ESG 评级对企业绿色双维创新的驱动效应

王睿禾，谢宗棠

（西北民族大学管理学院，兰州 730030）

摘要：选取 2015—2024 年 A 股上市公司数据，将绿色创新细分为绿色技术创新与绿色管理创新两个维度，探讨 ESG 评级对企业绿色创新的影响。结果表明：ESG 评级显著促进企业绿色双维创新；融资约束和企业声誉分别发挥显著中介作用；企业声誉与融资约束存在链式中介效应，即 ESG 评级能够通过提升企业声誉、缓解融资约束进一步促进绿色创新。异质性分析发现，上述促进作用在重污染企业和国有企业中更为明显。从绿色技术创新与绿色管理创新双维度揭示了 ESG 评级影响企业绿色创新的作用路径，为企业绿色转型和 ESG 实践提供了经验证据。

关键词：ESG 评级；绿色技术创新；绿色管理创新；企业声誉；融资约束

中图分类号：X322；F273.1 **文献标志码**：A **文章编号**：1671－1807(2026)14－0234－10

在“双碳”目标与“碳排放双控”制度全面实施的战略背景下，推动经济社会发展全面绿色转型已成为高质量发展的关键环节。随着“十五五”规划明确转向“碳排放双控”，企业对碳排放的精细化管理与披露需求日益迫切。在此进程中，环境、社会与治理（ESG）评级作为将非财务表现量化的关键工具，已从理念倡导深化为影响企业长期价值与合规运营的核心治理框架。从 2022 年《上市公司投资者关系管理工作指引》强制披露，到 2026 年《可持续信息鉴证业务准则第 6101 号——基本准则》规范鉴证，一系列政策正推动 ESG 深度融入资本市场逻辑，成为市场监督与资源配置的重要依据。当前，ESG 评级正从软性倡导转向硬性约束，而绿色创新是企业实现低碳转型的根本路径。因此，探究 ESG 评级如何影响企业绿色创新，既是破解环保成本与创新收益权衡的理论关键，也是优化绿色治理政策的现实需要。

近年来，学术界围绕 ESG 表现与企业绿色创新的关系展开了丰富的探讨。现有研究普遍证实，ESG 评级表现能够为企业的全面绿色转型持续赋能，构成驱动微观主体战略变革的核心动能[1]。在这一共识基础上，学界从多个层面对其驱动成效进行了深度解构。现有研究表明，高质量的 ESG 责任履行不仅能显著增加企业绿色技术创新的投入与专利申请数量，更能促进其实现突破性创新质量的飞跃，展现出显著的增量提质效应[2-3]。这种双重驱动效应进一步体现在实质性创新与策略性创新的协同并进上[4]。然而，这种促进倾向也受到企业自身战略导向的制约，通常激进型战略导向的企业在面对高 ESG 评级时更偏向于提升绿色创新质量，而防御型战略导向的企业更侧重于扩大绿色创新数量[2]。

围绕 ESG 表现影响绿色创新的边界条件展开了丰富的讨论。一方面，宏观与行业层面的外部环境要素发挥重要的调节功能。例如，行业层面的市场竞争压力增大和宏观环境规制强度的提高，均被证实能够强化 ESG 表现对企业绿色创新的推动力[5]；但也有学者指出，过强的环境规制可能产生挤出效应，从而对 ESG 表现促进绿色创新质量的过程带来负向调节影响[3]。同时，区域绿色金融体系的发展、知识产权保护制度的完善及外部信息环境的优化，也能够与企业自身的 ESG 信号产生协同治理效应，从而放大其生态价值的溢出效能[4]。另一方面，微观层面的组织特征引发了显著的异质性分化。从企业产权属性和规模来看，非国有企业和大规模企业由于对市场非财务信息的敏感度更高，往往展现出更强的资源转化弹性[1,3]。此外，引入企业生命周期理论的考察发现，ESG 表现对绿色创新的赋能效应在成长期与成熟期阶段最为突出，而到了衰退期明显减弱[6]。

收稿日期：2026-05-23

基金项目：中共高校基本科研业务费专项资金资助（31920260001）；2023 年度中央高校基本科研项目（31920230077）

作者简介：王睿禾（2002—），女，河南平顶山人，硕士研究生，研究方向为财务管理；通信作者谢宗棠（1978—），男，甘肃民勤人，博士，教授，研究方向为财务管理及决策优化。

尽管现有文献取得了丰硕成果,但多将绿色创新视为单一的技术研发或专利产出,鲜有研究将创新内涵细化为“绿色技术创新”与“绿色管理创新”两个维度进行系统考量。事实上,企业的全面绿色转型既离不开低碳技术的攻关,也高度依赖内部环保培训、ISO 体系认证等管理层面的适应性变革。基于此,选取 A 股上市公司数据,将绿色创新解构为技术与管理双维度,深入剖析 ESG 评级对其产生的驱动效应,并重点考查融资约束与企业声誉在其中的中介机制,不仅丰富了 ESG 评级经济后果的理论框架,也为企业全方位布局绿色创新战略提供了极具针对性的经验证据。

1 理论分析与研究假设

1.1 ESG 评级与企业绿色创新

基于利益相关者理论,企业作为多元契约的联结中心,其生存与发展依赖于与股东、政府、债权人、公众及员工等关键利益相关者的价值平衡与有效管理。ESG 评级作为衡量企业可持续发展表现的综合性指示器,本质上体现了企业对多元利益相关者诉求的主动回应与系统性满足。

一方面,高 ESG 评级的企业通常受到更强的外部环境规制压力与公众环保期待。为了维持这一合法性地位与声誉资本,管理层具有强烈的内生动力加大低碳、节能要素的研发投入,致力于清洁生产工艺的突破与绿色产品的研发,从而直接转化为实质性的专利产出,驱动绿色技术创新的跨越[1]。另一方面,ESG 理念的深度内化要求企业在日常运营和组织架构上开展系统性的管理变革。为了向外部利益相关者切实证明其环保承诺的履行状况,企业会积极在内部建立健全环保管理体制、主动申请并引入 ISO14001 环境管理体系认证、常态化实施环保教育与培训以及开展环保专项活动,这些自上而下的制度建设与体系革新构成了企业绿色管理创新的核心内容[7-8]。据此,提出以下假设。

H1a:ESG 评级能够显著促进企业绿色技术创新;

H1b:ESG 评级能够显著促进企业绿色管理创新。

1.2 融资约束的中介作用

基于信息不对称理论,资本市场中资金供给方与需求方之间的信息壁垒极易引发逆向选择与道德风险。企业绿色创新活动普遍具有资金投入巨大、研发周期漫长、沉没成本高昂及正外部性强等典型特征,这导致外部投资者往往难以准确评估绿色项目的真实风险与长远收益,使企业面临严峻的外部融资约束[9]。

高质量的 ESG 评级提供了一种规范化、公信力强的非财务信息披露载体。优异的 ESG 表现能够向资本市场释放出企业运营合规、重视长期价值创造且具备强风险管控能力的积极信号,从而有效缓解信息不对称,降低债权人与投资者的信息搜寻成本与感知风险。这种透明度的提升有助于企业缓解金融错配,以更低的成本和更宽的渠道获取外部绿色资本支持[4]。当外部融资约束得以显著缓解时,企业便拥有了充裕的流动性储备。这不仅能为高资金消耗的绿色专利研发提供直接且持续的资金保障,赋能绿色技术创新;同时也为企业在内部重塑环保治理架构、常态化推行环保教育及专项活动提供必要的资源支撑,赋能绿色管理创新。据此,提出以下假设。

H2a:融资约束在 ESG 评级与企业绿色技术创新之间发挥显著的中介作用;

H2b:融资约束在 ESG 评级与企业绿色管理创新之间发挥显著的中介作用。

1.3 企业声誉的中介作用

基于信号理论,在高度竞争且充满不确定性的市场环境中,优质企业倾向于通过发送高成本、不易被模仿的积极信号,将自身与劣质企业进行区隔,以此积累独特的声誉资产。企业积极践行环境、社会和治理责任并获得权威机构的高 ESG 评级,正是向外界持续发送其秉持长期主义、具备高度社会责任感和稳健治理能力的强烈信任信号。

这种积极信号经过媒体、公众与资本市场的多方消化后,能够迅速转化为高水平的企业声誉资本[10]。良好的企业声誉对绿色创新的双维度均具有强烈的正向反馈与资本溢出效应:首先,高声誉企业在劳动力市场中更具吸引力,能够有效招募并留住顶尖的绿色技术研发人才,为绿色技术创新提供智力内核[11];其次,声誉资本有助于企业与政府部门、科研院所建立高度信任的合作网络,从而更易获取绿色创新补贴及产学研协同机会;最后,为了维护并进一步提升来之不易的社会声誉,防范潜在的“漂绿”质疑,企业管理层会产生更强的内生动力,自上而下地完善环保专项活动与教育培训,以此夯实绿色管理创新的基础[3]。据此,提出以下假设。

H3a:企业声誉在 ESG 评级与企业绿色技术创新之间发挥显著的中介作用;

H3b:企业声誉在ESG评级与企业绿色管理创新之间发挥显著的中介作用。

1.4 企业声誉与融资约束的链式中介作用

基于信号理论,ESG评级是企业环境责任履行、社会责任承担及公司治理水平的重要体现,能够向资本市场传递企业长期稳健经营和可持续发展的积极信号。优异的ESG表现不仅有助于提升媒体关注度和社会认可度,还能够增强利益相关者对企业的信任,从而积累良好的企业声誉。作为一种重要的无形资产,企业声誉能够有效降低外部投资者和金融机构对企业经营风险的担忧,缓解信息不对称问题,提高企业获取外部资金支持的能力。

同时,绿色创新具有投入高、周期长和不确定性强等特征,对资金供给具有较高依赖性。当企业凭借良好声誉获得更多融资支持后,其融资约束将得到有效缓解,从而为绿色技术研发、绿色产品开发及绿色管理体系建设提供必要的资源保障。因此,ESG评级不仅能够直接提升企业声誉,还可能通过"企业声誉提升—融资约束缓解"的连续传导机制促进企业绿色创新。据此提出如下假设。

H4a:企业声誉与融资约束在ESG评级影响绿色技术创新的过程中发挥链式中介作用;

H4b:企业声誉与融资约束在ESG评级影响绿色管理创新的过程中发挥链式中介作用。

2 模型设定与样本选择

2.1 变量说明

2.1.1 核心解释变量:ESG评级(ESG)

借鉴方先明和胡丁[12]的ESG指标构建方法,选取华证ESG评级年均值作为核心指标,该指标包含C到AAA共9个等级,将上市公司ESG等级从低到高分别赋值为1~9,计算得出年平均值。

2.1.2 被解释变量:绿色创新

为全面衡量企业绿色创新水平,避免单一指标带来的偏误,将绿色创新划分为绿色技术创新和绿色管理创新两个维度。

绿色技术创新(Gt):借鉴徐佳和崔静波[13]等的做法,以企业绿色发明专利申请数和绿色实用新型专利申请数作为衡量企业绿色创新的核心指标。为避免专利申请数量的右偏分布问题,将企业绿色发明专利申请数和绿色实用新型专利申请数加1后取自然对数处理。

绿色管理创新(Gm):参照李维安等[7]、王刚等[8]的做法,利用国泰安(CSMAR)数据库中上市公司环境监管与认证披露情况表与管理披露情况表的相关数据,通过加总得分构建综合指标,以衡量企业绿色管理创新的水准,选取的五项指标分别为环保管理体制体系、ISO14001认证、ISO9001认证、环保教育与训练、环保专项活动。为消除量纲影响,对该加总得分进行极差标准化处理,将其映射至[0,1]的区间。

2.1.3 机制变量

融资约束(SA):参考张同斌和刘文龙[14]的做法,以SA指数取绝对值衡量。其数值越大,表明企业的融资约束程度越高。

企业声誉(Pos_Media):参考郭文伟等[15]的做法,以企业每年网络和报刊的正面报道数量之和加1取对数度量企业声誉。其数值越高,证明企业声誉越好。

2.1.4 控制变量

选取企业规模(Size)、企业年龄(FirmAge)、资产负债率(Lev)、净资产收益率(ROE)、产权性质(SOE)、独立董事比例(Indep)作为控制变量。如表1所示。

表1 变量定义

变量类型	变量名称	变量符号	衡量方法
被解释变量	绿色技术创新	Gt	ln(企业绿色发明专利申请数+绿色实用新型申请数+1)
	绿色管理创新	Gm	建立企业环保管理制度
			是否通过ISO14001认证
			是否通过ISO9001认证
			实施环保教育与培训
			实施环保专项行动
核心解释变量	ESG评级	ESG	C、CC、CCC、B、BB、BBB、A、AA、AAA 9个等级分别赋值1~9,求年平均值
机制变量	融资约束	SA	SA指数绝对值
	企业声誉	Pos_Media	ln(企业每年网络和报刊的正面报道数量之和+1)
控制变量	企业规模	Size	ln(总资产)
	企业年龄	FirmAge	ln(当期年份-成立年份+1)
	资产负债率	Lev	期末总负债/期末总资产
	净资产收益率	ROE	净利润/平均净资产
	产权性质	SOE	国有企业取1,否则为0
	独立董事比例	Indep	独立董事人数/董事会总人数

2.2 样本选择与数据来源

选取2015—2024年A股上市公司为研究样本,剔除ST、*ST、PT企业以及金融业、房地产业样本,并删除缺失值,对连续变量进行1%和99%分位缩尾处理。ESG评级数据来源于华证ESG数据

库,财务数据来源于 CSMAR 数据库,绿色专利数据来源于 CNRDS 平台。表 2 报告了主要变量的描述性统计结果。VIF 检验结果均小于 5,表明模型不存在严重多重共线性问题。

表 2　描述性统计

变量	观测值	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
Gt	35 485	1.003	1.244	0.000	0.693	5.011
Gm	35 485	0.264	0.285	0.000	0.200	1.000
ESG	35 485	4.069	1.045	0.000	4.000	9.000
Size	35 485	22.3251	1.342	17.641	22.124	28.791
FirmAge	35 485	3.033	0.303	1.386	3.045	4.290
Lev	35 485	0.419	0.210	0.008	0.408	3.919
ROE	35 485	0.033	5.346	−186.557	0.064	943.624
SOE	35 485	0.303	0.459	0.000	0.000	1.000
Indep	35 485	0.380	0.056	0.000	0.364	0.800

2.3　模型设定

2.3.1　基准回归

为研究 ESG 评级如何影响企业绿色创新能力,构建了“行业-年份”双向固定效应模型,具体模型如下。

$$GI_{it}=\alpha_0+\alpha_1 ESG_{it}+\beta_1 Controls_{it}+\mu_i+\delta_t+\varepsilon_{it} \quad (1)$$

式中:GI_{it}在不同回归方程中分别代表绿色技术创新(Gt_{it})、绿色管理创新(Gm_{it});Gt_{it}为第 i 家企业在第 t 年绿色技术创新水平;Gm_{it}为第 i 家企业在第 t 年绿色管理创新水平;ESG_{it}为第 i 家企业在第 t 年的 ESG 评级;$Controls_{it}$为一系列的控制变量;μ_i为行业固定效应;δ_t为年份固定效应;ε_{it}为随机扰动项。

2.3.2　中介机制

为进一步考察融资约束、企业声誉在 ESG 评级影响企业绿色创新中发挥的作用,借鉴温忠麟和叶宝娟[16]的研究方法构建如下模型。

$$W_{it}=\gamma_0+\gamma_1 ESG_{it}+\beta_1 Controls_{it}+\mu_i+\delta_t+\varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$GI_{it}=\lambda_0+\lambda_1 ESG_{it}+\lambda_2 W_{it}+\beta_1 Controls_{it}+\mu_i+\delta_t+\varepsilon_{it} \quad (3)$$

式中:W_{it}为机制变量,代表融资约束(SA_{it})及企业声誉(Pos_Media_{it});SA_{it}为第 i 家企业在第 t 年的融资约束水平;Pos_Media_{it}为第 i 家企业在第 t 年的企业声誉。

为检验链式中介效应,参考 Baron 和 Kenny[17]的方法,验证两条独立中介效应以及中介路径之间的链式中介效应是否成立,构建如下模型。

$$Pos_Media_{it}=\theta_0+\theta_1 ESG_{it}+\theta_2 Controls_{it}+\mu_i+\delta_t+\varepsilon_{it} \quad (4)$$

$$SA_{it}=\varphi_0+\varphi_1 ESG_{it}+\varphi_2 Pos_Media_{it}+\varphi_3 Controls_{it}+\mu_i+\delta_t+\varepsilon_{it} \quad (5)$$

$$GI_{it}=\omega_0+\omega_1 ESG_{it}+\omega_2 Pos_Media_{it}+\omega_3 SA_{it}+\omega_4 Controls_{it}+\mu_i+\delta_t+\varepsilon_{it} \quad (6)$$

3　实证结果与分析

3.1　基准回归

基准回归结果汇报了基准回归结果。在同时控制了行业和年份固定效应后,表 3 列(1)和列(3)均在 1%的水平上显著;加入控制变量后,表 3 列(2)结果显示,ESG 评级对绿色技术创新(Gt)的回归系数为 0.067 8,且在 1%的水平上显著为正;表 3 列(4)结果显示,ESG 评级对绿色管理创新(Gm)的回归系数为 0.061 8,同样在 1%的水平上显著为正。这表明,无论是在技术研发产出层面,还是在内部环保制度建设层面,ESG 评级的提升均对企业绿色创新具有显著的实质性驱动作用。优异的 ESG 表现能够促使企业将绿色发展理念内化为实际的研发投入与管理变革,H1a 和 H1b 得到有效验证。

表 3　基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	Gt	Gt	Gm	Gm
ESG	0.214 9***	0.067 8***	0.075 3***	0.061 8***
	(19.303 8)	(8.522 3)	(38.857 7)	(31.595 1)
Size		0.470 3***		0.034 7***
		(35.785 4)		(14.599 3)
FirmAge		−0.092 2**		−0.017 7*
		(−2.119 4)		(−1.903 0)
Lev		0.280 9***		0.0274*
		(4.419 7)		(1.900 2)
ROE		0.069 5*		0.053 4***
		(1.667 9)		(5.780 4)
SOE		0.135 8***		0.049 2***
		(4.523 2)		(7.681 6)
Indep		0.1294		−0.1112***
		(0.656 0)		(−2.675 3)
常数项	0.128 4***	−9.701 2***	−0.042 6***	−0.694 4***
	(3.035 7)	(−31.259 2)	(−5.449 8)	(−12.149 9)
Year	Yes	Yes	Yes	Yes
Ind	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	35 485	35 485	35 485	35 485
R^2	0.204 1	0.417 1	0.242 9	0.276 9

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

3.2　内生性检验

考虑到可能存在反向因果关系和遗漏变量问题,采用工具变量法进行检验。选取同省份同行业同年份企业 ESG 评级均值作为工具变量。该变量反映地区与行业层面的 ESG 发展环境,与企业自身 ESG 评级具有较强相关性,同时不会直接影响企业

绿色创新活动。所有模型均控制行业固定效应和年份固定效应，标准误在企业层面聚类。表 4 结果显示，第一阶段工具变量与 ESG 评级显著正相关，且 Kleibergen-Paap rk Wald F 统计量大于 10，不存在弱工具变量问题。第二阶段结果表明，在控制内生性问题后，ESG 评级对绿色技术创新（Gt）与绿色管理创新（Gm）仍具有显著正向影响，说明本文核心结论具有较强稳健性。

表 4　内生性检验结果

变量	第一阶段	第二阶段	
	ESG	Gt	Gm
IV	0.898 8*** (79.893 1)		
ESG		0.090 6*** (5.613 2)	0.062 2*** (15.940 7)
Controls	Yes	Yes	Yes
Year	Yes	Yes	Yes
Ind	Yes	Yes	Yes
观测值	35 485	35 485	35 485
R^2	0.376 7	0.294 6	0.128 2
Kleibergen-Paap rk Wald F	6 382.903[16.38]		
Kleibergen-Paap rk LM	P=0.000		

注：*、**、***分别表示 10%、5%、1%的显著性水平；圆括号内数值为 t 值；方括号内数值为在 10%水平下的弱工具变量检验临界值。

3.3　稳健性检验

3.3.1　替换解释变量

为避免指标度量方式差异对研究结论带来的偶然误差，采用替换核心解释变量的方法进行检验。采用 ESG 评级中位数（记为 ESG_median）替代 ESG 评级均值重新进行回归估计。在替换核心解释变量后，表 5 列（1）结果表明 ESG_median 对绿色技术创新（Gt）的回归系数为 0.072 5，且在 1%的统计水平上显著为正；表 5 列（2）结果表明 ESG_median 对绿色管理创新（Gm）的回归系数为 0.065 3，同样在 1%的统计水平上显著为正。该结果与基准回归结论保持高度一致，证实了核心结论的稳健性。

3.3.2　滞后效应

考虑到 ESG 实践转化为企业绿色创新成果通常存在一定的时间周期，为了进一步缓解由反向因果导致的内生性问题，将核心解释变量 ESG 评级滞后两期（L2.ESG）进行回归分析。表 5 列（3）的检验结果显示滞后两期的 ESG 评级对绿色技术创新（Gt）的回归系数为 0.064 6，表 5 列（4）的检验结果显示对绿色管理创新（Gm）的回归系数为 0.036 5，且均在 1%的统计水平上显著为正。这表明 ESG 评级对企业绿色创新的驱动作用不仅在当期显著，而且具备稳健的跨期正向溢出效应。

3.3.3　剔除特殊样本

考虑到 2020—2022 年期间突发公共卫生事件作为宏观外部冲击，可能会对企业的正常生产经营、研发策略以及管理决策带来异常噪声。为了排除特定事件窗口对估计结果的干扰，剔除 2020—2022 年度的样本观测值后重新进行双向固定效应回归。表 5 列（5）和列（6）的结果显示，在缩减事件窗口后，ESG 评级对绿色技术创新（Gt）的回归系数为 0.069 5，对绿色管理创新（Gm）的回归系数为 0.063 5，且均在 1%的水平上显著为正。这表明核心结论具有较好的稳健性，并未受到特殊阶段异常数据的干扰。

3.3.4　熵值法

为验证基准回归的可靠性，按年度行业 ESG 评分均值划分的处理组与控制组。采用处理高维数据更准确的熵平衡方法，针对处理组和对照组样本协变量的一阶矩、二阶交叉矩以及三阶矩等多个维度同时展开调节，让两组样本协变量在符合约束条件的情形下实现精准匹配。参考 Hainmueller[18]、张海峰等[19]对于协变量维度的控制方法，在计算最优权重时，纳入协变量及各个变量的二次项、三次项及交叉项，并剔除无实际意义的项以避免共线性。表 5 列（7）和列（8）结果显示，核心解释变量 ESG 评级对绿色技术创新（Gt）的回归系数为 0.060 3，对绿色管理创新（Gm）的回归系数为 0.055 9，且均在 1%的水平上显著为正。在有效削弱样本选择偏误后，基准结论依然高度成立，再次验证了研究结论的可靠性。

3.4　中介机制检验

3.4.1　融资约束

为进一步检验融资约束这一中介路径，回归结果如表 6 列（1）～列（3）所示，ESG 评级对企业融资约束（SA）的系数为－0.00 6 6，且在 1%的水平下显著为负。该结果意味着良好的 ESG 表现作为一种优质的市场信号，能够有效穿透信息迷雾，有助于缓解企业面临的融资约束。表 6 列（2）和列（3）结果表明，在同时纳入核心解释变量与中介变量后，融资约束（SA）对绿色技术创新（Gt）与绿色管理创新（Gm）的系数均显著为负，而 ESG 评级的系数在 1%的水平上依然显著为正。结合基准回归结果，验证了存在“ESG 评级提升-缓解融资约束-促进企业绿色创新”的传导路径，即验证了 H2a 和 H2b。

表 5　稳健性检验结果

变量	替换解释变量		滞后效应		剔除特殊样本		熵值法	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	Gt	Gm	Gt	Gm	Gt	Gm	Gt	Gm
ESG_median	0.072 5***	0.065 3***						
	(8.353 2)	(30.626 8)						
L2_ESG			0.064 6***	0.036 5***				
			(6.743 5)	(15.665 8)				
ESG					0.069 5***	0.063 5***	0.060 3***	0.055 9***
				(8.725 6)	(30.825 3)	(6.650 8)	(25.690 0)	
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
常数项	−9.709 3***	−0.702 9***	−10.421 2***	−0.852 6***	−9.133 7***	−0.674 1***	−10.219 4***	−0.639 2***
	(−31.307 6)	(−12.318 4)	(−31.007 5)	(−12.696 8)	(−28.413 4)	(−11.340 7)	(−26.556 9)	(−10.009 5)
Year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Ind	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	35 485	35 485	26 046	26 046	23 150	23 150	35 485	35 485
R^2	0.417 1	0.276 9	0.436 3	0.256 7	0.402 7	0.318 2	0.450 3	0.266 0

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

表 6　中介机制检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	SA	Gt	Gm	Pos_Media	Gt	Gm
ESG	−0.006 6***	0.062 3***	0.061 5***	0.083 9***	0.063 3***	0.060 9***
	(−5.917 1)	(7.846 6)	(31.295 9)	(9.836 8)	(8.033 2)	(31.206 3)
SA		−0.840 2***	−0.041 7**			
		(−7.082 3)	(−2.225 1)			
Pos_Media					0.053 9***	0.010 4***
					(6.606 1)	(5.789 7)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
常数项	2.265 2***	−7.797 9***	−0.599 9***	−4.982 2***	−9.432 6***	−0.642 8***
	(35.151 4)	(−23.624 3)	(−8.293 6)	(−16.968 5)	(−30.772 3)	(−11.212 8)
Year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Ind	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	35 485	35 485	35 485	35 485	35 485	35 485
R^2	0.817 4	0.422 7	0.277 1	0.305 6	0.419 3	0.278 4

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

这说明 ESG 表现优异的企业更倾向于通过向资本市场传递透明、合规的非财务信息来降低资本错配,从而以更低成本获取外部流动性支持,为高耗资的绿色专利研发(技术创新)与内部环保管理架构重塑(管理创新)提供充沛的资金保障。

3.4.2　企业声誉

同理,考查企业声誉(Pos_Media)的中介机制,结果如表 6 列(4)～列(6)所示。表 6 列(4)结果表明,ESG 评级对企业声誉(Pos_Media)的系数为 0.083 9,且在 1%的水平下显著为正,该结果意味着主动践行非财务维度的社会责任有助于企业积累深厚的声誉资本,赢得更多网络和报刊的正面报道。表 6 列(5)和列(6)结果表明,在模型中引入中介变量后,企业声誉(Pos_Media)对绿色技术创新(Gt)和绿色管理创新(Gm)的回归系数分别为 0.053 9 和 0.010 4,均在 1%的水平下显著为正;与此同时,核心解释变量 ESG 评级的系数依然保持了显著的正向驱动作用。结合基准回归结果,实证验证了存在“ESG 评级提升-积累企业声誉-赋能企业技术创新”的作用机制,即验证了 H3a 和 H3b。

这说明 ESG 评级提升带来的外部良好声誉,不仅能够发挥人才集聚与政策红利虹吸效应,为实质性的硬核技术攻关(技术创新)提供智力内核与资源倾斜,还能够转化为内生的防御性动力,促使管理层自上而下地完善环保专项活动与内部教育培训(管理创新),以维护来之不易的声誉资产并防范“漂绿”风险。

3.4.3　链式中介检验

考虑到企业声誉与融资约束之间可能存在先后传导关系,进一步检验“ESG 评级→企业声誉→

融资约束→绿色创新”的链式中介机制。回归结果如表 7 所示。结果显示，企业声誉（Pos_Media）对融资约束（SA）的回归系数为－0.006 1，且在 1%的水平下显著为负，说明良好的企业声誉能够有效缓解融资约束。列（8）和列（9）结果显示，在同时纳入企业声誉与融资约束后，企业声誉（Pos_Media）对绿色技术创新（Gt）和绿色管理创新（Gm）的回归系数均显著为正，而融资约束（SA）的回归系数显著为负。同时，ESG 评级的回归系数仍保持显著为正，表明企业声誉与融资约束在 ESG 评级促进绿色创新过程中发挥部分链式中介作用，H4a 和 H4b 得到验证。

3.4.4　Bootstrap 中介检验

采用 Bootstrap 方法对融资约束、企业声誉及二者的链式中介效应进行检验。表 8 结果所示，融资约束在 ESG 影响绿色创新的过程中均发挥显著中介作用，间接效应分别为 0.005 553 和 0.000 276，95%偏差校正置信区间均不包含 0。企业声誉的单独中介效应同样显著，其在 ESG 影响 Gt 和 Gm 中的间接效应分别为 0.004 520 和 0.000 868。此外，链式中介路径“ESG→企业声誉→融资约束→Gt/Gm”也通过显著性检验，间接效应分别为 0.000 394 和 0.000 017，说明 ESG 不仅能够分别通过缓解融资约束、提升企业声誉影响企业绿色创新，还可通过“企业声誉-融资约束”的链式传导机制发挥作用。

表 7　链式中介机制检验结果

变量	(1)	(2)	(3)
	SA	Gt	Gm
ESG	−0.006 1***	0.058 3***	0.060 7***
	(−5.597 2)	(7.415 2)	(30.957 0)
SA		−0.812 7***	−0.036 0*
		(−6.882 0)	(−1.926 3)
Pos_Media	−0.005 8***	0.049 2***	0.010 1***
	(−4.915 9)	(6.105 3)	(5.657 2)
Controls	Yes	Yes	Yes
常数项	2.236 5***	−7.615 0***	−0.562 2***
	(35.851 0)	(−23.132 2)	(−7.812 3)
Year	Yes	Yes	Yes
Ind	Yes	Yes	Yes
观测值	35 485	35 485	35 485
R^2	0.818 0	0.424 6	0.278 6

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

4　异质性分析

4.1　重污染行业异质性

考虑到环境规制强度和外部监督压力在不同环境敏感度企业之间存在明显差异，参考王伊攀和何圆[20]的划分标准，划分为重污染与非重污染组进行异质性回归。表 9 报告了分组检验结果。ESG 评级对两类企业的绿色创新均具有显著促进作用，但促进程度存在明显差异。在非重污染企业样本中，ESG 评级对绿色技术创新（Gt）和绿色管理创新（Gm）的回归系数分别为 0.064 4 和 0.060 6；而在重污染企业样本中，相应系数分别提升至 0.081 0 和 0.067 3，且均在 1%的统计水平上显著。这表明 ESG 评级对重污染企业绿色创新的促进作用更为突出，尤其在绿色技术创新方面表现得更为明显。

造成这一差异的重要原因在于，不同污染属性企业面临的环境约束和转型压力存在显著差异。相较于非重污染企业，重污染企业是环境监管的重点对象，其生产经营活动更容易受到环保执法、排污约束以及社会公众监督的影响。因此，ESG 评级不仅是企业展示环境责任的重要信号，也成为其降低环境风险和维护合法经营地位的重要工具。在此背景下，提升 ESG 表现能够帮助企业缓解潜在的环境合规压力，并增强投资者、金融机构及监管部门对企业绿色转型能力的认可。

重污染企业实现绿色发展的关键在于生产技术和工艺流程的实质性改进，仅依靠管理层面的调整难以满足日益严格的环保要求。因此，当企业通过提升 ESG 表现释放绿色转型信号后，其获得绿色金融支持、政府环保激励及市场认可的可能性相对更高，从而为绿色研发投入和技术升级提供必要资

表 8　Bootstrap 中介检验结果

中介类型	作用路径	间接效应	Boot SE	95%置信区间	结论
融资约束单独中介	ESG → SA → Gt	0.005 553	0.000 666	[0.004 309，0.006 907]	显著
融资约束单独中介	ESG → SA → Gm	0.000 276	0.000 079	[0.000 099，0.000 421]	显著
企业声誉单独中介	ESG → Pos_Media → Gt	0.004 520	0.000 497	[0.003 591，0.005 555]	显著
企业声誉单独中介	ESG → Pos_Media → Gm	0.000 868	0.000 116	[0.000 656，0.001 105]	显著
链式中介	ESG → Pos_Media → SA → Gt	0.000 394	0.000 056	[0.000 292，0.000 520]	显著
链式中介	ESG → Pos_Media → SA → Gm	0.000 017	0.000 006	[0.000 006，0.000 028]	显著

表 9　重污染行业异质性分析结果

变量	非重污染企业		重污染企业	
	Gt	Gm	Gt	Gm
ESG	0.064 4***	0.060 6***	0.081 0***	0.067 3***
	(7.023 5)	(27.892 6)	(5.166 5)	(15.191 9)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes
常数项	−9.320 4***	−0.744 7***	−11.218 0***	−0.528 0***
	(−25.890 9)	(−12.198 4)	(−19.174 1)	(−3.521 2)
Year	Yes	Yes	Yes	Yes
Ind	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	27 969	27 969	7 516	7 516
R^2	0.408 0	0.275 8	0.464 8	0.237 8

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

源。正因如此,ESG 评级对重污染企业绿色技术创新的促进效应显著强于非重污染企业。相比之下,非重污染企业本身面临的环境约束较弱,绿色创新更多体现为主动战略选择,因此 ESG 评级带来的边际激励相对有限。

4.2　产权性质异质性

国有企业与非国有企业承担的政治使命与资源禀赋存在本质差异。为此,按产权性质进行异质性回归,结果如表 10 所示。ESG 评级对不同产权性质企业的绿色创新均具有显著促进作用,但国有企业的促进效应更为明显。在非国有企业样本中,ESG 评级对绿色技术创新(Gt)和绿色管理创新(Gm)的回归系数分别为 0.060 2 和 0.056 8;而在国有企业样本中,相应系数分别达到 0.090 7 和 0.073 7,均在 1%的水平上显著。

表 10　产权性质异质性分析结果

变量	非国有企业		国有企业	
	Gt	Gm	Gt	Gm
ESG	0.060 2***	0.056 8***	0.090 7***	0.073 7***
	(6.796 7)	(25.092 1)	(5.828 5)	(19.567 3)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes
常数项	−8.250 6***	−0.697 2***	−11.745 4***	−0.556 5***
	(−21.671 4)	(−9.931 8)	(−20.638 2)	(−5.160 4)
Year	Yes	Yes	Yes	Yes
Ind	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	24 741	24 741	10 743	10 743
R^2	0.354 3	0.241 4	0.512 0	0.336 9

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

这一结果表明,ESG 评级对国有企业绿色创新的激励作用更强,其原因不仅源于资源禀赋优势,更与国有企业所承担的政策目标密切相关。一方面,在“双碳”目标背景下,国有企业往往承担着落实国家绿色发展战略和产业转型升级的重要任务,对环境责任和可持续发展要求具有更高敏感度。因此,当 ESG 评级提升时,国有企业更倾向于将其转化为推动绿色创新的实际行动,以实现政策目标与企业发展的协同统一。另一方面,国有企业通常拥有更强的资源获取能力和组织协调能力。在融资支持方面,国有企业更容易获得长期资金和绿色信贷支持;在创新资源方面,其往往具备较为完善的研发体系及较强的产学研合作基础。这些资源优势有助于将 ESG 导向转化为具体的研发投入和创新产出,从而增强 ESG 评级对绿色技术创新和绿色管理创新的促进作用。

非国有企业虽然同样受到 ESG 评价体系的激励,但其资源约束相对更强,融资成本较高,绿色创新投入面临更大的资金和风险压力,因此 ESG 评级所带来的促进作用相对有限。由此可见,产权性质差异导致企业在政策响应能力和资源转化效率方面存在不同,进而形成 ESG 评级促进绿色创新的异质性效应。

5　结论与建议

以 2015—2024 年 A 股上市公司为研究对象,将绿色创新细分为技术与管理双维度,实证分析 ESG 评级对企业全面绿色转型的影响及异质性特征,并对融资约束与企业声誉的中介作用进行检验。得出结论如下:ESG 评级对企业绿色技术创新和绿色管理创新均具有显著的提升作用;融资约束与企业声誉在 ESG 评级与企业绿色创新间发挥独立的中介作用,即优异的 ESG 表现能通过缓解资金约束、积累声誉资本两条并行路径赋能绿色转型;从产权性质和行业特征这两个维度进行异质性分析,在国有企业和重污染行业企业样本中,ESG 评级对绿色创新的促进效应更强。基于此,提出如下四点对策建议。

(1)坚持“技术+管理”双轮驱动,将 ESG 理念深度融入企业战略全环节。研究证实 ESG 表现对绿色技术与管理创新均有显著的直接促进作用。因此,企业不应将 ESG 实践视为单纯的公关手段或被动的合规负担,而应将其上升为核心战略。在硬件技术层面,企业可设立绿色专项研发基金,攻坚低碳材料与清洁生产工艺;在软件管理层面,自上而下重塑内部治理架构,设立由董事会直辖的 ESG 管理委员会,全面推行 ISO14001 环境管理体系及全员环保培训,实现从“被动减排”到“主动治理”的实质性跨越。

(2)精准利用 ESG 的“信号溢价”,系统化破解

绿色创新的融资瓶颈。融资约束是制约企业绿色创新的重要阻碍，而ESG评级能有效缓解这一约束。企业应主动提升ESG信息披露的透明度与规范性，特别是量化披露在节能降碳、资源循环利用等方面的实质性成效，以此穿透资本市场信息壁垒、降低投资者的风险溢价。同时，企业财务部门应积极对接绿色金融资源，利用高ESG评级优势，争取绿色信贷、绿色债券及ESG主题基金的低成本资金支持，为长周期、高耗资的绿色专利研发提供稳定的流动性蓄水池。

(3)系统培育非财务声誉资本，强化绿色创新的资源虹吸效应。企业声誉是ESG赋能绿色创新的关键中介路径。企业应将践行ESG作为积累品牌信任资产的核心抓手，通过积极参与社区环保公益、保障员工权益、完善供应链责任管理等高感知度的社会实践，赢得媒体、公众与监管机构的正面评价。利用这种良好的社会声誉防范“漂绿”风险，并在劳动力市场上吸引和留住顶尖的绿色研发人才；同时，依托信誉优势在产业链中获取更多的产学研合作机会与政府环保补贴，将无形的声誉资产转化为有形的创新动能。

(4)结合自身禀赋特征，实施差异化的“ESG+绿色转型”策略。针对异质性分析结果，国有企业充分发挥其资源整合能力强、政策敏感度高的优势，率先探索高标准的ESG治理框架，牵头建设行业性的绿色技术协同攻关平台，发挥“领头羊”的溢出效应。重污染行业企业则需将ESG视为化解环境合规风险与生存危机的突破口，优先将资源投入到治污减排设备的升级与落后产能淘汰中，利用ESG评级的边际改善获取“转型金融”支持。监管部门在制定相关政策时，充分考虑这些差异，对重污染企业给予转型激励，对国企提出更高标准的披露要求，提供分类指导与精准支持。

参考文献

[1] 张雪，张文松，汪家源，等. ESG表现对企业绿色技术创新的影响研究[J]. 北京交通大学学报(社会科学版)，2025，24(2)：101-111.

[2] 刘志彬，李孟珂. ESG表现促进企业绿色创新“量”与“质”飞跃研究——基于沪深A股上市公司的经验证据[J]. 价格理论与实践，2025(12)：244-250.

[3] 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.

[4] 刘琳，张雨晴. ESG表现、绿色金融与企业绿色创新[J]. 金融理论与实践，2025(4)：29-44.

[5] 秦伟娜. ESG表现与企业绿色创新“增量提质”——基于环境规制与市场竞争压力的调节作用[J]. 技术经济与管理研究，2024(6)：139-144.

[6] 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.

[7] 李维安，张耀伟，郑敏娜，等. 中国上市公司绿色治理及其评价研究[J]. 管理世界，2019，35(5)：126-133.

[8] 王刚，李文龙，威力思. 新质生产力、绿色创新与企业可持续发展绩效[J]. 科学决策，2025(4)：124-141.

[9] 梁四安，李淑萍，段军山，等. 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.

[10] 孙永河，李盼盼，王洪静眩. 碳交易政策对企业声誉的影响机制研究——基于绿色创新的中介效应检验[J]. 昆明理工大学学报(自然科学版)，2024，49(5)：170-184.

[11] 彭花，杨确. 工匠精神和企业声誉对企业创新绩效的影响[J]. 湖南科技大学学报(社会科学版)，2022，25(5)：116-124.

[12] 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.

[13] 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.

[14] 张同斌，刘文龙. 留抵退税改革、融资约束与企业产业链关联[J]. 管理世界，2024，40(3)：94-115.

[15] 郭文伟，黄子聪，何洁. 儒家文化与企业气候变化风险披露——基于文本分析和机器学习[J]. 经济学报，2024，11(2)：170-204.

[16] 温忠麟，叶宝娟. 中介效应分析：方法和模型发展[J]. 心理科学进展，2014，22(5)：731-745.

[17] BARON R M，KENNY D A. The moderator-mediator variable distinction in social psychological research：conceptual，strategic and statistical considerations[J]. Journal of Personality and Social Psychology，1986，51(6)：1173-1182.

[18] HAINMUELLER J. Entropy balancing for causal effects：a multivariate reweighting method to produce balanced samples in observational studies[J]. Political Analysis，2012，20(1)：25-46.

[19] 张海峰，梁若冰，林细细. 子女数量对农村家庭经济决策的影响——兼谈对“二孩政策”的启示[J]. 中国经济问题，2019(3)：68-80.

[20] 王伊攀，何圆. 环境规制、重污染企业迁移与协同治理效果——基于异地设立子公司的经验证据[J]. 经济科学，2021(5)：130-145.

The Driving Effect of ESG Ratings on Corporate Green Innovation: Evidence from Technological and Managerial Dimensions

WANG Ruihe, XIE Zongtang

(School of Management, Northwest Minzu University, Lanzhou 730030, China)

Abstract: Using data from Chinese A-share listed companies from 2015 to 2024, green innovation was decomposed into two dimensions-green technological innovation and green management innovation-and examines the impact of ESG ratings on corporate green innovation. The results indicate that ESG ratings significantly promote both dimensions of green innovation. Financing constraints and corporate reputation serve as significant mediating mechanisms through which ESG ratings enhance green innovation. Moreover, corporate reputation and financing constraints exhibit a sequential mediating effect, whereby ESG ratings further foster green innovation by enhancing corporate reputation and alleviating financing constraints. Heterogeneity analysis reveals that the promoting effect is more pronounced among heavily polluting firms and state-owned enterprises. By distinguishing between green technological innovation and green management innovation, the underlying mechanisms is uncovered through which ESG ratings influence corporate green innovation and empirical evidence is provided for corporate green transformation and ESG practices.

Keywords: esg rating; green technology innovation; green management innovation; corporate reputation; financing constraints