

数字化转型与绿色创新视角下的企业ESG表现 对新质生产力的影响机制研究

陈 煜, 吴诗音

浙江理工大学经济管理学院, 浙江 杭州

收稿日期: 2025年9月7日; 录用日期: 2025年9月26日; 发布日期: 2025年10月21日

摘 要

当前, 推动中国经济社会的高质量发展已成为焦点议题, 而新质生产力作为其关键驱动力备受瞩目。在此背景下, 企业环境、社会及公司治理(ESG)不仅被视为评估可持续发展水平的核心指标, 其对于新质生产力的助推效应亦成为研究热点。本研究以中国A股上市企业为分析对象, 使用双重中介效应模型, 评估ESG实践对新质生产力的具体影响机制。实证结果明确指出: 首先, 企业ESG绩效能够促进新质生产力的培育, 且该发现通过了严格的稳健性验证。其次, 中介机制分析显示, ESG通过提升企业数字化水平与促进绿色技术创新, 间接影响新质生产力的提高。最后, 异质性分析表明, ESG对新质生产力的促进效果在非高新技术及大型企业群体中更为显著。据此, 本文建议企业将ESG融入其战略布局, 从而培育持续创新能力; 同时, 建议监管机构建立奖惩结合的调控机制, 以共同促进新质生产力的培育与发展。

关键词

新质生产力, ESG表现, 数字化转型, 绿色创新

Research on the Impact Mechanism of Corporate ESG Performance on New Quality Productive Forces: From the Perspective of Digital Transformation and Green Innovation

Yu Chen, Shiyin Wu

Schools of Economics and Management, Zhejiang Sci-Tech University, Hangzhou ZheJiang

Received: September 7, 2025; accepted: September 26, 2025; published: October 21, 2025

文章引用: 陈煜, 吴诗音. 数字化转型与绿色创新视角下的企业 ESG 表现对新质生产力的影响机制研究[J]. 电子商务评论, 2025, 14(10): 1585-1597. DOI: 10.12677/ecl.2025.14103306

Abstract

Currently, promoting the high-quality development of China's economy and society has become a focal issue, with new quality productive forces gaining significant attention as a key driving force. In this context, corporate Environmental, Social, and Governance (ESG) is not only regarded as a core indicator for assessing sustainable development, but its boosting effect on new quality productive forces has also become a research hotspot. Using Chinese A-share listed companies as a sample, this study employs a dual mediation effect model to systematically evaluate the specific impact mechanism of ESG practices on new quality productive forces. The empirical results indicate the following: First, corporate ESG performance significantly promotes the cultivation of new quality productive forces, and this finding remains robust after rigorous testing. Second, the analysis of the mediation mechanism shows that ESG indirectly enhances new quality productive forces by promoting green technology innovation and improving the level of corporate digitalization. Finally, the heterogeneity analysis demonstrates that the promotional effect of ESG is particularly significant in non-high-tech industries and large-scale enterprises. Accordingly, this paper recommends that companies integrate ESG into their strategic layout to foster continuous innovation capabilities. Meanwhile, regulatory agencies should establish a control mechanism that combines incentives and penalties to jointly promote the development of new quality productive forces.

Keywords

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

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

随着中国经济迈向高质量发展阶段,“新质生产力”备受瞩目,而环境、社会与公司治理(ESG)则被视为评估企业可持续经营能力的核心框架。ESG 理念与“新质生产力”的内在诉求具有高度一致性,为企业对接国家宏观战略提供了指引。然而,当前研究对于企业层面的 ESG 活动如何影响“新质生产力”这一宏观战略的实证研究仍显不足。特别是 ESG 表现能否有效推动“新质生产力”的形成,以及两者之间的互动机制究竟为何?这些关键问题亟待系统性的解答。为此,本研究聚焦中国 A 股上市公司群体,探究企业 ESG 表现对新质生产力的影响。

本文将重点关注并回答以下核心问题:第一,企业 ESG 表现能否显著促进新质生产力的提升?第二,也是本文的核心问题,这一影响是通过何种机制实现的?具体而言,本文将构建并检验企业数字化转型和绿色技术创新的双重中介传导路径,以揭示 ESG 如何通过绿色化和数字化双路径来推动企业高质量发展的内在机制。

2. 理论分析与研究假设

2.1. 理论分析

ESG 作为评估企业可持续发展表现的综合性框架,其经济影响一直是关注的焦点。大量研究表明,企业良好的 ESG 表现能够带来很多回报。首先,优秀的 ESG 实践有助于企业提升品牌形象和声誉,获

得更高的企业市场价值[1]。其次, ESG 表现与企业生产效率和创新能力密切相关[2]。有研究发现, 企业主动承担 ESG 义务有助于提升全要素生产率(TFP), 进而促进高质量发展[3]。特别在环境维度上, 企业为响应环保要求而进行的改进或升级, 能催化其资源利用效率和绿色创新能力的提升[4]。然而, 关于 ESG 作用的讨论也存在争议。有观点担心企业在 ESG 领域的资金投入会挤占生产能力, 增加经营成本, 影响短期财务数据[5]。虽然分歧存在, 但普遍看法是, ESG 策略有助于企业规避相关的潜在风险, 增强抵御外部冲击的能力, 其长期回报会超越短期支出。

新质生产力是技术革命性突破、生产要素创新性配置以及产业深度转型共同作用的结果[6]。核心在于“新”与“质”, 具体表现为全要素生产率的增长, 体现了科技创新的主导地位, 并强调发展需转向绿色与可持续模式, 从而突显高质量增长[7]。

当前, 学术界的探讨集中于新质生产力的量化框架, 多停留在宏观尺度, 对企业层面的研究尚处于探索阶段。早期研究尝试使用全要素生产率(TFP)作为代理变量, 但其难以全面反映新质生产力的多维特性。近期, 研究开始转向建立更精细化的评价体系。例如, 宋佳等的研究提出了包含生产力三要素跃升并以技术创新为主导的指标体系去衡量企业新质生产力水平[8]。本文借鉴并采用了该研究的测算方法与数据, 以确保指标的科学性。

本文认为, 企业 ESG 实践依托绿色技术创新与数字化变革, 对培育新质生产力产生推动作用。依据利益相关者理论及信号理论, 企业主动实施 ESG 战略, 可以有效协调投资者、消费者及政府监管等多方利益诉求[9]。优秀的 ESG 绩效通过传递企业可持续经营的决心, 能提升认可度与声誉[10]。在此过程中, 企业会自发推动绿色技术创新, 成为企业履行社会责任的体现和构建核心竞争力的关键。实证研究也表明, 企业 ESG 表现与绿色专利产出之间存在正向关系[11]。

企业数字化转型是通过引进数字技术, 来实现从生产、管理和销售等全流程变革, 从而塑造新的商业模式与核心竞争力的过程[12]。根据利益相关者理论, 优异的 ESG 表现需要企业满足投资者、客户及监管机构对信息透明度和运营可持续性的复杂要求[9]。例如, 环境(E)维度需要精确监测碳排放, 社会(S)维度要求追踪供应链劳工状况, 而公司治理(G)维度则要求高效透明的内部控制。这些需求使得企业必须引入物联网、大数据分析、区块链等数字技术, 从而加速了数字化进程[13]。

2.2. 研究假设

基于上述理论分析, 本文提出以下研究假设:

H1: 企业 ESG 表现对新质生产力具有显著的正向促进作用。

H2: 绿色技术创新在企业 ESG 表现与新质生产力的关系中发挥中介作用。

H3: 数字化转型在企业 ESG 表现与新质生产力的关系中发挥中介作用。

3. 研究设计

3.1. 样本选择与数据来源

本文选取 2012 年至 2022 年中国沪深 A 股上市公司作为初始研究样本。数据主要来源于以下数据库:

- 1) 企业 ESG 评级数据: 采用国内权威的华证(Sino-Security) ESG 评级数据。
- 2) 企业财务及公司治理数据: 来源于国泰安(CSMAR)数据库。
- 3) 企业绿色专利数据: 来源于中国研究数据服务平台(CNRDS)的企业创新专利研究数据库。

为保证数据的准确性和研究的有效性, 本文对初始样本进行了如下筛选处理: (1) 剔除金融业的上市公司; (2) 剔除被 ST、*ST、PT 处理的上市公司; (3) 剔除在样本期内关键变量数据严重缺失的公司; (4) 为消除极端值对回归结果的潜在影响, 对所有连续变量在 1%和 99%分位上进行缩尾(Winsorize)处理。

3.2. 变量衡量

1) 被解释变量：新质生产力(NPro)

本文选取上市公司的年度新质生产力水平(NPro)作为被解释变量。该指标的构建参考了宋佳的研究[8]，并基于数据可获得性对评价指标进行调整，搭建了综合评价框架，具体的指标构成如表 1 所示，然后采用熵值法计算得出企业新质生产力综合指数。相关数据来自于国泰安 CSMAR 数据库。

Table 1. Comprehensive index of new quality productivity forces in enterprises
表 1. 企业新质生产力综合指数

一级指标	二级指标	三级指标	计算方法	权重/%
新质劳动者	员工素质	研发人员占比	$(\text{研发人员数}/\text{员工数量}) \times 100$	12.985
新质劳动者		高学历人员占比	$(\text{研究生以上人数}/\text{员工数量}) \times 100$	8.855
新质劳动者	管理层素质	高管绿色认知	$\ln(\text{年报中绿色发展关键词词频} + 1)$	6.32
新质劳动者		管理层海外背景	有高管具有海外背景取值为 1，否则为 0	6.617
新质劳动对象	生态环境	环境治理得分	华证 ESG 评级的 E 指标，9 个级别分别赋值 1~9	7.929
新质劳动对象	未来发展	固定资产占比	$(\text{固定资产}/\text{资产总额}) \times 100$	2.732
新质劳动对象	未来发展	资本积累率	$(\text{当年所有者权益增长额}/\text{年初所有者权益}) \times 100$	1.124
新质劳动资料	科技劳动资料	创新水平	$\ln(\text{专利授权数量} + 1)$	21.81
新质劳动资料	数字劳动资料	数字化程度	$\ln(\text{年报中数字化关键词词频} + 1)$	4.62
新质劳动资料		无形资产占比	$(\text{无形资产}/\text{资产总额}) \times 100$	4.1
新质劳动资料	绿色劳动资料	绿色技术水平	$\ln(\text{绿色专利授权数量} + 1)$	9.96
新质劳动资料		绿色专利占比	$(\text{绿色专利授权数量}/\text{专利授权数量}) \times 100$	12.95

2) 核心解释变量：ESG 表现(ESG)

本文参考相关文献[14]，以 A 股上市公司的 ESG 表现作为被解释变量，采用华证 ESG 评级结果，该评级企业的 ESG 表现分级为九档。为便于进行回归分析，本文对这九个等级依次编码为 1 至 9，编码值越高，企业 ESG 表现越突出。

3) 中介变量

绿色技术创新(GPA)：本文参考金缦的研究，采用企业年度绿色专利申请总量的对数值来衡量[15]。

企业数字化水平(dig)：本文参考吴非的研究，采用文本分析法衡量企业数字化水平[16]。

4) 控制变量

为控制其他可能影响企业新质生产力的因素，本文参考其他文献[3]，选取了一系列企业层面的控制变量：

企业规模(Size)：期末总资产加一后取自然对数。

企业年龄(age)：企业年龄加一后取对数。

盈利能力(ROA)：净利润与企业总资产之比。

营业成本(oc)：营业总成本加一后取对数。

股权性质(SOE)：若为国有企业则取 1，否则为 0。

股权独立性(indep)：第一大股东持股比率。

各变量的具体定义如表 2 所示。

Table 2. Variable definitions and descriptions
表 2. 变量定义与说明

变量类型	变量名称	变量界定
被解释变量	新质生产力水平(NPro)	参考宋佳等(2024)研究, 采用熵值法构建的综合指数
解释变量	ESG 表现(esg)	华证 ESG 评级, 赋值为 1~9
中介变量	企业数字化水平(dig)	参考吴非等(2021)研究, 基于年报文本分析的数字化关键词词频加 1 后取自然对数
	绿色专利申请总量(GPA)	企业年度绿色专利申请总量的对数值
控制变量	企业年龄(age)	企业年龄加一取对数
	资产(Size)	资产总计加一取对数
	资产净利润率(ROA)	净利润/企业总资产
	营业成本(oc)	营业总成本加一取对数
	股权性质(SOE)	国有企业取数 1, 其余为 0
	股权独立性(Indep)	第一大股东持股比例

3.3. 模型设定

3.3.1. 基准回归模型

为检验假设 H1, 即企业 ESG 表现对新质生产力的直接影响, 本文构建如下面板固定效应模型:

$$NQPF_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 ESG_{it} + \sum \alpha_k Controls_{it} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \tag{1}$$

其中, 下标 i 和 t 分别表示企业和年份; $NQPF_{it}$ 为被解释变量, 即企业新质生产力; ESG_{it} 为核心解释变量, 即企业 ESG 表现; $Controls_{it}$ 为一系列控制变量的集合; μ_i 为企业个体固定效应, 用以控制不随时间变化的个体特征; δ_t 为年份固定效应, 用以控制宏观经济冲击等时间趋势; ε_{it} 为随机扰动项。本文重点关注系数 α_1 的符号和显著性, 若 α_1 显著为正, 则假设 H1 得到验证。

3.3.2. 中介效应模型

为检验假设 H2 和 H3, 即绿色技术创新和数字化转型的中介作用, 本文使用中介效应检验两步法, 构建如下模型:

$$Mediator_{it} = \gamma_0 + a \cdot esg_{it} + \sum \gamma_k Controls_{it} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \tag{2}$$

其中, $Mediator_{it}$ 代表中介变量, 即绿色技术创新(GPA)或数字化水平(dig)。若系数 a 显著, 则表明中介路径存在。

4. 实证分析与结果

4.1. 描述性统计分析

表 3 展示了主要变量的描述性统计结果。被解释变量新质生产力水平(NPro)的均值为 13.688, 标准差为 7.275, 且最大值与最小值之间存在较大差距, 表明我国上市公司的新质生产力发展水平存在显著差异。核心解释变量 ESG 表现(esg)的均值为 4.132, 介于 1 到 8 之间, 说明样本企业的 ESG 整体表现处于中等水平, 仍有较大的提升空间。

4.2. 基准回归分析

为检验企业 ESG 表现对新质生产力的影响, 本文采用面板固定效应模型进行回归分析, 结果如表 4 所示。

Table 3. Descriptive statistical results
表 3. 基础指标描述性统计分析

名称	样本量	平均数	标准差	最小值	最大值
NPro	27,487	13.688	7.275	1.22	36.991
esg	27,487	4.132	1.038	1	8
age	27,487	2.95	0.314	1.386	4.205
Size	27,487	22.254	1.303	17.81	28.64
ROA	27,487	0.034	0.082	-2.12	0.786
oc	27,487	21.523	1.469	16.917	28.804
SOE	27,487	0.303	0.459	0	1
indep	27,487	33.279	14.662	1.84	89.99

Table 4. Benchmark regression results
表 4. 基准回归分析

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	NPro	NPro	NPro	NPro
esg	0.520*** (13.904)	0.534*** (15.020)	0.582*** (16.414)	0.556*** (15.683)
age		5.549*** (22.919)		-1.858** (-2.980)
Size		1.368*** (11.900)		1.019*** (8.738)
ROA		-2.763*** (-6.843)		-2.654*** (-6.599)
oc		-0.108 (-1.082)		0.061 (0.607)
SOE		-0.592** (-2.940)		-0.380 (-1.893)
indep		-0.015** (-2.850)		-0.015** (-2.872)
_cons	11.539*** (73.515)	-32.211*** (-23.055)	11.285*** (75.914)	-6.419** (-2.676)
控制变量	No	Yes	No	Yes
年份固定效应	No	No	Yes	Yes
行业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
n	27,487	27,487	27,487	27,487
R ²	0.676	0.711	0.712	0.715
F	193.313	432.119	269.413	73.483

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

表 4 列(1)至列(4)逐步加入了控制变量及年份固定效应。在最终的列(4)中，同时控制了企业个体和年份双重固定效应，并加入了所有控制变量。结果显示，核心解释变量 *esg* 的系数为 0.556，且在 1%的水平上显著为正。这表明，企业 ESG 表现与其新质生产力水平之间存在显著的正相关关系。这一结果有力地支持了本文的研究假设 H1，即良好的 ESG 表现能够有效促进企业新质生产力的发展。

4.3. 稳健性检验

为确保基准回归结果的可靠性，本文使用替换被解释变量及排除公共卫生事件期间样本的方法进行稳健性检验

4.3.1. 替换被解释变量

新质生产力的核心是全要素生产率(TFP)的大幅提升[3]。因此，本文采用 LP 法计算的企业全要素生产率(*tfp_lp*)作为新质生产力的替代衡量指标进行稳健性检验，结果如表 5 所示。

Table 5. Replace test results for explained variables
表 5. 替换被解释变量检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>tfp_lp</i>	<i>tfp_lp</i>	<i>tfp_lp</i>	<i>tfp_lp</i>
<i>esg</i>	0.026*** (7.202)	0.007*** (4.758)	0.029*** (9.460)	0.006*** (4.283)
<i>age</i>		0.075*** (7.965)		-0.199*** (-8.240)
<i>Size</i>		-0.194*** (-43.342)		-0.197*** (-43.577)
<i>ROA</i>		1.233*** (78.605)		1.235*** (79.171)
<i>oc</i>		0.892*** (228.838)		0.890*** (226.886)
<i>SOE</i>		-0.016* (-2.055)		-0.017* (-2.200)
<i>indep</i>		0.000 (1.301)		0.000 (1.223)
<i>_cons</i>	8.266*** (540.046)	-6.806*** (-125.348)	8.254*** (635.017)	-5.868*** (-63.066)
控制变量	No	Yes	No	Yes
年份固定效应	No	No	Yes	Yes
企业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>n</i>	27,487	27,487	27,487	27,487
<i>R</i> ²	0.848	0.978	0.891	0.979
<i>F</i>	51.870	20195.551	89.492	13812.450

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

在控制了所有变量和固定效应后(列 4), *esg* 的系数依然在 1%的水平上显著为正(0.006), 表明 ESG 表现对企业生产效率的提升作用是稳健的。这与基准回归的结论一致, 增强了研究结果的可信度。

4.3.2. 剔除公共卫生事件期间(2020~2022)样本

考虑到 2020 年至 2022 年发生的公共卫生事件对企业产生的负面影响, 本文选择剔除此时期数据后重新进行回归, 以检验结论稳健性。结果如表 6 所示。

Table 6. Exclude test results from the period 2020~2022
表 6. 剔除 2020~2022 年期间检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	NPro	NPro	NPro	NPro
<i>esg</i>	0.340*** (7.043)	0.397*** (8.634)	0.432*** (9.463)	0.415*** (9.055)
<i>age</i>		7.006*** (19.642)		-3.652*** (-4.188)
<i>Size</i>		1.329*** (8.915)		0.869*** (5.740)
<i>ROA</i>		-2.642*** (-4.877)		-2.393*** (-4.441)
<i>oc</i>		-0.207 (-1.574)		0.030 (0.230)
<i>SOE</i>		-0.246 (-0.740)		0.040 (0.122)
<i>indep</i>		-0.007 (-1.050)		-0.006 (-0.837)
<i>_cons</i>	11.511*** (57.362)	-33.483*** (-17.811)	11.133*** (58.646)	2.071 (0.637)
控制变量	No	Yes	No	Yes
年份固定效应	No	No	Yes	Yes
企业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>n</i>	17,039	17,039	17,039	17,039
<i>R</i> ²	0.689	0.722	0.725	0.727
<i>F</i>	49.603	244.457	89.544	27.463

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

剔除该期间样本后, *esg* 的系数在列(4)中为 0.415, 仍在 1%的水平上显著为正。表明 ESG 表现对新质生产力的促进作用并未遭受外部冲击的影响, 研究结论具有较强的稳健性。

4.3.3. 内生性检验

考虑到企业 ESG 表现与新质生产力之间可能存在反向因果或遗漏变量偏误等内生性问题, 本文采用核心解释变量 ESG 表现的滞后一期(*L.esg*)作为工具变量, 并使用两阶段最小二乘法(2SLS)进行回归。企

业上一期的 ESG 表现是当期 ESG 表现的强预测变量，满足相关性要求。另外其影响一般通过当期的 ESG 表现传导，满足外生性要求。

Table 7. Endogeneity test results
表 7. 内生性检验结果

变量	(1)	(2)
	esg	NPro
L.esg	0.2714*** (38.9063)	
esg		1.1403*** (7.1178)
age	0.2000*** (5.6511)	7.6505*** (29.0524)
Size	0.1230*** (5.1049)	0.6802*** (3.9804)
ROA	0.4925*** (6.4533)	-2.6285*** (-5.2078)
oc	-0.0083 (-0.4004)	0.0186 (0.1337)
SOE	0.0627 (1.5914)	-0.3050 (-1.0271)
indep	-0.0007 (-0.6326)	-0.0114 (-1.4540)
Observations	22,888	22,888
R-squared	0.569	0.085
年份固定效应	Yes	Yes
行业固定效应	Yes	Yes
Kleibergen-Paap Wald rk F	1340.24 [16.38]	
Kleibergen-Paap rk LM	611.46***	

*** p < 0.01, ** p < 0.05, * p < 0.1.

回归结果如表 7 所示，列(1)为第一阶段回归结果。工具变量 L.esg 的系数为 0.2714，在 1%的水平上显著，表明企业上一期的 ESG 表现对当期 ESG 表现有正向预测能力，满足相关性要求。此外，模型通过了识别不足检验(Kleibergen-Paap rk LM statistic = 611.46, p < 0.01)和弱工具变量检验(Kleibergen-Paap Wald rk F statistic = 1340.24)。F 统计量超过 Stock-Yogo 检验 10%偏误水平下的临界值，表明不存在弱工具变量的情况，所选工具变量更为有效。

列(2)为第二阶段的回归结果。在处理内生性问题后，核心解释变量 esg 的系数为 1.1403，在 1%的水平上显著。表明在排除内生性问题后，企业 ESG 表现对新质生产力的促进作用存在。综上，在考虑内生性问题后，本文的核心结论依旧成立。

4.4. 中介效应检验

前文的理论分析指出, ESG 表现可能通过促进绿色技术创新 和提高数字化水平来影响新质生产力。本节将对此进行实证检验, 结果见表 8。

Table 8. Mediating effect test results
表 8. 中介效应模型检验

变量	(1)	(2)	(3)
	Npro	GPA	dig
esg	0.556*** (15.683)	1.299*** (7.307)	0.013* (2.417)
age	-1.858** (-2.980)	37.339*** (11.945)	-0.332*** (-3.453)
Size	1.019*** (8.738)	5.349*** (9.150)	0.214*** (11.907)
ROA	-2.654*** (-6.599)	1.278 (0.634)	-0.088 (-1.418)
oc	0.061 (0.607)	-0.054 (-0.107)	0.071*** (4.559)
SOE	-0.380 (-1.893)	-1.210 (-1.202)	-0.075* (-2.411)
indep	-0.015** (-2.872)	0.076** (2.915)	-0.005*** (-6.199)
_cons	-6.419** (-2.676)	-226.350*** (-18.818)	-3.569*** (-9.647)
年份固定效应	Yes	Yes	Yes
企业固定效应	Yes	Yes	Yes
N	27,487	27,487	27,487
R ²	0.715	0.805	0.831
F	73.483	63.648	90.459

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

中介效应检验的第一步已在基准回归(表 8 列 1)中完成, 结果显示 ESG 对新质生产力的总效应显著为正。第二步检验 ESG 对中介变量的影响。

绿色技术创新路径: 表 8 列(3)以绿色技术创新(GPA)为被解释变量。结果显示, esg 的系数为 1.299, 且在 1%的水平上显著为正。说明企业 ESG 表现与其绿色创新活动正相关。该发现不仅符合 ESG 实践倒逼企业进行绿色转型、提升创新能力的理论预期[4], 也能够支持假设 H2。

数字化转型路径: 表 8 列(3)以企业数字化水平(dig)为被解释变量。结果显示, esg 的系数为 0.013, 且在 10%的水平上显著为正(t = 2.417)。该结果表明, 企业 ESG 表现越好, 其数字化转型水平也越高。验证了 ESG 实践能够通过满足利益相关者期望和内在战略需求, 推动企业进行数字化升级的理论预期[13]。

因此假设 H3 得到支持。

综上，中介效应检验结果表明，企业 ESG 表现不仅直接促进新质生产力，还通过促进绿色技术创新和加速企业数字化转型这两条路径间接促进新质生产力的发展。

4.5. 异质性分析

为进一步探究 ESG 对新质生产力影响的作用边界，本文从业权性质和企业规模两个维度进行异质性分析，结果如表 9 所示。

Table 9. Heterogeneity test results
表 9. 异质性分析检验结果

变量	高新技术产业	非高新技术产业	大规模企业	小规模企业
	(1)	(2)	(3)	(4)
	Npro	Npro	Npro	Npro
esg	0.442*** (6.740)	0.588*** (13.753)	0.682*** (12.781)	0.377*** (7.279)
age	-2.741* (-2.465)	-1.550* (-2.034)	-1.025 (-1.193)	-2.678** (-2.734)
Size	0.518* (2.366)	1.177*** (8.424)	0.927*** (5.206)	0.742*** (4.395)
ROA	-3.404*** (-4.227)	-2.393*** (-5.114)	-2.652*** (-3.491)	-2.606*** (-5.291)
oc	0.282 (1.472)	0.006 (0.050)	0.098 (0.638)	0.186 (1.300)
SOE	-0.269 (-0.748)	-0.438 (-1.792)	-0.487 (-1.573)	-0.209 (-0.757)
indep	-0.029** (-2.920)	-0.009 (-1.383)	-0.021** (-2.936)	0.001 (0.079)
_cons	3.831 (0.888)	-10.183*** (-3.469)	-7.980* (-2.293)	-0.392 (-0.107)
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
企业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
N	8225	19,262	13,744	13,743
R ²	0.704	0.722	0.734	0.722
F	14.746	57.372	40.213	20.169

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

4.5.1. 产业技术属性差异

本文将样本分为高新技术产业和非高新技术产业两个组别。结果显示，ESG 表现在非高新技术产业中的促进作用(系数 0.588)远超对高新技术产业的影响(系数 0.442)。可能的解释是，创新较多的高新技术

企业, 本身就具备更高新质生产力水平, ESG 带来的边际提升效应相对有限。而非高新技术产业将 ESG 战略作为绿色转型和创新升级的关键, 能够为其带来更显著的提升, 因此效果更突出。

4.5.2. 企业规模差异

本文按企业规模的中位数将样本分为大规模企业和小规模企业两组。结果显示, ESG 表现对两类企业的新质生产力均有显著促进作用。但对于大规模企业(系数 0.682)的促进作用远大于小规模企业(系数 0.377)。这可能是因为大型企业具备更雄厚的资源和完善的治理结构, 能更好地推进 ESG 战略的实践, 成效也更易获得市场的认可。

5. 结论与建议

5.1. 研究结论

本研究基于中国 A 股上市公司数据, 实证检验了企业 ESG 表现对新质生产力的影响。研究发现: 第一, 企业 ESG 表现能显著促进新质生产力的提升, 该结论在一系列稳健性检验后依然成立。第二, 机制分析表明, ESG 表现通过促进绿色技术创新和加速企业数字化转型两条路径赋能新质生产力。第三, 异质性分析揭示, ESG 的促进作用在非高新技术产业和大规模企业中更为显著。这表明, ESG 实践不仅是企业可持续发展的内在要求, 更是推动传统产业转型升级和大型企业发挥引领作用的重点。

5.2. 对策与建议

基于研究结论, 为更好发挥 ESG 在培育新质生产力中的作用, 本研究从政府、企业及市场层面提出如下建议:

政府应建立一套符合国际标准且适应国情的 ESG 综合评价框架, 完善强制披露规则, 有效减少评级争议。同时需实施分行业的支持策略, 推动传统行业实施绿色与智能化改造, 将企业 ESG 表现作为分配绿色信贷额度及税收优惠的参考依据, 激发创新潜能。还需出台激励政策, 鼓励企业将 ESG 目标与数字化战略融合, 对在利用数字技术实现碳减排、供应链可持续管理等方面优秀的企业给予政策补贴与支持。

在企业层面, 首先需将 ESG 理念纳入公司战略框架和治理结构, 可以构建由董事会负责的 ESG 管理机制, 并建立关键绩效指标与高级管理人员薪酬的联动体系。其次应推动可持续发展与数字化的协同发展, 将数字化工具应用于 ESG 数据管理、风险监控和绩效改进的全过程, 从而实现环境效益与运营效率的提高。

在市场层面, 投资者必须构建完备的 ESG 分析框架, 以便精准识别并投资于致力于高质量成长的先进企业。此外, 应强化机构投资者的能动性, 通过持股、提议和互动等机制, 促进企业提升 ESG 管理水平, 从而有力支持新质生产力的创新成长与显著跃升。

参考文献

- [1] 鞠晓生, 陆蓉, 卢荻. 企业 ESG 表现与全要素生产率[J]. 经济研究, 2023, 58(2): 117-134.
- [2] 周路路, 桂家欣, 赵曙明. 人工智能技术使用如何影响企业 ESG 责任表现?——来自 A 股上市公司的证据[J]. 经济与管理研究, 2025, 46(7): 43-57.
- [3] 郑宝红, 刘琦. 企业 ESG 责任履行对全要素生产率的影响——基于 2009-2021 年 A 股上市公司的实证研究[J]. 财会月刊, 2025(3): 140-151.
- [4] 张平淡, 陈诗一. 环境规制下中国工业绿色转型的创新类型选择[J]. 浙江大学学报(英文版), 2024, 58(1): 188-196.
- [5] 中国证券投资基金业协会. 可持续投资理论与实证[EB/OL]. <https://www.amac.org.cn/hyyj/esgtz/esgvj/202406/P020240603501973575775.pdf>, 2025-08-07.

-
- [6] 任保平, 豆渊博. 新质生产力: 文献综述与研究展望[J]. 经济与管理评论, 2024, 40(3): 5-16.
- [7] 王珏, 王荣基. 新质生产力: 指标构建与时空演进[J]. 西安财经大学学报, 2024, 37(1): 31-47.
- [8] 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.
- [9] Cheng, B., Ioannou, I. and Serafeim, G. (2013) Corporate Social Responsibility and Access to Finance. *Strategic Management Journal*, 35, 1-23. <https://doi.org/10.1002/smj.2131>
- [10] 薛龙, 张倩瑜, 李雪峰. 企业 ESG 表现与绿色技术创新[J]. 财会月刊, 2023, 44(8): 135-142.
- [11] Hong, M., Drakeford, B. and Zhang, K. (2020) The Impact of Mandatory CSR Disclosure on Green Innovation: Evidence from China. *Green Finance*, 2, 302-322. <https://doi.org/10.3934/gf.2020017>
- [12] 吴江, 陈婷, 龚艺巍, 等. 企业数字化转型理论框架和研究展望[J]. 管理学报, 2021, 18(12): 1871-1880.
- [13] 王应欢, 郭永祯. 企业数字化转型与 ESG 表现——基于中国上市企业的经验证据[J]. 财经研究, 2023, 49(9): 94-108.
- [14] 丁凡琳, 赵文杰. 新质生产力视域下企业 ESG 表现对城市绿色低碳发展的影响研究——来自中国 A 股上市公司的经验证据[J]. 厦门大学学报(哲学社会科学版), 2025, 75(4): 26-38.
- [15] 金缦, 张希良. ESG 表现、绿色技术创新与企业竞争力——基于中国制造业上市公司的实证研究[J]. 中国工业经济, 2023(11): 118-136.
- [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.