DOI：10. 13504/j. cnki. issn1008-2700. 2026. 05. 006

政府环境审计的绿色响应

——来自企业环境关注的证据

张 华[a,b]，茆文萱[b]

（南京审计大学 a. 商学院；b. 社会审计学院，江苏 南京 211815）

摘 要：政府环境审计作为一种制度化的监管工具，对引导企业履行环境责任、增加环境关注至关重要。基于 2001—2023 年沪深 A 股上市公司工业企业的面板数据，本文运用普通与强度双重差分模型，识别了政府环境审计对企业环境关注的影响。研究发现，政府环境审计提升了重污染企业的环境关注水平，且这一效应具有持续性。机制检验显示，政府环境审计通过增加企业内部的融资约束与提高风险承担水平，以及强化企业外部的媒体关注等渠道驱动企业环境关注的提升。此外，这种效应因企业、行业和地区而异，对非国有企业、新企业、行业竞争激烈的企业，以及位于高环境规制强度和低审计强度地区的企业作用更为显著。研究结论强调了政府环境审计对微观企业环境战略认知的积极作用。

关键词：政府环境审计；企业环境关注；企业绿色行为；环境监管；重污染企业

中图分类号：F239. 44；F272. 3 **文献标识码：**A **文章编号：**1008-2700（2026）05-0073-17

一、问题提出

面对日益严峻的全球环境问题，企业的环境关注作为其环境战略与行动的关键驱动因素，直接关乎经济社会绿色转型的整体进程。近年来，国家对加快制造业绿色化发展作出多次重要部署，亟须充分发挥政府环境审计的监督约束作用，强化企业环境责任与环境关注，并将绿色发展要求内化于经营决策。在此背景下，本文聚焦以下问题：政府环境审计能否提升企业环境关注？其背后的作用机制又是什么？厘清上述问题，不仅有助于拓展政府环境规制与企业内部治理互动机制的理论研究，为构建多元协同的环境治理体系提供新的学术视角与实证支持，也能有效推动形成政府引导与企业自觉参与相结合的环境治理格局。

企业的环境关注直接反映企业决策中对环境问题的重视程度与资源投入意愿，是企业将环境压力转化为绿色行动的重要前提。针对企业绿色行动，学术界大多数聚焦于企业绿色转型、绿色创新与环境治理等研究议题。例如，现有研究探究了 ESG 评级[1]、绿色金融政策[2]、环境保护费改税[3]、强制社会责任披露[4]等因素对企业绿色转型的影响；也有文献探讨产业结构调整[5]、“绿数融合”金融[6]、碳排放权交易政策[7]等对企业绿色创新的作用；还有研究从新《环保法》[8]、绿色投资者参与[9]、绿色信贷政策[10]等视角分析企业环境治理的影响因素。然而，既有文献对企业环境关注这一认知层面变量的形成机制与影响因素仍缺乏系统探讨。

收稿日期：2025-12-21；修回日期：2026-07-04

基金项目：国家社会科学基金一般项目“生态立县战略下异质性环境规制推动县域绿色发展的效应评估与政策优化研究”（23BJY091）；江苏省社会科学基金一般项目“环境规制下公众参与推动江苏降碳、减污、扩绿、增长的机制与路径研究”（23EYB017）；江苏省研究生科研与实践创新计划项目“政府环境审计推动企业绿色转型的机理和路径研究”（SJCX25_1136）

作者简介：张华，南京审计大学商学院/社会审计学院教授；茆文萱，南京审计大学社会审计学院硕士研究生。

政府环境审计作为独立的权威监管机制，其核心在于监督与评估政府及企业的环境履责情况，能够有效识别地方政府与企业环境行为中存在的问题。现有研究主要从宏观与微观两个层面展开。宏观层面上，政府环境审计有助于提升地区环境治理效率、促进地区环境污染治理、改善环境绩效与生态质量和提升城市绿色全要素生产率等[11-14]；微观层面的文献则认为，政府环境审计可推动企业绿色创新与绿色转型，降低企业碳风险，改善环境责任信息披露质量等[15-19]。近年来，随着各国逐步加强对企业环境责任的监管，政府环境审计在提升企业环境关注度方面的作用日益凸显。然而，政府环境审计如何影响企业环境关注，尚未得到系统检验。

本文的边际贡献主要体现在三个方面。第一，丰富了政府环境审计微观经济后果的研究，将关注点延伸至企业环境战略认知层面。现有研究主要聚焦于政府环境审计对企业绿色创新和环境绩效等末端环境行为的影响，较少探究其对企业前端环境战略认知的作用。本文突破了以往侧重环境行为与结果的研究，证实了政府环境审计能够有效提升企业环境关注水平。第二，补充了企业环境关注的前因研究，为企业环境战略认知的驱动机制提供了新的证据。已有文献对企业环境关注这一认知层面变量的影响因素缺乏系统探讨。本文立足于政府环境审计视角，揭示了宏观外部监督规制对微观主体环境战略认知的重塑效应。第三，探究了政府环境审计影响企业环境关注的作用机理与异质性，廓清了政策发挥效能的传导机制和边界条件。本文不仅识别了企业内部的融资约束与风险承担水平、外部的媒体关注三条传导路径，还考察了企业、行业与地区三个层面的异质性影响。这有利于完善政府环境审计微观治理效应的理论框架，也为监管部门的精准施策与差异化干预提供实践依据。

二、政策背景与研究假设

（一）政策背景

中国政府环境审计制度，是推动国家环境治理体系现代化与压实企业环境责任的重要力量。伴随着环境问题的凸显与治理理念的升级，政府环境审计经历了四个阶段（见表 1），分别是起步阶段、探索阶段、平稳过渡阶段和战略发展阶段。

表 1　政府环境审计的政策梳理

发展阶段	时间	标志性文件或事件	相关政策内容
起步阶段	1983—1997 年	1983 年审计署正式成立	审计署成立后依托《环境保护法》《审计法》赋予的法定监督权限，零星开展环保专项资金审计，尚未明确提出政府环境审计概念
		《中华人民共和国审计法》（1994 年，主席令第 32 号）	
探索阶段	1998—2002 年	《审计署职能配置、内设机构和人员编制规定》（国办发〔1998〕40 号）	列明农业与资源环保审计司，并规定其职能：负责审计农林水利、资源能源、生态环境保护相关专项资金、项目与主管部门收支，专门统筹全国资源环境审计业务
平稳过渡阶段	2003—2007 年	《审计署 2003 至 2007 年审计工作发展规划》（审办发〔2003〕38 号）	国家级审计五年规划中首次单独提出“积极开展环境审计”，将生态保护、资源开发、污染治理项目列为审计核心重点，顶层设计引导各地加大环境审计投入，建立环境审计协调领导机构
战略发展阶段	2008 年之后	《审计署关于印发〈审计署 2008 至 2012 年审计工作发展规划〉的通知》（审办发〔2008〕67 号）	将资源环境审计正式列为六大核心审计业务之一，提出资源环境审计独立工作目标、审计范围与实施要求
		《关于加强资源环境审计工作的意见》（审农发〔2009〕147 号）	首次从国家战略角度对环境审计工作进行了系统规划

在中国工业化与城镇化快速推进的背景下，资源约束趋紧、环境污染加剧等矛盾日益突出，以“末端管控”为主要特征的传统治理模式面临着严峻挑战，亟须向涵盖源头预防、过程控制与责任追溯的“系统治理”模式转型。在此阶段，政府环境审计尚未形成统一的制度框架，审计范围、方法与效力均存在一定局限，审计实践也呈现出分散化、区域化的特点。

2009 年审计署发布《关于加强资源环境审计工作的意见》（以下简称《意见》），是政府环境审计迈向标准化、系统化发展的关键政策节点。《意见》首次从国家战略角度对环境审计工作进行了系统规划。在目标层面，强调将资源环境审计与经济责任审计、财政审计深度融合，旨在推动落实各级政府及企业环境责任。在实施范围层面，明确覆盖全国各省份、地级市和区县，并依托各级审计机关开展层级化审计，按照“统筹规划、全面审计、因地制宜、突出重点”的要求，开展重点行业审计，并逐步扩大审计范围，推动向全行业覆盖。具体地，明确将自然资源的开发利用管理和保护治理、水、大气、土壤、固体废物等污染防治作为审计重点，强调关注对工业企业“三废”（废气、废水、固废）违法排污情况进行审计。在作用对象层面，确立了“既审查地方政府，也审查其管辖范围内企业”的双重监督格局，突破了产权属性限制[15,20]。一方面，直接监督地方政府环境治理责任的履行情况，推动政府强化环境政策制定、执法监管与环保资金分配的规范性；另一方面，积极开展企业审计，关注企业执行国家资源环保政策法规情况和环境保护资金投入与使用效果，以及其污染防治设施建设与运行效果，揭露其在生产经营过程中高耗能、高污染和破坏生态环境等问题，直接约束企业环境行为，从而形成“督政”和“督企”相结合的双重影响路径。在机制与方法层面，创新性地提出建立跨区域协同审计与审计结果公开制度，通过报告公示与整改督办，增强审计的监督约束力与社会威慑力，同时，倡导引入环境监测数据与第三方评估等非财务信息，提升审计证据的专业性与科学性。

政策发布后，其影响逐步显现。一方面，审计监督通过将环境问题与企业信用、行政处罚直接关联，对企业环境合规与风险管控形成了刚性约束，显著提高了企业的违规成本；另一方面，审计结果的公开化与制度化，有效吸引了媒体、公众与投资者等利益相关者对企业环境绩效的关注与监督，促进企业主动响应社会监督的要求。在此背景下，企业由被动应对环境监管，逐步转向主动提升环境关注、强化环境治理投入，为本文考察政府环境审计与企业环境关注的关系提供了重要的政策场景。

（二）研究假设

1. 政府环境审计与企业环境关注

企业作为社会生产经营活动的主要参与者和环境污染的主要制造者[21]，其环境关注本质上源于外部制度压力与内部战略认知的协同作用。在中国生态文明建设持续推进的背景下，政府环境审计作为兼具权威性、专业性与强制性的国家监督制度，主要通过评价与鉴证、预警与引导、监督与问责三大功能，系统性地塑造并提升企业的环境关注水平。

首先，政府环境审计通过评价与鉴证功能重塑企业的环境战略认知框架。与一般行政检查不同，除合规性之外，政府环境审计还对企业环境管理体系的健全性、环保绩效的真实性、环境风险控制的有效性等进行系统性评价与鉴证。政府环境审计所出具的审计结论，具有高度的权威性与公信力，实质上构成了对企业环境表现的一种“准官方认证”。这种认证不仅为企业提供了自身环境管理水平的客观参照，使管理层准确识别自身在行业中的环境定位与改进方向，更会被投资者和金融机构捕捉并纳入风险定价决策。同时，评价与鉴证结果的公开会将企业环境表现置于外部多方利益相关者的审视之下，促使企业超越被动的合规思维，开始主动适应外部要求。为了获得正面评价、避免负面结论，并借此改善融资条件、降低资本成本，企业会表现出更高的环境关注度，并采取实质性环保行动以寻求合法性认同与市场青睐。

其次，政府环境审计通过预警与引导功能培育企业的环境自主治理能力与战略前瞻性。审计机关通过对企业环境风险的系统识别、评估与提示，以及对环境政策趋势、监管重点、行业标准的明确，帮助企业预判潜在的合规风险、政策风险与市场风险，降低企业环境决策中的不确定性，使管理者能够清晰把握合规边界与政策走向。这种预警与引导，促使企业更有信心去尝试那些回报周期较长、技术路径尚不明确的绿色投入，而非一味规避风险。同时，审计过程中提出的整改建议与方向指引，能够为企业提

供环境能力建设的具体实施路径，使企业具备持续提升环境关注水平的内在条件。因此，企业通过响应审计预警、接受审计引导，逐步将环境议题从短期的合规负担内化为长期的战略资产，从而表现出更高阶的环境关注行为。

最后，政府环境审计通过监督与问责功能对企业环境关注形成外部声誉压力。审计机关依据国家环境法律法规和标准，对企业环境合规性、环境管理责任履行情况等进行强制性检查与评价，依法对发现的问题进行披露、责令整改，并纳入审计公告向社会公开。除行政处罚、项目限批等显性后果外，审计结果的公开更会引发媒体关注，形成声誉约束。正面或负面的媒体报道均会对企业声誉产生影响，这种声誉压力将有效促使企业从成本效益与形象维护的双重角度重新评估违规成本。企业为了避免被审计认定为“环境高风险”或“严重违规”，防范声誉受损带来的市场损失，会主动提升对环境议题的关注度，包括建立内部环境审计制度、定期自查、增加环保设施投入、完善环境合规档案管理等。

基于上述分析，本文提出研究假设 1：政府环境审计能够提升企业环境关注度。

2. 政府环境审计、企业融资约束与企业环境关注

政府环境审计的评价与鉴证功能主要通过权威信息披露来缓解资本市场的信息不对称，直接作用于企业融资约束[22]。审计机关依托其法定公信力，能够向资本市场与金融机构释放企业环境合规状况及环境风险水平的权威信号，对企业来说，这种由评价与鉴证所产生的环境信用认证将直接影响其融资可得性与融资成本，改变企业环境决策的成本收益结构，进而推动企业主动优化环境行为、提升环境关注度以满足环境审计要求。这一路径主要通过负面风险惩戒与正面激励支持两个环节实现。

依据信号传递理论，第三方权威机构披露的可靠信息能够有效缓解市场信息不对称，引导利益相关者形成合理预期并优化资源配置决策。政府环境审计的评价与鉴证结果是具有公信力的环境信号。对于重污染或环境表现较差的企业，一旦获得负面的审计评价，会向市场传递“环境风险高、合规性差”的消极信号，导致金融机构通过提高信贷门槛、抬升融资利率、收缩授信额度等方式规避风险，从而加剧企业的融资约束。为规避这种融资惩罚，这类企业会主动提升环境关注度，加强环境治理与信息披露，以改善自身融资条件；而对于轻污染或环境表现良好的企业，审计结果则更多发挥正向信息鉴证作用。若企业通过审计检验、环境整改到位、环境绩效良好，审计评价会向市场传递“合规经营、风险可控”的积极信号，有助于其获得绿色信贷、财政补贴等外部资源，降低融资成本、缓解融资约束[16]，进而保证企业拥有更充足的资金用于环境治理投入与环保设施升级，形成正向循环。可见，政府环境审计对融资约束的影响并非同质：对重污染企业主要产生融资约束增加的惩戒效应，对轻污染企业则可能产生融资约束缓解的激励效应。

基于上述分析，本文提出研究假设 2：政府环境审计通过增加重污染企业的融资约束，进而倒逼其提升企业环境关注度。

3. 政府环境审计、企业风险承担与企业环境关注

政府环境审计的预警与引导功能主要通过降低企业环境决策中的模糊性与不确定性，直接作用于企业风险承担水平。审计机关依托其法定公信力，系统识别企业潜在环境风险、披露典型违规案例、明确合规底线与处罚标准，以及传导环境政策趋势与监管重点，通过预警与引导重塑管理者对环境风险的认知框架，提升其承担战略性环境风险的意愿与能力，进而推动企业将更多资源配置到长期性、高不确定性的领域。这一路径主要通过风险锚定与能力赋能两个环节实现。

依据前景理论，决策者在面临高度模糊的情境时会产生“模糊厌恶”，从而过度规避风险，放弃长期收益可观但不确定性较高的投资机会[23]。政府环境审计通过风险锚定环节，向企业提供明确的环境风险参照系，降低了管理者对环境决策的模糊感知，使管理者敢于在合规边界内进行战略性冒险。通过赋能环节，审计机关引导企业提升应对环境不确定性的实际能力，建立完善的合规管理、风险预警体系，使其能够承担更高水平的环境风险。在风险锚定与能力赋能的双重作用下，企业的风险承担水平提升；而风险承担水平的提高，能够起到“风险缓冲垫”的作用[24]，意味着企业不再满足于被动合规，而是愿意

将资源投入那些回报周期长、技术路线不确定但具有长期环境价值的领域，如绿色技术研发、碳减排投资、生态修复等，这些行为正是企业环境关注度增强的集中体现。需要指出的是，相较于非重污染企业，重污染企业本身由于面临更高的环境合规压力和决策模糊性，审计对其“模糊厌恶”的缓解效果会更加明显，从而大幅提升其风险承担水平。

基于上述分析，本文提出研究假设 3：政府环境审计通过提升重污染企业的风险承担水平，进而提升其环境关注度。

4. 政府环境审计、媒体关注与企业环境关注

政府环境审计的监督与问责功能，构成了激活媒体关注并发挥其机制作用的重要基础。媒体作为非正式外部监督主体，其监督效能的有效发挥高度依赖真实可信的信息来源。而审计机关依托法定监督权限开展企业环境合规核查、责任认定与结果公开，能够形成权威、真实的环境治理信息，为媒体关注提供权威信息并形成刚性威慑力，使行政监督与非正式社会监督互补互助，共同形成对企业的外部约束，推动其提升环境关注水平。这一路径主要通过信息议程与声誉监督两个互补的环节协同实现。

依据议程设置理论，权威性机构的政策行动和信息披露能够引导媒体的报道焦点。政府环境审计所发布的审计结果与整改要求，构成了高度可信的公共信息。基于这些信息，媒体通过追踪报道与深度解读，能够将审计出的企业环境合规性缺陷、资金使用效率低下等问题，转化为公共性的社会议题，迫使企业管理层意识到环境责任对公共形象的重要性，从而提升环境关注在管理观念中的优先级。同时，媒体关注通过触发声誉惩戒与激励的双重效应，调节企业的合法性成本，驱动其战略响应。一方面，媒体针对企业环境违规问题的负面报道，会形成持续性的舆论压力，引发公众质疑和投资者信心动摇，直接损害企业声誉并造成一定经济损失，对其他企业的环境污染行为也起到威慑作用[25]，因此企业有必要提升环境关注、采取措施主动展示其环境责任担当以进行声誉修复；另一方面，媒体对企业积极整改和实现优良环境绩效的正面报道，则能帮助企业积累环境声誉资本，从而赢得政策倾斜与市场青睐[26]。为了持续获取此种合法性收益，企业更有动力主动维持较高的环境关注。

基于上述分析，本文提出研究假设 4：政府环境审计主要通过增强媒体关注，进而提升企业环境关注。

三、实证设计

（一）数据来源

本文选取 2001—2023 年中国沪深 A 股上市公司中 3 599 家工业企业为研究样本。企业环境关注数据通过对上市公司年报进行文本分析获取，政府环境审计相关数据则手工收集自《中国审计年鉴》和审计署官方网站，其余数据均来源于深圳希施玛数据科技有限公司 CSMAR 中国经济金融数据库。此外，为保障研究样本的质量与数据可靠性，本文对初始样本进行以下处理：（1）删除 ST、*ST 或 PT 的企业及金融业、房地产业的样本；（2）删除资产负债率大于 1 的样本；（3）删除关键变量存在数据缺失的观测值。最终获得 33 492 个观测值。为排除极端异常值的干扰，本文对所有连续变量进行了上下 1%分位水平的缩尾处理。

（二）模型构建

为了考察政府环境审计对企业环境关注的影响，本文构建如下 DID 模型：

$$CEA_{i,t} = \sigma_0 + \sigma_1 GEA_{i,t} + \boldsymbol{X}'_{it}\boldsymbol{\beta}_{i,t} + \alpha_i + \gamma_t + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中，i、t 分别代表企业和年份；$CEA_{i,t}$ 是被解释变量，表示企业 i 在 t 年的环境关注程度；$GEA_{i,t}$ 是核心解释变量，其中 $GEA_{1i,t}$ 表示普通 DID 模型下行业虚拟变量（*Treat*）与时间虚拟变量（*Post*）的交乘项，$GEA_{2i,t}$ 表示强度 DID 模型下平均行业污染排放量（$Pollution_{i,j}$）与时间虚拟变量（*Post*）的交乘项，$Pollution_{i,j}$ 是企业 i 所在行业 j 在 2006—2008 年的平均行业污染排放量的强度变量；$\boldsymbol{X}'$ 为控制变量集；$\varepsilon_{i,t}$ 是随机扰动项。此外，模型同时控制了企业与年份双固定效应，所有统计推断均基于企业层级聚类的稳健标准误。

（三）变量说明

1. 被解释变量

企业环境关注（*CEA*）。为了衡量企业对环境的关注程度，本文借鉴左祥太（Shutter Zor）[27] 的研究思路，以上市公司年度报告中“管理层讨论与分析”（MD&A）部分作为基础文本语料，运用 Word2Vec 词向量模型，构建与环境高度相关的关键词集，提取了 23 个能够准确表达生态和环境相关词汇①，这些词汇能够有效涵盖企业在污染防治、资源节约、生态治理等方面的表述内容。在此基础上，统计各样本企业年报中上述关键词的频次，并将其与年报文本总词数进行标准化处理来衡量企业环境关注度。

2. 解释变量

政府环境审计（*GEA*）。参照卢锐等[15]、于连超等[16] 的做法，本文以 2009 年《审计署关于加强资源环境审计工作的意见》的颁布作为外生政策冲击，构建普通和强度双重差分（difference-in-differences，DID）模型进行检验，其中强度 DID 模型也被称为连续型 DID 模型。具体如下：

（1）普通 DID 模型。本文通过污染行业虚拟变量（*Treat*）与时间虚拟变量（*Post*）的交乘项来衡量解释变量（GEA_1）。其中，污染行业虚拟变量（*Treat*）的设定参考潘爱玲等[28] 对污染行业的界定标准②，若企业属于重污染行业，赋值为 1，反之为 0；时间虚拟变量（*Post*）以政策颁布年份 2009 年为界，如果年份属于 2009 年及以后年度，赋值为 1，反之为 0。

（2）强度 DID 模型。既有研究认为，污染排放强度越大的行业通常面临着更严格的环境监管压力[29]，因而受 2009 年审计政策的冲击也更为明显。为精准度量政策冲击强度，本文基于企业所属行业的污染排放水平这一代理变量，构建了衡量政府环境审计影响程度的连续型政策变量。具体测算方面，本文参考苏冬蔚和连莉莉[30] 的方法，选取工业二氧化硫排放量、工业烟（粉）尘排放量、工业废水排放量和工业固体废物排放量四类典型污染物，构建行业污染排放综合指标。首先对各类污染物排放量进行线性标准化处理并加总，在此基础上计算 2006—2008 年平均行业污染排放量，得到基础污染强度指标（$Pollution_{i,j}$）。该指标数值越高，代表行业固有污染强度越大。然后，将该污染强度指标与时间虚拟变量（*Post*）相乘，构建得到连续型政府环境审计强度变量（GEA_2）。其中，2006—2008 年平均行业污染排放量的计算步骤如下：

第一，对各行业污染物的平均排放量进行线性标准化处理：

$$E_{i,j}^{s} = [E_{i,j} - \min(E_j)] / [\max(E_j) - \min(E_j)] \ , (i = 1,2,\cdots,m;j = 1,2,\cdots,n) \tag{2}$$

其中，$E_{i,j}$ 代表行业 i 在 2006—2008 年污染物 j 的原始年均排放量，$\max(E_j)$ 和 $\min(E_j)$ 则为该污染物在所有行业中的排放极值。

第二，对经过标准化的行业各污染物排放量 $E_{i,j}^{s}$ 进行加总，从而获取该行业的平均污染排放量。

3. 控制变量

参考蔡春等[19] 的研究，本文控制了以下变量：企业规模（*Size*）、资产负债率（*Lev*）、固定资产占比（*Tang*）、现金流量（*Cashf*）、企业年龄（*Age*）、资本密集度（*KL*）、机构投资者持股占比（*Ip*）、董事规模（*Board*）、监事规模（*SBoard*）、董事会独立性（*Id*）以及两职合一（*Mega*）。为降低极端值干扰以及模型异方差，本文对上述控制变量中企业规模、企业年龄、资本密集度、董事规模和监事规模做自然对数变换后纳入后续回归分析。表 2 描述性统计仅展示变量未经对数处理的原始数值。

① 23 个能够准确表达生态和环境相关词汇详见附录 1。

② 参照潘爱玲等对污染行业的界定标准，界定如下行业：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，纺织业，皮革、毛皮、羽毛及其制品和制鞋业，造纸和纸制品业，石油加工、炼焦和核燃料加工业，化学原料和化学制品制造业，化学纤维制造业，橡胶和塑料制品业，非金属矿物制品业，黑色金属冶炼和压延加工业，有色金属冶炼和压延加工业，电力、热力生产和供应业为重污染行业。根据 2012 年《上市公司行业分类指引》，重污染行业的代码分别是 B06、B07、B08、B09、C17、C19、C22、C25、C26、C28、C29、C30、C31、C32、D44。

表 2 各变量的定义和描述性统计分析

变量名称	符号	变量定义与测度	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
企业环境关注	*CEA*	企业年报中生态和环境相关词频与年报文本总词数之比	33 492	0.153 0	0.198 4	0.000 0	5.898 7
政府环境审计	GEA_1	污染行业虚拟变量×时间虚拟变量	33 492	0.248 8	0.432 3	0.000 0	1.000 0
	GEA_2	2006—2008 年平均行业污染排放量×时间虚拟变量	33 492	0.253 2	0.413 3	0.000 0	1.438 9
企业规模	*Size*	企业总资产	33 492	$6.853\ 2\times10^9$	$1.351\ 8\times10^{10}$	$3.592\ 2\times10^8$	$9.375\ 8\times10^{10}$
资产负债率	*Lev*	总负债与总资产之比	33 492	0.394 8	0.193 0	0.051 8	0.877 1
固定资产占比	*Tang*	固定资产与总资产之比	33 492	0.231 8	0.143 1	0.003 8	0.714 6
现金流量	*Cashf*	经营活动现金流量净额与总资产之比	33 492	0.049 5	0.069 2	−0.160 7	0.254 9
企业年龄	*Age*	企业成立年龄	33 492	17.603 0	6.454 1	4.000 0	34.000 0
资本密集度	*KL*	固定资产净额与员工人数之比	33 492	$4.302\ 4\times10^5$	$4.539\ 3\times10^5$	$2.599\ 1\times10^4$	$2.714\ 9\times10^6$
机构投资者持股占比	*Ip*	机构投资者持股与总股数之比（%）	33 492	42.210 0	25.131 4	0.115 3	92.572 9
董事规模	*Board*	董事人数	33 492	8.514 6	1.630 3	5.000 0	14.000 0
监事规模	*SBoard*	监事人数	33 492	3.484 5	0.989 0	2.000 0	7.000 0
董事会独立性	*Id*	独立董事人数与董事人数之比	33 492	0.368 3	0.062 0	0.000 0	0.571 4
两职合一	*Mega*	当董事长与总经理兼任时取 1，否则为 0	33 492	0.312 8	0.463 6	0.000 0	1.000 0

四、实证结果与分析

（一）基准回归

表 3 报告了政府环境审计与企业环境关注的基准回归结果。列（1）、列（3）显示，在只控制企业固定效应的情况下，交互项的估计系数分别为 0.071 9 和 0.070 3，且均在 1%的水平下显著；在同时控制企业固定效应与年份固定效应后，列（2）、列（4）的回归系数分别为 0.049 2 和 0.048 6，仍在 1%的水平下显著为正，这表明无论是采用普通 DID 交互项（GEA_1）还是强度 DID 交互项（GEA_2），相较于非重污染企业，政府环境审计对重污染企业的环境关注水平更具有正向驱动效应。从经济意义来看，政府环境审计的标准差每增加 1 单位，企业环境关注相对于其平均值会分别提高 13.901 4%和 13.128 4%，可见，政府环境审计对环境关注的提升幅度较大。这不仅意味着统计上的显著，更体现了企业环境治理的深层次逻辑：外部的国家审计权威能够转化为企业的经营压力，迫使企业将环境议题从合规成本内化为战略决策的重要考量，构成了促进企业环境关注长期提升的关键制度冲击，研究假设 1 得证。

表 3 基准回归结果

变量	普通 DID		强度 DID	
	（1）	（2）	（3）	（4）
GEA_1	0.071 9***	0.049 2***		
	（12.894 1）	（6.438 8）		

表3(续)

变量	普通 DID		强度 DID	
	(1)	(2)	(3)	(4)
GEA_2			0.070 3***	0.048 6***
			(11.135 0)	(5.551 4)
Size	0.010 0***	0.004 8	0.009 8***	0.004 4
	(4.240 3)	(1.343 9)	(4.104 5)	(1.226 4)
Lev	−0.005 2	0.021 4	−0.002 4	0.022 4*
	(−0.375 6)	(1.593 8)	(−0.173 9)	(1.671 0)
Tang	−0.025 0	0.008 0	−0.017 7	0.005 5
	(−1.418 1)	(0.352 6)	(−0.988 0)	(0.241 8)
Cashf	0.012 5	0.002 1	0.001 8	0.001 3
	(0.605 8)	(0.153 2)	(0.089 6)	(0.091 0)
Age	0.039 5***	0.056 6***	0.040 5***	0.055 3***
	(8.012 4)	(3.044 8)	(8.130 0)	(2.980 0)
KL	0.004 7	−0.003 5	0.005 0	−0.003 1
	(1.456 7)	(−0.952 3)	(1.565 7)	(−0.823 0)
Ip	−0.000 1	−0.000 0	−0.000 1	−0.000 0
	(−0.580 6)	(−0.175 6)	(−0.724 4)	(−0.247 2)
Board	−0.018 6	−0.007 2	−0.015 1	−0.007 3
	(−1.531 2)	(−0.631 3)	(−1.240 0)	(−0.638 9)
SBoard	−0.005 8	−0.000 2	−0.006 3	0.000 1
	(−0.707 8)	(−0.018 1)	(−0.767 3)	(0.010 0)
Id	−0.028 4	−0.008 8	−0.026 5	−0.012 6
	(−0.870 5)	(−0.329 0)	(−0.810 8)	(−0.468 1)
Mega	0.004 7	0.005 5	0.004 1	0.005 6
	(0.950 9)	(1.336 5)	(0.834 0)	(1.370 2)
企业固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	未控制	控制	未控制	控制
观测值	33 492	33 492	33 492	33 492
R^2	0.046 2	0.605 7	0.043 7	0.605 6

注：***、** 和 * 分别表示在 1%、5%和 10%水平下显著，括号内为 t 值，后表同。

（二）平行趋势检验

DID 模型的核心假设之一为平行趋势假设，即政策实施前，处理组与对照组需保持平稳、无系统性差异，以确保两者的时间趋势是可比的。基于此，本文构建如下动态检验模型：

$$CEA_{i,t} = \sigma_2 + \sum_{t=-8}^{8} \theta GEA_{i,t} + \boldsymbol{X}'_{it}\boldsymbol{\beta}_2 + \alpha_i + \gamma_t + \varepsilon_{i,t} \tag{3}$$

首都经济贸易大学学报

具体地，考虑到本文样本区间为 2001—2023 年，政策冲击年份为 2009 年，样本中可观测到的政策冲击前最长时间跨度为八年（2001—2008 年）。因此，为保证政策前后时间窗口的对称性，设置政策前后 8 期来检验其动态作用，将政策实施后八年及更晚的观测值汇总到第 8 期，并以政策实施前一年（2008 年）作为基期。模型中其余变量沿用式（1）的定义。图 1 展示了普通 DID 与强度 DID 模型的平行趋势检验结果。由图 1 可知，在政策实施之前，各期交互项的估计系数均接近 0 值且在统计上不显著，表明政策实施前处理组与对照组的企业环境关注水平保持平稳，未出现显著的预先趋势变化；而政策实施后的系数估计值呈现出清晰的持续上升动态特征，尽管政策实施后第 6 年之后系数略有回落，但仍显著高于 0 值，说明政策效应具有长期持续性，并未随时间快速消退，以上结果支撑了基于 DID 模型进行政策效应评估的合理性与可靠性。这表明，无论从二元分组还是政策强度视角，2009 年政府环境审计政策对企业环境关注的正向推动持续且显著，政策前平行趋势稳定，满足 DID 核心假设。

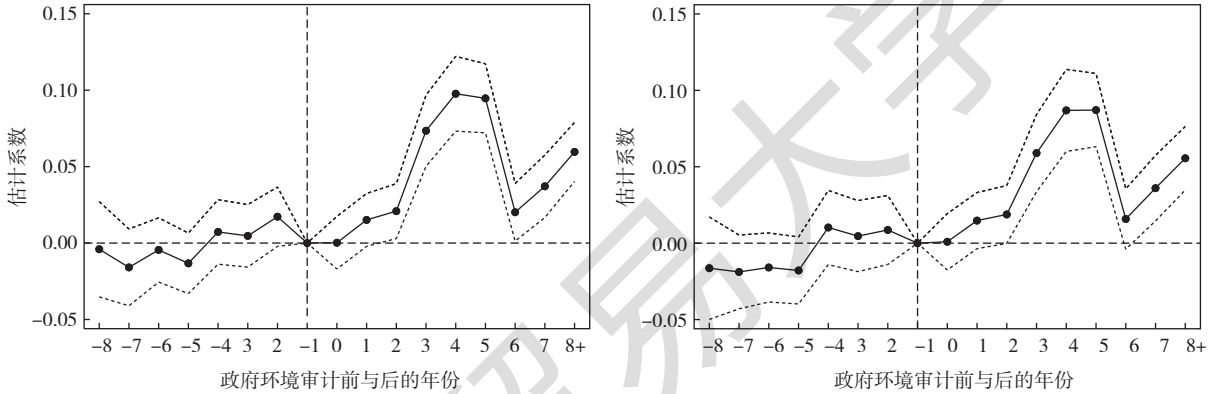


图 1　平行趋势检验

（三）稳健性检验

1. 替换被解释变量

为验证基准回归的稳健性，本文采用替换被解释变量的方式重新进行估计。具体而言，通过两种方式构建企业环境关注度的替代指标：一是对企业年报中生态环境相关词汇词频取自然对数；二是将上述生态环境相关词频与年报“管理层讨论与分析”（MD&A）部分的总词数进行标准化处理。结果显示，核心解释变量的系数始终在 1%的水平下显著为正，与基准回归结果一致。

2. 替换核心解释变量

为增强结论的稳健性，本文采用与基准回归不同的四种替代指标，重新构造核心解释变量进行检验。具体包括：基于 2006—2008 年数据构建的行业污染排放强度，以及分别基于 2006 年、2007 年和 2008 年单一截面数据计算的行业污染排放强度。将这些替代指标分别与时间虚拟变量交乘后纳入模型进行估计，回归结果依旧稳健。

3. 排除其他干扰性政策

在本文所选取的样本期内，存在部分与 2009 年政府环境审计政策目标相近的其他政策，可能会对回归结果产生干扰，主要包括：2015 年实施的审计垂直管理改革、领导干部自然资源资产离任审计试点，以及审计署于 2017—2018 年对长江经济带的云南、四川、贵州和重庆等 11 个省份、2019 年对环渤海地区的北京、天津、河北、辽宁和山东 5 个省份实施的生态环保审计。为排除这些混淆性政策对基准回归结果的影响，本文在模型（1）中加入代表垂直管理审计改革、领导干部自然资源资产离任审计试点和生态环保审计政策的虚拟变量并进行控制。结果显示，在排除同期其他政策的干扰后，政府环境审计的回归

系数依然显著且为正，与基准回归结论相符。

4. 安慰剂检验

为检验基准结果是否受到潜在混淆变量的影响，本文采用随机化安慰剂检验方法，通过虚构处理组进行多次模拟检验。结果显示，普通 DID 的安慰剂检验中，抽样估计系数的均值（0.000 0）和中位数（0.000 0）均接近 0，且估计系数的真实值（0.049 2）大于 1000 次随机抽样估计值的 99%分位数（0.006 9）；强度 DID 的安慰剂检验结果类似，抽样估计系数的均值（0.000 0）和中位数（−0.000 1）也均接近 0，真实估计值（0.048 6）同样大于 1000 次随机抽样估计值的 99%分位数（0.011 90）。以上结果均通过了安慰剂检验，说明政府环境审计对企业环境关注的影响不太可能由其他随机因素驱动，基准回归结果可靠。

5. 遗漏变量检验

为评估潜在遗漏变量可能导致的估计偏误，本文参照艾米莉·奥斯特（Oster）[31] 提出的方法进行敏感性分析。该方法通过构造估计量 $\beta^{*}=\beta^{*}(R_{\max},\delta)$ 来识别真实系数的一致性估计。其中，δ 反映可观测变量与不可观测变量对被解释变量影响的相对程度，$R_{\max}$ 表示纳入所有不可观测变量后的理论最大拟合优度。本文从两个维度展开检验：在设定 $\delta=-1$ 且 $R_{\max}=1.3R^{2}$ 的条件下，普通 DID 与强度 DID 模型中计算得出的最优系数 β^{*} 分别为 0.038 8 和 0.038 1，分别落于置信区间（0.034 3，0.064 1）和（0.031 4，0.065 8）内，通过稳健性检验；在设定 $\beta=0$ 的条件下，δ 分别为 4.667 3 和 4.555 4，均大于 1，表明此时不可观测的遗漏变量不太可能对基准回归结果产生显著影响。

6. 其他稳健性检验

本文还进行了若干其他稳健性检验，具体包括：（1）倾向得分匹配（PSM）。为处理可能由样本自选择导致的内生性问题，将样本按行业进行 1 比 1 最近邻匹配后重新回归。（2）删除 2020 年重大公共卫生事件后的样本。将样本限制在 2001—2019 年重新回归。（3）删除位于直辖市的样本。考虑到直辖市在中国的特殊行政地位及其通常更为严格的环境规制政策，因此，剔除注册地址位于直辖市的样本企业后重新回归。（4）删除注册地点发生变动的样本。考虑到部分企业在面临严格环境监管时，倾向于将注册地迁移至相对宽松的地区以规避审计压力，因此，剔除注册地点发生变动的样本后重新检验。（5）加入更多的固定效应。在回归中进一步加入省份固定效应，以控制不随时间变化的省份层面特征的影响。（6）加入行业特定的时间趋势。为排除行业异质性时间趋势对估计结果的潜在干扰，在基准回归模型中引入了行业层面的线性时间趋势项。经上述检验，回归结果始终保持稳健。

五、机制检验与异质性分析

（一）机制检验

1. 企业融资约束

政府环境审计依托专业监管职能，重点核查重污染企业污染物排放、环保责任履行及环境内部治理等关键环节，并公开披露审计发现的环境违规行为与治理短板，向资本市场释放企业环境合规风险较高的负面信号。同时，审计后续的整改问责、行政处罚以及声誉受损等后果，进一步强化了市场负面预期。银行为规避潜在风险，往往会收紧信贷额度、上浮贷款利率、压缩授信周期；机构投资者亦会降低投资配置意愿，从债务融资与股权融资双重维度收紧企业外部融资渠道。与此同时，环境审计倒逼重污染企业增加环保整改、设备升级、污染治理等刚性投入，资金占用压力加大，进一步推高了企业整体融资约束程度。而融资约束形成的资金压力，会促使企业主动加强环境关注、强化环境治理建设，通过降低环境合规风险、改善绿色治理形象，以缓解外部融资困境。

本文参照刘振艳和王先柱[32] 的思路，利用 SA 指数和 WW 指数衡量企业的融资约束程度进行回归分析，检验结果如表 4 所示，回归系数至少在 5%水平下显著为正。这意味着，相比于清洁企业，政府环境审计加剧重污染企业的融资约束程度，进而倒逼重污染企业提高环境关注以符合政府环境审计的要求，研究假设 2 得证。

表 4 企业融资约束机制检验的回归结果

变量	SA 指数		WW 指数	
	(1)	(2)	(3)	(4)
GEA_1	0.022 3***		0.004 8***	
	(3.097 0)		(3.127 2)	
GEA_2		0.022 3***		0.003 2**
		(2.969 3)		(1.998 6)
控制变量	控制	控制	控制	控制
观测值	33 383	33 383	29 012	29 012
R^2	0.959 9	0.959 9	0.851 4	0.851 4

注：企业固定效应和年份固定效应均已控制，后表同。

2. 企业风险承担

政府环境审计通过明确合规边界、释放监管信号，重塑了企业的风险决策逻辑，进而影响其环境关注行为。从风险决策的前因来看，一方面，政府环境审计通过划定清晰的合规标准与违规边界，有效规避了企业因政策认知模糊而引发的无意识违规风险；常态化整改问责机制督促企业补齐环境治理短板，减少其长期违规带来的政策性关停、舆情退市等潜在风险。上述举措为企业营造了稳定、透明的政策预期，缓解了企业经营决策的保守避险倾向；另一方面，政府环境审计对高污染、低效率的粗放生产模式形成刚性约束，倒逼企业跳出依赖粗放式扩张的发展路径，转向绿色技术研发、环保设备升级及绿色新兴产业布局。此类绿色转型投资规模大、回报周期长、技术不确定性强，属于高风险经营项目，将直接推高企业的主动经营性风险承担水平。而风险承担水平的提升，意味着企业对短期业绩波动的容忍度增强，更有能力立足长期发展战略，主动加大环境治理投入、完善环境管理制度、重视环境信息披露与绿色责任践行，由此推动企业环境关注水平提升。

为测度企业的风险承担水平，本文参考何瑛等[33]、李文贵和余明桂[34]的思路，采用经行业均值调整后的资产收益率三年滚动标准差和极差，并乘以 100 得到 $Risk_1$ 和 $Risk_2$ 两个变量以衡量企业风险承担水平，该指标数值越大，表明企业越倾向于开展高风险、高收益的经营活动，风险承担水平越高。表 5 的回归结果显示，政府环境审计与企业风险承担水平的回归系数显著为正，这一结果表明，政府环境审计的实施并未抑制重污染企业的风险行为，反而提升了其整体风险承担水平，研究假设 3 成立。

表 5 企业风险承担机制检验的回归结果

变量	$Risk_1$		$Risk_2$	
	(1)	(2)	(3)	(4)
GEA_1	0.004 2**		0.007 6**	
	(2.266 4)		(2.182 7)	
GEA_2		0.005 0***		0.009 1***
		(2.856 8)		(2.752 5)
控制变量	控制	控制	控制	控制
观测值	30 200	30 200	30 200	30 200
R^2	0.334 6	0.334 7	0.336 9	0.337 0

3. 媒体关注

政府环境审计政策的出台与审计结果的公开，会天然成为媒体报道的优质素材。媒体基于审计信息

进行加工、解读和传播，能够迅速将个别企业的环境违规问题或治理短板放大为公共议题，在此过程中，媒体不仅发挥了信息扩散的功能，更通过持续追踪和深度报道，对企业形成强大的声誉约束，推动其从“被动接受审计整改”转向“主动提升环境关注度”。在媒体关注的测度方面，本文参考袁业虎和熊笑涵[35]、王云等[36]的做法，以正面和负面网络新闻、报刊新闻、总体新闻占比作为媒体关注的代理变量。表 6 的回归结果表明，总体上，无论是网络新闻还是报刊新闻，政府环境审计都能够增加企业的负面媒体报道比例，增强媒体关注程度；而正面媒体报道的回归系数均不显著①。这可能是因为，政府环境审计聚焦于揭示企业环境违规、治理短板等问题，其信息披露更易引发媒体的监督性、批判性报道，而非正面宣传式报道，媒体在环境议题上也更倾向于围绕负面环境事件进行追踪与曝光，对企业环境合规行为的正面报道动机相对较弱。这种以负面监督为主的舆论压力形成后，会促使企业为修复形象、回应社会期待而主动提升环境关注度，研究假设 4 由此得到验证。

表 6　媒体关注机制检验的回归结果

变量	网络新闻		报刊新闻		总体新闻	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Panel A：负面报道						
GEA_1	0.008 5		0.017 1***		0.012 4**	
	(1.160 4)		(2.823 5)		(2.522 2)	
GEA_2		0.012 5*		0.019 4***		0.012 1**
		(1.714 9)		(3.320 2)		(2.483 4)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	31 314	31 314	30 428	30 428	30 428	30 428
R^2	0.285 8	0.285 9	0.273 2	0.352 5	0.608 9	0.352 5
Panel B：正面报道						
变量	网络新闻		报刊新闻		总体新闻	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
GEA_1	−0.000 2		−0.002 4		−0.008 5	
	(−0.026 2)		(−0.335 5)		(−1.527 5)	
GEA_2		0.000 4		0.002 1		−0.004 1
		(0.051 5)		(0.296 6)		(−0.733 0)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	31 314	31 314	30 428	30 428	30 428	30 428
R^2	0.340 2	0.340 2	0.292 5	0.292 5	0.367 5	0.367 4

（二）异质性分析

前文已验证政府环境审计对企业环境关注的提升作用及其作用路径，然而，该效应可能因企业所处外部环境与内部特征的不同而呈现异质性。为此，本部分进一步从企业、行业和地区层面，考察政府环境审计对企业环境关注的差异化影响。

1. 基于企业层面差异视角

（1）产权性质。在政府环境审计带来的环境治理压力下，不同产权性质的企业在环境治理方面的关注程度与响应模式可能会呈现系统性差别。本文参照卢锐等[15]、蔡春等[19]的研究，将样本企业划分为国有与非国有两组分别进行回归分析。表 7 列（1）—列（4）的结果显示，政府环境审计的系数估计值在两

① 本文还检验了媒体关注、公众环境诉求在政府环境审计影响企业环境关注中的交互效应，备索。

首都经济贸易大学学报

类企业中均通过了 1%水平的显著性检验，但非国有企业样本中的回归系数值显著高于国有企业，且费舍尔检验出的组间系数差异至少在 5%水平下显著。由此可见，政府环境审计对企业环境关注的提升效应在非国有企业中表现得更为突出。这可能是因为非国有企业的治理结构相对灵活，决策链条较短，在接收审计传递的监管信号后，能更快地调整经营策略，将环境因素纳入生产、投资等核心环节。同时，非国有企业在融资、竞争等方面面临更强的市场约束，因而更倾向于通过提升环境关注以增强合规形象、获取资源支持。

表 7　异质性分析：企业层面的回归结果

变量	产权性质				企业年龄			
	（1）国企	（2）非国企	（3）国企	（4）非国企	（5）新企业	（6）老企业	（7）新企业	（8）老企业
GEA_1	0.038 9***	0.056 8***			0.028 2***	0.031 9*		
	（3.426 1）	（5.740 5）			（3.035 1）	（1.827 7）		
GEA_2			0.031 9***	0.060 3***			0.036 6***	0.022 4
			（2.650 2）	（5.202 7）			（3.733 7）	（1.017 7）
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	9 809	21 845	9 809	21 845	14 778	18 311	14 778	18 311
R^2	0.517 1	0.662 0	0.516 5	0.662 0	0.607 6	0.702 1	0.608 0	0.702 0

（2）企业年龄。参考徐彦坤和祁毓[37]的做法，本文依据企业成立年限对数的中位数，将样本划分为新企业和老企业实施分组回归，表 7 列（5）—列（8）显示，政府环境审计对新企业环境关注的促进效应更为显著，而对老企业影响较弱。这可能是因为，老企业经营时间较长，内部审计制度与环境管理体系相对成熟，环保实践与合规要求已较为完善，因此在政府环境审计实施后，其环境关注的边际提升空间相对有限，而新企业成立时间较短，其内部治理机制与环境合规基础相对薄弱，更有动力通过强化环境关注来满足监管要求、弥补合规短板。其次，成立时间较短的企业在市场中知名度与认可度低，亟须通过积极响应审计、提升环境表现来树立绿色合规形象，而老企业市场地位相对稳固，本身环保工作已符合相关法规，环境表现对其声誉与份额影响较小，因此对政府环境审计的响应力度相对较弱。

2. 基于行业层面差异视角

行业竞争程度。参照毛其淋和石步超[38]的思路，考虑到企业所在的行业竞争程度可能会影响企业应对外部监管的态度与能力。本文以企业所在行业的赫芬达尔指数作为行业竞争程度的代理变量，以 2008 年行业赫芬达尔指数的中位数为标准，将样本企业划分为高竞争性行业与低竞争性行业两组参与回归。由表 8 可知，列（2）、列（4）中估计系数在 1%水平下显著为正，列（1）、列（3）的回归系数则不显著，表明，相较于低竞争性行业，政府环境审计对企业环境关注的提升作用在行业竞争激烈的企业中更加明显。行业竞争激烈的企业由于利润空间狭窄，环境违规的罚款、声誉损失等成本，其生存能力更容易被削弱，对审计信号反应更敏感。相较之下，行业竞争程度较低的企业市场地位稳固，其规避环境规制的动机较强，可能削弱审计的约束效果。

表 8　异质性分析：行业层面的回归结果

变量	低竞争性行业	高竞争性行业	低竞争性行业	高竞争性行业
	（1）	（2）	（3）	（4）
GEA_1	0.017 3	0.053 1***		
	（0.640 4）	（6.531 4）		

表8(续)

变量	低竞争性行业	高竞争性行业	低竞争性行业	高竞争性行业
	(1)	(2)	(3)	(4)
GEA_2			0.018 4	0.051 8***
			(0.597 6)	(5.681 3)
控制变量	控制	控制	控制	控制
观测值	4 467	27 928	4 467	27 928
R^2	0.656 6	0.619 1	0.656 6	0.619 0

3. 基于地区层面差异视角

（1）环境规制强度。环境规制是政府履行生态环境治理责任的基本方式，其监管强度直接反映了地方政府在生态环境保护方面的投入程度与治理偏好。本文借鉴张建鹏和陈诗一[39]的思路，统计各省政府工作报告中与环境保护相关词汇频次，作为衡量地方环境规制严格程度的替代指标。为避免政策污染，以 2008 年各地区环境规制的平均水平作为分组基准，将样本所属地区环境规制强度划分为高、低两组。表 9 的回归结果显示，无论在何种环境规制强度下，估计系数均在 1%水平下显著为正，且根据 chow 检验结果，其组间差异在 1%水平下显著，从系数差异来看，这种促进作用在环境规制强度较高的地区样本中更加明显。可能的原因在于，环境规制强度较高的地区往往具备更好的政策执行基础，地方政府对环保目标的考核压力更容易传导至企业，加上政府环境审计通过专业、系统的审查，能精准识别企业环境行为漏洞，在此背景下，企业为避免高额违规成本，会更积极响应审计反馈，进一步强化企业的环境合规意识。

表 9　异质性分析：地区层面的回归结果（1）

变量	高环境规制强度	低环境规制强度	高环境规制强度	低环境规制强度
	(1)	(2)	(3)	(4)
GEA_1	0.053 2***	0.046 2***		
	(4.308 7)	(4.289 4)		
GEA_2			0.049 8***	0.045 6***
			(3.742 9)	(3.670 7)
控制变量	控制	控制	控制	控制
观测值	13 283	15 889	13 283	15 889
R^2	0.595 1	0.642 9	0.594 9	0.642 8

（2）审计强度。参考于连超等[40]的思路，地区审计强度反映了地方政府审计监督的常态化力度与治理威慑水平，是衡量地区整体监管环境的重要维度。本文分别以 2008 年城市审计机构数量、城市完成审计项目数量以及城市审计处罚金额来衡量各城市审计强度，并以其中位数为标准进行分组回归。结果如表 10 所示，无论处于何种审计强度下，系数均显著为正，且经 chow 检验其组间系数差异均在 1%水平下显著，故从系数差异可知，相较于审计强度较强的地区，政府环境审计对企业环境关注的提升作用在审计强度较低的地区中更加明显。可能的原因在于，高审计强度地区原本的监督力度已较为充分，企业环境治理与合规水平相对更高，环境审计带来的边际改善空间有限；而低审计强度地区以往整体监督力度较弱，企业环境合规基础相对薄弱，环境问题改善空间更大，因此在政策实施后，企业环境关注的提升幅度更为突出，表现出更强的边际激励效应。

首都经济贸易大学学报

表 10 异质性分析：地区层面的回归结果（2）

变量	审计机构数量				完成审计项目数量				审计处罚金额			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
	较多	较少	较多	较少	较多	较少	较多	较少	较高	较低	较高	较低
GEA_1	0.026 6***	0.057 8***			0.036 4***	0.058 8***			0.037 4***	0.055 4***		
	(2.747 9)	(4.853 5)			(3.195 7)	(5.267 0)			(3.558 7)	(4.613 8)		
GEA_2			0.026 6**	0.058 8***			0.031 9**	0.062 0***			0.031 4***	0.058 7***
			(2.493 4)	(4.302 3)			(2.460 0)	(4.883 3)			(2.690 1)	(4.460 3)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	17 384	15 729	17 384	15 729	16 773	16 331	16 773	16 331	16 654	16 437	16 654	16 437
R^2	0.627 3	0.601 2	0.627 2	0.601 2	0.666 5	0.530 7	0.666 4	0.530 9	0.636 2	0.598 0	0.636 0	0.598 1

六、结论与建议

本文以 2009 年《审计署关于加强资源环境审计工作的意见》出台作为准自然实验，基于沪深 A 股工业上市公司的面板数据，利用普通和强度 DID 模型系统考察政府环境审计对企业环境关注的影响。结果表明，相较于非重污染企业，政府环境审计能够提升重污染企业环境关注水平，该结论在经过替换变量、排除其他干扰性政策、安慰剂检验等一系列检验后依然稳健。机制检验表明，政府环境审计通过增加企业内部的融资约束与风险承担水平，以及强化企业外部的媒体关注三条路径，间接提升企业环境关注。异质性分析发现，该效应存在明显的企业、行业与地区差异。具体而言，在非国有、成立时间较短、行业竞争激烈、强环境规制以及低审计强度地区的样本中，这种促进效果更为突出。

基于上述结论，本文提出以下政策建议。首先，优化审计制度设计，强化监督刚性效能。应持续完善政府环境审计的制度框架与实施细则，破解审计整改效果较弱的痛点，建立“审计—整改—问责”的闭环管理体系，加强审计整改跟踪复查，对整改不到位、虚假整改的企业严肃追责问责，确保审计发现问题整改落地见效。同时深化审计结果公开与多部门协同联动，将审计结果与企业信用评价、市场准入等挂钩，巩固审计监督的核心治理效能，确保审计对企业环境关注的提升作用稳定发挥。其次，发挥融资约束、风险承担与媒体关注的中介传导作用，激发促进效应。一方面，通过审计监督规范企业融资环境、强化融资约束的正向引导作用，倒逼企业提升环境合规水平以改善融资条件，同时引导企业建立环境风险决策机制，适度提升管理层对长期、不确定性绿色项目的风险容忍度，强化企业风险承担能力；另一方面，充分发挥媒体的非正式监督作用，鼓励媒体对审计情况与企业环境行为开展跟踪报道，加强其与审计部门的常态化沟通，定期发布环境审计公报，激活媒体监督的乘数效应，推动各传导机制高效运转、协同发力。最后，推行分级分类监管，提升政策实施精度。审计部门应当立足于审计对象的个体、行业以及地区特征，推行分级分类的差异化审计与政策引导策略，避免“一刀切”，加大对重点企业和地区的审计覆盖与督导力度，精准配置审计资源，同时完善配套激励与约束措施，对积极响应审计、提升环境关注的企业给予税收优惠、绿色信贷支持等激励，对违规企业实施联动惩戒，引导企业从被动合规转向主动提升环境关注度，构建政府监管、社会监督与企业自治协同发力的绿色治理格局。

参考文献：

[1]胡洁，于宪荣，韩一鸣. ESG 评级能否促进企业绿色转型?：基于多时点双重差分法的验证[J]. 数量经济技术经济研究，2023，40(7)：90-111.

[2]陈国进,丁赛杰,赵向琴,等. 中国绿色金融政策、融资成本与企业绿色转型:基于央行担保品政策视角[J]. 金融研究,2021(12):75-95.

[3]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.

[4]王晓祺,宁金辉. 强制社会责任披露能否驱动企业绿色转型?:基于我国上市公司绿色专利数据的证据[J]. 审计与经济研究,2020,35(4):69-77.

[5]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.

[6]王世文,周玉嵩,刘峻峰. "数绿融合"金融能否助力企业绿色创新[J]. 技术经济与管理研究,2025(8):93-100.

[7]张杨,袁宝龙,郑晶晶,等. 策略性回应还是实质性响应?:碳排放权交易政策的企业绿色创新效应[J]. 南开管理评论,2024,27(3):129-140.

[8]崔广慧,姜英兵. 环境规制对企业环境治理行为的影响:基于新《环保法》的准自然实验[J]. 经济管理,2019,41(10):54-72.

[9]姜广省,卢建词,李维安. 绿色投资者发挥作用吗?:来自企业参与绿色治理的经验研究[J]. 金融研究,2021(5):117-134.

[10]吴秋生,任晓姝. 绿色信贷政策与企业"漂绿"行为治理:基于国家金融学框架下的实证研究[J]. 金融经济学研究,2023,38(1):146-160.

[11]李兆东,李振覃. 自然资源资产离任审计能提升环境治理效率吗?[J]. 审计与经济研究,2023,38(5):1-10.

[12]郑开放,赵萱. 政府环境审计能够促进地区污染治理吗?:基于中国地级市 2008—2018 年的经验证据[J]. 西南大学学报(社会科学版),2022,48(4):130-138.

[13]熊明良,于鹏. 政府环境审计对生态环境质量提升的调节效应[J]. 审计研究,2023(2):33-44.

[14]王伟,文杰,孙芳城. 政府环境审计对长江经济带绿色发展的影响[J]. 长江流域资源与环境,2022,31(6):1187-1197.

[15]卢锐,唐凯,陈诗婷. 政府环境审计与企业绿色创新[J]. 南京审计大学学报,2025,22(3):25-36.

[16]于连超,张卫国,毕茜. 政府环境审计对企业创新的驱动效应研究[J]. 科研管理,2022,43(12):117-124.

[17]冯帆,马皓巍. 政府环境审计如何影响企业绿色化转型:基于创新补偿视角[J]. 现代经济探讨,2025(4):81-91.

[18]钟廷勇,马富祺,唐嘉尉,等. 国家审计能够降低企业碳风险吗?[J]. 审计研究,2023(4):41-54.

[19]蔡春,郑开放,王朋. 政府环境审计对企业环境治理的影响研究[J]. 审计研究,2021(4):3-13.

[20]Tan J H,Zhou X Y,Hua M,et al. Can government environmental audit improve green innovation?[J]. International Review of Financial Analysis,2025,104:104334.

[21]罗党论,赖再洪. 重污染企业投资与地方官员晋升:基于地级市 1999—2010 年数据的经验证据[J]. 会计研究,2016(4):42-48.

[22]李青原,黄智英. 强制性环境信息披露与企业绿色创新:来自上市重点排污单位的证据[J]. 武汉大学学报(哲学社会科学版),2026,79(1):78-91.

[23]Kahneman D,Tversky A. Prospect theory:an analysis of decision under risk[J]. Econometrica,1979,47(2):263-292.

[24]徐慧,方巧玲,者方燕. 为有源头活水来:企业集团环境风险治理与绿色创新[J]. 中央财经大学学报,2025(9):86-101.

[25]吴勋,姚卜丹. 政府环境审计、媒体监督与环境污染[J]. 审计研究,2024(3):14-26.

[26]Chen X H,Yi N,Zhang L,et al. Does institutional pressure foster corporate green innovation?:Evidence from China's top 100 companies[J]. Journal of Cleaner Production,2018,188:304-311.

[27]Zor S. Conservation or revolution?:The sustainable transition of textile and apparel firms under the environmental regulation:evidence from China[J]. Journal of Cleaner Production,2023,382:135339.

[28]潘爱玲,刘昕,邱金龙,等. 媒体压力下的绿色并购能否促使重污染企业实现实质性转型[J]. 中国工业经济,2019(2):174-192.

[29]齐绍洲,徐佳. 环境规制与制造业低碳国际竞争力:基于二十国集团"波特假说"的再检验[J]. 武汉大学学报(哲学社会科学版),2018,71(1):132-144.

[30]苏冬蔚,连莉莉. 绿色信贷是否影响重污染企业的投融资行为?[J]. 金融研究,2018(12):123-137.

[31]Oster E. Unobservable selection and coefficient stability:theory and evidence[J]. Journal of Business & Economic Statistics,2019,37(2):187-204.

[32]刘振艳,王先柱. 绿色信贷政策对重污染企业融资约束的影响:基于环境信息披露的视角[J]. 企业经济,2025,44(3):27-37.

[33]何瑛,于文蕾,戴逸驰,等. 高管职业经历与企业创新[J]. 管理世界,2019,35(11):174-192.

[34]李文贵,余明桂. 所有权性质、市场化进程与企业风险承担[J]. 中国工业经济,2012(12):115-127.

[35]袁业虎,熊笑涵. 上市公司 ESG 表现与企业绩效关系研究:基于媒体关注的调节作用[J]. 江西社会科学,2021,41(10):68-77.

[36]王云,李延喜,马壮,等. 媒体关注、环境规制与企业环保投资[J]. 南开管理评论,2017,20(6):83-94.

[37]徐彦坤,祁毓. 环境规制对企业生产率影响再评估及机制检验[J]. 财贸经济,2017,38(6):147-161.

[38]毛其淋,石步超. 通向绿色发展之路:智能制造与企业绿色转型[J]. 世界经济,2024,47(9):152-182.

[39]张建鹏,陈诗一. 金融发展、环境规制与经济绿色转型[J]. 财经研究,2021,47(11):78-93.

[40]于连超,张卫国,毕茜,等. 政府环境审计会提高企业环境绩效吗?[J]. 审计与经济研究,2020,35(1):41-50.

The Green Response to Government Environmental Auditing: Evidence from Corporate Environmental Attention

ZHANG Hua, MAO Wenxuan
(Nanjing Audit University, Nanjing 211815)

Abstract: Amid increasingly severe global environmental challenges, corporate environmental attention has become a key driver of firms' green strategic transformation. As an institutionalized regulatory instrument, government environmental auditing is crucial for guiding firms to fulfill their environmental responsibilities and enhance their environmental attention. Taking the promulgation of the National Audit Office of China's Opinions on Strengthening Resource and Environmental Auditing in 2009 as a quasi-natural experiment, this study selects 3599 industrial listed firms from China's A-share markets from 2001 to 2023 as the sample. Heavily polluting firms are classified as the treatment group, and non-heavily polluting firms as the control group. Ordinary and intensity difference-in-differences models are constructed for empirical testing.

Baseline regression results show that government environmental auditing significantly enhances the environmental attention of heavily polluting firms. Parallel trend tests indicate no significant differences between the treatment and control groups before policy implementation, supporting the baseline findings. The reliability of the core conclusions is further corroborated by a series of robustness checks, including alternative variable specifications, placebo tests, propensity score matching, and controls for confounding policies and extreme events.

Mechanism analysis indicates that government environmental auditing exerts governance effects mainly through three channels. First, through its evaluation and assurance functions, it intensifies financing constraints for heavily polluting firms, compelling them to proactively raise their environmental attention and strengthen environmental governance and disclosure to improve their financing conditions. Second, through its early-warning and guidance functions, it raises firms' risk-taking levels, encouraging them to allocate more resources to risky areas with long-term environmental value. Third, through its monitoring and accountability functions, it enhances media attention and oversight, thereby amplifying societal oversight pressure. Heterogeneity analysis reveals that this positive effect is more pronounced among non-state-owned enterprises, newly established firms, those in highly competitive industries, and those located in regions with high environmental regulation intensity and low auditing intensity.

This paper makes three marginal contributions. First, it extends research on the microeconomic consequences of government environmental auditing by shifting the focus to corporate cognition and strategic intent. Second, it enriches literature on the antecedents of corporate environmental attention, offering new evidence for understanding how corporate environmental cognition is formed. Third, it deepens research on the mechanisms and heterogeneity of government environmental auditing's impact on corporate environmental attention, thereby enhancing the theoretical depth and practical value.

Keywords: government environmental auditing; corporate environmental attention; corporate green behavior; environmental regulation; heavy-polluting enterprise

(编校：姜 莱)