

数字技术创新提升企业新质生产力水平的逻辑与路径

杜伟岸, 邱玮滔

(武汉理工大学 经济学院, 湖北 武汉 430070)

摘要: 数字技术是数字时代最核心的核心技术, 已然成为企业科技创新各种关键要素的整合力量, 赋能企业传统生产力向新质生产力跃迁。选取我国2014—2023年A股上市公司面板数据, 探究数字技术创新对企业新质生产力水平的影响机制与效应。研究发现: 经过内生性和多种稳健性检验后, 数字技术创新对企业新质生产力水平的提升作用依然显著; 机制分析表明, 优化数字资源配置、削弱信息壁垒和深化企业科技创新发挥机制效应; 异质性分析发现, 数字技术创新对企业新质生产力的作用效果在资产密集型企业 and 位于知识产权保护程度高地区的企业更强。此外, 在企业不同生命周期中数字技术创新的作用效果亦不同, 处于衰退期的企业会增强数字技术创新的赋能作用。

关键词: 数字技术创新; 企业新质生产力; 生命周期; 科技创新; 信息壁垒; 资源配置

中图分类号: F49

文献标识码: A

文章编号: 1004-292X(2026)03-0130-08

The Logic and Path of Digital Technology Innovation to Enhance the New Quality Productivity Level of Enterprises

DU Weian, QIU Weitao

(School of Economics, Wuhan University of Technology, Wuhan Hubei 430070, China)

Abstract: Digital technology stands as the most critical core technology in the digital era, emerging as an integrating force that consolidates various key elements of corporate technological innovation. It empowers enterprises to transition from traditional productive forces to new quality productive forces. Based on this premise, this study utilizes panel data from Chinese A-share listed companies from 2014 to 2023 to investigate the correlation between digital technological innovation and the level of new quality productive forces within enterprises. The findings reveal that after undergoing endogeneity and multiple robustness tests, digital technology innovation still significantly enhances the level of new quality productivity in enterprises. Mechanism analysis indicates that optimizing digital resource allocation, reducing information barriers, and enhancing the depth of enterprise technological innovation exert mediating effects. Heterogeneity analysis further shows that the impact of digital technology innovation on new quality productivity is stronger in asset-intensive enterprises and those located in regions with high levels of intellectual property protection. Furthermore, the effect varies across different stages of a firm's life cycle, with firms in the decline phase amplifying the impact generated by digital technological innovation.

Key words: Digital technology innovation; New quality productivity in enterprises; Life cycle;

Scientific and technological innovation; Information barriers; Resource allocation

一、引言

当前, 全球科技创新进入密集活跃期, 新一轮科技革命和产业变革加速演进, 生产力质态与发展动力正在发生深刻变革。2023年9月, 习近平总书记在黑龙江考察期间提出: “整合科技创新资源, 引领发展战略性新兴产业和未来产业, 加快形成新质生产力”。

新质生产力由技术革命性突破、生产要素创新性配置、产业深度转型升级而催生。新质生产力中“新”和“质”的蜕变是传统生产力在能级上的跃迁^[1], 是生产要素和创新要素的创新结合, 是产业基础和发展动能的质变^[2], 是技术、要素和产业系统三维度的深度耦合, 而生产力则是在原来的传统生产力上, 吸收

基金项目: 国家知识产权局软科学研究项目“推动‘创新链’‘金融链’深度耦合的知识产权服务业高质量发展研究”(SS21-A-03)

作者简介: 杜伟岸, 博士, 武汉理工大学经济学院教授, 研究方向: 科技金融、资本市场; 邱玮滔(通信作者), 武汉理工大学经济学院, 研究方向: 技术创新、科技金融。

新时代先进生产力的形态、特征和动能，实现数字化转型突破，为经济高质量发展提供新引擎^[3]。

在当今数字经济蓬勃发展的时代，华为联合牛津经济研究院认为，数字技术是最关键的核心技术，其作为交流、信息、计算和连接技术的组合^[4]，已经深入到实体企业的实际经营过程中，为数字经济与实体经济的深度耦合奠定了技术底层基础^[5]。同时，数字经济以数字技术为高质量发展的核心驱动力，改变了实体企业传统的生产经营业态与模式，革新了企业组织结构和商业运营模式^[6]，推动宏观经济高质量发展^[7]。经过多年数字技术创新迭代，数字经济已经形成一定“量”的积累和“质”的飞跃^[8]，促进企业的创新活动、加强创新链和产业链的深度融合，为生产力质态升级提供不懈动力。然而，数字技术创新并不是能轻易实现的，对实体企业而言，其具有投入高、周期长和不确定性高的特征^[9]，导致企业在数字化转型过程中不敢投入大量资金和精力开展创新活动，对企业的生产效率也构成较大的挑战^[10]。因此，分析企业数字技术创新对其新质生产力水平的影响及其途径，是实体企业在数字化时代下顺应科技革命和实现转型升级的重要命题，也是企业传统生产力向新质生产力跃迁、适应时代发展的必然之举。

目前，学术界关于数字技术创新与企业新质生产力的研究仍处于加速积累阶段，相关研究主要探究了新质生产力内涵和企业数字技术创新对其转型发展的影响。从概念内涵看，新质生产力并非传统生产力的线性扩张^[11]，而是以技术革命性突破为牵引、以要素创新性配置为支撑、以产业转型升级为表征的生产力新形态^[12]。进一步，有文献基于马克思主义生产力理论的分析框架强调，新质生产力的形成本质上体现为劳动者、劳动资料与劳动对象在新技术条件下的系统重组与协同跃迁^[13]。数实融合作为新质生产力生成的重要实践场域，数字技术对企业生产组织方式与价值创造逻辑的重塑作用因而受到持续关注^[14]。数智技术深度嵌入企业经营管理过程后，不仅改变技术应用场景，也推动组织运行机制与资源协同方式的再配置^[15]。从企业发展结果看，已有经验证据表明，数字技术创新能够改善企业高质量发展表现，从而为考察企业新质生产力的形成条件提供经验参照^[9]。从要素结构视角出发，相关研究发现数字技术进步会通过影响创新要素结构优化作用于企业全要素生产率，凸显技术变革与要素重构之间的内在关联^[16]。在资源基础理论脉络下，数字并购与数字技术创新被认为有助于

企业实现资源整合与能力重塑，反映出数字化资源配置已成为企业绩效提升的重要支点^[17]。围绕数据要素的讨论进一步表明，数据资产与人力资本升级之间存在协同关系，企业价值创造正在呈现由传统要素驱动向数据要素与传统要素协同驱动的演化趋势^[18]。另有基于上市公司样本的研究认为，数据资产积累与治理能力提升能够显著改善企业发展质量，对于企业成长具有实质意义^[19]。就信息环境而言，数字化条件下信息获取、传递与处理效率的提升正在改变企业决策机制与市场互动方式，为企业治理优化提供新的技术基础^[20]。从创新持续性角度看，数字技术创新集中度与企业二元能力的匹配关系被认为会影响创新活动的稳定性与延续性，进而关系到企业长期竞争优势的塑造^[21,22]。在管理变革层面，数字经济时代的企业管理正在经历组织边界、决策机制与治理逻辑的系统重构，这为新质生产力培育提供了相应的组织与制度基础^[23]。在产业演进层面，产业数字化与数字产业化协同推进的研究提示，企业数字技术创新应置于新型工业化进程与产业体系重塑的宏观背景下加以理解^[24]。

由此可见，数字技术创新已经成为企业科技创新的关键力量，也将是企业新质生产力发展强有力的内在驱动力。现有文献在数字技术创新赋能数字基础设施建设和企业数字化进程方面已经取得硕果，但是围绕“数字技术创新”与“新质生产力”的研究尚显不足，少有学者在梳理数字技术创新赋能企业新质生产力的机理上展开实证研究。鉴于此，文章从理论和实证双层研究数字技术创新对企业新质生产力的影响机制，可能的边际贡献主要体现在以下三方面：第一，从“新”“质”和“生产力”三方面深化对我国A股上市公司新质生产力水平的测度，丰富研究视角。第二，从优化数字资源配置、削弱有效信息壁垒和提高企业科技深度3个层面，剖析数字技术创新赋能企业新质生产力水平提升的内在逻辑，为推动我国企业新质生产力发展提供实践路径思考。第三，在数字技术创新与企业新质生产力的研究中引入企业生命周期理论，从动态视角揭示企业全生命周期中数字技术创新作用效果的阶段异质性。

二、理论分析与研究假设

1. 数字技术创新对企业新质生产力水平的影响

迅猛发展的数字技术正在重塑全球产业格局，促进企业生产力深层变革，突破传统生产要素的线性组合模式，形成具有融合性的新型生产力架构^[11]，企业内部数据要素的强关联性能产生显著的数据乘数效

应,推动自身劳动资料、劳动对象和劳动力产生新一轮的革新^[12],驱动企业向智能化、网络化、生态化方向演进,助力培育企业新质生产力。同时,企业劳动力能够更有效、充分和多样化地利用各类新型劳动资料,形成数据高效处理的新型生产力,推进传统生产力的转型^[13]。而数字技术创新则深入生产力的基本内涵,赋予劳动者数字技能、推动劳动资料和劳动对象向实数互促形态延伸,通过数据要素深度影响实体经济的基本生产和运营活动,在传统生产函数框架下,数字技术创新可优化资本、土地和劳动要素的资源配置^[14],并作为关键要素参与构建数字时代新型生产函数,同时以数智技术实现功能、体系和手段赋能的统一协同增效^[15],提升“量”和“质”的积累,进而为国家创新体系建设提供支撑。此外,企业数字技术创新是基于新时代下传统技术的跃迁,通过与大数据、数字计算等新型技术结合,形成具有时代颠覆性和创造性的技术形态,通过优化企业员工学历和技能结构^[16]、降低内部组织管理成本、提高科技创新效率和资源配置效率^[9],大幅提升全要素生产率,为企业高质量发展和产业转型升级注入强大驱动力,促进培育企业新质生产力。基于此,文章提出如下研究假设:

假设H1:数字技术创新能够显著提升企业新质生产力水平。

2. 数字技术创新对企业新质生产力水平的影响路径

数字技术作为实体企业在信息化时代的核心关键技术,以数字技术创新推动企业增效、降耗和提质,既是培育企业新质生产力的重要路径,也是赋能企业高质量发展的关键举措。企业作为践行新发展理念、发展先进生产力的主力军,其作用路径具体体现在数字资源配置、信息壁垒和企业科技深度。因此,文章基于以上三方面深入探讨数字技术创新培育企业新质生产力的作用机制。

(1) 数字技术创新促进数字资源配置优化

高效率的数字资源配置是实体企业提升数字技术创新水平和培育新质生产力的基础。通过优化数字资源配置及高效传导数字化知识,为实体企业搭建坚实的基础平台^[17]。优化数字资源配置使企业能够明确具体的资产数据化对象,依托先进的数据分析技术从海量数据中提取有价值的信息和潜在的商业机会,实施覆盖数据采集、处理、存储至归档销毁的全生命周期管理,对数据流转全过程进行动态监测与管控,有效防范未经授权访问、恶意攻击等安全风险,保障数据资

源安全可控与合规使用。基于技术平台,企业可以通过关键指标可视化,提升运营效率和对外部环境变化的适应性,促进生产力的质态革新和生态系统的协同发展,增强企业的协同创新能力。数字资源作为企业内部生产要素的催化剂,不仅能够产生显著的规模效应,还深度作用于企业的研发、生产和管理^[18]。通过优化数字资源配置,企业可以更高效地利用现有资源,减少冗余和浪费,推动业务模式创新,成为现代企业实现高质量发展的关键驱动力。因此,企业应持续关注优化数字资源配置,不断提升自身的数字技术创新水平,以适应日益激烈的市场竞争环境,实现技术持续创新、价值创造^[19]和企业新质生产力的发展。基于以上分析,文章提出如下研究假设:

假设H2:数字技术创新通过优化数字资源配置提升企业新质生产力水平。

(2) 数字技术创新削弱有效信息壁垒

数字技术创新显著改善了企业的信息环境,削弱有效信息壁垒,降低信息不对称,提升信息共享效率和沟通效率。在企业内部,数字化平台和工具促进跨部门的信息交流,使运营状况更加透明,管理层可以及时掌握流程动态,迅速发现并解决潜在问题,提高决策的准确性和响应速度。在企业外部,数字化进程加强了企业与客户、供应商等利益相关方的信息透明度,帮助企业有效洞察市场需求和风险,精准调整产品设计和营销策略。在金融领域,数字技术通过增强信息透明度和可获得性^[20],缓解传统金融市场中的信息不对称问题,同时有助于企业构建更准确的数据记录体系,帮助外部投资者更有效地评估风险,降低企业信贷融资成本,为企业发展提供更好的融资条件^[21]。此外,大数据分析技术可帮助企业精准预测市场需求和分析经营状况,制定科学的投资和融资策略,优化资本结构,降低财务风险。基于以上分析,文章提出如下研究假设:

假设H3:数字技术创新可通过削弱有效信息壁垒提升企业新质生产力水平。

(3) 数字技术创新深化企业科技水平

数字技术创新是企业对信息处理和数据挖掘技术在数字化转型时代背景下的持续改进,大幅提升了企业探索和利用数字信息的能力,实现技术创新的可持续性和深度化^[22]。数字技术赋能实体企业生产和服务过程,通过加强相关设备和传感器的应用,实现生产链全流程监控和自动智能化,推动数据资源向标准化、模式化转变,提升企业知识交互和学习能力,驱

动实体企业由传统的科技创新模式走向开源式转化创新模式^[23]。企业数字技术创新更直接推动了互联网、区块链、信息设备等多种数字化信息设备的研发和升级，促进科学技术、研发产品的衍生高质量发展^[24]，为企业间差异化发展提供路径，实现业务结构多元化。新质生产力以技术革命性突破为核心。拓宽企业科技研发广度、挖掘技术深度意味着企业的科技水平在创新的基础上进一步对技术深度挖掘，促进企业创新链向智能化、数字化、高价值化转型，并推动创新链与产业链、供应链等深度融合，进而完善企业发展体系，优化企业发展规模方式，最终实现以科技创新为主要驱动力，赋能企业新质生产力高质量发展。基于以上分析，文章提出如下研究假设：

假设 H4：数字技术创新可通过深化企业科技水平提升企业新质生产力水平。

三、研究设计

1. 变量定义与测度

(1) 被解释变量

企业新质生产力 ($Npro$)。它是以创新起主导作用，符合新发展理念的先生产力质态。参考宋德勇和陈梁 (2024) 的研究^[25]，从“新”“质”和“生产力”3个维度深入剖析其科学内涵，构建企业新质生产力水平的测量指标体系，包括8个一级指标和17个二级指标，最后采用熵值法对其进行赋权。具体指标说明如表1所示。

表1 企业新质生产力水平测度指标体系

因素	一级指标	二级指标	指标度量说明
新	新理念	创新	研发投入占营业收入比例
		共享	盈余公积
	新科技 新态势 新质态	技术突破	发明专利申请数
		数字化程度	北京大学数字普惠金融指数
质	质态	资本保全性	资本积累率
		社会责任维度	ESG综合得分
	质效	经济维度	净利润占营业总收入比例
		发展维度	净利润增长率
劳动者	劳动者生产率	劳动者生产率	全要素生产率LP法
		工资水平	平均职工薪酬
	劳动者技能水平	本科、研究生和博士学历员工赋值为1、2和3分，加总后除以职工总人数	
生产力	研发人员能力	研发人员能力	研发人员占比
		主营业务状况	主营业务利润占比
	劳动对象	销售费用占比	销售费用/营业收入
		无形资产占比	无形资产/资产总额
生产资料	研发折旧摊销	折旧摊销	
	总资产周转率	营业收入/平均资产总额	

(2) 解释变量

数字技术创新 (DI)。企业数字技术创新能反映出企业数字技术的程度和发展现状，借鉴郑攀攀和庄

子银 (2024) 的研究^[26]，从数字产品创新、数字流程创新和数字商业模式创新3个维度出发，通过网络爬虫技术抓取企业年报文本，并以词频总和与年报全文词数的比重来衡量，为避免数据量纲小，对指标均乘以100进行标准化处理，以增强数据可得性。

(3) 机制变量

企业数字资源配置 ($Digitaleco$)，指企业在数字化转型中所拥有的各种数字资源及其配置情况，根据上市公司财务报表中披露的数据，以数字化相关无形资产占无形资产总额衡量；企业信息壁垒 (SA)，是指企业信息的透明度，用 SA 指数衡量；企业科技深度 ($PatentKn$)，指其专利质量和知识宽度，借鉴李宏等 (2021) 的做法^[27]，借助赫芬达尔指数的构造思路，在专利大组层面上测度企业专利科技深度，以此指数作为衡量指标。

(4) 控制变量

主要从企业生产经营管理层面选择控制变量：企业规模 ($Size$)，用企业年末总资产的自然对数衡量；负债能力 (Lev)，用企业年末总负债与总资产的比值衡量；盈利能力 (ROE)，用企业净利润与所有者权益平均余额的比值衡量；固定资产占比 ($FIXED$)，用企业固定资产净额与总资产的比值衡量；独董比例 ($Indep$)，用企业独立董事与董事人数的比值衡量；两职合一 ($Dual$)，董事长与总经理是同一个人赋值为1，否则为0；现金流比率 ($Cashflow$)，用企业经营活动产生的现金流量净额与总资产的比值衡量；上市年限 ($ListAge$)，通过企业上市年份加1的自然对数衡量。

2. 模型设定

为识别数字技术创新对企业新质生产力的影响，构建如下双固定效应模型：

$$Npro_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 DI_{it} + \sum \alpha_j \times Control_{it} + \sigma_t + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中， $Npro_{it}$ 为企业 i 在 t 时期的企业新质生产力指数， DI_{it} 为企业 i 在 t 时期的数字技术创新水平， $Control_{it}$ 为企业所有的控制变量， σ_t 为时间固定效应， μ_i 为个体固定效应， α_0 为常数项， ε_{it} 为随机扰动项。

进一步，构建企业数字技术创新对机制变量 (M) 的影响；将机制变量 (M) 纳入模型 (1)，检验数字技术创新是否通过机制变量 (M) 影响企业培育新质生产力，具体模型如下：

$$M_{it} = \beta_0 + \beta_1 DI_{it} + \sum \beta_j \times Control_{it} + \sigma_t + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$Npro_{it} = \theta_0 + \theta_1 DI_{it} + M_{it} + \sum \theta_j \times Control_{it} + \sigma_t + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

3. 数据来源与描述性统计

考虑到数据的真实性和可得性，以2014—2023年我国A股上市公司为研究对象，并对相关数据做出如下处理：剔除ST和*ST企业；剔除金融类企业；剔除企业财务数据严重缺失的样本。其中，企业微观数据来自CSMAR数据库，文本信息数据来自企业年报，其他数据来源于历年《中国城市统计年鉴》以及国家知识产权局，部分缺失数据采用插值法补齐。

四、实证结果与分析

1. 基准回归结果

数字技术创新对企业新质生产力影响的基准回归结果如表2所示。列(1)、列(2)为未控制个体固定效应与时间固定效应的回归结果。其中，列(1)未纳入控制变量，列(2)进一步加入控制变量；结果显示，企业数字技术创新的估计系数分别为0.316和0.349，均在1%统计水平上显著为正，初步说明数字技术创新对企业新质生产力水平存在积极的促进作用。列(3)、列(4)报告了控制个体固定效应与时间固定效应后的回归结果。其中，列(3)未纳入控制变量，列(4)进一步加入控制变量；企业数字技术创新对新质生产力的估计系数分别为0.091和0.068，且均在1%统计水平上显著为正。说明企业数字技术创新与新质生产力之间存在显著的正向关系，即对其能产生促进作用，假设H1得到验证。

表2 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Npro</i>	<i>Npro</i>	<i>Npro</i>	<i>Npro</i>
<i>DI</i>	0.316*** (24.49)	0.349*** (27.99)	0.091*** (4.14)	0.068*** (3.20)
<i>Size</i>		0.072*** (67.40)		0.036*** (12.31)
<i>Indep</i>		0.001*** (4.88)		0.001*** (2.78)
<i>Lev</i>		-0.184*** (-26.87)		-0.085*** (-7.25)
<i>FIXED</i>		0.046*** (5.92)		0.111*** (7.06)
<i>Dual</i>		0.002 (0.90)		-0.003 (-1.19)
<i>Cashflow</i>		0.238*** (14.34)		0.096*** (7.11)
<i>ROE</i>		0.025*** (5.11)		0.041*** (4.15)
<i>ListAge</i>		-0.037*** (-25.43)		-0.012*** (-3.80)
常数项	-0.025*** (-15.86)	-1.540*** (-66.83)	-0.008*** (-3.90)	-0.800*** (-12.78)
时间固定效应	NO	NO	YES	YES
个体固定效应	NO	NO	YES	YES
Adj.R ²	0.018	0.168	0.584	0.590
N	33155	33155	33155	33155

注：*、**、***分别表示在10%、5%、1%水平上显著；括号里为稳健标准误差下的t统计值；下同

2. 内生性检验

考虑到基准回归模型可能存在遗漏变量和反向因

果关系等内生性问题，采用工具变量法增强模型结果可靠性。借鉴赵涛等(2020)和黄群慧等(2019)的研究^[7,28]，选择1984年地级市每万人固定电话数量与上一年度企业所在地区互联网接入端口数为具有时间效应的工具变量IV1；借鉴邓荣荣和吴云峰(2023)的研究^[29]，采用地形起伏度与年份虚拟变量交乘项作为工具变量IV2，运用2SLS法的工具变量检验结果如表3所示。其中，工具变量IV1的第一阶段回归结果如列(1)所示，结果显著为正，且F值为16.53大于10，在第二阶段回归中，Kleibergen-Paap rk LM统计量为19.18，在1%的统计水平上显著，通过工具变量可识别的检验，Cragg-Donald Wald F统计量为64.84，大于弱识别检验10%水平上的临界值16.38，通过弱工具变量检验；对IV2而言，第一阶段结果显著为负，符合地形起伏度过高不利于数字基础设施建设的事实，第二阶段同样拒绝了“工具变量不可识别”和“弱工具变量”的原假设，故选择的两个工具变量均使基准回归结果更稳健，具有有效性。

表3 工具变量法检验结果(2SLS)

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	第一阶段	第二阶段	第一阶段	第二阶段
IV1	0.001*** (4.07)			
IV2			-0.007*** (-4.81)	
<i>DI</i>		4.038*** (4.63)		1.416*** (3.15)
常数项	0.078*** (3.29)	-1.839*** (-11.01)	0.093*** (3.59)	-1.654*** (-11.64)
控制变量	YES	YES	YES	YES
时间固定效应	YES	YES	YES	YES
个体固定效应	YES	YES	YES	YES
N	33155	33155	30185	30185
F	16.53		23.11	
Kleibergen-Paap rk LM statistic		19.18***		6.57**
Cragg-Donald Wald F statistic		64.84 [16.38]		75.39 [16.38]

3. 稳健性检验

为检验上述研究结论的可靠性，采用剔除直辖市样本、替换变量衡量指标和加入行业固定效应三种方法进行稳健性检验，检验结果如表4所示。列(1)为在已有数据中剔除北京、上海、重庆和天津4个直辖市企业样本的结果，重新估计后基准回归系数显著为正，与基准回归结果一致。列(2)与列(3)为替换变量衡量方式后的稳健性检验结果，其中列(2)采用OP法重新测算企业新质生产力，列(3)引入企业数字技术创新水平的滞后一期作为核心解释变量。估计系数依然显著为正，核心结论稳健。列(4)为

加入行业固定效应的结果，影响系数依然显著为正，再次验证研究结论的稳健性。

表4 稳健性检验结果

变量	剔除直辖市 (1)	替换被解释变量 <i>Npro_OP</i> (2)	替换解释变量 <i>Npro</i> (3)	加入行业固定效应 <i>Npro</i> (4)
DI	0.077*** (3.47)	0.059*** (2.67)		0.057** (2.45)
L.DI			0.047** (2.06)	
常数项	-0.794*** (-11.40)	-0.347*** (-5.44)	-0.814*** (-9.91)	-0.802*** (-13.93)
控制变量	YES	YES	YES	YES
个体固定效应	YES	YES	YES	YES
时间固定效应	YES	YES	YES	YES
行业固定效应	NO	NO	NO	YES
N	26,560	33,155	28,182	32,239
Adj.R ²	0.466	0.558	0.583	0.618

4. 机制分析

文章借鉴递归方程模型，对数字技术创新促进企业新质生产力发展的三条路径进行机制分析检验，并采用Sobel检验和Bootstrap法（5000次自助抽样）进行再检验。机制检验结果如表5所示。列（1）数字技术创新的系数为0.106且在1%的统计水平上显著，表明数字技术创新可以促进数字资源配置优化；列（2）所示结果与基准回归对比发现，系数从0.068降低到0.066，并且数字资源配置的回归系数显著为正，机制作用初步得到验证。原因可能在于，企业数字技术创新可以显著优化数字资源配置，实现结构最优化，有效整合和利用内外部数据资源，实现信息的高效流动和价值转化。列（3）数字技术创新的系数显著为负，说明可以降低企业信息壁垒。列（4）结果显示，融资约束和数字技术创新的系数分别显著为负和为正，机制作用初步得到验证。原因可能在于，企业数字技术创新能够有效打破企业间的信息壁垒，促进信息自由流动和高效利用，为企业制定决策提供更加全面、准确的支持。列（5）数字技术创新的系数显著为正，表明数字技术创新可以深化企业科技水平。列（6）结果与基准回归对比发现，系数从0.068降低到0.067，并且企业科技深度的回归系数显著为正，机制作用初步得到验证。可能的原因在于，随着颠覆性和前沿技术的突破，新型数字技术实现了单一技术应用向综合技术集成转变，推动企业实现全方位的科技创新和发展，显著提高了企业新质生产力水平。三种机制Sobel检验下的统计量均显著，且Bootstrap检验下95%置信区间内未包含0，直接效应和间接效应均显著说明机制效应存在，假设H2、假设H3及假设H4均得到验证。

表5 机制检验结果

变量	优化数字资源配置		削弱有效信息壁垒		深化企业科技水平	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>Digitaleco</i>	<i>Npro</i>	SA	<i>Npro</i>	<i>PatentKn</i>	<i>Npro</i>
DI	0.106*** (3.85)	0.066*** (3.07)	-0.205*** (-12.62)	0.118*** (5.20)	0.102*** (2.81)	0.067*** (3.83)
<i>Digitaleco</i>		0.019** (2.10)				
SA				-0.159*** (-13.80)		
<i>PatentKn</i>						0.009*** (4.26)
常数项	0.592*** (6.73)	-0.812*** (-12.93)	-2.635*** (-44.95)	-1.664*** (-22.42)	0.522*** (4.91)	-0.840*** (-13.71)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
个体/时间固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
N	33155	33155	33155	33155	32113	32113
Adj.R ²	0.692	0.525	0.933	0.515	0.394	0.585
Sobel	(Z=5.417, P=0.000)		(Z=-2.264, P=0.024)		(Z=5.235, P=0.000)	
Bootstrap-ind	[0.0158, 0.0269]		[-0.0028, -0.0001]		[0.0026, 0.0060]	
Bootstrap-dir	[0.3230, 0.3675]		[0.3280, 0.3722]		[0.3194, 0.3639]	

5. 异质性分析

企业行业要素禀赋的不同往往会影响其数字技术创新决策，结合证监会2012年的行业分类标准，将样本划分为技术密集型、劳动密集型和资产密集型3组分别进行回归检验，结果如表6列（1）~列（3）所示。结果显示，回归系数在技术密集型行业和资产密集型行业中系数为正且在1%的水平上显著，在劳动密集型行业中系数为正但不显著。这可能是因为，技术密集型和资产密集型企业拥有充裕资金、人力等资源，能将大量资源用于科技研发和技术创新，能更灵活地整合数字生产要素，实现生产力新形态的跃迁；而劳动密集型企业大部分数字技术发展水平较低，资源更多集中于人力资源上，缺乏足够资金与技术推动数字技术创新。培育企业新质生产力需要优良的创新环境，而知识产权作为企业数字技术发展的重要载体和无形资产的重要组成部分，其保护程度更保障了企业的创新成果。借鉴周泽将等（2022）的研究^[30]，采用《中国知识产权发展状况评价报告》中披露的各地区知识产权保护指数衡量知识产权保护水平，根据其平均值划分为知识产权保护水平较高地区和知识产权保护水平较低地区两组进行回归检验，结果如表列（4）、列（5）所示，相较于知识产权保护水平较低地区，在知识产权保护水平较高地区的估计系数更显著。究其原因，在知识产权保护水平较高地区，法律法规完善、执法力度强，降低了企业技术外溢和侵权风险，增强了企业投入研发和技术升级的信心与力度，更有利于企业数字技术创新，进而赋能企

业发展新质生产力。

表6 企业行业属性和知识产权保护异质性分析

变量	企业行业属性			知识产权保护水平	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	技术密集型	劳动密集型	资产密集型	较高	较低
DI	0.066*** (3.35)	0.039 (1.02)	0.148*** (2.65)	0.067*** (3.18)	0.099* (1.74)
常数项	-0.830*** (-12.20)	-0.823*** (-10.53)	-0.648*** (-4.17)	-0.773*** (-12.17)	-0.834*** (-4.60)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES
个体固定效应	YES	YES	YES	YES	YES
时间固定效应	YES	YES	YES	YES	YES
N	16,375	10,362	5,806	27,829	5,271
Adj.R ²	0.720	0.603	0.587	0.603	0.522

五、基于生命周期视角的进一步分析

处于不同生命周期的企业在战略规划方向、技术发展水平和总体规模等方面都存在差异，成长期企业面临资源获取与规模扩张的矛盾，而依托物联网与云计算技术提升数字资源配置效率，能够实现生产要素的精准匹配，进而突破传统资源配置的时空限制。成熟期企业组织架构固化，区块链技术支撑的数据共享机制可重塑跨部门协作模式。衰退期企业亟须通过技术突破实现转型升级，依托人工智能驱动的研发创新系统能加速知识重组与产品迭代。综上，数字技术创新对企业新质生产力水平的提升效应，受到企业生命周期阶段的显著调节。既有关于企业生命周期的研究成果中，其划分方法主要可总结为以下两类：综合指标划分法和现金流组合划分法。文章参考已有研究，采用现金流组合通过经营、投资和筹资3个维度数据的正负性进行衡量，将企业的生命周期划分为成长期、成熟期和衰退期，构建如下调节效应模型：

$$Npro_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 DI_{it} + \alpha_2 LC_{it} + \alpha_3 (DI \times LC)_{it} + \sum \alpha_j \times Control_{it} + \sigma_t + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

采用层次回归分阶段引入企业生命周期及其交互项，考虑到生命周期为分类变量，为避免多重共线性，同时引入存在多重共线性，因此仅将成熟期(Mature)和衰退期(Decline)引入回归模型。调节效应检验结果如表7所示。结果显示，企业生命周期在数字技术创新(DI)与新质生产力水平的关系中具有显著的调节作用。其中，列(2)为加入生命周期阶段的变量后的结果，数字技术创新系数同样显著，解释力度更强。列(3)加入交乘项后，Mature和Mature×DI的系数均不显著，而Decline×DI的系数在5%统计水平上显著为正，说明处于衰退期的企业，数字技术创新对培育企业新质生产力存在积极影响。原因可能在于，衰退期企业往往面临市场收缩、效率

下降和传统模式失效的困境，此时数字技术创新可通过重构生产流程助力企业实现转型或成本节约，对创新的利用更为聚焦和高效，从而更直接地提升企业新质生产力。

表7 生命周期调节作用

变量	(1)	(2)	(3)
	Npro	Npro	Npro
DI	0.068*** (3.20)	0.069*** (3.21)	0.059*** (2.61)
Mature		0.003 (0.42)	
Decline		0.005* (1.68)	
Mature×DI			-0.006 (-0.19)
Decline×DI			0.045** (2.16)
常数项	-0.800*** (-12.78)	-0.811*** (-13.23)	-0.811*** (-13.24)
控制变量	YES	YES	YES
个体固定效应	YES	YES	YES
时间固定效应	YES	YES	YES
N	33,155	33,155	33,155
Adj.R ²	0.525	0.525	0.525

六、研究结论与政策建议

1. 研究结论

“十五五”时期，必须把因地制宜发展新质生产力置于更加突出的战略位置，要充分发挥创新主导作用，通过数字技术创新提升企业新质生产力水平，推动产业创新升级，从而促进我国社会生产力实现新的跃升。文章以2014—2023年我国A股上市公司微观数据为研究样本，构建企业新质生产力衡量指标，系统分析了企业数字技术创新对企业新质生产力的内在影响逻辑和实践路径。研究发现：第一，数字技术创新能够显著提升企业新质生产力水平，这一研究结论在剔除直辖市、替换被解释变量、替换解释变量、加入行业固定效应等一系列稳健性检验以及工具变量内生性处理后仍然成立。第二，机制分析表明，数字技术创新作为驱动力，能够通过优化数字资源配置、削弱信息壁垒和深化企业科技水平三条路径提升企业新质生产力水平。第三，异质性分析表明，数字技术创新对知识产权保护水平高地区和资产密集型企业的生产力水平提升效果更显著。第四，企业生命周期在数字技术创新提升企业新质生产力水平的过程中存在调节效应，其中衰退期企业能够更充分地释放数字技术创新的赋能效果，其边际提升作用更为显著。

2. 政策建议

基于上述研究结论，文章提出如下政策建议：

第一，建立数字资源共享型平台，强化数据要素市场流通。研究揭示，数字资源配置优化是数字技术

创新提升企业新质生产力的重要机制,但当前企业间数据孤岛问题仍存在,应推动行业数据目录、元数据规范与接口标准建设,提升跨主体数据可用性与可交换性,同步建立国家级数字资源动态监测系统,实时追踪企业数据资产使用效率,发布行业数字资源配置指数,形成可对标、可改进的治理闭环,引导企业优化数据管理并推动公共数据开放与企业数据确权、合规共享衔接,形成标准体系、治理责任与审计评估相结合的制度安排,提升数据要素跨行业配置效率。

第二,构建穿透型金融基础设施,完善数字信用评价体系。面对企业信息壁垒问题,应着力破解金融机构与企业间的信息不对称瓶颈。依托政务数据与市场化数据协同机制,通过整合工商、税务、供应链等多维度数据,在严守数据安全与隐私保护的前提下构建企业信用画像;对依托该平台开展信贷投放并实现“增信、扩面、降本”的金融机构,实施定向降准等激励政策。同时,完善征信数据接口标准与数据风险隔离机制,推动信贷资金与数字化改造项目相匹配,强化贷后跟踪与绩效评估,提升金融支持数字技术创新的精准性与可持续性。

第三,建立差异化知识产权保护与跨区域协同体系,强化跨区域协同联动机制。研究发现数字技术创新在知识产权保护水平高的地区作用显著。应强化分层分类保护思路,推动知识产权密集地区向相对薄弱地区开展技术输出与对口协作,构建跨区域协同创新联盟与联合攻关平台,并探索专利池、许可互认与标准协同等制度安排,降低跨区域技术转化成本,对协同转化项目予以政策激励,打通知识产权从创造、保护、运用到转化落地的全链条,完善跨区域专利运营平台与技术交易服务体系,强化标准制定、人才流动与科研设施共享,最终形成现实生产力的全链条机制,促进创新要素在区域间有序流动与高效转化。

【参考文献】

[1] 沈坤荣,金童谣,赵倩.以新质生产力赋能高质量发展[J].南京社会科学,2024(1):37-42.
 [2] 张辉,唐琦.新质生产力形成的条件、方向及着力点[J].学习与探索,2024(1):82-91.
 [3] 蒋永穆,乔张媛.新质生产力:逻辑、内涵及路径[J].社会科学研究,2024(1):10-18.
 [4] 陶锋,王欣然,徐扬,等.数字化转型、产业链供应链韧性与企业生产率[J].中国工业经济,2023(5):118-136.
 [5] 戚聿东,沈天洋.党的十八大以来我国数字技术创新的成就、经验与展望[J].学习与探索,2023(4):76-87.
 [6] Nambisan S, Lyytinen K, Majchrzak A, et al. Digital innovation management[J]. MIS Quarterly, 2017, 41(1):223-238.

[7] 赵涛,张智,梁上坤.数字经济、创业活跃度与高质量发展:来自中国城市的经验证据[J].管理世界,2020,36(10):65-76.
 [8] 翟绪权,夏鑫雨.数字经济加快形成新质生产力的机制构成与实践路径[J].福建师范大学学报(哲学社会科学版),2024(1):44-55.
 [9] 黄勃,李海彤,刘俊岐,等.数字技术创新与中国企业高质量发展:来自企业数字专利的证据[J].经济研究,2023,58(3):97-115.
 [10] Brynjolfsson E, Rock D, Syverson C. The productivity J-curve: How intangibles complement general purpose technologies[J]. American Economic Journal: Macroeconomics, 2021, 13(1):333-372.
 [11] 周文,许凌云.论新质生产力:内涵特征与重要着力点[J].改革,2023(10):1-13.
 [12] 张夏恒,肖林.数字化转型赋能新质生产力涌现:逻辑框架、现存问题与优化策略[J].学术界,2024(1):73-85.
 [13] 胡莹,刘铿.新质生产力推动经济高质量发展的内在机制研究:基于马克思生产力理论的视角[J].经济学家,2024(5):5-14.
 [14] 卢鹏.数实融合驱动新质生产力涌现的逻辑与实践进路[J].电子政务,2024(9):27-37.
 [15] 刘海涛,陈世青.数智技术赋能国有企业新质生产力发展的内在机理与实践路径[J].西华师范大学学报(哲学社会科学版),2024(3):25-33.
 [16] 谢谦,郭杨.数字技术、创新要素结构优化与企业全要素生产率[J].北京师范大学学报(社会科学版),2022(6):134-144.
 [17] Hanelt A, Firk S, Hildebrandt B, et al. Digital M&A, digital innovation, and firm performance: An empirical investigation[J]. European Journal of Information Systems, 2021, 30(1):3-26.
 [18] 于翔,牛彪,苑泽明.数据资产、人力资本升级与企业价值[J].中南财经政法大学学报,2024(2):109-122.
 [19] 路征,周婷,王理,等.数据资产与企业发展:来自中国上市公司的经验证据[J].产业经济研究,2023(4):128-142.
 [20] Gong X, Lin B. Effects of structural changes on the prediction of downside volatility in futures markets[J]. Journal of Futures Markets, 2021, 41(7):1124-1153.
 [21] 范红忠,范乐怡,宋颜希.网络基础设施建设与城市创新:基于“宽带中国”试点政策的准自然实验[J].产经评论,2022,13(4):52-67.
 [22] 文乾.数字技术集中度、二元能力对零售企业创新持续性的影响研究[J].商业经济研究,2024(19):155-158.
 [23] 戚聿东,肖旭.数字经济时代的企业管理变革[J].管理世界,2020,36(6):135-152.
 [24] 任保平.以产业数字化和数字产业化协同发展推进新型工业化[J].改革,2023(11):28-37.
 [25] 宋德勇,陈梁.发展新质生产力的理论逻辑、关键问题与实践路径[J].经济与管理评论,2024,40(5):55-68.
 [26] 郑攀攀,庄子银.知识产权司法保护专门化与企业数字创新[J].系统工程理论与实践,2024,44(5):1501-1521.
 [27] 李宏,王云廷,吴东松.专利质量对企业出口竞争力的影响机制:基于知识宽度视角的探究[J].世界经济研究,2021(1):32-46.
 [28] 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.
 [29] 邓荣荣,吴云峰.有福同享:城市数字基础设施建设与经济包容性增长[J].上海财经大学学报,2023,25(1):3-18.
 [30] 周泽将,汪顺,张悦.知识产权保护与企业创新信息困境[J].中国工业经济,2022(6):136-154.

(责任编辑: WMJ)