

中央环保督察如何影响企业价值？

——基于 ESG 视角的检验

洪娜娜¹ 陈秋华² 施陈勇³

(1. 福建农林大学经济与管理学院 2. 福建省社科研究基地生态文明研究中心

3. University of Leicester School of Business)

摘要：

在我国生态文明建设战略背景下，中央环保督察已然成为中国环境治理领域的重大制度革新，但企业可否兼顾有利社会和追求利益不够明确，能否实现环境保护与经济发展双赢亦有待明晰。本文将中央环保督察的政策冲击视为准自然实验，基于 2011—2021 年中国上市企业数据，运用多期双重差分法并构建一个有调节的中介作用模型，探索中央环保督察对企业价值的政策效果及影响机制。研究结果表明，中央环保督察可有效提高企业价值；ESG 表现在中央环保督察政策与企业价值之间存在显著的中介作用；内部控制可以提高企业价值与 ESG 表现的正向关系，分析师关注可以增强 ESG 表现与企业价值间得的传递效应。

关键词：中央环保督察；ESG 表现；企业价值；中介调节

一、引言

近 10 年来，我国经济实力实现历史性跃升，国内生产总值增长 1.11 倍，居民人均可支配收入较 2012 年增长近八成，然而，人们在享受经济高速发展带来的红利背后，是对资源的过度消耗、工业的严重污染和生态的不断破坏。虽然这几年通过国家和全社会的共同努力，环境质量状况得到显著改善，但环境保护面临的形势依然十分严峻，2018 年全国 2833 处浅层地下水监测井水质 V 类占 46.9%¹；碳排放量占全球总排放量的 25% 以上；根据 PM2.5 粉尘方面的年度均值，中国排在全球空气质量最差国家第 12 名²。总体来看，我国生态环境保护仍滞后于经济社会发展，生态环境保护任重而道远。

2022 年，党的二十大报告提出，统筹产业结构调整、污染治理、生态保护、应对气候变化，协同推进降碳、减污、扩绿、增长³。预示着在中国可持续发展

¹ 中国生态环境部发布《2018 中国生态环境状况公报》

² 绿色和平及 AirVisual 发布《2018 年世界空气质量》

³ 2022 年 10 月 30 日《中华人民共和国国务院公报》

道路上，进入生态环境质量改善的关键时期，中国既要“金山银山”，更要“绿水青山”。

在此背景下，上市公司作为企业的优秀代表和经济高质量发展的中坚力量^[1]，是经济资源的主要消耗者，同时也是环境治理的重要引领者，保护环境不仅是其社会责任更是其法定责任。因此，针对上市公司积极探索国际上较为成熟的ESG理念，督促上市公司在“有利社会”方面作出表率，对于保证各项环境规制的有效落实具有重要意义。

然而，企业作为市场经济的基本单元，相较“有利社会”，“追求利益”才是其最根本目的^[2]，而环境资源具有公共品和外部性特征，使得环境保护难以通过企业自发完成。同时，地方政府主导的经济增长模式，使得传统环境规制的效果收效有限，在此背景下，中央环保督察政策应运而生^[3]，8年过去了，中央环保督察对避免“公地悲剧”的作用有目共睹^[4,5]，然而对企业的价值影响却鲜有关注。实际上，严谨地评估中央环保督察对企业价值的影响，是平衡好经济发展和生态环境的重要基础，是确保该政策执行不走样的必要保证。鉴于此，本文试图回答：中央环保督察政策对企业价值是否具有持续稳定的正向影响？ESG表现在中央环保督察与企业价值之间是否具有中介效应？如果有，这一政策是如何通过ESG表现进一步影响企业价值？

二、政策背景与文献评述

（一）命令控制：中央环保督察

在中国，“命令控制型”环境规制一直占主要地位^[6]，究其原因，主要是中央政府主导的环境规制可以集中统一地调配人力、财力和物力，确保环境政策的有效实施，而命令控制所释放的环境治理压力对大多数城市是有效的，因此，命令控制型在很长一段时间内良性地影响和指导了环境政策的方向，并在实践中对中国环境质量的改善做出了重大贡献。然而，地方政府为了吸引更多的资源和生产要素^[7]，实现自身利益最大化^[8]，往往会选择成本最低的政策手段，这种环境治理行为降低了地区环境质量，削弱了命令控制型环境规制的实施效果^[9]。因此，不少学者提出命令控制型规制政策不仅对环境改善有限^[10]，甚至会限制企业经济发展^[11]，引起企业抵制^[12]。

为破解地方政府与企业间长期存在的“政企合谋”，导致环境治理中出现的“搭便车”行为、以及“环境竞优”与“环境竞次”效应^[13,14]，同时迫使传统企业结构优化和转型升级，2015年中共中央出台《环境保护督察方案（试行）》，启动中央生态环境保护督察制度（简称中央环保督察）。同年出台《党政领导干部生态环境损害责任追究办法（试行）》，明确地方各级党委和政府对本地区生态环境和资源保护负总责，强调“党政同责、终身罪责”。2021年，

中央环保督察将碳达峰、碳中和相关指标纳入考核体系。截至目前，八年对 31 个省(区、市)和新疆生产建设兵团、2 个部门、6 家中央企业共计完成两轮督察、一次回头看。曝光 262 个典型案例、受理转办的民众生态环境信访举报 28.7 万件、罚款金额超 31 亿元、问责 3 万余人、责令整改超 17 万家。

总体来看，中央环保督察作为极具中国特色的一项命令控制型环境规制，与以往政策不同，主要表现在：1 谁督察，督察主体由原本中央政府委托地方政府主导监督转变为中央与地方党委共同实施^[15]；2 督察谁，督察对象由过去“企业”转变为“政府”，将环保绩效与官员仕途挂钩，发现有督察整改不到位的情况，将采取通报、督导、约谈和移交问责等多项措施；3 督察手段，由过去实地检查转变为依靠群众监督，公布信访举报电话和邮箱，对群众的举报明确整改方案和期限，并将结果及时通过媒体对外公布。这些新举措一方面地方政府面临环境治理绩效和政绩考核的双重压力，使得环境保护责任得到前所未有的强化，有力地解决“地方保护主义”等问题^[3]；另一方面，如此高压态势的中央环保督察对生态环境的治理发挥了积极的作用，在短期内动态且持续地改善了督察当地与周边毗邻城市的空气质量，对工业发达、污染严重的城市和地区效果更为显著^[4]。

（二）ESG 的发展现状

自 20 世纪 70 年代始，欧美国家在经济发展的同时也爆发一连串环境与社会问题，由此兴起企业社会责任（CSR）运动潮流，随着可持续发展理念的普及和深入，如今企业社会责任（CSR）理念已经发展成为环境、社会和治理（ESG）理念⁴，该理念传递了经济价值与社会价值相统一的发展观^[16]，是企业社会责任（CSR）理念的延伸和丰富，也是目前国际社会衡量企业可持续发展水平的一类重要非财务性指标^[17]。2014-2016 年，64 个国家发布具有强制性的企业环境信息披露制度文件，目标企业在 ESG 方面的表现逐渐成为投资者在投资决策中的重要考量指标⁵。

在我国, ESG 理念起步较晚，随着将生态文明建设纳入“五位一体”中国特色社会主义事业总布局，发展绿色产业、培育绿色新动能已成为拉动我国经济发展新的增长点，ESG 理念与环保督察目标不谋而合，成为推动生态文明建设的重要抓手。2021 年生态环境部发布《环境信息依法披露制度改革方案》，明确到 2025 年基本形成环境信息强制性披露制度，企业从自愿性到强制性按时、如实披露环境信息，以此推动 ESG 理念在中国落地和发展。

尽管社会各界呼声日渐高涨，但是环境规制是否可以实现企业的价值增长，是企业坚持“有利社会”的内在动力和关键因素。如果良好的环境规制可以给

⁴ 2006 年高盛等金融机构在联合国环境规划署金融行动机构（UNEPFI）的号召下提出

⁵ 安永发布的《第六次全球机构投资者调查报告》

企业带来较好的 ESG 表现，进而提高企业价值，那么加大环境保护投入，就会成为企业的内生选择；反之，如果一味依靠外部环境规制强迫企业“有利社会”，企业的 ESG 表现却差强人意、价值无法得到体现，那么长期以往就会削弱企业的积极性。国内外诸多文献对环境规制进行了多角度、深层次得研究，但这些文献主要基于政府质量^[18]、研发投入^[19]、企业技术创新^[20]、绿色工艺^[21]等角度，探讨环境规制对企业产能过剩^[22]、竞争绩效^[23]、生产效率^[24]等方面影响，聚焦于企业 ESG 表现的文献甚少，研究其影响机制的文献更少。中央环保督察作为传统命令控制型环境规制下的制度革新，如何通过 ESG 表现将外部政策压力转变为企业“有利社会”的内生动力，是平衡好环境保护与企业价值的重要途径，因此，这一议题具有较大的理论价值和现实意义。

与现有文献相较，本研究主要在以下三个方面进行拓展和创新：第一，基于命令控制型环境规制，为探讨中央环保督察政策对上市企业的价值影响性开辟了新视角；第二，本文尝试将 ESG 表现作为中介变量引入实证分析，为揭示企业 ESG 在中央环保督察政策下前后的表现变化，继而造成不同价值差异性提供新的视角；最后，采用有调节的中介效应模型，分别以内部控制和分析师关注作为前后链式的调节变量，完善了中央环保督察影响企业价值的作用机制。

三、理论分析与研究假设

（一）中央环保督察与企业价值

20 世纪 90 年代初，“波特假说”提出，适当的环境规制将刺激企业技术革新，虽然技术创新所带来的收益并不能完全弥补因减排所付出的机会成本，但是技术创新能力较强的企业更容易获得竞争中的比较优势^[25,26]。那么，究竟什么样的环境规制是适当的呢？发展中国家的社会、经济、政治环境与发达国家有巨大差异，在发达国家行之有效的环境规制在发展中国家并不一定有效，甚至可能会产生水土不服的现象，因此，针对我国政治、经济和社会等因素设计的政策才是立足国情的适当环境规制。

中央环保督察借鉴了纪检、土地、警务等其他领域的督察制度，是中国史上最严的一种环境制度，整个过程包含督察准备——督察进驻——形成督察报告——督察反馈——移交移送问题及线索——整改落实等六个环节，该制度成为中国特色的生态环境保护领域的一种命令控制型环境规制。而制度理论认为，企业为了确保其合法性、声誉和生存发展，即便需要投入额外成本，也会倾向遵守一定的规则和制度^[27]。此外，根据环境扫描理论^[28]，企业会频繁地进行正式或非正式的“环境扫描”，识别市场、技术、社会、政治、法律等内外部环境领域情况，做出应对决策。因此，企业为了避免经济风险、政治风险和法律风险，均会根据其对自身的影响程度，做出及时的反应。通常采取加大环保投入、

淘汰高耗能设备和工艺、优化产业结构等应对形式，以获取或增强企业合法性，同时提高产品质量，增加企业效益。基于此，本文提出假设。

假设 1：中央环保督察政策的实施对企业价值具有正向促进作用

（二）ESG 表现的中介作用

研究表明，ESG 评级较好的企业通常具有较低的风险^[29]、较高的股权回报率、较好的资本获取渠道^[30]和政企关系^[31]，往往在财务业绩方面优于同行^[32]。可能的原因是，在市场竞争中，企业为了保持有利的市场地位和竞争优势，会不断打造良好的企业社会和品牌形象，而企业的 ESG 表现即是作为窗口形象向外界传递企业价值观的一种重要手段。投资者认为通过对企业环境、社会和治理等方面的了解是理解企业整体业绩的重要组成部分^[33]，投资者相信 ESG 表现良好的公司不仅能降低风险，应对未来任何不确定事件的发生^[34]，也能提高员工和客户的忠诚度和感知度，为公司获得更好的长期回报。因此企业会尽可能减少或者避免环境违规行为，为自己赢得绿色商誉，而良好的 ESG 表现向资本市场释放重要信号，吸引投资者的注意，推动股价可持续增长，最终为企业在资本市场赢得更高估值^[35]。

在环保督察过程中，中央环保督查组不仅会用行政手段对违规企业罚款问责，还会将典型案例公布曝光，这部分典型案例在媒体披露和竞争对手的放大情况下，可能造成严重的负面舆论，这会在声誉方面给企业造成不可预测的损失，而企业的环境违规行为最终也将体现在 ESG 表现上，加剧了投资者对企业的消极评价。反之，将 ESG 理念融入到战略发展中的企业，在面对环保督察时，能够快速响应甚至从容应对，为企业塑造绿色环保的良好形象。当 ESG 逐渐成为投资参照时，投资者就会朝 ESG 表现良好的企业倾斜^[36]。基于以上分析，我们提出本文以下假设：

假设 2：中央环保督察会通过 ESG 表现的部分中介作用，对企业价值产生影响，即环保督察政策通过提高企业 ESG 表现，进而增加企业价值。

（三）有调节的中介效应

1. 内部控制的调节作用

制度理论解释了企业在面对环境规制下，会采取一定的环保行动，但是面对同样的环境规制，为什么企业的行动程度却存在差异呢？这主要是由于忽略企业自身原因。内部控制质量不同造成企业在面对中央环保督察规制下有不同的管理过程。

内部控制是合理保证企业经营管理合法合规、资产安全完整、信息可靠真实、促进企业实现可持续发展战略的管理过程^[37]。内部控制与环保督察、ESG 理念的目标一致，三者均倡导可持续发展，通过环境、社会和治理三个维度提

升企业的风险管理水平，提高企业可持续发展意识，实现环境与经济的动态平衡。不同点是 ESG 是企业在外环境规制下，通过内部控制呈现出来的表现。具体而言，内部控制质量较高的企业，意味着拥有一系列严格的制度设计和组织结构安排，使其在面对同样的外部压力下更加谨慎高效，从而有效规避风险。因此，这种积极作用如果运用到中央环保督察中，企业的 ESG 表现也将更为显著。因为面对中央环保督察的高压政策，企业承担的风险更大，这促使企业加强监督管理机制，而有效的内部控制可以强化内部环境的战略管理、价值塑造和制度建设，帮助企业正确决策、规避风险，对“有利社会”的必要性进行积极考虑，最终提高企业的可持续增长能力。基于以上分析，提出以下假设：

假设 3：内部控制调节了 ESG 表现在中央环保督察和企业价值关系间的中介作用，表现为调节前半段中介作用，即企业内部控制越健全，中央环保督察政策对 ESG 表现的提升作用越强，相应的其对企业价值的促进作用也越强；反之越弱。

2. 分析师关注的调节作用

基于动态不完全信息博弈基础上建立的信息传递理论指出，信息输送者通常比信息接收者拥有更多的私有信息，为了促使交易更具效率，信息充足方通过释放信号将私有信息传递给信息不足方^[38]，因此，在资本市场效率中，信息传递理论被广泛使用。但是，由于市场中的信息并不透明，信息接收者并不确定掌握多少信息才可以采取行动，导致信息接收者难以顺利的做出买卖决策。

在资本市场中，合理的投资决策需要建立在了解公司实际经营情况的基础上。然而，投资者作为信息接收方，无法获得目标公司的真实有效信息，仅根据其股价的平均涨幅进行交易^[39]，容易造成业绩较差股价偏高，而业绩好股价却被低估的现象^[40]，不利于资本市场的健康发展。因此，分析师成为了资本市场上中的重要信息中介^[41]。分析师一方面挖掘并分析上市企业的特质信息，另一方面识别企业信息披露中的重大错误与舞弊行为，以此向投资者提供购买、持有或者出售证券的意见，使得投资者了解到更多目标公司的真实情况，解决了市场交易双方信息分配失衡的问题。那么，什么样的企业能够吸引分析师的关注？通常认为拥有可持续发展潜力的企业具备可投资价值^[42]，而 ESG 表现恰恰是企业可持续发展方面的重要体现，因此，对于企业 ESG 表现较好的企业往往受到了分析师更多的关注^[43]，而信息不对称程度的降低，向资本市场释放了企业的积极信号。同样的，那些受到分析师关注的上市企业，为了向市场传递利好信息，往往会通过“有利社会”来进一步提高 ESG 表现，两者作用下增强了投资者信心，提升了企业价值。基于以上分析，提出以下假设：

假设 4：分析师关注调节了 ESG 表现在中央环保督察和企业价值关系间的中介作用，表现为调节后半段中介作用，即环保督查通过提高 ESG 表现吸引了分析师关注，而受到分析师关注越多的企业价值增长更为显著；反之越弱。

四、研究设计

（一）数据来源

本文选取第一、二轮中央环保督察中的沪深 A 股上市企业作为研究样本，数据范围选择 2011-2021 年。借鉴前人研究^[44]，对原始数据进行如下处理：（1）剔除银行、保险等金融类上市企业；（2）剔除 ST、PT 和*ST 上市企业样本（3）剔除企业财务数据缺失的观测值。内部控制质量数据来源于迪博数据库（DIB），中央环保督察来源于生态环境部及各省政府官网，ESG 数据来源于 Wind 数据库下的华证 ESG 评价体系，其他数据来源于国泰安数据库（CSMAR）。此外，本文对连续数据在 1%和 99%分为缩尾处理(Winsorize)，避免数据受到极端值影响。

（二）模型构建

1. 基准回归模型

本文借助中央环保督察进驻不同省份时间上存在差异这一事实，建立多期双重差分法检验中央环保督察政策对上市企业价值的影响。多期双重差分是在双重差分法的基础上建立起来的一种特殊模型，基本思路是构造督察地区为实验组与尚未督察地区为对照组，识别政策从试点到逐步推行，在政策实施前后两组地区上市企业的价值差异^[45]。具体模型如下：

$$Value_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 DID_{i,t} + \sum_k \alpha_k Controls_{k,i,t} + \sigma_i + \gamma_t + \delta_{ind} \quad (1)$$

其中， $Value_{i,t}$ 为 t 时期企业 i 的价值；核心解释变量 $DID_{i,t}$ 为虚拟变量，表示中央环保督察这一事件，当中央环保督查组在 t 时期进驻企业 i 所在省份进行督察时，则当期及以后 $DID_{i,t}=1$ ，视为处理组；否则 $DID_{i,t}=0$ ，视为控制组， $Controls_{k,i,t}$ 为控制变量。同时，为了规避传统模型中的估计偏差问题，本文采用双向固定效应模型，控制了企业固定效应 σ_i 和时间固定效应 γ_t 。

2. 中介效应模型

若中央环保督察对企业价值产生影响，那么，该项政策对企业价值是如何产生影响？其具体机制如何尚需分析。依据前文所述，中央环保督察对企业价值的提升依据某些传导“介质”，例如存在该政策通过影响企业的 ESG 表现进而对其价值产生影响的可能性。鉴于此，本文尝试采用中介效应模型探讨中央环保督察与企业价值间存在的中介路径，并根据“因果步骤法”分别构建如下 2 个模型验证可能存在的中介效应。

$$ESG_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 DID_{i,t} + \sum_k \alpha_k Controls_{k,i,t} + \sigma_i + \gamma_t + \delta_{ind} + \quad (2)$$

$$Value_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 DID_{i,t} + \alpha_2 ESG_{i,t} + \sum_k \alpha_k Controls_{k,i,t} + \sigma_i + \gamma_t + \delta_{ind} \quad (3)$$

此外，提高企业价值，即要从内部发力，提升内部控制水平，也要从外部借力，加强分析师关注，内外部协同作用推动企业 ESG 表现水平提升，实现企业价值的可持续增长。根据前文所述，中央环保督察促使企业加强监管管理机制，内部控制好的企业，ESG 表现更佳，相应的可持续增长能力更强，因此内部控制对 ESG 表现在环保督察政策与企业价值关系中具有调节前半段中介作用的可能性；同时，分析师关注多企业，信息不对称程度低，可以更好的向市场释放 ESG 表现好的企业积极信号，增强投资者信息，提升企业价值，因此分析师关注对 ESG 表现在环保督察政策与企业价值关系中具有调节后半段中介作用的可能性。鉴于此，本文还构建有调节的中介效应模型来揭示中央环保督察对企业价值的作用路径。

(1) 调节前半段中介

$$Value_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 DID_{i,t} + \alpha_2 IC_{i,t} + \alpha_3 IC * DID_{i,t} + \sum_k \alpha_k Controls_{k,i,t} + \sigma_i + \gamma_t + \delta_{ind} + \varepsilon \quad (4)$$

$$ESG_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 DID_{i,t} + \alpha_2 IC_{i,t} + \alpha_3 IC * DID_{i,t} + \sum_k \alpha_k Controls_{k,i,t} + \sigma_i + \gamma_t + \delta_{ind} + \varepsilon \quad (5)$$

$$Value_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 DID_{i,t} + \alpha_2 IC_{i,t} + \alpha_3 IC * DID_{i,t} + \alpha_3 ESG_{i,t} + \alpha_4 IC * ESG_{i,t} + \sum_k \alpha_k Controls_{k,i,t} + \sigma_i + \gamma_t + \delta_{ind} + \varepsilon \quad (6)$$

(2) 调节后半段中介

$$Value_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 DID_{i,t} + \alpha_2 ATT_{i,t} + \alpha_3 ATT * DID_{i,t} + \sum_k \alpha_k Controls_{k,i,t} + \sigma_i + \gamma_t + \delta_{ind} + \varepsilon \quad (7)$$

$$ESG_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 DID_{i,t} + \alpha_2 ATT_{i,t} + \alpha_3 ATT * DID_{i,t} + \sum_k \alpha_k Controls_{k,i,t} + \sigma_i + \gamma_t + \delta_{ind} + \varepsilon \quad (8)$$

$$Value_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 DID_{i,t} + \alpha_2 ATT_{i,t} + \alpha_3 ATT * DID_{i,t} + \alpha_3 ESG_{i,t} + \alpha_4 ATT * ESG_{i,t} + \sum_k \alpha_k Controls_{k,i,t} + \sigma_i + \gamma_t + \delta_{ind} \quad (9)$$

其中， $ESG_{i,t}$ 为 t 时期企业 i 的 ESG 综合评级； $IC_{i,t}$ 和 $ATT_{i,t}$ 均为调节变量，分别表示内部控制和分析师关注，其他变量含义与式（1）相同。

(三) 变量选取

1. 被解释变量。本文的被解释变量为企业价值，参考有关学者做法，包含账面价值和市场价值，分别以资产收益率（ROA）和托宾 Q 值（TOBING）作为代理变量

2. 核心解释变量。本文的核心解释变量为中央环保督察，以中央环保督查组在多时期进驻企业所在省份且该企业为重污染行业衡量。根据 2008 年中央出台《关于印发〈上市公司环保核查行业分类管理名录〉的通知》，并结合证监会 2012 年行业分类标准设定重污染企业。

3. 中介变量。本文的中介变量为 ESG 表现，该数据采用华证 ESG 评价体系提供的九档评级结果，本文采用九分制对企业 ESG 表现进行赋分，ESG 表现越好分数越高。

3. 调节变量。本文的调节变量分为内部控制和分析师关注，其中内部控制调节前半部分，数据来源于迪博信息系统技术公司（DIB），该公司从战略目标、经营目标、报告目标和合规目标四个方面对中国证券交易所中上市企业的内部

控制进行质量评估，作为中国半官方标准^[46]，获得中国财政部和证监会认可。此外，本文还使用分析师关注度作为后半段的调节变量。以当年年度内分析师（团队）对某一企业的跟踪分析数量加 1 后取对数作为该企业的分析师关注度^[47]。该数值越大，表明分析师对企业的关注度越高。

4. 控制变量。本文借鉴前人研究，控制企业规模、资产负债率、现金流量占比、固定资产占比、企业成长性等企业财务指标的影响，同时控制两职兼任、独立董事比例、股权集中度、企业年限和企业性质等企业特征变量的影响。

5. 描述性统计。在剔除了样本缺失值后，得到 2011-2021 多期混合界面数据，样本总数为 27669 个。

具体的变量含义与描述性统计见表 1：

表 1 变量说明与描述性统计

变量性质	变量名称	变量符号	变量说明	平均值	标准差
被解释变量	账面价值	ROA	总资产收益率	0.034	0.067
	市场价值	Tobinq	托宾 Q	2.11	1.395
解释变量	环保督查	DID	中央环保督察组进驻企业所在省份且该企业为重污染行业企业时，当期及以后时期取值为 1，否则为 0	0.168	0.374
中介变量	ESG 表现	ESG	华证 ESG 综合评级，由 1 到 9 分代表由低到高	6.476	1.151
调节变量	内部控制	IC	迪博内部控制指数/1000	0.628	0.151
	分析师关注	ATT	跟踪分析师的数量加 1 取对数	1.394	1.197
控制变量	企业规模	SIZE	企业总资产规模自然对数	22.192	1.265
	资产负债率	LEV	资产负债率	0.421	0.204
	现金流量占比	CF	经营活动产生的现金流量净额/总资产	0.048	0.067
	固定资产占比	TANG	固定资产总额/总资产	0.221	0.159
	企业成长性	GROW	(本年营业收入-上年营业收入)/上年营业收入	0.176	0.415
	两职兼任	DUAL	董事长和总经理兼任为 1，否则为 0	0.279	0.449
	独立董事比例	INDDIR	独立董事数量/董事总人数	0.376	0.053
	股权集中度	TOP1	第一大股东持股比例	0.34	0.147
	企业年限	AGE	上市至今年限	10.418	7.367
	企业性质	SOE	国企=1，否则为 0	0.37	0.483

五、实证结果分析

（一）中央环保督察对企业价值的影响

根据方程(1)，可检验中央环保督察是否可以有效提高上市企业价值，表2报告了中央环保督察影响企业价值的估计结果，第(1)、(3)列中不加入任何控制变量，DID的系数分别为0.015和0.204，显著性在1%的水平上，说明中央环保督察能够提高企业价值。其次，在第(2)、(4)列中增加了本文的控制变量，DID的系数分别为0.008和0.157，且均在1%的水平上通过显著性检验。假设1得到验

证，中央环保督察能够有效提升企业价值。

控制变量中，企业规模和股权集中度对账面价值均产生了显著的正向影响，对市场价值皆产生了显著的负向影响，即企业规模越大、股权集中度越强，账面价值越高、市场价值却越低；此外，企业成长性和现金流量比对账面价值和市场价值均产生了显著的正向影响，说明企业成长性越好、现金流量比越高，无论账面价值和市场价值都会俱佳；最后，企业性质对账面价值和市场价值均无显著影响，即企业无论是否为国企，对价值均无影响。

表2 中央环保督察对企业价值的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)
	roa	roa	tobinq	tobinq
did	0.015*** (6.618)	0.008*** (4.347)	0.204*** (4.925)	0.157*** (4.093)
size		0.015*** (11.107)		-0.684*** (-16.800)
lev		-0.172*** (-29.827)		0.548*** (4.534)
cf		0.193*** (21.015)		1.226*** (8.131)
tang		-0.072*** (-10.432)		-0.408*** (-2.753)
grow		0.032*** (27.670)		0.098*** (5.143)
dual		0.001 (0.900)		-0.055** (-1.973)
inndir		-0.011 (-0.917)		0.502** (2.238)
topl		0.047*** (5.452)		-0.907*** (-5.387)
age		-0.004*** (-15.499)		0.102*** (19.003)
soe		-0.002 (-0.453)		0.034 (0.460)
_cons	0.052* (1.943)	-0.209*** (-5.844)	1.824*** (8.724)	16.018*** (17.958)
Firm / Year	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry	Yes	Yes	Yes	Yes
N	27669	27669	27669	27669
r2	0.030	0.247	0.137	0.213

t statistics in parentheses * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

(二) 平行趋势检验与动态效应分析

多期双重差分法的重要前提假设是平行趋势假定，即处理组和对照组在政策事件发生前的变化趋势保持一致。为了对处理组和对照组的变化趋势进行进一步考察，同时也为了监测中央环保督察是否具有改善环境持续性，本文借鉴有关学者的研究框架^[48]，将重污染企业设置为处理组，其他企业设置为对照组，再利用事件分析法研究中央环保督察对重污染企业价值的动态效应。具体公式如下：

$$y_{it} = \alpha_0 + \sum_{k=-5}^5 \beta_k * D_{i, t+k} + \sum_k \alpha_k Controls_{k,i,t} + \sigma_i + \gamma_t + \delta_{ind} + \varepsilon \quad (10)$$

其中， $D_{i, t+k}$ 是中央环保督察时间前后的哑变量， k 取负数表示中央环保督察前 k 年，取正数表示中央环保督察后 k 年。其中 β_k 是重点关注的变量，表示中央环保督察 k 年前或后重污染企业与其他企业之间的价值差异。下图汇报了估计参数的大小及对应的95%的置信区间，其中图1和图2分别以ROA和TOBINQ为被解释变量。

从结果上看，在 $k < 0$ 的区间内， β_k 的估计值均较为平缓，表明在中央环保督察进驻督察地区前，重污染企业与其他企业之间的价值并无显著差异，满足平行趋势检验。然而，从 $k=0$ 开始， β_k 的估计值开始显著上升，这表明，一方面中央环保督察显著的提高督察地区重污染企业的企业价值；另一方面中央环保督察该项政策具有良好的可持续性，随着时间推移对企业价值的提升不断增强。

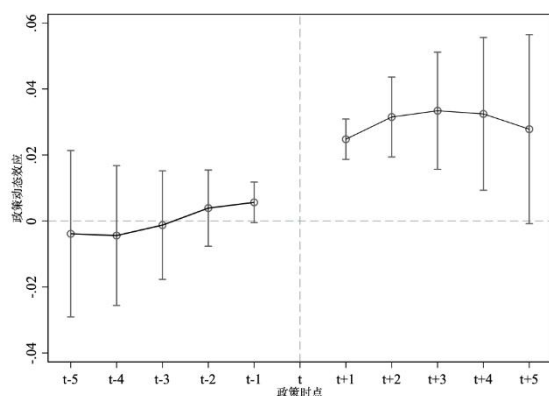


图1 ROA 平行趋势检验

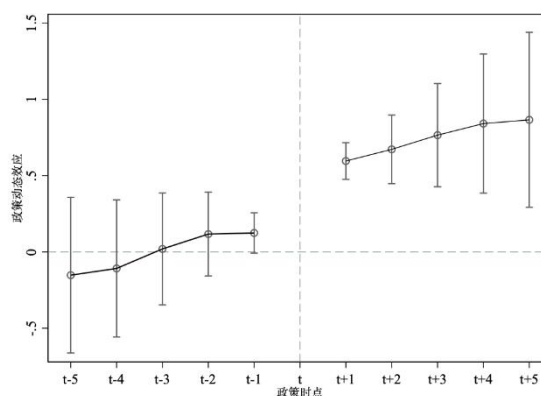


图2 TOBINQ 平行趋势检验

(三) 稳健性检验

1. PSM-DID 再估计

PSM能够解决样本选择偏差问题，却无法解决遗漏变量所导致的内生性问题，DID能解决内生性问题反应政策效果，却无法避免样本偏差问题。为有效解决样本偏差和内生性问题，本文最终选择PSM-DID相结合的方法，更精准估计中央环保督察政策对企业价值的影响。方法是：1. 通过PSM对处理组和对照组进行匹配；2. 根据匹配后样本进行DID估计，本研究使用1:2的近邻匹配，最终配对成功的样本有11376个，结果如表3所示。回归结果显示，中央环保督察能够显著促进企业价值，证明了本结果的稳健性。

表3 中央环保督察对企业价值的影响：PSM-DID估计结果

	(1) roa	(2) tobinq
did	0.007*** (3.277)	0.124** (2.429)
size	0.017*** (6.824)	-0.525*** (-8.832)
lev	-0.186*** (-19.736)	0.364** (2.107)
cf	0.250***	1.803***

	(16.449)	(7.636)
tang	-0.059***	-0.547***
	(-6.075)	(-2.843)
grow	0.030***	0.105***
	(16.159)	(3.648)
dual	0.001	-0.067
	(0.470)	(-1.495)
inndir	-0.001	1.067***
	(-0.033)	(2.975)
topl	0.023*	-0.890***
	(1.739)	(-4.054)
age	-0.004***	0.079***
	(-10.159)	(9.560)
soe	0.011*	0.267**
	(1.744)	(2.135)
_cons	-0.236***	12.600***
	(-4.324)	(9.478)
Firm / Year	Yes	Yes
Industry	Yes	Yes
<i>N</i>	11376	11376
r2	0.278	0.173

t statistics in parentheses * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

2. 滞后一期政策时间

考虑中央环保督察影响督察地区企业价值可能存在滞后效应及可能存在的反向因果问题，文章对中央环保督察变量进行滞后一期处理，回归结果如表4列(1)、(2)所示。可见，中央环保督察均显著促进了企业的账面价值和市场价格，证明了本结果的稳健性。

表4 中央环保督察对企业价值的影响：滞后一期政策时间

	(1)	(2)
	roa	tobinq
L.did	0.005**	0.135***
	(2.346)	(3.473)
size	0.016***	-0.649***
	(10.479)	(-15.178)
lev	-0.179***	0.357***
	(-27.993)	(2.676)
cf	0.199***	1.283***
	(19.264)	(7.907)
tang	-0.074***	-0.395**
	(-9.789)	(-2.549)
grow	0.032***	0.102***
	(25.970)	(4.847)
dual	0.001	-0.079***
	(0.716)	(-2.746)
inndir	-0.014	0.581**
	(-1.013)	(2.451)
topl	0.048***	-0.666***
	(5.077)	(-3.790)
age	-0.003***	0.111***
	(-11.007)	(19.814)
soe	0.000	0.058
	(0.036)	(0.826)
_cons	-0.235***	14.977***
	(-5.470)	(16.025)

Firm / Year	Yes	Yes
Industry	Yes	Yes
<i>N</i>	23431	23431
r2	0.235	0.207

t statistics in parentheses * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

3. 排除其他环境政策干扰

基准回归中环保督察对企业价值的政策影响是否为“净效应”？在中央环保督察政策同时期，是否还存在其他政策可能会影响企业绿色技术创新，进一步影响到企业价值？经过政策梳理，本文考虑了2018年实施的环境保护税改革（DID2）和2011启动的碳交易试点政策（DID3）两项政策。通过在基准模型中加入这两项政策实施时间虚拟变量和试点地区虚拟变量的交互项，避免上述两项政策对本文研究结果的影响，回归结果如表5。结果显示，加入上述两项政策虚拟变量，本文核心变量中央环保督察政策的系数方向和显著性均未发生变化，再一次验证了结论的稳健性。

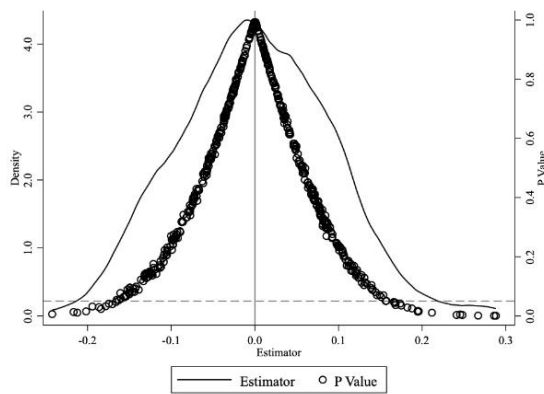
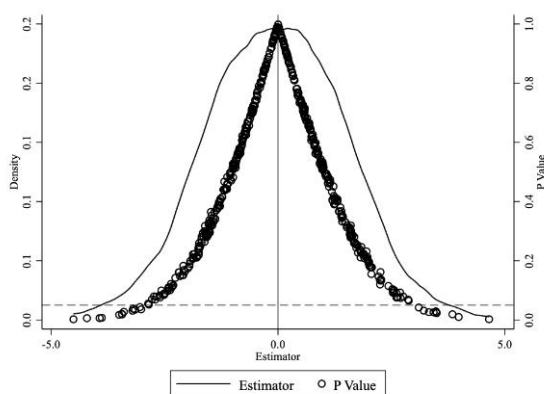
表5 中央环保督察对企业价值的影响：排除其他环境政策干扰

	(1)	(2)
	roa	tobinq
did	0.008*** (4.405)	0.161*** (4.175)
did2	0.001 (0.459)	0.025 (0.673)
did3	0.004** (2.010)	0.147*** (3.186)
size	0.015*** (11.089)	-0.685*** (-16.831)
lev	-0.172*** (-29.800)	0.540*** (4.457)
cf	0.193*** (21.021)	1.228*** (8.154)
tang	-0.071*** (-10.396)	-0.399*** (-2.687)
grow	0.032*** (27.671)	0.098*** (5.164)
dual	0.001 (0.895)	-0.056** (-1.981)
inndir	-0.012 (-0.933)	0.496** (2.212)
top1	0.048*** (5.477)	-0.899*** (-5.328)
age	-0.004*** (-15.044)	0.095*** (16.831)
soe	-0.002 (-0.450)	0.035 (0.468)
_cons	-0.208*** (-5.817)	16.059*** (18.010)
Firm / Year	Yes	Yes
Industry	Yes	Yes
<i>N</i>	27669	27669
r2	0.247	0.214

t statistics in parentheses * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

4. 安慰剂检验

上述虽控制了各省份间可观测的系统性差异，并排除其他环境政策干扰，但是，是否存在其他不可观测因素干扰该效应？为了获取“净政策效应”，可能还要排除一些不可观测的干扰条件，因此，本文对回归结果进行安慰剂检验（Placebo Test）。本文利用 Bootstrap 技术随机分配实验组，再将其随机抽取一个时间作为政策时点，生成伪虚拟政策的交互项，采用模型 (1) 重复回归



500 次。根据图 3 和图 4 回归结果，汇报了 500 次随机测试中，ROA 和 Tobing 呈正态分布，且系数均集中分布在 0 附近，证明未观测的企业特征几乎不会对估计结果产生影响，前文的估计结果是稳健的。

图 3 Placebo 检验结果：ROA 系数

图 4 Placebo 检验结果：Tobing 系数

六、进一步分析：机制分析与异质性检验

（一）机制分析

1. 基于 ESG 表现的影响机制

根据方程 (2) 和 (3)，本文对中央环保督察通过促进 ESG 表现这条路径作用于提高企业价值的理论进行实证检验，结果如表 6 第 (1)–(6) 列所示。

具体地，表 6 列 (1) 报告了第一阶段基准模型的回归结果，其中核心解释变量 DID 的系数为 0.008，且在 1% 水平显著，显然，中央环保督察能够显著提高企业价值。列 (2) 与列 (3) 报告了 ESG 表现在中央环保督察提高企业价值过程中的中介作用。列 (2) 中中央环保督察对 ESG 表现的影响系数显著为正，说明中央环保督察有效促进了 ESG 表现，列 (3) 将 ESG 表现引入到中央环保督察与企业价值的回归方程中，结果显示 ESG 表现系数显著为正，中央环保督察显著为正且小于基准回归中的结果，说明中央环保督察能够通过促进 ESG 表现提高企业账面价值。同理列 (4)–(5) 的结果得到中央环保督察 DID 能够通过促进 ESG 表现提高企业市场价值。假设 2 得到验证，中央环保督察会通过 ESG 表现的部分中介作用，对企业价值产生影响，即环保督察政策通过提高企业 ESG 表现，进而增加企业价值。

表6 ESG对中央环保督察与企业价值的中介效应检验结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	roa	esg	roa	tobinq	esg	tobinq
did	0.008*** (4.347)	0.075** (2.057)	0.008*** (4.241)	0.157*** (4.093)	0.075** (2.057)	0.154*** (4.022)
esg			0.003*** (4.618)			0.040*** (3.702)
size	0.015*** (11.107)	0.256*** (11.507)	0.015*** (10.481)	-0.684*** (-16.800)	0.256*** (11.507)	-0.695*** (-17.095)
lev	-0.172*** (-29.827)	-0.799*** (-10.191)	-0.170*** (-29.340)	0.548*** (4.534)	-0.799*** (-10.191)	0.581*** (4.790)
cf	0.193*** (21.015)	0.041 (0.376)	0.193*** (21.108)	1.226*** (8.131)	0.041 (0.376)	1.224*** (8.131)
tang	-0.072*** (-10.432)	-0.133 (-1.279)	-0.071*** (-10.420)	-0.408*** (-2.753)	-0.133 (-1.279)	-0.403*** (-2.720)
grow	0.032*** (27.670)	-0.003 (-0.213)	0.032*** (27.877)	0.098*** (5.143)	-0.003 (-0.213)	0.098*** (5.170)
dual	0.001 (0.900)	-0.030 (-1.262)	0.001 (0.971)	-0.055** (-1.973)	-0.030 (-1.262)	-0.054* (-1.929)
inndir	-0.011 (-0.917)	-0.225 (-1.125)	-0.011 (-0.859)	0.502** (2.238)	-0.225 (-1.125)	0.511** (2.281)
topl	0.047*** (5.452)	0.690*** (4.865)	0.045*** (5.231)	-0.907*** (-5.387)	0.690*** (4.865)	-0.935*** (-5.545)
age	-0.004*** (-15.499)	-0.013*** (-3.538)	-0.004*** (-15.359)	0.102*** (19.003)	-0.013*** (-3.538)	0.102*** (19.125)
soe	-0.002 (-0.453)	0.067 (1.201)	-0.002 (-0.512)	0.034 (0.460)	0.067 (1.201)	0.031 (0.425)
_cons	-0.209*** (-5.844)	1.365** (2.256)	-0.213*** (-5.977)	16.018*** (17.958)	1.365** (2.256)	15.963*** (17.951)
Firm / Year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	27669	27669	27669	27669	27669	27669
r2	0.247	0.045	0.248	0.213	0.045	0.214

2. 有调节的中介效应检验

(1) 内部控制的调节作用检验

根据方程(4)-(6)，本文对内部控制在前半段中介中的调节作用进行实证检验，结果如表7第(1)-(6)列所示。

列(1)显示DID与内部控制IC的交互项系数为0.021，且在5%的水平上显著，说明中央环保督察DID对企业账面价值的直接效应受到内部控制的调节作用，即中央环保督察DID对企业账面价值的促进作用受到内部控制的正向调节。列(2)中DID与内部控制IC的交互项系数为0.0539，列(3)中ESG表现的系数在5%水平显著，证明有调节的中介效应成立且调节的是前段半路径。表7第(4)-(6)以市场价值为被解释变量的结果，其核心结论与上文结果一致，同样证明了内部控制的前段调节效应。

由此可知，相较于内部控制水平低的企业，中央环保督察DID对企业价值的促进作用，在内部控制水平越高的企业影响更甚，相应的其对企业价值的促进作用也更强。假说3得到验证。

表7 内部控制的调节效应分析结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	roa	esg	roa	tobinq	esg	tobinq
did	0.008*** (4.681)	0.082** (2.342)	0.008*** (4.627)	0.163*** (4.271)	0.082** (2.342)	0.159*** (4.175)
ic	0.078*** (17.063)	0.684*** (12.172)	0.075*** (16.095)	0.140* (1.853)	0.684*** (12.172)	0.152* (1.915)
ic_did	0.021** (2.118)	0.539*** (3.768)	0.020** (1.987)	0.322** (1.995)	0.539*** (3.768)	0.315** (1.962)
esg			0.002** (2.538)			0.042*** (3.974)
ic_esg			-0.002 (-0.581)			0.079 (1.439)
size	0.011*** (8.135)	0.217*** (10.020)	0.011*** (7.761)	-0.693*** (-17.146)	0.217*** (10.020)	-0.701*** (-17.338)
lev	-0.156*** (-27.853)	-0.656*** (-8.670)	-0.155*** (-27.371)	0.578*** (4.776)	-0.656*** (-8.670)	0.598*** (4.940)
cf	0.184*** (20.585)	-0.049 (-0.455)	0.184*** (20.639)	1.203*** (8.051)	-0.049 (-0.455)	1.199*** (8.030)
tang	-0.065*** (-9.727)	-0.076 (-0.754)	-0.065*** (-9.726)	-0.397*** (-2.666)	-0.076 (-0.754)	-0.393*** (-2.645)
grow	0.029*** (25.931)	-0.025* (-1.795)	0.029*** (26.051)	0.094*** (4.807)	-0.025* (-1.795)	0.094*** (4.838)
dual	0.001 (0.602)	-0.035 (-1.505)	0.001 (0.637)	-0.057** (-2.025)	-0.035 (-1.505)	-0.055** (-1.965)
inndir	-0.014 (-1.186)	-0.252 (-1.281)	-0.014 (-1.146)	0.496** (2.209)	-0.252 (-1.281)	0.505** (2.250)
topl	0.038*** (4.552)	0.607*** (4.440)	0.037*** (4.414)	-0.924*** (-5.506)	0.607*** (4.440)	-0.943*** (-5.610)
age	-0.003*** (-12.342)	-0.007* (-1.905)	-0.003*** (-12.256)	0.103*** (19.146)	-0.007* (-1.905)	0.103*** (19.174)
soe	-0.001 (-0.356)	0.067 (1.248)	-0.001 (-0.369)	0.032 (0.435)	0.067 (1.248)	0.027 (0.371)
_cons	-0.179*** (-5.042)	1.679*** (2.868)	-0.180*** (-5.039)	16.113*** (18.086)	1.679*** (2.868)	15.977*** (17.946)
Firm / Year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	27669	27669	27669	27669	27669	27669
r2	0.275	0.058	0.275	0.214	0.058	0.215

t statistics in parentheses* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

(2) 分析师关注的调节作用检验

根据方程(7)-(9)，本文对分析师关注在后半段中介中的调节作用进行实证检验，结果如表8第(1)-(6)列所示。

第(1)列显示，DID与分析师关注ATT的交互项系数为0.001，并不显著，说明中央环保督察DID对企业价值的直接效应不受到分析师关注的调节作用。

列(2)中DID和分析师关注ATT对ESG表现的系数分别为0.071和0.097，均在5%的水平以上显著，最后第(3)列中分析师关注ATT与ESG表现的交互项系数为0.001，在5%的水平上显著。列(4)-(6)以市场价值为被解释变量的结果，其核心结论与前面的结果一致，同样证明了分析师关注的后段调节效应。

综上可知分析师关注程度越高，ESG表现对企业机制的促进作用越强，说

明 ESG 表现在影响中央环保督察 DID 提高企业价值的中介效应过程中，分析师关注程度发挥了后半段的调节作用。假说 4 得到验证。

表8 分析师关注的调节效应分析结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	roa	esg	roa	tobinq	esg	tobinq
did	0.007*** (4.050)	0.071** (1.990)	0.007*** (3.965)	0.133*** (3.671)	0.071** (1.990)	0.132*** (3.637)
att	0.015*** (26.877)	0.097*** (10.151)	0.015*** (26.401)	0.314*** (26.632)	0.097*** (10.151)	0.312*** (26.515)
att_did	0.001 (0.870)	0.057** (2.534)	0.001 (0.733)	0.035 (1.427)	0.057** (2.534)	0.033 (1.342)
esg			0.002*** (3.261)			0.021** (1.983)
att_esg			0.001** (2.010)			0.038*** (5.293)
size	0.007*** (5.337)	0.201*** (8.924)	0.007*** (5.071)	-0.853*** (-21.354)	0.201*** (8.924)	-0.854*** (-21.454)
lev	-0.159*** (-27.837)	-0.713*** (-9.161)	-0.158*** (-27.570)	0.835*** (7.088)	-0.713*** (-9.161)	0.824*** (6.982)
cf	0.183*** (20.583)	-0.035 (-0.321)	0.183*** (20.637)	0.999*** (7.044)	-0.035 (-0.321)	0.999*** (7.047)
tang	-0.063*** (-9.316)	-0.082 (-0.791)	-0.063*** (-9.364)	-0.229 (-1.600)	-0.082 (-0.791)	-0.243* (-1.702)
grow	0.030*** (27.085)	-0.014 (-1.042)	0.030*** (27.239)	0.060*** (3.215)	-0.014 (-1.042)	0.063*** (3.427)
dual	0.001 (0.520)	-0.034 (-1.458)	0.001 (0.581)	-0.068** (-2.530)	-0.034 (-1.458)	-0.067** (-2.483)
inndir	-0.008 (-0.675)	-0.211 (-1.060)	-0.008 (-0.657)	0.571*** (2.664)	-0.211 (-1.060)	0.565*** (2.639)
topl	0.044*** (5.116)	0.670*** (4.789)	0.043*** (5.025)	-0.979*** (-6.077)	0.670*** (4.789)	-0.957*** (-5.938)
age	-0.002*** (-7.459)	-0.001 (-0.255)	-0.002*** (-7.573)	0.142*** (25.314)	-0.001 (-0.255)	0.141*** (25.321)
soe	0.001 (0.383)	0.085 (1.531)	0.001 (0.284)	0.101 (1.449)	0.085 (1.531)	0.090 (1.301)
_cons	-0.083** (-2.341)	2.264*** (3.747)	-0.089** (-2.506)	18.716*** (21.444)	2.264*** (3.747)	18.618*** (21.413)
Firm / Year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	27669	27669	27669	27669	27669	27669
r2	0.278	0.053	0.279	0.259	0.053	0.261

t statistics in parentheses* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

(二) 异质性检验

1. 分执法刚性

本文使用地区市场化指数中的“市场中介组织的发育与法律制度环境指数”^[49]，虚拟变量 Law 代表该指数的中位数，当企业所在地法律环境较差，即该地区指数低于中位数时，Law =1，否则为 0。

表 9 Plane1 A 结果可见，在执法刚性强的地区中央环保督察 DID 对企业价值的促进作用更为显著，而在执法刚性弱的地区则不显著。可能的解释是，在执法刚性较强的地区，企业将提高环保意识，加大绿色技术投入，相应地减少

违法成本提高企业价值。而对于执法刚性较弱的地区来说，地方保护主义引致市场分割，“政企合谋”想象多有发生，部分上市企业在政府的过度干预下难获平等资源，严重影响了企业的生产经营和创新意愿，最终不利于中央环保督察的价值体现。

2. 分区域

表 9 Panel B 结果可见，在东部地区中央环保督察 DID 对企业价值的促进作用显著，而在中西部地区则不显著。究其原因，主要中西部地区以传统产业为主，过于依赖其资源禀赋，需要淘汰的高耗能设备较多、绿色技术改进的空间较大，导致产业升级缓慢，因此，中央环保督察虽然能够改进中西部地区的污染程度，但是对企业价值的发挥程度有限。而东部地区资源配置效率高于中西部地区，产业呈现高端化、智能化，企业研发人员聚集程度高，技术创新更为活跃，绿色优化升级能力较强。因此，中央环保督察的政策冲击，东部地区企业能够建立快速反应机制，通过节能降耗、资源循环提高企业价值。

3. 分企业性质

表 9 Panel C 结果可见，中央环保督察 DID 对企业价值的促进作用对于国有企业更为显著，而非国有企业则不显著。在我国的制度背景下，国有企业和非国有企业在履行环境责任方面存在较为明显的差异。国有企业由于与政府的关联性较强，需要站在国家层面做出履行环境责任的表率，因此在面对中央环保督察时，国有企业受地方政府的干预程度更大，绿色技术创新、降低生产污染更具政策性和强制性。而非国有企业的本质是“追求利益”，为保持市场竞争地位，会尽可能避免负面舆论，主动淘汰低耗能设备，通过绿色技术转型升级，因此，受到中央环保督察的政策冲击也相应较小。

表 9 中央环保督察对企业价值影响的异质性回归分析

Panel A: 执法强度异质						
	执法刚性强 roa	执法刚性弱 roa	执法刚性强 tobinq	执法刚性弱 tobinq		
did	0.009*** (4.042)	0.001 (0.386)	0.173*** (3.915)	0.093 (1.262)		
_cons	-0.250*** (-5.979)	-0.136** (-2.303)	14.971*** (15.896)	19.777*** (10.307)		
Firm / Year	Yes	Yes	Yes	Yes		
Industry	Yes	Yes	Yes	Yes		
N	22802	4867	22802	4867		
r2	0.246	0.248	0.216	0.249		
Panel B: 地区异质						
	东部 roa	中部 roa	西部 roa	东部 tobinq	中部 tobinq	西部 tobinq
did	0.009*** (3.721)	0.004 (1.137)	0.002 (0.355)	0.172*** (3.706)	0.094 (1.202)	0.157 (1.364)
_cons	-0.254*** (-6.021)	-0.040 (-0.502)	-0.267*** (-3.471)	14.442*** (14.280)	15.027*** (7.926)	22.156*** (9.272)
Firm / Year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes

Industry	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	19285	4574	3810	19285	4574	3810
r2	0.247	0.270	0.263	0.223	0.201	0.248

Panel C:产权异质

	国企 roa	非国企 roa	国企 tobinq	非国企 tobinq
did	0.010*** (3.936)	0.004 (1.639)	0.205*** (4.082)	0.063 (1.186)
_cons	-0.079* (-1.740)	-0.326*** (-6.366)	15.445*** (10.817)	15.848*** (14.252)
Firm / Year	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	10246	17423	10246	17423
r2	0.234	0.256	0.185	0.246

七、结论与启示

中央环保督察作为中国环境治理一项重大制度创新，评估其对企业的价值影响是对经济发展与环境保护关系的再认识，对该项政策的稳定持续运行有着重要意义。本文基于国泰君安数据，运用多期双重差分法，考察了中央环保督察对企业价值的影响及作用机制。研究发现，中央环保督察政策的实施对企业价值具有显著的正向促进效应，对重污染企业影响更为显著且持续。通过机制检验发现，企业 ESG 表现是中央环保督察对企业价值发挥促进作用的主要机制，进一步研究发现，内部控制对 ESG 表现在环保督察与企业价值关系中起到调节前半段中介的作用，即中央环保督察促使企业加强监督管理机制，而内部控制越好的企业，ESG 表现越佳，企业价值提升能力越强。同时发现，分析师关注对 ESG 表现在中央环保督察与企业价值关系重的中介具有调节后半段中介作用。即分析师关注有效降低信息不对称，通过向市场释放 ESG 表现良好的企业，增强投资者信心，提升企业价值。

基于上述研究结论，可得到以下启示：

第一，提高企业对鱼和熊掌可兼得的正确认识性。企业作为社会经济发展的重要推动力量，是经济资源的主要消耗者，也是环境治理的重要引领者，其生产经营必然受到环境政策影响。但“有利社会”与“追求利益”并不矛盾，一方面企业主动承担“有利社会”能够为其获得良好的 ESG 表现，不仅能够赢得宽松的政治环境，还能获得资本市场和社会公众的认同，间接为企业创造价值。另一方面，“追求利益”并不意味着污染物排放的增加，相反企业价值的增长为降污减碳提供绿色创新的资金和技术支持，因此，“追求利益”与“环境保护”不仅可以同时兼顾，还可以螺旋上升。

第二，增强中央环保督察政策的针对性和灵活性。1 是对于重污染的企业，政府应开展重点监督与专项整治工作；2 是对不同区域的督察措施要量体裁衣，

中央环保督察对东部地区的企业价值并无显著性，企业积极应对的内生动力不足，因此可以适当“回头看”，避免出现“政治性蓝天”，相反，该项政策对中西部地区的企业价值存在正向显著性，因此，政府在督察过程中，继续鼓励其加大研发投入，通过“创新补偿效应”化解中西部地区企业对资源禀赋较强的依赖性；3是重点关注执法刚性较弱的地区，防止“以停代治”等一刀切的手段来应付环保督察的不良想象发生。

参考文献：

- [1] 张小溪, 马宗明. 双碳目标下 ESG 与上市公司高质量发展——基于 ESG“101”框架的实证分析[J]. 北京工业大学学报(社会科学版), 2022, 22(5): 101–122.
- [2] 刘贞锁. 企业如何开展税收筹划[J]. 冶金财会, 2005(6): 2.
- [3] 赵海峰, 李世媛, 巫昭伟. 中央环保督察对制造业企业转型升级的影响——基于市场化进程的中介效应检验[J]. 管理评论, 2022, 34(6): 3–14.
- [4] 邓辉, 甘天琦, 涂正革. 大气环境治理的中国道路——基于中央环保督察制度的探索[J]. 经济学(季刊), 2021, 21(5): 1591–1614.
- [5] 张明, 孙欣然, 宋妍. 中央环保督察与大气污染治理——基于纵向政府和污染企业的演化博弈分析[J]. 中国管理科学, : 1–14.
- [6] 李虹, 邹庆. 环境规制, 资源禀赋与城市产业转型研究——基于资源型城市与非资源型城市的对比分析[J]. 经济研究, 2018, 53(11): 17.
- [7] Breton, Albert. Competitive governments: an economic theory of politics and public finance[M]. Competitive governments: an economic theory of politics and public finance, 1996.
- [8] Wallace, E., Oates, 等. Economic competition among jurisdictions: efficiency enhancing or distortion inducing?[J]. Journal of Public Economics, 1988.
- [9] 熊波, 杨碧云. 命令控制型环境政策改善了中国城市环境质量吗?——来自“两控区”政策的“准自然实验”[J]. 中国地质大学学报(社会科学版), 2019, 19(3): 63–74.
- [10] Zhao X, Yin H, Zhao Y. Impact of environmental regulations on the efficiency and CO2 emissions of power plants in China[J]. Applied Energy, Elsevier, 2015, 149: 238–247.
- [11] Huang R, Chen D. Does Environmental Information Disclosure Benefit Waste Discharge Reduction? Evidence from China[J]. Journal of Business Ethics, Springer, 2015, 129(3): 535–552.
- [12] Sinclair D. Self-Regulation Versus Command and Control? Beyond False Dichotomies[J]. Law & Policy, 1997.
- [13] Runge C F. Institutions and the free rider: The assurance problem in collective action[J]. The Journal of Politics, Southern Political Science Association, 1984, 46(1): 154–181.
- [14] 崔晶, 孙伟. 区域大气污染协同治理视角下的府际事权划分问题研究[J]. 中国行政管理, 2014(9): 5.
- [15] 李华, 李一凡. 中央环保督察制度逻辑分析: 构建环境生态治理体系的启示[J]. 广西师范大学学报: 哲学社会科学版, 2018, 54(6): 53–60.
- [16] 牟思宇, 李寒湜. 碳达峰、碳中和与 ESG 关系的思考与启示[J]. 现代国企研究, 2022(8): 41–44.
- [17] 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.
- [18] 王锋正, 姜涛, 郭晓川. 政府质量, 环境规制与企业绿色技术创新[J]. 科研管理, 2018,

39(1): 26–33.

- [19] 张旭, 王宇. 环境规制与研发投入对绿色技术创新的影响效应[J]. 科技进步与对策, 2017, 34(17): 111–119.
- [20] 蒋伏心, 王竹君, 白俊红. 环境规制对技术创新影响的双重效应[J]. 中国工业经济, 2014, 7: 44–55.
- [21] Guo Y, Xia X, Zhang S, 等. Environmental regulation, government R&D funding and green technology innovation: Evidence from China provincial data[J]. Sustainability, MDPI, 2018, 10(4): 940.
- [22] Yu B, Shen C. Environmental regulation and industrial capacity utilization: An empirical study of China[J]. Journal of Cleaner Production, 2020, 246: 118986.
- [23] Testa F, Iraldo F, Frey M. The effect of environmental regulation on firms' competitive performance: The case of the building & construction sector in some EU regions[J]. Journal of environmental management, Elsevier, 2011, 92(9): 2136–2144.
- [24] Tyteca D. On the measurement of the environmental performance of firms—a literature review and a productive efficiency perspective[J]. Journal of environmental management, Academic Press, 1996, 46(3): 281–308.
- [25] Porter M. America's green strategy[J]. Business and the environment: a reader, Washington DC: Taylor & Francis, 1996, 33: 1072.
- [26] 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.
- [27] Al-Twaijry A A M, Brierley J A, Gwilliam D R. THE DEVELOPMENT OF INTERNAL AUDIT IN SAUDI ARABIA: AN INSTITUTIONAL THEORY PERSPECTIVE[J]. Critical Perspectives on Accounting, 2003, 14(5): 507–531.
- [28] Daft R L, Sormunen J, Parks D. Chief executive scanning, environmental characteristics, and company performance: An empirical study[J]. Strategic Management Journal, Wiley Blackwell, 1988, 9(2): 123–139.
- [29] Garcia A S, Mendes-Da-Silva W, Orsato R J. Sensitive industries produce better ESG performance: Evidence from emerging markets[J]. Journal of Cleaner Production, 2017, 150: 135–147.
- [30] Meher B K, Hawaldar I T, Mohapatra L, 等. THE EFFECTS OF ENVIRONMENT, SOCIETY AND GOVERNANCE SCORES ON INVESTMENT RETURNS AND STOCK MARKET VOLATILITY[J]. International Journal of Energy Economics and Policy, 2020, 10(4): 234–239.
- [31] Henisz W, Koller T, Nuttall R. Five ways that ESG creates value[J]. .
- [32] Velte P. Does ESG performance have an impact on financial performance? Evidence from Germany[J]. Journal of Global Responsibility, Emerald Publishing Limited, 2017, 8(2): 169–178.
- [33] R Boffo, R Patalano. ESG Investing: Practices, Progress and Challenges[J]. Éditions OCDE, 2020.
- [34] Unruh G, Kiron D, Kruschwitz N, 等. Investing for a sustainable future: Investors care more about sustainability than many executives believe[J]. MIT Sloan Management Review, Massachusetts Institute of Technology, Cambridge, MA, 2016, 57(4).
- [35] Lins K, Servaes H, Tamayo A. Social Capital, Trust, and Firm Performance: The Value of Corporate Social Responsibility during the Financial Crisis[J]. Journal of Finance, Wiley, 2017, 72(4): 1785–1824.
- [36] Starks L T, Venkat P, Zhu Q. Corporate ESG profiles and investor horizons[J]. Available at SSRN

3049943, 2017.

[37] Li X. The effectiveness of internal control and innovation performance: An intermediary effect based on corporate social responsibility[J]. Plos one, Public Library of Science San Francisco, CA USA, 2020, 15(6): e0234506.

[38] Lin L, Geng X, Whinston A B. A Sender-Receiver Framework for Knowledge Transfer[J]. MIS Quarterly, Management Information Systems Research Center, University of Minnesota, 2005, 29(2): 197–219.

[39] Fama E F. Efficient capital markets: II[J]. The journal of finance, Wiley Online Library, 1991, 46(5): 1575–1617.

[40] Daniel K, Hirshleifer D, Subrahmanyam A. Investor psychology and security market under-and overreactions[J]. the Journal of Finance, Wiley Online Library, 1998, 53(6): 1839–1885.

[41] Leyens P C. Intermediary independence: auditors, financial analysts and rating agencies[J]. Journal of Corporate Law Studies, Taylor & Francis, 2011, 11(1): 33–66.

[42] Moore S B, Manring S L. Strategy development in small and medium sized enterprises for sustainability and increased value creation[J]. Journal of cleaner production, Elsevier, 2009, 17(2): 276–282.

[43] 晓芳, 兰风云, 施雯, 等. 上市公司的 ESG 评级会影响审计收费吗?——基于 ESG 评级事件的准自然实验[J]. 审计研究, 2021(3): 10.

[44] Sun Y, Wu M, Zeng X, 等. The impact of COVID-19 on the Chinese stock market: Sentimental or substantial?[J]. Finance Research Letters, Elsevier, 2021, 38: 101838.

[45] Beck T, Levine R, Levkov A. Big Bad Banks? The Winners and Losers from Bank Deregulation in the United States[J]. The Journal of Finance, 2010, 65(5): 1637–1667.

[46] 喻凯, 陈社卉. CEO 和董事会的社会关系与会计稳健性研究——以内部控制质量为中介变量[J]. 会计之友, 2021(8): 107–113.

[47] 李春涛, 赵一, 徐欣, 等. 按下葫芦浮起瓢: 分析师跟踪与盈余管理途径选择[J]. 金融研究, 2016(4): 144–157.

[48] Jacobson L S, LaLonde R J, Sullivan D G. Earnings Losses of Displaced Workers[J]. The American Economic Review, American Economic Association, 1993, 83(4): 685–709.

[49] 王小鲁, 樊纲, 胡李鹏. 中国分省份市场化指数报告(2018)[J]. .