

地方官员定量环境考核与企业环境绩效

——来自《生态文明建设目标评价考核办法》的证据

潘红波, 张书敏, 杨轩

(武汉大学经济与管理学院, 湖北武汉, 430072)

摘要: 地方官员是生态文明建设最重要的利益相关者, 对其进行环境考核对我国实现双碳目标具有重要的现实意义。借助《生态文明建设目标评价考核办法》的准自然实验, 分析地方官员强制性定量环境考核对企业环境治理的影响及作用机制。研究发现: 《生态文明建设目标评价考核办法》实施后, 相较于民营非重污染企业, 地方国有重污染企业的环境绩效显著提升, 且上述效应在环保政策执行力度较强、非省份边界地区及控制链长度较短的企业中更为突出。机制检验发现, 地方官员通过提升高管薪酬—环境绩效敏感性、加强政府环保补助和推出银行贷款的“胡萝卜”政策, 以及提升高管强制变更—环境绩效敏感性、收取排污费的“大棒”政策, 联合发挥着对地方国有重污染企业的环境治理作用。在供应链溢出方面, 地方官员强制性定量环境考核实施后, 地方国有重污染企业促进了本地民营重污染供应商的环境治理, 但对外地民企供应商环境表现的提升效果不明显; 在区域层面, 地方国有重污染企业经济占比越高, 当地环境改善程度越大。

关键词: 地方官员; 定量环境考核; 环境绩效; 高管薪酬—环境绩效敏感性; 高管强制变更—环境绩效敏感性

中图分类号: X322

文献标识码: A

文章编号: 1672-3104(2026)01-0098-17

随着全球碳排放、环境污染问题越来越严峻, 以中国、欧盟为代表的世界主要经济体出台了一系列环保法案和监管政策^①。习近平总书记在第七十五届联合国大会上承诺中国争取在2030年前实现碳达峰, 2060年前实现碳中和。已有研究从环保部门执法、机构投资者偏好、债权人监督、公众诉求以及高管考核等方面对企业环境绩效的影响展开了探讨^[1-5]。地方政府是影响企业环境绩效最重要的利益相关者, 也是企业履行环境社会责任最关键的驱动力量, 在学界受到广泛关注。已有学者分析了环保目标责任制、领导干部自然资源资产离任审计试点等“定性”地方官员考核^[6-8], 以及地方“自主性”环境目标约束对企业绿色创新及ESG的影响^[9]。在我国地方官员的考核实践中, 相较于“定性”或“自主性”的约束规定, “强制性定量”指标考核对地方官员的激励效果更好^[10]。然而, 鲜有文献探讨地方官员强制性定量环境考核对企业环境治理的影响。因此, 本文拟研究我国地方官员强制性定量环境考核对企业环境绩效的影响。

收稿日期: 2025-06-28

基金项目: 国家自然科学基金面上项目“会计信息质量对技术创新人才吸引、保留及其配置效率的影响研究”(72472120); 国家自然科学基金面上项目“放松IPO定价管制对企业融资约束的影响及其经济后果”(72172108); 国家社科基金重大项目“政府职能转变的制度红利研究”(18ZDA113)

作者简介: 潘红波, 男, 湖北孝感人, 管理学博士, 武汉大学经济与管理学院教授、博士生导师, 主要研究方向: 公司金融、企业ESG, 联系邮箱: phb@whu.edu.cn; 张书敏, 女, 河北秦皇岛人, 武汉大学经济与管理学院博士研究生, 主要研究方向: 企业ESG、公司金融; 杨轩, 男, 江苏宿迁人, 武汉大学经济与管理学院博士研究生, 主要研究方向: 企业ESG、企业创新

鉴于地方官员对当地环境影响的重要性^[11-12], 我国政府先后出台了诸多相关政策、规章和制度对其进行引导和激励^②, 以更好地实现各地区的绿色发展。但不同于以往主要基于“定性”目标引导的政策, 2016年12月由中共中央办公厅、国务院办公厅颁布并实施了《生态文明建设目标评价考核办法》(以下简称《办法》), 首次明确提出“将生态文明建设的考核结果作为省级党政领导班子和领导干部综合考核评价、干部奖惩任免的重要依据”^③。根据《办法》的要求, 国家发展改革委等部门制定了《绿色发展指标体系》和《生态文明建设考核目标体系》作为生态文明建设评价考核的依据, 按绿色发展指标体系计算“绿色发展指数”, 对各地官员进行年度强制性定量考评^④。该自上而下的定量考核政策实施后, 地区环境绩效在地方官员考评晋升中起着重要的作用, 引起地方官员的高度重视。据 Xu^[10]的研究, 在中国地方官员的多目标晋升考核中, 相比“定性”目标, “定量”指标考核对官员的激励效果更好, 在实现地区环境目标中的作用更大。因此, 《办法》的实施为地方官员强制性定量环境考核的研究提供了绝佳的实验场景。

借助《办法》实施所形成的准自然实验, 本文拟研究地方官员强制性定量环境考核对企业环境治理的影响。具体而言, 本文回答了以下几个问题: 在当前我国地方政府监管资源受限的情况下, 地方官员强制性定量环境考核能否提升当地国有重污染企业的环境绩效? 其具体的提升机制有哪些? 能否对当地民营重污染供应商的环境治理产生溢出效应, 进而提升当地整体的环境治理水平? 从理论上来说, 一方面, 重污染企业对当地环境产生的影响更大, 地方官员有更强的动机对重污染企业进行环境管控; 另一方面, 作为下属国企的实际控制人, 地方官员有更强的能力对地方国有企业实施全面的环境激励和处罚措施。那么, 在地方政府监管资源受限的条件下, 地方官员同时具备动机和能力以最具成本效益的方式对地方国有重污染企业开展环境治理, 以提升地区环境绩效指标。具体而言, 地方官员通过提升高管薪酬—环境绩效敏感性、加强资金支持力度的“胡萝卜”政策, 以及提升高管强制变更—环境绩效敏感性、收取排污费处罚的“大棒”政策, 共同促使地方国有重污染企业积极开展环境治理活动, 进而提升其环境绩效。

本文发现, 地方官员强制性定量环境考核政策实施后, 相较于民营非重污染企业, 地方国有重污染企业的环境绩效显著提升, 且这种促进作用在环保政策执行力度更强、位于非省份边界地区, 以及控制链长度较短的企业中效果更好。机制检验发现, 地方官员通过提升高管薪酬—环境绩效敏感性、加强政府环保补助和提供银行贷款资金支持的“胡萝卜”政策, 以及提升高管强制变更—环境绩效敏感性、收取排污费处罚的“大棒”政策, 提升了地方国有重污染企业的环境绩效。在供应链溢出效应方面, 地方官员强制性定量环境考核政策实施后, 地方国有重污染企业显著提升了本地民营重污染供应商的环境治理表现, 但对外地民企供应商的环境表现提升效果并不明显; 在区域整体环境治理层面, 地方国有重污染企业经济占比越高, 当地环境水平改善程度越大。这表明地方官员强制性定量环境考核能够提升当地国有重污染企业的环境绩效, 并使本地民企重污染供应商产生环境治理的溢出效应, 进而有助于提升地区整体的绿色发展。

已有文献论证了环保目标责任制、领导干部自然资源资产离任审计试点等“定性化”官员考核^[6-8], 以及地方“自主性”环境目标约束对企业绿色创新及 ESG 的影响^[9]。而在我国地方官员的考核中, “定量”指标考核比“定性”目标对地方官员的激励效果更好^[10]; 中央对地方的自上而下的“强制性”环境考核比地区“自主性”的环境目标约束更能引起地方官员的重视。与上述文献不同, 本文从地方官员“强制性定量”环境考核的视角研究了其对企业环境治理的影响。同时, 在已有文献主要从政府补贴、高管晋升等“激励”视角对官员环境考核治理效应分析的基础上, 本文从“激励”和“惩罚”机制两个视角系统分析了地方官员强制性定量环境考核对企业环境治理的影响。激励机制为提升高管薪酬—环境绩效敏感性和资金支持, 惩罚机制为提升高管强制变更—环境绩效敏感性和排污费处罚。

在高管薪酬的正向激励方面, 已有文献基于财务业绩指标^[13-14], 以及客户满意度或产品质量的非财务业绩指标^[15-16], 研究了财务及产品绩效对高管薪酬的影响, 即高管薪酬—业绩敏感性。但鲜有文献从环境绩效的角度直接研究企业环境绩效对高管薪酬的影响, 即高管薪酬—环境绩效敏感性。在

高管变更的负向激励方面,学者主要探讨了企业财务绩效对高管变更的影响及其在不同类型企业中的作用机制^[17-18],即高管强制变更—业绩敏感性。鲜有文献关注企业环境绩效对高管强制变更的影响,即高管强制变更—环境绩效敏感性。高管在企业决策中起着重要的作用,本文从高管薪酬—环境绩效敏感性和高管强制变更—环境绩效敏感性的视角对其激励效应进行了研究,对实体企业环境的改善具有重要意义。

在供应链环境治理溢出效应方面,已有文献主要从直接减排、声誉效应、议价能力机制等方面进行研究^[19-20]。本文借助《办法》实施所形成的准自然实验,分析了地方国有重污染企业实控人环保诉求对供应链环境治理溢出效应的影响。通过比较地方国有重污染企业对其本地与异地重污染民营供应商在环境治理方面产生的溢出效应差异,证实了相较于直接减排、声誉效应和议价能力,更具解释力的“地方官员环保考核诉求”效应。其中的逻辑在于,作为当地政府“政策目标代言人”的地方国有重污染企业,在地方官员环保考核压力下具有更强动机优先承担本地而非异地环境治理责任,从而对本地重污染民营供应商产生更显著的环境治理溢出效应。

一、政策背景、理论分析与研究假设

(一) 政策背景

党的十八大以来,党中央、国务院就推进生态文明建设作出了一系列决策部署,提出了创新、协调、绿色、开放、共享的新发展理念,印发了《关于加快推进生态文明建设的意见》和《生态文明体制改革总体方案》。为贯彻落实党的十八大精神,加快绿色发展,推进生态文明建设,规范生态文明建设目标评价考核工作,中共中央办公厅、国务院办公厅印发了《办法》来确保党的政策得到有效执行。

《办法》首次明确提出“将生态文明建设的考核结果作为省级党政领导班子和领导干部综合评价、干部奖惩任免的重要依据,采取年度评价、五年考核相结合的方式,引导和约束地方官员开展绿色城市建设”。国家发展改革委、国家统计局、环境保护部、中央组织部进一步制定了《绿色发展指标体系》和《生态文明建设考核目标体系》,作为生态文明建设评价考核的依据。其中,年度评价按照《绿色发展指标体系》实施,主要评估各地区资源利用(权数:29.3%)、环境治理(权数:16.5%)、环境质量(权数:19.3%)、生态保护(权数:16.5%)、增长质量(权数:9.2%)、绿色生活(权数:9.2%)方面的变化趋势和动态进展,按照各项加权平均计算生成“绿色发展指数”,对各地区领导干部进行严格的“量化”考评。《生态文明建设考核目标体系》包括资源利用(30分)、生态环境保护(40分)、年度评价结果(20分)、公众满意程度(10分)以及生态环境事件(扣分项)五大目标类别,以此对各地区环境表现打分。可见,《办法》的实施强调了“生态文明建设”在地方官员政绩考核中的重要性,引起了地方官员的高度重视。

(二) 理论分析与研究假设

在《办法》的实施背景下,地方官员如何高效提高当地环境绩效?生态环境部发布的《2016年环境统计年报》显示,“2016年全国各地区废水废气污染物排放总量4 814.91万吨中,工业源(工业企业)排放占比高达64.52%,生活源排放约占20.64%,其他农业、移动源和集中式污染治理设施排放仅占14.84%”。可见,实体企业是地区环境污染的主要责任人和绿色转型的关键行动者,对提升当地环境绩效起着重要作用。为此,地方官员有动机从实体企业的角度解决地区环境问题。然而,由于地方政府人、财、物等资源有限^[21],地方官员可能无法将环境治理覆盖至所有企业。为更高效地实现地区环境绩效的提升,各地官员有动机和能力对“地方国有重污染企业”这一重要的经济体进行环境治理。

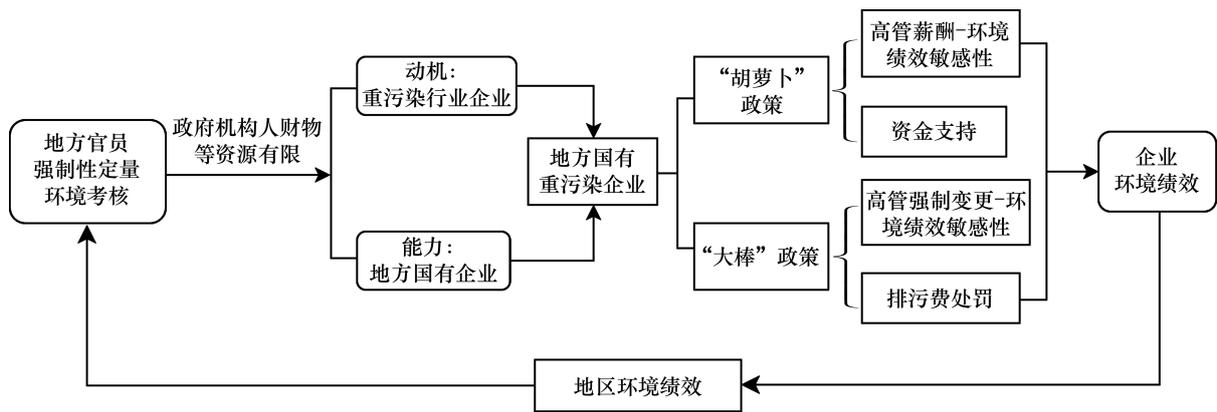


图1 理论分析框架图

在环境治理动机方面，重污染企业会对地区环境绩效产生更显著的影响，因此将成为地方官员重点关注的对象。从治理紧迫性和执行效果的角度，相比于其他企业，重污染行业企业在生产经营过程中有着高能耗和高排放，对空气质量和生态系统造成了极大破坏。对此，国家出台的环境政策均主要针对污染严重的企业，重污染行业也是供给侧结构性改革“三去一降一补”的主要对象。现有研究发现，国家环境垂直监管、新《中华人民共和国环境保护法》(以下简称《环境保护法》)等均重点关注重污染行业企业，通过增加企业的环境违规成本，促进其环境绩效提升^[1]；环保法庭同样对重污染行业企业具有明显的威慑作用^[2]。另外，投资者及债权人等利益相关者也特别关注重污染行业企业的环境表现，对环境绩效的提升作用在重污染行业企业中更明显^[3]。因此，相较于其他企业，重污染行业企业环境绩效的提升更关键。在地方政府资源受限的情况下，为更高效地完成环境考核目标，地方官员有动机重点关注当地重污染行业企业的环境问题。

在环境治理能力方面，作为地方国有企业的实控人，地方官员有足够的力量以国有企业为抓手来提升当地的环境绩效。已有研究表明，银行贷款机构^[3]和社会责任投资者^[4]等外部利益相关者基于环保观念和财务收益两个维度的考量，对企业环境绩效提升起到了监督和引导作用；公众环保诉求也有利于促进企业环境治理^[2]。与机构投资者、社会公众等相比较，作为实控人的地方政府有更强的能力对国有企业的决策产生影响^[23]，促使其开展环境治理行动，进而提升环境绩效。

基于此，本文认为地方官员在面临强制性定量环境考核时，其环境治理行为是在动机和能力双重加持作用下的选择，体现为对地方国有重污染企业的重点干预。地方官员有强烈的动机优先治理对地区环境影响重大的重污染企业，而地方政府作为地方国有重污染企业的实控人，其能力使这种治理动机可以更有效地转化成干预行为。在政府资源有限的情况下，动机决定了为何要优先治理地方国有重污染企业，而能力决定了为何能有效治理此类企业。据此，本文提出假设 H1。

H1: 地方官员强制性定量环境考核能够提升地方国有重污染企业的环境绩效。

在此环境治理链条中，地方官员能通过“胡萝卜”加“大棒”的联合政策影响地方国有重污染企业的环境绩效。在“胡萝卜”政策的激励性机制方面，地方官员首先面临着强制性定量环境考核，有动机和能力通过对地方国有重污染企业高管的正向激励促使其改善环境表现。作为实控人，地方官员拥有对国企高管薪酬水平及结构的决策权^[24]，可以要求企业将环境绩效加入高管薪酬考核体系中。而高管是公司环境治理的重要执行者，有效的薪酬契约激励是使其与实控人目标一致的关键^[25]。由于企业绿色专利研发和成果转化的风险较大，环境绩效的提升存在不确定性，高管主动进行环境治理

的积极性不高^[26]。此时,地方官员通过将企业环境绩效纳入高管的薪酬考核体系,能够增强高管进行环境治理的动机和意愿^[2],从高管正向激励方面引导其重视环境治理问题,进而提升其环境绩效。

其次,在强制性定量环境考核政策背景下,地方官员可以通过给予地方国有重污染企业资金支持,激励其开展环境治理行动^[7]。企业进行环境治理会耗费较高的成本,但不能立即形成收益,因此需要足够的资金支持。在补贴方面,地方官员可以针对那些环境绩效较好的地方国有重污染企业设立专项补助基金,根据企业的环保绩效评估结果给予其不同额度的补助。在贷款方面,地方官员可以与金融机构合作,组织商业银行在贷款审批时优先考虑环境绩效良好且有明确环保目标和计划的企业,为其提供更多的贷款额度,确保贷款资金被用于环境项目。这些环保补助和贷款不仅能对企业起到很好的激励作用,而且可以支持企业购买先进的环保设备、研发环保技术等^[27],以此推动企业响应当地环保号召,促进其环境绩效的提升。据此,本文提出假设 H2。

H2: 地方官员强制性定量环境考核政策实施后,地方官员通过提升高管薪酬—环境绩效敏感性,以及给予资金支持的激励性机制,促使地方国有重污染企业提升环境绩效。

在“大棒”政策的惩罚性机制方面,强制性定量环境考核政策实施后,地方官员能够对地方国有重污染企业高管进行负向激励,倒逼其进行环境治理,逐步提升环境绩效。地方国企高管的考核和任免由当地政府管理,地方政府在地方国企高管任免中有一票否决权^[24]。因此,地方官员有能力通过提升高管强制变更—环境绩效敏感性,从高管负向激励方面引导其重视环境治理问题。

其次,排污费是地方政府对企业开展负外部性经济活动收取的费用,通过经济处罚的手段可以促进企业自我改进,注重环境保护^[28]。在强制性定量环境考核政策背景下,地方官员可以通过对环境绩效较差的地方国有重污染企业收取高额的排污费,构建“多排多缴、少排少缴”的经济约束机制,倒逼企业开展环境治理。一方面,高额的排污成本能激发企业高管对自身环境表现的反思,意识到企业在环保方面的欠缺,有动机采取行动平衡短期支出与长期效益问题。另一方面,排污费中明确的收缴项目能帮助企业识别并改进其在生产经营方面的不足^[29],让企业从被动应付转向主动治理,提升环境绩效。据此,本文提出假设 H3。

H3: 地方官员强制性定量环境考核政策实施后,地方官员通过提升高管强制变更—环境绩效敏感性,以及收取排污费的惩罚性机制,倒逼地方国有重污染企业提升环境绩效。

综上所述,本文构建了地方官员强制性定量环境考核与企业环境绩效的理论分析框架图(图1)。

二、研究设计

(一) 样本选择与数据来源

本文以我国 2008—2022 年沪深 A 股上市公司为初始研究样本,采用企业 $t+1$ 期 ESG 环境得分作为被解释变量,该变量区间为 2009—2022 年,其他变量为第 t 期,区间为 2008—2021 年。参考刘媛媛等^[1]的研究,考虑到 2008 年正式实施《环境信息公开办法(试行)》,此后企业逐步重视环境问题,将 2008 年作为起始年份。此外,按照如下标准对样本公司进行筛选:(1) 剔除中央国有企业样本。《办法》主要针对各省、自治区、直辖市党委和政府生态文明建设目标的评价考核,政策的重点作用对象为隶属地方政府直接管辖的地方国企。央企由国资委直接管理或其他中央部委管辖,虽然政策会对央企产生辐射作用,但地方政府对央企的监管受限,央企可能会对结果产生干扰。(2) 剔除被 ST(风险警示)的企业。(3) 剔除金融及房地产行业企业。(4) 剔除变量存在缺失值的样本。在此基础上,仅在地方国有重污染企业和民营非重污染企业中检验,以避免地方国有非重污染企业和民营重污染企业的

干扰。同时, 本文在回归模型中控制了企业、年份、省份固定效应、行业与年份的交互固定效应, 剔除一次出现的样本, 最终得到 15 941 个有效样本。此外, 对所有连续变量在 1% 的水平上进行了缩尾处理。本文使用的数据来自中国研究数据服务平台(CNRDS)和国泰安(CSMAR)数据库。

(二) 模型构建与变量定义

本文将《办法》的实施作为一个准自然实验窗口, 借鉴 Wu 等^[8]的做法, 采用双重差分法检验地方官员强制性定量环境考核政策对企业环境绩效的影响。在模型中控制了企业、年度和省份固定效应。本文按照企业所在行业进行实验组选取, 又控制了行业和年度的交互固定效应, 以控制行业政策随时间变化的影响。本文通过模型(1)进行检验, 对标准误进行了企业层面的聚类调整。

$$E_{i,t+1} = \beta_0 + \beta_1 P_t \times T_i + \sum Controls_{i,t} + \alpha_i + \delta_t + \lambda_p + \mu_{jt} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

(1) 被解释变量。企业环境绩效(E): 参考雷雷等^[30]的研究, 本文采用 CNRDS 数据库中企业 ESG 环境指标的得分进行度量。CNRDS 数据库中 ESG 指标的度量设计科学全面, 参考了国内外 ESG 数据库的设计思路, 并结合中国的实际情况, 构建了中国企业的 ESG 评分体系。更重要的是, 环境指标分数的构成与《办法》要求的《绿色发展指标体系》及《生态文明建设考核目标体系》指标的相似程度很高, 其中对资源利用、环境治理、环境质量、生态保护、增长质量和绿色生活等方面均有所涉及。另外, 考虑到企业环境绩效提升可能存在滞后性, 同时为了消除反向因果问题可能的干扰, 本文采用 $t+1$ 期的 ESG 环境得分进行度量。

(2) 解释变量。地方官员强制性定量环境考核($P \times T$)。① T 为实验组虚拟变量, 当研究样本公司在 2016 年为地方国有企业且属于重污染行业^⑥时确定为实验组, T 取值为 1, 民营且非重污染行业企业作为控制组, T 取值为 0。由于该政策颁布并实施的时间为 2016 年 12 月, 本文以 2016 年作为基准年来确定实验组和控制组。② P 为时间虚拟变量, 本文以 2017 年作为改革开始的时间点, 样本区间为 2017—2021 年时, P 取值为 1, 否则为 0。

(3) 控制变量。参考已有研究^[1, 28], 控制变量包括公司规模、资本结构、盈利能力、成长能力、董事会规模、独立董事比例、固定资产比例、托宾 Q 、营业现金流、两职合一、资本密集度、地区经济发展水平和地区政府审计质量。

三、实证结果分析

(一) 描述性统计

未列示的描述性统计结果显示, 企业环境绩效得分(E)的均值为 14.906 6, 最小值 1.133 1, 最大值 73.238 3, 样本的环境得分差距较大。 P 的均值为 0.553 6, 说明地方官员强制性定量环境考核政策实施后年度的样本约占 55%; T 的均值为 0.157 5, 近 16% 的样本属于地方国有重污染企业; $P \times T$ 的均值为 0.057 9, 受到地方官员强制性定量环境考核政策实施重点影响的样本占比约 6%。其余控制变量的统计值与现有研究基本一致^[1, 28]。

(二) 基准回归结果分析

表 1 列示了基准回归结果。(1)~(3)列中 $P \times T$ 的系数均在 1% 水平上显著为正。以加入所有控制变量的第(3)列为例, 交乘项的系数为 3.794 6。在经济显著性方面, 地方官员强制性定量环境考核政策实施后, 相比于民营非重污染企业, 地方国有重污染企业环境绩效的提升能解释样本均值的 25.46%。这表明地方官员强制性定量环境考核政策的实施能显著提升地方国有重污染企业的环境绩效, 与假设 H1 的预期一致。

表1 基准回归结果

变量	<i>E</i>		
	(1)	(2)	(3)
<i>P</i> × <i>T</i>	3.829 1*** (4.25)	3.7570*** (3.95)	3.7946*** (3.43)
<i>Controls</i>	NO	YES	YES
<i>Year</i>	YES	YES	YES
<i>Firm</i>	YES	YES	YES
<i>Pro</i>	NO	NO	YES
<i>Ind</i> × <i>Year</i>	NO	NO	YES
<i>N</i>	15 941	15 941	15 941
Adj <i>R</i> ²	0.617 3	0.618 9	0.628 0

注：括号中的数值为 *t* 检验值；*、**、***分别表示 10%、5%和 1%的显著性水平，下同。

(三) 稳健性检验

1. 内生性检验

(1) 平行趋势检验

为确保上文中的基准回归结果是由地方官员强制性定量环境考核政策实施所引起的，而不是来源于两组企业间差异性的时间趋势变化，接下来进行平行趋势检验，即检验实验组与控制组在考核政策实施前环境绩效的变化趋势是否有显著差异。其中，*C* 表示地方国有重污染企业进行地方官员强制性定量环境考核的当年(2016年)，*B_k* 表示地方国有重污染企业被纳入该考核政策前第 *k* 年的虚拟变量，*A_k* 表示地方国有重污染企业被纳入该考核政策后第 *k* 年的虚拟变量，上述变量在对应年份取值为 1，其余年份取值为 0。本文将研究样本的第一年(2008年)作为基准。表 2 报告了平行趋势检验结果，*B₇*~*C* 的系数均不显著，*A₁*~*A₅* 的系数大多显著为正，满足了平行趋势检验。

表2 平行趋势检验

变量	<i>E</i>		
	(1)	(2)	(3)
<i>B₇</i>	-0.879 6 (-1.14)	-0.820 0 (-1.05)	-1.253 1 (-1.33)
<i>B₆</i>	-1.134 2 (-1.02)	-1.116 4 (-1.00)	-1.364 5 (-1.00)
<i>B₅</i>	-1.095 1 (-0.88)	-1.003 7 (-0.81)	-0.967 6 (-0.64)
<i>B₄</i>	0.111 2 (0.08)	0.200 3 (0.15)	0.873 8 (0.54)
<i>B₃</i>	0.125 8 (0.08)	0.347 4 (0.24)	0.627 4 (0.35)
<i>B₂</i>	1.552 5 (1.05)	1.734 3 (1.18)	1.771 6 (1.01)
<i>B₁</i>	1.131 0 (0.77)	1.500 7 (1.03)	1.210 5 (0.71)

续表 2

变量	<i>E</i>		
	(1)	(2)	(3)
<i>C</i>	1.691 4 (0.98)	2.056 4 (1.19)	1.703 5 (0.85)
<i>A</i> ₁	2.692 3* (1.76)	2.953 7* (1.91)	2.984 0 (1.64)
<i>A</i> ₂	3.206 8** (2.02)	3.326 1** (2.07)	3.814 7** (2.02)
<i>A</i> ₃	4.472 0*** (2.84)	4.656 7*** (2.88)	4.884 9*** (2.60)
<i>A</i> ₄	3.837 3** (2.33)	4.060 1** (2.42)	4.180 7** (2.14)
<i>A</i> ₅	6.350 2*** (3.70)	6.521 4*** (3.75)	5.650 0*** (2.78)
<i>Controls</i>	NO	YES	YES
<i>Year</i>	YES	YES	YES
<i>Firm</i>	YES	YES	YES
<i>Pro</i>	NO	NO	YES
<i>Ind</i> × <i>Year</i>	NO	NO	YES
<i>N</i>	15 941	15 941	15 941
<i>Adj R</i> ²	0.617 7	0.619 3	0.628 1

(2) 合成 DID

本文采用 Arkhangelsky 等^[31]提出的合成 DID, 通过个体和时间固定效应以及个体和时间权重为实验组构造可比的控制组, 提供双重稳健的 SDID 估计量。在个体权重方面, 为每个控制组样本分配一个最优权重, 构建出的“合成控制组”与实验组在政策实施前的特征和被解释变量轨迹上高度相似。在时间权重方面, 为每个政策前时期分配一个最优权重, 使其与政策后时期在被解释变量轨迹上高度相似。基于此, 利用 DID 模型估计平均处理效应。由于合成 DID 要求使用平衡面板数据, 本文采用样本期间政策实施前后 5 年的平衡面板数据进行检验, 结果与前文保持一致。

(3) 安慰剂检验

第一, 虚拟实验组样本。通过在全样本中随机模拟指定实验组(*T*)重复进行 1 000 次安慰剂检验。当随机生成实验组样本时, 交乘项的系数及其 *t* 值均近似呈现以 0 为中心的正态分布。第二, 政策提前发生。将地方官员强制性定量环境考核政策提前 1 年、2 年、3 年, 构建虚拟时间变量与 *T* 交乘。由于政策效应可能会受到后边年份的干扰, 我们缩短了时间窗口, 均检验虚拟政策实施前后 3 年的情况。结果显示, 交乘项的系数均不显著。

(4) 倾向得分匹配和熵平衡匹配

第一, 倾向得分匹配。本文将实验组虚拟变量(*T*)作为处理变量, 将公司规模、资本结构、董事会规模作为协变量, 使用 Logit 模型按照 1 : 2 和 1 : 3 的标准进行最近邻匹配, 构造新的样本进行 DID 检验。匹配后的平衡性检验表明, 实验组与控制组的协变量组间 *T* 值无显著差异。此处协变量的选择依据是实验组和控制组的规模、资本结构和董事会规模方面存在显著差异, 并且在纳入所有控制变量的主回归检验中, 这三个控制变量显著影响了企业的环境表现, 其余控制变量的系数并不显著。另外,

本文还将所有控制变量作为协变量进行了倾向得分匹配。但当纳入所有控制变量时,匹配后的样本在某些协变量上难以达到充分的平衡,且在匹配中导致了大量样本的损失。因此,本文选取了以上三个控制变量作为协变量,保留了更多的回归样本,同时保证了匹配后的平衡性。第二,熵平衡匹配。参考 Hainmueller^[32]构建的熵平衡匹配检验,控制实验组与控制组样本协变量的多维平衡性,使得加权样本中控制组协变量的一阶矩(均值)、二阶矩(方差)、三阶矩(偏度)与实验组协变量的样本矩达到平衡,最大限度地使两组样本精确匹配。基于 PSM 及熵平衡匹配后样本的回归结果支持了前文的结论。

2. 排除其他政策的影响

第一,2010年《环境行政处罚办法》实施,采用将样本限制在该办法实施后的方式进行检验。第二,2011年碳排放交易试点实施,将该试点实施时间和企业是否位于试点地区的虚拟变量交乘项加入控制变量予以控制。以上结果均与前文一致。第三,2015年新《环境保护法》实施,本文利用平行趋势检验结果进行解释,地方官员强制性定量环境考核政策后一年或两年,即2017年或2018年的系数才开始显著为正,而新《环境保护法》实施后的2015年和2016年的系数并不显著,说明是地方官员强制性定量环境考核政策而非新《环境保护法》使地方国有重污染企业环境绩效得到了提升。第四,2016年《中华人民共和国大气污染防治法》实施,将因变量分别替换为企业水体污染物排放量、空气污染物排放量以及总污染物排放量。检验结果显示,《办法》的实施同时降低了企业上述污染物的排放量,说明其环境治理效应并不局限于《中华人民共和国大气污染防治法》所规制的大气污染领域。

3. 改变变量衡量方式

将主回归中企业环境绩效的衡量方式变换为当期 CNRDS 数据库中的 ESG 环境得分、彭博数据库中当期及后一期的 ESG 环境得分、后一期绿色发明专利申请数。检验结果与前述研究结论一致。

4. 改变研究样本

首先,将“地方国有企业”和“重污染行业企业”作为实验组进行检验。在《办法》实施当年(2016年),该样本为地方国企, T_1 为1,否则为0;在《办法》实施当年(2016年),该样本为重污染行业企业, T_2 为1,否则为0。将 T_1 、 T_2 分别与 P 交乘,代入模型回归,交乘项系数均显著为正。地方官员强制性定量环境考核政策实施后,地方官员对地方国有和重污染行业企业均会产生环境治理效应。其次,本文还删除了政策当年的样本、政策后上市的样本、政策前后改变产权性质的样本,进行了稳健性检验。限于篇幅,未列示相关稳健性检验结果,以上结果均与前文一致。

(四) 异质性检验

1. 基于地区执行层面的异质性检验

相较于环境考核政策执行力较弱的地区,执行力较强地区的官员更有动机和能力通过“胡萝卜”加“大棒”政策对地方国有重污染企业产生环境治理效应。而政策的执行效果会受到企业环境绩效数据获取的影响,即企业环境表现数据获取越便利,政策效果越好^[33]。本文通过基于地区执行层面的异质性检验提供进一步的证据,从地区环境监测数据获取方面进行检验。按照2016年各地区环境监测中心站机构数量与当地企业数量比值的中位数进行划分,若样本企业所在地区的环境监测中心站机构的相对数量高于中位数,则认定其地区为环保执行力度较大的地区,否则为环保执行力度较小的地区。表3列(1)(2)的结果显示,在环保执行力度较大地区的样本中, $P \times T$ 的系数显著为正,在环保执行力度较小地区的企业样本中, $P \times T$ 的系数不显著,两组系数通过了费舍尔组间系数差异检验,后文不再赘述。这说明《办法》实施后,环境监测设备更多的地区的官员能更便利地获取企业环境绩效信息,进而更好地实施“胡萝卜”加“大棒”政策,提升当地企业环境绩效。

2. 基于地区边界县区的异质性检验

在省份或直辖市的中心地区,环境污染会让地方官员承担较大的责任。但在边界地区,风向、河流湖泊等气象和地理因素极易导致污染跨越行政边界,造成“本地治理,邻区受益”或“邻区排污,

本地受害”的权责错位现象^[34],使其主动进行环境治理的动机不足。因此,相对于边界地区,中心地区的官员通过“胡萝卜”加“大棒”政策对地方国有重污染企业进行环境治理的积极性更强。本文拟对企业是否位于省份或直辖市的边界县区进行异质性检验。首先使用地图软件 ArcGIS 搜索各省、自治区和直辖市行政区的边界县区,然后将其与企业办公地对应,最后按《办法》实施年份企业办公地是否位于省、自治区和直辖市的边界县区进行分组检验。表 3 列(3)(4)的结果显示,在位于地区边界县区的企业样本中, $P \times T$ 的系数并不显著,但在位于地区中心的企业样本中, $P \times T$ 的系数显著为正。《办法》的实施让地方官员对省、自治区和直辖市中心地区实施了更严格的环境治理,提升了其国有重污染企业的环境绩效,但没能对边界地区企业的环境治理起到促进作用。即使在强制性定量环境考核的压力下,位于边界地区的地方官员通过“胡萝卜”加“大棒”政策开展环境治理的积极性仍较弱。

3. 基于企业控制链长度的异质性检验

在我国金字塔结构的企业集团中,地方官员对下属国企影响力的大小取决于最终实控人的控制链长度,长度越短意味着“组织距离”越小,地方官员开展环境治理的能力越强^[35],通过“胡萝卜”加“大棒”政策对地方国有重污染企业进行干预的效率越高。首先采用 2016 年最终控制人距离企业最长控制链条中所包含的公司数衡量控制链长度;然后按行业求取样本中位数,低于中位数的认定为控制链较短的企业,否则为控制链较长的企业。表 3 列(5)(6)显示,在控制链较短的样本中, $P \times T$ 系数显著为正,而在控制链较长的样本中,系数不显著。这说明《办法》实施后,地方官员对控制链较短的地方国有重污染企业干预更便利,通过激励和处罚措施可以更大程度地提升其环境绩效,而对控制链较长的地方国有重污染企业进行管控的效率较低,环境治理的效果欠佳。

表 3 异质性检验

变量	<i>E</i>					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	企业所在地 环保执行力度大	企业所在地 环保执行力度小	企业位于 边界县区	企业不位于 边界县区	企业控制 链较长	企业控制 链较短
$P \times T$	4.3243*** (3.20)	2.6215 (1.15)	2.443 9 (0.73)	3.700 3*** (3.17)	1.594 9 (0.93)	4.829 6*** (3.26)
Controls/Year/Firm /Pro/Ind×Year	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>N</i>	6,396	9,506	949	12 332	3 682	9 605
Adj <i>R</i> ²	0.6070	0.6390	0.628 0	0.585 6	0.604 4	0.581 9
组间差异比较 <i>P</i> -value	0.000		0.000		0.000	

四、作用机制检验

(一) “胡萝卜”政策的激励性机制

通过“胡萝卜”政策,地方官员能以提升高管薪酬—环境绩效敏感性、提供资金支持的激励性机制促进企业积极开展环境治理。首先,作为实控人的地方政府拥有对当地国企高管薪酬的决策权^[24],有能力要求地方国有重污染企业将环境指标加入其高管薪酬考核体系中,增强高管进行环境治理的动机和意愿^[1],进而提升企业环境绩效。其次,地方官员能够通过给予企业资金支持,激励其开展环境治理,根据企业环境绩效为其发放不同额度的环保补助金,引导金融机构为环境表现较好的企业提供更多贷款。这些资金支持能对企业起到很好的激励作用,促进其环境绩效提升^[27]。

本文将主回归中的 P 、 T 及企业当期环境绩效(E)三个变量的交乘项作为核心解释变量,同时将其

两两交乘代入模型,将高管薪酬以及资金支持作为被解释变量进行检验。其中,高管薪酬采用高管薪酬总额(W_s)、均值(W_a)、第一名高管薪酬(W_1)及前三名高管薪酬总额(W_3)分别取自然对数进行度量。资金支持采用政府环保补贴和银行贷款两类资金支持进行度量。其中,政府环保补贴采用企业当年获得在环保方面的政府补助金额度量(S_e)。在银行贷款方面,同时采用企业当年获得的银行贷款总额取对数(L)以及与环保相关的贷款占总贷款比例(L_e)进行度量。在识别与环保相关的贷款时,参考洪祥骏等^[36]的做法,根据原银监会2013年发布的《绿色信贷统计表填报说明》中关于节能环保项目及服务的贷款指标和解释,手动整理出绿色信贷关键词;然后将关键词与企业每条贷款公告文本匹配,若公告中出现关键词则定义该笔贷款为环保类贷款;最后将这些贷款加总得出企业当年环保相关贷款总额。由于政府环保补贴,特别是环保贷款包含大量零值,此处采用泊松回归检验^[37],其中会自动删除观测值所在的固定效应组内因变量未变化的样本,确保剩余回归样本提供稳健结果。

表4的结果显示,(1)~(4)列中 $P \times T \times E$ 的系数均显著为正,地方官员强制性定量环境考核政策促进了地方国有重污染企业高管薪酬—环境绩效敏感性的提升,通过高管薪酬激励企业开展环境治理。列(5)(6)中,环保补助、银行贷款及环保类贷款为被解释变量, $P \times T \times E$ 系数均显著为正。《办法》实施后,相比于其他企业,环境表现更好的地方国有重污染企业能获取更多的资金支持,激励其绿色发展,假设H2得到验证。

表4 “胡萝卜”政策的激励机制检验

变量	高管薪酬激励				资金支持		
	W_s	W_a	W_1	W_3	S_e	L	L_e
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
$P \times T \times E$	0.004 1*	0.005 8**	0.005 3**	0.003 6*	0.028 0***	0.053 9**	0.858 9***
	(1.89)	(2.42)	(2.45)	(1.85)	(2.61)	(2.45)	(3.89)
Controls/Year/Firm /Pro/Ind×Year	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
N	15 941	15 494	15 494	15 500	11 319	15 941	282
Adj R^2 /Pseudo R^2	0.796 8	0.789 3	0.774 5	0.803 8	0.548 4	0.601 3	0.314 3

(二) “大棒”政策的惩罚性机制

通过“大棒”政策,地方官员能以收取排污费处罚、要求强制变更高管即提升企业高管强制变更—环境绩效敏感性的惩罚性机制反向促进企业开展环境治理。一方面,排污费处罚是地方政府要求企业进行环境治理最常见的经济处罚手段^[28],可以促使企业减少排污。另一方面,作为下属地方国有重污染企业的实控人,地方政府掌握着对其高管的考核任免权^[24],地方官员有动机和能力将企业环境绩效纳入高管强制变更的考核体系,通过对高管的惩罚机制倒逼其提升环境绩效。此处采用与前文机制检验类似的设计,解释变量保持不变,被解释变量为企业排污费处罚(F)及强制变更高管(O)。其具体度量方式为:(1)以企业当年缴纳的排污费或环保税^⑥衡量排污费处罚(F),由于排污费包含零值,此处使用泊松模型检验^[37]。(2)强制变更高管(O)。借鉴主流研究成果^[38-39],将高管变更分为强制变更与正常变更,“工作调动”“辞职”“解聘”和“个人原因”的变更为强制变更,“退休”“任期届满”等其他原因的变更为正常变更。若企业当年发生了高管强制变更, O 取值为1,否则为0,此处分别检验了CEO和董事长的强制变更情况。从表5的结果可以看出, $P \times T \times E$ 的系数均显著为负。这说明《办法》实施后,相比于其他企业,地方官员对环境表现更差的地方国有重污染企业收取了更高的排污费,以此反向激励其进行环境治理。另外,《办法》实施后,地方国有重污染企业环境表现越

差, 其高管被强制更换的概率越大。作为实控人的地方政府有能力迫使企业开展环境治理, 进而提升环境绩效, 假设 H3 得到验证。

表 5 “大棒”政策的惩罚机制检验

变量	F	O	
		CEO	董事长
	(1)	(2)	(3)
$P \times T \times E$	-0.022 6* (-1.77)	-0.0032* (-1.81)	-0.002 8* (-1.93)
Controls/Year/Firm /Pro/Ind×Year	YES	YES	YES
N	11 796	15 941	15 941
Adj R ² /Pseudo R ²	0.484 6	0.079 2	0.067 4

五、经济后果检验

(一) 国企客户对民企供应商环境表现的溢出效应

由于地方政府机构的人力、物力、财力有限, 难以对地方所有企业进行严格的环境治理。此时, 地方官员有动机通过地方国有重污染企业, 间接对这些国企的重污染民企供应商产生影响, 以实现更大范围内的环境绩效提升。在供应链环境治理链条中, 在动机方面, 从直接减排的角度分析, 供应商提供的产品通常作为客户生产过程中的投入品, 当供应商生产更加绿色的产品时, 能够有效降低客户在生产环节中的污染排放, 因此客户会对其供应商的环境表现提出一定的要求; 从声誉效应角度分析, 为满足利益相关者的需求, 客户会重视供应商的环境治理问题^[20]。在能力方面, 买方市场让客户的议价能力较强, 客户通常能够对供应商的环保表现提出要求^[19-20]。

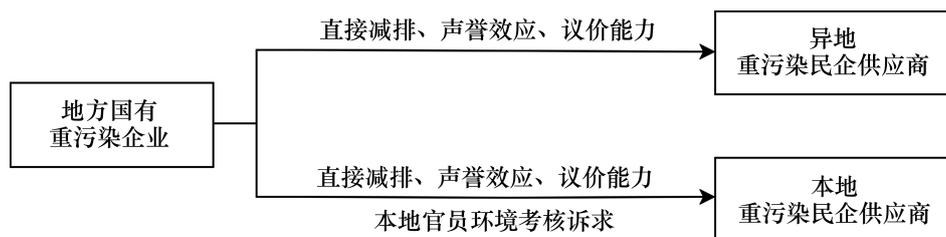


图 2 供应链环境治理溢出效应框架图

基于上述分析, 本文认为, 地方国有重污染企业对其供应商的溢出效应在本地和异地可能会存在差异。在异地重污染民企供应商中, 客户主要通过直接减排、声誉效应、议价能力机制对其供应商的环保表现产生溢出效应; 在本地重污染民企供应商中, 除以上机制外, 还有“本地官员环境考核诉求”这一重要机制。《办法》实施后, 地方官员有动机和能力推动地方重污染国企对其本地供应商的环保治理行为产生影响, 以提升本地企业供应链整体的环境绩效。因此, 相对于异地重污染民企供应商, 地方国有重污染企业对本地重污染民企供应商的环境治理效应更强(如图 2 所示)。

在实证设计上, 被解释变量采用民企的 ESG 环境得分进行度量。解释变量(T_i)以地方官员强制性定量环境考核实施当年, 重污染民营供应商所对应的地方国有重污染客户占比进行衡量; 在此基础上, 进一步按照重污染国企客户所在地进行区分, 分别构建了政策实施当年重污染民营供应商对应本地地方国有重污染客户占比(T_s)和异地地方国有重污染客户占比(T_d), 然后将 T_i 、 T_s 和 T_d 分别与 P 交乘并

代入模型。该模型基于国企供应商民企环境绩效进行检验,控制变量均为民企的财务及公司治理特征变量。

此处基于披露了主要客户信息的民企样本进行研究。由于证监会并不强制要求上市公司披露前五大客户的信息,上市公司是否披露客户信息由企业自主决定,可能导致样本选择的偏误问题。对此,参考唐松和谢雪妍^[40]的研究,采用 Heckman 两阶段模型。第一阶段,将民企是否披露客户信息作为被解释变量,可能影响其披露客户信息的控制变量为解释变量,进行 *Probit* 回归,然后将回归得到的逆米尔斯比率(*IMR*)带入第二阶段回归中。表 6 为第二阶段回归重污染国企客户对民企供应商环境治理溢出效应的实证结果。列(1)未区分民企的重污染国企客户所在地区,仅为重污染国企客户对重污染民企供应商的影响检验;列(2)(3)分别为本地重污染国企客户占比(T_s)及异地重污染国企客户占比(T_d)对其重污染民企供应商环境绩效影响的检验结果,列(4)将 $P \times T_s$ 和 $P \times T_d$ 同时代入模型进行检验并比较二者的组间系数差异。结果显示,只有 $P \times T_s$ 的系数显著为正。地方官员强制性定量环境考核让地方国有重污染企业将环保需求传递至民企供应商层面,仅促进了同地重污染民企环境表现的提升。这说明地方国有重污染客户对民企供应商环保的需求不仅出于直接减排、声誉需求、议价能力上的考量,还有着地方政府对本地企业进行环境治理的需求。这正是地方官员强制性定量环境考核政策效果的体现。

表 6 供应链环境治理溢出效应检验

变量	<i>E</i>			
	(1)	(2)	(3)	(4)
$P \times T_i$	4.449 8 (0.44)			
$P \times T_s$		48.474 8* (1.80)		48.6390* (1.81)
$P \times T_d$			0.602 7 (0.06)	-0.609 1 (-0.07)
<i>IMR</i>	-0.669 9 (-1.30)	-0.844 9* (-1.71)	-0.651 3 (-1.24)	-0.845 4* (-1.71)
<i>Controls/Year/Firm/Pro/Ind</i> × <i>Year</i>	YES	YES	YES	YES
<i>N</i>	2 070	2 070	2 070	2 070
Adj <i>R</i> ²	0.563 4	0.564 9	0.563 3	0.564 6
$H_0: P \times T_s - P \times T_d = 0$	—		$F=3.13$	$\text{Prob} > F=0.078 5$

(二) 地区整体层面的环境绩效

《办法》通过对地方官员的强制性定量环境考核,引导各地区落实生态文明建设相关工作。其中,按照绿色发展指标体系对地方官员进行年度评价,主要评估各地区环境治理、环境质量等方面的变化趋势和动态进展。因此,本文从地区层面经济后果的角度,进一步检验强制性定量环境考核政策的实施能否通过提升地方国有重污染企业的环境绩效,提升地区整体层面的环境绩效。本文选取各省、自治区、直辖市层面的环境绩效作为被解释变量,具体为该地区的工业三废排放量、工业 SO_2 排放量、工业烟尘排放量,均以排放量绝对值取自然对数进行度量,并去除了数据缺失值进行检验。解释变量为《办法》实施当年各省、自治区、直辖市的地方国有重污染企业经济占比(T_i)。参考马草原和李成^[41]的研究,采用当地国有重污染企业固定资产投资占全社会固定资产投资的比重进行度量^⑦。表 7 的结果显示, $P \times T_i$ 的系数均显著为负。《办法》实施后,地方国有重污染企业经济占比越高,当地环境改

善程度越大, 表现为工业三废、SO₂ 及烟尘排放量的降低。地方官员强制性定量环境考核政策能通过提升地方国有重污染企业的环境绩效, 促进地区整体的绿色发展。

表 7 地区整体层面的环境绩效表现

变量	工业三废排放量	工业 SO ₂ 排放量	工业烟尘排放量
	(1)	(2)	(3)
$P \times T_i$	-0.201 1*** (2.97)	-0.246 9** (-2.18)	-0.146 6** (-2.12)
Controls/Year/Pro	YES	YES	YES
N	381	380	347
Adj R ²	0.977 9	0.943 0	0.915 6

注: 该检验中, 对标准误差进行了地区层面的聚类调整。

六、结论与启示

借助《办法》实施所形成的准自然实验, 本文研究了地方官员强制性定量环境考核政策对企业环境治理的影响。研究发现, 《办法》实施后, 相较于民营非重污染企业, 地方国有重污染企业的环境绩效显著提升, 且上述效应在环保政策执行力度较强、非省份边界地区以及控制链长度较短的企业中更为突出。其作用机制主要体现在通过高管薪酬—环境绩效敏感性、加强资金支持力度的“胡萝卜”政策, 增强企业开展环境治理的正向激励; 以及通过高管强制变更—环境绩效敏感性、收取排污费的“大棒”政策, 强化对企业环境行为的反向约束。同时, 《办法》实施后, 地方国有重污染企业促进了当地重污染民企供应商的环境表现, 进而提升了地区的环境绩效。因此, 本文提出如下政策启示。

(1) 构建覆盖所有重污染行业企业的环境治理体系, 高效推进“双碳”目标的达成。本文证实, 在强制性定量环境考核的压力下, 地方官员有动机和能力对地方国有重污染企业产生环境治理效应, 从而提升其环境绩效。“双碳”目标的实现取决于所有污染企业环境表现的提升, 需加强对所有污染企业的环境治理。对重污染行业的民营企业, 地方政府应完善并严格执行环保税、绿色信贷等经济激励与约束政策, 强化以市场机制为核心的外部治理环境, 全面促进重污染民营企业提升环境绩效。对重污染行业央企, 建议将国务院国资委纳入《生态文明建设目标考核办法》, 强化国家部委对重污染央企的环保目标考核, 提升其环境表现。

(2) 针对我国地域差异精准施策, 构建跨域协同的治理机制。本文发现, 地方官员强制性定量环境考核政策的效果存在地域差异: 一方面, 政策在环境执行力度较强的地区成效更突出; 另一方面, 其对边界地区的环境治理作用相对有限。为此, 针对地域执行问题, 国家生态环境部等相关部门应该对各地区的环境情况进行现场检查, 督促地方政府执行环保政策, 激励其全面落实环保考核办法。针对边界地区问题, 政策制定者应专门将“边界地区的环境绩效”作为一项考核指标, 以增强地方官员的重视程度, 避免形成治理盲区; 还可以鼓励区域合作, 制定高效的环境治理计划, 同时加强对边界地区的监管, 以实现全域范围内生态文明建设的均衡发展, 提升整体环境绩效。

(3) 完善对企业管理层的激励机制, 让其更积极地开展环境治理活动。研究表明, 地方官员能通过提升高管薪酬—环境绩效敏感性及高管强制变更—环境绩效敏感性提升地方国有重污染企业的环境表现。因此, 为实现“双碳”目标, 国资委和地方政府应该根据公司绿色发展需要, 加强对国企管理层的激励力度, 扩大激励对象的范围。证监会也应鼓励上市公司尤其是民营企业, 将环境绩效指标纳入高管考核体系并进行公告, 以全面激发高管的环保投入意愿, 提升所有企业部门的环境绩效。

(4) 有效利用政府环保补贴及银行贷款, 提升企业的环境绩效。本文表明, 地方官员能通过环保

补贴和银行贷款的资金支持,对环境表现更好的地方国有重污染企业进行激励,促进其绿色发展。因此,政府应进一步完善相关法规,根据企业的环保表现,提供不同等级的财政补助及贷款额度,鼓励企业持续提升环境绩效,真正达到扶持企业绿色发展的目标。

综上所述,政府在促进企业绿色转型时,应特别重视对重污染企业的治理,并应针对地域差异精准施策,同时结合使用多种环境规制方式,充分发挥排污费处罚、高管薪酬激励及外部资金支持的联合作用,共同推动我国实体经济企业的高质量可持续发展。

注释:

- ① 2023年7月14日,欧盟委员会公布了名为“Fit for 55”的一揽子气候计划,承诺在2030年底温室气体排放量较1990年将减少55%,提出了包括欧盟碳排放权交易体系(EU ETS)、减排分担条例(ESR)等12项积极的低碳化发展举措,为全球的绿色发展提供了系统全面的参考。
- ② 党中央和国务院印发了《关于落实科学发展观加强环境保护的决定》《环境保护违法违纪行为处分暂行规定》等文件,党的十八大会议中明确将“生态文明建设”写入党章,党的十八届三中全会提出“探索编制自然资源资产负债表”,对领导干部实行自然资源资产离任审计。
- ③ 具体详见中国政府官网,中共中央办公厅、国务院办公厅印发《生态文明建设目标评价考核办法》, https://www.gov.cn/zhengce/2016-12/22/content_5151555.htm。
- ④ 具体详见中国政府官网,发展改革委印发《绿色发展指标体系》《生态文明建设考核目标体系》, https://www.gov.cn/xinwen/2016-12/22/content_5151575.htm。
- ⑤ 样本企业是否属于重污染行业的定义如下:2003年国家环保总局提出了上市公司环保核查的13个污染行业,2010年环保部对火电、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16类污染行业要求披露环境保护报告。借鉴李青原和肖泽华^[28]的做法,本文以中国证监会2012年的《上市公司行业分类指引》为基础,将对应的行业代码和上述16类重污染企业进行比对,最终确定污染行业的代码具体如下:B6、B7、B8、B9、B10、B11、C15、C17、C18、C19、C22、C25、C26、C27、C28、C29、C30、C31、C32、D44。本文以上述行业代码为标准,将上述行业的上市公司界定为重污染企业,进行分组研究。
- ⑥ 《中华人民共和国环境保护税法》于2018年1月1日起正式实施,2003年起实施的《排污费征收使用管理条例》废止,新环保税法将“排污费”变更为“环境税”。因此,2018年以前为排污费处罚,2018年及以后为环保税处罚。
- ⑦ 控制变量包括人均GDP、对外开放程度(该地区进出口总额/地区生产总值)、人力资本(该地区人口数取自然对数)、产业结构(地区第二产业/地区生产总值)、政府财政环境保护支出(该地区政府财政环境保护支出取自然对数)。

参考文献:

- [1] 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.
- [2] 黄莲琴,梁晨,何蔓莉.公司绿色治理:公众与媒体的力量[J].会计研究,2022(8):90-105.
- [3] FLAMMER C. Corporate green bonds[J]. Journal of Financial Economics, 2021, 142(2): 499-516.
- [4] DASGUPTA S, HUYNH T D, XIA Y. Joining forces: The spillover effects of EPA enforcement actions and the role of socially responsible investors[J]. The Review of Financial Studies, 2023, 36(9): 3781-3824.
- [5] COHEN S, KADACH I, ORMAZABAL G, et al. Executive compensation tied to ESG performance: International evidence[J]. Journal of Accounting Research, 2023, 61(3): 805-853.
- [6] 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].中国工业经济,2021(2):136-154.
- [7] 曾昌礼,刘雷,李江涛,等.环保考核与企业绿色创新:基于领导干部自然资源资产离任审计试点的准自然实验[J].会计研究,2022(3):107-122.
- [8] WU J, FENG Z, MA C. Promotion incentives and environmental regulation: Evidence from China's environmental one-vote veto evaluation regime[J]. Environmental and Resource Economics, 2024, 87(1): 257-286.

- [9] 徐妍, 宋怡瑾, 沈悦. 地方政府环境治理目标约束能否提升企业 ESG 质量?: 基于文本分析法的经验证据[J]. 中国人口·资源与环境, 2024, 34 (3): 137-150.
- [10] XU C G. The fundamental institutions of China's reforms and development[J]. *Journal of Economic Literature*, 2011, 49(4): 1076-1151.
- [11] HE G J, WANG S D, ZHANG B. Watering down environmental regulation in China[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 2020, 135(4): 2135-2185.
- [12] 任胜钢, 刘东华, 肖晓婷. 环保考核、晋升激励与企业环境违规[J]. 中南大学学报(社会科学版), 2022, 28(5): 65-77.
- [13] FIRTH M, PETER M Y F, RUI O M. Corporate performance and CEO compensation in China[J]. *Journal of Corporate Finance*, 2006, 12(4): 693-714.
- [14] 袁蓉丽, 李育昆, 党素婷. ERP 系统与高管薪酬业绩敏感性[J]. 会计研究, 2022(5): 174-189.
- [15] SLIWKA D. On the use of nonfinancial performance measures in management compensation[J]. *Journal of Economics & Management Strategy*, 2002, 11(3): 487-511.
- [16] DUTTA S, REICHELSTEIN S. Leading indicator variables, performance measurement, and long-term versus short-term contracts[J]. *Journal of Accounting Research*, 2003, 41(5): 837-866.
- [17] 姜付秀, 朱冰, 王运通. 国有企业的经理激励契约更不看重绩效吗?[J]. 管理世界, 2014, 30(9): 143-159.
- [18] JENTER D, LEWELLEN K. Performance-induced CEO turnover[J]. *The Review of Financial Studies*, 2021, 34(2): 569-617.
- [19] BANERJEE S, DASGUPTA S, KIM Y. Buyer-supplier relationships and the stakeholder theory of capital structure[J]. *The Journal of Finance*, 2008, 63(5): 2507-2552.
- [20] 宋德勇, 汪涌, 胡杨. 外资持股的供应链低碳化效应研究[J]. 中国工业经济, 2023(11): 155-173.
- [21] 王岭. 数字经济时代中国政府监管转型研究[J]. 管理世界, 2024, 40(3): 110-126, 204, 127.
- [22] ZENG H, REN L, CHEN X, et al. Punishment or deterrence? Environmental justice construction and corporate equity financing—Evidence from environmental courts[J]. *Journal of Corporate Finance*, 2024, 86(6): 102583.
- [23] BORTOLOTTI B, FACCIO M. Government control of privatized firms[J]. *The Review of Financial Studies*, 2009, 22(8): 2907-2939.
- [24] 陈春华, 蒋德权, 曹伟. 高管晋升与企业税负: 来自中国地方国有上市公司的经验证据[J]. 会计研究, 2019(4): 81-88.
- [25] JENSEN M C, MURPHY K J. Performance pay and top-management incentives[J]. *Journal of Political Economy*, 1990, 98(2): 225-264.
- [26] 王海, 郭冠宇, 尹俊雅. 在转型中向“绿”而行: 产业结构调整与企业绿色创新[J]. 数量经济技术经济研究, 2025, 42(1): 93-115.
- [27] 刘剑民, 夏琴, 徐玉德, 等. 产业技术复杂性、政府补助与企业绿色技术创新激励[J]. 南开管理评论, 2024, 27(2): 94-103, 149, 104-105.
- [28] 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.
- [29] GROSSMAN G M, HELPMAN E. Growth, trade, and inequality[J]. *Econometrica*, 2018, 86(1): 37-83.
- [30] 雷雷, 张大永, 姬强. 共同机构持股与企业 ESG 表现[J]. 经济研究, 2023, 58(4): 133-151.
- [31] ARKHANGELSKY D, ATHEY S, HIRSHBERG D A, et al. Synthetic difference in differences[J]. *American Economic Review*, 2021, 111(12): 4088-4118.
- [32] HAINMUELLER J. Entropy balancing for causal effects: A multivariate reweighting method to produce balanced samples in observational studies[J]. *Political Analysis*, 2012, 20(1): 25-46.
- [33] 赵阳, 沈洪涛, 刘乾. 中国的边界污染治理: 基于环保督查中心试点和微观企业排放的经验证据[J]. 经济研究, 2021, 56(7): 113-126.
- [34] 李丽丹, 龙文滨, 胡珺, 等. 省域边界、信息成本与股价崩盘风险[J]. 会计研究, 2022(7): 154-170.
- [35] 周绍妮, 王中超, 操群. 控制链长度与国企混合所有制[J]. 会计研究, 2020(5): 80-90.
- [36] 洪祥骏, 林娴, 陈丽芳. 地方绿色信贷贴息政策效果研究: 基于财政与金融政策协调视角[J]. 中国工业经济, 2023(9): 80-97.
- [37] CHEN J, ROTH J. Logs with zeros? Some problems and solutions[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 2024, 139(2): 891-936.

- [38] DEDMAN E. Executive turnover in UK firms: the impact of Cadbury[J]. *Accounting and Business Research*, 2003, 33(1): 33–50.
- [39] 王谨乐, 史永东. 机构投资者、高管变更与股价波动[J]. *管理科学学报*, 2018, 21(7): 113–126.
- [40] 唐松, 谢雪妍. 企业持股金融机构如何服务实体经济: 基于供应链溢出效应的视角[J]. *中国工业经济*, 2021(11): 116–134.
- [41] 马草原, 李成. 国有经济效率、增长目标硬约束与货币政策超调[J]. *经济研究*, 2013, 48(7): 76–89, 160.

Quantitative environmental assessment by local officials and corporate environmental performance—Evidences from *Evaluation and Assessment Methods for Ecological Civilization Construction Goals*

PAN Hongbo, ZHANG Shumin, YANG Xuan

(Economics and Management School of Wuhan University, Wuhan 430072, China)

Abstract: Local officials are the most important stakeholders in the construction of ecological civilisation, and how to assess the environmental performance of the local officials is of great practical significance for China to achieve the strategic goal of “carbon peak and carbon neutral”. By adopting quasi-natural experiments in the *Evaluation and Assessment Methods for Ecological Civilization Construction Goals (Methods)*, this study analyzes the impact and mechanism of mandatory quantitative environmental assessments by local officials on corporate environmental governance. Researches find that after the implementation of *Methods*, the environmental performance of local state-owned heavy polluting enterprises is significantly improved compared to private non-heavy polluting enterprises, and that the above effect is more prominent in enterprises with stronger environmental policy enforcement, non-provincial border areas, and shorter control chain lengths. Mechanism tests find that local officials play a joint role in environmental governance of state-owned heavy polluters by enhancing executive compensation plus environmental performance sensitivity, strengthening government environmental subsidies as well as bank loans, reinforcing executive mandatory change plus environmental performance sensitivity, and charging sewage fee penalties. In terms of supply chain spillover effects, after the implementation of mandatory quantitative environmental assessments by local officials, local state-owned heavy polluting enterprises have significantly promoted the environmental governance of local private heavy polluting suppliers, but the effect of improving the environmental performance of foreign private suppliers was not obvious. At the level of overall regional environmental governance, the higher the share of local state-owned heavy polluting economies, the greater the degree of local environmental improvement. The study explains how the mandatory quantitative environmental assessment by local officials pushes enterprises to carry out environmental governance, and provides useful insights for the green development of China’s real economy under the strategic deployment of ecological civilisation construction.

Key words: local officials; quantitative environmental assessment; environmental performance; executive compensation plus environmental performance sensitivity; mandatory executive change plus environmental performance sensitivity

[编辑: 郑伟, 刘咏丹]