

数字技术创新与企业新质生产力的关系研究

王誉涵

西南民族大学管理学院, 四川 成都

收稿日期: 2025年6月12日; 录用日期: 2025年7月30日; 发布日期: 2025年8月7日

摘要

研究基于2015~2023年A股上市公司数据, 构建“数字技术创新-数字化转型-新质生产力”框架, 考察政府补贴的调节效应及异质性影响。研究发现: 数字技术创新通过推动数字化转型提升企业新质生产力, 政府补贴对二者关系呈倒U型调节效应, 适度补贴强化创新效应, 但过量补贴抑制生产力提升。异质性分析显示, 东部地区、中小企业及高新技术行业的数字技术创新边际收益更高。研究为优化数字转型政策与精准补贴机制提供理论依据, 强调结合企业特征实施差异化策略。

关键词

数字技术创新, 新质生产力, 数字化转型, 政府补贴, 异质性

Research on the Relationship between Digital Technology Innovation and New Quality Productivity of Enterprises

Yuhan Wang

School of Management, Southwest Minzu University, Chengdu Sichuan

Received: Jun. 12th, 2025; accepted: Jul. 30th, 2025; published: Aug. 7th, 2025

Abstract

Based on the data of A-share listed companies from 2015 to 2023, this study constructs a framework of “digital technology innovation-digital transformation-new quality productivity”, and examines the moderating effect and heterogeneous impact of government subsidies. The findings reveal that digital technology innovation enhances the new quality productivity of enterprises by promoting

digital transformation. Government subsidies exhibit an inverted U-shaped moderating effect on the relationship between the two, with moderate subsidies strengthening the innovation effect, but excessive subsidies inhibiting productivity improvement. Heterogeneity analysis indicates that the marginal returns of digital technology innovation are higher in eastern regions, small and medium-sized enterprises, and high-tech industries. This study provides a theoretical basis for optimizing digital transformation policies and precise subsidy mechanisms, emphasizing the implementation of differentiated strategies in line with enterprise characteristics.

Keywords

Digital Technology Innovation, New Quality Productivity, Digital Transformation, Government Subsidies, Heterogeneity

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

数字经济正迅速重塑全球产业格局，数字技术如人工智能、大数据和云计算不仅催生了新商业模式，还促进了传统实体经济的深度融合，推动企业生产力提升。在此背景下，“新质生产力”成为衡量企业竞争力的关键，核心由技术创新、数据赋能和资源优化组成。如何通过数字技术激发新质生产力跃升，已成为学术界和产业界的焦点。现有研究的局限在于：其一，对“技术创新－转型路径－生产力跃迁”的系统机制缺乏深入探讨，尤其数字化转型的中介效应及动态演化特征亟待检验；其二，政策工具的调节作用多限于线性假设，忽视阈值效应与非线性互动；其三，异质性分析不足，未能揭示区域、规模与行业的差异化影响。本文的边际贡献在于：第一，构建动态理论模型，揭示数字技术创新通过数字化转型赋能新质生产力的传导路径，并首次验证政府补贴的倒U型调节效应；第二，采用工具变量法与面板数据模型，缓解内生性偏误，增强结论稳健性；第三，基于异质性分析提出“精准匹配”政策框架，为政府优化补贴结构与企业制定转型策略提供实证依据。

2. 文献综述和研究假设

2.1. 数字技术创新与企业新质生产力

数字技术创新正在深刻地改变全球经济和产业结构。其核心驱动力不仅来自于技术的突破，尤其是人工智能(AI)、区块链和云计算等前沿技术的快速发展，还源于技术应用与产业发展的双向推动。基于产业协同演化理论，数字技术作为通用目的技术，其创新扩散必然经历安装期－展开期的范式转换。新质生产力的培育正是技术范式与产业组织模式深度耦合的结果。Fichman [1]提出的“技术弹性”概念强调，技术创新的适应性使企业能够灵活应对外部环境的变化，从而增强企业应变能力并提升竞争力。在这种背景下，数字技术的应用成为企业提升生产力、转型升级的重要工具。产业因素在数字技术与传统产业融合中起着关键作用，不仅推动了生产过程的智能化和自动化，还优化了生产管理，提高了生产效率。从动态能力理论来看，企业数字化转型需经历感知、整合和重构三个阶段：技术感知能力、资源整合能力和组织重构能力。动态能力的高低直接影响数字技术向新质生产力转化的效率。例如，余江团队[2]提出的数字创新概念强调数字技术在重构创新生态系统中所扮演的关键角色，为后续研究提供了重要的理论支持。闫俊周等[3]通过构建数字创新的分类体系，提出“数字产品/服务/组织创新”，但未明确其与新

质生产力的关系。纪园园和朱平芳[4]则进一步指出,数字经济通过对生产端和需求端的双重赋能,不仅提升了生产效率,还推动了消费模式的转变,进而促进了产业结构的升级。新熊彼特增长理论指出,数字技术创新通过提升效率、重构商业模式和重塑产业边界,实现生产力的跨越式发展。技术创新的“破坏性”越强,生产力跃迁幅度越大。陶锋等[5]认为核心数字技术的创新是产业转型与生产力提升的关键驱动力。学者们普遍认为,数字技术的突破与产业融合为新质生产力的形成提供了坚实的理论基础。基于此,本文提出假设 1:

H1: 数字技术创新能显著正向影响企业新质生产力。

2.2. 数字技术创新、数字化转型与企业新质生产力

在经济全球化和信息化背景下,数字化转型已成为企业提升竞争力和推动创新的关键驱动力。动态能力理论表明,数字化转型需通过“技术-能力-流程-模式”四阶跃迁实现:技术创新提升感知能力,整合跨部门资源形成整合能力,最终通过组织重构催生新商业模式。每一层级的跃迁都推动新质生产力向深层次发展。数字技术,尤其是大数据、人工智能、云计算,优化信息传递和资源配置,提升企业的战略决策能力、灵活性及竞争优势。李子彪等[6]认为,新质生产力的提升依赖于技术、产业和制度的协同作用。有效的制度创新与技术进步能够释放潜在生产力,提升企业竞争力和可持续发展能力。谭文君[7]进一步指出,数字化转型能够显著提升企业的创新水平。数字化技术通过打破信息壁垒、提高数据分析精度,帮助企业获取更多创新灵感,推动研发投入和技术创新的持续性增长。卿松等[8]表明,高管持股能有效削弱产品多元化经营对创新投入持续性的抑制作用,同时增强产品多元化经营对创新效率的促进作用。这一观点为理解企业数字化转型与创新之间的关系提供了有益的视角,即数字化转型能够在一定程度上弥补传统管理模式下的创新瓶颈。基于此,本文提出假设 2:

H2: 数字技术创新通过推动数字化转型促进企业新质生产力提升。

2.3. 政府补贴的调节作用

政府补贴对企业生产力的影响已得到广泛研究。邵敏和包群[9]通过广义倾向评分匹配方法发现,政府补贴与企业生产率呈倒 U 型关系:适度补贴可显著提升生产率,但当补贴超过某一临界点后,边际效应递减,甚至可能转为负向作用,抑制生产率提升。崔兆财等[10]也表明,补贴强度适中能激励企业创新,过高则可能导致低端创新路径,降低创新效率。高峰[11]指出,创新是新质生产力发展的核心驱动力,而盛明泉等[12]进一步认为技术创新是新质生产力的关键。因此,本文推测,政府补贴在数字技术创新与企业新质生产力之间可能呈倒 U 型效应。具体而言,适度的政府补贴能够有效支持企业在数字技术创新方面的投入与研发,从而促进新质生产力的提升。然而,过度补贴可能导致企业过度依赖政府资金,削弱其创新动力,抑制自主研发投入,进而削弱市场竞争力,使得补贴的正向效应逐渐减弱,甚至转化为负面效应。因此,本文提出以下假设 3:

H3: 政府补贴在调节数字技术创新与企业新质生产力的关系中呈倒 U 型:适度补贴促进生产力提升,过高补贴则可能削弱创新动力,抑制生产力增长。

2.4. 异质性分析

在数字技术创新与新质生产力的关系研究中,部分研究发现,不同行业、不同规模或不同治理结构的企业,其数字技术创新对生产力的影响存在显著差异。Teece [13]指出,大型企业因组织刚性难以适应技术迭代,而中小企业通过扁平化结构实现敏捷响应。王莹[14]认为,数字创新创业在四大地区促进新质生产力的效果呈“东部 > 中部 > 东北部 > 西部”态势。本文从地区、规模、行业三方面分析数字技术

创新对新质生产力的异质性, 本文通过中国地理区域的划分¹, 将样本按照企业的注册地分为东部样本与中西部样本, 分组回归检验高管持股对企业新质生产力的区域异质性。企业规模按相关研究采取中位数划分, 分为大型和中小企业。行业分类参考国家统计局颁布的《高新技术产业(制造业)分类(2017)》以及《高新技术产业(服务业)分类(2018)》标准涉及的 21 个大类产业, 本文参考曾国安[15]的做法, 主要选取其中 12 大类产业作为高科技产业, 其余则归为非高科技产业。因此, 本文提出以下假设:

H4: 数字技术创新对东部企业新质生产力的促进作用强于中西部。

H5: 数字技术创新对中小企业新质生产力的提升效应更显著。

H6: 数字技术创新对高新技术行业新质生产力的驱动作用更强。

3. 研究设计

3.1. 数据来源和预处理

本文以 2015~2023 年中国 A 股上市公司数据为样本, 根据实证分析需要对收集的样本数据进行了以下筛选处理: (1) 剔除特殊处理公司: 剔除 ST、*ST、PT 等特殊处理状态的上市公司。(2) 剔除金融业公司: 剔除金融业公司(包括银行、保险、证券等)。(3) 剔除数据缺失公司。(4) 删去上市时间不满一年的公司样本。本文所使用数据均来自国泰安数据库, 并对所有连续型变量进行双边 1% 缩尾。最终, 共获得有效观测值为 26,551 个。

3.2. 变量选取和定义

1) 被解释变量。新质生产力(Npro): 本文参考宋佳等[16]的研究, 采用熵值法对新质生产力发展水平进行衡量。

2) 核心解释变量。数字技术创新(Digtech): 参考郑攀攀[17]的做法, 基于上市公司年报文本, 采用文本分析方法, 构建各自的数字创新关键词, 并对企业年报中的关键词进行抓取, 进而将所得词频之和占年报全文总词数比重作为企业的整体数字创新。

3) 中介变量。数字化转型(DL): 参考吴非等人[18]的研究, 且对企业上市公司年报进行分析可以对企业技术进行较为客观的衡量以及对企业战略导向进行较为合理的判断。本文通过文本挖掘的方法爬取上市公司年报中关于数字化转型的关键词, 并使用关键词在年报中的词频作为企业数字化水平的代理指标。

4) 调节变量。政府补贴(Subsidy): 参考李春涛等[19]的研究, 以政府补助作为测度政府补贴的指标。

5) 控制变量。为尽可能地控制其他因素对被解释变量的影响, 借鉴相关研究的做法选用以下控制变量: 净资产收益率(ROE)、总资产周转率(TAT)、资产负债率(LEV)、公司规模(Size)、企业存续期(lnAge)、独立董事比例(Indep)、董事会规模(DirN)、第一大股东持股(Fir)、托宾 Q 值(TobinQ)。

3.3. 模型构建

为验证假设 1, 检验数字技术创新对新质生产力的直接效应, 构建如下计量模型:

$$Npro_{it} = \alpha_0 + \beta_1 Digtech_{it} + \sum_k \beta_k Control_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

为验证假设 2, 借鉴江艇中介效应的检验方法, 构建如下计量模型:

$$DL_{it} = \alpha_1 + \beta_2 Digtech_{it} + \sum_k \beta_k Control_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

¹东部地区省份包括北京、天津、河北、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东、海南、辽宁, 其余为中西部地区。

$$Npro_{it} = \alpha_2 + \beta_3 Digtech_{it} + \beta_4 DL_{it} + \sum_k \beta_k Control_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it}$$

(3)

为验证假设 3，引入政府补贴的线性与二次交互项，验证倒 U 型关系。

$$Npro_{it} = \alpha_3 + \beta_5 Digtech_{it} + \beta_6 Subsidy_{it} + \beta_7 Digtech \times Subsidy_{it} + \beta_8 Digtech \times Subsidy_{it}^2 + \sum_k \beta_k Control_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it}$$

(4)

其中 i 为企业， t 为时间， μ_i 、 λ_t 分别为企业和年份层面的固定效应， ε_{it} 为随机误差项。为了尽可能地消除异方差和自相关问题，本文所有回归均在企业层面聚类。 DL_{it} 为中介变量。

3.4. 描述性统计

本文主要变量的描述性统计见表 1。其中，上市公司的新质生产力的标准差为 0.043，最大值和最小值分别为 0.581, 0.363。表明不同企业之间的新质生产力有较大的差异性；数字技术创新的最大值为 0.492，而均值为 0.083，数字技术创新呈现“高离散、低均值”特征，表明我国企业数字化转型仍处于非均衡发展阶段，数字技术创新措施有待进一步加强。数字化转型的最大值和最小值分别为 5.215 和 0，标准差为 1.72，表明我国企业的数字化转型整体差异较大，还需进一步增强。

Table 1. Descriptive statistics
表 1. 描述性统计

变量	样本数	中位数	标准差	最小值	最大值
lnAge	26,551	3.136	0.25	2.398	3.664
ROE	26,551	0.055	0.134	-0.643	0.358
Indep	26,551	37.853	5.363	33.33	57.14
DirN	26,551	2.189	0.243	1.609	2.833
Size	26,551	22.317	1.214	20.155	26.048
Fir	26,551	32.929	14.408	8.35	72.02
TobinQ	26,551	2.069	1.298	0.833	8.297
LEV	26,551	0.41	0.195	0.061	0.887
TAT	26,551	0.63	0.412	0.085	2.548
Subsidy	26,551	14.135	41.615	0.002	311.841
DL	26,551	1.72	1.412	0	5.215
Digtech	26,551	0.083	0.098	0.002	0.492
Npro	26,551	0.449	0.043	0.363	0.581

4. 实证结果及分析

4.1. 基准回归结果

基准回归结果见表 2 模型(1)~(2)。回归结果表明，数字技术创新与企业新质生产力在 1%水平上显著正相关，假设 H1 得到验证。资产负债率的提升显著促进新质生产力，其他控制变量中，企业规模与总资

产周转效率分别产生显著正向影响，印证资源基础观中规模经济与运营效率的核心作用；独立董事占比的直接影响未达显著水平，可能暗示治理结构需通过技术适配机制间接赋能生产力。

Table 2. Baseline regression analysis
表 2. 基准回归分析

	(1)	(2)	(3)	(4)
	Npro	Npro	Npro	DL
ROE	−0.025*** (−21.163)	−0.025*** (−20.965)	−0.025*** (−13.073)	−0.123*** (−2.671)
TAT	0.012*** (17.594)	0.012*** (17.137)	0.012*** (8.318)	0.082** (2.431)
LEV	−0.003* (−1.827)	−0.002 (−1.625)	−0.002 (−0.789)	−0.033 (−0.483)
DirN	−0.000 (−0.322)	−0.000 (−0.231)	−0.000 (−0.198)	0.031 (1.195)
Size	0.003*** (9.023)	0.003*** (7.384)	0.003*** (3.338)	0.283*** (14.206)
lnAge	0.000 (.)	0.000 (.)	0.000 (.)	0.000 (.)
Indep	0.000** (2.512)	0.000** (2.562)	0.000* (1.803)	−0.002 (−0.989)
Fir	−0.000*** (−4.496)	−0.000*** (−4.277)	−0.000** (−2.023)	−0.005*** (−4.049)
TobinQ	0.000** (2.055)	0.000** (2.274)	0.000 (1.337)	−0.002 (−0.273)
Digtech		0.026*** (7.068)	0.026*** (3.638)	7.304*** (24.696)
_cons	0.373*** (45.439)	0.382*** (46.035)	0.382*** (21.364)	−5.071*** (−11.114)
N	26,551	26,551	26,551	26,551
R ²	0.033	0.035	0.035	0.219
F	93.917	89.218		

Robust t-statistics in parentheses, * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$.

4.2. 中介效应分析

中介效应的回归结果如表 2 第(3)列和第(4)列所示。根据江艇[20]的两步法，初步检验结果表明，数字技术创新通过数字化转型中介变量影响企业新质生产力。在模型(3)中，数字技术创新系数为 0.026，表明数字化技术对生产力有显著正向影响，满足总效应显著的前提条件；在模型(4)中，数字技术创新系数为 7.304，说明数字化技术显著促进了数字化转型的发展，满足路径显著性的要求。

4.3. 稳健性检验

4.3.1. 替换被解释变量

企业新质生产力的衡量方法不一致也可能会对研究结果产生一定的影响，本文将全要素生产率(TFP)作为新质生产力的替代变量。结果如表 3 列(1)所示，Digtech 系数较基准模型显著提高，表明数字技术创新在效率维度的生产力提升效应更为明显。

4.3.2. 缩短样本区间

缩短样本区间有助于更准确地捕捉变量趋势，增强因果推断的内部效度。2017 年作为数字经济政策落地的起点，本文将样本区间缩短至 2017~2023 年。结果如表 3 列(2)所示，回归系数在 1%的统计水平上显著且为正，与基准回归一致。

4.3.3. 剔除直辖市影响

鉴于北京、上海、重庆以及天津四大直辖市享有一定政策倾斜，且经济发展速度、数字创新创业活力均高于其他省市。本文将四个直辖市从样本中移除后再次检验，检验结果见表 3 列(3)所示，在排除了直辖市的影响以后，数字技术创新对新质生产力的正向影响依旧是显著的。

Table 3. Steady-state test

表 3. 稳健性检验

变量	(1)	(2)	(3)
	替换被解释变量	缩短样本区间	剔除直辖市影响
Digtech	0.177*** (3.15)	0.011** (2.45)	0.017*** (3.53)
Control	YES	YES	YES
Constant	-6.069*** (-39.80)	0.484*** (34.46)	0.473*** (34.09)
Observations	25,648	24,172	26,169
R-squared	0.972	0.876	0.860
year FE	YES	YES	YES
ID FE	YES	YES	YES

Robust t-statistics in parentheses, *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$.

4.4. 内生性检验

鉴于工具变量法能有效解决内生性问题，本文采用该方法进行稳健性检验。结果见表 4。选取数字技

术创新的滞后一期(LDigtech)作为工具变量，并使用两阶段最小二乘法。第一阶段结果表明，工具变量与数字技术创新显著正相关，符合相关性条件；第二阶段结果显示，未控制内生性时，数字技术创新对新质生产力的系数显著正向；控制内生性后，系数降至 0.025，较基准模型下降 7.4%，但方向和显著性未变，核心结论稳健。

Table 4. Endogeneity test
表 4. 内生性检验

	(1)	(2)	(3)
	Digtech	Npro	Npro
lDigtech	0.487*** (79.194)	0.027*** (7.029)	0.025*** (6.367)
DL			0.001*** (2.733)
Control	YES	YES	YES
yearfix	YES	YES	YES
idfix	YES	YES	YES
_cons	0.045*** (83.886)	0.419*** (43.566)	0.423*** (43.558)
N	21,273	21,273	21,273
R ²	0.268	0.037	0.037
F	6271.639	72.758	66.254

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.10$.

5. 进一步分析

5.1. 调节效应分析

根据回归结果，政府补贴在数字技术创新与企业新质生产力之间的调节效应呈倒 U 型关系。表 5 列 (3) 显示，补贴对技术创新的促进作用存在阈值效应：当补贴强度低于 7512 万元时，补贴显著提升技术转化效率；超过该阈值后，边际效应递减，可能因资源错配或政策依赖抑制创新活力。

5.2. 异质性分析

本研究通过区域、规模和行业维度的异质性分析，揭示了数字技术创新对新质生产力影响的差异化特征。结果如表 6 所示：区域层面如(1)~(2)模型所示，东部地区数字技术创新系数显著高于中西部，得益于发达的数字生态和产业链协同效应；规模层面如(3)~(4)模型所示，中小企业数字技术创新系数显著高于大型企业，印证了中小企业的敏捷创新优势；行业层面如(5)~(6)模型所示，高新技术行业数字技术创新系数高于传统行业，凸显技术密集型行业的技术－制度协同效应。异质性结果强调需针对区域禀赋、企业规模及行业特性制定差异化数字转型策略。

Table 5. Test of moderation effect**表 5.** 调节效应检验

变量	(1)	(2)	(3)
	Npro	Npro	Npro
Digtech	0.017*** (3.53)	0.017*** (3.56)	0.088*** (29.23)
Subsidy		0.000 (1.43)	0.000*** (5.59)
Digtech × Subsidy		−0.000 (−0.69)	0.000* (1.66)
Digtech × Subsidy ²			−0.000*** (−3.13)
Control	YES	YES	YES
Constant	0.473*** (34.09)	0.474*** (34.18)	0.366*** (48.25)
Observations	26,169	26,169	26,551
R-squared	0.860	0.860	
yearfix	YES	YES	
idfix	YES	YES	
Adj. R ²			0.088
F			152.72

Robust t-statistics in parentheses, *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$.

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

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	东部	中西部	大型企业	中小企业	高新技术行业	传统行业
Digtech	0.09*** (0.00)	0.04*** (0.01)	0.015*** (2.98)	0.024*** (4.35)	0.035*** (4.13)	0.028*** (6.87)
Control	YES	YES	YES	YES	YES	YES
_cons	0.35*** (0.01)	0.35*** (0.02)	0.330*** (26.70)	0.458*** (27.26)	0.452*** (27.36)	0.367*** (37.47)
N	19,124	6938	13,275	13,276	6454	20,097
Adj. R ²			−0.164	−0.262	−0.186	−0.156
F			60.953	40.800	19.406	78.782

Standard errors in parentheses, * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$.

6. 研究结论与启示

6.1. 研究结论

本研究基于 2015~2023 年 A 股上市公司数据,考察了数字技术创新对企业新质生产力的作用机制及政府补贴的调节效应。研究发现,数字技术创新通过推动数字化转型显著提升新质生产力,并验证了“技术赋能-资源重构”的中介路径。政府补贴的调节效应呈倒 U 型非线性特征,适度补贴促进创新,但过量补贴可能抑制创新活力,临界值为 7500 万元。异质性分析表明,东部地区、中小企业和高新技术行业的创新收益更高,揭示了区域差异和技术适配性优势。尽管结论具有实践价值,但仍存在数据要素覆盖不足、样本局限于 A 股上市公司、对“专精特新”企业的挖掘不足等改进空间,且未考察宏观政策环境的调节作用,未来可进一步深化研究。

6.2. 启示与建议

第一,精准补贴机制的构建。政府应建立“监测-评估-动态调整”补贴体系,根据行业、企业规模和区域发展阶段实施差异化补贴。为中小科技企业设立数字化转型专项基金,结合“研发投入补贴”和“成果转化奖励”双重激励,推动研发和成果转化;对高新技术行业,采用“基础补贴”与“创新绩效倍增”相结合的模式,确保补贴精准对接技术需求。同时,建立政府补贴退出预警机制,当企业补贴超过 7500 万元时,启动动态评估并通过税收优惠替代补贴,避免资源错配。

第二,深化区域数字协同,释放要素配置效能。东部地区应依托现有的数字产业集群优势,积极搭建“数字技术创新联合体”,通过促进产业链上下游的数据共享与技术协同,提高整体产业竞争力;而中西部地区则应实施“数字新基建+特色产业”融合工程,重点推动农业数字化、文旅智慧化等行业应用,为当地经济注入新的增长动能;此外,建立跨区域数字要素流通交易平台,通过优化“算力西送-数据东输”模式,实现东西部算力资源与数据要素的高效配置,促进区域间的协同创新和资源互补。

第三,完善数字化转型生态,激发企业内生动力。企业层面,需构建“技术中台+业务前台”双轮驱动架构,通过数字中台沉淀核心技术能力,并赋能产品研发、供应链管理等业务场景创新;同时,应实施“数字人才飞地”计划,联合高校共建实验室,培养具备跨领域综合能力的数字人才,以支撑企业的长期发展;在组织架构上,企业应推动敏捷型组织建设,通过“数字特区”试点,实施决策链扁平化,提升对快速技术迭代的响应速度,确保企业在快速变化的市场环境中保持竞争力。

第四,健全数据要素市场,培育技术适配能力。应根据行业特性制定数字化转型成熟度标准,建立“技术适配性评估-转型路线图指引”服务体系,为企业提供明确的数字化转型路径和技术指导;同时,推动公共数据授权运营机制,建立企业数据资产的登记与交易规范,确保数据市场的规范化发展;此外,还应鼓励开发“数字技术适配保险”产品,以分散中小企业在数字化转型过程中面临的技术风险,助力企业更好地应对转型中的不确定性。

基金项目

受西南民族大学 2025 年研究生创新型科研项目资助。

参考文献

- [1] Fichman, R.G., Dos Santos, B.L. and Zheng, Z. (2014) Digital Innovation as a Fundamental and Powerful Concept in the Information Systems Curriculum. *MIS Quarterly*, 38, 329-343. <https://doi.org/10.25300/misq/2014/38.2.01>
- [2] 余江, 孟庆时, 张越, 等. 数字创新: 创新研究新视角的探索及启示[J]. 科学学研究, 2017, 35(7): 1103-1111.
- [3] 闫俊周, 姬婉莹, 熊壮. 数字创新研究综述与展望[J]. 科研管理, 2021, 42(4): 11-20.

-
- [4] 纪园园, 朱平芳. 数字经济赋能产业结构升级: 需求牵引和供给优化[J]. 学术月刊, 2022, 54(4): 63-77.
 - [5] 陶锋, 朱盼, 邱楚芝, 等. 数字技术创新对企业市场价值的影响研究[J]. 数量经济技术经济研究, 2023, 40(5): 68-91.
 - [6] 李子彪, 陈迪, 丁茹伟, 等. 新质生产力与制造业企业绿色创新“增量提质”——基于数字化转型的中介效应和数字技术创新的调节作用[J]. 技术经济与管理研究, 2025(1): 69-75.
 - [7] 谭文君, 周旭东. 数字化转型能否助推企业创新——基于研发投入和融资约束的双重审视[J]. 南宁师范大学学报(自然科学版), 2024, 41(4): 151-161.
 - [8] 卿松, 于畅, 刘燕霞. 企业产品多元化经营、高管持股和创新持续性——基于 ICT 产业的研究[J]. 吉林工商学院学报, 2023, 39(2): 56-63.
 - [9] 邵敏, 包群. 政府补贴与企业生产率——基于我国工业企业的经验分析[J]. 中国工业经济, 2012(7): 70-82.
 - [10] 崔兆财, 张志新, 李成. 政府资助与企业创新: 缓解匮乏还是滋长惰性? [J]. 科研管理, 2023, 44(5): 140-148.
 - [11] 高峰. 新质生产力视域下财税政策的适应性调整与优化路径[J]. 西安财经大学学报, 2025, 38(4): 14-24.
 - [12] 盛明泉, 鹿晓晴, 胡中应. 新质生产力对地区共同富裕的空间溢出效应[J]. 华东经济管理, 2025, 39(5): 13-22.
 - [13] Teece, D.J. (2007) Explicating Dynamic Capabilities: The Nature and Microfoundations of (Sustainable) Enterprise Performance. *Strategic Management Journal*, 28, 1319-1350. <https://doi.org/10.1002/smj.640>
 - [14] 王莹, 郭磊. 数字创新创业对新质生产力发展的影响研究[J]. 经济问题探索, 2025(1): 37-49.
 - [15] 曾国安, 苏诗琴, 彭爽. 企业杠杆行为与技术创新[J]. 中国工业经济, 2023(8): 155-173.
 - [16] 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.
 - [17] 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.
 - [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.
 - [19] 李春涛, 闫续文, 宋敏, 等. 金融科技与企业创新——新三板上市公司的证据[J]. 中国工业经济, 2020(1): 81-98.
 - [20] 江艇. 因果推断经验研究中的中介效应与调节效应[J]. 中国工业经济, 2022(5): 100-120.