

# 环境规制与制造业企业投资效率

## ——基于中央环保督察的准自然实验

杨永聪 刘丽冰 刘慧婷\*

**摘要:**本文应用2008—2019年A股制造业上市企业数据,以中央环保督察作为外生冲击事件进行准自然实验,采用多期PSM-DID模型分析中央环保督察对企业投资效率的影响。研究表明:中央环保督察的实施显著提高了制造业企业的投资效率,并且主要体现在对企业过度投资的抑制而非对企业投资不足的改善。进一步研究发现,降低代理成本和缓解信息不对称是中央环保督察提高企业投资效率的重要渠道机制。此外,中央环保督察对不同地区和不同规模制造业企业投资效率的影响存在异质性。其中,在环境保护力度较弱的地区,中央环保督察对企业投资效率的促进效应更为显著;而对于规模较大的企业,中央环保督察对企业投资效率的提升效果也更为明显。在进行一系列稳健性检验后,本文研究结论依然成立,这为完善中央环保督察的实施机制以及提高企业投资效率提供了参考依据。

**关键词:**中央环保督察;投资效率;代理成本;信息不对称

### 一、引言

企业能否实现资源的最优配置,有效提高投资效率,不仅决定了企业在市场上的竞争力,而且关系到宏观经济运行质量和发展前景。但是,我国企业尤其是制造业企业投资效率相对较低,这也导致我国制造业长期存在“大而不强”以及“脱实向虚”等问题。在这一背景下,考察制造业企业投资效率的提升机制,对于保持制造业比重基本稳定、促进经济高质量发展有

---

\*杨永聪,广东外语外贸大学粤港澳大湾区研究院,大湾区建设与区域协调发展实验室,粤商研究中心,邮政编码:510006,电子信箱:201610027@oamail.gdufs.edu.cn;刘丽冰,广东外语外贸大学经济贸易学院,邮政编码:510006,电子信箱:lb13373812438@163.com;刘慧婷,广东金融学院会计学院,邮政编码:510521,电子信箱:huitingliu89@126.com。

本文系广东省自然科学基金青年提升项目“‘双碳’目标下地区间环境规制互动对企业绿色发展的影响研究”(2023A1515030075),教育部人文社会科学基金青年项目“粤港澳大湾区科技创新合作机制研究”(20YJC630006)和广东省哲学社会科学规划基金青年项目“城市人才政策对产业结构转型升级的影响与作用机制研究”(GD22YYJ09)的阶段性成果。感谢匿名审稿人提出的宝贵意见。文责自负。

重要现实意义。

从学术研究的角度看,企业的投资决策行为及其投资效率问题也得到了学术界的关注。已有研究表明,企业的投资决策行为及其投资效率会受到外部政策性因素的显著影响(于斌斌等,2019;曹越等,2020)。投资决策作为企业关键的财务活动之一,是企业进行扩大再生产的关键环节。在现实不完美的资本市场中,企业管理层在进行投资决策时不仅需要考虑投资项目的净现值,而且还要考虑外部环境变化的影响。对于制造业企业而言,其所面临的一个重要外部环境变化在于以“双碳”战略目标为导向的绿色化转型压力持续提升。那么,我国经济高质量发展背景下环境规制力度的提升会对制造业企业投资效率带来何种影响?其影响机制又是如何?对上述问题进行研究,有利于更好地理解环境规制政策在企业投资层面的治理效应,为促进制造业企业高质量发展提供参考依据。

近年来,我国环境规制政策领域中较有典型意义且对制造业企业投资行为影响较大的是始于2016年的中央环保督察工作。从2016到2017年间,我国在以河北为试点开展督察的基础上,分4批次对各省、自治区、直辖市开展了中央环保督察工作。中央环保督察有显著的多层次环境治理体系特点,已经成为我国环境治理的重大举措。中央环保督察将传统的“督企”与“督政”转为党政同责,压实了地方政府保护生态环境的主体责任,被视为我国前所未有、史上最严的环保举措(谌仁俊等,2019)。已有研究表明,中央环保督察对空气污染具有显著的降低效果(王岭等,2019;邓辉等,2021;Lin et al., 2021),并且这一减排效果有延续性(Jia & Chen, 2019;涂正革等,2020)。特别是,中央环保督察有利于促进企业开展绿色创新活动,最终通过企业绿色化转型升级达到环境绩效和经济绩效同时改进的双赢局面(李依等,2021;杨永聪等,2022)。

从总体上看,现阶段研究大多停留在对中央环保督察的污染治理效果及企业环境绩效进行考察,鲜有考察中央环保督察对企业投资效率的影响效应。事实上,中央环保督察作为一项重大的环境治理举措,显然会对企业特别是重污染企业的投资决策及其投资效率产生影响。为此,本文将中央环保督察作为准自然实验,以2008—2019年中国沪深交易所全部A股制造业企业年度数据作为样本,运用多期PSM-DID方法考察中央环保督察对企业投资效率的影响及主要渠道。本文的边际贡献体现在以下三个方面:第一,现有文献主要从污染治理、绿色创新、环境绩效等方面来研究中央环保督察的影响效应,而本文基于投资效率视角探析了中央环保督察与企业投资行为之间的关系,这是对现有中央环保督察效果研究的有益补充;第二,本文的实证研究发现,中央环保督察对制造业企业投资效率的促进作用主要体现在抑制了企业过度投资而非改善了企业投资不足,这一研究发为更好地提升企业资源配置效率提供了基于环境规制政策维度的思路;第三,本文提出并检验了中央环保督察影响企业投资效率的两个渠道,结果表明中央环保督察能够通过降低代理成本和缓解信息不对称来促进

制造业企业投资效率的提升,为进一步优化中央环保督察制度设计、促进制造业企业高质量发展提供了经验证据。

本文后续结构安排如下:第二部分为文献综述与理论分析,提出实证研究待检验命题;第三部分为研究设计,对实证研究的模型设定和变量定义进行说明;第四部分为实证检验与分析,对实证检验得到的研究结果进行阐述;第五部分和第六部分分别为异质性分析和稳健性检验,第七部分为研究结论。

## 二、理论分析与研究假说

中央环保督察作为中国环境保护领域的一项新的制度设计,旨在解决地方政府环保责任落实不到位的问题。如图1所示,中央环保督察工作具有“三阶段、七环节、多方式”的基本特征,有效提升了环境规制的权威性、有效性和系统性。总体而言,中央环保督察以党政同责的威慑性以及“回头看”追踪的持续性,督促地方政府整改环境问题,对排污超标的企业形成有效的震慑(王强等,2019)。与此同时,中央环保督察强调公众参与和媒体监督,具有较强的社会动员效应,能够有效应对边缘化或隐蔽化的环境污染问题,从而巩固督察成果的有效性(郑思尧、孟天广,2021)。

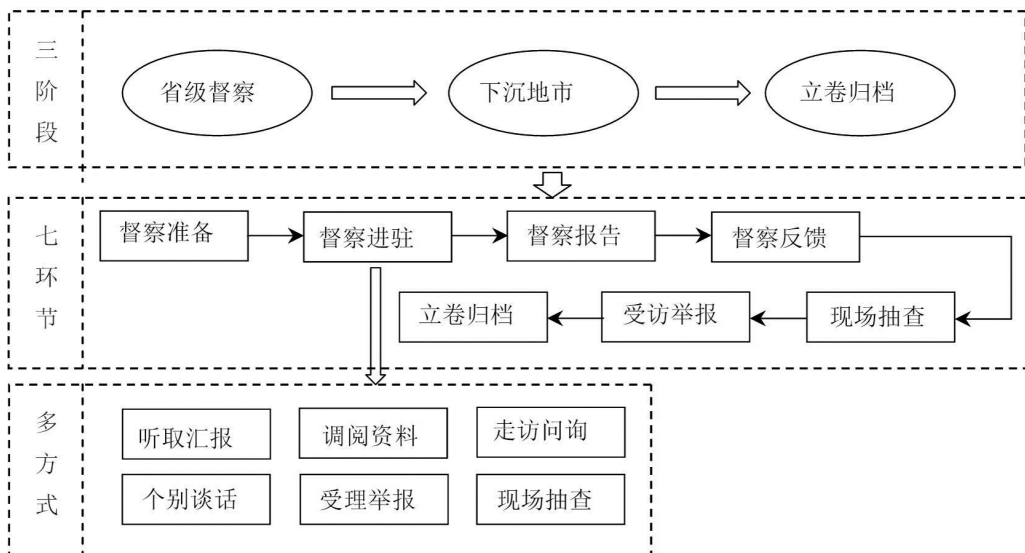


图1 中央环保督察的运行机制

包括中央环保督察在内的环境规制政策对企业投资行为有较为明显的导向作用。严格的环境规制政策会提高企业环境合规成本与污染治理成本,弱化企业投资动机,从而缩小投资规模。面临较强的环境规制时,企业更倾向于以减产作为环境规制政策的响应策略,导致环境规制政策执行效果存在只减排、不增效的问题(于斌斌等,2019)。值得注意的是,环境规

制对企业投资决策的影响效应与企业的议价能力密切相关,企业较强的议价能力可能会引发规制俘获,从而削弱了环境规制对企业投资决策的导向作用(Wang et al., 2003)。曹越等(2020)的研究则表明,环境规制通过高额罚款和限制银行债务融资增加了企业的财务风险,倒逼重污染企业抑制投资过度,从而提高投资效率。

中央环保督察党政同责和一岗两责的督政机制确保了地方环保工作权责一致,并将官员晋升考核与环保绩效挂钩,提高了企业所面临的环境治理压力,企业投资经营状况势必受到影响(Chen et al., 2011;步丹璐、黄杰,2013)。一方面,中央环保督察引入了社会公众监督体制(郭施宏,2019),导致管理层谋取私利行为的机会成本增加,弱化了管理层为自身私有利益进行无效投资的动机,从而推动企业投资效率的提高(罗进辉,2012)。另一方面,中央环保督察以党政同责的威慑性以及“回头看”追踪的持续性,通过严格的规制措施显著提高了被督察地区的环境规制强度。而越严格的环境监管越能促使企业自主披露环境信息,有效缓解信息不对称问题,进而降低投资者因为信息不充分导致投资策略失误以及由此所带来的非效率投资可能性。此外,企业除了需应对法律法规等正式环境规制外,还受到非正式环境规制的约束(郑思尧、孟天广,2021)。企业若单纯追求经济利益而不顾及环境违法成本,可能会因为在投资项目中出现环境违法行为而引致商誉受损、停业整顿以及环境诉讼等严重后果,这在开展中央环保督察的地区表现尤为突出。因此,基于预防性动机,面对中央环保督察带来的潜在风险,企业不得不提高投资决策行为效率,减少非效率投资,提升投资质量。基于上述分析,本文提出以下假说。

假说H1:中央环保督察显著提高了制造业企业的投资效率。

如果中央环保督察提高了制造业企业投资效率的假说成立,那么这一效果主要是体现于对投资过度的抑制还是对投资不足的改善呢?一方面,我国重污染企业的投资项目往往需经环保局、国土资源局等政府部门的审批,部分具有较大盈利空间的投资项目会因为中央环保督察而变得不具备投资可行性,投资过度的可能性在开展中央环保督察后下降。与此同时,更严格的环保督察也会促使银行基于风险规避动机而贯彻落实绿色信贷政策。研究表明,绿色信贷政策显著限制了污染型企业向银行等金融机构获取信贷融资的贷款能力,削弱了重污染企业管理层可自由支配现金流的能力(Lemmon & Roberts, 2010),而且较严格的环境规制有可能促使企业为达到环境合规而实施的污染治理挤占了投资资金,从而导致管理层为个人声誉进行机会主义过度投资的能力受限。此外,环境规制力度的增强导致企业对未来预期产生不确定性,从而促使企业推迟或减少投资(Greenstone, 2002)。

另一方面,环境规制政策使得企业面临较高的环保压力,从而促使企业主动披露环境信息(陈璇、钱维,2018),提高了企业内外部使用者之间的信息透明度(Plumlee et al., 2015),使企业在拥有较好的投资项目时能够及时获取外部融资,从而改善投资不足(钟马、徐光华,

2017;潘捷等,2022)。特别是,受环境规制政策对企业产能导向作用的影响,污染治理可能会提高企业生产的最小有效规模,污染严重的企业可能会通过加大对固定资产尤其是环保设备的投资作为环境规制政策的响应策略,进而有效弱化投资不足问题。因此,中央环保督察对企业投资效率的改善效应既有可能体现于对投资过度的抑制,也有可能体现于对投资不足的改善。基于以上讨论分析,本文提出以下待检验的对立性假说。

假说 H2a: 中央环保督察对制造业企业投资效率的提升作用主要体现在存在过度投资的企业中。

假说 H2b: 中央环保督察对制造业企业投资效率的提升作用主要体现在存在投资不足的企业中。

已有研究验证了企业的委托代理问题和信息不对称是影响企业非效率投资的重要因素。在委托代理问题上,一方面,企业管理层可能会基于“掏空”企业动机而投资于净现值为负的投资项目,使得企业的资金财富流向投资收益为负的非效率投资项目,加剧了企业过度投资(钟海燕等,2010;刘星等,2014)。另一方面,风险厌恶型的职业经理人可能会通过放弃不利于自己净现值为正的投资项目的消极投资行为来规避风险以巩固职位和维护自身声誉,由此导致投资不足(王霞等,2008)。在信息不对称带来的非效率投资问题上,一方面,信息不对称往往会产生逆向选择问题,从而会扭曲资源配置,导致投资过度和投资不足(刘行、叶康涛,2013)。袁振超和饶品贵(2018)的研究验证了由信息不对称所引发的逆向选择问题往往会加剧企业非效率投资程度,因此缓解企业内外部信息不对称,加强企业信息沟通是提高资源配置效率的关键。另一方面,信息不对称所引致的道德风险同样会导致企业的非效率投资问题。信息不对称会导致股东难以对管理者的机会主义行为进行有效监管,容易导致出现管理层放弃净现值为正的投资项目所引发的投资不足现象,或者管理层基于获得期权激励等动机而投资净现值为负的投资项目所造成的投资过度现象,进而加剧了企业的非效率投资程度(王茂林等,2014)。

从实践的情况来看,中央环保督察不仅有效减少了污染物排放,提升了地区环境质量,也对企业的投资行为产生了明显的导向作用。特别是,中央环保督察具备的“三阶段、七环节、多方式”特征不仅有效挤压了企业管理层采取机会主义行为逃避环境监管的空间,也有助于缓解由委托代理问题或信息不对称引发的企业投资低效现象。具体来看,中央环保督察可以通过以下两个渠道促进企业投资效率的提高:一是降低代理成本渠道,中央环保督察鼓励公众参与、全民监督,对企业代理人的机会主义行为形成了震慑效应;二是缓解信息不对称渠道,中央环保督察促使企业更充分披地露环保信息和履行环境保护社会责任,有利于降低内部人和外部投资者信息不对称程度,从而提高资金的使用效率和配置效率,最终提高企业投资效率。如图2所示。

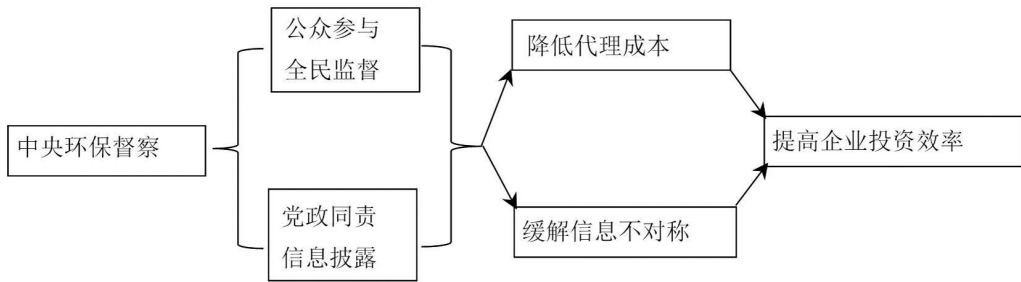


图2 中央环保督察影响企业投资效率的渠道

从降低企业代理成本角度来看,在中央环保督察组进驻期间,督察组通过设立专门的举报电话和邮政信箱、听取群众信访来电举报等多种途径,为公众参与环境治理提供了有效的渠道和平台。公众关注和媒体监督给企业代理人带来的环境舆论压力和经营不善的个人声誉压力提高了代理人攫取私利的成本,使得企业代理人为个人利益进行套利的空间受到限制,促使企业代理人减少企业能耗和不必要的资源浪费并作出符合股东利益目标的决策(梁红玉等,2012;叶勇等,2013;李力、刘全齐,2016)。这不仅对降低企业代理成本具有重要积极意义,而且也有效引导资本在企业间合理流动、提高企业资本配置效率创造了条件。基于此,提出以下假说。

假说 H3: 中央环保督察通过降低代理成本提高制造业企业的投资效率。

从缓解信息不对称机制来看,中央环保督察党政同责和一岗两责的监督机制形成威慑效应,强化了环境治理的权威性,并且通过及时整改的严格要求迫使地方政府加强环境整治,通过治污责任转移提高了企业面临的环境规制压力。环境信息披露指标是投资者衡量企业环保绩效与承担社会责任态度的重要依据(陶克涛等,2020)。因此,当面临着较高的环保压力时,企业倾向于通过履行环境保护社会责任和披露环保信息来提升企业自身形象(占华,2021),而高质量的环境信息披露有助于外部投资者更充分了解企业的环境信息情况,降低了内部人和外部投资者信息不对称程度,从而有效降低投资者进行逆向选择和资金错配行为的概率(刘行、叶康涛,2013),进而提高企业的资产配置效率(Cook et al., 2019; Wang et al., 2020)。同时,随着环境规制日益严苛,环境信息已成为社会责任报告中各方利益关注的重点以及投资者判别投资风险水平的重要途径,而企业的社会责任信息披露则可以推动企业投资效率的提升,并且这种推动作用是通过发挥治理效应和声誉效应实现的(陈璇、钱维,2017)。基于以上讨论分析,本文提出以下假说。

假说 H4: 中央环保督察通过缓解信息不对称提高制造业企业的投资效率。

### 三、研究设计

#### (一) 变量定义

##### 1. 被解释变量

Richardson(2006)构建的投资效率模型在理论界被广泛使用,已经成为测度企业投资效率的主流权威模型(曹亚勇等,2012;刘慧龙等,2014)。本文借鉴Richardson(2006)投资效率测度方法,构建以下模型估计企业的投资效率水平:

$$Inv_{it} = \beta_0 + \beta_1 Inv_{it-1} + \beta_2 Lev_{it-1} + \beta_3 Size_{it-1} + \beta_4 Tobin_{it-1} + \beta_5 Ocf_{it-1} + \beta_6 Age_{it-1} + \beta_7 Roe_{it-1} + \beta_8 Ret_{it-1} + \mu_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中,模型残差值  $\varepsilon_{it}$  表示企业投资非效率程度,记为  $Einv_{it} = |\varepsilon_{it}|$ ,  $Einv_{it}$  取值越高,企业投资效率就越低;  $Inv_{it}$  表示企业的投资规模,具体由构建固定资产、无形资产和其他长期资产所支付的现金减去处置固定资产、无形资产和其他长期资产所收回的现金后与年末总资产的比值来衡量;  $Lev_{it-1}$  为滞后一期的企业资产负债率,用总负债和总资产的比值表示;  $Size_{it-1}$  为滞后一期的企业规模,由企业年末总资产取对数衡量;  $Tobin_{it-1}$  为滞后一期的企业投资机会,由托宾Q值衡量;  $Ocf_{it-1}$  为滞后一期的企业经营活动现金流量与总资产的比值;  $Age_{it-1}$  为滞后一期的企业年龄;  $Roe_{it-1}$  为滞后一期的企业净资产收益率;  $Ret_{it-1}$  表示滞后一期的企业的每股收益。此外,上述测算模型还控制了企业个体固定效应  $\mu_i$  和时间固定效应  $\eta_t$ 。

##### 2. 中介变量

(1)代理成本。已有研究大多采用管理费用率、总资产周转率作为代理成本的替代变量(杨玉凤等,2010;梁红玉等,2012)。由于总资产收益率反映了管理层在资金运行方面的效率,因此其反映的委托代理问题更能影响管理层的投资决策,基于此,本文参考Ang等(2000)的做法,采用总资产周转率来衡量代理成本,总资产周转率由营业收入与期末总资产的比值来衡量。一般而言,总资产周转率越高,代理成本越低。

(2)信息不对称。Chung等(2014)认为市场的交易量能从侧面反映投资者对企业的投资意愿,但短期市场交易量容易受到外部环境的影响,因此可以用公司股票年周转率来衡量信息不对称程度。本文参考上述研究成果,采用企业股票的年周转率来衡量信息不对称水平,股票年周转率为企业股票年交易总量与该企业发行全部流通股的比值来衡量。一般而言,企业的股票年周转率越低,信息不对称程度越高。

##### 3. 控制变量

本文的控制变量有:企业盈利能力,由净利润与所有者权益的比值来表示;机构投资者持股比例;高管前三名薪酬水平;监事会规模;股权集中度,由第一大股东与第二大股东持股比例

的比值来衡量;虚拟变量两职合一,董事长和总经理兼任取值为1,否则为0;资产负债率,用企业总负债和总资产的比值表示;企业规模,由企业年末总资产取对数衡量。为克服模型潜在的内生性问题,本文在模型估计时对控制变量均进行了滞后一期处理。各变量定义与说明详见表1。

表1 变量定义表

变量名称	变量符号	变量定义
非效率投资	<i>Einv</i>	模型(1)回归残差的绝对值
交互项	<i>Treated</i> × <i>After</i>	实验期与处理组的交互项
代理成本	<i>Agc</i>	营业收入/企业总资产
信息不对称	<i>Eca</i>	股票年周转率
盈利能力	<i>Pfb</i>	净利润/所有者权益
机构投资者持股比例	<i>Ins</i>	机构投资者持股比例
高管前三名薪酬水平	<i>Cash</i>	高管前三名薪酬总额取对数
监事会规模	<i>Ccd</i>	监事人数取对数
股权集中度	<i>Zid</i>	第一大股东与第二大股东持股比例的比值
两职合一	<i>Ced</i>	董事长和总经理兼任为1,否则为0
企业规模	<i>Size</i>	企业年末总资产取对数
资产负债率	<i>Lev</i>	总负债和总资产的比值

## (二)模型设定

由于中央环保督察组是从2016年1月在河北省试点后逐步向全国其他省份进行全覆盖的督察行动,即不同省份实施督察的时间不一致。为精准识别中央环保督察对制造业企业投资效率的影响,本研究采取多期双重差分法进行分析。此外,鉴于实验组和对照组的划分不是随机的,因此本文采用由 Heckman 等(1976)提出的倾向得分匹配与双重差分结合的方法(PSM-DID)实证检验中央环保督察对制造业企业投资效率的影响效应,以更好地控制潜在的样本选择偏误对实证检验结果的影响。

考虑到服务业企业较少会受到环境规制措施的直接约束,本文研究样本仅包含制造业企业样本。从以下角度构造实验组和对照组:鉴于重污染企业是中央环保督察主要的整治对象,故将属于重污染行业的制造业企业设为实验组,将不属于重污染行业的制造业企业设为对照组。具体而言,选取制造行业中污染排放量位居前十的行业作为重污染制造业,包括农副食品加工业,食品制造加工业、炼焦和核燃料加工业,化学原料及化学制品制造业,非金属矿物制品业,纺织业,医药制造业,有色金属冶炼及压延加工业,造纸及纸制品业,石油、黑色金属和有色金属冶炼及压延加工业,其他制造业则作为非重污染制造业。基准模型设定如下:

$$Einv_{it} = \alpha_1 + \beta_{11}Treated_i + \beta_{12}After_t + \beta_{13}Treated_i \times After_t + \lambda X_{it-1} + \mu_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

在模型(2)中,被解释变量  $Einv_{it}$  表示制造业企业非效率投资程度,交互项  $Treated_i \times After_t$  表示制造业企业是否接受中央环保督察的虚拟变量,当且仅当污染型企业所在省份展开督察时取值为1,否则取值为0,而  $X_{it}$  为控制变量。此外,回归模型还控制了企业



个体固定效应  $\mu_i$  和时间固定效应  $\eta_t$ 。如果  $\beta_{13}$  显著为负,则说明中央环保督察对制造业企业的投资效率产生显著的正向作用,假说 H1 成立。需要注意的是,由于处理组虚拟变量  $Treated_i$  不随时间变化而被企业固定效应所吸收,因此本文不汇报  $Treated_i$  的回归系数。

在基准回归的基础上,本文进一步对中央环保督察作用于制造业企业投资效率的渠道机制进行检验。具体来说,在第一阶段,本文主要通过模型(3)和模型(4)检验中央环保督察对代理成本和信息不对称的影响效应:

$$Agc_{it} = \alpha_2 + \beta_{21}Treated_i + \beta_{22}After_t + \beta_{23}Treated_i \times After_t + \lambda X_{it-1} + \mu_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$Eca_{it} = \alpha_3 + \beta_{31}Treated_i + \beta_{32}After_t + \beta_{33}Treated_i \times After_t + \lambda X_{it-1} + \mu_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

在模型中,被解释变量  $Agc_{it}$  和  $Eca_{it}$  分别表示企业的代理成本和信息不对称程度。如果系数  $\beta_{23}$  和  $\beta_{33}$  为正且显著,则说明中央环保督察显著降低了企业的代理成本和缓解了信息不对称程度。

第二阶段,本文参考方杰等(2014)的研究,使用中介效应结构方程模型检验代理成本和信息不对称在中央环保督察对制造业企业投资效率的影响效应中发挥的中介效应。由于中介效应存在非线性分布特征,为避免非参数百分位 Bootstrap 得出的置信区间可能存在的偏误,本文采用偏差校正的非参数百分位 Bootstrap 法对中介效应进行检验。如果 95% 置信区间上下限均为正或负,即不包含 0,则说明代理成本和信息不对称是中央环保督察影响制造业企业投资效率的重要渠道机制,假说 H3、H4 得到验证。

### (三)数据说明

本文选取 2008—2019 年全国沪深两市 A 股市场中制造业企业的年度非平衡面板数据进行回归分析,各类统计指标的原始数据均来源于 CSMAR 数据库《中国统计年鉴》。为了确保回归结果的稳健性,对样本数据进行如下处理:(1)剔除财务数据异常的 ST 以及 \*ST 样本;(2)剔除关键变量数据严重缺失的样本;(3)对所选取的连续变量均进行 1% 和 99% 水平的 Winsorize 处理。

## 四、实证检验和分析

### (一)描述性统计

本文主要变量的描述性统计见表 2。由表 2 可知,制造业企业投资效率的均值为 0.0337,标准差为 0.0302,说明投资效率在样本制造业企业中普遍较低,且企业之间的差异不大。中介变量代理成本的均值为 0.6531,标准差为 0.3811,说明样本制造业企业中的代理成本问题严重程度相当;而信息不对称的样本均值为 5.6834,标准差为 4.5923,说明不同的制造业企业中信息不对称程度差异较大。处理组虚拟变量的均值为 0.3891,即样本中有将近 40% 的制造业企业被列为实验组,说明实验组和对照组的样本数量相当。此外,所有控制变量的标准差

数值均较小且相差不大,说明样本制造业企业中各控制变量的差异不明显。

表 2 核心变量描述性统计

变量名称	观测数	样本均值	标准差	最小值	最大值
投资效率	14306	0.0337	0.0302	0.0004	0.1651
处理组虚拟变量	17859	0.3891	0.4876	0.0000	1.0000
代理成本	18172	0.6531	0.3811	0.1076	2.3120
信息不对称	13797	5.6834	4.5923	0.5233	24.517
盈利能力	18177	0.0637	0.1341	-0.7349	0.4053
机构者持股比例	13981	0.4349	0.2478	0.0028	0.9067
高管前三名薪酬水平	13975	14.289	0.7309	12.525	16.247
监事会规模	14015	1.2225	0.2362	1.0986	1.9459
股权集中度	18174	0.0918	0.1554	0.0100	1.0000
两职合一	17976	0.2963	0.4567	0.0000	1.0000
企业规模	18176	21.8626	1.2026	16.6492	27.4677
资产负债率	18176	0.4240	0.9475	0.0071	96.9593

### (二)倾向得分匹配结果

本文采用核匹配法对样本数据进行倾向得分匹配,并对匹配结果进行了平衡性检验,检验结果见表3。从表3的结果中可看出,除盈利能力指标外,大部分匹配变量在匹配之后的标准化偏差绝对值大幅下降且均小于10%,并且t统计量均不显著,这说明匹配后实验组和对照组不存在系统性差异,满足进行双重差分的共同趋势假设前提。

表 3 倾向得分匹配平衡性检验结果

匹配变量	匹配	均值		标准化偏差 (%)	标准化偏差变化 (%)	t 统计量	T 检验 p> t
		实验组	对照组				
<i>Pfb</i>	匹配前	0.0665	0.0662	0.2	-428.3	0.11	0.914
	匹配后	0.0665	0.0679	-1.1		-0.52	0.601
<i>Ins</i>	匹配前	0.4452	0.4308	5.9	75.2	2.95	0.003
	匹配后	0.4452	0.4416	1.5		0.66	0.509
<i>Cash</i>	匹配前	14.332	14.379	-6.5	76.3	-3.31	0.001
	匹配后	14.332	14.343	-1.5		-0.69	0.487
<i>Ccd</i>	匹配前	1.2633	1.2060	23.6	85.0	12.07	0.000
	匹配后	1.2633	1.2547	3.6		1.49	0.137
<i>Zid</i>	匹配前	0.0969	0.0832	9.4	62.4	4.81	0.000
	匹配后	0.0969	0.0918	3.5		1.52	0.128
<i>Ced</i>	匹配前	0.2659	0.3020	-8.0	92.7	-4.00	0.000
	匹配后	0.2659	0.2685	0.6		0.27	0.790
<i>Size</i>	匹配前	22.249	22.073	14.8	87.0	7.39	0.000
	匹配后	22.249	22.226	1.9		0.84	0.402
<i>Lev</i>	匹配前	0.4194	0.4116	4.0	41.8	1.99	0.047
	匹配后	0.4194	0.4149	2.3		1.05	0.296

(三)基准回归结果

表4报告了匹配前DID和匹配后PSM-DID的基准回归结果。从表4的结果中可看出,匹配前后的交互项系数均显著为负。在加入一系列控制变量后,其系数依然显著为负,这说明中央环保督察对制造业企业的投资效率存在正效应,假说H1得到验证。这是因为:一方面,中央环保督察党政同责和一岗两责的督察理念,对各级地方政府部门传导出治理、问责和整改三重强制性制度压力,强化了地方政府进行生态环境保护的动机,切实提高了督察地区环境规制压力,对排污超标的企业形成震慑作用,进而促使企业调整投资行为,以满足环保合规性要求;另一方面,中央环保督察引入了公众和媒体所形成的监督同盟,对企业管理层的投资行为形成较大的市场压力,弱化了管理层为私人利益进行无效投资的可能性。因此,在地方政府部门自上而下的问责压力与公众媒体自下而上的外部压力共同作用下,企业管理层不得不优化投资策略,从而为投资效率的提升创造了条件。

表4 基准回归结果

变量	匹配前 DID		匹配后 PSM-DID	
	未加入控制变量 (1)	加入控制变量 (2)	未加入控制变量 (3)	加入控制变量 (4)
<i>Treated</i> × <i>After</i>	-0.0031** (-2.39)	-0.0044*** (-3.07)	-0.0027* (-1.84)	-0.0042*** (-2.89)
<i>After</i>	0.0018 (1.22)	0.0041** (2.48)	0.0032* (1.90)	0.0039** (2.34)
<i>Pfb</i>		0.0001*** (7.34)		0.0001*** (6.75)
<i>Ins</i>		0.0150*** (3.91)		0.0145*** (3.74)
<i>Cash</i>		0.0007 (0.65)		0.0007 (0.58)
<i>Lccd</i>		-0.0048* (-1.82)		-0.0053** (-1.97)
<i>Zid</i>		0.0005 (0.31)		0.0004 (0.23)
<i>Ced</i>		0.0009 (0.75)		0.0009 (0.76)
<i>Size</i>		-0.0049*** (-3.82)		-0.0047*** (-3.61)
<i>Lev</i>		-0.0170*** (-3.69)		-0.0179*** (-3.80)
常数项	0.0388 (30.20)	0.1366 (5.21)	0.0376 (26.98)	0.1346 (5.06)
企业	是	是	是	是
年份	是	是	是	是
样本量	13778	10670	10676	10567
R <sup>2</sup>	0.031	0.048	0.034	0.048

注:括号内为相应系数的T值,\*、\*\*和\*\*\*分别表示在10%、5%和1%的水平上显著。下表同。

为进一步检验中央环保督察对制造业企业投资效率的提升作用在投资过度企业中还是投资不足企业中更显著,本文参考陈运森和谢德仁(2011)、代昀昊和孔东民(2017)等文献的做法,根据前文中投资效率模型的残差值的正负号把企业划分为过度投资企业和投资不足企业进行分组检验,具体而言,把残差值为正的企业划入投资过度组,否则为投资不足组。实证结果如表5所示。从表5的结果中可看出,无论是否加入控制变量,中央环保督察均对投资过度组企业的投资效率产生正向的影响效应,而在投资不足组企业中所产生的影响效应不显著。说明了在面对中央环保督察带来的环境规制压力时,投资过度的制造业企业更容易通过抑制其非效率投资实现效率提升,而并非改善投资不足。这是因为:一方面,企业通过把投资资金投向污染治理领域以达到环境合规标准来作为环境规制的响应策略,使得企业进行其他事项投资的可用资金减少,进而改善了投资过度组制造业企业的非效率投资状况;另一方面,

表5 投资过度组和投资不足组回归结果

变量	投资过度( <i>Over_Einv</i> )		投资不足( <i>Under_Einv</i> )	
	未加入控制变量 (1)	加入控制变量 (2)	未加入控制变量 (3)	加入控制变量 (4)
<i>Treated</i> × <i>After</i>	-0.0059** (-2.10)	-0.0092*** (-3.26)	0.0024* (1.69)	0.0017 (1.25)
<i>After</i>	0.0021 (0.56)	0.0040 (1.08)	0.0027* (1.79)	0.0032** (2.23)
<i>Pfb</i>		-0.0011 (-1.59)		0.0001*** (7.76)
<i>Ins</i>		0.0286*** (3.74)		0.0005 (0.15)
<i>Cash</i>		0.0010 (0.46)		-0.0014 (-1.33)
<i>Lccd</i>		-0.0024 (-0.45)		-0.0012 (-0.43)
<i>Zid</i>		-0.0017 (-0.58)		0.0012 (0.79)
<i>Ced</i>		-0.0009 (-0.35)		0.0001 (0.12)
<i>Size</i>		-0.0078*** (-2.84)		-0.0025* (-1.84)
<i>Lev</i>		-0.0161* (-1.88)		-0.0250*** (-5.07)
常数项	0.0467 (17.40)	0.1948 (3.41)	0.0334 (25.01)	0.1157 (4.61)
企业	是	是	是	是
年份	是	是	是	是
样本量	4637	4588	6039	5979
R <sup>2</sup>	0.040	0.056	0.066	0.092

中央环保督察提高了企业的预防性动机,为应对环境规制带来的不确定性问题,企业可能通过调整投资策略和减少投资的方式来预防环境规制带来的不确定性风险,从而有效地推动投资过度组制造业企业投资效率的提升。

#### (四)中央环保督察的中介效应检验

参考江艇(2022)的做法,表6报告了以中介变量为被解释变量的估计结果,检验了中央环保督察对代理成本和信息不对称两个中介变量的影响效应。从表6的结果中可看出,中央环保督察对两个中介变量的影响系数均显著为正,表明中央环保督察降低了企业的代理成本,以及缓解了信息不对称。同时,已有研究表明,代理成本和信息不对称对企业投资效率有显著负面影响。从代理成本角度来看,罗付岩和沈中华(2013)、罗明琦(2014)等学者强调,代理成本与企业投资效率显著负相关,而且上述关系在不同产权性质企业中均成立。彭若弘和于文超(2018)进一步指出,降低代理成本、提高代理效率对于提升企业资金利用效率和投资效率至关重要。从信息不对称角度来看,袁振超和饶品贵(2018)、刘行和叶康涛(2013)等学者研究发现,信息不对称所引发的逆向选择问题会扭曲资源配置,从而加剧企业非效率投资程度。张纯和吕伟(2009)也指出,提高信息披露水平,降低信息不对称程度,对于提高企业投资效率有显著而积极的效果。基于以上分析,代理成本和信息不对称对企业投资效率有着显著的影响,并且两者均在中央环保督察对企业投资效率的影响中发挥了中介效应的作用。

表7汇报了基于偏差矫正 Bootstrap 方法的检验结果。从直接效应回归的结果看,系数为 $-0.30%$ ,95%的置信区间上下限均为负,不包含0,说明中央环保督察的直接效应显著。进一步地,中央环保督察——代理成本——投资效率的中介效应系数为 $-0.03%$ ,置信区间为 $[-0.04%, -0.01%]$ ,不包含0,说明中央环保督察对企业投资效率的影响借助代理成本的间接效应显著存在,假说H3得到支持。中央环保督察——信息不对称——投资效率的中介效应系数为 $-0.02%$ ,置信区间为 $[-0.04%, -0.01%]$ ,不包含0,说明信息不对称在中央环保督察对企业投资效率的影响效应中发挥了中介效应,假说H4成立。一方面,中央环保督察强调媒体监督和公众参与,使得频繁的公众投诉和媒体的负面报道对企业管理层所形成的强大社会舆论压力,弱化了管理层进行机会主义行为的动机,从而削减了管理层进行非效率投资的可能性。另一方面,中央环保督察的党政同责和一岗两责的督察理念,强化了地方政府机构对企业环境合规的监管力度。而企业在面临着较高的环保压力时,无论是外部治理效应还是市场压力效应都会促使企业主动披露环境保护责任信息,缓解外部投资者与企业之间的信息不对称问题,从而对企业投资效率产生显著的促进效应。

表 6 中介效应检验

变量	代理成本效应( <i>Agc</i> )		信息不对称效应( <i>Eca</i> )	
	未加入控制变量 (1)	加入控制变量 (2)	未加入控制变量 (3)	加入控制变量 (4)
<i>Treated</i> × <i>After</i>	0.0410*** (2.61)	0.0482*** (3.13)	0.4055*** (2.66)	0.4061*** (2.70)
<i>After</i>	-0.0063 (-0.52)	-0.0089 (-0.74)	-0.2240 (-1.12)	-0.2181 (-1.09)
<i>Pfb</i>		0.0068* (1.75)		0.0029*** (2.79)
<i>Ins</i>		0.0127 (0.32)		-2.7414*** (-6.48)
<i>Cash</i>		0.0264*** (2.90)		-0.1164 (-1.17)
<i>Lccd</i>		-0.0158 (-0.46)		0.1182 (0.39)
<i>Zid</i>		-0.0330 (-1.55)		-0.0516 (-0.22)
<i>Ced</i>		-0.0112 (-1.10)		-0.1360 (-1.06)
<i>Size</i>		-0.0597*** (-4.92)		-0.0588 (-0.55)
<i>Lev</i>		0.3088*** (7.54)		-1.1016*** (-2.59)
常数项	0.6764*** (60.93)	1.4790*** (5.75)	9.4989*** (59.16)	13.9673*** (5.90)
企业	是	是	是	是
年份	是	是	是	是
样本量	10674	10565	10676	10567
R <sup>2</sup>	0.051	0.084	0.292	0.298

表 7 Bootstrap 法检验结果

	系数	标准差	95%置信区间	
直接效应	-0.0030	0.0008	-0.0043	-0.0015
中介效应:代理成本( <i>Agc</i> )	-0.0003	0.0001	-0.0004	-0.0001
中介效应:信息不对称( <i>Eca</i> )	-0.0002	0.0001	-0.0004	-0.0001
总效应	-0.0035	0.0008	-0.0048	-0.0020

## 五、异质性分析

### (一) 基于地区环境保护力度的异质性分析

环境规制是中国地方政府解决地区环境污染问题的主要手段,而污染型制造业企业作为环境规制的主要整治对象,企业的投资决策势必受到环境规制强度的影响(黄新华、于潇,2018)。因此,中央环保督察对企业投资效率的影响可能会因企业所在地区的环境规制水平的不同而存在差异。鉴于此,本文把企业所在地区的环境保护力度高于中位数设定为1,否则设定为0,具体用地区污染治理投资与地区GDP的比重来衡量该地区的环境规制水平,结果如表8第(1)、(2)列所示。

表8 异质性检验

变量	环境规制水平异质性		规模大小异质性	
	环境保护力度较弱地区 (1)	环境保护力度较强地区 (2)	大型企业 (3)	中、小型企业 (4)
<i>Treated</i> × <i>After</i>	-0.0051*** (-2.79)	-0.0032 (-1.35)	-0.0057*** (-2.97)	-0.0024 (-1.08)
<i>After</i>	0.0051** (2.32)	0.0033 (1.23)	0.0026 (1.14)	0.0056** (2.44)
常数项	0.1823 (5.08)	0.0596 (1.63)	0.1209 (3.61)	0.1757 (3.63)
控制变量	是	是	是	是
企业	是	是	是	是
年份	是	是	是	是
样本量	5952	4615	5645	4280
R <sup>2</sup>	0.049	0.053	0.014	0.036

结果表明:中央环保督察在环境规制力度较弱地区对制造业企业投资效率的影响效应较为显著,而在环境规制较强的地区,中央环保督察对制造业企业的投资效率的影响效应不显著。出现上述情况的可能原因在于:在环境规制水平较高地区,制造业企业已根据较高的地区环境标准对生产环节进行改造,使得排污强度符合环境合规标准。因此,中央环保督察组进驻并不会使当地制造业企业的主营业务经营受到较大影响,也没有显著改变企业的投资策略,使得这类地区制造业企业的投资效率没有在中央环保督察的影响下发生显著变化。

### (二) 基于企业规模大小的异质性分析

本文根据企业2015年总资产的中位数对不同规模的制造业企业进行划分,并对中央环保督察对企业投资效率的提升效应是否存在企业规模异质性加以检验。表8的第(3)列、第(4)列汇报了大型企业和中、小型企业样本的回归结果。从结果中可看出,第(3)列交互项系数显著为负,而第(4)列系数没有通过10%显著性水平,说明了对于大型企业而言,中央环保

督察对其投资效率存在显著的促进作用,而对中、小型制造业企业的投资效率不存在显著影响。这是因为:一方面,大型制造业企业的环境保护绩效、社会责任承担态度等往往更容易引发媒体的关注,而媒体对企业的持续关注使得经理层和大股东谋取私利行为的机会成本增加,导致管理层为个人利益进行无效投资等违规操作的空间变小(罗进辉,2012);另一方面,大型制造业企业为了提升企业自身形象,往往会通过提高环保信息披露水平,向外界传递出积极承担社会环保责任的信号,以证明其存在的合法性(颀茂华等,2013),从而有效缓解信息不对称问题,进而提高企业的投资效率。

## 六、稳健性检验

### (一)安慰剂检验

本文采用随机分配实验组来检验中央环保督察所引致的制造业企业投资效率促进效应是否受到其他不可观测因素的干扰。图3汇报了1000次随机生成处理组的估计系数核密度(实线)和对应p值的分布(散点),以及基准回归的系数估计值(垂直虚线)。从图3中可看出,中央环保督察对企业投资效率的回归系数估计值基本分布在0点左右且均没有通过10%的显著性水平,同时检验结果中未包含基准回归的估计结果,可知中央环保督察所引致的制造业企业投资效率促进效应没有受到其他非观测遗漏变量的干扰。

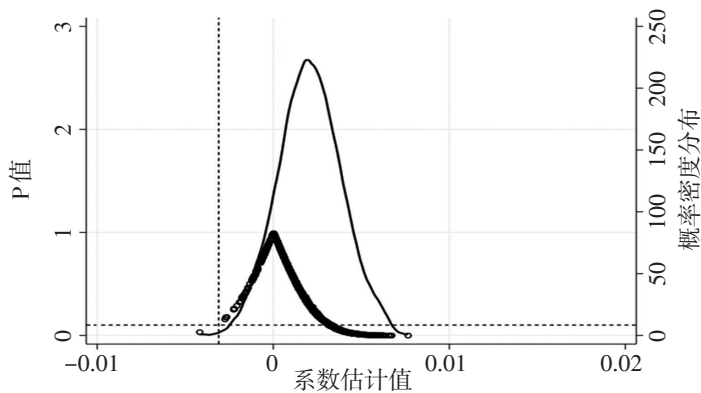


图3 安慰剂检验

### (二)更改倾向得分匹配法

为考察不同的匹配方法对实证结果的影响,本文采用半径匹配法对样本数据进行匹配,并对匹配后的样本重新进行回归,回归结果如表9第(1)列所示,政策变量交互项对企业投资效率的回归系数在5%的水平上显著为负,说明本文的研究结论不受PSM匹配方法的影响。

### (三)对企业投资效率的衡量指标进行替换

为增加本文结论的稳健性,本文参考代昀昊和孔东民(2017)的做法,采用制造业企业的



营业收入增长率作为 Richardson(2006)投资效率模型中衡量投资机会的代理变量,重新估计 Richardson 投资效率模型并计算制造业企业的非效率投资水平,然后进行回归。表9第(2)列结果显示替换指标后回归系数与前文方向一致,进一步佐证了本文的基准回归结果。

#### (四)缩短样本期间

由于中央环保督察对全国各省份展开督察的时间点为2016、2017年,而本文所选的研究样本期间为2008—2019年,因此可能会存在中央环保督察组展开督察之前因样本期间过长而带来噪音,为进一步佐证基准回归结果的稳健性,本文把样本期间调整为2012—2019年,并重新进行回归。回归结果如表9第(3)列所示,交互项系数为负且在10%的水平上显著,表明实证结果依然稳健。

#### (五)基于单一时点的稳健性检验

中央环保督察最早于2016年以河北省作为试点展开实施,随后分批次实现了全国范围内的督察全覆盖。因此,本文进一步选取中央环保督察最早实施时间即2016年作为时间节点,并基于该单一时点用传统标准双重差分模型进行分析。回归结果如表9第(4)列所示,交互项系数的显著性和符号均没有发生变化,进一步证实了中央环保督察对企业的投资效率有显著的促进效应。

#### (六)排除环保约谈政策的干扰

中央环保督察对企业投资效率产生影响的过程中还有可能受到其他同类型政策的干扰。其中2014年环保部颁布《环境保护部约谈暂行办法》,引入约谈制度,并将地方政府主要负责人作为约谈对象,与中央环保督察政策有相似之处。因此本文进一步在回归中控制环保约谈政策的干扰,回归结果如表9第(5)列所示,系数依然高度显著,进一步证实了结果的稳健性。

表9 稳健性检验

变量	更改倾向得分 匹配法 (1)	改变被解释变 量衡量方式 (2)	缩短样本统计 期间 (3)	基于单一时点 双重差分 (4)	排除环保约谈 政策干扰 (5)
<i>Treated</i> × <i>After</i>	-0.0029** (-2.43)	-0.0028** (-2.36)	-0.0022* (-1.82)	-0.0031*** (-2.67)	-0.0036*** (-2.62)
<i>After</i>	0.0034* (1.37)	0.0031* (1.70)	0.0029 (1.64)	0.0022 (1.26)	0.0030* (1.88)
控制变量	是	是	是	是	是
企业	是	是	是	是	否
年份	是	是	是	是	是
常数项	0.0448	0.0454	0.0466	0.0447	0.0688
样本量	10561	10039	8717	10561	10567
R <sup>2</sup>	0.0375	0.0322	0.0252	0.0377	0.0308

## 七、研究结论

本文以中央环保督察作为外生冲击事件进行准自然实验,采用多期PSM-DID模型分析环境规制对企业投资效率的影响。研究发现,中央环保督察的实施显著提高了制造业企业的投资效率,并且主要体现为对企业过度投资的抑制而非对企业投资不足的改善。在进行排除干扰性因素、替换关键变量指标、更改匹配方法和排除环保约谈政策干扰一系列稳健性检验后,该结论依然成立。进一步的机制分析表明,降低代理成本和缓解信息不对称是中央环保督察提高企业投资效率的重要渠道机制。同时,中央环保督察对不同地区和不同规模制造业企业投资效率的影响存在异质性。其中,在环境保护力度较弱的地区,中央环保督察对企业投资效率的促进效应更为显著;而对于规模较大的企业,中央环保督察对企业投资效率的提升效果也更为明显。

基于上述研究结论,本文的政策建议主要有:一是制造业企业应当积极响应“双碳”发展战略和环境规制政策,通过转型升级、绿色创新等方式提高资源配置效率,避免采用策略性响应的方式规避日趋严格的环境规制监管;二是制造业企业需要积极承担环保社会责任并提高自身环境责任信息披露水平,在树立绿色发展理念的基础上提升核心竞争力并且实现高质量发展;三是政府部门在推行更严格环境监管措施的同时,还需要在融资、财税、授信等领域为达到相应环境标准的制造业企业提供更多支持,从而为提升各地区、各类型企业投资效率创造更为优良的制度环境。

### 参考文献:

- [1] 步丹璐,黄杰. 企业寻租与政府的利益输送——基于京东方的案例分析[J]. 中国工业经济, 2013, (06):135-147.
- [2] 曹亚勇,王建琼,于丽丽. 公司社会责任信息披露与投资效率的实证研究[J]. 管理世界, 2012, (12): 183-185.
- [3] 曹越,辛红霞,张卓然. 新《环境保护法》实施对重污染行业投资效率的影响[J]. 中国软科学, 2020, (08):164-173.
- [4] 陈璇,钱维. 新《环保法》对企业环境信息披露质量的影响分析[J]. 中国人口·资源与环境, 2018, 28 (12):76-86.
- [5] 陈运森,谢德仁. 网络位置、独立董事治理与投资效率[J]. 管理世界, 2011, (07):113-127.
- [6] 谌仁俊,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, (05):36-49.
- [7] 代昀昊,孔东民. 高管海外经历是否能提升企业投资效率[J]. 世界经济, 2017, 40(01):168-192.
- [8] 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(05):1591-1614.
- [9] 方杰,温忠麟,张敏强,孙配贞. 基于结构方程模型的多重中介效应分析[J]. 心理科学, 2014, 37(03):

735-741.

[10] 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, (05): 83-91.

[11] 黄新华, 于潇. 环境规制影响经济发展的政策工具检验——基于企业技术创新和产业结构优化视角的分析[J]. 河南师范大学学报(哲学社会科学版), 2018, 45(03): 42-48.

[12] 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, (05): 100-120.

[13] 颀茂华, 刘艳霞, 王晶. 企业环境管理信息披露现状、评价与建议——基于72家上市公司2010年报环境管理信息披露的分析[J]. 中国人口·资源与环境, 2013, 23(02): 136-143.

[14] 李力, 刘全齐. 新闻报道、政府监管对企业碳信息披露的影响[J]. 贵州财经大学学报, 2016, (03): 30-39.

[15] 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(08): 1504-1516.

[16] 梁红玉, 姚益龙, 宁吉安. 媒体监督、公司治理与代理成本[J]. 财经研究, 2012, 38(07): 90-100.

[17] 刘慧龙, 王成方, 吴联生. 决策权配置、盈余管理与投资效率[J]. 经济研究, 2014, 49(08): 93-106.

[18] 刘星, 刘理, 窦炜. 融资约束、代理冲突与中国上市公司非效率投资行为研究[J]. 管理工程学报, 2014, 28(03): 64-73.

[19] 刘行, 叶康涛. 企业的避税活动会影响投资效率吗?[J]. 会计研究, 2013, (06): 47-53+96.

[20] 罗付岩, 沈中华. 股权激励、代理成本与企业投资效率[J]. 财贸研究, 2013, 24(02): 146-156.

[21] 罗进辉. 媒体报道的公司治理作用——双重代理成本视角[J]. 金融研究, 2012, (10): 153-166.

[22] 罗明琦. 企业产权、代理成本与企业投资效率——基于中国上市公司的经验证据[J]. 中国软科学, 2014, 283(07): 172-184.

[23] 潘捷, 杨永聪, 刘丽冰. 金融开放对出口技术复杂度的影响研究——基于跨国面板数据的检验[J]. 国际经贸探索, 2022, 38(07): 86-103.

[24] 彭若弘, 于文超. 环境不确定性、代理成本与投资效率[J]. 投资研究, 2018, 37(10): 41-52.

[25] 陶克涛, 郭欣宇, 孙娜. 绿色治理视域下的企业环境信息披露与企业绩效关系研究——基于中国67家重污染上市公司的证据[J]. 中国软科学, 2020, (02): 108-119.

[26] 涂正革, 邓辉, 谌仁俊, 甘天琦. 中央环保督察的环境经济效益: 来自河北省试点的证据[J]. 经济评论, 2020, (01): 3-16.

[27] 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.

[28] 王茂林, 何玉润, 林慧婷. 管理层权力、现金股利与企业投资效率[J]. 南开管理评论, 2014, 17(02): 13-22.

[29] 王强, 谭忠富, 谭清坤, 蒲雷, 德格吉日夫. 环保督察下的超标排放污染物企业退出机制研究[J]. 管理学报, 2019, 16(02): 280-285.

[30] 王霞, 张敏, 于富生. 管理者过度自信与企业投资行为异化——来自我国证券市场的经验证据[J]. 南开管理评论, 2008, (02): 77-83.

[31] 杨永聪, 肖青青, 刘慧婷. 绿色信贷政策与企业多元化经营决策[J]. 产经评论, 2022, 13(06): 82-101.

[32] 杨玉凤, 王火欣, 曹琼. 内部控制信息披露质量与代理成本相关性研究——基于沪市2007年上市公司的经验数据[J]. 审计研究, 2010, (01): 82-88+46.

[33] 叶勇, 李明, 张璞. 媒体关注对代理成本的影响[J]. 软科学, 2013, 27(02): 45-49.

[34] 于斌斌, 金刚, 程中华. 环境规制的经济效应: “减排”还是“增效”[J]. 统计研究, 2019, 36(02): 88-100.

[35] 袁振超, 饶品贵. 会计信息可比性与投资效率[J]. 会计研究, 2018, (06): 39-46.

[36] 占华. 绿色信贷如何影响企业环境信息披露——基于重污染行业上市企业的实证检验[J]. 南开经济

研究,2021,(03):193-207.

[37] 张纯,吕伟.信息披露、信息中介与企业过度投资[J].会计研究,2009,255(01):60-65+97.

[38] 郑思尧,孟天广.环境治理的信息政治学:中央环保督察如何驱动公众参与?[J].经济社会体制比较,2021,(01):80-92.

[39] 钟海燕,冉茂盛,文守逊.国有控股、治理特征与公司投资[J].山西财经大学学报,2010,32(08):87-94.

[40] 钟马,徐光华.社会责任信息披露、财务信息质量与投资效率——基于“强制披露时代”中国上市公司的证据[J].管理评论,2017,29(02):234-244.

[41] Ang, J. S., R. A. Cole, and J. W. Lin. Agency Costs and Ownership Structure[J]. The Journal of Finance, 2000, 55(01): 81-106.

[42] Chen, S., Z. Sun, S. Tang, et al. Government Interventional Investment Efficiency: Evidence from China[J]. Journal of Corporate Finance, 2011, 17(02): 259-271.

[43] Chung, K. H., J. C. Kim, Y. S. Kim, et al. Information Asymmetry and Corporate Cash Holdings[J]. Available, 2014, (02): 95-98.

[44] Cook, K. A., D. Romi, and J. M. Sanchez. The Influence of Corporate Social Responsibility on Investment Efficiency and Innovation[J]. Journal of Business Finance & Accounting, 2019, 46(03-04): 494-537.

[45] Greenstone, M. The Impacts of Environmental Regulations on Industrial Activity: Evidence from the 1970 and 1977 Clean Air Act Amendments and the Census of Manufactures[J]. Journal of Political Economy, 2002, 110(06): 1175-1219.

[46] Heckman, J. The Common Structure of Statistical Models of Truncation, Sample Selection and Limited Dependent Variables[J]. Annals of Economic and Measurement, 1976, (05): 475-492.

[47] Jia, K. and S. W. Chen. Could Campaign-Style Enforcement Improve Environmental Performance? Evidence from China's Central Environmental Protection Inspection[J]. Journal of Environmental Management, 2019, 245 (17): 282-290.

[48] Lemmon, M. and M. R. Roberts. The Response of Corporate Financing and Investment to Changes in the Supply of Credit[J]. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 2010, 45(03): 555-587.

[49] Lin, J. Y., C. H. Long, and C. Z. Yi. Has Central Environmental Protection Inspection Improved Air Quality? Evidence from 291 Chinese Cities[J]. Environmental Impact Assessment Review, 2021,90: 106621.

[50] Plumlee, M., D. Brown, M. H. Rachel, et al. Voluntary Environmental Disclosure Quality and Firm Value: Further Evidence[J]. Journal of Accounting and Public Policy, 2015, 34(04): 336-361.

[51] Richardson, S. Over-investment of Free Cash Flow[J]. Review of Accounting Studies, 2006, 11(02-03): 159-189.

[52] Wang, H., N. Mamingi, B. Laplante, et al. Incomplete Enforcement of Pollution Regulation: Bargaining Power of Chinese Factories[J]. Environmental and Resource Economics, 2003, 24(03): 245-262.

[53] Wang, X., X. Shen, and Y. Yang. Does Environmental Information Disclosure Make Firms' Investments More Efficient? Evidence from Measure 2007 of Chinese A-Listed Companies[J]. Geography and Sustainability, 2020, 12(05): 1895.

# Environmental Regulation and Investment Efficiency of Manufacturing Enterprises: A Quasi-natural Experiment of Central Environmental Inspection

Yang Yongcong<sup>a</sup>, Liu Libing<sup>a</sup>, Liu Huiting<sup>b</sup>

(a: Guangdong University of Foreign Studies; b: Guangdong University of Finance)

**Abstract:** Taking the Central Environmental Inspection (CEI) as a quasi-natural experiment, this paper examines the effects of the CEI on the investment efficiency of manufacturing enterprises. By collecting the data of A-listed manufacturing enterprises ranging from 2008 to 2019, the multi-period propensity score matching with difference-in-differences (PSM-DID) methodology is employed for empirical analysis. The results indicate that the CEI improve the investment efficiency of manufacturing enterprises significantly, while the effects are mainly reflected in those firms with excessive investment. Further analysis indicates that reducing agency cost and alleviating information asymmetry are important intermediary variables. Meanwhile, there are heterogeneous effects of the CEI on investment efficiency in different regions and enterprises. Specifically, the promotion effect is particularly pronounced in regions with weak environmental regulation, as well as in those firms characterized with large size. The findings provide a reference for the improvement of the investment efficiency of manufacturing enterprises upon environmental regulation.

**Keywords:** Central Environmental Inspection; Investment Efficiency; Agency Cost; Information Asymmetry

**JEL Classification:** P28, Q56, L51

(责任编辑:卢 玲)