

DOI:10.19322/j.cnki.issn.1006-4710.2026.01.005

<https://xuebao.xaut.edu.cn>

引文格式:梁四安,李淑萍,段军山,李善民. ESG 表现如何影响企业绿色创新? ——基于融资约束与分析师关注的中介效应[J]. 西安理工大学学报, 2026, 42(1): 47-58.

Liang Sian, Li Shuping, Duan Junshan, Li Shanmin. How does ESG performance affect corporate Green innovation? : the mediating effects of financing constraints and analyst attention[J]. Journal of Xi'an University of Technology, 2026, 42(1): 47-58.

ESG 表现如何影响企业绿色创新? ——基于融资约束与分析师关注的中介效应

梁四安¹, 李淑萍¹, 段军山², 李善民³

(1. 佛山大学 经济贸易学院, 广东 佛山 528225; 2. 广东财经大学 金融学院, 广东 广州 510310;

3. 中山大学 管理学院, 广东 广州 510006)

摘要: 在我国推动经济高质量发展背景下, ESG 理念被企业和利益相关者广泛接受, 探讨 ESG 表现对企业绿色创新产生的重要影响及其作用机制, 对企业提升可持续发展能力以及绿色转型具有重要意义。基于 2010—2022 年中国 A 股上市公司的面板数据, 构建固定效应模型, 实证研究了 ESG 表现如何影响企业绿色创新发展。结果表明: ESG 表现好的企业, 会更加积极地开展绿色创新活动, 且融资约束和分析师关注在其中起到多重中介效应。另外, ESG 表现对大型企业、非重污染企业、技术密集型企业的绿色创新正向影响效果更为显著。基于此, 建议完善 ESG 评级体系建设; 拓宽 ESG 行为的融资渠道, 缓解融资约束驱动绿色创新; 充分发挥分析师外部监督与市场治理功能, 鼓励企业提升 ESG 表现, 促进绿色创新。

关键词: ESG 表现; 融资约束; 分析师关注; 绿色创新

中图分类号: F273.1

文献标志码: A

文章编号: 1006-4710(2026)01-0047-12

How does ESG performance affect corporate Green innovation?: the mediating effects of financing constraints and analyst attention

Liang Sian¹, Li Shuping¹, Duan Junshan², Li Shanmin³

(1. School of Economics and Trade, Foshan University, Foshan 528225, China;

2. School of Finance, Guangdong University of Finance and Economics, Guangzhou 510310, China;

3. School of Business, Sun Yat-sen University, Guangzhou 510006, China)

Abstract: Amid China's transition to high-quality economic development, the ESG concept has gained widespread acceptance among enterprises and stakeholders. Analyzing the effects of ESG performance on corporate Green innovation and its underlying mechanisms is crucial for enhancing sustainable development and facilitating Green transformation. Based on the panel data from Chinese A-share listed companies spanning 2010 to 2022, this study constructs a fixed-effects model to empirically investigate how ESG performance influences corporate Green innovation development. The results demonstrate that firms with superior ESG performance are more proactive in Green innovation, through the multiple mediating effects of financing constraints and analyst attention. Furthermore, the positive impact of ESG performance on Green innovation is more pronounced in large enterprises, non-heavily polluting firms, and technology-intensive enterprises.

收稿日期: 2025-08-21; 网络首发日期: 2025-12-26

网络首发地址: <https://link.cnki.net/urlid/61.1294.N.20251226.1133.008>

基金项目: 国家社科基金后期资助项目(24FJYB025); 广东省哲学社会科学规划项目-重点委托项目(GD24ESQ10)

第一作者: 梁四安, 男, 博士, 副教授, 硕导, 研究方向为公司金融、公司治理。E-mail: 15019662758@163.com

通信作者: 李淑萍, 女, 硕士生, 研究方向为国际投资与风险控制。E-mail: 2930951200@qq.com

Based on these findings, this study recommends the improvement of the ESG rating system, broadening financing channels for ESG-aligned behaviors to drive Green innovation by easing financing constraints, and fully leveraging the external monitoring and market governance functions of analysts to encourage companies to enhance their ESG performance and promote Green innovation.

Key words: ESG performance; financing constraints; analyst attention; Green innovation

中国经济已进入转型升级关键时期,如何平衡环境保护与经济增长成为现今备受关注的重要议题,而绿色创新被认为是解决该难题的关键途径。企业是实施绿色创新战略的重要主体,其想要实现绿色低碳转型,还需要环境、社会与治理(ESG)评估体系的系统支撑,ESG 评估机制从环境绩效、社会价值和治理水平三个维度构建评价指标,量化评估企业的可持续发展水平。在此背景下,政府部门积极开展行动,推出多项政策激励企业践行 ESG 理念,港交所制定了《ESG 报告指引》来鼓励企业进行 ESG 实践^[1]。2022 年 4 月颁发的《上市公司投资者关系管理工作指引》,明确要求上市企业与投资方沟通交流时,说明环境保护、社会效益、内部治理等议题^[2]。中国证监会、生态环境部等多部门联合发布相关文件,进一步规范上市公司的 ESG 信息披露要求,加强公司主体的 ESG 实践要求,促使资源向绿色低碳领域倾斜。

如今,越来越多的市场投资者在进行项目的投资评估时,会将企业 ESG 表现纳入融资决策的考虑范围内^[3],这激励企业需加大绿色环保的技术投入,积极开展绿色创新活动。企业作为市场经济的主体,是经济发展的重要推动力^[4],也必须担负起社会责任,迎合国家的“双碳”战略目标,加强可持续发展意识,践行绿色创新发展,进而促进经济的高质量发展。

近年来,ESG 亦受到学术界的广泛关注。现有文献主要集中在 ESG 对企业价值^[5]、股票回报^[6]、融资成本^[7]等经济后果的影响方面。其中在环境治理效应方面,就企业 ESG 与绿色创新的关系,学者们展开了深入探讨。石玉堂等^[8]研究发现,企业提升自身 ESG 表现,可以拓宽融资渠道,改善企业融资环境,为企业绿色创新活动提供低成本的资金支持;积极的 ESG 实践还有助于降低企业内部的委托代理成本^[9],提升企业的运营效率^[4],使企业更高效地进行资源配置。除了可以改善企业的内部发展环境外,良好的企业 ESG 表现还可以向市场传递积极信号^[10],通过践行社会责任、满足利益相关方的环保诉求等方式^[11],增强社会公众对企业的认可度,提升企业形象和声誉,更可提高市场投资者对 ESG

优势企业的信心,从而增加绿色资金的投入,实现经济与环境效益同步增长。

另外,也有部分学者分析了 ESG 的消极影响,黄世忠^[12]提出 ESG 报告中的“漂绿”问题,即部分企业通过对 ESG 报告弄虚作假,以虚假的披露信息来掩盖其实际的环境、社会和治理表现,误导市场投资者以及社会公众。如今市场上 ESG 评级机构众多,各家采用的 ESG 评估指标尚未有统一标准,因此,ESG 评级分歧会导致企业内部管理混乱,增加企业外部融资难度,从而制约企业绿色创新活动的有效进行^[13]。

上述研究从不同角度展开对 ESG 评级与绿色创新的分析与探讨,主要集中于 ESG 表现对企业财务绩效、企业价值等经济后果的积极影响上,也讨论了 ESG 评级的部分消极影响。然而,仍存在一些不足之处:第一,现有文献关于 ESG 影响绿色创新的作用机制的探讨还略显单一,大多数文献仅从融资环境、政府补助、信息透明度等层面分析其内部传导机制,较少从分析师关注视角分析其中介效应;第二,大部分研究仅关注 ESG 表现与绿色创新之间的单一中介路径,忽视中介变量之间的相互作用,鲜少有文献探究 ESG 表现通过链式多重中介效应对绿色创新产生的影响。基于此,本文选取 2010—2022 年中国 A 股上市企业为研究对象,实证探究企业 ESG 对绿色创新的直接影响及融资约束与分析师关注在其中的传导路径。

本文的边际贡献主要体现在以下几个方面:一是研究视角上,基于融资约束与分析师关注双重视角,从资源供给与监督驱动两个核心维度,探讨 ESG 表现对企业绿色创新的影响及作用机制,丰富 ESG 表现的影响研究;二是研究方法上,将理论分析与实证检验相结合,基于利益相关者理论、声誉理论、信号传递理论,采用链式中介效应模型,检验 ESG 表现影响绿色创新的中介渠道,阐明 ESG 通过缓解融资约束,提高分析师关注,进而激励绿色创新的作用机制,实证分析了 ESG 表现对企业绿色创新的多重影响路径;三是研究内容上,以上市企业为研究对象,探究在不同规模大小、不同行业污染程度以及不同要素密集度的分组下,ESG 表现与绿色创

新关系的异质性特征,为监管部门、金融机构、分析师群体和上市企业实施针对性举措提供实证支撑。研究结论强调了企业 ESG 表现在推动企业绿色转型和发展中的关键作用,对经济低碳转型和可持续发展具有现实意义。

1 理论分析与研究假设

1.1 企业 ESG 表现与绿色创新

绿色创新活动研发过程的技术复杂度高,资金需求量相当大,失败风险很高,市场预期收益具有不确定性^[14]。这些高风险特征,导致市场投资者和金融机构在评估绿色项目时,选择更为谨慎,资金投入会相对犹豫,企业想要获得长期的融资支持很难,而良好的企业 ESG 表现能够在一定程度上改善这种状况。

ESG 评价机制可通过信息披露,向资本市场传递积极信号。基于利益相关者理论,现代企业想要创造长期价值,不仅需要追求股东利益最大化,也要保障员工权益,符合政策规定,协调投资者等多方相关利益者的利益诉求^[11]。在 ESG 实践中,企业可以增加环保投入,配合监管机构的政策规定,提高社区公众的满意度;改善员工福利,保持组织内部稳定性,持续创造社会价值;优化公司的治理架构,提升企业的信息透明度,方便投资者、监管机构等能更全面更准确地评估企业经营状况,判断企业长期发展潜力,从而增强投资者的信任,构建稳定的融资环境,进一步促进企业提升绿色研发强度与绿色创新质量。

ESG 表现优异的企业能吸引更多的绿色投资,提高资源配置效率。资源基础理论认为,资源是企业发展的基本要素,但企业很难拥有日常经营需要的全部资源。相较传统创新,绿色创新因其长周期和高风险特性,对资源供给的持续性有着更强的依赖性^[15]。企业积极提升 ESG 表现,可以获取政府补贴、绿色信贷等政策资源,还会吸引具有社会责任意识和环保偏好的投资者关注。同时,ESG 领先企业更容易与高校、科研机构合作,建立绿色技术联合网络,整合技术、资金等资源,降低绿色创新的风险。

基于此,本文提出假设 H₁:

H₁:企业 ESG 表现与企业绿色创新显著正相关,即 ESG 表现越好的企业其绿色创新发展越好。

1.2 ESG 表现、融资约束与绿色创新

ESG 表现优异的企业,可以显著降低其融资成本,为后续绿色创新活动创造更有利的融资条件。陈超凡等^[16]学者的研究表明,现今我国绿色创新的

资金供给主要来源于政府财政支持,这与绿色项目的实际资金需求存在很大差距。信息不对称问题严重制约了企业的融资效率,还抬高了融资成本^[8]。由于技术专业性强、市场不确定性等特征,市场投资者难以准确评估绿色创新项目的实际价值,考虑到投资周期较长、风险高等因素,投资者会通过提高贷款利率等方式对冲投资风险,或者要求更高的分红承诺,这些要求会提升企业的融资成本,制约企业的绿色创新发展。而 ESG 信息披露会有效缓解信息不对称问题,能够向市场展示企业的环境治理、社会责任履行等非财务信息^[17],弥补传统财务报告的不足,降低市场投资者的信息获取成本;经过第三方认证的 ESG 评级报告,可以展现企业的可持续经营水平,帮助市场参与者有效评估企业质量,便于银行及其他金融机构择优提供融资服务,也让政府针对 ESG 优势企业,制定税收减免及优惠利率贷款等政策。

基于此,本文提出假设 H₂:

H₂:融资约束在企业 ESG 表现与绿色创新的关系中起到中介传导作用。

1.3 ESG 表现、分析师关注与绿色创新

企业 ESG 表现已成为投资决策的重要参考依据。作为资本市场核心的信息中介机构,分析师通过系统收集、整理和分析企业特定信息,向投资者提供有关意见^[15],缓解资本市场信息不对称程度。分析师可以对企业的 ESG 信息披露报告进行专业的分析解读,以便投资者了解企业的各方面状况,打破信息壁垒,更权威地展示绿色创新项目的实际价值,提高市场认可度,激励管理层对企业开展绿色创新的积极性。分析师的持续跟踪既可以约束管理者的短视行为,也能吸引媒体、机构投资者等多方关注,形成第三方监督网络^[18]。当这些市场主体关注企业 ESG 水平时,会倒逼企业加大环保技术创新的研发力度,以满足各个利益相关方的实际需求,增加企业竞争力,争取更多资源,推动企业绿色创新以及可持续发展。

基于此,本文提出假设 H₃:

H₃:分析师关注在企业 ESG 表现与绿色创新的关系间发挥中介传导作用。

1.4 融资约束与分析师关注的链式中介效应

ESG 表现作为一种高质量信号,通过优化企业外部融资环境,进而吸引分析师的持续关注与跟踪,最终通过“声誉激励效应”驱动前瞻性的绿色创新活动。

首先,基于信号传递理论,在信息不对称的市场环境里,ESG 表现良好的企业会向资本市场发出积

极信号,向投资者们展现企业可持续发展战略理念以及长效的社会价值,有助于增强投资者信心,拓宽融资渠道,从而缓解企业融资约束。其次,融资约束的缓解为企业提供了更充足的流动性以及抗风险能力,使企业更有可能进行长期价值导向的投资与创新活动,这种潜力和财务稳健性会吸引更多分析师的关注。而分析师通过深入的基本面分析,对企业未来的现金流和风险进行评估,形成独立的估值判断并发布研究报告。这一过程不仅提升企业的信息透明度和市场能见度,还强化了企业在资本与产品市场中的声誉机制。最后,在声誉激励下,良好的声誉能给企业带来更多的资源倾斜,且分析师的持续跟踪也会形成一种外部监督,约束高管短视行为,使管理层更为主动地开展具有长期价值的绿色创新活动,以巩固和提升企业的可持续发展竞争力,从而形成“ESG 表现—融资约束缓解—分析师关注提升—绿色创新”的传导路径,融资约束缓解与分析师关注依次发挥中介作用,共同推动企业 ESG 表现向绿色创新行为的有效转化。

基于此,本文提出假设 H_1 :

H_1 :融资约束和分析师关注在 ESG 表现和绿色创新之间起到了链式中介作用。

2 研究设计

2.1 样本选择及数据来源

本文选取 2010—2022 年我国 A 股上市企业作为研究对象。为了确保数据的质量,对研究样本进行以下筛选:剔除金融类企业;剔除 ST、*ST 企业;剔除存在严重缺失值或数据不连续的企业;对部分连续变量进行前后 1% 缩尾处理,以消除极端值的影响,最终确定 34 989 个样本观测值。本文所用数据主要来自华证 ESG 数据库、CNRDS 数据库以及国泰安数据库(CSMAR)。

2.2 变量选取与说明

2.2.1 被解释变量

企业绿色创新(Green)。本文参照王分棉和贺

佳^[19]的研究,选取各上市公司独立申请的绿色发明专利数衡量企业绿色创新。稳健性检验采用绿色专利申请量替代;为了解决数据偏差问题,在实证分析中,对数据分别加 1 后取对数。

2.2.2 解释变量

企业 ESG 表现。常用的测量方法有综合指标法以及第三方机构评分两种。目前市面上已有多家第三方机构公布上市公司 ESG 评级数据,包括商道融绿、华证、Wind 等,他们的评级方法、数据来源及评级结构差异较大,业界与学术界对于选取哪家机构的评级数据尚无定论。本文参考刘彩霞^[14]的研究,采用华证 ESG 评级数据来衡量 ESG 表现。华证 ESG 评分更具有可比性、可靠性并且覆盖面更广,从优至次构建 AAA、AA、A、BBB、BB、B、CCC、CC、C 共九级指标体系,并按照相应等级赋予九分制分值,分值越高代表企业 ESG 表现越好。

2.2.3 机制变量

融资约束(SA)、分析师关注(ANA)。首先,评估融资约束程度的综合指数具有较强的综合性和适用性,相比 KZ 指数、WW 指数等,SA 指数是由随时间变化不大且外生性较强的变量构成。本文参照巴曙松和徐鹏越^[20]的研究,选择 SA 指数来衡量融资约束程度。其次,分析师关注,借鉴王新红等^[15]的研究,采用分析师跟踪人数加 1 的自然对数来度量分析师关注。

2.2.4 控制变量

本文参考徐霓妮等^[21]、屠萍萍^[22]的研究,从企业财务和治理两维度选取控制变量,具体包括:企业规模(Size)、总资产收益率(ROA)、资产负债率(Lev)、固定资产比率(Fix)、现金流比率(Cash-flow)、企业成长性(Growth)、董事会规模(Board)、第一大股东持股比例(Top)以及两职合一情况(Dual)。此外,本文在实证研究中加入年度(Year)与行业(Industry)固定效应。表 1 列示了本文主要变量的定义说明。

表 1 主要变量定义

Tab.1 Variable definitions and descriptions

变量	变量名称	变量符号	变量定义
被解释变量	企业绿色创新	Green	$\ln(\text{独立申请绿色发明专利数量}+1)$
解释变量	企业 ESG 表现	ESG	将华证指数 ESG 综合评级按从劣到优,依次赋值为 1~9 分
机制变量	融资约束	SA	SA 指数
	分析师关注	ANA	$\ln(\text{分析师跟踪人数}+1)$

表 1 (续)

变量	变量名称	变量符号	变量定义
	企业规模	Size	企业总资产的自然对数
	总资产收益率	ROA	净利润与总资产之比
	资产负债率	Lev	负债总额与资产总额之比
	固定资产比率	Fix	固定资产占总资产比例
控制变量	现金流比率	Cashflow	期末现金及现金等价物余额之和与总资产之比
	企业成长性	Growth	总资产增长率
	董事会规模	Board	董事会董事人数的自然对数
	第一大股东持股比例	Top	第一大股东持股数与公司总股数之比
	两职合一	Dual	董事长与总经理为同一人,赋值为 1,否则为 0

2.3 模型构建

为了检验 ESG 表现对企业绿色创新的直接影响,建立如下面板回归模型:

$$G_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 E_{it} + \alpha_2 C_{it} + \delta_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中,下标 i 和 t 分别表示样本企业和年份,被解释变量 G_{it} 表示绿色创新;解释变量 E_{it} 表示企业 ESG 表现; C_{it} 为上述控制变量集; δ_i 为行业固定效应; μ_t 为时间固定效应; ε_{it} 为随机误差项。

2.4 描述性统计

根据表 2 描述性统计结果可知,本文主要研究变量的数据分布情况。各企业的绿色创新水平差异较大,最低值为 0,最高值达到 6.328,均值为 0.247。我国上市公司的 ESG 表现仍在中等发展阶段,平均得分在 4.159,即平均等级为 B;样本企业的 ESG 评级得分最小值为 1,最大值为 8,且 0.971 的标准差说明不同企业间的 ESG 表现差异非常明显。各控制变量均通过 VIF 检验,不存在较强的多重共线性。

表 2 描述性统计结果

Tab. 2 Descriptive statistics

变量	均值	标准差	最小值	最大值
Green	0.247	0.651	0.000	6.328
ESG	4.159	0.971	1.000	8.000
SA	3.821	0.279	1.455	5.798
ANA	1.405	1.191	0.000	4.331
Size	22.180	1.322	14.940	28.610
ROA	0.040	0.060	-0.224	0.198
Lev	0.411	0.205	0.051	0.886
Cashflow	0.170	0.131	0.012	0.638
Fix	0.207	0.156	0.002	0.686
Growth	0.196	0.355	-0.270	2.089
Board	2.123	0.198	1.386	2.890
Top	0.360	0.144	0.124	0.634
Dual	0.297	0.457	0.000	1.000

注:样本观测值为 34 989。

3 实证分析

3.1 基准回归分析

表 3 展示了企业 ESG 与绿色创新的系数估计结果。在初始模型(1)中,没有引入控制变量以及固定效应时,回归系数达到 0.09 且为正数,说明 ESG 对绿色创新是存在积极影响的。为了完善模型,保证结果的客观性,列(2)列示了加入控制变量的回归结果,列(3)还考察了双向固定效应的影响。实证结果表明,ESG 表现的估计系数均在 1% 的水平上显著,且保持正向影响。在控制双向固定效应后,解释变量 ESG 的系数为 0.051,这意味着 ESG 表现优异的企业,其绿色发明专利申请量平均提高了 5.1 个百分点,这进一步证实了 ESG 表现与企业绿色创新呈显著正相关关系,企业 ESG 实践可以正向推动绿色创新的发展。由此,研究假设 1 得以验证。

表 3 基准模型回归结果

Tab. 3 Benchmark regression results

变量	模型(1) Green	模型(2) Green	模型(3) Green
ESG	0.090*** (0.004)	0.063*** (0.004)	0.051*** (0.004)
Size		0.100*** (0.003)	0.105*** (0.004)
ROA		0.095 (0.066)	0.298*** (0.073)
Lev		0.054** (0.022)	0.071*** (0.026)
Cashflow		0.168*** (0.031)	0.182*** (0.033)
Fix		-0.223*** (0.024)	-0.179*** (0.031)

表 3 (续)

变量	模型(1)	模型(2)	模型(3)
	Green	Green	Green
Growth		-0.022** (0.010)	-0.049*** (0.011)
Board		0.014 (0.018)	0.062*** (0.019)
Top		-0.220*** (0.024)	-0.149*** (0.026)
Dual		0.066*** (0.008)	0.037*** (0.008)
Constant	-0.128*** (0.015)	-2.214*** (0.070)	-2.665*** (0.103)
Year FE	No	No	Yes
Industry FE	No	No	Yes
样本量	34 989	34 989	29 991
Adj. R ²	0.018	0.060	0.206

注:*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著;括号内数字为稳健标准误。下同。

3.2 稳健性检验与内生性处理

1) 替换被解释变量。为了进一步证实结论的可靠性,本文参考 Peng 和 Kong^[11]的研究,被解释变量的替代指标采用绿色专利的申请总量,验证结果如表 4 列(1)所示。ESG 表现与绿色专利申请总量的相关系数为 0.372,系数保持 1%的显著性水平,且依然呈现正相关关系,这表示良好的 ESG 实践能够积极推动企业开展绿色创新活动,结论依旧与基准回归相同。

2) 更换样本区间。考虑到 2019 年新冠疫情对全球经济和企业运营造成了一定影响,为消除这一特殊时期对研究结论的潜在影响,本文在原有数据样本的基础上剔除 2020 年及之后的数据。经重新检验,具体结果如表 4 列(2)所示,回归系数为 0.039,且在 1%水平上显著。这进一步支持了 ESG 表现对企业绿色创新的促进作用这一假设,研究结论保持稳健。

3) PSM(propensity score matching)倾向得分匹配。为缓解样本选择偏差造成的内生性问题,本文使用 PSM 倾向得分匹配样本进行稳健性检验。参考孙瑞孜和张志^[23]的研究方法,将所有样本企业 ESG 得分的平均数作为分组依据,高于该值的样本为处理组(ESG 大于等于 4.16),否则为对照组(ESG 小于 4.16),生成处理组变量作为解释变量。同时使用主回归控制变量作为协变量,使用 Logit

回归模型估计倾向分布,采用 1:1 近邻匹配,获得匹配到的样本数据再做回归。回归结果如表 4 列(3)所示,ESG 表现的回归系数为 0.082,在 1%水平上显著为正,ESG 表现与绿色创新呈现显著正相关关系,本文模型不存在严重的选择偏误问题,这进一步支持了本文假设 H₁的结论。

表 4 稳健性检验结果

Tab. 4 Robustness check results

变量	(1)替换变量	(2)更换样本区间	(3)PSM
	Green	Green	Green
ESG	0.372*** (0.103)	0.039*** (0.004)	0.082*** (0.009)
Controls	Yes	Yes	Yes
Constant	-52.258*** (2.713)	-2.637*** (0.117)	-3.039*** (0.187)
Year FE	Yes	Yes	Yes
Industry FE	Yes	Yes	Yes
样本量	27 998	19 600	24 687
Adj. R ²	0.113	0.209	0.225

4) 工具变量法。为了缓解变量间反向因果关系的可能,解决这类潜在的内生性偏误,本文参照钱丽等^[24]的研究方法,选取同一年份同一省份其他企业 ESG 表现的均值(Mean_ESG)作为工具变量,ESG 评级受位置特征影响,同省份其它企业的 ESG 表现对该企业 ESG 表现具有一定影响,但是对绿色创新没有直接影响,满足工具变量相关性和外生性要求。另外,本文还参考巴曙松等^[2]和石玉堂等^[8]的做法,将儒家文化(confu)作为工具变量,以上市公司注册地 200 km 内的孔庙数量作为衡量方式。儒家思想强调“仁义礼智信”等伦理准则,与 ESG 的利他属性相契合,能够从道德层面提升企业的社会责任意识,促进企业自愿披露高质量 ESG 信息。儒家文化在企业所在地的强度会对 ESG 评级产生影响,同时,儒家文化以孔庙数量为代表,属于历史遗留的文化地理变量,与绿色创新无直接联系,满足外生性要求。

本文借助上述两组工具变量,运用两阶段最小二乘法进行研究,回归结果见表 5。第一阶段,列(1)回归系数在 1%水平显著且为正,证实 ESG 与 Mean_ESG 之间存在相关性;列(3)儒家文化的回归系数为 0.045,在 1%的水平上显著,与 ESG 正相关。且两组工具变量 Kleibergen-Paap rk LM 均在 1%水平上显著,排除变量不可识别问题;Cragg-Donald Wald F 检验结果,

均排除弱工具变量问题;过度识别检验中,Sargan J 统计量的 P 值不显著,不拒绝工具变量外生性的假设,Mean_ESG 和 confu 具有有效性。列(2)第二阶段的变量系数为 0.178,企业 ESG 对绿色创新具有

正向影响,且保持在 1%显著性水平;列(4)ESG 系数为 0.319,同样在 1%水平显著为正,表明在缓解内生性问题后,解释变量系数与基准回归结果保持一致,进一步验证了研究结论的稳健性。

表 5 工具变量法回归结果

Tab. 5 Instrumental variable regression results

变量	(1) ESG	(2) Green	(3) ESG	(4) Green
ESG		0.178*** (0.041)		0.319*** (0.096)
Mean_ESG	0.458*** (0.029)			
confu			0.045*** (0.007)	
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes
Constant	-2.894*** (0.184)	-2.533*** (0.145)	-1.192*** (0.143)	-2.385*** (0.175)
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry FE	Yes	Yes	Yes	Yes
Kleibergen-Paap rk LM	265.975***		38.251***	
Cragg-Donald Wald F	247.615		38.193	
Sargan J	0.1934		0.1934	
样本量	29 990	29 990	29 991	29 991
Adj. R^2	0.160	0.205	0.151	0.202

3.3 异质性检验

上述的基准回归与稳健性分析结果,证实了全样本范围内 ESG 对绿色创新的正向影响关系,但不同企业所掌握的资金、技术等资源存在差距,这些是企业提高 ESG 表现、开展绿色创新活动的关键要素。因此 ESG 表现与绿色创新的关系在不同类型企业之间的显著程度会存在异质性。本文从企业规模、行业类型和要素集中度三个层面进行分样本分析,实证结果详见表 6。另外,本文对三类分组还分别做了调节异质性检验(结果详见本文电子版附录 A)。检验结果显示,各组虚拟变量与 ESG 的交互项均显著,且系数方向符合预期,印证了这三个类别组间是存在差异性的。

3.3.1 企业规模

为了探究企业 ESG 表现对不同规模企业绿色创新的影响,本文参考任保全和李家阳^[25]的做法,以企业总资产的自然对数作为企业规模的衡量标准,并将企业规模最大的 30% 定义为大型企业,其

他为中小型企业,前者标为 1,后者标为 0。结果如表 6 列(1)与(2)所示,ESG 表现对两类企业的绿色创新均产生正面影响,并通过 1% 的显著性水平检验,似无相关检验的 P 值为 0.000,通过了组间系数差异检验,大型企业与中小型企业的回归结果存在明显差异。大型企业的回归系数为 0.075,明显高于中小型企业,说明这种正面影响在大型企业中强度更高。导致这种情况的潜在原因是:大型企业相较中小型企业而言,拥有更加丰厚的流动资金、研发人才储备和基础设施,会积极地调用资源去提升 ESG 表现,投入更多的研发资金开展绿色创新活动,而中小型企业则面临融资与资源约束,其 ESG 表现只能满足于符合行业规范,其战略发展更趋于短期与保守,并无余力去开展周期长、风险大的绿色创新。另一方面,监管机构与社会大众的关注点大多集中于大型企业,中小型企业面对的外部压力较小,绿色创新的外部推力与内部动力不足;与之相

反,大型企业往往面临更多的信息披露压力,倒逼其主动提升 ESG 表现以塑造良好的企业形象,规避声誉风险的同时,利益相关者的资源向其倾斜,更好地促进该类企业发展实质性绿色创新。

3.3.2 行业污染程度

为探究 ESG 表现对绿色创新的影响是否存在不同类型行业中存在差异,本文将环保部 2008 年公布的《上市企业环境核查分类管理名录》中规定的 14 个污染行业与 2012 年公布的《上市公司企业行业分类指引》进行匹配,对企业进行分类,属于重污染企业为 1,否则为 0。结果如表 6 列(3)与(4)所示,似无相关检验的 P 值为 0.003,通过了组间系数差异检验,而相对于重污染企业,非重污染企业的回归系数更大,为 0.057,其 ESG 实践促进绿色创新的增长趋势更为明显。造成这一差异的原因是:重污染企业的环境合规成本占比较大,可能很难承受增加绿色创新投入的资金压力。正因如此,污染严重的企业更难进行技术革新,反而依赖现有的生产设备以及工艺流程,更愿意在后期进行污染治理,不愿在根本上改进相关环保技术,陷入恶性循环;至于非重污染企业,通常处于产业链下游,环保成本压力较小,但面临更激烈的市场竞争以及消费者环保偏好压力,因而更注重建立 ESG 优势,提升绿色创新水平,实现差异化竞争。

3.3.3 要素密集度

企业的生产要素密集程度不同,意味着其掌握的资源和战略发展方向也有所不同。本文参考尹美群等^[26]的做法,根据中国证监会 2012 行业分类标准,将样本企业划分为技术密集型、资本密集型以及劳动密集型企业三类。回归结果如表 6 列(5)~(7)所示,三者 ESG 表现的系数均在 1%的水平显著为正,似无相关检验的 P 值为 0.000,通过了组间系数差异检验。其中技术密集型企业 ESG 的回归系数最大,为 0.074,资本密集型企业次之,而劳动密集型企业的回归系数最小,这表明技术密集型行业中,ESG 表现对绿色创新的积极影响最为显著。

技术密集型企业的行业定位就是研发与创新,他们具有高端的技术设备以及完备的高科技技术人才,ESG 理念中的环境目标为其提供了绿色循环的技术研发方向,促使该领域企业将更多人才、资金等资源投入绿色创新,展现该类企业可持续发展优势,增强自身竞争力。资本密集型企业融资压力小,主要为能耗、制造业行业,会面对更严格的环保合规要求,这也促使其加大 ESG 投入,推动生产流程的绿色化改造,但此类过程创新实现的效益不如技术密集型企业。劳动密集型企业核心竞争力是大量的低成本劳动力,缺乏资金与技术资源赋能,长期依赖人口红利,导致其绿色创新的动力大打折扣,更难形成具有竞争力的绿色产品创新。

表 6 异质性检验结果

Tab. 6 Heterogeneity analysis results

变量	(1)大型企业 Green	(2)中小型 企业 Green	(3)重污染 企业 Green	(4)非重污 染企业 Green	(5)技术密 集型企业 Green	(6)资本密 集型企业 Green	(7)劳动密 集型企业 Green
ESG	0.075*** (0.009)	0.036*** (0.004)	0.031*** (0.007)	0.057*** (0.005)	0.074*** (0.007)	0.048*** (0.009)	0.018*** (0.004)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Constant	-4.738*** (0.232)	-1.423*** (0.168)	-3.932*** (0.416)	-2.412*** (0.118)	-3.388*** (0.298)	-3.574*** (0.189)	-1.357*** (0.169)
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	9 207	20 784	6 664	23 322	14 347	5 332	9 996
Adj. R^2	0.311	0.148	0.209	0.216	0.241	0.183	0.169
组间系数差异	$P=0.000$ ***		$P=0.003$ ***		$P=0.000$ ***		

4 影响机制分析

基准回归结果表明,ESG 表现对企业绿色创新呈正向影响,经多次稳健性检验的结论均成立。为进一步检验企业 ESG 表现影响企业绿色创新的作

用渠道,本文从融资约束效应、分析师关注两方面验证其中介传导机制,现构建以下中介效应模型,对假设 2、3 进行检验。

$$M_{it} = \beta_0 + \beta_1 E_{it} + \beta_2 C_{it} + \delta_i + \mu_t + \epsilon_{it} \quad (2)$$

$$G_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 E_{it} + \gamma_2 M_{it} + \gamma_3 C_{it} + \delta_i + \mu_t + \epsilon_{it} \quad (3)$$

式中, M_{it} 为机制变量,其中包括融资约束和分析师关注,其余变量与上文相同。

独立的中介变量研究会忽视中介变量之间的联系,为了进一步探究融资约束与分析师关注在 ESG 表现与企业绿色创新中的多重中介效应,构建链式中介效应模型,对假设 4 进行检验:

$$S_{it} = \rho_0 + \rho_1 E_{it} + \rho_2 C_{it} + \delta_i + \mu_t + \epsilon_{it} \quad (4)$$

$$A_{it} = \sigma_0 + \sigma_1 E_{it} + \sigma_2 S_{it} + \sigma_3 C_{it} + \delta_i + \mu_t + \epsilon_{it} \quad (5)$$

$$G_{it} = \tau_0 + \tau_1 E_{it} + \tau_2 S_{it} + \tau_3 A_{it} + \tau_4 C_{it} + \delta_i + \mu_t + \epsilon_{it} \quad (6)$$

其中,上式中 S_{it} 为融资约束, A_{it} 为分析师关注,其余变量与上文相同。

4.1 融资约束

基于上述理论分析,融资约束在 ESG 表现影响绿色创新时起到中介传导作用。根据表 7 报告的中介效应检验结果,列(1)的回归系数为 -0.013,在 1%水平上显著且为负,说明 ESG 表现可以缓解融资约束。

表 7 融资约束的影响机制检验

Tab. 7 Mediation effect test of financing constraints

变量	(1)	(2)
	SA	Green
ESG	-0.013*** (0.002)	0.049*** (0.004)
SA		-0.195*** (0.014)
Controls	Yes	Yes
Constant	4.285*** (0.042)	-1.831*** (0.119)
Year FE	Yes	Yes
Industry FE	Yes	Yes
样本量	29 991	29 991
Adj. R ²	0.256	0.211

列(2)是将 ESG 和融资约束共同纳入企业绿色创新后的回归结果,估计系数均是 1%的显著性水平,其中 ESG 的回归系数为正数 0.049,而融资约束的回归系数为 -0.195,系数为负,这说明具有 ESG 优势的企业可以通过缓解融资约束来促进绿色创新,研究假设 2 得以验证。融资约束这一中介效应产生的原因是:ESG 报告披露了重要的非财务信息,包括环境治理、社会责任等,弥补了投资方对

企业的信息差,增长其对企业绿色项目的投资信心,增加资金投入的可能性;ESG 表现良好的企业不仅更易获得市场投资者的信赖,也能得到政府相应的环保补贴以及税收减免,还有金融机构专设的 ESG 融资工具,这些优势都能帮助企业降低融资成本,突破企业面对绿色创新项目的资金屏障。

4.2 分析师关注

本文还考察了分析师关注在企业 ESG 与绿色创新关系中起到的中介效应,结果如表 8 所示。根据列(1)可知,ESG 表现的回归系数为 0.1,在 1%显著性水平上为正,可见 ESG 优势企业能提高分析师的关注度。列(2)展示了将 ESG 以及分析师关注共同纳入企业绿色创新后的回归结果,回归系数均是 1%显著为正,ESG 系数为 0.047,分析师关注的回归系数为 0.043,结果验证了研究假设 3,分析师关注在 ESG 表现影响绿色创新过程中,起到了中介传导作用。

表 8 分析师关注的影响机制检验

Tab. 8 Mediation effect test of analyst coverage

变量	(1)	(2)
	ANA	Green
ESG	0.100*** (0.006)	0.047*** (0.004)
ANA		0.043*** (0.004)
Controls	Yes	Yes
Constant	-8.649*** (0.154)	-2.295*** (0.108)
Year FE	Yes	Yes
Industry FE	Yes	Yes
样本量	29 991	29 991
Adj. R ²	0.451	0.209

资本市场可持续发展投资偏好 ESG 优势企业,而这类企业也更容易获得分析师的关注。分析师会分析企业 ESG 报告,专业解读其中披露的各方面信息,帮助投资者更全面地了解企业 ESG 表现;除此之外,持续的分析师跟踪形成外部监督机制,有效识别“漂绿”行为,减少企业弄虚作假行为,促进其开展实质性绿色创新,更易获得投资者青睐,得到长期资金支持,为绿色创新提供稳定的资源保障。

4.3 融资约束与分析师关注的链式中介效应

本文还就融资约束与分析师关注的链式中介作用进行实证分析,结果如表 9 所示,融资约束的独立

中介效应与前文一致,不再赘述。

表 9 链式多重中介效应检验结果

Tab. 9 Results of the serial multiple mediation analysis

变量	(1)	(2)	(3)
	SA	ANA	Green
ESG	-0.013*** (0.002)	0.096*** (0.006)	0.045*** (0.004)
SA		-0.270*** (0.021)	-0.184*** (0.014)
ANA			0.039*** (0.004)
Controls	Yes	Yes	Yes
Constant	4.285*** (0.042)	-7.490*** (0.179)	-1.538*** (0.123)
Year FE	Yes	Yes	Yes
Industry FE	Yes	Yes	Yes
样本量	29 991	29 991	29 991
Adj. R ²	0.256	0.453	0.213

列(2)ESG的回归系数为0.096,融资约束的回归系数为-0.270,两者均在1%的水平上显著,可见ESG表现可以提升分析师关注度,且通过缓解融资约束也有助于提升分析师关注。由列(3)可知,ESG和分析师关注系数均1%显著为正,融资约束

系数1%显著为负。这表明ESG与绿色创新间存在融资约束与分析师关注的链式传导路径。金融机构在进行风险评估与信贷审批时,会纳入ESG指标,ESG表现良好的企业更易获得融资便利,缓解融资压力,提升企业可持续发展潜力,进而吸引分析师的持续关注,减少企业与利益相关者的信息偏差,为企业的绿色创新活动带来持续稳定的资本支持与正向积极的市场预期,有益于企业可持续发展与低碳转型,假设H₄得到验证。

另外,为进一步检验中介效应是否存在,本文还采用Bootstrap法检验中介效应,重复抽样1000次,结果见表10,各条路径中介效应的95%置信区间均不包含0,结果均显著。总中介效应系数为0.00441,融资约束和分析师关注的独立中介效应分别为-0.00063、0.00467,相比之下,分析师关注在ESG与绿色创新的关系中发挥的中介效应更强;融资约束与分析师关注的链式中介效应为0.00014,独立中介效应都强于多重链式中介效应。总体来说,ESG表现良好的企业可以通过缓解融资约束和提高分析师关注来促进其绿色创新发展,这进一步佐证了研究假设2、3、4成立。

表 10 中介效应检验 Bootstrap 分析结果

Tab. 10 Bootstrap analysis results for mediation effect testing

效应路径	效应值	标准误	95%置信区间	
			下限	上限
直接效应	0.05120	0.00392	0.04351	0.05900
ESG→SA→Green	-0.00063	0.00009	-0.00082	-0.00045
ESG→ANA→Green	0.00467	0.00048	0.00374	0.00561
ESG→SA→ANA→Green	0.00014	0.00003	0.00009	0.00018
总间接效应	0.00441	0.00044	0.00354	0.00528
总效应	0.05561	0.00441	0.04697	0.06425

5 结论与建议

本文选取2010—2022年中国A股上市企业作为数据样本,旨在探究企业ESG表现与绿色创新两者之间的关系及其影响机理。实证表明:第一,ESG表现好的企业,会更加积极地开展绿色创新的技术开发活动,本文经过多种稳健性检验后,研究结论依然成立;第二,良好的ESG表现可以通过缓解融资约束、提高分析师关注度来提升企业的绿色创新水平,且存在“ESG→融资约束→分析师关注→绿色创新”的链式传导路径;第三,ESG对绿色创新的影响

具有异质性,其中大型企业、非重污染企业、技术密集型企业的正向影响效果更为显著。

基于上述研究结论,提出以下建议。

第一,完善ESG评级体系建设,鼓励企业开展绿色创新。企业应该在战略规划体系中贯彻ESG理念,加强管理层的可持续发展观念和ESG专业知识,企业高层应充分认识到ESG投入并非单纯的合规成本,而是能吸引研发资源、形成长期技术优势的战略投资。特别是中小型企业、非重污染企业与劳动密集型企业,更应加强ESG治理体系建设,积极与市场投资者、供应商等利益相关方展开合作,充分

利用资金、技术资源,加强绿色技术研发的长期资源保障,推进可持续发展进程。另外,监管部门需要推动 ESG 信息披露制度体系建设,建立环境违规黑名单,加强 ESG 信息披露的有效性,通过实质性的奖惩机制进行高效监督,控制企业投机取巧行为,减少 ESG“漂绿”问题。加快符合我国国情的 ESG 标准建设,分区域建立 ESG 信息共享平台,提高信息透明度,发挥市场竞争机制对绿色创新的推动作用。

第二,拓宽 ESG 行为的融资渠道,缓解融资约束驱动绿色创新。金融机构应当创新 ESG 导向的融资服务,建议银行业机构设计 ESG 相关金融产品,针对 ESG 表现优异的企业,开通贷款快速审批通道,给予绿色创新项目的贷款利率优惠,降低企业绿色创新的资金压力;借鉴国外经验,将 ESG 评级水平纳入信贷决策模型,提高资本配置效率,促进绿色技术创新。政府部门应对绿色创新表现出色的企业,落实研发费用加计扣除等激励政策,激发企业开展绿色创新活动的主动性;对高污染、资本密集型行业,增加环保技术升级补贴政策,鼓励其积极开展技术革新。企业应定期发布经过独立机构验证的优质 ESG 报告,以便吸引市场投资者的资金有效流向绿色创新部门。

第三,充分发挥分析师外部监督与市场治理功能。首先,提升分析师在 ESG 与绿色创新领域的综合素质。监管机构与行业协会应积极开展相关专题的系统培训,将 ESG 关键指标纳入分析师绩效考核体系,使得分析师不再局限于对企业财务数据的解读,而是重视量化企业环境、社会以及治理等体现可持续发展维度的评估指标,并基于此形成更为标准化与权威性的研究报告。其次,投资者除了考察企业 ESG 评级之外,更要关注分析师出具的深度 ESG 研报,以便精准识别那些真正将 ESG 融入绿色创新战略的优质企业,资金的注入也激励此类企业加大绿色创新的研发投入,形成良性循环。最后,企业不应仅仅满足于发布合规的 ESG 披露报告,尤其是中小型企业、劳动密集型企业等,更应主动与分析师深度沟通,了解 ESG 评级标准以及高质量 ESG 企业的优势,以便更有针对性地调整本企业的 ESG 与绿色创新的战略发展方向,以塑造环保、有责任感的良好形象,从而提升企业在市场上的长期价值。

参考文献:

[1] Zhan Huawang, Shen Huayu, Guo Hui. Research on the impact of ESG scores on corporate substantive and strategic Green innovation[J]. Innovation and Green Development, 2025, 4(1): 100194.

- [2] 巴曙松, 俞欣屹, 赵文耀. 企业 ESG 评级与绿色创新——来自中国上市公司的微观证据[J]. 金融经济研究, 2025, 40(1): 13-25.
Ba Shusong, Yun Xinyi, Zhao Wenyao. Corporate ESG ratings and Green innovation: micro-evidence from Chinese listed firms[J]. Financial Economics Research, 2025, 40(1): 13-25.
- [3] Cao Yifei, Li Yujia, Xia Zhiyi, et al. Sustainable institutional investors and Green innovation: evidence from Chinese listed firms[J]. Emerging Markets Finance and Trade, 2025, 61(4): 925-939.
- [4] Yang Jiayi, Zuo Zhili, Li Yonglin, et al. Manufacturing enterprises move towards sustainable development: ESG performance, market-based environmental regulation, and Green technological innovation[J]. Journal of Environmental Management, 2024, 372: 123244.
- [5] 武永霞, 剡霏. ESG 责任履行、绿色创新与企业价值[J]. 统计与决策, 2024, 40(7): 178-182.
- [6] 张小溪, 马宗明. 双碳目标下 ESG 与上市公司高质量发展——基于 ESG“101”框架的实证分析[J]. 北京工业大学学报(社会科学版), 2022, 22(5): 101-122.
Zhang Xiaoxi, Ma Zongming. ESG and high-quality development of China's listed companies under the dual carbon goal: an empirical analysis based on the ESG “101” framework[J]. Journal of Beijing University of Technology (Social Sciences Edition), 2022, 22(5): 101-122.
- [7] 赵娜, 何玉. ESG 表现对流通企业债务融资成本的影响——基于市场竞争的调节效应[J]. 商业经济研究, 2025(6): 155-158.
- [8] 石玉堂, 王晓丹, 郭跃, 等. ESG 评级何以实现企业绿色创新“增量提质”[J]. 科学学与科学技术管理, 2024, 45(11): 162-179.
Shi Yutang, Wang Xiaodan, Guo Yue, et al. How ESG rating can achieve “incremental quantity improvement” in corporate Green innovation[J]. Science of Science and Management of S. &. T., 2024, 45(11): 162-179.
- [9] Wang Danni, Wang Tingwei. Does ESG information disclosure improve Green innovation in manufacturing enterprises? [J]. Sustainability, 2025, 17(6): 2413.
- [10] Chen Xu, Yu He. The impact of ESG performance on Green technology innovation: a moderating effect based on digital transformation [J]. Sustainability, 2025, 17(7): 3170.
- [11] Peng Dan, Kong Qunxi. Corporate Green innovation under environmental regulation: the role of ESG ratings and Greenwashing[J]. Energy Economics, 2024, 140: 107971.
- [12] 黄世忠. ESG 报告的“漂绿”与反“漂绿”[J]. 财会月刊, 2022(1): 3-11.

- [13] 张学慧,穆国英,韩飞,等. ESG分歧对企业绿色创新的影响——基于公司治理与外部融资视角[J]. 科学管理研究,2024,42(5):98-107.
Zhang Xuehui, Mu Guoying, Han Fei, et al. The influence of ESG disagreement on enterprise Green innovation—from the perspective of internal governance and external financing[J]. Scientific Management Research, 2024, 42(5): 98-107.
- [14] 刘彩霞. 企业 ESG 表现与绿色技术创新[J]. 技术经济与管理研究,2024(11):30-35.
Liu Caixia. Corporate ESG performance and Green innovation development[J]. Journal of Technology Economics and Management Research, 2024(11): 30-35.
- [15] 王新红,郭丹萍. ESG表现与绿色创新——基于制造业上市公司的经验数据[J]. 会计之友,2024(23):28-35.
- [16] 陈超凡,李文博,关成华. 可持续评价与企业绿色创新——来自中国A股上市公司ESG表现的实证证据[J]. 北京师范大学学报(社会科学版),2024(5):104-115.
Chen Chaofan, Li Wenbo, Guan Chenghua. The sustainability evaluation and the corporate Green innovation: the empirical evidence from the ESG performance of Chinese A-share listed companies[J]. Journal of Beijing Normal University (Social Science Edition), 2024(5): 104-115.
- [17] 於流芳,唐梦婷. 企业 ESG 表现、融资成本与绿色技术创新[J]. 哈尔滨商业大学学报(社会科学版),2024(3):64-79.
Yu Liufang, Tang Mengting. Corporate ESG performance, financing costs and Green technology innovation[J]. Journal of Harbin University of Commerce (Social Science Edition), 2024(3): 64-79.
- [18] Zhang Zhihe, Hou Yufei, Li Zixuan, et al. From symbolic to substantive Green innovation: how does ESG ratings optimize corporate Green innovation structure[J]. Finance Research Letters, 2024, 63:105401.
- [19] 王分棉,贺佳. 地方政府环境治理压力会“挤出”企业绿色创新吗? [J]. 中国人口·资源与环境,2022,32(2):140-150.
Wang Fenmian, He Jia. Will local governments' environmental governance pressure “crowd out” firms' Green innovation? [J]. China Population, Resources and Environment, 2022, 32(2): 140-150.
- [20] 巴曙松,徐鹏越. ESG表现对制造业企业创新影响的统计检验[J]. 统计与决策,2024,40(14):161-166.
Ba Shusong, Xu Pengyue. A statistical test of the impact of ESG performance on innovation of manufacturing enterprises[J]. Statistics and Decision, 2024, 40(14): 161-166.
- [21] 徐霓妮,王朋吾,刘雨霏. ESG表现对企业创新绩效影响的实证检验[J]. 统计与决策,2024,40(19):184-188.
- [22] 屠萍萍. “双碳”目标下 ESG 与企业创新发展研究——基于内部控制质量的中介效应[J]. 价格理论与实践,2024(11):144-148,225.
Tu Pingping. Research on ESG and corporate innovation development under the “dual carbon” goals: mediating effect based on internal control quality[J]. Price: Theory & Practice, 2024(11): 144-148, 225.
- [23] 孙瑞孜,张志. ESG表现对企业创新能力的影响——基于融资约束的中介效应[J]. 科技和产业,2025,25(16):234-242.
Sun Ruizi, Zhang Zhi. Impact of ESG performance on enterprise innovation capability: mediating effect based on financing constraints[J]. Technology and Industry, 2025, 25(16): 234-242.
- [24] 钱丽,严润玥,肖仁桥. 企业 ESG 表现对绿色创新质量的影响及作用机制[J]. 科技进步与对策,2025,42(15):108-118.
Qian Li, Yan Runyue, Xiao Renqiao. The impact of enterprise ESG performance on the quality of Green innovation and its mechanism[J]. Science & Technology Progress and Policy, 2025, 42(15): 108-118.
- [25] 任保全,李家阳. ESG表现与企业绿色创新结构——来自A股上市公司的证据[J]. 现代管理科学,2024(3):129-138.
- [26] 尹美群,盛磊,李文博. 高管激励、创新投入与公司绩效——基于内生性视角的分行业实证研究[J]. 南开管理评论,2018,21(1):109-117.
Yin Meiqun, Sheng Lei, Li Wenbo. Executive incentives, innovation input and corporate performance: an empirical study based on endogeneity and industry categories[J]. Nankai Business Review, 2018, 21(1): 109-117.

(责任编辑 王卫勋)

附录 A 调节异质性检验及结果

1) 企业规模：设置虚拟变量 LargeFirm，大型企业设为 1，中小型企业设为 0，形成 ESG 与其虚拟变量的交互项 ESG&firm，观察交互项的结果在 1%水平显著为正。本文分组异质性结果是大型企业影响效果明显高于中小型企业，符合预期。

2) 行业污染：设置虚拟变量 pollution，重污染企业设为 1，非重污染企业设为 0，形成 ESG 与其虚拟变量的交互项 ESG&pollu，观察交互项的结果在 1%水平显著为负。本文分组异质性结果是非重污染企业的促进效果更强，符合预期。

3) 要素密集度：设置两组虚拟变量技术密集型、资产密集型，分别设为 1，其他为 0，形成 ESG 与其虚拟变量的交互项 ESG&tech、ESG&asset，观察交互项的结果均在 1%水平显著为正，技术密集度与 ESG 的交互项更大，与本文分组异质性结果一致。技术密集型企业的促进效果最大，资本密集型企业次之，而劳动密集型企业最小。

检验结果见附表 A1。

附表 A1 调节异质性检验结果

Tab.A1 Heterogeneity test results of moderation

	(1)企业规模		(2)行业污染		(3)要素密集度
	Green		Green		Green
ESG&firm	0.069*** (0.008)	ESG&pollu	-0.033*** (0.008)	ESG&tech	0.081*** (0.008)
LargeFirm	-0.383*** (0.035)	pollution	0.111*** (0.036)	ESG&asset	0.058*** (0.011)
ESG	0.027*** (0.005)	ESG	0.061*** (0.005)	ESG	0.003 (0.006)
Size	0.125*** (0.005)	Size	0.105*** (0.004)	Size	0.110*** (0.004)
ROA	0.340*** (0.073)	ROA	0.295*** (0.073)	ROA	0.259*** (0.073)
Lev	0.086*** (0.026)	Lev	0.067*** (0.026)	Lev	0.083*** (0.025)
Cashflow	0.196*** (0.033)	Cashflow	0.179*** (0.033)	Cashflow	0.184*** (0.033)
Fix	-0.168*** (0.031)	Fix	-0.175*** (0.031)	Fix	-0.175*** (0.031)
Growth	-0.046*** (0.011)	Growth	-0.049*** (0.011)	Growth	-0.051*** (0.011)
Board	0.062*** (0.019)	Board	0.066*** (0.019)	Board	0.059*** (0.019)
Top	-0.146*** (0.025)	Top	-0.147*** (0.026)	Top	-0.142*** (0.025)
Dual	0.035*** (0.008)	Dual	0.037*** (0.008)	Dual	0.034*** (0.008)
				tech	-0.166*** (0.036)
				asset	-0.198*** (0.047)
Constant	-3.012*** (0.127)		-2.724*** (0.104)		-2.635*** (0.105)
Year FE	Yes		Yes		Yes
Industry FE	Yes		Yes		Yes
样本量	29 991		29 986		29 991
Adj.R ²	0.209		0.206		0.214

注：*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著。