

数字经济对新质生产力的影响效应及异质性分析

周宇前

云南师范大学数学学院, 云南 昆明

收稿日期: 2025年9月21日; 录用日期: 2025年10月11日; 发布日期: 2025年10月23日

摘要

本文基于2013~2022年我国31个省份的面板数据, 实证分析了数字金融对新质生产力的影响机制及其异质性。通过构建基准回归模型, 并运用工具变量法等进行内生性检验以及替换被解释变量测算方法等进行稳健性检验, 研究结果显示, 数字经济对新质生产力具有显著且稳健的促进作用。中介效应检验进一步表明, 数字经济通过推动绿色经济发展间接促进了新质生产力的提升。在异质性分析中, 我们根据地形特征和数字经济水平对省份进行分类, 发现数字经济对新质生产力的影响在平原占比高的省份更为明显, 而在数字经济水平较高的省份, 这种促进作用也更为显著。

关键词

数字经济, 新质生产力, 绿色经济, 中介效应, 异质性分析

The Impact of Digital Economy on New Quality Productive Forces and Its Heterogeneity Analysis

Yuqian Zhou

School of Mathematics, Yunnan Normal University, Kunming Yunnan

Received: September 21, 2025; accepted: October 11, 2025; published: October 23, 2025

Abstract

Based on panel data from 31 provinces in China from 2013 to 2022, this paper empirically analyzes the impact mechanisms and heterogeneity of the digital economy on new quality productive forces.

By constructing a basic regression model and conducting endogeneity tests using instrumental variable methods, as well as robustness checks by replacing measurement methods of the explained variable, the study finds that the digital economy has a significant and robust promoting effect on new quality productive forces. Further mediation effect tests indicate that the digital economy indirectly promotes the improvement of new quality productive forces by driving the development of green economy. In the heterogeneity analysis, provinces are categorized based on topographical characteristics and levels of digital economy. The results show that the impact of the digital economy on new quality productive forces is more pronounced in provinces with a higher proportion of plains, and the promoting effect is also more significant in provinces with a higher level of digital economy.

Keywords

Digital Economy, New Quality Productive Forces, Green Economy, Mediation Effect, Heterogeneity Analysis

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

在全球化与信息化深度演进的当代经济格局下，数字经济作为继农业经济、工业经济之后的新型经济形态，正引发全球价值链体系、产业组织范式及资源配置机制的系统性变革。党的二十大报告明确指出：“要加快发展数字经济，促进数字经济和实体经济深度融合，打造具有国际竞争力的数字产业集群”[1]，这一顶层设计为数字经济高质量发展提供了根本遵循与战略指引。该经济形态通过重构价值创造路径，已渗透至电子商务、智能金融、先进制造等现代产业体系的关键领域，并借助数据要素市场化配置、算法驱动型创新及平台经济生态系统的多维驱动机制，显著提升了传统产业的生产函数效率与全要素生产率水平。

新质生产力作为数字经济时代演进的新型生产形态，其本质是通过智能技术集群重构价值创造体系，突破了传统要素边界的线性增长模式。这种生产力范式不仅实现了劳动、资本与技术等基础要素的数字化跃迁，更凸显数据要素的战略地位以及知识溢出、网络效应等新型生产关系的作用机制[2]。其核心特征体现在三个方面：其一，基于人工智能与大数据分析的智能决策系统，实现了对市场需求的实时感知与动态响应；其二，依托数字孪生技术和平台经济架构，构建起跨区域、跨产业的协同创新网络；其三，通过区块链与物联网技术融合形成的弹性生产体系，显著提升了要素配置效率与全要素生产率的边际改进空间。

数字经济已成为数字中国发展的根基性支柱与核心引擎，对国家经济转型升级起到决定性作用。其通过构建技术底座、激活数据要素、培育创新动能三大维度，系统性重塑经济发展范式。新兴技术集群构成了新质生产力的底层架构，推动传统产业智能化改造，同时通过数据要素的深度整合实现跨领域协同效应，形成叠加增值效应。在此过程中，人工智能、大数据分析、云计算、物联网和区块链等前沿技术的广泛应用，为各行业注入数字化基因，既重构了制造业的生产流程与服务模式，更催生出智能制造、智慧物流等新兴业态，显著提升新质生产力。这种持续的创新迭代机制，形成了“技术突破 - 产业应用 - 反哺研发”的正向循环，而数字新质生产力作为新质生产力的一种表现形式，将最终驱动新质生产力呈指数级增长态势[3]。

现有的研究表明,数字经济对生产力发展广泛而深刻的促进作用。金环等[4]的研究表明,数字经济能够有效推动要素市场的合理化、高级化和一体化,从而显著提升企业创新效率。Yang 等[5]则发现,数字经济从信息基础设施建设、数字化技术人才的培养以及数字化素养的提升等方面,赋能乡村产业的高质量发展。

综上,现有研究虽对数字经济的经济效应进行了多维度阐释,但鲜有文献聚焦于其对新质生产力的直接影响机制。本文以此为切入点,从多个角度分析了数字经济对新质生产力的促进作用,并探讨了其在空间上的显著差异,为本文的研究奠定了坚实的基础。基于这些研究成果,本文将利用 2013 年至 2022 年全国 31 个省份的面板数据进行建模,系统地研究数字经济对新质生产力的整体影响效应。为进一步验证数字经济对新质生产力的异质性影响,本文将在多维度展开深入分析不同特征划分下区域的差异。

2. 研究假设与理论基础

2.1. 研究假设

2.1.1. 直接效应

在当今全球化与信息化的交汇点上,数字经济作为一种新型经济形态,正以前所未有的速度改变着人类社会的运作模式。它不仅为经济增长注入了新的活力,更以其独特的优势深刻影响着我们的生活方式、工作模式乃至思维习惯。通过数据要素的高效利用,数字经济推动了资源配置创新、智能制造产品革新、突破了地域限制,并激发了市场活力,为构建全国统一大市场奠定了坚实基础[6]。

数字经济为新质生产力注入了强大的创新动力。大数据、云计算和人工智能等前沿科技的应用,使企业能够快速进行研发和产品迭代。智能制造系统通过先进的传感技术和数据分析算法,实现了生产过程的智能化控制,提高了生产的灵活性和响应速度。数字平台的广泛应用降低了市场进入门槛,鼓励更多中小企业参与创新活动,加速了技术扩散和应用。

此外,数字经济打破了地域限制,拓宽了新质生产力的应用场景。互联网的普及使得信息传递不受时空限制,企业可以在全球范围内寻找最优资源和技术合作机会,推动跨国产业协作和新兴市场的开拓,增强了企业的竞争力。同时,共享经济和平台经济等新型业态整合了闲置资源,实现了最优化配置,提高了社会整体的资源利用效率,提供了更加灵活多样的就业选择,激发了市场的活力与创造力。

综上所述,数字经济以其丰富的内涵和广泛的影响,直接推动了新质生产力的发展,优化了资源配置,促进了技术创新,催生了新的商业模式,为全球经济的可持续发展注入了新的活力。

假设 1: 数字经济对新质生产力发展具有显著的促进作用。

2.1.2. 中介效应

作为加速生产过程和生产力要素重构的有效手段,绿色技术创新能够促进新型劳动力、新型劳动工具和新型劳动资源的形成。这种创新不仅提升了生产效率,还推动了可持续发展,通过引入环保技术和材料,优化了劳动条件和资源利用方式,从而为全新的生产力注入新的动力[7]。绿色经济作为一种将环境保护与经济发展相结合的战略,旨在通过可持续的方式促进经济增长,同时减少对自然资源的消耗和环境的影响。与此同时,绿色经济开发和应用了节能环保型设备和技术,如高效能电机、智能控制系统、可再生能源发电装置等,这些工具能够显著降低能源消耗和环境污染,提高生产的生态效益。此外,通过探索和利用可再生资源,如太阳能、风能、生物质能等,替代传统化石燃料,减少了对不可再生资源的依赖;并通过循环经济模式,最大化资源的循环利用,减少废弃物的产生。

在探讨新质生产力时,其作为技术创新和产业升级的成果,核心理念在于“创新提升质量”,即通过创新手段来提高经济发展的质量和效益。具体而言,新的质量生产力在新能源、新材料及人工智能等

前沿领域中，凭借环保相关技术的革新，对生产资料的质量、结构以及运作模式进行了深度改造与优化，促使传统制造业向绿色制造转型，并加速了设备的更新换代，有效解决了传统产业增长模式中的高能耗和污染问题。例如，传统企业通过研发高效的太阳能板和风力发电装置，降低了对化石燃料的依赖并减少了碳排放，这不仅支持了低碳经济的发展，也体现了新质生产力在促进环境友好型经济增长方面的重要作用。

此外，新质生产力还通过对虚拟与现实结合的新材料和技术的引入，为劳动对象的扩展提供了坚实基础，提高了自然资源利用效率，实现了减碳、减污、绿化与经济增长的多赢局面，进一步推动了低碳经济的高质量发展。综上所述，新质生产力通过推进绿色技术创新和资源的高效配置，不仅提升了生产效率，更为可持续发展注入了新的动力，成为驱动经济和社会全面绿色转型的关键力量。此过程不仅强调了技术进步对于经济发展的重要性，同时也凸显了绿色经济理念在现代经济增长模式中的核心地位。由此，有如下假设：

假设 2：数字经济通过促进绿色经济而加速新质生产力的形成。

2.2. 理论基础

2.2.1. 熵权法

新质生产力涉及众多方面，为得到一个指标衡量新质生产力的综合水平，本文将选取相关新质生产力多维度多方面的指标通过熵权法得到一个综合的新质生产力水平以便进行量纲化分析。熵权法步骤为：

$$p_{ij} = \frac{x_{ij}}{\sum_{i=1}^n \sum_{t=1}^m x_{ij}}$$

$$e_j = -k \sum_{i=1}^n \sum_{t=1}^m p_{ij} \ln(p_{ij}), k = \frac{1}{\ln(n)}$$

$$d_j = 1 - e_j$$

$$w_j = \frac{d_j}{\sum_{j=1}^q d_j}$$

$$x_{it} = \sum_{j=1}^q w_j x_{ij}$$

其中， x_{ij} 为第 i 个省份，第 t 年，第 j 个指标的值， p_{ij} 为其在该指标中的比重，信息熵 e_j 和冗余度 d_j 描述了该指标的组内差异程度，并根据其组内差异程度的大小得出熵权 w_j ，最后以各指标的熵权为权重求和得到综合水平。

2.2.2. 双因素固定效应模型

对于面板数据集的回归，常常认为其在个体和时间上存在一些观测不到的特殊效应，其回归模型为

$$y_{it} = \beta_0 + \beta \mathbf{X}_{it} + \mu_i + \lambda_t + \epsilon_{it}$$

其中 y_{it} 表示被解释变量， $\mathbf{X}_{it}$ 表示解释变量矩阵， β_0 表示截距项， β 为相关系数， μ_i 为个体效应， λ_t 为时间效应， ϵ_{it} 为随机误差项。

对数据集进行组内变换：

$$\tilde{x}_{it} = (x_{it} - \bar{x}_i - \bar{x}_t + \bar{x})$$

其中，

$$\bar{y}_i = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n y_{it}, \bar{y}_t = \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m y_{it}, \bar{y} = \frac{1}{nm} \sum_{i=1}^n \sum_{t=1}^m y_{it}$$

$$\bar{x}_i = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_{it}, \bar{x}_t = \frac{1}{m} \sum_{t=1}^m x_{it}, \bar{x} = \frac{1}{nm} \sum_{i=1}^n \sum_{t=1}^m x_{it}$$

即可得到

$$\tilde{y}_{it} = \boldsymbol{\beta} \tilde{\mathbf{X}}_{it} + \tilde{\epsilon}_{it}$$

根据最小二乘法求得

$$\hat{\boldsymbol{\beta}} = \left(\tilde{\mathbf{X}}_{it}^T \tilde{\mathbf{X}}_{it} \right)^{-1} \tilde{\mathbf{X}}_{it}^T \tilde{\mathbf{y}}_{it}$$

3. 研究设计

3.1. 指标选取与数据来源

3.1.1. 被解释变量

新质生产力(NQP)。潜在的财富创造能力并非单靠某一个生产要素就能实现，而是源自劳动者、劳动资料和劳动对象三者的有机结合。即使某个生产要素的质量再优越，单独依靠它也无法直接产生财富。每个独立的要素所包含的是潜在的生产力，而这种潜力的大小取决于其自身的质量水平[8] [9]。劳动者、劳动资料和劳动对象作为生产力的构成要素，可以代表生产力的主要本质，因此本文选择新质劳动者、新质劳动资料和新质劳动对象三个维度，构建新质生产力指标体系，见表 1。

Table 1. New quality productivity index system
表 1. 新质生产力指标体系

新质劳动者	人力资源潜力	在职硕、博士在校生数量 每十万人在校大学生数量
	人工生活水平	人均可支配收入
	基础建设水平	人均道路面积 互联网宽带接入端口(万个)
新质劳动资料	政策支持	地方财政一般预算支出(亿元) 地方财政一般公共服务支出(亿元) 规模以上工业企业 R&D 经费(万元)
	能源效率	电力消费量(亿千瓦时) GDP/能源消耗量(电力)
	高新产业	电子商务销售额(亿元) 金融业增加值(亿元)
新质劳动对象	传统产业	交通运输、仓储和邮政业增加值(亿元) 住宿和餐饮业增加值(亿元)

3.1.2. 解释变量

数字经济(DE)。伴随着数字经济的蓬勃发展，激发了各行各业对数字普惠金融的测度，这些测度主要分为三类，第一类是传统金融调查统计中包含部分数字金融的指标，如中国人民银行发布的《中国普惠金融指标分析报告》；第二类是研究机构或商业机构发布的区域数字金融或者金融科技指数，如“北京大学数字普惠金融指数”；第三类是一些机构发布的数字经济的指标[10]。

“北京大学数字普惠金融指数”的编制弥补了传统金融指数在数字化元素上的不足，准确反映了中国数字普惠金融的发展趋势和空间分布。该指数在时间跨度和地区覆盖广度上，相较于其他数字金融指

数具有明显优势。因此,本文选择使用由北京大学与蚂蚁科技集团合作研究得出的数字普惠金融数据[11],作为衡量数字经济水平的重要指标。这一选择不仅得益于数据的全面性和时效性,还因为它能更好地捕捉数字技术对金融服务可及性和包容性的影响。

3.1.3. 控制变量

在本研究中,为了有效减少遗漏变量所引发的偏差、显著增强因果推断的可信度,并进一步提升模型的稳健性,我们引入了三个控制变量,以期对模型进行全面优化和完善。首先,实用创新水平(PIL)通过国内实用新型专利申请受理量来衡量,这一指标不仅反映了企业在短期内的技术创新能力,还能够捕捉到那些虽未达到显著创新水平但具备实际应用价值的技术改进。其次,显著创新水平(SIL)以国内发明专利申请授权量为表征,发明专利往往代表着更高层次的技术创新,其授权量不仅体现了这些创新的质量和认可度,更揭示了企业在长期技术研发上的投入与成果。最后,产业结构合理化(ISR)通过产业结构协调度来度量,该指标评估各产业之间的协调发展情况,不仅反映了经济结构的优化程度,还帮助我们深入理解产业结构对因变量的影响。

3.1.4. 中介变量

为了全面衡量绿色经济(GE)的水平,本文选取了两个关键维度进行表征:绿色能源和绿色工业。具体而言,绿色能源通过火电发电占比来代表,这一指标反映了传统化石能源在电力生产中的比重,能够直观地体现能源结构的清洁化程度。较低的火电发电占比意味着更高的清洁能源利用率,从而表明该地区或国家在能源转型方面取得了显著进展。

与此同时,绿色工业则通过化学需氧量排放量与第二产业增加值的比值来度量。这一比率不仅捕捉了工业生产过程中污染物的排放强度,还考虑了经济增长的因素,能够更准确地反映绿色环境与工业之间的平衡发展。

3.2. 模型设定

3.2.1. 基准回归模型

为进一步研究数字经济对新质生产力的影响效应,本文选用基准回归模型拟合数字经济和新质生产力的数据,具体模型为:

$$NQP_{it} = \beta_0 + \beta_1 DE_{it} + \beta_k CV_{kit} + \mu_i + \lambda_t + \epsilon_{it}$$

其中, i 和 t 分别表示年份和省份, NQP_{it} 为被解释变量,具体指代新质生产力水平; β_0 为截距项;其余 β 为对应的相关系数; DE_{it} 为自变量,具体指数字经济水平; $\mu_i + \lambda_t + \epsilon_{it}$ 分别为个体固定效应、时间固定效应和随机误差项。

3.2.2. 中介效应模型

考虑到在数字经济对新质生产力的影响中可能存在中介路径,本文还建立了如下中介效应模型

$$GE_{it} = \theta_0 + \theta_1 DE_{it} + \theta_k CV_{kit} + \mu_i + \lambda_t + \epsilon_{it}$$

$$NQP_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 DE_{it} + \alpha_2 GE_{it} + \alpha_k CV_{kit} + \mu_i + \lambda_t + \epsilon_{it}$$

其中 GE_{it} 为 i 省份 t 时期的绿色经济水平。

4. 实证分析

4.1. 多重共线性检验

在回归分析中,若两个或多个自变量之间存在高度线性相关,会导致模型参数估计不稳定,增加标

准误差，从而影响模型的解释力和预测精度。为了评估共线性问题，我们分别计算了未考虑时间固定效应和个体固定效应的模型，以及考虑了这些固定效应的模型的方差膨胀因子(VIF)。表 2 结果显示，在未考虑固定效应的模型中，最大的 VIF 为 3.2486；而在考虑固定效应的模型中，最大的 VIF 为 1.4943，均未超过 5。因此，可以认为这两个模型均不存在显著的多重共线性问题。

Table 2. Multicollinearity test
表 2. 多重共线性检验

	DE	PIL	SIL	ISR
未考虑固定效应	2.0792	2.6294	3.2486	1.6734
考虑固定效应	1.4943	1.1676	1.3610	1.2467

4.2. 基准回归结果

Table 3. Regression model results
表 3. 回归模型结果

	NQP (1)	NQP (2)	NQP (3)
DE	0.3508*** (<2e-16)	1.014*** (<2e-16)	0.2199*** (2.34e-05)
PIL			0.1776*** (7.33e-12)
SIL			0.3310*** (<2e-16)
ISR			0.1247*** (<2e-16)
时间固定效应	NO	YES	YES
个体固定效应	NO	YES	YES
常数项	0.0412** (0.0080)	1.512e-18 (1)	1.476e-17 (1)
自由度	308	308	308
Adjusted R-squared	0.312	0.3197	0.8304

注：*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著，()内为 p 值。下同。

表 3 结果显示，在未引入固定效应的情况下，数字经济对新质生产力的影响在 1%水平上显著，这表明数字经济的内在驱动机制不依赖于特定的时间或个体特征。当模型中加入固定效应后，数字经济与新质生产力之间的正向关联依然在 1%水平上显著，证明其促进作用具有普遍性和持久性。此外，即使在控制了一系列可能影响结果的变量之后，数字经济对新质生产力的正面影响依旧显著，这说明其作用机制深植于经济结构之中，而非由外部因素偶然促成。这强调了数字经济在推动新质生产力发展中稳定且显著的作用。

无论模型是否控制固定效应或纳入其他控制变量，这一关系始终保持稳健，系数在 1%的统计水平上持续为正。此结果不仅验证了先前提出的假设 1，即数字经济是推动新质生产力发展的关键因素，而且进一步揭示了数字经济作为核心驱动力的重要性。

4.3. 中介效应检验

为了验证假设 2，即数字经济不仅直接促进新质生产力的发展，还通过绿色经济的中介作用进一步推动这一进程，我们引入中介效应模型。具体而言，我们将绿色经济作为中介变量引入模型，并使用火电

发电占比和化学需氧量排放量与第二产业增加值的比值作为绿色经济的指标。分析结果如下表(1)列所示,揭示了数字经济、绿色经济与新质生产力之间的多层次互动关系。

首先,在引入了绿色经济作为中介变量后,数字经济对新质生产力的相关系数依然在 1%的显著性水平上保持为正。这一结果巩固了前文关于数字经济直接促进新质生产力的结论,揭示了其间接影响路径的存在。这表明,数字经济的积极效应不仅仅局限于直接的技术和效率提升,还通过推动绿色转型,进一步优化了新质生产力的发展环境。

其次,绿色经济的相关系数在 10%的显著性水平上为负,证明绿色经济的发展是有利于新质生产力的发展的,“新质生产力就是绿色生产力”。火电发电占比和化学需氧量排放量的减少,意味着传统高污染行业的比重降低,而这些变化正是数字经济推动绿色经济的直观体现。绿色经济指标的负向显著性,展示了数字经济通过减少环境污染和资源消耗,促进了更加可持续的新质生产力发展。

从更广泛的角度来看,这一发现具有重要的政策意义。它表明,政府和企业推动数字经济发展的同时,应当重视绿色转型的战略布局。通过政策引导和技术支持,可以加速传统产业的绿色升级,进而实现新质生产力的全面提升。未来的研究可以进一步探讨其他可能的中介机制,如技术创新、产业结构调整等,以期揭示更多数字经济与新质生产力之间的复杂互动。

4.4. 内生性检验

4.4.1. 改变控制变量

为了评估模型中潜在的内生性问题,特别是由遗漏变量引起的偏误,可以使用替换控制变量的方法,将生活用水总量(WC)和邮政业务总量(PV)作为替代的控制变量再重新进行回归分析,以期更全面地捕捉可能影响结果的因素。

结果如表(2)列,参数显示,数字经济对新质生产力的影响系数依然在 1%的显著性水平上为正,且与先前的结果高度一致。这表明,即使在考虑了额外的控制变量之后,数字经济对新质生产力的正面效应仍然稳健,不存在因遗漏关键变量而导致的内生性问题。此外,这种一致性进一步验证了模型的稳健性和可靠性。

4.4.2. 滞后一期

为检验模型中可能存在的同期相关性问题,引入滞后一期的解释变量代入模型作为新的解释变量,模型结果如下表(3)列。在解释变量滞后一期的模型中,各项指标与原模型结果一致。

4.4.3. 工具变量法

为了解决双向因果关系所引发的内生性问题,我们采用了工具变量法进行检验。根据现有文献[12],我们选择 1998 年邮电业务总量作为潜在的工具变量。考虑到 1998 年邮电业务总量是截面数据,我们进一步将其与对数化的批发和零售业增加值(ln)构建交互项,以增强工具变量的相关性和外生性。

在保持原有控制变量的基础上,我们引入了这一交互项,并在模型中同时考虑了时间固定效应和个体固定效应。通过两阶段最小二乘法(2SLS)进行工具变量估计,我们旨在消除双向因果关系可能带来的偏误,从而获得更为准确的因果推断。

由于模型中只有一个工具变量,正好对应一个内生检验变量,为恰好识别,不存在过度识别的情况。由表 4 的结果看出,在第一阶段回归中,第一阶段 F 统计量大于 10,并在 1%水平上显著,表明工具变量与内生解释变量之间的关系非常显著[13],可以确信工具变量具备足够的解释力,这意味着工具变量对内生解释变量具有强大的解释力,并且这种关系并非由随机误差引起,而是具有统计学上的可靠性。由工具变量法的回归结果依然支持数字经济对新质生产力存在显著的促进影响,再次验证了上文的结论。

Table 4. Mediation effect test and endogeneity test
表 4. 中介效应检验及内生性检验

	加入中介变量(1)	改变控制变量(2)	滞后一期(3)	工具变量法(4)
	NQP	NQP	NQP	DE
DE	0.2047*** (1.35e-06)	0.5762*** (<2e-16)	0.2492*** (4.90e-05)	0.7745*** (1.47e-05)
PIL	0.2160*** (<2e-16)		0.1712*** (4.17e-11)	0.1692*** (1.21e-12)
SIL	0.2484*** (<2e-16)		0.3375*** (<2e-16)	0.2328*** (<2e-16)
ISR	0.0593***		0.1167*** (<2e-16)	0.0052 (0.805)
WC		0.8452*** (<2e-16)		
PV		0.2130*** (<2e-16)		
GD	-0.0158* (0.0107)			
一阶段 F 值				32.49*** (8.97e-08)
时间固定效应	YES	YES	YES	YES
个体固定效应	YES	YES	YES	YES
常数项	0.0017 (0.0672)	1.115e-17 (1)	5.963e-18 (1)	3.081e-18 (1)
自由度	304	306	305	308
Adjusted R-squared	0.8883	0.6713	0.8267	0.8168

4.5. 稳健性检验

4.5.1. 剔除直辖市样本

鉴于直辖市(北京、上海、天津、重庆)在政治架构与经济资源配置上与普通省份存在显著差异,为更准确地评估数字经济对新质生产力的影响,我们在构建基准回归模型时选择了剔除这四个直辖市的样本。调整后的模型结果显示,即使不包括直辖市的数据,数字经济对新质生产力的正向影响仍然在 1%的显著性水平上成立,这一结果与包含直辖市时的基准回归模型相一致,进一步验证了数字经济对新质生产力的促进作用。

4.5.2. 排除强影响点

为了提高模型的稳定性和可靠性,本文使用库克距离来识别并排除对回归模型具有强影响的数据点。具体而言,将库克距离大于 4/n 的观测值从数据集中移除,并重新进行了模型拟合。更新后的模型显示,即使在剔除了这些强影响点之后,各参数估计值依然保持显著,表明模型的结果是稳健的。

4.5.3. 删除极端分位数样本

为进一步测试模型的稳健性,我们基于 2013 年至 2022 年各省数据的新质生产力进行排序,并删除 3%分位数及以下和 97%分位数及以上的极端样本。对于剩余的样本,再次建立了基准回归模型。结果显示,数字经济对新质生产力的相关系数在 1%的显著性水平上仍为正值,这再次证实了假设 1,即数字经济对新质生产力有积极影响。

4.5.4. 主成分方法测算被解释变量

为了排除熵权法测算新质生产力可能造成的偏差,本文使用主成分方法重新测算了新质生产力水平,并代入基准回归模型进行参数估计,结果如表 5 第 4 列,使用主成分方法重新测算的新质生产力代入模型中表现的结果与先前一致。

Table 5. Robustness test
表 5. 稳健性检验

	去除直辖市	剔除强影响点	双侧缩尾 3%	主成分方法
	NQP	NQP	NQP	NQP
DE	0.0702*** (0.0008)	0.2278*** (1.24e-07)	0.2374*** (8.68e-07)	0.2549*** (2.55e-05)
PIL	0.02412*** (0.5071)	0.1682*** (6.54e-12)	0.1137*** (2.59e-05)	0.191*** (2.00e-10)
SIL	0.5176*** (<2e-16)	0.3408*** (<2e-16)	0.2815*** (<2e-16)	0.3898*** (<2e-16)
ISR	0.4015*** (1.58e-08)	0.1142*** (<2e-16)	0.1242*** (<2e-16)	0.1112*** (3.15e-13)
时间固定效应	YES	YES	YES	YES
个体固定效应	YES	YES	YES	YES
常数项	-1.240e-18 (1)	0.0003 (0.615)	-0.0001 (0.789)	1.483e-17 (1)
自由度	265	278	285	305
Adjusted R-squared	0.8483	0.8231	0.7238	0.8213

4.6. 异质性检验

4.6.1. 地形异质性

经济和生产力发展与地形息息相关，本文参考丁敏(2024) [14]的划分方法。具体的说，将国内 31 个省份和直辖市依照平原面积占土地面积的比重划分为富平原区和贫平原区，富平原区为平原面积占土地面积的比重超过 30%的省市：北京，天津，河北，内蒙古，辽宁，吉林，黑龙江，上海，江苏，安徽，河南，山东，宁夏。其余省市则为贫平原区。

如下表(1)、(2)列的结果显示，富平原区和贫平原区的数字经济对新质生产力的正向影响都显著，但在富平原区的正向作用明显更强。可能是富平原区的地形优势为其经济发展提供了更为有利的条件，从而增强了数字经济对新质生产力的促进作用。

Table 6. Heterogeneity test
表 6. 异质性检验

	富平原区	贫平原区	数字经济头部省份	数字经济腰部省份
	NQP	NQP	NQP	NQP
DE	0.3051*** (0.0004)	0.2352** (0.0013)	0.4259*** (0.0001)	0.3169*** (3.39e-05)
PIL	0.2052*** (6.69e-06)	0.0767* (0.0165)	0.1391*** (0.0003)	0.1171** (0.0017)
SIL	0.3857*** (<2e-16)	0.3253*** (<2e-16)	0.3177*** (<2e-16)	0.3813*** (<2e-16)
ISR	0.0481*** (0.0011)	0.156*** (2.82e-11)	0.0517*** (0.002)	0.0610*** (3.68e-06)
时间固定效应	YES	YES	YES	YES
个体固定效应	YES	YES	YES	YES
常数项	5.598e-18*** (1)	2.916e-17 (1)	1.598e-17 (1)	1.003e-17 (1)
自由度	175	125	75	225
Adjusted R-squared	0.8436	0.8233	0.8871	0.7465

4.6.2. 数字经济水平异质性

参考刘昭顺[15]的做法，在前文对数字经济的研究基础上，进一步以 2013~2022 年各省的数字经济样本数据对国内各省份进行区域划分，对 10 年间各省的数字普惠金融指数求均值，并进行排名，以最高的

8个省市作为“数字经济头部省份”，其余省份作为“数字经济腰尾部省份”。将两种区域分别代入模型进行拟合，结果如表6第(3)、(4)列，可看出数字经济对新质生产力的促进作用在头部区域优于腰尾部省份。

究其原因，头部省份的经济与政治基础相对更为先进，这为数字经济的发展提供了优越的环境和支持条件。首先，头部省份通常拥有更加完善的基础设施，如交通网络、通信设施和能源供应系统，这些基础设施的完备性有助于降低企业的运营成本，提高生产效率。其次，头部省份的科技创新能力较强，拥有更多的科研机构和高素质人才，能够更好地推动数字技术的应用和创新。此外，地方政府在政策支持和制度保障方面也更为积极，出台了一系列有利于数字经济发展的政策措施，进一步促进了数字技术与传统产业的深度融合。因此，在头部省份，数字经济与新质生产力之间的协同效应更为显著，表现为更强的正向促进作用。

5. 结论与建议

5.1. 结论

本文基于2013年至2022年间中国31个省份的数字经济与新质生产力面板数据，构建了一个基准回归模型，并通过工具变量法、稳健性检验与异质性分析等方法，系统考察了数字金融对新质生产力的影响效应及其作用机制。研究发现，数字金融发展对新质生产力具有显著且稳健的促进作用，为理解金融创新如何赋能高质量发展提供了新的实证依据。

(1) 现有研究多聚焦于传统金融或广义数字经济对经济增长的影响，较少专门探讨数字金融这一特定形态对新质生产力的作用机制。本文通过实证分析表明，数字金融通过提升金融资源配置效率、降低融资成本、增强金融服务可得性，有效支持了科技创新与企业数字化转型，从而直接推动新质生产力的提升。特别是在中小企业和创新型企业融资约束较为突出的背景下，数字金融依托大数据、人工智能等技术实现信用评估和风险控制，缓解了信息不对称问题，为技术密集型产业发展提供了关键资金支持。

(2) 进一步的中介效应检验显示，数字金融还通过促进绿色金融发展，间接提升了新质生产力。具体而言，数字金融平台能够更精准地识别绿色项目、监测环境绩效，并推动绿色信贷、绿色保险等产品创新，引导资本流向低碳、环保和技术先进型产业。这种“金融绿色化”过程不仅优化了产业结构，也提升了全要素生产率，形成了“数字金融-绿色金融-新质生产力”的传导路径，拓展了数字金融经济效应的理论内涵。

(3) 异质性分析表明，数字金融对新质生产力的促进作用存在区域差异。在平原占比更高的地区，由于交通通达性好、基础设施布局便利，数字金融服务的覆盖效率更高，其对新质生产力的推动作用更为显著。同时，在数字金融发展水平较高的省份，由于用户基础、技术生态和监管环境更为成熟，金融创新的溢出效应更强，因而对新质生产力的提升作用也更加突出。

尽管本文取得了一系列有价值的发现，但仍存在一定的局限性。第一，由于新质生产力是一个较新的概念，其衡量体系尚处于探索阶段，本文虽尝试构建多维度指标进行测算，但指标选取和权重设定可能存在主观性，未来可结合更多权威数据或采用动态调整方法以提升测度的科学性。第二，本文主要基于省级面板数据进行分析，难以完全捕捉到城市或企业层面的微观机制，未来可进一步开展微观实证研究以深化结论。第三，中介机制的识别虽采用中介效应模型，但因果推断仍受限于观测数据的内生性问题，未来可通过引入更多外生冲击或采用实验方法加以完善。第四，本文未充分考虑区域间数字技术扩散与溢出效应，未来可引入空间计量模型进一步探讨数字经济的辐射作用。这些局限为后续研究提供了改进方向与拓展空间。

5.2. 建议

为了充分发挥数字金融对新质生产力的促进作用，应当采取一系列综合措施来深化数字技术与传统产业的融合，优化创新环境，实施区域差异化发展战略，并完善政策法规以保障数字金融健康有序发展。

第一，需要加速现代化产业体系的构建，特别是推动农业和制造业等传统产业的数字化转型。在农业领域，鼓励金融机构依托大数据、区块链等技术开发面向新型农业经营主体的数字信贷产品，支持农业科技企业 with 数字金融平台合作，推动建立基于物联网和遥感数据的农业保险与信贷评估系统，提升金融服务的精准性与可得性。在制造业领域，应引导数字金融资源向智能制造、绿色制造倾斜，支持供应链金融平台发展，缓解中小企业融资难题，助力产业链上下游协同升级。同时，支持农村地区通过数字支付、数字信贷等工具发展农村电商、直播带货等新业态，拓宽农民增收渠道，推动数字普惠金融与乡村振兴深度融合。

第二，为了增强科技供给能力，构建与新质生产力相匹配的数字金融支持体系。加大对基础研究和关键核心技术攻关的金融支持，鼓励设立科技金融专营机构，发展“投贷联动”“保险 + 信贷”等复合型金融服务模式。推动数字金融平台与高校、科研机构合作，建立科技成果转化基金，加速科技成果的商业化应用。强化知识产权质押融资服务，利用数字技术提升知识产权评估、登记与交易效率。同时，加强数字金融人才队伍建设，在高校增设金融科技、数据金融等相关专业，培养既懂技术又懂金融的复合型人才，为科技型企业提供全生命周期的金融支持。

第三，在区域发展方面，东部地区应发挥技术与资本优势，率先探索人工智能、大数据在风险评估、智能投顾、绿色金融等领域的深度应用，建设具有国际竞争力的数字金融创新高地。中部地区可依托产业基础，推动数字金融与先进制造业深度融合，支持区域性金融科技中心建设，提升金融服务本地实体经济的能力。西部及东北地区应结合资源禀赋，重点发展普惠性数字金融服务，如基于移动支付的农业保险、面向小微企业的数字小额信贷等，同时加快信息基础设施建设，缩小区域间数字金融服务差距，防止“数字金融鸿沟”进一步扩大。

第四，为保障数字金融的健康可持续发展，必须完善政策法规与监管体系。加快制定针对数字金融的数据安全、隐私保护、算法治理等方面的专门法规，明确数据权属与使用边界，防范数据滥用与算法歧视。加强对数字金融平台的监管，建立健全风险预警机制，防范系统性金融风险。探索“监管沙盒”等创新监管模式，在控制风险的前提下为金融科技创新提供试验空间。同时，积极参与全球数字金融治理，推动跨境数据流动、数字货币、反洗钱等领域的国际规则协调，提升我国在数字金融国际话语权。

综上所述，通过对数字金融的深度挖掘和合理规划，可以有效促进新质生产力的形成与发展，为中国经济高质量发展注入强劲动力。

参考文献

- [1] 杜庆昊. 习近平关于发展数字经济重要论述的科学内涵及内在逻辑[J]. 理论视野, 2024(11): 27-33.
- [2] 李勇坚, 张海汝. 新质生产力的科学内涵、要素基础与测度研究——基于生产力与生产关系的视角[J]. 学习与探索, 2025(1): 69-79.
- [3] 任保平, 豆渊博. 新质生产力: 文献综述与研究展望[J]. 经济与管理评论, 2024, 40(3): 5-16.
- [4] 金环, 于立宏, 徐远彬. 数字经济、要素市场化与企业创新效率[J]. 经济评论, 2024(5): 20-36.
- [5] Yang, Q.H., Ma, H.Z., Wang, Y.Y. and Lin, L. (2022) Research on the Influence Mechanism of the Digital Economy on Regional Sustainable Development. *Procedia Computer Science*, **202**, 178-183.
<https://doi.org/10.1016/j.procs.2022.04.025>
- [6] 杨宏伟, 石卓达. 数字经济何以促进全国统一大市场建设——基于数据要素流通视角[J]. 调研世界, 2024(12): 31-43.

-
- [7] 李绍东, 刘永庆. 数字经济、技术创新与制造业绿色转型[J]. 聊城大学学报(社会科学版), 2024(4): 114-123.
 - [8] 张哲, 李季刚, 汤努尔·哈力克. 中国新质生产力发展水平测度与时空演进[J]. 统计与决策, 2024, 40(9): 18-23.
 - [9] 郭春娜, 于法稳, 孙咏. 新质生产力测度: 理论依据、指标体系与应用研究[J]. 江西社会科学, 2024, 44(11): 38-49.
 - [10] 郭峰, 熊云军. 中国数字普惠金融的测度及其影响研究: 一个文献综述[J]. 金融评论, 2021, 13(6): 12-23+117-118.
 - [11] 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.
 - [12] 黄群慧, 余泳泽, 张松林. 互联网发展与制造业生产率提升: 内在机制与中国经验[J]. 中国工业经济, 2019(8): 5-23.
 - [13] 陈强. 计量经济学中的因果推断: 过去、现在与未来[J]. 中山大学学报(社会科学版), 2025, 65(1): 43-64.
 - [14] 丁敏. 新质生产力、劳动力就业质量与共同富裕[J]. 统计与决策, 2024, 40(17): 12-17.
 - [15] 刘召顺. 数字经济创新、产业结构优化与共同富裕[J]. 统计与决策, 2024, 40(20): 11-16.