

# 环境规制与企业绿色治理机会主义行为\*

——基于 ESG 框架的分析

李维安<sup>1,2</sup> 李 鼎<sup>1</sup> 周 宁<sup>1</sup>



(1. 东北财经大学工商管理学院, 辽宁 大连 116025;  
2. 南开大学中国公司治理研究院, 天津 300071)

**内容提要:**环境规制是中国生态文明建设的重要手段,但环境规制能否引导企业充分考虑生态环境可承载性的同时兼顾社会责任和治理责任尚无定论。本文利用 2010—2020 年中国 A 股重污染行业上市公司样本,实证考察环境规制对企业绿色治理的作用,并检验了环保压力和代理问题两种影响机制。研究发现:环境规制与企业绿色治理机会主义行为之间呈现出正相关关系。机制检验表明,环境规制增大了企业的环保压力和代理问题。异质性分析显示,环境规制对企业绿色治理机会主义行为的作用只在高媒体关注、低政府与市场的关系、高融资约束和国有企业样本中显著。因此,政府在制定和颁布环境规制政策时,应纳入社会绩效和治理绩效考核,避免部分企业出现“顾此失彼”的绿色治理机会主义行为。本文不仅拓宽绿色治理理论框架,还为环境规制的经济后果研究提供新的视角。

**关键词:**环境规制 绿色治理 机会主义行为 环保压力 代理问题

**中图分类号:**F272 **文献标志码:**A **文章编号:**1002—5766(2025)01—0005—19

## 一、引言

2023 年政府工作报告提出“推动发展方式绿色转型”,如何推动企业完善绿色治理体系成为了社会和学术界的热点话题。绿色治理是企业的发展过程中承担环境责任、社会责任和公司治理等多维度责任,确保企业不仅能追求经济效益,还能平衡多方利益相关者利益,实现企业与自然、社会和公司之间的可持续发展(李维安等,2019)<sup>[1]</sup>。绿色治理需要从系统观出发,考虑治理系统中各主体之间的相互关联,将各方的利益和诉求纳入到统一的分析框架。然而,部分企业在承担环境责任的同时,未能兼顾其他多元主体利益,致使人与自然发展相互割裂,出现“顾此失彼”的绿色治理机会主义行为。例如,2013 年中国神华集团 170 亿元化工项目因环境问题被环保部责令整改,随后几年加大了环保投资力度,但其社会责任和治理责任履行情况却出现明显下滑<sup>①</sup>。ESG (environmental, social and governance) 从环境、社会和治理三个维度评估企业经营的可持续性对社

收稿日期:2023-09-27

\* 基金项目:国家自然科学基金面上项目“突发事件应急社会治理的协同机制研究”(72174096);国家社会科学基金重大项目“新《公司法》下国有企业现代公司治理理论与实践问题研究”(24&ZD084)。

作者简介:李维安,男,教授,博士生导师,管理学博士,研究领域为公司治理、绿色治理,电子邮箱:liweiannk@126.com;李鼎,男,博士研究生,研究领域为公司治理、绿色治理,电子邮箱:anhuild@126.com;周宁,女,博士研究生,研究领域为公司治理、绿色治理,电子邮箱:18345146740@163.com。通讯作者:李鼎。

① 根据润灵环球社会责任数据库数据,中国神华集团 2013 年社会责任和治理责任得分分别为 25.86 和 5.09,2014—2016 年持续下滑至 20.50 和 4.30。中国神华集团环保处罚新闻链接:<http://finance.sina.com.cn/money/future/futuresnyzx/20130124/081514386376.shtml>。

会的影响,而基于企业的客观发展规律和利益相关者理论,治理是企业首要关注对象,随后再扩大至社会责任,最后推进至对自然环境的关注。但是,一些企业通过积极采取绿色行动获得了具有环保责任感的绿色形象,却不愿履行社会责任和治理责任,不符合企业的客观发展规律和绿色治理的包容性发展要求。因此,基于ESG框架,本文将企业绿色治理行为划分为环境责任、社会责任和治理责任三个维度,并将环境责任履行情况较好,但未履行好社会责任或治理责任的行为界定为绿色治理机会主义行为。

Vashchenko(2017)<sup>[2]</sup>认为企业对待利益相关者的优先顺序和权重不同,一般会优先实现商业价值,承担治理责任。但在强大的环境规制压力下,企业可能改变对各类利益相关者的责任承担顺序。这是因为,制度要求对企业发展具有重要影响(Aguilera等,2007)<sup>[3]</sup>,环境规制是一系列以保护环境为目的的规制手段,限制了污染公共环境的行为,属于社会性规制的一种重要方式。各地政府采取一系列环境规制行动,加强对辖区内企业绿色治理决策的干预。总体而言,环境规制对企业绿色发展产生了积极的效果,在推动企业采用更环保的生产技术、降低污染排放方面发挥了重要作用,有助于促进企业绿色发展。通过满足规制要求,企业不仅能够提升合法性,还能提高市场竞争力和创新能力。但考虑到企业内部资源的稀缺性和有限性,在一定时期内无法满足各个项目的需求,使得企业和管理者需要做出自身利益最大化的决策,导致绿色治理机会主义行为的出现<sup>①</sup>。

绿色治理机会主义行为会打击利益相关者对绿色产品和企业绿色发展的信心,阻碍可持续发展和绿色发展战略的实现。探寻企业绿色治理出现“顾此失彼”现象的驱动因素,能为抑制企业亟待解决的绿色治理机会主义行为提供有益帮助。基于此,本文实证检验了环境规制对企业绿色治理机会主义行为的诱发作用和影响机制。研究发现:环境规制与企业绿色治理机会主义行为显著正相关。从形成机制上看,环境规制给企业带来较大的环保压力,将资源集中在环境责任承担上成为各利益主体的直接诉求,并为转移企业用于承担社会责任和治理责任资源的决策提供合法性依据。同时,基于个人利益最大化,管理者实施绿色治理机会主义行为能获得收益而不被指责,导致公司代理问题加剧。因此,环境规制加大了企业的环保压力,加剧代理问题,进而出现绿色治理机会主义行为。基于企业内外部环境的异质性分析表明,媒体关注、政府与市场的关系、融资约束和产权性质调节了环境规制与企业绿色治理机会主义行为之间的关系。

本文的主要边际贡献在于以下三个方面:第一,本文从制度逻辑视角拓展了绿色治理机会主义行为的动因研究。本文在李维安等(2019)<sup>[1]</sup>和肖红军等(2013)<sup>[4]</sup>研究基础上,基于制度逻辑视角解释了环境规制对绿色治理机会主义行为的影响,即企业在面对环境规制时,为了满足制度要求和获取合法性,会优先将有限的资源投入到履行环境责任上,从而忽视或减少对社会责任和治理责任的资源投入,这种资源分配策略背后反映出企业回应利益相关者需求的制度逻辑。这一发现丰富了绿色治理的理论框架,为理解企业在多重压力下的绿色治理行为提供新的解释。第二,本文的研究有助于深化认识环境规制的经济后果。现有关于环境规制的经济后果研究主要考察环境规制对企业是否实际采取绿色行动的影响,即企业在环境规制的影响下是否实现“行动绿”(陈晓艳等,2021<sup>[5]</sup>;唐国平和孙洪锋,2022<sup>[6]</sup>;Marquis等,2016<sup>[7]</sup>)。本文发现,环境规制可能引发企业绿色治理机会主义行为,出现“行动绿,治理黑”的隐蔽行为。企业除了可以通过“漂绿”行为来迎合环境规制要求,也可以采取绿色治理机会主义行为来应对环保压力,揭示出环境规制的隐性影响。第三,本文在一定程度上厘清了环境规制对企业绿色治理机会主

<sup>①</sup> 这种现象反映的是部分企业在资源分配上的策略性应对,而非环境规制本身的不足。总体上,环境规制通过推动企业在环境责任上持续加大投入,能够实现广泛的社会效益,提升企业整体的绿色治理水平。

义行为的影响机制。本文基于制度理论和代理理论研究了环境规制对绿色治理机会主义行为的影响,并检验了环保压力和代理问题两大影响机制,有助于理解企业绿色治理机会主义行为的外部驱动因素。同时,本文依据环境规制影响企业绿色治理机会主义行为的理论机制,检验了四个企业内外部因素的调节作用,有利于政府和监管机构理解企业绿色治理机会主义行为的制度动因和代理动因,从而制定措施防范企业出现绿色治理机会主义行为,更好地发挥环境政策的导向性作用。

## 二、文献综述

### 1. 环境规制的经济后果研究

关于环境规制的文献主要研究环境规制能否带来企业环境绩效的改善,学者们主要探讨了环境规制对降低企业污染物排放、提高环保投入、促进绿色创新等的影响,研究结论尚不统一。Porter 和 Linde(1995)<sup>[8]</sup>提出了波特假说,认为虽然环境规制降低了企业的环境污染,提高了企业的环境成本,但适当的环境规制能够帮助企业进行绿色创新,从而获得更大的竞争优势。Li 等(2020)<sup>[9]</sup>发现企业履行环境责任有助于促进技术创新,进而能够提升企业价值。李青原和肖泽华(2020)<sup>[10]</sup>的研究结论也进一步支持了波特假说。然而,有一部分学者提出了相反的观点,认为环境规制会增加企业成本和生产约束,进而对企业创新产生负面影响(Antweiler 等,2001<sup>[11]</sup>; Becker,2011<sup>[12]</sup>)。

### 2. 企业绿色治理的影响因素研究

可持续发展理念的普及促使学者关注企业绿色治理的研究,早期的一些学者直接采用环境绩效类指标或者环境信息披露来作为绿色治理的代理变量。伴随着 ESG 评价的出现与发展,越来越多的学者开始采用 ESG 评价的综合性指标来衡量企业绿色治理表现(Dimson 等,2015<sup>[13]</sup>;Li 和 Wu,2020<sup>[14]</sup>;Yan 等,2021<sup>[15]</sup>;范云朋等,2023<sup>[16]</sup>)。例如,范云朋等(2023)<sup>[16]</sup>在研究中采用主成分分析法将中国研究数据服务平台的 ESG 数据合成为一项综合性指标,并作为绿色治理表现的代理变量。雷雷等(2023)<sup>[17]</sup>采用加总法将 ESG 数据合成为 ESG 净优势得分来测量企业绿色治理表现。这些测量方式虽然能够体现出企业绿色治理的总体表现,但未能涵盖环境责任、社会责任和治理责任三个维度的关联性。

当前关于企业绿色治理的影响因素研究主要集中于以下三个方面:一是内部治理因素对企业绿色治理的影响,包括公司规模(Drempetic 等,2020)<sup>[18]</sup>、公司高管(Welch 和 Yoon,2023)<sup>[19]</sup>、机构投资者(雷雷等,2023)<sup>[17]</sup>等。二是外部治理因素对企业绿色治理的影响,学者们研究了消费者绿色信息不对称(Ambec 和 Lanoie,2008)<sup>[20]</sup>、公众环境关注(Ren 和 Ren,2024)<sup>[21]</sup>、金融中介(Houston 和 Shan,2022)<sup>[22]</sup>等外部利益相关者的影响。三是制度环境因素对企业绿色治理的影响。制度环境是影响企业绿色治理的重要因素,学者们大多从制度理论视角展开研究,包括一系列环境规制手段对企业绿色治理的影响(Dimson 等,2015<sup>[13]</sup>;DiMaggio 和 Powell,1983<sup>[23]</sup>)。这些研究普遍认为环境规制作为一种重要的外部制度力量,会对企业造成一定的制度压力,最终推动企业绿色治理责任表现的改善。然而,一些学者发现环境规制压力可能会对企业绿色治理产生负面影响。Marquis 等(2016)<sup>[7]</sup>研究发现,环境规制造成了实质性履行绿色行动与象征性履行绿色行动之间的收益差距,促使虚假的绿色行动有利可图,导致“漂绿”行为的产生。Vashchenko(2017)<sup>[2]</sup>提出政府、社会和商业等不同外部群体会造成不同的制度压力,公司需要满足特定利益相关者的期望,并应在企业绿色治理相关决策中优先处理外部因素,导致一些公司为满足特定外部制度压力而采取“漂绿”策略。

综上所述,现有从环境制度角度研究企业绿色治理影响因素的研究结论尚不一致,传统观点

认为环境规制能够给企业带来环保压力,直接促使企业绿色治理水平提高;但也有文献发现,环境规制可能对企业绿色治理产生负面影响。更重要的是,上述研究基于对绿色治理总体性水平的测量方法,只对绿色治理总体水平进行考察,未能区分环境规制对三个责任维度的异质性影响,忽略了企业绿色治理机会主义行为。因此,本文将研究环境规制对企业绿色治理机会主义行为的影响。

### 三、理论分析与研究假设

肖红军(2024)<sup>[24]</sup>指出 ESG 本质上是企业的“影响管理”行为,涵盖“企业对环境与社会”和“环境与社会对企业”的双向影响。在 ESG 框架下,社会和环境中的可持续发展因素对企业运营与发展会产生影响,这种影响可以通过影响改变企业内外利益相关者的制度逻辑来实现。因此,本文认为,环境规制作为以保护环境为首要目的的强制性政策,强化了政府、投资者和管理者等利益相关者的环境逻辑,不可避免地改变企业内部的资源分配格局,导致绿色治理机会主义行为的发生。

对政府而言,环境规制是政府为满足国家绿色发展而主导的环保行动(Greenstone 和 Hanna, 2014)<sup>[25]</sup>,在环境规制较强的地区,意味着地方政府具有较强的环境逻辑,更加重视环保责任在企业绿色治理中的地位,通过行政处罚、环保奖励、社会表彰等手段来支持企业将资源投入到环境责任承担(Zeng 等, 2012)<sup>[26]</sup>。由于政府对企业环境责任的考核往往依赖于环保法律法规或者相关的政策文件,一些地区政府面临环保目标的一票否决“硬约束”(陶锋等, 2021)<sup>[27]</sup>,因而较少地考虑到企业承担环境责任的内部条件,常用统一标准考核内部状况不尽相同的企业。对于一些内部资源不足的企业,需要优先满足政府的环保要求,否则会面临合法性问题,导致企业不得不将履行社会责任和治理责任的资源投入到环境责任履行中,致使绿色治理机会主义行为的发生。

对投资者而言,企业能否持续经营是投资者关注的重要问题,环境规制属于社会上的强制性规范,企业违背环境规制将受到不同程度的处罚,自身合法性受到威胁,不利于投资者价值的实现。Marquis 等(2007)<sup>[28]</sup>研究发现,企业会受到社会规范性压力的影响,需要承担社会责任来获得社会的认可。因此,当企业所在地区的环境规制程度越高,投资者会主动将环境逻辑嵌入到企业价值实现之中,要求企业提高环境责任在内部资源配置中的地位,推动企业积极履行环境责任以满足合法性需求(Lewis 和 Mackenzie, 2000)<sup>[29]</sup>,进而提高企业声誉和竞争优势,促进投资者利益创造。在这种情况下,投资者对企业履行社会责任和治理责任的需求会被履行环境责任的需求挤占。相应地,对企业减少社会责任和治理责任投入的行为更加宽容,导致企业绿色治理机会主义行为的出现。

对管理者而言,环境规制带来实施环保行动的动力,并降低实施绿色治理机会主义行为的风险。管理者作为公司治理的重要主体,在环境规制较强的地区,会受到一系列与环保有关措施的影响,包括披露环境信息、签订绿色合约、实施绿色创新等(Bellamy 等, 2020)<sup>[30]</sup>。这些措施导致管理者自身利益与企业履行环境责任趋同,即通过加大环境责任方面的投入可以为管理者带来个人利益回报,从而诱发管理者机会主义行为(Barnea 和 Rubin, 2010)<sup>[31]</sup>,管理者通过减少社会责任和治理责任方面的投入,在短期内提高公司的环境绩效,通过实施绿色治理机会主义行为来实现个人利益最大化。此外,环境规制能够引导利益相关者关注环境问题,将环境责任嵌入到公司治理之中,这使得管理者转移资源来强化环境责任履行的行为得到合法性认同。管理者实施绿色治理机会主义行为不会受到其他利益相关者的阻拦,降低了社会责任和治理责任损失带来的惩罚风险,最终导致企业绿色治理机会主义行为的发生。

基于以上分析,本文提出如下假设:

H<sub>1</sub>: 限定其他条件,环境规制与企业绿色治理机会主义行为正相关。

## 四、研究设计

### 1. 数据来源

本文选取 2010—2020 年中国 A 股重污染行业上市公司作为研究对象。由于润灵环球社会责任数据从 2010 年开始,2020 年以后润灵环球改为发布 ESG 评级,指标体系发生较大变化,因此,为了避免指标体系变化的影响,本文选取 2010 年作为起始年份,2020 年作为结束年份。本文选择重污染行业上市公司作为研究对象的理由有如下三点:一是重污染行业企业是环境规制政策的主要实施对象和环境治理成本承担者,而环境规制是本文的主要解释变量,选用重污染行业上市公司可以保证这些公司受到环境规制的影响,即环境规制会对这些公司带来显著的制度压力,避免较少受到环境规制影响的非重污染行业样本的干扰。二是重污染行业企业涉及各类利益相关者,包括公司股东、员工、投资者、社会公众、政府等,需要兼顾各种利益相关者利益,履行相应的责任,并且这些利益相关者对重污染行业企业都有较强的利益诉求,公司需要提高绿色治理表现才能够获得合法性凭据,不存在只涉及一个或者两个责任履行的情况。三是在环境责任的评价上,重污染行业的评价标准一致,环境责任评价指标具有相对更高的可比性,降低了环境责任评价指标不同所带来的测量偏误。

环境保护部 2008 年《上市公司环保核查行业分类管理名录》(环办函[2008]373 号)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、制革和采矿业等行业定义为重污染行业。因此,本文结合证监会 2012 年《上市公司行业分类指引》,将以下上市公司行业代码定义为重污染行业:采矿业(B),酒、饮料和精制茶制造业(C15),纺织业(C17),皮革、毛皮、羽毛及其制品和制鞋业(C19),造纸和纸制品业(C22),石油加工、炼焦和核燃料加工业(C25),化学原料和化学制品制造业(C26),医药制造业(C27),化学纤维制造业(C28),橡胶和塑料制品业(C29),非金属矿物制品业(C30),黑色金属冶炼和压延加工业(C31),有色金属冶炼和压延加工业(C32),电力、热力生产和供应业(D44)。

在数据筛选方面,本文剔除数据缺失和异常的样本,得到了 8141 个有效观测值。同时,所有连续变量在 1% 和 99% 分位数上进行缩尾处理(Winsorize),以避免离群值对研究结果的影响。本文从润灵环球社会责任数据库获取社会责任评分数据和治理责任评分数据。由于润灵环球社会责任数据库环境责任评分缺失严重,环境评分数据从 CNRDS 数据库获得。财务数据从 CSMAR 数据库获得。公司治理数据来源于 CCER 经济金融数据库。各省份环境污染治理投资来自于《中国生态环境统计年报》。

### 2. 模型设计和变量说明

为了验证本文研究假设,构建如下模型:

$$PGE_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 ER_{i,t} + \sum CONTROL_{i,t} + \sum year_i + \sum industry_i + \sum province_i + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中,被解释变量  $PGE_{i,t}$  代表绿色治理机会主义行为。现有对企业绿色治理行为的评价大多基于 ESG 框架,对企业的环境责任、社会责任和治理责任三个维度进行评价。本文参考已有研究(Li 和 Wu, 2020<sup>[14]</sup>; Yan 等, 2021<sup>[15]</sup>; 李维安等, 2024<sup>[32]</sup>), 根据企业的环境责任评分、社会责任评分和治理责任评分来评价企业各个责任履行情况。具体包括以下三步:第一, CNRDS 数据库的环境评分指标包括环境有益的产品、减少三废的措施、循环经济、节约能源、绿色办公、环境认证、环境表彰和其他优势等八项内容。为了使不同项目之间具有可比性,本文运用主成分分析法对以上八项内容进行分析,将累计贡献率大于 80% 的前六个因子合成一项环境责任评价综合指标。第二,根据环境责任评分、社会责任评分和治理责任评分的行业一年度均值来评价该公司是否积极履行了该项责任。如果该项评分高于行业一年度均值,则认为该项责任履行情况较好,反之,则认为该项

责任履行情况较差。第三,本文将环境责任评分高于行业一年度均值,同时社会责任评分或者治理责任评分低于行业一年度均值的样本赋值为1,其余赋值为0。

解释变量 $ER_{i,t}$ 表示环境规制。现有文献的测量方式主要有两类:第一类是采用政策冲击来衡量环境规制;第二类是从环境规制所引发的环境后果来衡量环境规制强度。由于除去显性的政策性规制手段外,政府还存在隐性的环境规制手段,例如政府主导的反思、学习教育及环保指引等,采用政策冲击来衡量环境规制不能完全覆盖该地区的环境规制强度。因此,本文采用第二类的测量方式。环境规制强度主要包括环境治理投资、环保词汇词频、地区人均收入、环保机构监督次数、空气污染物排放量等。本文参考Antweiler等(2001)<sup>[11]</sup>的方法,使用省份的环境污染治理投资与规模以上工业企业的工业增加值的比值来衡量环境规制强度,环境规制的各类措施在实际实施中通常都会在环境投资中得到体现。这种度量方式综合考虑了实际环境治理投资的影响,有助于更全面、更准确地分析环境规制对企业绿色治理机会主义行为的作用。此外,考虑到省份内不同城市之间可能存在较大的地区差异性,本文在稳健性检验中采用了市级层面的环境规制进行检验。

控制变量( $CONTROL_{i,t}$ )包括资产规模( $SIZE_{i,t}$ )、资产收益率( $ROA_{i,t}$ )、经营净现金流( $CFO_{i,t}$ )、企业成长性( $GROWTH_{i,t}$ )等公司特征类变量(姜广省和卢建词,2023)<sup>[33]</sup>,以及大股东资金占用( $OCCUPY_{i,t}$ )、高管团队规模( $DSMNUM_{i,t}$ )、短视行为( $SHORT_{i,t}$ )、分析师关注( $ANAL_{i,t}$ )等公司治理类变量(李维安等,2024)<sup>[32]</sup>。此外,本文还控制了时间、行业和地区等固定效应的影响。

本文的主要研究变量定义如表1所示。

表1 主要研究变量定义

变量类型	变量符号	变量名称	变量定义
被解释变量	$PGE$	绿色治理机会主义行为	若该公司积极承担环境责任同时消极承担其他利益者相关责任则赋值为1,其余赋值为0
解释变量	$ER$	环境规制	各省环境污染防治投资/各省规模以上工业企业的工业增加值
控制变量	$SIZE$	资产规模	$\ln(\text{公司期末总资产})$
	$ROA$	资产收益率	公司期末净利润/公司期末总资产
	$CFO$	经营净现金流	公司期末经营现金总额/公司期末总资产
	$GROWTH$	企业成长性	托宾Q值
	$OCCUPY$	大股东资金占用	其他应收款净额/资产总计
	$DSMNUM$	高管团队规模	公司高级管理人员总人数
	$SHORT$	短视行为	管理者短视主义词汇字数/MDA报告总字数
	$ANAL$	分析师关注	$\ln(\text{一年内跟踪该企业的分析师的研报数量}+1)$

## 五、实证检验

### 1. 描述性统计

本文的描述性统计分析结果如表2所示。绿色治理机会主义行为( $PGE$ )的均值为0.0916,标准差为0.2885,说明样本中绿色治理机会主义行为占比为9.16%。环境规制( $ER$ )的均值为0.0314,标准差为0.0243,说明大多数企业的环境规制程度相对接近。控制变量方面,资产规模( $SIZE$ )的均值为22.1947,标准差为1.2612,表明样本企业的资产规模普遍较大。资产收益率( $ROA$ )的最大值为0.2096,最小值为-0.1780,均值为0.0441,表明大多数企业在样本期间是盈利的,但极差较大,

企业之间的盈利能力存在差异。经营净现金流(*CFO*)的均值为0.0581,说明样本企业的经营净现金流平均为5.81%。企业成长性(*GROWTH*)最大值为8.3199,最小值为0.8106,表明样本企业的成长性极差较大。大股东资金占用(*OCCUPY*)的均值为0.0112,中位数为0.0049,中位数低于均值,表明大股东资金占用的数据分布有一定的右偏性,部分公司存在较高的资金占用情况,导致均值上升。高管团队规模(*DSMNUM*)的均值为17.4517,表明样本企业的高管团队规模在17人左右。短视行为(*SHORT*)的均值均值为0.2308,表明短视行为在样本中是一个相对普遍的现象。分析师关注(*ANAL*)的均值为1.4635,标准差为1.1626,表明不同企业之间分析师关注的差异较大,某些企业受到的关注显著高于其他企业。

表 2 描述性统计分析

变量	观测值	均值	标准差	最小值	1/4分位	中位数	3/4分位	最大值
<i>PGE</i>	8141	0.0916	0.2885	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	1.0000
<i>ER</i>	8141	0.0314	0.0243	0.0072	0.0173	0.0242	0.0349	0.1409
<i>SIZE</i>	8141	22.1947	1.2612	19.9649	21.2809	22.0001	22.9200	25.9958
<i>ROA</i>	8141	0.0441	0.0586	-0.1780	0.0137	0.0404	0.0747	0.2096
<i>CFO</i>	8141	0.0581	0.0661	-0.1312	0.0196	0.0572	0.0963	0.2421
<i>GROWTH</i>	8141	1.9920	1.2842	0.8106	1.2146	1.5759	2.2379	8.3199
<i>OCCUPY</i>	8141	0.0112	0.0187	0.0000	0.0018	0.0049	0.0116	0.1178
<i>DSMNUM</i>	8141	17.4517	4.0640	11.0000	15.0000	17.0000	20.0000	31.0000
<i>SHORT</i>	8141	0.2308	0.1425	0.0000	0.1283	0.2062	0.3085	0.6959
<i>ANAL</i>	8141	1.4635	1.1626	0.0000	0.0000	1.3863	2.4849	3.7842

## 2. 基准回归分析

环境规制与企业绿色治理机会主义行为的回归结果如表3所示,回归方法为Logit回归。被解释变量为企业绿色治理机会主义行为(*PGE*),解释变量为环境规制(*ER*)。可以看出,第(1)列中环境规制(*ER*)与企业绿色治理机会主义行为(*PGE*)之间系数为7.1116,在1%水平上显著为正( $z$ 值=2.6597)。加入控制变量以后,第(2)列中环境规制(*ER*)的系数为6.5557,在5%水平上显著为正( $z$ 值=2.3177)。两列结果表明,环境规制促进了企业绿色治理机会主义行为,研究假设 $H_1$ 成立。造成以上结果的原因在于,环境规制作为以保护环境为首要目的的强制性政策,强化了政府、投资者和管理者等利益相关者的环境逻辑,不可避免地改变了企业内部的资源分配格局,导致绿色治理机会主义行为的出现。

表 3 环境规制对绿色治理机会主义行为的影响

变量	(1) <i>PGE</i>	(2) <i>PGE</i>
<i>ER</i>	7.1116*** (2.6597)	6.5557** (2.3177)
<i>SIZE</i>		0.3861*** (4.5680)
<i>ROA</i>		-4.5210*** (-3.3518)
<i>CFO</i>		2.2994** (2.3444)
<i>GROWTH</i>		-0.3749*** (-2.9632)

续表 3

变量	(1) <i>PGE</i>	(2) <i>PGE</i>
<i>OCCUPY</i>		-8.8928** (-2.0529)
<i>DSMNUM</i>		0.0461** (2.5749)
<i>SHORT</i>		0.9504** (2.0211)
<i>ANAL</i>		0.2768*** (3.7437)
常数项	-2.0438*** (-4.1760)	-11.1707*** (-5.7684)
时间/行业/地区固定效应	是	是
伪 R <sup>2</sup>	0.1028	0.1904
观测值	8141	8141

注:\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%水平上显著(双尾);括号中为z值,下同

### 3. 稳健性检验

(1)工具变量法检验。考虑到主要回归模型中可能存在遗漏变量造成的内生性问题,本文参考陈诗一和陈登科(2018)<sup>[34]</sup>的研究,选择政府工作报告中与环保相关的词频占比(*WF*)作为环境规制的工具变量。工具变量的选取理由在于:第一,政府工作报告具有一定的内容框架,特定词汇的提及频率是理解政府行为的重要文本,政府工作报告中环境相关词汇的词频占比提高体现出地方政府环境规制的意识(陈诗一和陈登科,2018)<sup>[34]</sup>,直接影响环境规制力度,满足工具变量的相关性要求。第二,政府工作报告是省级层面变量,其他相关变量是企业层面变量,与随机扰动项不相关(陈诗一和陈登科,2018)<sup>[34]</sup>,满足工具变量的外生性要求。

工具变量法的回归结果如表4所示。可以看出,第(1)列和第(2)列为第一阶段回归结果,*WF*的回归系数均在1%水平上显著为正,且Wald检验拒绝了原假设,说明政府工作报告中与环保相关的词频占比与内生解释变量相关,满足工具变量相关性要求。第(3)列中环境规制(*ER*)的系数为60.0022,在1%水平上显著为正( $z=4.4355$ )。第(4)列中环境规制(*ER*)的系数为51.9079,也在1%水平上显著为正( $z=2.7899$ )。回归结果表明,在采用工具变量法后,主要研究结论依旧成立。

表 4

工具变量法检验

变量	第一阶段		第二阶段	
	(1) <i>ER</i>	(2) <i>ER</i>	(3) <i>PGE</i>	(4) <i>PGE</i>
<i>ER</i>			60.0022*** (4.4355)	51.9079*** (2.7899)
<i>WF</i>	1.3329*** (5.1878)	1.3226*** (5.1450)		
常数项	0.0159*** (14.3157)	0.0155*** (4.8285)	-1.8515*** (-10.4996)	-6.0680*** (-8.3166)
控制变量	未控制	控制	未控制	控制
时间/行业/地区固定效应	是	是	是	是
观测值	8141	8141	8141	8141
Wald 检验	7.6885***	3.9597**	7.6885***	3.9597**

(2) 更换企业绿色治理机会主义行为度量方式。在前文中本文采用主成分分析法将环境评分指标合成为一项综合指标,考虑到主成分分析法存在一定的信息量缺失问题,本文将八项环境评分指标相加得到环境责任评价综合指标,然后再计算出企业绿色治理机会主义行为( $PGE\_new$ ),代入到回归模型中进行检验。回归结果如表 5 所示,第(1)列中环境规制( $ER$ )的系数为 6.1526,在 5% 水平上显著为正( $z=2.3903$ )。第(2)列中环境规制( $ER$ )的系数为 5.6769,在 5% 水平上显著为正( $z=1.9849$ )。以上结果表明,更换企业绿色治理机会主义行为度量方式后,环境规制依旧促进了企业绿色治理机会主义行为。

表 5 更换绿色治理机会主义行为度量方式

变量	(1) $PGE\_new$	(2) $PGE\_new$
$ER$	6.1526** (2.3903)	5.6769** (1.9849)
常数项	-1.6809*** (-3.7986)	-15.3201*** (-8.4383)
控制变量	未控制	控制
时间/行业/地区固定效应	是	是
伪 $R^2$	0.1076	0.2209
观测值	8141	8141

(3) 扩大企业绿色治理机会主义行为范围。本文将绿色治理机会主义行为限定为企业在环境责任得分高于行业均值的同时,社会责任和股东责任得分低于行业均值的情况。现实中还存在一种可能,即企业三项得分都高于行业均值,但环境责任得分的偏离比例更高。在这种情况下,企业可能在整体绿色治理评价中更加强调环境责任,即使在其他方面表现良好。为此,本文将这类情况也纳入到企业绿色治理机会主义行为的定义和度量之中,并进行回归检验。表 6 列示了扩大企业绿色治理机会主义行为范围的回归结果,可以看出,第(1)列和第(2)列中  $ER$  的系数均显著为正,说明在扩大企业绿色治理机会主义行为范围之后,研究假设  $H_1$  依旧成立。

表 6 扩大企业绿色治理机会主义行为范围

变量	(1) $PGE\_expand$	(2) $PGE\_expand$
$ER$	5.6383** (2.1042)	5.1703* (1.7318)
常数项	-1.6556*** (-3.6045)	-13.4586*** (-7.5055)
控制变量	未控制	控制
时间/行业/地区固定效应	是	是
伪 $R^2$	0.0965	0.2052
观测值	8141	8141

(4) 更换环境规制的度量方式。为进一步提高主要回归结果的稳健性,本文更换环境规制的度量方式,采用各省份环境污染治理投资与各省份 GDP 的比值分别作为变量。回归结果如表 7 所示,第(1)列中环境规制( $ER\_new$ )的系数为 16.6240,在 5% 水平上显著为正( $z=2.0426$ )。第(2)列中环境规制( $ER\_new$ )的系数为 13.9525,在 10% 水平上显著为正( $z=1.6710$ )。可以看出,在更换环境规制的度量方式后,主要回归结果基本保持不变。

表 7 更换环境规制的度量方式

变量	(1) <i>PGE</i>	(2) <i>PGE</i>
<i>ER_new</i>	16.6240** (2.0426)	13.9525* (1.6710)
常数项	-2.0516*** (-4.1586)	-11.1704*** (-5.7717)
控制变量	未控制	控制
时间/行业/地区固定效应	是	是
伪 R <sup>2</sup>	0.1025	0.1901
观测值	8141	8141

(5)个体固定效应回归模型。在主要回归模型中可能存在一些不随时间变化因素干扰,本文在模型中控制个体固定效应来检验。回归结果如表 8 所示,在控制个体固定效应后,样本量减至 2122,这是因为部分样本的绿色治理机会主义行为(*PGE*)在观测期间未发生改变,其中没有出现绿色治理机会主义行为的样本损失较多。第(1)列中环境规制(*ER*)的系数为 12.4311,在 1% 水平上显著为正( $z=2.9402$ )。第(2)列中环境规制(*ER*)的系数为 12.9510,在 1% 水平上显著为正( $z=3.0138$ )。以上结果表明,消除个体固定效应的干扰后,研究结论依旧保持成立。

表 8 个体固定效应回归模型

变量	(1) <i>PGE</i>	(2) <i>PGE</i>
<i>ER</i>	12.4311*** (2.9402)	12.9510*** (3.0138)
控制变量	未控制	控制
时间/个体固定效应	是	是
伪 R <sup>2</sup>	0.0131	0.0599
观测值	2122	2122

(6)城市层面的环境规制。考虑到省份内部不同城市之间可能存在较强的地区差异性,本文参考韩超等(2016)<sup>[35]</sup>、王杰和李治国(2023)<sup>[36]</sup>的研究,采用城市层面的工业污染治理完成投资额与城市第二产业增加值的比值乘以 100 来测量城市层面的环境规制(*ER\_city*)。其中,城市层面的工业污染治理完成投资采用省级层面的工业污染治理完成投资与该城市所占份额的比值来表示,而城市所占份额为城市工业废气排放量占其所属省份的工业废气排放量的比值。

表 9 列示了基准回归结果,模型中的地区固定效应也相应地更换为城市层面的地区固定效应。由于控制城市固定效应会导致 Logit 回归不收敛,因此改用 Probit 回归,并不再进行个体层面的 Cluster 调整。从结果可以看出,第(1)列和第(2)列中环境规制(*ER\_city*)的系数均在 1% 水平上显著为正,说明在采用城市层面的环境规制变量后,基准回归结果基本保持不变。

表 9 城市层面的环境规制

变量	(1) <i>PGE</i>	(2) <i>PGE</i>
<i>ER_city</i>	3.6784*** (2.7609)	4.0292*** (2.8197)
常数项	-7.0780 (-0.0034)	-13.2381 (-0.0064)
控制变量	未控制	控制
时间/行业/地区固定效应	是	是
伪 R <sup>2</sup>	0.2372	0.3131
观测值	6769	6769

## 六、进一步分析

### 1. 环境规制促进企业绿色治理机会主义行为的机制分析

(1) 环保压力的影响机制。环境规制增大了企业的环保压力,引发企业绿色治理机会主义行为。制度理论认为,制度逻辑是社会塑造不同部门规范、价值观、假设和实践的主要原则(Aguilera等,2007)<sup>[3]</sup>。环境逻辑、社会逻辑和股东制度逻辑在绿色治理中复杂交织,环境逻辑以环境保护为导向,社会逻辑以社会正义为导向,股东逻辑以股东财富最大化为导向(Yan等,2021)<sup>[15]</sup>。当组织服从相应的制度逻辑并遵循对组织结构和过程的社会规范时,它们运营时就能获得更高的合法性、更多的资源和更强的生存能力(Bansal和Clelland,2004)<sup>[37]</sup>。环境规制作为一种以保护环境为首要目的的正式制度,是市场中所有企业遵守的规范,具有强烈的环境引导性,是环境逻辑实现的国家手段(Ryan,2012)<sup>[38]</sup>。环境规制通过环境保护管理、污染防治、环保处罚等一系列手段对企业不履行环境责任的行为进行惩戒,直接加大企业破坏环境的成本,加大企业履行环境责任的制度压力。同时,环境规制对社会具有一定的意识引导作用,通过传递政府保护生态环境的决心和实际行动,增强辖区内各主体的环保意识,提高了企业的利益相关者对环境责任的直接需求(Lewis和Mackenzie,2000)<sup>[29]</sup>。这些利益相关者会要求企业遵守相关的环境保护制度,主动履行政府和社会要求的环境责任(Dhaliwal等,2011)<sup>[39]</sup>,进而增大了企业履行环境责任的压力。因此,从制度逻辑兼容性上看,环境规制增大了企业履行环境责任的压力,而这种压力冲击了企业绿色治理中的社会逻辑和股东逻辑,改变了企业内部资源分配方式,将用于履行社会责任和治理责任的资源转移到履行环境责任上,从而提高自身的环境绩效表现,满足利益相关者的环境诉求,最终导致企业绿色治理机会主义行为的出现。

为了检验环保压力的影响机制,本文构建了如下中介模型:

$$ESP_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 ER_{i,t} + \sum CONTROL_{i,t} + \sum year_i + \sum industry_i + \sum province_i + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

$$PGE_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 ER_{i,t} + \alpha_2 ESP_{i,t} + \sum CONTROL_{i,t} + \sum year_i + \sum industry_i + \sum province_i + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

其中, $ESP_{i,t}$ 表示环保压力。对于企业所承受的环保压力,主要有两种度量方式:一种是企业当年污染物排放量,污染排放量越多的企业所承受的环保压力越大;另一种是企业当年新增的环境资本性支出,环境资本性支出是企业当年用于保护环境的资本性支出,企业在受到较大环保压力的情况下,会加大环境资本性支出来满足环保要求。相较于污染物排放量,环境资本性支出能较为直接地体现出企业当年的环保压力,因此,本文选用环境资本性支出来衡量企业的环保压力。具体地,本文将上市公司年报附注中“在建工程”项目有关环保的资本性项目加总得到新增环境资本支出,再将公司新增环境资本支出除以期末总资产后乘以100得到环保压力( $ESP_{i,t}$ )。

环保压力影响机制的回归结果如表10所示。第(1)列和第(2)列为模型(2)的回归结果,第(1)列中环境规制( $ER$ )与环保压力( $ESP$ )之间系数为0.5848,在5%水平上显著为正( $t=2.0689$ );第(2)列中环境规制( $ER$ )与环保压力( $ESP$ )之间系数为0.5811,在5%水平上显著为正( $t=2.0579$ ),说明环境规制增大了企业的环保压力。第(3)列和第(4)列为模型(3)的回归结果,第(3)列中环境规制( $ER$ )与绿色治理机会主义行为( $PGE$ )的系数为6.9236,在5%水平上显著为正( $z=2.5616$ );第(4)列中环境规制( $ER$ )与绿色治理机会主义行为( $PGE$ )的系数为6.3629,在5%水平上显著为正( $z=2.2238$ )。以上回归结果表明,环保压力在环境规制促进企业绿色治理机会主义行为的过程中发挥了中介作用,验证了环保压力的影响机制。环境规制改变了利益相关者的制度逻辑,使其对公司的环境诉求增大,提高了环保压力,进而导致公司出现绿色治理机会主义行为。

表 10 环保压力的影响机制

变量	(1)ESP	(2)ESP	(3)PGE	(4)PGE
ER	0.5848** (2.0689)	0.5811** (2.0579)	6.9236** (2.5616)	6.3629** (2.2238)
ESP			0.2568* (1.7849)	0.2218* (1.6699)
常数项	0.0469*** (5.1319)	0.0866 (0.8368)	-2.0343*** (-4.1598)	-11.2307*** (-5.7917)
控制变量	未控制	控制	未控制	控制
时间/行业/地区固定效应	是	是	是	是
调整 R <sup>2</sup> /伪 R <sup>2</sup>	0.0261	0.0287	0.1037	0.1910
观测值	8141	8141	8141	8141

(2)代理问题的影响机制。环境规制加剧了企业的代理问题,导致绿色治理机会主义行为的发生。依据代理理论,由于利益冲突和信息不对称的存在,导致了代理问题的出现,股东需要对管理者实施监督来降低代理成本。环境规制增大了管理者履行环境责任与其他责任之间的利益分歧,履行环境责任可以为管理者带来直接的收益,包括直接的薪酬收益和间接的声誉收益。Barnea和Rubin(2010)<sup>[31]</sup>研究发现,在社区高度认可的情况下,高管会过度投资企业的环境责任,来获得名誉、社会资本和内部影响力。因此,满足环境规制的要求所带来的收益为管理者实施绿色治理机会主义行为提供了动力,在一定程度上引发了绿色代理问题的发生。同时,环境规制为企业绿色治理机会主义行为提供了合法性依据(Ambec和Lanoie,2008)<sup>[20]</sup>,履行环境责任可以成为管理者解释降低其他利益相关者资源配置的工具,降低了股东对管理者的监督效力。管理者可以利用自身的信息优势,将本该用于提升股东价值的资源转移到履行环境责任上,导致绿色治理机会主义行为。因此,环境规制为管理者履行环境责任提供了现实收益和合法性依据,加剧了企业的绿色代理问题。管理者为在短期内实现自身收益最大化,通过降低社会责任和治理责任履行的资源投入来改善环境责任表现,最终导致企业出现绿色治理机会主义行为。

为了检验代理问题的影响机制,本文构建了如下中介模型:

$$AGC_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 ER_{i,t} + \sum CONTROL_{i,t} + \sum year_i + \sum industry_i + \sum province_i + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

$$PGE_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 ER_{i,t} + \alpha_2 AGC_{i,t} + \sum CONTROL_{i,t} + \sum year_i + \sum industry_i + \sum province_i + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

其中,AGC<sub>i,t</sub>表示代理成本,本文参考McNichols(2002)<sup>[40]</sup>的研究,采用盈余管理成本衡量。具体地,本文对模型(6)按照年度一行业进行分组回归后,得到每一个企业各年度的残差,再对残差取绝对值得到代理成本AGC<sub>i,t</sub>。

$$TCA_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 CFO_{i,t-1} + \alpha_2 CFO_{i,t} + \alpha_3 CFO_{i,t+1} + \alpha_4 \Delta REV_{i,t} + \alpha_5 PPE_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (6)$$

其中,TCA<sub>i,t</sub>是指营运资本的变动,等于期末利润总额与期末营业外收入之和减去营业外支出和现金流量之和再除以总资产。CFO<sub>i,t</sub>指当年经营现金流量,等于期末经营现金流量与期末总资产之比。ΔREV<sub>i,t</sub>代表营业收变动量,等于前后两年营业收入之差与期末总资产之比。PPE<sub>i,t</sub>是期末总资产账面价值,等于固定资产净额与期末总资产之比。

代理问题的影响机制回归结果如表11所示。第(1)列和第(2)列为模型(4)的回归结果,第(3)列和第(4)列为模型(5)的回归结果。可以看出,第(1)列和第(2)列中环境规制(ER)与代理成本(AGC)之间回归系数均显著为正,表明环境规制触发了管理者的短视行为,增强了企业的代理问题。第(3)列和第(4)列中环境规制(ER)与绿色治理机会主义行为(PGE)的系数显著为正,验证了

代理问题的中介作用。环境规制越强的地区,管理者通过履行环境责任获得的利益越多、面临的风险越低,进而出现绿色代理问题,导致绿色治理机会主义行为的发生。

表 11 代理问题的影响机制

变量	(1)AGC	(2)AGC	(3)PGE	(4)PGE
ER	0.0728*** (2.6113)	0.0753*** (2.7268)	6.8688** (2.5705)	5.9409** (2.1013)
AGC			3.3795* (1.7684)	6.4668*** (3.2472)
常数项	0.0292*** (31.4335)	0.0287*** (3.5057)	-2.1627*** (-4.3209)	-11.3749*** (-5.8034)
控制变量	未控制	控制	未控制	控制
时间/行业/地区固定效应	是	是	是	是
调整 R <sup>2</sup> /伪 R <sup>2</sup>	0.0346	0.0525	0.1038	0.1935
观测值	8141	8141	8141	8141

## 2. 环境规制促进绿色治理机会主义行为的异质性分析

环境规制导致了企业环保压力和代理问题,从而导致了绿色治理机会主义行为的发生,而企业外部环境和内部环境都可能改变环境规制对这种影响机制的作用。因此,本文从企业内外部环境角度,选取了媒体关注、政府与市场的关系、融资约束和产权性质四个因素对环境规制与企业绿色治理机会主义行为之间关系的影响进行异质性分析。

(1)媒体关注异质性分析。媒体在社会信息传播中发挥着重要作用,对企业经营活动、公司治理以及企业价值等方面具有较大的舆论影响。媒体可以把企业内部经营的信息传播给利益相关者,减少企业与利益相关者之间的信息隔阂(王云等,2017)<sup>[41]</sup>。因此,媒体关注可以将公司内部环境责任履行情况传递出去,引起相关行政机构的介入(李培功和沈艺峰,2010)<sup>[42]</sup>。企业需要增加环境责任履行来应对环境规制给企业带来的环保压力,否则,一旦未能达到利益相关者的要求,企业可能会受到政府的惩罚,这促使企业通过绿色治理机会主义行为来规避负面影响。同时,媒体具有一定的社会观念构建的作用,能够改变利益相关者对企业的评价,企业需要做出哪些行为才能够满足利益相关者对企业的期望(McCombs,2005)<sup>[43]</sup>,使得在环境规制水平较高的地区,利益相关者对企业改变内部资源配置的行为更能容忍,为管理者实施绿色治理机会主义行为提供了舆论条件。因此,媒体关注加强了环境规制对绿色治理机会主义行为的影响。

本文参考王云等(2017)<sup>[41]</sup>的研究,根据公司网络新闻数量的年度一行业均值划分高媒体关注和低媒体关注两个样本,回归结果如表 12 所示。第(1)列和第(2)列中环境规制(ER)与绿色治理机会主义行为(PGE)之间系数在高媒体关注样本中显著为正,在低媒体关注样本中不再显著。第(3)列和第(4)列中环境规制(ER)与绿色治理机会主义行为(PGE)之间系数在高媒体关注样本中显著为正,在低媒体关注样本中不再显著。以上结果表明,媒体关注强化了环境规制对企业绿色治理机会主义行为的正向作用。原因在于,较高的媒体关注度提高了环境规制带来的制度压力,企业的环保压力提升,出现绿色治理机会主义行为的概率更高。

表 12 媒体关注的影响

变量	(1)高媒体关注	(2)低媒体关注	(3)高媒体关注	(4)低媒体关注
ER	13.0340*** (4.2616)	1.6400 (0.3931)	12.3066*** (3.6485)	-0.2701 (-0.0674)

续表 12

变量	(1)高媒体关注	(2)低媒体关注	(3)高媒体关注	(4)低媒体关注
常数项	-2.2601*** (-3.4933)	-1.7569*** (-3.1355)	-14.2949*** (-5.9137)	-8.3650*** (-3.1568)
控制变量	未控制	未控制	控制	控制
时间/行业/地区固定效应	是	是	是	是
伪 R <sup>2</sup>	0.0346	0.0525	0.1038	0.1935
观测值	2951	5190	2951	5190
Chow 检验	3.4331***		2.4037***	

注:Chow 检验原假设为两组之间不存在结构性突变,下同

(2)政府与市场关系异质性分析。政府对市场的干预程度深刻影响了企业行为,干预程度越高,企业应对政府的合法性需求就越强,越需要优先满足合规要求才能够持续经营下去(Wang等,2012)<sup>[44]</sup>。由于中国各地区市场化进程存在一定的差异,地方政府对市场和企业的干预程度不同,这导致环境规制给企业带来的影响也有区别。具体而言,在政府与市场关系较为协调的地区,政府对市场的干预程度较轻,减少了政府对企业的约束,企业应对政府的合法性需求的优先级降低,减少了企业的环保压力,从而削弱了环境规制对绿色治理机会主义行为的作用。反之,在政府与市场关系不协调的地区,企业更需要遵守政府颁布的环境制度规范,将资源更多地用于履行环境责任,增强了环境规制对绿色治理机会主义行为的作用。因此,在政府与市场关系较为协调的地区,环境规制对企业产生的环保压力较小,降低出现绿色治理机会主义行为的概率。

政府与市场关系根据《中国各地区市场化指数》的政府与市场关系指数的年度均值高低划分两个样本,数值越高,表明所在地区政府与市场关系越好,回归结果如表 13 所示。环境规制(ER)与绿色治理机会主义行为(PGE)之间系数在第(1)列和第(3)列政府与市场关系指数较高样本中不再显著,在第(2)列和第(4)列政府与市场关系指数较低样本中显著为正,说明政府与市场关系削弱了环境规制对企业绿色治理机会主义行为的促进作用。以上结果说明,良好的政府与市场关系能够缓解环境规制所带来的制度压力,企业可以将资源较为均衡地用于各项责任履行中,从而更好地实现绿色治理,降低绿色治理机会主义行为的发生。

表 13 政府与市场关系的影响

变量	(1)高政府与市场关系	(2)低政府与市场关系	(3)高政府与市场关系	(4)低政府与市场关系
ER	-7.3566 (-0.9157)	7.3549** (2.3720)	-8.3388 (-1.0060)	6.6467** (2.0428)
常数项	-1.9578*** (-2.5896)	-2.6295*** (-3.1102)	-13.3526*** (-4.8055)	-9.5115*** (-3.6907)
控制变量	未控制	未控制	控制	控制
时间/行业/地区固定效应	是	是	是	是
伪 R <sup>2</sup>	0.1001	0.1275	0.1983	0.2110
观测值	4141	4000	4141	4000
Chow 检验	2.1355***		2.0994***	

(3)融资约束异质性分析。在内部资源有限的情况下,环境规制促使企业内部资源集中在环境责任履行上,导致社会责任或治理责任履行的缺失,这种现象在融资约束较高的企业中会更加显著。当企业面临较高的融资约束,内部资源会更加匮乏,而在环境规制带来的制度压力下,仍需优先提高环境绩效以满足利益相关者的诉求,进而导致其他方面的资源投入下降程度更高,更容

易出现绿色治理机会主义行为。总之,在融资约束较强的企业中,环境规制对绿色治理机会主义行为的作用更加大。

本文根据SA指数的年度-行业均值划分高低融资约束两个样本,SA指数参考Cheng等(2014)<sup>[45]</sup>,根据如下模型(7)计算得来。 $SA_{i,t}$ 为负值,数值越大,企业面临的融资约束程度越高。

$$SA_{i,t} = -0.737 \times SIZE_{i,t} + 0.043 \times SIZE_{i,t}^2 - 0.04 \times LIST_{i,t} \quad (7)$$

回归结果如表14所示。环境规制(ER)与绿色治理机会主义行为(PGE)之间系数在第(1)列和第(3)列高融资约束样本中显著为正,在第(2)列和第(4)列低融资约束样本中不再显著,说明融资约束强化了环境规制对绿色治理机会主义行为的促进作用。公司为满足环境规制要求,需要将履行社会责任和治理责任的资源转移到环境责任履行上,而在资源匮乏的情况下,社会责任和治理责任的履行水平更可能出现下降,导致绿色治理机会主义行为发生的概率提升。

表 14 融资约束的影响

变量	(1)高融资约束	(2)低融资约束	(3)高融资约束	(4)低融资约束
ER	10.6705** (2.1751)	3.6270 (1.0485)	11.9042** (2.2711)	4.2079 (1.1540)
常数项	-2.3037*** (-3.1417)	-1.6416** (-2.3891)	-12.6250*** (-3.9382)	-11.1567*** (-3.8967)
控制变量	未控制	未控制	控制	控制
时间/行业/地区固定效应	是	是	是	是
伪 R <sup>2</sup>	0.1437	0.1387	0.2031	0.2077
观测值	4788	3353	4788	3353
Chow 检验	7.6540***		4.2926***	

(4)产权性质异质性分析。与非国有企业相比,国有企业具有一般和特殊的双重特性,相较于营利性,制度背景赋予社会性更强,这造成国有企业会受到环境规制更深的影 响。在政府主导的环境规制中,国有企业发挥着先锋和表率的作用,有着相对更大的制度压力,在其经营业绩考核中涵盖了落实企业环境责任情况的内容(Chun, 2009)<sup>[46]</sup>,需要将尽可能多的资源投入到环境保护中,以满足政府的环境规制要求,这可能导致国有企业更容易出现转移社会责任和治理责任资源的行为,发生绿色治理机会主义行为的概率更高。此外,由于政府目标导向性的存在,国有企业的管理者在满足环境规制的情况下,更容易将资源集中在环境责任上而不必担心受到问责。相反,这种行为可能会受到地方政府的认同,在短期内实现政府环保目标,环境规制所赋予的绿色行为的合法性更强。因此,在国有企业中,环境规制可能导致更大的环保压力,管理者的绿色行为的合法性较高,更容易出现绿色治理机会主义行为。

本文按照产权性质划分出国有企业和非国有企业两个样本,回归结果如表15所示。环境规制(ER)与绿色治理机会主义行为(PGE)之间系数在第(1)列和第(3)列国有企业样本中显著为正,在第(2)列和第(4)列非国有企业样本中不再显著,说明相比于非国有企业,在国有企业中环境规制对绿色治理机会主义行为的促进作用更强。可能的原因在于,国有企业具有较强的政治属性,受到政府的影响较大,环境规制作为政府主导的强制性内容,国有企业需要优先满足政府的环保要求,即便其他责任承担出现下滑,从而导致绿色治理机会主义行为的发生。

表 15 产权性质的影响

变量	(1)国有企业	(2)非国有企业	(3)国有企业	(4)非国有企业
ER	9.9226*** (2.9413)	3.8347 (0.7536)	8.7627** (2.3920)	3.0599 (0.5589)

续表 15

变量	(1)国有企业	(2)非国有企业	(3)国有企业	(4)非国有企业
常数项	-1.8246*** (-3.2570)	-3.3445*** (-2.9829)	-6.7089** (-2.2249)	-14.6254*** (-4.8707)
控制变量	未控制	未控制	控制	控制
时间/行业/地区固定效应	是	是	是	是
伪 R <sup>2</sup>	0.1421	0.0896	0.2224	0.1691
观测值	3098	5043	3098	5043
Chow 检验	6.2244***		3.7490***	

## 七、结论与启示

### 1. 研究结论

环境规制有利于企业降低自身环境污染、践行环境责任,但也加剧了不同制度逻辑兼容性问题,导致企业出现违背绿色治理理念的行为。本文基于制度理论和代理理论,研究了环境规制对企业绿色治理机会主义行为的驱动机制和内外环境的情境差异。实证结果表明:环境规制促进了企业绿色治理机会主义行为产生,原因在于环境规制提高了企业环保压力,加剧代理问题,在内部资源有限的现实情况下,企业出现了“顾此失彼”的绿色治理机会主义行为。基于内外环境的异质性分析表明,在高媒体关注度、低政府与市场的关系、高融资约束和国有企业的样本中,环境规制对绿色治理机会主义行为的促进作用更强。综上所述,环境规制会引发企业绿色治理机会主义行为,且在环保压力越大、代理问题越严重的情况下,这种关系更加显著。

### 2. 政策建议

基于研究结论,本文提出以下三点政策建议:

第一,优化环境规制政策,推动企业全面绿色发展。本文的研究表明,当前的环境规制在促进企业环境责任履行是有效的,激励企业在追求经济效益的同时,兼顾环境保护,实现可持续发展目标。但为了避免企业片面履行环境责任,忽视社会责任和治理责任,环境规制政策应充分考虑人与自然包容性发展,采用兼顾利益相关者利益的绿色治理评价标准。政府在制定和颁布环境规制政策时,不应走入盲目强调环境绩效的误区,应结合企业现实经营状况,将各类利益相关者纳入到政策考量之中,对企业绿色治理行为实施全面的绿色治理评价标准。这不仅可以减少企业绿色治理机会主义行为,还能更有效地推动企业全面绿色发展。

第二,政府应引导社会利益相关者关注企业综合绿色治理行为。环境规制会引导社会利益相关者关注企业的环境绩效表现,但给企业带来了较大的舆论压力,需要优先提高环境绩效来维持经营所需的合法性需求。因此,政府应加强绿色治理评价体系建设,完善企业绿色治理信息披露标准,引导社会利益相关者全面认识企业绿色治理行为,避免对环境责任的过度关注,降低企业面临的环保压力,使其能更好地在发展中结合自身经营状况来实施绿色发展战略,避免出现绿色治理机会主义行为的发生。

第三,从顶层设计层面建立完善的绩效考核体系,引导管理者树立科学的企业绿色治理观。环境规制会导致管理者与公司股东利益出现分歧,绿色治理机会主义行为可以让管理者获得更大收益,但不利于股东价值的实现。因此,企业要从顶层设计层面构建以提升公司的绿色发展水平和可持续发展能力为重点的绩效考核体系,将环境责任、社会责任和公司价值创造纳入到统一的评价标准,推动在履行环境责任的问题上管理者与股东利益趋同,避免管理者盲目追求财务绩效或者环境绩效,进而从激励约束机制角度限制管理者短视行为的发生,削弱企业绿色治理机会主

义行为的代理动因。

### 3. 研究展望

首先,本文从外部环境规制视角出发,研究其对绿色治理机会主义行为的影响,未来可以进一步从其他外部影响因素(例如公众压力等)和内部影响因素(例如投资者参与、董事会治理等)展开研究,丰富企业绿色治理机会主义行为动机研究。其次,本文在对企业绿色治理机会主义行为变量的测量中,没有区分环境责任、社会责任和治理责任三种责任的类型,不同的类型组合可以产生不同类型的绿色治理机会主义行为,未来可以从这一角度展开研究。最后,本文使用了重污染行业的企业样本,未来可以考察在非重污染行业中有哪些因素会导致企业绿色治理机会主义行为的发生,以及重污染企业与非重污染企业在绿色治理机会主义行为形成机制和表现上的异同,进而提出更具行业针对性的指导建议。

### 参考文献

- [1]李维安,张耀伟,郑敏娜,李晓琳,崔光耀,李惠.中国上市公司绿色治理及其评价研究[J].北京:管理世界,2019,(5):126-133.
- [2]Vashchenko, M. An External Perspective on CSR: What Matters and What Does Not? [J]. *Business Ethics: A European Review*, 2017, 26, (4): 396-412.
- [3]Aguilera, R. V., D. E. Rupp, and C. A. Williams, et al. Putting the S Back in Corporate Social Responsibility: A Multilevel Theory of Social Change in Organizations [J]. *Academy of Management Review*, 2007, 32, (3): 836-863.
- [4]肖红军,张俊生,李伟阳.企业伪社会责任行为研究[J].北京:中国工业经济,2013,(6):109-121.
- [5]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].北京:经济管理,2021,(6):136-155.
- [6]唐国平,孙洪锋.环境规制、风险补偿与高管薪酬——基于新《环境保护法》实施的经验证据[J].北京:经济管理,2022,(7):140-158.
- [7]Marquis, C., M. W. Toffel, and Y. H. Zhou. Scrutiny, Norms, and Selective Disclosure: A Global Study of Greenwashing [J]. *Organization Science*, 2016, 27, (2): 483-504.
- [8]Porter, M. E., and C. V. D. Linde. Toward a New Conception of the Environment-Competitiveness Relationship [J]. *Journal of Economic Perspectives*, 1995, 9, (4): 97-118.
- [9]Li, Z., G. Liao, and K. Albitar. Does Corporate Environmental Responsibility Engagement Affect Firm Value? The Mediating Role of Corporate Innovation [J]. *Business Strategy and the Environment*, 2020, 29, (3): 1045-1055.
- [10]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].北京:经济研究,2020,(9):192-208.
- [11]Antweiler, W., B. R. Copeland, and M. S. Taylor. Is Free Trade Good for the Environment? [J]. *American Economic Review*, 2001, 91, (4): 877-908.
- [12]Becker, R. A. Local Environmental Regulation and Plant-Level Productivity [J]. *Ecological Economics*, 2011, 70, (12): 2516-2522.
- [13]Dimson, E., O. Karakas, and X. Li. Active Ownership [J]. *The Review of Financial Studies*, 2015, 28, (12): 3225-3268.
- [14]Li, J., and D. Wu. Do Corporate Social Responsibility Engagements Lead to Real Environmental, Social, and Governance Impact? [J]. *Management Science*, 2020, 66, (6): 2564-2588.
- [15]Yan, S., J. Almandoz, and F. Ferraro. The Impact of Logic (in) Compatibility: Green Investing, State Policy, and Corporate Environmental Performance [J]. *Administrative Science Quarterly*, 2021, 66, (4): 903-944.
- [16]范云朋,孟雅婧,胡滨.企业 ESG 表现与债务融资成本——理论机制和经验证据[J].北京:经济管理,2023,(8):123-144.
- [17]雷雷,张大永,姬强.共同机构持股与企业 ESG 表现[J].北京:经济研究,2023,(4):133-151.
- [18]Drempetic S., C. Klein, and B. Zwergel. The Influence of Firm Size on the ESG Score: Corporate Sustainability Ratings Under Review [J]. *Journal of Business Ethics*, 2020, 167: 333-360.
- [19]Welch K., and A. Yoon. Do High-Ability Managers Choose ESG Projects that Create Shareholder Value? Evidence from Employee Opinions [J]. *Review of Accounting Studies*, 2023, 28, (4): 2448-2475.

- [20] Ambec, S., and P.Lanoie. Does It Pay to Be Green? A Systematic Overview [J]. *The Academy of Management Perspectives*, 2008, 22, (4): 45–62.
- [21] Ren X., and Y. Ren. Public Environmental Concern and Corporate ESG Performance [J]. *Finance Research Letters*, 2024, 61, 104991.
- [22] Houston J.F., and H. Shan. Corporate ESG Profiles and Banking Relationships [J]. *The Review of Financial Studies*, 2022, 35, (7): 3373–3417.
- [23] DiMaggio, P.J., and W.W. Powell. The Iron Cage Revisited: Institutional Isomorphism and Collective Rationality in Organizational Fields [J]. *American Sociological Review*, 1983: 147–160.
- [24] 肖红军. 解构与重构: 重新认识 ESG [J]. *暨南学报(哲学社会科学版)*, 2024, (5): 84–107.
- [25] Greenstone, M., and R. Hanna. Environmental Regulations, Air and Water Pollution, and Infant Mortality in India [J]. *American Economic Review*, 2014, 104, (10): 3038–3072.
- [26] Zeng, S., X. Xu, and H. Yin, et al. Factors That Drive Chinese Listed Companies in Voluntary Disclosure of Environmental Information [J]. *Journal of Business Ethics*, 2012, 109: 309–321.
- [27] 陶锋, 赵锦瑜, 周浩. 环境规制实现了绿色技术创新的“增量提质”吗——来自环保目标责任制的证据 [J]. *北京: 中国工业经济*, 2021, (2): 136–154.
- [28] Marquis, C., M.A. Glynn, and G.F. Davis. Community Isomorphism and Corporate Social Action [J]. *Academy of Management Review*, 2007, 32, (3): 925–945.
- [29] Lewis, A., and C. Mackenzie. Support for Investor Activism among UK Ethical Investors [J]. *Journal of Business Ethics*, 2000, 24: 215–222.
- [30] Bellamy, M.A., S. Dhanorkar, and R. Subramanian. Administrative Environmental Innovations, Supply Network Structure, and Environmental Disclosure [J]. *Journal of Operations Management*, 2020, 66, (7–8): 895–932.
- [31] Barnea, A., and A. Rubin. Corporate Social Responsibility as a Conflict between Shareholders [J]. *Journal of Business Ethics*, 2010, 97: 71–86.
- [32] 李维安, 李鼎, 周宁, 侯文涛. 政府环保补助何以诱发企业绿色治理背离行为? ——基于资源依赖理论视角 [J]. *北京: 会计研究*, 2024, (3): 138–149.
- [33] 姜广省, 卢建词. 逻辑兼容性: 绿色投资者、环境规制与企业绿色创新 [J]. *北京: 经济管理*, 2023, (9): 68–87.
- [34] 陈诗一, 陈登科. 雾霾污染、政府治理与经济高质量发展 [J]. *北京: 经济研究*, 2018, (2): 20–34.
- [35] 韩超, 张伟广, 单双. 规制治理、公众诉求与环境污染——基于地区间环境治理策略互动的经验分析 [J]. *北京: 财贸经济*, 2016, (9): 144–161.
- [36] 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]. *北京: 统计研究*, 2023, (12): 26–38.
- [37] Bansal, P., and I. Clelland. Talking Trash: Legitimacy, Impression Management, and Unsystematic Risk in the Context of the Natural Environment [J]. *Academy of Management Journal*, 2004, 47, (1): 93–103.
- [38] Ryan, S.P. The Costs of Environmental Regulation in a Concentrated Industry [J]. *Econometrica*, 2012, 80, (3): 1019–1061.
- [39] Dhaliwal, D.S., O.Z. Li, and A. Tsang, et al. Voluntary Nonfinancial Disclosure and the Cost of Equity Capital: The Initiation of Corporate Social Responsibility Reporting [J]. *Accounting Review*, 2011, 86, (1): 59–100.
- [40] McNichols, M. The Quality of Accruals and Earnings: The Role of Accrual Estimation Errors: Discussion [J]. *Accounting Review: Supplement*, 2002, 77: 35–59.
- [41] 王云, 李延喜, 马壮, 宋金波. 媒体关注、环境规制与企业环保投资 [J]. *天津: 南开管理评论*, 2017, (6): 83–94.
- [42] 李培功, 沈艺峰. 媒体的公司治理作用: 中国的经验证据 [J]. *北京: 经济研究*, 2010, (4): 14–27.
- [43] McCombs, M.A. A Look at Agenda-Setting: Past, Present and Future [J]. *Journalism Studies*, 2005, 6, (4): 543–557.
- [44] Wang, C., J. Hong, and M. Kafourous, et al. Exploring the Role of Government Involvement in Outward FDI from Emerging Economies [J]. *Journal of International Business Studies*, 2012, 43: 655–676.
- [45] Cheng, B., I. Ioannou, and G. Serafeim. Corporate Social Responsibility and Access to Finance [J]. *Strategic Management Journal*, 2014, 35, (1): 1–23.
- [46] Chun, R. Ethical Values and Environmentalism in China: Comparing Employees from State-Owned and Private Firms [J]. *Journal of Business Ethics*, 2009, 84: 341–348.

## Environmental Regulation and Opportunistic Behavior in Corporate Green Governance: Based on the ESG Framework

LI Wei-an<sup>1,2</sup>, LI Ding<sup>1</sup>, ZHOU Ning<sup>1</sup>

(1.School of Business Administration, Dongbei University of Finance and Economics, Liaoning, Dalian, 116025, China;

2.China Academy of Corporate Governance, Nankai University, Tianjin, 300071, China)

**Abstract:** Typically, companies prioritize achieving commercial value, assuming governance responsibilities, and then taking on social and environmental responsibilities. However, under strong environmental regulatory pressure, companies may change the order in which they assume responsibilities to various stakeholders. This can lead to some companies failing to balance the interests of diverse stakeholders while fulfilling their environmental responsibilities, resulting in a disconnect between human and natural development and presenting a phenomenon of green governance opportunistic behavior. This phenomenon is essentially an opportunistic behavior by companies in response to external environmental pressures, undermining stakeholders' confidence in green products and environmentally friendly companies, and hindering the achievement of sustainable development. Therefore, does environmental regulation lead to green governance opportunistic behavior? If so, what are the influencing mechanisms?

From the perspective of institutional theory, this paper uses a sample of listed companies in heavily polluting industries on China's A-shares from 2010 to 2020 to empirically examine the effect of environmental regulation on green governance opportunistic behavior. In terms of variable measurement, this paper evaluates companies' responsibilities based on their environmental responsibility scores, social responsibility scores, and shareholder responsibility scores, thereby synthesizing a green governance opportunistic behavior variable. Specifically, using industry comparability within the same responsibility scores, the three responsibility scores are converted into three dummy variables, each representing whether the respective responsibility is well-fulfilled. Samples where environmental responsibility is well-fulfilled but social or shareholder responsibilities are poorly fulfilled are defined as green governance opportunistic behavior. This method of variable measurement avoids the issue of inconsistent dimensions and standards among the three responsibility scores, resulting in more reliable research conclusions.

The research result shows that environmental regulation significantly promotes the occurrence of green governance opportunistic behavior in companies, indicating that environmental regulation, as a mandatory institutional measure, has triggered the phenomenon of companies "attending to one thing and losing another" in green governance. Mechanism tests reveal that environmental regulation increases companies' environmental pressures and agency problems. Heterogeneity analysis shows that the effect of environmental regulation on green governance opportunistic behavior is significant only in samples with high media attention, poor government-market relations, high financing constraints, and state-owned enterprises. The above research conclusions indicate that environmental regulation can trigger green governance opportunistic behavior in companies, and this relationship is more pronounced under greater environmental pressure and more severe agency problems.

This paper studies the impact of environmental regulation on green governance opportunistic behavior and analyzes the influencing mechanisms and the moderating role of internal and external environments. Firstly, combining real-world context and related research, this paper proposes the concept of green governance opportunistic behavior, expanding the scope of research related to green governance. Secondly, by using industry comparability within the same dimension, this paper constructs a measurement variable for green governance opportunistic behavior, improving the evaluation method of companies' green governance performance. Thirdly, the paper finds that environmental regulation may induce green governance opportunistic behavior in companies, revealing the latent impact of environmental regulation and, to a certain extent, clarifying the influencing mechanisms and moderating roles of internal and external factors on green governance opportunistic behavior. This helps deepen the understanding of the economic consequences of environmental regulation.

**Key Words:** environmental regulation; green governance; opportunistic behavior; environmental pressure; agency problem

**JEL Classification:** G30, K20, L53

**DOI:** 10.19616/j.cnki.bmj.2025.01.001

(责任编辑:张任之)