

垂直型环境监管与企业 ESG 表现

——基于中央环保督察的准自然实验

陈 琪 李梦函*

【摘 要】随着中国对可持续发展的重视，中央政府不断推出创新环境保护政策，以期解决当前地方政府面临的环境治理困境。本文以极具中国环境治理特色的中央环保督察政策为准自然实验，基于 2012—2018 年沪深上市企业数据，采用多期双重差分模型分析垂直型环境监管对企业环境、社会和治理（ESG）表现的影响。研究发现，中央环保督察政策显著提升了企业 ESG 表现，政府环境治理和企业绿色技术创新为其中的作用路径，媒体关注度和分析师关注度可以提高中央环保督察政策对企业 ESG 表现的正向影响。此外，中央环保督察对企业 ESG 表现的促进作用在更容易进行“政企合谋”、融资约束较低和督察后四个批次的企业中更明显。本文不仅丰富了垂直型环境监管对企业微观影响的研究，也拓展了企业 ESG 表现影响因素的研究，对于探索企业 ESG 表现背后的驱动力，推进可持续发展具有重要意义。

【关 键 词】中央环保督察；ESG；可持续发展；绿色技术创新；多期双重差分

一、引言

党的二十大强调要“坚持可持续发展，坚定不移走生产发展、生活富裕、生态良好的文明发展道路”，从国家战略层面积极推动中国环境保护的可持续发展战略。在推动实现可持续发展阶段，各地政府和监管机构越来越重视经济主体的环境治理与社会责任实施，推动经济社会发展绿色化，注重发展的长期性和环境协调性。企业是经济和社会转型发展基本单元，是实现可持续发展的中坚力量。为了衡量企业的可持续发展能力，企业环境、社会和治理（ESG）表现受到广泛关注。ESG 是指企业在环境、社会和治理绩效方面的评价维度，是社会责任信息（CSR）

的延伸和丰富，被视为是贯彻新发展理念、推动高质量发展的重要工具，同时也是衡量企业可持续发展水平的关键指标^[1]。随着新发展理念的提出，越来越多的企业接受 ESG 评级机构的评估，ESG 在投资者需求、政府监管和社会压力的推动下逐渐步入正轨^①。企业使用 ESG 为信号，告知利益相关者其业务的可持续性和稳定性，反映企业的发展理念和发展成果，利益相关者也可以通过企业的 ESG 表现来感知企业风险^[2]。

在中国，政府在指导企业实现绿色可持续发展以及参与 ESG 实践方面发挥着主导作用，可以鼓励更多企业主动将可持续发展目标融入企业发展战略，改善其 ESG 表现并实现环境与经济协同共进。政府实施的相关政策是干预和刺激企业行为的重要工具，企业的实践更多表现为政府

* 陈琪：郑州大学商学院副教授、硕士生导师，chqi@zzu.edu.cn。李梦函（通讯作者）：郑州大学商学院硕士研究生，li-menghann@yeah.net。基金项目：国家社会科学基金重点项目《政府激励行为下混合所有制改革的模式选择及治理机制优化研究》（22AGL017）；教育部人文社会科学研究规划基金项目《中央环保督察对企业高质量发展的影响及传导机制研究》（21YIA630005）。

① 根据彭博行业研究的官方统计（<https://www.bloomberchina.com/solution/sustainable-finance/>），ESG 投资开始步入正轨，在投资者需求、政府监管和社会压力的推动下，预计到 2025 年全球 ESG 资产的价值将超过 53 万亿美元，约占全球管理总资产 140.5 万亿美元的 1/3 以上。

政策推动的结果^[3]。然而, 现有的一些政策由于分权等原因并没有达到预期效果。为了加强中央政府在环境监管中的直接作用以及对当地环境执法的监督, 中央生态环境保护督察作为垂直性环境监管政策的一种实践, 于 2015 年年底开始试点, 给政府和企业的环境治理带来了巨大的压力。中央环保督察的实施引起学术界的广泛关注, 研究发现, 中央环保督察对企业行为会产生多种影响, 可以通过加大环境处罚力度而显著提高企业环保投资^[4], 以及促进污染密集型行业企业的绿色创新^[5]。中央环保督察还可以通过向政府和企业传递环境保护信号, 有效提高企业的环境绩效^[6]。现有研究为理解中央环保督察对企业微观行为的影响提供了有益借鉴, 但从企业可持续发展能力出发探究中央环保督察政策效应的研究还处于探索阶段。在推动中国可持续发展的进程中, 企业 ESG 表现越来越成为其构建竞争力和可持续性的综合绩效指标。中央环保督察通过“督政”的核心模式是否能够促进企业更积极地履行环境责任, 提升企业 ESG 表现? 对此问题的回答将有助于对现有的环保政策和制度进行更科学、规范的评估, 从而为中央环保督察制度的有效性和进一步发展提供参考。

基于此, 本文将中央环保督察作为一种准自然实验, 并采用多期双重差分模型, 以微观企业 ESG 表现的视角, 系统评估垂直型环境监管对上市企业 ESG 表现产生的影响、作用机制以及多方面的异质性。研究结果表明, 中央环保督察的实施显著改善了重污染企业的 ESG 表现, 通过异质性处理稳健性检验、安慰剂检验、删除特殊样本、控制同期并行政策、广义差分模型和控制高维固定效应后, 上述结果仍然稳健。作用机制分析表明, 政府加大环境治理和企业绿色技术创新是中央环保督察提升企业 ESG 表现的作用路径, 媒体关注度和分析师关注度可以有效强化中央环保督察对企业 ESG 表现的提升作用。异质性分析表明, 中央环保督察对企业 ESG 表现的促进作用在容易“政企合谋”的企业、融资约束较低的企业和督察的后四批次企业中更明显。

本文可能的边际贡献在于: 第一, 将中央政府的垂直型环境监管政策与企业 ESG 表现相结

合, 为企业提升 ESG 表现提供新的政策研究视角。现有文献主要研究 ESG 表现对融资成本^[7]、企业价值^[8] 和财务绩效的影响^[9], 但关于中央垂直型监管政策影响企业 ESG 表现的研究仍处于探索阶段。本文以中央环保督察为代表, 探究中央政府的垂直型环境监管对企业 ESG 表现的影响, 加深了关于企业 ESG 表现影响因素的理解, 对于探索 ESG 行动背后的驱动力具有重要的政策意义。第二, 从可持续发展角度丰富了中央环保督察对企业微观行为的研究。现有文献大多从宏观的空气污染治理^[10] 和企业微观环境治理行为^[4] 等方面探讨了中央环保督察的政策效应, 较少从可持续发展角度考虑对企业的综合性影响。本文从企业 ESG 表现的角度探讨了中央环保督察的环境治理效果, 有助于更深入地理解中央环保督察对微观市场主体的竞争力和可持续性的影响。第三, 丰富了地方政府环境治理为作用路径的研究。现有研究较少关注在中央环保督察实施过程中, 地方政府在推进企业可持续发展中重要作用。本文检验了政府环境治理为中央环保督察提升企业 ESG 表现的一个作用路径, 为中国垂直型环境监管政策的治理效果和党的十九大提出“政府为主导、企业为主体”的环境治理体系提供了更深入的微观证据。

二、政策背景、理论分析与研究假设

(一) 政策背景

自 2012 年党的十八大提出“加强生态文明建设”以来, 中国不断创新环境保护政策, 表明环境治理决心, 以期解决地方政府环境治理困境, 助力生态文明高质量发展。例如, 2014 年生态环境部印发的《环境保护部约谈暂行办法》, 2018 年提出“碳达峰、碳中和”的重大战略决策等。在国家推进的战略部署中, 中国各级政府积极承担环境治理责任, 对环境和社会绩效等非财务绩效的重视程度不断加强。但是在环境权力下放的背景下, 虽然环境治理是自上而下的制度, 但中央政府与政策实施者之间存在的利益冲突却严重影响了政策的实际实施效果^[11]。根据委托代理理论, 不合理的激励机制和信息不对

称是地方政府环境绩效不佳的主要原因。不合理的激励机制是指那些受到晋升等影响,导致地方领导干部过于追求经济发展绩效,以获得政治上的晋升和其他利益目标的机制^[12]。这种激励机制在地方政府经济发展目标与环境保护目标发生冲突时,往往会对地方政府环境治理的绩效产生严重的阻碍^[13]。信息不对称主要来源于地方保护主义、环境监测数据造假以及公众环境参与的不充分等因素,这些因素反映出环境政策实施仍然存在盲区和死角^[14]。中央政府通常主导政策的顶层设计,可能重视经济可持续发展。而地方政府作为政策实施的主体,受限于企业的经济利益的关联,可能利用执法自由裁量权来纵容和包庇企业环境违法行为,严重阻碍了中央政府政策的有效实施^[15]。因此,中国的环境政策存在的诸多问题,包括“政企勾结”“形式主义”和“逐底竞争”^[16-17]等,使得政策难以有效落实。

为解决环境分权导致地方环境政策选择性实施的问题,纠正地方官员的失职行为并直接监管地方环境政策的实施情况,中国政府大力推进环境体系的中央垂直型环境监督政策,中央环保督察政策应运而生。2015年7月,中央全面深化改革领导小组在第十四次会议审议通过了《环境保护督察方案(试行)》,环保督察工作也随之落实。2016年1月,河北省被选为首批环保督察试点,其余30个省(区、市)接受另外四批督察组的督察。2017年9月,督察组实现全国覆盖,第一轮中央环境督察“回头看”于2018年10月完成。中央环保督察代表了党中央、国务院的环境执法最高权威,强调环境保护“党政同责”,具有更大的权力。中央环保督察致力于解决污染企业排放污染物的公众投诉和环境问题,重点关注地方政府和党委的不当行为,从监督企业转向监督企业和政府的双重监督,使地方

政府的环境治理行为与中央政府的指导方针保持一致。

根据国务院文件,中央环保督察团队成员主要为来自中央纪律检查委员会、中共中央组织部和环境保护部等多个部门的领导和干部,也有新成立的国家环境保护督察办公室的人员。中央环保督察是由中央政府牵头的环境督察,除了对污染企业进行督察外,还对被督察地区的政府主要领导人进行监督,设定目标考核和问责机制,给地方政府施加了巨大的政治压力,迫使他们重视环境保护以及大力整顿环境违法行为^[18]。在督察期间,督察组被派往省级区域,主要有三个任务:(1)收集有关当地企业的环境违法行为和地方政府的环境治理不当行为信息,确定哪些污染可能是由当地企业造成的,并将这些信息反馈给地方政府。中央环保督察团队的信息收集渠道包括现场调查、对地方官员的审讯和公开报告等。此外,监察组还设立了举报热线,鼓励公众举报违规行为。(2)在中央环保督察团队进行督察后,督察工作组对发现的问题进行正式报告,要求该省在30个工作日内进行适当回应,纠正已识别的环境问题。(3)督察造成严重污染的企业,要求它们实现清洁生产。特别是对污染严重的工业企业,对其生产状况、环境影响评价程序、污染治理设施等进行全面调查。督察组要求违反环境法规的企业在规定时间内实现清洁生产,如果不能做到这一点,违规企业可能受到严厉的惩罚(如罚款、停产甚至被起诉),有相关责任的地方官员也可能受到警告或纪律处分^[18]。根据中国生态环境部公布的数据,第一轮中央环保督察的督察情况如表1所示,总体而言,中央环境督察对企业的惩罚力度和对党政人员的问责程度很高。由此,中央环境督察被称为中国环境管理的“绿色风暴”^[4]。

表1 中央环保督察组反馈督察情况

案件数 (件)	责令整改 (家)	立案处罚 (家)	拘留 (人)	约谈 (人)	问责人数 (人)	罚款金额 (亿)
106 411	81 931	28 399	1 623	17 947	18 396	12.88

资料来源:作者通过对中国生态环境部(<https://www.mee.gov.cn/>)公布的中央环境保护督察组向各省市反馈督察情况整理得到。

对于中央环保督察的性质界定,学者们的看法有所不同。一些学者认为中央环保督察是政策注意力变动的产物^[19-20]。决策者的注意力对政策产出至关重要^[21],近年来中央政府不断创新环保政策吸引地方政府对环保工作的注意力^[22]。如中央环保督察政策推动了地方党委政府和各部门对生态保护的注意力再分配,通过自上而下、政治动员的方式开展环境治理工作。一些学者则认为中央环保督察是一项环保领域的运动式治理机制,反映了中国环境治理的再集中化趋势,以加强对地方政府的中央控制^[23]。湛仁俊等^[24]提出相反的观点,认为中央环保督察对环境治理具有长期积极影响,是一种运动式治理与常态治理并行的环境政策。更有学者是从政策的垂直监管模式角度出发,认为中央环保督察通过对各级地方政府的环境治理的直接监督,大力推进我国全面进行的环保机构垂直管理改革^①,是我国垂直型环境监管的主要制度支撑^[25-26]。在我国环保垂直管理改革背景下,本文主要以中央环保督察的垂直监管角度,探索中央垂直监管与地方政府行为对微观企业的影响。

党的二十大明确要求“深入推进中央生态环境保护督察”,体现了党中央对于环境保护的高度重视和坚定决心。在党的二十大战略部署和环境垂直管理改革推进中,从企业 ESG 表现的角度探讨中央环境督察对企业的影响,不仅为分析垂直型环境监管政策设计是否合理和可持续提供了新的研究路径,也是推进国家环境垂直管理改革的重要实证依据。随着中央环境督察的深入发展,中国已实现两轮中央环保督察的全覆盖,考虑到第二轮中央生态环境督察结束不久,本文主要以第一轮中央环境督察为研究对象。

(二) 理论分析与研究假设

1. 中央环保督察对企业 ESG 表现的影响

中央环保督察政策是衡量中国生态文明建设战略布局的重要举措,彰显了中国绿色发展的坚定决心。从制度设计方面来看,中央环保督察划分各级政府的责任,通过多种渠道发布企业环境

违法信息,扩大企业环境信息披露范围,确保政策的长期影响。在这种背景下,如果企业对环境造成污染,很有可能受到监管机构的问责和处罚,这种处罚会对企业的环境战略产生不利的影响。中央环保督察推动企业管理层实施环境战略以提高环境绩效,防止管理层过度关注经济利益而牺牲环境和社会等问题。财务业绩不再是企业发展的唯一目标,政府和大众越来越关注企业有关环境等责任的 ESG 表现。ESG 评分是指评估企业在环境、社会 and 治理方面的表现并给出相应分数的一种评级方法,是一种基于非财务绩效的企业评价标准。其中,环境方面的评估主要关注企业的环保行为,包括环境管理、绿色建造和废水废气排放等。社会方面的评估主要关注企业在社会责任方面的表现,包括可持续产品、研发与创新和社区等。企业治理方面的评估则主要关注企业内部治理机制是否健全,包括企业治理、合规性和商业道德等。ESG 评分已成为衡量企业综合绩效和可持续发展的重要指标,在中央环保督察压力下,为了降低利益相关者对企业污染的负面影响,企业有动力提升其 ESG 表现。

中央环保督察在两个方面提升了企业 ESG 表现水平。一方面,中央环保督察通过“督政”,给地方政府和地方领导干部带来强大的政治压力,这种压力可以提高地方政府对环境治理注意力的分配,明确其作为环境保护主体的责任,并采取积极的环境保护措施来整顿环境违法行为。在环保督察的压力下,当地官员在涉及环境渎职和监管违规行为时将受到严厉的惩罚,例如被免职。相反,在环境治理方面表现出色的地方官员将有更多的机会。与以往的环境政策相比,中央环保督察拥有中央政府授予的权力,督察更具威慑力,可以更好地监督地方政府,有效削弱了地方政府在实施环境政策方面的自由裁量权,削弱了地方政府与企业之间的勾结和套利,使得企业不能再受到当地政府的保护^[27]。在强大的政治压力下,地方政府通过加大环境工作的治理力度,将压力转移给地方企业,间接加强对企业的

① 2015年,党的十八届五中全会提出,实行省以下环保机构监测监察执法垂直管理制度。2016年,中共中央办公厅、国务院办公厅印发了《关于省以下环保机构监测监察执法垂直管理制度改革试点工作的指导意见》,全国监察垂直管理改革正式开启并迅速推进。

环境监管^[28]。从而迫使企业加强对环境等问题的关注,重视绿色转型,加强企业在环境、社会 and 治理方面的责任,提升其 ESG 表现。

另一方面,根据信号传递理论,面对来自中央环保督察的外部公众压力,企业使用 ESG 信息作为信号,是企业积极回应社会责任履行的一种方式。企业通过公开披露自身的环境、社会 and 治理等方面的信息,以向外界传递企业在这些方面的建树和表现,增强外部公众对企业的信任度和支持度。这有助于企业(尤其是重污染企业)在面对环境压力和监管趋严的情况下,更好地应对挑战,呈现一种绿色环保的形象^[29]。另外,环保督察组公开报道后,公众参与环境问题的程度有所提高。环保督察组为整治环境违法行为所采取的行动在各大媒体平台上的披露,大大提高了环境治理的透明度和公共关注度。企业有动力通过绿色创新等做出更积极的环境决策,以应对外部无形的压力。因此,企业倾向于提升 ESG 表现,以反映企业为解决可持续性问题的努力,响应利益相关者的需求,帮助企业维持或恢复其合法性战略目标^[30]。高质量的 ESG 表现很大程度上削弱了环境规制对企业的负面影响,更加吸引投资者和消费者,改善企业在投资者和消费者中的社会形象和品牌声誉,增进与利益相关者的信任和合作,从而更好地实现企业可持续发展。相反,当一个企业的 ESG 表现较差时,对环境敏感和风险较高的重污染企业更易受地方政府的监管,更会受到监管机构的惩罚。本文预期,中央环保督察会激励重污染企业加强环境保护,激励其有更好的 ESG 表现,以维护自身经营的合法性。基于此,本文认为中央环保督察将对重污染企业的 ESG 表现产生一定的“激励效应”,并提出以下假设:

假设 1: 中央环保督察有助于提高重污染企业 ESG 表现。

2. 政府环境治理和企业绿色技术创新路径

我国的环境治理具有地域管理的特征,地方政府环境治理是影响企业行为最为关键和直接的因素。随着中央政府垂直环境监管政策的实施,地方政府的环境治理注意力和能力得到显著提

升,企业面临的压力也显著增强^[31]。中央环保督察超越了监管的地理距离,减少了由于环境分权而导致的中央和地方政府之间的信息不对称,缓解了中央与地方政府之间长期存在的委托代理问题。通过对地方政府的垂直监管,以及根据当地环境绩效进行官员晋升和绩效考核,中央环保督察将直接影响到地方政府的环境治理,从而影响企业环境治理行为^[32]。在中央环保督察的垂直监管压力下,地方政府将改变环境治理注意力的分配,执行更严格的环境法规和标准,通过加大环境治理力度来改善企业 ESG 表现,从而促进区域经济高质量发展。由此,本文提出假设:

假设 2-1: 中央环保督察可以通过加大地方政府环境治理提升企业 ESG 表现。

根据波特假说^[33],环境法规和环保技术的实施可以促进企业创新、提高竞争力,从而在经济和环境两个方面达到“双赢”的效果。中央环保督察对地方政府施加的环境压力通过严厉的惩罚措施有效地转移到了企业,企业环境污染行为的风险回报率可能会降低,企业积极采用环境战略(即绿色创新)的比率可能会增加^[34],进而提升企业在 ESG 方面的表现,提升企业可持续发展的能力。一方面,企业往往会在产品生产中开展绿色创新活动,改进生产工艺,加快实施绿色生产,为公众提供环境友好型产品,使企业更具创新力,提升企业的 ESG 表现,这被称为“创新补偿效应”^[33]。另一方面,政府环境监管可以通过激励企业在排污方面的绿色创新,升级其污染处理设备,进一步加大基础设施和生产过程的建设,减少管道末端的污染排放,抵消排污成本,为企业带来更高的环保效益,从而提升企业的 ESG 表现,这被称为“治污技术进步效应”^[35]。因此,本文认为中央环保督察可以激励企业加强绿色技术创新和应用,增强企业的可持续性和环境责任意识,从而提升企业的 ESG 表现。由此,本文提出假设:

假设 2-2: 中央环保督察可以通过激励企业绿色技术创新提升企业 ESG 表现。

3. 媒体关注度和分析师关注度的调节作用

中央环保督察工作本身是一种监督和约束力度，但督察的力度和效果不仅取决于政府的政策和环境治理措施，更要依靠社会各方的支持和参与。随着中国资本市场的日益完善，市场关注作为一种有效的外部治理监督机制，逐渐成为影响企业 ESG 表现的重要因素。

作为一种超越法律和行政强制的约束和惩罚机制，媒体的监督作用有效增强了企业的社会责任感。首先，媒体的关注度可以提高企业 ESG 问题的曝光度。媒体对企业 ESG 方面的报道可以将企业的不良行为或环境违规问题公之于众，从而引起社会舆论的广泛关注，为地方政府施加自下而上的压力。其次，媒体的监督作用可以促使中央环保督察更加重视企业的环境责任等表现。媒体的报道往往能够吸引政府监管机构的注意，特别是对环境问题敏感的中央环保督察。这种监督作用将加强中央环保督察对企业的监管力度，通过惩罚企业违规行为和奖励良好表现，进一步增强对企业 ESG 表现的提升作用。由此，本文提出假设：

假设 3-1：媒体关注度可以有效增强中央环保督察对企业 ESG 表现的正向影响。

分析师是市场的信息传递者和评估者，可以促进公司信息透明度的提高^[36]，增加企业环境责任和社会责任等履行的压力。首先，分析师将 ESG 作为企业绩效评估的重要指标之一，为了维护良好的声誉和吸引更多资源，企业会倾向于加大环境保护力度，提高其 ESG 表现。其次，中央环保督察作为外部监管机构，其对企业环境合规的评估至关重要。当分析师关注度上升时，企业为了避免负面的评价和潜在的制裁，会更加积极地配合中央环保督察的要求，并加强其环境管理和治理。这种联动效应可以使中央环保督察的监管有效强化，促使企业持续改善其 ESG 表现。由此，本文提出假设：

假设 3-2：分析师关注度可以有效增强中央环保督察对企业 ESG 表现的正向影响。

三、研究设计

（一）样本和数据来源

本文以 2012—2018 年沪深 A 股上市企业为初始样本。中央环保督察于 2016 年开始试点，第一轮督察及“回头看”于 2018 年年底结束。本文以 2018 年为样本结束期，能够对中央环保督察关于企业 ESG 表现的影响进行全面调查。本文的企业 ESG 评级数据来源于彭博数据库，企业绿色技术创新数据来源于中国研究数据服务平台（CNRDS），城市层面数据则来自《中国统计年鉴》《中国城市统计年鉴》等。企业特征数据来自国泰安数据库。本文参考王双进等^[37]做法，对初始样本进行筛选：（1）交易异常的企业往往不具有典型性，因此剔除 ST、*ST 和 PT 企业数据；（2）金融行业的风险识别和管理方式与其他行业也有所不同，因此剔除金融行业企业数据；（3）缺失数据会导致评估结果失衡，因此剔除数据库 ESG 得分缺失样本；（4）对所有连续性变量进行上下 1% 极端值缩尾处理以避免研究对象极端值造成的误差。最终得到 1 091 家企业，共计 6 715 个样本观测值。

（二）变量定义

1. 被解释变量

被解释变量，即 ESG 表现（ESG）。彭博通过收集多个来源的数据进行 ESG 评级，包括年度报告、可持续发展报告和企业网站，从环境、社会和治理三个维度评分。考虑到彭博数据库 ESG 数据窗口期较长，得到的样本量较全面，本文参考王双进等^[37]的研究，利用彭博 ESG 评分衡量企业 ESG 表现。

2. 解释变量

中央环保督察实施（ $Treat \times Post$ ），即行业虚拟变量和时间虚拟变量的交乘项。中央环境督察主要检查废水、废气、固体废物排放较多的地区，对重污染行业的影响远大于其他行业^①。本

① 依据生态环境部公布的文件，从国家重点监控企业主要污染物排放严重超标和处罚情况、主要污染物排放严重超标重点排污单位名单和处罚整改情况来看，几乎所有被处罚的企业都是重污染企业。

文借鉴谌仁俊等^[24]的研究,选取重污染企业^①为实验组,非重污染企业作为对照组。若企业所在行业是重污染行业,则 $Treat$ 为 1,否则为 0。不同省市的督察时间不同,环保督察建立了长效机制,如果企业所在的省份在 t 年受到中央环保督察组的检查时,当年及以后年度 $Post$ 取值为 1,否则为 0。

3. 机制变量

(1) 政府环境治理 ($EnvRate$)。政府工作报告反映了政府注意力的分配和环境治理的决心。本文参考邓慧慧和杨露鑫的方法^[38],对地级市政府工作报告中与环保相关的词汇出现的频次进行统计,计算在报告全文中的占比,以此来衡量政府对环境工作的治理力度。

(2) 绿色技术创新 (GTI)。绿色专利授权数量会受到专利授权期限等因素的影响,不能很好地体现企业的绿色创新能力。因此本文参考徐佳和崔静波的做法^[39],选择当年企业申请的绿色专利数作为描述绿色技术创新的代理变量。依照国家知识产权局的标准,根据专利分类号以划分绿色专利。为保证数据维度的一致性,将上述专利数量加 1 取对数。

(3) 媒体关注度 ($Media$)。媒体报道数量在一定程度上反映了媒体对企业的关注度。本文参考沈艳和王靖一^[40]的做法,对 CNRDS 数据库平台的报刊财经负面新闻量化统计,以负面新闻报道数量加 1 的对数值来衡量媒体关注度。

(4) 分析师关注度 ($Analyst$)。本文参考周

开国等^[41]的做法,通过对国泰安数据库中披露的上市企业的预测机构数量进行统计和比较,分析师团队跟踪数量加 1 的对数值作为衡量分析师关注度的指标,分析市场对某家企业的关注程度以及市场预期的趋势。

4. 控制变量

企业需具备一定资源和能力才能提高 ESG 表现,为控制其他因素可能造成中央环保督察对 ESG 表现的干扰,借鉴王禹等^[42]的做法,选取的控制变量包括:企业规模 ($Size$)、财务杠杆 (Lev)、成长能力 ($Grow$)、上市年限 (Age)、盈利能力 (Roa)、股权集中度 ($Top1$)、管理层持股比例 ($Mshare$)、企业现金流 ($Cash$) 以及区域经济水平 (GDP)。

此外,在后文分析中,本文利用企业营业收入、所有制、融资约束和督察批次等变量进行异质性分析。主要变量具体设定和描述性统计如表 2 所示,ESG 均值为 20.278 2,表明平均而言,中国上市企业的 ESG 水平仍然较低。ESG 最大值为 42.562 0,最小值为 9.917 4,标准差为 6.199 0,表明不同企业的 ESG 表现存在较大的差异。因此,本文借鉴林辉和李唐蓉^[43]的做法,对 ESG 评分按照公司所在行业进行调整,得到行业标准化处理后的得分。具体而言,将企业的 ESG 评分减去企业所在行业 ESG 评分均值,再除以行业 ESG 评分标准差,表示为 $AESG$ 。其他三项明细得分同理,分别表示为 AE 、 AS 和 AG 。

表 2 变量定义及描述性统计

变量名称	变量定义	均值	标准差	最小值	最大值
ESG 表现(ESG)	综合评分 ESG	20.278 2	6.199 0	9.917 4	42.562 0
	环境指标 E	8.760 1	7.342 3	0.000 0	38.759 7
	社会指标 S	22.841 1	9.303 3	3.508 8	54.386 0
	治理指标 G	44.623 7	5.034 2	33.928 6	57.142 9
中央环保督察实施 ($Treat \times Post$)	重污染企业 $Treat$ 取 1,否则为 0;中央环保督察进驻省份的企业,当年及以后 $Post$ 取 1,否则为 0	0.127 6	0.333 7	0.000 0	1.000 0

① 根据环境保护部 2008 年制定的《上市公司环保核查行业分类管理名录》、《上市公司环境信息披露指南》及 2012 证监会行业分类,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 类行业为重污染行业。

续表

变量名称	变量定义	均值	标准差	最小值	最大值
政府环境治理(<i>Envrate</i>)	政府工作报告中环保有关词频×100/ 报告全文字数	0.382 0	0.123 5	0.118 1	0.692 1
绿色技术创新(<i>GTI</i>)	企业申请绿色专利数量加1的对数值	1.074 5	1.315 3	0.000 0	5.198 5
媒体关注度(<i>Media</i>)	负面新闻报道数量加1的对数值	3.878 0	1.407 0	0.693 1	7.583 8
分析师关注度(<i>Analyst</i>)	分析师团队跟踪数量加1的对数值	1.939 7	1.142 2	0.000 0	3.850 1
企业规模(<i>Size</i>)	企业年末总资产的对数值	23.036 3	1.320 2	20.429 2	26.960 9
财务杠杆(<i>Lev</i>)	总负债/总资产	0.475 4	0.202 1	0.073 0	0.885 9
成长能力(<i>Grow</i>)	营业总收入增长率	0.174 3	0.420 4	-0.494 8	2.783 0
上市年限(<i>Age</i>)	企业上市年限加1的对数值	2.441 5	0.614 8	0.693 1	3.258 1
盈利能力(<i>Roa</i>)	企业净利润/总资产	0.0479	0.057 9	-0.141 5	0.235 8
股权集中度(<i>Top1</i>)	第一大股东持股数/总股数	0.375 1	0.159 5	0.087 2	0.773 2
管理层持股比(<i>Mshare</i>)	管理层持股数量/总股数	0.072 4	0.151 4	0.000 0	0.637 5
企业现金流(<i>Cash</i>)	经营活动现金流净值/总资产	0.055 4	0.067 5	-0.132 5	0.245 6
区域经济水平(<i>GDP</i>)	各省生产总值的对数值	9.927 6	0.741 6	7.121 2	11.101 3

(三) 模型设定

本文以中央环保督察为准自然实验,构建多期双重差分(DID)模型进行实证分析。每个省市被督察的时间存在差异,为减轻其他政策冲击带来的混合效应,本文同时控制行业固定效应和时间固定效应,构建以下模型来识别中央环保督察对企业ESG表现的影响:

$$AESG_{it} = \beta_0 + \beta_1 Treat_i \times Post_t + \alpha Controls_{it} + \gamma_t + \mu_j + \delta_k + \epsilon_{it} \quad (1)$$

其中, i 代表上市企业, t 代表年份; $AESG_{it}$ 代表经行业调整的企业*i*的ESG评分; $Treat_i \times Post_t$ 表示中央环保督察政策的实施; $Controls_{it}$ 是一组控制变量,表示影响企业ESG表现的其他因素; γ_t 和 μ_j 表示时间固定效应和行业固定效应; ϵ_{it} 表示随机误差项; β_1 是本文关心的核心解释变量的系数,用于衡量中央环保督察对ESG表现的净影响。本文对标准误进行修正,在企业层面进行了聚类。

四、实证结果及分析

(一) 平行趋势检验

多期DID模型的前提假设是实验组和对照组在政策干预之前具有相似的时间趋势,即在中央环保督察实施之前,实验组和对照组的ESG评分保持相对平行的变动趋势。因此本文参考Jacobson等提出的事件研究法^[44],进行平行趋势检验和政策动态效果分析,回归模型如下:

$$AESG_{it} = \beta_0 + \sum_{t=-5}^{t=2} \beta_t Treat_i \times \gamma_t + \alpha Controls_{it} + \gamma_t + \mu_j + \delta_k + \epsilon_{it} \quad (2)$$

其中, t 取负值表示环保督察组首次进驻前的年份, t 取正值表示环保督察组进驻之后的年份; β_t 表示不同年份的一系列系数估计值。其他变量定义与回归模型(1)相同。

回归结果如下页图1所示,前几期核心解释变量的回归系数均不显著,表明在政策实施之前,实验组和对照组的ESG评分不存在明显的

趋势差异，DID 模型可以有效检验中央环保督察对企业 ESG 表现的影响。此外，ESG 评分受政策的影响随着时间的推进逐渐增强，表明政策对于 ESG 表现具有延续性效果。

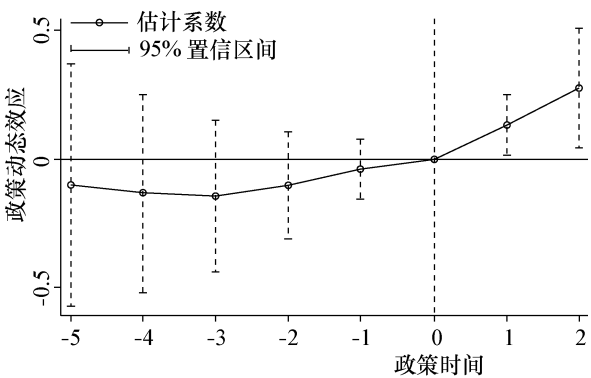


图 1 平行趋势检验结果

(二) 基准回归结果

为验证平行趋势检验得出的推测，模

型（1）的回归结果如表 3 所示。第（1）列和第（2）列分别为不加控制变量和添加控制变量的回归结果，第（3）列为进一步添加省份层面的固定效应的回归结果。结果显示，中央环保督察政策的估计系数均显著为正，表明中央环保督察对企业 ESG 表现有一定的提升作用。上述结果为中央环保督察在促进企业 ESG 表现方面的正向影响提供了初步证据，研究假设 1 得以验证。

为了进一步分析中央环保督察对 ESG 表现的政策效应，本文将 ESG 评分分解为环境、社会和治理的明细得分，回归结果如表 3 中的第（4）至（6）列所示，只有第（4）列政策实施的估计系数显著，其他两列不显著，表明中央环保督察实施后，企业主要是通过履行环保责任、改善环境绩效并提升 ESG 表现，以此推动企业实现经济发展与环境保护的双赢。

表 3 基准回归结果

变量	(1) AESG	(2) AESG	(3) AESG	(4) AE	(5) AS	(6) AG
<i>Treat</i> × <i>Post</i>	0.082 0* (0.0488)	0.142 6*** (0.048 5)	0.151 1*** (0.048 3)	0.189 9*** (0.057 7)	0.046 1 (0.047 8)	0.008 5 (0.042 1)
<i>Size</i>		0.322 4*** (0.027 2)	0.317 5*** (0.025 7)	0.301 5*** (0.026 7)	0.261 1*** (0.027 2)	0.224 1*** (0.025 8)
<i>Roa</i>		−0.426 5 (0.349 6)	−0.340 0 (0.339 7)	−0.597 9 (0.376 6)	0.055 8 (0.368 9)	−0.382 7 (0.349 7)
<i>Lev</i>		−0.370 8** (0.161 1)	−0.292 2* (0.154 9)	−0.190 6 (0.163 9)	−0.340 3** (0.167 5)	−0.100 4 (0.149 8)
<i>Age</i>		0.086 0* (0.049 5)	0.063 5 (0.050 5)	−0.006 8 (0.054 9)	0.039 6 (0.051 4)	0.170 2*** (0.049 6)
<i>Flow</i>		0.628 9*** (0.241 0)	0.675 2*** (0.230 0)	0.882 5*** (0.242 4)	0.431 2* (0.258 3)	0.219 1 (0.251 5)
<i>Grow</i>		−0.132 1*** (0.027 2)	−0.123 3*** (0.027 2)	−0.126 5*** (0.030 3)	−0.102 7*** (0.028 9)	−0.084 9*** (0.025 9)
<i>Mshare</i>		−0.099 7 (0.170 1)	−0.184 3 (0.165 5)	−0.140 8 (0.181 5)	−0.017 1 (0.188 6)	−0.647 8*** (0.156 8)
<i>Top1</i>		0.263 2 (0.177 5)	0.130 1 (0.171 3)	0.126 2 (0.187 4)	−0.076 1 (0.172 8)	0.248 4 (0.159 4)
<i>GDP</i>		0.040 1 (0.032 2)	−0.804 9** (0.394 7)	−0.441 9 (0.445 2)	−0.898 1* (0.503 1)	−1.232 4*** (0.411 1)
常数项	−0.006 0 (0.0263)	−7.955 1*** (0.688 0)	0.610 7 (3.948 5)	−2.738 2 (4.445 3)	2.968 6 (5.012 3)	6.680 5 (4.079 4)

续表

变量	(1) AESG	(2) AESG	(3) AESG	(4) AE	(5) AS	(6) AG
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是	是
省份固定效应	否	否	是	是	是	是
观测值	6 715	6 715	6 715	6 715	6 715	6 715
$Adj R^2$	0.116 1	0.245 3	0.288 8	0.256 1	0.191 4	0.267 8

注：括号内为企业层面的聚类标准误；***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平上显著。下表同。

(三) 稳健性分析

1. 多期 DID 模型在异质性处理效应下的稳健性

多期 DID 模型中的处理组接受处理的时间是交错的，估计系数是处理效应的加权平均值，如果处理效应在组间和一段时间内不是恒定的，则某些权重为负。当负数的情况占比较大时，多期 DID 模型的估计会存在偏误。本文参考 De Chaisemartin 和 d'Haultfoeuille^[45] 的方法，采用“*twowayfeweights*”命令对基准回归模型的异质性处理效应进行稳健性检验。结果发现，在所有 856 个权重中，权重为正有 846 个，权重为负仅有 10 个，且异质性处理稳健性指标分别为 0.22 与 7.55，均大于 0，一定程度上说明本文估计结果是稳健的。

2. 安慰剂检验

为了排除中央环保督察的政策效应中被省略变量混淆的可能性，本文通过自助抽样法在全样本中随机虚构实验组进行安慰剂检验^[46]，以 2016 年为政策实施时间，从样本中随机抽取企业作为实验组，重复随机过程 500 次并根据公式 (1) 运行基准回归。随机抽样的估计系数概率密度函数如图 2 所示，可以发现 $Treat \times Post$ 的估计系数集中在 0 附近，大部分估计值在 10% 水平上不显著。真实的基准回归估计系数位于安慰剂系数分布的边缘，表明本文估计的中央环保督察的政策效应不太可能受到其他不可观察因素的驱动。

3. 删除特殊样本缓解内生性

政府普遍率先在污染问题较多的地区实施环境政策，那些率先被纳入督察范围的地区可能与

其他地区在经济、环境等方面存在差异性，这些因素可能对政策效应和企业行为产生影响，导致回归结果具有偏倚性。此外，中央环境督察率先实施地点的选择可能不是随机的，存在一定的内生性问题，但政策在其他领域的后续实施通常不归因于主观因素，督察后续实施的数据代表性较好、稳健性强，能较为准确地反映真实情况。为缓解潜在的内生性问题，本文借鉴 Wang 等^[47] 做法，删除率先实施中央环境督察政策的两批样本。回归结果如下页表 4 的第 (1) 列所示，中央环保督察对 ESG 表现的估计系数仍显著为正，前文的结论依然不变。

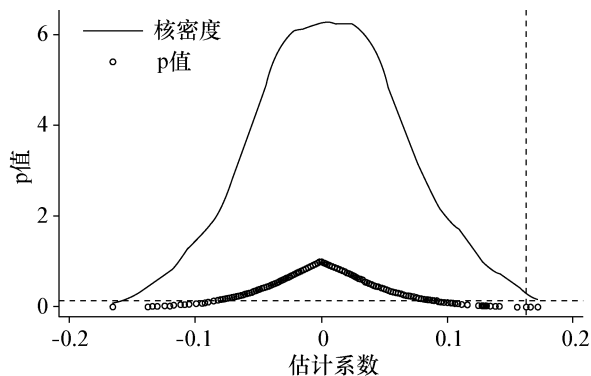


图 2 安慰剂检验

4. 控制同期并行政策

除了中央环保督察外，本文还考虑了其他环境政策的影响，包括去产能政策、绿色信贷政策和环境保护税法，这些政策可能会对本文的研究结果产生影响。

(1) 剔除“去产能”政策的干扰。“去产能”政策可以整合重污染行业的资源，推动企业转型升级，提高可持续发展水平^[48]。为剔除“去产

能”政策的干扰，本文在剔除去产能重点行业的企业的基础上重新进行回归。表 4 第（2）列中 $Treat \times Post$ 的估计系数依然显著为正，研究结论不受“去产能”政策的影响。

（2）控制绿色信贷政策。绿色信贷政策是指通过金融机构对环境友好型企业提供优惠的信贷政策，同时对重污染企业设置更严格的融资条件。这会促使企业加强环境管理、提高环境绩效，从而在获得金融机构的信任和支持方面更具竞争力^[49]。为了控制绿色信贷政策的影响，本文参考王馨和王营的研究^[49]，在模型（1）中添加《绿色信贷指引》实施时间段与绿色信贷限制行业^①虚拟变量的交互项（GCP）进行回归。回归结果如表 4 第（3）列所示，表明控制绿色信贷政策之后，本文研究结论仍然有效。

（3）控制环境保护税法。2018 年正式实施的《环境保护税法》对企业排放的污染物征税，企业面临的环境成本不断增加，环境成本的内部化和增加的合规成本给企业环境治理带来了巨大的压力^[50]。在《环境保护税法》的压力下，企

业需要将环境保护提升到风险管理战略，并制定绿色和可持续发展的商业战略，积极履行社会责任并改善 ESG 表现。本文借鉴于连超等的研究^[50]，在模型（1）的基础上加入受环境保护税影响大的重污染企业与正式征税时间段（2018 年）的交乘项（EnvTax），以控制环境保护税法对研究结果的影响。回归结果如表 4 第（4）列所示，结果表明控制环境保护税法的干扰后，回归结论仍旧保持不变。

5. 广义 DID

为了更客观地反映中央环保督察在不同地区威慑力的大小，深入分析和比较督察在各地区的具体行动和效果，本文统计生态环境部官网所公布的向各地区反馈的群众举报案件数量和约谈党政官员人数并将数量除以 1 000，分别表示为 Case 和 Talk，放宽 DID 模型假定，将这两个连续型变量替换模型中的虚拟变量 Post。回归结果如表 4 第（5）列和第（6）列所示，结果显示 $Treat \times Case$ 和 $Treat \times Talk$ 的回归系数均显著为正，表明采用连续型变量替代虚拟变量后研究结论不变。

表 4 稳健性检验

变量	删除前两批	控制去产能	控制绿色信贷	控制环保税法	广义 DID	
	(1)AESG	(2)AESG	(3)AESG	(4)AESG	(5)AESG	(6)AESG
$Treat \times Post$	0.161 1*** (0.057 5)	0.096 0* (0.054 1)	0.149 6*** (0.048 3)	0.162 3*** (0.046 5)		
GCP			0.117 9 (0.146 8)			
EnvTax				-0.030 6 (0.033 4)		
$Treat \times Case$					0.018 5* (0.010 4)	
$Treat \times Talk$						0.103 6* (0.061 3)
常数项	2.557 5 (4.235 6)	1.244 8 (3.931 1)	0.591 2 (3.953 0)	0.609 4 (3.947 2)	0.307 1 (3.929 4)	0.220 4 (3.928 6)
控制变量	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是

① 《绿色信贷指引》于 2012 年颁布；《绿色信贷实施情况关键评价指标》中环境和社会风险为 A 类的企业所属行业为绿色信贷限制行业，包括核力发电、水力发电、水利和内河港口工程建筑、煤炭开采和洗选业、石油和天然气开采业、黑色金属矿采选业、有色金属矿采选业、非金属矿采选业、其他采矿业九个行业。

续表

变量	删除前两批	控制去产能	控制绿色信贷	控制环保税法	广义 DID	
	(1)AESG	(2)AESG	(3)AESG	(4)AESG	(5)AESG	(6)AESG
行业固定效应	是	是	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	否	是	是
观测值	5 424	6 046	6 715	6 715	6 715	6 715
Adj R ²	0.299 3	0.282 3	0.288 7	0.288 7	0.287 8	0.287 9

6. 控制高维固定效应 维固定效应。表 5 汇报了添加高维固定效应的回归结果， $Treat \times Post$ 的估计系数依然显著为正，表明本文的结论是稳健的。

表 5 控制高维固定效应

变量	(1) AESG	(2) AESG	(3) AESG	(4) AESG
$Treat \times Post$	0.162 5*** (0.054 9)	0.190 1* (0.106 1)	0.238 2* (0.135 7)	0.122 4** (0.052 4)
常数项	-7.395 9*** (0.586 2)	0.068 1 (3.963 4)	-7.462 8*** (0.609 9)	-7.252 6*** (0.708 8)
控制变量	是	是	是	是
时间/行业/省份固定效应	是	是	是	是
时间×省份固定效应	是	否	是	是
时间×行业固定效应	否	是	是	否
省份×行业固定效应	否	否	否	是
观测值	6 715	6 665	6 665	6 713
Adj R ²	0.277 7	0.268 8	0.255 8	0.471 8

种路径进行检验，构建模型如下：

五、机制分析

以上结果表明，中央环境督察显著提升了上市企业的 ESG 表现，且主要是提高企业的环境责任表现这一维度，那么这其中的影响机制是什么？企业 ESG 表现受多种因素的影响，本文将进一步从地方政府环境治理角度、企业绿色技术创新角度及市场关注角度分析中央环境督察对企业 ESG 表现的影响。

（一）政府环境治理和企业绿色技术创新路径

根据前文理论分析，本文认为中央环保督察可以通过加大地方政府环境治理和激励企业绿色技术创新，增强企业的环境责任意识和绿色治理能力，从而提升企业的 ESG 表现。本文对这两

$$Mediator_{it} = \beta_0 + \beta_1 Treat_i \times Post_t + \alpha Controls_{it} + \gamma_t + \mu_j + \delta_k + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中， $Mediator_{it}$ 为中介变量，包括 $EnvRate_{it}$ 和 GTI_{it} ； $EnvRate_{it}$ 表示地方政府环境治理； GTI_{it} 表示企业绿色技术创新，其他变量含义与模型（1）相同。

回归结果如下页表 6 所示，第（1）列 $Treat \times Post$ 的估计系数显著为正，表明中央环保督察对地方政府环境治理有着明显的正向影响。第（2）列 $Treat \times Post$ 的估计系数显著为正，表明中央环保督察显著提升了企业的绿色技术创新，本文的发现与李依等^[5]的研究结果一

致。本文认为中央环保督察提升企业 ESG 表现作用路径在于地方政府环境治理和企业绿色技术创新，支持了假设 2-1 和假设 2-2。

(二) 媒体关注度和分析师关注度的调节效应

根据前文理论分析，本文构建以下模型检验媒体关注度和分析师关注度的调节效应：

$$AESG_{it} = \beta_0 + \beta_1 Treat_i \times Post_t + \beta_2 Treat_i \times Post_t \times Moderator_{it} + \beta_3 Moderator_{it} + \alpha Controls_{it} + \gamma_t + \mu_j + \epsilon_{it} \quad (4)$$

其中， $Moderator_{it}$ 为调节变量，包括 $Media_{it}$ 和 $Analyst_{it}$ ； $Media_{it}$ 表示媒体关注度， $Analyst_{it}$ 表示分析师关注度，其他变量含义与模型（1）相同。

回归结果如表 6 所示，第（3）列 $Treat \times Post \times Media$ 和第（4）列 $Treat \times Post \times Analyst$ 的估计系数均显著为正，表明媒体关注度和分析师关注度的信息效应可以有效增强中央环保督察对企业 ESG 表现的正向影响，分别支持了假设 3-1 和假设 3-2。

表 6 机制分析

变量	(1) <i>EnvRate</i>	(2) <i>GTI</i>	(3) <i>AESG</i>	(4) <i>AESG</i>
<i>Treat</i> × <i>Post</i>	0.019 0*** (0.007 2)	0.168 0*** (0.055 7)	—0.220 6 (0.136 3)	0.030 3 (0.083 5)
<i>Treat</i> × <i>Post</i> × <i>Media</i>			0.103 0*** (0.036 3)	
<i>Media</i>			0.000 1** (0.000 1)	
<i>Treat</i> × <i>Post</i> × <i>Analyst</i>				0.063 8* (0.038 5)
<i>Analyst</i>				0.000 9 (0.002 1)
常数项	0.758 2 (0.7986)	—4.454 5 (4.844 1)	0.471 6 (3.928 9)	0.877 0 (3.950 5)
控制变量	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是
观测值	6 425	6 715	6 711	6 715
<i>Adj R</i> ²	0.343 2	0.478 1	0.293 8	0.289 3

六、异质性分析

为了进一步考察中央环保督察政策的机制以及差异性影响效果，本文主要从“政企合谋”、融资约束程度和督察批次方面进行异质性分析。

(一) “政企合谋”的影响

与传统的环境监管手段相比，中央环保督察

以中央垂直型环境监管的方式，有助于化解“政企合谋”现象，进而强化地方政府和企业对于环境的重视，倒逼企业改善环境绩效以提高其 ESG 表现。一方面，营业收入较高的企业通常拥有丰富的资源和资金，提供更多的就业机会，为当地税收贡献了很大的力量等。这些企业更容易满足政府的需求并帮助政府实现政策目标，使得环境政策的非完全执行，更易助长“政企合谋”的现

象^[52]。若企业的营业收入高于政策实施前一年（2015 年）企业营业收入中位数，本文设定虚拟变量 *Income* 为 1，否则为 0。将 *Income* 与 *Treat* × *Post* 的交互项加入模型（1）进行回归，表 7 第（1）列交互项的回归系数显著为正，表明中央环保督察削弱了高收入企业由于政企财政联系而获得的环境庇护，对企业 ESG 表现的提升作用更明显。

另一方面，国有企业与政府存在着天然的政治关联，政府通常通过任命和委派高管人员以控制国有企业，对资源配置拥有相当大的控制权，更易实现“政企合谋”^[53]。中央环保督察通过中央垂直型环境监管，可能使得许多国企的高管受到调查，环境寻租的可能性将变小。本文将国有企业的虚拟变量（*Soe*）与 *Treat* × *Post* 的交互项添加到模型（1）进行回归。表 7 第（2）列显示交互项的回归系数显著为正，表明中央环保督察对国有企业的 ESG 表现具有显著的促进作用。可能的原因是，国有企业更倾向于通过提升 ESG 表现以创造“绿色形象”，从而满足地方官员的绩效目标和高管的个人晋升。

（二）融资约束的异质性

面对环境监督，企业将采取一系列环保措

施，而企业采取环保投入和绿色创新等环保措施的初始资金投入大，风险不可预测^[54]。融资约束低的企业在环境治理和绿色创新方面有资金保障，更有可能在 ESG 方面表现更好。本文采用 Hadlock 和 Pierce^[55] 构建的 SA 指数，SA 的绝对值越大，融资约束越强^[54]。本文按照 2015 年企业 SA 值数中位数划分，低融资约束的企业 SA 为 1，否则为 0。将企业融资约束（SA）与 *Treat* × *Post* 的交互项添加到模型（1）进行回归，回归结果如表 7 第（3）列所示，交互项的回归系数显著为正，表明融资约束低的企业有充足的资金应对环保督察，对于 ESG 表现的提升作用更明显。

（三）督察批次的异质性

中央环保督察是分批逐步扩大范围的环境政策，为了分析不同批次的效果，本文在模型中加入督察批次的虚拟变量与 *Treat* × *Post* 的交互项。回归结果如表 7 的第（4）列所示，结果表明，除了试点批次外，另外四批均能够显著提高企业的 ESG 表现，本文结论与谌仁俊^[24] 的研究一致，证实了累计学习效应的存在，即上一批的环保督察可能会对下一批产生一定的警示和学习效果。

表 7 异质性分析

变量	(1) AESG	(2) AESG	(3) AESG	(4) AESG
<i>Treat</i> × <i>Post</i>	0.048 1 (0.065 0)	0.005 0 (0.062 9)	0.071 6 (0.063 4)	
<i>Treat</i> × <i>Post</i> × <i>Income</i>	0.188 4** (0.092 5)			
<i>Treat</i> × <i>Post</i> × <i>Soe</i>		0.268 2*** (0.087 6)		
<i>Treat</i> × <i>Post</i> × <i>SA</i>			0.157 9* (0.092 5)	
<i>Treat</i> × <i>Post</i> × <i>Pilot</i>				0.117 3 (0.163 0)
<i>Treat</i> × <i>Post</i> × <i>Batch</i> 1				0.284 2** (0.132 1)
<i>Treat</i> × <i>Post</i> × <i>Batch</i> 2				0.384 9*** (0.129 8)
<i>Treat</i> × <i>Post</i> × <i>Batch</i> 3				0.319 8** (0.134 7)

续表

变量	(1) AESG	(2) AESG	(3) AESG	(4) AESG
$Treat \times Post \times Batch\ 4$				0.263 3** (0.130 9)
常数项	0.463 2 (3.882 9)	0.511 3 (3.902 3)	0.422 0 (3.929 8)	-8.104 9*** (0.700 0)
控制变量	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	否
观测值	6 715	6 715	6 715	6 715
$Adj\ R^2$	0.289 6	0.290 7	0.289 4	0.247 7

七、结论与讨论

(一) 结论

中央环保督察是自上而下、中央政府对地方垂直实施的政策监督，是中国环境治理转型过程中重要的创新战略。来自中央政府层面的压力有助于使企业更加重视环境责任，从而对企业 ESG 表现产生重大影响。本文以第一轮中央环保督察为准自然实验，选取 2012—2018 年沪深上市企业面板数据，利用多期 DID 模型以及一系列稳健性检验深入研究了中央环保督察对企业 ESG 表现的影响以及作用机制和异质性。研究结果表明，中央环境保护督察的实施显著提升了重污染企业的 ESG 表现，且具有较好的持续性和稳健性。作用机制分析表明，中央环保督察可以通过加大政府的环境治理力度和推动企业绿色技术创新两个路径提高企业的 ESG 表现，媒体关注度和分析师关注度可以有效强化中央环保督察对企业 ESG 表现的提升作用。异质性分析表明，由于企业特征和督察批次的不同，中央环保督察对企业 ESG 表现的影响具有异质性。对于容易进行“政企合谋”的企业、融资约束较小的企业以及督察后四个批次的样本企业，中央环保督察对企业 ESG 表现的促进作用更明显。

(二) 启示

在推进中国可持续发展的背景下，垂直型环

境监管在推动经济、社会全面绿色转型中发挥重要作用。企业在实现经济利益的同时，也必须承担起推动社会可持续发展的不可推卸的责任。本文的研究对于推动环保垂直管理改革和推进可持续发展具有重要意义：

第一，深化环保垂直管理改革，激励企业提升 ESG 表现。建立多主体协同治理机制，充分发挥政府环境治理作用，促进地方政府环境监管与中央环保督察协同推进。给予企业环保补助、财政补贴等优惠进行环保和创新双重激励，为企业开展绿色创新创造条件，充分发挥中央环保督察对绿色创新的激励作用。企业也应加大研发投入，通过绿色技术进步将污染成本内部化，提高 ESG 表现，推动经济与环境协同发展。

第二，充分利用市场力量，鼓励公众和媒体参与 ESG 体系建设。相应地提高公众意识，让公众在企业社会行为中发挥外部监督作用。利益相关者表达和沟通利益渠道缺乏，市场监管在促进利益相关者行使合法权利方面发挥着不可或缺的作用。建立更有针对性的政策规划和监督，将市场监管作为重点和激励融入环境政策制定的全过程，鼓励和引导市场监管的公众、投资者和其他利益相关者共同参与改善企业 ESG 表现的工作。

第三，综合考虑差异性因素，制定多元化的环保督察方式，因地制宜构建督察体系，根据企业的不同情况进行调整 and 适应，从而为企业提供

更好的支持和激励。比如,加大环境治理绩效的考核权重,更好地发挥垂直性环境监管对“政企合谋”的改善机制;制定具有针对性的激励措施和融资帮扶措施,拓宽更容易的融资渠道,缓解企业融资约束压力,刺激企业改善 ESG 表现,推动社会责任履行的良性循环;充分利用累计学习效应,推进中央环保督察的常态化,形成促进企业 ESG 表现提升的长效机制。

(三) 研究不足

首先,基于数据的可用性,本文只能获得上市企业的数据,而中央环保督察政策适用于所有被督察省份的企业,所以本文的数据可能不具有代表性,未来的研究可以收集更多来自中国企业的数据而得出更具普遍性的结论。其次,本文分析的是第一轮中央环保督察,但截至 2022 年 4 月,中央环保督察的第二轮已经全面完成。未来的研究可以进一步对比两轮中央环保督察的实施效果差异。最后,企业可以通过绿色技术创新来提升 ESG 表现,然而绿色技术的投资消耗大量的财政资源会限制企业追求其他业务目标的能力,如盈利能力。未来的研究可以分析这些权衡取舍,以更好地了解企业对 ESG 表现与其他业务目标的平衡。

参考文献

- [1] BAKER E D, BOULTON T J, BRAGA-ALVES M V, MOREY M R. ESG government risk and international IPO underpricing [J]. *Journal of Corporate Finance*, 2021, 67: 101913.
- [2] LIMKRIANGKRAI M, KOH S, DURAND R B. Environmental, social, and governance (ESG) profiles, stock returns, and financial policy: Australian evidence [J]. *International Review of Finance*, 2017, 17 (3): 461 - 471.
- [3] 苏芳,梁秀芳,陈绍俭,孙艳蕾.制度压力对企业环境责任的影响——来自中国上市企业的证据 [J]. *中国环境管理*, 2022, 14 (4): 91-101.
- [4] 杨柳勇,张泽野,郑建明.中央环保督察能否促进企业环保投资?——基于中国上市企业的实证分析 [J]. *浙江大学学报(人文社会科学版)*, 2021, 51 (3): 95-116.
- [5] 李依,高达,卫平.中央环保督察能否诱发企业

绿色创新? [J]. *科学学研究*, 2021, 39 (8): 1504-1516.

[6] 王鸿儒,陈思丞,孟天广.高管公职经历、中央环保督察与企业环境绩效——基于 A 省企业层级数据的实证分析 [J]. *公共管理学报*, 2021, 18 (1): 114-125.

[7] 邱牧远,殷红.生态文明建设背景下企业 ESG 表现与融资成本 [J]. *数量经济技术经济研究*, 2019, 36 (3): 108-123.

[8] AMAL A, SYLVAIN M. Do ESG controversies matter for firm value? Evidence from international data [J]. *Journal of Business Ethics*, 2018, 151 (4): 1027-1047.

[9] 李井林,阳镇,陈劲,崔文清.ESG 促进企业绩效的机制研究——基于企业创新的视角 [J]. *科学学与科学技术管理*, 2021, 42 (9): 71-89.

[10] 王岭,刘相锋,熊艳.中央环保督察与空气污染治理——基于地级城市微观面板数据的实证分析 [J]. *中国工业经济*, 2019 (10): 5-22.

[11] 马本,胡天颢,赵康.中国地方环境分权与制度变迁——多级分权度测算与污染治理效应评估 [J]. *管理评论*, 2022, 34 (5): 304-317.

[12] 袁方成,姜煜威.“晋升锦标赛”依然有效?——以生态环境治理为讨论场域 [J]. *公共管理与政策评论*, 2020, 9 (3): 62-73.

[13] 苑春荟,燕阳.中央环保督察:压力型环境治理模式的自我调适——一项基于内容分析法的案例研究 [J]. *治理研究*, 2020, 36 (1): 57-68.

[14] 李媛媛,郑偲.元治理视阈下中央环保督察制度的省思与完善 [J]. *治理研究*, 2022, 38 (1): 50-65.

[15] JIA R, NIE H. Decentralization, collusion, and coal mine deaths [J]. *Review of Economics and Statistics*, 2017, 99 (1): 105-118.

[16] 梁平汉,高楠.实际权力结构与地方政府行为:理论模型与实证研究 [J]. *经济研究*, 2017, 52 (4): 135-150.

[17] 罗能生,王玉泽.财政分权、环境规制与区域生态效率——基于动态空间杜宾模型的实证研究 [J]. *中国人口·资源与环境*, 2017, 27 (4): 110-118.

[18] 初钊鹏,卞晨,刘昌新,朱婧.雾霾污染、规制治理与公众参与的演化仿真研究 [J]. *中国人口·资源与环境*, 2019, 29 (7): 101-111.

[19] 毛益民,叶梦津.中央环保督察何以赋能地方绿色治理——一项多案例研究 [J]. *南京工业大学学报(社会科学版)*, 2022, 21 (6): 36-46.

[20] 郭施宏.中央环保督察的制度逻辑与延续——

基于督察制度的比较研究 [J]. 中国特色社会主义研究, 2019 (5): 83-91.

[21] 陈思丞, 孟庆国. 领导人注意力变动机制探究——基于毛泽东年谱中 2614 段批示的研究 [J]. 公共行政评论, 2016, 9 (3): 148-176.

[22] 孙雨. 中国地方政府“注意力强化”现象的解释框架——基于 S 省 N 市环保任务的分析 [J]. 北京社会科学, 2019 (11): 41-50.

[23] 戚建刚, 余海洋. 论作为运动型治理机制之“中央环保督察制度”——兼与陈海嵩教授商榷 [J]. 理论探讨, 2018 (2): 157-164.

[24] 湛仁俊, 肖庆兰, 兰受卿, 刘嘉琪. 中央环保督察能否提升企业绩效? ——以上市工业企业为例 [J]. 经济评论, 2019 (5): 36-49.

[25] 张忠民, 冀鹏飞. 论生态环境监管体制改革的权责配置逻辑 [J]. 南京工业大学学报 (社会科学版), 2020, 19 (6): 1-12.

[26] 陈海嵩. 中国环境法治的体制性障碍及治理路径——基于中央环保督察的分析 [J]. 法律科学 (西北政法大学学报), 2019, 37 (4): 149-159.

[27] LI Q, CHEN Y, WAN M. The impact of central environmental inspection on institutional ownership: Evidence from Chinese listed firms [J]. Pacific - Basin Finance Journal, 2023, 77: 101934.

[28] JIANG Y, LUO L. Market reactions to environmental policies: Evidence from China [J]. Corporate Social Responsibility and Environmental Management, 2018, 25 (5): 889-903.

[29] REBER B, GOLD A, GOLD S. ESG Disclosure and idiosyncratic risk in initial public offerings [J]. Journal of Business Ethics, 2022, 179 (3): 867-886.

[30] 蔡海静, 汪祥耀, 许慧. 基于可持续发展理念的企业整合报告研究 [J]. 会计研究, 2011 (11): 18-26.

[31] 张琦, 邹梦琪. 环境治理垂直改革的效果、基层机制与影响因素 [J]. 经济研究, 2022, 57 (8): 172-190.

[32] ZENG M, ZHENG L, HUANG Z, CHENG X, ZENG H. Does vertical supervision promote regional green transformation? Evidence from Central Environmental Protection Inspection [J]. Journal of Environmental Management, 2023, 326: 116681.

[33] PORTOR M E, LINDE C. Toward a new conception of the environment-competitiveness relationship [J]. Journal of Economic Perspectives, 1995, 9 (4): 97-118.

[34] 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.

[35] 张成, 陆旸, 郭路, 于同申. 环境规制强度和生产技术进步 [J]. 经济研究, 2011, 46 (2): 113-124.

[36] 潘越, 戴亦一, 林超群. 信息不透明、分析师关注与个股暴跌风险 [J]. 金融研究, 2011, (9): 138-151.

[37] 王双进, 田原, 党莉莉. 工业企业 ESG 责任履行、竞争战略与财务绩效 [J]. 会计研究, 2022 (3): 77-92.

[38] 邓慧慧, 杨露鑫. 雾霾治理、地方竞争与工业绿色转型 [J]. 中国工业经济, 2019 (10): 118-136.

[39] 徐佳, 崔静波. 低碳城市和企业绿色技术创新 [J]. 中国工业经济, 2020 (12): 178-196.

[40] 沈艳, 王靖一. 媒体报道与未成熟金融市场信息透明度——中国网络借贷市场视角 [J]. 管理世界, 2021, 37 (2): 35-50.

[41] 周开国, 应千伟, 陈晓娴. 媒体关注度、分析师关注度与盈余预测准确度 [J]. 金融研究, 2014 (2): 139-152.

[42] 王禹, 王浩宇, 薛爽. 税制绿色化与企业 ESG 表现——基于《环境保护税法》的准自然实验 [J]. 财经研究, 2022, 48 (9): 47-62.

[43] 林辉, 李唐蓉. 绿色发展、金融支持与企业价值——基于上市公司 ESG 的实证检验 [J]. 现代经济探讨, 2023 (2): 28-44.

[44] JACOBSON L S, LALONDE R J, SULLIVAN D G. Earnings losses of displaced workers [J]. The American Economic Review, 1993, 83 (4): 685-709.

[45] DE CHAISEMARTIN C, D'HAULTFOEUILLE X. Two-way fixed effects estimators with heterogeneous treatment effects [J]. American Economic Review, 2020, 110 (9): 2964-2996.

[46] CHETTY R, LOONEY A, KROFT K. Salience and taxation: Theory and evidence [J]. The American Economic Review, 2009, 99 (4): 1145-1177.

[47] WANG H, YANG G, OUYANG X, QIN J. Does central environmental inspection improves enterprise total factor productivity? The mediating effect of management efficiency and technological innovation [J]. Environmental Science and Pollution Research, 2021, 28: 21950-21963.

[48] 张海亮, 汤兆博, 王海军. 短期阵痛积蓄了新动能吗? ——“三去一降一补”对企业绩效的影响研究 [J]. 经济与管理研究, 2018, 39 (11): 78-91.

- [49] 王馨, 王营. 绿色信贷政策增进绿色创新研究 [J]. 管理世界, 2021, 37 (6): 173-188.
- [50] 于连超, 张卫国, 毕茜. 环境保护费改税促进了重污染企业绿色转型吗? ——来自《环境保护税法》实施的准自然实验证据 [J]. 中国人口·资源与环境, 2021, 31 (5): 109-118.
- [51] 饶品贵, 汤晟, 李晓溪. 地方政府债务的挤出效应: 基于企业杠杆操纵的证据 [J]. 中国工业经济, 2022 (1): 151-169.
- [52] 席鹏辉. 财政激励、环境偏好与垂直式环境管理——纳税大户议价能力的视角 [J]. 中国工业经济, 2017 (11): 100-117.
- [53] 刘志远, 张瀛之, 张利. 国家腐败治理与企业风险承担——兼论政商关系的改善作用 [J]. 经济与管理研究, 2020, 41 (5): 107-124.
- [54] 鞠晓生, 卢荻, 虞义华. 融资约束、营运资本管理与企业创新可持续性 [J]. 经济研究, 2013, 48 (1): 4-16.
- [55] HADLOCK C J, PIERCE J R. New evidence on measuring financial constraints: Moving beyond the KZ index [J]. The Review of Financial Studies, 2010, 23 (5): 1909-1941.

Does Vertical Environmental Supervision Improve Corporate ESG Performance? —Evidence from the Central Environmental Protection Inspection

CHEN Qi, LI Menghan

【Abstract】 With China's emphasis on sustainable development, the central government has continuously introduced innovative environmental protection policies in an effort to address the current environmental governance dilemma of local governments. This paper takes the central environmental protection inspection policy, which is very characteristic of China's environmental governance, as a quasi-natural experiment. Based on the data of listed firms in the Shanghai and Shenzhen stock markets from 2012 to 2018, we analyze the impact of central environmental protection supervision on the environmental, social, a multi-period difference-in-differences model is used to analyze the impact of vertical environmental regulation on corporate environmental, social and governance (ESG) performance. It is found that the central environmental protection inspection policy significantly improves corporate ESG performance, with government environmental governance and corporate green technology innovation as potential channels, and media attention and analyst attention can increase the positive impact of the policy on corporate ESG performance. In addition, the positive effect of central environmental protection supervision on corporate ESG performance is more pronounced in firms that are prone to "government-business collusion", have lower financing constraints, and the latter four batches of inspection. This paper not only enriches the research on the micro impact of vertical environmental regulation on enterprises, but also expands the research on the factors influencing corporate ESG performance, which is of great significance in exploring the driving force behind the corporate ESG performance and promoting sustainable development.

【Key words】 Central Environmental Protection Inspection, ESG, Sustainable Development, Green Technology Innovation, Multi-Period Difference-in-Differences