

数字经济背景下的ESG表现与企业绿色技术创新

翟春璐

南京信息工程大学管理工程学院，江苏 南京

收稿日期：2025年12月30日；录用日期：2026年1月15日；发布日期：2026年1月27日

摘要

本文立足于数字经济深度发展的宏观背景，探讨ESG表现对企业绿色技术创新的影响。实现“双碳”目标要求企业从根本上转变发展模式，ESG为企业践行可持续发展提供了综合的管理框架，而绿色技术创新则是实现环境效益与长期竞争力突破的关键路径。在数字化转型不断深化的情境下，二者结合研究对于理解企业如何通过具体行动响应战略转型具有核心意义。本文以2009~2023年中国A股上市公司为样本，实证检验ESG表现对企业绿色技术创新的影响，并重点探究企业声誉和研发投入在其中的作用机制。研究发现：(1) 良好的ESG表现能够显著促进企业绿色技术创新；(2) 企业声誉与研发投入在二者间均发挥显著的部分中介作用，揭示了“外部资源获取”与“内部资源转化”的关键传导路径；(3) 数字化转型可强化二者关系且该效应在非国有企业中更为显著。本文结论为理解数字经济时代ESG表现的经济后果提供了机制性依据，并对引导企业通过ESG实践驱动绿色创新及相关部门实施分类治理具有启示意义。

关键词

ESG表现，企业绿色技术创新，数字经济，企业声誉，研发投入

ESG Performance and Corporate Green Technology Innovation in the Context of Digital Economy

Chunlu Zhai

School of Management Science and Engineering, University of Information Science and Technology, Nanjing Jiangsu

Received: December 30, 2025; accepted: January 15, 2026; published: January 27, 2026

Abstract

Based on the macro background of the in-depth development of the digital economy, this study explores the impact of ESG performance on enterprises' green technology innovation. Achieving the "Dual Carbon" goals requires enterprises to fundamentally transform their development models. ESG provides a comprehensive management framework for enterprises to practice sustainable development, and green technology innovation is the key path to realizing environmental benefits and long-term competitiveness breakthroughs. In the context of the continuous deepening of digital transformation, the combined study of the two is of core significance for understanding how enterprises respond to strategic transformation through specific actions. This paper takes Chinese A-share listed companies from 2009 to 2023 as samples to empirically test the impact of ESG performance on enterprises' green technology innovation, and focuses on exploring the role mechanisms of enterprise reputation and R&D investment. The research findings are as follows: (1) Good ESG performance can significantly promote enterprises' green technology innovation; (2) Enterprise reputation and R&D investment both play significant partial mediating roles between the two, revealing the key transmission paths of "external resource acquisition" and "internal resource transformation"; (3) Digital transformation can strengthen the relationship between the two, and this effect is more significant in non-state-owned enterprises. The conclusions of this paper provide a mechanism-based basis for understanding the economic consequences of ESG performance in the digital economy era, and have implications for guiding enterprises to drive green innovation through ESG practices and for relevant departments to implement classified governance.

Keywords

ESG Performance, Corporate Green Technology Innovation, Digital Economy, Enterprise Reputation, R&D Investment

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

当前，全球正经历一场由数字经济引领的深刻变革。大数据、人工智能等数字技术的融合，在重塑产业竞争格局的同时，也普遍提升了市场对信息透明度与运营可持续性的期待。在这一新的宏观情境下，企业卓越的 ESG 表现，作为综合传递其长期价值与责任担当的关键信号能否以及如何驱动绿色技术创新，已成为关乎可持续竞争优势的核心战略议题。尤其是在数字化浪潮所推动的要素重组与效率提升的整体环境中，厘清 ESG 影响创新的内在路径，对于企业把握转型机遇具有突出的现实意义。

2. 文献综述理论分析与研究假设

2.1. 文献综述

良好的 ESG 表现已成为企业可持续发展的核心动力，受到学界广泛关注。现有研究多聚焦于 ESG 带来的经济后果，如提供非财务增量信息、增强盈余价值相关性[1]、稳定资本市场[2]。A 股市场中投资者具有明显的 ESG 责任持股偏好，ESG 表现良好的企业更易获得投资者的青睐[3]，并且机构投资者可以协助被投资企业提升 ESG 水平[4]。ESG 优势也可通过多重路径创造财务价值，如显著降低融资成本[5]、

更容易获得低利率、长期限的信用贷款[6]、降低股权资本成本[7]、提升企业绩效与降低破产风险[8]、提升投资效率[9]、提高消费者满意度[10]、获得利益相关者认可[11]，从而挖掘潜在现金流等。同时，ESG 表现亦通过披露企业在环境与社会责任方面的实践，有效缓解信息不对称[12]，传递负责任的企业形象[13]。尤其在数字平台与社交媒体成为重要信息渠道的当下，这种积极信号的传递变得更为广泛与迅捷，从而为企业获取创新所需的社会资源[14]，并最终影响其绿色创新绩效与技术突破。

为探究在数字经济不断塑造企业资源获取与组织运行方式的宏观背景下，良好的 ESG 表现通过何种具体的机制影响企业的绿色创新行为，本文以 2009~2023 年 A 股上市公司为样本，实证检验数字经济时代下 ESG 表现对绿色技术创新的作用机制。主要边际贡献体现在：一是考察了企业声誉与研发投入的中介作用，实证揭示了 ESG 表现驱动绿色技术创新的传导机制，为全面理解 ESG 的微观作用过程提供了更精细的理论框架，也为企业和投资者提供了明确的决策依据。二是研究发现，数字化转型发挥调节作用，且促进作用在非国有企业中更为显著，为监管部门实施差异化、精准化政策提供了参考。

2.2. 理论分析与研究假设

2.2.1. ESG 表现对企业绿色技术创新的影响

企业 ESG 表现作为衡量其可持续发展能力与非财务绩效的关键指标，对企业战略决策，尤其是绿色技术创新这类具有长远战略意义的投资行为，产生着深远影响。根据资源基础观理论，卓越的 ESG 表现因其兼具价值性、稀缺性与难以模仿的特征可被视为一种关键的战略性无形资源，从而为企业构建并维持可持续的竞争优势奠定基础。在数字经济蓬勃发展的当下，信息透明度提升与数据驱动决策成为趋势，这使得 ESG 作为一种高质量信号与信誉载体的资源属性更为凸显，其价值创造的基础也更为广泛。

具体而言，在环境维度，积极减排、节能降耗的企业不仅能获得政府的环保补贴、税收减免等直接资金支持，还能有效规避因环境违规所带来的罚款与运营限制，从而为绿色研发预留了更多资源与空间。数字技术的应用，正不断提升环境管理的精细化与合规效率，强化了环境绩效与运营韧性之间的关联[15]。在社会维度，履行社会责任、维护良好社区与员工关系的企业，能够塑造负责任的“企业公民”形象，这不仅能增强消费者对其绿色产品的认同与忠诚度，还能吸引并留住关注企业价值观的顶尖人才，为绿色创新提供智力资本。数字平台与社交媒体放大了企业社会声誉的传播效应与公众监督，使得卓越的社会表现能更快、更广地转化为外部认可。在治理维度，健全的董事会结构、透明的信息披露以及有效的风险管理框架，确保了企业战略决策不仅关注短期财务回报，更能着眼于长期价值创造，从而为绿色技术创新这类周期长、不确定性的活动提供了稳定的制度保障。

数字化转型也对公司治理提出了新要求并提供了新工具，进一步夯实了战略决策与长期投资的制度基础[15]。企业的本质是利益相关者通过契约关系构成的[16]，基于利益相关者理论，出色的 ESG 表现正是对政府、投资者、客户、社区等多元利益相关者期望的有效回应，能够赢得他们的支持，为企业创造一个宽松、友好的创新环境。数字经济的发展，实质上加速了利益相关者之间的信息流动与反馈循环，使得企业能更敏锐地感知期望，也使得利益相关方能更有效地评估企业的 ESG 承诺与行动，从而可能放大 ESG 表现所带来的支持效应。根据上述分析，本文提出了 H₁ 假设。

H₁: ESG 表现能够促进企业绿色技术创新。

2.2.2. 企业声誉的中介作用

企业良好的 ESG 表现作为一种具有高度可见性与可信度的积极信号，能够向投资者、客户、政府及社区等多元外部利益相关者持续传递其可持续发展能力、社会责任担当与卓越治理水平的综合信息。在数字经济时代，信息传播的广度、速度与互动性因数字平台与社交媒体而极大增强，这进一步提升了优

质 ESG 信号的触达效率与社会共鸣。这一信号传递过程逐步塑造并积累起企业的声誉资本，使其成为一种难以被竞争对手快速模仿或替代的战略性无形资源。ESG 表现综合反映了企业对多方利益的关注，其环境、社会责任与治理维度的协同实践，能有效构建利益相关者保护网络，从而在最大程度上提升并持续巩固企业声誉[17]。数字技术的应用使得 ESG 实践的过程与成果更易被记录、验证与传播，为声誉的积累提供了更为坚实和透明的证据基础。

声誉资本的积累为企业带来了多重结构性优势：其一，它显著增强了利益相关方的信任与长期认可，具体表现为能够以更低成本获取更稳定的融资渠道、赢得更优惠的信贷条件，并在政策支持、项目审批等方面获得更积极的政府倾斜，从而有效缓解绿色技术创新所面临的高投入、长周期资源约束。在日益数字化的金融与政务环境中，良好的声誉有助于企业在线上审批、数据征信等环节获得更高效率的认可。其二，它有力提升了企业在社会维度上的合法性与市场维度上的吸引力，这不仅有助于建立差异化的品牌形象，也能促使消费者、供应链伙伴及公众对其绿色产品与技术形成更高的接受度与认可度，从而为创新成果的市场化转化铺平道路。尤其在消费决策与品牌互动日益线上化的趋势下，基于 ESG 的声誉能够更直接地转化为市场影响力与客户忠诚度。

因此，声誉资本在 ESG 表现与绿色技术创新之间构建了关键桥梁，将非财务绩效转化为支撑可持续创新的实质性资源与市场优势。数字经济的发展，从整体上强化了“信号传递 - 声誉积累 - 资源获取”这一链条的运行效率和重要性。因此本文提出 H₂ 假设。

H₂: 企业声誉在 ESG 表现与企业绿色技术创新之间存在中介作用。

2.2.3. 研发投入的中介作用

企业卓越的 ESG 表现，本质上是其对长期可持续发展与负责任运营的深层战略承诺的体现。这一战略承诺并非停留于理念层面，而是会通过公司治理架构与内部决策机制，系统地转化为对绿色技术创新的实质性支持与资源倾斜。在数字化转型的背景下，数据驱动的决策模式与智能化的管理工具，有助于企业更精准地将宏观 ESG 战略目标分解为具体的研发预算与项目规划，提升了战略承诺向资源配置转化的效率与透明度。

具体而言，将高标准的环境与社会目标纳入企业核心战略，意味着管理层会在投资决策与预算分配中赋予绿色议题更高的优先级，从而主动引导内部的财务资源与人力资源向绿色研发活动集中。数字技术的应用，降低了跨部门资源协调与项目管理的成本，为这种战略性的资源集中与倾斜提供了技术便利[18]。这一战略导向直接体现为研发投入的显著增加，包括扩大研发团队规模、购置专用实验设备、加大对前瞻性绿色技术项目的资助力度等。这些增加的研发资源如同“燃料”，为绿色技术的概念探索、实验室研发、中试乃至产业化提供了不可或缺的物质基础与试错空间，从而有效提升企业在绿色工艺革新、绿色产品开发等领域的专利产出与创新绩效[19]。

数字化研发工具本身也在改变研发活动的形态与效率，但本文聚焦的核心机制是 ESG 承诺所驱动的战略性资源投入增加，这是创新活动的根本物质前提。因此，ESG 表现不仅能够直接激发企业的绿色创新意愿，更重要的是，它通过强化战略聚焦与资源配置这一核心内部传导机制，为绿色技术创新构筑了稳定、可持续的投入保障。在数字经济强调敏捷与创新的整体氛围中，建立这种稳定的、以可持续发展为导向的研发投入机制，对于企业的长期竞争力构建显得尤为重要。因此本文提出了 H₃ 假设。

H₃: 研发投入在 ESG 表现与企业绿色技术创新之间存在中介作用。

3. 研究设计

3.1. 数据来源与处理

本文以 2009~2023 年 A 股上市企业为样本，并为保证研究结论的稳健可靠，并遵循学术惯例，对样

本进行如下处理：(1) 剔除金融类行业以及 ST、ST*的企业数据；(2) 剔除关键变量存在严重缺失的观测值；(3) 对连续变量进行 1% 和 99% 分位数上的缩尾处理，最终共获得 34,840 个样本观测值。本文所使用的数据来源于 CSMAR 数据库、CNRDS 数据库和华证 ESG 评级数据，数据处理使用 Stata 16.0 完成。

3.2. 变量说明

3.2.1. 被解释变量

绿色技术创新(GTI): 考虑到专利数据的可获得性和滞后性，本文参考范丹等[20]的做法，采用绿色专利申请量来测度绿色技术创新水平，采用“加 1 取对数”的处理方式。

3.2.2. 解释变量

企业 ESG 表现(ESG): 本文选用华证 ESG 评级指数来衡量上市公司的 ESG 表现。华证 ESG 评级体系将企业的 ESG 表现从 AAA 级到 C 级分为 9 档，本文将 AAA~C 这 9 档由高到低分别赋值 9~1，由此得到所有样本企业 ESG 表现情况[21]。该指标数值越高，表示企业 ESG 表现越好。

3.2.3. 中介变量

企业声誉(CR): 本文使用媒体关注指标来衡量，以全部网络和报刊的正面报道数除以正面报道数与负面报道数之和的比值表示企业声誉[22] [23]。该值越大，表示声誉越高。

研发投入(RD): 考虑到数据可得性高，以及研发投入强度(研发支出与营业收入的比值)作为相对指标，它消除了企业规模的影响，使得不同资产和收入规模的企业之间的研发投入水平具有可比性，本文采用研发投入强度来衡量研发投入。

3.2.4. 控制变量

本文选取一系列控制变量，具体变量定义如下表 1 所示。

Table 1. Definition table

表 1. 变量定义表

变量类型	变量符号	变量名称	变量定义
被解释变量	GTI	绿色技术创新	绿色专利申请总量加 1 取对数
解释变量	ESG	ESG 表现	华证 ESG 评级
中介变量	CR	企业声誉	正面报道数/(正面报道数 + 负面报道数)
	RD	研发投入	研发支出/营业收入
控制变量	Size	企业规模	年末总资产的自然对数
	TobinQ	企业财富创造	总市值/总资产
	Capex	资本支出	购置固定、无形即长期资产的支出/总资产
	Intangible	无形资产占比	无形资产净额/总资产
	EM	权益乘数	年末总资产/年末所有者权益

3.3. 模型构建

首先为验证 ESG 表现对企业绿色技术创新的影响，构建如下基准回归模型：

$$GTI_{it} = \beta_0 + \beta_1 ESG + \beta_2 Controls_{it} + \lambda_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

随后，引入企业声誉(CR)、研发投入(RD)作为中介变量 M，借鉴温忠麟等[24]的研究，构建中介效应模型来验证作用机制。构造模型如下：

$$GTI_{it} = \beta_0 + \beta_1 ESG + \beta_2 Controls_{it} + \lambda_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$GTI_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 M + \gamma_2 ESG + \gamma_3 Controls + \lambda_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中： GTI 为绿色技术创新， ESG 为核心解释变量， λ_i 为个体固定效应， μ_t 为时间固定效应。

4. 实证研究与结果分析

4.1. 描述性统计分析

由表 2 的描述性统计分析结果可知：绿色技术创新(GTI)的均值为 2.879，标准差为 1.713，表明样本企业的绿色技术创新水平存在一定差。ESG 表现(ESG)的平均得分为 4.266，最小值为 1，最大值为 8，标准差为 0.952，反映出样本企业的 ESG 表现也存在较大差异。

Table 2. Descriptive statistics of each variable

表 2. 各变量描述性统计

VARIABLES	N	Mean	Median	SD	Min	Max
GTI	34,840	2.879	3.045	1.713	0.000	7.306
ESG	34,840	4.266	4.000	0.952	1.000	8.000
CR	34,840	0.613	0.629	0.143	0.000	1.000
RD	34,840	0.047	0.035	0.056	0.000	0.541
Size	34,840	22.196	21.976	1.282	19.415	26.452
TobinQ	34,840	1.982	1.608	1.208	0.795	17.676
Capex	34,840	0.051	0.037	0.047	-0.046	0.288
Seperation	34,840	0.045	0.000	0.071	-0.033	0.300
Intangible	34,840	0.045	0.032	0.049	0.000	0.343
EM	34,840	1.931	1.633	0.997	1.029	10.830

4.2. 相关性分析

由表 3 的相关性分析结果可知：所有变量之间的相关性数值小于 0.4，表明变量之间不存在严重的多重共线性问题。

Table 3. Person correlation coefficient matrix

表 3. 皮尔逊相关系数矩阵

	GTI	ESG	CR	RD	Size	TobinQ	Capex	Seperation	Intangible	EM
GTI	1									
ESG	0.138***	1								
CR	0.178***	0.148***	1							
RD	0.205***	0.057***	0.077***	1						
Size	0.342***	0.182***	0.118***	-0.232***	1					

续表

TobinQ	-0.061***	-0.044***	0.019***	0.237***	-0.311***	1			
Capex	0.027***	0.052***	0.077***	0.023***	-0.053***	0.019***	1		
Seperation	0.026***	-0.013***	0.026***	-0.056***	0.075***	-0.021***	-0.004	1	
Intangible	-0.004	-0.045***	-0.013*	-0.077***	0.085***	-0.040***	0.137***	0.005	1
EM	0.059***	-0.056***	-0.029***	-0.243***	0.461***	-0.222***	-0.087***	0.030***	0.005

注：***、**、*分别表示参数在1%、5%和10%的水平上显著，下同。

4.3. 基准回归分析

表4第(1)列和第(2)列分别为不加控制变量和加入控制变量后企业ESG表现对绿色技术创新的影响关系，由回归结果可知，企业ESG表现对绿色技术创新(GTI)的估计系数分别为0.250、0.104，均通过了1%置信水平的显著性检验，表明企业ESG表现对其绿色技术创新(GTI)存在显著的促进作用，由此，假设一得证。

Table 4. Regression analysis of ESG performance and corporate financial performance**表4.** ESG表现与企业绿色技术创新的回归结果

VARIABLES	(1)		(2)	
	GTI	GTI	GTI	GTI
ESG	0.250*** (0.010)		0.104*** (0.009)	
Size			0.533*** (0.008)	
TobinQ			0.056*** (0.007)	
Capex			1.443*** (0.183)	
Seperation			0.027 (0.120)	
Intangible			-1.377*** (0.178)	
EM			-0.188*** (0.010)	
_cons	1.817*** (0.042)		-9.159*** (0.170)	
N	34,840		34,840	
R ²	0.020		0.137	
个体固定效应	Yes		Yes	
年份固定效应	Yes		Yes	

4.4. 中介效应检验

表 5 为中介效应检验结果。列(1)为 ESG 表现与绿色技术创新的回归结果, 二者的相关系数为 0.104, 在 1% 的水平上显著。列(2)为 ESG 表现与企业声誉的回归结果, 二者的相关系数为 0.017, 在 1% 的水平上显著, 表明良好的 ESG 表现能够显著提升企业的外部声誉。列(3)为加入中介变量企业声誉(CR)后 ESG 表现与绿色技术创新的回归结果。ESG 表现对绿色技术创新(GTI)的系数为 0.080, 企业声誉(CR)对绿色技术创新(GTI)的系数为 1.446, 均通过了 1% 水平的显著性检验。这说明了企业声誉在 ESG 表现对绿色技术创新的影响中发挥了部分中介作用。因而假设二得证。

列(4)为 ESG 表现与研发投入的回归结果, 二者的相关系数为 0.004, 在 1% 的水平上显著, 说明践行 ESG 理念的企业更倾向于增加研发资金配置。列(5)为加入中介变量研发投入(RD)后 ESG 表现与绿色技术创新的回归结果。ESG 表现对绿色技术创新(GTI)的系数为 0.065, 企业声誉(CR)对绿色技术创新(GTI)的系数为 8.826, 均通过了 1% 水平的显著性检验。这表明研发投入是企业 ESG 表现驱动绿色技术创新的另一个关键中介渠道。因此假设三得证。

为验证中介机制结果的稳健性, 本文采用 Bootstrap 法进行检验。由表 5 可知, 在偏差校正后, 中介效应的 95% 置信区间分别为(0.0869, 0.1426)与(0.4083, 0.7255), 区间内均不包含 0, 可以认为企业声誉(CR)和研发投入(RD)的传导机制显著成立。

Table 5. Results of the mediation analysis

表 5. 中介效应检验结果

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	总效应	CR(a)	CR(b)	RD(a)	RD(b)
ESG	0.104*** (0.009)	0.017*** (0.001)	0.080*** (0.009)	0.004*** (0.000)	0.065*** (0.009)
CR			1.446*** (0.061)		
RD					8.826*** (0.155)
_cons	-9.159*** (0.170)	0.165*** (0.015)	-9.426*** (0.169)	0.148*** (0.006)	-10.464*** (0.164)
N	34,840	34,840	34,840	34,840	34,840
R ²	0.137	0.044	0.151	0.114	0.210
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
个体固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Bootstrap		(0.0869, 0.1426)			(0.4083, 0.7255)

该回归的 R² 在 0.044~0.210 之间, 这在以检验微观作用机制而非整体预测为目的的研究中是常见的。企业创新高度依赖于技术路径、行业异质性、管理层特质等诸多不可观测的随机因素, 致使单一模型难以捕捉其全部变异。该研究的核心在于控制相关因素后, 精确识别“企业声誉和研发投入是否在 ESG 表现与绿色技术创新关系中发挥中介作用”这一理论假设。结果的估计系数显著且符号符合理论预期, 从

而为中介效应提供了聚焦且可靠的证据。

4.5. 调节效应检验

为研究数字经济背景下，ESG 表现对企业绿色技术创新的影响效果，本文参考吴非[25]的做法，采用文本分析法，基于上市公司年报，通过机器学习识别数字化转型特征词并计算其词频，构建数字化转型指标 DIG 及其与解释变量的交互项(ESG*DIG)，对模型进行调节效应检验。检验结果如表 6 所示：交互项在 1% 的水平显著为正，分析得到验证。

Table 6. Results of the moderation analysis
表 6. 调节效应检验结果

VARIABLES	GTI
ESG	0.284*** (0.009)
ESG*DIG	0.002*** (0.000)
_cons	1.550*** (0.036)
N	34,840
R ²	0.208
Controls	Yes
个体固定效应	Yes
年份固定效应	Yes

4.6. 异质性检验

Table 7. Regression results for heterogeneity tests
表 7. 异质性检验的回归结果

VARIABLES	(1)	(2)
	国有企业	非国有企业
ESG	0.036** (0.018)	0.131*** (0.010)
_cons	-13.295*** (0.322)	-10.353*** (0.216)
N	11,440	23,400
R ²	0.200	0.150
Controls	Yes	Yes
个体固定效应	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes

本文通过分组回归进行异质性分析：将全样本划分为国有企业与非国有企业两个子样本，分别考察 ESG 表现对绿色技术创新的差异化影响。

表 7 分组回归结果显示，ESG 表现对绿色技术创新的影响存在显著的产权性质差异。在国有企业组中，ESG 的估计系数为 0.036，在 5% 的水平上显著；而在非国有企业中，ESG 的系数为 0.131，且在 1% 的水平上显著。这表明，相较于国有企业，非国有企业的 ESG 表现对其绿色技术创新的促进作用更为强劲。这可能是因为二者创新行为的“时滞性”差异，国有企业因其战略定位与考核周期，可能更倾向于开展周期长、基础性的绿色技术研发，其 ESG 投资的创新成效需要更长时间方能充分显现；而非国有企业的创新活动则可能更具市场敏捷性，成果转化更快。同时，在充分竞争的市场情境下，非国有企业基于明确的效率导向，能将 ESG 实践所带来的声誉资本与合法性优势更敏捷、高效地转化为绿色技术创新动力。

4.7. 稳健性检验

为确保研究结论的稳健可靠，进行了如下一系列检验。

4.7.1. 替换被解释变量

采用绿色专利授予量加 1 取自然对数(Patent)来重新度量企业 ESG 表现。对样本进行重新回归。表 8 第(1)列结果显示，ESG 的估计系数为 0.085，仍在 1% 的置信水平下显著。表明在更换被解释变量指标后，企业 ESG 表现对绿色技术创新依然存在显著的正向影响。

Table 8. Regression results for robustness tests

表 8. 稳健性检验的回归结果

VARIABLES	(1)	(2)	(3)
	Patent	GTI	GTI
ESG	0.085*** (0.009)		0.149*** (0.020)
L_ESG		0.082*** (0.010)	
_cons	-8.570*** (0.163)	-9.234*** (0.183)	-8.475*** (0.231)
N	34,840	30,444	25,758
R ²	0.131	0.137	0.100
Controls	Yes	Yes	Yes
个体固定效应	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes
ATT			0.138*** (0.021)
ATT T-stat			

4.7.2. 滞后一期解释变量

为缓解潜在的反向因果问题，本文将解释变量滞后一期重新估计模型。表 8 中和第(2)列结果显示，L_ESG 的系数为 0.082，且在 1% 的置信水平下显著，表明即使在考虑时间滞后效应后，企业 ESG 表现对

绿色技术创新的促进作用仍然稳健存在。

4.7.3. PSM 倾向得分匹配

本文采用 PSM 倾向得分匹配的“K 近邻匹配”来进行稳健性检验，K 取 1，即采用一对一近邻匹配。为满足共同支持假设，提出实验组和对照组无交集范围样本。借鉴潘海英等[26]、陈玲芳和于海楠[27]的做法，以企业 ESG 表现的中位数作为临界值构造实验组和对照组，大于临界值的赋值为 1，小于临界值的赋值为 0，并以本文的控制变量作为协变量进行匹配。为保证匹配后样本具有平衡性，对匹配后样本进行平衡性检验。检验结果如表 9 所示。

Table 9. Results of balance tests (PSM)

表 9. PSM 平衡性检验结果

变量名	均值		标准化偏差(%)	降低率(%)	T 检验	
	处理组	控制组			t	p > t
Size	Unmatched matched	22.439 22.249	22.036 22.273	31.1 -1.9	94.0	29.01 -1.59
						0.000 0.112
TobinQ	Unmatched matched	1.937 1.953	2.011 1.935	-6.1 1.5	76.3	-5.58 1.20
						0.000 0.231
Capex	Unmatched matched	0.052 0.051	0.050 0.052	5.1 -1.7	66.5	4.61 -1.35
						0.000 0.178
Seperation	Unmatched matched	0.044 0.045	0.046 0.044	-2.6 0.8	67.5	-2.34 0.67
						0.019 0.501
Intangible	Unmatched matched	0.042 0.043	0.046 0.042	-7.8 1.1	85.5	0.96 -8.17
						0.336 0.000
EM	Unmatched matched	1.877 1.858	1.966 1.863	-9.1 -0.5	94.0	-0.50 0.617

表 9 匹配后的平衡性检验表明，所有协变量的标准化偏差绝对值均符合小于 10% 的标准，说明样本匹配是有效的。

在平衡性检验后，对匹配后的结果进行重新回归。表 8 中第(3)列结果显示，ESG 的系数为 0.149，在 1% 水平上显著。平均处理效应(ATT)为 0.138，同样在 1% 水平上显著，意味着 ESG 表现平均提升了约 14% 的创新水平。

5. 研究结论与建议

5.1. 研究结论

在数字经济与可持续发展深度融合的时代背景下，绿色技术创新已成为不可或缺的战略路径。ESG 体系将企业的环境、社会与治理责任整合为统一的战略框架，在推动绿色转型、激励创新和优化资源配置方面发挥着关键作用。本文研究发现 ESG 表现对企业绿色技术创新具有显著促进作用，企业声誉与研发投入在其中发挥中介作用，数字时代放大了信号传播与资源调度的效率，使得这两条路径的传导过程更为显著高效，数字化转型强化了二者关系，并且 ESG 表现对绿色技术创新的正向促进作用在非国有企业中的作用更为强烈。

5.2. 启示与建议

基于本研究结论,为最大化发挥ESG表现对企业绿色技术创新的驱动效能,具体建议如下:第一,构建“战略引领-政策激励-市场认可”三位一体的协同体系。企业需将绿色技术创新深度融入ESG战略核心,建立目标协同、资源保障与考核挂钩的内生机制;政府应创新政策工具,将收税优惠、专项补贴等激励措施与企业的绿色专利产出等实质性创新成果紧密捆绑,形成精准导向。在这一过程中,积极利用数字技术提升企业ESG信息披露的质量与可比性、增强政策执行的精准度以及市场信息传递的效率。第二,推动外部资源导入与内部资源保障的联动。企业应主动构建并传播其负责人创新者形象,通过系统披露ESG与绿色创新绩效,吸引绿色偏好型资本和战略伙伴,将声誉资本切实转化为创新资源。内部建立与ESG绩效联动的研发预算动态调整机制,确保长期、稳定的资源投入。在外部支持上,积极发展如可持续发展挂钩贷款等创新金融工具,将融资成本与ESG及创新产出目标挂钩,以市场化手段降低企业的绿色研发门槛与风险,筑牢从ESG承诺到创新产出的资源基石。第三,政策设计遵循差异化引导的原则。对于创新转化更为敏捷的非国有企业,应重点强化市场化激励,完善绿色信贷、税收优惠等ESG投融资对接机制,激发其将ESG优势快速转化为市场竞争力的内生动力。对于具备战略支撑作用的国有企业,则应优化长期考核,将基础性绿色技术研发纳入绩效评价,并匹配稳定的研究资源,以充分发挥其在长周期、重大绿色创新中的引领作用。在数字经济时代,相关政策工具的设计与实施可借助数字化手段,实现对不同产权性质企业的更精准服务,从而提升差异化引导的效能。

参考文献

- [1] 武鹏,杨科,蒋峻松,等.企业ESG表现会影响盈余价值相关性吗? [J]. 财经研究, 2023, 49(6): 137-152, 169.
- [2] 帅正华.中国上市公司ESG表现与资本市场稳定[J]. 南方金融, 2022(10): 47-62.
- [3] 周方召,潘婉颖,付辉.上市公司ESG责任表现与机构投资者持股偏好——来自中国A股上市公司的经验证据[J]. 科学决策, 2020(11): 15-41.
- [4] Pedersen, L.H., Fitzgibbons, S. and Pomorski, L. (2021) Responsible Investing: The ESG-Efficient Frontier. *Journal of Financial Economics*, **142**, 572-597. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2020.11.001>
- [5] 邱牧远,殷红.生态文明建设背景下企业ESG表现与融资成本[J]. 数量经济技术经济研究, 2019, 36(3): 108-123.
- [6] Goss, A. and Roberts, G.S. (2011) The Impact of Corporate Social Responsibility on the Cost of Bank Loans. *Journal of Banking & Finance*, **35**, 1794-1810. <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2010.12.002>
- [7] Crifo, P., Forget, V.D. and Teyssier, S. (2015) The Price of Environmental, Social and Governance Practice Disclosure: An Experiment with Professional Private Equity Investors. *Journal of Corporate Finance*, **30**, 168-194. <https://doi.org/10.1016/j.jcorpfin.2014.12.006>
- [8] 李增福,陈嘉滢.企业ESG表现与短债长用[J]. 数量经济技术经济研究, 2023, 40(12): 152-171.
- [9] 高杰英,褚冬晓,廉永辉,等.ESG表现能改善企业投资效率吗? [J]. 证券市场导报, 2021(11): 24-34, 72.
- [10] 胡亚敏,李建强,苗连琦.企业社会责任如何作用于企业价值——基于消费者认知角度的考量[J]. 宏观经济研究, 2016(12): 132-144.
- [11] 王琳璘,廉永辉,董捷.ESG表现对企业价值的影响机制研究[J]. 证券市场导报, 2022(5): 23-34.
- [12] 王治,彭百川.企业ESG表现对创新绩效的影响[J]. 统计与决策, 2022, 38(24): 164-168.
- [13] 肖小虹,潘也,王站杰.企业履行社会责任促进了企业绿色创新吗? [J]. 经济经纬, 2021, 38(3): 114-123.
- [14] 李慧云,刘倩颖,李舒怡,等.环境、社会及治理信息披露与企业绿色创新绩效[J]. 统计研究, 2022, 39(12): 38-54.
- [15] 孙皓,霍爽,陈国阳.数字经济发展的绿色技术创新效应研究[J/OL]. 价格理论与实践: 1-7. <https://doi.org/10.19851/j.cnki.CN11-1010/F.2025.09.364>, 2025-12-24.
- [16] Coase, R.H. (2013) The Problem of Social Cost. *The Journal of Law and Economics*, **56**, 837-877. <https://doi.org/10.1086/674872>

-
- [17] 孙慧, 祝树森, 张贤峰. ESG 表现、公司透明度与企业声誉[J]. 软科学, 2023, 37(12): 115-121.
 - [18] 李泽明. 数字经济对企业绿色技术创新的影响——基于融资成本和碳减排约束的中介效应[J]. 统计与决策, 2025, 41(20): 29-34.
 - [19] 李青爽, 李日昱, 刘笑彤, 等. ESG 履责、研发投入与企业新质生产力[J]. 会计之友, 2025(S2): 75-82.
<https://link.cnki.net/urlid/14.1063.F.20251215.1447.016>
 - [20] 范丹, 孙晓婷. 环境规制、绿色技术创新与绿色经济增长[J]. 中国人口·资源与环境, 2020, 30(6): 105-115.
 - [21] 方先明, 胡丁. 企业 ESG 表现与创新——来自 A 股上市公司的证据[J]. 经济研究, 2023, 58(2): 91-106.
 - [22] Deephouse, L.D. (2000) Media Reputation as a Strategic Resource: An Integration of Mass Communication and Resource-Based Theories. *Journal of Management*, **26**, 1091-1112.
 - [23] 韩晓宇, 张兆国. 名人董事长会影响审计收费吗[J]. 会计研究, 2021(11): 178-192.
 - [24] 温忠麟, 张雷, 侯杰泰, 等. 中介效应检验程序及其应用[J]. 心理学报, 2004, 36(5): 614-620.
 - [25] 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.
 - [26] 潘海英, 朱忆丹, 新夫. ESG 表现与企业金融化——内外监管双“管”齐下的调节效应[J]. 南京审计大学学报, 2022, 19(2): 60-69.
 - [27] 陈玲芳, 于海楠. ESG 表现、融资约束与企业绩效[J]. 会计之友, 2022(22): 24-30.