

新质生产力如何赋能企业ESG履责？

——基于绿色创新与数字化转型的中介效应检验

徐 玲*, 邢满江, 巩新娜

齐鲁理工学院商学院, 山东 济南

收稿日期: 2026年8月5日; 录用日期: 2026年9月15日; 发布日期: 2026年9月23日

摘 要

在“双碳”目标与高质量发展双重驱动下,新质生产力能否以及如何赋能企业ESG履责,是学界与实务界关注的重要议题。本文基于2015~2025年我国A股上市公司相关数据,构建“新质生产力-数字化转型/绿色创新-企业ESG表现”的理论分析框架,系统检验新质生产力对企业ESG表现的影响效应及传导机制。研究发现:新质生产力显著提升了企业ESG表现;数字化转型与绿色创新在其中均发挥部分中介作用,即新质生产力不仅直接促进ESG表现,还通过驱动数字化转型与绿色创新产生间接赋能效应。研究为政府精准施策培育新质生产力、推动企业数字化与绿色化协同转型提供了实证依据与决策参考。

关键词

新质生产力, ESG表现, 数字化转型, 绿色创新

How Does New Quality Productive Forces Empower Corporate ESG Performance?

—A Mediation Analysis of Green Innovation and Digital Transformation

Ling Xu*, Manjiang Xing, Xinna Gong

School of Business, Qilu Institute of Technology, Jinan Shandong

Received: August 5, 2026; accepted: September 15, 2026; published: September 23, 2026

*通讯作者。

文章引用: 徐玲, 邢满江, 巩新娜. 新质生产力如何赋能企业 ESG 履责? [J]. 社会科学前沿, 2026, 15(9): 569-578.
DOI: 10.12677/ass.2026.159785

Abstract

Against the dual drivers of the “Dual Carbon” goals and high-quality development, whether and how new quality productive forces empower corporate ESG performance has emerged as a critical issue for both academia and industry. Using data from Chinese A-share listed companies from 2015 to 2025, this study constructs a theoretical framework of “New Quality Productive Forces—Digital Transformation/Green Innovation—Corporate ESG Performance” to systematically examine the impact and transmission mechanisms of new quality productive forces on ESG performance. The findings reveal that new quality productive forces significantly enhance corporate ESG performance. Both digital transformation and green innovation play partial mediating roles; specifically, new quality productive forces not only directly improve ESG performance but also exert indirect empowering effects by driving digital transformation and green innovation. This research provides empirical evidence and decision-making references for governments to formulate targeted policies for cultivating new quality productive forces and promoting the synergistic transformation of digitalization and greening in enterprises.

Keywords

New Quality Productive Forces, ESG Performance, Digital Transformation, Green Innovation

Copyright © 2026 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

新质生产力作为以创新为核心驱动力、由技术革命性突破与生产要素创新性配置催生的先进生产力质态，正成为推动我国经济高质量发展的关键引擎。与此同时，在“双碳”目标与可持续发展理念深入践行背景下，企业 ESG 表现已成为衡量其长期价值与社会责任履行成效的重要标尺。新质生产力所蕴含的高科技、高效能与高质量属性，为企业 ESG 责任的全面履行提供了坚实的内生动力，二者之间的内在关联日益受到广泛关注。然而，现有研究仍存在以下局限：首先，对新质生产力影响企业 ESG 表现的“直接效应—中介机制”系统路径缺乏深入探讨，尤其数字化转型与绿色创新的双重中介效应亟待检验；其次，现有文献多聚焦于新质生产力的测度构建或单一经济后果分析，缺乏将二者纳入统一分析框架的系统性研究；基于此，本文以 2015~2025 年我国 A 股上市公司为研究样本，构建“新质生产力—数字化转型/绿色创新—企业 ESG 表现”的理论分析框架，系统检验新质生产力对企业 ESG 表现的影响及中介传导路径。本文的边际贡献在于从环境、社会与治理维度系统阐释新质生产力影响 ESG 表现的直接效应，并揭示数字化转型与绿色创新的双重中介传导路径；并且为政府精准出台新质生产力培育政策、推动企业数字化与绿色化协同转型提供经验依据与决策参考。

2. 理论分析与研究假说

2.1. 新质生产力与企业 ESG 表现

新质生产力是一种以创新驱动为根本牵引、依托关键技术跨越式进步与要素资源结构性重塑而形成的先进生产力形态，其技术密集、效能卓越、品质优异的显著特质，为企业全方位践行 ESG 责任注入了强劲的内生动力^[1]。从 ESG 的理论内涵来看，企业 ESG 表现涵盖环境、社会与治理三个维度，而新质

生产力能够通过系统性提升企业在这三个维度的表现,进而推动 ESG 整体评分的提高[2]。在环境维度,新质生产力倡导发展绿色产业与低碳环保产业,推动企业采用高效低能耗的生产设备与技术,减少资源消耗和废弃物排放,从而实现经济发展与环境保护的协同共进[3]。在社会维度,新质生产力通过要素赋能与效率提升,促使企业在追求经济效益的同时更加关注员工福利、消费者权益及社会公益事业,将社会责任内化为价值创造的重要组成部分[4]。

在治理维度,伴随新质生产力演进所涌现的组织架构重塑与管理范式革新,为企业构建公开透明的治理机制、完善内部控制体系提供了强劲推力;同时,依托数据要素的深度应用与人工智能技术的赋能,企业在内部监督、风险预判及决策响应等方面的效能亦得到显著提升[5]。综上所述,新质生产力能够从环境、社会与治理三个维度协同发力,系统性地改善企业 ESG 表现。由此,本文提出假设:

H1: 新质生产力能够提升企业 ESG 表现。

2.2. 新质生产力对企业 ESG 表现的影响机制

企业数字化转型并非停留在数字技术的简单引入与表层应用,而是体现为数字技术与企业生产经营系统的深度融合与系统性重构[6]。新质生产力以数据要素为核心劳动对象,以人工智能、大数据、区块链等新一代数字技术为新质劳动资料,以掌握数字技能的高素质劳动者为核心动力,推动企业从“技术嵌入”向“数实融合”跃迁,实现生产要素的数字化赋能与智能化配置,提高数字资源在企业运营中的渗透广度与应用深度[7]。在环境维度,这种深度融合首先体现为对生产运营方式的系统性重塑。数字化转型并非止步于单一设备的智能化升级,而是通过构建覆盖生产全流程的数字化监测与智能调控系统,将碳排放管理、能源优化与绿色工艺创新深度嵌入企业运营的核心环节,并借助大数据分析 with 物联网技术实现环境绩效的系统性提升[4]。其次,在社会维度,深度融合的数字化转型打破了企业内部及供应链上下游的信息壁垒,借助数字化创新平台实现与利益相关者的实时交互与协同,将社会责任履行从被动合规转向基于数据驱动的主动价值共创,显著提升社会履责的精准性与透明度[8]。最后,在治理维度,新质生产力推动的数字化转型并非简单的管理流程电子化,而是通过人工智能与大数据技术重构公司治理的决策支持系统与风险预警机制,使管理层能够基于实时、全面的数据洞察进行科学决策,压缩委托代理链条中的信息不对称空间,提升内部控制的有效性与治理透明度[8]。因此,新质生产力通过驱动数字技术与企业运营系统的深度融合,能够在环境、社会与治理维度形成持续的价值创造效应,最终转化为企业 ESG 表现的显著提升。由此,本文提出假设:

H2: 新质生产力通过促进企业数字化转型,提高企业 ESG 表现。

新质生产力以科技创新为主导驱动力,强调通过技术革命性突破与生产要素的创新性配置实现发展动能的转换,其内在发展要求与绿色低碳转型具有高度一致性。在这一逻辑下,绿色创新成为新质生产力影响企业 ESG 表现的重要传导机制。一方面,新质生产力所催生的高素质人力资本与智能化技术体系,为企业绿色创新提供了关键的生产要素支撑。新型劳动者具备更强的环境认知与技术创新能力,能够敏锐识别绿色技术机会并将其转化为实际应用[9]。

另一方面,绿色创新通过改进生产工艺、推广清洁技术与优化资源循环利用模式,能够有效降低企业的污染排放强度与能源消耗水平,从源头实现环境绩效的实质性改善[4]。进一步地,绿色创新所形成的环保技术优势不仅能够转化为企业的市场竞争优势,还能通过塑造绿色品牌形象提升消费者认同与社会声誉,增强企业在利益相关者网络中的合法性,从而在社会维度上提升 ESG 表现[2]。此外,绿色创新活动要求企业建立规范的环境信息披露机制与内部环境管理制度,这一过程有助于完善公司治理结构、强化合规管理流程,进而优化企业在治理维度的表现[2]。因此,新质生产力通过激发企业的绿色创新活力,能够在降低环境负外部性的同时,协同提升企业的环境、社会与治理综合绩效。由此,本文提出假设:

H3: 新质生产力通过促进企业绿色创新, 提高企业 ESG 表现。

3. 研究设计

3.1. 数据来源

本文选取 2015~2025 年沪、深两市 A 股上市企业作为研究样本, 剔除 ST 样本及重要变量缺失后的数据, 并对所有数据进行缩尾处理, 共得到 36,602 个样本数据。企业新质生产力和 ESG 评级来自于 Wind 数据库, 企业数字化转型的数据来源于巨潮资讯网下载的企业年报分析, 企业绿色创新数据和控制变量来源于 CSMAR 数据库。

3.2. 计量模型设定

1) 基准回归模型设定。旨在考察新质生产力驱动企业 ESG 表现的作用效应, 本文设定了如下计量模型:

$$ESG_{it} = \beta_0 + \beta_1 Npro_{it} + \gamma control_{it} + \delta_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

ESG_{it} 表示第 t 年企业 i 的 ESG 表现, $Npro_{it}$ 表示第 t 年企业 i 的新质生产力水平, $control_{it}$ 表示其他控制变量的集合。 δ_i 表示企业固定效应, η_t 表示年份固定效应, ε_{it} 表示误差项。

2) 中介效应模型设定。为深入考察新质生产力影响企业 ESG 表现的作用机理, 并识别其中的传导渠道, 本文构建如下中介效应检验框架:

$$M_{it} = b_0 + b_1 Npro_{it} + \gamma control_{it} + \delta_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$ESG_{it} = c_0 + c_1 Npro_{it} + c_2 M_{it} + \gamma control_{it} + \delta_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

在此设定中, 公式(2)旨在考察新质生产力对机制变量的驱动作用, 公式(3)则进一步验证该机制变量在新质生产力与企业 ESG 表现之间所发挥的传导效应。在公式中, M_{it} 表示企业 i 第 t 年的机制变量, 其余变量定义与公式(1)保持一致。

3.3. 变量定义

1) 被解释变量: 企业 ESG 表现(ESG)。参考马永军的研究, 采用华证 ESG 评级作为 ESG 表现的代理变量[6]。华证 ESG 评级覆盖全部 A 股企业, 最早可追溯至 2009 年, 其科学性与权威性已形成学界与业界共识。

2) 核心解释变量: 企业新质生产力水平(Npro)。遵循主流文献的多维指标体系构建思路, 借鉴赵国庆和李俊廷(2024)的研究框架[10], 基于新质生产力的理论内涵, 从新质劳动力要素、新质资本要素和新质技术要素三个一级指标出发, 搭建企业新质生产力水平的测算体系。从新质劳动力要素看, 以研发人员薪酬比例、研发人员数量比例、硕博员工占比及技术员工占比度量新质劳动力数量, 以董监高金融背景、董监高海外背景及人均创利度量新质劳动力质量; 从新质资本要素看, 以固定资产比率、无形资产比率、研发费用比率、研发费用直接投入比率及研发费用折旧摊销比率度量新质资本数量, 以总资产净利润率、投入资本回报率及投资收益率度量新质资本质量; 从新质技术要素看, 以实用新型专利数量、外观设计专利数量、专利权账面价值及软件账面价值度量新质硬技术, 以营业利润增长率、可持续增长率及每股综合收益度量新质软技术。指标经标准化后由熵值法客观赋权, 加权汇总得企业年度新质生产力水平。

3) 机制变量: (1) 数字化转型(DT)。借鉴肖土盛等的研究, 本文采用文本分析方法构建企业数字化转型程度指标[11]。首先, 以国家政策语义体系为基础构建数字化术语词典, 通过对中央人民政府及工业和信息化部网站检索国家层面数字经济相关政策文件, 经 Python 分词及人工识别, 保留出现频次不低于

5 次的数字化相关词汇。其次,从巨潮资讯网下载 A 股上市公司年报,提取“管理层讨论与分析”(MD & A)部分,将上述关键词扩充至 Python “Jieba”分词库进行分词处理,统计各关键词在 MD & A 中的出现频次。此外,为消除 MD & A 文本长度差异带来的干扰,本文以数字化关键词出现频次与 MD & A 语段总长度之比来刻画企业数字化转型水平,并将所得结果乘以 100;该指标取值越大,意味着企业数字化转型程度越高。

(2) 企业绿色创新(Gr)。借鉴郭诚诚的研究,本文以绿色专利数量衡量企业绿色创新水平[12]。具体而言,本文参照世界知识产权组织(WIPO)公布的《绿色专利清单》¹,通过其列示的国际专利分类(IPC)编码对绿色专利进行识别;在此基础上,将样本企业的绿色发明专利申请数与绿色实用新型专利申请数予以合并加总,得到企业绿色创新总量。

4) 此外,为缓解遗漏变量可能导致的估计偏误,增强研究结论的稳健性,本文在模型中纳入了一系列企业层面的特征控制变量。具体包括:① 托宾 Q 值(TobinQ),采用年末总市值与总负债总和与总资产之比衡量。② 企业规模(Size)。以总资产的自然对数度量企业规模,该指标能够在一定程度上表征企业掌控的资源禀赋与经营体量。③ 资产负债率(Lev)。以报告期末总负债与总资产的比值进行度量,用于反映企业的杠杆水平与偿债压力。④ 经营现金流比率(Cashflow)。以经营活动现金流量净额占总资产的比重加以衡量,该指标能够体现企业通过主营业务获取现金的能力。⑤ 营收增长率(Growth),采用企业营业收入的年度增长率衡量,即(本年营业收入 - 上年营业收入)/上年营业收入。⑥ 董事会规模(Board Board),基于去重后董事会成员人数。

4. 实证分析

4.1. 描述性统计和相关性分析

Table 1. Descriptive statistics

表 1. 描述性统计结果

变量	样本数	平均数	标准差	最小值	最大值	VIF
ESG	36,602	4.097	1.125	0.000	9.000	
Npro	36,602	0.002	0.001	0.000	0.014	1.32
DT	36,602	0.342	0.391	0.000	2.780	1.30
Gr	36,602	11.557	30.009	0.000	250.000	1.35
TobinQ	36,602	2.473	1.844	0.000	19.968	1.28
Size	36,602	22.342	1.267	17.707	26.501	1.89
Lev	36,602	0.412	0.199	0.049	1.006	1.31
Cashflow	36,602	0.050	0.066	-0.218	0.332	1.10
Growth	36,602	0.126	0.380	-0.654	4.370	1.03
Board	36,602	9.977	2.554	4.000	18.000	1.07

本文主要变量的描述性统计见表 1。其中,ESG 的均值为 4.097,标准差为 1.125,最大值和最小值分别为 9.000 和 0.000,表明样本企业之间的 ESG 表现存在较大的差异性;新质生产力的样本均值为 0.002,标准差为 0.001;该变量的最小值与最大值分别为 0.014 和 0.000,表明不同企业之间的新质生产力水平整体偏低且存在一定差异;数字化转型的均值为 0.342,标准差为 0.391,最大值为 2.780,而最小值为 0.000,

¹<https://www.wipo.int/classifications/ipc/green-inventory/home>

数字化转型呈现一定的离散特征，表明我国企业数字化转型水平参差不齐，有待进一步加强。此外，各控制变量的分布均在合理范围内，企业规模的标准差为 1.267，样本企业规模分布相对集中；从方差膨胀因子 (VIF) 来看，各变量的 VIF 值均小于 2，远小于临界值 10，表明模型不存在严重的多重共线性问题。

4.2. 基准回归分析

表 2 对新质生产力、企业数字化转型、绿色创新与企业 ESG 表现的关系进行检验。其中，第(1)列是基准回归，在控制行业和年份固定效应的基础上，检验新质生产力对企业 ESG 的影响；第(2) (3)列检验数字化转型的中介效应，第(2)列是新质生产力对企业数字化转型进行回归，第(3)列是将新质生产力与数字化转型同时对企业 ESG 进行回归；第(4) (5)列检验绿色创新的中介效应，第(4)列是新质生产力对绿色创新进行回归，第(5)列是将新质生产力与绿色创新同时对企业 ESG 进行回归。

本文通过基准回归检验新质生产力对 ESG 的直接影响，回归分析结果如表 2 第(1)列所示。由表 2 可知，新质生产力对 ESG 的影响系数为 83.508，在 1%水平上显著，说明新质生产力水平越高的企业，其 ESG 表现越好，支持假设 1。

Table 2. Test of direct and mediating effects
表 2. 直接效应和中介效应检验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	ESG	DT	ESG	Gr	ESG
Npro	85.118*** (9.125)	102.133*** (1.084)	68.483*** (9.413)	3117.191*** (189.516)	78.815*** (9.169)
DT			0.191*** (0.011)		
Gr					0.001*** (0.004)
TobinQ	0.017* (0.003)	0.006*** (0.002)	0.009* (0.001)	1.562*** (0.095)	0.007 (0.001)
Size	0.286*** (0.008)	0.002** (0.004)	0.195*** (0.007)	11.104*** (0.193)	0.367*** (0.008)
Lev	-1.189*** (0.034)	-0.067*** (0.009)	-1.426*** (0.034)	-1.108** (0.771)	-1.421*** (0.015)
Cashflow	1.465*** (0.096)	-0.121*** (0.076)	1.181*** (0.096)	-7.918*** (1.073)	1.128*** (0.089)
Growth	-0.099*** (0.075)	-0.008 (0.002)	-0.053*** (0.024)	-1.965*** (0.391)	-0.074*** (0.055)
Board	-0.056*** (0.008)	0.001 (0.002)	-0.022*** (0.004)	0.104* (0.083)	-0.026*** (0.003)
_cons	-4.995*** (0.178)	-0.093* (0.048)	-3.884*** (0.159)	-280.124*** (3.705)	-4.180*** (0.262)
N	36602	36602	36602	36602	36602
industry	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
R ² _Adj	0.194	0.584	0.196	0.343	0.197

注：Standard errors in parentheses * p < 0.1, ** p < 0.05, *** p < 0.01, 下同。

4.3. 中介机制检验

本文采用三步法对数字化转型的中介效应进行检验。首先，由表 2 第(1)列可知，新质生产力能够显著促进企业 ESG 表现，满足中介效应检验的前提条件。其次，检验新质生产力对数字化转型的影响。由表 2 第(2)列可知，新质生产力对数字化转型的影响系数为 102.133，在 1%水平上显著，说明新质生产力有效推动了企业数字化转型进程。再次，将新质生产力与数字化转型同时纳入基准回归模型。由表 2 第(3)列可知，数字化转型对 ESG 的影响系数为 0.191，在 1%水平上显著，同时，新质生产力对 ESG 的影响系数由 85.118 下降至 68.483，但仍在 1%水平上显著。这表明数字化转型在新质生产力与 ESG 之间发挥了部分中介作用，即新质生产力不仅直接促进企业 ESG 表现，还通过驱动数字化转型产生间接赋能效应，验证了假设 H2。

类似地，本文采用三步法对绿色创新的中介效应进行检验。由表 2 第(4)列可知，新质生产力对绿色创新的影响系数为 3117.191，在 1%水平上显著，说明新质生产力有效推动了企业进行绿色创新。其次，将新质生产力与绿色创新同时纳入回归模型，由表 2 第(5)列可知，绿色创新对 ESG 的影响系数为 0.001，在 1%水平上显著，同时，新质生产力对 ESG 的影响系数由 85.118 下降至 78.815，但仍在 1%水平上显著。这表明绿色创新在新质生产力与 ESG 之间发挥了部分中介作用，即新质生产力不仅直接促进企业 ESG 表现，还通过推动绿色技术创新产生间接赋能效应，验证了假设 3。

为进一步验证中介效应的稳健性，本文进行了 Bootstrap 检验，结果见表 3。Bootstrap 分析表明，新质生产力通过数字化转型影响企业 ESG 表现的间接效应为 21.818，在 1%水平上显著，95%校正偏差的置信区间为[18.638, 24.068]；直接效应为 156.413，在 1%水平上显著，95%校正偏差的置信区间为[133.359, 175.518]。上述置信区间均不包含零值，表明数字化转型在新质生产力与企业 ESG 表现之间发挥部分中介作用，支持了研究假设 H2。同时，新质生产力通过绿色创新影响企业 ESG 表现的间接效应为 83.138，在 1%水平上显著，95%校正偏差的置信区间为[74.716, 89.850]；直接效应为 91.764，在 1%水平上显著，95%校正偏差的置信区间为[72.496, 111.463]。上述置信区间均不包含零值，表明绿色创新在新质生产力与企业 ESG 表现之间亦发挥部分中介作用，支持了研究假设 H3。

Table 3. Results of Bootstrap test
表 3. Bootstrap 检验的结果

中介变量	效应类别	效应量	标准误	95%置信区间	
				下限	上限
DT	间接效应	21.818***	1.843	18.638	24.068
	直接效应	156.413***	9.427	133.359	175.518
Gr	间接效应	83.138***	3.873	74.716	89.850
	直接效应	91.764***	8.929	72.496	111.463

4.4. 稳健性检验

在稳健性检验环节，本文综合运用变量替换、被解释变量滞后一期以及倾向得分匹配(PSM)三种方法，对基准回归结果的可靠性和稳定性进行再次验证，结果如表 4 所示。

第一，替换解释变量。借鉴宋佳的研究，基于生产力二要素理论，从劳动力和生产工具两个维度构建指标体系，选取战略性新兴产业和未来产业为样本，采用熵值法测算企业新质生产力，替换解释变量进行检验[13]。回归结果如表 4 列(1)所示，替代变量(Nptt)的系数为 1.247，1%的水平上显著，证明了前文结论具有稳健性。

第二,被解释变量 ESG 滞后一期。因为企业新质生产力对企业 ESG 表现的效果可能存在一定的时滞,因此,将 ESG 的滞后一期项作为新的被解释变量纳入模型重新估计,回归结果报告于表 4 第(2)列。结果显示新质生产力对企业 ESG 表现的滞后一期的系数为 79.733, 1%的水平上显著,说明前文结论稳健性良好。

第三,采用倾向得分匹配法 PSM 进行稳健性验证。该方法的核心在于通过构造反事实框架,缓解样本自选择偏差对因果推断的干扰,进而削弱潜在的内生性威胁。具体而言,基于估计的倾向得分对样本进行匹配分组,形成实验组与对照组;为保证两组在统计上具有可比性,本文选取企业规模(Size)、资产负债率(Lev)和董事会规模(Board) 3 个控制变量进行匹配。采用半径匹配法估计倾向得分并完成样本配对,匹配结果列示于表 5。由表 5 可知,匹配前实验组与控制组在 3 个协变量上的差异均具有统计显著性(P 值均小于 0.05);而经 PSM 匹配后,两组在上述变量上的 P 值均大于 0.05,表明协变量分布趋于一致,匹配效果良好。这一结果说明配对后的实验组与控制组在关键特征上已满足平衡性要求,符合倾向得分匹配的平行趋势假定。进一步地,表 4 第(3)列显示, NPro 的估计系数为 0.176,且在 1%水平上显著为正,表明在控制样本选择偏差后,基准结论依然成立。

第四,考虑到新质生产力与企业 ESG 表现之间可能存在反向因果关系,同时难以完全排除遗漏变量导致的内生性问题,本文构建工具变量进行处理。借鉴黄群慧等的做法,采用 1984 年各省市每百万人邮局数量和固定电话用户数作为工具变量[14]。早期通信基础设施是地区数字发展的历史基础,与新质生产力密切相关;但该历史变量与当前企业 ESG 表现无直接关联,满足外生性要求。

表 4 汇报了工具变量法的估计结果。列(4)与列(6)为第一阶段回归,可见工具变量对新质生产力具有显著的正向影响。进一步地,本文通过弱工具变量检验和不可识别检验考察工具变量的有效性,结果显示不存在弱工具变量问题,且显著拒绝了识别不足的原假设。列(5)与列(7)报告了第二阶段估计结果,新质生产力的回归系数在 1%水平上依然显著为正,与基准结论保持一致。这说明在有效克服潜在的内生性偏误后,新质生产力对企业 ESG 履行的促进作用仍旧成立,进一步支撑了假设 H1。

Table 4. Robustness checks

表 4. 稳健性检验

	替换解释 变量 (1)	被解释变量 滞后一期 (2)	倾向得分 匹配 (3)	邮局工具变 量第一阶段 回归(4)	邮局工具变 量第二阶段 回归(5)	固定电话工 具变量第一 阶段回归(6)	固定电话工 具变量第二 阶段回归(7)
Nptt	1.247** (0.612)						
NPro		79.733*** (10.127)	0.176*** (0.025)		166.496*** (15.790)		199.748*** (22.310)
NPro *postoffice				0.015*** (0.001)			
NPro *telephone						1.007*** (0.099)	
TQ	0.008** (0.004)	0.012*** (0.002)	0.002 (0.005)	0.009** (0.002)	0.009 (0.006)	0.003 (0.006)	0.008 (0.006)
Size	0.370*** (0.006)	0.363*** (0.009)	0.381*** (0.013)	0.001* (0.005)	0.326*** (0.017)	-0.001* (0.009)	0.325*** (0.017)
Lev	-1.414*** (0.032)	-1.207*** (0.037)	-1.368*** (0.050)	-0.008 (0.003)	-1.460*** (0.061)	-0.003 (0.005)	-1.449*** (0.061)

续表

现金流比例	1.066*** (0.086)	1.629*** (0.096)	1.201*** (0.111)	-0.003** (0.001)	0.807*** (0.190)	-0.009 (0.001)	0.837*** (0.177)
营收增长率	-0.047*** (0.015)	-0.009 (0.016)	-0.071*** (0.014)	-0.002 (0.003)	-0.043* (0.019)	0.001 (0.008)	-0.043** (0.019)
Board	-0.016*** (0.002)	-0.022*** (0.002)	-0.066*** (0.003)	-0.006*** (0.001)	-0.235*** (0.043)	-0.006** (0.003)	-0.229*** (0.043)
_cons	-4.119*** (0.150)	-4.506*** (0.166)	-2.369*** (0.251)	-0.005 (0.001)	-2.205*** (0.369)	0.001*** (0.001)	-2.214*** (0.364)
N	36602	30946	36600	36576	36576	36576	36576
year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
industry	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
K-P LM 统计量					103.74***		157.92***
K-P Wald F 统计量					742.80		535.11
R ² _Adj	0.186	0.178	0.182				

Table 5. Results of parallel trend test for PSM
表 5. PSM 平行假设检验结果

	状态	实验组	控制组	标准化偏差(%)	标准化偏差减少幅度(%)	t 值	P 值
Size	匹配前	22.324	22.327	12.4	53.1	11.72	0.000
	匹配后	22.267	22.461	6.9		5.52	0.071
Lev	匹配前	0.413	0.417	-3.6	45.5	-4.91	0.000
	匹配后	0.414	0.411	2.5		0.27	0.855
Board	匹配前	9.973	9.911	-2.1	87.5	-2.80	0.036
	匹配后	9.976	9.937	-0.6		-0.74	0.635

5. 研究结论与启示

本文基于 2015~2025 年我国 A 股上市企业相关数据，对新质生产力与企业 ESG 表现之间的关系以及二者相互作用机制开展实证检验，根据实证结果得出以下结论：首先，新质生产力可以显著提升企业 ESG 表现，即企业新质生产力水平的提升对改善企业 ESG 表现具有显著的正向推动作用。其次，数字化转型在新质生产力对企业 ESG 表现的影响中起到中介作用，企业在推进新质生产力发展的过程中，会持续深化数字化转型进程，数字化转型的深化能够增强企业的资源配置效率与治理能力，进而为提升企业 ESG 表现提供坚实有力的条件。最后，绿色创新在新质生产力对企业 ESG 表现的影响中同样起到中介作用，新质生产力的发展能够有效激发企业绿色创新活力，绿色创新产出的增加有助于企业实现环境绩效改善，从而推动 ESG 表现的整体提升。因此，基于上述结论，得到以下启示。

从政府层面看，政府要提高对新质生产力发展的关注度。由于企业培育新质生产力往往面临研发投入高、技术迭代快、转型成本大等风险，其出于短期利益考虑，往往缺乏足够动力主动进行新质生产力建设。因此，政府及相关监管部门需要精准出台科技创新补贴、数字化转型扶持、绿色信贷等激励政策，

同时推动企业稳步实现数字化与绿色化转型发展,强化对企业新质生产力培育全链条的实时监测与精准化指导,在关键环节提供针对性支持,激励企业加快新质生产力发展步伐。

从企业层面看,一方面,在当前高质量发展成为时代主题背景下,新质生产力是驱动企业可持续发展的核心动能,企业应充分认知新质生产力对提升 ESG 表现的重要意义,明确其在优化治理结构、强化环境责任及提升社会形象的综合影响,摒弃将新质生产力建设视为单纯成本投入的局限性观念。另一方面,企业需将数字化转型与绿色创新系统性地纳入战略核心,提升企业数字化治理与绿色创新认知水平,进而提升企业 ESG 表现;同时,深刻理解数字化转型与绿色创新实践对推动企业高质量发展的重要作用,持续优化企业整体发展路径。

基金项目

2025 年齐鲁理工学院校级项目《数字化转型对企业绿色技术创新的影响研究——基于资源编排理论视角》(项目编号: QIT25LSSK003)的研究成果、山东省高等学校哲学社会科学项目“环境规制约束下人工智能赋能山东传统产业升级机理与创新路径研究”(2025ZSYB180)、齐鲁理工学院科研计划项目(QIT25TP010)的阶段性研究成果。

参考文献

- [1] 尹立平, 汪阳昕, 巫强. 区域新质生产力能否改善企业 ESG 表现? [J/OL]. 经济与管理评论, 1-13. <https://link.cnki.net/urlid/37.1486.F.20260724.1021.002>, 2026-08-03.
- [2] 王晓红, 刘华军, 李进. 新质生产力、ESG 表现与企业高质量发展——来自制造业 A 股上市企业的实证检验[J]. 调研世界, 2025(6): 30-42.
- [3] 毛学松. 新质生产力、供应链韧性与企业 ESG 表现[J]. 统计与决策, 2025, 41(20): 160-164.
- [4] 苏剑, 李铃涵. 数字新质生产力对企业 ESG 表现的影响效应[J]. 统计与决策, 2024, 40(22): 166-171.
- [5] 刘光强. 新质生产力、耐心资本与 ESG 的深度融合发展[J]. 财会通讯, 2026(6): 17-27.
- [6] 马永军, 宋鹏飞, 刘微, 等. 数字化转型、新质生产力与企业 ESG 表现[J]. 会计之友, 2026(2): 119-127.
- [7] 王宇露, 袁晶, 高林. 三重挤压下传统制造企业数字化转型、新质生产力与 ESG 的整合框架及实证研究[J]. 科技管理研究, 2026, 46(11): 152-162.
- [8] 胡丹. 数字新质生产力对零售企业 ESG 表现的影响——基于投资者关注度的调节效应[J]. 商业经济研究, 2026(3): 169-172.
- [9] 唐文浩, 吴超. 绿色制造如何赋能企业新质生产力发展——来自绿色工厂评定的证据[J]. 经济问题, 2026(2): 80-89.
- [10] 赵国庆, 李俊廷. 企业数字化转型是否赋能企业新质生产力发展——基于中国上市企业的微观证据[J]. 产业经济评论, 2024(4): 23-34.
- [11] 肖土盛, 孙瑞琦, 袁淳, 等. 企业数字化转型、人力资本结构调整与劳动收入份额[J]. 管理世界, 2022, 38(12): 220-237.
- [12] 郭诚诚. 绿色金融政策对企业绿色创新的影响研究[J]. 经济体制改革, 2026(4): 168-176.
- [13] 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.
- [14] 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.