

环境规制压力与企业“多言寡行”的“漂绿”行为

李四海 马文琪*

摘要:全球气候变化与环境治理已成为人类命运共同体的重大议题。中国作为全球生态文明建设的重要参与者,其环境治理体系正经历深刻变革。2015年实施的新《环保法》标志着我国环境治理向法治化治理的范式转变。然而,政策执行层面表现出的制度张力可能促使企业采取策略性响应。基于此,本文以2010—2020年沪深A股上市公司为研究样本,依托新《环保法》实施的准自然实验,结合企业实际环境行动与文本挖掘下的环境信息披露数据,对企业环境责任履行中的“漂绿”行为进行了研究。研究发现,新《环保法》通过制度创新构建了强约束治理框架,但其执行过程中,合法性要求与技术标准及行业能力的结构性落差、执法强度与监管资源的现实错配、资源约束下的生存动机与制度压力的对立矛盾,共同催生了制度性张力。这种制度环境倒逼企业将环境责任履行停留在环境信息披露层面,而忽视环境行动的实质贡献,衍生出“多言寡行”的“漂绿”式环境规制应对策略。同时,研究还发现,长期导向投资者的参与以及企业的环境主动性可以在一定程度上遏制这种策略性环境责任应对方式,通过“外源性约束-内源性动力”的交互作用机制,为环境规制政策从强制合规向激励相容转型提供了理论依据。该研究为新《环保法》实施的效果评估提供了经验证据支持,揭示了企业在环境规制下的环境责任应对策略,阐明了环境规制效应可能的作用路径,并提出了策略性环境行为的可能抑制机制,旨在为绿色中国战略下完善新《环保法》、提升环境规制效应提供政策建议。

关键词:环保法;多言寡行;漂绿;规制效应

*李四海,滇西应用技术大学会计学院,邮政编码:671000,中南财经政法大学会计学院,邮政编码:430073,电子邮箱:lshhhy0420@163.com;马文琪(通讯作者),中南财经政法大学会计学院,邮政编码:430073,电子邮箱:631493612@qq.com。

本文系国家自然科学基金项目“高管职场晋升经历与企业决策行为:基于行为经济学跨期选择理论研究”(72072183);国家自然科学基金项目“企业碳中和承诺:治理效应、转型风险对冲与脱碳有效性研究”(72472160)的阶段性成果。感谢匿名审稿专家的宝贵意见。文责自负。

一、引言

随着生态文明建设相继被写入党章和宪法,环境问题治理已被党和国家提升到战略高度。作为自然资源的主要消耗者(李青原、肖泽华,2020)和污染物的主要释放者(Fabian, 2015),企业是否同样将环境治理纳入了自身发展的战略行动中,真正践行“绿水青山就是金山银山”的国家发展理念?在现实中,中央生态环境督察行动发现,面对环境问题,不少企业存在“光说不练”“敷衍搪塞”“流于形式”“避重就轻”等现象。这些行为与Terra Choice (2009)提出的“漂绿七宗罪”不谋而合。“漂绿”行为是企业对环境规制下形成的一种表面适应、实则对抗的环境责任应对方式(Laufer, 2003)。已有研究发现,企业普遍存在“漂绿”行为(黄溶冰等,2019),主要表现为环境责任响应中“所说”脱离“所做”,即环境责任履行言不符实(Walker & Wan, 2012;李哲,2018)。这种策略性的环境责任应对方式严重阻碍了我国生态文明建设进程。

为加强生态文明建设、建设美丽中国,我国自2015年1月1日起开始实施《中华人民共和国环境保护法》(以下简称新《环保法》)。相比于1989年出台的《中华人民共和国环境保护法》,新《环保法》通过环境责任条款体系化扩展、环境监管对象战略性扩容,系统提升了环境规制标准;同时,通过环境执法权结构性扩张、违法成本指数级增长,多维度强化了执法力度,被称为“史上最严环保法”。作为一种命令控制型环境规制,新《环保法》是否能够充分为美丽中国建设保驾护航?已有研究发现,强化环境规制可以提高企业环境信息披露质量(沈洪涛、冯杰,2012)、提升企业环境绩效(Rodrigue et al., 2013;沈洪涛、周艳坤,2017)、增加环保投资(张琦等,2019;刘媛媛等,2021)、提高绿色技术创新水平(Fabrizi et al., 2018;万攀兵等,2021)。然而,也有研究发现,较强的环境规制会诱发企业环境责任履行的机会主义行为,促使企业通过缩减生产规模(崔广慧、姜英兵,2019)、厂址搬迁(Chen et al., 2018)、“漂绿”(Laufer, 2003;Delmas & Burbano, 2011)等手段逃避环境责任。在新《环保法》的规制压力下,微观企业是实质性践行环境责任,还是策略性应对?其中影响企业决策的机制是什么?理清这些问题对于提升环境规制效应、打赢污染防治攻坚战至关重要。

基于此,本文选择2010—2020年沪深A股上市公司作为研究样本,以新《环保法》实施这一外生事件冲击为基础,将企业实际环境行动与文本挖掘下的环境信息披露相结合,采用双重差分模型(DID),对新《环保法》实施后企业环境责任履行中的“漂绿”行为进行研究。研究发现,新《环保法》通过制度创新构建了强约束治理框架,但其执行过程中,合法性要求与技术标准和行业能力的结构性落差、执法强度与监管资源的现实错配、资源约束下的生存理性与制度刚性的对立冲突,共同催生了制度性张力。这种制度环境倒逼企业将环境责任履行停留在环境信息披露层面,而忽视付出实质的环境行动,衍生出“多言寡行”的“漂绿”式环境规制

应对策略。同时,研究还发现,长期导向投资者的参与以及企业的环境主动性可以在一定程度上遏制这种策略性环境责任应对方式,通过“外源性约束-内源性动力”的交互作用机制,为环境规制政策从强制合规向激励相容转型提供了理论依据。

本文的研究贡献可能体现在以下方面:第一,突破传统环境规制研究中“压力-响应”的单向度解释模式,将“制度性张力”概念引入政策执行分析,系统揭示了新《环保法》实施中三重结构性矛盾的相互作用,即合法性要求与技术适配性断层构成标准层张力,执法强度与监管资源错配形成执行层张力,生存理性与制度刚性冲突产生动机层张力。该框架阐明了制度刚性与企业弹性间的动态博弈机制,通过构建“张力阈值”模型揭示了策略性响应的触发条件,为政策执行偏差提供了新的分析视角,弥补了既有研究对制度异质作用机理刻画不足的缺陷。第二,揭示出转型经济体特有的“言-行”脱耦新形态。研究发现,在监管规则模糊性与信息权力不对称的制度环境下,企业通过创造不可验证的修辞概念、构建冗余化文本结构,形成了具有中国特色的“漂绿”范式。这种现象不同于西方基于认证符号叠加的合规策略,本质上是监管信息规则缺陷与企业语言策略能力互动的产物,为理解发展中国家“高制度承诺-低执行效能”悖论提供了新的理论切口。第三,突破单一制度决定论的局限,系统论证了外部约束与内生动力建设的协同治理效应。研究发现,长期导向投资者通过“时间治理”和“议价干预”形成外部约束,环境主动性企业则通过“技术认知重构”和“组织惯例革新”激活内生动力。这种“外源性约束-内源性动力”的交互作用机制,为环境规制政策从“强制合规”向“激励相容”转型提供了理论依据,弥补了传统研究对多元主体协同路径关注不足的缺陷。

二、理论分析与研究假说

在全球环境治理体系加速重构的背景下,环境规制领域的制度创新正成为各国破解生态治理困境的核心政策工具(Hawken & Walck, 1995; Korten, 1998)。作为典型的公共物品,环境资源在配置过程中呈现出显著的负外部性特征,基于此,市场主体普遍采取“搭便车”策略——即在攫取环境资源经济效益的同时规避治理成本的内化。这种集体行动困境在我国环境治理实践中尤为突出,表现为治理主体间的权责错配与成本转嫁(吉利、苏滕,2016)。为破除此类制度性瓶颈,我国于2015年实施了新《环保法》,旨在通过强化制度刚性约束,重构“责任明晰-成本共担”的环境治理体系。

作为典型的命令控制型环境规制工具,新《环保法》通过制度性约束显著强化了企业的环境责任,具体表现为环境规制标准的系统提升与环境执法强度的多维强化双重机制。在规制标准层面,该法呈现两大制度创新特征:其一,环境责任条款体系化扩展。相较于旧法,新法构建了包含环境治理责任体系、突发环境事件应急机制、环境影响评价制度、排污许可管理、环境信息披露及生态保护红线制度等多维度的强制性规范体系。这种“全流程+多主体”的规

制框架,将企业环境责任从末端治理延伸至生产运营全过程,形成覆盖项目立项、日常运营、风险防控的全周期管理闭环。其二,环境监管对象战略性扩容。监管范围突破原有“重点排污单位”的限定,通过将“企事业单位和其他生产经营者”整体纳入监管网络,使环境行政规制的覆盖面大幅提升。就执法强度而言,新法通过权力配置与惩罚机制双重强化实现威慑升级。一方面,环境执法权能呈现结构性扩张,环保部门新增查封扣押、限期治理等行政强制措施职权,并建立跨部门联合执法机制,使环境执法响应速度得到提升。另一方面,违法成本呈现指数级增长,创新性引入按日连续处罚、停业关闭、行政拘留等阶梯式惩戒措施,其中按日计罚制度使企业平均违法成本较旧法施行时期显著增长(柳建华等,2023)。需要特别指出的是,新法在强化制度刚性约束的同时,其执行过程中的制度张力也逐渐显现。合法性要求与技术标准和行业能力的结构性落差、执法强度与监管资源的现实错配、资源约束下的生存动机与制度压力的对立冲突,共同构成了制度摩擦的三重根源。这种制度环境可能倒逼企业将环境责任履行异化为以规避处罚为导向的策略性选择,而非基于可持续发展理念的主动担当。

环境规制压力以合法性驱动为核心,借助法律威慑与市场声誉机制构建“合规即生存”的制度性底线(Suchman, 1995),迫使企业将环保议题从边缘性社会责任升级为核心经营议程。然而,技术标准与行业能力的结构性落差可能会催生“合规悖论”。首先,合法性诉求的刚性升级与技术适配的柔性滞后存在根本性冲突。新《环保法》大幅提高污染物排放标准、扩大责任主体范围,甚至引入生态环境损害赔偿制度,这些规制工具在短期内急剧提高了企业的违法成本。但多数行业尤其是传统制造业,其现有工艺设备与技术路径难以在规制限期内实现达标改造(原毅军、孔繁彬,2015)。这种“规制超前性”与“技术滞后性”的错位,可能会使企业将资源优先配置于快速获取合法性认证的“漂绿”管理。其次,合规成本的不可逆性与合法性收益的即时性间存在矛盾。实质性减排要求企业进行专用性资产投资,这类投入具有高沉没成本特征,且回报周期长、技术风险大(崔广慧、姜英兵,2022)。相比之下,“漂绿”管理策略能以较低边际成本快速生成合法性凭证。这种成本收益结构的显著差异,会促使企业在资源分配决策中构建“合规幻象”。更深层次上,是经济逻辑与社会逻辑间的制度冲突。环境规制压力本质上是政府通过法律强制力重构市场规则,要求企业内化环境外部性成本。但资本市场对短期财务绩效的执着,与企业环保投入的长周期特性形成尖锐矛盾。例如,Fairchild(2008)发现,降低污染活动的管道末端技术投资非常昂贵,但在增加收入方面对企业没有任何明显的好处。余伟等(2017)发现,企业在环境规制压力下增加的技术创新投入并没有转化成促进企业经营绩效提升的生产力。这无疑会增加企业的成本压力,甚至可能会挤占生产经营活动所需资金,削弱企业盈利能力,影响市场对企业的价值判断(吉利、苏朦,2016)。上市公司为维持股价稳定,往往选择“环保承诺宣言化”这种“言行脱耦”的环境责任履行方式,其实是企

业在制度压力与市场压力间的妥协策略,既避免触碰法律红线,又最小化对盈利能力的冲击。

基于信息经济学视角,监管体系的结构缺陷进一步为企业策略性行为提供了生存空间。新《环保法》除了对极少数环境行动(例如有毒有害物质排放)具有强制披露要求外,并未针对环境行动的具体内容制定强制性披露要求。此外,对于环境信息的披露往往缺乏相应的监管。以企业在环境信息披露中常用的环境术语为例,新法并未对其使用范围做出清晰界定,也未给出明确的评价和核查办法以确保术语使用的准确性和可靠性,同时缺乏对误导性环境陈述的具体处罚标准,这种监管漏洞为企业策略性履行环境责任提供了空间与机会。这种监管异化在信息不对称下进一步加剧。企业通过选择性披露数据、夸大环境目标与行动等方式,构建监管者与公众认知中的“合规幻象”。而环境绩效的隐蔽性,如非连续排放、监测盲区等,使监管者难以低成本获取真实数据,转而依赖企业自证合规的文书材料。这种“信息权力不对称”迫使监管机构接受形式合规作为执法依据,客观上纵容了企业通过夸大环境信息披露等手段构建合规行为。

基于资源基础理论,企业环境决策实质是制度压力与资源禀赋的动态博弈。资源约束的作用体现为技术资本、运营成本与组织能力三重维度的结构性瓶颈。治污技术迭代的高额研发投入与长周期验证,迫使资源有限的中小企业优先投向低成本的“漂绿”管理,如编制环境报告等,而非实质性进行工艺改造。环保设施运营的边际成本挤占企业现金流,促使管理层在短期生存压力下选择性执行环保措施,同时通过夸大投入数据维持合法性形象。人力资源匮乏导致环境管理体系虚化,环保部门职能被弱化为应对检查的台账整理,而非专注于污染防治。这种资源约束与制度压力的交互作用,塑造了企业策略性选择的理性空间。当新法大幅提高违规成本时,资源稀缺性迫使企业将环保优先级异化为“印象合规”:相较于需持续消耗资源的治污技术应用,企业更倾向投资环境报告等“合规资产”积累,以低边际成本快速生成合法性凭证。资源约束在此过程中不仅构成客观限制,更被建构为“漂绿”策略的正当化理由,使象征性环保行为成为“资源有限”语境下的“最优解”。

综上可知,新《环保法》通过制度创新构建了强约束治理框架,其执行过程中,合法性要求与技术标准和行业能力的结构性落差、执法强度与监管资源的现实错配、资源约束下的生存动机与制度压力的对立矛盾,共同催生了制度性张力。这种制度环境可能倒逼企业将环境责任履行停留在环境信息披露(即“言”)维度,而忽视环境行动(即“行”)的实质贡献,衍生出“多言寡行”的“漂绿”方式环境规制应对策略。基于此,提出如下假说。

假说1:新《环保法》实施加剧了企业“多言寡行”的“漂绿”式环境责任履行。

假说1a:新《环保法》实施的规制压力催生了“合规悖论”,加剧了企业“多言寡行”的“漂绿”式环境责任履行。

假说1b:新《环保法》实施中的监管体系结构性缺陷加剧了企业“多言寡行”的“漂绿”式环

境责任履行。

假说 1c:新《环保法》实施中的资源约束加剧了企业“多言寡行”的“漂绿”式环境责任履行。

三、研究设计

(一)模型设定

新《环保法》作为一个独立于企业日常运营决策的法律框架,其制定过程并不会受到企业直接影响,所以该法颁布与实施对企业环境规制压力产生的影响是一个纯粹的外生事件。虽然新《环保法》对所有企业都具有约束力,但是依据该法对于企业污染防治的规定,相比于非重污染企业,作为污染物排放主要来源的重污染企业将会受到更大的影响。因此,本文基于新《环保法》实施这一准自然实验,通过构建双重差分模型,对新《环保法》实施前后企业“多言寡行”的“漂绿”式环境责任履行方式的变化进行研究。模型定义如下:

$$Greenwash_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Post_t \times Treat_i + \alpha_2 Post_t + \alpha_3 Treat_i + \beta Control_{it} + \gamma_j + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, i 代表企业, t 代表年份, j 代表行业。 $Greenwash$ 反映了企业环境“漂绿”程度。 $Control$ 代表公司层面和地区层面的控制变量。此外,模型还控制了行业固定效应(γ_j)和年度固定效应(η_t)。 ε 表示随机误差项。为提高结果的稳健性,本文对标准误进行公司层面聚类处理。

(二)变量定义

1.被解释变量

环境漂绿($Greenwash$)。本文从环境责任履行的“多言寡行”视角研究企业环境“漂绿”现象。借鉴 Walker 和 Wan(2012)、Yu 等(2020)、孙晓华等(2023)的研究,构建模型(2),以环境信息披露(EID)与环境行动($Action$)之间的差异衡量企业“漂绿”程度,具体而言,对 EID 与 $Action$ 以减去各自均值除以标准差的方法进行标准化处理,将二者置于同一可比维度,然后以二者之差衡量环境“漂绿”程度。具体如下:

$$Greenwash = \frac{EID - \overline{EID}}{\sigma_{EID}} - \frac{Action - \overline{Action}}{\sigma_{Action}} \quad (2)$$

其中, \overline{EID} 为环境信息披露的均值, σ_{EID} 为环境信息披露的标准差; \overline{Action} 为环境行动的均值, σ_{Action} 为环境行动的标准差。

对于环境信息披露(EID)的衡量。具体而言,首先,借鉴李哲(2018)的研究,基于对环境相关法律条文的分析,构建环境信息专业词库。其次,以环境信息专业词库为基础,对企业年度报告进行分析,统计词库中各个环境术语的原始词频。然后,借鉴 Loughran 和 McDonald(2011)、李哲(2018)的研究,对术语的原始词频进行加权处理,以消除行业性质、词源

重要性、文本长度等对分析结果的影响。加权方法如公式(3)(4)所示。最后基于环境信息专业词库,统计样本公司年报中各个术语的加权词频之和,以衡量企业环境信息披露质量。

$$ef_{ci} = tf_{ci} \times w_{ci} \quad (3)$$

$$w_{ci} = \begin{cases} \frac{1 + \ln(tf_{ci})}{1 + \ln(a_i)} \ln \frac{N}{df_c}, & \text{if } tf_{ci} \geq 1 \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases} \quad (4)$$

其中, ef_{ci} 代表 i 公司年报中环境术语 c 的加权词频, tf_{ci} 代表 i 公司年报中环境术语 c 的原始词频, w_{ci} 代表词频加权的权重, a_i 代表 i 公司年报文本长度, N 代表样本公司的总年报数, df_c 代表包含环境术语 c 的年报数。

对于环境行动 (*Action*) 的衡量。本文基于华证 ESG 评级中的环境 (E) 指标, 在“行”层面上捕捉企业的环境责任履行情况。ESG 评级是一种关注企业环境、社会、公司治理情况的评价指标。华证 ESG 评级中的环境 (E) 指标基于企业温室气体排放、水资源消耗、有害垃圾处理、可再生能源利用、环保处罚等维度对企业保护环境取得的成效进行了评价, 可以作为企业环境行动的表征。Hu 等 (2023)、Zhang (2023) 等都基于华证 ESG 评级指标对于企业实际环境行动情况进行了度量。此外, 为了提高环境行动指标度量的稳健性, 以环保投资支出作为对环境行动度量的补充检验。

2. 解释变量

时间变量 (*Post*): 以新《环保法》实施年即 2015 年作为时间分组依据构建时间虚拟变量, 2010—2014 年, 定义为 0; 2015—2020 年, 定义为 1。

分组变量 (*Treat*): 根据 2010 年原环保部出台的《上市公司环境信息披露指南 (征求意见稿)》以及 2012 年证监会发布的《上市公司行业分类指引》设定的重污染行业^①定义重污染企业, 若企业属于重污染行业, 则 $Treat = 1$, 否则 $Treat = 0$ 。

3. 控制变量

借鉴刘媛媛等 (2021)、崔广慧和姜英兵 (2019) 的研究, 控制了企业规模 (*Size*)、资产负债率 (*Lev*)、盈利能力 (*Roa*)、公司上市年龄 (*Age*)、股权集中度 (*Cocen*)、高管持股比例 (*Executive*)、董事会规模 (*Directors*)、机会成本 (*TobinQ*)、经营现金流 (*CFO*) 此类公司层面的影响因素, 还控制了地区环境规制力度 (*Force*)、地区法治水平 (*Law*) 此类地区层面的影响因素。变量定义与说明见表 1。

^①《上市公司环境信息披露指南 (征求意见稿)》, 将火电、钢铁、水泥、电解铝、煤炭、冶金、化工、石化、建材、造纸、酿造、制药、发酵、纺织、制革、采矿等 16 类行业作为重污染行业。本文以此为标准, 根据中国证券监督管理委员会 2012 年修订的《上市公司行业分类指引》, 将行业代码为 B06、B07、B08、B09、C17、C19、C22、C25、C26、C27、C28、C29、C30、C31、C32、C33、D44 的 17 个行业定义为重污染行业。

表1 变量定义

变量类别	变量名称	变量定义
被解释变量	环境漂绿 (<i>Greenwash</i>)	详见被解释变量的定义
解释变量	时间变量 (<i>Post</i>) 分组变量 (<i>Treat</i>)	2010—2014年,定义为0;2015—2020年,定义为1 重污染企业定义为1;非重污染企业定义为0
公司层面控制变量	企业规模 (<i>Size</i>) 资产负债率 (<i>Lev</i>) 盈利能力 (<i>Roa</i>) 公司上市年龄 (<i>Age</i>) 股权集中度 (<i>Cocen</i>) 高管持股比例 (<i>Executive</i>) 董事会规模 (<i>Directors</i>) 机会成本 (<i>TobinQ</i>) 经营现金流 (<i>CFO</i>)	期末总资产的自然对数 总负债/总资产 总资产收益率 公司上市年龄的自然对数 第一大股东持股比例 高管持股数占总股数的比例 董事会人数的自然对数 TobinQ值 经营活动现金流/期末总资产
地区层面控制变量	地区环境规制力度 (<i>Force</i>) 地区法治水平 (<i>Law</i>)	企业所在省份工业污染治理投资完成额/企业所在省份工业增加值 依据《中国分省份市场化指数报告》指标,企业所在省份市场中介组织的发育和法律制度环境水平指数

(三)样本选择与数据来源

本文选取2010—2020年沪深A股上市公司作为研究样本,选择2010年作为研究起始年份是因为2010年原环保部出台了《上市公司环境信息披露指南(征求意见稿)》,当中列示了上市公司环境报告编写参考提纲,对于上市公司环境信息披露提出了规范性要求,增强了环境信息的可比性。在此基础上剔除了以下样本:(1)金融行业上市公司。金融行业的盈利模式与其他行业存在差异,导致其年度报告的可比性不强。(2)ST、*ST、PT的公司。此类公司的盈余质量较低,其财务报告难以满足利益相关者的信息需求。(3)资不抵债的异常样本以及数据缺失的样本。最终得到了22998个有效研究样本。企业环境信息披露数据采用爬虫技术从企业年度报告中抓取,企业实际环境行动数据来源于华证官网,其他数据来源于国泰安数据库(CSMAR)。此外,本文对所有连续变量进行了上下1%的缩尾处理,以规避异常值对数据分析结果的影响。

四、实证分析

(一)描述性统计

主要变量的描述性统计结果见表2。由表2可知, *Greenwash* 的最大值为3.931,最小值为-2.66,说明有的企业在通过实质性环境行动履行环境责任,而有的企业则以“多言寡行”的“漂绿”方式策略性应对环境责任。 *Post* 的均值为0.646,说明新《环保法》实施前后样本占比分别为35.4%与64.6%。 *Treat* 的均值为0.312,说明31.2%的样本被纳入实验组,68.8%的样

本被纳入对照组,归属重污染企业的公司要少于归属非重污染企业的公司。其余变量的描述性统计结果与现有研究基本保持一致(崔广慧、姜英兵,2019;刘媛媛等,2021)。

表 2 描述性统计

变量名	观测值	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
<i>Greenwash</i>	22998	-0.005	1.151	-2.660	-0.037	3.931
<i>Post</i>	22998	0.646	0.478	0.000	1.000	1.000
<i>Treat</i>	22998	0.312	0.463	0.000	0.000	1.000
<i>Size</i>	22998	22.17	1.313	19.80	21.99	26.19
<i>Lev</i>	22998	0.424	0.210	0.051	0.414	0.915
<i>Roa</i>	22998	0.044	0.061	-0.232	0.040	0.220
<i>CFO</i>	22998	0.046	0.069	-0.167	0.046	0.238
<i>TobinQ</i>	22998	2.044	1.316	0.872	1.615	8.690
<i>Age</i>	22998	2.233	0.748	0.693	2.303	3.296
<i>Cocen</i>	22998	0.144	0.118	0.008	0.109	0.562
<i>Executive</i>	22998	0.105	0.176	0.000	0.0002	0.668
<i>Directors</i>	22998	2.285	0.250	1.609	2.303	2.890
<i>Force</i>	22998	0.246	0.177	0.017	0.195	0.956
<i>Law</i>	22998	11.21	5.695	1.380	11.33	24.33

(二)回归分析

实验组和对对照组在新《环保法》实施前不存在系统性差异,这是 DID 模型设定的前提条件。为了对这一研究前提进行论证,文章进行了平行趋势检验。设定 *current* 为政策实施的当年, *pre_1*、*pre_2*、*pre_3*、*pre_4*、*pre_5* 分别为政策实施前第 1 年、第 2 年、第 3 年、第 4 年和第 5 年, *post_1*、*post_2*、*post_3*、*post_4*、*post_5* 分别为政策实施后第 1 年、第 2 年、第 3 年、第 4 年和第 5 年。图 1 展示了平行趋势检验结果,在新《环保法》实施前,实验组与对照组保持了相似的变化趋势,说明回归模型通过了平行趋势检验, DID 模型的设置具有一定合理性。

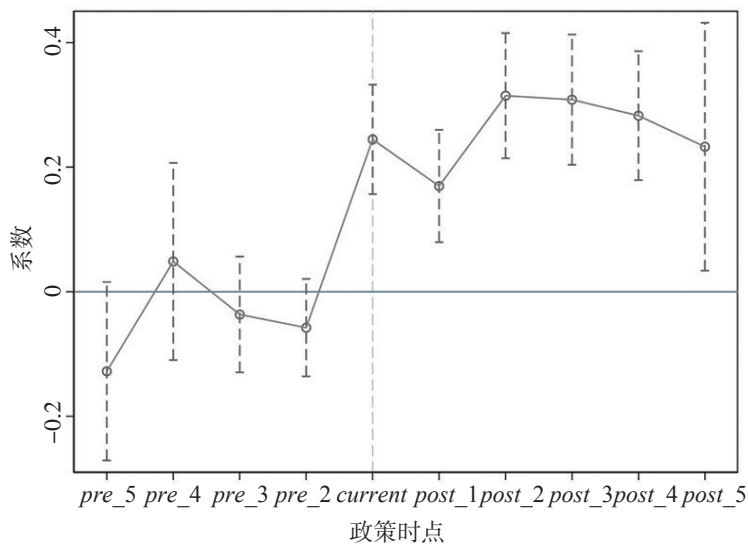


图 1 平行趋势检验

在此基础上,基于模型(1)对新《环保法》实施与企业漂绿行为的关系进行检验。表3列(1)、列(2)汇报了环境规制对企业“多言寡行”的“漂绿”式环境责任履行影响的回归结果。可知,在不控制与控制公司、地区层面因素影响的情况下, $Post \times Treat$ 与 $Greenwash$ 的回归系数分别为0.2995、0.3031,均在1%水平上显著正相关。说明新《环保法》的实施加剧了企业“多言寡行”的“漂绿”式环境责任履行,环境规制压力诱发企业做出了策略性应对。研究假说1得到了验证。

表3 环境规制与企业“漂绿”行为的回归分析

	(1)	(2)
	<i>Greenwash</i>	<i>Greenwash</i>
<i>Post</i> × <i>Treat</i>	0.2995*** (8.1503)	0.3031*** (8.1733)
<i>Post</i>	-0.0957* (-1.7934)	0.0933 (1.4893)
<i>Treat</i>	1.1093*** (7.1797)	1.2467*** (7.7012)
<i>Size</i>		-0.0648*** (-4.2985)
<i>Lev</i>		0.1081 (1.4352)
<i>Roa</i>		-0.1161 (-0.6762)
<i>CFO</i>		-0.1905 (-1.4744)
<i>TobinQ</i>		0.0414*** (4.3984)
<i>Age</i>		0.0615*** (2.6809)
<i>Cocen</i>		0.0412 (0.3320)
<i>Executive</i>		0.0345 (0.3948)
<i>Directors</i>		0.0124 (0.2937)
<i>Force</i>		0.0928 (1.1906)
<i>Law</i>		-0.0108*** (-3.6849)
常数项	-0.6917*** (-5.4619)	0.3681 (1.0389)
年份固定效应	控制	控制
行业固定效应	控制	控制
样本量	22998	22998
调整后 R ²	0.2252	0.2360

注:括号内为经过公司层面聚类调整的t值;***、**、*分别表示在1%、5%、10%的水平上显著;以下各表同。

(三)稳健性检验

1.基于企业“漂绿”的稳健性检验

为了提高基于企业“漂绿”回归结果的稳健性,本文基于多角度对 *Greenwash* 进行了度量,表4展示了回归结果。其中,列(1)展示了基于“漂绿”虚拟变量的回归结果。具体而言,借鉴李哲(2018)的研究,构建“漂绿”虚拟变量 (*Greenwash_Dummy*),若 *i* 公司 *t* 年环境信息披露 *EID* 高于同年平均水平,则记为“多言”,否则记为“少言”,若 *i* 公司 *t* 年环境行动高于同年平均水平,则记为“多行”,否则记为“寡行”,若 *i* 公司 *t* 年环境责任表现为“多言寡行”,则 *Greenwash_Dummy* = 1, 否则 *Greenwash_Dummy* = 0。可知, *Post* × *Treat* 与 *Greenwash_Dummy* 的回归系数在 1% 水平上呈显著正相关。列(2)基于社会责任报告重新衡量企业的环境信息披露情况,通过社会责任报告层面的“言”捕捉企业的“漂绿”行为 (*Greenwash_CSR*),可知, *Post* × *Treat* 与 *Greenwash_CSR* 的回归系数在 5% 水平上显著正相关。列(3)基于环保投资重新衡量企业的环境行动 (*Action*),通过资金支出层面的“行”捕捉企业的“漂绿”行为 (*Greenwash_INV*),可知, *Post* × *Treat* 与 *Greenwash_INV* 的回归系数在 1% 水平上显著正相关。基于 *Greenwash* 多角度的衡量支持了回归结果的稳健性。

表4 基于企业“漂绿”的稳健性检验

	(1)	(2)	(3)
	<i>Greenwash_Dummy</i>	<i>Greenwash_CSR</i>	<i>Greenwash_INV</i>
<i>Post</i> × <i>Treat</i>	0.0682*** (4.8614)	0.1454** (1.9639)	0.1853*** (6.3419)
<i>Post</i>	0.0643** (2.5080)	0.3081* (1.9562)	-0.2050*** (-4.3319)
<i>Treat</i>	0.5643*** (6.2359)	1.0368*** (5.6242)	0.2709** (2.0280)
<i>Size</i>	-0.0261*** (-4.7005)	0.1792*** (5.3833)	0.1178*** (10.1818)
<i>Lev</i>	0.0268 (0.9295)	-0.3081* (-1.6666)	0.1045* (1.7806)
<i>Roa</i>	-0.1401* (-1.9402)	-0.6256 (-1.4523)	0.0000 (0.0002)
<i>CFO</i>	0.0354 (0.6464)	-0.0464 (-0.1451)	0.0589 (0.6174)
<i>TobinQ</i>	0.0133*** (3.5634)	0.0780*** (3.2315)	-0.0200*** (-3.1076)
<i>Age</i>	0.0414*** (4.8672)	-0.1072* (-1.8505)	-0.0059 (-0.3486)
<i>Cocen</i>	-0.0029 (-0.0653)	0.0187 (0.0657)	-0.0411 (-0.4426)

续表4 基于企业“漂绿”的稳健性检验

	(1)	(2)	(3)
	<i>Greenwash_Dummy</i>	<i>Greenwash_CSR</i>	<i>Greenwash_INV</i>
<i>Executive</i>	-0.0020 (-0.0590)	0.5342** (2.2877)	-0.0505 (-0.7438)
<i>Directors</i>	0.0094 (0.5693)	0.3171*** (3.2932)	0.0553* (1.6610)
<i>Force</i>	-0.0260 (-0.9778)	0.0198 (0.1286)	0.1195* (1.9256)
<i>Law</i>	-0.0031*** (-2.8082)	0.0001 (0.0141)	-0.0020 (-0.8499)
常数项	0.7466*** (5.0006)	-5.7072*** (-7.7739)	-2.6774*** (-10.1277)
年份固定效应	控制	控制	控制
行业固定效应	控制	控制	控制
样本量	22998	5801	22998
调整后 R ²	0.1037	0.1863	0.3294

2. 基于企业污染属性的稳健性检验

主回归分析基于行业的污染特征对于企业的污染属性进行了划分,为了提高回归结果的稳健性,本文基于多视角对企业污染属性进行度量,表5展示了基本回归结果。列(1)以样本公司是否为重点污染监控单位刻画企业污染属性,具体而言,重新构建双重差分模型的分组虚拟变量(*Monitor*),若样本公司在年报中披露为重点污染监控单位,定义为1,其余定义为0,替换模型(1)中的分组虚拟变量,重新对假说进行检验,可知, $Post \times Monitor$ 与 *Greenwash* 的回归系数在1%水平上显著正相关。列(2)以新《环保法》实施前一年(即2014年)样本公司碳排放量为依据衡量企业污染属性,若企业污染强度高于平均水平,则将该企业定义为重污染企业,其余定义为非重污染企业,构建双重差分模型的分组变量(*Carbon*),替换模型(1)中的分组变量,重新对假说进行检验,可知, $Post \times Carbon$ 与 *Greenwash* 的回归系数在1%水平上显著正相关。研究结论与前文保持一致,说明研究结果具有较强稳健性。

表5 基于企业污染属性的稳健性检验

	(1)	(2)
	<i>Greenwash</i>	<i>Greenwash</i>
$Post \times Monitor$	0.3467*** (3.9730)	
<i>Monitor</i>	0.1518* (1.7328)	
$Post \times Carbon$		0.1771*** (3.2944)

续表 5 基于企业污染属性的稳健性检验

	(1)	(2)
	<i>Greenwash</i>	<i>Greenwash</i>
<i>Carbon</i>		-0.2165*** (-3.3943)
<i>Post</i>	0.1775*** (2.8908)	0.1533** (2.4801)
<i>Size</i>	-0.0833*** (-5.6146)	-0.0478*** (-2.7848)
<i>Lev</i>	0.1039 (1.3922)	0.0995 (1.3186)
<i>Roa</i>	-0.0761 (-0.4490)	-0.0748 (-0.4365)
<i>CFO</i>	-0.2730** (-2.1398)	-0.2008 (-1.5516)
<i>TobinQ</i>	0.0437*** (4.7165)	0.0438*** (4.5873)
<i>Age</i>	0.0517** (2.2665)	0.0612*** (2.6613)
<i>Cocen</i>	0.0354 (0.2876)	0.0663 (0.5317)
<i>Executive</i>	0.0719 (0.8300)	0.0373 (0.4262)
<i>Directors</i>	0.0018 (0.0427)	0.0117 (0.2779)
<i>Force</i>	0.0891 (1.1609)	0.0654 (0.8465)
<i>Law</i>	-0.0109*** (-3.7274)	-0.0115*** (-3.9277)
常数项	0.7656** (2.2071)	-0.0360 (-0.0905)
年份固定效应	控制	控制
行业固定效应	控制	控制
样本量	22998	22998
调整后 R ²	0.2491	0.2338

3.公司层面固定效应检验

为排除公司层面不可观测且不随时间变化的因素对本文结论带来的干扰,进一步控制公司固定效应并对回归模型进行分析,表6展示了该回归结果。列(1)为控制公司、年份固定效应的回归结果,列(2)为控制公司、年份、行业固定效应的回归结果,列(3)为控制公司、年份、地区固定效应的回归结果。可知, $Post \times Treat$ 与 $Greenwash$ 的回归系数均在1%水平上显著

正相关。说明研究结果具有较强稳健性。

表6 公司层面固定效应检验

	(1)	(2)	(3)
	<i>Greenwash</i>	<i>Greenwash</i>	<i>Greenwash</i>
<i>Post × Treat</i>	0.301*** (8.73)	0.305*** (8.56)	0.301*** (8.72)
<i>Size</i>	0.049** (1.98)	0.048** (1.98)	0.049** (1.98)
<i>Lev</i>	-0.068 (-0.87)	-0.071 (-0.92)	-0.068 (-0.87)
<i>Roa</i>	0.247* (1.88)	0.255* (1.96)	0.247* (1.88)
<i>CFO</i>	0.069 (0.71)	0.049 (0.52)	0.069 (0.71)
<i>TobinQ</i>	0.034*** (4.39)	0.035*** (4.51)	0.034*** (4.39)
<i>Age</i>	0.181*** (3.68)	0.182*** (3.69)	0.181*** (3.67)
<i>Cocen</i>	0.143 (0.84)	0.188 (1.11)	0.143 (0.84)
<i>Executive</i>	0.261** (2.32)	0.267** (2.39)	0.261** (2.32)
<i>Directors</i>	0.059* (1.85)	0.063** (1.99)	0.059* (1.85)
<i>Force</i>	-0.082 (-1.41)	-0.076 (-1.31)	-0.082 (-1.41)
<i>Law</i>	-0.007 (-1.11)	-0.006 (-1.02)	-0.007 (-1.10)
常数项	-1.689*** (-3.13)	-1.706*** (-3.19)	-1.689*** (-3.13)
年份固定效应	控制	控制	控制
公司固定效应	控制	控制	控制
行业固定效应		控制	
地区固定效应			控制
样本量	22826	22826	22826
调整后 R ²	0.606	0.608	0.605

4.安慰剂检验

本文采用随机生成实验组的方法进行安慰剂检验。依据上市公司代码,随机抽取652家

上市公司生成“伪实验组”,即假设这 652 家公司为重污染企业,其余为非重污染企业,生成“伪交互项”进行回归,进行 500 次随机抽样。结果如图 2 所示。可知,估计系数大都集中在 0 附近,估计值的 P 值大都在 10% 的水平上不显著。这说明,上文中的回归结果不是偶然所得,排除其他政策或因素的影响,结果具有稳健性。

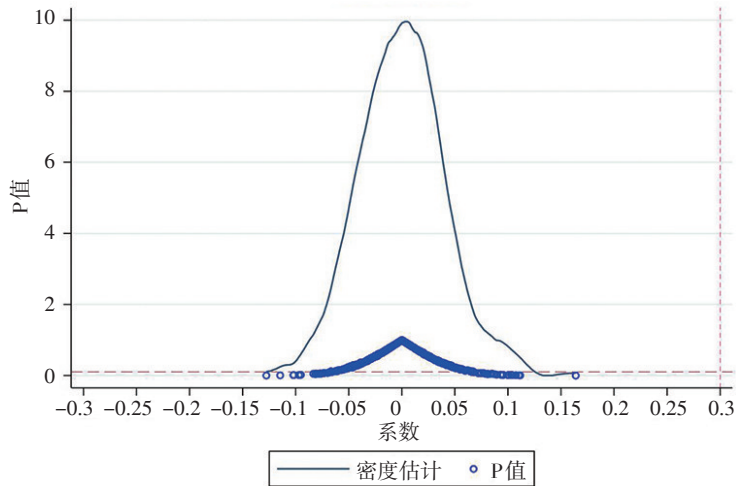


图2 随机生成实验组的安慰剂检验

5.潜在样本选择偏差的处理

采用 PSM-DID 法对模型进行回归分析,以消除样本选择偏误以及模型设定偏误对回归结果可能产生的影响。首先,进行半径匹配(0.05),匹配后各变量标准化偏差均小于 10%,匹配效果较好。其次,将匹配后的样本重新基于式(1)进行回归分析,结果如表 7 列(1)所示,可知,匹配前后回归结果与前文保持一致,研究假设 1 得到验证。

6.排除其他因素和政策干扰的稳健性检验

新《环保法》于 2015 年开始实施,为了避免政策实施当年可能产生的测量误差问题(曹春方、张超,2020),剔除 2015 年的研究样本重新进行回归分析。表 7 列(2)展示了基本回归结果, $Post \times Treat$ 与 $Greenwash$ 的回归系数在 1% 水平上显著正相关。在剔除政策实施当年的影响后,研究结论与前文保持一致,说明研究结果具有较强稳健性。

本文回归分析的时间区间为 2010—2020 年,回归区间内,2012 年银监会发布了《绿色信贷指引》,2013 年国务院印发了《大气污染防治行动计划》,2018 年《中华人民共和国环境保护税法》正式实施,为排除这些环境政策共同作用于回归结果,仅保留 2013—2017 年样本数据进行回归分析,回归结果见表 7 列(3), $Post \times Treat$ 与 $Greenwash$ 的回归系数在 1% 水平上显著正相关。在剔除同时期内其他环境政策干扰的情况下,研究结论仍与前文保持一致,说明研究结果具有较强稳健性。

表7 其他稳健性检验

	(1)	(2)	(3)
	<i>Greenwash</i>	<i>Greenwash</i>	<i>Greenwash</i>
	PSM-DID	排除政策效果时滞干扰	排除其他政策干扰
<i>Post × Treat</i>	0.3031*** (8.1733)	0.3052*** (7.6663)	0.2743*** (7.2668)
<i>Post</i>	0.0933 (1.4893)	0.0918 (1.4647)	0.0039 (0.1373)
<i>Treat</i>	1.2467*** (7.7012)	1.2579*** (8.0287)	1.3577*** (7.6126)
<i>Size</i>	-0.0648*** (-4.2985)	-0.0658*** (-4.3494)	-0.0821*** (-4.4982)
<i>Lev</i>	0.1081 (1.4352)	0.0974 (1.2845)	0.0970 (1.0586)
<i>Roa</i>	-0.1161 (-0.6762)	-0.1260 (-0.7149)	-0.2143 (-0.8607)
<i>CFO</i>	-0.1905 (-1.4744)	-0.1119 (-0.8360)	-0.5010*** (-2.9245)
<i>TobinQ</i>	0.0414*** (4.3984)	0.0431*** (4.1714)	0.0394*** (3.6771)
<i>Age</i>	0.0615*** (2.6809)	0.0611*** (2.6583)	0.0629** (2.1932)
<i>Cocen</i>	0.0412 (0.3320)	0.0405 (0.3268)	0.0084 (0.0572)
<i>Executive</i>	0.0345 (0.3948)	0.0360 (0.4111)	0.0526 (0.4825)
<i>Directors</i>	0.0124 (0.2937)	0.0199 (0.4604)	0.0258 (0.5288)
<i>Force</i>	0.0928 (1.1906)	0.0891 (1.1469)	0.0553 (0.7056)
<i>Law</i>	-0.0108*** (-3.6849)	-0.0108*** (-3.6832)	-0.0140*** (-3.7878)
常数项	0.3681 (1.0389)	0.3478 (0.9778)	0.8610** (2.0687)
年份固定效应	控制	控制	控制
行业固定效应	控制	控制	控制
样本量	22998	20775	11877
调整后 R ²	0.2360	0.2353	0.2426

(四)机制分析

1.环境规制、规制压力与企业“漂绿”行为

研究假说 1a 指出,新《环保法》实施的规制压力催生了“合规悖论”,加剧了企业“多言寡

行”的“漂绿”式环境责任履行。为了对这一作用机制进行论证,我们基于地区法制水平捕捉企业面临的规制压力。研究发现,地方政府和司法部门对于法律条款的解释和执行存在差异,使得不同地区企业面临的环境规制压力也表现出不同(刘媛媛等,2021;柳建华等,2023)。高法制水平地区,地方政府和司法部门在法律解释和执行上与新《环保法》通常更加一致,而且执行效率和监督标准更高,对地方企业的法律威慑力也更大,因此,企业可能会产生更大的环境规制压力,强化了其对环境合法性的追求。而在低法制水平地区,地方政府很可能出于经济目标而干预司法部门执法,相对宽松的执法环境降低了企业的环境规制压力,也相对削弱了企业追求环境合法性的紧迫性。根据王小鲁等(2021)对于地区“市场中介组织的发育和法律制度环境”评分衡量企业的环境规制压力,评分越高说明地区法制水平越好,企业面临的环境规制压力越大。根据评分的年度样本中位数构建企业环境规制压力虚拟变量(RP),高于中位数标准的企业赋值为1,记为高环境规制压力企业,否则赋值为0,记为低环境规制压力企业。在模型1中加入 $Post \times Treat$ 与 RP 的交互项进行分析,表8展示了基本回归结果, $RP \times Post \times Treat$ 与 $Greenwash$ 的回归系数在5%水平上显著正相关。这说明,企业面临的环境规制压力是其“多言寡行”的“漂绿”式环境责任履行的一大诱因。

表8 环境规制、规制压力与企业“漂绿”行为

	(1)
	<i>Greenwash</i>
$RP \times Post \times Treat$	0.1553** (2.1114)
$RP \times Post$	0.2214*** (4.3869)
$RP \times Treat$	-0.0673* (-1.6675)
$Post \times Treat$	-0.2025*** (-2.7100)
$Post$	0.2400*** (3.1647)
$Treat$	1.3229*** (8.1857)
RP	0.2030*** (3.6104)
$Size$	-0.0655*** (-4.3316)
Lev	0.1088 (1.4435)
Roa	-0.1070 (-0.6232)
CFO	-0.1830 (-1.4202)

续表 8

环境规制、规制压力与企业“漂绿”行为

	(1)
	<i>Greenwash</i>
<i>TobinQ</i>	0.0413*** (4.3830)
<i>Age</i>	0.0603*** (2.6288)
<i>Cocen</i>	0.0297 (0.2390)
<i>Executive</i>	0.0253 (0.2911)
<i>Directors</i>	0.0112 (0.2647)
<i>Force</i>	0.1228 (1.5132)
<i>Law</i>	-0.0210*** (-4.2705)
常数项	0.3581 (1.0110)
年份固定效应	控制
行业固定效应	控制
样本量	22998
调整后 R ²	0.2372

2.环境规制、环境监督与企业“漂绿”行为

研究假说 1b 指出,新《环保法》实施中监管体系结构性缺陷加剧了企业“多言寡行”的“漂绿”式环境责任履行。为了对这一假说进行论证,本文基于政府环境审计捕捉监管体系的完善性。政府环境审计是环境治理的重要监督力量,通过检查和监督环境污染防治情况、环保资金使用情况、环境绩效的落实情况等,会对企业的环境责任履行过程与结果产生威慑和监督作用(蔡春等,2021),这在一定程度上可以弥补企业环境信息披露监督制度的不完善。若企业仅仅将环境责任的履行停留在“言”层面,而缺乏具体的“行”,环境责任履行的策略性会最终暴露在环境审计中。基于此,借鉴蔡春等(2021)、吴勋和姚卜丹(2024)的研究,基于历年审计署在各省市展开的环境审计数量衡量地区环境审计强度(*EA*),并以审计实施年作为衡量环境审计数量的时间节点。在模型(1)中加入 $Post \times Treat$ 与 *EA* 的交互项进行分析,表 9 展示了基本回归结果, $EA \times Post \times Treat$ 与 *Greenwash* 的回归系数在 1% 水平上显著负相关。这说明政府环境审计对于环境行为的监督作用抑制了企业“漂绿”式环境责任履行,环境信息披露监督机制的不完善是企业“多言寡行”的“漂绿”式环境责任履行的一大诱因,启示政府及相关部门在强化环境规制的同时,也要加强相应的监督机制。

表9 环境规制、环境监督与企业“漂绿”行为

	(1)
	<i>Greenwash</i>
<i>EA × Post × Treat</i>	-0.0669*** (-2.7338)
<i>EA × Post</i>	0.3902*** (8.4431)
<i>Post × Treat</i>	0.0226 (1.0900)
<i>Post</i>	0.0609 (0.8166)
<i>Treat</i>	1.2413*** (7.6503)
<i>Size</i>	-0.0647*** (-4.3006)
<i>Lev</i>	0.1072 (1.4234)
<i>Roa</i>	-0.1028 (-0.5990)
<i>CFO</i>	-0.1944 (-1.5057)
<i>TobinQ</i>	0.0418*** (4.4425)
<i>Age</i>	0.0616*** (2.6895)
<i>Cocen</i>	0.0372 (0.2995)
<i>Executive</i>	0.0369 (0.4228)
<i>Directors</i>	0.0125 (0.2971)
<i>Force</i>	0.0935 (1.2073)
<i>Law</i>	-0.0107*** (-3.6338)
常数项	0.3703 (1.0454)
年份固定效应	控制
行业固定效应	控制
样本量	22998
调整后 R ²	0.2364

3.环境规制、资源禀赋与企业“漂绿”行为

研究假说 1c 指出,新《环保法》实施中的资源约束加剧了企业“多言寡行”的“漂绿”式环境责任履行。为了对这一假说进行论证,本文基于冗余资源捕捉企业的资源禀赋差异。一项

基于企业绿色行动的访谈表明,冗余资源的可用性对经理们实施绿色行动至关重要(Leonidou, 2013)。冗余资源是指公司财务资源与维持公司运营所需资源之间的剩余(George, 2005)。冗余资源为企业短期业绩需求提供了缓冲,使管理者能够以更长远的眼光来尝试新的战略(Nohria & Gulati, 1996)。企业环境行动相关投资存在投入数额大、投资周期长的特点,因此,拥有闲置资源的公司能够更好地进行此类投资,参与到实质性环境行动中,缓解企业“多言寡行”的“漂绿”式环境责任履行。借鉴已有研究(肖红军、李井林, 2018),构建非沉淀性冗余资源指标(*NonPrecipitativeR*),以速动比率衡量,该指标反映了短期内企业可利用的资源情况,构建沉淀性冗余资源指标(*PrecipitativeR*),以(销售费用+管理费用)/营业收入衡量,该指标反映了企业可进一步转换和利用的资源情况。从资源支持视角对环境规制下企业环境责任“言”“行”表现进行分析。表10展示了基于调节效应模型的检验结果,可知,企业拥有的冗余资源可以抑制环境规制下企业“多言寡行”的“漂绿”式环境责任履行,可利用资源水平限制是企业策略性环境责任应对的可能诱因。

表 10 环境规制、资源禀赋与企业“漂绿”行为

	(1)	(2)
	<i>Greenwash</i>	<i>Greenwash</i>
<i>NonPrecipitativeR</i> × <i>Post</i> × <i>Treat</i>	-0.0293** (-2.5445)	
<i>NonPrecipitativeR</i> × <i>Post</i>	0.0038 (0.7352)	
<i>NonPrecipitativeR</i> × <i>Treat</i>	-0.0293*** (-5.3843)	
<i>PrecipitativeR</i> × <i>Post</i> × <i>Treat</i>		-0.4207** (-2.4160)
<i>PrecipitativeR</i> × <i>Post</i>		0.1692** (2.2390)
<i>PrecipitativeR</i> × <i>Treat</i>		-0.0219** (-2.3451)
<i>Post</i> × <i>Treat</i>	0.3463*** (7.7560)	0.3741*** (7.6140)
<i>Post</i>	0.0899 (1.4226)	0.0696 (1.0749)
<i>Treat</i>	1.2728*** (7.8191)	1.2408*** (7.6575)
<i>NonPrecipitativeR</i>	0.0144*** (4.3481)	
<i>PrecipitativeR</i>		0.0219** (2.3435)
<i>Size</i>	-0.0648*** (-4.3110)	-0.0655*** (-4.3149)

续表 10

环境规制、资源禀赋与企业“漂绿”行为

	(1)	(2)
	<i>Greenwash</i>	<i>Greenwash</i>
<i>Lev</i>	0.1227 (1.5167)	0.1098 (1.4493)
<i>Roa</i>	-0.0965 (-0.5667)	-0.0741 (-0.4258)
<i>CFO</i>	-0.1943 (-1.5094)	-0.1783 (-1.3703)
<i>TobinQ</i>	0.0432*** (4.6579)	0.0372*** (3.9139)
<i>Age</i>	0.0610*** (2.6633)	0.0655*** (2.8633)
<i>Cocen</i>	0.0421 (0.3400)	0.0528 (0.4230)
<i>Executive</i>	0.0204 (0.2340)	0.0406 (0.4660)
<i>Directors</i>	0.0133 (0.3164)	0.0109 (0.2556)
<i>Force</i>	0.0888 (1.1453)	0.0901 (1.1480)
<i>Law</i>	-0.0105*** (-3.5827)	-0.0113*** (-3.8264)
常数项	0.3282 (0.9276)	0.3759 (1.0527)
年份固定效应	控制	控制
行业固定效应	控制	控制
样本量	22996	22785
调整后 R ²	0.2393	0.2336

五、进一步研究

(一)环境规制、长期导向治理与企业“漂绿”行为

环境责任投资通常具有较长的回报周期,投资短期内可能不会给企业带来经济利益的回报,但长期来看,它们对于实现企业的可持续发展具有重要意义。许多学者、企业领袖和政策制定者都对短期主义表达了强烈担忧。特别是,短期压力和所谓的季度资本主义可能会迫使管理者牺牲长期投资(Garel & Petit-Romec, 2021)。一些观察人士认为,解决短期主义带来的威胁的办法在于建立一个长期承诺投资者的股东基础(Bushee, 1998)。与这一论点一致的是,现有文献表明,短期投资者影响管理者追求破坏公司价值的公司政策(Chen et al., 2007)。相反,长期投资者的存在会导致公司改善决策,进行长期投资(Harford et al., 2018)。

相比于其他投资者,机构投资者带有更强的长期主义导向,这使得他们有强烈的动机监督管理层避免策略性环境责任履行,并更多地享受环境责任带来的长期利益(Garel & Petit-Romec, 2021)。因此,企业中长期投资者的监督可能会改善环境规制下企业“多言寡行”的“漂绿”式环境责任履行。以企业中机构投资者持股比例(*InstProp*)与长期机构投资者持股比例(*LInstProp*)对企业投资者的长期导向进行衡量。回归结果见表11,由列(1)可知,*InstProp*×*Post*×*Treat*与*Greenwash*的回归系数在5%水平上显著负相关,由列(2)可知,*LInstProp*×*Post*×*Treat*与*Greenwash*的回归系数也在5%水平上显著负相关,说明长期投资者参与是改善环境规制下企业“多言寡行”的“漂绿”式环境责任履行的重要途径,鼓励机构投资者持股,并引导其关注环境问题,是推动企业长期可持续发展的重要力量。

表 11 环境规制、长期导向治理与企业“漂绿”行为

	(1)	(2)
	<i>Greenwash</i>	<i>Greenwash</i>
<i>InstProp</i> × <i>Post</i> × <i>Treat</i>	-0.0035** (-2.3517)	
<i>InstProp</i> × <i>Post</i>	0.0022*** (2.6452)	
<i>InstProp</i> × <i>Treat</i>	0.0068*** (4.9631)	
<i>LInstProp</i> × <i>Post</i> × <i>Treat</i>		-0.0033** (-2.1896)
<i>LInstProp</i> × <i>Post</i>		0.0020** (2.4655)
<i>LInstProp</i> × <i>Treat</i>		0.0067*** (4.7650)
<i>Post</i> × <i>Treat</i>	0.4672*** (6.0462)	0.4572*** (5.8675)
<i>Post</i>	-0.0203 (-0.2695)	-0.0131 (-0.1745)
<i>Treat</i>	0.8691*** (4.9403)	0.8740*** (4.9459)
<i>InstProp</i>	-0.0025** (-2.4774)	
<i>LInstProp</i>		-0.0023** (-2.2337)
<i>Size</i>	-0.0649*** (-4.1748)	-0.0654*** (-4.2041)
<i>Lev</i>	0.1146 (1.5374)	0.1145 (1.5358)
<i>Roa</i>	-0.1550 (-0.8930)	-0.1586 (-0.9136)

续表 11 环境规制、长期导向治理与企业“漂绿”行为

	(1)	(2)
	<i>Greenwash</i>	<i>Greenwash</i>
<i>CFO</i>	-0.1631 (-1.2559)	-0.1643 (-1.2646)
<i>TobinQ</i>	0.0429*** (4.4944)	0.0428*** (4.4887)
<i>Age</i>	0.0653*** (2.7762)	0.0663*** (2.8155)
<i>Cocen</i>	0.0578 (0.4349)	0.0482 (0.3607)
<i>Executive</i>	0.0431 (0.4051)	0.0552 (0.5144)
<i>Directors</i>	0.0140 (0.3281)	0.0134 (0.3145)
<i>Force</i>	0.0774 (1.0157)	0.0772 (1.0123)
<i>Law</i>	-0.0111*** (-3.8300)	-0.0111*** (-3.8308)
常数项	0.4828 (1.3500)	0.4851 (1.3561)
年份固定效应	控制	控制
行业固定效应	控制	控制
样本量	22556	22556
调整后 R ²	0.2388	0.2387

(二)环境规制、环境主动性与企业“漂绿”行为

被动式的环境责任履行很难将环境责任真正落地,是一种不彻底的环境责任履行方式,重要的是要增强企业环境责任履行的内在主动性(Heras-Saizarbitoria et al., 2011)。主动性是一种自我启动、聚焦未来、变革导向的行为,代表的是一种积极的动机状态与情感,往往与良好的工作成果相关(Thomas et al., 2010; Cangiano et al., 2016)。例如 Scott 等(2023)发现,自愿参与环境项目的企业与没有参与的企业相比更加清洁。因此,企业的环境主动性可能会改善环境规制下企业“多言寡行”的“漂绿”式环境责任履行。以政策实施前一年(2014年)企业绿色创新水平(*EInnovation*)和环境投资水平(*EInvestment*)对企业环境主动性进行衡量。回归结果见表 12,由列(1)可知, $EInnovation \times Post \times Treat$ 与 *Greenwash* 的回归系数在 10%水平上显著负相关,由列(2)可知, $EInvestment \times Post \times Treat$ 与 *Greenwash* 的回归系数也在 10%水平上显著负相关,说明企业的环境主动性是改善环境规制下企业“多言寡行”的“漂绿”式环境责任履行的重要途径,环境政策的制定与完善要注重激发企业的环境主动性。

表 12 环境规制、环境主动性与企业“漂绿”行为

	(1)	(2)
	<i>Greenwash</i>	<i>Greenwash</i>
<i>EInnovation</i> × <i>Post</i> × <i>Treat</i>	-0.2374* (-1.8605)	
<i>EInnovation</i> × <i>Post</i>	0.0427 (0.6729)	
<i>EInnovation</i> × <i>Treat</i>	0.3614*** (2.6875)	
<i>EInvestment</i> × <i>Post</i> × <i>Treat</i>		-0.3750* (-1.8534)
<i>EInvestment</i> × <i>Post</i>		0.2970** (2.0514)
<i>EInvestment</i> × <i>Treat</i>		0.3708* (1.6712)
<i>Post</i> × <i>Treat</i>	0.3391*** (8.8078)	0.3143*** (8.3542)
<i>Post</i>	0.0748 (1.1998)	0.0862 (1.3733)
<i>Treat</i>	1.2135*** (7.4906)	1.2342*** (7.6089)
<i>EInnovation</i>	-0.2051*** (-2.9328)	
<i>EInvestment</i>		-0.2893* (-1.9086)
<i>Size</i>	-0.0573*** (-3.7968)	-0.0632*** (-4.1350)
<i>Lev</i>	0.1109 (1.4691)	0.1057 (1.4034)
<i>Roa</i>	-0.1139 (-0.6649)	-0.1096 (-0.6392)
<i>CFO</i>	-0.1854 (-1.4374)	-0.1884 (-1.4609)
<i>TobinQ</i>	0.0423*** (4.5108)	0.0420*** (4.4574)
<i>Age</i>	0.0625*** (2.7273)	0.0610*** (2.6596)
<i>Cocen</i>	0.0365 (0.2943)	0.0431 (0.3476)
<i>Executive</i>	0.0281 (0.3213)	0.0347 (0.3968)
<i>Directors</i>	0.0146 (0.3494)	0.0133 (0.3158)
<i>Force</i>	0.0875 (1.1280)	0.0943 (1.2119)
<i>Law</i>	-0.0112*** (-3.8127)	-0.0109*** (-3.6985)
常数项	0.2076 (0.5865)	0.3369 (0.9435)
年份固定效应	控制	控制
行业固定效应	控制	控制
样本量	22998	22998
调整后 R ²	0.2377	0.2362

六、研究结论与政策建议

国家环境保护战略目标的实现离不开微观企业主体的切实努力,企业策略性环境责任应对方式会严重阻碍中国生态文明建设进程。2015年新《环保法》正式实施,以此为准自然实验,基于企业实际环境行动与文本挖掘下的环境信息披露,对新《环保法》实施后企业环境责任履行情况展开研究。研究发现,新《环保法》通过制度创新构建了强约束治理框架,但在其施行过程中,合法性要求与技术标准和行业能力的结构性落差、执法强度与监管资源的现实错配、资源约束下的生存动机与制度压力的对立矛盾,共同催生了制度性张力。这种制度环境倒逼企业将环境责任履行停留在环境信息披露维度,而忽视环境行动的实质贡献,衍生出“多言寡行”的“漂绿”式环境规制应对策略。同时也发现,长期导向投资者的参与以及企业的环境主动性都可以在一定程度上遏制这种策略性的环境责任应对方式,通过“外源性约束-内源性动力”的交互作用机制,为环境规制政策从强制合规向激励相容转型提供了理论依据。

本文据此提出如下政策建议:第一,建立动态分级的行业技术标准体系,破解制度超前性与技术滞后性矛盾。依据行业技术特征与发展阶段实施差异化治理,对技术成熟的绿色新兴产业实行领跑者制度,动态更新前沿技术规范,对转型中的传统制造业制定阶梯式改造路线图,配套财税优惠政策与过渡期豁免机制,避免“一刀切”的执法行为倒逼企业策略性合规。通过设立行业技术适配监测平台,实时追踪企业技术改造进程,将排放标准提升速度与企业技术升级周期动态匹配,缓解规制超前导致的“合规悖论”。

第二,创新“智慧监管+信用激励”协同治理模式。推动区块链、物联网等技术在环境监管中的深度应用,构建污染源全生命周期数据链,实现企业环境行为的多维交叉验证。建立环境信用分级管理制度,将文本披露真实性、治污设施运行稳定性、环境事故响应效率等纳入评价维度,对高信用企业授予自主监测权并给予容错修正期,对低信用主体实施穿透式监管。同步完善环境信息披露规则,明确关键术语的操作性定义与数据披露边界,通过标准化模板遏制选择性披露与修辞滥用。

第三,构建中小企业绿色转型支持体系,突破资源约束下的生存理性困局。针对技术资本薄弱的中小企业,设立园区级绿色技术共享平台,提供模块化治污设备租赁与工艺诊断服务,降低清洁生产改造门槛。配套环保专项融资工具,设计以减排效益为还款来源的长期低息贷款,缓解技术改造的现金流压力。建立产能置换激励机制,允许企业将淘汰落后产能获得的排污权指标置换为新建项目环境容量,激活存量资源绿色转化动力。

第四,培育市场驱动的环境共治生态,强化长期导向治理力量。完善ESG投资制度框架,对长期持有绿色资产的投资者给予税收优惠与融资便利,引导资本市场形成环境治理的时间偏好。在上市公司治理中引入环境否决权条款,赋予机构投资者对重大环境议案的强制表决权。推动绿色供应链金融创新,开发与碳表现挂钩的贸易信用工具,将核心企业的环境责任传

导至上下游供应商。同步加强第三方环境审计力量建设,形成政府监管、市场约束与社会监督的协同治理网络。

参考文献:

- [1] 蔡春,郑开放,王朋. 政府环境审计对企业环境治理的影响研究[J]. 审计研究,2021(04):3-13.
- [2] 曹春方,张超. 产权权利束分割与国企创新——基于中央企业分红权激励改革的证据[J]. 管理世界,2020(9):155-168.
- [3] 崔广慧,姜英兵. 环境规制对企业环境治理行为的影响——基于新《环保法》的准自然实验[J]. 经济管理,2019(10):54-72.
- [4] 崔广慧,姜英兵. 政府环保补助能否激励企业环保投资? ——来自工业企业的经验证据[J]. 环境经济研究,2022,7(02):89-105.
- [5] 黄溶冰,赵谦,王丽艳. 自然资源资产离任审计与空气污染防治:“和谐锦标赛”还是“环保资格赛”[J]. 中国工业经济,2019(10):23-41.
- [6] 吉利,苏滕. 企业环境成本内部化动因:合规还是利益? ——来自重污染行业上市公司的经验证据[J]. 会计研究,2016(11):69-75.
- [7] 李青原,肖泽华. 异质性环境规制工具与企业绿色创新激励——来自上市企业绿色专利的证据[J]. 经济研究,2020,55(9):192-208.
- [8] 李哲. “多言寡行”的环境披露模式是否会被信息使用者摒弃[J]. 世界经济,2018(12):167-188.
- [9] 刘媛媛,黄正源,刘晓璇. 环境规制、高管薪酬激励与企业环保投资——来自2015年《环境保护法》实施的证据[J]. 会计研究,2021(5):175-192.
- [10] 柳建华,杨祯奕,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(07):178-192.
- [11] 沈洪涛,冯杰. 舆论监督、政府监管与企业环境信息披露[J]. 会计研究,2012(02):72-78+97.
- [12] 沈洪涛,周艳坤. 环境执法监督与企业环境绩效:来自环保约谈的准自然实验证据[J]. 南开管理评论,2017,20(6):73-82.
- [13] 孙晓华,车天琪,马雪娇. 企业碳信息披露的迎合行为:识别、溢价损失与作用机制[J]. 中国工业经济,2023(1):132-150.
- [14] 万攀兵,杨冕,陈林. 环境技术标准何以影响中国制造业绿色转型——基于技术改造的视角[J]. 中国工业经济,2021(9):118-136.
- [15] 王小鲁,胡李鹏,樊纲. 中国分省份市场化指数报告(2021)[M]. 北京:社会科学文献出版社,2021.
- [16] 吴勋,姚卜丹. 政府环境审计、媒体监督与环境污染[J]. 审计研究,2024(03):14-26.
- [17] 肖红军,李井林. 责任铁律的动态检验:来自中国上市公司并购样本的经验证据[J]. 管理世界,2018,34(07):114-135.
- [18] 余伟,陈强,陈华. 环境规制、技术创新与经营绩效——基于37个工业行业的实证分析[J]. 科研管理,2017(2):18-25.
- [19] 原毅军,孔繁彬. 中国地方财政环保支出、企业环保投资与工业技术升级[J]. 中国软科学,2015(05):139-148.
- [20] 张琦,郑瑶,孔东民. 地区环境治理压力、高管经历与企业环保投资——一项基于《环境空气质量标准(2012)》的准自然实验[J]. 经济研究,2019(6):183-198.
- [21] Bushee, B. J. The Influence of Institutional Investors on Myopic R&D Investment Behavior[J]. The Accounting Review, 1998, 73(3): 305-333.
- [22] Cangiano, F., U. K. Bindl, S. K. Parker. The Hot Side of Proactivity: Exploring an Affect-Based Perspective

on Proactivity in Organizations[M]// Cangiano, F., U. K. Bindl, S. K. Parker. Proactivity at Work. London: Routledge, 2016: 373–402.

[23] Chen, X., J. Harford, K. Li. Monitoring: Which Institutions Matter?[J]. *Journal of Financial Economics*, 2007, 86(2): 279–305.

[24] Chen, Y. J., P. Li, Y. Lu. Career Concerns and Multitasking Local Bureaucrats: Evidence of a Target-Based Performance Evaluation System in China[J]. *Journal of Development Economics*, 2018, 133: 84–101.

[25] Delmas, M., V. Burbano. The Drivers of Greenwashing[J]. *California Management Review*, 2011, 54(1): 64–87.

[26] Fabian, N. Support Low-Carbon Investment[J]. *Nature*, 2015, 519: 27–29.

[27] Fabrizi, A., G. Guarini, V. Meliciani. Green Patents, Regulatory Policies and Research Network Policies[J]. *Research Policy*, 2018, 47(6): 1018–1031.

[28] Fairchild, R. J. The Manufacturing Sector's Environmental Motives: A Game-Theoretic Analysis[J]. *Journal of Business Ethics*, 2008, 79: 333–344.

[29] Garel, A., A. Petit-Romec. Engaging Employees for the Long Run: Long-Term Investors and Employee-Related CSR[J]. *Journal of Business Ethics*, 2021, 174: 35–63.

[30] George, G. Slack Resources and the Performance of Privately Held Firms[J]. *The Academy of Management Journal*, 2005, 48: 661–678.

[31] Harford, J., A. Kecskes, S. Mansi. Do Long-Term Investors Improve Corporate Decision Making?[J] *Journal of Corporate Finance*, 2018, 50: 424–452.

[32] Hawken, P., C. Walek. The Ecology of Commerce: A Declaration of Sustainability[J]. *International Journal of Organizational Analysis*, 1995, 3(2): 211–212.

[33] Heras-Saizarbitoria, I., G. Arana, J. F. Molina-Azorín. Do Drivers Matter for the Benefits of ISO 14001? [J]. *International Journal of Operations & Production Management*, 2011, 31(2): 192–216.

[34] Hu, X., R. Hua, Q. Liu, et al. The Green Fog: Environmental Rating Disagreement and Corporate Greenwashing[J]. *Pacific-Basin Finance Journal*, 2023, 87: 1–15.

[35] Korten, D. C. When Corporations Rule the World[J]. *European Business Review*, 1998, 98(1): 100–102.

[36] Laufer, W. S. Social Accountability and Corporate Greenwashing[J]. *Journal of Business Ethics*, 2003, 43(3): 253–261.

[37] Leonidou, C. N., C. S. Katsikeas, N. A. Morgan. “Greening” the Marketing Mix: Do Firms Do it and Does it Pay Off?[J]. *Journal of The Academy of Marketing Science*, 2013, 41: 151–170.

[38] Loughran, T., B. McDonald. When Is a Liability Not a Liability? Textual Analysis, Dictionaries, and 10-Ks[J]. *The Journal of Finance*, 2011, 66(1): 35–65.

[39] Nohria, N., R. Gulati. Is Slack Good or Bad for Innovation?[J]. *The Academy of Management Journal*, 1996, 39: 1245–1264.

[40] Rodrigue, M., M. Magnan, C. Cho. Is Environmental Governance Substantive or Symbolic? An Empirical Investigation[J]. *Journal of Business Ethics*, 2013, 114(1): 107–129.

[41] Scott, A., M. Li, D. E. Cantor, et al. Do Voluntary Environmental Programs Matter? Evidence from the EPA Smartway Program[J]. *Journal of Operations Management*, 2023, 69(2): 284–304.

[42] Suchman, M. C. Managing Legitimacy: Strategic and Institutional Approaches[J]. *Academy of Management Review*, 1995, 20(3): 571–610.

[43] Terra Choice. The Seven Sins of Greenwashing: Environmental Claims in Consumer Markets[R]. 2009.

[44] Thomas J. P., D. S. Whitman, C. Viswesvaran. Employee Proactivity in Organizations: A Comparative Meta-Analysis of Emergent Proactive Constructs[J]. *Journal of Occupational and Organizational Psychology*, 2010, 83 (2): 275–300.

[45] Walker, K., F. Wan. The Harm of Symbolic Actions and Green-Washing: Corporate Actions and Communi-

cations on Environmental Performance and Their Financial Implications[J]. *Journal of Business Ethics*, 2012, 109(2): 227–242.

[46] Yu, E. P., B. V. Luu, C. H. Chen. Greenwashing in Environmental, Social and Governance Disclosures[J]. *Research in International Business and Finance*, 2020, 52(5): 1–23.

[47] Zhang, D. Does Green Finance Really Inhibit Extreme Hypocritical ESG Risk? A Greenwashing Perspective Exploration[J]. *Energy Economics*, 2023, 121: 1–11.

Environmental Regulation Pressure and Corporate “Greenwashing” Behavior with Cheap Talk

Li Sihai^{a,b}, Ma Wenqi^b

(a: Accounting School, West Yunnan University of Applied Sciences;

b: Accounting School, Zhongnan University of Economics and Law)

Abstract: Global climate change and environmental governance have emerged as critical issues for the human community with a shared future. As a key participant in global ecological civilization construction, China is undergoing profound reforms in its environmental governance system. The implementation of the new Environmental Protection Law (EPL) in 2015 marked a paradigm shift towards legalized environmental governance. However, institutional tensions manifested during policy enforcement may incentivize strategic corporate responses. This study investigates corporate “greenwashing” behaviors in environmental responsibility fulfillment by analyzing actual environmental actions and text-mined environmental disclosures of Shanghai and Shenzhen A-share listed companies from 2010 to 2020, utilizing the new EPL implementation as a quasi-natural experiment. The findings reveal that while the new EPL establishes a stringent regulatory framework through institutional innovations, its enforcement has generated institutional tensions arising from three contradictions: structural disparities between legitimacy requirements and technical standards or industrial capabilities, resource mismatches in enforcement intensity and regulatory capacity, and conflicting priorities between survival motivations under resource constraints and institutional pressures. These tensions drive corporations to prioritize environmental disclosures over substantive environmental actions, adopting a greenwashing strategy with cheap talk to cope with environmental regulations. Notably, the study identifies that long-term oriented investor participation and corporate environmental proactivity can mitigate such strategic responses through an interactive mechanism combining exogenous constraints and endogenous motivations. This provides theoretical support for transforming environmental regulation policies from mandatory compliance to incentive-compatible approaches. The research offers empirical evidence for evaluating the new EPL’s effectiveness, reveals corporate strategic adaptations under environmental regulations, clarifies potential pathways for regulatory effects, and proposes inhibition mechanisms for strategic environmental behaviors. These insights aim to inform policy improvements for the new EPL and enhance environmental regulation efficacy under China’s green development strategy.

Keywords: Environmental Protection Law; Cheap Talk; Greenwashing; Regulatory Effect

JEL Classification: Q58, M14

(责任编辑:卢玲)