

双碳背景下数字化转型对制造业企业新质生产力影响研究

张晨

辽宁科技大学工商管理学院, 辽宁鞍山, 中国

【摘要】中国式现代化是人与自然和谐共生的现代化。双碳是应对气候变化的国家策略,旨在推动低碳绿色实现可持续发展。本文以中国 2015 年至 2023 年制造业上市企业为研究对象,探究数字化转型对制造业企业发展新质生产力的影响机制,发现数字化转型对制造业企业发展新质生产力存在显著的促进效益,并且以绿色技术创新为中介,绿色投资对其存在正向调节作用,绿色管理创新存在负向调节作用。以 ESG 指数进行分类,在 ESG 指数小于 72.6 时,ESG 发展对企业新质生产力发展呈现抑制作用,但企业数字化转型对新质生产力的促进效果更加明显。

【关键词】数字化转型; 新质生产力; 绿色技术创新; 绿色管理创新; 绿色投资

1.引言

双碳战略作为我国应对气候变化的核心举措,聚焦低碳绿色转型,为可持续发展筑牢根基。而 2023 年应运而生的“新质生产力”,是国家重点倡导的发展方向,核心在于整合科技创新资源,发力战略性新兴产业与未来产业,构建以大数据、云计算、人工智能、绿色低碳技术为核心的新型生产力形态。

这一生产力新形态深度融合数智化设备、新型劳动者、数字基建、算力、新能源等新要素,数字特征尤为鲜明。数字化转型通过激活数据要素、深化数字技术应用、拓展数字业务、融入数字生态,催生新产业、新模式、新动能,同时优化企业管理协同效率、提升创新能级与核心价值,为新质生产力注入强劲动力。

数字技术重塑了工业化时代的生产力基础,推动新技术、新产业、新能源深度融合,而数字新质生产力的崛起更将全方位赋能新型工业化。从生产力三要素来看,数字化转型不仅对劳动者技术水平、劳动资料革新、劳动对象拓展产生显著正向影响,更通过优化三者组合、变革企业生产与管理模式,为新质生产力发展提供关键支撑。

企业数字化转型的缺失对新质生产力发展具有显著阻碍作用,这一影响在创新驱动的发展逻辑中尤为突出。新质生产力的核心是依托科技创新实现生产力质的跃升,而这一目标的达成,关键在于突破前沿技术的原创性瓶颈,掌握具有自主知识产权的核心技术。

数字化转型恰恰为企业搭建了通往前沿

技术的桥梁:云计算提供的弹性算力的降低了企业技术研发的硬件门槛,低代码工具则简化了技术应用的流程,让企业无需投入大量资源搭建复杂技术架构,就能快速落地 AI、区块链、大数据分析等前沿技术。这些数字化工具不仅能帮助企业在产品研发、流程优化等环节实现高效创新,更能通过数据沉淀与智能分析,精准捕捉市场需求、预判技术趋势,为原创性技术突破提供方向指引。反之,若企业缺乏数字化转型支撑,将难以触及前沿技术应用场景,既无法借助数字工具降低创新试错成本,也难以形成技术研发与市场需求的良性互动,最终在核心技术突破上陷入被动,直接拖累新质生产力的整体发展进程。

双碳目标对新质生产力的发展也是具有促进作用的,“双碳”目标引领能够加速能源转型,包括以提高能源利用效率为内生动力的技术创新、能源结构的清洁低碳化变革、终端用能方式的电气化转型、以清洁电力为主体的新型电力系统以及依托市场化机制崛起的绿色金融市场催生的新质生产力[1]。

本文将基于生产力理论、技术创新理论、资源基础理论以及资源依赖理论为基础,以中国 2015 年至 2023 年 A 股制造业上市企业为研究对象,探究双碳背景下数字化转型对制造业企业发展新质生产力的影响机制。

本文的边际贡献主要在于:将绿色创新分为绿色技术创新以及绿色管理创新,以绿色创新中的绿色技术创新为中介以及以绿色管理创新为调节。以绿色投入以及绿色管理创新为调节作用。同时本文研究背景为双碳

背景下,将双碳政策落实到企业发展中具体表现为企业 ESG 指数,所以本文在进一步分析中探讨了在不同程度的 ESG 对新质生产力发展影响下,企业数字化转型与新质生产力之间在关系。

2.理论分析与研究假设

2.1 数字化转型与新质生产力

数字经济是新质生产力形成的主要原因之一,制造业企业数字化转型是发展新质生产力的重要途径[2]。新质生产力最典型的特征是在数字经济条件下,通过智能技术、数字技术和绿色技术赋能劳动者、劳动对象和劳动资料进行深层次变革和三者的优化组合[3]。新质生产力拥有新质的劳动者、新质的劳动对象、新质的劳动资料。在“双碳”背景下,数字化转型通过重构生产力三要素,推动新质生产力向绿色化、智能化、高效化方向演进,实现经济增长与碳排放脱钩。

从新质的劳动者出发,制造业企业数字化转型可以帮助劳动者从传统技能向“绿色数字技能”升级。从新质的劳动资料出发,制造业数字化转型可以帮助企业将劳动资料从高碳设备向“绿色智能装备”转型。从新质的劳动对象出发,制造业企业的数字化转型扩展了生产力发展所需要的劳动对象,企业数字化转型可以帮助劳动对象从高耗能资源向“低碳数据要素”扩展。综上所述,本文提出了 H1:

H1: 制造业企业数字化转型可以促进其新质生产力的发展。

2.2 数字化转型、绿色创新与新质生产力

绿色创新以可持续发展为目标,通过技术、模式或制度创新减少环境负面影响,是“双碳”目标达成与绿色经济转型的关键。依据“双核心理论”的技术核心与管理核心分类。本文将检验绿色技术创新对制造业企业数字化转型与新质生产力的影响机制,以及绿色管理创新对二者关系的调节效应。绿色技术创新以降耗减污、碳中和为目标,在保障经济效益的同时提升碳排放效率,为绿色高质量发展筑牢基础。其中新质生产力是高质量发展的核心引擎,企业数字化转型发展有利于企业整理碎片化信息,提高企业生产要素配置效率,降低企业创新门槛,进一步发展绿色技术实现碳减排从而促进企业新质生产力发展来达到企业高质量发展目的。因此本文提出了 H2

H2: 制造业企业数字化转型会通过促进

其绿色技术创新进而推动新质生产力提高。

绿色管理创新就是把可持续发展的思想与企业的经营活动相结合,运用创新的管理方式、技术和战略,达到经济、环境、社会效益的有机结合。绿色管理创新的实现要求企业培养或者引入具有绿色管理意识又有管理能力的高管,因而这些人才培养以及引入需要耗费大量的资金但很难得到想要的成果,可能会导致数字化转型发展的资源被占用,从而抑制了新质生产力的发展。其次,绿色管理创新通常面临着符合政策要求的迫切需求,例如,碳排放标准强制要求企业将当前的环境问题放在首位,而数字化转型由于投资周期长,很有可能会被“搁置”,基于上诉情况本文提出假设 H3:

H3: 绿色管理创新在制造业企业数字化转型与新质生产力之间具有负向调节作用。

2.3 数字化转型、绿色投资与新质生产力

绿色投资聚焦企业环境绩效提升、绿色管理实施与环境风险防控,针对具备污染防治、环境效益产出及环境成本降低属性的设备、技术、材料、能源和服务开展内部投入。基于生产力三要素视角,其作用体现在三方面:一是提高劳动者创新素质,二是提升劳动资料技术含量,三是拓展劳动对象范围,从而使得绿色投资可以催生出更多高效的生产要素的组合来促进新质生产力的发展。同时绿色投资可以优化资源配置,可以使得更多的资源有效的流向低碳的领域,帮助企业碳减排目标。综上所述,本文提出假设 H4:

H4: 绿色投资在制造业企业数字化转型与新质生产力具有正向调节作用。

3 材料与方法

3.1 模型设计

3.1.1 基准回归模型设计

本文根据企业数字化转型以及新质生产力本身构建了以下的面板固定效应回归模型:

$$Npro_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 DIG_{it} + \sum Controls_{it} + Year + Indi + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

3.1.2 中介效应模型设计

本文构建了如下的中介机制模型,并分三步来探讨二者的中介机制。

第一步,利用模型(1)检验企业数字化转型是否显著影响了新质生产力,在系数 α_1 呈现显著的情况下,继续进行中介效应检验。

第二步,检验企业数字化转型是否会显著影响中介变量绿色技术创新。

$$GT_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 DIG_{i,t} + \sum Controls_{i,t} + Year_t + Indi + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

第三步,以新质生产力为被解释变量,以绿色技术创新为中介变量,构建模型(3),检验绿色技术创新在企业数字化转型与新质生产力之间的中介效应。

$$Npro_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 DIG_{i,t} + \gamma_2 GT + \sum Controls_{i,t} + Year_t + Indi + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

3.1.3 调节效应模型设计

本文构建了如下的调节效应模型。

$$Npro_{i,t} = \delta_0 + \delta_1 DIG_{i,t} + \delta_2 GM_{i,t} + \delta_3 GM_{i,t} \times DIG_{i,t} + \sum Controls_{i,t} + Year_t + Indi + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

$$Npro_{i,t} = \delta_4 + \delta_5 DIG_{i,t} + \delta_6 lnst_{i,t} + \delta_7 lnst_{i,t} \times DIG_{i,t} + \sum Controls_{i,t} + Year_t + Indi + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

3.2 定义变量

3.2.1 被解释变量

本文认为新质生产力主要满足生产力三要素的三个特点,即新质劳动者、新质劳动资料、新质劳动对象,所以在本文中将新质生产力主要从生产力三要素方面对其进行构建,并考虑到避免人工干扰原因对新质生产力数据指标采用熵值法进行衡量。在本文中对新质生产力衡量指标的选取主要参考了黄静[4]的做法,但黄静在构建要素时运用了生产力四要素,但对于黄静的第四个要素,即技术要素本文参考了张沥幻[5]的做法,将其归入新质劳动工具要素中,更为合理。所以本文中关于新质生产力指标的构建如下所示:

新质生产力主要由劳动者要素、劳动资料要素、和劳动工具要素三部分组成,其中劳动者要素主要包括高学历人才占比、研发人员占比、固定资产占比,所占权重和分别为 12.0069%、11.8115%和 9.8372%;劳动资料要素包括无形资产占比和制造费用占比,所占权重分别为 14.9270%和 5.6637%;劳动工具要素包括总资产周转率和研发支出占比,所占权重分别为 8.4439%和 37.3099%。

3.2.2 解释变量

本文的核心解释变量为企业数字化转型程度,主要采用吴非[6]的方法,对人工智能技术、大数据技术、云计算技术、区块链技术、数字技术运用五个维度 76 个数字化相关词频进行统计汇总来代表企业数字化转型的程度,利用 Python 工具,爬取了上市公司年报中涉及数字化转型的相关词汇的频率,并将这些词频进行汇总,得出最终的总词频,从而代表企业数字化转型的指标。

3.2.3 中介变量

本文中采用时省[7]用企业绿色专利的申请量作为企业绿色技术创新的数量,用绿色专利的引用量作为绿色技术创新的质量,并将绿色专利的申请量和绿色专利的引用量

的和加 1 后取自然对数处理。

3.2.4 调节变量

(1)绿色管理创新

本文中对于绿色管理创新的衡量采用席龙胜[8]的做法,他将绿色管理创新设计了五个指标进行衡量:是否通过 ISO14001 认证、是否通过 ISO9001 认证以及环保管理制度体系、环保教育与培训、环保专项行动,通过加总获得综合得分作为企业绿色管理创新的代理指标。

(2)绿色投资

本文中对于绿色管理创新的衡量采用张琦[9]的做法,手工搜集 16 个重污染行业的约 7 000 份上市公司年度报告,将在建工程附注表中与环境治理、绿色生产等相关的投资支出项(如脱硫脱硝、污水处理、废气废渣处理、清洁化生产等)加总处理,得到企业当年的绿色投资数据,并除以年末总资产进行标准化处理。基于此,考虑到数据衡量的全面性和准确性。

3.2.5 控制变量

在研究制造业企业数字化转型与新质生产力关系的过程中,本文参考过去学者的相关研究,并综合考虑可能对新质生产力产生影响的因素,选取了 7 个控制变量,分别是:股权集中度(Top)用前十大股东持股比例之和来表示;财务杠杆率(lev)[10];独董占比(Indep)用独立董事占董事会比例衡量[11];两职合一(Dual):董事长与总经理为同一个人,取值为 1,否则为 0 [12];董事会规模(Board)用董事会人数[13];营业收入增长率(Growth)本年营业收入/上一年营业收入;总资产收益率(Roa)净利润/总资产。

3.3 样本选择和数据来源

考虑到本文的研究内容以及样本数据的代表性,本文选择对将 2015—2023 年我国 A 股上市企业作为研究样本。剔除了以下样本:缺乏重要财务指标的样本;数据不全的样本;金融类样本;ST 或*ST 等经营异常的样本。经上述处理后,最终取得 16815 个观测值。上市公司的基本数据来自于 CSMAR 和 Wind 数据库,它包含了上市公司的财务报告数据,公司的股票信息也包含了公司的性质等。

4 实证结果分析

在构建基准回归模型前,研究采用方差膨胀因子(VIF)对变量的多重共线性进行检验,结果显示变量 VIF 最大值为 1.5、低于阈值 5,表明不存在严重的多重共线性问题。

Hausman 检验结果显示，固定效应模型优于随机效应模型，故采用固定效应模型进行实证分析，回归结果见表 1 基准回归模型检验。

表 1.基准回归模型检验

VARIABLES	npro	npro
dig	0.0076*** (3.89)	0.0068*** (3.67)
lev		-1.4511*** (-6.68)
board		0.0127 (0.63)
dual		-0.1082** (-2.33)
indep		0.0067 (1.33)
growth		-0.0012* (-1.74)
top		0.0057* (1.83)
roa		-7.9032*** (-22.25)
Constant	11.1070*** (471.85)	11.3757*** (30.46)
ID YEAR	YES	YES
Observations	16815	16815
R-squared	0.892	0.892

在未加入控制变量的时候，制造业企业数字化转型对被解释变量新质生产力的影响见列（1），其中企业数字化转型对新质生产力影响系数为 0.0076，正向显著，且在 1% 的显著性水平下通过检验，表明制造业企业数字化转型会正向促进新质生产力的提高；在加入控制变量之后，解释变量制造业企业数字化转型对被解释变量新质生产力的影响见列（2），其中企业数字化转型对新质生产力影响系数为 0.0068，依旧为正向显著影响，且在 1% 的显著性水平下通过检验，说明制造业企业数字化转型是正向影响新质生产力的重要因素，故假设 H1 得以证明。

4.2 内生性检验

4.2.1 工具变量法

本文选取了以企业所在行业的其他企业数字化转型程度的平均值[14]作为工具变量来运用工具变量法对其进行内生性检验。

从表 2 内生性检验结果回归检验结果来看，在第一阶段的结果列（1）中，本文所选用工具变量对制造业企业数字化转型的影响为正向显著作用，这说明所选用的工具变量与内生解释变量的相关性不弱，基本不会出现估计结果不稳定或存在较大偏差的现象，

即不存在弱工具变量问题。在第二阶段中的结果列（2）中，控制了内生性问题之后，核心解释变量制造业企业数字化转型与被解释变量新质生产力的相关系数为 0.0475，仍然是在 1% 水平下通过检验的正向显著，从而验证了前文的实证分析结论是稳健的。

表 2.内生性检验结果

	(1)	(2)	(3)
	firstdig	second	
VARIABLE			
S			
iv	14.4430*** (22.45)		
dig			
L.dig		0.0475*** (6.21)	0.0091*** (4.27)
lev	0.6658 (0.62)		-1.7145*** (-7.19)
board	-0.6380*** (-4.00)	-4.3197*** (-21.81)	0.0177 (0.76)
dual	2.0245*** (5.06)	0.1722*** (6.81)	-0.0867* (-1.70)
indep	0.0623 (1.51)	0.2108*** (3.05)	0.0088 (1.53)
growth	0.0043 (0.41)	0.0557*** (8.18)	0.0007 (0.40)
top	-0.0738*** (-5.12)	0.0006 (0.16)	0.0088** (2.52)
roa	-1.1881 (-0.44)	-0.0173*** (-8.00)	-7.8765*** (-21.51)
Kleibergen-Paap rk LM statistic	466.434***	-6.5311*** (-12.15)	
Cragg-Donald Wald F statistic	501.795 (临界值=16.38)		
Constant	1.1551 (0.49)		11.2410*** (27.18)
Observations	7,141	10.0844*** (23.06)	13,911
R-squared		17,141 0.087	0.915

4.2.2 滞后一期解释变量的内生性检验

从回归结果可知，解释变量制造业企业数字化转型与被解释变量新质生产力相关系数为 0.0091，依旧为 1% 水平下通过检验的正向显著，回归结果进一步表明了能够通过内生性检验。

4.3 稳定性检验

（1）更换被解释变量

本文中参考宋佳[15]的做法来用全要素生产率替代新质生产力。

（2）更换解释变量的衡量方法

在稳健性检验中将用甄红线[16]衡量数字化转型的方法来替代吴非的方法。

(3) 剔除特殊年份的特殊事件影响

针对 2020-2021 年全球突发重大疫情，

为排除这一重大突发事件的影响，本文将剔除这两年数据来进行检验。

根据表 3 稳健性检验结果可知三种检验

方法均能够证明本文上述基准回归的稳健性。

表 3.稳健性检验结果

	(1)	(2)	(3)
VARIABLES	tfplp	npro	npro
dig	0.0011***(4.32)		0.0073*** (3.22)
tdig		0.0034*** (4.52)	
lev	0.7415*** (16.30)	-1.4534*** (-6.69)	-1.3713*** (-5.41)
board	0.0225*** (5.17)	0.0110 (0.54)	0.0003 (0.01)
dual	0.0068 (0.72)	-0.1114** (-2.39)	-0.1274** (-2.29)
indep	0.0014 (1.36)	0.0066 (1.31)	0.0064 (1.01)
growth	0.0004 (0.79)	-0.0012* (-1.80)	-0.0013** (-2.02)
top	0.0024*** (3.59)	0.0053* (1.70)	0.0072* (1.95)
roa	2.1545*** (26.32)	-7.8939*** (-22.20)	-8.0617*** (-18.85)
Constant	7.2074*** (93.15)	11.4026*** (30.60)	11.3619*** (24.93)
Observations	16,802	16,813	12,576
R-squared	0.924	0.902	0.897

4.4 影响机制分析

4.4.1 绿色技术创新中介效应

回归结果如表 4 绿色技术创新中介效应检验结果所示从回归结果可知，在（1）列的结果中，制造业企业数字化转型与新质生产力的相关系数为 0.0068，呈正向显著作用，证明了企业数字化转型对新质生产力的促进作用。在（2）中可以看出制造业企业数字化转型与绿色技术创新（GT）的相关系数为 0.0039，且在 1%的水平上显著正相关，表明

制造业企业数字化转型能够显著促进企业绿色技术创新的提高，并且该结论证明了绿色技术创新确实有可能为制造业企业数字化转型促进企业新质生产力发展的中介。（3）列的结果显示，绿色技术创新与新质生产力的相关系数为 0.0502，且在 5%的水平上显著正向相关，这表明绿色技术创新会促进新质生产力的发展，同时也说明制造业企业数字化转型可以通过促进绿色技术创新来发展其新质生产力。

表 4.绿色技术创新中介效应检验结果

	(1)	(2)	(3)
VARIABLES	npro	gt	npro
dig	0.0068** (3.67)	0.0039*** (6.44)	0.0066*** (3.56)
gt			0.0502** (2.48)
lev	-1.4511*** (-6.68)	0.4775*** (6.60)	-1.4751*** (-6.80)
board	0.0127 (0.63)	0.0316*** (3.61)	0.0111 (0.55)
dual	-0.1082** (-2.33)	-0.0023 (-0.11)	-0.1081** (-2.33)
indep	0.0067 (1.33)	0.0035* (1.74)	0.0066 (1.30)
growth	-0.0012* (-1.74)	0.0008 (0.77)	-0.0012* (-1.85)
top	0.0057* (1.83)	0.0025** (2.27)	0.0056* (1.79)
roa	-7.9032*** (-22.25)	0.2472** (2.45)	-7.9156*** (-22.32)
Constant	11.3757*** (30.46)	0.5525*** (3.74)	11.3489*** (30.32)
Observations	16,815	16,811	16,811
R-squared	0.902	0.834	0.902

4.4.2 绿色管理创新的调节效应

表 5 调节效应的列（1）为绿色管理创新的调节效应检验，从列（1）的结果可知，绿色管理创新同制造业企业数字化转型的交互乘积项 A 与新质生产力的相关系数为 -0.057，且在 1%的水平下通过检验且为负相关，表明绿色管理创新在制造业企业数字

化转型对新质生产力的影响中起到调节作用，同时为负向调节。即绿色管理创新投入越大，对制造业企业通过数字化转型发展新质生产力的抑制作用越大，由此假设 H3 得以证明。

4.4.3 绿色投资的调节效应

为了研究企业绿色投资(Invst)是否在制造业企业数字化转型与新质生产力之间起到

了调节作用，本文构建了相应的调节效应模型进行实证分析，回归结果如表 5 调节效应中列（2）所示。从列（2）的结果可知，企业绿色投资同制造业企业数字化转型的交互乘积项 B 与新质生产力的相关系数为 0.1136，且在 1%的水平下通过检验且为正向相关。这表明企业绿色投资在制造业企业数字化转型对新质生产力的影响中确实存在调节效应，同时也是为正向调节。即企业对绿色投资的投入越大，越能够促进制造业企业通过数字化转型发展新质生产力的效果，由此假设 H4 得以证明。

表 5.调节效应

	(1)	(2)
VARIABLES	npro	npro
A	-0.0570*** (-2.67)	
B		0.1136*** (3.18)
gm	-0.0039 (-0.32)	
dig	0.0068*** (3.80)	0.0078*** (4.17)
lev	-1.4494*** (-6.67)	-1.3374*** (-6.15)
board	0.0130 (0.64)	0.0139 (0.68)
dual	-0.1089** (-2.35)	-0.1032** (-2.23)
indep	0.0068 (1.35)	0.0069 (1.36)
growth	-0.0012* (-1.70)	-0.0011* (-1.66)
top	0.0059* (1.87)	0.0054* (1.70)
roa	-7.8941*** (-22.25)	-7.8645*** (-22.21)
invst		-1.5619*** (-8.43)
Constant	11.3672*** (30.36)	11.4470*** (30.56)
Observations	16,815	16,815
R-squared	0.902	0.903

4.5 异质性分析

4.5.1 ESG 发展程度对数字化转型与新质生产力之间影响企业的 ESG 指标是企业碳减排发展需要考虑在一大关键指标，所以本文优先研究了 ESG 对制造业企业新质生产力发展的影响，发现 ESG 对新质生产力发展呈现正 U 型关系，如表 6 ESG 对新质生产力的 U 型检验以及图 1 ESG 对新质生产力的 U 型检验

验图所示。再利用 U 形图对称点对 ESG 进行分类，分别在 U 型图前半段和后半段的 ESG 情况下探讨数字化转型对新质生产力发展可能存在的差异，如表 7 不同 ESG 下数字化转型与新质生产力差异分析所示。

从图 1 中可以看出企业以 ESG=72.6 为分界线，U 型图的左边为企业 ESG 发展抑制企业新质生产力的成长，U 型图的右边为 ESG 发展促进企业新质生产力的成长。于是本文为了探究在不同的 ESG 对企业新质生产力发展促进或抑制影响作用下，企业数字化转型对新质生产力发展是否存在显著的区别，所以本文将企业按 ESG=72.6 为分界线划分并在两种不同情况下来分别研究其数字化转型与新质生产力之间的关系。

表 6. ESG 对新质生产力的 U 型检验

VARIABLES	(1)
esg	-0.1867*** (-3.24)
esg2	0.0013*** (3.26)
lev	-1.4959*** (-6.86)
board	0.0167 (0.83)
dual	-0.1100** (-2.34)
indep	0.0068 (1.36)
growth	-0.0013* (-1.94)
top	0.0057* (1.81)
roa	-7.9881*** (-21.94)
Constant	18.1546*** (8.50)
Observations	16,658
R-squared	0.903

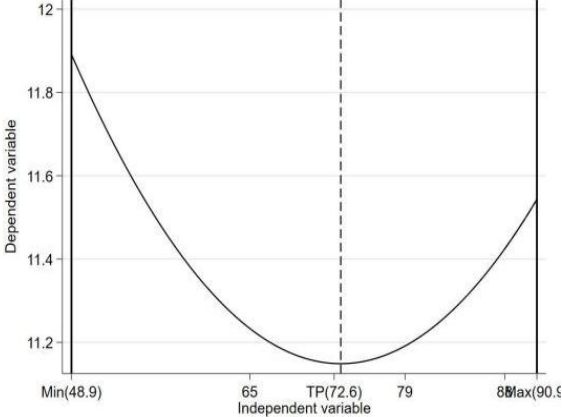


图 1. ESG 对新质生产力的 U 型检验图

表 7.不同 ESG 下数字化转型与新质生产力差异分析

VARIABLES	(1)	(2)
dig	0.0172*** (5.51)	-0.0007 (-0.30)
lev	-1.2795*** (-3.46)	-1.5188*** (-5.00)
board	0.0074 (0.19)	0.0044 (0.17)
dual	-0.1592* (-1.89)	-0.0853 (-1.34)
indep	-0.0016 (-0.16)	0.0066 (1.07)
growth	-0.0017*** (-3.95)	0.0164 (1.16)
top	0.0085 (1.37)	0.0041 (1.00)
roa	-7.1384*** (-11.34)	-8.5636*** (-17.37)
Constant	11.0419*** (14.79)	11.9437*** (25.35)
Observations	6,684	9,413
R-squared	0.885	0.936

列(1)表示了在 ESG 小于 72.6 时,企业数字化转型对新质生产力在发展中是显著的促进作用,列(2)是在 ESG 大于等于 72.6 时,可以看出企业数字化转型对新质生产力发展在作用并不显著。究其原因:针对列(2)而言,对于 ESG 大于 72.6 的企业而言,当前 ESG 指标评级更多关注于碳排放的披露等合规性指标,企业想保持较高在 ESG 水平就要将资源大部分流入这类短期提升企业社会效益的项目,但对于技术创新等,需要长期投入的项目往往就会被搁置。并且 ESG 领先的企业多为传统行业巨头,现存的生产模式和管理结构更为僵化,这类企业进行数字化转型时面对阻力更大。但同时这类 ESG 指数偏高的企业往往可以通过 ESG 绩效的改善来使得企业融资约束的缓解,为消费者传递正面反馈获取消费者的信任,以及更容易获得国家及政府的支持来帮助企业发展新质生产力。

针对列(1)而言,对于 ESG 小于 72.6 的企业而言,提升 ESG 指数可能会面对更高的环境合规成本以及政策限制,从而使得企业为提升 ESG 指数会消耗更多的资源,对企业新质生产力的发展呈现出抑制作用。但这类企业可以通过数字化转型使得传统的生产工具向智能化生产工具转变,提高企业运营效

率,同时利用数字化转型对信息的收集和整合能力来帮助企业降低创新门槛,有利于企业实现颠覆式创新,最终实现新质生产力的发展。

4.5.2 企业生产要素密集度差异分析

本文按照董屹宇[17]的制造业企业要素密集度进行分类,将其根据生产要素密集程度分为三类:劳动密集型、资本密集型和技术密集型,结果如表 8 企业生产要素密集度差异分析。

从回归结果来看,在劳动密集型的样本中,制造业企业数字化转型与新质生

产力的系数值-0.0001,其影响为不显著的负向关系,同时资本密集型系数为 0.0013,也为不显著关系。技术密集型企业的数字化转型与新质生产力之间是显著的正向影响关系,并且技术密集型在 1%水平下通过检验。究其原因:劳动密集型企业生产工艺稳定,数字化转型的激励程度不高,对高技能人员的需求变化较小,且劳动密集型企业往往依赖于低成本劳动力竞争,但数字化转型升级对其而言回报周期长并在短时间内难以见到成效。而资本密集型较技术密集型的数字化转型与新质生产力之间不显著,可能源于资本密集型企业的发展前期已经投入了巨额的固定资产,转型难度大。但对于技术密集型企业而言,技术密集型企业本身具有较高的科技水平以及人才储备充足,这也促使其进行数字化转型的成本相对较低,在此基础上也降低了其创新的门槛,有更多的资金与资源进行颠覆式创新来提高企业生产效率和提高核心竞争力,有利于新质生产力的发展。

表 8.企业生产要素密集度差异分析

	(1)劳动密集型	(2)资本密集型	(3)技术密集型
VARIABLES	npro	npro	npro
dig	-0.0001 (-0.02)	0.0013 (0.28)	0.0069*** (3.41)
lev	0.2975 (0.68)	0.3122 (0.97)	-2.4419*** (-7.77)
board	0.0144 (0.42)	0.0539 (1.60)	-0.0093 (-0.34)
dual	-0.1558 (-1.34)	-0.2036*** (-2.74)	-0.0636 (-1.00)
indep	0.0033 (0.35)	0.0117 (1.46)	0.0049 (0.71)
growth	-0.0020*** (-4.04)	-0.0197 (-0.83)	0.0015 (0.63)
top	-0.0173** (-2.33)	0.0095** (2.25)	0.0098** (2.07)

roa	-4.4531*** (-6.62)	-4.3868*** (-7.98)	-9.7449*** (-18.40)
Constant	9.4452*** (12.05)	8.6247*** (14.54)	12.8490*** (25.19)
Observations	1,707	4,779	10,282
R-squared	0.866	0.801	0.907

4.5.3 区域异质性分析

本文参照我国三大经济带划分原则，将全国的各省区市划分为东、中、西三个区位分别进行回归，来分别研究这三个不同地区制造业企业数字化转型对新质生产力发展影响关系。回归结果如下表 9 区域异质性分析图 2。

表 9.区域异质性分析

	东部	中部	西部
VARIABLES	npro	npro	npro
dig	0.0079*** (3.64)	0.0033 (1.11)	0.0030 (0.48)
lev	-1.5358*** (-6.28)	-0.9581** (-2.17)	-1.6739* (-1.95)
board	0.0103 (0.42)	0.0557 (1.41)	-0.0149 (-0.22)
dual	-0.1004* (-1.92)	-0.0708 (-0.60)	-0.2061 (-1.11)
indep	-0.0087 (-1.53)	0.0396*** (3.24)	0.0467*** (2.90)
growth	-0.0017*** (-3.73)	0.0102 (0.40)	0.0061 (0.58)
top	0.0060* (1.77)	0.0028 (0.51)	0.0032 (0.22)
roa	-8.1915*** (-18.73)	-7.2607*** (-9.44)	-7.0120*** (-7.02)
Constant	11.9819*** (27.91)	9.7432*** (12.08)	10.4118*** (7.74)
Observations	12,023	3,012	1,774
R-squared	0.910	0.901	0.846

可以看出东部在 1%水平下通过检验且为正向影响，中部和西部地区中制造业企业数字化转型对新质生产力的推动作用不显著。究其原因：东部较中部和西部的经济更为发达，地方政府提供的政策有针对性，并为企业发展提供了更多的税收优惠政策以及提供了更多有利于企业资金筹集的政策，有利于企业现金流的运转。东部企业有了更多机会来获得资金支持也就加强了企业对于人才吸引力，更有利于企业进行更为深入的数字化转型以及颠覆式创新发展。再者我国东部较中部与西部的数据要素市场更为成熟，数据资产积累更加丰富，有利于制造业企业更好的进行数字化转型，同时更为前沿与个性化的市场需求能更好的倒逼企业进行数字化转

型来发展新质生产力。

5 结论与建议

5.1 结论

制造业企业数字化转型对新质生产力的发展具有显著的加速作用。制造业企业数字化转型可以从生产力三要素角度来分析对新质生产力发展产生的影响，并以绿色技术创新作为中介变量，绿色管理创新为负调节变量，绿色投资为正调节变量。

根据企业 ESG 发展对新质生产力影响的 U 型关系图对制造业企业进行分类，最后得出结论在 ESG 小于 72.6 时，企业数字化转型对新质生产力在发展中是显著在正向促进作用；在 ESG 大于等于 72.6 时，可以看出企业数字化转型对新质生产力发展在作用并不显著。

数字化转型对新质生产力的促进效应存在生产要素以及企业规模异质性东部以及中小型企业数字化转型对新质生产力发展的促进效果最为显著。

5.2 建议

5.2.1 加强企业数字化转型的程度，加速新质生产力发展

(1) 制定转型计划：识别出转型存在的痛点以及需求，制定数字化转型目标任务框架以及实施计划。

(2) 加强计划落实：成立高层执行团队以及专业的信息团队，同时提升为员工进行数字化转型培训。

(3) 具体应用落实：开展云计算等辅助服务，实现企业生产过程的透明化管理，提升企业数字能力。

(4) 设立绩效评估：评估数字化转型推行后企业营收增长率以及生产效率等指标的改善情况，传递数字化转型正面信息反馈。

(5) 利用政策支持：我国大力推行企业进行数字化转型，企业应积极参与数字化转型试点项目，争取国家对数字化转型项目的财政补助。

5.2.2 加大企业绿色技术创新投入，推动企业新质生产力发展

(1) 制定绿色制造战略规划：将绿色低碳纳入到企业核心战略中去，根据《中国制造 2025》文件绿色制造工程要求，制定分阶段技术升级计划。

(2) 加大企业资金与资源的投入

(3) 外部协同创新：加大产业链上下游之间的合作，同时积极争取参与国家重大专

项绿色项目机会，扩宽企业创新发展思路。

(4) 加强员工技能培训及绿色文化塑造

5.2.3 加大企业绿色投资，助力企业新质生产力发展

制造业企业需制定绿色投资战略，明确自身绿色目标，设定碳减排、资源循环利用等量化目标，并整合出一条绿色的价值链帮助企业将绿色投资具体落实到项目以及目标中去。对于企业自身内部更应该加强组织能力建设，企业内部应设立可持续发展部门，统筹决定绿色投资决策，并对员工进行绿色技能训练。对于外部企业应该加强与高校或科研机构的合作，联合投资研发绿色技术。

5.2.4 降低企业绿色管理创新投入，适时推进企业 ESG 发展

(1) 加强顶层设计：董事会设立 ESG 专业委员会，并将 ESG 目标写入公司的发展章程中去。

(2) 进一步落实碳减排工作：科学设定碳减排目标以及将废弃物进行资源化来代替原料的使用。

(3) 提高企业社会责任表现：加强员工福祉、利润回馈企业周围社区以及为周围社区人员提供技术便利生活服务。

(4) 加强企业治理：加强企业治理透明化、设立中小投资者沟通日以及加强高管薪酬与 ESG 指数大小挂钩。

参考文献

- [1]林伯强，滕瑜强.新质生产力与“双碳”目标的关联和挑战——基于能源低碳转型的视角[J].四川大学学报(哲学社会科学)，2024，(05):35-46+208-209.
- [2]李政，廖晓东.发展“新质生产力”的理论、历史和现实“三重”逻辑[J].政治经济学评论，2023，14(06):146-159.
- [3]何自力.新质生产力理论的科学内涵和时代意义[J].中国高校社会科学，2024，(03):4-14+157.
- [4]黄静，张金昌，潘艺.数字化转型对企业新质生产力的影响研究——基于生产力要素视角和 A 股上市公司数据[J].技术经济与管理研究，2024，(08):8-14.
- [5]张沥幻，张金昌.数实技术融合、企业转型升级与新质生产力——基于 A 股制造业企业的实证检验[J].科技进步与对策，

2024，41(20):1-12.

- [6]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(07):130-144+10.
- [7]时省，张亚.绿色金融政策对绿色技术创新的影响及机制研究——基于绿色金融改革创新试验区的准自然实验[J].管理评论，2024，36(01):107-118. DOI: 10.14120/j.cnki.cn11-5057/f.2024.01.005.
- [8]席龙胜，赵辉.高管二元环保认知、绿色创新与企业可持续发展绩效[J].经济管理，2022，44(03):139-158.
- [9]张琦，郑瑶，孔东民.地区环境治理压力、高管经历与企业环保投资——一项基于《环境空气质量标准(2012)》的准自然实验[J].经济研究，2019，54(06):183-198.
- [10]马胜春，尔古阿凡.数字化转型对制造业企业新质生产力提升的影响研究[J].改革与战略，2024，40(06):133-148.
- [11]杨铭杰，王钦鹏，王天慧，等.制造业数字化转型对企业新质生产力的影响研究[J].科技与经济，2025，38(01):16-20. DOI: 10.14059/j.cnki.cn32-1276n.2025.01.004.
- [12]马亮，张博，李娅宁.企业家视角下数字化转型赋能制造业企业新质生产力发展研究[J].武汉金融，2024，(12):55-64.
- [13]陈志恒，孙世豪.制造业数字化转型与新质生产力——来自沪深 A 股制造业上市公司的经验证据[J/OL].调研世界，1-12 [2025-05-18].
- [14]方明月，林佳妮，聂辉华.数字化转型是否促进了企业内共同富裕？——来自中国 A 股上市公司的证据[J].数量经济技术经济研究，2022，39(11):50-70.
- [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(06):1-11.
- [16]甄红线，王玺，方红星.知识产权行政保护与企业数字化转型[J].经济研究，2023，58(11):62-79.
- [17]董屹宇，郭泽光.风险资本与企业技术创新——基于要素密集度行业差异性的研究[J].财贸研究，2021，32(08):99-110.