

中央环保约谈的示范效应与竞争效应 ——基于工业二氧化硫排放的实证分析

高新宇¹, 王凡凡², 宋马林³

(1. 安徽财经大学 财政与公共管理学院, 安徽 蚌埠 233030; 2. 海南大学 公共管理学院, 海南 海口 570228;
3. 安徽财经大学 统计与应用数学学院, 安徽 蚌埠 233030)

摘要:作为一种环境治理的新工具,中央环保约谈制度建立的初衷在于解决属地化环境管理体制下政策执行低效而导致的治理失灵问题,而中央环保约谈的震慑效应及其持续性有待进一步检验。文章基于我国 2005—2019 年 283 个地级及以上城市的平衡面板数据,利用双重差分法和空间杜宾模型检验了中央环保约谈的震慑效应及其持续性。研究发现:第一,中央环保约谈有效降低了本地工业二氧化硫排放量,具有显著的直接震慑效应;第二,中央环保约谈对空间关联地区的工业二氧化硫排放量产生了负向溢出效应,具有显著的近邻震慑效应;第三,中央环保约谈的直接震慑效应不具有持续性,但近邻震慑效应随时间不断持续和增强;第四,机制分析表明,在风险规避和价值创造的双重作用下,中央环保约谈对空间关联的被约谈城市产生了示范效应和竞争效应。文章聚焦于震慑效应,拓展了环保约谈的研究视角,对环保约谈制度的进一步完善具有实践启示。

关键词:中央环保约谈;环境污染;工业二氧化硫;震慑效应;持续性

中图分类号:D922.6:X32 文献标识码:A 文章编号:1001-9952(2023)09-0154-15

DOI: 10.16538/j.cnki.jfe.20230418.202

一、引言

改革开放 40 余年的时间里,我国的经济取得了举世瞩目的成就,但“高污染、高能耗”的粗放式发展模式对生态环境产生了持久的影响。根据耶鲁大学发布的《2020 年环境绩效指数报告》,中国在被评的 180 个国家和地区中位列第 120 位,环境状况不容乐观。环境污染对居民的幸福感和公众健康均带来了负面影响,也阻碍了经济的高质量发展。为此,从党的十六大提出科学发展观到十九大提出要坚持“绿水青山就是金山银山”的理念,二十大再次明确“推动绿色发展,促进人与自然和谐共生”的发展理念,如何促进经济发展与生态环境协调发展成为党和国家的核心工作之一。其中,环境治理政策设计、执行和评估,已成为学术界和实务界共同关注的重要问题(宋马林和刘贯春, 2021)。

由于环境具有非竞争性和非排他性的公共品基本属性,政府对环境公共品供给方面具有明显的优势(石庆玲等, 2017),并在环境治理领域发挥着主导作用(李欣等, 2022)。长期以来,中

收稿日期:2022-10-02

基金项目:国家社会科学基金青年项目(20CSH077);2022 年度安徽高校优秀青年人才支持计划重点项目(gxyZD2022041);
国家自然科学基金重点项目(71934001)

作者简介:高新宇(1988-),男,安徽蚌埠人,安徽财经大学财政与公共管理学院副教授,硕士生导师;
王凡凡(1992-)(通讯作者),男,江西赣州人,海南大学公共管理学院副研究员;
宋马林(1972-),男,安徽蚌埠人,安徽财经大学统计与应用数学学院教授,博士生导师。

中央政府尽管高度重视环境治理工作,不断制定和调整环境政策(周沂等,2021),并将环境指标纳入政绩考核体系,以更好地加强环境治理,但早期的环境规制政策更加侧重于“督企”,对地方政府的环境治理行为缺乏有效的约束,导致环境政策的实施并未达到预期的效果(李胜兰等,2014)。特别是在政策执行过程中,地方政府未能有效落实中央政府的环境政策,是政策效果未能达到预期的主要原因(沈坤荣和金刚,2018)。

地方政府的环境政策执行偏差与“雷声大雨点小”被认为是导致政策执行效率低下的重要原因之一(李慧龙和尉馨元,2021)。一方面,在我国现有的政治体制背景下,地方环保部门受条块关系的影响,容易面临多重目标任务(周雪光和练宏,2011);另一方面,“GDP至上”的激励模式容易造成“政经一体化”格局和“政企合谋”现象(龙硕和胡军,2014)。在“地方保护主义”的驱使下,地方环境执法举步维艰。可见,环境规制政策的设计应当充分考虑到地方政府的约束和激励因素,从而激发政策执行监管的积极性,避免政策执行效果受到削弱(王惠娜,2010)。为了扭转地方环境治理困境,2014年中央开始实施环保约谈制度,对约谈启动情形、程序、主体等方面进行了规范化的梳理,污染治理和环保监管的责任主体从企业逐渐转向政府,实现了从“督企”向“督政”的转变。中央环保部门通过直接、公开约谈地方党政主要官员,以行政层级较高的“条”警示行政层级较低的“块”,旨在明确地方官员的环境治理责任(张振波,2021),减少地方对中央环保政策的“选择性执行”与“策略性应对”(崔晶,2020)。

本文将2014年实施的中央环保约谈制度视为一次“准实验”,探讨中央环保约谈的震慑效应,并深入发掘其持续性。研究发现:第一,中央环保约谈具有显著的直接震慑效应,有效降低了本地区工业二氧化硫排放,稳健性检验结果支持了上述结论;第二,中央环保约谈具有显著的近邻震慑效应,基于空间双重差分模型的结果发现,中央环保约谈显著降低了空间关联地区的工业二氧化硫排放量;第三,中央环保约谈的直接震慑效应不具有长效性,但近邻震慑效应具有显著的持续性,且随时间不断强化;第四,机制分析表明,中央环保约谈的近邻震慑效应主要表现为组内溢出效应,体现出示范效应和竞争效应两种作用机制。

本文综合使用双重差分模型和空间杜宾模型,尝试从震慑效应的角度分析中央环保约谈的直接效应和空间溢出效应。本文可能的边际贡献在于:第一,从震慑效应的角度关注中央环保约谈制度,有效拓展了制度创新和环境治理的研究,为完善环境监察机制提供了经验借鉴;第二,进一步通过空间杜宾和双重差分的嵌套模型,尝试从空间溢出视角分析中央环保约谈的近邻震慑效应,探讨中央环保约谈对空间关联地区环境污染的影响;第三,对中央环保约谈震慑效应的持续性进行了检验,为更好地理解地方政府环境治理行为和环保约谈实践提供了思考;第四,从风险规避和价值创造两个层面分析中央环保约谈的近邻震慑效应,并进一步检验其作用机制,有利于理解中央环保约谈制度的运行逻辑。

二、制度背景与研究假设

(一)中央环保约谈的制度背景

当前,我国环境污染治理的常规机制内嵌于条块体制中。一方面,地方环保部门的经费划拨、人员编制和官员晋升等归属于地方政府管辖,实行属地化管理;另一方面,地方环保部门又接受上级环保部门的领导和考核。在这样一种治理体系之下,地方环保部门需要接受来自多个委托方不同方面的要求,容易造成多重目标冲突(Feltham和Xie,1994)。由于地方政府具有追求经济增长的强烈动机(周黎安,2007),往往通过降低企业准入门槛的方式吸引高污染、高能耗企业流入,而地方环保部门的人事、经费均由地方政府掌握,导致环境执法效率受到严重削弱。

因此,在横向和纵向双重关系的约束下,地方环保部门需要长期面对“经济增长-环境保护”的多重目标冲突,导致环境监管成效大打折扣(张振波,2021)。

基于上述客观事实,2014年原环境保护部开始施行环保约谈制度。中央环保约谈的核心在于充分激活体制内的资源,实现环境治理的央地互动和条块协同。传统的环境治理体系下,由于地方环保部门的人事、资金受制于所属地方政府,导致其环境执法偏离了原始目标(吴建祖和王蓉娟,2019),而中央环保约谈直接对地方政府及其官员进行约谈督政,将环保政策精神完整地、直接地传递到各个层级的党政部门。具体而言,环保约谈启动之前,中央环保部门通过逐级发包、层层考核的方式进行环境治理;约谈启动后,环境治理结构发生变化,体制内外的资源和注意力得到有效集聚和动员,切断了地方政府上下合谋的链条,从而推动生态环境短期内的迅速改善。中央环保约谈的实施实现了“监督执法、只瞄企业”向“监企督政、督政为先”转变,以及“区域限批、考核追责”的“对抗型”机制向“落实整改”的“合作型”机制转变,打破了条块双重领导的掣肘和科层制中的层级壁垒(马原,2021),疏通了政策执行中的结构性障碍,克服了传统环境治理体制的结构性弊病,对于破解地方环境治理中的保护主义和不作为问题具有重要的实践意义。2014年9月,衡阳市因污染减排目标责任书严重滞后被原环保部约谈,标志着中央环保约谈作为一种督政手段正式拉开序幕。

(二)理论分析与研究假设

在我国现有的行政管理体制下,上级政府通过设置多个方面的指标对下级政府和官员进行考核,考核的结果在很大程度上对下级政府绩效和官员晋升产生影响,从而引发地方政府围绕着经济增长、财政收入、外商直接投资等指标展开“锦标赛”竞争(周黎安,2007)。近年来,民生改善在地方激励结构中占据着越来越重要的地位。经济社会转型中地方政府围绕GDP增长的一元竞争模式开始逐步演变为以新经济增长和改善民生、社会公平为目标的二元甚至多元竞争模式(王凡凡和文宏,2021)。随着环境污染指标被纳入到地方政府绩效考核体系,环境绩效对地方政府环境治理行为的引导作用日渐显著。

作为环保领域的一种“督政”模式,中央环保约谈是指国家通过法律、法规等正式文件,授予中央政府及其部门,或者邀请相关权力主体实施行政权力,将环境治理压力传导至下一级党政主官和环保部门的“一把手”,并整合党政、央地和条块资源,推动下级政府、部门的环境治理任务有效实现(何香柏,2016)。在约谈实施的过程中,中央环保部门被赋予了一定执法权,代表着约谈行为具有高度的权威性、高压性和行政性,通过政治动员、舆论引导、公开问责等手段,对被约谈的地方政府形成较强的震慑作用,促使地方政府和官员努力改善辖区内环境状况,以求在短期内取得显著的环境治理成效。作为一种柔性行政监管模式,中央环保约谈不具有强制约束力,但其所形成的直接威慑力对地方政府环境保护和整改产生了压力。同时,地方政府对约谈的信息获取不完全进一步加强了直接震慑效应,受到约谈的地方政府和官员必然会重视约谈内容,以求在短期内取得显著的环境污染治理成效(张振波,2021)。综合以上分析,本文提出第一个假设:

假设1:中央环保约谈显著降低了地方环境污染,即中央环保约谈对于地方环境污染具有直接震慑效应。

Bandura(1997)认为,人的学习方式主要包括两个层面:一是直接的经验学习,二是观察学习。人们在社会情景中的行为主要通过示范过程中观察习得,而观察行为进一步产生直接作用和间接作用。比如,当人们观察到“榜样”受到奖励而进行模仿,即观察行为的直接模仿;当人们观察到“榜样”受罚而产生惩罚期待的解读信息,又促使他们进行自查以免受惩罚,这就是

观察到的行为对观察者产生的抑制作用(魏玖长和丁葵, 2020), 本文称之为近邻震慑效应。一般情况下, 近邻震慑效应是观察者看到同伴因某些违法行为而受到惩罚, 随后通过不出现类似的行为来规避惩罚。这种威慑作用被视为决定正式和非正式制度体系发挥功效的关键因素。与之类似, 空间关联地区之间会在约谈过程中产生互动。当地方政府被约谈之后, 空间关联地区政府可能存在风险规避和价值创造两种动机(王旭和岳素敏, 2021), 并对空间关联地区的环境污染产生影响。

标尺竞争理论指出, 选民(委托人)对地方官员(代理人)的努力程度和经济特征缺乏足够的信息, 但地区政府信息具有外溢性特征, 选民往往会参照其他地区的政府行为表现来评价本地区政府绩效, 促使本地政府在制定经济和社会发展施政目标时, 不得不考虑相邻地区政府的行为(Besley 和 Case, 1995)。在环境治理领域, 地方政府和官员作为代理人接受中央政府的监督和考核。从风险规避的角度来看, 中央环保约谈不仅涉及中央环保部门和地方政府等主体, 也会引发媒体、公众、行业协会等众多利益主体的共同关注, 对被约谈方的形象和名誉产生巨大的负面影响。出于风险规避的目的, 相邻地区有足够的动力以被约谈地区存在的环保问题为导向进行自查, 信息交流、官员交流和技术外溢的跨区域流动为被约谈地区环境治理的实践经验提供了扩散的途径, 进而加快了环境状况“后进”地区对治理经验和技术的学习和借鉴, 对相邻地区的环境污染治理形成示范效应, 从而降低辖区内的污染水平。

基于晋升锦标赛理论, 多数研究认为地方政府围绕着经济增长率、财政收入增长率和外商直接投资等影响官员晋升的指标展开竞争, 但在中央强化生态文明建设和环保考核的背景之下, 环境治理绩效逐渐被纳入官员考核体系之中, 进而影响地方政府及其官员的决策行为(卞元超等, 2017)。特别是“十二五”以来, 化学需氧量、工业二氧、氨氮和氮氧化物被纳入总量控制指标体系, 更加严格的环保考核体系逐步形成。中央环保部门制定的触发约谈的九项情形均是对多个地方政府的环境状况进行比较和权衡的结果,^①无形之中构成了地方政府环境绩效竞争的基本“标尺”。从价值创造的角度来看, 竞争对手因环境污染问题被约谈, 意味着相邻地区政府和官员获得了良好契机。因为一个地区被约谈可以视为给予了相邻地区的政府和官员政治晋升的机会, 激发了相邻地区在晋升锦标赛中胜出的主观意愿, 对相邻地区的环境治理形成竞争效应。这对相邻地区环境污染产生了积极的震慑效应。

从上述分析来看, 中央环保约谈不仅会对本地区环境污染产生震慑效应, 而且在风险规避和价值创造两种决策逻辑的作用下, 本地区被约谈对空间关联地区还会产生示范效应和竞争效应, 促使空间关联地区改善辖区内的环境治理效果(见图 1)。类似的研究也发现, 地方政府被中央环保约谈能够显著提高相邻辖区内企业的绿色创新绩效(王旭和岳素敏, 2021); 中央环保督察对毗邻城市的二氧化氮和二氧化硫两项污染物具有明显抑制作用(邓辉等, 2021); 相邻地区在中央环保督察组进驻期间也面临被督察的“风险”, 其有更强的动机在督察期间采取较为严格的环境治理措施(周沂等, 2021)。从这个角度来看, 本文同样可能观察到中央环保约谈存在近邻震慑效应。基于上述分析, 本文提出第二个假设:

假设 2: 中央环保约谈对空间关联地区的环境污染产生负向溢出效应, 即中央环保约谈对空间关联地区的环境污染具有近邻震慑效应。

相关研究认为中央环保约谈具有鲜明的“运动式”治理特征(张振波, 2021), 即环保约谈只能短期性、暂时性地改善环境状况, 一旦约谈督政结束, 地方政府的环境治理行为通常回归常

^① 详细内容请见生态环境部印发的《生态环境部约谈办法》。

态。从实践来看，部分城市被约谈后，往往通过拉闸限电、紧急停产、封堵炉灶、关闭企业等简单粗暴的方式，力求在最短时间内实现减排目标，取得环境治理“立竿见影”的效果(吴建祖和王蓉娟, 2019)。一旦约谈进入常规阶段或者督政程序结束，原有的环境治理模式就会回归。因此，中央环保约谈对环境污染治理具有短期显著效果，但其治污效果不具有长效性(李强和王琰, 2020)，即中央环保约谈的直接震慑效应不具有持续性。

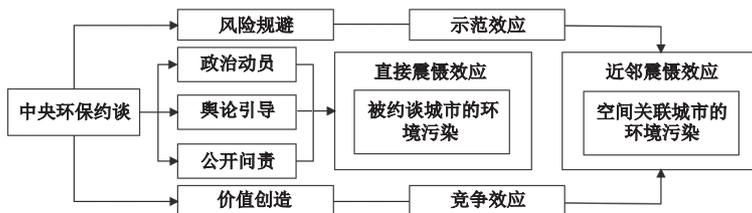


图 1 中央环保约谈震慑效应的作用机制

从风险规避的角度来看，只要空间关联地区尚未被约谈，且该地区出现了较为严重的环境污染问题，其必然持续面临着被约谈的“风险”，并且随着时间的推移以及被约谈城市数量的持续增加，空间关联地区被约谈的概率也持续加大，促使其不断加强辖区内的环境治理，进而规避被约谈的“风险”，体现出一种持续的示范效应。从价值创造的角度来看，被约谈最多的年份中，未被约谈的城市比重达到 93%，意味着在环保绩效考核的压力之下，空间关联地区的地方政府和官员为了在绿色考核中获得晋升，需要付出持续的努力来降低环境污染。随着时间的推移，地方环境状况均得到普遍改善，各地围绕着环境绩效的竞争愈加激烈，体现出持续的竞争效应。因此，从以上两个方面来看，在中央环保约谈机制之下，空间关联地区有致力于持续降低辖区内环境污染的动机，即中央环保约谈的近邻震慑效应具有长效性。在风险规避和价值创造的双重逻辑作用下，中央环保约谈的示范效应和竞争效应随着时间的推移逐步得到强化，对空间关联地区的环境污染产生持续的近邻震慑效应。

假设 3: 中央环保约谈的直接震慑效应不具有持续性，但能够持续改善空间关联地区的环境状况，具有持续的近邻震慑效应。

三、研究设计

(一) 检验策略和模型设定

1. 基准双重差分模型。本文通过约谈实施前后环境污染的变化来识别中央环保约谈的制度效果。在本文 283 个样本中，共有 63 个城市被约谈。^①这提供了一次良好的“准实验”机会，并使用双重差分法来估计中央环保约谈的直接震慑效应。具体而言，本文将 63 个约谈城市视为处理组，其余非约谈城市视为对照组。由于每个城市的约谈时间存在差异，使得传统的双重差分模型不再适用，本文构建如下双重差分模型：

$$Y_{ct} = \alpha_0 + \alpha_1 DID_{ct} + \alpha_2 X_{ct} + \mu_c + \lambda_t + \varepsilon_{ct} \quad (1)$$

其中， c 表示城市， t 表示年份； Y_{ct} (被解释变量)表示地方环境污染， DID_{ct} 为中央环保约谈变量， X_{ct} 为其他控制变量， μ_c 表示城市固定效应， λ_t 为时间固定效应， ε_{ct} 为随机扰动项。

2. 空间双重差分模型。本文分析中央环保约谈的近邻震慑效应，以检验假设 2。尽管双重差分模型在缓解内生性问题上具有一定的优势，但个体间相互独立的假设被打破后，仅仅使用双重差分模型依旧难以使得结果准确可信(张中祥和曹欢, 2022)。相较于双重差分模型，空间

^① 由于多个城市被中央环保部门约谈多次，本文以首次约谈的时间为主。

双重差分模型综合了双重差分模型和空间计量模型的优势,它放松了个体之间相互独立的假设,认为本地区 and 相邻地区之间存在相互关系,即本地区的变动不仅影响了本地区的结果变量,也影响了空间关联地区的结果变量。空间计量模型应该选择将空间杜宾模型(*Spatial Durbin Model, SDM*)作为初始模型来检验其他可供选择的模型。本文将 DID_{ct} 作为解释变量,在 *DID* 模型的基础上引入空间权重矩阵,构建如下更具一般性的 *SDM*:

$$Y_{ct} = \varphi + \rho \sum_{j=1, j \neq c}^N W_{cj} Y_{ct} + \psi DID_{ct} + \theta \sum_{j=1}^N W_{cj} DID_{ct} + \beta X_{ct} + \eta \sum_{j=1}^N W_{cj} X_{ct} + \mu_c + \lambda_t + \varepsilon_{ct} \quad (2)$$

$$\varepsilon_{ct} = \rho \sum_{j=1, j \neq c}^N W_{cj} \varepsilon_{ct} + \mu_{ct}, \mu_{ct} \sim N(0, \sigma_{\alpha}^2) \quad (3)$$

其中, c, j 表示各城市截面单位, t 表示年份, Y_{ct} 为被解释变量, DID_{ct} 为中央环保约谈政策变量, X_{ct} 为控制变量的集合, W_{cj} 为空间权重矩阵中的元素, $W_{cj} Y_{jt}$ 为被解释变量的空间滞后项, $W_{cj} DID_{jt}$ 为解释变量的空间滞后项, $W_{cj} X_{jt}$ 为控制变量的空间滞后项, μ_c 表示城市固定效应, λ_t 为年份固定效应, ε_{ct} 为模型的误差项, ρ 和 θ 为空间相关系数。空间滞后模型(*Spatial Lag Model, SLM*)和空间误差模型(*Spatial Error Model, SEM*)可以视为空间杜宾模型的特殊形式。当 $\theta = \eta = 0$ 时,该模型为 *SLM*; 当 $\rho = \theta = \eta = 0$ 时,该模型为 *SEM*。

3. 空间权重矩阵设定。为了保证结果不受先验确定权重方案的影响,本文设置四类空间权重矩阵,包括地理距离权重矩阵、经济距离权重矩阵、空间邻接权重矩阵和行政邻接权重矩阵。^① 其中,地理距离权重矩阵($W1$)采用城市之间欧式距离的倒数进行构建,而欧式距离利用国家基础地理信息系统的经纬度数据计算获得;经济距离权重矩阵($W2$)采用城市之间人均实际 *GDP* 差值构建(林春艳等, 2019);空间邻接权重矩阵($W3$)取决于两个城市样本是否相邻,当两者相邻时取值为 1,反之取值为 0;行政邻接权重矩阵($W4$)取决于两个城市样本是否属于同一个省份,当两者属于同一个省份时取值为 1,反之取值为 0(张彩云等, 2018)。

(二) 变量测量

1. 被解释变量: 环境污染。本文选取工业二氧化硫排放量来衡量地方的环境污染状况,主要考虑到以下四个方面的因素: 第一,工业二氧化硫是主要污染排放物之一(郑石明, 2016)。第二,工业二氧化硫是政府重点治理的污染物。由于工业二氧化硫会带来酸雨、硫酸雾等其他污染问题,对人类健康和自然环境造成严重破坏,各国对其排放往往都会进行严密监控。中国政府制定的“十一五”规划就将二氧化硫作为约束性目标之一,并提出工业二氧化硫排放总量削减 10% 的目标。第三,工业二氧化硫是典型的地区外溢污染物,满足本文的研究需要。第四,相较于其他类型污染物,工业二氧化硫排放数据具有可获得性强和质量高的双重优势(盛斌和吕越, 2012)。综合以上考虑,本文选取工业二氧化硫排放量作为被解释变量,同时采用人均工业二氧化硫排放量进行稳健性检验。

2. 解释变量: 中央环保约谈。本文设置中央环保约谈的政策虚拟变量,对各城市分别进行赋值。如果某个城市当年被约谈,则该城市当年及以后被赋值为 1; 否则被赋值为 0。

3. 控制变量。为了更加准确地评估中央环保约谈对地方环境污染的影响,参考已有研究(逯进等, 2020; 王凡凡, 2022),本文选取了一系列控制变量,具体包括:(1)经济发展水平。采用人均 *GDP* 表示各城市的经济发展水平,并调整为以 2003 年为基期的实际值,同时纳入人均 *GDP* 的平方项。(2)产业结构。采用第二产业增加值占地区生产总值的比重来测量。(3)人口密度。采用单位面积上的人口数量来测量。(4)政府规模。采用政府财政支出与 *GDP* 的比值来测

^① 限于篇幅,权重矩阵具体设置方式未在文中展示,感兴趣的读者可向作者索要。

量。(5)技术进步。采用城市科技从业人员比重来衡量技术水平。

在样本选择上,三沙、巢湖、海东、毕节、铜仁、拉萨、那曲、林芝、山南、吐鲁番等数据缺失严重的城市,以及行政级别出现变化的城市不纳入研究对象。本文最终选取 2005—2019 年我国 283 个地级及以上城市的研究样本。中央环保约谈的具体内容和相关数据来源于生态环境部和各级地方政府官方网站,其他数据主要来源于历年的《中国城市统计年鉴》。各变量的描述性统计结果见表 1。

表 1 主要变量测量方式

变量	变量符号	观测值	最大值	最小值	均值	标准差
工业二氧化硫排放量	$lnso_2$	4 245	13.434	0.693	10.269	1.214
人均工业二氧化硫排放量	$lnps_2$	4 245	7.981	-3.378	4.392	1.266
中央环保约谈	DID	4 245	1.000	0.000	0.053	0.224
人均实际GDP	$lngdp$	4 245	12.334	7.763	10.063	0.774
人均实际GDP平方项	$lngdp^2$	4 245	152.130	60.266	101.872	15.714
产业结构	$second$	4 245	90.970	9.000	47.647	11.146
政府规模	gov	4 245	218.182	4.124	18.511	13.767
人口密度	$lnden$	4 245	0.774	-7.663	-3.473	0.928
技术进步	$tech$	4 245	47.493	0.002	0.229	0.842

四、实证结果分析

(一)中央环保约谈的直接震慑效应

表 2 报告了中央环保约谈对地方环境污染的直接震慑效应。其中,列(1)是未加入控制变量的回归结果,列(2)是考虑了控制变量的回归结果。从结果来看,无论是否控制其他因素的影响,中央环保约谈的系数均为负,且在 5% 的水平上显著,表明中央环保约谈显著降低了工业二氧化硫排放量。上述结果初步支持了本文的假设 1,即中央环保约谈对地方环境污染产生了直接震慑效应。列(2)的回归结果表明,中央环保约谈的估计系数为-0.110,意味着相较于未被约谈城市,被约谈城市的工业二氧化硫排放量降低了 11%。列(3)和列(4)进一步将被解释变量替换为人均工业二氧化硫排放量重新进行回归,发现中央环保约谈的系数依旧显著为负,同样支持了本文的假设 1。综上所述,中央环保约谈显著降低了地方环境污染,具有直接震慑效应。

表 2 中央环保约谈对地方环境污染的直接震慑效应

	$lnso_2$		$lnps_2$	
	(1)	(2)	(3)	(4)
DID	-0.114**(0.046)	-0.110**(0.045)	-0.124*** (0.047)	-0.109** (0.046)
控制变量	未控制	控制	未控制	控制
城市、时间固定效应	控制	控制	控制	控制
R^2	0.840	0.845	0.836	0.856
N	4 245	4245	4 245	4 245

注:***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平;括号内为稳健标准误。下同。

(二)中央环保约谈的近邻震慑效应

1. 空间相关性检验。地方政府间的环境治理策略互动行为是我国环境政策执行的一个重要特征(张彩云等, 2018)。基于基准双重差分模型,本文验证了中央环保约谈显著降低了本地

区工业二氧化硫排放,具有直接震慑效应。然而,忽视地区之间的空间相关性,可能造成估计结果的偏误。考虑到环境污染具有显著的空间外溢效应,有必要引入空间回归模型进行实证检验。为此,本文引入了空间计量模型,从空间的角度来观察中央环保约谈的直接震慑效应和近邻震慑效应。

在使用空间计量模型之前,要先考察数据是否存在空间依赖性。如果不存在,则应当使用普通最小二乘法;如果存在,则可以使用空间计量模型。本文通过全局莫兰指数来判断二氧化硫是否具有空间相关性。*Moran's I*指数的取值范围是 $[-1, 1]$,取值越接近1,表示正相关性越强;取值越接近-1,表示负相关越强;取值趋于0,则表示基本不相关。基于四种空间权重的工业二氧化硫的*Moran's I*指数全局相关性检验结果显示,样本期内各年份的*Moran's I*指数基本上为正值,且通过了1%的显著性水平检验,表明工业二氧化硫存在明显的正向空间相关性。从指数大小来看,地理距离权重下的指数最小,说明地理差异因素抵消了部分经济或邻接关联性,使得工业二氧化硫的空间相关性变小;行政邻接权重下的指数最大,说明工业二氧化硫的空间相关性受到行政因素的影响较大。此外,本文还绘制了2005—2019年四种空间权重下的工业二氧化硫的*Moran*散点图。^①结果显示,在任意年份中的四种空间权重下,大部分城市的工业二氧化硫分布在第一象限和第三象限。一方面,这说明各城市工业二氧化硫在空间上呈现出“高高—低低”聚类;另一方面,这种集聚分布也说明我国城市的工业二氧化硫排放存在显著的局域空间相关性。上述结果要求在探究中央环保约谈与工业二氧化硫排放的关系时,要关注工业二氧化硫排放的空间相关性,否则估计结果可能会存在偏差。

2. 空间回归结果分析。本文采用上述四种空间权重矩阵分别对空间滞后模型、空间误差模型和空间杜宾模型进行空间计量分析,并按照以下步骤来确定模型:第一,通过*Wald*检验和*LR*检验来确定*SDM*能否简化为*SLM*和*SEM*,如果检验结果显著拒绝可以简化的原假设,则选择*SDM*型;第二,根据*AIC*、*LogLikelihood*、 R^2 和 σ 来判定模型解释力和拟合效果;第三,结合*Hausman*检验的结果,确定采用随机效应模型或固定效应模型。本文利用四种空间权重矩阵分别对*SLM*、*SEM*和*SDM*进行回归,按照上述选择模型的原则,表3下半部分报告了*Wald*检验、*LR*检验和*Hausman*检验的结果,表明适合采用包含固定效应的*SDM*来估计中央环保约谈对地方环境污染的影响。

根据表3上半部分的估计结果,空间自相关系数在1%的水平上显著为负,表明空间关联地区的工业二氧化硫排放与本地区工业二氧化硫排放存在正向的相关性。中央环保约谈的系数为负,且在经济距离权重、空间邻接权重下通过了5%的显著性水平,表明中央环保约谈显著降低了本地区的工业二氧化硫排放,即中央环保约谈具有直接震慑效应,且受到经济因素和空间相邻因素的影响更明显。中央环保约谈的空间权重项系数为负,且在地理距离权重、空间邻接权重和行政距离权重下通过了至少5%的显著性水平,表明中央环保约谈对空间关联地区的工业二氧化硫排放产生了显著的负向影响,即中央环保约谈具有近邻震慑效应。

由于*SDM*模型的回归系数不能直接反映本地区解释变量对本地区被解释变量以及本地区解释变量对空间关联地区被解释变量的影响程度,因此应该采用空间杜宾模型的偏微分方法,将中央环保约谈对地方环境污染的空间溢出效应进行分解,见表3中间部分。在直接效应方面,基于地理距离权重、空间邻接权重和经济距离权重的回归结果表明,中央环保约谈对工业二氧化硫排放的直接效应为负,且在5%的水平上显著,说明中央环保约谈显著降低了本地区

^① 限于篇幅,本文未报告各年度*Moran's I*指数全局相关性检验和散点图。

的工业二氧化硫排放,具有直接震慑效应;在间接效应方面,地理距离权重、空间邻接权重和行政邻接权重矩阵下,中央环保约谈对工业二氧化硫排放的间接效应为负,且在 1% 的水平上显著,说明中央环保约谈对空间关联地区的工业二氧化硫排放产生了负向溢出效应。综合以上结果,本文认为中央环保约谈不仅有效降低了本地区的环境污染,而且降低了空间关联地区的环境污染。假设 2 获得支持。进一步比较直接效应和间接效应系数大小,本文发现后者绝对值大于前者,说明中央环保约谈的近邻震慑效应要强于直接震慑效应。在风险规避和价值创造的双重逻辑下,以及在竞争效应和示范效应的作用下,中央环保约谈对空间关联地区环境污染的影响要强于本地区。

表 3 中央环保约谈对工业二氧化硫的估计结果

	lnso ₂				lnpso ₂			
	W1	W2	W3	W4	W1	W2	W3	W4
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>Did</i>	-0.062 (0.041)	-0.098** (0.040)	-0.093** (0.040)	-0.056 (0.041)	-0.060 (0.041)	-0.093** (0.041)	-0.091** (0.041)	-0.053 (0.042)
<i>Did</i> × <i>W</i>	-1.950*** (0.371)	-0.077 (0.075)	-0.160** (0.070)	-0.318*** (0.094)	-2.108*** (0.374)	-0.094 (0.076)	-0.173** (0.070)	-0.345*** (0.095)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
城市、时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
ρ	0.680*** (0.068)	0.306*** (0.023)	0.249*** (0.020)	0.260*** (0.022)	0.672*** (0.070)	0.305*** (0.023)	0.248*** (0.020)	0.250*** (0.022)
直接效应	-0.085** (0.042)	-0.099** (0.042)	-0.102** (0.042)	-0.066 (0.042)	-0.084** (0.043)	-0.096** (0.042)	-0.101** (0.042)	-0.063 (0.042)
间接效应	-6.434*** (1.829)	-0.153 (0.101)	-0.231*** (0.082)	-0.429*** (0.114)	-6.752*** (1.834)	-0.175* (0.101)	-0.246*** (0.082)	-0.456*** (0.113)
总效应	-6.519*** (1.834)	-0.252** (0.112)	-0.334*** (0.094)	-0.495*** (0.120)	-6.836*** (1.839)	-0.271** (0.112)	-0.348*** (0.095)	-0.518*** (0.120)
<i>Wald_spatial_lag</i>	47.61***	39.02***	85.04***	25.89***	47.79***	43.90***	97.10***	33.85***
<i>LR_spatial_lag</i>	65.03***	39.03***	90.19***	34.33***	68.14***	44.18***	101.31***	43.93***
<i>Wald_spatial_error</i>	36.83***	37.22***	72.85***	17.19***	38.12***	39.15***	84.68***	19.88***
<i>LR_spatial_error</i>	54.50***	37.60***	77.62***	28.67***	56.81***	39.82***	85.78***	33.57***
<i>Hausman Test</i>	49.12***	72.31***	38.88	50.33	78.38***	87.99***	75.79***	99.24***
R^2	0.391	0.306	0.328	0.001	0.358	0.368	0.374	0.121
<i>N</i>	4 245	4 245	4 245	4 245	4 245	4 245	4 245	4 245

(三)稳健性检验

为进一步确保上述结果稳健可靠,本文进行了如下稳健性检验。^①对于直接震慑效应,稳健性检验的思路包括五个方面:一是检验是否满足共同趋势的基本假定。利用事件研究法进行平行趋势检验,发现政策实施之前,被约谈城市和未被约谈城市的工业二氧化硫排放量和人均工业二氧化硫排放量并无显著差异,满足平行趋势假设。二是排除遗漏变量的干扰。利用安慰剂检验,随机选择约谈实施的年份以及受到约谈影响的城市,并将随机过程重复 500 次,发现中央环保约谈的系数均不显著,符合安慰剂检验的预期,反推出中央环保约谈的直接震慑效应真实存在。三是考虑样本选择偏差。采用 *PSM-DID* 模型重新估计,在使用半径匹配方式进行匹配的基础上,重新估计的回归结果与基准回归结果无明显差异。四是控制其他政策的影响。本文控

① 限于篇幅,安慰剂检验和其他稳健性检验的具体结果未在文中展示,感兴趣的读者可向作者索要。

制了智慧城市试点、创新型城市试点、“宽带中国”试点、中央环保督察等环境政策之后进行估计,发现中央环保约谈的回归系数依旧显著为负。五是加入基准变量缓解选择的影响。本文加入基准变量与时间线性趋势的交叉项来控制城市之间原来固有的特征对于环境污染的影响。这些基准变量具体包括是否为东部城市、是否为环保重点城市、是否为副省级城市、是否为省会城市。结果同样与基准回归结果基本保持一致。上述稳健性检验结果表明,基准结论具有较好的可靠性。

对于近邻震慑效应,除了前文基于不同权重矩阵进行分析之外,本文还进一步将各城市年度平均 $PM_{2.5}$ 浓度(微克/立方米)作为被解释变量进行稳健性检验。该数据来源于哥伦比亚大学社会经济数据和应用中心利用美国航空航天局的卫星数据,通过 *Arc-GIS10.2* 软件转化、预测和调整经栅格处理,匹配 283 个城市矢量地图后获得浓度均值数据。从结果来看,四种空间权重下的直接效应和间接效应均显著为负,说明中央环保约谈具有显著的直接震慑效应和近邻震慑效应。也就是说,替换被解释变量之后的结果依然稳健。

(四)中央环保约谈震慑效应的持续性

接下来,本文将利用空间杜宾模型讨论中央环保约谈震慑效应的持续性,分别将约谈后第 1 年(*DID1*)、约谈后第 2 年(*DID2*)和约谈后第 3 年(*DID3*)等变量分别纳入回归模型。考虑到中央环保约谈的近邻震慑效应与地理距离、空间邻接和行政邻接等因素密切相关,表 4 仅报告除经济距离权重矩阵之外的其他三种权重矩阵下的估计结果,所有模型的被解释变量为工业二氧化硫排放量。从结果来看,中央环保约谈的系数在约谈后第 1 年、第 2 年和第 3 年均不显著,但空间权重项系数在大部分模型中均通过了至少 5% 的显著性水平。同样,本文通过 *SDM* 的偏微分方法进行效应分解。表 4 下半部分显示了基于 *SDM* 模型分解的中央环保约谈震慑效应的时间效应。直接震慑效应方面,约谈后第 1 年、约谈后第 2 年和约谈后第 3 年的中央环保约谈的直接效应均不再显著,意味着中央环保约谈对本地区工业二氧化硫排放的降低作用不具有持续性,即中央环保约谈的直接震慑效应的持续效应不存在。同时,在地理距离权重和行政邻接权重下,本文发现约谈后第 1 年、约谈后第 2 年和约谈后第 3 年的间接效应显著为负;而在空间邻接权重下,约谈后第 1 年和约谈后第 2 年的间接效应同样显著为负,且三种权重下系数绝对值大小呈现逐年递增的趋势。上述结果意味着中央环保约谈的近邻震慑效应具有显著的持续效应,且随时间持续增强。以人均工业二氧化硫作为被解释变量所得到的结论基本相似。^①于是,假设 3 获得支持。

表 4 中央环保约谈对二氧化硫影响的持续效应

	$\ln so_2$								
	<i>W1</i>			<i>W3</i>			<i>W4</i>		
	约谈后第1年	约谈后第2年	约谈后第3年	约谈后第1年	约谈后第2年	约谈后第3年	约谈后第1年	约谈后第2年	约谈后第3年
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
<i>DID1</i>	-0.039 (0.046)			-0.066 (0.045)			-0.029 (0.046)		
<i>DID1</i> × <i>W</i>	-1.937*** (0.419)			-0.189** (0.079)			-0.355*** (0.105)		
<i>DID2</i>		-0.007 (0.056)			-0.033 (0.055)			0.014 (0.056)	

① 限于文章篇幅,以人均工业二氧化硫作为被解释变量的回归结果未在正文中汇报,感兴趣的读者可向作者索要。

续表 4 中央环保约谈对二氧化硫影响的持续效应

	lnso ₂								
	W1			W3			W4		
	约谈后第1年	约谈后第2年	约谈后第3年	约谈后第1年	约谈后第2年	约谈后第3年	约谈后第1年	约谈后第2年	约谈后第3年
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
<i>DID2</i> × <i>W</i>		-2.001*** (0.496)			-0.259*** (0.095)			-0.524*** (0.124)	
<i>DID3</i>			0.010 (0.071)			-0.009 (0.069)			0.035 (0.070)
<i>DID3</i> × <i>W</i>			-2.136*** (0.794)			-0.198 (0.130)			-0.574*** (0.165)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
城市、时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>ρ</i>	0.687*** (0.067)	0.702*** (0.065)	0.704*** (0.064)	0.250*** (0.020)	0.250*** (0.020)	0.253*** (0.020)	0.260*** (0.022)	0.258*** (0.022)	0.262*** (0.022)
直接效应	-0.063 (0.048)	-0.032 (0.057)	-0.016 (0.074)	-0.077 (0.047)	-0.047 (0.056)	-0.018 (0.073)	-0.040 (0.047)	-0.001 (0.057)	0.019 (0.073)
间接效应	-6.493*** (1.955)	-6.998*** (2.288)	-7.516** (3.154)	-0.259*** (0.093)	-0.338*** (0.112)	-0.256 (0.157)	-0.468*** (0.128)	-0.670*** (0.150)	-0.730*** (0.204)
总效应	-6.556*** (1.960)	-7.030*** (2.294)	-7.532** (3.169)	-0.335*** (0.108)	-0.385*** (0.131)	-0.274 (0.189)	-0.507*** (0.136)	-0.671*** (0.161)	-0.712*** (0.225)
<i>R</i> ²	0.380	0.386	0.385	0.358	0.374	0.284	0.002	0.010	0.036
<i>N</i>	4 245	4 245	4 245	4 245	4 245	4 245	4 245	4 245	4 245

五、机制分析：与谁竞争和向谁示范

上述分析发现，中央环保约谈对地方环境污染具有直接震慑效应，并对空间关联地区的环境污染产生负向的溢出效应，但该空间溢出效应（近邻震慑效应）为平均效应，既包括处理组城市（被约谈的城市）向对照组城市（未被约谈的城市）的溢出（组内溢出效应），也包括处理组城市向处理组城市的溢出（组间溢出效应）。空间溢出效应到底包括哪些部分？中央环保约谈引起了哪些城市之间的竞争或者在向哪些城市示范？为了回答上述问题，并进一步发掘中央环保约谈的作用机制，本文构建了如下模型（Chagas 等，2016）：

$$Y_{ct} = \varphi + \rho \sum_{j=1, j \neq c}^N W_{cj} Y_{ct} + \psi DID_{ct} + \theta \sum_{j=1}^N (W_{cj}^{T,T} + W_{cj}^{NT,T}) DID_{ct} + \beta X_{ct} + \eta \sum_{j=1}^N W_{cj} X_{ct} + \mu_c + \lambda_t + \varepsilon_{ct} \quad (4)$$

公式(4)中，处理组受到完整的政策影响，包括直接效应和组内溢出效应 $\psi + \theta \sum_{j=1}^N W_{cj}^{T,T}$ 而对照组受到的政策影响主要是组间溢出效应 $\theta \sum_{j=1}^N W_{cj}^{NT,T}$ 。^①对于 $\sum_{j=1}^N W_{cj}^{T,T}$ 和 $\sum_{j=1}^N W_{cj}^{NT,T}$ ，本研究参照已有研究做法（胡宗义等，2022），设置了两组虚拟变量 *DID_Treat* 和 *DID_Control* 来进行识别：对于前者，如果 *i* 个体为处理组城市，在 *t* 时期受到相邻其他处理组中央环保约谈的影响，则 *DID_Treat* 赋值为 1，否则赋值为 0，其系数大小表示组内溢出效应，即 $\sum_{j=1}^N W_{cj}^{T,T}$ ；对于后者，如果 *i* 个体为对照组城市，在 *t* 时期受到相邻处理组中央环保约谈的影响，则 *DID_Control* 赋值为 1，否则赋值为 0，其系数大小表示组间溢出效应，即 $\sum_{j=1}^N W_{cj}^{NT,T}$ 。其中，*i* 个体是否在 *t* 时期受到相邻其他处理组中央环保约谈的影响，主要根据 *i* 个体的空间相邻或者行政相邻是否有城市被约谈来确定。同时，参考尹恒和徐琰超（2011）的研究，空间邻接表征示范效应，行政邻接表征竞争

① 关于政策溢出效应分解的模型推导，感兴趣的读者可以具体参考 Chagas 等(2016)的研究。

效应。

表 5 报告了基于普通双重差分模型的中央环保约谈政策溢出效应的分解结果。其中,列(1)–列(4)汇报的是根据 i 个体空间相邻是否有城市被约谈进行赋值的回归结果;列(5)–列(8)汇报的则是根据 i 个体行政相邻是否有城市被约谈进行赋值的回归结果。整体来看,中央环保约谈政策溢出效应的组内溢出效应为负,且通过了至少 10% 的显著性水平,组间溢出效应为负,但缺乏统计意义,说明中央环保约谈通过政策溢出效应分别使其空间关联处理组城市(同样被约谈的城市)的工业二氧化硫排放量和人均工业二氧化硫排放量下降约 20.9% 和 22%,或者分别使得行政相邻处理组城市(同样被约谈的城市)的工业二氧化硫排放量和人均工业二氧化硫排放量下降约 13.2% 和 14.4%,但对空间关联对照组城市(未被约谈城市)的工业二氧化硫排放量的影响不显著。上述结果表明,中央环保约谈对空间关联的处理组城市产生了负向的溢出效应,但对空间关联的对照组城市的影响不明显,中央环保约谈的政策溢出效应(近邻震慑效应)主要集中在对空间关联的处理组城市的影响,同时表现出了基于风险规避逻辑的示范效应和基于价值创造逻辑的竞争效应,而对空间关联的对照组城市的影响非常有限。进一步比较组内溢出效应的系数绝对值大小可以发现,列(1)–列(4)中的 DID_Treat 绝对值大于列(5)–列(8),说明中央环保约谈对空间关联地区的示范效应要强于竞争效应。

表 5 中央环保约谈的政策溢出效应分解

	lnso ₂		lnpso ₂		lnso ₂		lnpso ₂	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>DID_Treat</i>	-0.192*** (0.049)	-0.209*** (0.048)	-0.205*** (0.050)	-0.220*** (0.049)	-0.086* (0.047)	-0.132*** (0.048)	-0.112** (0.049)	-0.144*** (0.048)
<i>DID_Control</i>	-0.017 (0.037)	-0.029 (0.037)	-0.022 (0.039)	-0.041 (0.037)	0.053 (0.037)	-0.003 (0.036)	0.045 (0.038)	-0.018 (0.036)
控制变量	未控制	控制	未控制	控制	未控制	控制	未控制	控制
城市、时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
R^2	0.841	0.846	0.836	0.857	0.840	0.845	0.836	0.856
N	4 245	4 245	4 245	4 245	4 245	4 245	4 245	4 245

六、结论与讨论

2014 年开始在地方推行的环保约谈由“督企”转向“督政”,成为了环保新常态下环境执法监督的一种创新方式。现有研究更多关注的是中央环保约谈的政策效应,但对中央环保约谈的示范效应和竞争效应缺乏必要的讨论。本文基于我国 2005–2019 年 283 个地级及以上城市的平衡面板数据,利用双重差分模型检验了中央环保约谈的直接震慑效应,重点结合空间双重差分模型深入探讨了中央环保约谈的示范效应和竞争效应。研究发现:第一,中央环保约谈具有显著的直接震慑效应,相较于未被约谈城市,中央环保约谈使得被约谈城市的工业二氧化硫和人均工业二氧化硫排放量分别降低了 11% 和 10.9%。稳健性检验结果支持了上述结论。第二,中央环保约谈具有显著的近邻震慑效应。基于空间双重差分模型的研究发现,中央环保约谈显著降低了空间关联地区的二氧化硫排放量。第三,中央环保约谈的直接震慑效应不具有长效性,但近邻震慑效应具有显著的持续效应,且随时间不断强化。第四,进一步的机制分析表明,中央环保约谈的近邻震慑效应主要表现为组内溢出效应,体现出示范效应和竞争效应两种作用机制。中央环保约谈对空间关联的被约谈城市的工业二氧化硫排放产生了显著的负向溢出效应,但对空间关联的未被约谈城市的影响非常有限。

根据以上结论, 本文认为中央环保约谈的震慑效应显著, 但直接震慑效应和近邻震慑效应的长效性表现出差异。因此, 作为环境治理的一项重要政策工具, 环保约谈制度需要得到进一步的完善。第一, 构建更加完善的环境监管体系, 健全公众参与机制。充分发挥媒体和公众参与环境监管的作用, 进一步加大信息公开力度, 接受媒体和公众的监督, 更大程度地揭露违规排污现象, 促使地方政府持续改善辖区内的环境状况。第二, 探讨建立环保约谈的不定期回访和再问责机制。问责机制的建立是确保政策效应持续发挥的关键, 不定期的回访和再问责机制能够持续向地方政府传导中央环保约谈的压力, 确保震慑效应持续存在。第三, 加强中央环保约谈作为政策工具的使用。将环保约谈制度作为中央加强对地方环境治理的重要抓手, 建立环保约谈政策与地方环境治理制度的联动性, 并将整改情况纳入上级组织部门对约谈方的绩效考核指标体系, 实现环保约谈政策对环境污染的持续性震慑效应。第四, 建立和健全常态化的环保约谈机制。提高地方政府策略性应对的成本, 从而使其做出更多的环境治理努力。特别是对环境污染严重的重点区域, 应当采取不定期抽查和多次抽查的方式, 使得短期内的治理行为不再能够作为临时性应对环保约谈的方法, 进而释放出持续的震慑效应。

诚然, 本文对中央环保约谈的震慑效应及其时间效应开展了较为充分的讨论, 但关于震慑效应是如何发挥作用的问题, 依旧缺乏深入和有效的发掘, 之后更为细致的城市环境治理的数据有利于识别震慑效应的作用路径, 从而打开“政策投入—治理效果”的黑箱。比如, 环境注意力能否成为中央环保约谈发挥震慑效应的关键变量? 同时, 本文关注的是中央环保约谈政策实施过程中, 地方政府采取的环境治理行为及其治理效果。从实际案例来看, “一律关停”“以停代治”是地方政府应对中央环保约谈的重要方式, 但这种治污方式需要面临高昂的经济发展成本, 且对城市环境治理未带来长期效果。实际上, “两山”理论所蕴含的新发展理念将生态环境保护和发展有机统一起来。因此, 未来的研究可以关注多重目标情景下地方政府经济发展和环境治理的优先级选择问题, 特别应关注中央环保约谈是否对这种优先级选择问题产生影响。

参考文献:

- [1] 卞元超, 吴利华, 白俊红. 减排窘境与官员晋升——来自中国省级地方政府的经验证据[J]. 产业经济研究, 2017, (5): 114-126.
- [2] 崔晶. “运动式应对”: 基层环境治理中政策执行的策略选择——基于华北地区 Y 小镇的案例研究[J]. 公共管理学报, 2020, (4): 32-42.
- [3] 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, (5): 1591-1614.
- [4] 何香柏. 我国威慑型环境执法困境的破解——基于观念和机制的分析[J]. 法商研究, 2016, (4): 24-34.
- [5] 胡宗义, 周积琨, 李毅. 自贸区设立改善了大气环境状况吗?[J]. 中国人口·资源与环境, 2022, (2): 37-50.
- [6] 李慧龙, 尉馨元. 不只是偏差: “雷声大雨点小”政策的多重逻辑——基于“激励—冲突”框架的类型分析[J]. 中国行政管理, 2021, (10): 138-145.
- [7] 李强, 王琰. 环境分权、环保约谈与环境污染[J]. 统计研究, 2020, (6): 66-78.
- [8] 李胜兰, 初善冰, 申晨. 地方政府竞争、环境规制与区域生态效率[J]. 世界经济, 2014, (4): 88-110.
- [9] 李欣, 顾振华, 徐雨婧. 公众环境诉求对企业污染排放的影响——来自百度环境搜索的微观证据[J]. 财经研究, 2022, (1): 34-48.
- [10] 林春艳, 宫晓蕙, 孔凡超. 环境规制与绿色技术进步: 促进还是抑制——基于空间效应视角[J]. 宏观经济研究, 2019, (11): 131-142.

- [11] 逯进, 赵亚楠, 苏妍. “文明城市”评选与环境污染治理: 一项准自然实验[J]. 财经研究, 2020, (4): 109–124.
- [12] 龙硕, 胡军. 政企合谋视角下的环境污染: 理论与实证研究[J]. 财经研究, 2014, (10): 131–144.
- [13] 马原. 督政与简政的“平行渐进”: 环境监管的中国逻辑[J]. 中国行政管理, 2021, (5): 112–121.
- [14] 沈坤荣, 金刚. 中国地方政府环境治理的政策效应——基于“河长制”演进的研究[J]. 中国社会科学, 2018, (5): 92–115.
- [15] 盛斌, 吕越. 外国直接投资对中国环境的影响——来自工业行业面板数据的实证研究[J]. 中国社会科学, 2012, (5): 54–75.
- [16] 石庆玲, 陈诗一, 郭峰. 环保部约谈与环境治理: 以空气污染为例[J]. 统计研究, 2017, (10): 88–97.
- [17] 宋马林, 刘贯春. 增长模式变迁与中国绿色经济增长源泉——基于异质性生产函数的多部门核算框架[J]. 经济研究, 2021, (7): 41–58.
- [18] 王凡凡. 经济增长目标对地方环境治理效率的影响——基于我国地级以上城市面板数据的实证分析[J]. 城市问题, 2022, (9): 76–86.
- [19] 王凡凡, 文宏. 地方安全生产治理绩效影响了官员晋升吗?——基于中国省级面板数据的实证检验[J]. 经济社会体制比较, 2021, (4): 95–107.
- [20] 王惠娜. 自愿性环境政策工具在中国情境下能否有效?[J]. 中国人口·资源与环境, 2010, (9): 89–94.
- [21] 王旭, 岳素敏. 闻警自省和趁机赶超: 环保约谈对企业绿色创新的跨地域辐射效应[J]. 上海财经大学学报, 2021, (1): 27–41.
- [22] 魏玖长, 丁葵. 重特大安全事故震慑效应的影响因素研究[J]. 中国行政管理, 2020, (6): 137–43.
- [23] 吴建祖, 王蓉娟. 环保约谈提高地方政府环境治理效率了吗?——基于双重差分方法的实证分析[J]. 公共管理学报, 2019, (1): 54–65.
- [24] 尹恒, 徐琰超. 地市级地区间基本建设公共支出的相互影响[J]. 经济研究, 2011, (7): 55–64.
- [25] 张彩云, 苏丹妮, 卢玲, 等. 政绩考核与环境治理——基于地方政府间策略互动的视角[J]. 财经研究, 2018, (5): 4–22.
- [26] 张振波. 政企合谋、动员式治理与环境质量的阶段性改善——基于中央环保约谈的实证分析[J]. 公共管理评论, 2021, (3): 33–52.
- [27] 张中祥, 曹欢. “2+26”城市雾霾治理政策效果评估[J]. 中国人口·资源与环境, 2022, (2): 26–36.
- [28] 郑石明. 政治周期、五年规划与环境污染——以工业二氧化硫排放为例[J]. 政治学研究, 2016, (2): 80–94.
- [29] 周黎安. 中国地方官员的晋升锦标赛模式研究[J]. 经济研究, 2007, (7): 36–50.
- [30] 周雪光, 练宏. 政府内部上下级部门间谈判的一个分析模型——以环境政策实施为例[J]. 中国社会科学, 2011, (5): 80–96.
- [31] 周沂, 冯皓月, 陈晓兰. 中央环保督察的震慑效应与我国环境治理机制的完善[J]. 经济学动态, 2021, (8): 33–48.
- [32] Bandura A. Social learning theory[M]. New York: General Learning Press, 1997.
- [33] Besley T, Case A. Incumbent behavior: Vote seeking, tax setting and yardstick competition[J]. American Economic Review, 1995, 85(1): 25–45.
- [34] Chagas A L S, Azzoni C R, Almeida A N. A spatial difference-in-differences analysis of the impact of sugarcane production on respiratory diseases[J]. *Regional Science and Urban Economics*, 2016, 59: 24–36.
- [35] Feltham G A, Xie J. Performance measure congruity and diversity in multi-task principal/agent settings[J]. *The Accounting Review*, 1994, 69(3): 429–453.

The Demonstration and Competition Effects of Central Environmental Interviews: An Empirical Analysis Based on Industrial SO₂ Emissions

Gao Xinyu¹, Wang Fanfan², Song Malin³

(1. Institute of Finance and Public Management, Anhui University of Finance and Economics, Bengbu 233030, China; 2. School of Public Administration, Hainan University, Haikou 570228, China; 3. Institute of Statistics and Applied Mathematics, Anhui University of Finance and Economics, Bengbu 233030, China)

Summary: The central environmental interview system was established as a new tool for environmental governance to address the governance failure caused by inefficient policy implementation under the territorialized environmental management system, primarily by standardizing the circumstances, procedures, and subjects for initiating interviews, and gradually shifting responsibility for pollution control and environmental regulation from enterprises to the government. Academic research on central environmental interviews focuses on their own policy effects while ignoring spatial variables.

Based on the balanced panel data of 283 prefecture-level and above cities in China from 2005 to 2019, this paper examines the demonstration and competition effects of central environmental interviews using the DID model and the spatial Durbin model. The findings show that: (1) Central environmental interviews effectively reduce local industrial SO₂ emissions, with a significant direct deterrent effect. (2) Central environmental interviews have a negative spillover effect on industrial SO₂ emissions in spatially connected areas, with a significant neighbor deterrent effect, specifically in the form of demonstration and competition effects. (3) The direct deterrent effect of central environmental interviews is not sustainable, but the neighbor deterrent effect continues and increases over time. (4) Under the dual effects of risk aversion and value creation, central environmental interviews have demonstration and competition effects on spatially connected cities being interviewed, but have a limited impact on spatially connected cities not being interviewed.

The academic value of this paper is mainly reflected in four aspects: First, it focuses on the central environmental interview system from the perspective of deterrence effect, which effectively expands the research field of institutional innovation and environmental governance, and provides empirical reference for improving the environmental monitoring mechanism. Second, it further explores the impact of central environmental interviews on spatially connected areas from the perspectives of demonstration effect and competition effect through the nested models of DID and spatial Durbin. Third, it analyzes the neighbor deterrent effect of central environmental interviews from the perspectives of risk aversion and value creation, and further examines its mechanism of action, which is conducive to understanding the operation mechanism of the central environmental interviews system.

Key words: central environmental interviews; environmental pollution; industrial SO₂; deterrent effect; sustainability effect

(责任编辑 景 行)