

环境监管执法效力提升抑制了企业漂绿行为吗?^①

——基于随机抽查制度的准自然实验

• 王佳妮 陈华玲 余怒涛 苗瑞晨
(云南财经大学会计学院 昆明 650000)

【摘要】环境监管随机抽查制度是我国环境监管执法的重要创新举措,但其真实执行效果如何仍需进一步论证。本文以2010—2023年我国沪深A股重污染行业上市公司为研究样本,基于环境监管随机抽查制度的准自然实验,实证检验环境监管执法效力提升对企业漂绿行为的影响。研究发现,环境监管随机抽查制度显著降低了重点排污名单企业的漂绿水平。机制检验表明,该制度主要通过两条路径抑制企业漂绿,一是改善企业环境信息披露质量,抑制其环境信息粉饰下的漂绿动机;二是提高企业绿色创新水平,缓解其环境治理行为掩饰下的漂绿倾向。信息环境层面的异质性分析表明,环境监管随机抽查制度的积极作用在信息环境较差如内部控制水平较低和分析师关注度较低的样本中更为显著;外部监督层面异质性分析则揭示,此类随机抽查制度的正面影响在外部监督较弱如政府和公众环保关注度较低的样本中更为明显。本文的研究不仅有助于加深对环境监管随机抽查制度实施效果的认识,为我国环境监管创新举措的有效性提供了经验证据,也从监管执法效力视角丰富了企业漂绿行为治理的相关研究。因此,生态环境执法部门要持续推进和完善环境监管随机抽查制度,充分发挥该制度在推动企业环境治理方面的积极效果。在环境监管举措日益完善的现实背景下,企业一方面应强化环境治理投资、减少在此方面的投机行为,另一方面则应重视内控制度建设以及与信息中介如分析师的沟通,从而让外界更好地了解其采取的环境治理举措以降低监管遵从成本。此外,地方政府应提高对环境治理的重视程度和调动公众力量,积极推进生态环境现代化建设进程。

【关键词】环境监管 随机抽查制度 企业漂绿行为 环境治理

中图分类号:F272.3

文献标识码:A

^① 基金项目:国家自然科学基金项目“组合型环境规制与企业环境治理行为:基于本地效应和溢出效应双重视角”(项目批准号:72262032);国家自然科学基金项目“地方政府碳目标设定与企业应对行为:基于“央-地-企”目标压力传导视角”(项目批准号:72402200);国家自然科学基金项目“大股东跨地域持股与全国统一大市场构建:机制、路径与经济后果研究”(项目批准号:72572147)。

通讯作者:苗瑞晨, E-mail: mrc912@126.com。

1. 引言

2024年7月，党的二十届三中全会通过的《中共中央关于进一步全面深化改革 推进中国式现代化的决定》将持续提升生态环境监管执法效能、健全现代环境治理体系作为深化生态文明体制改革的重要举措之一。当前我国环境规制政策不断完善，已形成行政命令型、市场型和自愿型多措并举的局面(Lu et al., 2024; 柳建华等, 2023; 洪祥骏等, 2023)。尽管如此，执法资源有限与监管任务繁重之间的结构性矛盾导致环境政策实施效果不佳、环境监管执行效率低下，如有些企业被过度惩罚而其他企业则长期游离于监管之外。虽有部分政策产生效果，但其主要聚焦事后治理，即在企业发生污染事故后才对其采取惩处措施(陈晓艳等, 2021)。这不仅难以约束企业的污染行为，也会带来高昂的生态环境修复成本(赵旭光和李红枫, 2018)。因此，如何弥补传统环境监管的弊端，提高监管执法效能成为理论界和实务界关注的重要话题。

随着我国政府职能转变与简政放权改革的深入推进，生态环境领域持续探索监管方式创新。2015年10月，原环境保护部发布《关于在污染源日常环境监管领域推广随机抽查制度的实施方案》(以下简称《实施方案》)，标志着环境监管领域开始推行随机抽查制度，这是落实简政放权、规范环境监管的一项重要实践。该制度以“双随机、一公开”为基本原则，通过随机抽取被检查对象、随机选派现场检查执法人员并及时向社会公开执法结果，构建起常态化且全流程的监管体系。虽然从政策设计来看，其有利于提高环境监管执法效能，推动企业积极承担环境治理责任，但实际执行效果如何仍需进一步实证检验。

高质量的环境信息披露在缓解信息不对称问题、提高企业环保履责透明度方面发挥了重要作用(王茂斌等, 2024)。然而，由于环境责任履行需要大量资金投入且回报周期较长，短期内难以产生经济收益，大量企业在面临环保压力时会采取策略性漂绿行为。例如，选择性披露有利的环境信息而对表现不佳的环保行为避而不谈，或者操纵环境信息披露以夸大环境表现，从而掩盖其实质环保投入的不足。上述漂绿行为本质上是企业在环境责任履行方面“言”(信息披露)与“行”(环保投入)解耦的行为(Walker and Wan, 2012; Tan et al., 2024; 李哲和王文翰, 2021; 姚琼等, 2022)。除未实质性承担环境责任外，现有研究还证实，此类漂绿行为会加剧信息不对称并诱发负面市场反应(Torelli et al., 2020)，甚至可能导致信贷资源错配(李哲和王文翰, 2021)，最终对企业财务绩效产生不利影响(Walker and Wan, 2012)。现实中，企业漂绿的危害也引起了媒体的关注。《南方周末》自2009年起已发布11期“中国漂绿榜”，诸如雀巢、沃尔玛、惠普、麦当劳和中石油等知名企业纷纷上榜。不少企业通过漂绿获得绿色声誉或享受政策优惠，这种现象若持续蔓延不仅会阻碍环境治理进程，也会影响市场公平。鉴于漂绿行为的负面影响，为遏制此类行为，生态环境部已出台包括《企业环境信息依法披露管理办法》《生态环境行政处罚办法》等在内的多项文件，但很多企业仍存在象征性披露环境信息、披露内容避重就轻、披露内容与实际行为不符等漂绿问题，可见环境规制实际执行效率有待进一步提升。鉴于随机抽查制度在提升监管执法效力方面发挥的作用，本文拟探讨

该创新性监管举措对企业漂绿行为的影响^①。

具体而言, 本文以 2010—2023 年我国沪深 A 股重污染行业上市公司为研究样本, 构建双重差分模型, 实证检验环境监管随机抽查制度对企业漂绿行为的影响。研究表明: 首先, 环境监管随机抽查制度显著降低了重点排污名单企业的漂绿水平, 从而验证了该举措在提高环境监管执法效力、改善企业环境治理行为方面的积极作用。其次, 机制检验表明, 该随机抽查制度通过改善企业环境信息披露质量和提高企业绿色创新水平, 进而抑制了其漂绿行为。最后, 信息环境层面异质性分析表明, 环境监管随机抽查制度的积极作用在信息环境较差如内部控制水平较低和分析师关注度较低的企业样本中更为显著; 外部监督层面的异质性分析则揭示, 此类创新型监管举措的正面影响在外部监督较弱如政府和公众环保关注度较低的样本中更为明显。

本文的研究贡献主要体现在以下三个方面:

第一, 本文从执法效力视角拓展了政府环境监管影响的相关研究。在我国, 政府的环境监管在推动企业环境治理方面发挥着重要作用(韩艺等, 2021), 其作用的发挥不仅取决于政策的完善程度, 也深受执行效力的影响。以往研究主要聚焦于各类环境规制政策出台的影响, 如探讨包括清洁生产标准和《环境保护法》在内的行政命令型环境政策(Becker, 2005; 柳建华等, 2023)或诸如环境保护税和绿色信贷等市场型环境规制(刘金科和肖翊阳, 2022; 林娴和洪祥骏, 2025)在引导企业节能减排、增加环保投入方面的作用, 但其对规制的实际执行效力关注不足。事实上, 由于我国执法资源有限, 加之信息不对称问题和寻租现象的存在, 纵然法律法规和环境政策在不断完善, 环境监管效果也因执行效率低下而不容乐观。近期研究从环境事权划分视角, 探讨以“督政”为特征的中央环境保护督察制度以及省以下环保垂直管理改革制度(以下简称“环保垂改”)对地方环境规制执行力度以及企业环境治理责任承担的影响(韩艺等, 2021; 张琦和邹梦琪, 2022; 马光荣等, 2023)。不同于此, 本文将视角置于执法前沿, 关注在环境监管基本手段和方式方面的创新举措对执法效力的影响。环境监管随机抽查制度作为一项重要的创新型监管手段, 旨在落实精准监管要求的同时提升基层执法效力。本文证实了该制度有利于抑制企业漂绿行为, 推动其切实履行环境治理责任, 从而为政府环境规制的有效性 & 环境监管随机抽查制度的积极作用提供了经验证据支持。

第二, 本文丰富了企业漂绿行为治理的相关研究。已有文献多关注企业漂绿的诱因(Long et al., 2025; 黄溶冰等, 2019; 张云和杨振宇, 2024), 而对企业漂绿行为治理的探讨较少。相关研究也主要从环境规制政策视角展开, 如探讨绿色信贷工具(林娴和洪祥骏, 2025)、《环境保护税法》出台(杨有德等, 2024)以及温室气体排放强制披露规定(Luu et al., 2025)等对企业漂绿行为的影响, 少有文献分析政府环境监管效率的提高如何约束企业漂绿行为。本文从环境监管随机抽查制度出发, 探讨了通过该制度实现的政府环境监管执法效力的改善对企业漂绿行为的影响并从“言”和“行”两方面揭示了其影响机理, 从而丰富了有关研究。

第三, 本文的研究也具有一定现实意义。本文的研究结论有助于评估创新型环境监管举措的实施效果, 为该措施的后续修订和完善提供依据。当前, 我国正不断推进生态环境治理现代化建设,

^① 为简洁表述, 后续文中提及的环境监管执法效力提升具体指通过随机抽查制度实现的执法效能改进, 而非一般化的执法效力提升。

其本质要求之一便是强调治理能力的法治化和规范化,通过制度创新将环境执法由传统的“一刀切”模式转变为精准治理模式。环境监管随机抽查制度是为适应这一治理模式转变而推出的重要创新举措。本文的研究发现,该制度的实施有助于抑制重点排污企业的漂绿行为,同时在信息环境较差、外部监督较弱的企业中其发挥的正面效应更为显著,由此为评估该创新型环境监管举措的精准治理效果提供参考,也为进一步修订和完善相关政策提供依据。

2. 制度背景与文献回顾

2.1 环境监管随机抽查制度背景

为持续推动生态环境现代化治理建设以及贯彻落实党的十九大提出的深化“放管服”改革部署,国务院办公厅于 2015 年 8 月颁布《关于推广随机抽查规范事中事后监管的通知》(以下简称《通知》),明确提出大力推广“双随机、一公开”监管模式。作为我国生态环境监督管理的行政主管部门,生态环境部为贯彻落实《通知》要求,系统推进了随机抽查制度。2015 年 10 月,该部门制定并发布《实施方案》,标志着我国环境治理领域正式引入“双随机、一公开”监管模式。生态环境部 2018 年 4 月 29 日公布的数据显示,截至 2017 年年底,该监管制度在全国各级行政区域已实现全覆盖^①。此后,生态环境部持续强化生态环境保护监管执法工作,并建立年度通报机制,定期公布“双随机、一公开”制度执行情况。环境监管随机抽查制度的推广施行历程见表 1。

表 1 环境监管随机抽查制度的推广施行历程

政策文件(政府信息公开)	发布时间	主要内容
《关于在污染源日常环境监管领域推广随机抽查制度的实施方案》	2015-10-09	确立环境监管随机抽查制度;明确双随机抽查的实施方案和配套执法机制,包括抽查主体、抽查对象、抽查内容、抽查基础和抽查频率与比例
《重点排污单位名录管理规定(试行)》	2017-11-27	市级地方人民政府环境保护主管部门每年年末确定下一年度本行政区域重点排污单位名录;省级人民政府环境保护主管部门负责统一汇总本行政区重点排污单位名录;地方人民政府应在每年年初按时公开本行政区域重点排污单位名录并将其纳入动态污染源管理库
生态环境部全面推行环境执法“双随机、一公开”	2018-04-29	截至 2017 年年底,全国所有市、县均已建立了“双随机、一公开”监管制度,标志着环境监管随机抽查制度的全面推行

^① 详见生态环境部信息公开[EB/OL]. (2018-04-29). https://www.mee.gov.cn/xxgk/2018/xxgk/xxgk15/201804/t20180429_630120.html.

续表

政策文件(政府信息公开)	发布时间	主要内容
《关于进一步加强生态环境“双随机、一公开”监管工作的指导意见》	2021-06-29	拓展了随机抽查实施的范围,由“一条线”向“一张网”进行转变;细化了随机抽查事项清单,由“一个点”向“一盘棋”进行转变;拓宽了参与随机抽查的人员范围;由“单手发力”向“群策群力”进行转变
《环境监管重点单位名录管理办法》	2022-11-28	省级生态环境主管部门负责协调和监督本行政区域环境监管重点单位名录的确定和发布;设区的市级生态环境主管部门负责本行政区域环境监管重点单位名录的确定、管理和发布

环境监管领域的“双随机、一公开”工作重点在于建立满足生态环境监管需求的检查对象名录库,从中随机抽取检查对象并随机选派相应执法检查人员,科学设定随机抽查比例与频次,依法实施监督检查并强化结果运用机制,将检查过程与处理结果及时向社会公开以接受公众监督。该项创新型监管举措对环境执法效能的提升主要体现在以下方面:第一,该制度采用“概率抽查”策略替代传统的巡查制与任意检查方式,形成常态化监管机制,这种转变有利于优化环境监管资源配置、降低政府环境监管成本,从而有效缓解执法资源约束下环境监管部门的选择性执法、执法效率低下以及环境监管滞后性等问题。第二,该举措实施“双随机”抽查机制,环境执法机构依据环境法律法规对抽检对象进行现场核查,对其违规行为采取限期整改措施,情节严重者则启动立案调查或移送司法机关处理。随机抽查覆盖对象全面且抽查结果严格保密,生态环境部门在事前、事中及事后全过程介入。这能够有效抑制环境监管过程中的寻租行为,降低企业应付检查、临时整改等机会主义倾向,进而促进企业环境治理的全程化与规范化。第三,该制度要求按照“谁检查、谁录入、谁公开”的原则及时公开检查结果,这有利于降低信息不对称、强化市场主体自律意识和社会监督效力,从而增强随机抽查环境监管制度的规制效果与威慑作用。

自环境监管随机抽查制度全面推行以来,各地生态环境部门持续推进“双随机、一公开”监管工作,该制度的执行已取得良好成效。据统计,截至2022年,全国范围内已建立污染源监管动态信息库2082个和环境执法人员信息库1863个,涵盖污染源企业199.5万家,入库环境执法人员4.4万人,全年累计开展随机抽查环境执法检查51.0万家次,各级生态环境部门共参加跨部门联合监管活动6680次,共抽查企业3.2万家。全国共下达环境行政处罚决定书9.1万份,罚没款金额总计76.7亿元^①。此外,生态环境部在《2023年全国生态环境执法稽查工作方案》中明确要求对“双随机、一公开”制度的落实情况开展稽查。2024年1月,生态环境部印发新修订的《生态环境行政执法稽查办法》,进一步提出要优化随机抽查制度执法机制,进而提升生态环境综合执法效能。

^① 数据来源:2022年中国生态环境统计年报。(2023-12-29)<https://www.mee.gov.cn/hjzl/sthjzk/sthjtnb/>。

2.2 文献回顾

2.2.1 环境监管的经济后果

在我国,政府环境监管在推动企业环境治理中发挥重要作用,其作用一方面取决于相关政策法规的完善程度,另一方面受监管部门执法效力的影响。随着多项环境政策的颁布,环境治理政策体系已日趋完善。现有研究主要围绕环境规制政策的出台,探讨其如何推动企业减污降碳、提高地方环境质量。如已有研究聚焦命令型环境规制政策,发现新《环境保护法》实施(柳建华等,2023)以及清洁生产法案制定(Becker,2005)能推动企业进行污染治理,促使其开展环保投资和绿色技术创新。基于市场型环境规制政策的研究则证实,绿色信贷工具(林娴和洪祥骏,2025)、环保费改税(刘金科和肖翊阳,2022)和碳排放交易政策(Hu et al.,2020)可引导企业进行绿色转型、增加环境治理投入和实施节能减排,最终有助于降低城市污染水平和提高城市空气质量(Lu et al.,2024)。

然而,上述研究主要聚焦政策颁布,未考虑实际执行效率的影响,而后者会显著影响政策实施效果。如包群等(2013)基于我国省级人大通过的84件环保立法事件的研究发现,单纯环保立法并不能抑制企业污染排放,只有在执法严格的地区,环保立法才能发挥明显效果。鉴于此,近期研究从环境事权上收视角,探讨了以“督政”为特征的中央环保督察和环保机构垂直管理改革在提高地区环境规制力度、推动企业环境治理方面的作用(韩艺等,2021;张琦和邹梦琪,2022;马光荣等,2023)。如韩艺等(2021)研究发现,中央环保督察会向地方政府传导出服从、问责和整改三重强制性制度压力,由此推动其积极进行环境治理。虽然中央环保督察在一定程度上收回了地方政府的环境事权,但并未从根本上改善环境事权过度地方化的问题,地方政府仍然存在明显的“规制执行偏差”,其在督察结束后会随即放松监管力度(韩超等,2021)。为此,在2016年,我国逐步实施了省以下环保垂改以避免地方政府对环保执法机构的干预。马光荣等(2023)研究证实,此类改革有助于提高地区环境规制力度和企业环保投资水平。与之相似,张琦和邹梦琪(2022)研究发现,环保垂改在提高污染企业绿色投资的同时,也显著改善了地区环境质量。该正面效果在治污压力大的地区会更为明显(韩超等,2021)。基于280个城市的面板数据,王瑶和张生玲(2024)亦证实了环保垂改在推动城市绿色转型方面的积极作用。

虽然环境事权调整有助于提高环保部门的独立性,进而弱化“规制执行偏差”,但在具体执法过程中,环保部门仍会受到信息不对称和寻租等问题的影响,导致执行效率偏低(罗喜英和刘伟,2019)。以往,环保部门的执法常以行政处罚的形式开展。虽然这样的处罚会对企业产生一定的威慑作用(陈晓艳等,2021),但在此类事后监管中,监管部门主要在企业出现较为严重的污染事故后才采取相应措施,这不仅难以杜绝污染现象发生,也产生了较大的治污成本。同时,执行中还存在行政裁量权过大、处罚标准不一等问题(姜楠,2019),部分企业甚至会通过贿赂执法机构寻求监管庇护(罗喜英和刘伟,2019)。这不仅削弱了执法的影响和威慑作用,也弱化了企业积极进行环境治理的动机。针对监管部门在具体执法环节中存在的问题,我国采用随机抽查制度这类创新型监管方式,从事前、事中和事后全过程介入企业环境治理。虽然该制度已实施多年,但对该制度实施效果的研

究还有待丰富。本文从企业漂绿行为视角切入, 探讨随机抽查制度带来的政府环境监管执法效能提升所产生的微观治理效果, 以期拓展相关研究。

2.2.2 企业漂绿的相关研究

以往研究将漂绿定义为企业通过选择性披露有利的环境信息、言过其实的虚假宣传或投机性夸大其环境表现等手段, 粉饰其环境问题或刻意塑造环保形象, 但缺乏实质性环保行动的策略性行为(Walker and Wan, 2012; Tan et al., 2024)。可见, 漂绿实质是企业在环境治理中“言”和“行”不一致的退耦现象(姚琼等, 2022)。长远来看, 此类策略性行为会扭曲信贷资源配置(李哲和王文翰, 2021), 继而削弱企业环境治理能力和绿色创新水平(Arouri et al., 2021), 最终引发财务绩效恶化和股价异常波动(Walker and Wan, 2012; Torelli et al., 2020)。鉴于漂绿行为的负面经济后果, 不少研究主要从企业内部动机与外部环境因素两个维度探讨了诱发此类行为的动因。

从企业内部动机来看, 由于漂绿策略能以较低成本帮助企业快速树立绿色形象, 因此, 当企业面临资金压力需要进行印象管理, 或出于短期利益考量而规避环境责任时, 其会选择漂绿这类策略性行为(张云和杨振宇, 2024)。如研究发现, 企业外部融资需求越大(黄溶冰等, 2019)以及迎合市场动机越强时(Long et al., 2025; 张云和杨振宇, 2024), 漂绿行为越明显。从外部环境因素来看, 环境规制压力和执行中的漏洞催生了企业漂绿行为(Zhang et al., 2018; Tan et al., 2024)。如研究证实, 环保税法(Jiang et al., 2024)、绿色金融政策(洪祥骏等, 2023)和碳排放权交易制度(Tan et al., 2024)等环境规制政策增加了企业面临的合法合规压力, 为短期内提升环境绩效, 部分企业会通过漂绿来维护其合法性并获取相关资源支持。而环境规制执行的低效率和监管漏洞为企业在高规制压力下实施此类策略性行为提供了机会(Zhang et al., 2018)。此外, 部分地方政府对环保的忽视也一定程度上影响了环境监管和环保政策的落实, 甚至会为企业实施漂绿提供寻租空间(Zhang et al., 2023)。

从上述文献回顾可见, 虽然现有研究对企业漂绿的动因展开了较为丰富的探讨, 但少有研究分析如何抑制企业漂绿行为。诚然, 环境规制政策会给企业施加合法或合规性压力, 但在环境政策执行效力低下的情况下, 企业会通过选择性披露有利的环境信息、粉饰环境表现等方式应对规制压力, 而未实质进行环保投入。这不仅违背政策初衷, 还可能浪费政府补贴资源, 影响市场公平。本文基于环境监管随机抽查制度, 探讨环境监管效率的提升是否有助于抑制企业漂绿行为并分析影响机理, 以此拓展漂绿行为治理的相关研究。

3. 研究假设

基于环境监管随机抽查制度内容, 本文认为该制度能够提高环境监管执法效力, 从而约束企业的漂绿行为。企业实施漂绿行为能在短时间内以较低成本塑造环保形象(Tan et al., 2024; Long et al., 2025)。在监管效率不高时, 此类机会主义行为有助于企业应对环保压力。但在环境监管随机抽查制度背景下, 各级生态环境主管部门会事前确定行政区内重点排污单位名单并将其纳入污染源日

常监管动态信息库,从中随机抽取被检查对象,形成“按年计划、分季执行”的常态化随机监管机制。这样的随机不定期抽查有利于将监管触角深入每家重点排污企业,提高环境监管威慑效应,推动企业从策略性漂绿行为转变为积极的环境治理行为。此外,地方政府基于经济增长考虑可能会放松环境监管标准,从而引发部分企业利用寻租活动来寻求监管庇护(罗喜英和刘伟,2019),同时环境处罚过程中也存在裁量标准模糊、力度不一等执法规范性问题(包群等,2013;姜楠,2019)。这些监管执行问题导致其产生的惩戒威慑效应有限,由此助长了企业漂绿行为。而环境监管随机抽查制度通过随机抽查且抽查前不公开名单的方式可以遏制选择性执法和寻租问题,同时该制度对于发现的环境违法问题会加大处罚力度,从严从重处罚,由此可改善执法不公不严问题,进而促进企业进行实质性环境治理、减少漂绿程度。具体而言,鉴于漂绿行为主要表现为环境信息粉饰(如选择性披露)和环境治理行动掩饰(如“多言寡行”)两种类型(李哲和王文翰,2021;沈弋等,2023;张德涛等,2024),本文拟从这两方面具体分析环境监管随机抽查制度抑制企业漂绿的机理。前者主要针对企业避重就轻、夸大宣传或以定性信息为主进行模糊披露的漂绿行为(沈弋等,2023);而后者则主要针对企业“多言寡行”或“只说不做”等言行不一的漂绿行为(李哲和王文翰,2021;张云和杨振宇,2024)。首先,从环境信息粉饰角度来看,虽然我国正逐渐完善环境信息披露制度,但目前尚未形成统一的环境信息披露框架和相应的监管机制,这使得企业在披露此类信息时有较大的自由裁量权,由此也导致环境信息披露形式不一、内容空洞、粉饰现象较为突出(张德涛等,2024)。加之很多企业披露时以定性信息为主,此类文本语言表达形式丰富且易于模糊处理,具有较强迷惑性,这也进一步增加了外部信息使用者了解企业真实环境表现、识别漂绿行为的难度,从而助长了企业漂绿倾向(李哲和王文翰,2021)。而环境监管随机抽查制度的实施能够提高企业环境信息披露质量,进而抑制其通过粉饰环境信息进行漂绿的行为。一方面,各地环境监管部门在《实施方案》的基础上将企业环境信息公开情况(包括排污数据、环保设施的建设和运行情况等)纳入“双随机、一公开”的检查范围,依法依规查处未按规定公开披露环境信息的违法行为,对披露不及时、不规范、不完整的企业进行责令整改甚至会从严处罚。如山东省于2018年对五家企业未按要求进行信息公开的问题责令整改并处以罚款;河南省则要求企业定期公开污染物排放信息,并对披露内容不完整的企业进行现场指导,检查结果上传省级平台以持续跟进。受此影响,企业会主动减少环境信息披露操纵,提高其环境信息披露质量。另一方面,已有研究证实,信息不对称问题的存在为企业漂绿提供了契机(王茂斌等,2024)。环境监管随机抽查制度在事后会将随机抽查事项清单、抽检对象、检查人员、抽查与处理结果等内容向社会公开披露。这有利于吸引社会公众和分析师等外部利益相关者对污染企业的关注及对环境信息的挖掘,由此能够缓解内外部信息不对称程度,进一步增加企业通过操纵环境信息披露而实施漂绿的难度和成本(Long et al., 2025; 王茂斌等, 2024)。

其次,随机抽查制度也可通过提升企业绿色创新进而抑制其“言行不一”的漂绿行为。绿色创新是企业进行持续污染治理、形成新竞争优势的重要途径(王杰和李治国,2023)。但其往往具有周期长、资金需求大且难以带来短期收益的特征(刘金科和肖翊阳,2022)。这样的特征导致很多企业不愿增加创新投入,反而会倾向于实施策略性漂绿行为来掩盖其实质环境治理不足的问题。而环境监管随机抽查制度不仅会关注企业环境信息披露,更会要求企业将环境责任履行落到实处。一方面,在执行过程中,监管部门会随机抽查企业污染物排放达标情况、污染治理设施运行情况以及环境风

险预防措施等, 一旦发现违规行为, 监管部门会当即责令整改, 并采取行政和经济手段进行同步惩戒(如加大行政处罚并将检查结果纳入信用评级体系), 由此会增强企业的监管风险感知和合规压力。这有利于倒逼企业加大绿色创新力度, 通过清洁生产技术改造和工艺升级等方式, 开展实质性环境治理活动(Zhang et al., 2023; 缪蛟等, 2025)。另一方面, 借助随机抽查方式, 监管部门可以在有限的资源配置下, 深入了解企业在项目建设、投产过程和产后管理全流程中的关键污染环节并实地观察其环境治理现状, 这一全过程的监控也会促使企业针对其污染环节实施更有针对性的绿色创新。如湖北省黄石市在开展“双随机、一公开”执法的同时聘请专家同步结合行业特点和技术规范, 对企业生产工艺、治污技术进行专业化评估, 有针对性地提出优化建议, 从而为企业绿色技术创新提供指导。通过提升企业绿色创新水平, 环境监管随机抽查制度有助于缓解企业利用漂绿行为掩饰实质环境治理不足的倾向。基于上述推论, 本文提出以下假设:

H: 环境监管随机抽查制度的实施有助于降低重点排污名单企业的漂绿水平。

4. 研究设计

4.1 样本选择与数据来源

本文以 2010—2023 年我国沪深 A 股重污染行业上市公司为初始研究样本。样本期间选取 2010—2023 年的原因在于: 生态环境部于 2015 年颁布《实施方案》, 并于 2017 年在全国范围内推行该制度。本文以 2017 年作为政策冲击时点, 选取包含政策完全实施时点的 2010—2023 年作为研究期间。本文对初始样本进行了如下筛选: (1) 剔除金融行业上市公司样本; (2) 剔除 ST、*ST 和退市的样本; (3) 剔除资产负债率小于 0 和大于 1 的样本; (4) 剔除主要研究变量数据缺失的样本, 最终得到 9755 家公司-年度观测值。本文数据主要来源于以下途径: (1) 企业漂绿数据通过文本分析方法从上市公司年度报告中提取相关词频并构建指标计算得出; (2) 环境监管数据与企业财务数据来源于 CSMAR 数据库和 CNRDS 数据库。为避免极端值影响, 本文对连续变量进行上下 1% 水平上的 Winsorize 处理。

4.2 变量定义

4.2.1 被解释变量: 企业漂绿

本文被解释变量为企业漂绿(Greenwash)。参考李哲和王文瀚(2021)和 Wang 等(2024)的研究, 本文采用企业绿色表述与其绿色实践之间的偏离度度量企业的漂绿行为。其中, 企业绿色表述是运用 Python 抓取并统计企业年报中与其绿色治理相关的词频数(如“低碳”“环保”“绿色”等), 而后计算出此类词频数占年报总词频数的比值来度量。而绿色实践则用企业的环保投资来度量。这类支出包括资本化支出和费用化支出, 前者主要是企业污染预防、绿色生产等相关支出(如污水处理系统建设、清洁生产设施安装和节能减排投资等), 体现在财务报表“在建工程”科目明细中, 后者则是绿化

费用和排污费用等相关支出,体现在管理费用明细中。本文将两类支出金额汇总并经营业收入平减处理后作为环保投资的度量指标。其后,本文将企业的绿色表述与绿色实践指标分别与各指标对应的行业年度中位数比较,构建虚拟变量 Oral 和 Actual。若企业的绿色表述值高于当年行业年度中位数(即 Oral=1)且其环保投资金额低于当年行业年度中位数(即 Actual=0),则认为该企业涉及漂绿行为(Greenwash=1),反之则不存在明显的漂绿行为(Greenwash=0)。

4.2.2 解释变量: 环境监管随机抽查制度

环境监管随机抽查制度要求各级环保主管部门将区域内的所有重点排污单位纳入抽检对象。根据各省公布的重点排污企业名单,本文将名单中企业作为实验组(Treat=1),其他企业作为控制组(Treat=0)。鉴于该随机抽查制度在全国范围内推行的时间是 2017 年及之后,本文设置政策实施时间虚拟变量 Post,将 2017 年及之后年度赋值为 1,之前年度赋值为 0。本文的核心解释变量为 Treat×Post,其系数反映环境监管随机抽查制度实施对企业漂绿的影响。

4.2.3 控制变量

本文参考李哲和王文翰(2021)、张云和杨振宇(2024)的研究,加入可能影响企业漂绿行为的控制变量,具体包括:企业规模(Size)、负债水平(Lev)、盈利能力(Roa)、成长能力(Growth)、托宾 Q 值(Tobinq)、企业上市年龄(Listage)、第一大股东持股比例(Top1)、董事会规模(Board)、两职合一(Dual)、独立董事占比(Indep)。具体的变量定义详见表 2。

表 2 变量定义

变量类型	变量名称	变量符号	变量定义
被解释变量	漂绿	Greenwash	企业绿色表述与绿色实践之间的偏离度
解释变量	环境监管随机抽查	Treat×Post	企业属于重点排污名单企业且政策实施时间在 2017 年及以后年份,则取 1,否则取 0
控制变量	企业规模	Size	期末资产总额的自然对数
	负债水平	Lev	期末负债总额与期末资产总额的比值
	盈利能力	Roa	净利润与期末资产总额的比值
	成长能力	Growth	本期营业收入与上期营业收入之差除以上期营业收入
	托宾 Q 值	Tobinq	(流通股市值+非流通股股份数×每股净资产+负债账面值)/总资产
	企业上市年龄	Listage	当年年份与上市年份之差加 1 取对数
	第一大股东持股比例	Top1	第一大股东持股数量占总股数的比例
	董事会规模	Board	董事会总人数的自然对数
	两职合一	Dual	董事长与总经理是同一个人则为 1,否则为 0
独立董事占比	Indep	独立董事人数占董事会人数的比例	

4.3 模型构建

本文以生态环境部实施环境监管随机抽查制度作为准自然实验, 构建如下双重差分模型(1)检验该制度对企业漂绿行为的影响:

$$\text{Greenwash}_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{Treat} \times \text{Post} + \sum \alpha_k \text{Controls} + \text{FirmFE} + \text{Year FE} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中, 被解释变量 Greenwash 表示企业漂绿。Controls 为控制变量, 具体变量定义见表 2。Firm FE、Year FE 和 ε 分别为公司个体固定效应、年份固定效应和随机误差项。Treat×Post 的系数 α_1 为重点关注系数, 其表示政策实施前后, 实验组和控制组企业漂绿水平的变化差异。若 α_1 为负, 则表明环境监管随机抽查制度显著降低了企业漂绿程度, 假设 H 得证。

5. 实证结果

5.1 描述性统计

表 3 为变量的描述性统计结果。企业漂绿 (Greenwash) 的均值是 0.248, 表明平均有 24.8% 的样本企业存在一定程度的漂绿行为。环境监管随机抽查制度 (Treat×Post) 的均值为 0.353, 表明平均约有 35.3% 的样本受到该项制度实施的影响。控制变量方面, 样本公司负债占总资产比重 (Lev) 平均为 43.4%, 净利润占总资产比例 (Roa) 为 3.6%, 第一大股东平均持股比例 (Top1) 为 35.2%, 平均有 24.7% 的企业存在两职合一 (Dual) 现象。总体而言, 本文变量的描述性统计结果均在合理范围内, 与现有文献基本保持一致。

表 3 描述性统计

变量	样本量	平均值	标准差	最小值	中位数	最大值
Greenwash	9755	0.248	0.432	0.000	0.000	1.000
Treat×Post	9755	0.353	0.478	0.000	0.000	1.000
Size	9755	22.400	1.388	20.000	22.160	26.410
Lev	9755	0.434	0.206	0.055	0.434	0.921
Roa	9755	0.036	0.059	-0.194	0.035	0.200
Growth	9755	0.161	0.370	-0.472	0.102	2.330
Tobinq	9755	1.799	1.077	0.815	1.452	7.137
Listage	9755	2.159	0.916	0.000	2.398	3.367
Top1	9755	0.352	0.152	0.091	0.330	0.767
Board	9755	2.148	0.200	1.609	2.197	2.708

续表

变量	样本量	平均值	标准差	最小值	中位数	最大值
Dual	9755	0.247	0.431	0.000	0.000	1.000
Indep	9755	0.373	0.052	0.333	0.333	0.571

5.2 基准回归结果

表4报告了环境监管随机抽查制度对企业漂绿行为影响的回归结果。列(1)为只加入关键解释变量并控制公司和年度固定效应的回归结果。列(2)在列(1)基础上加入了全部控制变量。结果显示, 交乘项 Treat×Post 的系数均为负且在1%水平上显著, 表明环境监管随机抽查制度实施以后, 相对于非重点排污企业, 重点排污企业的漂绿水平显著降低, 支持了假设H。从经济意义上看, 以第(2)列为例, Treat×Post 的系数为-0.058, 表明环境监管随机抽查制度的实施可使重点排污名单中的企业漂绿发生的概率降低约5.80个百分点。

表4 环境监管随机抽查制度对企业漂绿行为的影响

变 量	(1)	(2)
	Greenwash	Greenwash
Treat×Post	-0.063*** (-3.78)	-0.058*** (-3.51)
Size		-0.069*** (-3.93)
Lev		-0.008 (-0.14)
Roa		-0.052 (-0.43)
Growth		-0.009 (-0.72)
Tobinq		-0.003 (-0.37)
Listage		0.003 (0.15)
Top1		0.010 (0.10)

续表

变 量	(1)	(2)
	Greenwash	Greenwash
Board		0.077 (1.18)
Dual		0.015 (0.84)
Indep		0.253 (1.37)
常数项	0.270*** (45.76)	1.565*** (3.85)
控制个体	Yes	Yes
控制年份	Yes	Yes
样本量	9755	9755
调整 R^2	0.304	0.308

注：括号内为 t 值，***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 水平下显著，标准误经公司层面聚类调整。下同。

5.3 稳健性检验

5.3.1 平行趋势检验

双重差分方法有效的关键前提是满足平行趋势假设，即在环境监管随机抽查制度实施前，实验组和控制组企业在漂绿程度上没有明显差异。为此，本文进行平行趋势检验。具体而言，本文将原模型中 Post 变量拆分为 Pre5+、Pre4、Pre3、Pre2、Pre1、Current、Post1、Post2、Post3、Post4、Post5+ 等年份虚拟变量。其中，Pre1、Pre2、Pre3、Pre4 和 Pre5+ 分别表示环境监管随机抽查制度实施的前一年、前两年、前三年、前四年、前五年及之前年份；Current、Post1、Post2、Post3、Post4、Post5+ 则分别对应该制度实施的当年、后一年、后两年、后三年、后四年、后五年及以后年度。本文以 Pre5+ 即政策实施前五年及之前年度作为基准组并将其从模型中剔除，将其他十个年份虚拟变量和 Treat 交乘后放入基准回归模型。表 5 列示了平行趋势检验结果。Treat×Pre1、Treat×Pre2、Treat×Pre3、Treat×Pre4 的回归系数均不显著，表明环境监管随机抽查制度实施之前，实验组企业和控制组企业在漂绿行为方面没有显著差异。而 Treat 与 Current、Post3、Post4 的交乘项系数显著为负，表明随着环境监管随机抽查制度的施行，实验组企业的漂绿水平显著降低。上述检验结果验证了平行趋势假定。进一步，本文也将该平行趋势检验结果以图形方式呈现(如图 1 所示)，在 90% 的置信区间

内, 政策冲击前各回归系数并未显著异于 0, 说明实验组与对照组企业的漂绿水平在环境监管随机抽查制度实施前无显著差异。而在该制度实施后, 回归系数显著低于 0 且呈现下降趋势, 该结果与前述回归分析一致, 进一步支持了平行趋势假设。

表 5 平行趋势检验

变 量	(1)
	Greenwash
Treat×Pre4	0.014 (0.34)
Treat×Pre3	0.013 (0.37)
Treat×Pre2	0.001 (0.03)
Treat×Pre1	-0.030 (-0.96)
Treat×Current	-0.087*** (-3.13)
Treat×Post1	-0.043 (-1.46)
Treat×Post2	-0.038 (-1.30)
Treat×Post3	-0.074** (-2.54)
Treat×Post4	-0.072** (-2.29)
Treat×Post5+	-0.042 (-1.34)
Size	-0.071*** (-3.99)
Lev	-0.006 (-0.11)
Roa	-0.052 (-0.43)

续表

变 量	(1)
	Greenwash
Growth	-0.009 (-0.68)
Tobinq	-0.004 (-0.45)
Listage	0.005 (0.26)
Top1	0.011 (0.11)
Board	0.078 (1.19)
Dual	0.015 (0.81)
Indep	0.253 (1.37)
常数项	1.588*** (3.89)
控制个体	Yes
控制年份	Yes
样本量	9755
调整 R^2	0.308

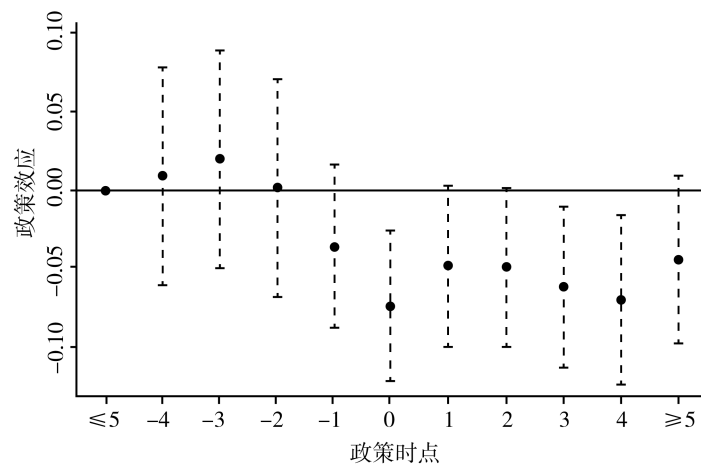


图1 平行趋势图

5.3.2 安慰剂检验

为排除不可观测因素对实证结果产生干扰,本文进行安慰剂检验。具体而言,本文通过随机抽样的方式选取部分公司作为虚假实验组,并将其余样本公司作为虚假控制组。在此基础上,对基准模型进行回归得到虚假核心解释变量的估计系数,并将此操作重复 500 次,得到随机化实验组的安慰剂效应分布图(如图 2 所示)。可见,虚假核心解释变量的系数核密度估计值基本服从正态分布并明显远离基准回归系数值-0.058,同时绝大多数估计系数的 p 值大于 0.1,即构建的虚假核心解释变量并未对因变量产生显著影响。上述安慰剂检验结果表明,环境监管随机抽查制度对重点排污企业漂绿行为的影响并非由其他不可观测因素驱动,由此验证了本文结论的可靠性。

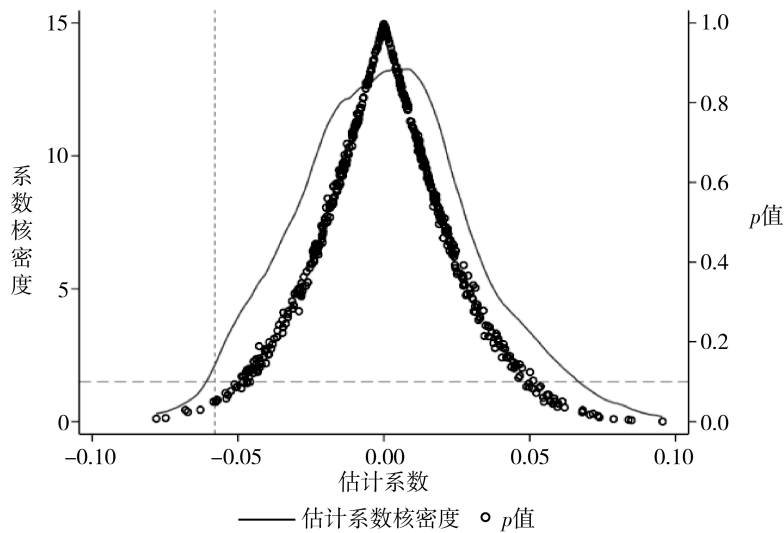


图 2 安慰剂检验

5.3.3 PSM-DID 检验

本文的结论也可能受到“自选择”问题的干扰,即实验组和控制组企业并非随机分布,而是在某些基本特征方面存在差异,这样的差异导致实验组企业更容易受到环境监管随机抽查制度影响且漂绿水平低。为此,本文采用倾向性匹配得分(PSM)与双重差分模型(DID)相结合的方法再次检验环境监管随机抽查制度对企业漂绿的影响。具体而言,本文以基准回归模型中的控制变量作为匹配用协变量,采用 1:2 近邻匹配方法为实验组匹配特征相似的控制组,匹配后得到 6121 条企业-年度观测值。为了检验匹配结果的合理性,本文进行了协变量平衡性检验。检验结果如表 6 Panel A 所示,匹配后的实验组和控制组之间协变量的均值差异均小于 10%且不显著,平衡性检验通过。表 6 Panel B 列示了基于匹配后样本的回归结果。与基准回归结果一致, $Treat \times Post$ 系数仍显著为负。因此,在排除可能的内生性问题干扰后,环境监管随机抽查制度仍显著降低了重点排污企业的漂绿水平。

表 6 PSM-DID 检验

Panel A: 平衡性检验结果

变量	匹 配 前			匹 配 后		
	Mean		T-value	Mean		T-value
	Treated	Control		Treated	Control	
Size	22.836	22.162	23.54***	22.836	22.845	-0.28
Lev	0.438	0.432	1.35	0.438	0.439	-0.21
Roa	0.042	0.033	6.79***	0.042	0.041	0.38
Growth	0.162	0.160	0.19	0.162	0.158	0.42
Tobinq	1.588	1.915	-14.48***	1.588	1.620	-1.52
Listage	2.358	2.050	16.09***	2.358	2.359	-0.03
Top1	0.347	0.355	-2.60***	0.347	0.348	-0.33
Board	2.141	2.152	-2.56***	2.141	2.140	0.30
Dual	0.245	0.248	-0.29	0.245	0.259	-1.32
Indep	0.373	0.372	0.43	0.373	0.372	0.47

Panel B: PSM-DID 检验结果

变 量	(1)
	Greenwash
Treat×Post	-0.035* (-1.94)
Size	-0.074*** (-4.52)
Lev	0.040 (0.63)
Roa	-0.023 (-0.17)
Growth	-0.017 (-1.04)
Tobinq	0.002 (0.23)
Listage	-0.003 (-0.14)
Top1	0.005 (0.05)

续表

Panel B: PSM-DID 检验结果	
变 量	(1)
	Greenwash
Board	0.099 (1.56)
Dual	0.019 (1.00)
Indep	0.033 (0.17)
常数项	1.690*** (4.35)
控制个体	Yes
控制年份	Yes
样本量	6121
调整 R^2	0.307

5.3.4 其他稳健性检验

为了保证结论的可靠性,本文还进行了如下稳健性检验,具体为:

第一,排除其他政策的干扰。样本期间内,除了环境监管随机抽查制度,企业漂绿行为还可能受到其他环境规制政策的影响,如碳排放权交易制度(Hu et al., 2020; Tan et al., 2024)、环保费改税政策(刘金科和肖翊阳, 2022)、绿色信贷贴息政策(林娴和洪祥骏, 2025)。为排除样本期内其他政策对研究结论的干扰,参考已有文献(Hu et al., 2020; 刘金科和肖翊阳, 2022; 洪祥骏等, 2023),本文设置碳排放权交易制度(Carbon)、环保费改税(Etax)和绿色信贷贴息政策(Gloan)等三个政策虚拟变量,并将其纳入基准回归模型中加以控制。其中,Carbon表示企业所在地区当年是否属于碳排放权交易市场试点地区,若是则取1,否则取0;Etax则根据《环境保护税法》2018年实施以来企业所在地是否属于应税污染物课税标准提高的地区进行设置,属于取1,否则取0;Gloan为企业所在地区当年是否出台以绿色信贷贴息政策为代表的绿色金融激励政策,出台则取1,否则取0。从表7列(1)–(4)可以看出,在基准回归模型基础上分别以及同时控制三个政策虚拟变量后,Treat×Post的系数仍然显著为负,表明本文结论不受其他政策因素的干扰。

第二,调整回归样本。本文具体考虑以下情形:其一,调整重污染行业样本界定方式。借鉴刘运国和刘梦宁(2015)的做法,将属于《关于执行大气污染物特别排放限值的公告》规定的重点控制区的六大行业界定为重污染企业。其二,采用全行业样本。基准回归中,本文以重污染行业的企业为初始样本,考虑到并非所有的环境污染源都源于重污染行业,因此本文将样本范围扩大至全行业上

市公司并重新进行检验。其三, 考虑到新冠疫情防控措施一定程度上会限制环境监管随机现场检查的开展与落实, 为此本文剔除受该措施影响明显的 2020 年和 2021 年的样本后重新进行回归。检验结果分别如表 8 列(1)—(3)所示, $Treat \times Post$ 的回归系数仍然显著为负, 表明本文主结论不受回归样本选择差异的干扰。

第三, 增加固定效应。为控制地区层面潜在遗漏变量的干扰, 本文在基准回归模型基础上加入省份固定效应。如表 8 列(4)所示, $Treat \times Post$ 的系数显著为负, 本文结论依然稳健。

第四, 更换被解释变量的度量方法。为缓解变量度量偏误对研究结论可能产生的影响, 本文参考白景坤等(2025)的做法, 利用 ESG 评级数据构建漂绿指标。具体而言, 本文以经行业均值调整后的 ESG 披露表现与 ESG 真实表现之间的差值作为企业漂绿程度的替代指标(GWS)。基于该替代指标的回归结果如表 8 列(5)所示, 交乘项系数仍显著为负, 说明本文主结论不受被解释变量度量差异的干扰。

表 7 其他稳健性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	排除碳排放交易权 制度干扰	排除环保费改税 政策的影响	排除绿色信贷贴息 政策的影响	排除其他政策 事件干扰
	Greenwash	Greenwash	Greenwash	Greenwash
$Treat \times Post$	-0.058*** (-3.50)	-0.058*** (-3.48)	-0.059*** (-3.53)	-0.058*** (-3.50)
Carbon	0.013 (0.46)			0.015 (0.53)
Etax		0.030 (1.10)		0.011 (0.40)
Gloan			0.059*** (2.60)	0.056** (2.52)
Size	-0.070*** (-3.94)	-0.069*** (-3.90)	-0.070*** (-3.95)	-0.070*** (-3.95)
Lev	-0.009 (-0.16)	-0.009 (-0.16)	-0.008 (-0.14)	-0.010 (-0.16)
Roa	-0.052 (-0.43)	-0.057 (-0.47)	-0.052 (-0.43)	-0.053 (-0.44)
Growth	-0.009 (-0.72)	-0.009 (-0.70)	-0.009 (-0.70)	-0.009 (-0.69)
Tobinq	-0.003 (-0.38)	-0.003 (-0.33)	-0.003 (-0.37)	-0.003 (-0.37)

续表

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	排除碳排放交易权 制度干扰	排除环保费改税 政策的影响	排除绿色信贷贴息 政策的影响	排除其他政策 事件干扰
	Greenwash	Greenwash	Greenwash	Greenwash
Listage	0.003 (0.15)	0.001 (0.08)	0.004 (0.21)	0.004 (0.19)
Top1	0.009 (0.09)	0.011 (0.12)	0.017 (0.18)	0.017 (0.17)
Board	0.077 (1.18)	0.074 (1.13)	0.072 (1.10)	0.071 (1.09)
Dual	0.015 (0.84)	0.015 (0.83)	0.017 (0.92)	0.016 (0.92)
Indep	0.252 (1.37)	0.239 (1.30)	0.228 (1.24)	0.223 (1.22)
常数项	1.564*** (3.84)	1.563*** (3.84)	1.577*** (3.87)	1.575*** (3.87)
控制个体	Yes	Yes	Yes	Yes
控制年份	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	9755	9755	9755	9755
调整 R ²	0.308	0.308	0.309	0.309

表 8 其他稳健性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	改变重污染行业 界定	全样本 回归	剔除疫情 期间	增加固定 效应	替换被解释 变量
	Greenwash	Greenwash	Greenwash	Greenwash	GWS
Treat×Post	-0.041*** (-2.93)	-0.028*** (-2.95)	-0.051*** (-2.67)	-0.057*** (-3.43)	-0.165*** (-2.75)
Size	-0.075*** (-4.90)	-0.078*** (-9.83)	-0.074*** (-4.08)	-0.070*** (-3.96)	0.151** (2.30)
Lev	0.042 (0.82)	0.043 (1.48)	0.000 (0.01)	-0.009 (-0.16)	-0.742*** (-3.41)
Roa	0.043 (0.44)	-0.040 (-0.78)	-0.027 (-0.20)	-0.058 (-0.48)	-0.719 (-1.56)

续表

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	改变重污染行业 界定	全样本 回归	剔除疫情 期间	增加固定 效应	替换被解释 变量
	Greenwash	Greenwash	Greenwash	Greenwash	GWS
Growth	-0.013 (-1.19)	0.015*** (5.33)	-0.016 (-1.15)	-0.009 (-0.72)	-0.090* (-1.69)
Tobinq	-0.003 (-0.47)	-0.005* (-1.73)	-0.003 (-0.35)	-0.002 (-0.23)	-0.015 (-0.84)
Listage	0.010 (0.61)	0.033*** (2.68)	0.013 (0.61)	0.002 (0.11)	0.550*** (3.35)
Top1	-0.079 (-0.91)	-0.092* (-1.80)	0.052 (0.53)	0.008 (0.08)	0.588 (1.58)
Board	0.054 (0.95)	-0.024 (-0.78)	0.061 (0.93)	0.073 (1.09)	-0.094 (-0.42)
Dual	0.020 (1.27)	-0.003 (-0.29)	0.016 (0.83)	0.014 (0.76)	-0.044 (-0.55)
Indep	0.308* (1.93)	0.083 (0.87)	0.182 (0.98)	0.246 (1.33)	1.657** (2.20)
常数项	1.722*** (4.97)	2.085*** (11.22)	1.676*** (4.00)	1.599*** (3.90)	-5.122*** (-3.32)
控制个体	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
控制年份	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
控制省份	No	No	No	Yes	No
样本量	14048	44697	8093	9755	4301
调整 R ²	0.306	0.310	0.308	0.307	0.447

6. 进一步分析

6.1 机制检验

上述结果证实了环境监管随机抽查制度的实施有利于提高监管执法效能, 降低重点排污企业的漂绿水平。在此, 本文拟进一步检验影响机理。前述理论部分的分析表明, 企业漂绿行为主要表现

为环境信息粉饰(如选择性披露)和环境治理行为掩饰(如“多言寡行”)两个方面(李哲和王文翰, 2021; 张德涛等, 2024)。因此, 对此类行为的治理需从“言”和“行”两个角度考虑, 即提高企业环境信息披露质量的同时, 促进其增加实质性环境治理投入。环境监管随机抽查制度将企业环境信息的公开纳入抽检范围并对披露质量较低的企业责令整改, 甚至从严处罚。同时, 该制度会将抽查和处理结果向社会公开, 从而有利于调动外部利益相关者如分析师或社会公众的力量来强化对企业环境信息披露行为的监督, 促使其提高披露质量, 由此抑制企业信息粉饰下的漂绿动机(Long et al., 2025; 王茂斌等, 2024)。除关注企业环境信息披露外, 该随机抽查制度也会要求企业将环境治理责任落到实处。绿色创新是企业进行持续污染治理、形成新竞争优势的重要途径(王杰和李治国, 2023)。该制度一方面通过事后行政和经济手段的严格惩戒来增强企业的风险感知和合规压力, 由此提高企业的绿色创新动力; 另一方面借助事前调查和事中监控, 监管部门可以更为全面地了解企业绿色创新投入和进度, 甚至有地方政府会聘请专家评估企业绿色创新技术并提供指导, 从而督促企业落实其绿色创新项目, 由此缓解其行为掩饰下的漂绿倾向。综上, 环境信息披露质量和绿色创新水平的提升有助于降低企业漂绿水平。为检验该机制, 本文构建模型(2)如下:

$$Mid_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 Treat \times Post + \sum \gamma_k Controls + FirmFE + YearFE + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

其中, 被解释变量 Mid 分别为企业环境信息披露质量(EID)和绿色创新水平(GI)。本文参考王茂斌等(2024)的方法, 将环境信息披露项目分为“硬”披露与“软”披露两类, 将环境认证披露、环境负债披露和环境业绩与治理披露等“硬”披露项目中属于定量和定性结合披露的赋值为 2, 仅有定性描述的赋值为 1, 未披露的赋值为 0; 环境管理披露和环境信息披露等“软”披露项目中有披露的赋值为 2, 未披露的赋值为 0。这些项目评分总和加 1 取对数后得到企业环境信息披露质量。为进一步验证该机制的可靠性, 本文还区分了环境“硬”信息披露质量(EID_hard)和环境“软”信息披露质量(EID_soft)。绿色创新水平则采用企业绿色专利申请数量并经对数化处理后来度量。

表 9 列示了基于模型(2)的检验结果。第(1)列中, Treat×Post 的系数在 1%的水平上显著为正, 表明环境监管随机抽查制度的实施有利于提高企业环境信息披露质量。区分企业环境信息披露中“硬”披露和“软”披露项目的分组回归结果如表 9 列(2)—(3)所示, Treat×Post 的系数均显著为正, 但第(2)列的交乘项系数值明显大于第(3)列的系数值, 且二者差异通过了组间系数差异经验, 表明该制度更为显著地提升了环境信息披露中“硬”性信息披露质量, 为环境信息披露机制提供了进一步支持。第(4)列中, 本文将被解释变量替换为绿色创新(GI), Treat×Post 的系数显著为正, 表明环境监管随机抽查制度实施后, 重点排污企业的绿色创新水平得以提高, 这有助于抑制企业的漂绿动机。

表 9 机制检验

变量	环境信息披露质量			绿色创新水平
	(1)	(2)	(3)	(4)
	EID	EID_hard	EID_soft	GI
Treat×Post	2.131*** (6.71)	1.618*** (8.07)	0.513*** (3.37)	0.072** (2.39)

续表

变量	环境信息披露质量			绿色创新水平
	(1)	(2)	(3)	(4)
	EID	EID_hard	EID_soft	GI
Size	1.036*** (3.40)	0.299 (1.55)	0.737*** (5.09)	0.452*** (11.89)
Lev	-0.958 (-0.85)	-0.434 (-0.63)	-0.524 (-0.97)	-0.346*** (-2.75)
Roa	3.901* (1.83)	2.533* (1.93)	1.367 (1.31)	0.012 (0.05)
Growth	-0.389* (-1.77)	-0.214 (-1.59)	-0.175 (-1.55)	-0.022 (-0.95)
Tobinq	-0.133 (-0.87)	-0.108 (-1.14)	-0.025 (-0.36)	0.053*** (4.27)
Listage	1.086*** (3.10)	0.674*** (3.04)	0.411** (2.50)	-0.199*** (-4.95)
Top1	-1.386 (-0.76)	-1.589 (-1.45)	0.203 (0.23)	0.213 (0.97)
Board	-1.102 (-0.94)	-0.647 (-0.86)	-0.455 (-0.83)	0.174 (1.26)
Dual	-0.537 (-1.61)	-0.196 (-0.94)	-0.341** (-2.13)	-0.049 (-1.44)
Indep	-1.832 (-0.54)	-0.798 (-0.38)	-1.034 (-0.63)	0.675 (1.53)
常数项	-9.061 (-1.29)	0.413 (0.09)	-9.473*** (-2.86)	-9.485*** (-10.01)
控制个体	Yes	Yes	Yes	Yes
控制年份	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	9755	9755	9755	9755
调整 R ²	0.650	0.592	0.637	0.681
系数差异		1.105***		

6.2 异质性分析

机制检验证实, 环境监管随机抽查制度不仅有助于提升企业环境信息披露质量, 同时也通过强化外部监管的执法效力来推动企业开展实质性环境治理活动, 由此削弱企业的漂绿动机。以往研究表明, 模糊的信息环境和松弛的外部监管会助长企业的漂绿倾向(林娴和洪祥骏, 2025)。若上述结果成立, 那么可预期该随机抽查制度产生的正面效应在信息环境较差和外部监督有限的情境中会更为明显。在信息环境层面, 本文拟从企业内部控制水平和分析师关注度两方面进行异质性检验。而在外部监督层面, 本文拟从地方政府和公众的环保关注度两个方面来探讨影响差异。

6.2.1 信息环境层面

(1) 内部控制质量。内部控制是企业信息披露的重要保障。高质量的内部控制能够改善企业财务和非财务信息的披露(Yan et al., 2024), 而低质量的内部控制往往伴随着较低的信息透明度。在此情况下, 企业的漂绿行为难以被外界识别, 为其实施此类机会主义行为提供了契机(白景坤等, 2025)。环境监管随机抽查制度会将环境信息披露情况纳入检查范围, 以提高此类信息的披露质量, 从而抑制企业为粉饰环境信息而实施的漂绿行为, 同时对检查结果的公开也会引起利益相关者对企业环境信息的挖掘, 降低内外部信息不对称程度, 由此增加了企业漂绿的难度。因此, 本文预期在内部控制水平较低时, 环境监管随机抽查制度对企业漂绿行为的抑制作用更明显。本文采用迪博内部控制指数度量企业内部控制质量, 并根据其行业年度中位数将样本分为内控质量高低两组。分组检验结果如表 10 列(1)—(2)所示, $Treat \times Post$ 的系数在内部控制质量低组中显著为负, 但在内部控制质量高组中其系数不显著, 且两组系数通过了组间系数差异检验, 说明环境监管随机抽查制度对企业漂绿水平的抑制作用在低内部控制质量的组中更为明显。

(2) 分析师关注度。分析师关注对企业信息环境有重要影响。作为资本市场的信息中介, 证券分析师需要搜集和解读上市公司的各类信息, 其凭借专业的信息挖掘和解读优势, 不仅可增强外部投资者对企业财务信息的了解, 也能加深其对企业环境治理、社会责任等非财务信息的认识, 从而有助于外界识别企业潜在的漂绿行为(王婉菁等, 2021)。因此, 在分析师关注度较高的企业中, 外界更容易获悉企业的真实环境表现。相反, 较低的分析师关注度则可能加大外界了解企业环境治理活动的难度, 为后者实施策略性漂绿行为提供契机。此时, 环境监管随机抽查制度发挥作用的空間更大。由此本文预期, 相较于高分析师关注度企业, 该随机抽查制度降低企业漂绿水平的作用在低分析师关注度的企业中会更为显著。本文以关注该上市公司的证券分析师数量衡量其分析师关注度, 并根据行业年度中位数将样本分为分析师关注度高低两组。表 10 列(3)—(4)的分组检验结果显示, 在分析师关注度低组中, $Treat \times Post$ 的系数在 1% 的水平上显著, 而分析师关注度高组的系数并不显著, 且两组系数差异通过了组间系数差异检验。以上结果证实环境监管随机抽查制度对企业漂绿水平的抑制作用在分析师关注度低的组中更为突出。

表 10 信息环境层面的异质性分析

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	内部控制质量高	内部控制质量低	分析师关注度高	分析师关注度低
	Greenwash	Greenwash	Greenwash	Greenwash
Treat×Post	-0.024 (-1.00)	-0.076*** (-3.23)	-0.029 (-1.28)	-0.078*** (-3.33)
Size	-0.069*** (-2.82)	-0.062*** (-2.83)	-0.037 (-1.37)	-0.080*** (-2.99)
Lev	-0.113 (-1.27)	0.030 (0.40)	-0.129 (-1.42)	0.042 (0.55)
Roa	-0.113 (-0.51)	0.005 (0.03)	0.149 (0.72)	-0.112 (-0.72)
Growth	-0.013 (-0.70)	-0.009 (-0.48)	-0.011 (-0.56)	-0.004 (-0.20)
Tobinq	-0.004 (-0.33)	-0.002 (-0.23)	-0.014 (-1.43)	-0.002 (-0.12)
Listage	0.057* (1.72)	-0.028 (-1.20)	0.062** (2.40)	-0.045 (-1.55)
Top1	0.093 (0.80)	-0.100 (-0.77)	0.041 (0.32)	0.029 (0.19)
Board	0.087 (1.05)	0.071 (0.80)	0.132 (1.60)	0.147 (1.44)
Dual	-0.010 (-0.39)	0.018 (0.75)	-0.027 (-0.98)	0.052** (1.99)
Indep	0.222 (0.92)	0.351 (1.39)	0.337 (1.28)	0.476* (1.71)
常数项	1.442*** (2.67)	1.453*** (2.85)	0.587 (0.96)	1.631*** (2.63)
控制个体	Yes	Yes	Yes	Yes
控制年份	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	4826	4929	4427	5328
调整 R ²	0.325	0.296	0.336	0.312
系数差异	0.028**		0.000***	

6.2.2 外部监督层面

(1) 政府环保关注度。地方政府对环境治理的重视程度是影响企业环境行为的重要因素之一。已有研究表明, 当地方政府将更多注意力分配在环境治理方面时, 区域内企业在这样的政府压力下会积极履行环境治理责任(张云和杨振宇, 2024); 反之, 较低政府环保关注度则可能弱化企业环境治理动机、纵容其污染行为(Zhang et al., 2018; Tan et al., 2024), 从而诱使企业在面对环境监管时实施更多策略性漂绿行为。环境监管随机抽查制度能优化环境监管资源配置、提高监管执法效能, 可一定程度上缓解政府环保关注度不足引致的负面影响, 从而加强对企业漂绿行为的约束。由此可以预期, 当企业所在地的政府环保关注度较低时, 环境监管随机抽查制度的正面效应会更为明显。本文采用政府工作报告中环境治理相关词频占比衡量地区政府环保关注度, 并根据年度中位数将样本划分为政府环保关注度高低两组。表 11 列(1)—(2) 报告了分组检验的回归结果。结果显示, 在政府环保关注度低组中, $Treat \times Post$ 的系数在 5% 的水平上显著为负, 而在政府环保关注度高组, $Treat \times Post$ 的系数不显著, 且两组系数具有显著差异。上述结果表明环境监管随机抽查制度的积极作用在低政府环保关注度的地区中更明显。

(2) 公众环保关注度。作为环境治理的直接利益相关者, 社会公众是推动企业承担环境责任的重要外部力量(祁毓等, 2024)。随着生态文明建设上升至国家战略高度, 社会公众的环境保护意识逐渐增强, 其对环境信息的需求不断提升, 对环境违规的容忍度也日益下降。加之公众能直观感受企业的环境污染, 投诉机制的设立和完善能助推前者积极参与环境治理监督(Buntaine et al., 2024)。因此, 在公众环保关注度较高的地区, 企业会尽量避免引起公众的“环境愤怒”而减少漂绿行为, 环境监管随机抽查制度发挥作用的空间有限。而在公众环保关注度较低的地区, 环境监管随机抽查制度可通过常态化监管机制引导企业采取实质性环境治理措施, 从而对其漂绿行为产生更为明显的治理效果。为此, 借鉴祁毓等(2024)的做法, 本文以地区百度指数中“生态”一词的历年平均搜索指数来度量公众环保关注度, 并根据年度中位数划分为公众环保关注度高低两组。表 11 列(3)—(4) 的结果显示, 虽然 $Treat \times Post$ 的系数在两组中均显著为负, 但该系数绝对值在公众环保关注度低组大于公众环保关注度高组, 并且两组估计系数具有显著差异性。上述结果证实环境监管随机抽查制度更有利于抑制低公众环保关注度地区的企业实施漂绿行为。

表 11 外部监督层面的异质性分析

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	政府环保关注度高	政府环保关注度低	公众环保关注度高	公众环保关注度低
	Greenwash	Greenwash	Greenwash	Greenwash
$Treat \times Post$	-0.032 (-1.24)	-0.057** (-2.49)	-0.051** (-2.05)	-0.059*** (-2.63)
Size	-0.043** (-1.98)	-0.089*** (-3.66)	-0.092*** (-3.45)	-0.059** (-2.58)

续表

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	政府环保关注度高	政府环保关注度低	公众环保关注度高	公众环保关注度低
	Greenwash	Greenwash	Greenwash	Greenwash
Lev	-0.001 (-0.01)	0.016 (0.20)	-0.069 (-0.78)	0.045 (0.55)
Roa	-0.056 (-0.35)	-0.045 (-0.26)	-0.175 (-0.95)	-0.020 (-0.12)
Growth	-0.017 (-0.92)	0.012 (0.64)	0.024 (1.06)	-0.023 (-1.50)
Tobinq	0.002 (0.22)	-0.012 (-1.07)	-0.018 (-1.57)	0.004 (0.35)
Listage	-0.035 (-1.34)	0.033 (1.21)	-0.015 (-0.51)	0.010 (0.37)
Top1	0.046 (0.33)	0.035 (0.29)	-0.030 (-0.22)	0.073 (0.55)
Board	0.050 (0.59)	0.144 (1.55)	0.107 (1.15)	0.064 (0.74)
Dual	0.045** (2.03)	-0.015 (-0.59)	0.002 (0.05)	0.031 (1.41)
Indep	0.363 (1.63)	0.145 (0.54)	0.168 (0.62)	0.290 (1.20)
常数项	1.017** (1.98)	1.842*** (3.25)	2.161*** (3.63)	1.247** (2.32)
控制个体	Yes	Yes	Yes	Yes
控制年份	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	4519	5236	4546	5209
调整 R ²	0.323	0.338	0.332	0.291
系数差异	0.004***		0.011**	

7. 结论与启示

7.1 研究结论

环境监管随机抽查制度作为环境监管领域的重要创新举措,旨在提升监管执法效力,推动企业承担环境治理责任。本文以 2010—2023 年我国沪深 A 股重污染行业上市公司为研究样本,构建双重差分模型,实证检验了环境监管随机抽查制度对企业漂绿行为的影响。研究表明:环境监管随机抽查制度显著降低了重点排污名单企业的漂绿水平,该结论在经过平行趋势检验、安慰剂检验、倾向性得分匹配检验以及其他稳健性检验后依然成立。机制检验表明,该随机抽查制度通过改善企业环境信息披露质量和提高其绿色创新水平,从而抑制企业漂绿行为。异质性分析表明,该制度对企业漂绿的影响在信息环境较差(企业内部控制质量较低和分析师关注度较低)和外部监督较弱(地方政府环保关注度和公众环保关注度较低)的样本中更为明显。本文的研究不仅有助于加深对环境监管随机抽查制度实施效果的认识,也从执法效力视角拓展了政府环境规制影响的有关研究。

7.2 政策启示

第一,生态环境执法部门要持续推进和完善环境监管随机抽查制度,充分发挥该制度在推动企业环境治理方面的积极作用。本文结果表明,环境监管随机抽查制度能够提高环境监管执法效能进而推动企业积极承担环境责任、抑制其漂绿行为,同时该正面效果在由信息环境较差和外部监督较弱带来的漂绿动机较强的企业中更为显著。在后续执法环节中,监管部门可考虑根据企业特征灵活调整抽查对象、强度与频次,实现监管资源的精准配置和动态优化,如重点抽查信息披露质量较低、治理机制不完善或缺乏有效监督的排污单位。

第二,在环境监管举措日益完善的现实背景下,企业一方面应强化环境治理投资、减少在此方面的投机行为,另一方面应重视内控制度建设以及与信息中介如分析师的沟通,从而让外界更好地了解其采取的环境治理举措以降低监管遵从成本。本文的研究发现有助于企业了解随机抽查制度的实施效果并认识到强化环境信息披露和绿色创新的重要性。因此,企业应减少“粉饰”披露的倾向,按要求合规披露环境信息,同时也应加大绿色创新投入,实质性承担环境治理责任。此外,企业应加强内控制度建设,将内部控制影响范围切实拓展至环境治理层面,同时也应积极采取措施降低分析师的信息搜集和解读成本以提高其对该企业的关注度,这也有助于企业向外界更好地传递其环境治理方面的信息,从而减少因信息不透明而带来的规制成本。

第三,地方政府应提高对环境治理的重视程度,积极推进生态环境现代化建设进程。本文异质性分析表明,环境监管随机抽查制度对企业漂绿行为的影响在低政府环保关注度和低公众环保关注度的地区更明显。这反映出在中央政府多措并举强化环境治理的同时,仍有部分地方政府的环保关注度不高。因此,地方政府应强化大局观意识,加强对地区环境监管和生态治理的重视,同时可

通过媒体宣传平台引导公众关注环保问题或者为公众建立便捷的网络举报平台, 从而更好地调动公众力量来推动企业积极承担环境治理责任。

◎ 参考文献

- [1] 白景坤, 罗晨婧, 顾飞. 制度合法性压力与企业 ESG“漂绿”[J]. 系统工程理论与实践, 2025, 45(3).
- [2] 包群, 邵敏, 杨大利. 环境管制抑制了污染排放吗? [J]. 经济研究, 2013, 48(12).
- [3] 陈晓艳, 肖华, 张国清. 环境处罚促进企业环境治理了吗? ——基于过程和结果双重维度的分析[J]. 经济管理, 2021, 43(6).
- [4] 韩超, 孙晓琳, 李静. 环境规制垂直管理改革的减排效应——来自地级市环保系统改革的证据[J]. 经济学(季刊), 2021, 21(1).
- [5] 韩艺, 谢婷, 刘莎莎. 中央环保督察效用逻辑中的地方政府环境治理行为调适[J]. 中国人口·资源与环境, 2021, 31(5).
- [6] 洪祥骏, 林娴, 陈丽芳. 地方绿色信贷贴息政策效果研究——基于财政与金融政策协调视角[J]. 中国工业经济, 2023 (9).
- [7] 黄溶冰, 陈伟, 王凯慧. 外部融资需求、印象管理与企业漂绿[J]. 经济社会体制比较, 2019 (3).
- [8] 姜楠. 环境处罚能够威慑并整治企业违规行为吗? ——基于国家重点监控企业的分析[J]. 经济与管理研究, 2019, 40(7).
- [9] 李哲, 王文翰. “多言寡行”的环境责任表现能否影响银行信贷获取——基于“言”和“行”双维度的文本分析[J]. 金融研究, 2021 (12).
- [10] 林娴, 洪祥骏. 绿色信贷业务对企业漂绿行为的甄别效应研究[J]. 统计研究, 2025, 42(9).
- [11] 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).
- [12] 刘运国, 刘梦宁. 雾霾影响了重污染企业的盈余管理吗? ——基于政治成本假说的考察[J]. 会计研究, 2015 (3).
- [13] 柳建华, 杨桢奕, 孙亮. 强环境规制与重污染企业的环境治理行为——基于实施新《环保法》与开展中央环保督察的检验[J]. 会计研究, 2023 (7).
- [14] 罗喜英, 刘伟. 政治关联与企业环境违规处罚: 庇护还是监督——来自 IPE 数据库的证据[J]. 山西财经大学学报, 2019, 41(10).
- [15] 马光荣, 刘孟鑫, 戚庆源. 政府间环境事权划分与污染治理——基于省以下环保机构垂直化改革的研究[J]. 财贸经济, 2023, 44(8).
- [16] 缪蛟, 李志远, 黄秋月. 环境规制、环保投资与资源重配[J]. 世界经济, 2025, 48(1).
- [17] 祁毓, 杨春飞, 陈诗一. 绿色转型发展中的财政激励与协同治理——来自“山水工程”试点的证据[J]. 经济研究, 2024, 59(10).

- [18] 沈弋, 钱明, 吕明晗, 等. 中小股东监督与漂绿治理——基于词向量模型的文本分析[J]. 中国人口·资源与环境, 2023, 33(8).
- [19] 王杰, 李治国. 环境规制策略互动与绿色创新——来自市场型与命令型环境规制的证据[J]. 统计研究, 2023, 40(12).
- [20] 王茂斌, 叶涛, 孔东民. 绿色制造与企业环境信息披露——基于中国绿色工厂创建的政策实验[J]. 经济研究, 2024, 59(2).
- [21] 王婉菁, 朱红兵, 张兵. 资本市场开放与环境信息披露质量[J]. 管理科学, 2021, 34(6).
- [22] 王瑶, 张生玲. 环境分权视角下“环保垂改”政策对城市经济绿色转型的影响[J]. 中国人口·资源与环境, 2024, 34(8).
- [23] 杨有德, 徐光华, 费锦华. 环境税能否抑制企业“漂绿”行为? [J]. 中国软科学, 2024 (5).
- [24] 姚琼, 胡慧颖, 丰轶衡. 企业漂绿行为的研究综述与展望[J]. 生态经济, 2022, 38(3).
- [25] 张德涛, 张景静, 董帅. 环境信息粉饰行为的潜在影响[J]. 世界经济, 2024, 47(4).
- [26] 张琦, 邹梦琪. 环境治理垂直改革的效果、基层机制与影响因素[J]. 经济研究, 2022, 57(8).
- [27] 张云, 杨振宇. 机构投资者绿色关注与企业“漂绿”行为: 效应、诱因与治理[J]. 财经研究, 2024, 50(11).
- [28] 赵旭光, 李红枫. 从法治视角探究生态环境监管体制改革[J]. 中国特色社会主义研究, 2018 (4).
- [29] Arouri, M., El Ghouli, S., Gomes, M. Greenwashing and product market competition[J]. Finance Research Letters, 2021, 42.
- [30] Becker, R. A. Air pollution abatement costs under the Clean Air Act: Evidence from the PACE survey [J]. Journal of Environmental Economics and Management, 2005, 50(1).
- [31] Buntaine, M. T., Greenstone, M., He, G., et al. Does the squeaky wheel get more grease? The direct and indirect effects of citizen participation on environmental governance in China[J]. American Economic Review, 2024, 114(3).
- [32] Hu, Y., Ren, S., Wang, Y., et al. Can carbon emission trading scheme achieve energy conservation and emission reduction? Evidence from the industrial sector in China [J]. Energy Economics, 2020, 85.
- [33] Jiang, C., Li, X., Xu, Q., et al. Does environmental protection tax impact corporate ESG greenwashing? A quasi-natural experiment in China[J]. Economic Analysis and Policy, 2024, 84.
- [34] Long, L., Wang, C., Zhang, M. Does social media pressure induce corporate hypocrisy? Evidence of ESG greenwashing from China[J]. Journal of Business Ethics, 2025, 197(2).
- [35] Lu, H., Cheng, Z., Yao, Z., et al. Impacts of pilot carbon emission trading policies on urban environmental pollution: Evidence from China[J]. Journal of Environmental Management, 2024, 359.
- [36] Luu, N. H., Le, C., Luu, H. N., et al. Does mandatory greenhouse gas emissions reporting program deter corporate greenwashing? [J]. Journal of Environmental Management, 2025, 373.
- [37] Tan, R., Cai, Q., Pan, L. Faking for fortune: Emissions trading schemes and corporate greenwashing

- in China[J]. *Energy Economics*, 2024, 130.
- [38] Torelli, R., Balluchi, F., Lazzini, A. Greenwashing and environmental communication: Effects on stakeholders' perceptions[J]. *Business Strategy and the Environment*, 2020, 29(2).
- [39] Walker, K., Wan, F. The harm of symbolic actions and green-washing: Corporate actions and communications on environmental performance and their financial implications[J]. *Journal of Business Ethics*, 2012, 109.
- [40] Wang, J., Ke, Y., Sun, L., et al. Speculative culture and corporate greenwashing: Evidence from China[J]. *International Review of Financial Analysis*, 2024, 95.
- [41] Yan, J., Hu, H., Hu, Y. Does internal control improve enterprise environmental, social, and governance information disclosure? Evidence from China [J]. *Corporate Social Responsibility and Environmental Management*, 2024, 31(5).
- [42] Zhang, B., Chen, X., Guo, H. Does central supervision enhance local environmental enforcement? Quasi-experimental evidence from China[J]. *Journal of Public Economics*, 2018, 164.
- [43] Zhang, D., Wang, J., Wang, Y. Greening through centralization of environmental monitoring? [J]. *Energy Economics*, 2023, 123.

Does Enhanced Environmental Regulatory Enforcement Curb Corporate Greenwashing?

— A Quasi-Natural Experiment Based on the Random Inspection Policy

Wang Jiani Chen Hualing Yu Nutao Miao Ruichen

(School of Accounting, Yunnan University of Finance and Economics, Kunming, 650000)

Abstract: The environmental random inspection policy represents a significant innovative measure in China's environmental regulatory enforcement. However, its actual implementation outcomes require further validation. This study employs a quasi-natural experiment design based on China's environmental regulatory random inspection system to examine how enhanced enforcement effectiveness of environmental regulation influences corporate greenwashing behavior, utilizing a sample of listed companies in high-pollution industries on China's Shanghai and Shenzhen A-share markets from 2010 to 2023. Findings reveal that the random inspection system significantly reduces greenwashing levels among enterprises on the key polluter list. Mechanism tests indicate the system curbs greenwashing primarily through two pathways: first, by improving the quality of corporate environmental disclosures, thereby suppressing greenwashing motives masked by embellished environmental information; second, by enhancing corporate green innovation levels, mitigating greenwashing tendencies concealed by environmental governance actions. Heterogeneity analysis at the information environment level indicates that the positive effects of the random inspection system are more pronounced in samples with poorer information environments, such as those with weaker internal controls and lower analyst attention. Similarly, heterogeneity analysis at the external oversight level reveals that the

beneficial impacts of such random inspection system are more evident in samples with weaker external supervision, such as those with lower environmental awareness from government and public. This research not only deepens understanding of the implementation outcomes of random environmental inspection systems, providing empirical evidence for the effectiveness of China's environmental regulatory innovations, but also enriches studies on corporate greenwashing governance from the perspective of regulatory enforcement effectiveness. Consequently, environmental enforcement agencies should continue to advance and refine the random inspection system for environmental oversight, fully leveraging its positive impact on promoting corporate environmental governance. Against the backdrop of increasingly sophisticated environmental regulatory measures, enterprises should, on the one hand, strengthen environmental governance investments and reduce speculative behavior in this area. On the other hand, they should prioritise the development of internal control systems and communication with information intermediaries such as analysts. This will enable external stakeholders to better understand the environmental governance measures adopted, thereby reducing regulatory compliance costs. Furthermore, local governments should enhance their commitment to environmental governance and mobilize public participation to actively advance the modernization of ecological and environmental development.

Key words: Environmental regulation; Random inspection policy; Corporate greenwashing; Environmental governance

专业主编：潘红波