数字化转型对企业新质生产力的影响

——基于中国A股上市公司经验数据

黄俊

贵州大学经济学院,贵州 贵阳

收稿日期: 2025年9月5日: 录用日期: 2025年9月19日: 发布日期: 2025年10月17日

摘要

企业数字化转型是新时代企业高质量发展的着力点,率先完成数字化转型能够帮助企业新质生产力的发展,从而推动企业高质量发展。本文在分析了数字化转型对企业新质生产力的作用机理基础上,将2012~2022上市公司数据作为研究对象,实证检验了数字化转型对企业新质生产力有显著的正向效应。异质性检验发现:数字化转型对国有企业、高技术企业和技术密集型企业的新质生产力促进效果更强。机制检验结果表明:数字化转型通过促进技术创新进而促进企业新质生产力的提升。

关键词

企业新质生产力,数字化转型,双重固定效应模型

Impact of Digital Transformation on the New Quality Productivity of Enterprises

-Evidence from China's A-Share Market

Jun Huang

School of Economics, Guizhou University, Guiyang Guizhou

Received: September 5, 2025; accepted: September 19, 2025; published: October 17, 2025

Abstract

Enterprise digital transformation serves as a focal point for high-quality development of businesses in the new era. Early completion of digital transformation can facilitate the development of new quality productivity in enterprises, thereby promoting high-quality development. Based on an analysis of the mechanism through which digital transformation affects new quality productivity, this study

文章引用: 黄俊. 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): 1338-1351. DOI: 10.12677/ecl.2025.14103276

uses data from listed companies between 2012 and 2022 as samples to empirically demonstrate that digital transformation has a significant positive effect on new quality productivity. Heterogeneity tests reveal that digital transformation has a stronger promotional effect on new quality productivity in state-owned enterprises, high-tech enterprises, and technology-intensive enterprises. Mechanism test results indicate that digital transformation enhances new quality productivity by fostering technological innovation.

Keywords

New Quality Productivity, Digital Transformation, Dual Fixed Effects Model

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

在大国博弈、大国竞争的背景下,新质生产力是以科技创新为内核,融合人工智能、大数据等数字技术,培育和发展新质生产力,是把握新科技革命历史机遇、掌握未来发展主动权、塑造国际竞争新优势的关键之举[1]。同时,企业不仅是新质生产力发展的重要主体,更是直接面对市场风险的微观经济主体,对我国新质生产力的发展发挥着举足轻重的作用。如何提升企业新质生产力水平以实现高质量发展和应对风险成为重大课题[2]。

随着数字经济与实体经济的深度融合,以人工智能、大数据为代表的数字技术和实体经济结合的数字化转型成为了企业高质量发展的重要推动力。在理论层面上,周文[3]研究发现。新质生产力是以科技创新为主导、实现关键性颠覆性技术突破而产生的生产力;高水平科技自立自强为其重要着力点。任保平[4]研究发现生产力现代化转型形成新质生产力的实践逻辑。刘伟[5]研究指出创新是新质生产力的根本特征,必须遵循经济社会发展的产业结构演进规律和创新规律。刘衍峰[6]研究发现数字化转型赋能新质生产力的实践培育。刘一书[7]研究指出数实融合通过技术、数据、平台和场景向实体经济的生产、消费、流通和分配领域逐步渗透,可以推动经济结构和社会生产方式的根本性变革,促进新质生产力的形成和发展。基于理论层面的研究,江一舟[8]基于A股上市企业数据研究发现,数字化发展能够有效促进企业突破式创新。惠宁与史小蓉[9]基于制造业面板数据研究发现,数据要素有效提升了企业新质生产力,且这种影响呈现动态增强特征。惠宁和薛瑞宏[10]基于省际面板数据研究发现,数字基础设施建设转型显著促进了全要素生产率的提升。王智茂和纪峰[11]结合城市面板数据研究发现,数字经济通过提高资源配置效率、促进产业结构升级来推动当地新质生产力发展。王群伟,杜倩[12]等基于制造业面板数据研究发现,数字化和绿色化转型能有效促进企业实现经济高质量发展,推动了企业新质生产力的发展。

综上,数字化转型能够通过要素配置效率提升和创新绩效改善,赋能微观主体增效提质,并在我国经济动能转换和高质量发展中发挥着重要引擎作用。在此背景下,我们必须结合实践数据,回答以下问题:数字化转型这一新引擎能否以及如何提升企业新质生产力?基于此,本文认为从理论出发科学地探究数字化转型对企业新质生产力的影响极具理论和实践意义。这不仅是对企业新质生产力这一新兴领域的理论研究的丰富,也是在为我国企业高质量发展、保障我国经济实现高质量发展的目标探寻实现途径和提供经验证据。

2. 理论分析与假说提出

2.1. 数字化转型影响企业新质生产力的直接机制

数字化转型能够通过提升数据要素供给质量、完善实体生产要素利用机制、赋能数据算法化来推动企业新质生产力发展。数字化转型以数据为核心生产要素渗透到生产经营的各个生产环节,通过改善生产过程中实体要素的投入种类和比例,实现企业新旧动能的转化升级[13]。具体而言,数字化转型能够促进生产力各要素自由、有效地流通,发挥要素之间的协同作用,进而促进企业新质生产力发展。

综上所述,数字化转型是我国经济社会发展的重要引擎,为新质生产力的发展提供底层支持。在数字化转型过程中所运用的新技术,新要素等能够促进提升企业效率,是企业发展新质生产力的核心动力与关键。因此提出假说 H1。

H1: 数字化转型可以显著改善企业新质生产力水平。

2.2. 技术创新的间接机制

数字化转型通过驱动企业创新提高新质生产力水平。数字化转型赋能传统产业,不仅可以驱动企业技术创新,而且可以改变企业的创新模式和创新体系,数字化转型可以加快企业的信息化进程,通过大数据、云计算、区块链、物联网等新技术的应用实现传统制造企业向智能制造转型,提升企业的技术创新能力[14],进而促进新质生产力的发展。由此提出假说 H2。

H2: 数字化转型通过促进技术创新提高企业新质生产力水平。

3. 样本选取与研究设计

3.1. 样本选取与数据来源

选取 2012 年至 2022 年中国上市公司的数据作为初始样本,考虑到研究对象,剔除金融行业上市公司、ST、*ST 企业以及观测期间非平衡面板数据的观测样本。基础数据皆来自于国泰安金融经济研究数据库。为筛掉数据异常值,本文对所有采用的连续变量都采取了缩尾处理(1%和 99%),有效样本观测值为 33,870 个。

3.2. 变量选取与说明

1) 被解释变量。

新质生产力作为马克思主义生产力理论的丰富,代表了生产力的飞跃和质的变化[1]。新质生产力的核心在创新,主要载体是产业,性质上表现为大量颠覆性创新技术的出现,并通过产业化释放出巨大的动能,在质量上表现为具有更高技术水平、更好经济效益、更友好的新兴产业的快速发展,从而促进经济高质量的发展。宋佳关于新质生产力的指标体系是基于生产力二要素理论利用熵值法进行客观权重赋值构建,符合马克思主义生产力理论丰富的内涵,同时还利用企业财务报表科目,结合科技创新内涵。符合本文关于企业融资效率的重点。具体方法如下:

第一步,选择与新质生产力密切相关的战略性新兴产业和未来产业作为新质生产力计算的样本。

第二步,基于生产力二要素理论构建新质生产力指标体系。生产力包括两个要素:劳动力和生产工具。其中,劳动力由活劳动和物化劳动(劳动对象)两个子要素组成;生产工具由硬科技和软科技两个子因素组成。考虑新质生产力中的创新内涵,活劳动子因素的指标分别用研发人员薪资占比、研发人员占比和高学历人员占比衡量;物化劳动子因素的指标分别用固定资产占比和制造费用占比表示,考虑到新质生产力的企业主要集中在装备制造的高精科技领域,这类企业大多要依靠高端机器仪器生产,机器生产取代人,这

些企业的制造费用占比比其他企业要高,因此在指标选择中也加入了制造费用占比。硬科技子因素主要是有关研发投入的硬件设备,因此分别用研发直接投入占比、折旧摊销占比和租赁费用占比来衡量,同时考虑到软件等无形资产的作用,因此还用无形资产占比来衡量;软科技子因素主要用总资产周转率和权益乘数来衡量,考虑到权益乘数越高则企业财务风险越高,该指标是负向指标,与其他指标不一致,因此采用权益乘数倒数来表示,倒数越高风险越低,表明企业生产力水平越好。上述指标的取值说明如表 1 所示。

第三步,利用熵值法计算各指标的权重,形成企业新质生产力指标。结果如表1所示。

因此,本文参考宋佳[15]的新质生产力指标体系。在实证回归中,由于数量级问题,将计算的企业新质生产力扩大 1000 倍。具体指标如表 1 所示。

Table 1. Corporate new quality productivity metrics **麦 1.** 企业新质生产力指标

因素	子因素	指标	指标选取说明	权重
		研发人员薪资占比	研发费用 - 工资薪酬/营业收入	28
	活劳动	研发人员占比	研发人员数/员工人数	4
		高学历人员占比	本科以上人数/员工人数	3
劳动力		固定资产占比	固定资产/资产总额	2
	物化劳动	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
		研发折旧摊销占比	研发费用 - 折旧摊销/营业收入	27
	硬科技	研发租赁费占比	研发费用 - 租赁费/营业收入	2
生产工具		研发直接投入占比	研发费用 - 直接投入/营业收入	28
生产工具		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
	扒竹汉	权益乘数倒数	所有者权益/资产总额	1
新质生	生产力			100

2) 核心解释变量。

本文选取的核心解释变量为数字化转型程度(DT),借鉴吴非等[16]的研究方法,使用文本分析法测算企业而数字化转型水平。具体步骤如下:

第一是构建关键词词库。将数字技术按照技术类型和应用部门分大数据技术、智能制造、互联网商业模式、信息化技术等四类进行词库构建。第二是构建上市公司年报文本数据库。运用 python 爬取 2012~2022 年中国上市公司的年报原始文件并统一编码格式,最后人工核对缺漏和将其装华为文本数据格式。第三是对文本进行清洗、分词。运用 python 对年报文本进行分词,剔除停用词,最后生成年报词库。第四是计算年报中关键词词频。根据数字化转型关键词词库,计算关键词占年报词库的比重,并将其作为企业数字化转型(DT)的代理变量。

3) 中介变量

基于上文理论,企业数字化转型能够提高企业对于数字技术的应用等,从而提高了自身的技术创新能力。本文借鉴任胜刚[17]的研究方法,选择企业当年的专利申请数量作为技术创新能力的代理变量。因此,为了验证新质生产力对企业融资效率的传导机制,本文选取技术创新能力(M)作为中介变量。

4) 控制变量。

根据控制变量的选取原则,应当选取既影响企业新质生产力又影响企业数字化转型的那些指标。根据企业新质生产力与企业数字化转型的计算公式并结合相关文献,本文选取的控制变量有企业规模(Size)、财务杠杆率(Lev)、营业收入增长率(Growth)、董事人数(Board)、两职合一(Dual)、第一大股东持股比例(Top1)、上市年限(listAge)。主要变量一览表如表 2 所示。

Table 2. Table of main variable 表 2. 主要变量一览表

	变量名称	变量表示	变量说明	变量来源
被解释变量	企业新质生产力	Npro	基于生产力二要素理论,构建新质生产力 指标体系并采用熵值法构建新质生产力指 标体系	Wind 数据库
解释变量	数字化转型程度	DT	文本分析	
中介变量	技术创新能力	M	当年的专利申请数量的自然对数	国泰安 CSMAR 数据库
	企业规模	Size	企业当年期末总资产的自然对数	国泰安 CSMAR 数据库
	财务杠杆率	Lev	企业总负债 / 企业总资产	国泰安 CSMAR 数据库
控制变量	营业收入增长率	Growth	(本年营业收入/上一年营业收入)-1	国泰安 CSMAR 数据库
	董事人数	Board	董事会人数的自然对数	国泰安 CSMAR 数据库
	两职合一	Dual	董事长与总经理是同一个人为 1, 否则为 0	国泰安 CSMAR 数据库
	第一大股东持股 比例	Top1	第一大股东持股数量/总股数	国泰安 CSMAR 数据库
	上市年限	ListAge	当年年份-上市年份+1 的自然对数	国泰安 CSMAR 数据库

3.3. 基准回归模型设定

为验证本文假说,设定回归基本模型如式(1):

$$Npro_{i,t} = \alpha_0 + \beta DT_{i,t} + \gamma Control_{i,t} + Y_t + X_i + \varepsilon_{i,t}$$

公式(1)中,Npro 为被解释变量,为企业新质生产力;DT 为核心解释变量,为企业数字化转型程度的衡量指标; Y_i 和 X_i 分别代表时间和个体固定效应; α_0 为常数项; β_i 和 γ 为系数;Control 为控制变量; ε 代表随机误差项,i 和t代表不同的企业个体和年份。

4. 实证结果与分析

4.1. 描述性分析

基于上文对企业的新质生产力、数字化转型程度以及控制变量的测算,作出下表的描述性统计分析,描述性统计分析所得结果如下:

表 3 列出了样本数据的描述性统计结果,从该表中能分析出上市企业新质生产力的均值为 5.09,最大值是 14.66,最小值是 0.69,说明我国上市企业的整体新质生产力发展水平可观,但不同上市企业之间的新质生产力发展水平差异显著,说明我国上市企业新质生产力具有一定程度的提升空间;从解释变量企业数字化转型程度来看,上市企业的数字化转型程度的均值是 1.479 最大值是 5.176,最小值是 0,表明了我国上市企业之间的新质生产力发展水平差距较大;从公司层面的控制变量的分析得出,除了营业收入增长率(Growth)的差异较大以外(方差为 736.05),其余公司层面的控制变量波动幅度都很小,这表明了不同上市企业的企业规模(Size)、财务杠杆率(Lev)、营业收入增长率(Growth)、董事人数(Board)、两职合一(Dual)、第一大股东持股比例(Top1)、上市年限(listAge)的个体差异较小。

Table 3. Decsriptive statistics 表 3. 描述性统计分析

变量	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
Npro	33870	5.093232	2.496378	0.6916511	14.65726
DT	33870	1.478611	1.421848	0	5.17615
Size	33870	22.25419	1.330133	15.57726	28.63649
Lev	33870	4250444	0.2083381	0.0070799	1.956558
Growth	33862	4.772866	736.0497	-1.309156	134607.1
Board	33868	2.120141	0.1994622	1.098612	2.890372
Dual	33870	0.282019	0.4499894	0	1
Top1	33870	3394977	0.1500012	0.002863	0.89991
ListAge	33870	2.1608	0.8275965	0	3.496508

4.2. 基准回归分析

为验证 H1 是否为真,本文对样本企业数字化转型程度和新质生产力进行回归分析,表 4 展示了两种不同情况下的回归结果,两列都对个体和年份进行了固定,列(2)回归模型中加入了控制变量。

Table 4. Basic regression analysis 表 4. 基础回归分析

	(1)	(2)
	Npro	Npro
DT	0.059***	0.040***
	(0.011)	(0.011)

续表		
Size		-0.001
Size		(0.018)
I		0.263***
Lev		(0.071)
C 4		0.000
Growth		(0.000)
D 1		-0.036
Board		(0.068)
D 1		-0.038
Dual		(0.025)
T. 1		0.070
Top1		(0.124)
T A		0.728***
ListAge		(0.032)
_cons	3.851***	2.787***
	(0.030)	(0.402)
N	33870.000	33860.000
r2	0.184	0.202
code	yes	yes
year	yes	yes

Standard errors in parentheses *p < 0.1, *p < 0.05, ****p < 0.01.

核心解释变量方面,企业数字化转型程度对企业新质生产力的回归系数为 0.059,在 1%的水平下显著为正,该回归结果论证了理论假设 1,说明企业数字化转型程度对企业新质生产力有提升作用。控制变量方面,观察第(2)列的回归结果可以发现,每个控制变量在不同回归模型的变化不大。其中,财务杠杆率(Lev)、上市年限(listAge)系数在 1%的水平下显著为正,说明样本中企业的财务杠杆率、上市年限越高,表明其新质生产力发展水平越高。

4.3. 稳健性检验

1) 替换被解释变量

为了进一步验证模型回归的准确性和真实性以及排除指标测度对实证结果稳健的影响,本文首先借鉴其他学者的方法,采用替换被解释变量的方法进行稳健性检验,对于被解释变量的选取,本文参考李心茹、田曾瑞[2]对企业新质生产力指标体系。将企业新质生产力新的指标体系变量代入原模型进行回归分析。如下表 5 (1)显示,在替换解释变量之后,虽然新的回归系数与原模型的回归系数存在差异,但是

新的回归系数的显著性水平和方向依旧保持一致,与原模型的回归结果保持一致,进一步验证了本文实证结果的可靠性。

2) 调整样本区间

剔除样本区间的异常年份。在 2012~2022 年十年的样本区间内,由于公共卫生事件对企业发展经营的影响巨大,为了增加模型结论的说服力,将剔除 2020 年(包括)之后的样本数据再进行回归。如下表 5 (2)显示,在剔除公共卫生事件影响的样本数据之后,系数值为 0.025,与基准回归系数值 0.04 相比,减小了 0.015,可能的原因是公共卫生事件之前,新质生产力的概念虽未提出,但其核心要素已是全球领先企业追求的方向,但是许多企业任未重视其发展。公共卫生事件带来的封锁、隔离、供应链终端等极端情况对企业生产力模式进行了残酷的冲击,尤其是传统生产力模式。因此,企业开始大力投资于数字供应链等领域,利用 AI、大数据等数字技术进行需求预测、智能调度和风险预测等。在这个严峻的大环境推动下,企业的数字化转型进程加快,从而推动了企业的新质生产力发展。虽然剔除之后系数值降低,但其依然显著且为正,表明在剔除异常年份的数据之后,企业新质生产力的发展有助于企业融资效率的提高。模型的稳健性和说服力再次得到验证。

Table 5. Robustness test 表 5. 稳健性检验

	更换被解释变量(1)	调整样本区间(2)
	Npro2	Npro
DT	1.217***	0.025*
DT	(0.036)	(0.013)
g:	0.723***	-0.033
Size	(0.064)	(0.025)
T	-0.386	0.475***
Lev	(0.252)	(0.098)
C41-	0.000	0.000
Growth	(0.000)	(0.000)
D 1	0.865***	0.075
Board	(0.233)	(0.089)
D1	-0.258***	-0.056^*
Dual	(0.085)	(0.033)
T 1	-0.360	0.350^{*}
Top1	(0.425)	(0.163)
T A	0.359***	1.075***
ListAge	(0.111)	(0.045)
	-9.005***	2.324***
_cons	(1.386)	(0.545)

续表		
N	33652.000	22047.000
r2	0.172	0.241
code	yes	yes
year	yes	yes

5. 进一步研究

5.1. 技术创新的中介效应分析

本文采用技术创新作为进行中介效应模型的机制检验。借鉴温忠麟与叶宝娟[18]的研究,在基准回归模型的基础上构建中介效应模型,具体模型如下:

$$\begin{aligned} \text{Npro}_{i,t} &= \alpha_1 + \beta_0 \text{DT}_{i,t} + \gamma_0 \text{Control}_{i,t} + Y_t + X_i + \varepsilon_{i,t} \\ M_{i,t} &= \alpha_2 + \beta_1 \text{DT}_{i,t} + \gamma_1 \text{Control}_{i,t} + Y_t + X_i + \varepsilon_{i,t} \\ \text{Npro}_{i,t} &= \alpha_3 + \beta_2 \text{DT}_{i,t} + \eta M_{i,t} + \gamma_2 \text{Control}_{i,t} + Y_t + X_i + \varepsilon_{i,t} \end{aligned}$$

其中 α 、 β 、 γ 和 η 为系数,M代表中介变量;Control 为控制变量; Y_i 和 X_i 分别代表时间和个体固定效应; ε 代表随机误差项,i和t代表不同的企业个体和年份。基于前文理论分析,本文选取技术创新作为中介变量,数据来源于国泰安数据库。中介机制检验结果如下表6。

Table 6. Analysis of mediating effects 表 6. 中介机制检验结果

	(1)	(2)	(3)
	Npro	M	Npro
DT	0.043***	10.433***	0.040***
DT	(0.011)	(2.063)	(0.011)
C:	-0.029	56.886***	-0.043*
Size	(0.019)	(3.631)	(0.019)
T	0.226***	-57.639***	0.241***
Lev	(0.072)	(13.784)	(0.072)
C41	0.000	0.000	0.000
Growth	(0.000)	(0.002)	(0.000)
D 1	-0.068	-2.424	-0.068
Board	(0.069)	(13.197)	(0.069)
D. I	-0.022	-0.688	-0.022
Dual	(0.025)	(4.756)	(0.025)
T. 1	0.126	-35.089	0.135
Top1	(0.128)	(24.459)	(0.127)

1	-	-	-
43	7	\rightarrow	=

0.646***	-51.487***	0.659***
(0.035)	(6.613)	(0.035)
		0.000***
		(0.000)
3.655***	-1087.305***	3.937***
(0.413)	(79.162)	(0.414)
32080.000	32080.000	32080.000
0.180	0.043	0.182
yes	yes	yes
yes	yes	yes
	(0.035) 3.655*** (0.413) 32080.000 0.180 yes	(0.035) (6.613) 3.655*** -1087.305*** (0.413) (79.162) 32080.000 32080.000 0.180 0.043 yes yes

传导路径:企业数字化转型-创新能力提升-新质生产力提升。根据表 6 的(2),企业数字化转型程度对托技术创新的回归系数显著为正,表明企业数字化转型程度提高能够显著提升企业的技术创新,即有利于企业数字技术的应用从而提高新质生产力水平;在基准回归模型中加入技术创新变量之后,企业数字化转型程度对企业融资效率的回归系数显著为正,但是绝对值相比基准回归模型有所减小;同时,技术创新对企业新质生产力的回归系数显著为正,表明企业技术创新的提升可以显著提高企业的新质生产力水平。综上述结果,企业技术创新在企业数字化转型程度影响企业新质生产力中发挥了显著的部分中介作用,即企业数字化转型程度提高可以通过提高企业技术创新来促进企业新质生产力水平的提高。综上所述,本文提出的假说 2 得到验证。

5.2. 异质性分析

1) 企业股权性质

为分析企业股权性质异质性,本文将样本分成了国企与国企两个组别分别进行回归,为分析企业自身产权性质带来的异质性,回归结果见表 7,无论是在国有企业,还是在非国有企业,数字化转型对企业新质生产力水平的提升都是非常显著的,同时,这种促进效应在国有企业中更加明显。可能的原因:国有企业承担着国家给予的政治目标和社会目标,能更好的顺应数字变革,承接数字经济红利,降低技术创新门槛。

Table 7. Heterogeneity analysis based on the nature of corporate equity ownership 表 7. 基于企业股权性质视角的异质性分析

	国有企业(1)	非国有企业(2)
	Npro	Npro
DT	0.063***	0.025*
DT	(0.018)	(0.013)
Size	0.040	-0.071***
	(0.033)	(0.023)

续表		
Lev	-0.100	0.393***
Lev	(0.124)	(0.088)
Growth	0.000	-0.000
Growin	(0.000)	(0.001)
Board	0.076	-0.175^*
Board	(0.111)	(0.088)
Dual	-0.026	-0.016
Duai	(0.047)	(0.029)
Top1	0.400^{*}	-0.129
Торт	(0.200)	(0.168)
ListAge	0.605***	0.685***
ListAge	(0.072)	(0.042)
aons	1.955***	4.747***
_cons	(0.738)	(0.500)
N	11705.000	20376.000
r2	0.143	0.210
code	yes	yes
year	yes	yes

2) 高科技企业

为分析企业是否属于高科技企业的异质性,本文将样本企业分成了高科技和非高科技组分别进行了回归分析,回归结果见下表 8。无论是在高科技企业,还是在非高科技企业,数字化转型对企业新质生产力水平的提升都是非常显著的,同时,这种促进效应在高科技企业中更加明显。可能的解释如下:数字化转型本质上是企业对各种数字技术的全方位应用。高科技企业比非高科技企业拥有更高的数字属性以及更加注重研发尖端技术,在实际运营过程中对人力、资本等资源的投入力度也更大,因此其数字化转型带来的企业新质生产力催生效应也更强。

Table 8. Heterogeneity analysis based on the perspective of high-tech vs. non-high-tech enterprises 表 8. 基于是否高科技企业视角的异质性分析

	(1)	(2)
	Npro	Npro
DT	0.031*	0.027*
	(0.015)	(0.014)
Size	-0.098***	-0.062*
	(0.027)	(0.027)

1	4	-	-
43	7	$\overline{}$	E.

:10		
I	0.047	0.367***
Lev	(0.102)	(0.100)
C 4	0.000	0.001
Growth	(0.000)	(0.001)
D. I	-0.167*	-0.055
Board	(0.096)	(0.093)
D 1	0.004	-0.018
Dual	(0.036)	(0.032)
Top1	0.274	-0.062
	(0.177)	(0.183)
**	0.511***	0.546***
ListAge	(0.051)	(0.045)
	5.537***	4.542***
_cons	(0.600)	(0.583)
N	14666.000	17415.000
r2	0.069	0.300
code	yes	yes
year	yes	yes

3) 行业异质性

根据肖曙光和杨洁[19]的研究,按照要素密集型将研究样本分为技术、资本和劳动三类密集型行业。回归结果如下表 9。数字化转型对企业新质生产力的促进效应,在技术密集型行业较为显著,而在资本密集型行业和劳动密集型行业中该效应暂未显现。数字化转型的本质上是企业对各种数字技术的全方位应用。技术密集型企业对于技术掌握要求高,而资本和劳动密集型企业分别对资本等无形资产和劳动力要素的要求高。相比之下,技术密集型企业通过技术创新更容易取得优势,因此其企业较强的数字属性有助于发挥数字化转型对新质生产力的赋能效果。

Table 9. Heterogeneity analysis based on industry heterogeneity **表 9.** 基于行业异质性的异质性分析

	技术密集型(1)	资本密集型(2)	劳动密集型(3)
	Npro	Npro	Npro
DT	0.049***	0.012	0.019
	(0.016)	(0.023)	(0.018)
Size	-0.059^{*}	-0.080^{*}	-0.169***
	(0.030)	(0.043)	(0.033)

续表			
Lev	0.230*	0.539***	0.018
	(0.111)	(0.147)	(0.126)
	0.001	0.002	0.000
Growth	(0.001)	(0.008)	(0.000)
Board	-0.145	0.199	-0.051
	(0.101)	(0.141)	(0.116)
	0.031	-0.139*	-0.026
Dual	(0.034)	(0.055)	(0.043)
Topl	0.142	0.757***	-0.753***
	(0.206)	(0.251)	(0.217)
ListAge	0.478***	0.557***	0.619***
	(0.048)	(0.080)	(0.061)
_cons	4.610***	4.671***	6.747***
	(0.652)	(0.946)	(0.724)
N	14914.000	5771.000	11108.000
r2	0.319	0.104	0.088
code	yes	yes	yes
year	yes	yes	yes

6. 研究结论与启示

6.1. 结论

基于 2012~2022 年中国上市企业面板数据,利用熵值法、文本分析法分别测算企业新质生产力水平和数字化转型程度,并探究数字化转型对企业新质生产力的影响效果和作用机制,研究结论如下。

第一,数字化转型显著促进了企业新质生产力发展,该结论在替换被解释变量和改变样本区间等稳健性检验后依旧成立。第二,异质性分析结果表明,数字化转型对国有企业、高技术企业和技术密集型企业的新质生产力发展促进效果更强。第三,中介机制分析结果表明,数字化转型通过促进技术创新来提升企业新质生产力。

6.2. 建议

基于理论分析与实证结果,提出如下建议。

首先,相关部门应成分发挥数字经济对企业新质生产力发展的积极推动作用。针对新质生产力特征 明显的企业给予政策扶持,为企业营造良好的发展环境。同时,企业也需要结合新质生产力培育的实际 需求推动自身数字化转型,筑牢新质生产力发展所需的技术底层。

其次,政府部门应结合当地行业和市场环境特征,实施针对性性策略,推动企业新质生产力协同发展。对于非国有企业,政府部门可制定科学合理的转型计划并提供技术与自己支持,对于非高科技企业,

政府部门可为其引入大数据、人工智能等数字技术,推动培育和建立技术基础;对于资本密集型企业, 政府部门应积极引导其脱虚向实,推动新质生产力的培育和发展;对于劳动密集型企业,应大力鼓励其 数字技术的应用,提升其数字化技术水平的提升。

最后,相关部门与企业应以科技创新为核心,人才培养为重点筑牢新质生产力发展之路。企业应加大对数字技术的研发投入和高技术人才的培育投入,重视新质生产力发展所需的前沿技术,发挥创新的推动作用。政府也应为企业营造健康审慎的技术创新环境,建立健全数字化人才的培养机制。

参考文献

- [1] 蒲清平,黄媛媛. 习近平总书记关于新质生产力重要论述的生成逻辑、理论创新与时代价值[J]. 西南大学学报 (社会科学版), 2023, 49(6): 1-11.
- [2] 李心茹, 田增瑞, 常焙筌. 新质生产力、资源利用与企业组织韧性[J]. 西部论坛, 2024, 34(4): 35-49.
- [3] 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.
- [4] 任保平. 生产力现代化转型形成新质生产力的逻辑[J]. 经济研究, 2024, 59(3): 12-19.
- [5] 刘伟. 科学认识与切实发展新质生产力[J]. 社会科学文摘, 2024(5): 84-87.
- [6] 刘衍峰. 数字化转型背景下新质生产力的内涵特质、现实挑战与实践培育[J]. 北方民族大学学报, 2024(3): 168-176.
- [7] 刘一书. 数实融合驱动新质生产力: 理论脉络、实践难点与制度构建[J]. 湖南社会科学, 2025(4): 44-52.
- [8] 汪一舟. 数字化发展与企业突破式创新:来自智慧城市试点的经验证据[J]. 工程管理科技前沿,2024(8):51-59.
- [9] 惠宁, 史小蓉. 数据要素对企业新质生产力的影响效应研究[J]. 西北大学学报(哲学社会科学版), 2025, 55(3): 81-98.
- [10] 惠宁, 薛瑞宏. 加快建设数字基础设施着力提高全要素生产率[J]. 西北大学学报(哲学社会科学版), 2023, 53(1): 36-55.
- [11] 王智茂, 纪峰. 数字经济赋能新质生产力发展: 机制分析与空间溢出[J]. 现代财经(天津财经大学学报), 2025, 45(3): 25-46.
- [12] 王群伟,杜倩,李振冉,等. 数字化和绿色化转型的碳排放双控效果:基于制造业新质生产力的机制解析[J]. 中国管理科学, 2024(8): 1-20.
- [13] 余文涛, 吴士炜. 互联网平台经济与正在缓解的市场扭曲[J]. 财贸经济, 2020, 41(5): 146-160.
- [14] 李海舰,王侠,董守义,潘云文,李桂茹,孔凡萍,徐立平,姜向荣.山东省科技发展战略研究所,山东省企业创新能力评价指标体系构建研究[Z].
- [15] 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.
- [16] 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.
- [17] 任胜钢,郑晶晶,刘东华,等. 排污权交易机制是否提高了企业全要素生产率——来自中国上市公司的证据[J]. 中国工业经济, 2019(5): 5-23.
- [18] 温忠麟, 叶宝娟. 中介效应分析: 方法和模型发展[J]. 心理科学进展, 2014, 22(5): 731-745.
- [19] 肖曙光, 杨洁. 高管股权激励促进企业升级了吗: 来自中国上市公司的经验证据[J]. 南开管理评论, 2018, 21(3): 66-75.