

非正式环境规制与企业碳排放绩效

邵 帅^{1,2}, 徐 哲^{1,2}, 杨莉莉³

(1. 同济大学经济与管理学院, 上海 200092;

2. 同济大学城市高质量发展与规划决策实验室, 上海 200092;

3. 上海立信会计金融学院国际经贸学院, 上海 201209)

摘 要:在全面推进绿色低碳转型的时代背景下,环境非政府组织(ENGO)作为非正式环境规制的主体之一,日益成为促进企业减排的重要力量。本文基于2000—2022年中国A股上市公司的面板数据样本,在准确度量企业层面的非正式环境规制的基础上,采用双向固定效应模型和工具变量法等计量分析方法,实证考察了非正式环境规制对企业碳排放绩效的影响及其作用机制。研究发现,非正式环境规制显著提升了企业碳排放绩效,这一结论在通过一系列稳健性检验和控制内生性问题后依然成立。异质性分析表明,非正式环境规制对企业碳排放绩效的提升作用在首席执行官(CEO)具有绿色经历的企业、国有企业、非重污染企业、中西部地区及非资源型城市样本中表现得更为显著。机制分析显示,非正式环境规制主要通过网络媒体关注效应、绿色技术创新效应及正式环境规制强化效应来提升企业碳排放绩效。

关键词:非正式环境规制;碳排放绩效;ENGO;绿色低碳发展;环境治理

中图分类号:F572 **文献标识码:**A **文章编号:**1005-0566(2026)03-0186-12

Informal environmental regulation and corporate carbon emission performance

SHAO Shuai^{1,2}, XU Zhe^{1,2}, YANG Lili³

(1. School of Economics and Management, Tongji University, Shanghai 200092, China;

2. Laboratory of High-Quality Urban Development and Planning Decision-Making,
Tongji University, Shanghai 200092, China;

3. Shanghai Lixin University of Accounting and Finance School of International Economics and Trade,
Shanghai 201209, China)

Abstract: Amid the ongoing green and low-carbon transition, environmental non-governmental organizations (ENGO) have become increasingly influential as one of the informal regulatory actors driving corporate emissions reductions. This paper utilizes panel data from Chinese A-share listed companies over the period 2000 – 2022 to examine the effect of informal environmental regulation on corporate carbon emission performance and the underlying mechanisms. The analysis is based on a precise measure of informal environmental regulation at the firm level and employs robust econometric techniques, including a two-way fixed effects model and an instrumental variables approach. The results show that informal environmental regulation significantly improves corporate carbon emission performance, with the findings remaining robust across a series of sensitivity checks and after addressing potential endogeneity issues.

基金项目:国家自然科学基金项目(72573116, 72074150); 国家社会科学基金项目(25VRC038); 中央高校基本科研业务费专项资金项目。

作者简介:邵帅(1981—),男,黑龙江七台河人,教授,博士,研究方向为能源与环境经济学。通信作者:杨莉莉。

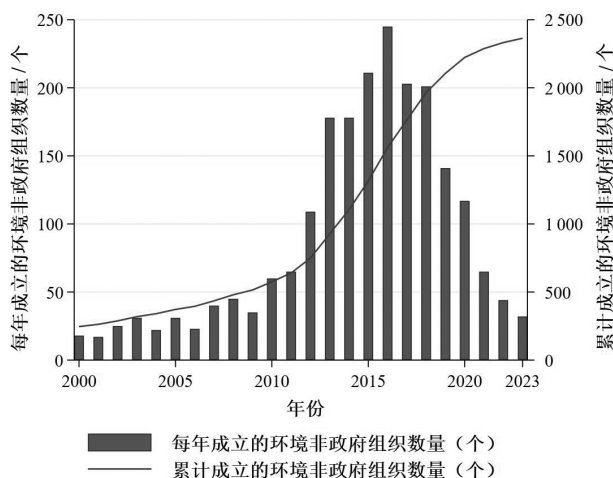
Heterogeneity analysis shows that the positive impact of informal environmental regulation is more significant in firms with CEOs who have green experience, state-owned firms, non-heavy-polluting firms, as well as in firms located in central and western China and non-resource-based cities. Mechanism analysis shows that the observed effect operates primarily through increased media attention, the promotion of green technological innovations, and the strengthening of formal environmental regulations.

Key words: informal environmental regulation; carbon emission performance; ENGO; development; environmental governance

在推进经济社会全面绿色低碳转型的过程中,正式环境规制作为政府推动生态环境治理和气候治理的必要手段,往往面临“政府主动、企业被动、公众不动”的尴尬困境,致使其环境治理效能大打折扣^[1]。党的二十届三中全会明确提出要“完善生态文明基础体制,健全生态环境治理体系”。一个健全且可持续的生态环境治理体系的形成,不仅依赖于政府主导的政策框架,还需要充分调动企业、社会组织和公众的广泛参与及协同合作。当“自上而下”的正式环境规制未能发挥预期效能时,急需通过“自下而上”的非正式环境规制激发各方主体的积极性,促使政府和企业共同强化环境污染防治责任,才能从根本上有效推动全社会的绿色低碳转型。

随着环境非政府组织(Environmental Non-Governmental Organizations, ENGO)的兴起,其在环境和气候治理中的作用日益凸显,逐渐成为学界热点关注的重要议题。作为一种非营利性社会组织,ENGO 凭借其在企业排污监督、绿色技术推广及绿色知识共享等方面的专业优势,逐渐成为了非正式环境规制体系中的关键参与主体。第一,ENGO 能够向地方政府提供精准的环境治理信息,有效缓解地方政府与企业之间的信息不对称,从而降低地方政府的监管成本^[2];第二,ENGO 可以通过环境信息公开积极引导公众关注环境问题,提升其环保意识,并借助环境教育和宣传不断增强公众的环保责任感^[3];第三,ENGO 不仅能够为公众提供环境法律援助,有效保障其环境权益,还能够通过组织广泛的社会环保活动,培育公众的环境责任意识^[4]。ENGO 数量的持续增长不仅彰显了非正式环境规制主体在环境和气候治理中的活跃态势,也在一定程度上映射出公众对环境问题关注度及参与需求的日渐增强。如图1所示,自

2000年以来,我国 ENGO 的每年新增数量整体上呈现稳步上升的态势,并于2016年达到峰值。尽管近年来其每年新增数量有所下降,但截至2023年,全国累计成立的 ENGO 数量已突破2360家。显然,ENGO 在我国环境治理体系中已表现出日益增强的战略价值,为经济社会的绿色低碳转型提供了强有力的推动作用。



数据来源:作者根据《中国发展简报》、NGOCN、NGO2.0 等信息平台和中国研究数据服务平台(CNRDS)中报告的中国非营利组织数据整理而得。

图1 中国历年 ENGO 成立数量走势(2000—2023)

需要进一步指出的是,自我提出“双碳”目标以来,加快推进全社会的绿色低碳转型已成为国家战略的重中之重。企业作为绿色低碳转型的关键行为主体,其碳排放绩效对“双碳”目标的实现具有决定性影响^[5]。现有研究普遍认为,企业可以通过加快绿色技术创新^[6]、优化能源结构^[7]、提升技术效率^[8]等内部转型路径来改善其碳排放绩效。同时,以碳排放权交易制度为代表的正式环境规制手段,以及以环境信息披露机制为代表的非正式环境规制途径,均被视为推动企业碳排放绩效提升的重要外部力量^[9-10]。然而,目前关

于非正式环境规制对企业碳排放绩效影响的现有研究,仍主要局限于一般意义上的环境信息披露或公众舆论监督等方面,缺乏对以 ENGO 为代表的非正式环境规制主体在此过程中所发挥的作用进行深入探讨与机制解析。对此,本文基于 2000—2022 年中国 A 股上市公司的面板数据样本,在准确度量企业层面的非正式环境规制的基础上,采用双向固定效应模型和工具变量法等多种计量分析方法,就以 ENGO 为代表的非正式环境规制对企业碳排放绩效的影响及其作用机制进行了系统的实证考察,旨在为非正式环境规制与企业碳排放绩效之间的因果关系提供新的理论解释和经验证据的同时,也为在新发展格局下健全生态环境治理体系、推进生态文明建设与高质量发展提供理论支撑与政策参考。

具体而言,本文的边际贡献主要体现在以下 3 个方面。第一,与现有文献主要聚焦于环境信息披露等非正式环境规制的经济与环境效应不同,本文以 ENGO 为研究对象,从理论与实证两个层面探讨了其作为非正式环境规制的重要主体对企业碳排放绩效的影响及作用机制,不仅丰富了非正式环境规制经济与环境效应研究的理论框架,也为生态环境治理体系的健全提供了新的学理支持与经验依据。第二,现有研究大多聚焦于省份或城市层面来探讨非正式环境规制对区域环境绩效的影响,较少在微观层面评估其对企业环境绩效的作用,尤其缺乏基于 ENGO 空间分布差异的微观考察。本文通过匹配上市公司与 ENGO 地址信息,构建了企业周边 ENGO 数量的数据样本集,并以此作为衡量企业所面临的非正式环境规制的度量指标,进而就非正式环境规制对企业碳排放绩效的影响进行了准确识别,为生态环境治理体系的完善提供了更加细致的微观层面科学依据。第三,本文系统阐释了 ENGO 影响企业碳排放绩效的潜在作用机制,即网络媒体关注效应、绿色技术创新效应和正式环境规制强化效应,并通过两步法中介效应模型对其进行了严谨的实证检验,有效揭示了 ENGO 在推动企业绿色低碳转型中所发挥的独特作用,为政策制定者和企业管理者有

效激活社会监督资源、提升绿色转型治理效能提供了新的思路。

本文后续部分的结构安排如下:第一部分为理论分析与假说提出;第二部分为模型设定、变量选取与数据说明;第三部分报告并讨论了实证结果;第四部分为作用机制识别;第五部分为结论与政策含义。

一、理论分析与假说提出

作为正式环境规制的重要补充,以 ENGO 为代表的非正式环境规制主体凭借其灵活性和非强制性,能够通过柔性治理手段显著提升企业碳排放绩效。第一,与正式环境规制的强制性约束不同,ENGO 可以依托社会规范、舆论监督和消费者偏好等柔性治理手段,通过多元化的社会互动机制,重塑企业的环境责任意识和决策逻辑,引导其主动优化碳排放管理模式,进而推动其绿色低碳转型^[11]。第二,ENGO 能够有效弥补正式环境规制在覆盖范围和执行力度上的不足,通过社会监督、公众讨论及市场反馈等方式促进企业碳排放行为透明化,从而在社会层面上构建起对企业环境行为的约束与激励机制^[12]。同时,ENGO 的非强制性也可为企业提供适应和调整空间,使其能够在履行环境责任与应对市场竞争压力之间找到平衡,以更低的成本实现碳减排目标。第三,ENGO 能够持续塑造企业外部舆论环境和社会期待,促使企业逐步认识到绿色低碳不仅是履行环境合规义务的基本要求,更是提升市场竞争力、获取社会认同的关键路径,从而推动企业从被动遵守环境法规向主动开展绿色低碳转型迈进^[13]。基于以上分析,本文提出如下假说。

假说 1:以 ENGO 为代表的非正式环境规制对企业碳排放绩效具有显著的提升作用。

网络媒体凭借其信息传播效率和广泛的社会覆盖能力,可以为 ENGO 开展环境倡导与监督工作提供强有力的支撑,从而显著提升其企业碳排放绩效管理中的引导力与约束力。一方面,ENGO 可以依托网络媒体的强大传播力,通过提高公众对企业环境行为的关注度和塑造舆论导向,为企业塑造以声誉约束为核心的外部治理体

系^[14]。在这一信息透明、监督机制愈加严密的约束环境下,企业面临巨大的声誉压力。为了维护社会认可、巩固市场信任并赢得资本市场的支持,企业不得不主动优化其战略定位,将绿色发展目标深度融入核心经营战略,以积极回应公众与市场的期望。另一方面,网络媒体的交互性有助于增强 ENGO 在环境治理中的动态反馈能力,为其扩大社会影响力提供有力支撑。依托网络媒体,ENGO 不仅能够高效传播企业环境行为信息,还能够实时监测企业动态,并引导公众舆论对其进行监督,从而形成“监督—改进—传播”的闭环反馈机制^[15]。在这一机制下,ENGO 得以深度介入企业环境治理过程,通过持续的舆论压力推动企业从被动履行转向主动承担环境责任。基于以上分析,本文进一步提出如下假说。

假说 2:以 ENGO 为代表的非正式环境规制能够通过网络媒体关注效应促进企业碳排放绩效的提升。

在推进绿色低碳转型发展的进程中,ENGO 能够凭借其灵活高效的外部治理机制,为企业绿色技术创新的深化发展与碳排放绩效的持续优化提供有力支持。一方面,作为环境治理的外部主体,ENGO 可以通过直接协商、媒体曝光、舆论引导和联合抵制等手段,向高污染企业精准施压,推动其改进生产技术、减少污染排放。这种外部压力不仅能够在短期内驱动企业在环境治理实践中的改进与优化,还能在长期范围内深刻影响企业的战略决策,促使其认识到绿色技术创新在提升竞争力、规避风险和应对政策要求中的核心作用,从而将绿色技术创新转化为内生驱动的长期发展战略^[10]。另一方面,ENGO 与企业的合作能够有效整合双方的互补资源,特别是在推动绿色技术创新方面发挥关键作用。ENGO 不仅能为企业提供相关环境知识和技术支持,还能帮助其拓展绿色采购和分销网络的渠道,从而提升其市场竞争力和社会认可度,进一步加速绿色技术创新的应用与普及^[16]。此外,与企业地理位置相近的 ENGO 能够更高效地捕捉企业环境“软信息”,如企业环保行为动向、环保政策响应预期及环境责任意识

等关键隐性信号^[17]。这不仅能够显著增强企业对绿色技术和环境监管要求的敏感性,也有助于绿色理念在企业内部的深度嵌入和绿色规范实践的有效落实,进而为企业开展绿色技术创新注入重要的外部驱动力。基于此,本文进一步提出如下假说。

假说 3:以 ENGO 为代表的非正式环境规制能够通过绿色技术创新效应促进企业碳排放绩效的提升。

通过向地方政府施加压力,ENGO 能够间接影响环境政策的制定和实施,从而促进企业碳排放绩效的改善。第一,ENGO 对地方政府行为具有监督、约束和纠偏等职能^[18]。通过对环境污染问题的持续关注,ENGO 能够精准洞察并揭示地方政府在环境治理中存在的短板与缺陷,从而对其环境治理行为施加强有力的外部监督与约束,推动地方政府采取更为严谨高效的环境规制措施^[4]。第二,ENGO 可以通过公众监督和舆论引导,促使地方政府积极回应社会日益增长的环保诉求,加强正式环境规制执行力度,确保环境治理措施落到实处^[19]。第三,生态环境风险的复杂性与不确定性要求地方政府在政策制定过程中需要广泛征求各方意见。而 ENGO 凭借其深厚的专业知识和丰富的实践经验,不仅能够为政府政策设计提供科学依据和切实可行的建议^[20],还能够引导公众对环境议题的关注与讨论,从而间接影响地方政府在环境政策制定过程中的决策方向和优先事项。综上,本文进一步提出如下假说。

假说 4:以 ENGO 为代表的非正式环境规制能够通过正式环境规制强化效应促进企业碳排放绩效的提升。

二、模型设定、变量选取与数据说明

(一) 计量模型设定

根据前文提出的假说 1,本文首先构建如下基准回归模型来考察非正式环境规制对企业碳排放绩效的影响。

$$CEP_{it} = \beta_0 + \beta_1 IER_{it} + \beta_2 Control_{it} + \mu_i + \gamma_t + \lambda_c + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, i 、 c 和 t 分别表示企业、城市和年份;

CEP 表示企业碳排放绩效;*IER* 表示非正式环境规制;*Controls* 表示一系列企业层面的控制变量; β_0 、 β_1 和 β_2 为待估参数; μ_i 、 γ_i 和 λ_c 分别表示企业固定效应、年份固定效应和城市固定效应; ε 为随机扰动项。

进一步地,根据前文提出的假说 2 至假说 4,本文还通过构建如下计量模型,对非正式环境规制影响企业碳排放绩效的潜在机制路径进行识别。

$$Mediators_{it} = \delta_0 + \delta_1 IER_{it} + \delta_{2it} + \mu'_i + \gamma'_t + \lambda'_c + \varepsilon'_{it} \quad (2)$$

其中,*Mediators* 为潜在机制变量;其余变量含义与式(1)相同。

(二) 变量选取

1. 企业碳排放绩效

本文参考 Clarkson 等^[21]的做法,使用企业碳排放强度的倒数来衡量其碳排放绩效(*CEP*)。具体而言,企业碳排放强度定义为企业碳排放量与主营业务收入的比值。企业碳排放量的测算主要参考王浩等^[22]的做法,从企业每年发布的年报、社会责任报告、可持续发展报告、环境报告中手工收集煤炭、石油和天然气等化石能源消费量、用电用热量等相关数据,并根据国家发展改革委印发的《企业温室气体排放核算方法与报告指南》分别计算企业的直接碳排放量和间接碳排放量,最终将两者加总得到企业的总碳排放量。

2. 非正式环境规制

一方面,在 ENGO 数量较为密集的地区,企业的环境绩效通常表现得更加优异^[23];另一方面,ENGO 数量的增加能够显著提升企业对非正式环境规制的认知与应对能力^[19]。因此,本文以企业周边的 ENGO 数量作为非正式环境规制(*IER*)的表征指标。具体计算方法如下。①通过整合《中国发展简报》、NGOCN、NGO 2.0 等多个信息平台,以及中国研究数据服务平台(CNRDS)中国非营利组织数据库,全面收集和整理全国范围内注册的

NGO 的相关数据。在此基础上,根据各 NGO 的简介和经营范围,进一步人工筛选出与环境相关的 ENGO。②从国泰安数据库(CSMAR)获取上市公司注册地址,并从中国社会组织行政服务平台、企查查等渠道获取 ENGO 的注册地址。③使用高德地图开发者平台将上市公司和 ENGO 的注册地址转换为经纬度坐标,进而依据经纬度信息确定 ENGO 所在的城市。④采用半正矢公式计算上市公司与各 ENGO 之间的球面距离。⑤借鉴 Hu 等^[26]的思路,统计上市公司注册地周围 40 km 范围内的 ENGO 数量^①。

3. 控制变量

不失一般性,本文选取企业规模(*Size*)、资产负债率(*Lev*)、净资产收益率(*ROE*)、销售净利率(*NetProfit*)、现金流比率(*Cashflow*)、固定资产占比(*FixedAsset*)、营业收入增长率(*Growth*)、托宾 Q 值(*TobinQ*)、企业年龄(*Age*)和管理费用率(*Mfee*)作为企业层面的控制变量。本文的变量定义如表 1 所示。

表 1 主要变量定性描述

变量类型	变量类型	符号	定义
被解释变量	企业碳排放绩效	<i>CEP</i>	企业碳排放强度的倒数
解释变量	非正式环境规制	<i>IER</i>	企业注册地周边 40 km 范围内的 ENGO 数量
控制变量	企业规模	<i>Size</i>	企业总资产的自然对数
	资产负债率	<i>Lev</i>	企业当年度期末总负债除以期末总资产
	净资产收益率	<i>ROE</i>	企业当年度净利润除以期末股东权益
	销售净利率	<i>NetProfit</i>	企业除以销售收入
	现金流比率	<i>Cashflow</i>	企业经营活动产生的现金流量净额除以总资产
	固定资产占比	<i>FixedAsset</i>	企业固定资产净额除以总资产
	营业收入增长率	<i>Growth</i>	企业本年营业收入除以上一年营业收入后再减 1
	托宾 Q 值	<i>TobinQ</i>	企业流通股市值与非流通股股份数乘以每股净资产的乘积与负债账面值之和除以公司总资产
	企业年龄	<i>FirmAge</i>	当年年份减去公司成立年份加 1 后取自然对数
	管理费用率	<i>Mfee</i>	企业管理费用除以营业收入

① 本文选择 40 km 作为统计上市公司周围 ENGO 数量的半径范围,可以较为全面地涵盖上市公司所在城市及其周边区域,从而准确评估 ENGO 对企业碳排放绩效的影响。同时,为了验证结果的可靠性,后文将基于 20 km 至 100 km 范围内的 ENGO 数量进行了稳健性分析。

4. 数据说明

囿于数据的可得性,本文以 2000—2022 年 A 股上市公司为研究样本。其中,上市公司数据主要源自 CSMAR 数据库;企业年报、社会责任报告、可持续发展报告、环境报告数据来自各上市公司的官方网站;ENGO 名单主要来源于《中国发展简报》、NGOCN、NGO 2.0 及 CNRDS 数据库;ENGO 注册地址数据来自中国社会组织行政服务平台、企查查。为了应对数据库中存在的指标数据缺失、异常值等问题,本文对数据进行了包括剔除金融、房地产行业及 ST 上市公司样本、回归插补缺失值、5% 缩尾等必要的预处理。在此基础上,本文最终获得了包含 4 968 家上市公司的非平衡面板数据。各变量的描述性统计见表 2。

表 2 主要变量描述性统计

变量	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
CEP	37 302	0.419 2	0.358 5	0.242 3	2.177 9
IER	50 351	36.214 9	63.189 0	0	312
Size	50 365	21.978 8	1.287 5	19.662 2	26.059 9
Lev	50 365	0.427 4	0.203 8	0.052 9	0.894 8
ROE	50 303	0.064 1	0.133 0	-0.646 5	0.358 5
NetProfit	50 359	0.065 2	0.185 8	-1.001 5	0.504 6
Cashflow	50 361	0.047 1	0.071 7	-0.174 3	0.249 2
FixedAsset	50 364	0.224 2	0.166 4	0.002 3	0.714 6
Growth	50 139	0.176 5	0.397 6	-0.579 0	2.401 2
TobinQ	49 729	1.923 5	1.184 2	0.863 8	7.931 2
FirmAge	50 365	2.758 2	0.451 0	1.386 3	3.526 4
Mfee	50 350	0.089 7	0.076 2	0.008 0	0.491 6

三、实证结果

(一) 基准回归结果

表 3 汇报了非正式环境规制对企业碳排放绩效影响的基准回归结果。第(1)列和第(3)列的回归结果表明,无论是否加入控制变量,非正式环境规制均能显著提高企业碳排放绩效。考虑到经济活动可能存在的滞后效应,以及可能由双向因果关系引发的内生性问题,本文将非正式环境规制以滞后一期(*L. IER*)的方式引入基准模型中重新进行参数估计,相应的结果分别报告于第(2)列和第(4)列。可以发现,无论是否加入控制变量,滞后一期的非正式环境规制对企业碳排放绩效仍具有显著的正向影响。为了排除城市层面固定因素对回归结果的潜在干扰,本文进一步在第(5)列中引入了城市固定效应。回归结果表明,非正式环

境规制对企业碳排放绩效的积极影响依然显著。综上,以 ENGO 为代表的非正式环境规制确实有助于改善企业的碳排放绩效,假说 1 得到了初步验证。

表 3 基准回归结果

变量	CEP				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
IER	0.000 11 *** (0.000 03)	—	0.000 11 *** (0.000 03)	—	0.000 11 *** (0.000 03)
L. IER	—	0.000 13 *** (0.000 03)	—	0.000 13 ** (0.000 04)	—
控制变量	否	否	是	是	是
常数项	0.414 66 *** (0.001 03)	0.413 84 *** (0.001 17)	0.291 43 *** (0.042 13)	0.265 21 *** (0.047 53)	0.291 43 *** (0.042 34)
企业固定效应	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是
城市固定效应	否	否	否	否	是
调整 R ²	0.876 2	0.875 5	0.878 2	0.877 7	0.876 8
样本量	37 256	33 072	36 684	32 665	36 684

注:***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平;系数下方括号内数值为企业层面聚类标准误。下同。

(二) 内生性问题

在识别非正式环境规制与企业碳排放绩效的因果关系时,主要面临以下两个挑战。第一,ENGO 的规制强度难以直接量化,现有研究通常以 ENGO 数量、活动频次及网络曝光率等代理变量来间接度量其规制强度,但这些变量可能无法全面反映 ENGO 的实际影响力,从而可能带来测量误差。第二,ENGO 的规制效果与公众环保意识、地方政府政策倾向等因素密切相关。若无法控制这些潜在干扰因素,实证结果可能会偏离非正式环境规制的真实影响。

为解决上述内生性问题,本文借鉴古志辉等^[24]的做法,选取企业所在城市的儒家文化强度(*Confucianism*)作为非正式环境规制的工具变量进行进一步检验。一方面,儒家文化核心价值观在深刻塑造社会行为规范的同时,也在潜移默化中影响着公众对环境问题的态度与行为。另一方面,儒家文化可以通过塑造公众的环保意识和行为规范而间接影响非正式环境规制,但其难以对企业碳排放绩效产生直接影响。因此,本文选取企业注册地所在地级市现存的孔庙数量度量儒家文化强度。考虑到孔庙数量是一个非时变变量,本文将其与年份交乘而转化为具有时变特征的变

量,并将其作为非正式环境规制的工具变量进行参数估计。

进一步地,参考潘爱玲等^[25]的做法,本文选取同年度同行业其他企业非正式环境规制的均值(*AverageIER*)作为非正式环境规制的另一个工具变量。一方面,同行业内其他企业的非正式环境规制均值有效反映了该行业整体的社会和市场压力,能够间接影响目标企业的碳排放绩效。另一方面,同行业其他企业的非正式环境规制均值是一个外部变量,其本质上是对行业普遍性非正式环境规制压力的反映,并不直接受到单个企业碳排放绩效的反馈与影响。

表 4 报告了分别基于上述两个工具变量的 2SLS 估计结果。可以发现,两个工具变量的第一阶段 *F* 值均明显大于 10,表明不存在“弱工具变量”的问题,同时 Kleibergen-Paap rk LM 统计量在 1% 的水平上显著,拒绝了工具变量识别不足的原假设。由此可见,本文所选取的工具变量是合理有效的。从第二阶段的回归结果来看,在缓解潜在的内生性问题后,非正式环境规制的系数依然显著为正,从而进一步证明了假说 1 的成立。

表 4 基于工具变量法的两阶段最小二乘回归结果

变量	CEP	
	(1)	(2)
<i>IER</i>	0.000 47 *** (0.000 16)	0.000 16 *** (0.000 04)
控制变量	是	是
企业固定效应	是	是
年份固定效应	是	是
城市固定效应	是	是
样本量	33 630	36 474
第一阶段回归结果		
<i>Confucianism</i>	-0.304 67 *** (0.024 29)	—
<i>AverageIER</i>	—	4.952 19 *** (0.100 74)
Kleibergen-Paap rk LM 值 (<i>P</i> 值)	141.63 *** (0.000)	262.84 *** (0.000)
第一阶段 <i>F</i> 值	157.28	2 416.53
样本量	33 630	36 474

(三)稳健性检验

1. 替换关键度量指标

一方面,本文参考何玉等^[26]的做法,本文使用企业每百万元销售净额的碳排放总额的倒数作为企业碳排放绩效的替代指标并重新进行参数估计。

相应的结果见表 5 第(1)列。另一方面,本文根据不同距离范围(20 km、60 km、80 km、100 km)重新统计了上市公司注册地周围的 ENGO 数量(分别记为 *IER_20*、*IER_60*、*IER_80*、*IER_100*)。此外,本文将上市公司注册地替换为办公地,同样根据不同距离范围重新统计了企业办公地周围的 ENGO 数量(分别记为 *IER_off20*、*IER_off40*、*IER_off60*、*IER_off80*、*IER_off100*)。相应的结果见图 2。可以发现,前文得到的基准结论在不同企业碳排放绩效和非正式环境规制度量指标下均并未发生显著变化。值得注意的是,无论是采用企业办公地还是注册地作为统计依据,随着空间距离的增加,非正式环境规制对企业碳排放绩效的促进作用均呈现出逐渐减弱的趋势,这意味着非正式环境规制的影响具有显著的空间依赖性,即越接近企业所在地的 ENGO 越能对企业的环保行为产生实质性约束。

2. 控制正式环境规制的影响

参考钱明等^[27]的做法,本文使用上市公司年报中与“环保”相关的消极词词频与积极词词频的差除以两类词词频的和所得的比值,作为正式环境规制的度量指标引入基准回归模型而重新进行参数估计。相应的回归结果见表 5 第(2)列。

3. 控制环境信息披露(PITI)的影响

考虑到 PITI 的发布可能会对相关城市的环境政策、企业行为及公众认知产生直接影响,本文在基准回归模型中引入一个反映 PITI 信息公开影响的交乘项变量(将发布 PITI 的城市赋值为 1,未发布的城市赋值为 0,并将该虚拟变量与城市首次公开 PITI 的年份相乘)。相应的结果见表 5 第(3)列。

4. 控制环保热线的影响

环保热线作为一种重要的公众参与环境治理的渠道,能够直接影响居民的环境投诉行为和政府的环境治理响应^[28]。为了消除其对研究结果的潜在干扰,本文剔除了 2003 年之前的样本后重新进行参数估计。相应的结果见表 5 第(4)列。

5. 其他稳健性检验

①将标准误差聚类到地级市层面;②控制产业

固定效应和行业固定效应;③剔除直辖市和省会城市样本。相应的结果分别见表5第(5)列~第(7)列。

由表5可知,上述稳健性检验结果均表明前文的基准结论是十分可靠的,由此充分证明了假说1的成立。

表5 其他稳健性检验结果

变量	CEI	CEP					
	(1) 替换碳排放 绩效指标	(2) 控制正式环境 规制的影响	(3) 控制环境信息 披露的影响	(4) 控制环保 热线的影响	(5) 更换标准误 聚类层级	(6) 控制产业和 行业固定效应	(7) 剔除直辖市和 省会城市样本
<i>IER</i>	0.049 39* (0.025 47)	0.000 12** (0.000 04)	0.000 11*** (0.000 03)	0.000 11*** (0.000 03)	0.000 11*** (0.000 02)	0.000 11*** (0.000 03)	0.000 19*** (0.000 06)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是	是	是	是
产业固定效应	否	否	否	否	否	是	否
行业固定效应	否	否	否	否	否	是	否
调整 R^2	0.774 8	0.876 1	0.876 8	0.876 8	0.876 8	0.876 8	0.883 4
样本量	36 684	30 837	36 598	34 835	36 684	36 683	20 767

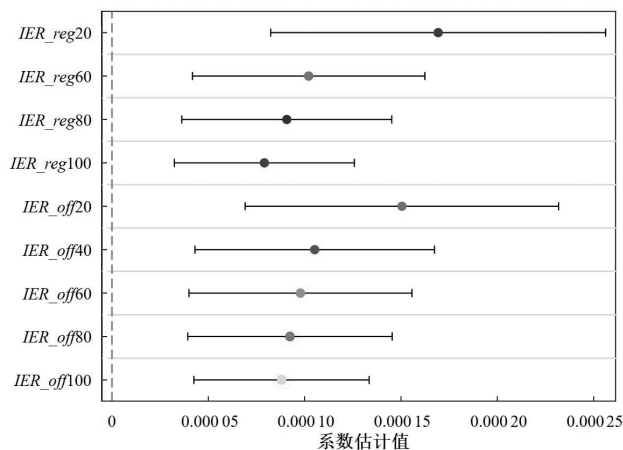


图2 替换关键度量指标的稳健性检验结果

(四)异质性分析

1. 高管背景差异

本文借鉴卢建词和姜广省^[29]的做法,基于CSMAR数据库中上市公司董监高个人特征信息表,筛选并确认企业首席执行官(CEO)是否具备“绿色”相关教育背景或从事过绿色相关工作的经历。若企业CEO具备上述绿色经历,则变量*CEO_green*取值为1;若未涉及此类经历,则变量*CEO_nogreen*取值为1。进一步地,本文将*IER*与*CEO_green*和*CEO_nogreen*分别进行交乘处理,并将该交乘项纳入基准回归模型进行参数估计。

由图3中可以看出,*IER*与*CEO_green*和*CEO_nogreen*的交乘项对企业碳排放绩效的影响系数均显著为正,并且前者的系数值要高于后者,从而表

明非正式环境规制对企业碳排放绩效的提升效应在CEO具有绿色经历的企业样本中更为明显。具有绿色经历的CEO因其专业背景而更加注重企业社会责任的履行与品牌形象的塑造,更倾向于积极响应非正式环境规制,主动推动环境保护与可持续发展实践,力求在行业内树立绿色发展的标杆。这种领导倾向不仅有助于提升企业的碳排放绩效,还能增强企业的市场竞争力和长期价值,进一步巩固其在行业绿色转型中的领先地位^[30]。

2. 所有制性质差异

本文将企业依据所有制性质划分为国有企业(*SOE*)和非国有企业(*noSOE*)两类,并通过构建虚拟变量的方式,将*IER*与其各自的虚拟变量交乘后纳入基准回归模型进行参数估计。

由图3可以看出,*IER*与*SOE*和*noSOE*的交乘项对企业碳排放绩效的影响系数均显著为正,并且前者的系数值要高于后者,从而表明非正式环境规制对企业碳排放绩效的提升效应在国有企业更为明显。一方面,国有企业通常需要承担更多的社会责任,公众和媒体对其环境表现的关注度也更高,因此国有企业更倾向于对非正式环境规制做出响应,通过在绿色技术创新、资源配置优化及碳排放管理等方面采取更加严格的措施而提升其碳排放绩效。另一方面,国有企业通常具备更为雄厚的资金和政策支持,这使其能够在技术升级和环保项目实施上具有更强的能力和灵活

性。相较之下,非国有企业因存在更明显的资金和技术限制,难以像国有企业那样在短期内对非正式环境规制做出快速响应。

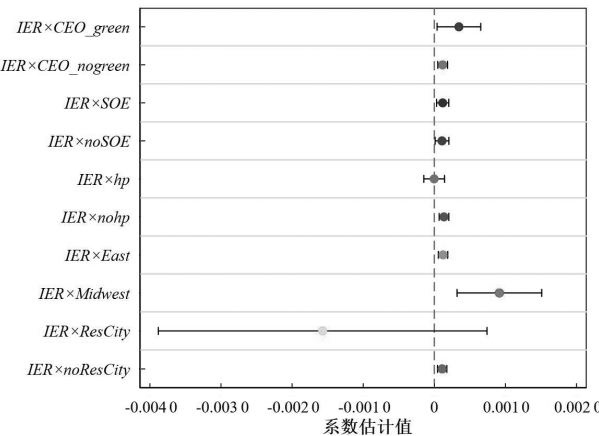


图3 异质性分析结果

3. 污染密集程度差异

本文参考王禹等^[31]的做法,根据生态环境部2010年公布的《上市公司环境信息披露指南》将样本企业样本划分为重污染企业(*hp*)和非重污染企业(*nohp*)两组,并同样通过构建虚拟变量的方式,将 *IER* 与其各自的虚拟变量交乘后纳入基准回归模型进行参数估计。

由图3可以看出,*IER* 与 *nohp* 的交乘项对企业碳排放绩效的影响系数显著为正,而与 *hp* 交乘项的系数并不显著,这意味着非正式环境规制对企业碳排放绩效的促进作用主要体现在非重污染企业样本中。由于重污染企业的生产过程高度依赖高污染、高排放的技术路径,其碳排放绩效的改善主要依赖于正式环境规制的约束与引导。尽管非正式环境规制会对重污染企业产生一定外部压力,但由于其技术结构和资源配置的路径依赖,非正式规制难以在短期内对其发挥明显作用。此外,重污染企业面临较高的转型成本和技术门槛,这使其对非官方监督的响应较为迟钝,甚至可能表现出抵触和规避倾向^[12]。因此,非正式环境规制对重污染企业碳排放绩效的提升作用较为有限。

4. 地理区位差异

本文将样本企业所在城市划分为东部(*East*)和中西部(*Midwest*)地区两组,并通过构建虚拟变量的方式,分别将其与 *IER* 进行交乘处理后纳入基准回归模型进行参数估计。

相应的结果如图3所示。可以发现,*IER* 与 *East* 和 *Midwest* 的交乘项对企业碳排放绩效的影响系数均显著为正,但前者的系数值要小于后者,这表明非正式环境规制对企业碳排放绩效的提升效应在中西部地区更为突出。一方面,东部地区经济更为发达,企业的环保意识和技术创新能力要高于中西部地区,使得非正式环境规制的外部压力可能已经被内化为企业的内在驱动力,使其对企业碳排放绩效的提升作用反而较为有限。另一方面,中西部地区经济发展较为滞后,与东部地区相比企业在环境保护技术和管理水平方面仍存在显著差距。在这种情况下,非正式环境规制能够在较大程度上弥补正式环境规制的不足,更易于通过公众舆论和社会监督的外部压力,倒逼企业提升其碳排放绩效。

5. 城市特征差异

本文参考邵帅等^[32]的做法,将样本企业所在城市划分为资源型城市(*ResCity*)和非资源型城市(*noResCity*)两类,并通过构建虚拟变量的方式,分别将其与 *IER* 进行交乘处理后纳入基准回归模型进行参数估计。

由图3可以发现,*IER* 与 *noResCity* 的交乘项对企业碳排放绩效的影响系数显著为正,而与 *ResCity* 交乘项的系数并不显著,这表明非正式环境规制对企业碳排放绩效的提升作用主要体现于非资源型城市的企业样本中。通常而言,非资源型城市具备更为多元化和高附加值的产业结构,企业在技术创新、绿色转型及环保理念等方面相对更具前瞻性。在此背景下,非正式环境规制所施加的外部压力能够较快转化为提升碳排放绩效的内部动力。相较之下,资源型城市的经济发展深受传统资源开采和加工业的制约,企业面临较高的转型成本和技术瓶颈,非正式环境规制在短期内对企业碳排放绩效的推动作用会受到较大限制。

四、机制识别

根据假说2~假说4,非正式环境规制对企业碳排放绩效的正向影响可能通过网络媒体关注效应、绿色技术创新效应和正式环境规制强化效应得以实现。本节基于式(2)对其进行检验。

(一)网络媒体关注效应

本文参考罗进辉等^[33]的做法,利用百度新闻搜索引擎对标题(*Title*)和内容(*Content*)中包含样

本企业名称的网络媒体报道进行逐年检索,并进一步根据媒体报道的感情色彩将媒体报道的内容区分为正面报道(Positive)、中性报道(Neutral)和负面报道(Negative)3类。在此基础上,本文统计出各类网络媒体报道的年度出现次数并以此表征网络媒体对企业的关注度。表6报告了网络媒体关注效应的检验结果。从表6可以发现,IER对Content、Positive和Neutral的影响系数均显著为正,而对Title和Negative的系数则不显著,这意味着非正式环境规制主要依赖于网络媒体的报道内容,以及正面网络媒体报道和中性媒体报道来影响企业碳排放绩效。一方面,报道的内容能够提供较为详实的信息,有效深化公众对环境议题的认知。正面报道通过塑造企业标杆形象,激励行业内其他企业效仿,推动整体碳排放绩效提升;中性报道则通过客观和平衡的信息,减少偏见和情绪干扰,使公众更全面理性地了解企业的环境行为。另一方面,报道标题由于信息承载有限,仅在吸引公众注意力方面产生边际效应,难以有效推动非正式环境规制的实质效力。同时,负面报道则因情绪化表达,可能导致公众意见分裂或引发企业抵触,从而削弱其对环境治理的正向调节效能,短期内难以促进企业碳排放绩效的提升。

表6 机制识别结果:网络媒体关注效应

变量	Title	Content	Positive	Neutral	Negative
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
IER	-0.003 44 (0.054 65)	0.934 16 * (0.506 64)	0.405 41 * (0.213 47)	0.299 54 ** (0.146 83)	0.213 70 (0.165 72)
控制变量	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是	是
调整 R ²	0.573 0	0.511 3	0.575 5	0.385 4	0.466 6
样本量	37 052	37 052	37 052	37 052	37 052

(二)绿色技术创新效应

本文借鉴刘金科等^[34]的做法,采用企业当期绿色专利申请数量占当期全部专利申请数量的比重(GreenP)作为绿色技术创新的度量指标。表7第(1)列报告了绿色技术创新效应的检验结果。可以发现,IER的系数显著为正,表明其能够显著促进企业的绿色技术创新。一方面,非正式环境规制促使企业将绿色技术创新视为履行环境责任、回应公众期待的重要途径,即通过加大绿色技

术研发投入来提升碳排放绩效,以增强环境合规性^[10];另一方面,绿色技术创新不仅是企业提升生产效率和资源利用率的重要手段,还能为其带来长期的竞争优势与市场认可。在这一过程中,非正式环境规制通过公众舆论、社会监督和价值导向,有助于构建起外部激励与企业内部技术升级之间的联动机制,推动企业在减碳与创新方面形成协同效应,进而实现碳排放绩效持续提升与创新驱动发展的良性循环。

(三)正式环境规制强化效应

本文借鉴李虹等^[35]的做法,选取城市层面的工业SO₂去除率、工业固体废物综合利用率、工业烟(粉)尘去除率、生活污水处理率及生活垃圾无害化处理率5个指标,并采用熵值法计算出各指标的权重,进而通过线性加权求和得到正式环境规制(ER)的度量指标。表7第(2)列报告了正式环境规制强化效应的检验结果。从表7可以发现,IER的系数显著为正,表明其能够有效推动正式环境规制的深化与完善,促进更高标准的环境治理政策的出台与实施。一方面,非正式环境规制能够通过加强社会监督力度与公众舆论压力,迫使政府对环保议题做出更为及时和有效的政策回应。另一方面,非正式环境规制可以通过推动环境议题在社会中的广泛传播与讨论,增强公众对环境问题的认知与参与,进而有助于凝聚推动环境治理政策升级的社会共识和行动动力。因此,为了响应公众期望并实现长期可持续发展目标,政府必须持续深化正式环境规制,推动出台更为严格且具有更强执行力的环境政策措施,从而推动环境治理标准的提升与政策执行力度的强化。

表7 机制识别结果:绿色技术创新效应和正式环境规制强化效应

变量	GreenP	ER
	(1)	(2)
IER	0.000 10 * (0.000 6)	0.000 05 * (0.000 0)
控制变量	是	是
企业固定效应	是	是
年份固定效应	是	是
城市固定效应	是	是
调整 R ²	0.469 3	0.015 5
样本量	26 469	28 365

综上,本文提出的假说2~假说4均得到了验

证,即非正式环境规制可以通过网络媒体关注效应、绿色技术创新效应和正式环境规制强化效应促进企业碳排放绩效的提升。

五、结论与政策含义

在推进经济社会全面绿色低碳转型的时代背景下,深入探讨非正式环境规制对企业碳排放绩效的影响具有重要的理论价值与现实意义。本文从 ENGO 的视角出发,利用中国 A 股上市公司的研究样本,对非正式环境规制如何影响企业碳排放绩效进行了系统考察,得到如下主要结论:第一,以 ENGO 为代表的非正式环境规制能够有效推动企业碳排放绩效的提升,这一结论在通过一系列稳健性检验和控制内生性问题后依然成立;第二,非正式环境规制对企业碳排放绩效的提升作用在 CEO 具有绿色经历的企业、国有企业、非重污染企业、中西部地区及非资源型城市样本中表现得更为显著;第三,非正式环境规制主要通过网络媒体关注效应、绿色技术创新效应和正式环境规制强化效应来提升企业碳排放绩效。

本文的研究结论蕴含着重要的政策启示。第一,应加强对 ENGO 的支持与能力建设,推动非正式环境规制的专业化与制度化发展。一方面,地方政府可建立常态化的相关支持机制,通过设立专项资金、提供项目资助与运营补贴,支持 ENGO 在环境监测、信息披露、公众教育等方面发挥作用。另一方面,地方政府可推动建设 ENGO 与企业、政府之间的协同治理平台,支持开展绿色对话机制、第三方评估体系和信息共享接口,促进 ENGO 在环保标准制定、排放监督和企业环境绩效评价等方面实现实质参与。

第二,要推动媒体深度参与和绿色技术协同创新,增强非正式环境规制的内生动力。一方面,应充分发挥网络媒体覆盖广、传播快的优势,推动企业环境信息公开的透明化和规范化,强化公众对企业环境行为的知情权与监督权。同时,相关监管部门应制定针对媒体参与环境治理的专业化准则,规范环境信息的发布与传播,提升环境信息披露的科学性和客观性,避免因偏向性或情绪化报道而削弱公众监督的有效性。另一方面,应推动 ENGO 与企业在绿色技术创新领域的深度合

作,结合税收优惠、专项资金支持等激励机制,鼓励 ENGO 为企业提供绿色技术指导、供应链优化和市场拓展等服务,从而加速绿色技术的研发、推广与落地,有效推动企业开展绿色低碳转型。

第三,应从政策层面着力构建 ENGO 与正式环境规制政策的协同路径,实现“正式+非正式”环境规制双轨并行的环境治理格局。在此过程中,应充分考虑区域经济发展水平与生态环境特征的差异,因地制宜地制定和实施差异化政策,确保环境治理策略与地方实际情况相契合。特别是在中西部地区和资源型城市等环境治理资源较为稀缺的区域,尤其需要加大对 ENGO 的政策支持与能力建设,强化其组织覆盖深度与社会影响力,使其在当地环境治理体系中发挥出更为积极的辅助作用。另一方面,应鼓励 ENGO 深度参与环境政策制定与实施的全过程,通过提供科学建议和实践反馈,提升政策设计的针对性与执行效果。同时,可通过构建 ENGO 与政府之间的动态协作机制,有效融合 ENGO 的社会监督优势与政府的执法权威性,进而构建起多元参与、权责明确、运行高效的环境治理体系。

参考文献:

- [1] 邓忠奇, 高廷帆, 庞瑞芝, 等. 企业“被动合谋”现象研究:“双碳”目标下环境规制的福利效应分析[J]. 中国工业经济, 2022(7): 122-140.
- [2] ZHANG H, XU T, FENG C. Does public participation promote environmental efficiency? evidence from a quasi-natural experiment of environmental information disclosure in China [J]. *Energy economics*, 2022, 108: 105871.
- [3] HASAN M A, NAHIDUZZAMAN K M, ALDOSARY A S. Public participation in EIA: a comparative study of the projects run by government and non-governmental organizations [J]. *Environmental impact assessment review*, 2018, 72: 12-24.
- [4] LI G, HE Q, SHAO S, et al. Environmental non-governmental organizations and Urban environmental governance: evidence from China[J]. *Journal of environmental management*, 2018, 206: 1296-1307.
- [5] PAN J, DU L, WU H, et al. Does environmental law enforcement supervision improve corporate carbon reduction performance? evidence from environmental protection interview [J]. *Energy economics*, 2024, 132: 107441.
- [6] MIAO C, CHEN Z, ZHANG A. Green Technology innovation and carbon emission efficiency: the moderating role of environmental

- uncertainty[J]. *Science of the total environment*, 2024, 938: 173551.
- [7]张悦,王晶晶,程钰.中国工业碳排放绩效时空特征及技术创新影响机制[J].*资源科学*,2022,44(7):1435-1448.
- [8]查建平,唐方方,郑浩生.什么因素多大程度上影响到工业碳排放绩效:来自中国(2003—2010)省级工业面板数据的证据[J].*经济理论与经济管理*,2013(1):79-95.
- [9]王珮,黄珊,王瑶,等.碳排放权交易对企业碳绩效的影响研究[J].*科研管理*,2023,44(12):158-169.
- [10]赵晓梦,陈璐瑶,刘传江.非正式环境规制能够诱发绿色创新吗?基于ENGOS视角的验证[J].*中国人口·资源与环境*,2021,31(3):87-95.
- [11]刘亦文,周韶成.正式与非正式环境规制政策协同的减污降碳效应研究[J].*财经论丛*,2023(8):103-112.
- [12]潘爱玲,刘昕,邱金龙,等.媒体压力下的绿色并购能否促使重污染企业实现实质性转型[J].*中国工业经济*,2019(2):174-192.
- [13]ZHENG Q, WAN L, WANG S, et al. Will informal environmental regulation induce residents to form a green lifestyle? evidence from China[J]. *Energy economics*, 2023, 125: 106835.
- [14]TANG Z, TANG J. Can the media discipline Chinese firms' pollution behaviors? the mediating effects of the public and government[J]. *Journal of management*, 2016, 42(6): 1700-1722.
- [15]陈宇峰,马延柏.绿色投资会改善企业的环境绩效吗:来自中国能源上市公司的经验证据[J].*经济理论与经济管理*,2021,41(5):68-84.
- [16]FONTANA E. Corporate social responsibility as stakeholder engagement: Firm-NGO Collaboration in Sweden[J]. *Corporate social responsibility and environmental management*, 2018, 25(4): 327-338.
- [17]HU C, MAO J, TIAN M, et al. Distance matters: investigating how geographic proximity to ENGOS triggers green innovation of heavy-polluting firms in China[J]. *Journal of environmental management*, 2021, 279: 111542.
- [18]KINGSTON S, ALBLAS E, CALLAGHAN M, et al. Empowering through law: environmental NGOs as regulatory intermediaries in EU nature governance [J]. *Transnational environmental law*, 2023, 12(3): 469-497.
- [19]GUO L, HU C, FAN M. et al. Does informal environmental regulation matter? evidence on the different impacts of communities and ENGOS on heavy-polluting firms' green technology innovation [J]. *Journal of environmental planning and management*, 2024, 67(11): 2668-2694.
- [20]CADMAN R, MACDONALD B H, SOOMAI S S. Sharing victories: characteristics of collaborative strategies of environmental non-governmental organizations in Canadian marine conservation[J]. *Marine policy*, 2020, 115: 103862.
- [21]CLARKSON P M, LI Y, RICHARDSON G D. et al. Does it really pay to be green? determinants and consequences of proactive environmental strategies[J]. *Journal of accounting and public policy*, 2011, 30(2): 122-144.
- [22]王浩,刘敬哲,张丽宏.碳排放与资产定价:来自中国上市公司的证据[J].*经济学报*,2022,9(2):28-75.
- [23]PIEN C. Local environmental information disclosure and environmental Non-governmental organizations in Chinese prefecture-level cities[J]. *Journal of environmental management*, 2020, 275: 11225.
- [24]古志辉.全球化情境中的儒家伦理与代理成本[J].*管理世界*,2015(3):113-123.
- [25]潘爱玲,刘文楷,王雪.管理者过度自信、债务容量与并购溢价[J].*南开管理评论*,2018,21(3):35-45.
- [26]何玉,唐清亮,王开田.碳绩效与财务绩效[J].*会计研究*,2017(2):76-82.
- [27]钱明,吕明晗,沈弋,等.企业环境规制压力影响企业避税吗:基于年报环保语调的证据[J].*会计研究*,2023(3):145-158.
- [28]何凡,张静堃,范子英.公众参与的减排效应:来自环保热线开通的证据[J].*经济学(季刊)*,24(3):897-913.
- [29]卢建词,姜广省.CEO绿色经历能否促进企业绿色创新?[J].*经济管理*,2022,44(2):106-121.
- [30]李毅,何冰洋,胡宗义,等.环保背景高管、权力分布与企业环境责任履行[J].*中国管理科学*,2023,31(9):13-21.
- [31]王禹,王浩宇,薛爽.税制绿色化与企业ESG表现:基于《环境保护税法》的准自然实验[J].*财经研究*,2022,48(9):47-62.
- [32]邵帅,葛力铭,朱佳玲.人与自然何以和谐共生:地理要素视角下的环境规制与环境福利绩效[J].*管理世界*,2024,40(8):119-146.
- [33]罗进辉,杜兴强.媒体报道、制度环境与股价崩盘风险[J].*会计研究*,2014(9):53-59.
- [34]刘金科,肖翊阳.中国环境保护税与绿色创新:杠杆效应还是挤出效应?[J].*经济研究*,2022,57(1):72-88.
- [35]李虹,邹庆.环境规制、资源禀赋与城市产业转型研究:基于资源型城市与非资源型城市的对比分析[J].*经济研究*,2018,53(11):182-198.