

高管股权激励的环境治理效应： “名副其实”抑或“虚有其表”^{*}

——基于我国A股高污染企业的经验证据

王京¹, 范明珠¹, 林慧²

(1. 中国海洋大学管理学院, 山东 青岛 266100; 2. 厦门大学管理学院, 福建 厦门 361005)

摘要: 股权激励会影响高管的环保态度, 而高管环保态度与动机差异会导致企业不同的环境治理投入选择。文章基于2009—2020年我国沪深两市A股高污染企业的财务数据, 考察了高管股权激励与企业环境治理投入的关系, 探讨了高管股权激励影响环境治理投入的作用机制, 并进一步分析了外部治理环境的异质性影响。研究表明: 高管股权激励会抑制企业转移性环境治理投入, 增加其实质性环境治理投入, 提高企业环保积极性, 该结论在考虑了内生性问题的影响后依然稳健; 进一步研究发现, 提升运营效率和抑制管理层短视是高管股权激励抑制转移性环境治理投入、增加实质性环境治理投入的重要机制; 环境规制、市场竞争、媒体压力和分析师关注等具有调节效应, 均能够强化高管股权激励与转移性环境治理投入的负向关系, 促进高管股权激励与实质性环境治理投入的正向关系。文章的研究为我国企业治理和运营机制优化以及决策部门环境治理政策的完善提供了决策参考和经验证据。

关键词: 高管股权激励; 异质性环境治理投入; 运营效率; 管理层短视; 外部治理环境

中图分类号: F275 **文献标识码:** A **文章编号:** 1001-9952(2023)11-0050-15

DOI: 10.16538/j.cnki.jfe.20230617.302

一、引言

改革开放以来, 我国经济发展迅速。然而, 长期的粗放式经济发展模式积累了严重的生态环境问题, 对我国经济发展质量和居民生活安全造成了系统性冲击, 开展全方位的环境治理已经刻不容缓。在此背景下, “十四五”时期成为我国推动减污降碳协同增效、实现生态环境质量改善由量变到质变的关键时期, 党的二十大报告更是将“人与自然和谐共生的现代化”上升为“中国式现代化”的内涵之一, 进一步明确了新时代中国生态文明建设的战略任务。需要指出的是, 环境污染的系统性意味着环境治理需要政府、企业和社会公众的共同参与, 而企业作为环境污染治理和生态保护最重要的责任主体, 其环境导向是我国绿色经济发展和环境质量改善的关键。有鉴于此, 中共中央办公厅、国务院办公厅印发的《关于构建现代环境治理体系的指导意见

收稿日期: 2022-11-18

基金项目: 国家自然科学基金面上项目(72172144); 山东省自然科学基金项目(ZR2022QG028)

作者简介: 王京(1987—), 男, 山东日照人, 中国海洋大学管理学院副教授;

范明珠(1996—), 女, 山东潍坊人, 中国海洋大学管理学院博士研究生;

林慧(1997—)(通讯作者), 女, 安徽铜陵人, 厦门大学管理学院博士研究生。

见》进一步明确了企业在现代环境治理体系中的主体地位。作为环境污染与环境治理的关键主体,企业的环保态度及投资选择是我国打赢污染防治攻坚战的重要影响因素。然而,考虑到环境资源的公共物品属性与环境污染的负外部性特征,以及当前企业环境违法成本相较于环境治理的机会成本更低的现实(权小锋等,2018),具有自利行为导向的企业普遍表现出较低的环保意愿,这导致我国环境治理投入总额难以满足环保资金缺口的问题仍未得到根本性缓解。

企业作为一系列利益相关者的缔约体,其环境治理行为不仅会受政府、媒体及社会公众等外部利益相关者的约束(王云等,2017;谢东明,2020),也受管理层等内部利益相关者的影响。作为财务决策的主要制定者和实际执行人,高管的环保态度和利益导向差异会导致企业不同的环境治理投入内容(履行环境治理责任的实质性投入和转嫁环境治理责任的转移性投入),产生积极或消极的环境治理效果(Tutore,2010;Calza等,2016;亚琨等,2022);而环境治理投入大、周期长、难以产生经济利益的财务特性和我国当前环境违规成本偏低的现实(权小锋等,2018),也为管理层的消极环保行为提供了动机和空间。因此,除外部行政化、市场化等政策工具外,内部激励机制也是影响管理层环境治理选择的一种途径。这意味着股权激励可能成为影响高管环境治理效应的重要激励机制。然而,目前关于企业环境投入的影响因素研究大多探究的是各因素如何影响企业环保投入的整体水平(Porter和van der Linde,1995;唐国平等,2013;沈洪涛和周艳坤,2017;刘悦和周默涵,2018;李虹和赵青雯,2020),较少有文献从投入的异质性角度探究不同类型的环保投入是否会受到差异性影响;此外,现有文献对股权激励与环境信息披露、ESG表现的关系主要从信息披露视角进行讨论(Aboody和Kasznik,2000),从投资视角关注高管股权激励与企业实际环境治理投入关系的研究较少,值得进一步挖掘。

有鉴于此,本文基于环境治理投入内容的不同功能与动机,将环境治理投入分为转移性环境治理投入与实质性环境治理投入,结合内外部治理机制考察高管股权激励的环境治理效应。考虑到高污染行业的典型性,本文选取2009—2020年我国高污染行业A股上市企业为样本,研究表明:首先,高管股权激励会抑制企业转移性环境治理投入,增加其实质性环境治理投入,提高高污染企业环保积极性;其次,高管股权激励通过提高企业经营效率和抑制管理层短视影响其转移性与实质性环境治理投入;最后,环境规制、市场竞争、媒体压力 and 分析师关注等外部治理因素均会强化高管股权激励与转移性环境治理投入的负向关系,促进高管股权激励与实质性环境治理投入的正向关系,提高高管股权激励的环境治理效应。

与已有研究相比,本文可能的贡献在于:首先,本文跳出已有文献关于企业环境治理投入同质性的研究习惯,不再从环保投入整体水平出发探究其影响因素,而是在对不同类型环境治理投入进行手工搜集和整理的基础上,从投资动机异质性角度分析了高管股权激励对企业转移性与实质性环境治理投入的影响,为企业环境治理研究提供了一个更为新颖且细致的视角;其次,本文探究了高管股权激励影响企业异质性环保投入的作用路径,从效率和治理层面刻画了高管股权激励影响企业环境治理行为的机理;最后,不同于以往研究更多地关注股权激励如何作用于高度综合和抽象的环境信息披露,本文直接探讨了高管股权激励对环境治理投入的影响,不仅从财务管理领域丰富了企业环境治理领域的研究文献,而且为企业内外部治理机制与环保投资决策优化提供了经验证据,也为我国决策部门环境治理政策的完善与深化提供了决策参考,对于我国高质量发展目标的实现具有一定启示价值。

二、理论分析与研究假说

近年来,随着政府环境规制的日趋严格和社会公众对环境问题的持续关注,企业的环境违规代价不断提高,且环保表现不佳会对自身生产经营和市场声誉产生较大冲击。在政策与市场

的双重约束下,环境治理投入正成为企业投资管理的重要内容。作为企业经营管理决策的主要制定者和实际执行人,高管的环保态度和利益导向直接影响企业环境治理投入规模和内容(Tutore, 2010; Calza 等, 2016; 亚琨等, 2022)。在涉及多方利益博弈的环保决策中,企业的环境治理选择必定是管理层在权衡环境违规与环境治理的成本和收益后决定的。与股东相比,高管通过分散化投资来降低自身风险的难度较大,因此其往往具有明显的风险规避动机,对短期内难以获得收益的高风险项目的投资积极性不高(Jensen 和 Meckling, 1976)。相应地,现代企业普遍存在的两权分离特征也为管理层代理问题的产生提供了制度空间,使得其决策选择更多地基于个体利益最大化而非企业长期发展,这意味着高管动机与选择会影响企业环境治理决策。由于环境治理存在周期长、资金需求大和难以产生经济利益等特性,对其投资可能会对企业短期经营业绩产生一定程度的损害,从而影响高管薪酬契约的实现。因此,为规避自身利益受损的风险,企业高管进行环境治理的意愿较低,反而可能存在以牺牲环境为代价来追求自身利益最大化的动机(亚琨等, 2022)。显然,短期薪酬激励模式会降低高管的环保积极性。

作为缓解委托代理问题的公司内部治理工具,股权激励会影响高管的利益函数和风险承担意愿,考虑到企业环境治理具有长期的市场效应和价值效应(Porter 和 van der Linde, 1995; 唐国平等, 2013; 刘媛媛等, 2021),通过股权激励将高管收益与企业长期盈利能力挂钩(Jensen 和 Meckling, 1976),可以促使高管为维护股价稳定性而更加关注企业长期发展能力和市场声誉,从而缓解其环境治理积极性不高的问题。需要指出的是,企业环境治理投入的构成较为复杂,不同的投入内容代表着不同的环保态度和动机。与环保设备购买、技术改造和绿化费等具有环境治理功能的实质性投入相比,环保税、资源税、排污费和环境罚款等更像是企业为转嫁自身环境治理责任而支付的代价(Tutore, 2010; Calza 等, 2016; 亚琨等, 2022),这种转移式投入实际上意味着企业并未履行自身环保责任,仍然会造成环境污染。随着我国环境规制强度和环境信息披露要求不断提高,企业(尤其是高污染企业)环境治理投入的类型、规模和治理效果等的信息披露更加充分和明确,使得高管环境治理决策过程中的环保态度与投资动机更容易被观察到,这意味着仅从规模视角对企业环境治理投入进行整体性考察难以厘清企业真正的环境态度和治理导向。那么,高管股权激励究竟会对企业环境治理行为产生何种影响呢?

根据股权激励的长期效应,对高管进行股权激励具有积极的环境导向,可以降低企业转移性环境治理投入,增加其实质性环境治理投入。一方面,就高管股权激励与企业转移性环境治理投入的关系而言,股权激励能够促使高管实现其个体利益与企业整体利益的趋同,有助于驱动其通过技术、管理等手段提高企业经营效率,实现节能减排(亚琨等, 2022)。首先,技术效率提升带来的污染物排放量下降可以降低企业的遵从成本,吸引具有绿色偏好的消费者购买产品,从而降低转移性环境治理投入。其次,资源利用效率的提高有助于企业树立良好的形象,提升其社会声誉和品牌价值,也有利于企业满足政府的环保达标要求,提升其获得政府环境税负优惠和绿色信贷的机会,为企业增加实质性环境治理投入提供支持。最后,生产效率的提高可以向外部传递出企业技术先进和发展前景良好的信息,而且使社会公众对企业形成“资源节约”的良好印象,提高投资者的投资意愿,从而为企业实质性环境治理提供资源基础。另一方面,股权激励可以降低高管的薪酬契约敏感程度(Dow 和 Raposo, 2005),缓解其自利倾向,增加企业承担社会责任的动机。首先,日趋严格的环境信息披露要求和环境规制制度导致企业为环境污染行为付出的代价迅速增加,资源消耗和污染物排放的高额税负以及环境罚款不但增加了企业经营的资金压力,而且会加剧其被环保部门责令停业整顿的风险,影响企业经营稳定性。其次,转移性环境治理投入的本质是对环境污染治理责任转嫁的补偿,这种负面信息会向资本市场传递消极信号,从而影响投资者态度,损害企业估价。对企业高管而言,股权激励实现了股

东与管理层的收益共享和风险共担,这意味着企业经营稳定性和股价表现会影响高管的个体利益。因此,股权激励更像是“金手铐”,可以改善高管在环保投资决策过程中的短视问题,约束其转移环保责任的机会主义行为,提高其环境治理的主动性。

综上所述,就企业环境治理而言,对高管进行股权激励不仅有助于提高企业生产与运营效率,而且可以缓解其代理问题,抑制高管在决策过程中的短视问题,提高其环保意愿,从经营效率与管理层治理两方面提高资源利用效率,降低单位产品的能源消耗,从而降低转移性环境治理投入,增加实质性环境治理投入。

然而,也有学者认为,作为理性经济人的大股东和管理层普遍缺乏环境治理与环保投资的积极性,二者可能“合谋”逃避自身的环境治理责任(唐国平和李龙会,2013)。施行股权激励后,高管兼具“股东”身份,可能更容易与大股东形成利益共同体,影响企业环境治理决策。就高管股权激励与转移性环境治理投入而言,从壕沟效应来看,股权激励增加了高管的控制力和信息优势,提高了其为谋取私利进行寻租及盈余管理等行为的可能性,反而容易加剧代理问题。首先,考虑到环境污染的外部性,当以盈利为目的的企业进行污染性生产活动的经济利益高于其环境违法成本时,出于追求企业业绩和个体私利的目的,高管可能忽视环境治理责任,放任其在生产活动中污染环境,从而导致转移性环境治理投入增加(亚琨等,2022)。其次,由于环境治理投入大、周期长和难以产生经济利益等财务特性,当环境污染的预防和治理成本高于其收益或高于支付的税费乃至罚款等违规成本时,将导致企业利益长期受损(权小锋等,2018),这同样可能降低享有股权激励的高管的环境治理意愿,使得其在环境治理过程中更愿意进行转移性投入而非实质性投入。此外,新兴加转轨的特殊发展阶段导致我国资本市场的监管与信息披露制度还有待完善,使得市场有时无法对企业环境污染事件及其违规处罚等负面信息做出及时、充分的反应,这也在一定程度上诱发了高管以消耗资源和污染环境为代价追求经济利益,从而向资本市场释放企业高盈利信号的动机。

此时,对高管进行股权激励增强了其对企业决策的控制能力,反而为其机会主义行为提供了空间,从而导致企业经营效率下降,环境治理积极性降低;而且,考虑到环境的公共产品属性,企业环保投入的私人收益可能低于社会收益,这可能会抑制作为“股东”的高管的环境治理意愿,反而不利于企业降低资源消耗和污染物排放水平,最终导致企业更多地通过转移性环境治理投入转嫁自身环保责任。可以发现,高管股权激励也可能导致企业消极的环境治理选择。

综上所述,高管股权激励对企业环境治理投入的影响较为复杂。基于以上理论分析,本文提出如下竞争性假设考察高管股权激励的环境治理效应:

H1a(积极环境治理效应):高管股权激励与企业转移性环境治理投入负相关。

H1b(积极环境治理效应):高管股权激励与企业实质性环境治理投入正相关。

H2a(消极环境治理效应):高管股权激励与企业转移性环境治理投入正相关。

H2b(消极环境治理效应):高管股权激励与企业实质性环境治理投入负相关。

三、研究设计

(一)样本选取与数据来源。本文选取2009—2020年我国沪深两市A股重污染行业上市企业作为研究样本,^①并基于如下原则对样本数据进行了筛选:(1)剔除环境治理投入的明细数据

^① 参照证监会2012年发布的《上市公司行业分类指引》和《上市公司环保核查行业分类管理名录》(环办函〔2008〕373号),并对照2010年环保部公布的《上市公司环境信息披露指南》(征求意见稿),本文将隶属于火电、钢铁、采矿业、电解铝、水泥、煤炭、冶金、石化、化工、建材、造纸、酿造、制药、发酵、制革和纺织16个重污染行业的上市企业定义为重污染行业企业。

缺失或含糊不清的企业；(2)鉴于ST类企业财务结构及经营目标的特殊性，剔除该类企业；(3)为控制破产和并购重组等问题的影响，剔除资产负债率大于1及营业收入增长率超过200%的样本；(4)为降低异常值的干扰，对所有连续变量进行了上下1%分位的Winsorize处理，最终得到2685个样本观测值。其中，转移性环境治理投入的观测值为2081个，实质性环境治理投入的观测值为1606个。本文根据样本企业的年度财务报告及社会责任报告手工搜集和整理了不同类型环境治理投入的相关数据。此外，各年度区域环境污染治理投资相关数据来自《中国环境统计年鉴》，其他财务数据主要来自国泰安(CSMAR)数据库。

(二)变量定义。

1. 企业环境治理投入。根据相关研究可以发现，尽管存在“成本观”与“费用观”的认知差异，多数学者认为企业存在不同类型的环境治理投入(White和Savage, 1995; 王立彦, 1998; 崔也光等, 2019)，且其代表了企业的不同环保态度与动机(Tutore, 2010; Calza等, 2016; 亚琨等, 2022)。借鉴已有研究思路，本文对企业环境治理投入进行了细分，将环境税、资源税、排污费、资源补偿费和环境罚款等归类为转移性环境治理投入；将环保设备购买、环保技术引进与改造投资、企业绿化费及生态环保投入等归类为实质性环境治理投入(Tutore, 2010; Calza等, 2016; 亚琨等, 2022)。①考虑到规模效应的影响，本文分别用转移性环境治理投入总额与实质性环境治理投入总额占总资产的比重来衡量企业的异质性环境治理投入水平。②

2. 高管股权激励。为促进高管个体利益与企业长期发展目标的协同，股东通常采取授予股份的形式对企业高管进行长期激励。借鉴已有文献的研究思路(唐国平等, 2013)，本文采用高管持股数量占企业总股数的比例作为高管股权激励的代理变量。③

3. 控制变量。相关学者认为，企业环境治理决策会受内外部多种因素的影响。借鉴其研究思路(唐国平等, 2013; Calza等, 2016; 亚琨等, 2022)，本文选取的控制变量包括：企业规模(Size)，以企业资产总额的自然对数表示；债务结构(Maturity)，以企业长期负债与短期负债之比表示；盈利能力(ROE)，以企业净资产收益率表示；资产结构(RTA)，以企业有形资产与总资产之比表示；成长能力(Growth)，以企业营业收入增长率表示；现金能力(Cash)，以企业现金及现金等价物总额与总资产之比表示；周转能力(Turn)，以企业总资产周转率表示；企业税负(Tax)，以企业实际所得税与利润总额之比表示；代理成本(Agency)，以企业剔除相关环保支出后的管理费用与营业收入之比表示；市场竞争(Market)，以企业销售费用与营业收入之比表示；董事会规模(Bsize)，以企业董事会人数的自然对数表示；董事会独立性(IND)，以企业独立董事人数占比表示；产权性质(SOE)，以企业实际控制人性质表示。此外，为控制行业属性和宏观经济波动的影响，本文还设置了行业和年度虚拟变量。

(三)模型构建。基于以上理论分析，本文构建如下回归模型考察高管股权激励与环境治理投入的关系：

① 本文基于国务院发布的高耗能高污染行业目录和证监会公布的行业名录对照确定样本企业，并从其年度财务报告附注、企业社会责任报告中筛选环保、技改、环保设备、环境修复、绿化、资源税、排污费和环境罚款等关于环境治理内容的相关数据，最后根据其实际环境治理功能将其划分为转移性环境治理投入和实质性环境治理投入。

② 尽管转移性环境治理投入的相关科目内容可能受到2018年度环境保护费改税政策的影响，但该变动属于转移性环境治理投入内部构成内容核算规范和计量科目的调整，并不会改变其强制性特征和企业对环境治理的态度。

③ 根据《中华人民共和国公司法》的规定，本文将企业总经理、副总经理、财务负责人、董事会秘书及公司章程中规定的其他管理人员纳入企业高管的统计范畴。

$$MEI_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 MS_{it} + \beta Controls + \varepsilon \quad (1)$$

$$VEI_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 MS_{it} + \beta Controls + \varepsilon \quad (2)$$

模型(1)和模型(2)用于考察高管股权激励对企业环境治理投入的影响。其中, MEI 和 VEI 分别代表企业转移性环境治理投入和实质性环境治理投入; MS 代表高管股权激励; $Controls$ 代表企业规模等控制变量; ε 为模型的随机误差项。

四、回归结果及分析

(一)描述性统计。由表1可知, MEI 均值为0.287, 中位数为0.118, 标准差为0.440; VEI 均值为1.111, 中位数为0.259, 标准差为2.557。这表明我国企业的两类环境治理投入均呈现出显著的个体差异, 且实质性环境治理投入个体差异更为明显。考虑到企业环境治理投入为放大100倍后的统计值, 这意味着尽管我国环境规制日趋严格, 但企业环保主动性仍存在明显差别, 尚存在较大提升空间。 MS 均值为0.037, 中位数为0, 标准差为0.100, 表明我国高污染企业实施高管股权激励的情况整体上处于较低水平, 薪酬激励仍然是其主要的激励机制。

表1 主要变量的描述性统计

变量	观测值	均值	中位数	标准差	最小值	最大值
MEI	2081	0.287	0.118	0.440	0.001	2.427
VEI	1606	1.111	0.259	2.557	0.001	16.802
MS	2685	0.037	0.000	0.100	0.000	0.515
$Size$	2685	22.798	22.675	1.308	20.274	26.221
$Maturity$	2685	0.345	0.199	0.426	0.000	2.292
ROE	2685	0.050	0.058	0.137	-0.641	0.405
$Growth$	2685	0.104	0.062	0.330	-0.757	1.458
RTA	2685	0.920	0.947	0.080	0.578	1.000
$Cash$	2685	0.106	0.083	0.083	0.007	0.427
$Turn$	2685	0.686	0.592	0.399	0.128	2.163
Tax	2685	0.175	0.163	0.229	-1.002	1.113
$Agency$	2685	0.064	0.054	0.045	0.007	0.242
$Market$	2685	0.032	0.023	0.032	0.000	0.175
$Bsize$	2685	2.195	2.197	0.198	1.609	2.708
IND	2685	0.370	0.333	0.050	0.333	0.556
SOE	2685	0.527	1.000	0.499	0.000	1.000

(二)主要回归结果分析。

1. 基准回归结果。表2报告了基准回归结果。模型(1)中 MS 的系数为-0.326, 通过了1%水平的显著性检验, 即高管股权激励与企业转移性环境治理投入负相关, 这表明股权激励能够抑制高管通过消极环境治理行为转移自身环保责任。该结果支持了研究假设H1a, 其具体经济意义在于, 高管股权激励每增加1个标准差, 将使得企业转移性环境治理投入降低3.260个百分点, 这相当于样本

表2 高管股权激励与企业环境治理投入关系

变量	(1)	(2)
	MEI	VEI
MS	-0.326***(-4.736)	1.630**(2.044)
$Constant$	0.282(1.025)	3.942**(2.555)
控制变量	控制	控制
固定效应	控制	控制
观测值	2081	1606
$Adj-R^2$	0.312	0.120

均值的 11.359%。相应地,模型(2)中 MS 的系数为 1.630,通过了 5% 水平下的显著性检验,即高管股权激励与企业实质性环境治理投入正相关,这表明股权激励能够推动高管做出积极环境治理决策。该结果支持了研究假设 H2a,其具体经济意义在于,高管股权激励每增加 1 个标准差,将使得企业实质性环境治理投入增加 16.300 个百分点,这相当于样本均值的 14.671%。综上所述可知,高管股权激励具有利益趋同效应,有助于企业形成积极的环保导向。

2. 稳健性检验。

(1)关键变量替换。首先,环境治理投入的其他计算方法。本文使用企业营业收入控制规模效应的影响后重新对高管股权激励与企业环境治理投入($MEIS$ 等于转移性环境治理投入/营业收入; $VEIS$ 等于实质性环境治理投入/营业收入)的关系进行了回归分析。其次,高管股权激励的其他计算方法。考虑到我国高管股权激励尚处于发展阶段,其持股规模较小,本文采用高管持股数量取自然对数的方法对高管股权激励指标进行计算后重新进行了回归分析。最后,企业是否进行高管股权激励的测度方法。本文根据中国证监会发布的《上市公司股权激励管理办法》(证监公司字[2005]151号、中国证券监督管理委员会令第148号)相关规定,^①采用高管超额股权激励的虚拟变量($Dumms$, 高管持股比例达到 1% 以上时取 1, 否则取 0)重新进行了回归分析。(2)改变样本区间。考虑到 2018 年 1 月 1 日正式实行的《中华人民共和国环境保护税法》带来的环境规制和环保税征管等方面的变化对企业环境治理行为的导向性影响,本文对《环境保护税法》实行前后的样本数据分组后进行了回归分析。(3)更换回归方法。尽管本文在回归分析过程中对可能影响企业环境治理投入的资源、财务和治理因素等进行了控制,但企业经营与发展可能存在一些个性特征和惯性趋势,为降低这些因素对回归结果的影响,本文在回归过程中进行了企业层面的聚类分析。主要回归结果无实质性变化,说明本文的研究结论是稳健的。^②

3. 内生性问题。

(1)样本选择偏误。尽管监管部门对高污染企业环境信息披露的要求日趋严格,但我国当前的企业环境信息披露制度尚不够完善,企业的环境治理投入数据披露存在一定缺陷。而本文仅以具有强制性披露要求或有实质性环境治理投入数据的高污染企业作为研究对象,可能导致研究样本的选择存在偏差。为解决这一问题的影响,本文选取高管持股情况(高管持股比例的年度行业中位数)为工具变量(IV),采用 Heckman 两阶段法对回归结果进行了修正。(2)互为因果的内生性问题。尽管高管股权激励会对企业环境治理行为产生影响,但实践中同样可能存在所有者为提高高管环保积极性而对其实施股权激励的情况,即高管股权激励与企业环境治理投入之间可能存在互为因果的关系。有鉴于此,本文采取如下方法对这一问题进行了控制。首先,工具变量法。选取剔除企业自身高管股权激励后的年度行业均值($IV1$)和企业年龄($IV2$)作为工具变量^③,采用 2SLS 模型重新进行了回归分析。其次,PSM+DID。本文根据样本企业是否存在高管股权激励进行分组($Treat$ 为虚拟变量:若企业存在高管股权激励取 1, 反之取 0),并运用倾向得分匹配法(PSM)进行 1:1 近邻匹配,结合中国证券监督管理委员会 2016 年度修订的《上市公司股权激励管理办法》($Post$, 虚拟变量, 2016 年及以后年度取 1, 反之取 0)这一外生性政策事

^① 根据中国证监会发布的《上市公司股权激励管理办法》(试行)和中国证监会发布的《上市公司股权激励管理办法》(2018 年修订)的要求,任何激励对象通过股权激励计划获授的股票累计不得超过企业股本总额的 1%;如有超过,则需经股东大会特别决议批准。

^② 限于篇幅,稳健性检验结果未予列出,详见本文的工作论文版本。

^③ 弱相关检验的 F 值分别为 129.571 和 54.508,均大于 10,且在 1% 的水平下显著,通过了工具变量的弱相关检验; $Sargan$ 检验值分别为 0.023 和 0.033,均未通过显著性检验,说明工具变量不存在过度识别问题;这表明本文的工具变量是有效的。

件，采用双重差分模型(DID)对内生性问题进行了进一步检验，并通过了平行趋势检验与安慰剂检验。本文进行双重差分检验的模型见模型(3)，其中EI代表MEI与VEI。^①表3列示了内生性检验的结果，进一步增强了本文结论的稳健性。

$$EI = \alpha_0 + \alpha_1 Treat \times Post_{i,t} + \alpha_2 Treat_{i,t} + \alpha_3 Post_{i,t} + \beta Controls + \varepsilon \quad (3)$$

表3 内生性检验的回归结果

变量	样本选择偏误				工具变量法		PSM+DID	
	(1)MEI	(2)MEI	(3)VEI	(4)VEI	(5)MEI	(6)VEI	(7)MEI	(8)VEI
	第一阶段	第二阶段	第一阶段	第二阶段				
<i>IV</i>	-0.856 (-0.588)		-1.362 (-0.961)					
<i>MS</i>		-0.271*** (-4.169)		1.444* (1.807)	-0.750** (-2.196)	10.874*** (3.438)		
<i>Treat×Post</i>							-0.149*** (-3.950)	0.514* (1.875)
<i>Treat</i>							0.028 (1.244)	-0.633*** (-2.661)
<i>Post</i>							0.207*** (2.757)	-0.681 (-0.901)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	2644	2043	2652	1592	2081	1606	2008	984
<i>VIF</i>		2.79		2.88				
<i>Partial F</i>					129.571	54.508		
<i>Sargan</i>					0.023	0.033		
<i>ATT</i>							-5.08	-1.82
<i>Pseudo R²</i>	0.196		0.063					
<i>Adj-R²</i>		0.307		0.073	0.305	0.015	0.311	0.050

五、拓展性分析

(一)作用机制分析。

1. 企业运营效率的作用机制。相关学者发现，股权激励能够削弱企业高管的机会主义动机，有助于提高企业的运营效率。事实上，股权激励带来的高管与股东的风险共担和利益趋同既有助于缓解高管出于职位安全考虑而产生的风险规避动机，又有助于抑制其基于个体私利的短期行为(Jensen和Meckling, 1976)，对企业运营效率提升具有积极作用。相应地，企业运营效率的提高会影响其环境治理表现：一方面，运营效率的提高在一定程度上反映了企业管理与技术效率的提升，有助于减少企业生产过程中单位产品资源消耗量和污染物排放量，降低其环境遵循和治理等方面的负担，从而削减其转移性环境治理投入；另一方面，企业运营效率的提高不但有助于缓解其资源错配问题，提高资源配置效率，而且可以降低企业生产成本，提升其市场竞争能力和资金使用效率，为企业积极进行环境治理提供财务基础。因此，本文认为，高管股权激励能够缓解代理问题，提升运营效率，从而降低其转移性环境治理投入，提高其实质性环境治理

^① 由于企业个体特征等随着时间而变化的不可观测因素可能会对结果产生干扰，为排除这种担忧，本文随机设置实施股权激励计划的企业并重复抽样1000次再进行安慰剂检验后，主假设的结果不复存在。平行趋势检验与安慰剂检验的结果详见本文的工作论文版本。

投入。本文借鉴相关学者的研究思路与方法(鲁晓东和连玉君, 2012), 选取全要素生产率(TFP)作为代理变量,^①考察了企业运营效率的作用机制。具体模型如下:

$$TFP_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 MS_{it} + \beta Controls + \varepsilon \quad (4)$$

由表 4 可知, 在全样本组里, 模型(4)中 MS 的系数为 0.191, 通过了 1% 水平的显著性检验; 在转移性环境治理投入组里, 模型(4)中 MS 的系数为 0.089, 通过了 5% 水平的显著性检验; 在实质性环境治理投入组里, 模型(4)中 MS 的系数为 0.314, 通过了 1% 水平的显著性检验。这表明高管股权激励能够提高企业运营效率, 产生积极的环境治理效应。

表 4 作用机制的回归结果——企业运营效率

变量	(1)全样本	(2)MEI	(3)VEI
MS	0.191***(2.792)	0.089**(2.096)	0.314***(3.005)
控制变量	控制	控制	控制
固定效应	控制	控制	控制
观测值	2685	2081	1606
Adj-R ²	0.937	0.945	0.923

2. 管理层短视的作用机制。企业环境治理决策是管理层权衡个体、企业和社会利益的综合结果。考虑到环境的公共产品属性, 对其进行治理的社会收益往往高于私人收益, 而社会成本则低于私人成本。而且, 由于环境治理投资规模大、周期长和难以产生显性经济收益的特性(蓝珉等, 2022), 投入资源进行环境治理不仅会影响企业当期经营业绩, 而且会占用企业资金, 冲击其正常的生产和投资活动, 这显然会影响管理层的薪酬契约实现, 从而诱发其环境治理“短视”。此外, 尽管我国的环境规制日趋严格, 但其违规成本偏低的现实仍然可能加剧管理层的机会主义行为(权小锋等, 2018), 促使其选择转嫁自身环境治理责任而非积极进行环境治理。管理层的这种短视行为显然会影响企业的环保决策, 导致其更多地倾向于转移性环境治理投入而非实质性环境治理投入。与之相对, 对高管进行股权激励则可以产生利益趋同效应, 促使其从股东利益出发考虑企业可持续发展问题, 从而抑制管理层短视, 推动其真正重视企业环境表现, 降低转移性环境治理投入, 增加实质性环境治理投入, 提升企业市场声誉和竞争能力。

有鉴于此, 本文借鉴相关学者的研究思路(胡楠等, 2021), 对上市公司年报中管理层讨论与分析(MD&A)的内容进行短期视域词汇统计,^②选取短视词频占比作为管理层短视的代理变量(Myopia), 考察了高管股权激励对企业环境治理行为的作用机制。具体模型如下:

$$Myopia_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 MS_{it} + \beta Controls + \varepsilon \quad (5)$$

由表 5 可知, 在全样本组里, 模型(5)中 MS 的系数为-0.073, 通过了 1% 水平的显著性检验; 在转移性环境投入组里, 模型(5)中 MS 的系数为-0.088, 通过了 1% 水平的显著性检验; 在实质性环境治理投入组里, 模型(5)中 MS 的系数为-0.078, 通过了 1% 水平的显著性检验。这表明高管股权激励能够有效抑制管理层短视主义, 产生积极的环境治理效应。

① 事实上, 对高管进行股权激励能带来的效率改进可能是多方面的, 不仅可能包含生产经营过程中的效率提升, 而且可能包括日常管理与公司治理等方面的效率优化。因此, 本文选取通常用来衡量经济组织各要素组合综合生产率的全要素生产率作为运营效率的代理变量。

② 本文借鉴胡楠(2021)的研究思路, 构建了能够反映管理者“短期视域”的中文词集, 包括 10 个种子词和 33 个扩充词集。种子词具体包括天内、数月、年内、尽快、立刻、马上、契机、之际、压力、考验; 扩充词集具体包括日内、数天、随即、即刻、在即、最晚、最迟、关头、恰逢、来临之际、前夕、适逢、遇上、正逢、之时、难度、困境、严峻考验、双重压力、通胀压力等 33 个。

表 5 作用机制的回归结果——管理层短视

变量	(1)全样本	(2)MEI	(3)VEI
MS	-0.073***(-5.589)	-0.088***(-5.700)	-0.078***(-4.852)
控制变量	控制	控制	控制
固定效应	控制	控制	控制
观测值	2685	2081	1606
Adj-R ²	0.110	0.117	0.123

(二)异质性分析——外部治理环境的调节效应。

1. 环境规制的调节效应。环境规制是影响企业环境治理行为的重要外部因素(王云等, 2017)。政府环保和监管部门为规范和强化企业环境行为而出台的各种法律法规,会使其产生合规经营的需求,导致企业更加主动地进行环保投资(王云等, 2017)。然而,受历史原因、资源禀赋和地方保护主义等影响,我国不同地区的环境政策和环境污染惩罚力度存在差异,这可能会对企业高管的环境治理决策产生不同的影响。随着我国法治制度日趋完善,企业环保税征收和环境罚款等强制性现金流出的执行标准更为统一和明确,这可能会压缩高管对企业转移性环境治理投入的操纵空间。因此,区域环境规制越严格,企业的环境遵从成本越高,管理层长期收益损失越大,对享有股权激励的企业高管消极环境治理行为的约束越大。与之相对,由于实质性环境治理投入的积极环保效应,高管对环保设备购买、绿色技术研发与生态保护等内容的自由裁量权可能更大(唐国平等, 2013)。考虑到更严格的环境规制带来的高昂环境遵从成本和经营风险,享有股权激励的高管可能更有动机通过实质性环境治理投入来提高企业绩效和市场形象。因此,本文认为,环境规制具有环境治理效应,可能加剧高管股权激励与企业转移性环境治理投入之间的负向关系,促进高管股权激励与企业实质性环境治理投入之间的正向关系。

有鉴于此,本文参照相关学者的研究思路(李小平等, 2012),以区域环境规制强度(环境治理投入总额占GDP比重)的年度行业中位数为基准对不同环境规制程度下高管股权激励与企业环境治理投入的关系进行了分组检验。由表6可知,就转移性环境治理投入而言,在强环境规制组中,MS的系数为-0.310;在弱环境规制组中,MS的系数为-0.288,二者均在1%水平上显著,且存在明显的组间差异(Chow检验值为2.23,在1%的水平下显著)。这表明环境规制对高管股权激励与企业转移性环境治理投入的负向关系具有积极作用,可以放大高管股权激励对企业消极环境治理行为的抑制作用。就实质性环境治理投入而言,在强环境规制组中,MS的系数为2.507,在10%水平上显著;在弱环境规制组中,MS的系数为0.919,未通过显著性检验,二者存在明显的组间差异(Chow检验值为1.43,在10%的水平下显著)。这表明环境规制对高管股权激励与企业实质性环境治理投入的正向关系具有积极作用,可以提升股权激励带来的高管环境治理积极性。综上可知,环境规制对高管股权激励与企业环境治理投入之间的关系具有促进作用。

表 6 异质性分析——环境规制与市场竞争地位的回归结果

变量	MEI		VEI		MEI		VEI	
	环境规制				市场竞争地位			
	(1)强	(2)弱	(3)强	(4)弱	(5)高	(6)低	(7)高	(8)低
MS	-0.310***(-3.331)	-0.288***(-2.696)	2.507*(1.806)	0.919(1.089)	-0.398***(-4.408)	-0.123(-1.040)	1.961***(2.329)	0.501(0.226)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	1190	891	887	719	1108	973	860	746
Chow	2.23***		1.43 [†]		5.96***		2.09***	
Adj-R ²	0.368	0.257	0.132	0.107	0.383	0.257	0.193	0.081

2. 市场竞争的调节效应。尽管高管股权激励会提高其环境治理积极性,但市场竞争地位可能对其与企业环境治理投入的关系产生影响:首先,从盈利能力视角看,激烈的市场竞争可能会对企业主营业务造成冲击,不仅影响其短期市场占有率,而且影响其盈利的稳定性,这可能迫使高管将主要资源和精力集中于应对竞争对手的竞争压力。其次,从职位安全视角看,产品市场波动会影响企业的经营稳定性,这可能影响股东对高管能力的评价,威胁其谈判能力和个体声誉,同样会导致高管更加关注企业核心业务。即当市场竞争地位较低时,高管更有可能在环境治理问题上进行策略性妥协,更倾向于满足基本的合规经营需求,而非积极进行环境治理。因此,本文认为,市场竞争地位具有环境治理效应,可能加剧高管股权激励与企业转移性环境治理投入之间的负向关系,促进高管股权激励与企业实质性环境治理投入之间的正向关系。

有鉴于此,本文参照相关学者的研究思路,以勒纳指数的年度行业中位数为基准对不同市场竞争压力下高管股权激励与企业环境治理投入的关系进行了分组检验。由表 6 可知,就转移性环境治理投入而言,在高市场竞争地位组中,MS 的系数为-0.398,在 1% 水平上显著;在低市场竞争地位组中,MS 的系数为-0.123,未通过显著性检验;二者存在明显的组间差异(*Chow* 检验值为 5.96,在 1% 的水平下显著)。这表明市场竞争地位对高管股权激励与企业转移性环境治理投入的负向关系具有积极作用,可以放大高管股权激励对企业消极环境治理行为的抑制作用。就实质性环境治理投入而言,在高市场竞争地位组中,MS 的系数为 1.961,在 5% 水平上显著;在低市场竞争地位组中,MS 的系数为 0.501,未通过显著性检验;二者存在明显的组间差异(*Chow* 检验值为 2.09,在 1% 的水平下显著)。这表明市场竞争地位对高管股权激励与企业实质性环境治理投入的正向关系具有积极影响,可以增强高管股权激励对企业主动环境治理行为的促进作用。综上可知,市场竞争地位对高管股权激励与企业环境治理投入之间的关系具有促进作用。

3. 媒体压力的调节效应。企业经营的合法性依赖于社会公众的评价,政府、媒体和其他社会组织等多渠道的监督可以增强企业的环境保护行为,而来自媒体的压力不但是企业取得合法性的途径,而且是其合法性危机的根源(Suchman, 1995)。考虑到负面报道对企业声誉的重大冲击,媒体压力显然会影响高管的环境治理选择:媒体关于企业环境表现的负面评价不但可能导致其遭受环境监管部门的处罚,影响自身声誉;而且可能降低政府、消费者和投资者对企业发展前景的预期,对企业价值产生不利影响。显然,基于企业声誉与长期发展的双重目标,媒体压力会迫使企业做出更为积极的环境治理选择(王云等, 2017)。因此,本文认为,媒体压力具有环境治理效应,可能加剧高管股权激励与企业转移性环境治理投入之间的负向关系,促进高管股权激励与企业实质性环境治理投入之间的正向关系。

有鉴于此,本文参照相关学者的研究思路(潘爱玲等, 2019),以媒体压力(滞后一期媒体负面报道加 1 的自然对数)的年度行业中位数为基准对不同媒体治理条件下高管股权激励与企业环境治理投入的关系进行了分组检验。由表 7 可知,就转移性环境治理投入而言,在媒体压力较大组中,MS 的系数为-0.574,在 1% 水平上显著;在媒体压力较小组中,MS 的系数为-0.135,未通过显著性检验。二者存在明显的组间差异(*Chow* 检验值为 2.14,在 1% 的水平上显著)。这表明媒体压力对高管股权激励与企业转移性环境治理投入的负向关系具有积极作用,可以放大高管股权激励对企业消极环境治理行为的抑制作用。就实质性环境治理投入而言,在媒体压力较大组中,MS 的系数为 2.655,在 5% 水平上显著;在媒体压力较小组中,MS 的系数为 0.792,未通过显著性检验。二者存在明显的组间差异(*Chow* 检验值为 1.79,在 5% 的水平下显著)。这表明媒体压力对高管股权激励与企业实质性环境治理投入的正向关系具有积极影响,可以增强高

管股权激励对企业主动环境治理行为的促进作用。综上可知，媒体压力对高管股权激励与企业环境治理投入之间的关系具有促进作用。

表 7 异质性分析——媒体压力与分析师关注的回归结果

变量	MEI		VEI		MEI		VEI	
	媒体压力				分析师关注			
	(1)大	(2)小	(3)大	(4)小	(5)高	(6)低	(7)高	(8)低
MS	-0.574***(-5.569)	-0.135(-1.384)	2.655**(2.225)	0.792(0.906)	-0.343***(-4.254)	-0.192(-1.258)	1.522*(1.681)	2.705(1.526)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	1187	894	910	696	1185	896	918	688
Chow	2.14***		1.79**		1.95***		1.42*	
Adj-R ²	0.320	0.329	0.088	0.161	0.324	0.321	0.175	0.074

4. 分析师关注的调节效应。企业的“漂绿”行为和高管基于不同动机的选择性信息披露往往会加剧企业环境信息的不对称问题，进而对投资者的投资决策形成干扰。分析师作为资本市场的重要参与者，能够显著影响企业的社会责任绩效，尤其是能够降低企业不负社会责任的行为。事实上，分析师自身的专业知识和行业经验有利于其发现企业财务报告中隐藏的问题，约束管理层的机会主义行为；同时会强化企业面临的社会舆论压力和声誉压力，可能迫使高管优化自身环境治理决策，通过更积极的环境治理行为向社会公众证明和维护企业经营的合法性。因此，本文认为，分析师关注具有环境治理效应，可能加剧高管股权激励与企业转移性环境治理投入之间的负向关系，促进高管股权激励与企业实质性环境治理投入之间的正向关系。

有鉴于此，本文参照相关学者的研究思路，以分析师关注(分析师当年企业研报数量加1取自然对数)的年度行业中位数为基准对不同分析师关注程度下高管股权激励与企业环境治理投入的关系进行了分组检验。由表7可知，就转移性环境治理投入而言，在高分析师关注组中，MS的系数为-0.343，在1%水平上显著；在低分析师关注组中，MS的系数为-0.192，未通过显著性检验。二者存在明显的组间差异(Chow检验值为1.95，在1%的水平下显著)。这表明分析师关注对高管股权激励与企业转移性环境治理投入的负向关系具有积极作用，可以放大高管股权激励对企业消极环境治理行为的抑制作用。就实质性环境治理投入而言，在高分析师关注组中，MS的系数为1.522，在10%水平上显著；在低分析师关注组中，MS的系数为2.705，未通过显著性检验。二者存在明显的组间差异(Chow检验值为1.42，在10%的水平下显著)。这表明分析师关注对高管股权激励与企业实质性环境治理投入的正向关系具有积极影响，可以增强高管股权激励对企业主动环境治理行为的促进作用。综上可知，分析师关注对高管股权激励与企业环境治理投入之间的关系具有促进作用。

(三)进一步讨论——高管股权激励与企业环境治理决策“改弦易辙”。需要指出的是，尽管本文分别验证了高管股权激励对企业不同类型环境治理投入的影响，但仍存在这样一个困惑：当企业同时存在转移性与实质性环境治理投入时，高管股权激励是否会导致企业环境治理导向“改弦易辙”？即高管股权激励是否会导致企业的转移性环境治理投入向实质性环境治理投入“迁移”？本文认为，从利益趋同的视角看，无论是出于长期收益追求，还是出于个体声誉与职位安全需求，高管股权激励都有可能导致企业环境治理导向产生变化，更加倾向于积极进行环境治理。有鉴于此，本文构建了企业实质性环境治理投入相对占比这一变量(AT，实质性环境治理

投入与环境治理投入总额之比)来考察这两类环境治理投入之间的关系。由表 8 可知, *MS* 的系数为 0.376, 通过了 1% 水平的显著性检验, 这说明高管股权激励会导致企业实质性环境治理投入的相对比重增加, 更倾向于积极进行环境治理。这进一步验证了本文的研究假设。

表 8 高管股权激励与企业环境治理导向

变量	(1)
<i>MS</i>	0.376*** (3.014)
控制变量	控制
固定效应	控制
观测值	1002
<i>Adj-R²</i>	0.182

六、结论及启示

本文基于我国沪深两市 A 股高污染上市企业 2009—2020 年度的统计数据, 实证检验了高管股权激励的环境治理效应, 考察了高管股权激励影响企业环境治理投入的作用机制, 并基于我国制度背景与现实情境考察了外部治理环境对二者关系的异质性影响。研究发现: (1) 高管股权激励与企业转移性环境治理投入负相关, 与实质性环境治理投入正相关, 即高管股权激励提高了我国高污染企业的环境治理积极性; (2) 高管股权激励通过提高企业经营效率和抑制管理层短视影响其转移性与实质性环境治理投入; (3) 环境规制、市场竞争、媒体压力和分析师关注等外部治理因素均会强化高管股权激励与转移性环境治理投入的负向关系, 促进高管股权激励与实质性环境治理投入的正向关系, 提高高管股权激励的环境治理效应。

基于以上研究结论, 本文衍生出如下政策建议: 首先, 完善我国企业股权激励制度。尽管股权激励正快速成为我国企业高管激励体系的重要组成部分, 但其激励深度和广度尚有待深化。一方面, 企业应重视股权激励工具的运用, 合理设计股权激励机制, 适当扩大股权激励在高管激励方案中的比重, 真正形成高管自身利益与企业长远发展协同的长效机制; 另一方面, 企业应完善股权激励的评价指标, 将环境绩效纳入高管股权激励的评价体系, 推动管理层关注企业环境治理。其次, 细化环境治理考核指标。考虑到消极环境治理行为与主动环境治理行为的不同环境后果, 监管部门应细化环境治理考核指标的内容, 通过更为明确的指标体系进一步对企业转嫁自身环境治理责任的转移代价与积极履行环保责任的环境治理投入进行区分, 并据此考量企业的实际环境治理效果, 制定相应的监管制度, 引导企业真正树立绿色发展理念, 从源头上进行环境污染防治, 切实履行自身环保责任。再次, 引导企业重视资源配置效率和技术创新效率。一方面, 决策部门应积极培育和健全要素市场, 促进资源充分流动; 另一方面, 决策部门应采取财政、金融和法律等手段完善技术创新支持体系和知识产权保护制度, 为企业技术创新意愿提升提供制度基础。此外, 微观企业应优化或重构自身生产流程, 提升自身技术能力和运营水平, 降低产品生产过程的资源消耗水平和污染物排放规模, 通过提质增效实现经营绩效与环境绩效的协同。最后, 提高外部治理能力, 实现政府、利益相关者和企业等多元环境治理主体对环境问题的协同共治。一方面, 应充分认识和发挥环境规制制度和市场竞争在约束企业环境行为方面的功能, 推动监管部门完善法律法规与监管制度, 优化市场竞争秩序, 为提高微观主体环境治理质量提供制度和市场约束; 另一方面, 应完善信息披露机制, 重视非正式制度的作用, 发挥媒体的治理和监督功能, 强化证券分析师的独立性, 为企业环境行为监管提供新渠道。

* 作者感谢匿名审稿人的意见, 以及团队成员方家瑶、许开颜等富有成效的工作, 文责自负。

参考文献:

[1] 崔也光, 周畅, 王肇. 地区污染治理投资与企业环境成本[J]. 财政研究, 2019, (3): 115—129.

- [2]胡楠,薛付婧,王昊楠.管理者短视主义影响企业长期投资吗?——基于文本分析和机器学习[J].管理世界,2021,(5):139-156.
- [3]李虹,赵青雯.省域环境竞争、内部控制与企业环保投资——基于两阶段意向合法化研究[J].财经科学,2020,(3):92-106.
- [4]李小平,卢现祥,陶小琴.环境规制强度是否影响了中国工业行业的贸易比较优势[J].世界经济,2012,(4):62-78.
- [5]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.
- [6]刘悦,周默涵.环境规制是否会妨碍企业竞争力:基于异质性企业的理论分析[J].世界经济,2018,(4):150-167.
- [7]鲁晓东,连玉君.中国工业企业全要素生产率估计:1999-2007[J].经济学(季刊),2012,(2):541-558.
- [8]潘爱玲,刘昕,邱金龙,等.媒体压力下的绿色并购能否促使重污染企业实现实质性转型[J].中国工业经济,2019,(2):174-192.
- [9]权小锋,徐星美,许荣.社会责任强制披露下管理层机会主义行为考察——基于A股上市公司的经验证据[J].管理科学学报,2018,(12):95-110.
- [10]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,(6):73-82.
- [11]唐国平,李龙会,吴德军.环境管制、行业属性与企业环保投资[J].会计研究,2013,(6):83-89.
- [12]唐国平,李龙会.股权结构、产权性质与企业环保投资——来自中国A股上市公司的经验证据[J].财经问题研究,2013,(3):93-100.
- [13]王立彦.环境成本核算与环境会计体系[J].经济科学,1998,(6):53-63.
- [14]王云,李延喜,马壮,等.媒体关注、环境规制与企业环保投资[J].南开管理评论,2017,(6):83-94.
- [15]谢东明.地方监管、垂直监管与企业环保投资——基于上市A股重污染企业的实证研究[J].会计研究,2020,(11):170-186.
- [16]亚琨,罗福凯,王京.技术创新与企业环境成本——“环境导向”抑或“效率至上”?[J].科研管理,2022,(2):27-35.
- [17]Aboody D, Kasznik R. CEO stock option awards and the timing of corporate voluntary disclosures[J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2000, 29(1): 73-100.
- [18]Calza F, Profumo G, Tutore I. Corporate ownership and environmental proactivity[J]. *Business Strategy and the Environment*, 2016, 25(6): 369-389.
- [19]Dow J, Raposo C C. CEO compensation, change, and corporate strategy[J]. *The Journal of Finance*, 2005, 60(6): 2701-2727.
- [20]Jensen M C, Meckling W H. Theory of the firm: Managerial behavior, agency costs and ownership structure[J]. *Journal of Financial Economics*, 1976, 3(4): 305-360.
- [21]Porter M E, van der Linde C. Toward a new conception of the environment-competitiveness relationship[J]. *Journal of Economic Perspectives*, 1995, 9(4): 97-118.
- [22]Suchman M C. Managing legitimacy: Strategic and institutional approaches[J]. *The Academy of Management Review*, 1995, 20(3): 571-610.
- [23]Tutore I. Key drivers of corporate green strategy[A]. Proceedings of the 19th EDAMBA summer academy[C]. Sorèze, France, 2010.
- [24]White A L, Savage D E. Budgeting for environmental projects: A survey[J]. *Management Accounting*, 1995, 77(4): 48-54.

Environmental Governance Effect of Executive Equity Incentive: Be Worthy of the Name or a Mere Facade? Empirical Evidence Based on A-share High-pollution Enterprises

Wang Jing¹, Fan Mingzhu¹, Lin Hui²

(1. Management College, Ocean University of China, Qingdao 266100, China;

2. School of Management, Xiamen University, Xiamen 361005, China)

Summary: Equity incentive affects the environmental attitude of senior executives, and the variation in the environmental attitude and interest orientation of senior executives will lead to different environmental governance input choices of enterprises. Therefore, based on the financial data of A-share high-pollution enterprises in Shanghai and Shenzhen Stock Exchanges from 2009 to 2020, this paper examines the relationship between executive equity incentive and enterprise environmental governance input, and further analyzes the heterogeneous impact of external governance environment.

The results show that executive equity incentive will inhibit transferred enterprise environmental governance input, increase its substantial input in environmental governance, and improve the enthusiasm of enterprises for environmental protection. Further research illustrates that improving operating efficiency and restraining management myopia is an important mechanism for executive equity incentive to restrain transferred environmental governance input and increase substantial environmental governance input. Moreover, environmental regulation, market competition, media pressure, and analyst attention have a moderating effect, which can strengthen the negative relationship between executive equity incentive and transferred environmental governance input, and promote the positive relationship between executive equity incentive and substantial environmental governance input.

The contributions of this paper are as follows: First, based on manual collection and organization of different types of environmental governance input, it analyzes the impact of executive equity incentives on the transferred and substantive environmental governance input of enterprises from the perspective of input motivation heterogeneity, providing a more innovative and detailed perspective for the research on corporate environmental governance. Second, it explores how executive equity incentive exerts an impact on the heterogeneous environmental governance input of enterprises, and characterizes the mechanism from the perspectives of efficiency and governance. Third, it directly discusses the impact of executive equity incentive on environmental governance input, which not only enriches the literature in the field of corporate environmental governance, but also provides empirical evidence for the optimization of corporate internal and external governance mechanisms and environmental input decisions, and provides a reference for the improvement and deepening of environmental governance policies of decision-making departments in China.

Key words: executive equity incentive; heterogeneous environmental governance input; operating efficiency; management myopia; external governance environment

(责任编辑 石头)