绿色投资者如何提高企业环境绩效?

张兴邦[1], 傅亚平[2]

(1. 贵州财经大学应用经济学院, 贵阳 550000; 2. 贵州财经大学绿色发展战略研究院, 贵阳 550000)

摘要: 在"双碳"目标稳步推进与绿色金融体系持续完善的背景下,以 2010—2024 年中国 A 股上市公司为研究样本,构建双向固定效应模型,实证检验绿色投资者对企业环境绩效的影响效应,并结合中介效应模型揭示其内在传导机制,同时从产权性质、区域分布、两个维度开展异质性分析。结果表明:绿色投资者对企业环境绩效具有显著的正向促进作用;融资约束缓解与绿色创新水平提升在绿色投资者影响企业环境绩效的过程中发挥双重中介作用,该正向影响存在显著的异质性特征,在国有企业、非重污染企业,中部地区企业表现更为突出。基于研究结论,从企业、绿色投资者、政府监管部门三个层面提出针对性对策建议,为充分发挥绿色投资者治理功能、完善绿色金融治理体系、推动企业实质性绿色转型与助力"双碳"目标落地提供实证支撑与实践路径。

关键词: 绿色投资者; 企业环境绩效; 融资约束; 绿色创新

中图分类号: F275.5 **文献标志码**: A **文章编号**: 1671－1807(2026)12－0153－08

在全球气候治理进程加速与中国"双碳"目标全面推进的背景下,企业环境绩效已成为衡量经济社会绿色低碳转型成效的核心指标,也是资本市场与监管层共同关注的关键议题。当前企业环境治理仍面临高投入、长周期的现实桎梏:绿色转型成本高昂且收益滞后,管理层普遍缺乏治理内生动力;严重的信息不对称催生"漂绿"行为,进一步损害环境治理效率。破解环境治理中的激励不相容与信息黑箱困境,亟须具备专业甄别能力与长期主义导向的绿色投资者深度介入。绿色投资者是指将环境、社会和公司治理(ESG)因素纳入投资决策核心考量,以长期可持续发展为目标的机构或个人。与传统短期财务导向投资者不同,绿色投资者可通过资本配置与公司治理路径,发挥外部监督与价值赋能双重作用,既能通过信号传递缓解企业融资约束,也能为高风险的绿色创新提供稳定资金支持,是推动企业实质性绿色转型、提升环境绩效的关键外部力量[1]。近年来,中国相继出台《绿色投资指引》《上市公司环境信息披露管理办法》等一系列政策文件,为规范绿色投资行为、压实机构投资者环境治理责任提供坚实的制度保障。随着中国绿色金融体系日臻完善,绿色投资者已从单纯的资金提供者转向关键的外部治理主体,深入探究其对企业环境绩效的影响,对助力"双碳"目标落地具有重要的理论价值与实践意义。

1 文献综述

现有文献围绕企业环境绩的驱动因素、绿色投资者的微观治理效应两大核心主题展开了丰富探索,为本研究奠定了坚实的学术基础。在企业环境绩效的相关研究中,学界从内部与外部治理两大维度剖析核心驱动因素:内部层面,党组织"双向进入、交叉任职"、数字技术应用、高管薪酬与内部控制质量等,均被证实会显著影响企业环境绩效[2-4]。外部层面,政府环境规制与环境审计是核心驱动力量,环境审计能显著改善企业环境绩效,且该效应在监管与监督能力更强的企业中更为突出[5-6];环保费改税可通过倒逼绿色创新激励环境绩效提升[7],政府环保补助、媒体关注、绿色并购等因素也被证实具有重要影响[8-9]。

在绿色投资者的相关研究中,相关成果已从内涵界定深化至微观治理效应的多维度检验。绿色投资者以兼顾经济收益与环境责任为核心特征,与传统短期财务导向投资者形成本质区别[1]。近年来中国绿色投资市场快速发展,截至 2025 年可持续投资市场规模已达 48.55 万亿元,绿色投资者已成为重塑企业环境行为、推动产业绿色转型的关键市场力量[10]。微观治理效应层面,现有研究形成多维度核心结论:一是绿色投资者能有效抑制企业非规范环境行为与"漂绿"乱象,可缓解信息不对称,通过

收稿日期: 2026-03-31

作者简介: 张兴邦(2001—),男,布依族,贵州兴仁人,硕士研究生,研究方向为绿色金融与金融科技;通信作者傅亚平(1973—),男,湖南澧县人,博士,副教授、硕士研究生导师,研究方向为金融市场与金融机构。

内部控制提升、“退出威胁”等机制约束管理层机会主义行为，共同所有权还能强化协同治理效应[11-12]；二是绿色投资者能推动企业从被动合规向主动绿色转型，通过缓解融资约束、激励绿色创新形成链式传导，驱动企业开展实质性绿色行动[13-15]；三是绿色投资者能显著提升企业环境信息披露质量，减少信息隐瞒与选择性披露行为[16-17]；四是绿色投资者对企业绿色创新具有显著激励效应，可通过资本支持与风险分担助力绿色专利提质增量，保障长期创新项目推进[10,18]。

现有研究虽成果丰富，但仍存在三方面研究缺口：一是企业环境绩效驱动研究多聚焦政府规制、内部治理，鲜有将绿色投资者作为核心外部治理主体系统探究其直接影响；二是未厘清其影响企业环境绩效的传导机制，对双重中介作用缺乏针对性检验；三是异质性分析不全面，未充分揭示其在不同产权、区域、行业企业中的影响差异。

基于此，本文以2010—2024年A股上市公司为样本，实证检验绿色投资者对企业环境绩效的影响效应，探究融资约束与绿色创新的双重中介作用，并开展产权、区域、行业污染水平的异质性分析。本文的研究贡献主要体现在两方面：①理论贡献。将绿色投资者作为核心外部治理主体纳入企业环境绩效分析框架，证实其对企业环境绩效的显著正向促进作用，揭示了融资约束缓解与绿色创新提升的双重中介效应，识别出该效应在国企、中部地区、非重污染行业企业中更突出的异质性特征，填补了相关研究空白，丰富了绿色金融与企业环境治理的交叉研究体系。②实践贡献。研究结论为企业、绿色投资者、监管部门提供实证支撑，助力绿色转型与“双碳”目标落地。

2 理论基础与研究假设

依托利益相关者理论、信号传递理论与资源基础观三大理论，结合全行业企业绿色转型的现实需求，系统剖析绿色投资者影响企业环境绩效的直接作用逻辑与间接传导机制，并据此提出针对性研究假设，为后续实证检验奠定理论与逻辑基础。

2.1 绿色投资者对企业环境绩效的直接影响

利益相关者理论突破了传统“股东至上”的治理逻辑，指出企业作为多元利益主体的契约集合体，其可持续发展依赖于各利益相关者的协同支持与约束。绿色投资者作为企业绿色转型进程中的关键非财务利益相关者，与传统投资者存在本质差异，其投资决策并非仅关注短期财务回报，更将企业环境责任履行情况与长期低碳发展潜力纳入核心考量维度。在绿色发展成为全行业普遍发展导向的背景下，绿色投资者通过持股参与、治理干预等方式对企业经营行为形成监督约束与价值赋能的双重作用：从监督约束来看，绿色投资者凭借专业ESG分析能力，精准识别企业环境治理短板，通过股东大会、董事会等正式治理渠道约束企业非环保经营决策，既遏制违规排污、环保投入缩水等短视行为，降低污染物排放、减少环境违法事件，直接提升环境绩效合规指标；也推动企业完善环境管理制度、加大污染治理与清洁化改造投入，将环境管控嵌入生产全流程，从管理端保障环境绩效长期稳定。从价值赋能来看，绿色投资者的持股行为会倒逼企业主动优化发展路径，将绿色发展理念融入生产经营全流程，同时引导企业合理配置资源、加大环保投入，从经营策略层面推动环境绩效的持续改善。基于利益相关者理论的上述逻辑，绿色投资者通过双重作用能够直接推动企业环境绩效提升。据此，提出以下研究假设。

H1：绿色投资者对企业环境绩效具有显著的正向影响。

2.2 融资约束的中介作用

资本市场中，外部投资者与企业之间的信息不对称现象普遍存在，尤其在环保投入、绿色技术落地效果、低碳转型规划等绿色发展相关领域，外部主体难以全面、准确评估企业的绿色发展质量，这也成为企业在绿色转型过程中面临融资约束的重要原因。信号传递理论为破解该问题提供了理论视角，绿色投资者的持股行为本质上是向资本市场传递双重核心正向信号：一是企业的环境治理基础扎实，日常经营中的环保风险处于可控范围；二是企业具备清晰的绿色转型战略与长期可持续的绿色发展潜力。该信号传递效应能够有效缓解资本市场与企业之间的信息不对称，降低金融机构对企业的环境风险溢价。鉴于绿色投资者持股本身属于直接融资，其入驻发挥的“认证效应”能够进一步帮助企业拓宽以银行绿色信贷为主的间接融资渠道及其他外部新增融资，降低债务融资成本，为企业绿色转型提供稳定的资金保障，最终实现企业总体融资约束的有效缓解。资金短缺是制约企业环境绩效提升的核心瓶颈。当企业的融资约束得到缓解后，可将更多资源定向投入环保设施升级、污染末端治理、清洁技术引进等核心环节，直接推动环境治理成效的提升与环境绩效的改善[19]。由此，

绿色投资者可通过信号传递效应缓解企业融资约束,进而间接提升企业环境绩效。据此,提出以下研究假设。

H2:融资约束在绿色投资者与企业环境绩效之间发挥中介作用。

2.3 绿色创新的中介作用

资源基础观认为,企业的核心竞争优势源于其掌握的稀缺、不可复制、不可替代的核心资源,而对于处于绿色转型进程中的企业而言,绿色技术(如清洁能源研发、碳捕获与封存、节能降耗技术等)与绿色管理能力,是实现环境绩效提升、契合低碳发展要求的关键核心资源。绿色投资者的介入,能够通过外部倒逼与内部赋能的双重作用,推动企业整合内外部资源聚焦绿色发展,进而提升企业的绿色创新水平:从外部倒逼来看,绿色投资者更关注企业的长期绿色发展潜力,其持股行为会对企业形成明确的绿色发展导向压力,推动企业将生产经营资源向绿色技术研发领域倾斜,重点覆盖清洁能源、碳减排、节能降耗等绿色转型关键领域;从内部赋能来看,绿色投资者具备专业的 ESG 分析与绿色投研能力,能够为企业的绿色创新活动提供精准的方向指导,帮助企业规避绿色创新的盲目性,提升绿色技术研发的针对性与实效性,助力企业突破绿色技术瓶颈,积累稀缺的绿色核心资源。绿色创新是全行业企业实现绿色转型、提升环境绩效的核心动力,也是企业构建长期绿色竞争优势的关键路径。企业绿色创新水平的提升,能够从生产源头优化生产工艺、降低污染物排放、提高资源利用效率,相较于末端治理形成更具持续性的环境治理效果,最终实现企业环境绩效的根本性改善[20]。由此,绿色投资者可通过推动企业提升绿色创新水平,进而间接改善企业环境绩效。据此,提出以下研究假设。

H3:绿色创新在绿色投资者与企业环境绩效之间发挥中介作用。

3 研究设计

3.1 模型构建与变量定义

3.1.1 模型构建

为了验证 H1,构建模型检验绿色投资者对企业环境绩效的影响。

$$EP_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 lnGI_{it} + \sum \alpha_j Controls_{it} + Company_i + Year_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式中:EP_{it} 为被解释变量,代表第 i 家企业第 t 期的环境绩效;$lnGI_{it}$ 为核心解释变量,代表第 i 家企业第 t 期的绿色投资者参与度;$Company_i$ 为企业个体固定效应;$Year_t$ 为时间固定效应;ε_{it} 为随机扰动项;α_0 为常数项;α_1、α_j 为待估计系数。

为了验证 H2 和 H3,运用江艇[21]的中介效应检验思路,对绿色投资者影响企业环境绩效的机制展开实证分析。具体的,构建以下模型。

$$FC_{it} = \beta_0 + \beta_1 lnGI_{it} + \sum \beta_j Controls_{it} + Company_i + Year_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$lnGreenInv_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 lnGI_{it} + \sum \gamma_j Controls_{it} + Company_i + Year_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

3.1.2 变量定义

(1)被解释变量。被解释变量为企业环境绩效,参考左喜梅和许凯[22]的做法,选用综合评分法构建环境绩效指标(EP),环境绩效指标由以下部分组成:企业是否具有环保理念;是否有环境保护目标;是否采用了环境保护管理制度;是否进行过环境保护教育培训;是否有环境保护专项行为;是否采用环境事件应急机制;企业是否有“三同时”制度;是否获得过环境保护方面的荣誉或奖励;企业是否通过了 ISO14001 认证。企业每满足上述项目得 1 分,不满足得 0 分,将加总得分作为企业环境绩效的代理变量。

在稳健性检验部分,采用环境保护与治理综合得分来衡量环境绩效(EP2),具体包括废气减排、废水减排、降尘、固体废物利用与处置、噪声和光控制实施清洁生产六个方面,并根据他们的披露程度(是否披露、定性还是定量)分别给予 0、1 或 2 分。

(2)解释变量。核心解释变量绿色投资者(lnGI):基于对绿色投资者的定义,参考王辉等[18]的做法,通过对“基金主体信息表”和“股票投资明细表”进行匹配,得到上市公司基金投资明细表。如果基金投资明细表中各基金的“投资目标”“投资范围”包含“环保”“低碳”“生态”“绿色”“节能”“可持续”“新能源开发”“清洁能源”等与环境相关的词汇,则认为该基金为绿色投资者,并在此基础上统计当年该企业存在绿色投资者的数量。采用企业绿色投资者数量加 1 取对数作为解释变量绿色投资者(lnGI)衡量指标。

(3)控制变量。借鉴胡永平和朱芳仪[23]的做法,选取可能对环境绩效有影响的变量,控制变量包括企业规模(Size,企业总资产对数)、资产负债率(Lev,总负债/总资产)、企业年龄(FirmAge,企业成立年限对数)、管理层持股(Mshare,管理层持股比例)、资产收益率(ROA,净利润/总资产)、成长能力

(Growth,营业收入增长率)、董事会规模(Board,董事会人数)、独立董事比例(Indep,独立董事人数/董事会总人数)、两职合一(Dual,董事长与总经理为同一人取 1,否则取 0)、现金流(Cashflow,经营活动净现金流/总资产)。

(4)中介变量。

融资约束(FC):参照陈峻和郑惠琼[24]的做法,采用两步法估计企业融资约束程度。第一步,分年度对企业规模、现金股利支付率与上市年限三个中心化处理后的指标均值排序,以上下三分位点为界构建虚拟变量 FC_flag,大于 66%分位的样本企业定义为低融资约束组,FC_flag=0,小于 33%分位的样本企业定义为高融资约束组,FC_flag=1;第二步,利用模型(3)开展 Logit 回归,将拟合得到的 FC_flag=1 概率作为融资约束代理变量 FC,FC 取值为 0~1,数值越大意味企业融资约束越严重。

$$FC_flag = \alpha_0 + \alpha_1 Size + \alpha_2 Lev + \alpha_3 (CashDiv/TA) + \alpha_4 BM + \alpha_5 C_Ratio + \alpha_6 (EBIT/TA) + \varepsilon \quad (4)$$

式中:Size 为企业规模;Lev 为企业的资产负债率;CashDiv 为企业当年发放的现金股利;BM 为企业的账面市值比;C_Ratio 为企业的流动比率;EBIT 为企业的息税前利润;TA 为企业的总资产。

绿色创新(lnGreenInv):参考刘海建等[25]的做法,采用绿色发明专利申请数量加 1 后的自然对数来衡量企业绿色创新水平。

具体变量定义如表 1 所示。

3.2　样本选择与数据来源

以 2010—2024 年 A 股上市公司作为研究样本,并对初始数据以如下方式进行处理:剔除金融类样本;剔除财务数据缺失的样本。最终得到 32 113 观测值作为研究数据。除此之外,为了消除极端值,对连续变量进行 1%和 99%的缩尾处理。样本数据来源于国泰安数据库、中国研究数据服务平台(Chinese Research Data Services Platform,CNRDS)及和讯网,数据处理及统计分析均通过 Python 和 STATA19 等软件实现。

4　实证分析结果及解读

4.1　描述性统计

表 2 描述性统计显示,所有变量特征均合理。企业环境绩效(EP)值域从 0 到 9,表明企业间环境绩效水平差异显著;绿色投资者(lnGI)均值为 2.042,范围为 0~6.506,说明企业在绿色投资者参与度上存在显著个体差异,部分企业绿色投资者参与度较高,而部分企业尚未引入绿色投资者。

表 1　变量定义

变量类型	变量符号	变量名称	变量定义
解释变量	lnGI	绿色投资者	详情见变量定义
被解散变量	EP	环境绩效	详情见变量定义
	EP2	环境绩效	详情见变量定义
中介变量	FC	融资约束	详情见变量定义
	lnGreenInv	绿色创新	绿色发明专利申请数量加 1 后的自然对数
控制变量	Size	企业规模	企业总资产对数
	Lev	资产负债率	总负债/总资产
	FirmAge	企业年龄	企业成立年限对数
	Mshare	管理层持股	管理层持股比例
	ROA	资产收益率	净利润/总资产
	Growth	成长能力	营业收入增长率
	Board	董事会规模	董事会人数
	Indep	独立董事比例	独立董事人数/董事会总人数
	Dual	两职合一	董事长与总经理为同一人取 1,否则取 0
	Cashflow	现金流	经营活动净现金流/总资产

表 2　描述性统计

变量	观测值	均值	中位数	标准差	最小值	最大值
EP	32 113	2.091	1.000	2.253	0.000	9.000
lnGI	32 113	2.042	1.946	1.508	0.000	6.506
Size	32 113	22.403	22.211	1.290	19.777	27.488
Lev	32 113	0.443	0.441	0.200	0.035	0.920
FirmAge	32 113	2.959	2.996	0.335	1.386	3.784
Board	32 113	2.242	2.303	0.174	1.792	2.773
Indep	32 113	0.376	0.364	0.053	0.273	0.571
Mshare	32 113	0.126	0.006	0.186	0.000	0.702
ROA	32 113	0.038	0.037	0.063	−0.352	0.254
Cashflow	32 113	0.047	0.046	0.068	−0.243	0.260
Growth	32 113	0.161	0.101	0.391	−0.635	3.705
Dual	32 113	0.282	0.000	0.450	0.000	1.000

4.2　基准回归

表 3 为绿色投资者和企业环境绩效的基准回归结果,列(1)为未加入控制变量、仅控制企业个体效应与时间效应的回归结果,lnGI 的系数为 0.129,且在 1%的统计水平上显著。这一结果表明,在未考虑企业自身特征干扰的情况下,绿色投资者对企业环境绩效具有显著的正向影响,列(2)为加入全部控制变量、同时控制企业个体效应与时间效应的回归结果,lnGI 的系数为 0.063,依然在 1%的统计水平上显著,说明在控制企业规模、资产负债率等企业自身特征后,绿色投资者对企业环境绩效的正向

表 3　基准回归结果

变量	(1)	(2)
	EP	EP
lnGI	0.129***	0.063***
	(10.51)	(5.27)
Size		0.459***
		(13.60)
Lev		−0.378***
		(−2.89)
FirmAge		0.256
		(1.11)
Board		−0.209
		(−1.44)
Indep		−0.313
		(−0.78)
Mshare		0.770***
		(4.75)
ROA		0.693***
		(3.17)
Cashflow		0.188
		(1.18)
Growth		−0.113***
		(−5.21)
Dual		−0.087**
		(−2.31)
常数项	1.828***	−8.414***
	(73.18)	(−7.90)
Company 固定效应	Yes	Yes
Year 固定效应	Yes	Yes
观测值	32 113	32 113
调节后 R^2	0.644	0.651

注:括号内为 t 值;***、**、* 分别表示在 1%、5%、10%的水平上显著。

影响依然稳健存在,排除了企业个体特征对回归结果的干扰,验证了 H1 的可靠性。

4.3　中介效应检验

参考江艇[21]对中介效应的建议,结合回归结果分两步检验融资约束与绿色创新的中介作用。表 4 列(2)显示,lnGI 对中介变量融资约束 FC 的系数为 −0.015,在 1%的水平上显著为负,表明绿色投资者参与度越高,企业融资约束越弱。而融资约束缓解能为绿色转型提供资金支持,进而提升环境绩效[19]。由此可见,融资约束 FC 在绿色投资者与企业环境绩效间发挥中介作用,绿色投资者通过缓解融资约束间接提升企业环境绩效,H2 得到验证。同样依据江艇[21]两步法,在 H1 成立的基础上,列(3)中 lnGI 系数为 0.037,在 1%的水平上显著为正,说明绿色投资者可显著促进企业绿色创新。而绿色创新能显著提升环境绩效[20]。综上,绿色投资者通过促进企业绿色创新间接提升企业环境绩效,H3 得到验证。

表 4　中介效应

变量	(1)	(2)	(3)
	EP	FC	lnGreenInv
lnGI	0.063***	−0.015***	0.037***
	(5.27)	(−17.15)	(6.61)
常数项	−1.892***	3.923***	−6.827***
	(−4.33)	(41.17)	(−11.43)
Control	Yes	Yes	Yes
Company 固定效应	Yes	Yes	Yes
Year 固定效应	Yes	Yes	Yes
观测值	32 113	32 113	32 113
调节后 R^2	0.650	0.871	0.712

注:括号内为 t 值;***、**、* 分别表示在 1%、5%、10%的水平上显著。

4.4　内生性检验

借鉴姜广省等[13]的做法,选取企业当期所属行业其他企业绿色投资者平均数量 ln_IndustryV,作为核心解释变量 lnGI 的工具变量。其选取理由满足工具变量核心假设:一是相关性,行业层面绿色投资整体趋势会显著影响单个企业绿色投资者参与度;二是外生性,行业平均水平不受单个企业环境绩效、经营决策影响,与随机扰动项无关。表 5 工具变量检验结果显示,列(1)中工具变量 ln_IndustryV 系数为 0.340,在 1%的水平显著,Kleibergen-Paap rk LM 统计量为 259.357,在 1%的统计水平上强烈拒绝"工具变量不可识别"的原假设,证实工具变量不存在识别不足的问题;Kleibergen-Paap rk Wald F 统计量为 299.685,远大于对应的临界值 16.38,强烈拒绝"存在弱工具变量"的原假设,排除弱工具变量导致的估计偏误问题。列(2)核心解释变量 lnGI 系数为 0.411,在 1%的水平显著为正,与基准回归结论一致,表明缓解内生性干扰后,本文核心结论未发生改变。

表 5　工具变量法回归结果

变量	(1)	(2)
	第一阶段(lnGI)	第二阶段(EP)
ln_IndustryV	0.340***	
	(0.020)	
lnGI		0.411***
		(0.087)
Control	Yes	Yes
Company 固定效应	Yes	Yes
Year 固定效应	Yes	Yes
观测值	32 038	32 038
Kleibergen-Paap rk LM	259.357[0.000]	
Kleibergen-Paap rk Wald F	299.685[16.38]	

注:***、**、* 分别表示在 1%、5%、10%的水平上显著;()内为 t 值;[0.000]表示工具变量识别不足检验的 P 值;[16.38]表示 Stock-Yogo 检验在 10%水平下的临界值。

4.5　稳健性检验

表 6 为稳健性检验结果。列(1)替换被解释变量为环境保护与治理综合得分 EP2，核心解释变量 lnGI 系数为 0.072 1 且在 1%的水平上显著为正，与基准回归结论一致，说明结果可靠。列(2)采用滞后一期绿色投资者参与度 L1_lnGI，系数为 0.035 8 且在 5%的水平上显著为正，进一步验证正向影响具有持续性，缓解了反向因果问题，核心结论稳健。列(3)的回归结果显示，补充控制行业固定效应后，核心解释变量 lnGI 的系数为 0.062 9，在 1%的水平上显著为正，控制行业固定效应后，绿色投资者正向作用仍显著，核心结论稳健不受模型影响。列(4)回归结果显示，剔除疫情冲击的特殊年份后，核心解释变量 lnGI 系数为 0.066 2，在 1%的水平上显著为正，剔除疫情年份干扰绿色投资者正向效应稳健核心结论不变。

表 6　稳健性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	替换被解释变量(EP2)	解释变量滞后一期	增加行业固定效应	剔除特殊年份
lnGI	0.072 1***		0.062 9***	0.066 2***
	(4.76)		(5.36)	(4.72)
L1_lnGI		0.035 8**		
		(2.41)		
常数项	−5.703***	−10.05***	−8.335***	−7.840***
	(−4.30)	(−7.70)	(−7.88)	(−7.06)
Control	Yes	Yes	Yes	Yes
Company 固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
Year 固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
IndFE	No	No	Yes	No
观测值	32 113	19 599	32 110	22 017
R^2	0.680	0.704	0.700	0.706

注：括号内为 t 值；***、**、* 分别表示在 1%、5%、10%的水平上显著。

4.6　异质性分析

在绿色投资者促进企业提高环境绩效的过程中，基准回归反映的是样本的平均效应，忽视了不同企业在微观特征与外部宏观环境上的客观差异。基于此，从产权性质、区域分布和污染水平三个维度开展异质性检验，以探究绿色投资者改善企业环境绩效的差异性作用。

4.6.1　产权异质性检验

按产权性质将样本分为国有企业与非国有企业两组回归，结果显示：绿色投资者对两类企业环境绩效均呈显著正向影响，但效应强度存在显著差异。国有企业样本中 lnGI 系数为 0.079 3，在 1%的水平上显著；非国有企业样本中 lnGI 系数为 0.051 2，同样在 1%的水平上显著。Chow 检验证实两组系数差异显著，绿色投资者的提升效应在国有企业中更为突出。核心原因在于国有企业更兼顾长期发展与社会责任践行，对环保投入的长期价值认可度更高，更愿意将资源向环境治理、绿色转型领域倾斜，能够更充分地承接绿色投资者的监督与赋能，进而强化了绿色投资者的治理效应，使其对环境绩效的提升作用更为显著；而非国有企业更侧重短期经营效益，环保投入的短期成本约束弱化了绿色投资者的治理效应。

4.6.2　地区异质性检验

结合中国区域发展差异，按企业注册地划分为东部、中部、西部地区三组回归，Chow 检验显示三组间效应存在显著差异。列(3)东部地区：lnGI 系数为 0.058 0，在 1%的水平上显著。该区域经济发达、资本市场成熟，绿色投资理念普及，投资者专业能力强，加之环保政策执行严格，企业转型意愿高，绿色投资者的监督与赋能可有效提升环境绩效。

表 7　异质性分析

变量	产权异质性		地区异质性			污染水平异质性	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	国有企业	非国有企业	东部地区	西部地区	中部地区	重污染企业	非重污染企业
lnGI	0.079 3***	0.051 2***	0.058 0***	0.055 8*	0.080 6***	0.042 7	0.064 5***
	(3.53)	(3.72)	(4.09)	(1.69)	(2.80)	(1.51)	(5.01)
常数项	−8.473***	−9.890***	−8.571***	−7.200**	−6.622**	−4.097*	−9.558***
	(−4.24)	(−7.41)	(−6.71)	(−2.20)	(−2.40)	(−1.69)	(−7.86)
Control	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Company 固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year 固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	11 437	20 603	22 659	4 294	5 125	7 568	24 484
R^2	0.654	0.650	0.659	0.661	0.613	0.655	0.638
Chow test	21.55		5.55			110.79	
P	0.000		0.000			0.000	

注：括号内为 t 值；***、**、* 分别表示在 1%、5%、10%的水平上显著。

列(5)中部地区:lnGI 系数为 0.080 6,在 1%的水平上显著,为三大区域最高。中部地区承接东部产业转移,叠加中部地区崛起与绿色政策支持,企业转型需求迫切;同时绿色投资资源相对稀缺,使得绿色投资者的边际提升效应更为突出。列(4)西部地区:lnGI 系数为 0.055 8,仅在 10%的水平上显著。区域经济发展滞后,绿色投资市场不成熟,投资者监督赋能不足;且企业多为资源型、传统型,转型动力弱、环保投入有限,导致绿色投资者的正向作用难以充分显现。

4.6.3 污染水平异质性

按行业污染属性,将样本划分为重污染行业与非重污染行业企业两组开展异质性检验。列(7)为非重污染企业样本:lnGI 系数为 0.064 5,在 1%的水平上显著。这类企业污染排放低、绿色转型基础好,环保压力较小,更易响应绿色投资者诉求。依据利益相关者理论,绿色投资者的监督与赋能可快速提升企业环境绩效,其持股行为释放积极绿色信号,缓解企业融资约束、积累绿色资源;加之企业合规成本低、配合度高,因此绿色投资者的正向作用显著且稳健。列(6)为重污染企业样本:lnGI 系数为 0.042 7,未通过 10%的显著性水平检验。重污染企业多属"双高"行业,环保监管严、转型成本高、治理难度大。企业更注重合规避险,对绿色治理建议响应不足;且环境问题复杂、投入周期长,短期难以显现治理效果。同时,部分企业信息披露不规范,加剧信息不对称,进一步弱化了绿色投资者的积极影响。

5 结论与建议

5.1 结论

本文研究发现,绿色投资者对企业环境绩效具有显著的正向促进作用;融资约束缓解与绿色创新水平提升在绿色投资者影响企业环境绩效的过程中发挥了双重中介作用,该正向影响存在显著的异质性特征,在国有企业、非重污染企业,中部地区企业表现更为突出。

5.2 建议

企业层面:企业主动引入绿色投资者以有效拓宽融资渠道、缓解融资约束。在资金运用上,建立内部绿色专项预算,将绿色资金用于节能降耗等核心绿色发明专利的研发与清洁技术引进。同时,摒弃宽泛的定性宣传,主动披露废气废水减排量等具体量化指标,从根本上降低信息不对称。

绿色投资者层面:绿色投资者充分发挥外部监督与价值赋能的双重作用,精准识别并遏制企业"漂绿"及环保投入缩水等短视行为。在资产配置上,鉴于正向效应的差异,加大对治理效能更突出的国有企业和中部地区企业的资本与资源倾斜;而对面临高昂转型成本的重污染企业,为其量身定制包容性转型方案,引导其逐步实现绿色过渡。

政府层面:监管部门加快出台统一的企业环境信息量化披露细则,降低绿色投资者的前期甄别成本。同时,针对绿色治理效应较弱的西部地区和非国有企业,出台定向的绿色信贷贴息、绿色研发税收减免等扶持措施以降低其转型门槛。此外,由地方政府牵头搭建重污染行业与绿色资本的专属对接平台,统筹区域绿色资本的合理布局,助力"双碳"目标全面落地。

参考文献

[1] BARNEA A, HEINKEL R, KRAUS A. Green investors and corporate investment[J]. Structural Change & Economic Dynamics, 2005, 16(3): 332-346.

[2] 柳学信, 李胡扬, 孔晓旭. 党组织治理对企业 ESG 表现的影响研究[J]. 财经论丛, 2022(1): 100-112.

[3] 张涵钰, 张文韬, 李涛. 数字技术应用对企业环境绩效的影响研究——来自 A 股上市公司的经验证据[J]. 宏观经济研究, 2023(5): 67-84.

[4] 周晖, 邓舒. 高管薪酬与环境绩效——基于上市公司外部治理环境的视角[J]. 上海财经大学学报, 2017, 19(5): 27-39.

[5] 曾昌礼, 李江涛. 政府环境审计与环境绩效改善[J]. 审计研究, 2018(4): 44-52.

[6] 于连超, 张卫国, 毕茜, 等. 政府环境审计会提高企业环境绩效吗? [J]. 审计与经济研究, 2020, 35(1): 41-50.

[7] 张晨, 肖文娟. 环保费改税能提高企业财务和环境绩效吗——基于《中华人民共和国环境保护税法》实施的准自然实验[J]. 会计之友, 2024(4): 113-122.

[8] 沈鹏远, 邹海峰. 政府研发补贴与企业研发投入——以中国制造业上市公司为例[J]. 上海经济研究, 2018(8): 84-93.

[9] 吴烨伟, 周霖钰, 刘宁. 环境规制、绿色并购与环境绩效[J]. 系统工程理论与实践, 2023, 43(5): 1267-1286.

[10] 张芳华, 何心玥, 傅传锐, 等. 绿色投资者能抑制高耗能企业碳排放吗?[J]. 金融发展研究, 2024(12): 68-79.

[11] 陈玲芳. 绿色投资者能抑制企业漂绿行为吗?[J]. 福建师范大学学报(哲学社会科学版), 2023(3): 31-42.

[12] 王垒, 李正阳, 沙一凡. 协同还是合谋: 异质机构共同持股与企业"漂绿"行为[J]. 财经论丛, 2023(8): 70-80.

[13] 姜广省, 卢建词, 李维安. 绿色投资者发挥作用吗? ——来自企业参与绿色治理的经验研究[J]. 金融研究, 2021(5): 117-134.

[14] 张晨，陈学瑾，曹文晴，等. 绿色投资者进入与企业绿色转型——基于融资约束与绿色创新的链式中介作用[J]. 华东经济管理，2024，38(11)：53-63.
[15] 李维安，徐建，姜广省. 绿色治理准则：实现人与自然的包容性发展[J]. 南开管理评论，2017，20(5)：23-28.
[16] 王玮，徐睿琳，王幸，等. 绿色投资者持股与环境信息披露质量[J]. 财会月刊，2024，45(15)：66-72.
[17] 唐国平，孙洪锋. 环境规制、风险补偿与高管薪酬——基于新《中华人民共和国环境保护法》实施的经验证据[J]. 经济管理，2022，44(7)：140-158.
[18] 王辉，林伟芬，谢锐. 高管环保背景与绿色投资者进入[J]. 数量经济技术经济研究，2022，39(12)：173-194.
[19] 俞剑，杨凡佳，苏治. 绿色公募基金能否提升企业环境绩效？——基于中国上市公司的经验证据[J]. 国际金融研究，2025(5)：73-85.
[20] 张兆国，常依，曹丹婷，等. 高管任期、企业技术创新与环境绩效实证研究——以新环保法施行为事件窗口[J]. 科技进步与对策，2020，37(12)：73-81.
[21] 江艇. 因果推断经验研究中的中介效应与调节效应[J]. 中国工业经济，2022(5)：100-120.
[22] 左喜梅，许凯. 人工智能的"效率陷阱"：对企业环境绩效的隐性抑制效应[J]. 金融发展研究，2025(12)：3-17.
[23] 胡永平，朱芳仪. 政府环保补助、媒体关注与企业环境绩效[J]. 财会通讯，2025(19)：54-58.
[24] 陈峻，郑惠琼. 融资约束、客户议价能力与企业社会责任[J]. 会计研究，2020(8)：50-63.
[25] 刘海建，胡化广，张树山，等. 供应链数字化的绿色创新效应[J]. 财经研究，2023，49(3)：4-18.

How Do Green Investors Improve Corporate Environmental Performance?

ZHANG Xingbang[1], FU Yaping[2]

(1. School of Applied Economics, Guizhou University of Finance and Economics, Guiyang 550000, China;
2. Institute for Green Development Strategy, Guizhou University of Finance and Economics, Guiyang 550000, China)

Abstract: Against the backdrop of the steady advancement of the "dual carbon" goals and the continuous improvement of the green financial system, taking Chinese A-share listed companies from 2010 to 2024 as the research sample, a two-way fixed effects model was constructed to empirically test the impact of green investors on corporate environmental performance, and the mediation effect model was combined to reveal its inherent transmission mechanism. Meanwhile, heterogeneity analysis was carried out from two dimensions: nature of property rights and regional distribution. The results show that green investors have a significant positive promoting effect on corporate environmental performance. The alleviation of financing constraints and the improvement of green innovation level play a dual mediating role in the process of green investors affecting corporate environmental performance, and this positive impact has significant heterogeneous characteristics, which is more prominent in state-owned enterprises and enterprises in central China. Based on the research conclusions, targeted countermeasures and suggestions are put forward from three levels such as enterprises, green investors and government regulatory authorities, providing empirical support and practical paths for giving full play to the governance function of green investors, improving the green financial governance system, promoting the substantive green transformation of enterprises, and helping the realization of the "dual carbon" goals.

Keywords: green investors; corporate environmental performance; financing constraints; green innovation