

数字化转型、企业创新与新质生产力

安慧,杜兆曦

郑州轻工业大学 经济与管理学院,河南 郑州 450001

摘要:在新一轮科技革命和产业变革的背景下,新质生产力成为引领经济高质量发展的核心动力,而企业数字化转型则是其发展的重要抓手。基于2011—2022年中国A股上市公司数据,实证考察数字化转型对企业新质生产力的影响及其机制。研究发现,数字化转型显著促进了企业新质生产力的提升,该结论在经过工具变量法、Heckman两阶段模型等一系列内生性与稳健性检验后依然成立。机制分析表明,企业创新在数字化转型与新质生产力之间发挥了部分中介作用,即数字化转型通过激发企业创新活动间接推动新质生产力发展。异质性分析进一步揭示,数字化转型对非重污染企业、国有企业的新质生产力促进效应更为显著。本研究从生产力三要素重构的视角,构建了“数字化转型-要素重塑-新质生产力”的理论框架,为企业在数字经济时代通过数字化赋能培育新质生产力提供了经验依据与政策启示。

关键词:生产力三要素;数字化转型;新质生产力;企业创新

中图分类号:F270; F273.1 **文献标识码:**A **DOI:**10.12186/2026.04.003

文章编号:2096-9864(2026)04-0018-11

在新科技革命背景下,新质生产力作为创新驱动的新型生产力形态,已成为高质量发展的核心引擎。党的二十大报告强调“加快发展数字经济,促进数字经济和实体经济深度融合”^[1],为企业层面培育新质生产力指明了实践路径。新质生产力以人工智能、大数据等数字技术为基础,通过劳动者、劳动资料、劳动对象的协同跃升,实现全要素生产率的系统性提升^[2]。数字化转型则是企业借助数据驱动与智能协同,对传统生产要素进行赋能的核心实践,为新质生产力形成提供技术基础。

当前学界围绕数字化转型、企业创新与新

质生产力已形成较为丰富的研究积累。在宏观层面,学者们普遍认可数字化转型是培育新质生产力的关键支撑,强调数字技术与实体经济深度融合对生产力升级的赋能作用^[3];在微观层面,大量实证研究检验了数字化转型对企业创新^[4]、生产效率^[5]、经营绩效^[6]等维度的积极影响;也有文献开始关注数字化转型对企业要素配置、技术升级与价值创造的重塑效应^[4,7],为理解数字化与新质生产力的关联提供了重要基础。然而,现有研究存在缺口:一是理论关联薄弱,缺乏从要素重构视角对三者内在逻辑的深度剖析;二是对影响机制的探究不够,尤其对企业创新在

收稿日期:2025-12-26

基金项目:河南省高等学校哲学社会科学基础研究重大项目(2024-JCZD-16);河南省软科学研究重点项目(242400411007);河南省高等教育教学改革研究与实践重点项目(2024SJGLX0131)

作者简介:安慧(1969—),女,河南省桐柏县人,郑州轻工业大学教授,硕士生导师,主要研究方向:财务管理、数字经济;杜兆曦(1998—),女,河南省洛阳市人,郑州轻工业大学硕士研究生,主要研究方向:财务管理。

其中的中介作用检验不足;三是对异质性研究欠缺,特别是对不同污染属性、产权性质企业的差异化规律揭示不够。基于此,本文拟从生产力三要素重构视角构建“数字化转型-要素重塑-新质生产力”分析框架,实证检验数字化转型的促进效应及企业创新和数据要素化的中介机制,并识别企业污染属性与产权性质的调节作用,以期为差异化推进数字化赋能、精准培育新质生产力提供理论支撑与政策启示。

一、文献回顾与研究假设

1. 数字化转型与新质生产力

在数字经济时代,企业高质量发展路径探索成为核心议题。数字化转型作为关键驱动力,其影响已受到学界广泛关注。研究表明,政府数据开放能有效降低信息壁垒,促进企业数字化转型^[8]。现有文献虽探讨了数字化转型对企业分工^[9]、创新^[4]、ESG 绩效^[10]及实业投资^[11]等方面的赋能效应,但多聚焦于单一运营方面。随着“新质生产力”命题的提出,我们亟须在宏观的框架下审视其战略价值。

新质生产力以“科技创新”为核心驱动,以“要素创新性配置”和“全要素生产率大幅提升”为标志^[2]。从微观层面看,数字化转型通过数字技术对生产力三要素进行系统性重构:在劳动者维度,推动劳动力向数字创新型跃迁,赋能一线人员参与创新,形成人机协同的能动主体^[12];在劳动资料维度,推动生产工具向智能互联演进,构筑新质生产力的物质技术基础^[13];在劳动对象维度,推动劳动对象从物理实体向数据要素延展,拓展价值创造边界^[14]。

综上,数字化转型通过对生产力三要素的系统性重塑,实现了生产要素的质态升级与组合方式变革,构成了新质生产力在微观层面的核心生成机制。基于此,本文提出以下假设:

假设 H1 企业数字化转型能够显著促进

企业新质生产力水平的提升。

2. 企业创新的中介效应

数字化转型对企业新质生产力的促进作用,需通过一系列传导机制实现,其中企业创新扮演着关键的转化引擎角色。企业创新本身受技术与政策环境影响:适度的数字化能通过优化资源配置促进创新,而过度的数字化则可能产生抑制^[15];同时,政府补贴与税收优惠也能有效激励研发投入^[16]。可见,企业创新是多种因素共同作用的结果,而数字化转型正是通过激发、重构与深化创新活动,将对生产要素的革新配置转化为现实生产力。

首先,数字化转型为企业创新提供了基础条件^[4]。大数据、人工智能等技术使企业能实时整合内外部数据,精准识别市场机遇与技术缺口,加速知识迭代、提高研发效率,推动企业从渐进式创新向突破式创新演进,为生产力跃升奠定技术基础。其次,数字化转型通过重构组织架构,激发创新活力^[17]。数字化平台促进了内外部动态互联,形成开放创新生态,优化资源配置,并通过激发员工创造性参与,促进跨领域知识融合,推动管理创新与商业模式创新,提升价值链整体效能。再次,企业创新作为关键中介,有效将技术潜能与组织变革转化为新质生产力。具体表现为:通过创新提升全要素生产率,推动产业结构高级化,完成绿色发展导向的价值重塑,进而实现生产效率与市场竞争力的根本性提升。

综上,企业创新在数字化转型与新质生产力之间发挥着传导枢纽作用。数字化转型为创新提供基础,而创新则将数字潜能转化为生产力新动能。因此,本文提出以下假设:

假设 H2 企业创新在数字化转型促进企业新质生产力水平提升的过程中发挥中介作用。

3. 数据要素化的中介效应

数字化转型对企业新质生产力的促进作

用,还通过另一关键路径——数据要素化得以实现。学术界普遍认同,数据要素化的本质是数据从原始资源向关键生产要素的跃迁,其依赖于数据的流动性与复用性,并受技术与市场双重约束塑造^[18]。新质生产力的核心特征之一,正是劳动对象从物理实体向数据要素的拓展,因此理解这一路径至关重要。

数据的多态性理论指出,数据在资源、产业与产品形态间的演进协同,决定了其价值释放的广度。数字化转型正是推动这一形态跃迁的系统性工程:通过物联网感知与云平台集成实现数据资源化,进而借助数据平台与算法建模将资源转化为可支持决策的数据资产,从而完成从被动资源到主动驱动要素的根本性转变。

在此基础上,数据要素赋能新质生产力被视为一种技术-经济深度融合的非线性系统变革^[19],在微观企业层面体现为三重机制:其一,提升资源配置效率。数据作为新型劳动对象,与智能化劳动资料结合,实现生产全过程精准调控,显著提升全要素生产率。实证表明,数据要素化通过缓解金融约束提升了创业活跃度^[20]。其二,催生新业态与新模式。数据要素的流动重组催生个性化定制、平台化运营等新业态。研究发现,数据要素市场化通过促进数字技术与实体经济的深度结合,对企业新质生产力产生显著的倍增效应^[21]。其三,助力绿色低碳转型。数据驱动下的环境监测与碳足迹追踪为可持续运营提供可量化基础,数据要素化在绿色转型企业中的赋能效应更为突出^[21],契合新质生产力的绿色导向。

与企业创新侧重于技术产出不同,数据要素化侧重于生产要素本身的结构变革,是数字化转型重塑生产力系统的基础性过程。它不仅拓展了劳动对象边界,也为持续创新提供了数据动能。因此,本文提出以下假设:

假设 H3 数据要素化在数字化转型促进

企业新质生产力水平提升的过程中发挥中介作用。

4. 异质性分析

上述促进效应并非在所有企业中均有体现,企业内在特征的差异可能导致数字化赋能强度不同。本文从企业污染属性与产权性质两个维度分析其异质性影响。

企业污染属性:新质生产力以绿色为导向,污染属性成为关键调节变量。重污染企业面临更严的环保监管与转型压力^[22]:一方面,大量资源投入污染治理,可能挤占数字化转型所需资金与人力;另一方面,其生产工艺相对固化,数字化需同时克服原有模式与环保约束,改造难度大、周期长^[22]。相比之下,非重污染企业环境合规压力小、资源配置灵活,生产流程更易与数字化协同,能更直接驱动模式创新与效率提升。此外,市场对环保产品的需求增长^[23],使非重污染企业更容易获得资本与政策青睐,进一步强化其数字化赋能效果。因此,本文提出以下假设:

假设 H4a 相较于重污染企业,数字化转型对非重污染企业新质生产力的促进作用更强。

企业产权性质:产权性质深刻影响企业资源获取与战略执行。国有企业具备独特优势:资金实力雄厚、融资渠道畅通^[24],能承担数字化高额投入;更易获得政府政策支持与资源倾斜;人才储备与组织体系建设更完善,能保障转型战略有效执行^[25];肩负服务国家战略使命,在响应“数字中国”与新质生产力战略时更具主动性与连贯性。相比之下,非国有企业尤其是中小民企,可能面临更强融资约束与短期经营压力,在数字化投入强度与持续性上相对受限,从而削弱其对新质生产力的边际提升效应。因此,本文提出以下假设:

假设 H4b 相较于非国有企业,数字化转

型对国有企业新质生产力的促进作用更强。

二、研究设计

1. 样本选择与数据来源

本文的数据来源于 2011—2022 年中国研究数据服务平台和国泰安数据库上市公司数据库。原因:一是自 2011 年起,中国数字经济政策体系逐步完善,如“十二五”规划首次明确数字技术发展目标,这为新质生产力研究提供了政策背景;二是上市公司数据透明度高、覆盖行业广,其创新行为能够较好地反映实体经济的整体特征。数据处理过程如下:(1)剔除 ST 和 *ST 等状态异常的企业样本,以及金融行业的企业样本;(2)剔除变量缺失较为严重的样本;(3)对所有连续变量进行前后各 1% 的缩尾处理。最终,本研究共得到 29 135 个样本。

2. 变量选取

(1) 被解释变量

企业新质生产力 ($Npro$)。本文参考宋佳等^[26]的做法,采用其构建的“活劳动-物化劳动-硬科技-软科技”四维测度体系。该框架基于生产力要素理论:活劳动对应劳动者;硬科技与软科技分别表征劳动资料中的实体技术与软

性工具;其核心创新在于通过“物化劳动”维度,将劳动对象(尤其是数据要素)系统性地纳入测度。具体而言,该指标体系通过财务数据设计(如以折旧摊销反映技术性生产资料投入),将数据资源的获取与维护成本内生于物化劳动测量中,既覆盖了生产力三要素,又解决了数据要素的计量难题,与本文理论视角高度契合。本文在该指标体系基础上,采用熵值法确定各指标权重,最终合成企业新质生产力指标(见表 1)。

(2) 解释变量

企业数字化转型 (DCG)。本文参考吴非等^[27]、马连福等^[28]的研究思路,依据企业财务报告,初步筛选出数字化转型信息披露的特征词库。该词库涵盖人工智能、区块链、云计算、大数据技术及数字技术应用 5 个方面,共 76 个特征词。随后,运用数据爬虫技术,将获取的数据与数据池信息及特征词库匹配,得到每家企业每年披露的数字化转型特征词总数。对这些数据加总后再进行对数化处理,以处理后的数据作为企业数字化转型的代理指标。

(3) 中介变量

企业创新 ($Innov$)。本文参照黎文靖等^[29]

表 1 企业新质生产力指标体系构建

因素	子因素	指标	指标取值说明	权重/%
劳动力	活劳动 (劳动者)	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	研发人员数量/员工人数	4
		高学历人员占比	(硕士人数+博士人数)/员工人数	3
	物化劳动 (劳动对象)	固定资产占比	固定资产净额/资产总计	2
制造费用占比		(经营活动现金流入小计+固定资产折旧、油气资产折耗、生产性生物资产折旧+无形资产摊销+资产减值准备-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现金)/(经营活动现金流入小计+固定资产折旧、油气资产折耗、生产性生物资产折旧+无形资产摊销+资产减值准备)	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	无形资产净额/资产总计	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	所有者权益合计/资产总计	1		

的研究方式,选用专利申请数量作为衡量企业创新水平的指标。依据中国的专利分类体系,专利可细分为发明专利、实用新型专利以及外观设计专利这三类。其中,发明专利蕴含着较高的技术含量,代表着实质性的创新成果,而实用新型专利与外观设计专利则更多地体现为渐进式创新。鉴于这三类专利对企业创新的贡献程度存在差异,本文借鉴权小锋等^[30]的处理方法,从主观角度赋予这三类专利3:2:1的权重配比。最终,通过计算三类专利加权总数加1后的自然对数,来表征企业的创新水平。

数据要素化(*SJ*)。参考宣烨等^[31]的做法,以地方数据交易平台设立的虚拟变量衡量数据要素化水平。若企业所在地建立数据交易平台,则建立当年及以后年份取值为“1”;若未设立数据交易平台则取值为“0”。

(4) 控制变量

为了提高研究精度,本文加入了一系列控制变量。包括企业规模(*Size*)、资产负债率(*Lev*)、两职合一(*Dual*)、产权性质(*SOE*)、财务杠杆(*FL*)、上市年限(*ListAge*)、净资产收益率(*ROE*)、管理层持股比例(*Mshare*)、机构投资者

持股比例(*INST*)、账面市值比(*BM*)。此外,企业所处行业特征、宏观经济环境及其他未考虑的时变因素,可能影响企业价值。本文在模型中统一加入行业固定效应与时间固定效应进行控制。变量定义见表2。

3. 模型设定

为检验数字化转型对企业新质生产力的直接影响,本文采用行业-时间双向固定效应模型构建方程①。基于以下考虑:首先,新质生产力与行业特性(如污染属性)密切相关,且个体固定效应会吸收产权性质等不随时间变化的特征,不利于后续异质性分析;其次,样本量较大(29 135个),若采用个体固定效应将消耗大量自由度,降低估计效率。

$$Npro_{it} = \beta_0 + \beta_1 DCG_{it} + \beta_2 Control_{it} + \sum Year + \sum Industry + \varepsilon_{it} \quad \text{①}$$

其中,*i*和*t*分别表示企业和年份;*Npro_{it}*表示被解释变量,即新质生产力;*DCG_{it}*表示解释变量,即企业数字化转型;*Control_{it}*表示控制变量,通过纳入时间和行业双向固定效应以控制时间变化和行业的异质性,并在回归中进行稳健标准误聚类,以避免异方差的影响; ε_{it} 表示扰动项。

表2 变量选取与定义

类型	变量名称	变量符号	变量定义
被解释变量	新质生产力	<i>Npro</i>	活劳动、物化劳动、软科技、硬科技
核心解释变量	数字化转型	<i>DCG</i>	将数字化转型特征词总数加和取对数
中介变量	企业创新	<i>Innov</i>	发明专利、实用新型专利以及外观设计专利
	数据要素化	<i>SJ</i>	数据交易平台是否设立
控制变量	企业规模	<i>Size</i>	总资产的自然数对数
	资产负债率	<i>Lev</i>	负债合计/资产合计
	两职合一	<i>Dual</i>	董事长和总经理是否同一人
	产权性质	<i>SOE</i>	是否为国有企业
	财务杠杆	<i>FL</i>	总负债/总资产
	上市年限	<i>ListAge</i>	ln(当年年份-上市年份+1)
	净资产收益率	<i>ROE</i>	净利润/平均净资产
	管理层持股比例	<i>Mshare</i>	管理层持股数/公司总股数
	机构投资者持股比例	<i>INST</i>	机构投资者持股数/公司总股数
	账面市值比	<i>BM</i>	所有者权益总额/市值

三、实证结果与分析

1. 描述性统计分析

为深入剖析各变量的基础特征,本文对主要变量的数据进行了描述性统计(见表3)。基于29 135个观测样本,企业新质生产力($Npro$)的均值为5.17,标准差为2.72,取值范围为0.06~33.00,表明不同企业间新质生产力水平差异显著,整体分布较为分散。企业数字化转型(DCG)的均值为1.48,标准差为1.42,取值范围为0~6.30,说明样本企业数字化转型程度总体处于中等水平,且企业间分化明显,部分企业尚未开展实质性转型,而一些企业已进入较高应用阶段。多重共线性检验显示,各变量 VIF 值介于1.09~2.74之间,均值为1.73,远低于临界值5,表明变量间不存在严重的多重共线性问题。

2. 基准回归结果

为检验数字化转型对企业新质生产力的影响,本文选取2011—2022年样本进行固定效应面板分析。基准回归结果如表4所示。表4列(1)—(3)显示,在逐步加入控制变量并控制时间与行业固定效应后,数字化转型与新质生产力均在1%水平上显著正相关。这表明数字化转型显著促进了企业新质生产力水平提升,假

设H1得到验证。

3. 内生性与稳健性检验

(1)工具变量法

为缓解数字化转型与新质生产力之间可能存在的互为因果内生性问题,本文采用工具变量法进行检验。选取“宽带中国”示范城市政策(KD)作为工具变量^[32],理由如下:其一,外生性。试点城市的遴选主要基于地区通信基础设施条件与区域协调发展战略,具有准自然实验特征,与企业新质生产力水平无直接关联。其二,相关性。该政策由国家统一推动,通过资金扶持与网络提速,直接提升了城市的数字化基础设施水平,从而促进企业数字化转型。表5检验结果显示,不可识别检验 P 值为0,弱工具变量检验 F 值为102(大于10);表6排他性检验中对 DCG 为0的样本回归,系数不显著,表明工具变量选取合理。表6回归结果表明,第一阶段工具变量系数在1%水平上显著为正,第二阶段企业新质生产力系数同样在1%水平上显著为正。这证实考虑内生性问题后,数字化转型对企业新质生产力的促进作用依然稳健,假设H1再次得到验证。

(2)Heckman两阶段法

为进一步解决样本自选择偏误问题,排除数字化转型与企业新质生产力双向选择的干扰

表3 主要变量的描述性统计

变量	样本量	平均值	标准差	最小值	中位数	最大值	VIF
$Npro$	29 135	5.17	2.72	0.06	4.79	33.00	—
DCG	29 135	1.48	1.42	0.00	1.10	6.30	1.09
$Size$	29 135	22.28	1.30	19.59	22.09	26.45	2.45
Lev	29 135	0.43	0.20	0.03	0.42	0.91	1.64
$Dual$	29 135	0.28	0.45	0.00	0.00	1.00	1.14
SOE	29 135	0.37	0.48	0.00	0.00	1.00	1.60
FL	29 135	1.27	1.00	-1.98	1.04	11.55	1.10
$ListAge$	29 135	2.19	0.79	0.00	2.30	3.40	2.00
ROE	29 135	0.06	0.14	-0.93	0.07	0.44	1.22
$Mshare$	29 135	13.30	19.19	0.00	0.75	70.38	2.74
$INST$	29 135	44.66	24.96	0.10	45.99	121.81	2.40
BM	29 135	0.62	0.25	0.06	0.62	1.25	1.60

表4 基准回归结果

变量	Npro		
	(1)	(2)	(3)
	模型一	模型二	模型三
<i>DCG</i>	0.339*** (30.749)	0.148*** (10.977)	0.127*** (9.408)
控制变量	否	否	是
行业固定效应	否	是	是
时间固定效应	否	是	是
观测值	29 135	29 135	27 605
R^2	0.031	0.231	0.263

注:***、**、*分别表示在1%、5%和10%的统计水平上显著,括号内为White-robust异方差稳健标准误的*t*值,下同。

表5 统计检验结果

检验类别	检验方法	统计值	<i>P</i> 值/ 临界值
不可识别检验	Kleibergen-Paap rk LM	101.88	0.000
弱工具 变量检验	Cragg-Donald Wald F	102.00	15%偏误临界值 8.96

表6 新质生产力对企业创新的工具变量回归结果

变量	Npro		
	第一阶段	第二阶段	排他性检验
<i>DCG</i>		1.490*** (5.751)	
<i>KD</i>	0.146*** (10.411)		-0.014 (-0.796)
控制变量	是	是	是
双向固定	是	是	是
R^2	0.488	-0.014	0.273
观测值	27 605	27 605	13 911

因素,本文采取Heckman两阶段模型来进行内生性处理,具体方法如下:采用“宽带中国”示范城市政策(*KD*)作为工具变量,在Heckman第一阶段的Probit模型中,根据企业是否进行数字化转型,生成0—1虚拟变量(*above*),利用第一阶段的回归结果计算出逆米尔斯比率(*IMR*),并代入第二阶段的模型进行回归。表7显示了Heckman两个阶段的检验结果。第一阶段检验结果如表7列(1)所示,结果表明,“宽带中国”示范城市政策(*KD*)的回归系数显著为正,表明企业是否进行数字化转型受到“宽

表7 新质生产力对企业创新的Heckman检验结果

变量	第一阶段	第二阶段
	(1)	(2)
	<i>above</i>	<i>Npro</i>
<i>DCG</i>	—	0.1399*** (7.4435)
<i>IMR</i>	—	1.1700*** (5.9720)
<i>KD</i>	0.1434*** (6.9995)	—
控制变量	是	是
双向固定	是	是
观测值	27 529	27 529
R^2	—	0.215

带中国”示范城市政策(*KD*)的显著影响。表7列(2)为加入逆米尔斯比率(*IMR*)后的Heckman二阶段回归结果,结果表明,逆米尔斯比率(*IMR*)显著,说明本文存在不可忽视的选择样本偏差问题,在加入逆米尔斯比率(*IMR*)控制样本选择偏差后,解释变量数字化转型(*DCG*)依旧显著,本文假设H1仍然稳健。

(3) 替代变量、调整样本检验

本文通过多种方式检验基准结论的稳健性(见表8)。

替换被解释变量:为避免单一指标度量误差,采用LP法和GMM法测算全要素生产率替代原被解释变量。检验结果显示,*DCG*系数仍在1%水平上显著为正,表明结论不依赖于特定的新质生产力度量方式。

解释变量滞后一期:考虑到数字化转型的效应可能存在时滞,且为缓解反向因果担忧,将*DCG*滞后一期纳入模型。结果显示,滞后项系数在1%水平上显著为正,表明促进作用具有持续性,且反向因果的干扰较弱。

更换个体时间双向固定效应:为避免行业固定效应无法完全控制企业层面不随时间变化的固有差异导致遗漏变量偏误,采用更严格的个体时间双向固定效应模型。结果显示,*DCG*系数仍在5%水平上显著为正。

调整样本区间:为避免2020年及以后新冠疫情等外部重大事件冲击对研究结果的干扰,剔除受影响年份(2020—2022年)后重新回归。结果显示,DCG系数仍在1%水平上显著为正。

增加外部控制变量:为缓解因遗漏地区层面因素(如数字基础设施、政策环境)导致的估计偏误,依次加入经济发展水平、政府干预程度、财政投资力度、产业结构等变量。结果显示,DCG系数仍在1%水平上显著为正。

4. 中介机制检验

为了检验数字化转型分别通过促进企业创新、推动数据要素化对企业新质生产力产生的中介影响,使用模型①检验数字化转型(DCG)对新质生产力(Npro)的总效应;使用模型②检验数字化转型对中介变量的影响;模型③在控制中介变量后,用于检验数字化转型对新质生产力的直接效应以及创新能力、数据要素化的中介效应。

$$Innov_{it} = a_0 + a_1 DCG_{it} + a_2 Control_{it} +$$

$$\sum Year + \sum Industry + \varepsilon_{it} \quad ②$$

$$Npro_{it} = c_0 + c_1 DCG_{it} + c_2 Innov_{it} + c_3 Control_{it} + \sum Year + \sum Industry + \varepsilon_{it} \quad ③$$

表9—11所示为中介效应检验结果。逐步回归分析显示:列(1)中数字化转型(DCG)对新质生产力的总效应在1%水平上显著为正;列(2)中DCG对企业创新(Innov)和数据要素化(SJ)均具有显著正向影响;列(3)中DCG与Innov、SJ的系数均显著为正,表明两者发挥部分中介作用。Bootstrap检验(5000次抽样,95%置信区间)进一步验证:Innov的间接效应[0.181 9, 0.220 2]与直接效应[1.344 4, 1.452 4]、SJ的间接效应[0.082 3, 0.114 4]与直接效应[1.442 4, 1.560 5]的置信区间均不包含0,中介效应显著。效应量计算表明,企业创新的中介效应占总效应的11.81%。

综上,企业创新能力与数据要素化是数字化转型驱动新质生产力的重要传导路径,假设H2、H3得到验证。

表8 替换变量、调整样本检验结果

变量	(1) 用LP模型计算的全要素生产率替代被解释变量	(2) 用GMM模型计算的全要素生产率替代被解释变量	(3) 解释变量滞后一期	(4) 更换个体时间双向固定效应	(5) 样本调整,剔除受疫情影响的异常年份	(6) 增加外部控制变量
	<i>Npro_LP</i>	<i>Npro_GMM</i>	<i>Npro</i>	<i>Npro</i>	<i>Npro</i>	<i>Npro</i>
DCG	0.063*** (19.611)					
DCG		0.052*** (15.389)				
L.DCG			0.153*** (10.375)			
DCG				0.051** (2.560)	0.108*** (6.666)	
DCG						0.126*** (9.343)
控制变量	是	是	是	是	是	是
双向固定	是	是	是	是	是	是
观测值	27 605	27 605	23 135	27 605	18 209	27 603
R ²	0.741	0.572	0.258	0.203	0.257	0.267

5. 异质性检验

新质生产力的形成在企业间存在结构性差异。为揭示这一异质性,本文构建交乘项模型,从企业污染属性与产权性质两个维度进行检验。

(1) 企业污染属性的异质性影响

本文依据证监会《上市公司企业行业分类指引》,设置重污染行业虚拟变量(*Pollute*):若企业属于重污染行业,赋值为“1”,否则为“0”。回归结果如表12列(1)所示。交乘项 $DCG \times$

表9 *Innov* 中介检验结果

变量	(1)	(2)	(3)
	<i>Npro</i>	<i>Innov</i>	<i>Npro</i>
<i>DCG</i>	0.127*** (9.408)	0.152*** (18.265)	0.112*** (8.220)
<i>Innov</i>			0.103*** (10.499)
控制变量	是	是	是
双向固定	是	是	是
观测值	27 605	27 605	27 605
R^2	0.263	0.508	0.266

表10 *SJ* 中介检验结果

变量	(1)	(2)	(3)
	<i>Npro</i>	<i>SJ</i>	<i>Npro</i>
<i>DCG</i>	0.127*** (9.405)	0.032*** (13.085)	0.114*** (8.434)
<i>SJ</i>			0.410*** (12.301)
控制变量	是	是	是
双向固定	是	是	是
观测值	27 605	27 605	27 605
R^2	0.263	0.317	0.264

表11 中介效应的 Bootstrap 法检验结果

效应类型	Boot-标准差	Boot-z 值	Bootstrapping			
			Bias-corrected 95% CI		Percentile 95%	
			下限	上限	下限	上限
<i>Innov</i> 间接效应	0.009 8	20.39	0.181 9	0.220 2	0.181 1	0.219 3
<i>Innov</i> 直接效应	0.027 7	50.40	1.344 4	1.452 4	1.344 3	1.452 3
<i>SJ</i> 间接效应	0.008 0	12.12	0.082 3	0.114 4	0.082 3	0.114 4
<i>SJ</i> 直接效应	0.030 2	49.54	1.442 4	1.560 5	1.441 1	1.559 6

Pollute 的系数在1%水平上显著为负。这表明,相较于非重污染企业,数字化转型对重污染企业新质生产力水平的提升作用相对较弱。其原因在于,重污染企业面临环境合规压力与绿色改造负担,需同时应对数字化与绿色化双重转型任务,资源协调难度大,在一定程度上削弱了数字化转型的边际贡献。假设 H4a 得到验证。

(2) 企业产权性质的影响

本文依据企业实际控制人性质设置产权性质虚拟变量(*SOE*):若实际控制人为国有,则定义为国有企业,*SOE* 赋值为“1”,否则为“0”。回归结果如表12列(2)所示。交乘项 $DCG \times$ *SOE* 的系数在1%水平上显著为正。这表明,与民营企业相比,数字化转型对国有企业新质生产力的促进作用更为显著。国有企业资金实力强、政策支持力度大,且与国家战略对接紧密,在落实“数字中国”与新质生产力相关部署中具备更强的组织执行力与资源动员能力。假设 H4b 得到验证。

四、结论和展望

1. 研究结论与建议

本文基于2011—2022年A股上市公司数据,考察了数字化转型对企业新质生产力的影响。结论如下:其一,数字化转型显著促进企业新质生产力水平提升,该结论经过稳健性与内生性检验后依然成立;其二,机制检验表明,数字化转型通过激发企业创新活力推动新质生产力发展;其三,异质性分析显示,在非重污染企

表 12 异质性分析检验

变量	企业污染属性(1)	企业产权性质(2)
	<i>Npro</i>	<i>Npro</i>
<i>DCG</i>	0.169*** (11.796)	0.102*** (6.830)
<i>DCG×Pollute</i>	-0.311*** (-8.722)	
<i>Pollute</i>	1.333*** (5.407)	
<i>DCG×SOE</i>		0.085*** (3.819)
<i>SOE</i>		0.571*** (11.789)
控制变量	是	是
双向固定	是	是
观测值	27 605	27 605
<i>R</i> ²	0.265	0.263

业及国有企业中,该促进效应更为显著。

据此,本文提出如下建议:其一,强化战略引领,从要素系统性重构的高度推进数字化与生产力培育深度融合。其二,聚焦创新传导,通过政策激励与企业机制建设夯实“数字化-创新-新质生产力”转化路径。其三,分类施策,对重污染企业强化数字化与绿色化协同;鼓励国有企业开展核心技术研发;改善民营企业融资环境以激发其转型活力。

2. 研究不足与展望

本文测度新质生产力时采用熵值法,虽保证了客观性,但未能兼顾变化幅度较小但重要的指标,未来可结合主观经验优化权重。另外,新质生产力具有网络与空间溢出效应,后续可从产业链或区域集群层面展开研究,以提供更系统的治理启示。

参考文献:

- [1] 张虎梅,马贵永.数实融合对企业低碳转型风险的影响[J].财会月刊,2026,47(7):43-48.
- [2] 高帆.“新质生产力”的提出逻辑、多维内涵及时代意义[J].政治经济学评论,2023,14(6):127-145.
- [3] 于瑞卿.新质生产力视角下数实融合对商贸流通业全要素生产率的影响[J].商业经济研究,

2026(8):5-9.

- [4] 李薇,李莉.数字化转型对企业技术创新的影响研究[J].郑州轻工业大学学报(社会科学版),2023,24(2):75-82.
- [5] 李治国,王杰.数字经济发展、数据要素配置与制造业生产率提升[J].经济学家,2021(10):41-50.
- [6] 李晓阳,易鑫,郭鑫,等.数字化转型赋能涉农企业经营绩效提升的传导机制研究:基于双固定效应模型的实证[J].农业技术经济,2024(1):96-110.
- [7] 张省,杨慧芳.数字化转型对企业内部资本市场效率的提升效应研究[J].会计之友,2026(7):64-72.
- [8] 张家才,何东伟.政府数字化采购能否促进企业数字化转型?:基于中国政府采购大数据的经验证据[J].财经理论与实践,2026,47(2):81-90.
- [9] 周健,喻家驹,陶长琪.数字化转型与企业分工:理论机制与实证检验[J].统计与决策,2025,41(11):167-171.
- [10] 李洪超,聂顺江.数字化转型能否提高企业的环境、社会和治理绩效:内外协同治理的调节效应[J].经济学报,2025,12(2):116-134.
- [11] 高继文,钱澄.数字化转型赋能企业实业投资的机制研究[J].科学决策,2025(5):87-100.
- [12] 周绍东,胡华杰.新质生产力推动创新发展的政治经济学研究[J].新疆师范大学学报(哲学社会科学版),2024,45(5):26-35.
- [13] 程恩富,陈健.大力发展新质生产力加速推进中国式现代化[J].当代经济研究,2023(12):14-23.
- [14] 段学慧,张娜.数据要素及其形成新质生产力的机理研究[J].经济纵横,2024(7):18-28.
- [15] 罗瑾琏,王象路,耿新.数字化转型对企业创新产出的非线性影响研究[J].科研管理,2023,44(8):1-10.
- [16] 韩凤芹,陈亚平.税收优惠真的促进了企业技术创新吗?:来自高新技术企业15%税收优惠的证据[J].中国软科学,2021(11):19-28.
- [17] 马路萌.数字化转型促进制造业企业创新的作用机制研究[D].济南:山东大学,2024:38-43.
- [18] 张翱,孙久文.数据流动、数据要素化与数字经济运行[J].科学学研究,2025,43(11):2438-2446.

[19] 李修远. 数据要素赋能新质生产力发展的内在机理、战略重点与实践进路[J]. 科学管理研究, 2026, 44(1): 2-13.

[20] 孙越, 杨中楷. 数据要素化对城市创业活跃度的影响研究: 基于城市面板数据的实证检验[J]. 科学决策, 2025(6): 1-13.

[21] 戴翔, 成鹏东. 解锁数据红利: 数据要素市场化如何重塑企业新质生产力? [J]. 财贸研究, 2025, 36(12): 15-30, 106.

[22] 胡海川, 殷羽奇, 冯丽丽. 经济政策不确定性对企业环境责任影响的实证检验[J]. 统计与决策, 2023, 39(13): 177-182.

[23] Peng Y, Wang W, Zhen S, et al. Does digitalization help green consumption? Empirical test based on the perspective of supply and demand of green products [J]. Journal of Retailing and Consumer Services, 2024, 79: 103843.

[24] 孙晓华, 李明珊. 研发投资: 企业行为, 还是行业特征? [J]. 科学学研究, 2014, 32(5): 724-734.

[25] 张艺, 陈凯华, 周志勇. 后发国家产业核心技术追赶的产学研合作创新机制: 基于中国高铁产业的案例分析[J]. 管理世界, 2024, 40(11): 20-48.

[26] 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.

[27] 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.

[28] 马连福, 宋婧楠, 王博. 数字化转型信息披露的价值效应研究: 来自概念炒作的证据[J]. 经济与管理研究, 2023, 44(8): 17-37.

[29] 黎文靖, 汪顺, 陈黄悦. 平衡的发展目标与不平衡的发展: 增长目标偏离与企业创新[J]. 管理世界, 2020, 36(12): 162-175.

[30] 权小锋, 尹洪英. 中国式卖空机制与公司创新: 基于融资融券分步扩容的自然实验[J]. 管理世界, 2017(1): 128-144, 187-188.

[31] 宣烨, 李洋. 数据要素市场化与企业 ESG 表现[J]. 广东财经大学学报, 2025, 40(1): 18-31.

[32] 宋建, 王怡静. 企业数字化转型是就业机遇还是替代危机: 来自中国上市公司文本分析的证据[J]. 中国软科学, 2024(4): 131-143.

[责任编辑: 刘凤霞 梁文化]



引用格式: 安慧, 杜兆曦. 数字化转型、企业创新与新质生产力[J]. 郑州轻工业大学学报(社会科学版), 2026, 27(4): 18-28.

(上接第 17 页)

[10] 宋健. 自由与责任的因果变奏: 兼论孔子与康德的道义分野[J]. 思想与文化, 2021(2): 295-308.

[11] 叶岸滔. 脑机增强: 公平问题及其反思[J]. 医学与哲学, 2020, 41(6): 32-34.

[12] 付娜, 周洁. 脑机接口伦理风险及伦理审查研究[J]. 信息通信技术与政策, 2025, 51(3): 11-15.

[13] 陈龙. 脑机接口的伦理问题思考[J]. 科技与法律(中英文), 2025(2): 75-82, 92.

[14] 谢波, 邱芳婷. 脑机接口技术安全风险的生成逻辑及应对机制[J]. 合肥工业大学学报(社会科学版), 2025, 39(4): 41-48.

[15] 韩水法. 论康德的先验哲学与形而上学[J]. 哲学分析, 2024, 15(6): 3-24, 192.

[16] 肖峰. 从技术伦理到脑机接口伦理[J]. 自然辩证法研究, 2023, 39(8): 63-68.

[17] 周程. 脑机接口领域中的伦理问题研究[J]. 人民论坛·学术前沿, 2024(16): 44-55.

[18] 刘新玉, 王东云, 师丽. 脑机接口教育应用: 原理、潜能与障碍[J]. 开放教育研究, 2023, 29(1): 18-25.

[19] 杜启顺. 青年马克思法学观的建构逻辑[J]. 马克思主义研究, 2023(12): 131-140.

[20] 邹丽雪. 国际比较视角下脑机接口发展政策差异分析及其对中国的启示[J]. 科技管理研究, 2023, 43(12): 22-30.

[责任编辑: 王天笑]



引用格式: 马肖华, 李欣欣. 脑机接口技术的伦理困境及规制路径探析[J]. 郑州轻工业大学学报(社会科学版), 2026, 27(4): 11-17, 28.