

数字化转型能否提升企业新质生产力？ ——基于创新效率的中介效应

胡佳乐, 蒋 宁*, 杨 帆, 宋晓景

巢湖学院工商管理学院, 安徽 合肥

收稿日期: 2025年7月14日; 录用日期: 2025年7月24日; 发布日期: 2025年8月22日

摘 要

以2012~2023年沪深A股为样本, 探究企业数字化转型能否提升其新质生产力。研究发现: 数字化转型显著提升企业新质生产力, 且在高竞争市场环境和高新技术企业中提升效应更显著。机制分析发现, 数字化转型通过提升创新效率进而提升企业新质生产力。研究不仅为数字化赋能新质生产力提供了来自微观企业层面的证据, 也为政府制定差异化数字化转型政策和企业优化数字技术应用策略提供了重要参考。

关键词

数字化转型, 新质生产力, 创新效率, 中介效应

Can Digital Transformation Enhance Enterprise's New Quality Productivity? —The Mediating Effect Based on Innovation Efficiency

Jiale Hu, Ning Jiang*, Fan Yang, Xiaojing Song

School of Business Administration, Chaohu University, Hefei Anhui

Received: Jul. 14th, 2025; accepted: Jul. 24th, 2025; published: Aug. 22nd, 2025

Abstract

This paper selects Shanghai and Shenzhen A-share enterprises from 2012 to 2023 as the research sample to explore the impact of digital transformation on Enterprise's new quality productivity. The results show that digital transformation can positively promote enterprise new quality productivity, which is more significant in highly competitive market environments and high-tech enterprises. The mechanism test found that digital transformation promotes new quality productivity by improving

*通讯作者。

文章引用: 胡佳乐, 蒋宁, 杨帆, 宋晓景. 数字化转型能否提升企业新质生产力? [J]. 现代管理, 2025, 15(8): 197-207.
DOI: 10.12677/mm.2025.158227

innovation efficiency. The research not only provides evidence from the micro enterprise level for empowering new quality productivity with digitalization, but also provides important references for the government to formulate differentiated digital transformation policies and optimize digital technology application strategies for enterprises.

Keywords

Digital Transformation, New Quality Productivity, Innovation Efficiency, Mediating Effect

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

当前发展新质生产力已成为国家战略的核心命题，新质生产力的本质在于通过科技创新驱动形成更高效、可持续的生产力系统，重构经济增长底层逻辑。党的二十届三中全会提出，要健全因地制宜发展新质生产力体制机制。在当前全球科技革命与产业变革加速推进的背景下，数字化转型已成为企业重塑竞争优势、实现高质量发展的核心驱动力。数字化转型作为新质生产力跃迁的核心引擎，正从技术应用层面向生产关系重构层面深化演进[1]。中国信通院发布的《数字经济发展白皮书》显示，到2023年，数字经济发展规模已经达到53.9万亿元，在GDP中的占比也高达42.8%，数字经济对区域经济的引领作用愈发显著[2]。

然而，现有研究多聚焦于数字化转型对企业传统经济绩效的影响，较少探讨其如何通过技术赋能和创新生态重构来培育催生新质生产力。与此同时，中国正处于经济转型升级的关键阶段，如何通过数字化转型激活企业创新潜能、培育新质生产力，不仅关系到微观企业核心竞争力的提升，也是实现实体经济高质量发展的关键密钥。基于此，本文对数字化转型能否提升企业新质生产力进行深入研究，并探索二者之间的作用机制，对于揭示数字化转型赋能新质生产力的内在逻辑提供理论依据和实践指引，助力企业突破“卡脖子”困境、构建经济新发展格局具有重大战略意义。

2. 理论分析与研究假设

2.1. 数字化转型与新质生产力

在数字经济加速发展的背景下，数字化转型已成为企业重塑竞争优势的核心驱动力，而新质生产力作为以创新、智能和绿色为特征的高级生产力形态，正成为经济高质量发展的关键指标。根据生产力三要素理论，数字化转型通过重构劳动者技能、劳动对象形态与劳动资料工具等途径发挥创新效用。一方面，数字化和智能工具的普及降低了重复性劳动强度，有助于劳动者突破体能及认知限制，海量在线资源打破时空限制，充分提升劳动者技能。另外，数字化转型能够促进人才集聚，高层次人才流入越多，从而推动企业人才结构优化[3]；另一方面，数字化转型通过嵌入数据要素使传统的生产要素转化为可编程数据实体，实现精准调控，AI人机协同赋能劳动对象自主响应，使劳动对象从被动载体升级为价值共创主体，推动生产力向智能涌现范式跃迁[4]。更重要的是，数字化转型通过智能化装备、互联化网络和柔性化系统重构劳动资料，使其具备感知、决策和优化能力，从而成为新质生产力的核心支撑。数字技术通过重构生产流程、优化要素配置和革新生产工具，推动劳动者技能迭代升级，从而实现生产效率的质变性突破，系统性塑造新质生产力[5]。基于以上分析，本文提出如下假设：

H1：数字化转型与企业新质生产力正相关。

2.2. 数字化转型、创新效率与新质生产力

根据资源基础观，企业通过获取、配置和利用差异化资源形成其核心竞争力，从而突破资源环境约束，而数字化转型能够不断更新迭代算法技术和模型程序，以充分整合数据要素，发掘新市场和新动能，从而不断革新企业的创新范式，提高企业的创新能力和创新效率[6]。新质生产力作为以创新为主导的先进生产力形态，强调技术革命性突破与生产要素创新性配置，而数字化转型通过提升创新效率为其提供动力支撑。从创新激励视角来看，数字技术能够提高企业的研发水平，降低对传统要素的依赖，促进数实融合发展，从而激发企业创新活力，提高企业的创新能力[7]。企业创新能力的提升有助于加快技术迭代和产业升级，推动生产方式向智能化、绿色化转型，从而有效培育和增强新质生产力。基于以上分析，本文提出如下假设：

H2：数字化转型通过提高创新效率，进而促进企业新质生产力的发展。

3. 研究设计

3.1. 样本选择与数据来源

本文采用 2012~2023 年沪深 A 股的企业数据作为研究样本，并做如下处理：剔除数据缺失和存在异常值的公司；剔除金融类行业的上市公司；剔除 ST 和 PT 等公司；剔除资产负债率大于 1 的公司；并对连续变量在 1%和 99%分位上进行了缩尾(Winsorize)处理。所有数据均来自国泰安数据库，并利用 Excel 和 Stata17.0 对数据进行整理和统计分析。

3.2. 主要变量定义

3.2.1. 被解释变量

目前，企业新质生产力的测度主要基于生产力三要素理论、新增长理论和创新生态系统理论，通过多维度指标进行综合评价。与传统全要素生产率的单一指标相比，新质生产力的测度范围更为广泛，不仅包括生产要素的创新性配置，还涉及技术革命性突破、产业深度转型升级等多方面内容，涵盖了生产力发展的各个方面。本文借鉴宋佳等(2024) [8]、张秀娥等(2024) [9]的研究，构建如表 1 所示的企业新质生产力评价指标体系，采用熵值法计算衡量企业新质生产力(Npro)。

Table 1. Enterprise new quality productivity evaluation index system
表 1. 企业新质生产力评价指标体系

一级指标	二级指标	三级指标	计算公式
劳动者	员工素质	研发人员占比	$(\text{研发人员数量}/\text{员工数量}) \times 100$
		高学历人员占比	$(\text{研究生以上人数}/\text{员工数量}) \times 100$
	管理层素质	高管绿色认知 管理层海外背景	$\ln(\text{年报中绿色发展关键词词频} + 1)$ 有高管具有海外背景取值为 1，否则为 0
劳动对象	生态环境	环境治理得分	华证 ESG 评级的 E 指标，分别赋值 1~9
	未来发展	固定资产占比	$(\text{固定资产}/\text{资产总额}) \times 100$
		资本积累率	$(\text{当年所有者权益增长额}/\text{年初所有者权益}) \times 100$
劳动资料	科技劳动资料	创新水平	$\ln(\text{专利授权数量} + 1)$
	数字劳动资料	数字化程度	$\ln(\text{年报中数字化关键词词频} + 1)$
		无形资产占比	$(\text{无形资产}/\text{资产总额}) \times 100$
	绿色劳动资料	绿色技术水平 绿色专利占比	$\ln(\text{绿色专利授权数量} + 1)$ $(\text{绿色专利授权数量}/\text{专利授权数量}) \times 100$

3.2.2. 解释变量

目前有关企业数字化转型的度量学术界较多使用统计公司年报中关键词频数量的方法, 本文参照吴非等人(2021) [10]的相关研究, 以企业数字化转型相关词汇在年报中披露频次的自然对数, 构建企业数字化转型程度(Dcg)。

3.2.3. 中介变量

参考胡元木和纪端(2017) [11]的研究思路, 本文将研发费用的自然对数作为创新投入变量, 专利数的自然对数作为创新产出变量, 采用 DEA 方法进行创新效率(Innoveff)的测算。

3.3. 模型设定

为了检验数字化转型对新质生产力的影响, 构建模型(3)来验证假设 1。

$$Npro = \alpha_0 + \alpha_1 Dcg + \alpha_2 Controls + \sum Year + \sum Ind + \varepsilon \tag{1}$$

为了使实证检验结果更加准确, 参照现有文献, 本文选取如下控制变量(Controls), 变量定义相关解释如表 2 所示。

Table 2. Variable definition table

表 2. 变量定义表

变量性质	变量符号	变量名称	变量定义
被解释变量	Npro	新质生产力	熵值法计算综合评价
解释变量	Dcg	数字化转型	Ln(特征词在年报中出现的次数 + 1)
中介变量	Innoveff	创新效率	每单位研发投入的专利申请数
控制变量	Size	企业规模	ln(总资产)
	Lev	资产负债率	负债/总资产
	Roa	资产收益率	净利润/平均总资产
	Growth	营业收入增长率	本年营业收入增加额/上年营业收入总额
	Board	董事会规模	ln(董事会人数)
	Indep	独立董事比例	独立董事人数/董事会人数
	Top10	前十大股东持股比例	前十股东持股数量/总股数
	Balance	股权制衡度	第二大股东持股比例/第一大股东持股比例

4. 实证结果分析

4.1. 描述性统计

由表 3 可知, 企业新质生产力的均值为 13.862, 标准差为 7.255, 说明不同企业间的新质生产力发展水平差异较大, 企业的新质生产力发展还有很大上升空间。数字化转型的均值为 1.71, 标准差达到 1.437, 这意味着各企业在数字化转型方面水平差异较大, 其他控制变量的特征值分布处于较为合理的区间范围。VIF 检验结果显示, 各变量的 VIF 值在 1.02~1.68 之间, 表明本文选取的各变量之间不存在严重的共线性问题。

Table 3. Descriptive statistical analysis
表 3. 描述性统计

变量	平均值	标准差	最小值	中位数	最大值	VIF
Npro	13.862	7.255	1.299	12.941	36.991	/
Dcg	1.71	1.437	0	1.609	5.037	0
Size	22.266	1.267	19.876	22.051	26.561	1.03
Lev	0.403	0.193	0.03	0.396	0.887	1.68
Roa	0.04	0.067	-0.353	0.039	0.254	1.42
Growth	0.147	0.338	-0.58	0.1	2.802	1.13
Board	2.102	0.193	1.609	2.197	2.708	1.67
Indep	37.873	5.393	30	36.36	60	1.55
Top10	0.581	0.149	0.203	0.587	0.91	1.09
Balance	0.387	0.284	0.013	0.316	1	1.02

4.2. 相关性分析

由表 4 可知，新质生产力与数字化转型呈正相关，初步印证假设 1 的合理性。自变量之间的相关系数绝对值较小，说明不存在严重的多重共线性问题。

Table 4. Correlation analysis
表 4. 相关性分析

	Npro	Dcg	Size	Lev	Roa	Growth	Board	Indep	Top10	Balance
Npro	1									
Dcg	0.325***	1								
Size	0.188***	0.057***	1							
Lev	0.089***	-0.012*	0.505***	1						
Roa	0.006	-0.056***	0.023***	-0.342***	1					
Growth	0.023***	-0.008	0.036***	0.040***	0.298***	1				
Board	0.051***	-0.054***	0.259***	0.132***	0.025***	0.009	1			
Indep	0.004	0.067***	-0.010*	-0.011*	-0.011*	-0.012**	-0.578***	1		
Top10	-0.011*	-0.086***	0.069***	-0.103***	0.248***	0.082***	0.001	0.034***	1	
Balance	0.052***	0.060***	-0.069***	-0.059***	-0.027***	0.017***	0.018***	-0.013***	0.044***	1

注：左下方为 Pearson (皮尔森)相关系数数值，*、**、*** 分别表示在 10%、5%和 1%的水平上显著。

4.3. 回归结果分析

4.3.1. 主假设检验

基准回归结果见表 5。由表 5 第(1)~(3)列可知，数字化转型 Dcg 与企业新质生产力 Npro 在 1%的统计水平下均显著正相关，说明数字化转型显著提升了企业新质生产力，假设 1 成立。

Table 5. Results of the regression analysis
表 5. 回归分析结果

变量	(1)	(2)	(3)
	Npro	Npro	Npro
Dcg	1.6385*** (56.43)	1.5954*** (55.12)	1.7680*** (53.47)
Size		0.8824*** (20.24)	1.1240*** (25.34)
Lev		0.8412*** (3.03)	0.2978 (1.11)
Roa		2.6985*** (3.97)	1.2826* (1.93)
Growth		0.2433* (1.83)	-0.0434 (-0.33)
Board		0.8637*** (3.12)	1.1423*** (4.20)
Indep		-0.0017 (-0.18)	0.0033 (0.36)
Top10		-0.0427 (-0.15)	0.0560 (0.20)
Balance		1.1441*** (7.78)	0.9705*** (6.95)
Constant	11.0606*** (171.73)	-11.1650*** (-10.20)	-19.7769*** (-17.13)
行业效应	No	Yes	Yes
时间效应	No	No	Yes
N	26,617	26,614	26,614
AdjR ²	0.1053	0.1371	0.2232
F	3184.61	457.3	184.98

注: t-statistics in parentheses. ***p < 0.01, **p < 0.05, *p < 0.1。

4.3.2. 影响机制分析

根据上文的理论分析,数字化转型主要通过提升创新效率进而对新质生产力产生影响。为进一步探究二者之间的作用机制,本文借鉴温忠麟等(2005) [12]提出的中介效应模型,在模型(1)的基础上,加入了中介变量创新效率(Innoveff),建立模型(2)和模型(3)对数字化转型影响企业新质生产力的路径进行实证检验:

$$\text{Innoveff} = \beta_0 + \beta_1 \text{Dcg} + \beta_2 \text{Controls} + \sum \text{Year} + \sum \text{Ind} + \varepsilon \quad (2)$$

$$\text{Npro} = \gamma_0 + \gamma_1 \text{Dcg} + \gamma_2 \text{Innoveff} + \gamma_3 \text{Controls} + \sum \text{Year} + \sum \text{Ind} + \varepsilon \quad (3)$$

表 6 第(2)列显示,数字化转型与创新效率在 1%的统计水平下呈现出显著正相关,说明数字化转型能够对企业创新效率起到正向促进作用。表 6 第(3)列显示,引入中介变量后,数字化转型与创新效率均在 1%的统计水平下与企业新质生产力显著正相关,说明中介效应成立,进一步证实了创新效率是数字化转型与企业绿色创新之间的作用机制。

Table 6. Mediating effect of innovation efficiency

表 6. 创新效率的中介效应

变量	(1)	(2)	(3)
	Npro	Innoveff	Npro
Dcg	1.7680*** (53.47)	0.0220*** (39.14)	1.5091*** (45.39)
Innoveff			11.7929*** (34.48)
Size	1.1240*** (25.34)	0.0659*** (83.37)	0.3465*** (7.40)
Lev	0.2978 (1.11)	0.0362*** (7.50)	-0.1292 (-0.49)
Roa	1.2826* (1.93)	0.0758*** (6.08)	0.3887 (0.60)
Growth	-0.0434 (-0.33)	0.0004 (0.16)	-0.0477 (-0.37)
Board	1.1423*** (4.20)	0.0035 (0.72)	1.1009*** (4.18)
Indep	0.0033 (0.36)	0.0001 (0.74)	0.0019 (0.21)
Top10	0.0560 (0.20)	0.0241*** (4.83)	-0.2284 (-0.83)
Balance	0.9705*** (6.95)	0.0029 (1.17)	0.9369*** (6.83)
Constant	-19.7769*** (-17.13)	-1.2530*** (-59.51)	-5.0006*** (-4.31)
行业效应	Yes	Yes	Yes
时间效应	Yes	Yes	Yes
N	26,614	26,614	26,614
AdjR ²	0.2232	0.4238	0.2561
F	184.98	1005.21	222.78

注: t-statistics in parentheses。***p < 0.01, **p < 0.05, *p < 0.1。

为了缓解中介效应逐步回归检验法的内生性，本文利用 Sobel 和 Bootstrap 检验对中介效应做进一步分析，Sobel 检验结果 P 值小于 0.05，表明中介效应显著存在。表 7 为 Bootstrap 检验结果，由表 7 可知，间接效应的 95%偏差校正置信区间为(0.1670, 0.2015)不包含 0，进一步验证了创新效率的中介作用。

Table 7. Bootstrap test
表 7. Bootstrap 检验

效应类型	Observedcoefficient	Bootstrapstd.err.	z	P > z	95%置信区间
_bs_1	0.1842712	0.0087957	20.95	0	(0.1670, 0.2015)
_bs_2	1.411123	0.0287714	49.05	0	(1.3547, 1.4675)

4.4. 异质性分析

数字化转型对企业新质生产力的提升可能会因不同行业和外部环境而有所差异，因此本文从是否高科技企业和市场竞争程度两个角度进行异质性分析，结果如表 8 所示。

表 8 列(2)可以看出，数字化转型与高科技行业属性的交乘项系数为 0.9245，且在 1%的水平下显著，表明数字化转型对企业新质生产力的促进作用在高新技术企业中表现更为突出，这可能是因为高新技术企业通常已具备数字技术适配的基础设施和高比例的数字型员工，能快速将数字技术转化为创新产出，从而产生更强的生产力提升效应。

表 8 列(3)可以看出，数字化转型与市场竞争强度的交乘项系数为 0.3643，且在 1%的水平下显著，表明数字化转型对新质生产力的提升效应在市场竞争程度激烈时更加显著。这一差异可能源于竞争压力下的双重机制：一方面，激烈的市场竞争迫使企业将数字化转型作为获取竞争优势的战略选择；另一方面，高竞争环境更有利于数字技术与互补性资源(如人力资本、柔性生产系统)产生协同效应，从而更有效地提升新质生产力。

Table 8. Heterogeneity analysis
表 8. 异质性分析

变量	(1)	(2)	(3)
	Npro	Npro	Npro
Dcg	1.7680*** (53.47)	1.0694*** (17.17)	1.5348*** (29.89)
Dcg × 高科技行业		0.9245*** (12.82)	
高科技行业		0.7788*** (5.41)	
Dcg × 市场竞争强度			0.3643*** (5.58)
市场竞争强度			0.2221* (1.75)
Size	1.1240*** (25.34)	1.1229*** (25.58)	1.1474*** (25.85)

续表

Lev	0.2978 (1.11)	0.3681 (1.38)	0.4056 (1.51)
Roa	1.2826* (1.93)	1.6145** (2.46)	1.1194* (1.69)
Growth	-0.0434 (-0.33)	-0.1480 (-1.12)	-0.0598 (-0.45)
Board	1.1423*** (4.20)	1.2006*** (4.46)	1.1797*** (4.34)
Indep	0.0033 (0.36)	0.0074 (0.82)	0.0021 (0.21)
Top10	0.0560 (0.20)	0.5155* (1.84)	0.3090 (1.10)
Balance	0.9705*** (6.95)	0.9444*** (6.82)	0.9463*** (6.79)
Constant	-19.7769*** (-17.13)	-19.4976*** (-17.14)	-20.0978*** (-17.41)
行业效应	Yes	Yes	Yes
时间效应	Yes	Yes	Yes
N	26,614	26,614	26,614
AdjR ²	0.2232	0.2376	0.2261
F	184.98	195.21	180.48

注：t-statistics in parentheses。***p < 0.01，**p < 0.05，*p < 0.1。

4.5. 稳健性检验

① 更换解释变量。参照赵宸宇等(2021) [13]构建企业数字化转型指数(Digi)再次将其代入模型(1)进行检验。表 9 第(1)列可知，数字化转型(Digi)与企业新质生产力依旧在 1%的统计水平呈现显著正相关，再次验证假设 1 成立。

② 变量滞后一期。由表 9 第(2)列可知滞后一期的数字化转型指标与企业新质生产力仍显著正相关，假设 1 仍成立。

③ 更换样本。本文参考赵璨等(2020) [14]的研究，采用仅保留深圳证券交易所发布的上市公司信息披露考评结果中评级为“优秀”和“良好”的样本重新回归。由表 9 第(3)列可知数字化转型提升新质生产力这一核心结论均未发生改变，表明本文结果较为稳健。

Table 9. Robustness test

表 9. 稳健性检验

变量	(1)	(2)	(3)
	更换解释变量	变量滞后一期	更换样本
Dcg/Digi	51.5411*** (30.85)	1.6335*** (44.06)	1.8014*** (51.30)

续表

Size	1.2493*** (29.41)	1.1040*** (23.39)	1.1241*** (25.53)
Lev	-0.0843 (-0.30)	0.7750** (2.46)	0.5759* (1.92)
Roa	0.5510 (0.76)	3.8122*** (4.72)	11.453 (1.36)
Growth	0.0515 (0.39)	0.2822** (2.00)	-0.1096 (-0.78)
Board	0.8452*** (3.08)	1.0257*** (3.40)	1.1111*** (3.91)
Indep	0.0104 (1.11)	0.0094 (0.92)	-0.3429 (-1.14)
Top10	0.0098 (0.03)	0.0259 (0.08)	1.0406*** (6.96)
Balance	1.1226*** (7.76)	1.0173*** (6.42)	-19.2814*** (-16.26)
Constant	-21.3963*** (-18.80)	-17.5505*** (-14.03)	1.8014*** (51.30)
行业效应	Yes	Yes	Yes
时间效应	Yes	Yes	Yes
N	26,614	21,236	23,196
AdjR ²	0.1675	0.2069	0.2303
F	145.72	154.89	188.58

注：t-statistics in parentheses。***p < 0.01，**p < 0.05，*p < 0.1。

5. 结论与建议

文章选取 2012~2023 年沪深 A 股上市公司数据作为样本，实证探究数字化转型对企业新质生产力的影响。研究发现，数字化转型与企业新质生产力显著正相关，机制分析表明数字化转型通过提高创新效率进而促进企业新质生产力的提升。进一步分析发现，数字化转型对企业新质生产力的提升作用在市场竞争强度较高和高新技术企业中提升作用更显著。

根据上述研究结论，现提出以下政策建议：第一，企业应将数字化转型纳入其发展战略，积极利用数据技术驱动创新效率提升，增强其创新成果质量，主动利用数字技术拓展市场份额加强自身核心竞争力，多维度促进企业新质生产力全面提升。第二，政府应分类施策，精准支持。针对高新技术企业，提供资金支持以及实施“数字技术首台套”保险补偿机制，保障其创新成果高效持续输出并降低企业新技术应用风险。另外，政府应适时搭建行业级数字化协同创新平台，促进数字技术与实体产业深度融合，通过技术共享和资源整合提升整体创新效率，第三，应加大数字技术研发补贴和人才培养支持力度，重点培育“数字技术 + 核心技术”的复合型创新能力，推动创新成果向新质生产力高效转化。

基金项目

巢湖学院 2025 年国家级大学生创新创业训练项目(202510380032); 2024 年度巢湖学院校级科研一般项目(XWY202401)。

参考文献

- [1] 毕晓方, 柳永天, 张婷, 刘晟勇. 数字化转型能够赋能企业新质生产力吗?——基于大语言模型的微观证据[J/OL]. 财经论丛, 2025: 1-16. <https://link.cnki.net/doi/10.13762/j.cnki.cjlc.20250707.001>
- [2] 李东海, 王雅秋, 王晓栋, 张公嵬. 数字化转型赋能企业新质生产力发展: 影响机制与实证检验[J]. 经济问题, 2025(7): 13-26.
- [3] 张侠, 刘加强. 数字化转型能否提升企业新质生产力?——基于多时点双重差分法的验证[J]. 安徽大学学报(哲社版), 2025, 49(3): 142-152.
- [4] 施欢欢, 江禹睿, 袁阳. 企业数字化转型对新质生产力的影响研究——基于创新效率与专业化分工的中介作用[J]. 中国商论, 2025, 34(4): 34-38.
- [5] 段晓真. ESG 表现如何催化新质生产力——基于绿色创新与数字化转型的中介效应分析[J]. 商业观察, 2025, 11(21): 44-47.
- [6] 袁维海, 周健鹏. 数字化转型对企业新质生产力的影响[J]. 华东经济管理, 2024, 38(12): 9-20.
- [7] 蔡怡然, 刘庆龄, 曾立. 关键核心技术创新赋能新质生产力发展: 内在机理、重要环节、外部支撑[J]. 中国科技论坛, 2025(4): 43-52, 74.
- [8] 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.
- [9] 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.
- [10] 吴非, 胡慧芷, 林慧妍, 任晓怡. 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.
- [11] 胡元木, 纪端. 董事技术专长、创新效率与企业绩效[J]. 南开管理评论, 2017, 20(3): 40-52.
- [12] 温忠麟, 侯杰泰, 张雷. 调节效应与中介效应的比较和应用[J]. 心理学报, 2005(2): 268-274.
- [13] 赵宸宇, 王文春, 李雪松. 数字化转型如何影响企业全要素生产率[J]. 财贸经济, 2021, 42(7): 114-129.
- [14] 赵璨, 陈仕华, 曹伟. “互联网+”信息披露: 实质性陈述还是策略性炒作——基于股价崩盘风险的证据[J]. 中国工业经济, 2020(3): 174-192.