

DOI: 10.19361/j.er.2019.05.03

中央环保督察能否提升企业绩效?

——以上市工业企业为例

湛仁俊 肖庆兰 兰受卿 刘嘉琪*

摘要: 探讨极具中国环境治理特色的中央环保督察对企业绩效的影响,对中国在新时代推动高质量发展,具有重要的现实意义。为此,本文使用2014–2017年中国上市工业企业季度数据,试图回答中央环保督察对企业绩效的影响。研究发现:整体而言,中央环保督察能通过创新驱动改善上市工业企业绩效,且在督察后仍保持显著正效应。同时,中央环保督察对大气污染密集型企业提升作用比水污染密集型企业更大,对最后一批接受督察、地方环境规制较强地区,以及高税负、中央和地方国有、大规模的上市工业企业,存在创新驱动的企业绩效改善。因此,想要使中央环保督察全方位激发企业创新并提升绩效,需要针对不同企业采取差异化措施。

关键词: 中央环保督察;企业绩效;波特假说;多期倍差法

一、引言

新时代,为满足人民日益增长的美好生活需要,已不容许继续等待“环境库兹涅茨曲线”中未知拐点的出现,因此中国亟待破解生态环境保护与经济增长融合协调的重大难题,从根源上解决生态环境问题,转变经济增长方式,推动高质量发展。创新与绿色是新时代促进经济发展的两大重要引擎,两者合二为一便是基于绿色发展诠释的高质量发展,也是著名的波特假说(Porter Hypothesis)的基本内涵。根据波特假说,合理而严格的环境规制,是保障创新驱动下经济增长与环境保护双赢发展的一个必要条件(Porter, 1991; Porter and van der Linde, 1995)。因此,探讨环境规制对企业绩效的影响,对中国在新时代推动高质量发展,具有重要的现实意义。

纵观中国的环境政策,命令-控制机制占据着举足轻重的地位(张晓, 1999; 涂正革、

* 湛仁俊, 华中师范大学经济与工商管理学院, 华中师范大学低碳经济与环境政策研究中心, 邮政编码: 430079, 电子信箱: shenrenjun@yeah.net; 肖庆兰, 华中师范大学经济与工商管理学院, 邮政编码: 430079, 电子信箱: 1310524311@qq.com; 兰受卿, 华中师范大学经济与工商管理学院, 邮政编码: 430079, 电子信箱: 1397174770@qq.com; 刘嘉琪, 华中师范大学经济与工商管理学院, 邮政编码: 430079, 电子信箱: 648693688@qq.com。

本文得到国家自然科学基金青年项目“人力资本视角下大气污染的经济代价与治理对策研究”(项目编号: 71703052)、国家社会科学基金重大项目“环境保护与经济高质量发展融合的机制、路径和政策体系研究”(项目编号: 18ZDA051)、中央高校基本科研业务费青年团队项目“新时代下雾霾治理与经济高质量发展的协同研究”(项目编号: CCNU19TD005)的资助。感谢匿名审稿人的宝贵意见, 当然文责自负。

谌仁俊,2015)。虽然这种机制在一定程度上能助推中国经济的发展(陈诗一、陈登科,2018),但常常会因为地方官员的政绩诉求(周黎安,2007;Jia,2012;Wu et al.,2014)以及地方政府发展动机与企业行为激励的不相容(蔡昉等,2008),而产生出的“政企合谋”(梁平汉、高楠,2014;龙硕、胡军,2014)、“一刀切”、“形式化”、空气质量数据造假(Ghanem and Zhang,2014)等问题,进而左右对企业绩效影响的方向(于文超、何勤英,2013)。比如,1998年实施的酸雨控制区和SO₂污染控制区政策(简称“两控区”),虽然被大多数文献论证对经济呈现积极效应(Jefferson et al.,2013;Tanaka et al.,2014),但其真正发挥减排效应是在2005年将环境保护目标纳入地方官员晋升的重要考核依据后(Chen et al.,2018),由此重新审视对经济的影响,结果为负(Chen et al.,2018;盛丹、张国峰,2019)。因此,一个很重要的事实是,探讨环境政策的经济效应需建立在环境政策本身有效(即存在减排效果)的前提下。

自2013年,习近平总书记提出“绿水青山就是金山银山”的“两山”理论以来,中国一直积极探索适宜的生态环境保护政策,尤其是应对地方政府频频“失灵”的困境,环境规制体系开始寻求变革,并取得了一定的成效。人事变更与官员更替即在一定程度上削弱了环境治理下的“政企合谋”(郭峰、石庆玲,2017)。作为更为深入的官员体制改革,中央环保督察制度将传统的“督企”与2014年开始的“督政”转为“党政同责”,在环境治理方面起到立竿见影的效果(涂正革等,2019)。然而,这一最新的、重要的环境政策对经济增长的影响如何?目前,鲜有文献对此进行评估。为此,本文以第一轮共五次专项督察活动为对象,采用多期倍差法(Difference-in-difference Design, DID),识别中央环保督察对上市工业企业绩效的影响,由此回答相较以往更为严格、“党政同责”的命令-控制机制对企业绩效的影响。相比于现有文献,本文可能的边际贡献在于:(1)研究策略方面,使用上市工业企业数据,将研究层面从以往宏观的产业及地区层面扩展到微观的上市企业层面,并采用多期倍差法得到稳健的估计结果。(2)研究内容方面,紧贴当下的时政热点政策即中央环保督察,完成备受关注的强波特假说检验,并全面识别对上市工业企业绩效变化影响的异质性表现。(3)实践应用方面,力证中央环保督察能否倒逼上市工业企业的绩效增长,所得政策启示对新时代实现以绿色发展为核心的高质量发展,具有重要的启示作用。

二、政策背景与典型事实

(一) 政策背景与性质界定

中央环保督察是中国史无前例、最为严厉的环境政策。2015年7月,中央全面深化改革领导小组第十四次会议审议通过《环境保护督察方案(试行)》,随后中共中央办公厅、国务院办公厅印发《党政领导干部生态环境损害责任追究办法(试行)》(厅字[2015]21号),强调环保工作的“一岗双责”“党政同责”,将地方党委的环保责任纳入重点监督范围,由此生态环境规制体系走向“党政同责”。因此,从广义上,中央环保督察是指自2015年7月开始至今的环保督察制度改革。不过,本文所讨论的中央环保督察是狭义上的概念,即环境保护部(现为生态环境部)于2016年1月4日至2017年9月15日间组织的、对全国31个省份展开的第一轮共五批次环保专项督察行动,具体实施情况如表1所示。不难发现,第一轮中央环保督察行动在21个月内实现对全国31个省份的依次覆盖,每批次均会面向东中西三个地区的省份。

表 1 五批次中央环保督察的实施情况

督察批次	时间	覆盖地区	群众举报案件数(件)	关停/整改企业数(家)	约谈人数(人)	问责人数(人)	拘留人数(人)	罚款总额(亿元)
试点	2016.1.4-2016.2.5	河北	2 856	200	65	366	123	0.3
第一次	2016.7.12-2016.8.19	内蒙古、黑龙江、江苏、江西、河南、广西、云南、宁夏	15 761	8 160	2 241	3 788	407	1.98
第二次	2016.11.24-2016.12.30	北京、上海、湖北、广东、重庆、陕西、甘肃	15 631	12 184	4 149	3 121	265	2.4
第三次	2017.4.24-2017.5.28	山西、安徽、天津、湖南、福建、辽宁、贵州	31 457	24 299	6 657	4 660	405	3.6
第四次	2017.8.7-2017.9.15	吉林、浙江、山东、海南、四川、西藏、青海、新疆	40 706	37 088	4 835	6 461	423	4.6

资料来源:本文通过对生态环境部网站(<http://www.mee.gov.cn/>)发布的中央环保督察组向各省份反馈督察情况以及各省份关于贯彻落实中央环保督察反馈意见整改情况报告整理得到。

作为一项极具中国特色的最新环境政策,中央环保督察的政策性质尚未定论,而准确界定中央环保督察的政策性质,对于确定其法律地位和改进方向具有重大意义,对本文精准识别中央环保督察的经济效应也至关重要。从目前的文献来看,学术界常常认为中央环保督察属于运动型环境治理机制,理由主要为:中央环保督察从推进机制上不再通过传统的科层式政府机构开展工作,而是自上而下调动体制内的各种资源,并凭借中央权威强力推进环保督察工作(陈海嵩,2017),属于党中央与中央政府在中国环境治理面临特殊矛盾时,为矫正现行常规型环境治理机制失败而采取的运动型环境治理机制(戚建刚、余海洋,2018)。与这些观点相反,本文认为,中央环保督察兼具运动型和常规型环境治理机制的特点,属于介于两者之间的非常规型环境治理机制^①,理由如下:

其一,从持续时间来看,中央环保督察方兴未艾,具有常态化发展趋势,不符合运动型环境治理机制的时效特征。2017 年底,环境保护部华北、华东、华南、西北、西南、东北环境保护督查中心,正式改名为环境保护部华北、华东、华南、西北、西南、东北督察局,这不仅表明督查中心在身份上发生重大转变,更表明其开始承担包括中央环保督察有关工作在内的诸多新增职能。与此同时,省级以下层面也开始着手建立健全环境监察网络,如 2017 年 12 月,江苏省的 4 个区域环境监察专员办公室正式挂牌,13 个设区市驻市监察室专员同时到位^②,这为环保督察进一步下沉地方做好相应的、必要的组织准备。

其二,从推进机制来看,中央环保督察自上而下,没有常规的督察程序,也不属于常规型环境治理机制。中央环保督察以 2016 年 1 月对河北省进行突击试点督察工作为起点,之后又在较短时间内覆盖其他 30 个省份,可见其启动和生效都十分迅速,突破常规的督察程序。

其三,从执行手段来看,中央环保督察不仅发起政治动员,还保障其长期化。运动式治理最为显著的特征是开展广泛的政治动员,但这种政治动员往往具有时效性,即一旦“运动”

①非常规治理机制是指政府为有效处理特定的行政事务、达成某种行政目的,突出相关行政机关与该项事务或目的之间的内在联系,短时间内打破相关国家机关、行政部门之间的权力关系格局,将它们整合起来以共同应对这一特殊事务,并通过符合形式上的法制形态,如低位阶的法律性文件甚至行政命令,将这种跨国家机关、跨行政部门的权力整合予以制度化的行政治理模式。

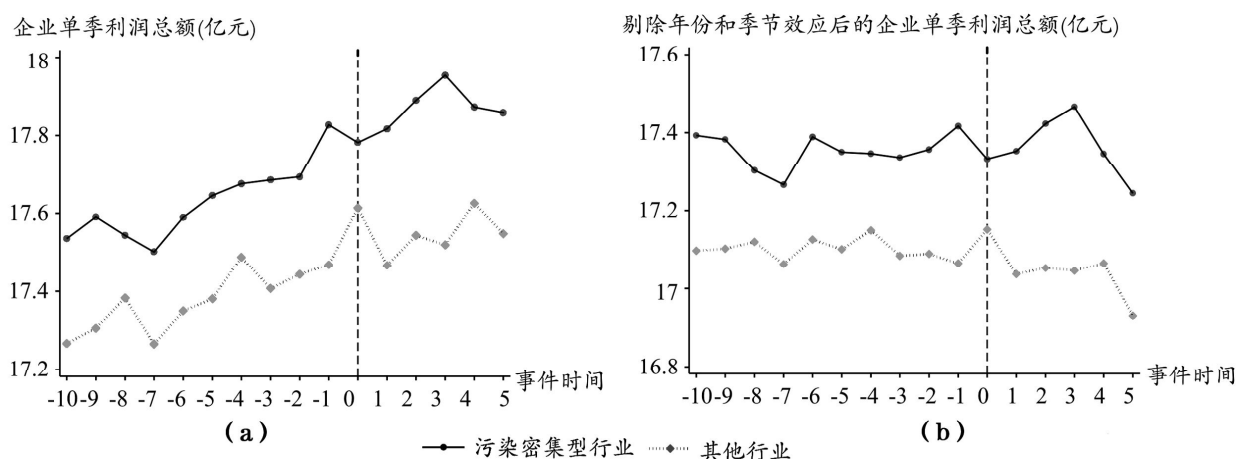
②资料来源于江苏省人民政府网站:http://www.jiangsu.gov.cn/art/2018/6/20/art_59167_7744399.html。

结束,政治动员行为也就随之终止。中央环保督察广泛发动群众监督,但这种政治动员并不会因为历次督察行动的结束而终止,反而会消除制度障碍使群众监督长期化。

(二) 典型事实

不同于一般的命令-控制机制,中央环保督察追求的不再是以牺牲经济增长为代价的、短暂的“政治性蓝天”(He et al., 2016; 石庆玲等, 2016),而是通过“党政同责”的巨大威慑力,从根本上解决地方长期存在的“政企合谋”、“一刀切”和“形式化”等现象,倒逼企业进行创新,提升盈利能力,实现绿色发展。那么,这种被寄予厚望的环境政策能否达到预期目标,亟待检验。

从表1不难看出,中央环保督察主要依靠广泛发动群众监督、严肃惩治违规排污企业、“党政同责”三大途径,在一定时期内解决了一大批突出的地方环境问题,由此在生态环境保护方面取得显著成效(涂正革等, 2019)。为进一步识别中央环保督察对企业绩效的影响,本文根据《第一次全国污染源普查公报》,将上市工业企业划分为污染密集型行业企业^①与其他行业企业两个组别,并将接受重点督察的污染密集型行业上市企业作为处理组,将其他行业上市企业作为控制组,用企业单季利润总额表示企业绩效。图1描述了这两个组别上市企业在中央环保督察前后,企业单季利润总额的平均变化趋势^②。



注:考虑到中央环保督察在各省份进行督察的时间点不同,本文重新构建一个事件时间变量,将其接受督察的第一季度设为0,第二季度设为1,依次类推;同样,接受督察前的第一季度设为-1,第二季度设为-2,依次类推。

图1 分行业企业单季利润总额的变化趋势

^①依据环境保护部(现为生态环境部)、国家统计局、农业部(现为农业农村部)于2010年共同发布的《第一次全国污染源普查公报》,本文综合SO₂、烟尘、氮氧化物和粉尘四大大气污染物排放的主要行业,按照证监会行业分类标准,将所属二位数行业为电力、热力的生产和供应业,非金属矿物制品业,黑色金属冶炼及压延加工业,化学原料及化学制品制造业,有色金属冶炼及压延加工业,石油加工、炼焦及核燃料加工业,造纸及纸制品业,农副食品加工业,木材加工及木、竹、藤、棕、草制品业共9个行业的上市工业企业,标记为大气污染密集型企业;综合化学需氧量、氨氮、石油类和挥发酚四大水污染物排放的主要行业,将所属二位数行业为造纸及纸制品业,纺织业,农副食品加工业,化学原料及化学制品制造业,酒、饮料和精制茶制造业,食品制造业,医药制造业,有色金属冶炼及压延加工业,石油加工、炼焦及核燃料加工业,皮革、毛皮、羽毛及其制品和制鞋业,通用设备制造业,黑色金属冶炼及压延加工业,铁路、船舶、航空航天和其他运输设备制造业,金属制品业,煤炭开采和洗选业,电力、热力生产和供应业,燃气生产和供应业,水的生产和供应业共18个行业的上市工业企业,标记为水污染密集型企业。一旦入选大气污染密集型或水污染密集型企业,均属于本文定义的污染密集型上市工业企业。

^②感谢匿名审稿专家对绘制组别趋势图的建议。

不难发现,不论是否剔除年份和季节效应,在中央环保督察前,两个组别大体呈现共同趋势变化;在中央环保督察当季,出现反向变化;在中央环保督察后,处理组大体出现上升趋势,控制组则没有展现上升态势。这便初步证明,中央环保督察有利于提升企业绩效。

三、研究设计与数据选取

(一) 研究设计与计量模型

对微观企业而言,中央环保督察可以看作一次外生冲击或突发事件,即是否接受督察不受企业个体选择的影响,因此中央环保督察具有较强的随机性,是一次良好的准自然实验。同时,由于中央环保督察组并非同时对全国 31 个省份进行全面督察,而是从 2016 年 1 月在河北试点后逐步向其他省份进行全覆盖的五批次督察,因此不同省份污染密集型行业上市工业企业接受督察的时间不同,不满足传统倍差法对政策实施相同时间点的要求。为精准识别中央环保督察对上市工业企业绩效的影响,本文将采取能应对处理组实施政策时间不同的多期倍差法,即赋予不同省份污染密集型行业上市工业企业不同的接受督察时间点。于是,构建基准回归模型如下:

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_1 l(CEPS)_{jt} + \lambda X_{it} + \delta_i + \eta_t + \mu_{it} \quad (1)$$

(1)式中:下标 i 表示上市工业企业, j 表示上市企业所属行业, t 表示季度, μ_{it} 表示随机扰动项。被解释变量 y 表示上市工业企业绩效,用企业单季利润总额(*profit*)来衡量,同时为保证被解释变量选取的稳健性,本文还将使用企业单季净资产收益率(*roe*)。核心解释变量 $l(CEPS)$ 表示上市工业企业是否接受中央环保督察的虚拟变量,当且仅当中央环保督察组开始对某省份展开督察时,该省份污染密集型行业的上市工业企业取值为 1,其他取值为 0。需要指出的是,中央环保督察组对每个省份进行为期 1 个月的督察,考虑到中央环保督察搭建起了长期的“党政同责”机制,尤其改善了公众参与环保的制度障碍,本文仍将结束督察后的省份所辖污染密集型行业上市工业企业视为处理组,即保留 $l(CEPS)$ 为 1 的取值。这样处理,还将方便本文进一步考察中央环保督察对上市工业企业绩效影响的时间效应。同时,为剔除其他因素可能对识别中央环保督察效应的干扰,本文将引入企业层面的控制变量 X ,具体包括企业单季资产负债率、企业单季总资产、企业年末员工人数、企业全年政府补助。此外,还将控制企业固定效应(δ_i)和时间固定效应(η_t),其中时间固定效应将同时考虑年度和季度效应。

在这里,本文最感兴趣的是核心解释变量 $l(CEPS)$ 的回归系数 β_1 。当 β_1 显著为正时,中央环保督察显著提升了上市工业企业的绩效,这说明中央环保督察能倒逼上市工业企业进行绿色转型;当 β_1 显著为负时,中央环保督察显著抑制了上市工业企业的绩效,这说明中央环保督察给上市工业企业带来了较大的合规成本;当 β_1 不显著时,说明中央环保督察未对上市工业企业绩效产生显著影响。

(二) 数据来源与处理

本文选取 2014 年第一季度至 2017 年第四季度全国沪深股市 2 459 家上市工业企业非平衡面板数据,各类经济指标均来自 Wind 数据库。之所以没有使用年度数据,主要考虑到中央环保督察实施时间为 2016 年 1 月至 2017 年 9 月,季度数据能为多期倍差法进行政策识别提供足够的样本。

数据处理方面,本文借鉴 Feenstra 等(2014)的做法,对上市工业企业进行异常值的处

理。首先,剔除满足以下条件的观测值:企业半年研发费用、企业单季总资产、企业年末员工人数、企业全年政府补助、企业单季营业收入、企业单季营业总成本等变量为零或负值;企业遭受连续亏损(即“ST”和“*ST”开头的企业);企业单季利润总额、企业单季净资产收益率、企业半年研发费用、企业单季资产负债率、企业单季总资产、企业年末员工人数、企业全年政府补助、企业全年应交税费总额等关键变量存在缺失值。其次,本文对所选取的被解释变量和控制变量进行左右各1%分位水平上的极端值缩尾处理(Winsorization)。于是,本文所使用的具体变量的描述性统计如表2。

表2 各类变量的统计描述

变量	变量解释	观察数	平均值	标准差	最小值	最大值
企业单季利润总额(亿元)	单季营业利润+单季营业外收入-单季营业外支出	24407	1.30	2.91	0.000019	21.00
企业单季净资产收益率(%)	单季净利润/((期初归属母公司股东权益+期末归属母公司股东权益)/2)×100%	24407	6.16	6.10	-31.37	37.89
企业单季资产负债率(%)	单季负债总额÷单季资产总额×100%	24407	37.07	18.73	5.19	93.61
企业单季总资产(亿元)	企业单季总资产	24407	89.60	201.00	2.66	1500.00
企业年末员工人数(人)	企业年末员工数量	7050	4749	7983	151	53962
企业全年政府补助(亿元)	政府对企业的全年财政补贴数额	7050	0.35	0.79	0.0013	5.63
企业半年研发费用(亿元)	企业每半年在研发过程中发生的各项费用	13402	0.34	0.71	0.00036	5.32
地区环境规制水平(2015年)	2015年省份环境治理投入÷省份财政一般预算支出 ^①	31	0.031	0.010	0.017	0.058
企业应交税费总额(亿元)	企业全年应交税费总额	7050	0.76	1.72	-0.28	12.10

数据来源:本文根据 Wind 数据库和 2016 年《中国统计年鉴》中的数据整理得到。

四、实证结果与分析

(一) 中央环保督察影响上市工业企业绩效的整体分析

1. 基准回归

本文根据式(1)的多期倍差法,首先给出中央环保督察对上市工业企业绩效的整体效应结果,如表3。为区分中央环保督察期间与结束后的效应,本文将虚拟变量 $l(CEPS)$ 分解为虚拟变量 $l(CEPS)_{during}$ 和 $l(CEPS)_{post}$,前者表示是否正在接受中央环保督察,后者表示是否结束接受中央环保督察。^② 根据(2)、(5)列,中央环保督察存在对企业绩效的改善作用,且在督察结束后展现出更强的改善效果,如果认为中央环保督察属于运动型环境治理机制,则政策存在积极的滞后效应。事实上,这为肯定中央环保督察搭建长期“党政同责”机制、消除公众参与环保制度障碍提供了经验证据。同时(5)列 $l(CEPS)_{during}$ 与(8)列 $l(CEPS)$ 的系数相差不大,因此,将中央环保督察认定为介于运动型和常规型之间的非常规型环境治理机制,存在一定合理性,基于此进行识别是可以接受的。无论采用何种方式,均可得出中央环保督察在整体上显著提升企业绩效的结论。

①感谢匿名审稿专家对该指标选取的建议。

②感谢匿名审稿专家对识别政策效应的建议。

表 3 基准回归结果

变量	lnprofit (1)	lnprofit (2)	lnprofit (3)	lnprofit (4)	lnprofit (5)	lnprofit (6)	lnprofit (7)	lnprofit (8)	lnprofit (9)
$l(CEPS)_{during}$	0.0494 (0.0339)	0.0624 [*] (0.0340)	0.0332 (0.0354)	0.0674 [*] (0.0377)	0.103 ^{***} (0.0373)	0.0744 [*] (0.0389)			
$l(CEPS)_{post}$				0.0501 (0.0392)	0.111 ^{***} (0.0373)	0.110 ^{***} (0.0385)			
$l(CEPS)$							0.0558 [*] (0.0337)	0.108 ^{***} (0.0322)	0.0985 ^{***} (0.0335)
控制变量	No	Yes	Yes	No	Yes	Yes	No	Yes	Yes
企业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	No	Yes	Yes	No	Yes	Yes	No
季度固定效应	Yes	Yes	No	Yes	Yes	No	Yes	Yes	No
年份与季度固定效应交互项	No	No	Yes	No	No	Yes	No	No	Yes
Observations	24 407	24 407	24 407	24 407	24 407	24 407	24 407	24 407	24 407
R^2	0.074	0.125	0.127	0.074	0.126	0.128	0.074	0.126	0.128

注:小括号内为以省份和行业聚类的稳健标准误,*、**和***分别表示显著性水平为10%、5%和1%。

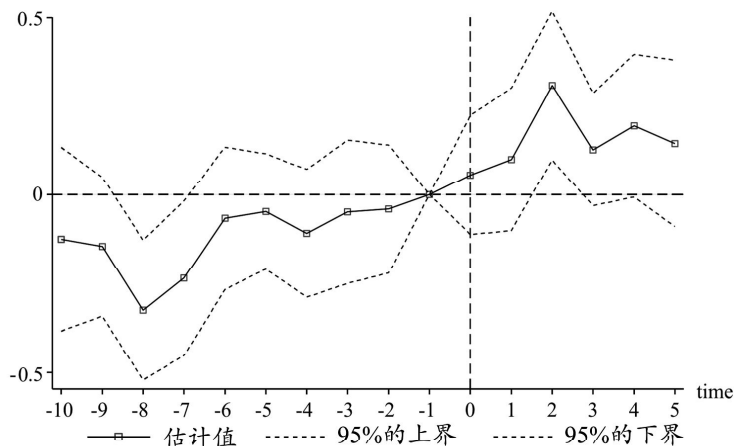
2.政策效应的事件分析

一方面为检验基准回归是否满足共同趋势检验,另一方面为识别政策的时间效应,本文进一步将处理组虚拟变量与各事件时间点的虚拟变量进行交互,开展事件分析,构建模型如下:

$$y_{it} = \beta_0 + \sum_{\tau} \beta_{\tau} l(CEPS)_{j\tau} + \beta_L l(CEPS)_{jL} + \beta_R l(CEPS)_{jR} + \lambda X_{it} + \delta_i + \eta_t + \mu_{it} \quad (2)$$

本文选取样本的时间范围是2014年第一季度至2017年第四季度,结合表1所示的五批次中央环保督察的实施时间,可以得到各批次中央环保督察的事件时间 τ ,取值范围分别为 $[-8,7]$ 、 $[-10,5]$ 、 $[-11,4]$ 、 $[-13,2]$ 、 $[-14,1]$ 。考虑到第一批督察仅在河北一省试点,为确保有足够的样本估计各事件时间 τ 的回归系数,并有足够的时期开展共同趋势检验和时间效应分析,本文参考Greenstone和Hanna(2014)的做法,将 τ 的取值范围设为第二批中央环保督察的 $[-10,5]$,同时将小于-10的 τ 统一记为L,大于5的 τ 统一记为R,分别通过一个虚拟变量进行平均效应估计。

图2显示中央环保督察影响上市工业企业绩效的事件分析结果。



注:本文通过提取式(2)所示事件分析回归中的估计系数与95%的置信区间绘制上述图形。在回归中,以中央环保督察政策实施的前1季度为基期,所以在图形上实施时间-1的估计系数为0。为控制时间和企业的固定效应,回归采取固定效应法,并在模型中加入上述模型介绍中阐述的控制变量,以省份和行业聚类得到稳健标准误。

图 2 事件分析结果

不难发现,除政策实施前的第7季度和第8季度外,污染密集型行业上市工业企业与其他上市工业企业相比,单季利润总额的差异在政策实施之前不随时间发生显著变化,大体上满足倍差法的共同趋势假设。而在政策实施后,中央环保督察对上市工业企业绩效展现出显著的正效应,且随实施时间的推进,正向效应疑似呈现出“倒U型”,即在政策实施后的第三季度迅速攀升至顶点,然后再马上出现回落,并最终趋于平稳波动。不过,本文进一步提取各事件时间的估计系数进行回归^①,发现这一“倒U型”趋势在统计上不显著。

3.安慰剂检验

结合表3和图2的结果,可以看出,整体而言,中央环保督察对上市工业企业绩效存在显著的正向效应。然而,为确保回归结果的稳健性,本文分别进行四类安慰剂检验(结果如表4)。

表4 安慰剂检验结果

变量	基准回归结果 (1)	提前政策时间 (2)	替换被解释变量 (3)	剔除企业 逃离行为 (4)	剔除并行 政策影响 (5)
	<i>lnprofit</i>	<i>lnprofit</i>	<i>roe</i>	<i>lnprofit</i>	<i>lnprofit</i>
<i>l(CEPS)</i>	0.108 *** (0.0322)	0.104 *** (0.0313)	0.832 *** (0.177)	0.110 *** (0.0321)	0.0597 * (0.0307)
<i>l(CEPS)_{-preceding}</i>		0.0432 (0.0326)			
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
季度固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
企业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Observations	24 407	24 407	24 407	24 358	23 289
<i>R</i> ²	0.126	0.126	0.409	0.126	0.128

注:小括号内为以省份和行业聚类的稳健标准误,*、**和***分别表示显著性水平为10%、5%和1%。表4-表9回归结果中,均加入控制变量以及年份、季度和企业的固定效应。

由表4可见:其一,检验政策实施时间的随机性假设。将政策实施时间提前两年后进行回归,结果发现此时假定的中央环保督察对上市工业企业单季利润总额的正向影响不再显著,而且回归系数大幅减小,所以检验回归结果与基准回归结果不一致,支持政策实施时间的随机性假设。其二,检验被解释变量企业绩效指标选取是否会造成估计偏差。使用企业单季净资产收益率衡量企业绩效后进行回归,结果发现,中央环保督察仍然表现出对上市工业企业单季净资产收益率的显著正效应,与基准回归结果保持一致,这说明本文得出中央环保督察对上市工业企业绩效存在显著的正向效应,并不依赖于被解释变量的选择。其三,检验是否存在企业逃离行为带来的估计偏差。由于中央环保督察可能会对企业施加前所未有的环境规制压力,剔除样本期内经营地址发生改变的企业^②后进行回归,结果发现,无论是显著性水平还是回归系数大小,大体与基准回归结果保持一致,支持中央环保督察对上市工

①该回归模型设定为 $\hat{\beta}_\tau = \alpha_0 + \alpha_1 \tau + \alpha_2 D + \alpha_3 D \times \tau + \alpha_4 \tau^2 + \alpha_5 D \times \tau^2 + v_\tau$ 。其中, D 表示是否接受中央环保督察, α_5 用来检验政策效应在时间上是否呈现“倒U型”。感谢匿名审稿专家对“倒U型”检验的建议,但由于篇幅限制,没有报告回归结果,有兴趣的读者可以向作者索取。

②通过对比2015年和2017年上市工业企业的经营地址,发现存在经营地址改变的共7家。

业企业绩效产生显著的正向效应。其四,检验是否存在其他重要环境政策带来的估计干扰。由于2016年和2017年的去产能政策可能对相关上市工业企业造成较大影响,因此剔除样本内属于去产能重点行业的企业^①后进行回归,结果发现中央环保督察仍对上市工业企业绩效存在显著的正向效应。

(二) 中央环保督察影响上市工业企业绩效的创新补偿机制分析

通过以上的整体分析,可以发现中央环保督察能够显著提升上市工业企业的绩效,那么这其中的机制是什么?考虑到环境政策的技术创新效应对提升企业绩效、实现绿色发展至关重要,本文主要检验中央环保督察的创新补偿机制。这不仅是波特假说的基本内涵,也是从绿色发展角度诠释高质量发展的基本要求。需要指出的是,本文着重讨论创新补偿机制的存在性,并不代表有且仅有这一条影响渠道,事实上至少还存在改变企业进退市场行为与生产投资偏好两条路径^②,但受限于上市企业特点与季度数据的可获性,本文未能对这些机制进行一一检验。

为识别创新补偿机制,本文采用在机制分析中较为常用的中介效应模型。由于很难获取企业层面的绿色创新数据,本文使用企业半年研发费用(R&D)作为代理变量。此外,之所以没有采用更为理想的上市工业企业绿色专利数(齐绍洲等,2018),还考虑到研发费用这类创新投入,相比于专利数这类创新产出,对环境政策的反应时间相对更短,更符合本文基于上市工业企业季度数据进行识别的需求。于是,联合式(1),构建中介效应模型如下:

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_1 l(CEPS)_{jt} + \lambda X_{it} + \delta_i + \eta_t + \mu_{it} \quad (1)$$

$$R\&D_{it} = \beta_0 + \beta_2 l(CEPS)_{jt} + \lambda X_{it} + \delta_i + \eta_t + \mu_{it} \quad (3)$$

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_3 l(CEPS)_{jt} + \theta R\&D_{it} + \lambda X_{it} + \delta_i + \eta_t + \mu_{it} \quad (4)$$

如果中央环保督察对企业绩效和研发费用均存在显著正向影响,即回归系数 β_1 和 β_2 显著为正,同时在控制研发费用后,中央环保督察对企业绩效的回归系数 β_3 显著,且小于回归系数 β_1 ,则说明中央环保督察对企业绩效的影响存在创新补偿机制,但不是唯一影响机制;如果回归系数 β_1 和 β_2 显著为正,而回归系数 β_3 不显著,则说明中央环保督察对企业绩效的影响存在创新补偿机制,且是唯一影响机制;否则,不存在创新补偿机制。

具体检验结果如表5所示。不难发现,无论是企业单季利润总额,还是企业研发费用,中央环保督察均呈现出显著的正向效应,而且在控制企业研发费用后, $l(CEPS)$ 的回归系数显著为正,且小于未控制企业研发费用时的回归系数。此外,考虑到从创新到产出可能需要一个过程,将模型(4)中的企业研发费用替换成滞后一期的量,结果如(4)列。不难发现,此时 $l(CEPS)$ 的回归系数出现更大幅度下降。因此,创新补偿机制是中央环保督察影响上市

①感谢匿名审稿专家对该安慰剂检验的建议。2016和2017年发布的去产能重点行业名单包括钢铁、煤炭、水泥、船舶、电解铝、玻璃6个行业,由于本文采用的是证监会行业分类标准,无法与上述6个行业完全对应,为此采取中信证券行业分类标准,剔除CS钢铁、CS煤炭、CS水泥Ⅱ、CS船舶制造、CS铝、CS玻璃Ⅱ6个行业中的企业(共111家)。

②改变企业进退市场行为主要指在环境政策的规制下,企业在环境政策实施地区或行业进行“优胜劣汰”,支持(或增加)易适应环境政策的高效率(或大规模)企业,限制(或淘汰)不易适应环境政策的低效率(或小规模)企业,从而在整体上提升存活企业的绩效(Tanaka et al., 2014; 龙小宁、万威, 2017; 盛丹、张国峰, 2019; 张慧玲、盛丹, 2019);改变企业生产投资偏好则主要指在环境政策的规制下,企业降低或关闭一些高污染生产性投资,转向或提高一些高回报、低门槛、无污染的房地产、影子银行等类金融业务投资(王书斌、徐盈之, 2015)。

工业企业绩效非唯一的作用机制,中央环保督察能通过推进上市工业企业绿色发展来助力经济高质量发展。

表 5 创新补偿机制的检验结果

变量	$\ln profit$ (1)	$R\&D$ (2)	$\ln profit$ (3)	$\ln profit$ (4)
$I(CEPS)$	0.108 *** (0.0322)	0.0587 ** (0.0239)	0.101 *** (0.0316)	0.0808 ** (0.0315)
$R\&D$			0.117 *** (0.0166)	
$R\&D_{t-1}$				0.125 *** (0.0192)
Observations	24 407	24 407	24 407	16 840
R^2	0.126	0.314	0.131	0.177

注:小括号内为以省份和行业聚类的稳健标准误,*、**和***分别表示显著性水平为10%、5%和1%。

(三) 中央环保督察影响上市工业企业绩效的异质性分析

前面整体分析与机制分析显示,中央环保督察能通过创新驱动提升上市工业企业绩效。那么,对于不同行业或地区,甚至不同微观特征的上市工业企业而言,在中央环保督察下是否会展现出异质性表现?为此,本文接下来将从宏观和微观两大层面进行异质性分析。

1. 宏观层面的异质性分析

宏观层面的异质性分析,主要从企业所属行业的污染物密集类型、所在地区的接受督察批次与环境规制水平三个方面开展。

其一,考虑到像中国这样的发展中国家,政府和公众对大气污染的关注程度显著高于水污染(Greenstone and Hanna, 2014),这便有可能造成中央环保督察对不同污染物密集型上市工业企业的差异性影响,本文依据《第一次全国污染源普查公报》区分大气污染和水污染密集型上市工业企业进行异质性回归^①,结果如表6。不难发现,中央环保督察对两类污染密集型上市工业企业均存在创新驱动的企业绩效改善。不过,这一效应大小在大气污染密集型行业相对较大,这可能与水污染密集型企业一直受到较弱规制,当“一视同仁”的规制来临时,其遭受的环保冲击会更大有关。

表 6 不同污染物密集型企业的异质性结果

变量	$\ln profit$ (1)	$R\&D$ (2)	$\ln profit$ (3)	$R\&D$ (4)
$I(CEPS) \times I(\text{大气污染密集型})$	0.286 *** (0.0555)	0.0812 ** (0.0352)		
$I(CEPS) \times I(\text{水污染密集型})$			0.0912 *** (0.0330)	0.0618 ** (0.0250)
Observations	24 407	24 407	24 407	24 407
R^2	0.129	0.314	0.126	0.314

注:小括号内为以省份和行业聚类的稳健标准误,*、**和***分别表示显著性水平为10%、5%和1%。

其二,考虑到中央环保督察属于逐步扩大范围实施的环境政策,会使后面被政策覆盖的

^①感谢匿名审稿专家对该异质性回归的建议。

企业,因为累积学习效应(韩超、胡浩然,2015),更易承受相同的环境规制,本文区分五批次督察行动进行异质性分析,结果如表7。不难发现,除试点和第二批次督察行动外,其他批次均呈现出对上市工业企业单季利润总额的显著正向影响,尤其是第四批次,支持中央环保督察通过促进创新来改善上市工业企业绩效的结论。

表 7 分批次的整体回归结果

变量	$\ln profit$ (1)	$R\&D$ (2)
$l(CEPS) \times l(supervision\ 0)$	0.0702 (0.144)	-0.00641 (0.0698)
$l(CEPS) \times l(supervision\ 1)$	0.176*** (0.0597)	0.0654 (0.0585)
$l(CEPS) \times l(supervision\ 2)$	-0.0132 (0.0564)	0.0317 (0.0351)
$l(CEPS) \times l(supervision\ 3)$	0.170** (0.0752)	0.0384 (0.0424)
$l(CEPS) \times l(supervision\ 4)$	0.103** (0.0516)	0.0804** (0.0389)
Observations	24 407	24 407
R^2	0.127	0.314

注:小括号内为以省份和行业聚类的稳健标准误,*、**和***分别表示显著性水平为10%、5%和1%。

其三,考虑到中国各地区在中央环保督察前环境规制水平存在显著差异,而这种差异很可能会影响到中央环保督察对上市工业企业绩效的影响上来,本文使用中央环保督察实施前一年,即2015年各省份环境规制水平的中位数进行划分,区分环境规制较强和较弱地区开展异质性回归,结果如表8。不难发现,中央环保督察在环境规制较强的地区,对其上市工业企业形成创新驱动的企业绩效改善;而在环境规制较弱的地区,虽然未能提升企业绩效,但显著促进了企业创新。这便从侧面上说明中央环保督察“一视同仁”,环境规制较弱地区的上市工业企业在面临前所未有的规制下,能被倒逼创新,但可能由于合规成本较高在短时间未能提升企业绩效。

表 8 不同环境规制强度的地区企业的异质性结果

变量	$\ln profit$ (1)	$R\&D$ (2)
$l(CEPS) \times l(low\ regulation)$	0.0530 (0.0560)	0.0632* (0.0330)
$l(CEPS) \times l(high\ regulation)$	0.136*** (0.0362)	0.0566* (0.0306)
Observations	24 407	24 407
R^2	0.127	0.314

注:小括号内为以省份和行业聚类的稳健标准误,*、**和***分别表示显著性水平为10%、5%和1%。

2.微观层面的异质性分析

前面从宏观层面,对中央环保督察影响上市工业企业绩效进行异质性分析,接下来,从企业税负水平、所有制类型与企业规模出发,进行微观层面的异质性分析(Tanaka et al.,

2014;龙小宁、万威,2017;盛丹、张国峰,2019),具体结果如表 9。其一,利用 2015 年企业应交税费总额的三分位数,区分高税负、中等税负和低税负企业进行异质性回归,结果如 Panel A 所示,中央环保督察对高税负上市工业企业形成创新驱动的企业绩效改善,提高中税负上市工业企业的研发费用,但其创新补偿并未改善企业绩效;其二,利用企业所有制,区分中央国有企业、地方国有企业、外资企业和其他企业进行异质性回归,结果如 Panel B 所示,中央环保督察对中央和地方国有上市工业企业均形成创新驱动的企业绩效改善;其三,利用 2015 年四个季度企业单季总资产均值的中位数,区分大规模和小规模企业进行异质性回归,结果如 Panel C 所示,中央环保督察对大规模上市工业企业形成创新驱动的企业绩效改善。

表 9 微观异质性回归结果

变量	$\ln profit$ (1)	$R\&D$ (2)
Panel A: 不同税负企业的异质性分析		
$l(CEPS) \times l(low\ tax)$	0.0342 (0.0512)	-0.0269 (0.0317)
$l(CEPS) \times l(medium\ tax)$	0.0590 (0.0612)	0.111 *** (0.0384)
$l(CEPS) \times l(high\ tax)$	0.179 *** (0.0576)	0.0796 * (0.0425)
Observations	24 407	24 407
R^2	0.126	0.314
Panel B: 不同所有制形式企业的异质性分析		
$l(CEPS) \times l(central\ state-owned)$	0.274 *** (0.0821)	0.217 *** (0.0670)
$l(CEPS) \times l(local\ state-owned)$	0.371 *** (0.0670)	0.100 ** (0.0473)
$l(CEPS) \times l(foreign-funded)$	0.138 (0.146)	-0.166 (0.146)
$l(CEPS) \times l(other\ ownership)$	-0.00196 (0.0371)	0.0308 (0.0255)
Observations	24 407	24 407
R^2	0.130	0.315
Panel C: 不同规模企业的异质性分析		
$l(CEPS) \times l(small\ scale)$	0.00815 (0.0455)	0.0142 (0.0291)
$l(CEPS) \times l(large\ scale)$	0.175 *** (0.0434)	0.0882 *** (0.0331)
Observations	24 407	24 407
R^2	0.127	0.314

注:小括号内为以省份和行业聚类的稳健标准误,*、**和***分别表示显著性水平为10%、5%和1%。

五、结论与政策启示

前后持续 21 个月、极具中国环境治理特色的中央环保督察,能否改善企业绩效,亟待讨论。为此,本文基于中国 A 股 2 459 家上市工业企业季度数据,采用多期倍差法,识别包括试点批次在内的五批次中央环保督察对上市工业企业绩效的影响,由此回答相较以往更为严格、“党政同责”的命令-控制机制对工业企业绩效的影响。研究发现:(1)整体而言,中央

环保督察能改善上市工业企业绩效,且在督察后仍保持显著正效应,这一结果也得到共同趋势检验和其他安慰剂检验的支持。(2)影响机制方面,中央环保督察改善上市工业企业绩效存在创新补偿机制,但不是唯一的作用机制。(3)异质性方面,中央环保督察对不同行业或地区,甚至不同微观特征的上市工业企业存在差异性影响。具体而言,中央环保督察对两类污染密集型上市工业企业均存在创新驱动的企业绩效改善,但对大气污染密集型行业企业促进作用更大;第四批中央环保督察在整体上对上市工业企业存在创新驱动的企业绩效改善;相比于环境规制较弱地区,中央环保督察在环境规制较强的地区,对其上市工业企业存在创新驱动的企业绩效改善;中央环保督察对高税负上市工业企业存在创新驱动的企业绩效改善,对中税负上市工业企业存在创新补偿但未改善企业绩效;中央环保督察对中央和地方国有上市工业企业、大规模上市工业企业存在创新驱动的企业绩效改善。

因此,作为史上最严环境政策的重要代表,中央环保督察在新时代能在一定程度改善上市工业企业绩效,尤其对于大气污染密集型企业。然而,具体到创新驱动的企业绩效改善,主要存在于第四批接受督察地区或环境规制较强地区,以及高税负、中央和地方国有、大规模等有雄厚基础的上市工业企业。由此,进一步完善中央环保督察制度,针对不同企业采取差别化措施,是全面激发企业绿色创新、改善企业绩效的关键。

参考文献:

1. 蔡昉、都阳、王美艳,2008:《经济发展方式转变与节能减排内在动力》,《经济研究》第6期。
2. 陈海嵩,2017:《环保督察制度法治化:定位、困境及其出路》,《法学评论》第3期。
3. 陈诗一、陈登科,2018:《雾霾污染、政府治理与经济高质量发展》,《经济研究》第2期。
4. 郭峰、石庆玲,2017:《官员更替、合谋震慑与空气质量的临时性改善》,《经济研究》第7期。
5. 韩超、胡浩然,2015:《清洁生产标准规制如何动态影响全要素生产率——剔除其他政策干扰的准自然实验分析》,《中国工业经济》第5期。
6. 梁平汉、高楠,2014:《人事变更、法制环境和地方环境污染》,《管理世界》第6期。
7. 龙硕、胡军,2014:《政企合谋视角下的环境污染:理论与实证研究》,《财经研究》第10期。
8. 龙小宁、万威,2017:《环境规制、企业利润率与合规成本规模异质性》,《中国工业经济》第6期。
9. 戚建刚、余海洋,2018:《论作为运动型治理机制之“中央环保督察制度”——兼与陈海嵩教授商榷》,《理论探讨》第2期。
10. 齐绍洲、林岫、崔静波,2018:《环境权益交易市场能否诱发绿色创新?——基于我国上市公司绿色专利数据的证据》,《经济研究》第12期。
11. 盛丹、张国峰,2019:《两控区环境管制与企业全要素生产率增长》,《管理世界》第2期。
12. 石庆玲、郭峰、陈诗一,2016:《雾霾治理中的“政治性蓝天”——来自中国地方“两会”的证据》,《中国工业经济》第5期。
13. 涂正革、谌仁俊,2015:《排污权交易机制在中国能否实现波特效应?》,《经济研究》第7期。
14. 涂正革、邓辉、甘天琦,2019:《大气质量改善与环境治理的中国道路——基于中央环保督察制度的探索》,华中师范大学低碳经济与环境政策研究中心工作论文。
15. 王书斌、徐盈之,2015:《环境规制与雾霾脱钩效应——基于企业投资偏好的视角》,《中国工业经济》第4期。
16. 于文超、何勤英,2013:《辖区经济增长绩效与环境污染事故——基于官员政绩诉求的视角》,《世界经济文汇》第2期。
17. 张晓,1999:《中国环境政策的总体评价》,《中国社会科学》第3期。
18. 周黎安,2007:《中国地方官员的晋升锦标赛模式研究》,《经济研究》第7期。
19. 张慧玲、盛丹,2019:《前端污染治理对我国企业生产率的影响——基于边界断点回归方法的研究》,《经济评论》第1期。
20. Chen, Y. J., P. Li, and Y. Lu. 2018. "Career Concerns and Multitasking Local Bureaucrats: Evidence of a Target-Based Performance Evaluation System in China." *Journal of Development Economics* 133: 84-101.

21. Feenstra, R. C., Z. Li, and M. Yu. 2014. "Exports and Credit Constraints under Incomplete Information: Theory and Evidence from China." *Review of Economics and Statistics* 96(4): 729–744.
22. Ghanem, D., and J. Zhang. 2014. "'Effortless Perfection': Do Chinese Cities Manipulate Air Pollution Data?" *Journal of Environmental Economics and Management* 68(2): 203–225.
23. Greenstone, M., and R. Hanna. 2014. "Environmental Regulations, Air and Water Pollution, and Infant Mortality in India." *American Economic Review* 104(10): 3038–3072.
24. He, G., M. Fan, and M. Zhou. 2016. "The Effect of Air Pollution on Mortality in China: Evidence from the 2008 Beijing Olympic Games." *Journal of Environmental Economics and Management* 79: 18–39.
25. Jefferson, G. H., S. Tanaka, and W. Yin. 2013. "Environmental Regulation and Industrial Performance: Evidence from Unexpected Externalities in China." Working Paper.
26. Jia, R. 2012. "Pollution for Promotion." IIES, Stockholm University, Job Market Paper.
27. Porter, M. E. 1991. "America's Green Strategy." *Scientific American* 264(4): 168.
28. Porter, M. E., and C. van der Linde. 1995. "Toward a New Conception of the Environment–Competitiveness Relationship." *Journal of Economic Perspectives* 9(4): 97–118.
29. Tanaka, S., W. Yin, and G. H. Jefferson. 2014. *Environmental Regulation and Industrial Performance: Evidence from China*. Mimeo.
30. Wu, J., Y. Deng, J. Huang, R. Morck, and B. Yeung. 2014. "Incentives and Outcomes: China's Environmental Policy." *Capitalism and Society* 9(1): 1–41.

Can Central Environmental Inspection Promote the Performance of China's Enterprises? An Example of Listed Industrial Enterprises

Shen Renjun^{1,2}, Xiao Qinglan¹, Lan Shouqing¹ and Liu Jiaqi¹

(1: School of Economics and Business Administration, Central China Normal University;

2. Research Center of Low-carbon Economy and Environmental Policies,
Central China Normal University)

Abstract: Exploring the impacts of Chinese-characterized Central Environmental Inspection on the performance of enterprises is of great practical significance for China to promote high-quality development in the new era. Therefore, this paper uses the quarterly data of listed industrial enterprises from 2014 to 2017, aiming to investigate the impact of Central Environmental Inspection on the performance of enterprises. The research shows that, in general, Central Environmental Inspection can improve the performance of listed industrial enterprises through innovation. This positive effect is still significant after the inspection. Meanwhile, Central Environmental Inspection has a greater impact on the performance of intensive air-polluted enterprises than water-polluted ones. For those listed industrial enterprises in the last inspected or intensive-regulated local areas, burdened by high taxes or owned by central and local governments or with large scale, the inspection improves their performance by promoting innovation. Therefore, in order to enable Central Environmental Inspection to stimulate innovation and improve performance, it is necessary to implement different measures according to different enterprises.

Keywords: Central Environmental Inspection, Performance of Enterprises, Porter Hypothesis, Multiphase Difference-in-Differences Design

JEL Classification: D22, O44, Q58

(责任编辑:惠利、陈永清)