

# 环境问责风险与企业金融化： 环境信息披露中介效应

侯璇

(青岛科技大学经济与管理学院, 山东 青岛 266000)

**摘要:** 基于2013—2022年A股上市公司数据,采用多期双重差分(DID)法,以中央生态环境保护督察为自然实验,分析“强制与群众参与结合”型环境问责制对企业金融化的影响机制。研究发现:环境问责制显著抑制重污染企业金融化;其作用路径通过提升环境信息披露质量实现;企业技术创新正向强化问责制对金融化的抑制作用,但对信息披露的中介效应无调节作用;异质性分析表明,高市场化水平与强政企关联下环境问责制的抑制效果更显著。

**关键词:** 中央环保督察; 环境问责制; 企业金融化; 中介效应

**中图分类号:** F272.3 **文献标志码:** A **文章编号:** 1671-1807(2025)14-0218-09

近年来,受经济下行压力的影响,实体企业呈现日益明显的金融化倾向。“脱实向虚”的趋势对经济产生负面影响,重污染企业过度涉足金融资产投资会加剧环境负外部效应,阻碍绿色发展进程的同时威胁经济的高质量发展和碳减排目标的实现<sup>[1]</sup>。中央生态环境保护督察(简称“中央环保督察”)将环境治理的压力逐级传导至微观企业层面从而会影响其生产经营和投融资决策。理论上而言,中央环保督察政策在助力企业绿色创新能力的提高<sup>[2]</sup>、改善企业环境表现<sup>[3-4]</sup>、促进企业加大环保投资及增强环境信息透明度<sup>[5-6]</sup>的过程中,增强了企业回归实体业务的内在动力,从而有效遏制其过度金融化的倾向。然而,该政策在实际执行中对重污染企业金融化的具体影响效果,仍需通过实证经验来验证。鉴于此,本文旨在系统阐述中央环保督察对重污染企业金融化影响的理论机制,并深入剖析其作用路径,为政府部门制定环境问责相关政策及科学引导企业金融化行为提供实证依据与理论支撑。

## 1 制度背景、理论分析与研究假设

### 1.1 制度背景

中央环境保护督察是为提升生态环境质量而实施的关键制度,旨在强化环境保护责任的落实<sup>[7]</sup>。该制度涵盖三种主要形式,包括例行督察,其通过常态化、规范化的监督机制,重点检查地方政府的环境管理职责及企业环保责任的履行情况,具体督

察时间如表1所示。另一种形式为“回头看”督察,旨在巩固前期成果,防止污染反弹,确保整改措施有效执行。两轮督察累计受理群众举报的环境问题达28.7万件,其中28.6万件已办结。

表1 中央环保督察时间安排

督察批次	时间	覆盖地区
试点	2016-01-04—2016-02-05	河北
第一批	2016-07-12—2016-08-19	内蒙古、黑龙江、江苏、江西、河南、广西、云南、宁夏
第二批	2016-11-24—2016-12-30	北京、上海、湖北、广东、重庆、陕西、甘肃
第三批	2017-04-24—2017-0-28	山西、安徽、天津、湖南、福建、辽宁、贵州
第四批	2017-08-07—2017-09-15	吉林、浙江、山东、海南、四川、西藏、青海、新疆

### 1.2 理论分析与研究假设

#### 1.2.1 中央环保督察与重污染企业金融化

基于制度理论视角,企业的经营决策内生于其所处的制度环境,并受到外部政策规制的结构性约束<sup>[8-9]</sup>。中央环保督察作为一项自上而下的强制性制度变迁,通过重重传导机制重塑重污染企业行为逻辑:第一,政府问责。环保督察政策通过约谈、考核与追责等手段,显著强化了地方政府的环境治理责任,倒逼其加强对属地企业的环境监管力度<sup>[10]</sup>。在政策压力传导下,企业为应对环保合规成本上升与生产限制风险,尤其是重污染企业,其不得不调

收稿日期: 2025-03-05

作者简介: 侯璇(2000—),女,湖南泸溪人,硕士研究生,研究方向为企业金融。

整资产配置策略。第二,社会监督。督察体系创新性地引入公众举报与信息公开制度,赋予社会力量独立监督权,使企业面临环境违规行为的舆论曝光与声誉损失风险<sup>[12-13]</sup>。为避免因环境负面事件引发投资者信心下降或融资约束收紧,重污染企业有动机主动提升环境责任表现,通过增加环保投入、透明化企业环境信息等手段传递合规经营信号,进而抑制短期金融投机倾向。基于此,提出以下研究假设。

H1:相对于非重污染企业,中央环保督察政策显著抑制了重污染企业的金融化水平。

### 1.2.2 中央环保督察、企业环境信息披露与重污染企业金融化

中央环保督察政策可通过促进企业环境信息披露质量的提高从而抑制重污染企业的金融化水平。中央环保督察实现从“监管企业”到“监督政府”的转变,通过强化党政环保责任来提升运动式监管的效能,这在理论上能促进企业环境信息披露<sup>[11-13]</sup>;中央环保督察通过约谈与问责机制所产生的威慑效应必将激励政府相关部门主动采取行动<sup>[13]</sup>,积极解决环境问题,进而使得企业的环境信息披露更完整<sup>[11-12]</sup>,企业环境信息披露的提高能有效地抑制重污染企业金融化。其一,企业披露环境信息有助于缩小信息差距,加强利益相关方的监督作用,从而有效缓解委托代理矛盾<sup>[14-16]</sup>;其二,企业的环境信息披露向资金提供者提供了增量信息,有助于减低交易费用和投资不确定性,并传达出企业积极承担环境责任的正面信息,体现出更强的信息增益效应,对实际投资的激励作用也更为明显<sup>[17-19]</sup>。据此,提出以下研究假设。

H2:中央环保督察政策通过促进企业环境信息披露质量的提高从而抑制重污染企业的金融化水平。

### 1.2.3 中央环保督察、企业技术创新与重污染企业金融化

技术创新通过减少排放、降低生产成本、增强市场竞争力以及优化资本配置等多重途径发挥作用,调节环境规制对企业金融化的抑制效果,推动企业更加注重长期可持续发展。其一,环保督察带来的压力使企业不得不增加环境治理的投入,对于技术创新水平不同的企业而言,它们在应对这种环境规制压力时所受到的限制存在显著差异<sup>[20-21]</sup>。在现实情境中,企业面临着总体资源有限和融资约束的挑战,而技术创新因其资源消耗大和前期投入

锁定的特性,往往会挤占企业原本可用于金融资产投资的资金份额<sup>[22]</sup>。其二,企业的研发技术水平决定了其对现有技术的吸收、改进及高效利用的能力<sup>[23]</sup>,而资源基础理论则强调,技术创新能力是企业无形竞争优势的重要组成部分<sup>[24]</sup>,技术创新水平高的企业承受环境规制所带来的融资压力、市场竞争压力更具有灵活性。据此,提出以下研究假设。

H3:企业技术创新能力的提升,增强了中央环保督察政策对企业金融化趋势的抑制效应。

## 2 研究设计

### 2.1 样本选择与数据来源

基于时间范围与数据可得性,以2013—2022年沪深A股上市公司为样本。由于重污染企业是环境问题的主要来源,成为环保督察的重点监管对象,而非重污染企业受其影响较小甚至可忽略<sup>[25]</sup>,故将前者设为实验组,后者为对照组。为确保分析准确性,按以下步骤筛选样本:首先,剔除金融保险业与房地产业公司;其次,排除交易记录异常(如ST、\*ST及PT)的企业;再次,去除资产负债率异常(低于0或高于1)、营业收入与成本为零或员工数为零等经营异常的公司;最后,排除注册地变更的企业。经筛选,最终获得8990个公司年度的平衡面板数据,并对连续变量进行1%和99%分位的缩尾处理以缓解极端值影响。

参考李慧云等<sup>[21]</sup>的做法,依据2008年环境保护部颁布的《上市公司环保核查行业分类管理名录》,并结合2012年中国证监会的行业分类标准,最终界定了代码为B06~B10、C15、C17~C19、C22、C25~C33以及D44的行业企业为重污染企业。关键财务数据与企业金融化相关信息均采自国泰安数据库。

### 2.2 变量定义及说明

#### 2.2.1 被解释变量

金融化程度(Finration)。借鉴杜勇和谢瑾<sup>[26]</sup>的做法,本文企业金融化程度(Finration)通过以下公式计算:将交易性金融资产、衍生金融资产、发放贷款及垫款净额、可供出售金融资产(或其替代指标)、持有至到期投资(或债权投资)以及投资性房地产净额相加,然后除以总资产。需要注意的是,自2018年新会计准则实施后,某些科目被替换。为此,在2019年和2020年的数据中,使用“债权投资”代替“持有至到期投资”,并将“其他债权投资”与“其他权益工具投资”合并为“可供出售金融资产”的新指标。

### 2.2.2 核心解释变量

核心解释变量  $Post \times Treated$ , 是通过将中央环保督察政策发布时间的虚拟变量  $Post$  与实验组虚拟变量  $Treated$  进行交乘而得到的。本文根据督察组首次进驻企业注册地的时间来确定各企业的实验期。若企业所在地已迎来督察组的首次进驻, 则设定  $Post$  为 1, 否则为 0。同时, 对于重污染企业, 将其  $Treated$  设为 1, 非重污染企业则设为 0。

### 2.2.3 控制变量

借鉴刘畅和张景华<sup>[27]</sup>、李馨子等<sup>[29]</sup>的做法, 选取企业年龄(Age)、企业规模(Size)、雇员人数(Employee)、资产负债率(Lev)、董事长与总经理兼职情况(Dual)、独立董事比例(Ld)、董事会规模(Bsize)、企业成长能力(Growth)和企业盈利能力(Profit)作为控制变量, 具体变量的定义及衡量方式如表 2 所示。

表 2 变量定义

变量名称	变量符号	变量定义
金融化程度	Finration	金融资产/总资产
中央环保督察政策	$Post \times Treated$	中央环保督察政策发布时间的虚拟变量 $Post$ 与实验组虚拟变量 $Treated$ 交乘项, 政策发布后的重污染企业取值 1, 否则取 0
企业年龄	Age	$\ln(\text{统计年份} - \text{成立年份} + 1)$
资产负债率	Lev	总负债/总资产
董事长与总经理兼职情况	Dual	两者联合取 1, 否则取 0
独立董事比例	Ld	独立董事占董事会人数
董事会规模	Bsize	$\ln(\text{董事会人数} + 1)$
企业成长能力	Growth	营业收入增长率
企业盈利能力	Profit	净资产收益率 Roe

## 2.3 模型设定

### 2.3.1 双重差分模型

本文视中央环保督察视为一次准自然实验, 选取 2013—2022 年沪深 A 股上市公司为样本数据。因为中央环保督察组于 2016—2017 年, 分批次在全国开展环保督察行动, 所以本文采用渐进性双重差分(DID)进行估计, 旨在运用固定效应的 DID 模型来具体量化中央环保督察政策对重污染企业金融化水平所产生的影响来验证 H1。遵循孙莹和吴烁<sup>[30]</sup>、苏冬蔚和连莉莉<sup>[31]</sup>的常规做法, 构建模型:

$$Finration_{it} = \beta_0 + \beta_1 DID + \gamma X_{it} + \delta_i + \lambda_t + \epsilon_{it} \quad (1)$$

式中:  $i$  为企业;  $t$  为年份;  $Finration_{it}$  为企业  $i$  在年份  $t$  的金融化程度;  $DID_{it}$  为环保督察政策发布时间

的虚拟变量  $Post$  与实验组虚拟变量  $Treated$  的交互项;  $X_{it}$  为控制变量的矩阵, 用于控制其他可能影响的因素;  $\delta_i$  为个体固定效应;  $\lambda_t$  为时间固定效应;  $\epsilon_{it}$  为随机扰动项。双重差分项 DID 的系数  $\beta_1$  是本文重点关注的对象。

### 2.3.2 中介机制检验模型

依据理论分析, 中央环保督察能通过提高企业环境信息披露质量从而抑制重污染企业的金融化水平。为进一步验证 H2, 借鉴江艇<sup>[32]</sup>在因果推断经验研究中所提出的中介效应反思, 并据此设计了模型(2)和模型(3)。

$$Finration_{it} = \beta_0 + \beta_1 DID + \gamma X_{it} + \delta_i + \lambda_t + \epsilon_{it} \quad (2)$$

$$Edi_{it} = \beta_0 + \beta_1 DID + \gamma X_{it} + \delta_i + \lambda_t + \epsilon_{it} \quad (3)$$

式中:  $Edi_{it}$  为中介变量, 代表企业环境信息披露质量, 参考王茂斌等<sup>[33]</sup>的做法, 从环境管理、监管与认证、业绩与治理等七个维度共 25 项指标进行评分, 并将总分加一后取自然对数。模型(2)与模型(1)一致, 为探究中介机制, 构建模型(3)进行检验。江艇<sup>[32]</sup>指出, 逐步法在中介效应检验中可能存在偏差, 尤其适用于外生中介变量的情形。因此, 本文仅执行第一步(处理对结果变量的影响)和第三步(处理对中介变量的影响)检验, 中介变量对结果变量的影响可通过理论分析直接推导。

### 2.3.3 调节机制检验模型

在基准模型的基础上引入重污染企业处理组与调节变量的交乘项, 探究企业技术创新水平对中央环保督察与企业金融化关系的影响并验证 H3, 构建企业技术创新调节效应的回归模型为

$$Finration_{it} = \beta_0 + \beta_1 DID + \beta_2 Intern_{it} + \beta_3 DID \times c\_Intern_{it} + \gamma X_{it} + \delta_i + \lambda_t + \epsilon_{it} \quad (4)$$

式中:  $Intern_{it}$  为调节变量, 表示企业技术创新, 借鉴任胜钢等<sup>[34]</sup>的做法, 以企业专利申请的数量衡量企业的技术创新能力。

### 2.3.4 有调节的中介模型建立

在前文分别探讨了企业技术创新的调节效应和环境信息披露的中介效应之后, 将这两者相结合, 细致分析中央环保督察政策如何作用于重度污染企业的金融化进程及其内在机理。为了检验企业技术创新是否对环境信息披露所起的中介效应具有调节作用, 采用温忠麟和叶宝娟<sup>[35]</sup>提出的有调节的中介效应模型, 并据此建立分析模型。

$$Finration_{it} = \beta_0 + \beta_1 DID + \beta_2 Intern_{it} + \beta_3 DID \times c\_Intern_{it} + \gamma X_{it} + \delta_i + \lambda_t + \epsilon_{it} \quad (5)$$

$$\text{Edi}_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{DID} + \beta_2 \text{Intern}_{it} + \beta_3 \text{DID} \times c\_Intern_{it} + \gamma X_{it} + \delta_1 + \lambda_t + \epsilon_{it} \quad (6)$$

$$\text{Finration}_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{DID} + \beta_2 \text{intern}_{it} \times c\_edi_{it} + \beta_3 \text{edi}_{it} + \beta_4 \text{intern}_{it} + \gamma X_{it} + \delta_1 + \lambda_t + \epsilon_{it} \quad (7)$$

若模型(5)中企业技术创新与中央环保督察政策的交互项系数显著,表明技术创新可调节政策对重污染企业金融化的抑制作用。通过模型(6)可检验技术创新是否调节环保督察政策与环境信息披露的关系,若交互项系数 $\beta_3$ 显著,则技术创新对中介效应的前半段路径具有调节作用。模型(7)用于检验调节的中介效应,若模型(6)中 $\beta_3$ 显著且模型(7)中环境信息披露系数 $\beta_2$ 显著,则技术创新调节前半段路径;若模型(6)中政策系数 $\beta_1$ 显著且模型(7)中交互项系数 $\beta_3$ 显著,则技术创新调节后半段路径。若模型(6)和模型(7)中的交互项系数均显著,表明技术创新对中介效应的整体路径具有调节作用;反之,则无此调节作用。

## 2.4 描述性统计

表3展示了全样本的描述性统计结果。被解释变量均值为0.045,最大值为0.436,最小值为0.000,表明企业金融资产配置水平存在显著差异。核心解释变量DID均值为0.202,说明20.2%的重污染企业受中央环保督察政策影响。控制变量的分布与已有研究一致,未发现异常。

表3 描述性统计

变量	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
Finratio	8 990	0.045	0.077	0.000	0.436
Post×Treated	8 990	0.202	0.402	0.000	1.000
Dual	8 990	0.258	0.438	0.000	1.000
Ld	8 990	0.375	0.055	0.333	0.571
Bsize	8 990	2.243	0.170	1.609	2.944
Growth	8 990	0.346	1.006	-0.680	7.382
Profit	8 990	0.040	0.159	-0.930	0.332
Age	8 990	2.541	0.535	0.000	3.466
Lev	8 990	0.443	0.198	0.068	0.880

## 3 实证结果与分析

### 3.1 平行趋势检验

借鉴Jacobson等<sup>[36]</sup>的理论架构,通过运用事件研究法来确保双重差分法的严谨实施及结果的可靠性,并据此构建动态效应模型。

$$\text{Finration}_{it} = \alpha + \sum_{m=-3}^6 \beta_m \text{Treated}_i \times D_{im} + \lambda X_{it} + \gamma_i + \mu_t + \epsilon_{it} \quad (8)$$

式中: $D_{im}$ 为样本年份是否处于中央环保督察组首次入驻企业*i*注册地后的第*m*年,*m*为负表示督察

已超过 $|m|$ 年。基准期为督察前一年,重点分析入驻后第*m*年重污染企业与普通上市企业金融化水平的差异及动态变化。

如图1所示,中央环保督察政策实施前, $\beta_m$ 无统计学显著性且接近零,表明实验组与对照组金融化程度无显著差异,支持平行趋势假设,为政策效果评估奠定基础。政策实施后, $\beta_m$ 呈现显著负向效应且绝对值逐步增大,充分证明了中央环保督察政策对重污染企业金融资产配置的抑制作用持续增强。

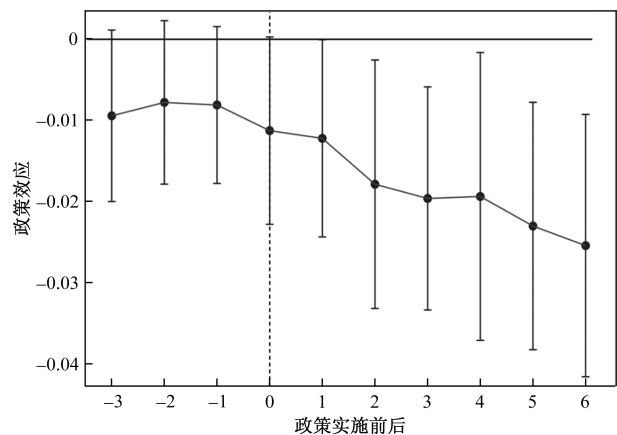


图1 平行趋势检验

### 3.2 基准回归结果

表4展示了基准回归结果,列(1)为核心解释变量与被解释变量的基本关系,列(2)引入控制变量后的回归结果。结果显示,无论是否纳入控制变量,双重差分模型的回归系数均在1%的水平上显著为负,表明中央环保督察制度显著抑制了高污染企业的金融化行为,支持H1。具体而言,控制企业个体效应、时间效应及其他变量后,如列(2)所示,政策实施使重污染企业金融化程度降低了0.12个百分点。

### 3.3 环境信息披露的中介效应

现有研究普遍表明,环境信息披露对企业金融化具有显著影响。官小燕和刘志彬<sup>[16]</sup>、李慧云等<sup>[21]</sup>指出,提高环境信息披露质量能够激励企业增加实体投资、减少虚拟投资,推动企业“脱虚向实”。徐辉和周孝华<sup>[37]</sup>进一步认为,环境信息披露有助于提升企业投入产出效率,从而抑制金融化。基于此,借鉴江艇<sup>[32]</sup>的机制检验方法,若中央环保督察能够提升企业环境信息披露质量,则可间接证明环境信息披露是中央环保督察抑制重污染企业金融化的重要机制。根据理论分析与中介检验流程,

表4 基准回归与中介机制检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	Finratio	Finratio	Finratio	Edi
Post× Treated	-0.008 8*** (0.003 0)	-0.010 0*** (0.003 0)	-0.010 0*** (0.003 0)	0.089 7*** (0.025 1)
Dual		0.006 7** (0.002 6)	0.006 7** (0.002 6)	-0.007 9 (0.008 7)
Ld		-0.070 5 (0.047 8)	-0.070 5 (0.047 8)	0.038 8 (0.084 5)
Bsize		-0.024 5** (0.009 6)	-0.024 5** (0.009 6)	0.032 6 (0.040 1)
Growth		-0.000 6 (0.000 7)	-0.000 6 (0.000 7)	0.001 6 (0.001 4)
Profit		-0.008 2* (0.004 5)	-0.008 2* (0.004 5)	0.063 2*** (0.022 3)
Age		0.048 6*** (0.014 0)	0.048 6*** (0.014 0)	0.017 7 (0.039 1)
Lev		-0.053 4*** (0.015 4)	-0.053 4*** (0.015 4)	0.035 1 (0.037 4)
常数项	0.047 2*** (0.000 6)	0.027 8 (0.032 9)	0.027 8 (0.032 9)	0.230 7 (0.152 9)
观测值	8 990	8 990	8 990	8 990
R <sup>2</sup>	0.614	0.622	0.622	0.740
时间固定	Yes	Yes	Yes	Yes
个体固定	Yes	Yes	Yes	Yes

注:括号内为聚类到省份和行业层面的稳健标准误;\*、\*\*、\*\*\*分别表示10%、5%、1%的显著性水平。

表4列(3)和列(4)的实证结果显示,Post×Treated系数在1%的水平下显著为正,表明中央环保督察显著促进了重污染企业的环境信息披露,进而抑制了企业金融化,验证了H2。

### 3.4 稳健性检验

#### 3.4.1 控制非平行趋势

为准确评估不同行业与地区的动态影响,通过控制时间变化因素的干扰,在模型(1)中引入了行业-年份与省份-年份的交互固定效应。表5列(1)和列(2)结果显示,Post×Treated回归系数在0.1%的水平下显著为负,进一步验证了研究结论的稳健性。

#### 3.4.2 提前实验期,排除其他政策干扰

本文的结论可能受到2016年实施的多项中国环保政策的影响。2015年7月,中央深化改革领导小组审议通过的《环境保护督察方案(试行)》确立了环保督察机制<sup>[38]</sup>。该政策不仅预示了全面环保监督体系的实施,还在正式运行前对相关企业产生了预期效应。此外,2015年新修订的《环境保护法》推动企业在经济层面更加重视环境保护与可持续发展,可能对其金融资产配置策略产生深远影响。为评估研究结果的稳健性,并探讨企业对环保督察

政策的预期响应,本文特别关注了其他环保政策可能产生的干扰效应。为了更准确地进行研究,借鉴Topalova<sup>[39]</sup>、吕越等<sup>[40]</sup>的研究方法,将研究聚焦于2013—2016年,假定2015年政策效应显现,通过引入实验组与伪实验期(即2015年及之后)的交互项,基于模型(1)进行了基准回归分析。相关回归结果如表5列(3)所示,结果显示回归系数并不显著,这表明其他政策因素对本文结果的潜在影响已被排除。

#### 3.4.3 随机分配实验组,排除非观测因素影响

双重差分法通过引入对照组来构建比较基准,有助于降低需考量的控制变量数量。在基线回归分析中,实施双向固定效应以缓解遗漏变量的影响。尽管如此,仍可能存在一些随时间或空间变化而难以观测和控制的潜在因素。借鉴文献<sup>[41]</sup>~文献<sup>[44]</sup>的相关方法实施个体安慰剂检验,以评估未观测特征的缺失是否会对估计结果产生影响。

依据式(1),Post×Treated的估计系数 $\hat{\beta}$ 为

$$\hat{\beta} = \beta_1 + \gamma \frac{\text{cov}(\text{Treated} \times \text{Post}, \varepsilon_{it} | \mathbf{W})}{\text{var}(\text{Treated} \times \text{Post} | \mathbf{W})} \quad (9)$$

式中:cov为协方差;var为方差; $\mathbf{W}$ 为协方差矩阵。

具体地,本文随机产生一个实施中央环保督察政策的企业名单,从而产生一个错误的估计 $\hat{\beta}$ ,再将上述方案重复500遍,并画出这500个 $\hat{\beta}$ 的分布如图2所示。根据图2的结果, $\hat{\beta}$ 集中分布于0附近且服从正态分布,实际估计系数也显著属于异常值,与安慰剂检验的预期相符(图3)。

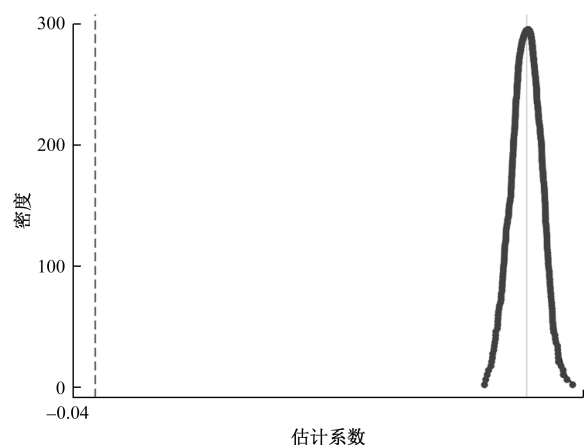


图2 随机分配实验组

#### 3.4.4 替换被解释变量

采用滞后一期的金融化程度指标作为被解释变量进行回归分析,结果呈现在表5列(4)中。实证

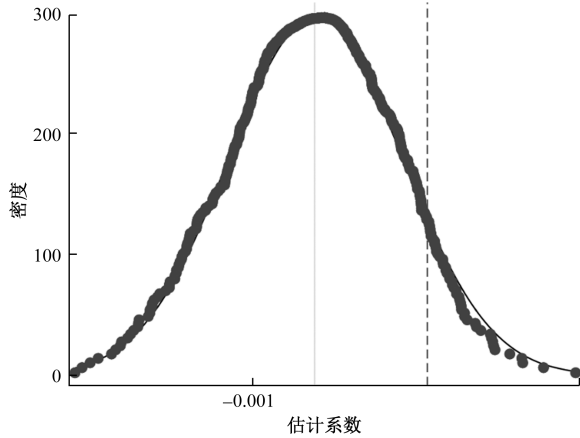


图3 随机分配实验组局部放大版

表5 稳健性检验(1)

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	行业 交乘固定	时间 交乘固定	排除其他 政策的影响	替换被 解释变量
	Finratio	Finratio	Finratio	L. Finratio
Post×Treated	-0.010 0*** (0.003 0)	-0.009 9*** (0.003 1)		-0.006 8*** (0.002 5)
Post×Treated2015			0.002 0 (0.002 0)	
控制变量	控制	控制	控制	控制
常数项	0.027 7 (0.030 0)	1.291 9 (1.999 0)	0.046 0 (0.035 0)	
观测值	8 990	8 990	3 596	8 091
R <sup>2</sup>	0.622	0.622	0.813	0.643
时间固定	Yes	Yes	Yes	Yes
个体固定	Yes	Yes	Yes	Yes

注:括号内为聚类到省份和行业层面的稳健标准误;\*、\*\*、\*\*\*分别表示10%、5%、1%的显著性水平。

数据显示,该变量呈现显著的负向相关性,其统计显著性达到0.1%的置信水平,这一发现进一步验证了研究结论的可靠性。

### 3.4.5 PSM-DID 检验

为克服DID方法在非自然实验场景下的选择性偏误,采用多时点PSM-DID模型进行稳健性检验。参照Liu和Lu<sup>[45]</sup>、Böckerman和Ilmakunnas<sup>[46]</sup>的做法,通过面板数据转换与逐年匹配构建两套匹配样本:第一组基于7项协变量进行截面匹配,剔除非共同支撑样本;第二组实施年度匹配后整合为面板数据。平衡性检验显示两组数据匹配效果良好。如表6列(2)和列(3)所示,PSM-DID估计中Post×Treated系数仍显著为负( $P<0.01$ ),与基准结果方向及显著性一致,证实环保督察抑制企业金融化的政策效果具有稳健性。

表6 稳健性检验(2)

变量	基准回归	截面PSM-DID	逐年PSM-DID
	(1)	(2)	(3)
Post×Treated	-0.010 0*** (-3.307 3)	-0.010 1*** (-3.341 7)	-0.010 2*** (-3.186 3)
控制变量	控制	控制	控制
调整后R <sup>2</sup>	0.579 4	0.578 6	(0.014 4)

注:括号内为聚类到省份和行业层面的稳健标准误;\*、\*\*、\*\*\*分别表示10%、5%、1%的显著性水平。

## 4 进一步分析

### 4.1 技术创新调节环境信息披露的中介效应

表7列(1)结果显示,Post×Treated×Intern(中央环保督察与企业技术创新的交互项)系数为-0.000 1,在5%的水平上显著为负,表明技术创新正向调节了环保督察对企业金融化的抑制效果,支持了H3。这意味着技术创新能力越强的企业,环保督察对其金融化的抑制作用越显著。然而,列(2)和列(3)结果表明,技术创新并未调节环境信息披露的中介效应。

表7 有调节的中介效应检验

变量	(1)	(2)	(3)
	Finratio	Edi	Finratio
Post×Treated	-0.011 0*** (0.002 8)	0.092 1*** (0.024 3)	
Intern	-0.000 0 (0.000 0)	-0.000 0 (0.000 0)	-0.000 0 (0.000 0)
Post×Treated×Intern	-0.000 1** (0.000 0)	0.000 2 (0.000 4)	
Edi			-0.009 2** (0.004 2)
Intern×Edi			0.000 0 (0.000 0)
控制变量	控制	控制	控制
常数项	0.028 8 (0.033 1)	0.227 7 (0.153 8)	0.023 4 (0.032 1)
观测值	8 990	8 990	8 990
R <sup>2</sup>	0.622	0.740	0.622
时间固定	Yes	Yes	Yes
个体固定	Yes	Yes	Yes

注:括号内为聚类到省份和行业层面的稳健标准误;\*、\*\*、\*\*\*分别表示10%、5%、1%的显著性水平。

### 4.2 异质性检验

综上所述,中央环保督察制度显著遏制了重污染企业的金融化倾向,这一现象在整体样本中具有统计显著性。然而,鉴于区域经济发展存在显著不均衡的现状,该政策效果是否在不同发展程度的地区间存在差异性?与此同时,随着中央环保督察机

制强化了对地方政府环境治理行为的监管,这是否能够有效破解长期以来环境规制中存在的政企利益同盟困境?系统性地解答这些疑问,不仅能够深化对中央环保督察政策效果空间异质性的认识,还将为理解其抑制企业金融化行为的边界条件提供重要启示。

#### 4.2.1 地区发展异质性

参考董小红和孙文祥<sup>[47]</sup>、陈德萍和陈永圣<sup>[48]</sup>、单春霞等<sup>[49]</sup>的做法,以各年度省份市场化指数的中位数为基准,将研究区域划分为市场化程度高与市场化程度低两类地区,并据此进行分组检验。表8列(1)和列(2)为产权异质性检验回归结果。研究发现,在市场化程度较强的地区,中央环保督察对重污染企业金融化的抑制作用表现更为显著,而在市场化程度低的地区则未显示出明显的抑制效应。这一发现具有重要的政策启示,加快市场化改革进程不仅能够提升环境规制政策的执行效力,同时也有助于推动重污染企业从虚拟经济领域转向实体经济发展。

#### 4.2.2 产权异质性

基于企业所有制性质,将样本划分为国有和非国有两组分别进行回归。表8列(3)和列(4)结果显示,非国有企业的 Post×Treated 系数在1%的水平上显著为负,而国有企业组未通过显著性检验,表明环保督察对非国企金融化的抑制效果更为明显。这可能源于国有企业凭借其特殊地位和所有制属性,与政府存在天然联系;而非国有企业虽无须政治寻租,但对政策变化更为敏感。因此,建议强化对国有企业的环保督察力度,防范政企关系不当可能导致的政策执行偏差。

表8 异质性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	地区市场化程度低	地区市场化程度高	国有企业	非国有企业
	Finratio	Finratio	Finratio	Finratio
Post×Treated	-0.004 74 (0.005 51)	-0.020 12* (0.009 11)	-0.010 32 (0.007 20)	-0.007 98* (0.004 48)
常数项	0.049 75 (0.049 83)	-0.068 89 (0.045 52)	0.057 99 (0.054 05)	0.009 66 (0.054 60)
观测值	2 997	2 945	2 308	3 633
R <sup>2</sup>	0.690	0.710	0.780	0.660
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes
时间固定	Yes	Yes	Yes	Yes
个体固定	Yes	Yes	Yes	Yes

注:括号内为聚类到省份和行业层面的稳健标准误;\*、\*\*、\*\*\*分别表示10%、5%、1%的显著性水平。

## 5 结论

在中国实体经济面临“脱实向虚”挑战,而正积极推动生态文明建设的背景下,研究环境问责制对重污染企业金融化的影响具有重要现实意义。本文基于2013—2022年沪深A股上市公司数据,采用多期DID方法,考察了环境问责政策对企业金融化的影响。研究发现:一是中央环保督察显著抑制了重污染企业金融化,这一结论通过了稳健性检验;二是其作用机制在于提升环境信息披露质量,而企业技术创新能力正向调节政策效果,但对信息披露的中介效应无调节作用;三是政策效果在经济发达地区和非国企中更为显著。基于上述结论,提出以下几点建议。

第一,加强对高污染行业技术创新的政策支持,充分发挥创新驱动在环境规制中的调节作用;第二,提升环境信息披露质量与透明度,这不仅有助于信息共享,更能优化投资决策,促进可持续发展;第三,加大对国有企业的环保督察力度,防范政企关系不当导致的政策执行偏差,同时推进市场化改革进程,确保环境规制的有效实施。

## 参考文献

- [1] 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,2023,31(4):171-182.
- [2] 张晓燕,吕昕雨.中央环保督察的企业绿色创新效应——基于中国上市工业企业的研究[J].武汉金融,2023(2):55-64.
- [3] 张蕊,叶艳艳.中央环保督察能提升企业环境绩效吗——来自上市工业企业的经验证据[J].江西财经大学学报,2023(6):13-26.
- [4] 湛仁俊,肖庆兰,兰受卿等.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.
- [5] 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?——基于中国上市公司的实证分析[J].浙江大学学报(人文社会科学版),2021,51(3):95-116.
- [6] 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.
- [7] 刘张立,吴建南.中央环保督察改善空气质量了吗?——基于双重差分模型的实证研究[J].公共行政评论,2019,12(2):23-42.
- [8] JIA K, CHEN S. Could campaign-style enforcement improve environmental performance? Evidence from China's central environmental protection inspection[J]. Journal of Environmental Management, 2019, 245: 282-290.
- [9] XU F, TIAN M, YANG J, et al. Does environmental in-

- spection led by the central government improve the air quality in China? The moderating role of public engagement[J]. *Sustainability*, 2020, 12(8): 3316.
- [10] 彭俞超, 韩珩, 李建军. 经济政策不确定性与企业金融化[J]. *中国工业经济*, 2018(1): 137-155.
- [11] 蔡海静, 谢乔昕, 章慧敏. 权变抑或逐利: 环境规制视角下实体企业金融化的制度逻辑[J]. *会计研究*, 2021(4): 78-88.
- [12] 罗伟. 中央环保督察对企业环境信息披露的影响研究[J]. *财会通讯*, 2024(1): 61-65.
- [13] 徐春露. 命令型环境规制对企业金融化的影响——基于新《环保法》的准自然实验[J]. *全国流通经济*, 2022(7): 172-174.
- [14] 陈艺妮, 田敏, 倪夏然. 压力如何转化为动力? 中央环保督察对企业环境信息披露的影响机制研究[J]. *经济社会体制比较*, 2023(3): 124-136.
- [15] 刘亦文, 阳超, 周韶成, 张漾滨. 绿色信贷政策对企业环境信息披露的影响研究[J]. *统计研究*, 2022, 39(11): 73-87.
- [16] 官小燕, 刘志彬. 环境信息披露与企业“脱虚向实”——来自制造业重污染上市公司的经验证据[J]. *软科学*, 2023, 37(10): 107-114.
- [17] 黄贤环, 吴秋生, 王瑶. 实体企业资金“脱实向虚”: 风险、动因及治理[J]. *财经科学*, 2018(11): 83-94.
- [18] 张纯, 吕伟. 信息披露、信息中介与企业过度投资[J]. *会计研究*, 2009(1): 60-65.
- [19] 刘井建, 张冬妮, 李惠竹. 中国上市公司金融化与实业投资研究——对金融化动机及监管效应的再检验[J]. *管理评论*, 2022, 34(1): 37-50.
- [20] 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.
- [21] 李慧云, 刘倩颖, 李舒怡, 等. 环境、社会及治理信息披露与企业绿色创新绩效[J]. *统计研究*, 2022, 39(12): 38-54.
- [22] 丁杰. 绿色信贷政策、信贷资源配置与企业策略性反应[J]. *经济评论*, 2019(4): 62-75.
- [23] PORTER M. America's green strategy[J]. *Business and Environment: A Reader*, 1996, 33: 1072.
- [24] 徐辉, 周孝华, 周兵. 环境信息披露对研发投入产出效率的影响研究[J]. *当代财经*, 2020(8): 139-149.
- [25] 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.
- [26] 杜勇, 谢瑾, 陈建英. CEO金融背景与实体企业金融化[J]. *中国工业经济*, 2019(5): 136-154.
- [27] 刘畅, 张景华, 王希瑞. 行政审批制度改革与企业金融化——基于行政审批中心建立的准自然实验分析[J]. *产业经济研究*, 2021(1): 100-112.
- [28] 王瑶, 黄贤环. 内部控制与实体企业金融化: 治理效应抑或助推效应[J]. *财经科学*, 2020(2): 26-38.
- [29] 李馨子, 牛煜皓, 张广玉. 客户集中度影响企业的金融投资吗? [J]. *会计研究*, 2019(9): 65-70.
- [30] 孙莹, 吴烁, 王竹泉. 绿色信贷政策对重污染企业“脱实向虚”的影响[J]. *中国人口·资源与环境*, 2023, 33(3): 91-101.
- [31] 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.
- [32] 江艇. 因果推断经验研究中的中介效应与调节效应[J]. *中国工业经济*, 2022(5): 100-120.
- [33] 王茂斌, 叶涛, 孔东民. 绿色制造与企业环境信息披露——基于中国绿色工厂创建的政策实验[J]. *经济研究*, 2024, 59(2): 116-134.
- [34] 任胜钢, 胡兴, 袁宝龙. 中国制造业环境规制对技术创新影响的阶段性差异与行业异质性研究[J]. *科技进步与对策*, 2016, 33(12): 59-66.
- [35] 温忠麟, 叶宝娟. 有调节的中介模型检验方法: 竞争还是替补? [J]. *心理学报*, 2014, 46(5): 714-726.
- [36] JACOBSON L S, LALONDE R J, SULLIVAN D G. Earnings losses of displaced workers[J]. *The American Economic Review*, 1993, 83(4): 685-709.
- [37] 徐辉, 周孝华, 周兵. 环境信息披露对研发投入产出效率的影响研究[J]. *当代财经*, 2020(8): 139-149.
- [38] 盛明科, 岳洁. 生态治理体系现代化视域下地方环境治理逻辑的重塑——以环保督察制度创新为例[J]. *湘潭大学学报(哲学社会科学版)*, 2022, 46(3): 99-104.
- [39] TOPALOVA P. Factor immobility and regional impacts of trade liberalization: evidence on poverty from India [J]. *American Economic Journal: Applied Economics*, 2010, 2(4): 1-41.
- [40] 吕越, 陆毅, 吴嵩博, 等. “一带一路”倡议的对外投资促进效应——基于2005—2016年中国企业绿地投资的双重差分检验[J]. *经济研究*, 2019, 54(9): 187-202.
- [41] 周茂, 陆毅, 杜艳, 等. 开发区设立与地区制造业升级[J]. *中国工业经济*, 2018(3): 62-79.
- [42] 宋弘, 孙雅洁, 陈登科. 政府空气污染治理效应评估——来自中国“低碳城市”建设的经验研究[J]. *管理世界*, 2019, 35(6): 95-108.
- [43] LA FERRARA E, CHONG A, DURYEYEA S. Soap operas and fertility: evidence from Brazil[J]. *American Economic Journal: Applied Economics*, 2012, 4(4): 1-31.
- [44] LIU Q, LU Y. Firm investment and exporting: evidence from China's value-added tax reform[J]. *Journal of International Economics*, 2015, 97(2): 392-403.
- [45] BÖCKERMAN P, ILMAKUNNAS P. Unemployment and self-assessed health: evidence from panel data[J]. *Health Economics*, 2009, 18(2): 161-179.
- [46] 谢申祥, 范鹏飞, 宛圆渊. 传统PSM-DID模型的改进与应用[J]. *统计研究*, 2021(2): 146-160.
- [47] 董小红, 孙文祥. 企业金融化、内部控制与审计质量[J]. *审计与经济研究*, 2021, 36(1): 26-36.
- [48] 陈德萍, 陈永圣. 股权集中度、股权集中度与公司绩效关系研究——2000—2009年中小企业板块的实证检验[J]. *会计研究*, 2011(1): 38-43.
- [49] 单春霞, 李倩, 仲伟周, 等. 政府补贴、股权结构与创业板上市公司成长性——基于企业异质性视角[J]. *经济问题*, 2021(1): 39-46.

## Environmental Accountability Risks and Corporate Financialization: The Mediating Effect of Environmental Disclosure

HOU Xuan

(College of Economics and Management, Qingdao University of Science and Technology, Qingdao 266000, Shandong, China)

**Abstract:** Based on the data of A-share listed companies from 2013 to 2022, the multi-period DID method and the central ecological environment protection inspection were used as a natural experiment to analyze the impact mechanism of the “combination of coercion and public participation” type of environmental accountability on the financialization of enterprises. The study finds that environmental accountability significantly inhibits the financialization of heavily polluting firms. Its path of action is realized through improving the quality of environmental information disclosure. Corporate technological innovation positively strengthens the inhibitory effect of accountability on financialization but does not modulate the mediating effect of information disclosure. The heterogeneity analysis shows that the inhibitory effect of environmental accountability is more significant under the high level of marketization and the strong linkage between the government and the enterprises.

**Keywords:** central environmental protection inspectorate; environmental accountability; financialisation of businesses; intermediary effect