

# 企业 ESG 表现对绿色创新绩效的影响 \*

## ——基于媒体倾向度与关注度的调节作用

段 润

**[摘 要]**“企业良好的 ESG（环境、社会责任、公司治理）表现显著促进绿色创新绩效”这一结论已在其他很多研究中获得验证，但既有研究多聚焦于企业内生特征，缺乏考察外部环境压力的差异化影响。有鉴于此，本文在传统异质性分析框架基础上，引入媒体倾向度与媒体关注度作为外部调节变量，并选取研发投入和融资成本作为两个中介路径，采用 2009—2023 年中国 A 股上市公司数据，运用多元回归分析模型进行检验，系统考察企业 ESG 表现对绿色创新绩效的影响机制，并充分洞察外部治理因素对企业绿色创新的异质性影响。研究同样发现，企业良好的 ESG 表现显著促进了绿色创新绩效，该结论在经过一系列稳健性检验后依然成立。进一步的机制分析表明，ESG 表现通过降低企业债务融资成本而非提升研发投入来驱动绿色创新；媒体倾向度与媒体关注度在 ESG 与绿色创新关系中发挥显著的调节作用，且该调节效应具有滞后性与行业异质性。本文拓展了 ESG 与绿色创新关系的研究视角，揭示了媒体作为外部治理机制在推动企业绿色转型中的重要作用，并提出强化 ESG 信息披露质量、引导媒体理性报道、实施差异化政策和优化融资环境等对策建议，为企业绿色转型与相关部门精准施策提供更为坚实的理论支撑与实证依据。

**[关键词]** ESG 绿色创新绩效 媒体倾向度 媒体关注度 行业异质性

**[中图分类号]** F272.5；X322 **[文献标志码]** A **[文章编号]** 1009-8461(2026)02-150-20

### 一、引言

绿色发展是高质量发展的底色，新质生产力本身就是绿色生产力。绿色创新是指企业以提升资源利用效率和降低环境负外部性为目标所实施的技术创新、管理创新及商业模式创新等系统性

---

\* 作者简介：段润，广东省社会科学院文化产业研究所，邮编：510635，邮箱：carrotmiao@126.com。

基金项目：广东省哲学社会科学规划项目“企业异质性视角下 ESG 表现对绿色创新绩效的影响及政策优化研究”（GD24CGL43）。

创新活动（姚圣和陈龚忆，2024），是促进绿色化、智能化发展的关键变量（史守林，2025），在协调生态保护与经济增长方面发挥着关键性作用（翟华云等，2025）。我国将绿色创新置于国家发展战略高度，相继出台一系列政策文件，强调绿色技术创新在推动绿色低碳发展中的核心作用，为企业绿色创新提供了有力政策支撑。

企业是绿色创新的主体，承担着推动经济可持续发展和环境保护的重要责任。既有研究认为，企业绿色创新实践受内外部多重因素的共同驱动与影响。在内部因素方面，主要包括管理层的战略决策偏好、组织文化的价值导向以及行业同群效应的模仿压力；在外部因素方面，则主要涉及政策制度环境的激励约束机制和融资约束条件的限制作用（李维安等，2023）。作为整合了可持续发展目标与企业长期价值创造的评估框架的ESG（环境、社会责任、公司治理），为洞察企业内部治理机制与绿色创新的内在关联，为从外部市场环境与制度压力视角解析企业绿色创新驱动因素，提供了新的视角。

ESG是一种将环境（environment）、社会责任（social responsibility）与公司治理（governance）相整合的新型企业运营模式，亦是当前国际层面衡量企业可持续发展能力的关键指标（Burke，2022）。ESG实践通过双重路径影响企业绿色创新。在投入方面，通过缓解融资约束、优化资源配置等机制提高创新投入（Zhang et al., 2020；林炳洪和李秉祥，2023）；在产出方面，ESG评级可能促使企业倾向于追求绿色创新的数量，而降低其质量（刘柏等，2023）。值得注意的是，ESG的创新效应呈显著的异质性特征，受企业产权性质、行业属性、绩效水平以及成长周期等多重因素调节。就企业性质而言，国有企业的ESG表现改善对绿色技术创新的促进作用更强，而非国有企业的ESG表现改善对普通技术创新的促进效应更强。在行业差异方面，ESG表现对绿色创新的促进效应在制造业与生产性服务业中表现得更为明显，而在消费性服务业与公共性服务业中则不显著。在行业类型上，重污染企业的ESG表现改善对技术创新的促进效应更突出，非重污染企业、高科技企业的ESG表现改善对绿色技术创新的提升作用更为明显。此外，处于成长期和成熟期的企业，其ESG表现改善对技术创新的促进效应更为显著（Tan & Zhu, 2022；周兵等，2023；魏文娟等，2025；李雅倩和胡曲应，2025；黄宏斌等，2025）。然而，既有研究多聚焦于企业内生特征的异质性分析，未能充分考察外部环境压力对企业绿色创新行为的差异化影响机制。本研究在传统异质性分析框架基础上，引入媒体倾向度与媒体关注度作为外部调节变量，探讨二者对ESG表现与绿色创新绩效的调节作用，并进一步探讨基于行业异质性的差异化影响。

本研究的边际贡献在于：（1）在理论层面，本研究引入媒体倾向度与媒体关注度作为外部调节变量，探讨其对企业ESG表现与绿色创新绩效关系的调节作用，突破了既有研究聚焦于企业内生特征的异质性分析的局限，为揭示企业绿色创新行为的外部影响机制，拓展了ESG与绿色创新关系研究的边界；（2）在实践层面，本研究揭示了基于行业异质性的差异化影响，发现不同行业在媒体倾向度和媒体关注度的调节作用下呈现出显著差异，尤其是在非环境敏感型行业中，媒体倾向性与关注度对ESG与绿色创新之间的关系具有更显著的影响，这一研究发现为制定具有行业差异化的绿色创新政策提供了有力的理论依据，对于推动各行业在绿色转型过程中实现高质量发展具有重要的实践价值。

## 二、理论分析与研究假设

### （一）ESG 表现对绿色创新绩效的影响

信息理论认为，良好的 ESG 表现作为一种有效的信号传递机制，能够向市场释放积极的经营信号，从而积累声誉资本。同时，该表现有助于缓解信息不对称问题，进而降低企业的外部融资成本，对绿色创新产生更大的资源效应（明均仁等，2023）。利益相关者理论指出，企业的 ESG 实践可以达到管理者、员工、供应商、客户之间的利益平衡，将企业资源和关系网络重新进行整合，有助于提升企业的绿色创新水平（Donaldson & Preston, 1995）。委托代理理论认为，良好的 ESG 表现可以降低利益相关者搜集信息的成本，强化他们对管理层的监督职能，有助于建构与供应商、客户等利益相关者之间的信任关系，进而有效降低企业的运营成本，提升企业的风险承担水平，为绿色创新创造更多资源条件（Houston & Shan, 2022；彭百川等，2024）。据此，本研究提出假设：

H1：企业良好的 ESG 表现对其绿色创新绩效产生显著的促进作用。

### （二）媒体倾向度的调节作用及行业异质性影响

媒体是利益相关者了解和监督企业经营状况的重要途径（方明等，2024）。媒体通过搜集并披露企业的环境绩效信息，引导社会公众形成特定的认知框架与价值判断，进而对企业的绿色创新策略与行为选择施加影响（Chen et al., 2018）。但媒体的压力也可能使得企业为了消除负面报道而采取“漂绿”行为，从而阻碍绿色创新（项东和魏荣建，2022）。据此，本研究提出假设：

H2a：正面的媒体倾向度显著调节企业 ESG 表现对绿色创新绩效的影响；

H2b：负面的媒体倾向度显著调节企业 ESG 表现对绿色创新绩效的影响。

### （三）媒体关注度的调节作用及行业异质性影响

媒体关注通过增强 ESG 信息披露与绿色创新之间的关联，对绿色创新产生显著的调节效应（项东和魏荣建，2022）。不同行业的企业在 ESG 实践和绿色创新上的表现有所不同。既有研究发现，在国有企业、非专利密集型企业、重污染企业中，媒体关注显著促进 ESG 评级对企业绿色创新的影响（张玉明等，2021；方明等，2024）。据此，本研究提出假设：

H3a：在高媒体关注度的行业中，媒体关注度显著调节企业 ESG 表现对绿色创新绩效的影响；

H3b：在低媒体关注度的行业中，媒体关注度显著调节企业 ESG 表现对绿色创新绩效的影响。

## 三、研究方法

### （一）样本选择与数据来源

本文选取 2009—2023 年中国 A 股上市公司作为初始研究样本。为确保实证结果的可靠性与有效性，依据以下标准对样本进行筛选：1）剔除金融类上市公司；2）剔除被标记为 ST、\*ST

及PT公司；3）剔除变量存在缺失的样本。此外，为了消除极端值的异常影响，对连续变量进行1%的双向缩尾处理。本研究所用ESG评级数据源自Wind数据库；上市公司相关信息采集自Wind、CSMAR与CCER数据库；媒体数据则来源于中国研究数据服务平台（CNRDS）的财经新闻数据库。

## （二）变量定义

本研究的变量选取和定义如表1所示。其中：

1. 被解释变量。本研究的被解释变量为绿色创新绩效。参照明均仁等（2023）的研究，采用企业的绿色专利申请数量来定义其绿色创新绩效。由于专利申请量呈右偏分布，为避免无专利情况下的观测值损失，本研究参考柴尚蕾等（2024）的研究做法，为所有专利数据加1取自然对数。由于专利授权具有一定的时滞性，一般在专利申请后一年开始显现，本研究在参考方先明和胡丁（2023）做法的基础上，对绿色专利申请量采取前置一期的处理。

2. 解释变量。本文的核心解释变量为企业ESG表现，采用华证ESG评级体系进行测度。该评级共设AAA、AA、A、BBB、BB、B、CCC、CC、C九个等级，本研究中依次赋值为9至1分，分值越高表明企业的ESG表现越好。

3. 调节变量。本研究的调节变量为媒体倾向度和媒体关注度。媒体倾向度的测度借鉴李志斌等（2022）的研究方法，基于报刊财经新闻中正面、负面及中性报道的数量，采用Janis-Fadner系数（J-F系数）构建媒体倾向度指标，如式（1）所示。其中， $e$ 表示正面媒体报道数量， $c$ 表示负面媒体报道数量， $t$ 为上述二者数量之和。J-F系数的取值区间为[-1,1]。媒体关注度则采用年度财经新闻涉及企业名称的标题总数加1取对数。

$$\text{J-F 系数} \begin{cases} \frac{e^2 - ec}{t^2} & \text{if } e > c \\ \frac{ec - c^2}{t^2} & \text{if } e < c \\ 0 & \text{if } e = c \end{cases} \quad (1)$$

4. 中介变量。本研究选取研发投入和融资成本作为两个中介路径。研发投入采用研发支出总额占营业收入比例进行计算。融资成本参照Pittman & Fortin（2004）、周楷唐等（2017）的研究，采用企业利息支出占当年长短期负债平均值的比重进行计算。

5. 控制变量。参考蔡庆丰等（2020）、Tsang et al.（2021）的研究，本研究选取如下控制变量：公司规模、企业规模、资产负债率、总资产净利润率、净资产收益率、固定资产比率、营业收入增长率、管理费用率、机构投资者持股比例、托宾Q值、董事会规模、独立董事比例以及两职合一。为缓解内生性问题，减少共线性，本研究参考孟维福和杜梦雪（2025）、尤继远等（2025），对控制变量进行滞后一期处理。

表1 变量及其定义

变量类型	名称	符号	定义
被解释变量	绿色专利申请总量	GnApp	绿色专利申请总量加 1 取对数
解释变量	华证 ESG 评级	ESG	根据华证 ESG 评级, 赋值 1—9 分
调节变量	媒体倾向度	MT	J-F 系数
	媒体关注度	MA	新闻标题总量加 1 取对数
中介变量	研发支出占比	RD	研发支出总额 / 营业收入
	债务融资成本	COD	企业利息支出 / 当年长短期负债平均值
控制变量	资产负债率	LEV	总负债 / 总资产
	总资产净利润率	ROA	净利润 / 总资产
	净资产收益率	ROE	净利润 / 股东权益
	固定资产比率	FAT	固定资产净额 / 总资产
	营业收入增长率	Growth	(本年营业收入 - 上一年营业收入) / 上一年营业收入
	管理费用率	Ratio	管理费用 / 营业收入
	机构投资者持股比例	InstOwn	机构持股数量 / 总流通股数
	托宾 Q 值	TobinQ	市场价值 / 资产重置成本
	董事规模	Board	董事会总人数的自然对数
	独立董事比例	IndepR	独立董事人数 / 董事会总人数
	两职合一	Dual	董事长与总经理两职和一赋值为 1, 否则为 0
	产权性质	SOE	国有企业赋值为 1, 非国为 0
	公司规模	Size	总资产的自然对数
行业	Indust	行业虚拟变量	
年份	Year	年份虚拟变量	

### (三) 模型设计

首先, 为检验企业 ESG 表现对绿色创新绩效的影响, 即 H1, 设定如式 (2) 所示基准回归模型。

$$GnApp_{i,t+1} = \beta_0 + \beta_1 ESG_{i,t} + \sum \gamma Controls_{i,t-1} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

其次, 为检验媒体倾向度对企业 ESG 表现与绿色创新绩效关系的调节作用, 即 H2, 设定如式 (3) 所示调节作用模型。其中,  $\beta_2$  为调节变量的回归系数,  $\beta_3$  为调节效应的回归系数。下同。

$$GnApp_{i,t+1} = \beta_0 + \beta_1 ESG_{i,t} + \beta_2 MT_{i,t} + \beta_3 (ESG_{i,t} \times MT_{i,t}) + \sum \gamma Controls_{i,t-1} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

最后，为检验不同媒体关注度的行业的企业 ESG 表现对绿色创新绩效的影响，即 H3，设定如式（4）所示调节作用模型。

$$GnApp_{i,t+1} = \beta_0 + \beta_1 ESG_{i,t} + \beta_2 MA_{i,t} + \beta_3 (ESG_{i,t} \times MA_{i,t}) + \sum \gamma Controls_{i,t-1} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

#### 四、实证结果及分析

##### （一）描述性统计分析

从表 2 的描述性统计结果可以看出，样本上市公司绿色创新绩效相差较大，大多数企业的绿色专利申请量较低，少数极高；ESG 评分均值为 4.141，中位数为 4.000，分布较对称；媒体倾向度均值为 0.391，标准差为 0.428，中位数为 0.390，表明整体倾向略偏正面，不同企业的媒体倾向差异较大；媒体关注度最小值为 0，最大值为 7.090，中位数为 1.386，说明部分企业获得媒体关注度高。

表2 描述性统计结果

变量	样本量 (个)	均值	标准差	最小值	25 分位数	中位数	75 分位数	最大值
<i>GnApp</i>	44892	5.185	15.094	0	0	0	3.000	110.000
<i>ESG</i>	44892	4.141	0.905	1.500	3.750	4.000	5.000	6.000
<i>MT</i>	44892	0.391	0.428	-1.000	0.111	0.390	0.706	1.000
<i>MA</i>	44892	1.595	1.538	0	0	1.386	2.303	7.090
<i>RD</i>	44892	4.213	6.024	0	0	2.930	5.190	31.638
<i>COD</i>	44892	0.051	0.063	0	0.021	0.044	0.061	0.505
<i>LEV</i>	44892	-0.004	0.985	-1.755	-0.796	-0.026	0.720	2.290
<i>ROA</i>	44892	0.006	0.852	-3.452	-0.345	0	0.428	2.378
<i>ROE</i>	44892	0.061	0.131	-0.627	0.028	0.071	0.122	0.357
<i>FAT</i>	44892	-0.004	0.985	-1.293	-0.772	-0.195	0.533	3.035

(续表)

变量	样本量 (个)	均值	标准差	最小值	25 分位数	中位数	75 分位数	最大值
<i>Growth</i>	44892	0.216	0.618	-0.561	-0.034	0.101	0.267	3.718
<i>Ratio</i>	44892	0.087	0.069	0.008	0.042	0.069	0.110	0.414
<i>InstOwn</i>	44892	0.436	0.247	0.003	0.232	0.443	0.634	0.912
<i>TobinQ</i>	44892	2.018	1.255	0.840	1.250	1.621	2.277	8.243
<i>Board</i>	44892	2.117	0.197	1.609	1.946	2.197	2.197	2.639
<i>IndepR</i>	44892	37.664	5.300	33.330	33.330	36.360	42.860	57.140
<i>Dual</i>	44892	0.294	0.452	0	0	0	1.000	1.000
<i>Size</i>	44892	-0.002	0.974	-1.758	-0.701	-0.138	0.535	3.063

## (二) 基准回归分析

如表 3 所示固定企业特质、行业及年份的前提下, 将被解释变量前置一期进行回归分析, 得到样本量为 26466,  $R^2$  为 0.404, 解释了约 40.4% 的绿色专利申请总量的变异, 模型拟合良好, 且整体显著。ESG 评级对绿色专利申请总量具有显著的正向影响, ESG 评级较高的企业倾向于申请更多的绿色专利。由于绿色专利数据呈离散、右偏形态分布, 采用负二项回归进行检验, 得到的结论依然稳健。由此, H1 得到验证。此外公司规模、董事规模、资产负债率及总资产净利润率也显著促进绿色创新, 而固定资产结构和两职合一则产生抑制作用。

表3 基准回归结果

变量	系数	标准误	T 值	P 值
const	-0.187	0.150	-1.249	0.212
<i>ESG</i>	0.084	0.007	12.309	0.000 <sup>***</sup>
<i>LEV_L1</i>	0.037	0.010	3.905	0.000 <sup>***</sup>
<i>ROA_L1</i>	0.036	0.010	3.544	0.000 <sup>***</sup>
<i>ROE_L1</i>	0.001	0.032	0.015	0.988
<i>FAT_L1</i>	-0.040	0.007	-5.399	0.000 <sup>***</sup>
<i>Growth_L1</i>	0.000	0.000	0.019	0.985
<i>Ratio_L1</i>	0.248	0.136	1.828	0.068 <sup>*</sup>
<i>InstOwn_L1</i>	0.029	0.030	0.958	0.338
<i>TobinQ_L1</i>	0.009	0.013	0.650	0.516
<i>Board_L1</i>	0.106	0.042	2.499	0.013 <sup>**</sup>
<i>IndepR_L1</i>	0.001	0.001	0.561	0.575

(续表)

变量	系数	标准误	T 值	P 值
<i>Dual_L1</i>	-0.000	0.000	-2.812	0.005***
<i>State_L1</i>	-0.000	0.000	-1.585	0.113
<i>Size_L1</i>	0.577	0.016	36.182	0.000***

注：\*\*\*表示在1%水平下显著，\*\*表示在5%水平下显著，\*表示在10%水平下显著。下同。

### (三) 调节作用检验

#### 1. 媒体倾向度与媒体关注度的调节作用

对媒体倾向度进行标准化处理，将被解释变量分别前置一期、二期、三期进行回归分析，发现 ESG 对前置一至三期的绿色专利申请量均具有显著的正向作用，表明 ESG 对企业绿色创新的促进作用具有长期正向影响；媒体倾向度与 ESG 的交互项对前置一至三期的绿色专利申请量作用显著为正，在前置二期时最高 ( $t+1: \beta=0.0818, P<0.001; t+2: \beta=0.0891, P<0.001; t+3: \beta=0.0768, P<0.001$ )，表明媒体倾向度正向调节 ESG 与绿色创新的关系，即媒体的正面报道越多，ESG 对创新的促进作用越强。媒体关注度的调节作用随着时间而逐渐增强，在  $t+1$  期不显著， $t+2$  期边际显著， $t+3$  期达到 5% 显著性水平 ( $\beta=0.0128$ )，表明媒体关注度对 ESG 与创新关系的调节效应存在滞后性。具体如表 4 所示。

表4 ESG对绿色创新绩效的主效应及媒体倾向度与关注度的调节效应

变量	(1) t+1	(2) t+1	(3) t+1	(4) t+2	(5) t+2	(6) t+2	(7) t+3	(8) t+3	(9) t+3
const	-0.1867 (0.1495)	-0.1961 (0.1494)	-0.3072** (0.1487)	-0.2253 (0.1490)	-0.2359 (0.1490)	-0.3499** (0.1483)	-0.2926* (0.1552)	-0.3017* (0.1551)	-0.4202*** (0.1544)
ESG	0.0841*** (0.0068)	0.0862*** (0.0070)	0.0854*** (0.0068)	0.0889*** (0.0071)	0.0917*** (0.0071)	0.0904*** (0.0071)	0.0864*** (0.0072)	0.0888*** (0.0072)	0.0881*** (0.0072)
MT		0.1007*** (0.0152)			0.0976*** (0.0161)			0.0853*** (0.0164)	
MA			0.0713*** (0.0067)			0.0735*** (0.0070)			0.0749*** (0.0071)
ESG × MT		0.0818*** (0.0139)			0.0891*** (0.0145)			0.0768*** (0.0148)	
ESG × MA			0.0081 (0.0058)			0.0101* (0.0061)			0.0128** (0.0062)
控制变量	是								
行业 / 年份固定效应	是								

(续表)

变量	(1) t+1	(2) t+1	(3) t+1	(4) t+2	(5) t+2	(6) t+2	(7) t+3	(8) t+3	(9) t+3
Adj R <sup>2</sup>	0.4019	0.4032	0.4050	0.3939	0.3953	0.3970	0.3767	0.3776	0.3799
N	26466	26466	26466	26466	26466	26466	26466	26466	26466

## 2. 媒体倾向度与媒体关注度调节作用的异质性

为了进一步探讨媒体倾向度调节作用的异质性，本研究在对媒体倾向度进行极端值处理的基础上，分析正面媒体倾向度和负面媒体倾向度对企业 ESG 表现与绿色创新绩效的调节作用，发现在部分行业中，媒体倾向度发挥了调节作用，结论部分支持 H2a 和 H2b，而且不同媒体倾向度的行业差异明显，具体如表 5 所示。通过对不同行业的异质性分析，本研究发现，在高污染行业（例如化学原料和化学制品制造业）中，正面媒体报道对于强化 ESG 效果具有显著的促进作用；然而，在家具制造业、橡胶和塑料制品业和房地产业中，正面报道反而对 ESG 效果产生削弱作用，其中在橡胶和塑料制品业的全样本和分组回归中均为显著的负向调节效应，表明该行业的调节效应具有较强的稳健性。与此同时，卫生行业和水上运输业则呈现出负面报道倒逼绿色创新的效果。

表5 基于行业异质性的媒体倾向度的调节作用

媒体倾向度	行业名称	行业代码	调节效应 ( $\beta$ )	P 值	作用
全样本	纺织业	C17	0.1114	0.0003	增强 ↑
	道路运输业	G54	0.1830	0.0128	增强 ↑
	医药制造业	C27	0.0681	0.0196	增强 ↑
	零售业	F52	0.2383	0.0320	增强 ↑
	电力、热力生产和供应业	D44	0.1407	0.0336	增强 ↑
	土木工程建筑业	E48	0.1834	0.0373	增强 ↑
	非金属矿物制品业	C30	0.1960	0.0249	增强 ↑
	橡胶和塑料制品业	C29	-0.2860	0.0021	减弱 ↓
	综合	S91	-0.1552	0.0422	减弱 ↓
	新闻和出版业	R86	0.1438	0.0398	增强 ↑
正面媒体倾向度	家具制造业	C21	-0.6008	0.0218	减弱 ↓
	化学原料和化学制品制造业	C26	0.2378	0.0432	增强 ↑
	橡胶和塑料制品业	C29	-0.7303	0.0198	减弱 ↓
	房地产业	K70	-0.2927	0.0009	减弱 ↓

(续表)

媒体倾向度	行业名称	行业代码	调节效应 ( $\beta$ )	P 值	作用
负面媒体 倾向度	卫生行业	Q84	0.5501	0.0000	增强 ↑
	批发业	F51	-0.1842	0.0462	减弱 ↓
	水上运输业	G55	0.2606	0.0010	增强 ↑

注：箭头符号代表作用方向。下同。

为了进一步探讨媒体关注度的调节作用的异质性，本研究采用 z-score 将媒体关注度分为 5 组：极低关注 ( $z < -1.5$ )、较低关注 ( $-1.5 \leq z < -0.5$ )、中等关注 ( $-0.5 \leq z \leq 0.5$ )、较高关注 ( $0.5 < z \leq 1.5$ )、极高关注 ( $z > 1.5$ )。分组分析发现在极高关注度的行业分组中，有 3 个显著，显著比例为 12%；在较高关注度的行业分组中，有 7 个显著，显著比例为 20%；在中等关注度的行业分组中，有 5 个显著，显著比例 9%；在较低关注度的行业分组中，有 6 个显著，显著比例为 12%。结论部分支持 H3a 与 H3b。此外还发现，在大部分行业中，媒体关注度削弱了 ESG 对绿色创新的正向影响，说明过多的媒体关注可能分散管理层注意力或导致企业采取短期手段扭转舆论，反而削弱了 ESG 对绿色创新的积极作用；而在少数行业中，媒体关注度增强了 ESG 对绿色创新的正向影响，这些行业多为高环境敏感行业或高公众关注度行业，说明媒体关注在这些行业中起到了监督和激励作用，促使企业将 ESG 表现转化为实际的绿色创新，也可能因为这些行业的 ESG 信息披露更透明，媒体关注与 ESG 产生了协同效应。行业异质性具体如表 6 所示。

表6 基于行业异质性的媒体关注度的调节作用

媒体关注度	行业名称	行业代码	调节效应 ( $\beta$ )	P 值	作用
极高关注度	石油和天然气开采业	B07	-0.2224	0.0181	减弱 ↓
	医药制造业	C27	-0.3364	0.0205	减弱 ↓
	电力、热力生产和供应业	D44	-1.8045	0.0239	减弱 ↓
较高关注度	商务服务业	L72	-3.0986	0.0000	减弱 ↓
	农副食品加工业	C13	-3.1357	0.0015	减弱 ↓
	有色金属矿采选业	B09	-1.2482	0.0077	减弱 ↓
	广播、电视、电影和录音制作业	R87	-1.0234	0.0125	减弱 ↓
	电力、热力生产和供应业	D44	3.6217	0.0142	增强 ↑
中等关注度	综合	S91	-2.9180	0.0208	减弱 ↓
	煤炭开采和洗选业	B06	1.4827	0.0422	增强 ↑
	住宿业	H61	-0.3229	0.0009	减弱 ↓
	电信、广播电视和卫星传输服务	I63	-2.9391	0.0029	减弱 ↓
	互联网和相关服务	I64	1.4174	0.0120	增强 ↑
	黑色金属冶炼和压延加工业	C31	-0.6951	0.0216	减弱 ↓
	酒、饮料和精制茶制造业	C15	-0.3463	0.0474	减弱 ↓

(续表)

媒体关注度	行业名称	行业代码	调节效应( $\beta$ )	P 值	作用
较低关注度	新闻和出版业	R86	1.7259	0.0073	增强↑
	化学纤维制造业	C28	-1.1122	0.0097	减弱↓
	石油、煤炭及其他燃料加工业	C25	0.8232	0.0157	增强↑
	仪器仪表制造业	C40	-2.3051	0.0171	减弱↓
	通用设备制造业	C34	0.6084	0.0228	增强↑
	水的生产和供应业	D46	1.9719	0.0320	增强↑

依据 2010 年原环境保护部发布的《上市公司环境信息披露指南（征求意见稿）》的界定标准，本文将火电、钢铁、水泥、电解铝、煤炭等 16 类行业划分为环境敏感型行业，进行进一步分析。结合表 7 的实证结果，发现在非环境敏感型行业中，媒体的调节效应更为显著，其调节效应绝对值均值为 1.491，显著高于环境敏感行业调节效应的绝对值均值 0.816。这种差异可能源于在非环境敏感型行业中，利益相关者更易依赖媒体报道作为主要的信息来源，而行业本身的属性也使得相关媒体报道更易被公众所关注，因此媒体倾向度和关注度的变化会对企业行为产生更强的调节作用。相比之下，环境敏感型行业本身已处于严格的政策监管之下，媒体效应在一定程度上被制度化规制所稀释。在环境敏感型行业中，电力行业表现出媒体关注度的“双刃剑”效应。当媒体关注度处于较高水平时，其调节效应显著增强，当媒体关注度达到极高水平时转为减弱。能源类行业内部也呈现出明显的分化特征，其中煤炭开采业在较高媒体关注下调节效应显著增强，而石油开采业在极高媒体关注下调节效应则显著减弱。此外，医药制造业在极高媒体关注下，调节效应显著为负。

在非环境敏感型行业中，互联网行业在中等媒体关注度下表现出显著的正向调节作用，而服务业则普遍呈现负向调节作用。这种差异可能源于互联网行业的技术创新特性使其更容易将媒体关注转化为推动 ESG 实践的动力，而传统服务业则可能面临 ESG 实践与现有商业模式之间的潜在冲突。

表7 基于行业环境敏感性的媒体倾向性与媒体关注度的调节作用

行业类型	行业名称	行业代码	媒体倾向性的调节作用			媒体关注度的调节作用		
			$\beta$ 系数	P 值	作用	$\beta$ 系数	P 值	作用
环境敏感型行业	纺织业	C17	0.1114	0.0003	↑			
	医药制造业	C27	0.0681	0.0196	↑	-0.3364	0.0205	↓
	电力、热力生产和供应业	D44	0.1407	0.0336	↑	3.6217/ -1.8045	0.0142/ 0.0239	↑ / ↓
	橡胶和塑料制品业	C29	-0.7303	0.0198	↓			
	煤炭开采和洗选业	B06				1.4827	0.0422	↑
	石油和天然气开采业	B07				-0.2224	0.0181	↓

(续表)

行业类型	行业名称	行业代码	媒体倾向性的调节作用			媒体关注度的调节作用		
			$\beta$ 系数	$P$ 值	作用	$\beta$ 系数	$P$ 值	作用
	黑色金属冶炼和压延加工业	C31				-0.6951	0.0216	↓
	化学原料和化学制品制造业	C26	0.2378	0.0432	↑			
	酒、饮料和精制茶制造业	C15				-0.3463	0.0474	↓
	新闻和出版业	R86	0.1438	0.0398	↑			
	互联网和相关服务	I64				1.4174	0.0120	↑
	商务服务业	L72				-3.0986	0.0000	↓
非环境敏感型行业	住宿业	H61				-0.3229	0.0009	↓
	电信、广播电视和卫星传输服务	I63				-2.9391	0.0029	↓
	广播、电视、电影和录音制作业	R87				-1.0234	0.0125	↓

注：本表为综合表5与表6所得。

#### (四) 机制分析

为了进一步识别 ESG 表现对绿色创新绩效的影响机制，本文从研发支出占比和债务融资成本两方面进行中介效应检验，研发支出占比以研发支出总额占营业收入的比例进行测度，债务融资成本采用企业利息支出占当年长短期负债平均值的比重来计算。由于 ESG 表现对企业融资成本及研发决策的影响通常在当期财务年度内体现，且媒体报道具有即时性，因此核心解释变量、中介变量及调节变量均采用当期值，以准确捕捉外部监督环境和 ESG 对企业资源配置的即时影响。对其余变量的处理与上文同，即对控制变量采用滞后一期，对被解释变量采用前置一期、二期、三期的处理。

##### 1. 研发投入路径的中介效应分析

从研发投入路径来看（见表8），ESG 对研发投入的影响为负但不显著，研发投入对绿色创新具有显著正向影响（ $P$ 值均为小于0.01），但间接效应不显著，说明 ESG 表现可能并不能通过激励企业增加研发投入而驱动绿色创新。

表8 研发投入路径的中介机制分析

路径 / 效应	(1) $t+1$	(2) $t+2$	(3) $t+3$
$X \rightarrow M(a)$	-0.0294 (0.0368)	-0.0294 (0.0368)	-0.0294 (0.0368)
$M \rightarrow Y(b)$	0.0071*** (0.0015)	0.0055*** (0.0013)	0.0043*** (0.0014)

(续表)

路径 / 效应	(1) $t+1$	(2) $t+2$	(3) $t+3$
总效应 ( $c$ )	0.0841*** (0.0068)	0.0889*** (0.0071)	0.0864*** (0.0072)
直接效应 ( $c'$ )	0.0843*** (0.0068)	0.0891*** (0.0070)	0.0865*** (0.0072)
间接效应 ( $a \times b$ )	-0.0002 ( $p=0.4298$ )	-0.0002 ( $p=0.4322$ )	-0.0001 ( $p=0.4392$ )
控制变量	是	是	是
行业 / 年份固定效应	是	是	是
Adj R <sup>2</sup>	0.4021	0.3940	0.3768
样本量 (个)	26466	26466	26466

注： $a$  为核心解释变量对中介变量的回归系数； $b$  为中介变量到被解释变量的回归系数； $c$  为核心解释变量对被解释变量的回归系数； $c'$  为控制中介变量后，核心解释变量对被解释变量的回归系数； $a \times b$  为核心解释变量通过中介变量影响被解释变量的路径效应。下同。

## 2. 融资成本路径的中介效应分析

从融资成本路径来看（见表 9），ESG 显著降低企业债务融资成本（ $P < 0.001$ ），债务融资成本的降低显著促进绿色创新（ $P$  值均为小于 0.05），将被解释变量前置一期、二期、三期的直接效应和间接效应均显著，说明债务融资成本起到了部分中介作用。值得注意的是，债务融资成本对绿色创新绩效的回归系数  $b$  为正值，这可能是因为债务融资成本较高的企业通常融资需求更大，这类企业多处于快速成长期或属于技术密集型行业，其本身的创新活动更为活跃， $M \rightarrow Y(b)$  的路径恰好在一定程度上捕捉到了融资需求与创新的正向关联。尽管  $b$  为正值，但间接效应  $a \times b$  显著为负，依然能检验债务融资成本作为中介路径的有效性，即良好的 ESG 声誉可以通过降低企业的融资成本、缓解企业的资金压力，促进绿色创新。

表9 融资成本路径的中介机制分析

路径 / 效应	(1) $t+1$	(2) $t+2$	(3) $t+3$
$X \rightarrow M$ ( $a$ )	-0.0019*** (0.0004)	-0.0019*** (0.0004)	-0.0019*** (0.0004)
$M \rightarrow Y$ ( $b$ )	0.3412*** (0.1044)	0.2421** (0.1087)	0.2814** (0.1113)
总效应 ( $c$ )	0.0841*** (0.0068)	0.0889*** (0.0071)	0.0864*** (0.0072)
直接效应 ( $c'$ )	0.0847*** (0.0068)	0.0894*** (0.0071)	0.0870*** (0.0072)

(续表)

路径 / 效应	(1) $t+1$	(2) $t+2$	(3) $t+3$
间接效应 ( $a \times b$ )	-0.0007*** ( $p=0.0068$ )	-0.0005** ( $p=0.0431$ )	-0.0005** ( $p=0.0251$ )
控制变量	是	是	是
行业 / 年份固定效应	是	是	是
Adj R <sup>2</sup>	0.4021	0.3940	0.3768
样本量 (个)	26466	26466	26466

### 3. 进一步分析

在债务融资成本路径的中介效应分析中,本研究分别引入媒体倾向度与媒体关注度作为调节变量,以考察媒体环境对中介效应发挥的边界条件。实证结果显示,债务融资成本的中介效应受到媒体倾向度的显著调节,但仅在媒体倾向度较低的环境中显著,在均值或较高水平时则不显著。这一结果表明,当媒体对企业报道的倾向度较低,即负面报道较多时,信息不对称程度较高,ESG评级作为企业质量的信号,其边际效应最强,能够更有效地降低企业债务融资成本,进而促进企业提升绿色创新绩效。

媒体关注度的调节效应亦呈现类似模式,即在媒体关注度较低的环境中,债务融资成本的中介效应更为显著。这说明在媒体关注度较低、信息传播渠道有限的情况下,债权人将更加依赖ESG这一稀缺信号进行风险评估,从而导致融资成本对ESG的敏感性增强。相比之下,在媒体倾向度与关注度双高的环境中,信息过载导致ESG信号被稀释,债权人注意力分散,ESG的边际效应因而减弱。

#### (五) 稳健性检验

##### 1. 替代变量法

本研究首先采用替代变量法对模型进行稳健性检验,将解释变量替换为彭博(Bloomberg)ESG评分,同时将被解释变量替换为绿色专利授权总量。如表10所示,使用替代变量后,媒体倾向度对ESG与绿色创新绩效之间关系的调节效应在统计学上更为显著( $P<0.01$ ),且整体影响增强,同时其调节效应的方向与原始检验结果保持一致,且显著性水平维持稳定,这表明稳健性检验结果总体上支持了原始发现的可靠性;将被解释变量分别前置一期、二期、三期,调节效应依然显著。

异质性分析表明,在20个显著行业中,有15个行业呈现出增强效应,而5个行业呈现出减弱效应。其中,环境敏感型行业普遍呈现出增强效应;而在仪器仪表制造业、电气机械和器材制造业等少数行业中,媒体倾向度表现出显著的减弱效应,反映出其“重技术轻环保”的行业特征。在正面媒体倾向性方面,其在畜牧业、纺织业等传统行业中对ESG与绿色创新绩效关系的调节作用显著增强,但在电信行业则呈现出消极的调节效果,这可能与媒体报道的滞后性有关,需进一步检验以验证其内在机制。在负面媒体倾向性方面,其在电力、住宿业等监管敏感行业中

对 ESG 与绿色创新绩效关系的调节作用显著增强，这一发现证实了媒体监督在企业绿色创新进程中所扮演的关键角色。

表10 替代变量法检验媒体倾向度的基准回归结果

指标	(1) $t+1$	(2) $t+2$	(3) $t+3$
const	-0.5255 *** (0.1297)	-0.6411 *** (0.1349)	-0.6438 *** (0.1352)
<i>Bloomberg ESG</i>	0.0188 *** (0.0014)	0.0205 *** (0.1087)	0.0220 *** (0.0014)
<i>MT</i>	0.0689 *** (0.0128)	0.0652 *** (0.0135)	0.0791 *** (0.0142)
<i>Bloomberg ESG</i> × <i>MT</i>	0.0154 *** (0.0037)	0.0163 *** (0.0037)	0.0157 *** (0.0038)
控制变量		是	
行业 / 年份固定效应		是	
Adj R <sup>2</sup>	0.3918	0.3962	0.3867
样本量 (个)	26466	26466	26466

使用替代变量后，如表 11 所示，媒体关注度对 ESG 与绿色创新绩效之间关系的调节效应在统计学上具有很强的显著性，将被解释变量分别前置一期、二期、三期，其交互项的  $P$  值依然显著，证明了媒体关注度调节效应的稳健性。

与上文一致，进一步采用  $z$ -score 将媒体关注度分为 5 组，分组分析发现（见表 11），在极高关注度的行业分组中，有 2 个显著，显著比例为 8.0%；在较高关注度的行业分组中，有 5 个显著，显著比例为 14.3%；在中等关注度的行业分组中，有 9 个显著，显著比例为 16.4%；在较低关注度的行业分组中，有 6 个显著，显著比例为 12.0%。所得结论与原始发现一致。

表11 替代变量法检验媒体关注度的基准回归结果

指标	(1) $t+1$	(2) $t+2$	(3) $t+3$
const	-0.5052 *** (0.1294)	-0.6341 *** (0.1347)	-0.6417 *** (0.1348)
<i>Bloomberg ESG</i>	0.0153 *** (0.0014)	0.0172 *** (0.0014)	0.0184 *** (0.0014)

(续表)

指标	(1) $t+1$	(2) $t+2$	(3) $t+3$
<i>MA</i>	0.0504 <sup>***</sup> (0.0057)	0.0574 <sup>***</sup> (0.0060)	0.0634 <sup>***</sup> (0.0062)
<i>Bloomberg ESG</i> × <i>MA</i>	0.0038 <sup>***</sup> (0.0011)	0.0035 <sup>***</sup> (0.0011)	0.0038 <sup>***</sup> (0.0012)
控制变量		是	
行业 / 年份固定效应		是	
Adj R <sup>2</sup>	0.3933	0.3980	0.3888
样本量 (个)	26466	26466	26466

使用替代变量对中介效应进行分析,发现彭博 ESG 与研发支出占比之间仅存在边际显著的负向关系,而研发支出占比对绿色创新绩效有显著的促进作用,间接效应不明显,中介效应不成立;债务融资成本的中介效应部分成立,但仅在前置一期、二期显著,在前置三期不显著。替代变量法支持了中介机制结论的稳健性。

## 2. Bootstrap 检验

本研究采用 Bootstrap 方法(重复抽样 1000 次,95% 置信区间)对中介效应进行数值模拟,以检验研究结果的稳健性。检验结果表明,媒体倾向度与 ESG 的交互项在被解释变量前置一期、二期、三期均显著为正;媒体关注度与 ESG 的交互项在被解释变量前置一期不显著,前置二期边际显著,前置三期显著,呈现明显的滞后效应,与原始结论一致。

中介机制检验结果显示,研发投入占比作为中介变量的间接效应不显著,而债务融资成本路径在前置一期、二期、三期均显著成立,证明债务融资成本是 ESG 影响企业绿色创新的核心传导路径,与原始结论相一致。

进一步分析表明,媒体倾向度对债务融资成本中介效应的调节作用在中低媒体倾向度水平下显著,在高水平下不显著,在被解释变量前置一期、二期、三期时依然稳健,说明负面报道对 ESG 与绿色创新绩效的边际影响较强,与原始结论一致。媒体关注度对 ESG 与债务融资成本关系的调节效应虽不显著,但在被解释变量前置一期、二期、三期时,其对中介效应的调节作用趋势与媒体倾向度的调节作用趋势相似,即高媒体关注度相较于中低媒体关注度的调节作用更不显著。

## 五、结论及建议

本研究基于 2009—2023 年中国 A 股上市公司数据,深入探讨了企业 ESG 表现与绿色创新绩效之间的关系,并系统考察了媒体倾向度与媒体关注度的调节作用以及基于行业异质性的差异化影响机制。实证结果表明,企业良好的 ESG 表现能够显著提升其绿色创新绩效,这一结果在控

制企业规模、产权性质、财务特征等变量后依然稳健，验证了 ESG 实践通过缓解融资约束等多重机制促进绿色创新的理论预期。

媒体倾向度与媒体关注度在 ESG 与绿色创新关系中发挥显著的调节作用，且该调节作用具有滞后性与方向异质性。负面媒体倾向度显著增强 ESG 对绿色创新的促进作用的逻辑在于，负面报道所形成的监督压力更可能转化为企业实质性绿色行为，企业可能为修复声誉、回应外部质疑而加大绿色创新投入。媒体关注度的调节效应则呈现明显的滞后特征，在被解释变量前置一期与二期时不显著或仅边际显著，至前置三期时达到 5% 的显著性水平，表明媒体关注的治理效应需要一定时间才能通过企业决策机制传导至创新产出层面。

进一步分析表明，媒体调节作用存在显著的行业异质性。在高污染行业，如化学原料和化学制品制造业中，正面媒体报道对强化 ESG 效果具有显著促进作用，而在综合行业和房地产业中，正面报道反而对 ESG 效果产生削弱作用；卫生行业和水上运输业则呈现出负面报道倒逼绿色创新的效果，表明负面媒体倾向度在某些行业中能够转化为创新动力。在媒体关注度方面，极高关注度分组中调节效应显著的行业比例较低且调节效应多为负向，较高关注度分组中调节效应显著的行业比例最高但同样多为负向，而较低关注度分组中调节效应显著的行业的调节效应多为正向，说明适度媒体关注有助于强化 ESG 的绿色创新效应，而过度的媒体关注则可能引发企业短期应对行为或信息过载问题，削弱 ESG 的积极作用。在非环境敏感型行业中，媒体的调节效应更为显著，这可能源于在非环境敏感型行业中，利益相关者更依赖于媒体获取信息，而环境敏感型行业本身严格的监管措施则削弱了媒体报道的影响力。值得注意的是，电力行业表现出明显的媒体关注度的“双刃剑”效应，即媒体关注度处于较高水平时调节效应显著增强，达到极高水平时则转为减弱；能源类行业内部也呈现出明显的分化特征，煤炭开采业在较高媒体关注下调节效应显著增强，而石油开采业在极高媒体关注下调节效应显著减弱。这些发现揭示了媒体作为外部治理机制在推动企业绿色转型中的复杂作用，其效应方向与强度高度依赖于行业特征与关注程度。

机制分析揭示了企业 ESG 表现影响绿色创新绩效的传导路径。从研发投入路径来看，ESG 对研发投入的影响为负且不显著，而研发投入对绿色创新具有显著正向影响，但间接效应不构成有效传导路径，说明来自外部的 ESG 评价可能并非通过激励企业增加研发投入来驱动绿色创新。从融资成本路径来看，ESG 显著降低企业债务融资成本，债务融资成本的降低显著促进绿色创新，且被解释变量前置一期、二期、三期的间接效应均显著，说明债务融资成本是 ESG 影响企业绿色创新的重要传导路径之一，良好的 ESG 声誉可以显著降低企业的融资成本，缓解企业的资金压力，为绿色创新创造资金条件。进一步分析表明，债务融资成本的中介效应受媒体倾向度与媒体关注度的调节作用，且仅在媒体倾向度较低或媒体关注度较低的环境中显著，说明在信息不对称程度较高、信息传播渠道有限的情况下，债权人更加依赖 ESG 这一信号进行风险评估，从而导致融资成本对 ESG 的敏感性增强。

基于上述结论，本研究提出以下建议，以期为推动企业绿色创新、优化媒体治理环境、完善政策支持体系提供理论依据与实践指导。

(1) 强化 ESG 信息披露质量，构建企业绿色创新的长效机制。研究证实 ESG 表现通过降低

融资成本促进绿色创新，因此提升 ESG 信息的可信度与可比性至关重要。建议监管部门进一步完善 ESG 信息披露标准，推动建立统一的 ESG 评级体系，增强不同评级机构之间的一致性，减少信息噪音对市场判断的干扰。同时，应鼓励企业建立健全 ESG 管理体系，将 ESG 表现纳入企业绩效评价与投融资决策体系，增强其绿色创新的内生动力；对于 ESG 表现优异的企业，可在绿色信贷审批、再融资审核等环节给予政策倾斜，形成正向激励机制。

(2) 引导媒体理性报道，发挥其正向监督与激励作用。本文发现，在部分行业中，负面媒体倾向度显著增强 ESG 的绿色创新效应，而正面媒体倾向度调节作用不显著，这一方面说明媒体监督的重要性，另一方面也反映出当前媒体报道可能存在“报忧不报喜”偏向。媒体作为重要的外部治理力量，应注重报道的客观性与建设性，避免过度渲染负面事件或标签化企业形象。监管部门可通过出台媒体自律规范、行业指引等方式，引导媒体关注企业绿色转型过程中的实质性进展与创新成果，而非仅聚焦于负面事件曝光，以增强其调节作用的有效性。同时，企业应积极回应媒体关注，主动披露绿色创新进展，构建与媒体、公众之间的信任关系，将外部监督转化为创新动力。

(3) 实施差异化政策，精准支持各行业绿色转型。本文揭示的行业异质性表明，媒体调节效应在不同行业呈现显著差异，政策制定需充分考虑行业特征。对于环境敏感型行业，如电力、化工、煤炭、医药制造等，应加强政策引导与监管协同，推动其在高媒体关注环境下实现实质性绿色创新；对于非环境敏感型行业，如互联网、服务业等，应鼓励其结合自身技术特点，探索与媒体互动的新模式，提升 ESG 与绿色创新的协同效应。

(4) 优化融资环境，降低企业绿色创新的资金成本。本研究的机制分析表明，融资成本是 ESG 影响绿色创新的核心传导路径，因此降低企业融资成本对于激发绿色创新具有重要意义。建议金融监管部门推动绿色信贷、绿色债券、ESG 主题基金等金融工具的广泛应用，将企业 ESG 表现与融资成本挂钩；同时，应鼓励金融机构提升对 ESG 信息的识别与利用能力，培养专业的绿色金融人才队伍，开发基于 ESG 表现的差异化信贷产品。对于中小企业而言，融资约束可能更为突出，可通过设立绿色创新专项担保基金、风险补偿基金等方式，降低其融资门槛，缓解资金压力。

综上所述，本文从 ESG 表现的视角切入，系统考察了其对企业绿色创新绩效的影响机制，并揭示了媒体倾向度与媒体关注度在其中的调节作用与行业异质性特征，研究结论既丰富了 ESG 与绿色创新的理论研究，也为政策制定与企业实践提供了有价值的参考。今后将进一步细化研究结论，充分洞察外部治理因素对企业绿色创新的异质性影响机制，为企业绿色转型与相关部门精准施策提供更为坚实的理论支撑与实证依据。

#### 参考文献

蔡庆丰、陈熠辉、林焜，2020：《信贷资源可得性与企业创新：激励还是抑制？——基于银行网点数据和金融地理结构的微观证据》，《经济研究》第10期。

柴尚蕾、曹梦君、冯慧、魏伟、吴逸凡，2024：《企业 ESG 信息披露、媒体关注与财务绩效——基于地区数字化水平与行业环境敏感度的异质性分析》，《西安理工大学学报》第3期。

方明、胡鸣瑶、项柳, 2024 :《ESG 评级对企业绿色创新的影响研究——基于媒体关注的调节作用》,《财会通讯》第 2 期。

方先明、胡丁, 2023 :《企业 ESG 表现与创新——来自 A 股上市公司的证据》,《经济研究》第 2 期。

黄宏斌、张娴婧、张玥杨, 2025 :《ESG 表现对企业绿色协同创新的影响研究》,《统计与信息论坛》第 12 期。

李维安、王琪、牛建波, 2023 :《企业绿色行为驱动因素研究述评与展望》,《华东经济管理》第 12 期。

李雅倩、胡曲应, 2025 :《企业 ESG 评级对绿色技术创新的影响机制研究》,《中国商论》第 16 期。

李志斌、邵雨萌、李宗泽、李敏诗, 2022 :《ESG 信息披露、媒体监督与企业融资约束》,《科学决策》第 7 期。

林炳洪、李秉祥, 2023 :《ESG 责任履行对企业研发投入的影响——基于资源获取与资源配置的视角》,《软科学》第 1 期。

刘柏、卢家锐、琚涛, 2023 :《形式主义还是实质主义 : ESG 评级软监管下的绿色创新研究》,《南开管理评论》第 5 期。

孟维福、杜梦雪, 2025 :《绿色金融能否促进生态产品价值实现》,《经济问题》第 12 期。

明均仁、奉雅娴、徐张洋、汪忠瑞、张丹, 2023 :《ESG 表现与企业绿色创新绩效 : 影响机制与经验证据》,《财会通讯》第 24 期。

彭百川、张颖、王治, 2024 :《企业 ESG 表现对绿色创新效率的影响研究》,《统计与决策》第 5 期。

史守林 :《新质生产力为何是绿色生产力》,《经济日报》2025 年 4 月 16 日, 第 10 版。

魏文娟、李丹、高艳慧、邵鹏、郭文钰, 2025 :《社会网络视角下企业 ESG 表现对绿色技术创新绩效的影响研究》,《河南科学》第 7 期。

项东、魏荣建, 2022 :《ESG 信息披露、媒体关注与企业绿色创新》,《武汉金融》第 9 期。

姚圣、陈龚忆, 2024 :《ESG 评级分歧能够推动企业实质性绿色创新吗》,《金融与经济》第 6 期。

尤继远、张兵、聂嵩、张昭, 2025 :《数据要素流动环境与企业 ESG 表现》,《统计与决策》第 23 期。

翟华云、刘易斯、高蔚然、刘亚伟, 2025 年 :《环境司法改革与企业绿色创新——基于环保法庭的“准”自然实验》,《南开管理评论》第 11 期。

张玉明、邢超、张瑜, 2021 :《媒体关注对重污染企业绿色技术创新的影响研究》,《管理学报》第 4 期。

周兵、吕江江、吕佩, 2023 :《企业 ESG 表现改善的技术创新促进效应研究》,《西部论坛》第 6 期。

周楷唐、麻志明、吴联生, 2017 :《高管学术经历与公司债务融资成本》,《经济研究》第 7 期。

Burke, J. J., 2022, “Do Boards Take Environmental, Social, and Governance Issue Seriously? Evidence from Media Coverage and CEO Dismissals”, *Journal of Business Ethics*, 176: 647–671.

Chen, X., Yi, N., Zhang, L., and Li, D., 2018, “Does Institutional Pressure Foster Corporate Green Innovation? Evidence from China’s Top 100 Companies”, *Journal of Cleaner Production*, 188: 304–311.

Donaldson, T., and Preston, L. E., 1995, “The Stakeholder Theory of the Corporation: Concepts, Evidence”, *The Academy of Management Review*, 20(1): 65–91.

Houston, J. F., and Shan, H. Y., 2022, “Corporate ESG Profiles and Banking Relationships”, *The Review of Financial Studies*, 35(7): 3373–3417.

Pittman, J. A., and Fortin, S., 2004, “Auditor Choice and the Cost of Debt Capital for Newly Public Firms”, *Journal of Accounting and Economics*, 37(1): 113–136.

Tan, Y., and Zhu, Z., 2022, “The Effect of ESG Rating Events on Corporate Green Innovation in China: The

Mediating Role of Financial Constraints and Managers' Environmental Awareness” , *Technology in Society*, 68: 101906.

Tsang, A., Wang, K. T., Liu, S., and Yu, L., 2021, “Integrating Corporate Social Responsibility Criteria into Executive Compensation and Firm Innovation: International Evidence” , *Journal of Corporate Finance*, 70: 102070.

Zhang, Q., Lawrence, L., and Wu, W., 2020, “How do Environmental, Social and Governance Initiatives Affect Innovative Performance for Corporate Sustainability?” , *Sustainability*, 12(8): 3380.

## **Corporate ESG Performance and Green Innovation: The Moderating Effects of Media Tendency and Attention**

DUAN Run

**Abstract :** The conclusion that “excellent ESG (environmental, social, and governance) performance significantly enhances green innovation outcomes” has been validated in numerous other studies. However, existing studies predominantly focus on endogenous corporate characteristics, while neglecting the differential impacts of external environmental pressures. In view of this, based on the traditional heterogeneity analysis framework, this paper introduces media tendency and media attention as external moderating variables, and selects R&D investment and financing costs as two mediating paths, tests the impact mechanism of corporate ESG performance on green innovation performance through a multiple regression analysis model using the data of China A-share listed companies from 2009 to 2023, as well as fully explores the heterogeneous impact mechanism of external governance factors on corporate green innovation. The study also reveals that strong corporate ESG performance significantly promotes green innovation performance, a conclusion that remains robust after a series of robustness tests. Further analysis of the mechanism indicates that ESG performance drives green innovation by reducing corporate costs of debt financing rather than by increasing R&D investment; Media tendency and media attention play significant moderating roles in the relationship between ESG and green innovation, and these moderating effects exhibit time-lag characteristics and industry heterogeneity. This study expands the research perspective on the relationship between ESG and green innovation, reveals the important role of media as an external governance mechanism in promoting corporate green transformation, and puts forward some countermeasures and suggestions, such as strengthening the quality of ESG information disclosure, guiding the rational media coverage, implementing differentiated policies, and optimizing the financing environment, providing more solid theoretical support and empirical basis for the green transformation of enterprises and the relevant departments to take precise measures.

**Keywords :** ESG; Green Innovation Performance; Media Tendency; Media Attention; Industry Heterogeneity

【责任编辑：严若谷】