ESG实践如何驱动绿色技术创新？

——来自中国制造业上市公司的经验证据

王艳格，王会龙

（绍兴理工学院经济与管理学院，绍兴 312000）

摘要：在生态文明建设与“双碳”目标双重战略背景下，绿色技术创新已成为推动制造业可持续发展的重要引擎。基于2012—2023年A股制造业上市公司面板数据，深入探讨了企业ESG表现驱动绿色技术创新的路径及内在机制。研究发现：企业ESG表现对绿色技术创新有显著的促进作用，经过一系列稳健性检验后仍成立；ESG表现通过优化高管激励机制（包括薪酬激励和晋升激励）这一中介路径驱动绿色技术创新；数字金融发展水平在ESG表现与绿色技术创新的正相关关系中具有显著的正向调节效应；异质性分析发现，上述促进作用在国有企业和规模较大企业样本中更为凸显。不仅拓展了ESG经济后果的研究维度，还为政策制定者完善绿色创新体系和企业构建ESG治理机制提供了经验证据。建议企业构建ESG导向的创新激励机制、实施差异化的ESG提升策略、完善ESG信息披露制度体系，充分发挥ESG实践对绿色技术创新的促进作用。

关键词：ESG表现；绿色技术创新；高管激励；数字金融

中图分类号：F272.3 **文献标志码：**A **文章编号：**1671－1807(2026)06－0123－11

近年来，中国经济的快速增长伴随着高排放、低效率的粗放发展模式，导致环境成本激增，生态可持续性面临严峻挑战[1]。在此背景下，推动发展方式绿色转型、构建人与自然和谐共生的现代化格局已成为社会共识[2]。2020年“双碳”目标的提出以及党的二十大关于“推进生态优先、推动绿色发展”的战略部署，进一步凸显绿色转型在国家发展全局中的核心地位。作为经济活动的微观主体，企业能否顺应绿色发展要求，通过技术创新优化生产方式，将直接影响经济高质量发展的进程。

然而，企业绿色转型面临投资周期长、风险高、短期收益不确定等现实约束，导致绿色投资激励不足。在此情境下，绿色技术创新（green technology innovation，GTI）因其能够兼顾生态效益与经济效益的双重目标[3]，成为破解企业绿色转型困境的关键路径。绿色技术创新不仅能够降低资源消耗、减少污染排放，还能通过技术升级重塑企业竞争优势，但其发展亟须有效的市场机制予以支撑。ESG（environment，social and governance）评级体系通过量化企业可持续发展绩效，发挥外部监督与市场激励的双重功能[4]，在缓解信息不对称、优化资源配置、降低融资成本等方面具有独特优势，可能为绿色技术创新提供关键的制度保障和资源支持。

基于上述现实与理论背景，本文聚焦制造业上市公司，系统考察ESG表现对绿色技术创新的驱动机制，不仅有助于揭示ESG影响企业绿色创新的内在路径，还能为政策制定者完善绿色创新体系、企业优化ESG治理实践提供科学依据，同时，对推动“双碳”目标下的经济高质量发展具有一定的借鉴意义。

1 文献综述

1.1 关于企业ESG表现的研究

自联合国于2004年正式提出ESG概念以来，这一衡量企业可持续发展和社会责任的关键指标体系在学术界和实务界引发了持续关注。现有研究主要围绕ESG表现的经济价值创造和风险缓释两大功能展开深入探讨。在经济价值创造方面，良好的ESG表现有助于降低企业的债务融资成本[5]，

收稿日期：2025-11-05

基金项目：绍兴文理学院元培学院2024年度院级科研项目（KY2024Q01）；浙江省社科规划“党的二十大和省委十五届二次全会精神研究阐释”专项课题（2023053）

作者简介：王艳格（1993—），女，河南洛阳人，硕士，助教，研究方向为企业创新与公司治理；王会龙（1979—），男，浙江绍兴人，硕士，教授，研究方向为技术创新与创业管理。

提升企业绩效及企业创新水平[6]，提高企业绿色创新绩效[7]，促进企业市场价值的提升[8]。此外，通过研究中国股票市场发现，ESG表现越好的企业股票流动性越高[9]，股价更具有弹性[10]。在风险控制维度，ESG表现展现出显著的公司治理效应。毕金玲等[11]发现ESG评级表现越好的公司，其违规行为发生的概率越低；王晶晶和杨亚楠[12]认为ESG表现能够显著降低企业的债务违约风险；林炳洪和李秉祥[13]发现ESG责任履行能够纾解企业经营困境。

1.2 关于绿色技术创新的研究

绿色技术创新是以实现综合效益最大化为目标，致力于环境质量提升和经济发展的技术创新，最终实现经济效益、社会效益和环境效益的统一[14]。现有文献对绿色技术创新的影响因素研究主要从宏观和微观两个层面展开。在宏观环境层面，叶显等[15]论证了金融稳定性对绿色技术创新的基础性作用；阳镇等[16]创新性地构建了城市绿色发展关注度指标，揭示了地方政府环境治理压力对企业绿色创新的传导机制。数字技术革命的影响同样不容忽视，杨鹏和孙伟增[17]发现数字化工具显著提升了企业的知识整合效率，为绿色创新质量提升提供了技术赋能。在微观企业层面，李新安[18]验证了研发补贴政策对绿色技术创新的激励效果；肖小虹等[19]认为企业社会责任的履行能够通过减少信息不对称吸引社会资本，进而有利于企业绿色技术创新；李鑫等[20]认为企业数字化转型能够促进绿色技术创新，影响机制主要有优化人力资本结构、降低信息不对称和改善公司治理水平。

1.3 ESG表现与绿色技术创新的研究

近年来，ESG表现与绿色技术创新的关联研究逐渐成为交叉研究热点。现有成果主要从资源获取和治理改善两条路径展开探讨：一方面，龙子午和张晓菲[7]揭示了ESG表现通过研发投入扩张和企业价值提升的双重中介机制；另一方面，薛龙等[21]强调了内部监督强化和信息透明度提高的关键作用。李井林等[22]整合性研究进一步丰富了这一领域的理论内涵，证实了环保投入、融资约束缓解和内部控制优化构成的链式传导机制。

通过对现有文献的系统梳理可以发现，学术界围绕企业ESG表现与绿色技术创新关系的研究正在不断深化与拓展。现有研究成果虽然已经取得了显著进展，但仍存在若干值得深入探讨的问题：首先，行业异质性分析不足，特别是制造业这一绿色创新主体的特异性研究明显缺乏；其次，影响路径研究尚处探索阶段，特别是数字金融等新兴因素的调节机制有待深入挖掘；最后，现有研究对制造企业异质性的考察尚不充分，特别是对产权性质、企业规模等变量的分析不足，难以支撑精准化的政策建议。

以上分析为本文研究提供了契机，本文研究可能的边际贡献在于：构建制造业ESG表现影响绿色技术创新的整合分析框架，弥补行业特异性研究的不足；引入数字金融和高管激励双重视角，丰富和完善了绿色技术创新影响因素的理论边界；基于企业产权性质和企业规模视角探究企业ESG表现对绿色技术创新的异质性问题，为差异化政策制定提供微观证据。

2 理论分析与研究假说

2.1 企业ESG表现与绿色技术创新

ESG表现作为企业在环境责任、社会义务和治理效能三个维度的综合体现，是评估企业长期价值创造能力与社会价值贡献的关键指标。企业在发展的过程中追求环境利益和经济利益，并不会损害企业的财务绩效，而是在保持经济利润的前提下，通过积极履行社会责任实现企业的可持续发展。

从企业环境表现来看，环保压力日益增强，企业应通过加大环境管理与环保投入积极承担环境责任。根据信号传递理论，企业积极履行环境责任有助于向政府及外部投资者传达积极信号[23]，满足利益相关方的环保诉求，获取政府以及投资者等重要利益相关方对企业实施绿色技术创新的资源和能力支持[24]，为企业进行绿色技术创新提供原生动力，同时也能为企业在绿色创新方面带来竞争优势，从而形成良性循环。从企业社会责任来看，企业通过履行社会责任可以帮助企业树立良好形象，获得更多识别与应对机遇和挑战的经验[25]，吸引来自投资者与债权人的资本资源，提升创新投入，为企业营造积极向上的创新氛围。此外，通过社会责任信息披露，能够提高企业信息透明度，为利益相关者提供更多的内部信息，缓解信息不对称问题，降低交易成本，有利于企业获取利益相关者各种绿色创新资源，从而推进企业绿色技术研发与创新进度。从公司治理表现来看，治理水平较好的企业，资源调配能力更强，治理变革效率更高[26]，能够有效降低高管短期机会主义倾向和自利行为，缓解两权分离下管理者由于风险规避倾向而存在的代理行为，促使高管做出符合企业长远利益的创新战略

决策,进而最大限度地实现利益相关者利益与公司利益的内在相容性[27],进而促进企业绿色技术创新水平的提升。

综上所述,良好的 ESG 表现通过信号传递和资源获取双重机制,有效降低信息不对称、提升企业声誉,从而为绿色技术创新提供必要的资金支持和风险缓冲,最终促进创新水平提升。基于以上分析,提出以下假设。

H1:企业 ESG 表现能够促进绿色技术创新。

2.2 高管激励的中介作用

高管作为企业战略决策的核心主体,其风险偏好与投资倾向直接影响企业绿色转型进程[28]。由于绿色技术创新具有高投入、长周期、强外部性等特征[29],高管在决策时往往面临短期业绩压力与长期价值创造的权衡,可能导致绿色创新投资不足。因此,如何通过有效激励机制优化高管决策,成为提升企业绿色技术创新水平的关键问题。

基于代理理论,高管的短期机会主义行为可能抑制企业长期创新投入。合理的薪酬激励能够从两方面缓解这一问题:一方面,合理的薪酬激励能够促使高管基于企业长期利益做出风险投资决策,即使企业短期内业绩表现不佳,董事会考虑到投资的风险性与效益的滞后性,不会轻易做出高管降薪处罚的决定,这在一定程度上能够消除高管实施创新战略的后顾之忧,激励高管进行更多的研发创新活动[30];另一方面,合理的薪酬激励可以作为对高管从事绿色技术创新项目的风险补偿,抑制高管在绿色技术创新战略制定过程中的短期机会主义行为和风险规避倾向[31],增加高管对创新战略的重视程度,有利于企业长期发展。锦标赛理论进一步指出,企业内部薪酬差距形成的竞争压力能够强化高管对长期目标的关注。高管团队内部薪酬差距可激发成员间的良性竞争[32],促使管理者通过推动绿色创新等长期战略来彰显个人能力,从而缓解股东与管理层之间的代理冲突。在 ESG 表现优异的企业中,高管通过主导绿色转型可积累“可持续发展领导者”声誉,这不仅增强其内部晋升竞争力,还可能拓展外部职业发展机会。

可见,ESG 实践通过优化高管激励机制,引导管理层聚焦长期价值创造,从而促进绿色创新活动的开展。一方面,通过合理的薪酬契约补偿创新风险,抑制高管短期行为;另一方面,借助薪酬差距形成的锦标赛效应和 ESG 实践带来的声誉资本,激发高管通过推动绿色创新来提升职业竞争力。基于以上分析,提出以下假设。

H2a:企业 ESG 表现通过提升高管薪酬激励水平,间接促进绿色技术创新;

H2b:企业 ESG 表现通过强化高管晋升激励程度,间接促进绿色技术创新。

2.3 数字金融的调节作用

企业的绿色技术创新活动风险高、资金需求量大,这使得企业在创新过程中普遍面临严峻的融资约束问题[33]。数字金融作为金融科技发展的产物,通过大数据、云计算等信息技术手段,有效突破传统金融服务的时空限制[34],为改善企业创新融资环境提供新的解决方案。但是,当企业面临的数字金融发展水平不一致时,企业 ESG 表现对绿色技术创新的作用可能有所差异。当数字金融发展水平较高时,外部金融环境和融资环境得到优化,金融机构可以依托强大的数字技术,合理准确的评估企业风险,挖掘更全面可靠的信息,与 ESG 表现良好的企业所反映出的企业环境、社会责任和公司治理信息形成良好的互补,帮助企业获得规模更大、期限更长、成本更低的外部融资,最大限度改善企业面临的融资约束,为技术创新活动的开展提供便利条件[35]。相反,当数字金融发展水平较低时,金融机构囿于自身技术、运营和管理模式,不能很好地甄别企业有效融资项目[36],ESG 表现良好企业释放的积极信息不能被金融机构及时获取,因此信息不对称依旧存在,进而无法从根源上改善企业融资约束,不利于企业绿色技术创新。基于以上分析,提出以下假设。

H3:数字金融发展水平在企业 ESG 表现与绿色技术创新的关系中发挥正向调节作用,即数字金融发展水平越高,ESG 表现对绿色技术创新的促进作用越显著。

3 研究设计

3.1 样本选择与数据来源

以 2012—2023 年中国 A 股制造业上市公司为研究对象,实证检验了 ESG 表现对绿色技术创新的影响机制。在样本筛选过程中,严格按照下面标准进行筛选:剔除 ST、*ST 和 PT 的公司样本;剔除指标严重缺失和数据异常的企业样本。所用绿色专利申请数据来自中国研究数据服务平台(China Research Data Services Platform,CNRDS),华证 ESG 评级数据来自 Wind 数据库,数字金融发展水平指标采用北京大学数字金融研究中心发布的“数字普惠金融指数”,其余财务数据均来自中国经济金融

研究数据库(China Stock Market & Accounting Research Database, CSMAR)数据库。

3.2　变量设计

3.2.1　被解释变量

绿色技术创新(GTI)。参考徐佳和崔静波[37]的做法,采用企业独立申请的绿色专利数量作为绿色技术创新的衡量指标,采用专利申请数据而非专利授权数据是因为专利申请流程耗时较长,专利申请数据比授权数据更具时效性,并且绿色专利申请数据能够较好地体现企业绿色创新活动的活跃程度。

3.2.2　解释变量

企业 ESG 表现(ESG)。采用华证 ESG 评级衡量企业 ESG 表现,该指数覆盖范围广,具有较高的可靠性和实用性,得到了业界与学术界的广泛认可。在 ESG 评级数据的处理上,参考王波和杨茂佳[38]的做法,将华证 ESG 评级从 C 至 AAA 九个级次按照从低到高赋 1～9 分,数值越大代表 ESG 表现越好。

3.2.3　中介变量

高管激励分为薪酬激励(Pay)和晋升激励(Gap)。参考刘孟飞和蒋维[39]的做法,采用前三名高管薪酬均值来表示高管薪酬激励,高用前三名高管薪酬均值减去员工薪酬均值表示管晋升激励。依据锦标赛理论,核心高管与普通员工之间的薪酬差距构成关键的晋升激励来源,该差距越大,则意味着赢得职位晋升的“锦标”回报越高,从而能够对高管行为产生显著的激励效应。

3.2.4　调节变量

数字金融(DIFI)。参考唐松等[35]的做法,采用北京大学数字金融研究中心与蚂蚁科技集团联合发布的《北京大学数字普惠金融指数》中的省级层面数据,作为数字金融发展水平的衡量指标。

3.2.5　控制变量

为了尽可能克服遗漏变量的影响,参考方先明和胡丁[29],选择的控制变量包括企业规模(Size)、资产负债率(Lev)、净资产收益率(Roe)、上市年龄(Age)、股权集中度(First1)、现金持有水平(Cash)、资本密集度(Capital)和所有权性质(State)。

综上所述,变量定义及详细说明如表 1 所示。

3.3　模型构建

为研究企业 ESG 表现与绿色技术创新的关系,参考王双进等[40]构建模型进行回归分析,以此来检验 H1。

$$GTI_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 ESG_{it} + \alpha_2 Controls_{it} + Year + Industry + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

为检验高管激励对企业 ESG 表现与绿色技术创新的中介作用,构建中介检验模型,验证 H2a 和 H2b。

$$Pay_{it} = \beta_0 + \beta_1 ESG_{it} + \beta_2 Controls_{it} + Year + Industry + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$GTI_{it} = \lambda_0 + \lambda_1 ESG_{it} + \lambda_2 Pay_{it} + \lambda_3 Controls_{it} + Year + Industry + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$Gap_{it} = \delta_0 + \delta_1 ESG_{it} + \delta_2 Controls_{it} + Year + Industry + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

$$GTI_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 ESG_{it} + \gamma_2 Gap_{it} + \gamma_3 Controlsit + Year + Industry + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

为考察数字金融对企业ESG表现与绿色技术

表 1　变量定义及说明

变量		变量符号	变量定义及说明
被解释变量	企业绿色技术创新	GTI	上市公司绿色发明专利和绿色实用新型专利独立申请数加 1 取对数
被解释变量	企业绿色技术创新	GTI	上市公司绿色发明专利和绿色实用新型专利独立申请数加 1 取对数
解释变量	企业 ESG 表现	ESG	依据华证 ESG 评级从 C 至 AAA 9 个级次,从低到高赋 1～9 分,数值越大代表 ESG 表现越好
	环境表现	Env	
	社会责任	Soc	
	公司治理	Gov	
中介变量	高管薪酬激励	Pay	前三名高管薪酬均值取对数
	高管晋升激励	Gap	前三名高管薪酬均值减去员工薪酬均值取对数
调节变量	数字金融	DIFI	北京大学数字普惠金融指数取对数
控制变量	企业规模	Size	企业年末总资产的自然对数
	资产负债率	Lev	负债合计/资产总计
	净资产收益率	Roe	净利润/股东权益的平均余额
	上市年龄	Age	上市公司上市年龄
	股权集中度	First1	第一大股东持股比例
	现金持有水平	Cash	年末现金等价物/总资产
	资本密集度	Capital	总资产/营业收入
	所有权性质	State	国有企业记为 1,非国有企业记为 0

创新关系的调节作用，构建调节效应检验模型，以此来检验 H3。

$$GTI_{it} = \xi_0 + \xi_1 ESG_{it} + \xi_2 DIFI_{it} + \xi_3 ESG_{it} \times DIFI_{it} + \xi_4 Controls_{it} + Year + Industry + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

式中：i 为企业；t 为时间；$Controls_{it}$ 为 i 企业 t 时期的控制变量；Year 为时间固定效应；Industry 为行业固定效应；α_0、β_0、λ_0、δ_0、γ_0、ξ_0 为常数项；α_1、α_2、β_1、β_2、λ_1、λ_2、δ_1、δ_2、γ_1、γ_2、γ_3、ξ_1、ξ_2、ξ_3、ξ_4 为相关系数；ESG×DIFI 为交互换；ε 为随机误差项。

4 实证结果分析

4.1 描述性统计结果

选取 2012—2023 年中国制造业上市公司数据作为研究样本，经严格筛选后最终获得 6 612 个有效观测值。表 2 报告了主要变量的描述性统计结果。被解释变量绿色技术创新（GTI）均值为 1.569，最大值 6.848 与最小值 0.693 之间的差距为 6.155，表明不同企业间的绿色技术创新水平存在显著异质性，整体创新效能有待进一步提升。解释变量 ESG 表现最大值为 8.000，最小值为 1.000，标准差 1.017，反映当前制造业企业在 ESG 实践方面存在较大差异。相较于高管薪酬水平（Pay），高管薪酬差距（Gap）的最大值和最小值之间存在较大差异，说明制造业企业较多采用差异化薪酬策略来强化高管激励。数字金融（DIFI）最大值 6.161，最小值 4.329，均值 5.771，说明省份间的数字金融水平有差异但并不明显。

4.2 基准回归结果

为确保模型估计结果的可靠性，在回归分析前进行了严格的计量检验。首先，对变量进行多重共线性检验，得到方差膨胀因子 VIF=1.43，该结果远远小于 10，说明变量之间不存在严重的多重共线性问题。其次，通过 Hausman 检验对面板数据模型的设定进行识别，得到 P 在 1%的水平上拒绝原假设。基于上述检验结果，最终选择固定效应模型进行参数估计，以确保模型设定的合理性和估计结果的有效性。

为了提高研究的可靠性和有效性，在基准回归模型中控制了企业层面特质及行业和年份固定效应，结果如表 3 所示。表 3 第（1）列显示 ESG 表现系数为 0.054，且在 1%的水平上显著，证实了良好的 ESG 表现能够显著提升制造业企业的绿色技术创新水平，这也验证了 H1。ESG 分维度检验结果表明，表 3 列（2）环境表现（Env）和列（3）社会责任（Soc）均显著促进了制造业企业绿色技术创新，列（4）公司治理责任（Gov）的促进作用未通过显著性检验。这一差异化的影响效应可能源于：在当前全球可持续发展议程加速推进的背景下，日趋严格的

表 2 描述性统计结果

变量	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
GTI	6 612	1.569	0.965	0.693	6.848
ESG	6 612	4.397	1.017	1.000	8.000
Pay	6 612	13.620	0.719	11.490	17.480
Gap	6 612	13.400	0.843	8.624	17.480
DIFI	6 612	5.771	0.348	4.329	6.161
Size	6 612	22.490	1.331	17.950	27.640
Lev	6 612	0.430	0.185	0.025	1.157
Roe	6 612	0.071	0.176	−7.220	1.467
Age	6 612	10.300	7.528	1.000	33.000
First1	6 612	0.331	0.143	0.019	0.852
Cash	6 612	0.157	0.116	0.003	0.837
Capital	6 612	2.106	3.708	0.140	271.100
State	6 612	0.330	0.470	0.000	1.000

表 3 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	GTI	GTI	GTI	GTI
ESG	0.054***			
	(3.44)			
Env		0.047***		
		(3.57)		
Soc			0.059***	
			(3.95)	
Gov				0.019
				(1.43)
Size	0.317***	0.315***	0.317***	0.328***
	(11.61)	(11.42)	(11.51)	(12.10)
Lev	0.377***	0.331***	0.359***	0.366***
	(3.09)	(2.73)	(2.95)	(2.99)
Roe	0.059	0.075	0.057	0.072
	(0.93)	(1.18)	(0.89)	(1.11)
Age	−0.014***	−0.015***	−0.014***	−0.015***
	(−3.81)	(−4.10)	(−3.81)	(−3.91)
First1	−0.237	−0.229	−0.236	−0.245
	(−1.53)	(−1.47)	(−1.53)	(−1.57)
Cash	0.743***	0.782***	0.749***	0.764***
	(4.50)	(4.71)	(4.55)	(4.55)
Capital	−0.006**	−0.006**	−0.006**	−0.007**
	(−2.10)	(−2.11)	(−2.12)	(−2.16)
State	0.046	0.054	0.046	0.046
	(0.77)	(0.90)	(0.76)	(0.75)
常数项	−6.630***	−6.428***	−6.640***	−6.729***
	(−11.41)	(−11.02)	(−11.38)	(−11.39)
观测值	6 612	6 612	6 612	6 612
R^2	0.235	0.235	0.235	0.232
Year	YES	YES	YES	YES
Industry	YES	YES	YES	YES

注：*、**、*** 分别表示 10%、5%、1%的显著性水平；括号内为 t 值。

环境规制和日益凸显的社会责任要求构成了企业绿色技术创新的重要外部驱动力，倒逼企业通过技术创新来应对环境合规压力和社会期望[41]；相较而言，公司治理作为企业内部制度安排，其影响更多体现在决策监督和风险控制层面，对技术创新的直接激励作用相对有限。这一发现为理解ESG不同维度对企业创新行为的差异化影响机制提供了新的经验证据。

4.3　稳健性检验

4.3.1　缩尾处理

为控制极端值对实证结果的潜在干扰，采用双边缩尾法对异常值进行处理，并在此基础上进行稳健性检验。表4列(1)汇报了在1%的水平上对所有变量进行双边缩尾后的回归结果，显示企业ESG表现在1%的显著性水平上促进绿色技术创新；表4列(2)展示了5%缩尾水平下的回归结果，企业ESG表现的系数依然在1%的水平上显著为正。经过不同缩尾水平的检验，研究结论仍与基准回归结果一致，表明本研究的研究发现具有较好的稳健性，不受极端观测值的显著影响。

表4　稳健性回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	GTI	GTI	Invent	GTI
ESG	0.053***	0.059***	0.062***	
	(3.34)	(3.60)	(3.65)	
SD_ESG				0.035***
				(3.36)
Size	0.305***	0.260***	0.323***	0.297***
	(11.70)	(11.98)	(11.30)	(10.07)
Lev	0.392***	0.442***	0.212	0.480***
	(3.10)	(3.65)	(1.64)	(3.79)
Roe	0.105	0.248	0.014	0.052
	(0.75)	(1.25)	(0.21)	(0.79)
Age	−0.014***	−0.012***	−0.012***	−0.016***
	(−3.78)	(−3.54)	(−3.05)	(−4.16)
First1	−0.210	−0.117	−0.320*	−0.240
	(−1.37)	(−0.79)	(−1.94)	(−1.49)
Cash	0.746***	0.743***	0.962***	0.805***
	(4.42)	(4.43)	(5.32)	(4.53)
Capital	−0.012	−0.010	−0.005	−0.005**
	(−0.74)	(−0.49)	(−1.48)	(−2.32)
State	0.051	0.063	0.125**	0.087
	(0.88)	(1.23)	(2.06)	(1.40)
常数项	−6.349***	−5.448***	−7.334***	−5.827***
	(−11.43)	(−11.73)	(−12.06)	(−9.41)
观测值	6 612	6 612	6 612	5 741
R^2	0.229	0.205	0.219	0.244
Year	YES	YES	YES	YES
Industry	YES	YES	YES	YES

注：*、**、***分别表示10%、5%、1%的显著性水平；括号内为t值。

4.3.2　替换被解释变量

考虑到发明专利具有更高的创新含量和技术价值[42]，能够更准确地反映企业的绿色技术创新能力，进一步以绿色发明专利的申请量(Invent)作为被解释变量进行稳健性检验。结果如表4列(3)所示，在替换被解释变量后，企业ESG表现的系数为0.062，且在1%的水平上显著促进绿色技术创新，这一结果与基准回归结论一致，进一步验证了企业ESG表现对绿色技术创新的促进作用具有稳健性。

4.3.3　替换解释变量

鉴于不同ESG评级机构在评价体系和方法上存在显著差异，可能导致对同一企业的ESG评估结果产生系统性偏差。为确保研究结论的稳健性，采用商道融绿ESG指数作为替代解释变量进行检验。需要说明的是，由于商道融绿自2015年才开始对沪深300成分股进行ESG评级，因此本部分检验的样本区间相应调整为2015—2023年。回归结果如表4列(4)所示，ESG表现的系数为0.035，且在1%的水平上显著，与前文的回归结果一致，进一步说明了前文的回归结果是稳健可靠的。

4.4　内生性检验

4.4.1　工具变量法

企业ESG表现与绿色技术创新之间可能因反向因果或自我选择偏误产生内生性问题，因此，参考洪攀和刘兴华[43]的做法，选取同年度同省份企业ESG表现的均值滞后一期作为工具变量，并运用两阶段最小二乘法(2SLS)进行估计。该工具变量通过区域性制度环境和市场条件等共同因素与个体企业ESG表现形成关联，满足相关性要求；由于省级层面的ESG均值反映的是宏观环境特征，不会直接影响企业微观层面的绿色技术创新决策，且滞后一期的设计有效避免了反向因果问题，从而满足排他性要求。工具变量回归结果如表5所示，在第一阶段回归中工具变量对企业ESG表现在1%的水平上显著为正，证实了工具变量的相关性。此外，弱工具变量检验的F统计量值为14.18，超过了临界值10，说明本文选取的工具变量具有足够的解释力，能够有效规避弱工具变量问题。在第二阶段回归中考虑了企业ESG表现可能产生的内生性问题后，企业ESG表现在5%的显著性水平上正向促进绿色技术创新，该结果表明前文的研究结论是稳健且可靠的。

4.4.2　倾向得分匹配法

为缓解样本选择偏差可能导致的估计偏误，运用倾向得分匹配法(PSM)进行稳健性检验。具

体而言,以企业 ESG 表现的年度行业中位数作为分组依据,构造处理组和对照组[22],其中企业 ESG 表现大于中位数为处理组,小于等于中位数为对照组。在匹配过程中,选取企业规模、资产负债率、净资产收益率、企业年龄、股权集中度、现金持有水平及资本密集度作为协变量,并采用 1∶1近邻匹配方法进行样本配对。表 5 列(3)结果显示,经 PSM 处理后,企业 ESG 表现对绿色技术创新的促进作用仍在 5%的水平上显著为正,这一结果与基准回归结论相互印证,进一步增强了研究结论的可信度。

5 机制检验

5.1 高管激励的中介作用

高管激励的中介效应回归结果如表 6 所示,列(1)显示了基准回归结果,列(2)和列(3)检验了高管薪酬激励的中介作用。从列(2)的结果可以看出企业 ESG 表现显著提高了高管薪酬激励,列(3)结果显示,加入高管薪酬激励变量后企业 ESG 表现对绿色技术创新的直接影响系数有所下降,从原来的 0.054 变为 0.050 且仍显著,证实了高管薪酬激励发挥了部分中介作用,H2a 得到了验证。列(4)和列(5)检验了高管晋升激励的中介作用。从列(4)的回归结果可以看出企业 ESG 表现可以显著提升高管的晋升激励,列(5)的结果显示,加入高管晋升激励后企业 ESG 表现对企业绿色技术创新的促进作用有所下降,系数从原来的 0.054 变为 0.051 且仍显著,证实了高管晋升激励发挥了部分中介作用,H2b 得到了验证。这些发现表明,ESG 表现不仅直接促进绿色技术创新,还通过优化高管激励机制产生间接效应。良好的 ESG 表现有助于企业获取外部绿色资源,缓解融资约束,同时通过增强薪酬与晋升激励,有效抑制高管短视行为,引导其关注长期价值与利益相关者诉求,从而推动企业绿色创新实践[44]。

表 5 内生性检验回归结果

变量	(1)	(2)	(3)
	第一阶段	第二阶段	PSM 法
	ESG	GTI	GTI
Mean_ESG	0.473***		
	(5.87)		
ESG		0.333**	0.049**
		(2.03)	(2.11)
Size	0.294***	0.270***	0.314***
	(12.58)	(4.44)	(8.36)
Lev	−1.058***	0.682***	0.256
	(−6.54)	(2.64)	(1.62)
Roe	0.279*	−0.032	−0.041
	(1.90)	(−0.33)	(−0.57)
Age	−0.010**	−0.018***	−0.011**
	(−2.07)	(−3.07)	(−2.12)
First1	−0.177	−0.435*	−0.169
	(−0.94)	(−1.90)	(−0.89)
Cash	1.018***	0.755***	0.622***
	(4.62)	(2.62)	(3.03)
Capital	−0.050***	−0.008	−0.017
	(−3.90)	(−0.58)	(−0.93)
State	0.075	0.025	0.016
	(1.01)	(0.28)	(0.21)
常数项	−3.642***	−6.725***	−6.467***
	(−5.44)	(−8.41)	(−8.18)
观测值	3 537	3 537	6 593
R^2		0.179	0.222
F		14.18	
Year	YES	YES	YES
Industry	YES	YES	YES

注:*、**、*** 分别表示 10%、5%、1%的显著性水平;括号内为 t 值。

表 6 高管激励中介作用回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	GTI	Pay	GTI	Gap	GTI
ESG	0.054***	0.044***	0.050***	0.058***	0.051***
	(3.44)	(3.98)	(3.16)	(4.35)	(3.21)
Pay			0.100***		
			(2.66)		
Gap					0.063**
					(2.12)
Size	0.317***	0.310***	0.286***	0.350***	0.295***
	(11.61)	(17.17)	(10.88)	(17.06)	(11.14)
Lev	0.377***	−0.246***	0.402***	−0.259**	0.394***
	(3.09)	(−2.86)	(3.28)	(−2.44)	(3.22)
Roe	0.059	0.454***	0.014	0.535***	0.025
	(0.93)	(3.48)	(0.21)	(3.49)	(0.39)
Age	−0.014***	−0.012***	−0.013***	−0.014***	−0.013***
	(−3.81)	(−4.40)	(−3.48)	(−4.47)	(−3.56)
First1	−0.237	−0.559***	−0.182	−0.656***	−0.196
	(−1.53)	(−5.20)	(−1.22)	(−5.11)	(−1.31)
Cash	0.743***	0.561***	0.688***	0.519***	0.711***
	(4.50)	(5.14)	(4.09)	(3.83)	(4.24)
Capital	−0.006**	−0.002	−0.006**	−0.003	−0.006**
	(−2.10)	(−0.24)	(−2.49)	(−0.32)	(−2.36)
State	0.046	−0.069*	0.053	−0.110**	0.053
	(0.77)	(−1.71)	(0.90)	(−2.37)	(0.90)
常数项	−6.630***	6.372***	−7.265***	5.310***	−6.967***
	(−11.41)	(16.90)	(−10.82)	(12.44)	(−11.08)
观测值	6 612	6 612	6 612	6 612	6 612
R^2	0.235	0.420	0.238	0.373	0.237
Year	YES	YES	YES	YES	YES
Industry	YES	YES	YES	YES	YES

注:*、**、*** 分别表示 10%、5%、1%的显著性水平;括号内为 t 值。

5.2　数字金融的调节作用

表 7 报告了数字金融调节效应的实证检验结果。列(1)显示,在控制数字金融变量后,企业 ESG 表现对绿色技术创新的促进作用依然显著。列(2)的回归结果表明,ESG 表现与数字金融交乘项的系数为 0.083,且在 5%的水平上显著为正,证实了数字金融的正向调节作用,验证了 H3。这一发现揭示了数字金融在 ESG 表现影响绿色技术创新过程中的重要作用机制:在数字金融发展水平较高的地区,企业外部融资环境得到优化,先进的信息技术能够有效降低金融机构与企业之间的信息不对称,使 ESG 表现良好的企业能够快速获得外部融资支持,从而为绿色技术创新提供资金保障[45];反之,在数字金融欠发达地区,信息传递效率低下导致 ESG 信号的传导受阻,难以有效缓解企业融资约束,进而制约了绿色创新活动的开展。这一结果凸显了数字金融发展在强化 ESG 表现与绿色创新正向关系中的关键作用。

表 7　数字金融调节作用回归结果

变量	(1)	(2)
	GTI	GTI
ESG	0.053***	0.053***
	(3.31)	(3.32)
DIFI	0.229	0.230
	(1.26)	(1.26)
ESG×DIFI		0.083**
		(1.97)
Size	0.317***	0.315***
	(11.65)	(11.65)
Lev	0.386***	0.394***
	(3.18)	(3.26)
Roe	0.056	0.060
	(0.89)	(0.94)
Age	−0.014***	−0.014***
	(−3.68)	(−3.65)
First1	−0.240	−0.243
	(−1.55)	(−1.57)
Cash	0.738***	0.732***
	(4.49)	(4.45)
Capital	−0.006**	−0.006**
	(−2.15)	(−2.04)
State	0.056	0.056
	(0.90)	(0.90)
常数项	−6.154***	−6.116***
	(−10.17)	(−10.12)
观测值	6 612	6 612
R^2	0.235	0.236
Year	YES	YES
Industry	YES	YES

注:*、**、*** 分别表示 10%、5%、1%的显著性水平;括号内为 t 值。

6　异质性检验

6.1　基于产权性质

将样本数据划分为国有企业与非国有企业两个子样本,进行产权异质性检验,回归结果如表 8 所示。研究发现,在列(1)非国有企业样本中,企业 ESG 表现的回归系数为 0.072 且在 5%的水平上显著,在列(2)国有企业样本中,企业 ESG 表现的回归系数为 0.043 同样在 5%的水平上显著。值得注意的是,国有企业的 ESG 系数明显高于非国有企业,表明 ESG 表现对国有企业绿色技术创新的边际效应更为突出。这一差异可能源于以下制度性因素:作为国家战略实施的重要载体,国有企业在政策导向下更积极地通过 ESG 实践来响应可持续发展要求,其完善的治理结构和风险承担机制为绿色创新提供了制度保障;相比之下,虽然非国有企业具有更强的市场化创新动力,但由于其可通过多元化融资渠道获取创新资金,使得 ESG 表现对绿色创新的边际贡献相对有限。这一发现为理解不同产权性质企业 ESG 实践的经济后果提供了新的经验证据。

表 8　产权异质性回归结果

变量	(1)	(2)
	非国有企业	国有企业
ESG	0.043**	0.072**
	(2.28)	(2.47)
Size	0.286***	0.357***
	(7.42)	(8.76)
Lev	0.506***	0.331
	(3.82)	(1.35)
Roe	0.093	0.035
	(0.65)	(0.50)
Age	−0.013***	−0.017***
	(−2.69)	(−2.95)
First1	−0.100	−0.573*
	(−0.63)	(−1.86)
Cash	0.685***	0.854**
	(4.22)	(2.13)
Capital	−0.003***	−0.022***
	(−2.98)	(−3.16)
常数项	−5.787***	−7.667***
	(−6.93)	(−8.98)
观测值	4 430	2 182
R^2	0.181	0.297
Year	YES	YES
Industry	YES	YES

注:*、**、*** 分别表示 10%、5%、1%的显著性水平;括号内为 t 值。

6.2 基于企业规模

企业规模是影响企业创新能力的重要因素，因此，参考余靖雯等[46]的做法，将全体制造企业样本按照企业规模中位数划分为大企业和小企业，进行规模异质性分析，结果如表 9 所示。在列(1)小企业样本中，企业 ESG 表现的系数为 0.019 但并未通过显著性检验，而在列(2)大企业样本中，企业 ESG 表现对绿色技术创新的估计系数为 0.180 且在 1%的水平上显著。由此可知，企业 ESG 表现对绿色技术创新的促进作用具有规模异质性，在规模较大的企业中，该促进作用更明显。这一差异可能源于以下原因：首先，从资源基础观来看，大企业不仅拥有更雄厚的内部财务资源，还积累了更丰富的人力资本、技术知识和社会网络，这构成了其将 ESG 战略转化为实质性绿色创新的资源基础。其次，在政策层面，大企业往往是地方产业政策与绿色金融政策的重点扶持对象，更易获得专项补贴、绿色信贷等政策红利，这为 ESG 导向的长期创新投入提供了关键的外部激励与风险缓冲。因此，大企业能够凭借其综合优势，将 ESG 实践内化为一种可持续的动态创新能力，而中小企业则因资源与政策的双重局限，其 ESG 努力更易停留在合规层面，难以穿透至核心创新环节。

表 9 规模异质性回归结果

变量	(1)	(2)
	小企业	大企业
ESG	0.019	0.180***
	(1.08)	(6.20)
Lev	0.612***	1.379***
	(5.05)	(6.01)
Roe	0.239**	0.340***
	(2.06)	(2.92)
Age	−0.014***	0.004
	(−4.02)	(0.66)
First1	−0.261*	0.146
	(−1.94)	(0.53)
Cash	0.326**	1.212***
	(2.27)	(3.15)
Capital	0.026*	−0.004
	(1.71)	(−1.44)
State	0.084	0.067
	(1.42)	(0.67)
常数项	0.587***	−1.087***
	(4.13)	(−4.17)
观测值	3 306	3 306
R^2	0.057	0.159
Year	YES	YES
Industry	YES	YES

注：*、**、*** 分别表示 10%、5%、1%的显著性水平；括号内为 t 值。

7 结论与建议

本文以 2012—2023 年中国 A 股制造业上市公司为样本，系统探究了 ESG 表现影响绿色技术创新的作用机制。实证结果表明：企业 ESG 表现显著正向影响绿色技术创新产出，该结论通过了多重稳健性检验；ESG 三个维度分别回归显示，企业环境表现和社会责任维度的促进效应尤为突出，而治理效能维度的作用未达统计显著性水平。中介机制检验表明，企业 ESG 表现主要通过高管薪酬激励和高管晋升激励两个渠道促进绿色技术创新。调节机制检验表明，数字金融在企业 ESG 表现对绿色技术创新的影响中发挥正向调节作用。异质性检验结果表明，企业 ESG 表现在国有企业和大企业中对绿色技术创新的促进作用更加明显。基于以上结论，得出下列建议。

(1)构建 ESG 导向的创新激励机制。企业应当将绿色专利授权量、碳减排绩效等可量化的技术创新指标纳入高管绩效考核体系，并直接与薪酬结构挂钩。同时，借助数字金融平台，推动金融机构开发 ESG 专项融资产品，为高 ESG 评级企业提供优惠利率贷款，降低绿色技术研发的融资成本。

(2)实施差异化的 ESG 提升策略。基于研究发现的企业异质性特征，建议采取分类指导的 ESG 提升策略：对于国有企业，重点强化其在环境治理和社会责任方面的示范作用，建立与国际接轨的 ESG 管理体系；对大型民营企业，建议重点完善 ESG 治理结构，设立独立的可持续发展委员会；中小企业则可从基础性 ESG 指标入手，循序渐进提升管理水平。

(3)完善 ESG 信息披露制度体系。建议采取分阶段推进 ESG 强制信息披露策略：前期重点规范关键环境指标和社会贡献指标的披露要求；后期逐步将公司治理结构改革进展纳入强制披露范畴。配套建设国家级 ESG 数据平台，开发智能化披露辅助工具，并对披露质量优异的企业给予财税优惠等政策激励，全面提升 ESG 信息透明度与市场认可度。

需要指出的是，本文主要采用绿色专利申请量衡量企业绿色技术创新，这一单一指标虽能有效反映创新活动的规模，但未能充分捕捉其质量维度与实际经济价值。未来研究可进一步纳入专利授权量、引用次数等指标，以构建更为全面的评价体系。

参考文献

[1] WANG W, DONG Y. Spatial-temporal coupling and interactive effects of digital finance and green technology innovation: empirical evidence from China[J]. Journal of Cleaner Production, 2024, 470: 143354.

[2] 胡洁, 于宪荣, 韩一鸣. ESG评级能否促进企业绿色转型? ——基于多时点双重差分法的验证[J]. 数量经济技术经济研究, 2023, 40(7): 90-111.

[3] 刘毛桃, 方徐兵, 应望江. 税制绿色化与绿色投资者进入——来自《环境保护税法》实施的证据[J]. 外国经济与管理, 2025, 47(1): 38-53.

[4] ZHOU Y, HUO W, BO L, et al. Impact and mechanism analysis of ESG ratings on the efficiency of green technology innovation[J]. Finance Research Letters, 2023, 58: 104591.

[5] 范云朋, 孟雅婧, 胡滨. 企业ESG表现与债务融资成本——理论机制和经验证据[J]. 经济管理, 2023, 45(8): 123-144.

[6] 李井林, 阳镇, 陈劲, 等. ESG促进企业绩效的机制研究——基于企业创新的视角[J]. 科学学与科学技术管理, 2021, 42(9): 71-89.

[7] 龙子午, 张晓菲. ESG表现对企业绿色技术创新的影响——基于中国上市公司的经验证据[J]. 南方金融, 2023(9): 56-70.

[8] ZHOU G, LIU L, LUO S. Sustainable development, ESG performance and company market value: mediating effect of financial performance[J]. Business Strategy and Environment, 2022, 31(7): 3371-3387.

[9] 周中胜, 原智超. 企业ESG表现会影响股票流动性吗?[J]. 财贸研究, 2023, 34(12): 64-77.

[10] BROADSTOCK D C, CHAN K, CHENG L T W, et al. The role of ESG performance during times of financial crisis: evidence from COVID-19 in China[J]. Finance Research Letters, 2021, 38: 101716.

[11] 毕金玲, 韩倩雯, 刘文平. ESG评级表现与上市公司违规行为[J]. 投资研究, 2023, 42(12): 39-54.

[12] 王晶晶, 杨亚楠. ESG表现对企业债务违约风险的影响——基于融资约束和代理问题的中介效应研究[J]. 金融理论与实践, 2023(12): 25-39.

[13] 林炳洪, 李秉祥. ESG责任履行对企业经营困境的影响: "雪中送炭"还是"雪上加霜"?[J]. 中国软科学, 2024(6): 121-130.

[14] SCHIEDERIG T, TIETZE F, HERSTATT C. Green innovation in technology and innovation management - an exploratory literature review[J]. R&d Management, 2012, 42(2): 180-192.

[15] 叶显, 潘妍, 吴非. 金融科技与企业绿色技术创新——结构特征、作用识别与补短板效应[J]. 南方金融, 2024(4): 3-18.

[16] 阳镇, 凌鸿程, 陈劲. 城市绿色发展关注度与企业绿色技术创新[J]. 世界经济, 2024(1): 211-232.

[17] 杨鹏, 孙伟增. 企业数字技术应用对绿色创新质量的影响研究[J]. 管理学报, 2024, 21(2): 232-239.

[18] 李新安. 环境规制、政府补贴与区域绿色技术创新[J]. 经济经纬, 2021, 38(3): 14-23.

[19] 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.

[20] 李鑫, 徐琼, 王核成. 企业数字化转型与绿色技术创新[J]. 统计研究, 2023, 40(9): 107-119.

[21] 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.

[22] 李井林, 阳镇, 陈劲. ESG表现如何赋能企业绿色技术创新? ——来自中国上市公司的微观证据[J]. 管理工程学报, 2024, 38(5): 1-17.

[23] 阳镇, 陈劲, 凌鸿程. 媒体关注、环境政策不确定性与企业绿色技术创新——来自中国A股上市公司的经验证据[J]. 管理工程学报, 2023, 37(4): 1-15.

[24] 解学梅, 朱琪玮. 合规性与战略性绿色创新对企业绿色形象影响机制研究: 基于最优区分理论视角[J]. 研究与发展管理, 2021, 33(4): 2-14.

[25] BROADSTOCK D C, MANAGI S, MATOUSEK R, et al. Does doing "good" always translate into doing "well"? an eco-efficiency perspective[J]. Business Strategy and Environment, 2019, 28(6): 1199-1217.

[26] 杨德明, 史亚雅. 内部控制质量会影响企业战略行为么? ——基于互联网商业模式视角的研究[J]. 会计研究, 2018(2): 69-75.

[27] 伍格致, 游达明. 融资融券能够促进企业绿色创新吗?[J]. 中国软科学, 2022(4): 172-182.

[28] VERHOEF P C, BROEKHUIZEN T, BART Y, et al. Digital transformation: a multidisciplinary reflection and research agenda[J]. Journal of Business Research, 2021, 122: 889-901.

[29] 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.

[30] 刘婷婷, 高凯, 何晓斐. 高管激励、约束机制与企业创新[J]. 工业技术经济, 2018, 37(9): 21-29.

[31] 黄钟仪, 邓翔, 许亚楠, 等. 激励与监督——高新技术企业与非高新技术企业创新治理机制组合的QCA分析[J]. 南开管理评论, 2023, 26(5): 147-158.

[32] 郝清民, 张欣悦. 高管激励、风险承担与研发投入[J]. 商业研究, 2023(2): 109-117.

[33] LIN B, MA R. How does digital finance influence green technology innovation in China? evidence from the financing constraints perspective[J]. Journal of Environmental Management, 2022, 320: 115833.

[34] FENG S, ZHANG R, LI G. Environmental decentralization, digital finance and green technology innovation[J]. Structural Change and Economic Dynamics, 2022, 61: 70-83.

[35] 唐松, 伍旭川, 祝佳. 数字金融与企业技术创新——结构特征、机制识别与金融监管下的效应差异[J]. 管理世界, 2020, 36(5): 52-66.

[36] LEE I, SHIN Y J. Fintech: ecosystem, business models, investment decisions and challenges[J]. Business Horizons, 2018, 61(1): 35-46.
[37] 徐佳, 崔静波. 低碳城市和企业绿色技术创新[J]. 中国工业经济, 2020(12): 178-196.
[38] 王波, 杨茂佳. ESG 表现对企业价值的影响机制研究——来自我国 A 股上市公司的经验证据[J]. 软科学, 2022, 36(6): 78-84.
[39] 刘孟飞, 蒋维. 高管薪酬激励、相对绩效评价与商业银行系统性风险[J]. 数理统计与管理, 2025, 44(1): 20-40.
[40] 王双进, 田原, 党莉莉. 工业企业 ESG 责任履行、竞争战略与财务绩效[J]. 会计研究, 2022(3): 77-92.
[41] 姜玉砚. 环境规制影响企业绿色创新的异质性分析[J]. 工程管理科技前沿, 2024, 43(4): 83-89.
[42] 宋德勇, 朱文博, 丁海. 企业数字化能否促进绿色技术创新? ——基于重污染行业上市公司的考察[J]. 财经研究, 2022, 48(4): 34-48.
[43] 洪攀, 刘兴华. ESG 表现、生命周期与企业绿色创新[J]. 技术经济与管理研究, 2025(6): 97-105.
[44] ZHANG X, LI N. Management myopia and corporate innovation in China: focus on the moderating role of equity incentives[J]. International Review of Financial Analysis, 2024, 96: 103733.
[45] LI B, LIU Z, JIA X, et al. Digital finance, financing constraints and green technological innovation: a spatial analysis[J]. Global Finance Journal, 2024, 61: 100988.
[46] 余靖雯, 韩秀华, 李一可. 政府补贴与企业产能过剩[J]. 产业经济评论, 2022(5): 130-153.

How Do ESG Practices Drive Green Technology Innovation? Empirical Evidence from Listed Manufacturing Companies in China

WANG Yange, WANG Huilong
(School of Economics and Management, Shaoxing Institute of Technology, Shaoxing 312000, China)

Abstract: Against the backdrop of ecological civilization construction and the "dual-carbon" goal, green technology innovation (GTI) has become a key driver of sustainable manufacturing. Using panel data from A-share listed manufacturing companies from 2012 to 2023, the path and internal mechanisms of green GTI driven by corporate environment, social and governance (ESG) performance was examined. The results are as follows. Corporate ESG performance significantly facilitates GTI, a finding that holds up after a series of robustness tests. ESG performance drives GTI by optimizing executive incentives, including compensation and promotion incentives. The level of digital finance development significantly moderates the positive relationship between ESG performance and GTI. Heterogeneity analysis reveals that the facilitating effect is more significant in samples of state-owned and larger enterprises. This study expands the research dimension of the economic consequences of ESG and provides policymakers with empirical evidence to improve the green innovation system and helps enterprises build ESG governance mechanisms. To give full play to the role of ESG practices in promoting green technological innovation, it is recommended that enterprises build ESG-oriented innovation incentive mechanisms, implement differentiated ESG enhancement strategies and improve the ESG information disclosure system.

Keywords: ESG performance; green technology innovation; executive incentives; digital finance