

中央环保督察对城市经济高质量发展的影响:倒逼还是激励?

刘建翠 张晓晗*

摘要:中央生态环境保护督察是推动我国生态文明建设的重要制度安排,在改善环境质量与引导绿色发展中发挥了关键作用。探究其对经济高质量发展的影响及机制,有助于评估环境规制政策的长期成效与制度价值。本文基于245个接受第一轮中央环保督察和“回头看”的城市面板数据,采用多时点双重差分模型系统考察了中央环保督察对经济高质量发展的影响及其作用机制。研究发现:中央环保督察对经济高质量发展具有显著的促进作用,并且主要通过强化环境污染治理效应、促进产业结构合理化、提升城市绿色创新能力等机制发挥作用;在初始绿色全要素生产率低的地区、“秦岭—淮河”线以南的地区、能源依赖度低的地区,中央环保督察对经济高质量发展的促进作用更加显著。本文结果验证了中央环保督察及其“回头看”机制的协同政策效果,为健全生态环境监管长效机制提供了经验证据。

关键词:中央环保督察;高质量发展;绿色全要素生产率;多时点DID

一、引言与文献综述

为了推进经济高质量发展,我国政府持续深化环境管理体制改革的,完善环境治理政策体系,创新环境监管制度,着力解决生态环境污染问题(叶托、肖坤瑶,2023)。作为生态环境治理领域的一项重要监察制度创新,中央生态环境保护督察(以下统称中央环保督察)凭借严格的工作程序、机制及方法,在推动环境治理方面取得了良好的成效(罗三保等,2019)。自2016年实施以来,中央环保督察已历经3轮,为了巩固督察效果,2018年又开展“回头看”,对首轮

* 刘建翠(通讯作者),中国社会科学院大学商学院,中国社会科学院数量经济与技术经济研究所,邮政编码:100732,电子信箱:ljc0880@sina.com;张晓晗,中信银行股份有限公司北京分行,邮政编码:100020,电子信箱:zhangxiaohan737@163.com。

本文系湖北省软科学研究项目“发达省市科技投入效能评价及对湖北省优化科技投入的启示研究”(2024SYZH004)以及中国社会科学院智库基础项目“城市生产效率”(ZKJC251107)的阶段性成果。感谢匿名审稿专家的宝贵修改建议。文责自负。

督察中存在的问题进行“立行立改”,为建立中央环保督察的长效治理机制提供了制度保障(袁方,2022)。中央环保督察有效地遏制了环境污染,改善了环境质量,但该制度能否持续地促进经济高质量发展,尚待深入检验,这对于加快中国生态文明建设和发展新质生产力均有重要的现实意义。

关于中央环保督察的政策效应研究主要是从污染治理效应(王岭等,2019;邓辉等,2021; Razzaq et al., 2023)、企业或行业的环境效益(谌仁俊等,2019;Zeng et al., 2023; Li et al., 2024)以及企业绿色创新(李依等,2021;宋鹏等,2022; Cheng & Yu, 2023)等角度评估。从研究方法看,多数研究采用DID模型、断点回归法和事件分析法等。而该政策是否有助于推动经济高质量发展,尚无统一结论。涂正革等(2020)发现中央环保督察对重污染行业造成较大冲击,不利于经济增长。张健(2021)则指出该政策在长三角地区显著提升绿色全要素生产率 and 绿色发展质量的提升。赵海峰等(2022)基于上市公司的数据,发现中央环保督察能促进全要素生产率提升和经济高质量发展。杜明泽(2022)、康玺和张驰(2023)基于城市面板数据的结论则存在分歧。前者认为研究期内中央环保督察对绿色全要素生产率有显著的提升作用,后者的研究结果则表明第一轮中央环保督察的政策效应为负,认为短期内的环境成本大于节能减排收益,尚未显现结构升级与绿色创新的中长期效益。

党的二十大报告指出,“高质量发展是全面建设社会主义现代化国家的首要任务”“推动经济社会发展绿色化、低碳化是实现高质量发展的关键环节”。党的二十届三中全会进一步提出“健全推动经济高质量发展体制机制”。绿色全要素生产率作为衡量经济增长与生态保护的重要指标,在新质生产力导向下,已成为衡量经济高质量发展的重要指标,其测算从经济学和生态学的角度出发,综合考虑了经济增长、环境保护和资源利用等因素,能够较为全面地反映经济高质量发展水平(余泳泽等,2019),庞瑞芝和丁明磊(2020)指出我国实现高质量发展须着力提升绿色全要素生产率。根据生产理论采取科学的投入产出指标进行测算是必须的,然而已有文献在绿色全要素生产率的测算中普遍存在投入产出指标匹配不当的问题,同时,大多数研究仅聚焦于第一轮中央环保督察的短期效应,忽视了“回头看”所体现的政策强化机制。

尽管已有少量研究注意到例行督察和“回头看”的政策效果存在差异,但其对经济高质量发展的影响仍缺乏系统研究。王岭等(2019)认为“回头看”的效应小于首轮督察,孙晓华等(2022)则指出“回头看”期间空气污染的下降程度更为明显,空气污染治理效果更为显著。袁方(2022)的研究结果也表明“回头看”的环境治理效应更为明显。张振华等(2024)则认为“回头看”政策不具备长期治污功效。现有研究因研究方法、研究对象不同,研究结果存在差异。本文基于多时点双重差分模型,选取接受第一轮督察及“回头看”的城市,实证评估中央环保督察及其强化机制对城市经济高质量发展的影响与作用机制。本文可能的边际贡献主要体现在以下三个方面:第一,研究设计方面,将“回头看”作为政策强化环节纳入分析,选取接受

了第一轮中央环保督察及“回头看”的245个城市构建样本,避免了将政策影响笼统归因于首次督察的识别偏误,也丰富了现有文献中对该政策长期效应与动态效应的认识。第二,机制识别方面,不仅考察了中央环保督察对经济高质量发展的总体影响,还从绿色创新、产业结构优化、污染治理效应等角度系统识别其作用路径,拓展了政策效果的内部机制分析,有助于深化对中央环保督察与经济高质量发展关系的理解。第三,政策启示方面,通过构建更具代表性的政策样本与机制分析框架,验证了中央环保督察及“回头看”作为一体化环境规制政策的动态效应,为推动建立长效机制、提升环境治理与经济高质量发展提供了实证依据。

二、理论分析与研究假说

当前,环境规制与经济增长关系的研究是学术界持续关注的热点,研究成果颇丰,已有研究主要分为两种不同的观点。一种观点源自新古典学派的“遵循成本说”,认为环境规制提高了企业的污染治理投入,将原先隐性的环境成本显性化,增加了企业生产经营成本,抑制了企业生产投资和研发投入,从而削弱了经济绩效(Jorgenson & Wilcoxon, 1990; 陈思霞、薛钢, 2014; 黄清煌、高明, 2016)。另一种是“波特假说”,认为适度的环境规制政策能够促使企业进行绿色技术创新与工艺创新,提高资源配置效率,形成“创新补偿”(Porter & Van der Linde, 1995),进而提高产品竞争力和经济绩效(Telle & Larsson, 2007; 吴明琴等, 2016; 何兴邦, 2018)。

上述研究表明,中央环保督察作为我国特有的强制型环境规制政策,可能通过“成本效应”与“创新补偿效应”两个方向影响经济绩效。一方面,它通过显性化环境成本影响企业生产经营;另一方面,它可能通过强化污染治理效应、激励绿色技术创新、促进产业结构升级以及优化资源配置间接促进经济高质量发展(康玺、张驰, 2023)。基于此,本文从直接效应与间接效应两个层面构建分析框架。

(一)直接效应

中央环保督察属于自上而下的命令型环境规制政策,其核心是将企业的环境负外部性成本内部化,同时强调社会监督和公众参与。在其推动下,企业不得不增加污染治理支出,重新配置生产要素,这在短期内提高了企业生产经营成本,并压缩了生产性投资和创新投入,可能对经济绩效造成一定的抑制,减弱中央环保督察对经济高质量发展的正向政策效果(Jorgenson & Wilcoxon, 1990; Gray & Shadbegian, 1998; 蔡乌赶、周小亮, 2017)。

然而,中央环保督察同样可能加速“优胜劣汰”和促进经济高质量发展。作为高强制性的命令型环境规制政策,中央环保督察的执行力度较强。一是强制淘汰不符合要求的项目和企业,且为了尽快实现规制目标,地方政府和企业会增加环保投入,在生产环节降低环境污染并促使绿色全要素生产率提升。李静和沈伟(2012)证明了严格的环境规制能有效地提高绿色全要素生产率。二是从长期动态的视角看,适度的环境规制不仅降低了环境污染,还迫使企

业利用先进的管理经验、优化生产要素配置、加大技术创新力度以提升生产效率和产品质量,其带来的创新补偿效应大于成本效应(Porter & Van der Linde, 1995; Telle & Larsson, 2007),从而能够推动经济与生态环境的协调平衡发展。基于此分析,本文提出研究假说H1。

H1:中央环保督察对经济高质量发展具有显著的促进作用。

(二)间接效应

1.污染治理效应

污染治理可划分为源头管控和末端治理两种方式。前者通过绿色技术和清洁生产工艺等从生产源头减少污染排放;后者则通过增加减排设备或投资对污染物进行减排处理(吴鹏等,2024)。中央环保督察促使企业加快技术改造和技术创新,改造生产工艺或创造新的产品(万攀兵等,2021),降低污染排放,提高绿色生产效率,从而促进经济高质量发展。此外,政府通过财政补贴和相关政策激励企业进行环保投资,缓解其资金压力,进而将更多资源投入绿色创新。相关研究发现,中央环保督察对技术创新和效率改进产生持续激励,长远上能够推动企业和产业的绿色发展(李玲、陶锋,2012;田红彬、郝雯雯,2020),促进经济绿色转型,提高绿色全要素生产率,从而推动经济高质量发展。因此,本文提出假说H2。

H2:中央环保督察通过强化污染治理效应促进经济高质量发展。

2.产业结构优化效应

中央环保督察作为一项强制型环境规制政策,通过加大环境治理问责力度,提高地方政府对生态指标的重视程度,推动产业结构的调整与优化。一方面,政策强化了环保标准执行,提升高污染、高能耗行业的市场准入门槛,加快落后产能的淘汰,促使资源要素向技术先进、绿色低碳的行业和企业流动,从而推动产业结构向高级化演进(Liu & Guan, 2023; Deng et al., 2023)。另一方面,在督察反馈和整改机制的压力下,地方政府往往加强对绿色产业的政策引导与财政税收支持,鼓励发展战略性新兴产业和环境友好型产业,优化产业结构配置(邵汉华、王亚宁,2024)。产业结构的升级和优化不仅提升了生产要素配置效率,也增强了高技术、高附加值产业的带动作用,有助于绿色技术扩散和产业链协同发展(毛建辉、管超,2019),还培育了新的经济增长点,并且优化产业空间结构、提高资源利用效率、降低环境污染对经济的约束,能在实现经济增长的同时,改善环境质量,综合提升城市绿色全要素生产率(余硕等,2020)。产业结构优化通过“资源重配效应”“技术溢出效应”以及“产业联动效应”,共同作用于绿色全要素生产率的提升,进而推动经济高质量发展。基于以上分析,本文提出假说H3。

H3:中央环保督察通过产业结构优化推动经济高质量发展。

3.绿色创新效应

中央环保督察作为一项具有强约束力的环境规制政策,通过提升环境治理压力,促使企业调整资源配置与发展策略,从而对绿色技术创新产生显著影响。一方面,环保督察提高了

企业污染治理的合规成本,压缩了部分投资空间,进而可能对技术创新投入形成“投资挤出”效应(陶锋等,2021),改变技术创新的资源配置方式,影响技术创新的进程和研究方向。同时,中央环保督察通过设定严格的环境目标,激发市场主体进行自主绿色创新与技术设备升级以分解环境污染成本、提高经营效益的内在动力。同时通过强化人力资本支撑、相关基础设施配套与绿色创新服务优化等政策措施为创新活动提供外在支持,共同推动绿色技术创新能力提升(余硕等,2020)。孙阳阳等(2025)证明地方环境目标能够提高企业的绿色创新。另一方面,根据“波特假说”(Porter & Van der Linde,1995),环境规制压力也可能倒逼企业加大绿色技术研发投入,通过创新补偿效应提升资源利用效率,形成新的竞争优势。绿色创新不仅有助于降低污染排放、实现清洁生产,还通过提升绿色全要素生产率,为实现经济高质量发展提供重要支撑。因此,中央环保督察有可能通过提升绿色创新水平,间接推动资源配置效率和技术进步,从而实现环境保护与经济发展的双赢目标。基于以上分析,本文提出假说H4。

H4:中央环保督察通过绿色创新水平的提升促进经济高质量发展。

三、研究设计

(一)模型设定

以第一轮中央环保督察作为准自然实验,建立多时点双重差分模型,考察中央环保督察对经济高质量发展的影响,为了排除无法观测到的时间、地区特征造成的干扰,本文还控制了年份和城市固定效应。具体模型如下:

$$GGTFP_{it} = \alpha + \beta \times TREAT_{it} + \gamma X_{it} + \mu_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式(1)中, $GGTFP_{it}$ 表示城市*i*在第*t*年的经济高质量发展程度,由绿色全要素生产率水平值表征。 $TREAT_{it} = CIEP_i \times post_t$, $TREAT_{it}$ 表示城市*i*在*t*时期接受了中央环保督察。 $CIEP_i$ 表示城市*i*是否接受了中央环保督察,接受第一轮中央环保督察的城市, $CIEP_i = 1$,否则 $CIEP_i = 0$; $post_t$ 表示*t*时期是否接受了中央环保督察,中央环保督察组进驻的当年及之后的时期, $post_t = 1$,否则 $post_t = 0$ 。 X_{it} 为控制变量, μ_i 、 η_t 分别表示城市固定效应和时间固定效应, ε_{it} 为随机扰动项。

鉴于中央环保督察及“回头看”政策在2016—2018年分批实施,不同城市在不同年份接受督察,形成了典型的分期推进特征,本文采用多时点DID模型进行识别。尽管所有城市最终均被纳入政策范围,但在任一时间截面上,仍存在尚未接受督察的城市可作为当期“对照组”,从而满足多时点DID的识别要求。本方法估计的是不同批次政策处理下城市间的相对政策效应,能够有效捕捉政策实施的平均影响。

考虑到多时点DID框架下误差项可能在城市内部存在时间序列相关性,本文在所有回归

中均采用城市层面聚类标准误的方式进行估计,从而提升结果判断的可靠性。

满足平行趋势检验是使用双重差分模型的前提。为确保处理组和控制组在政策发生前有同样的发展趋势,保证基准回归中的政策效应不是来自处理组和控制组本身的差异,本文设定了各城市接受中央环保督察相对时间的虚拟变量,构造了式(2)进行平行趋势检验:

$$GGTFP_{it} = \alpha + \beta_n \times \sum_{n=-6, n \neq -1}^{+5} distance_{it}^n + \gamma X_{it} + \mu_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

式(2)中,时间虚拟变量 $distance_{it}^n$ 为各城市接受中央环保督察前 n 年、当年和后 n 年的观测值, n 为正数代表接受督察后, n 为负数代表接受督察前, n 取 0 时则代表是接受中央环保督察的当年。为避免多重共线性,本文在回归中将-1 年的时间虚拟变量剔除,即以政策发生前 1 年为基准年。

由于传统的中介效应逐步检验法可能会带来多重共线性、估计偏误等一系列问题,因此借鉴江艇(2022)的两步法,在式(1)的基础上又构建了如下的模型,进一步检验中央环保督察影响城市经济高质量发展的作用机制:

$$Mediator_{it} = \alpha + \beta TREAT_{it} + X'_{it}\gamma + \mu_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

式(3)中,被解释变量为中介变量 $Mediator_{it}$,依次采取污染治理效应(环境污染治理投资 $PollInvest$ 和资本生产率 $CapPerc$)、产业结构优化(包括产业结构高级化 $Upgrade$ 和合理化 $Rational$)和绿色创新能力(包括绿色专利申请量 $Gpat$ 和绿色专利申请量占专利申请总量的比重 $GGpat$)来进行衡量。其他变量与式(1)相同。

(二)变量构建

1.经济高质量发展

本文采用绿色全要素生产率($GGTFP$)作为经济高质量发展的度量指标。绿色全要素生产率增长率采用基于SBM的全局-Malmquist生产率指数模型测算,相比传统的DEA-BCC、DEA-CCR模型,Tone(2001)提出的SBM模型不仅考虑了非期望产出还考虑了变量的径向和角度问题,因而对效率的评价更为科学、客观。基于生产理论,投入要素包括资本和劳动,资本用城市全社会固定资产投资额作为投资流,采用永续盘存法计算,为了降低期初固定资本存量对计算结果的影响,资本存量起始年为2000年。鉴于数据的可获得性,劳动用单位从业人员和私营个体从业人员之和表示。产出包括期望产出和非期望产出,期望产出用地区生产总值表示,非期望产出用工业废水排放量、工业二氧化硫排放量和工业烟尘排放量表示。价值指标以2000年为基期。

由于基于SBM的全局-Malmquist指数模型测算出的绿色全要素生产率指数并非绿色全要素生产率本身,而是相对效率,本文借鉴邱斌等(2008)、蔡乌赶和周小亮(2017)的方法,即设定2011年为1,2012年的 $GGTFP$ 水平是2011与2012年的生产率指数的乘积,以此类推,得到2011—2021年各年的绿色全要素生产率水平值。

2.解释变量

具体而言,本文以城市是否接受中央环保督察($TREAT_{it}$)为虚拟变量,用于表示某一城市是否处于中央环保督察政策的实施状态:当某城市被中央环保督察组正式进驻后,在该年份及其之后的年份内, $TREAT_{it}$ 取值为1,表示该城市进入政策处理组;否则,变量取值为0,表示城市尚未接受督察或不在督察范围内,作为对照组。

3.控制变量

参考已有的研究成果以及数据的可获得性,选择如下控制变量:(1)外商直接投资(fdi),用当年实际使用外商直接投资金额与地区生产总值之比表示,反映城市对外开放水平;(2)人力资本(edu),用普通高等学校在校学生数量与全社会从业人员数量的比值表示,代表城市经济发展潜力,反映劳动力素质水平;(3)科技支持($tech$),用地方财政一般预算内支出中的科学技术支出占地方财政一般预算内支出的比重来表示,反映城市科技支持力度;(4)政府干预程度(gov),用地方财政一般预算内支出与地区生产总值的比值来衡量,反映政府对经济干预程度;(5)金融发展水平(fin),用年末金融机构各项贷款余额与地区生产总值的比值表示,反映城市的金融发展程度。

4.描述性统计

表1是各个变量的描述性统计结果。表1表明,城市的绿色全要素生产率水平值最大值和最小值分别是6.2275和0.3272,说明城市的绿色发展存在较大差异。从控制变量的最大值、最小值、标准差和平均值看,城市之间的外商直接投资、人力资本、科技支持、政府干预程度和金融发展水平均存在明显的差异。

表1 描述性统计

变量	单位	观测值	平均值	中位数	标准差	最小值	最大值
绿色要素生产率($GGTFP$)	—	2695	0.9925	0.9329	0.3923	0.3272	6.2275
外商直接投资(fdi)	%	2695	1.6285	1.1555	1.7061	0.0002	21.0066
人力资本(edu)	‰	2695	0.6730	0.4884	0.6374	0.0064	4.3701
科技支持($tech$)	%	2695	1.6163	1.1184	1.7095	0.0568	20.6835
政府干预程度(gov)	%	2695	20.2238	17.8862	9.6067	4.3881	91.5507
金融发展水平(fin)	%	2695	0.9615	0.8280	0.5403	0.1180	7.4500

5.样本选择与数据来源

中央环保督察最早于2016年1月在河北省进行试点,督察组分四批于2017年完成了对31个省份的督察,随后在2018年又分两批在其中的20个省份展开了“回头看”督察。本文的研究目的是探究例行督察与“回头看”相配合的中央环保督察所带来的政策效应,因此选取既接受了第一轮环保督察,又接受了“回头看”督察的20个省份所包含的245个地级市,样本区

间为2011—2021年^①。

数据主要来源于2012—2022年的《中国统计年鉴》《中国城市统计年鉴》以及各地级市的统计年鉴和统计局数据。绿色专利数据来自CNRDS数据库和国家知识产权局,通过专利IPC分类号和WIPO国际专利绿色分类清单的标准匹配得到。

四、基本实证结果

(一)基准回归结果

表2报告了中央环保督察对经济高质量发展影响效应的实证结果。其中,列(1)和列(2)未加入控制变量,列(1)没有控制城市和年份,列(2)控制了城市和年份,结果均表明在1%的显著性水平下,中央环保督察对绿色全要素生产率增长有正向影响,能促进城市经济高质量发展。列(3)是在列(2)的基础上加入控制变量后的结果, *TREAT* 的回归系数在1%的水平下显著为正,相比第(1)列和第(2)列,系数有所减小。如前文所述,中央环保督察这一环境规制政策的实施能够推动经济高质量发展,是否加入控制变量均不会改变该结论,本文的假说H1得证。

表 2		基准回归结果		
变量	(1)	(2)	(3)	
<i>TREAT</i>	0.1744*** (7.47)	0.0504*** (2.88)	0.0465*** (2.62)	
<i>fdi</i>			-0.0266** (-1.91)	
<i>edu</i>			1.7889** (2.50)	
<i>tech</i>			2.4499* (1.81)	
<i>gov</i>			0.4281** (2.01)	
<i>fin</i>			0.0790** (2.37)	
常数项	0.9040*** (113.10)	1.0000*** (58.16)	0.7668*** (10.82)	
城市固定效应	否	是	是	
时间固定效应	否	是	是	
样本量	2695	2695	2695	
R ²	0.092	0.201	0.235	

注:括号内为t值,***、**、*分别表示1%、5%、10%的显著性水平。下表同。

①第二轮督察始于2019年7月,结束于2022年3月;第三轮督察始于2023年11月。第二轮和第三轮的“回头看”目前没有开始,因此本文样本只包括第一轮督察及“回头看”的城市。

(二)平行趋势检验

本文借鉴 Beck 等(2010)的方法绘制了经去趋势处理的系数变化,并将平行趋势检验的结果展示在图 1。为避免多重共线性,本文在回归中将-1 年的时间虚拟变量剔除,即以政策发生前 1 年为基准年。平行趋势表明,在政策实施以前,时间虚拟变量均不显著,这表明在政策发生前处理组和控制组在经济高质量发展上并未表现出显著差异;在政策实施之后,回归系数显著为正,表明中央环保督察政策为经济高质量发展带来了积极影响并具有一定的持续性。

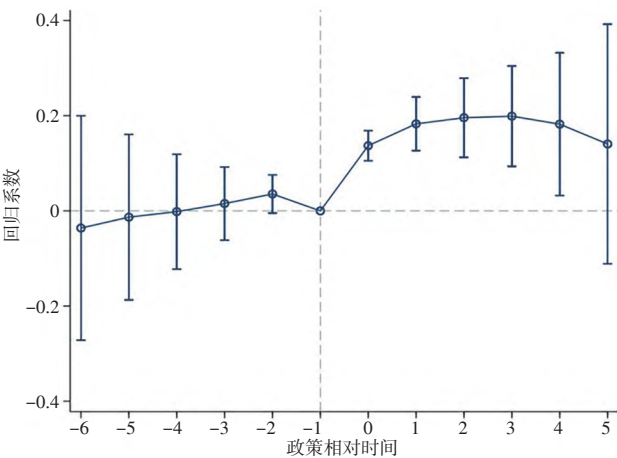


图 1 中央环保督察对经济高质量发展的动态效应

(三)稳健性检验

为了确保基准回归结果是可信的,本文分别通过更换因变量、剔除极端值、排除其他政策干扰及安慰剂检验四种策略进行稳健性检验。

1.更换因变量

为了确保基准回归结果的稳健性,更换绿色全要素生产率增长率的测度模型,重新测算绿色全要素生产率增长率。表 3 的被解释变量分别是使用全局参比的规模报酬可变的超效率 SBM-Malmquist(SM)指数、基于方向距离函数的 Malmquist-Luenberger(ML)指数、超效率 SBM 模型的 Malmquist-Luenberger(SML)指数,测算出绿色全要素生产率指数,然后采取与前文相同的方法得到绿色全要素生产率水平值。基于三种测算结果,分别进行回归,结果发现无论采取何种测算模型,中央环保督察都能促使绿色全要素生产率增长,证明基准回归中得出的中央环保督察对经济高质量发展有显著的促进作用这一结论是稳健的。

表 3 更换因变量的回归结果

变量	SM	ML	SML
<i>TREAT</i>	0.0432** (2.41)	0.0408** (2.17)	0.0406** (2.14)

续表3 更换因变量的回归结果

变量	SM	ML	SML
常数项	0.7463*** (10.05)	0.7589*** (13.61)	0.7557*** (13.44)
控制变量	是	是	是
城市固定效应	是	是	是
时间固定效应	是	是	是
样本量	2695	2695	2695
R ²	0.229	0.275	0.269

2.剔除极端值

为了避免数据失真对实证结果产生的影响,本部分借鉴陈强远等(2020)的思路,对被解释变量绿色全要素生产率水平值分别进行了1%和5%的缩尾处理以剔除离群值。根据表4列(1)、列(2)的回归结果,得出缩尾后的结果在系数方向和显著性上与基准回归结果均一致。

表4 剔除极端值、排除其他政策影响的回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	1%缩尾	5%缩尾	删除国家环境保护模范城市	加入低碳城市试点政策	删除碳排放权交易试点城市
<i>TREAT</i>	0.0449*** (2.71)	0.0339** (2.21)	0.0452** (2.50)	0.0420** (2.42)	0.0428*** (2.18)
<i>Lowcarbon</i>				0.1261 (1.38)	
常数项	0.7830*** (13.69)	0.7983*** (17.88)	0.7310*** (10.75)	0.7239*** (9.25)	0.7711*** (10.17)
控制变量	是	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是
样本量	2695	2695	2255	2695	2695
R ²	0.274	0.296	0.190	0.235	0.235

3.排除其他政策干扰

我国曾提出创建国家环境保护模范城市,该政策评选经济持续发展,环境质量良好,资源合理利用,生态良性循环,城市优美洁净,基础设施健全,生活舒适便捷的示范城市^①。并且通过三年一复查的管理机制督促模范城市及时整改,保持良好的生态环境。截止到2012年4月不再有新的城市通过评选,目前共有大庆等81个城市被列为国家环境保护模范城市。这些城市会主动通过环境治理、提高能源效率、优化资源配置的方式提升自身的环保能力,改善环

①资料来源:https://www.gov.cn/node_11140/2006-06/24/content_318625.htm。

境质量,不断推进绿色发展。为排除国家环境保护模范城市评选的政策影响,减少样本自选择效应,本部分删除了被评选为国家环境保护模范城市的样本重新进行回归,结果如表4的列(3)所示,中央环保督察依然对经济高质量发展产生了积极影响。

在本文的样本中,2010年、2012年和2017年设立的三批低碳城市试点同样可能也会对绿色全要素生产率水平值产生影响。为了尽可能地控制低碳城市试点的政策效应对估计结果造成的影响,本部分在回归中加入了低碳城市试点政策的虚拟变量(*Lowcarbon*),结果如表4的列(4)所示,在控制了低碳城市试点政策后,中央环保督察政策的系数仍然显著为正,在一定程度上说明了中央环保督察能够推动经济高质量发展。

此外,北京、上海、广东等地区自2011年起率先启动碳排放权交易试点。碳交易制度通过价格机制引导企业优化排放结构、投资减排技术,有望通过提升资源配置效率来促进经济高质量发展。考虑到碳排放权交易市场的设立可能对企业资源配置方式、环境治理行为和绿色生产效率产生独立影响,本文剔除了碳排放权交易试点的城市,以避免政策干扰。结果如表4列(5)所示,在删除碳排放权交易试点城市后,回归结果依然显著为正,验证了中央环保督察的政策有效性。

4.安慰剂检验

为了更准确地评估中央环保督察对经济高质量发展的政策效应,避免一些由于非观测的个体特征造成的估计偏差,本文对回归结果进行了安慰剂检验。首先随机抽取处理组,再随机拟定政策时间,生成虚拟政策交互项,按照模型(1)进行1000次蒙特卡洛模拟得到了图2。每次随机抽取后的回归系数呈现以0为均值的正态分布的形状,符合随机化的标准。同时,随机抽取得到的回归系数并未将原先基准回归的系数0.0465包括在内,这证明未观测到的城市特征并不会使估计结果产生偏差,经济高质量发展确实是由中央环保督察带来的,基准结果是可靠的,安慰剂检验成立。

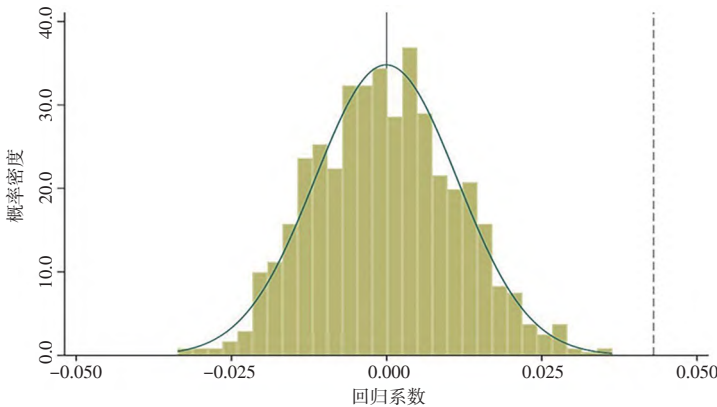


图2 安慰剂检验

五、拓展性分析

(一)影响机制分析

前文在理论层面分析了中央环保督察对经济高质量发展的间接影响,这一部分从污染治理效应、产业结构变迁和绿色创新三个维度,实证分析以检验前文的假说。

1.污染治理效应

如前文所述,污染治理通常可分为两类:一是源头管控,二是末端治理。其中,源头管控强调通过引入更先进的环保设备与绿色技术,推动生产性资本的更新换代,在生产环节减少污染排放(万攀兵等,2021);末端治理主要通过增加环保治理投入,处理生产过程中产生的污染物,实现污染物的减排。环境污染治理投资是衡量地方对污染治理的重视程度的重要指标,大量的环境污染治理投入能直接减少污染、改善环境质量,促进经济绿色转型,推动经济高质量发展。

为了检验源头管控和末端治理机制是否成立,本文借鉴万攀兵等(2021)、吴鹏等(2024)的研究,选取资本生产率(*CapPerc*)作为源头管控的中介变量,选取环境污染治理投资额(*PollInvest*)作为末端治理的中介变量。其中资本生产率用城市GDP与固定资本的比值表示,环境污染治理投资额通过《中国生态环境统计年报》手动收集,部分缺失数据使用线性插值法和移动平均法补充。回归结果如表5列(1)和列(2)所示,中央环保督察显著提高了城市的资本生产率和地方政府的环境污染治理额,提高了地方政府对于生态环境保护和治理的重视程度。因此,本文的假说H2得证,中央环保督察可以通过强化污染治理效应,实现经济高质量发展。

表 5 影响机制回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>CapPerc</i>	<i>PollInvest</i>	<i>Upgrade</i>	<i>Rational</i>	<i>ln Gpat</i>	<i>GGpat</i>
<i>TREAT</i>	0.1184*** (3.98)	0.0731*** (3.57)	-0.0035 (-0.92)	-0.0110* (-1.91)	0.1127*** (2.77)	0.0177* (1.87)
常数项	3.8450*** (30.15)	5.6071*** (80.05)	2.2080*** (190.87)	1.0508*** (25.80)	3.1667*** (32.88)	0.2313*** (9.76)
控制变量	是	是	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
样本量	2695	2695	2695	2693	2695	2695
R ²	0.601	0.260	0.749	0.180	0.691	0.123

2.产业结构优化

产业结构优化可以细分为产业结构的高级化和合理化。产业结构高级化(*Upgrade*)反映的是经济结构的变动。产业结构高级化会使一些污染企业选择迁移出当地或被市场淘汰,

也会使企业的竞争意识和环保意识愈发强烈,更注重自身的生产效率和环境效益,提高绿色全要素生产率,推动地区经济高质量发展。因此,本文按照徐敏和姜勇(2015)的方法构造了产业结构升级指数 $Upgrade = \sum_{n=1}^3 q_n \times n$, 其中 q_n 是产业结构,用第 n 产业的产值占地区生产总值的比重表示。产业结构合理化 (*Rational*) 的内涵是要素投入结构和产出结构的耦合,反映的是产业间的聚合程度和协调程度(干春晖等,2011),产业结构越合理,越能使有限的资源得到更优的配置,越能推动低效率、高污染的产业转向绿色低碳环保产业,从而推动经济高质量发展(张瑞等,2020)。借鉴干春晖等(2011)的做法,本文使用调整后的泰尔指数,即 $Rational = \sum_{i=1}^n (Y_i/Y) \ln[(Y_i/L_i)/(Y/L)]$ 来表征产业结构合理化程度,其中 Y_i 、 L_i 分别表示 i 产业的产值和就业人数, Y/L 表示劳动生产率。泰尔指数数值越小,表示产业结构越趋于合理化;相反,指数值越大,代表各产业产出与就业结构偏离程度越高,结构越不合理。

表5列(3)和列(4)的回归结果表明,当产业结构高级化作为被解释变量时,中央环保督察的影响并不显著,一方面可能是因为产业结构升级的过程需要较长的时间,另一方面是产业结构升级的发生需要充足的资源要素和适宜的经济发展阶段,产业结构的改变可能会改变地方经济发展的重心,故而各个城市需要因地制宜地发展经济。若因生态环境保护约束和环境规制政策而盲目追求绿色发展、强行促使产业向服务化发展,反而会得不偿失,导致生产率降低,经济发展速度减缓,这可能是中央环保督察并未使城市产业结构高级化程度发生显著变化的原因之一。表5列(4)回归结果表明,中央环保督察对产业结构合理化在10%的水平下显著为负数,这表明中央环保督察能够通过推动产业结构优化促进经济高质量发展,假说H3得以验证。

3.绿色创新

绿色创新是减少能源消耗和降低环境污染的有效途径,同时企业的绿色创新能力的提升是促进产业结构绿色化的关键条件,提升绿色创新能力更是促进地方经济高质量发展的长效机制。

考虑到技术研发和创新需要一定的周期,环境规制政策可能不会立即对当年的创新能力和成果产出产生显著影响,故本文将中央环保督察的政策实施时点统一延后一年,即把变量 $TREAT$ 滞后一年再进行回归。本文分别用经过加一并取对数处理的绿色专利申请量 ($\ln Gpat$) 和绿色专利申请量占专利申请总量的比例 ($GGpat$) 来表示绿色创新能力,表5列(5)和列(6)分别报告了以绿色专利数量和绿色专利占比为被解释变量的回归结果,分别在1%和10%的水平下显著。说明中央环保督察能够增强城市绿色创新能力,从而为经济高质量发展创造有利条件。本文的假说H4得证。

(二)异质性检验

已有的研究结果表明中央环保督察能够促进经济高质量发展,但这种效果是否会因城市

经济发展水平、地理位置、能源依赖程度等不同表现出异质性尚不明确。因此,有必要对这些差异进行异质性分析,从而进一步明晰中央环保督察对经济高质量发展的影响。

1. 城市经济发展水平

我国各地区间发展的不平衡性是客观存在的,经济发展水平高的地区,居民通常具有更强的环保意识,这些地区的产业结构和产业分布方式也更具有规模效应,经济效率更高,因此可能导致环境规制的政策效应产生差异。另外,传统的只看经济发展状况的政绩考核方式早已被环境保护的“一票否决”制所打破^①,因此生态环境保护和政绩挂钩的规定可能会使地方对环保政策的重视程度存在差异,从而影响中央环保督察的政策效应。本文按照2011年各地级市的人均生产总值的中位数,将所有城市样本划分为低经济发展水平和高经济发展水平两组。该分组方式不仅能够反映区域发展差异,也便于分析中央环保督察在不同发展阶段地区的政策效应异质性。回归结果如表6所示,无论经济发展水平如何,中央环保督察都对经济高质量发展产生了显著积极的影响。

表6表明两组经济发展水平的系数均显著,难以说明经济发展程度存在异质性,为此本文做了组间差异系数检验。组间差异系数检验表明,政策处理效应($TREAT$)在经济发展水平不同的地区存在显著差异($p=0.0002$)。具体而言,高经济水平组的政策效应($\beta=0.0559$, $p=0.035$)显著高于低经济水平组($\beta=0.0476$, $p=0.041$),说明经济发展水平可能增强了中央环保督查的政策效果。主要原因可能在于,经济发展水平越高的城市,在绿色技术、生产工艺和管理经验等方面更有实力投入;同时社会公众对环境和产品的要求越高,更加关注绿色产品和环境污染治理事件,经济发展水平高的地区更加容易促进经济高质量发展。

2. 初始绿色全要素生产率

绿色全要素生产率(GTFP)水平在一定程度上能够反映地方最初在经济效率、生态环境、资源配置上的差异。初始绿色全要素生产率高的地区在科技发展基础、环境质量、产业结构上通常要优于初始绿色全要素生产率低低的地区,但同时这些高水平地区在技术进步和绿色技术创新方面实现突破的难度更大,绿色全要素生产率的提升更为不易。本文根据城市2012年的初始绿色全要素生产率水平中位数分为两组,同时进行回归。表6报告了绿色全要素生产率初始水平不同的异质性检验结果,在绿色全要素生产率低低的地区中央环保督察对经济高质量发展产生了显著的提升作用,而在绿色全要素生产率高的地区中央环保督察的促进作用却并不显著。

^①资料来源于https://www.gov.cn/gongbao/content/2012/content_2034724.htm。2011年印发的《国家环境保护“十二五”规划》指出要落实环境目标责任制,制定生态文明建设指标体系,纳入地方各级人民政府政绩考核,实行环境保护一票否决制。

表 6 经济发展水平、初始 GTFP 水平分组回归结果

变 量	低经济发展水平	高经济发展水平	低 GTFP	高 GTFP
<i>TREAT</i>	0.0476** (2.06)	0.0559** (2.13)	0.0577** (2.13)	0.0386 (1.50)
常数项	0.7266*** (11.15)	0.8614*** (5.93)	0.7693*** (8.51)	0.7875*** (7.22)
控制变量	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
样本量	1353	1342	1353	1342
R ²	0.199	0.327	0.236	0.271

3.“秦岭—淮河”线两侧

“秦岭—淮河”线作为我国的南北分界线,两侧的城市在区位条件、生态环境、生产生活方式以及能源消耗的品种等方面均有不同。本文借鉴 Chen 等(2013)、王岭等(2019)的研究思路,验证了中央环保督察在“秦岭—淮河”线两侧是否存在异质性。与王岭等(2019)的研究结论略有不同,从表 7 的实证结果可知,中央环保督察对“秦岭—淮河”线以北的绿色全要素生产率水平值没有显著促进作用,而“秦岭—淮河”线以南城市的绿色全要素生产率水平值有显著提升。除了上文提到的差异之外,造成中央环保督察南北差异的原因还可能是北方地区产业的高级化程度较低(王岭等,2019),尽管中央环保督察促使环境质量得到了较大改善,但同时也可能带来产出下降、经济效益降低的副作用,不能显著促进“秦岭—淮河”线以北地区经济高质量发展。

4. 城市能源依赖程度

能源依赖度是影响环境污染的重要因素。能源依赖程度越强,城市的污染排放压力越大(孙晓华等,2022)。能源依赖程度同时也决定着地方环境治理的难易程度。本文用单位地区生产总值的用电量表征能源依赖程度,按照 2011 年中位数将所有的样本城市分为低能源依赖组和高能源依赖组。通过表 7 的异质性分析结果可以知道,中央环保督察给低能源依赖的城市经济高质量发展带来了显著的提升作用,高能源依赖的城市并不显著,可能的原因在于这类城市虽然加强了环境治理,但可能会因为产业结构和资源因素等,短时间内摆脱不了路径依赖无法得到更有经济效益的清洁能源作为替代,无法从源头上减少污染,因此在接受中央环保督察后并不能显著促进经济高质量发展。

表 7 “秦岭—淮河”线、能源依赖程度分组回归结果

变 量	“秦岭—淮河”线以北	“秦岭—淮河”线以南	低能源依赖	高能源依赖
<i>TREAT</i>	0.0374 (1.28)	0.0435* (1.79)	0.0753*** (3.03)	0.0144 (0.58)
常数项	0.7960*** (7.62)	0.8056*** (9.08)	0.7906*** (8.82)	0.7466*** (7.03)
控制变量	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
样本量	1375	1320	1,353	1342
R ²	0.288	0.195	0.271	0.218

六、结论与政策建议

作为我国推动生态文明建设重要手段的中央环保督察,实现了从“督企”到“督政”的转变,有效地推动了环境治理。本文基于第一轮督察和“回头看”的城市面板数据,使用多时点双重差分模型,实证评估了中央环保督察对城市经济高质量发展的影响与作用机制。本文得出如下研究结论:第一,中央环保督察能够促进经济高质量发展,且具有持续性,一系列稳健性检验证明研究结果是可靠的;第二,机制检验结果表明,中央环保督察能通过提高地方环境治理能力、推动产业结构合理化进程、提升绿色创新能力来促进经济高质量发展;第三,中央环保督察对经济高质量发展的影响具有典型的异质性特征。中央环保督察在初始绿色全要素生产率低的城市、“秦岭—淮河”线以南的城市、能源依赖程度低的城市对经济高质量发展有更显著的积极作用。

中央环保督察是我国环境治理体系的重要组成部分,是生态文明建设的关键环节。结合本文研究结论,提出如下政策建议:

一是构建督察长效机制,增强政策持续效力。应根据督察反馈完善制度体系,推动中央环保督察常态化、制度化,促进经济高质量发展。督察周期与力度应结合区域、行业和污染类型灵活调整,避免“一刀切”,实施“一城一策、一行一策、一企一策”的差异化治理。督察过程需做到公正透明,同时在反馈环节强化问题导向与责任落实,建立“发展—整改—问责”闭环机制。

二是健全激励约束机制,调动地方治理积极性。应将督察结果纳入地方政绩考核体系,在财政转移支付、绿色专项资金分配中嵌入督察绩效因素,形成地方政府绿色竞争机制。同时,建立第三方评估制度,增强生态治理考核的权威性与透明度。地方政府可结合规制强度与排污标准,动态调整环境污染治理投入力度,拓宽污染治理投资渠道,鼓励社会资本和企业参与绿色治理并给予相应支持。

三是强化绿色技术支持,推动创新补偿效应释放。推动绿色创新,加大绿色技术研发与成果转化的财税激励力度,提高研发补助强度,激发企业绿色创新的内生动力。鼓励企业、高校和科研机构建立绿色技术联盟和技术共享平台,推动跨区域、跨主体合作,提高绿色技术成果转换率,带动资源优化配置与绿色生产效率提升。

四是引导产业结构转型,培育绿色发展新动能。根据经济发展阶段和资源禀赋以及本身的产业发展情况,合理规划地区产业结构和产业布局。因地制宜,依托大数据、云计算、5G、物联网等信息技术,推动传统产业在优势领域深耕细耕和绿色升级,开拓新赛道培育新产业;结合自身资源鼓励高端制造、绿色能源、数字经济等新兴产业发展,发挥绿色金融、产业基金等金融工具的作用,为高质量发展提供金融支持,助推地区经济绿色转型。

总体来说,中央环保督察与“回头看”相结合在强化环境治理约束、推动绿色转型等方面取得了显著成效,实证结果表明其对城市经济高质量发展具有积极促进作用。然而,本文仍存在一定局限性。首先,由于目前第二轮和第三轮督察尚未开展“回头看”,本文的样本仅限于接受第一轮督察及“回头看”的城市,实证结果难以全面评估政策的长期作用与持续性影响,后续研究可在数据更新后进一步拓展研究时段与覆盖范围。其次,本文以绿色全要素生产率作为经济高质量发展的代理变量,虽然该指标能够较好地反映绿色效率、资源配置与环境友好程度,但难以全面体现创新、协调、绿色、开放、共享发展理念的综合程度(林兆木,2018)。未来研究可进一步构建多维度综合评价指标体系,更系统地衡量经济高质量发展的实现程度。

参考文献:

- [1] 蔡乌赶,周小亮. 中国环境规制对绿色全要素生产率的双重效应[J]. 经济学家,2017(09):27-35.
- [2] 谌仁俊,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(05):36-49.
- [3] 陈强远,林思彤,张醒. 中国技术创新激励政策:激励了数量还是质量[J]. 中国工业经济,2020(04):79-96.
- [4] 陈思霞,薛钢. 地方环境公共支出如何影响了经济增长?——技术效率与健康资本的视角[J]. 中国软科学,2014(05):173-181.
- [5] 邓辉,甘天琦,涂正革. 大气环境治理的中国道路——基于中央环保督察制度的探索[J]. 经济学(季刊),2021,21(5):1591-1614.
- [6] 杜明泽. 我国环境规制对绿色全要素生产率的影响研究[D]. 长春:吉林大学,2022.
- [7] 干春晖,郑若谷,余典范. 中国产业结构变迁对经济增长和波动的影响[J]. 经济研究,2011,46(05):4-16+31.
- [8] 何兴邦. 环境规制与中国经济增长质量——基于省际面板数据的实证分析[J]. 当代经济科学,2018(03):1-10.
- [9] 黄清煌,高明. 环境规制对经济增长的数量和质量效应——基于联立方程的检验[J]. 经济学家,2016(04):53-62.
- [10] 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.
- [11] 康玺,张驰. 中央环保督察与地区绿色全要素生产率——基于事件研究法的分析[J]. 统计与决策,2023,39(01):82-87.
- [12] 李静,沈伟. 环境规制对中国工业绿色生产率的影响——基于波特假说的再检验[J]. 山西财经大学学报,2012,34(02):56-65.
- [13] 李玲,陶锋. 中国制造业最优环境规制强度的选择——基于绿色全要素生产率的视角[J]. 中国工业经济,2012(05):70-82.
- [14] 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.
- [15] 林兆木. 关于我国经济高质量发展的几点认识[N]. 人民日报,2018-1-17(7).
- [16] 毛建辉,管超. 环境规制、政府行为与产业结构升级[J]. 北京理工大学学报(社会科学版),2019,21(3):1-10.

- [17] 罗三保,杜斌,孙鹏程. 中央生态环境保护督察制度回顾与展望[J]. 中国环境管理,2019,11(05):16-19.
- [18] 庞瑞芝,丁明磊. 科技创新支撑引领绿色高质量发展的路径思考——基于绿色全要素生产率的视角[J]. 全球科技经济瞭望,2020,35(04):33-38.
- [19] 邱斌,杨帅,辛培江. FDI技术溢出渠道与中国制造业生产率增长研究:基于面板数据的分析[J]. 世界经济,2008(08):20-31.
- [20] 邵汉华,王亚宁. 环境信息公开的减污降碳效应[J]. 资源科学,2024,46(1):38-52.
- [21] 余硕,王巧,张阿城. 技术创新、产业结构与城市绿色全要素生产率——基于国家低碳城市试点的影响渠道检验[J]. 经济与管理研究,2020,41(08):44-61.
- [22] 宋鹏,陈梦渝,毛显强. 中央环保督察促进重污染企业绿色创新了吗?——来自上市企业绿色专利数据的证据[J]. 中国环境管理,2022(03):73-80.
- [23] 孙晓华,袁方,翟钰,等. 政企关系与中央环保督察的治理效果[J]. 世界经济,2022,45(06):207-236.
- [24] 孙阳阳,祁晓凤,罗庆凤. 地方政府环境目标约束与企业环境绩效:“如愿以偿”还是“事与愿违”?[J]. 环境经济研究,2025(01):130-157.
- [25] 陶锋,赵锦瑜,周浩. 环境规制实现了绿色技术创新的“增量提质”吗——来自环保目标责任制的证据[J]. 中国工业经济,2021(02):136-154.
- [26] 田红彬,郝雯雯. FDI、环境规制与绿色创新效率[J]. 中国软科学,2020(08):174-183.
- [27] 涂正革,邓辉,仁俊,等. 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.
- [28] 万攀兵,杨冕,陈林. 环境技术标准何以影响中国制造业绿色转型——基于技术改造的视角[J]. 中国工业经济,2021(09):118-136.
- [29] 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.
- [30] 吴明琴,周诗敏,陈家昌. 环境规制与经济增长可以双赢吗——基于我国“两控区”的实证分析[J]. 当代经济科学,2016(11):44-54.
- [31] 吴鹏,黄方圆,黄金波,等. 碳排放权交易市场与企业就业规模和结构——基于控排企业名单的考察[J]. 劳动经济研究,2024,12(6):101-135.
- [32] 徐敏,姜勇. 中国产业结构升级能缩小城乡消费差距吗?[J]. 数量经济技术经济研究,2015,32(03):3-21.
- [33] 叶托,肖坤瑶. 中央环保专项督察的治理效应——基于双重差分法的实证检验[J]. 华南理工大学学报(社会科学版),2023,25(02):125-136.
- [34] 余泳泽,杨晓章,张少辉. 中国经济由高速增长向高质量发展的时空转换特征研究[J]. 数量经济技术经济研究,2019,36(06):3-21.
- [35] 袁方. 中央环保督察的环境治理及其产业升级效应研究——基于政企合谋的视角[D]. 大连:大连理工大学,2022.
- [36] 张健. 中央环保督察对长三角城市群绿色发展的推动作用研究[J]. 复旦学报(自然科学版),2021,60(02):213-221.
- [37] 张瑞,王格宜,孙夏令. 财政分权、产业结构与黄河流域高质量发展[J]. 经济问题,2020(09):1-11.
- [38] 张振华,赵明诚,冯严超. 中央环保督察如何影响空气污染治理?——中国337个城市日度面板数据的新证据[J]. 公共管理与政策评论,2024(03):1-92.
- [39] 赵海峰,李世媛,巫昭伟. 中央环保督察对制造业企业转型升级的影响——基于市场化进程的中介效应检验[J]. 管理评论,2022,34(06):3-14.

- [40] Beck, T., R. Levine, A. Levkov. Big Bad Banks? The Winners and Losers from Bank Deregulation in the United States[J]. The Journal of Finance, 2010, 65(05): 1637–1667.
- [41] Chen, Y., A. Ebenstein, M. Greenstone, et al. Evidence on the Impact of Sustained Exposure to Air Pollution on Life Expectancy from China's Huai River Policy[J]. Proceedings of the National Academy of Sciences, 2013, 110(32): 12936–12941.
- [42] Cheng, Z. H., X. J. Yu. Can Central Environmental Protection Inspection Induce Corporate Green Technology Innovation?[J]. Journal of Cleaner Production, 2023, 387: 135902.
- [43] Deng, J. Q., J. Y. Yang, Q. Y. Tan, et al. Research on the Policy Effect and Mechanism of Central Environmental Protection Supervision System on Industrial Structure Upgrading—Empirical Evidence from 283 Prefecture-Level Cities in China[J]. Polish Journal of Environmental Studies, 2023, 32(6): 5011–5027.
- [44] Gray, W. B., R. J. Shadbegian. Environmental Regulation, Investment Timing, and Technology Choice[J]. Journal of Industrial Economics, 1998(02): 235–256.
- [45] Jorgenson, D.W., P. J. Wilcoxon. Environmental Regulation and U.S. Economic Growth[J]. The Rand Journal of Economics, 1990, 21(02): 314–390.
- [46] Li, Y., J. L. Li, Z. Wang. Improving Enterprise Environmental Performance under Central Environmental Protection Inspection: An Empirical Study Based on Listed Industrial Enterprises[J]. Journal of Cleaner Production, 2024, 459(7): 142536.
- [47] Liu, Y. F., S. Guan. The Impact of Environmental Regulation on the Upgrading of Urban Industrial Structure: A Quasi-natural Experiment Based on the Two Control Zones Policy[J]. Sustainability, 2023, 15(18): 13324.
- [48] Porter, M. E., C. Van der Linde. Toward a New Conception of the Environment-Competitiveness Relationship[J]. Journal of Economic Perspectives, 1995, 9(04): 97–118.
- [49] Razzaq, A., A. Sharif, I. Ozturk, et al. Central Inspections of Environmental Protection and Transition for Low-Carbon Chinese Cities: Policy Intervention and Mechanism Analysis[J]. Energy Economics, 2023, 124: 106859.
- [50] Telle, K., J. Larsson. Do Environmental Regulation Hamper Productivity Growth? How Accounting for Improvement of Plants' Environmental Performance Can Change the Conclusion[J]. Ecological Economics, 2007, 61(02): 438–445.
- [51] Tone, K. A Slacks-Based Measure of Efficiency in Data Envelopment Analysis[J]. European Journal of Operational Research, 2001, 130(03): 498–509.
- [52] Zeng, M., L. Zheng, Z. Huang, et al. Does Vertical Supervision Promote Regional Green Transformation? Evidence from Central Environmental Protection Inspection[J]. Journal of Environmental Management, 2023, 326: 116681.

The Impact of Central Inspections of Environmental Protection on the High-Quality Development of Urban Economy: Coercion or Incentive?

Liu Jiancui^{a,b}, Zhang Xiaohan^c

(a: Bussiness School, University of Chinese Academy of Social Science;

b: Institute of Quantitative & Technological Economics, CASS; c: China CITIC Bank Co., Ltd. Beijing Branch)

Abstract: The central inspections of ecological and environmental protection are an important institutional arrangement to promote the construction of ecological civilization in China, and they play a crucial role in improving environmental quality and guiding green development. Exploring its impact on and mechanism for high-quality economic development is conducive to evaluating the long-term effectiveness and institutional value of environmental regulation policies. Based on the panel data of 245 cities that have undergone the first round of inspections and the “look back” inspections, this paper adopts a time-varying point difference-in-differences model to systematically examine the impact of the central inspection of environmental protection on the high-quality economic development and its mechanism of action. The research findings indicate that the central inspection of environmental protection has a significant promoting effect on high-quality economic development, and primarily operates through mechanisms such as reinforcing environmental pollution control, facilitating the rationalization of industrial structure, and enhancing urban green innovation capacity. In regions with a low initial green total factor productivity, areas south of the “Qinling-Huaihe” line, and regions with low energy dependence, the promoting effect of the central inspection of environmental protection on high-quality economic development is more remarkable. The findings of this paper confirm the synergistic policy effects of central inspections of environmental protection and their “look back” supervision mechanisms, thereby providing robust empirical support for enhancing the long-term mechanism of ecological and environmental oversight.

Keywords: Central Inspections of Environmental Protection; High-Quality Economic Development; Green Total Factor Productivity; Vary-Time DID

JEL Classification: P48, Q43

(责任编辑:朱静静)