇化率
lnDig	0.1715*** (0.041)	-0.0129 (0.035)
常数项	-0.3371* (0.185)	0.4342** (0.161)
控制变量	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes
省份固定效应	Yes	Yes
样本量	132	209
R ²	0.659	0.846

5. 进一步分析：数据要素化水平的调节效应与新质生产力水平的门槛效应

5.1. 调节效应检验

本文的调节效应检验结果表明,数据要素化水平(DEL)在数字普惠金融(lnDig)对经济高质量发展(Ehd)的影响中具有显著的正向调节作用,但其作用强度存在异质性特征。如表 10 所示,在未纳入交互项的列(1)中,数字普惠金融对经济高质量发展的边际效应为 0.073 且在 5%水平上显著,而数据要素化水平(DEL)的独立效应为 0.015,在 10%显著性水平下显著,初步验证了二者的主效应。当引入数字普惠金融与数据要素化水平的交互项(lnDig_DEL)后,列(2)呈现结构性变化:数字普惠金融主效应系数降至 0.033,而交互项系数达 0.068,表明数据要素化水平每提升 1 单位,数字普惠金融对经济高质量发展的边际效应将提升 20.6% (0.068/0.033),这印证了数据要素化水平通过优化数据确权、流通配置效率强化数字金融效能的调节机制。列(2)中数据要素化水平主效应系数缩减至 0.004,说明其独立作用被交互效应部分吸收,这与调节变量理论预期一致。

Table 10. Moderation effect test results for the data factorization level
表 10. 数据要素水平的调节效应检验结果

变量	(1)	(2)
	Ehd	Ehd
lnDig_c	0.073** (0.033)	0.033 (0.034)
DEL_c	0.015* (0.009)	0.004 (0.012)

续表

lnDig_DEL		0.068*** (0.020)
控制变量	Yes	Yes
常数项	0.449*** (0.049)	0.401*** (0.049)
年份固定效应	Yes	Yes
省份固定效应	Yes	Yes
样本量	341	341
R ²	0.717	0.733

5.2. 门槛效应检验

本文通过 Bootstrap 重复抽样对门槛效应进行检验，相关结果见表 11，在对数字普惠金融(lnDig)及其分指数(lnDig1, lnDig2, lnDig3)对经济高质量发展水平(Ehd)的影响进行门槛效应检验时，以新质生产力水平作为门槛变量，研究结果揭示了显著的非线性关系。表 12 的门槛效应检验结果显示，以数字普惠金融为核心解释变量时，单一门槛模型的检验统计量 F 为 46.39，并在 1%的显著性水平上通过检验，说明数字普惠金融对经济高质量发展的影响具有显著的单门槛特征，即其作用强度会随着新质生产力水平的变化而发生阶段性调整。在进一步分析中，本文将数字普惠金融从服务覆盖范围、业务使用强度与数字化渗透水平三个维度进行拆分考察，三者在单一门槛框架下同样呈现显著门槛效应，表明不同新质生产力阶段下，数字普惠金融各维度对经济高质量发展的影响方向与边际效应存在明显差别。表 12 的门槛模型估计结果显示，数字普惠金融在单一门槛模型下的门槛值为 0.0936，95%置信区间为[0.0891, 0.0937]，表明在新质生产力水平较低时，数字普惠金融对经济高质量发展具有显著的正向促进效应，而随着新质生产力水平的提高，这种促进作用可能会发生变化。

Table 11. Threshold effect test results
表 11. 门槛效应检验结果

解释变量	门槛变量	模型	F 值	P 值	10%	5%	1%
lnDig	New	单一门槛	46.39	0.0000***	17.8994	22.1552	31.9702
		双重门槛	8.71	0.5300	19.9347	25.0047	33.0277
		三重门槛	9.61	0.2567	13.2807	16.8959	28.4091
lnDig1	New	单一门槛	48.47	0.0000***	18.7442	23.6210	31.1944
		双重门槛	10.56	0.4400	19.5050	24.8262	27.7330
		三重门槛	9.76	0.3533	16.1624	19.8715	23.8830
lnDig2	New	单一门槛	35.55	0.0100**	20.4505	25.5781	33.7371
		双重门槛	5.00	0.8333	20.2745	24.0727	32.7467
		三重门槛	4.41	0.6900	11.4282	12.8621	16.6136
lnDig3	New	单一门槛	54.56	0.0000***	19.9327	24.0294	35.0652
		双重门槛	15.48	0.1533	18.4845	21.4355	26.9305
		三重门槛	9.93	0.4167	17.4329	19.5755	26.8148

Table 12. Estimation results of the threshold model
表 12. 门槛模型的估计结果

解释变量	模型	估计值	95%置信区间	
lnDig	单一门槛	0.0936	0.0891	0.0937
lnDig1	单一门槛	0.0936	0.0891	0.0937
lnDig2	单一门槛	0.0936	0.0883	0.0937
lnDig3	单一门槛	0.0936	0.0893	0.0937

基于以上门槛效应检验结果，本文进一步对数字普惠金融总体指数及其分维度指标在经济高质量发展中的门槛特征进行估计，相关结果汇总于表 13，数字普惠金融(lnDig)及其分指数对经济高质量发展(Ehd)的影响存在显著的新质生产力(New)门槛效应，且作用强度呈现结构性跃升特征。值得关注的是，当新质生产力水平突破 0.0936 的临界阈值时，数字普惠金融总指数对经济高质量发展的弹性系数从 0.0364 显著提升至 0.0393，增幅达 8.0%，对应的 95%置信区间从[0.0308, 0.0420]上移至[0.0338, 0.0447]。这一结果进一步验证了数字普惠金融边际效应在更高生产力水平下的强化趋势，反映出技术吸收能力与要素配置效率的协同优化对数字普惠金融效能释放的乘数效应。分维度检验进一步揭示异质性机制：覆盖广度(lnDig1)和使用深度(lnDig2)的系数分别从 0.0313 和 0.0307 上升至 0.0343 和 0.0335，增幅集中于 9.4%~9.2%，反映基础设施渗透与场景深化存在跨门槛协同；而数字化程度(lnDig3)的系数从 0.0255 上升至 0.0287，增幅达 12.4%，且 T 值从 9.72 跃升至 11.14，说明技术嵌入效应在生产力高阶阶段更为显著。尽管各门槛区间的估计系数均在 1%的显著性水平下通过检验，但特别在 8.0%~12.4%的增幅区间内，数字金融与经济增长的非线性效应呈现出渐进式增强的趋势。这一现象可能源于新质生产力突破关键阈值后，区域技术吸收能力与要素配置效率的协同提升，进而驱动数字普惠金融的规模经济效应与网络外部性实现加速释放。

Table 13. Digital finance and high-quality economic development: parameter estimates from the single-threshold model
表 13. 数字金融与经济高质量发展：单门槛模型参数估计结果

变量	门槛区间	系数	T 值	P 值	95%置信区间	
lnDig	New \leq 0.0936	0.0363988***	12.77	0.000	0.0307919	0.0420058
	New > 0.0936	0.0392918***	14.18	0.000	0.0338379	0.0447456
lnDig1	New \leq 0.0936	0.0312535***	12.66	0.000	0.0263964	0.0361105
	New > 0.0936	0.0342623***	14.34	0.000	0.0295613	0.0389633
lnDig2	New \leq 0.0936	0.0306812***	9.36	0.000	0.0242313	0.0371311
	New > 0.0936	0.0335263***	10.58	0.000	0.0272902	0.0397623
lnDig3	New \leq 0.0936	0.0255224***	9.72	0.000	0.0203572	0.0306877
	New > 0.0936	0.0286901***	11.14	0.000	0.0236206	0.0337595

6. 结论与建议

本文构建评价指标体系，对我国 31 个省份的经济高质量发展水平与新质生产力水平进行测度，并从直接效应、区域异质性、数据要素化水平的调节作用以及新质生产力的门槛效应等方面检验数字普惠金融的影响。本文主要结论可概括为：1) 数字普惠金融总指数及服务覆盖范围对经济高质量发展呈现显著的正向影响。2) 数据要素化水平在数字普惠金融作用于经济高质量发展的过程中发挥正向调节作用。3)

异质性结果表明,上述促进效应在数字普惠金融基础较好的地区与城镇化水平较高的地区更为明显。4) 门槛估计表明,数字普惠金融总体水平及其分维度指标均存在显著的单门槛特征。总体上,随新质生产力的提升,其促进效应阶段性增强,但跨越门槛后边际效应趋于减弱。

基于上述研究结论,提出以下建议。

第一,优化数字普惠金融发展结构。首先,加大对农村地区、中小微企业及欠发达区域的数字普惠金融基础设施投入,通过推广移动支付、数字信贷等工具缩小“数字鸿沟”。其次,针对使用深度不足的问题,应结合新质生产力的人工智能、绿色技术等核心要素,开发适配产业链需求的定制化金融产品。此外,应推动金融机构加快智能化改造进程,探索将区块链等技术嵌入跨境支付、票据清算与结算等业务环节,以提升处理效率并压降交易摩擦成本。最后,实施差异化区域金融政策,完善县域及以下层级的数字普惠金融基础设施网络。

第二,完善数据要素市场化配置。鼓励金融机构开发基于数据要素的金融产品和服务,提升金融服务的精准性和效率。同时,支持科技企业与金融机构合作,开展数据要素化技术研发和应用,提高数据要素的利用价值。同时,应加快数据要素市场化配置的制度供给与监管框架建设,围绕数据权属界定、流通交易规则、合规边界与监管口径等关键环节补齐制度短板,提升市场运行的规范性与可预期性。并需同步完善数据安全治理与个人信息保护安排,健全全流程风控与责任追溯机制,降低数据泄露、越权使用等合规风险,以增强市场主体参与数据要素流通与开发利用的信任基础。

第三,推进差异化的区域发展策略。对于数字普惠金融基础较好、发展水平较高的地区,应在巩固既有优势的基础上进一步向“深应用”转型,重点推动场景化金融服务创新,并支持其在跨境数字支付、数字人民币试点等前沿业务领域先行先试、形成可复制的经验。对于数字普惠金融欠发达地区,则需加强数字普惠金融基础设施与人力资本投资,通过“东西部协作”机制缩小区域差距。其次,建议在城镇化率较高的区域发展智慧城市金融服务,推动“数字普惠金融与公共服务融合”;在城镇化滞后地区,依托数字政务平台整合涉农补贴、土地流转等数据,开发“乡村振兴专项贷款”等定制化产品。

第四,增强数字普惠金融与新质生产力发展的联动性。首先,应构建一个包含金融风险和数据安全等维度的监测框架,并设定区域差异化的政策调整阈值。其次,建立新质生产力发展指数与金融政策的动态联动机制。当区域创新指数超过既定阈值时,对达标地区加大数字普惠金融政策倾斜,自动激活数字普惠金融专项债的发行程序以及风险补偿基金的扩容计划。

参考文献

- [1] 牛丽娟. 数字金融与经济高质量发展: 理论分析与实证检验[J]. 西南民族大学学报(人文社会科学版), 2023, 44(1): 125-138.
- [2] Li, H. and Xie, G.Y. (2024) The Digital Finance Impact on the Enterprises' High-Quality Development. *The EURASEANs: Journal on Global Socio-Economic Dynamics*, 9, 19-36. [https://doi.org/10.35678/2539-5645.3\(46\).2024.19-36](https://doi.org/10.35678/2539-5645.3(46).2024.19-36)
- [3] 张佳佳. 数字金融、技术创新与企业竞争力——来自中国 A 股上市企业的实证证据[J]. 南方金融, 2023(1): 23-36.
- [4] Zhou, H., Li, X. and Li, X. (2023) Can the Digital Economy Improve the Level of High-Quality Financial Development? Evidence from China. *Sustainability*, 15, Article No. 7451. <https://doi.org/10.3390/su15097451>
- [5] Sun, J. (2024) Digital Financial Inclusion, Capital Mismatch and High-Quality Development of the Real Economy. *Journal of Electrical Systems*, 20, 2873-2880. <https://doi.org/10.52783/jes.4622>
- [6] 李骏, 谢晗进. 数字金融与经济高质量发展——基于新发展理念视角[J]. 投资研究, 2023, 42(1): 4-20.
- [7] 乔晗, 李卓伦. 数据要素市场化配置效率评价研究[J]. 中国科学院院刊, 2022, 37(10): 1444-1456.
- [8] 徐向慧. 数据要素价值化赋能全国统一大市场建设——理论机制与实证检验[J]. 技术经济与管理研究, 2024(8): 65-69.
- [9] 张亚军. 新质生产力、经济双循环与中国式现代化[J]. 技术经济与管理研究, 2024(9): 121-126.

- [10] 郭静怡, 谢瑞峰. 数字普惠金融、融资约束与环境敏感企业投资效率——基于 1173 家上市企业面板数据[J]. 金融理论与实践, 2021(9): 51-61.
- [11] 欧阳文杰, 陆岷峰. “双碳”目标下数字金融驱动绿色经济发展的实证研究[J]. 金融理论与实践, 2023(1): 72-81.
- [12] 韩珣, 安然, 黄娴静. 数字金融如何促进经济高质量发展: 理论机制与实证检验[J]. 金融监管研究, 2024(1): 79-95.
- [13] 黄益平, 邱晗. 大科技信贷: 一个新的信用风险管理框架[J]. 管理世界, 2021, 37(2): 12-21+50+2+16.
- [14] 王珂凡, 何文彬. 数字普惠金融赋能共同富裕的实证检验[J]. 统计与决策, 2024, 40(14): 132-137.
- [15] 李建军, 韩珣. 普惠金融、收入分配和贫困减缓——推进效率和公平的政策框架选择[J]. 金融研究, 2019(3): 129-148.
- [16] 金骋路, 陈荣达. 数据要素价值化及其衍生的金融属性: 形成逻辑与未来挑战[J]. 数量经济技术经济研究, 2022, 39(7): 69-89.
- [17] 李肇宁, 刘振宇. 数据生产要素化对数字金融发展的影响研究——基于数据隐私安全视角[J]. 新金融, 2024(5): 32-38.
- [18] 李晓龙, 冉光和. 数字金融发展、资本配置效率与产业结构升级[J]. 西南民族大学学报(人文社会科学版), 2021, 42(7): 152-162.
- [19] 蔡延泽, 龚新蜀, 靳媚. 数字经济、创新环境与制造业转型升级[J]. 统计与决策, 2021, 37(17): 20-24.
- [20] Zhang, H.J., Chen, Y.S., Qiu, S.-Y., et al. (2024) Literature Review and Research Prospect of Digital Inclusive Finance and Gig Economy under the Background of New Quality Productivity. *Financial Engineering and Risk Management*, 7, 167-177.
- [21] 孙豪, 桂河清, 杨冬. 中国省域经济高质量发展的测度与评价[J]. 浙江社会科学, 2020(8): 4-14+155.
- [22] 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.
- [23] 庞加兰, 张海鑫, 王倩倩. 数字普惠金融、融资约束与民营经济高质量发展[J]. 统计与决策, 2023, 39(5): 130-135.
- [24] 杨伟明, 粟麟, 王明伟. 数字普惠金融与城乡居民收入——基于经济增长与创业行为的中介效应分析[J]. 上海财经大学学报(哲学社会科学版), 2020, 22(4): 83-94.
- [25] 韩文龙, 张瑞生, 赵峰. 新质生产力水平测算与中国经济增长新动能[J]. 数量经济技术经济研究, 2024, 41(6): 5-25.
- [26] Acemoglu, D. and Restrepo, P. (2020) Robots and Jobs: Evidence from US Labor Markets. *Journal of Political Economy*, 128, 2188-2244. <https://doi.org/10.1086/705716>
- [27] 王永钦, 董雯. 机器人的兴起如何影响中国劳动力市场?——来自制造业上市公司的证据[J]. 经济研究, 2020, 55(10): 159-175.
- [28] 张辽, 胡忠博. 数据要素化对共同富裕程度的影响研究[J]. 软科学, 2024, 38(11): 18-25+33.
- [29] 庞明, 王慧, 张祺浩. 数字普惠金融、金融素养与家庭金融资产选择[J]. 会计之友, 2024(10): 40-48.