

数字化转型对企业新质生产力的影响

——基于市场竞争程度和分析师关注视角

陈 浩

南京林业大学经济管理学院, 江苏 南京

收稿日期: 2025年9月7日; 录用日期: 2025年9月24日; 发布日期: 2025年10月23日

摘 要

本文聚焦数字化转型对企业新质生产力的影响, 在全球经济变革与中国高质量发展背景下展开研究。基于2012~2022年中国A股上市公司数据, 构建综合评价指标体系衡量企业新质生产力, 以年报文本分析构建数字化转型指标, 并选取市场竞争强度、分析师关注等变量, 运用回归分析、中介机制检验、调节机制检验等方法进行实证研究。研究发现, 数字化转型对企业新质生产力具有显著促进作用, 且通过降低市场竞争强度产生部分中介效应, 分析师关注则强化了这一提升效应。稳健性检验通过倾向得分匹配法、替换被解释变量和解释变量、引入工具变量等方法验证了结果的稳健性。异质性分析表明, 数字化转型对企业新质生产力的影响存在空间异质性和行业异质性, 胡焕庸线东南侧和非重污染行业的数字化转型对企业新质生产力的提升作用更为显著。本文为新质生产力理论提供微观证据, 丰富了新结构经济学理论内涵, 同时为政府制定差异化政策、企业推进数字化转型提供了实践参考。

关键词

数字化转型, 企业新质生产力, 市场竞争程度, 分析师关注

The Impact of Digital Transformation on New Productivity of Enterprises

—Based on Market Competition and Analyst Focus

Hao Chen

School of Economics and Management, Nanjing Forestry University, Nanjing Jiangsu

Received: September 7, 2025; accepted: September 24, 2025; published: October 23, 2025

Abstract

This paper focuses on the impact of digital transformation on enterprises new-quality productivity,

文章引用: 陈浩. 数字化转型对企业新质生产力的影响[J]. 电子商务评论, 2025, 14(10): 1756-1767.

DOI: 10.12677/ecl.2025.14103328

conducting research under the background of global economic transformation and China's high-quality development. Based on data from Chinese A-share listed companies between 2012 and 2022, a comprehensive evaluation index system is constructed to measure enterprises new-quality productivity. Digital transformation indicators are developed through annual report text analysis, with variables such as market competition intensity and analyst attention selected for empirical study using regression analysis, mediation mechanism tests, and moderation mechanism tests. The findings reveal that digital transformation significantly promotes enterprises' new-quality productivity, with partial mediating effects through reduced market competition intensity, while analyst attention reinforces this enhancement effect. Robustness tests validate the results through propensity score matching, substitution of dependent and independent variables, and instrumental variable methods. Heterogeneity analysis indicates spatial and industry heterogeneity in digital transformation's impact on new-quality productivity, with more significant effects observed in regions south of the Hu Huanyong Line and non-heavy pollution industries. This paper provides micro-level evidence for new-quality productivity theory, enriches the theoretical framework of new-structure economics, and offers practical references for governments to formulate differentiated policies and enterprises to advance digital transformation.

Keywords

Digital Transformation, New Quality Productivity of Enterprises, Market Competition Degree, Analyst Attention

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

相较于传统生产力对劳动生产率的单一关注，新质生产力更加注重生产力质的系统性跃升与创新的可持续性，体现为先进技术融合、创新管理赋能、高效资源配置以及绿色可持续发展的新型生产范式。

在全球经济格局深刻变革与中国高质量发展持续推进的背景下，数字化转型作为重塑产业竞争与培育新动能的关键引擎，已成为企业构建新质生产力的核心路径(王珂, 2025) [1]。研究表明，数字技术全面渗透至企业生产、经营、研发与价值创造等多个环节，不仅借助数据要素所特有的“复制、连接、模拟与反馈”机制推动企业价值创造模式的根本变革，从而提升全要素生产率(张媛和孙新波, 2022) [2]；还通过增强内部控制水平与科技创新能力，有效强化企业的动态适应能力。因此，数字化转型通过优化要素配置与改善创新绩效，为微观经济主体赋能增效，正在成为中国经济动能转换与高质量发展的重要引擎。新质生产力的本质在于通过科技突破与要素创新配置实现生产力跃迁。近年来，数字化转型通过深度融合通用智能、虚实交互及去中心化等前沿数字技术，推动企业构建以数据为新型生产要素、以算力为核心驱动、以算法为创新方法的新型生产体系。这不仅重塑了企业生产力结构，也为新质生产力的形成奠定了坚实基础(和向朝, 2024) [3]。在这一过程中，数字经济通过数字技术实现“三重赋能”：提升劳动者能力、推动生产工具智能化、释放数据要素的乘数效应，从而加速科技驱动的产业转型与升级。尤其值得注意的是，数字化转型对新质生产力的推动作用并非单一线性，其效果受到制度环境与区域政策等重要因素的调节。例如，在数字基础设施完善、数据产权制度清晰、政策支持力度大的地区，企业更容易依托数据流动与聚合实现网络效应和边际成本降低，进而更高效地形成新质生产力(郑江淮和韩磊, 2024) [4]。相反，在制度环境滞后或区域协同不足的情形下，数字化转型的效益可能受限，表现出明显的

异质性结果。因此，在推动经济从要素驱动向创新驱动、从规模扩张向质量提升的关键转型中，必须将数字化转型与新质生产力置于更加系统的制度与政策框架中加以考察，以实现二者在实践中的良性互动与协同发展。

本文的研究贡献主要体现在以下两方面：(1) 揭示了数字技术对生产要素的革命性重组构成直接路径，同时通过降低市场竞争强度产生部分中介效应，突破了传统研究中“数字化转型 - 生产率”的简单线性框架；(2) 引入分析师关注作为外部治理机制的增强变量，构建“技术赋能 - 竞争缓和 - 治理优化”的三维模型，为新质生产力“创新主导、要素协同”的特征提供微观证据，丰富了新结构经济学中“要素禀赋 - 生产方式”转型的理论内涵。

2. 理论基础与研究假设

2.1. 数字化转型对企业新质生产力

数字化转型已超越简单的线上迁移，成为深度融入数字技术、重塑企业新质生产力的核心驱动力。新质生产力表现为通过劳动者技能革新、劳动资料智能化与劳动对象拓展，实现全要素生产率全面提升和生产力质量的系统性跃升(杨芳, 2024) [5]。其赋能机制可归纳为三个维度：在直接路径上，企业通过集成通用智能、虚实融合等前沿技术，构建“数据 - 算力 - 算法”新型生产要素体系，推动生产模式从线性优化转向网络化协同；在间接路径上，数字化转型通过缓解市场竞争强度产生中介效应，并与分析师关注等外部治理机制协同，形成“技术赋能 - 竞争缓和 - 治理优化”的放大效应；在边界条件层面，转型效果则显著受区域资源、行业属性与制度环境的调节。该理论框架丰富了新结构经济学的内涵，为区域与行业的差异化转型政策提供依据，最终助力企业实现从规模扩张向质量跃迁的战略转变，真正推动新质生产力成为高质量发展的核心支撑。基于此，本文提出以下研究假设：

H1：数字化转型对企业新质生产力具有显著的促进作用。

2.2. 数字化转型、市场竞争强度与企业新质生产力

市场竞争假说理论指出，市场竞争作为外部治理机制，可激励企业优化资源配置、加速创新、提升效率，进而强化核心竞争力。在此形势下，数字化转型成为企业在激烈竞争中谋求差异化优势与效率突破的战略举措。市场竞争强度在数字化转型与新质生产力关系中起着关键调节作用(秦伟娜, 2024) [6]。竞争激烈时，企业生存压力大，会更积极挖掘数字技术潜力，例如利用数据规模效应与网络外部性拓展创新，或复用低成本数字资源提升效率；竞争较弱时，企业转型紧迫感不足、效率低下，对新质生产力的推动作用受限。而且，数字化转型对新质生产力的影响并非孤立存在，而是嵌入竞争生态之中。高竞争强度会淘汰转型不力的企业，为成功转型者带来更大市场份额与技术溢出，形成“竞争 - 转型 - 创新”的正向循环。因此，理解二者关系，需将市场竞争强度作为关键情境变量，它决定着企业能否且是否愿意将数字技术转化为实质性的生产力革新。

根据市场竞争假说理论，市场竞争强度作为衡量行业竞争状况的核心指标，不仅是驱动企业战略与创新行为的重要催化剂，也显著调节着数字化转型的效能(Wei, 2023) [7]。在竞争加剧的背景下，企业独立研发的先发优势易被稀释，从而促使其转向依托内外部知识资源的协同创新路径。数字化转型通过构建“数据 - 算力 - 算法”新型生产要素体系，不仅直接推动生产模式向网络化协同演进，还通过弱化市场竞争强度的中介效应，促进跨组织知识溢出与学习能力提升，增强企业对数字化知识的吸收与转化效率(赵巧芝, 2025) [8]。这一“竞争压力 - 数字赋能 - 能力跃升”的传导机制，最终推动企业新质生产力实现质的飞跃：借助劳动者技能革新、劳动资料智能化和劳动对象拓展，全面提升了全要素生产率并实现了生产力质量的系统性重构。由此可见，市场竞争强度由外部约束转变为驱动创新与转型的动态催化

剂, 助推企业从规模扩张向质量跃升的战略转型。基于此, 本文提出以下研究假设:

H2: 数字化转型通过降低市场竞争强度提升企业新质生产力。

2.3. 分析师关注的调节作用

信号传递理论指出, 在信息不对称的市场里, 企业会通过特定行为向外界传递未来价值与竞争力的积极信号, 以此吸引资本、提升信誉、降低成本。借助人工智能、大数据、物联网等数字技术, 企业重塑内部流程, 向外彰显创新驱动与效率变革的决心, 助力形成以数据为核心、协同可持续的新质生产力。分析师凭借专业能力与信息渠道优势, 有效缓解企业内外部信息不对称问题(吴婷婷, 2025) [9], 让市场更认可数字化转型的价值创造。其持续跟踪评估也形成外部监督, 激励企业切实应用数字技术提升效率、促进创新、优化配置, 推动新质生产力实质发展。具体表现为双重作用机制: 在信号传递层面, 企业数字化转型释放技术适配与战略前瞻性的积极信号, 吸引分析师聚焦关注; 在信息质量层面, 数字化重构财务信息生成逻辑, 通过规范数据处理与高效传递提升透明度, 为分析师提供可靠分析基础。数字化转型进一步通过降低信息不对称风险减少企业价值误判, 同时重塑内部管理方式与信息整合机制, 抑制管理层机会主义行为, 解决代理问题引发的预测偏差(袁蓉丽, 2025) [10]。最终, 分析师关注成为转型效能放大器, 通过精准传递转型成果推动资本市场合理定价, 实现技术投入向价值创造的闭环升级, 形成“数字化转型-信息质量提升-资本配置优化”的良性循环。基于此, 本文提出以下研究假设:

H3: 分析师关注会提升数字化转型对企业新质生产力的作用。

3. 研究设计

3.1. 数据来源与样本处理

本文为确保数据的准确性和完整性, 本文以 2012~2022 年中国 A 股上市公司数据为基础。数据来源于国泰安数据库(CSMAR)和 A 股上市公司年报。剔除 ST、*ST 企业样本和数据缺失年份较多的企业样本, 对所有连续变量数据按上下 1% 的标准进行缩尾处理, 最终得到 32,026 个观测值。

3.2. 变量选取

3.2.1. 企业新质生产力

借鉴宋佳(2024) [11]的研究, 本文以战略性新兴产业和未来产业作为新质生产力的实证样本, 这两类产业兼具技术密集、创新活跃和战略导向等特征, 能够有效表征新质生产力的核心内涵。基于生产力二要素理论, 本研究从劳动者和劳动资料两个维度构建了新质生产力的综合评价指标体系。新质生产力指标体系的构建基于生产力二要素理论, 即劳动力与生产工具。其中, 劳动力可进一步分解为活劳动和物化劳动(劳动对象)两个子要素; 生产工具则包括硬科技与软科技两个子要素。为体现新质生产力中的创新内涵, 活劳动子要素通过研发人员薪资占比、研发人员占比和高学历人员占比三个指标衡量; 物化劳动子要素选用固定资产占比和制造费用占比两个指标。由于新质生产力企业多集中于高端装备制造与高科技领域, 这类企业普遍依赖高精度仪器设备进行生产, 机器替代人工的程度较高, 因此制造费用占比通常高于其他类型企业, 该指标也被纳入衡量体系。硬科技子要素主要反映研发活动中的硬件投入, 选用研发直接投入占比、折旧摊销占比和租赁费用占比作为衡量指标; 同时, 为体现软件等无形资产的作用, 补充无形资产占比这一指标。软科技子要素则通过总资产周转率和权益乘数倒数进行衡量。由于权益乘数越高代表企业财务风险越大, 属负向指标, 为保持指标方向一致性, 取其倒数形式——权益乘数倒数越高, 表明财务风险越低, 企业的生产力水平也相应越好。上述指标来源于国泰安数据库(CSMAR)。进一步采用熵值法确定各指标权重, 合成企业层面的新质生产力综合得分, 并将该得分乘以 100, 构建为本

文的被解释变量——新质生产力指标(Npro)，用以客观度量企业新质生产力的发展水平。各指标的具体定义如表 1 所示。

Table 1. New quality productivity indicators of enterprises
表 1. 企业新质生产力指标

因素	子因素	指标	指标取值说明	权重
劳动力	活劳动	研发人员薪资占比	研发费用 - 工资薪酬/营业收入	28
		研发人员占比	研发费用 - 工资薪酬/营业收入	4
		高学历人员占比	本科以上人数/员工人数	3
		固定资产占比	固定资产/资产总额	2
	物化劳动(劳动对象)	制造费用占比	(经营活动现金流出小计 + 固定资产折旧 + 无形资产摊销 + 减值准备 - 购买商品接受劳务支付的现金 - 支付给职工以及为职工支付的工资)/(经营活动现金流出小计 + 固定资产折旧 + 无形资产摊销 + 减值准备)	1
生产工具	硬科技	研发折旧摊销占比	研发费用 - 折旧摊销/营业收入	27
		研发租赁费占比	研发费用 - 租赁费/营业收入	2
		研发直接投入占比	研发费用 - 直接投入/营业收入	28
		无形资产占比	无形资产/资产总额	3
	软科技	总资产周转率	营业收入/平均资产总额	1
		权益乘数倒数	所有者权益/资产总额	1
新质生产力				100

3.2.2. 数字化转型

本文借鉴钟廷勇(2022) [12]的研究方法，基于 A 股上市公司年报文本分析，通过统计特定关键词频次构建企业数字化转型度量指标。作为企业经营实践的系统性总结，A 股年报为该方法的效度与现实意义提供了可靠支撑。具体构建过程遵循三步逻辑框架：首先构建数字化关键词库，通过系统检索政府官网等权威渠道筛选数字经济政策文件，提取与企业数字化强相关的术语，最终形成含 197 个词汇的术语库；其次运用机器学习对年报“管理层讨论与分析”部分进行深度挖掘，统计数字化相关词汇出现频率，最后构建 DIG 指标。

3.2.3. 中介变量

本文借鉴陈梅(2025) [13]的研究成果，本文采用赫芬达尔 - 赫希曼指数来衡量市场竞争强度(HHI)。

3.2.4. 调节变量

本文借鉴王宏瑜(2025) [14]的研究，使用对关注同一家上市公司的证券分析师人数来衡量分析师关注 (ANALYST)。

3.2.5. 控制变量

本文借鉴张秀娥(2024) [15]的研究成果，本文控制变量选择企业规模(Size)，计算方式为：Size = ln (企

业总资产)、资产收益率(ROA), 计算方式为: 净利润/总资产、资产负债率(Lev), 计算方式为: 企业年末总负债/企业年末总资产、第一大股东持股比例(Top1)、董事会规模(Board)、独立董事占比(Indep), 计算方式为: 独立董事数量与董事规模之比、两职合一(Dual)、现金流比率(Cashflow), 计算方式为: 货币资金/总资产。主要变量及其测算方式见表 2。

Table 2. Variables and definitions
表 2. 变量及定义

	变量	变量名称	衡量方式
被解释变量	Npro	企业新质生产力	熵值法
解释变量	DIG	数字化转型程度	年报关键词
中介变量	HHI	市场竞争强度	芬达尔 - 赫希曼指数
调节变量	ANALYST	分析师关注	分析师人数
控制变量	Size	企业规模	ln (企业总资产)
	ROA	资产收益率	净利润/总资产
	Lev	资产负债率	企业年末总负债/企业年末总资产
	Top1	第一大股东持股比例	第一大股东持股/总股数
	Board	董事会规模	董事会董事数量
	Indep	独立董事占比	独立董事数量与董事规模之比
	Dual	两职合一	董事长与总经理是否为同一人; 0: 否; 1: 是
	Cashflow	现金流比率	货币资金/总资产

3.3. 模型构建

3.3.1. 基础模型

本文借鉴宋跃刚(2025) [16]的研究, 本文构建基础回归模型(1)如下:

$$Npro_{i,t} = \alpha + \beta DIG_{i,t} + \gamma Controls_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \tag{1}$$

其中, i 表示企业, t 表示年份, 被解释变量(Npro)为企业新质生产力, 解释变量(DIG)为数字化转型程度。除了控制变量(Controls)外, 本文还控制了公司(Stkcd)年份(Year)固定效应。

3.3.2. 中介效应模型

本文参照杨旭(2025) [17]的方法, 构建中介效应模型(2)和(3)如下:

$$HHI_{i,t} = \alpha_1 + \beta_1 DIG_{i,t} + \gamma_1 Controls_{i,t} + \delta_{i,t} \tag{2}$$

$$Npro_{i,t} = \alpha_2 + \beta_2 DIG_{i,t} + \gamma_2 HHI_{i,t} + \delta_2 Controls_{i,t} + \epsilon_{i,t} \tag{3}$$

3.3.3. 调节效应模型

本文参照吴飞(2021) [18]的方法, 构建调节效应模型(4)如下:

$$Npro_{i,t} = \alpha_2 + \beta_2 DIG_{i,t} + \gamma_2 ANALYST_{i,t} + \theta ANALYST \times DIG + \delta_2 Controls_{i,t} + \vartheta_{i,t} \tag{4}$$

4. 实证结果分析

4.1. 回归分析

如表 3 第(1)列所示，回归结果显示，数字化转型程度对企业新质生产力具有显著正向影响，估计系数为 0.004，且在 1%水平上显著，表明数字化水平的提升能够有效促进企业新质生产力的发展，印证了数字技术对生产力革新的推动作用。

在控制变量中，企业盈利能力(ROA1)在 1%水平上显著为负，现金流(Cashflow)则呈显著正向影响，董事会规模(Board)在 10%水平上显著为负，其余变量未通过显著性检验。模型调整 R² 为 0.789，表明拟合效果良好，变量选择具有一定的解释力。综上，支持假设 H1。

Table 3. Regression analysis, mediation test and moderating effect

表 3. 回归分析、中介检验、调节效应

	(1)	(2)	(3)	(4)
	Npro	HHI	Npro	Npro
DIG	0.004*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	0.003*** (0.000)	0.003*** (0.001)
HHI			-3.839*** (0.518)	
ANALYST				-0.009 (0.020)
ANALYST × DIG				0.000* (0.000)
Size	0.022 (0.052)			
ROA1	-1.685*** (0.208)			
Lev	0.247 (0.185)			
Top1	-0.002 (0.003)			
Board	-0.269* (0.146)			
Indep	-0.005 (0.004)			
Dual	-0.040 (0.036)			

续表

Cashflow	0.991*** (0.188)			
_cons	5.244*** (1.214)	0.090*** (0.001)	5.354*** (0.051)	5.401*** (1.230)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes
Stkcd/Year	Yes	Yes	Yes	Yes
N	32026	32026	32026	32026
Adjusted R ²	0.789	0.745	0.792	0.789

注：* $p < 0.1$ ，** $p < 0.05$ ，*** $p < 0.01$ 。

4.2. 中介机制

如表 3 第(2)(3)列显示回归结果显示，数字化转型不仅直接促进新质生产力发展，还通过影响市场竞争强度产生间接效应。首先，在第(1)列中，数字化转型对市场竞争强度的在 1%水平上负显著，说明数字化程度提高显著降低了市场竞争强度，这可能源于数字化转型帮助企业构建技术壁垒、实现差异化竞争，从而缓解行业内的同质化竞争压力。在(3)列中，市场竞争强度对企业新质生产力的系数为在 1%水平上负显著，表明竞争强度下降有助于新质生产力的提升，契合“规避竞争”以专注创新的理论逻辑。同时，数字化转型对新质生产力的直接效应仍显著为正且通过了 bootstrap 检验，说明其提升新质生产力的作用部分经由削弱市场竞争强度实现，即市场竞争强度发挥了部分中介作用。综上，支持假设 H2。

4.3. 调节机制

如表 3 第(4)列显示回归结果显示，数字化转型的系数为 0.003，在 1%水平上显著，再次验证其对新质生产力的积极影响。更为重要的是，数字化转型与分析师关注的交互项 10%水平上正向显著，表明分析师关注强化了数字化转型对新质生产力的提升效应。

这一调节效应可从信息监督与资源赋能两个维度解释。一方面，分析师关注提升了企业的信息透明度，缓解了投资者与管理层之间的代理问题，使数字化转型的战略意图与实施进展更易于被市场识别和信任，从而增强转型效果。另一方面，分析师跟踪与评估本身作为一种外部治理机制，能够督促管理层更加专注、高效地推动数字技术融合与创新资源配置，进而强化数字化转型对生产率的提升作用。综上所述，分析师关注作为重要的信息中介与市场监督力量，显著优化了数字化转型与企业新质生产力之间的关系。综上，支持假设 H3。

4.4. 稳健性检验

4.4.1. 倾向得分匹配法(PSM)

本文参考谢知非和方红星[19]的研究方法使用倾向得分匹配法(PSM)得分配比法缓解在选择样本偏差带来的内生性问题。具体操作为，将数字化转型水平大于均值的企业赋值为 1，其余样本赋值为 0，匹配变量依然为上述控制变量。为避免样本损失和计算结果的准确性，本文选择核密度匹配。如表 4 所示第(1)列所示，经过匹配后的样本 DIG 对企业新质生产力的回归系数为 0.004，依旧在 1%水平上正向显著。表 4 第(2)列，我们将经调整过的调节变量(ANALYST × DIG)重新带入模型检验，结果发现调节项仍然对新质生产力在 1%水平上正向显著。综上结果更加验证了假设 1 和假设 3。

Table 4. Robustness test
表 4. 稳健性检验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Npro	Npro	TFP_LP	Npro	DIG	Npro
DIG	0.004*** (0.000)	0.003*** (0.001)	0.001*** (0.000)			0.004** (0.002)
ANALYST		-0.009 (0.020)				
ANALYST × DIG		0.000* (0.000)				
DIG_1				0.008*** (0.001)		
IV					0.002*** (0.000)	
_cons	5.207*** (1.223)	5.362*** (1.239)	-4.100*** (0.344)	5.053*** (1.211)		
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Stkcd/Year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	32011	32011	31045	32026	24579	24579
Adjusted R ²	0.790	0.790	0.909	0.790		0.019

注：* $p < 0.1$ ，** $p < 0.05$ ，*** $p < 0.01$ 。

4.4.2. 替换被解释变量

新质生产力本质上是摆脱传统经济增长方式、由技术革命性突破与生产要素创新性配置所催生的先进生产力态，其核心特征表现为高科技、高效能和高质量。鉴于其内涵的高度概括性与宏观性，在微观企业层面寻找一个能够直接、全面捕捉这一概念的代理变量存在固有困难。本文采用 James (2003) [20] 的方法，采用半参数法中的 LP 法测算全要素生产率。结果如表 4 第(3)列所示，数字化转型的估计系数为 0.001，在 1% 的水平上高度显著，表明数字化转型对企业全要素生产率具有稳健且显著的正向提升作用。这一结果与以新质生产力为因变量的基准回归结论高度一致。

4.4.3. 替换解释变量

本文参考祁怀锦等(2023) [21] 的研究，以年报中“管理层讨论与分析”(MD & A)章节作为文本来源，替代年报全文，以提高文本内容与企业战略决策的相关性。通过构建数字化转型关键词词典，计算该部分文本中关键词的词频占比，并将其作为企业数字化转型水平(DIG_1)的代理变量。结果如表 4 第(4)列所示，回归结果显示，数字化转型(DIG_1)的系数为 0.008，且在 1% 的水平上高度显著，表明改变变量测度方法后，数字化转型仍对企业新质生产力具有显著促进作用，且影响幅度较基准回归有所提高，进一步强化了核心结论的可靠性。

4.4.4. 工具变量

为缓解数字化转型(DIG)与企业新质生产力(Npro)之间可能存在的内生性问题,本文参考贺梅和王燕梅(2023) [22]的方法,选择数字化转型滞后一期和城市地形起伏度倒数的交乘项作为工具变量。地形起伏度这一指标,能够精准反映区域海拔高度以及地表切割的具体程度,而这两个因素会对数字基础设施建设产生显著影响。进一步分析发现,地形起伏度与企业避税行为之间并不存在明显的关联性。基于此,将数字化转型滞后一期与城市地形起伏度倒数进行交乘所得到的交乘项,在保持与内生变量相关性的基础上,能够更为出色地满足工具变量所需的排他性条件。如表 4 第(5) (6)两列所示,第一阶段回归结果显示,工具变量(IV)对数字化转型(DIG)的估计系数为 0.002,在 1%的水平上高度显著,表明工具变量与内生变量之间存在强相关性。进一步地,Cragg-Donald Wald F 统计量为 1748.849, Kleibergen-Paap rk Wald F 统计量为 34.340,均远超过 10%偏误水平下的临界值,拒绝弱工具变量的原假设,说明所选工具变量具有良好强度与合理性。第二阶段回归中,数字化转型(DIG)的系数为 0.004,仍在 1%的水平上显著为正,说明在控制内生性偏误后,数字化转型对企业新质生产力依然具有显著的促进作用。地形起伏度的测算数据来源于 SRTM(90m)。

4.5. 异质性分析

4.5.1. 胡焕庸线

根据表 5 第(1) (2)列的回归结果,数字化转型对生产力的提升效应呈现出显著的空间异质性,这种差异以胡焕庸线为界清晰展现。在胡焕庸线东南侧,数字化转型在 1%的水平上显著促进了企业新质生产力的发展;而在西北侧,相应系数仅为 0.002 且未通过显著性检验,这表明该效应在西北地区尚未显现。

这种空间差异是多种因素共同作用的结果,其中区域间资源禀赋、数字化基础设施与创新生态的系统性差距是核心因素,而制度环境与区域政策在其中也起到了关键作用。东南地区经济发达,这得益于其长期积累的制度优势,如较为完善的市场经济体制、灵活的产权制度以及鼓励创新的政策环境。这些制度因素吸引了大量的人才、资本和技术集聚,形成了完整的产业链。同时,当地政府积极推动数字经济发展,出台了一系列支持数字化基础设施建设的政策,如加大对 5G 网络、数据中心等新型基础设施的投资补贴,为企业数字化转型提供了良好的政策环境和资金支持。完善的数字基础设施和丰富的人才资本,使得企业能够顺利开展数字化转型,将数字技术深度融入生产实践,并转化为现实生产力。

相反,西北地区受新型基础设施薄弱、技术应用成本较高及创新能力有限等因素制约,企业数字化转型成效尚未充分显现。从制度环境来看,西北地区的市场机制相对不够完善,产权保护力度不足,这在一定程度上影响了企业的创新积极性和投资意愿。区域政策方面,虽然近年来国家加大了对西部地区的政策扶持力度,但在数字经济发展领域的政策精准度和配套性仍有待提高。例如,在数字技术应用推广方面,缺乏针对性的补贴政策和税收优惠,导致企业应用数字技术的成本较高。此外,西北地区在吸引高端人才方面面临较大困难,人才流失现象较为严重,这也限制了企业的创新能力和数字化转型的推进速度,使得数字技术难以有效推动生产力质的跃升。这一发现揭示出我国数字经济发展中存在的“数字鸿沟”,凸显出推动区域协调发展和新型基础设施均衡布局的战略意义,同时也提醒我们,在制定区域政策时,要充分考虑制度环境的差异,提高政策的精准性和有效性。

4.5.2. 行业异质性

表 5 第(3) (4)列的回归结果表明,数字化转型对企业新质生产力的影响存在显著的行业异质性。在非重污染行业中,数字化转型在 1%水平上显著,显示出对企业新质生产力的积极推动作用;而在重污染行业中却不显著,表明该行业尚未显现出数字化转型所带来的生产力提升效果。

这种行业差异不仅源于两类行业在生产特性与转型成本方面的结构性不同，还与行业所处的制度环境和受到的政策影响密切相关。重污染行业通常生产流程固化、技术系统转换成本高、面临绿色技术壁垒较大。从制度环境来看，重污染行业受到更为严格的环保监管制度约束，企业需要在环保设备投入、污染物排放治理等方面花费大量资金和精力，这在一定程度上挤占了企业用于数字化转型的资源。同时，环保政策的频繁调整也增加了企业的不确定性，使得企业在数字化转型决策上更加谨慎。此外，重污染行业的技术标准和质量要求较高，数字技术应用于工艺改造和绿色转型过程中适配难度大，需要企业进行大量的技术研发和试验，这不仅增加了转型成本，还延长了转型周期，导致数字化投资难以在短期内实现显著的生产力回报。

相比之下，非重污染行业往往具备更强的组织灵活性、技术适应能力和创新包容度。在制度环境方面，非重污染行业受到的监管相对宽松，企业有更多的自主权进行技术创新和业务拓展。同时，政府出台的一系列鼓励数字经济发展的政策，如产业数字化扶持政策、科技创新补贴政策等，对非重污染行业的覆盖面更广、支持力度更大。这些政策降低了企业的数字化转型成本，提高了企业的创新积极性，使得非重污染行业能够更顺利地将数字技术嵌入研发、生产与管理等核心环节，从而更有效地实现成本降低、效率提升与质量升级。因此，在推动企业数字化转型的过程中，政府应根据不同行业的特点和需求，制定差异化的政策措施，优化制度环境，以促进数字技术在各行业的广泛应用和有效转化。

Table 5. Heterogeneity test
表 5. 异质性检验

	(1)	(2)	(3)	(4)
	东南侧	西北侧	重污染	非重污染
	Npro	Npro	Npro	Npro
DIG	0.004*** (0.000)	0.002 (0.004)	-0.000 (0.001)	0.004*** (0.000)
_cons	4.535*** (1.335)	15.499*** (4.920)	5.585*** (2.124)	5.617*** (1.554)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes
Stkcd/Year	Yes	Yes	Yes	Yes
N	27873	942	6087	22712
Adjusted R ²	0.797	0.675	0.728	0.811

注：* $p < 0.1$ ，** $p < 0.05$ ，*** $p < 0.01$ 。

5. 研究结论与启示

本研究的理论价值在于，从竞争结构与信息环境双维度拓展了新质生产力的形成机制研究，为理解数字化转型对企业质态升级的内在路径提供了实证依据。在政策启示方面，建议政府应注重区域间数字基础设施的均衡发展，实施行业差别化的数字化推进策略，尤其加大对重污染企业绿色创新与数字化融合的政策支持。企业层面则应将数字化转型提升至战略高度，完善治理结构与信息披露机制，主动利用外部信息监督以提升转型质量与效能，从而系统培育新质生产力，助力经济高质量发展。

参考文献

- [1] 王珂. 新质生产力赋能中国式现代化的作用向度与内在驱动——基于生产关系变革视角的考察[J]. 陕西师范大学学报(哲学社会科学版), 2025, 54(2): 37-45.
- [2] 张媛, 孙新波, 钱雨. 传统制造企业数字化转型中的价值创造与演化——资源编排视角的纵向单案例研究[J]. 经济管理, 2022, 44(4): 116-133.
- [3] 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.
- [4] 郑江淮, 韩磊. 新质生产力的形成路径及财政政策方向[J]. 中央财经大学学报, 2024(12): 3-11.
- [5] 杨芳, 张和平, 孙晴晴, 等. 企业数字化转型对新质生产力的影响[J]. 金融与经济, 2024(5): 35-48.
- [6] 秦伟娜. ESG 表现与企业绿色创新“增量提质”——基于环境规制与市场竞争压力的调节作用[J]. 技术经济与管理研究, 2024(6): 139-144.
- [7] Hu, W., Ahmed, F. and Su, Y. (2022) Transactive Memory System and Entrepreneurial Team Performance: The Impact of Ability to Improvise and Market Competition. *International Journal of Emerging Markets*, 18, 6234-6259. <https://doi.org/10.1108/ijem-09-2021-1340>
- [8] 赵巧芝, 郭紫晴. 数字化转型赋能制造业新质生产力发展——基于资源基础理论与动态能力理论的实证研究[J]. 工业技术经济, 2025, 44(1): 12-24.
- [9] 吴婷婷, 高燕. 企业数字化转型、分析师关注对企业高质量发展的影响[J]. 北京经济管理职业学院学报, 2025, 40(1): 21-28.
- [10] 袁蓉丽, 刘梦瑶, 黄泽烨, 等. 企业数字化转型对分析师预测准确性的影响[J]. 经济与管理研究, 2025, 46(3): 42-60.
- [11] 宋佳, 张金昌, 潘艺. ESG 发展对企业新质生产力影响的研究——来自中国 A 股上市企业的经验证据[J]. 当代经济管理, 2024, 46(6): 1-11.
- [12] 钟廷勇, 黄亦博, 孙芳城. 企业数字化转型、市场竞争与会计信息可比性[J]. 现代财经(天津财经大学学报), 2022, 42(12): 21-43.
- [13] 陈梅, 王建秀. 数字化转型对文化产业上市公司价值的影响机理研究[J]. 技术经济与管理研究, 2025(8): 124-131.
- [14] 王宏瑜. 税收优惠、数字化转型与企业新质生产力[J]. 税收经济研究, 2025, 30(3): 35-45.
- [15] 张秀娥, 王卫, 于泳波. 数智化转型对企业新质生产力的影响研究[J]. 科学学研究, 2025, 43(5): 943-954.
- [16] 宋跃刚, 杜崇森. 数字化转型对企业新质生产力的影响[J]. 东华理工大学学报(社会科学版), 2025, 44(4): 18-32. <https://link.cnki.net/urlid/36.1299.C.20250827.1039.012>, 2025-09-04.
- [17] 杨旭. 数字化转型对企业新质生产力的影响研究——基于新结构经济学视角[J]. 沿海企业与科技, 2025, 30(4): 78-90.
- [18] 吴非, 胡慧芷, 林慧妍, 等. 企业数字化转型与资本市场表现——来自股票流动性的经验证据[J]. 管理世界, 2021, 37(7): 130-144+10.
- [19] 谢知非, 方红星. 新质生产力培育与本地上市公司数字化转型——基于“专精特新”企业认定的考察[J/OL]. 南开管理评论, 1-43. <https://link.cnki.net/urlid/12.1288.F.20250509.1406.004>, 2025-09-16.
- [20] Levinsohn, J. and Petrin, A. (2003) Estimating Production Functions Using Inputs to Control for Unobservables. *Review of Economic Studies*, 70, 317-341. <https://doi.org/10.1111/1467-937x.00246>
- [21] 祁怀锦, 魏禹嘉, 刘艳霞. 企业数字化转型与商业信用供给[J]. 经济管理, 2022, 44(12): 158-184.
- [22] 贺梅, 王燕梅. 制造业企业数字化转型如何影响员工工资[J]. 财贸经济, 2023, 44(4): 123-139.