

立“竿”见影：策略性环境规制与环境 质量结构性改善

周 沂 宗晓雪 贺灿飞^{*}

摘要：将监测站的设立作为准自然实验，本文识别了地方政府策略性环境规制行为以及由此导致的环境质量结构性改善现象，并探讨了策略性环境规制的制度成因与经济影响。使用 2008—2018 年中国高分辨率遥感 PM2.5 数据，本文发现，监测站设立后，距监测站 4 km 范围内的 PM2.5 浓度降低幅度比 4—8 km 区域多 0.74%，表明监测站周围的环境质量呈现结构性改善。委托代理关系下的目标偏向是导致这一现象的主要制度原因。地方政府通过空间差异化的工业用地出让和环保行政处罚，影响了不同行业新企业的空间选址，进而改变了城市产业和污染的空间分布。本研究为生态文明体制改革和高质量发展提供了重要启示。

关键词：策略性环境规制；结构性改善；目标偏向

DOI：10.13821/j.cnki.ceq.2024.05.08

一、引言

随着污染防治攻坚战的深入推进，中国环境监测体系逐步完善，环境质量得到显著改善。环境规制是中国环境治理的关键手段，由中央政府制定并由地方政府执行。然而，研究表明地方政府存在策略性环境规制行为，导致了环境质量结构性改善。在中央-地方委托代理关系下，“十一五”以来，地方政府面临包括经济发展和环境保护目标（以下简称“双目标”）在内的多目标考核。由于信息不对称以及环境目标责任制的强制性等，地方政府在实现双目标和执行环境规制时出现选择性偏好，表现为围绕上级重视的时段和空间实施不完全和非对称的策略性环境规制，以此改善特定时段和空间的环境质量。环境质量监测站数据是评估环境质量和环境规制效果的基础，也是中央对地方政府进行绩效考核的重要依据。围绕监测站实施策略性环境规制，短期来看，“美化”了监测站的数据，达到了立“竿”见影的环境治理效果。长期来看，可能导致环境监管失效、政策目标偏离、资源错配和福利损失。后疫情时代，中国经济发展面临更加复杂和严峻的挑战，稳增长和保环境之间的矛盾加剧。建设美丽中国，协同推进降碳、减污、扩绿、增长，除了通过技术创新

* 周沂，四川大学经济学院；宗晓雪，北京大学经济学院；贺灿飞，北京大学城市与环境学院。通信作者及地址：贺灿飞，北京市海淀区颐和园路 5 号北京大学城市与环境学院，100871；电话：010-62756840；E-mail：hecanfei@urban.pku.edu.cn。感谢国家自然科学基金面上项目（72373109、42171169）和国家社科基金重点项目（20AZD072）的支持。文责自负。

推动治污减排外,还需要削弱策略性污染治理动机,充分发挥环境规制的减排潜力。

本研究以中国国家环境空气质量监测站(以下简称“监测站”)的设立为准自然实验,基于2008—2018年中国高分辨率遥感PM2.5数据,通过分析监测站周围不同区域PM2.5浓度变化的差异,识别了大气污染治理中地方政府的策略性环境规制行为,以及由此引致的环境质量结构性改善现象。研究表明,监测站设立后,距监测站0—4 km区域的PM2.5浓度比4—8 km区域显著降低了0.74%,约0.41微克/立方米。该结果表明地方政府在监测站周围实施了策略性环境规制。对策略性环境规制产生的原因进行探究发现,地方政府偏向经济增长目标是其重要因素。其中,偏向经济增长目标激发了策略性行为,公开环境目标重视环境保护则削弱了策略性行为。进一步地,从污染企业的微观视角探究地方政府实施策略性环境规制的途径,发现地方政府通过空间差异化工业用地出让和环保行政处罚,影响了污染企业污染排放的空间差异,从而推动了污染源远离监测站。最后,利用中国工商企业注册数据,分析了企业对策略性环境规制的响应,以及由此对城市产业空间结构的影响。

本文的贡献:(1)已有策略性环境规制的研究,主要关注西方国家环境监测体系中的数据失真问题(Grainger and Schreiber, 2019; Zou, 2021; Mu et al., 2021)。然而,发展中国家,经济发展与环境保护间的平衡问题更为严峻。本研究通过分析监测站周围环境质量的结构性改善,揭示了地方政府实施策略性环境规制的途径,并解决了国家间、区域间比较研究可能出现的内生性问题,同时也提供了来自发展中国家的经验证据。(2)现有研究多从政治锦标赛和不完全监管视角解释地方政府策略性环境规制行为的原因(He et al., 2020; Greenstone et al., 2022; 邓辉等, 2021)。本文着眼于中央-地方委托代理关系中地方政府的目标偏向,探究了策略性环境规制的制度性根源。这对回答如何协同推进降碳、减污、扩绿、增长,进而建设美丽中国具有现实意义。(3)本文从地方政府空间差异化工业用地出让和环保行政处罚分析策略性环境规制的实施途径。基于工业企业污染数据与工商企业注册数据,揭示了企业对策略性环境规制的响应,有利于深入理解策略性环境规制及其产生的经济影响。

二、文献综述与理论框架

(一) 策略性环境规制研究

环境治理研究着重于环境政策的设计、实施及其对社会、经济和环境的影响。在过去几十年中,西方国家通过污染监测和行政处罚推进环境治理,同时也发现了环境数据操纵的行为(Chen et al., 2012; Ghanem and Zhang, 2014; Mu et al., 2021; Zou, 2021; Axbard and Deng, 2024)。围绕监测站开展的监测数据操纵是策略性环境规制最直接的表现之一。Axbard and Deng(2024)的研究显示,相较于距监测站较远的污染企业,地方政府对位于监测站10 km范围内的污染企业的执法频率和强度增加了60%。Zou(2021)发现,美国地方政府利用公开的监测间歇期以避免污染被监测,导致非监测日的空气污染比监测日高1.6%。Mu et al. (2021)发现,在高污染预警日,监测站的数据采样率显著下降了

33%，以此避免高污染数据被记录。He et al. (2020)对不同地理位置的水污染企业面临的差异化环境规制进行的研究引发了广泛关注。该研究显示，因水质监测站仅能检测上游污染，地方政府更倾向于对上游企业施加严格的环境规制，使得上游污染企业的全要素生产率比下游低 24% 以上。

自中国环境监测系统自动化以来，空气质量监测数据的质量有了显著提升(Greenstone et al., 2022)。尽管如此，地方政府策略性环境规制下的污染结构性改善仍然是一个突出问题。首先，环境质量结构性改善表现为临时性改善。研究显示，重大活动期间中国空气质量改善显著，但随后污染反弹，出现如奥运蓝、APEC 蓝、两会蓝、督察蓝等环境质量临时性改善现象(Chen et al., 2013; Li et al., 2017; 石庆玲等, 2016; 邓辉, 2021; 周沂等, 2021)。石庆玲等(2016)指出，两会期间空气质量指数较平时降低了 5.7%，但会后迅速恶化，抵消了改善效果。周沂等(2021)发现，中央生态环境保护督察组到达当天，被督察地区 PM2.5 浓度下降 19.34%，但督察组离开后上升 18.13%。其次，环境质量结构性改善也表现为空间差异化改善。水污染的空间特征与河流上下游关联，体现在行政中心区域、水质监测站上游和省界断面水质改善，而行政边界和监测站下游水污染加剧。龙文滨和胡珺(2018)、傅强等(2019)指出，地方政府在行政边界施行较弱环境规制，导致边界污染。Kahn et al.(2015)发现，中国在“十一五”时期将官员晋升与化学需氧量减排和省界断面水质改善挂钩，致使省界河流断面化学需氧量显著降低。Chen et al.(2018)观察到，河流下游地方政府实行严格环境规制时，污染企业从长江下游转至上游，导致了更大范围的污染。不同于水污染物顺流而下，大气污染物随风扩散转移。Xie and Yuan(2023)发现，地方政府差异化环境规制使监测站附近工业企业的产值和排放在风向上有所差异，并且这种差异化环境规制抑制了工业活动，促进了商业和住宅服务活动。Yang et al.(2021)发现，监测站设立后，距离监测站 0—3 km 区域的空气污染相较于 3 km 之外区域降低更多。该现象受经济发展和公众监督等因素影响。

本研究关注的策略性环境规制主要是指下级政府在与上级和同级政府互动中，制定和执行对自己最有利的环境规制策略。当前对策略性环境规制的研究主要集中在对水污染的结构性改善和大气质量的临时性改善。大气环境监测站的空间分布是不连续的，且每个监测站只能反映其周边一定区域范围的污染情况。因此，地方政府可能将城市的大气污染源转移到监测站监控不到的区域，即策略性大气污染治理。在中央与地方的委托代理关系中，地方政府采取策略性环境规制以完成上级委托的环境目标，这可能导致偏离原本的委托代理目标，带来更加隐蔽的环境不平等，造成更大的社会经济损失。

(二) 中国情景下地方政府策略性环境规制：委托代理关系下的目标偏向

委托代理关系下的目标偏向是认识中央和地方目标制定与执行差异的切入点，也是理解地方政府策略性环境规制的突破口。中央政府作为委托方追求经济发展、社会公平、资源和环境保护等多种发展目标，并将多目标的实现情况与地方官员的晋升挂钩，通过政治激励和约束促使地方政府完成目标。地方政府作为代理方需要执行中央委托的多目标。委托代理关系下的目标偏向主要表现为地方政府在执行中对中央委托的多目标产生

了偏好性选择。作为地方政府委托代理关系目标执行的指挥棒,晋升考核指标影响了地方政府的目标偏向。在中国的政绩考核中,完成各种考核指标且获得较高位次的官员拥有更大的晋升概率。在经济方面,中国的经济增长目标为预期性发展目标,其具体值由地方政府基于自身抱负和期望独立设定(Zhang, 2021)。研究表明,地方官员晋升的可能性与其经济绩效的提升呈正相关(Li et al., 2019)。出于政治晋升动机,地方官员可能层层加码设定较高的GDP增长目标,进而引发政治晋升锦标赛(周黎安, 2007)。不同于经济目标,环境目标是强制性的,即地方政府必须确保其实现。“十一五”期间中国开始修订目标责任制,将主要污染物排放总量降低作为地方政府考核的强制约束性目标,实施环保考核问责制及“一票否决”制。现有考核体系将环境目标融入原有的经济目标考核中,引发了地方政府行为的转变。余泳泽等(2020)的研究发现,环境目标约束会促使地方政府加强环境规制、调整产业政策和财政支出结构,从而推动产业转型升级。Chen et al.(2018)的研究显示,处于“两控区”的地方官员在面对严格的二氧化硫减排目标时,更倾向于牺牲经济增长目标以确保环境目标的达成。谢贞发和王轩(2022)指出,实施环境目标责任制使得致力于大幅减排的地方政府显著降低了其设定的经济增长目标。这表明,在环境目标逐层加码的情况下,部分地方政府调整了经济和环境双重目标的设定与执行,以适应多目标体系。

在中国制度背景下,地方政府更偏向经济目标。首先,官员任期有限性与环境治理绩效时滞性之间的矛盾,促使地方政府更偏向于经济目标。在中国有限任期的行政管理体制下,地方官员更倾向于关注短期、见效快的经济目标,忽视治理周期长、治理效果不确定、收益可能被共享的环境保护目标(李珒, 2020)。在地方官员任期较短的背景下,作为代理方的地方政府倾向于在不影响自身晋升的情况下,尽可能地促进经济增长,而牺牲环保目标(石庆玲等, 2016)。因此,在相当长一段时间内,地方政府更偏向经济目标。其次,地方治理能力不足以兼顾经济发展与环境保护双目标。2021年第二轮第三批中央生态环境保护督察指出,环保基础设施和资金不足是当前环境治理的共性问题。在稳经济目标下,产业和能源结构尚未根本转变。“两高”项目抬头、企业环保设备不正常运转、违法超排增多,治理能力不足带来治污压力,如基层执法监管不够、地方政策不适宜、执行“急、偏、乱”等(黄润秋, 2022)。短期来看,部分地区的环境保护仍需以牺牲经济发展为代价(Chen et al., 2018)。面对严格的政府绩效考核压力和激励,地方官员虽然有强烈的意愿追求环境目标,但由于环境保护资源不足、环境治理效果不确定等约束与困难,他们在经济增长目标和环境保护目标的动态权衡中也将更偏向经济增长目标。再次,财政压力进一步强化了地方政府偏向经济目标、牺牲环境目标的动机。自1994年实施分税制以来,财权大多集中到了中央。中央将经济剩余分享权和控制权分配给地方,为地方政府主导辖区经济增长提供了宽松的制度环境。在财政分权激励下,追求最大化财政收益成为地方政府行为的支配逻辑,进一步强化了地方政府对经济目标的偏向(张华, 2016)。最后,环境信息具有模糊性,以及双目标增加了委托方信息获取的难度和指标测量的复杂性,这为地方政府在两个目标之间做出偏向性选择提供了实施空间。

委托代理关系中的“准退出”机制是地方政府对双目标偏向性执行的实现途径。在中

央和地方的委托代理关系中,任何一方都不能退出,即下级部门不能拒绝上级的指令或自行选择退出(周雪光和练宏,2011)。“准退出”策略指代理方表面接受上级命令,但在政策执行过程中可能根据自己的意愿和利益进行调整,以更微妙的方式实现“消极抵制”。策略性执行不仅削弱了上级权威的合法性和效率,也影响了环境政策的有效性,损害了社会公共利益。如果地方政府忽视环境治理能力的限制,设定不切实际的经济增长目标以追求政治晋升,他们更可能采取“准退出”策略来应对中央考核。为了达到上级指标,部分地方政府有时甚至会恶意扭曲政策执行,如拉闸限电或捏造数据来制造指标完成的假象。由此可见,在双目标约束下,地方政府在委托代理关系中的目标偏向是其策略性环境规制的重要原因。

三、大气环境监测制度背景、数据来源及实证策略

(一) 大气污染实时监测

环境空气监测网是环境保护的重要支撑。2012年,中国制定了《国家环境空气监测网(地级以上城市)设置方案》(环发[2012]42号),分“三步走”建设监测网。在监测功能上,该环境质量检测体系涵盖城市空气监测、背景空气监测等。其中,只有城市空气监测站负责监测和评估城市环境空气质量整体状况及其变化趋势。目前,全国共设立1497个国控监测点位,覆盖367个地级以上城市。各地也可根据需要设立省(自治区、直辖市)级或市(地)级环境空气质量监测站,但这些站点不参与城市空气质量评价和地方官员考核。值得说明的是,生态环境部(原环境保护部)负责国家环境空气质量监测点的选址及其日常管理。根据《环境空气质量监测点位布设技术规范(试行)》(标准号:HJ 664—2013),监测站必须代表其所在城市的环境质量。

中国城市空气监测站的设立按“三步走”方案实施。第一阶段始于2012年,针对京津冀、长三角、珠三角等重点区域以及直辖市和省会城市,共建设了496个监测站。第二阶段发生于2013年,涉及环境保护重点城市和环保模范城市,涵盖了116个城市,新建了449个监测站。第三阶段于2014年进行,主要面向第一、二阶段以外的所有地级以上城市,共新建了552个监测站。根据《环境空气质量监测点位布设技术规范(试行)》,每个环境空气质量监测站的监测范围通常是半径0.5 km至4 km区域^①。假设每个监测站监测范围为4 km,那么全国监测站的总监管面积大约为5.46 km²,约占国土面积的5.7‰。

(二) 数据来源和描述性统计

本研究使用的数据如下:(1)PM2.5遥感数据来源于中国PM2.5遥感数据集(Wei et al.,2021)。(2)微观企业数据来源于三个数据库:中国工业企业数据库、中国工业企业污染数据库以及中国工商企业注册数据。中国工业企业数据库包含丰富的企业层面的指标信息;中国工业企业污染数据库则涵盖了全国85%以上污染规模的企业,包含污染

^① 据此,本文将监测站的监管区域设定为4 km,后续也将更换不同距离进行稳健性检验。

企业基本信息、各类污染物排放量等指标。数据清理过程中,剔除了企业工业总产值、工业销售产值、固定资产合计、实收资本、工业中间投入等缺失或为0,以及从业人员数小于8人的样本。参考Brandt et al.(2012)的方法,对两个数据库进行匹配,并进一步剔除了总资产小于固定资产净值、累计折旧小于本年折旧、工业销售值小于出口交货值等不符合会计准则的样本。中国工商企业注册数据包括了1949年以来在中国境内注册的企业的注册信息以及地理位置信息。(3)土地出让数据来源于中国土地市场网公开的土地交易信息。(4)环保处罚数据来自各地环保局公示的环保行政处罚信息。(5)污染企业、出让的工业土地、环保处罚企业的经纬度信息来源于高德地图。(6)各地级市经济增长目标和环境目标来自各年政府工作报告,该数据通过手工整理得到。

我们利用ArcGIS提取了PM2.5遥感栅格数据,精度为1 km×1 km,每年约有965万样本。基于此,计算了栅格、污染企业、出让的工业用地、环保处罚企业、工商注册企业距最近监测站的距离。基于监测站的位置信息以及PM2.5栅格数据,检验分三批设立的监测站4 km内外(0—4 km和4—8 km)区域PM2.5的组间差异,见附录Ⅰ表A1。^①从时间趋势来看,2008—2018年中国PM2.5浓度整体呈下降趋势。从空间差异来看,2012年之前,距监测站4 km以内和4—8 km区域的PM2.5浓度差异基本保持不变或逐渐增加。三批监测站设立之后,PM2.5浓度差异逐渐减小,表明监测站设立后距监测站4 km以内区域PM2.5浓度下降幅度更大。临汾市的监测站为第二批次设立的监测站。以监测站设立的时间为界,可视化城市不同空间内污染浓度的变化,见附录Ⅱ。结果显示,在监测站设立后,城市内部污染变化呈现以监测站为中心的变化特征。监测站4 km范围内大部分栅格污染浓度大幅降低,且污染降低幅度随距离监测站距离增加而减小。

(三) 实证策略

基于2008—2018年PM2.5遥感栅格数据,本文以三批城市空气质量监测站的设立为准自然实验,建立多期DID模型,检验监测站周边4 km内外PM2.5浓度变化的差异,以此研究地方政府策略性环境规制行为,以及由此导致的环境质量结构性改善。考虑到地方政府对不同区域实行不同程度的环境规制,这可能导致污染转移到距离监测站较远的地方,从而干扰对照组。我们选择距监测站0—4 km区域的栅格为实验组,距监测站4—8 km区域的栅格作对照组,建立模型如下:

$$PM2.5_{it} = \beta_1 Treat_i \times Post_t + Controls + \zeta_i + \gamma_c + \delta_{wt} + \eta_{mt} + \epsilon, \quad (1)$$

其中, i 表示栅格, t 为年份, c 为栅格*i*所在城市, m 为栅格*i*附近距离最近的监测站, w 为监测站设立批次。因变量 $PM2.5_{it}$ 为栅格*i*在*t*年的PM2.5浓度值的对数。 $Treat_i$ 反映栅格*i*是否受到监测站的影响。若栅格*i*距最近监测站*m*的距离小于等于4 km,则 $Treat_i$ 取值为1;若栅格*i*距最近监测站的距离大于4 km且小于等于8 km,则 $Treat_i$ 取值为0。若时间在栅格最近监测站设立之后,则 $Post_t$ 取值为1,否则为0。由于PM2.5浓度受到人

^① 限于篇幅,附录未在正文列示,感兴趣的读者可在《经济学》(季刊)官网(<https://ceq.ccer.pku.edu.cn>)下载。

^② 2019年起,我国优化“十四五”期间国家城市环境空气质量监测点位,点位数量增加至近1 800个。由于目前相关监测点位未公开,为避免干扰,本文使用的样本截止时间为2018年。其中,第一批监测站样本时间范围为2008—2018年,第二批监测站的样本时间范围为2009—2018年,第三批监测站样本时间范围为2010—2018年。

口集聚和经济活动的影响,我们加入人口密度(Pop)和1 km×1 km的遥感栅格夜间灯光($Light$)等控制变量($Controls$)来控制栅格的特征。 ζ_i 为栅格固定效应, γ_{ct} 、 δ_{wt} 和 η_{mt} 分别为城市-年份、批次-年份和监测站-年份的固定效应,控制城市、批次和监测站随时间变化的特征,同时可以控制多期 DID 偏误。标准误差聚类在监测站水平。我们主要关注 β_1 ,代表监测站周边不同空间范围的污染水平变化差异,以此反映环境质量的结构性改善。主要变量描述性统计结果见附录 I 表 A2。

四、实证结果

(一) 基准回归

表 1 呈现了基准回归的结果。第(1)列控制了年份和栅格固定效应,第(2)列在第(1)列的基础上加入控制变量,第(3)控制了城市-年份、批次-年份固定效应,第(4)列在第(3)列基础上控制了监测站-年份固定效应,为基准回归。 $Treat \times Post$ 交乘项显著为负,表明监测站设立后,距监测站 4km 内的 PM2.5 浓度下降幅度比 4—8 km 区域大,平均多降低了 0.74%。这一结果表明,地方政府的策略性环境规制导致环境质量呈结构性改善,在一定程度上降低了监测数据对整体区域环境质量水平的代表性。由于对照组可能受到监测站成立的影响,基准回归的估计结果可能偏低。后文也将进一步讨论可能存在的内生性问题。

表 1 基准回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
$Treat \times Post$	-0.0085*** (0.0012)	-0.0090*** (0.0012)	-0.0075*** (0.0006)	-0.0074*** (0.0006)
Pop		0.0137*** (0.0022)	-0.0002 (0.0005)	-0.0005 (0.0003)
$Light$		-0.0041** (0.0016)	-0.0003 (0.0004)	0.0002 (0.0002)
$cons$	3.9420*** (0.0002)	3.8881*** (0.0177)	3.9474*** (0.0044)	3.9459*** (0.0023)
$Year FE$	是	是	否	否
$Id FE$	是	是	是	是
$City-Year FE$	否	否	是	是
$Wave-Year FE$	否	否	是	是
$Monitor-Year FE$	否	否	否	是
N	1 484 111	1 469 026	1 469 026	1 469 026
R^2	0.9615	0.9615	0.9960	0.9984

注: *、** 和 *** 分别表示 10%、5% 和 1% 的显著性水平; 括号中的数字为聚类在监测站水平的标准误。下同。

(二) 稳健性检验

1. 平行趋势检验

双重差分法应用于因果推断的核心假设是,监测站设立前,距监测站0—4 km和4—8 km区域的空气质量呈平行趋势变化。我们用事件研究法进行平行趋势检验,设立模型如下:

$$PM2.5_{it} = \sum_{k=-5, k \neq -1}^5 \beta_k Policy_{it}^k + Controls + \zeta_i + \gamma_{ct} + \delta_{wt} + \eta_{mt} + \epsilon, \quad (2)$$

其中, $Policy_{it}^k$ 为监测站设立前后五期和 $Treat_i$ 的交乘项, 其他设定与基准回归保持一致。将政策前一期设定为基准组。 β_k 代表了监测站设立前/后第 $|k|$ 年, 相对于设立前一年, 距监测站0—4 km 和 4—8 km 区域的 PM2.5 浓度变化的平均差异, 结果如图 1 所示。监测站设立前, β_k 系数均不显著, 说明距监测站0—4 km 和 4—8 km 区域的空气质量变化趋势基本相同。监测站设立后, 系数显著为负, 且呈递增趋势, 表明监测站周围污染水平变化的空间差异逐年加剧。

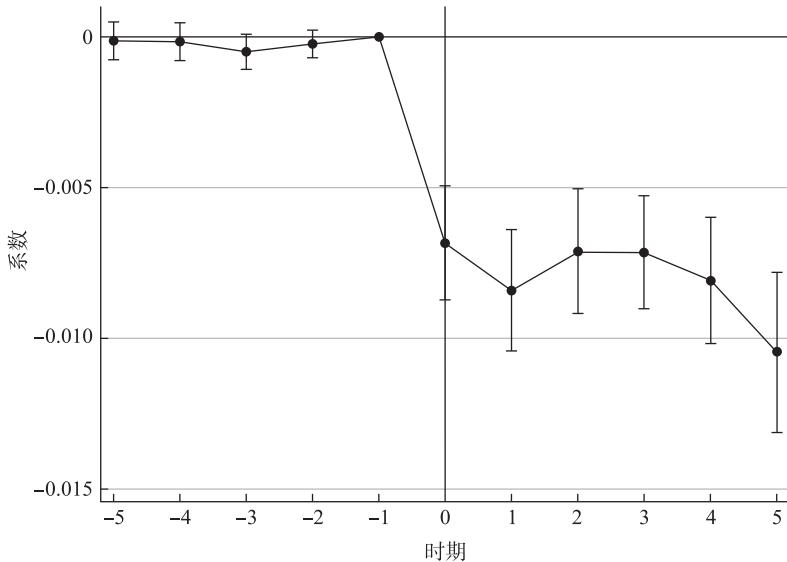


图 1 平行趋势检验

2. 内生性问题

本文在因果识别中主要面临两个问题:首先是监测站选址的自选择偏差。根据测算, 监测站距所在城市行政中心的平均距离为 9.14 km。如果监测站主要选址在污染较严重的中心区域, 地方政府可能是为了加强对中心区域的污染治理, 而不是针对监测站进行策略性污染治理。一方面, 我们增加栅格的人口密度与夜间灯光亮度来控制栅格的污染水平; 另一方面, 加入栅格污染程度-年份的固定效应和通过熵权法对实验组和对照组进行匹配。如果栅格 i 的 PM2.5 浓度高于同年所在城市 PM2.5 平均浓度, 则污染程度变量 $Polluted$ 取值为 1, 否则为 0。表 2 第(1)列加入污染程度-年份的固定效应, 以控制污染程度随时间的变化特征; 第(2)列我们采用熵平衡方法匹配实验组和对照组, 以 2011 年的

PM2.5 浓度、人口密度和夜间灯光值为匹配协变量调整样本权重,以此降低监测站选址于污染严重区域的干扰。所有估计结果均与基准回归结果保持一致。

表 2 监测站自选择偏误

	(1)	(2)
<i>Treat</i> × <i>Post</i>	-0.0072*** (0.0006)	-0.0063*** (0.0005)
<i>Pop</i>	-0.0004 (0.0003)	-0.0014*** (0.0004)
<i>Light</i>	0.0002 (0.0002)	0.0007** (0.0003)
_cons	3.9453*** (0.0023)	3.9781*** (0.0035)
<i>Id FE</i>	是	是
<i>City-Year FE</i>	是	是
<i>Wave-Year FE</i>	是	是
<i>Monitor-Year FE</i>	是	是
<i>Polluted-Year FE</i>	是	否
N	1 469 026	1 469 026
R ²	0.9984	0.9985

其次,地方政府围绕监测站实施的策略性环境规制可能产生空间溢出效应,从而导致回归结果被低估。我们通过加入一组同心环指标以估计空间溢出效应。建立模型如下:

$$PM2.5_{it} = \sum_{d=1}^9 \beta_d Ring_i^d \times Post_t + Controls + \zeta_i + \gamma_{ct} + \delta_{wt} + \eta_{mt} + \epsilon, \quad (3)$$

其中, $Ring_i^d$ 为距离带虚拟变量,如果栅格 i 位于距监测站 0—4 km、4—8 km、8—12 km、12—16 km、16—20 km、20—24 km、24—28 km、28—32 km 和 32—36 km (d 分别为 1 到 9) 的区域,则相应取值为 1;对照组为距监测站 36—40 km 区域的栅格,取值为 0。 β_d 为距离带与政策实施交乘项的系数,代表该距离带相对于 36—40 km 栅格在监测站设立前后 PM2.5 浓度的平均差异,结果如图 2 所示。监测站设立后,监测站 32 km 以内的栅格交乘项系数显著为负,且随距离增加系数绝对值逐渐减小,说明监测站成立后污染变化随距离的增加而衰减。相较于基准回归中 0—4 km 栅格处理效应为 0.74%,多环估计中 0—4 km 处理效应约为 1.3%。32 km 之后的栅格处理效应估计为 0,没有受到溢出效应影响,即监测站设立后影响的空间范围约为距监测站 0—32 km 的区域范围。

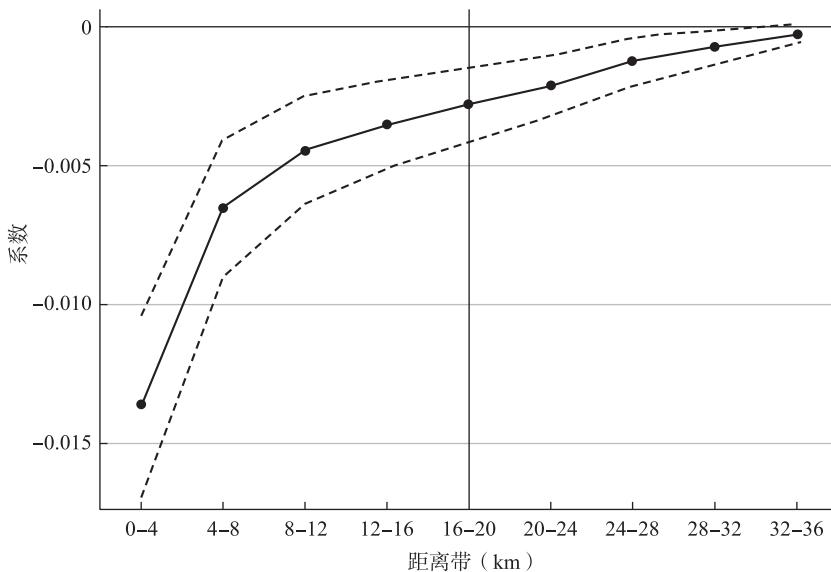


图2 空间溢出效应

根据空间动态效应分析,监测站设立产生的影响范围为0—32 km,且随距监测站的距离衰减。将实验组更换为距监测站0—32 km的栅格,对照组为距监测站32 km以外区域的栅格,回归结果见附录III表III 1。结果显示,监测站设立后,距监测站32 km以内区域的PM2.5浓度比32 km以外区域下降幅度更大,平均多0.4%。该结果低于基准回归结果的0.74%,其核心原因是地方政府环境规制的重点区域为0—4 km,污染得到最大程度的下降,而8—32 km也受到污染进入等的影响(见下文图4),污染下降幅度相对较小,由此带来总平均效应相对较低。根据本文对策略性环境规制的定义,地方政府围绕监测站实施空间差异化的环境治理。因此,策略性环境规制并不是指地方政府不会对4—8 km区域实施环境规制,而是对0—4 km和4—8 km两个区域实施了差异化的环境规制。基于此,本文选择0—4 km区域的栅格作为实验组样本以及4—8 km区域的栅格作为对照组样本,是更为合适的。进一步地,我们选择未被城市空气质量监测站监测的污染指标以及区分监测站的归属进行稳健性检验,结果见附录III表III 2。

五、制度成因:委托代理关系下目标偏向

(一) 经济发展与环境保护目标偏向

在双目标约束下,地方政府对双目标的实现产生了偏向,从而引发了策略性环境规制行为。地方政府根据中央委托的多目标任务,会制定每年的工作计划与重点并在每年的政府工作报告中体现出来(徐现祥和刘毓芸,2017)。地方政府常通过公布经济发展和环境保护目标等来确定当年的工作重点。因此,公开目标不仅体现了地方政府对这些目标的关注(余泳泽等,2020),而且还增强了公众舆论的监督。基于此,我们认为地方政府公开的目标反映了对相应工作的重视与偏向。我们手工收集了2008—2018年各地级市政

府工作报告,从中获取了关于各城市经济增长目标和环境目标的数据。在这些城市中,94.96%公开了当年的经济增长目标,29.7%公开了环境治理目标^①,其中5.5%公开了PM2.5的治理目标^②。由于绝大多数城市公布了经济增长目标,我们根据是否公布环境目标以及经济目标的高低来分析地方政府的目标偏向。如果地方政府未公开环境目标,则视为更偏向经济目标;反之,则视为同时追求双目标。当地方政府设定的经济目标值位于前50%时,我们将Target_high设立为1,否则为0。

回归结果见表3。第(1)—(3)列展示了公开环境目标和公开PM2.5目标的回归结果,第(4)—(6)列展示了不公开环境目标和不公开PM2.5目标、偏向经济目标的结果。Panel A中,环境目标为所有环境相关的目标;Panel B中,仅包括与PM2.5治理相关的目标。结果表明,在Panel A中,不论是追求双目标还是偏向经济目标,公开环境目标的地方政府均会采取围绕监测站的策略性环境规制,从而实现环境质量的结构性改善。此外,第(3)、(6)列的结果显示,地方政府设定较高的经济增长目标时,其策略性动机更为强烈,环境质量结构性改善也更为明显。Panel B中,当地方政府公布了具体的PM2.5治理目标时,对双目标的追求,Treat×Post并不显著;而在偏向经济目标的情况下,Treat×Post显著为负。由此可见,当地方政府公开监测站监测的污染物治理目标时,对双目标的平衡有利于削弱策略性环境规制的动机,促进无空间差异的环境质量改善;相反,对经济目标的偏向则增强了策略性环境规制的动机。

表3 委托代理关系下目标偏向

	对双目标追求			经济目标偏向		
	经济高目标	经济低目标	交乘项	经济高目标	经济低目标	交乘项
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Panel A. 是否公开环境目标						
Treat × Post	-0.0062*** (0.0014)	-0.0034*** (0.0012)	-0.0035*** (0.0011)	-0.0096*** (0.0010)	-0.0091*** (0.0012)	-0.0071*** (0.0010)
Treat × Target_high			-0.0005 (0.0006)			0.0010 (0.0008)
Treat × Post × Target_high				-0.0027* (0.0014)		-0.0024* (0.0013)
_cons	4.0308*** (0.0048)	4.0796*** (0.0080)	4.0526*** (0.0040)	3.8744*** (0.0035)	3.9345*** (0.0050)	3.9002*** (0.0030)
N	236 777	195 528	473 993	519 236	314 040	866 270
R ²	0.9987	0.9989	0.9988	0.9985	0.9987	0.9984

① 公开环境目标是指公开环境相关的目标,如二氧化硫、氮氧化物、空气质量、化学需氧量等。

② 公开PM2.5相关目标,是指公开与空气质量、细颗粒物相关的环境目标。

(续表)

	对双目标追求			经济目标偏向		
	经济高目标	经济低目标	交乘项	经济高目标	经济低目标	交乘项
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Panel B. 是否公开 PM2.5 相关环境目标						
<i>Treat</i> × <i>Post</i>	0.0025 (0.0034)	-0.0014 (0.0017)	-0.0020 (0.0015)	-0.0089*** (0.0008)	-0.0067*** (0.0009)	-0.0063*** (0.0008)
<i>Treat</i> × <i>Target_high</i>			0.0020 (0.0026)			-0.0002 (0.0005)
<i>Treat</i> × <i>Post</i> × <i>Target_high</i>			0.0019 (0.0028)			-0.0027*** (0.0010)
_cons	3.9798*** (0.0142)	4.2432*** (0.0172)	4.0981*** (0.0127)	3.9270*** (0.0030)	3.9644*** (0.0042)	3.9440*** (0.0025)
N	31 194	34 950	76 050	740 577	491 453	1 254 234
R ²	0.9980	0.9993	0.9991	0.9986	0.9987	0.9984

注:控制变量和固定效应与基准模型同。

(二) 策略性环境规制的实现途径

从直接途径来看,地方政府进行环境治理主要有两种:增加环境治理的投入和加强环境污染处罚(龙文滨和胡珺,2018)。前者是通过资金流入来支持环保部门执法和协助污染企业治理污染;后者是通过征收排污费和对环境违法行为的处罚来实施污染治理。在环境分权治理体制下,地方政府常通过差异化分配有限的环境治理资源来提升环境治理效率。另外,地方政府有基础设施建设和重大项目投资等决策权,可以通过影响企业选址来改变辖区内的污染空间分布。当地方政府对双目标的执行存在目标偏向时,可能通过影响工业用地出让来避免工业污染靠近监测站。同时,如果地方政府加强了对监测站附近污染企业的环境监管与执法,污染企业可能会提高排放效率或者选址于环境规制宽松的区域,从而使得污染远离监测站。本文将从空间差异化工业用地出让与环保行政处罚两个方面,讨论地方政府策略性环境规制的实施途径。

1. 空间差异化工业用地出让

基于2008—2018年中国土地市场网全国单笔土地交易微观数据,研究地方政府是否围绕监测站实施了空间差异化工业用地出让。构建Probit模型如下:

$$\begin{aligned} \text{Probit}(\text{Near}_{it}=1)= & \beta_1 \text{Indus}_i + \beta_2 \text{Post}_t + \beta_3 \text{Indus}_i \times \text{Post}_t \\ & + \text{Controls} + \varphi_t + \gamma_c + \eta_m + \varepsilon, \end{aligned} \quad (4)$$

其中,*l* 表示出让的工业用地地块,*m* 表示出让工业用地附近最近的监测站。如果出让的工业用地位于距监测站 0—4 km 区域,则 *Near*_{it} 为 1;如果出让的工业用地距最近监测站距离为 4—8 km,则 *Near*_{it} 为 0。为进一步检验工业用地出让是否具有随监测站距离而增加的空间特征,对照组我们分别选择 8—12 km、12—16 km、16—20 km、20—24 km、24—28 km、28—32 km、32—36 km 和 36—40 km。如果出让的工业用地距最近监测站距离分别为上

述范围,则 $Near_{it}$ 取值为 0,以此进行 9 次估计。 $Indus$ 代表交易地块是否为工业用地,是则为 1,否则为 0。 $Post$ 表示监测站设立前后,工业用地出让年份在监测站设立之后,则取值为 1,之前则为 0。 φ_t 为时间固定效应, γ_c 为城市固定效应, η_m 为出让工业用地附近最近的监测站的固定效应。城市规划用地中工业用地面积和容积率会影响工业用地的地理位置,所以我们加入出让的工业用地面积和容积率作为控制变量。

边际效应回归结果见图 3。结果显示,监测站设立后,工业用地出让发生在距监测站 0—4 km 区域的概率与 4—8 km 区域相比,没有显著差异。这可能是因为 4 km 边界具有模糊性,以及工业用地较大的空间范围和随之而来的工业污染控制难度,导致地方政府也减少了对距监测站 4—8 km 区域的工业用地出让。值得关注的是,相较于距监测站 8—20 km 区域,工业用地出让发生在 0—4 km 区域的概率显著降低,且回归的系数逐渐增加。当对照组的区域分别为 4—8 km,8—12 km,12—16 km 和 16—20 km 时,交乘项系数边际效应分别为 -2.7% 、 -5.1% 、 -5.2% 和 -5.8% 。在政策前后,发生 20 km 以外区域的工业用地出让的概率与 0—4 km 区域相比,没有显示出显著差异。这表明地方政府通过空间差异化工业用地出让影响了工业企业的选址决策,使它们远离监测站。这种效应在 20 km 范围内随距离的增加而加强。

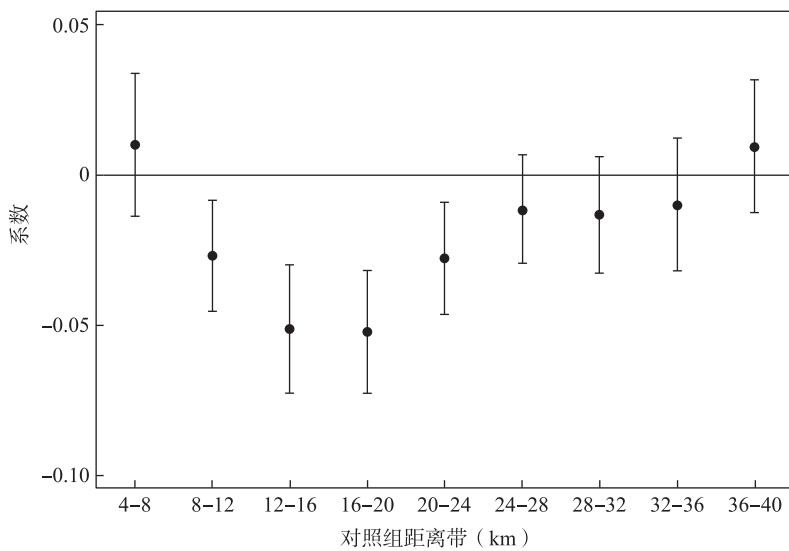


图 3 地方政府空间差异化工业用地出让

2. 空间差异化环保行政处罚

基于 2008—2016 年的污染企业环保行政处罚数据,研究第一批监测站设立后,地方政府是否具有空间差异化环保行政处罚的行为,模型设立如下:

$$Fine_{ft} = \beta_1 Imple_f + \beta_2 Post_t + \beta_3 Imple_f \times Post_t + \varphi_t + \gamma_c + \eta_m + \varepsilon, \quad (5)$$

其中, $Fine_{ft}$ 表示企业 f 因大气污染违规受到的环保行政处罚的金额。企业是否具有大气污染违规行为通过违规事项和法规依据识别,其他符号同模型(4)。 $Imple$ 反映受到处罚的企业与监测站的相对空间位置,距最近监测站小于等于 4 km,则取值为 1;距最近监测站 4—8 km,则取值为 0。企业受罚时间为最近监测站成立之后,则 $Post$ 取值为 1,否则

为0。表4第(1)列单变量回归结果显示,监测站设立后,企业因大气污染所受到的环保行政处罚金额在1%的水平上显著增加。第(2)列交乘项系数显著为正,表明监测站设立后,距监测站0—4 km区域的企业所受环保行政处罚金额较4—8 km区域的企业多1.16万元。该结论说明,地方政府加强了距监测站0—4 km区域内企业的环境行政执法,从而提高了污染企业的环境成本。

表4 空间差异化环保行政处罚

	处罚金额	处罚金额
	(1)	(2)
<i>Post</i>	4.266*** (0.717)	3.850*** (0.694)
<i>Impl</i>	2.978*** (0.782)	0.160 (0.312)
<i>Impl</i> × <i>Post</i>		1.162** (0.572)
<i>_cons</i>	-2.058*** (0.685)	-1.582*** (0.561)
<i>Year FE</i>	是	是
<i>City FE</i>	是	是
<i>Monitor FE</i>	是	是
N	5 750	5 750
R ²	0.257	0.367

3. 污染企业动态及其空间差异

以2013年和2014年第一、二阶段监测站的设立为准自然实验,分析距监测站0—4 km区域和4—8 km区域的污染企业污染排放变化的差异,探究地方政府策略性环境规制对污染空间结构的影响,构建多期DID模型:

$$Emission_{ft} = \beta_1 Regu_f \times Post_t + Controls + v_f + \gamma_{ct} + \mu_{jt} + \delta_{wt} + \epsilon, \quad (6)$$

其中,f代表污染企业,j代表二位数行业, μ_{jt} 为行业-年份固定效应,其他符号解释同上。 $Emission_{ft}$ 代表污染企业f的污染排放水平。PM2.5主要由有机物、硫酸盐、硝酸盐等构成,因此 $Emission_{ft}$ 分别代表企业f排放的二氧化硫和氮氧化物的规模及强度。如果企业f距监测站小于或等于4 km,则 $Regu_f$ 取值为1,距离为4—8 km,则为0。同时,模型还包含了反映企业规模和污染处理能力的控制变量。其中,Size代表企业规模,以平减后的企业工业总产值表示;Removal表示特定污染物的去除率。此外,模型还控制了年份、企业、城市-年份、行业-年份、批次-年份的固定效应。

表5第(1)—(4)列为距监测站0—8 km范围内所有污染企业污染排放规模和强度的回归结果。第(1)、(2)列交乘项系数显著为负,说明监测站设立后,距监测站0—4 km以内区域污染企业的二氧化硫和氮氧化物排放规模较距离监测站4—8 km区域分别降低了7.5%和7.8%。第(3)、(4)列交乘项系数显著为负,说明距监测站0—4 km区域内的污

染企业污染排放强度相较于 4—8 km 区域也降低更多。可见,在监测站设立后,污染企业的污染排放也发生了结构性变化:距监测站 0—4 km 区域内的污染企业污染排放规模降低更多,排放也更加清洁。该结果验证了地方政府通过实施空间不平衡的环境规制,使得污染企业的排放模式出现空间结构差异,进而导致环境质量结构性改善。

进一步地,将污染企业分为存续、新进和退出三类^①,研究地方政府策略性环境规制对不同类型污染企业排放影响的空间特征,以探究地方政府策略性治理的实现途径。表 5 第(5)、(6)列的交乘项系数不显著,而第(7)、(8)列的交乘项系数显著为负。这意味着距监测站 0—4 km 和 4—8 km 区域内的存续污染企业在排放规模上无显著差异,但 0—4 km 区域企业的污染强度显著降低。这表明地方政府的策略性环境规制促进了监测站附近污染企业的清洁化,进而导致污染治理的结构性差异。基于第一阶段监测站的设立,我们讨论污染企业进入和退出的空间差异,结果见附录 IV 表 IV 1。结果显示,污染企业在 0—4 km 和 4—8 km 区域的进入和退出行为并无显著差异,一定程度也可以反映两区域间不存在明显的污染转移。然而,相较于距监测站 8 km 以外的区域,0—4 km 区域内的污染企业退出更多,进入更少。由此可见,相较于 4—8 km 区域,距监测站 0—4 km 区域内空气质量的较大改善的主要原因是存续污染企业污染排放强度的降低。

表 5 污染企业污染排放的空间差异

	所有企业				在位企业			
	排放规模		排放强度		排放规模		排放强度	
	SO ₂	NO _x						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Regu × Post	-0.075*	-0.078**	-0.029*	-0.041***	-0.052	-0.073	-0.056*	-0.061**
	(0.041)	(0.034)	(0.017)	(0.014)	(0.081)	(0.076)	(0.032)	(0.027)
Size	0.113***	0.122***	-0.532***	-0.396***	0.073***	0.088***	-0.535***	-0.412***
	(0.013)	(0.012)	(0.013)	(0.014)	(0.028)	(0.023)	(0.026)	(0.027)
Removal	-0.951***	-1.081***	-0.643***	-0.506***	-0.991***	-0.573**	-0.749***	-0.261**
	(0.119)	(0.158)	(0.081)	(0.060)	(0.179)	(0.269)	(0.080)	(0.124)
_cons	8.759***	7.732***	6.527***	4.709***	9.224***	8.206***	6.588***	4.869***
	(0.119)	(0.108)	(0.121)	(0.132)	(0.271)	(0.227)	(0.258)	(0.263)
Firm FE	是	是	是	是	是	是	是	是
City-Year FE	是	是	是	是	是	是	是	是
Wave-Year FE	是	是	是	是	是	是	是	是
Monitor-Year FE	是	是	是	是	是	是	是	是
N	33 965	30 094	33 965	30 094	6 944	6 202	6 944	6 202
R ²	0.928	0.943	0.936	0.947	0.907	0.928	0.915	0.927

^① 我们通过比较前后两年的企业排放数据来定义新进和退出污染企业。如果企业在前一年没有污染排放记录,而在当年有,则被定义为新进污染企业;相反,如果前一年有污染排放记录,当年无,则被定义为退出污染企业。2008—2014 年一直有污染排放记录的企业识别为存续污染企业。

进一步地,为估计污染企业进入的空间效应,参考模型(3),设立同心环变量。具体来看,企业如果位于距监测站0—4 km的区域内,则 $Near_{ft}$ 取值为1;如果污染企业距最近监测站距离为4—8 km、8—12 km、12—16 km、16—20 km、20—24 km、24—28 km、28—32 km、32—36 km 和 36—40 km 时,则 $Near_{ft}$ 分别取值为0,并以此进行9次独立估计。图4为污染企业进入的空间动态效应的估计结果,横轴为对照组对应的区域,纵轴为交乘项的估计系数。结果显示监测站设立后,相较于距监测站0—4 km区域,污染企业进入4—8 km区域的概率没有显著差异;而进入20—28 km区域的概率显著增加。

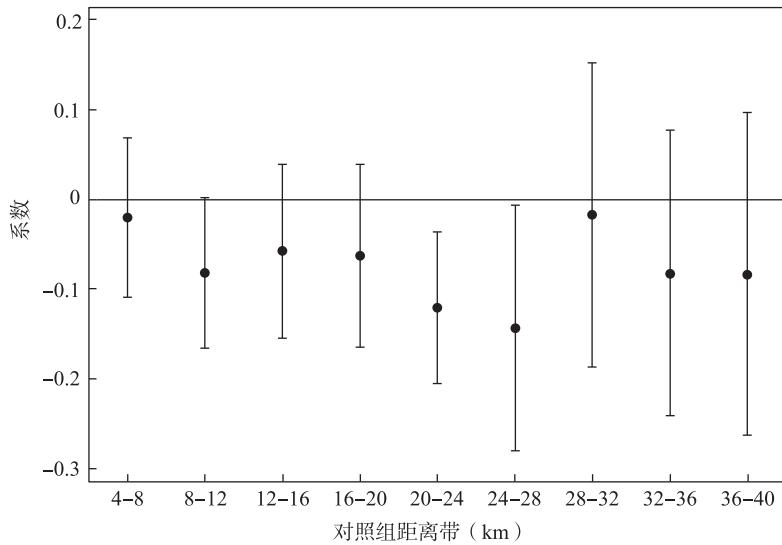


图4 污染企业进入的空间动态效应

六、进一步讨论:策略性环境规制的企业响应

环境政策作为一项重要的产业政策工具,对企业空间选址和城市产业结构布局产生深远影响。地方政府策略性环境规制影响不同行业企业的空间选址,进而引发城市产业空间结构尤其是污染型产业空间分布的变化。我们根据工商企业注册数据库中企业注册地址,获取精确的企业坐标信息,并计算企业距最近监测站距离,以此整理得到了2008—2018年年份-城市-行业-监测站-距监测站距离维度的新企业注册数量。基于该数据,检验监测站设立后不同行业企业注册空间的差异,以此讨论企业对策略性环境规制的响应。建立模型如下:

$$Entry_{tmrj} = \beta_1 Treat_r \times Post_t + Stock_{tmj} + \gamma_{ct} + \theta_{jt} + \eta_{mt} + \vartheta_{rt} + \iota_{mjr} + \varepsilon, \quad (7)$$

其中, r 代表距离带,因变量 $Entry_{tmj}$ 表示 t 年监测站 m 附近距离带 r 行业 j 的新企业注册数量的对数。 $Treat_r$ 表示距离带 r 是否为距监测站0—4 km的区域范围,是则取值为1。与污染企业空间动态效应检验模型设立相似,对照组我们设置了两种情况:如果位于距监测站4—8 km的区域内,则 $Treat_r$ 取值为0,回归结果见表8第(1)—(4)列。如果位于距监测站8—40 km的区域内,则 $Treat_r$ 取值为0,结果见表8第(5)—(8)列。其他符号

含义同上。控制变量 $Stock$ 为现存企业数量的对数。 γ_{ct} 、 θ_{jt} 、 η_{mt} 、 ϑ_{rt} 、 ϵ_{mjr} 分别表示城市-年份、行业-年份、监测站-年份、距离带-年份、监测站-行业-距离带的固定效应, 标准误聚类到监测站层面。

表 6 第(1)—(4)中 $Treat \times Post$ 均不显著, 说明监测站设立后, 距监测站 0—4 km 区域新企业注册数量相较于 4—8 km 区域均不存在显著差异。该结论再次证明 4—8 km 仍受到地方政府环境规制的影响。第(5)—(8)列将对照组改为 8—40 km 区域的回归结果, 其中, 交乘项 $Treat \times Post$ 均显著为负, 说明监测站设立后, 距监测站 0—4 km 区域内注册的企业数量相较于 8—40 km 区域显著降低。企业响应在高污染制造业样本组的回归系数最大, 监测站设立后, 距监测站 0—4 km 区域内高污染行业新企业注册数量减少 2.5%。该结果进一步证明地方政府策略性环境规制导致污染企业选址发生了结构性调整。

表 6 地方政府策略性环境规制的企业响应

对照组	4—8 km				8—40 km			
	所有行业	制造业	高污染 制造业	低污染 制造业	所有行业	制造业	高污染 制造业	低污染 制造业
			(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$Treat \times Post$	-0.001	-0.008	-0.008	-0.007	-0.010**	-0.018***	-0.025***	-0.011*
	(0.005)	(0.006)	(0.007)	(0.007)	(0.004)	(0.005)	(0.006)	(0.006)
$stock$	0.099***	0.097***	0.100***	0.098***	0.133***	0.122***	0.124***	0.124***
	(0.001)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.001)	(0.002)	(0.002)	(0.003)
$_cons$	0.729***	0.554***	0.522***	0.562***	0.287***	0.224***	0.231***	0.212***
	(0.001)	(0.001)	(0.002)	(0.002)	(0)	(0)	(0)	(0)
$City-Year FE$	是	是	是	是	是	是	是	是
$Monitor-Year FE$	是	是	是	是	是	是	是	是
$Industry-Year FE$	是	是	是	是	是	是	是	是
$Monitor-Industry-Ring FE$	是	是	是	是	是	是	是	是
$Ring-Year FE$	是	是	是	是	是	是	是	是
N	30 17 850	1 005 950	486 750	486 750	13 580 325	4 526 775	2 190 375	2 190 375
R^2	0.878	0.782	0.752	0.804	0.840	0.783	0.757	0.800

进一步地, 通过考察监测站设立对企业空间选址影响的行业差异, 讨论企业对地方政府策略性环境规制的响应。基于国民经济行业分类, 参考模型(3), 将因变量换为新注册企业数量的对数值, 分行业分别进行回归估计^①。估计过程中, 控制了现存企业数量以及相应的固定效应。附录 V 图 V1 的第一行展示了监测站设立对全行业、制造业和污染型行业企业选址影响的空间效应。从全样本来看, 监测站设立后, 相较于 0—4 km 的区域, 距

^① 此处距离带的虚拟变量分别表示企业是否位于距监测站 4—8 km、8—12 km、12—16 km、16—20 km、20—24 km、24—28 km、28—32 km、32—36 km 和 36—40 km 的区域。

监测站 8 km 以外区域新注册企业数量显著增加更多,且在 12—20 km 范围内随距离增加而增大。进一步将制造业行业分为“高污染制造业”和“低污染制造业”,以此检验监测站设立对不同污染程度企业注册影响的空间效应。附录 V 图 V1 的结果显示,监测站设立后,新注册的制造业企业更多进入距监测站 8 km 以外的区域,且高污染制造业企业的这一趋势更加明显。该结果说明监测站的设立影响了污染企业注册的空间选址,从而带来了环境质量的结构性改善。

附录 V 图 V1 第二、三行展示了 7 个行业的估计结果。结果显示,监测站设立后,污染行业新企业更倾向于选址在距离监测站 20 km 以外的区域;不产生污染的服务行业新企业多选址在距监测站 8 km 以外的区域;不产生污染的高新技术行业多选址在 0—4 km 区域,表明监测站设立带来的环境质量改善对该行业产生了正外部性。

七、政策建议

本文的研究结果对中国坚持“绿水青山就是金山银山”以及深化生态文明体制建设,具有重要意义。首先,优化环境空气监测网络点位布局,加强中央垂直监管。为解决监测网络覆盖不足、点位密度不均等问题,通过增设监测站点利用监测技术适度加强中央垂直监管。一方面,有利于降低中央与地方之间的信息不对称;另一方面,又能提升监测数据的代表性和整体性,从而更客观、真实、全面和准确地反映区域环境空气质量。其次,完善生态文明绩效考核评价,提高地方政府“两山”理论意识。策略性环境规制现象的本质是地方政府在经济和环境之间进行了有偏好的选择。建立一个多目标兼容、连贯一致、并有预见性的考核评价指标体系,以此提高地方政府在经济发展和环境保护之间的理论认识水平,对实现减碳降污增长扩绿具有重要意义。最后,细化环境目标考核的具体内容,削弱地方政府的目标偏向动机。环境分权和官员绩效考核制度促使地方政府采取策略性环境治理,而公开 PM2.5 治理目标则有利于削弱选择这种治理方式的动机。因此,应激励地方政府公开具体且可量化的环保目标,纠正其在多目标中的偏向,以深化生态文明改革。

参考文献

- [1] Axbard, S., and Z. Deng, “Informed Enforcement: Lessons from Pollution Monitoring in China”, *American Economic Journal: Applied Economics*, 2024, 16(1), 213-252.
- [2] Brandt, L., J. Van Biesebroeck, and Y. Zhang, “Creative Accounting or Creative Destruction? Firm-Level Productivity Growth in Chinese Manufacturing”, *Journal of Development Economics*, 2012, 97(2), 339-351.
- [3] Chen, Y., G. Z. Jin, N. Kumar, and G. Shi, “The Promise of Beijing: Evaluating the Impact of the 2008 Olympic Games on Air Quality”, *Journal of Environmental Economics and Management*, 2013, 66(3), 424-443.
- [4] Chen, Y., G. Z. Jin, N. Kumar, and G. Shi, “Gaming in Air Pollution Data? Lessons from China”, *The BE Journal of Economic Analysis & Policy*, 2012, 13(3).
- [5] Chen, Y.J., P. Li, and Y. Lu, “Career Concerns and Multitasking Local Bureaucrats: Evidence of a Target-based Performance Evaluation System in China”, *Journal of Development Economics*, 2018, 133, 84-101.
- [6] Chen, Z., M.E. Kahn, Y. Liu, and Z. Wang, “The Consequences of Spatially Differentiated Water Pollution Reg-

- ulation in China”, *Journal of Environmental Economics and Management*, 2018, 88, 468-485.
- [7] 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”,《经济学》(季刊),2021年第5期,第1591—1614页。
- [8] 傅强、王庆宇、张兴敏,“环境规制引起了跨境河流污染的‘边界效应’吗?——基于省级政府环境管制行为的视角”,《世界经济文汇》,2019年第6期,第88—104页。
- [9] Ghanem, D., and J. Zhang, “‘Effortless Perfection’ Do Chinese Cities Manipulate Air Pollution Data?”, *Journal of Environmental Economics and Management*, 2014, 68(2), 203-225.
- [10] Grainger, C., and A. Schreiber, “Discrimination in Ambient Air Pollution Monitoring?”, *AEA Papers and Proceedings*, 2019, 109, 277-282.
- [11] Greenstone, M., G. He, R. Jia, and T. Liu, “Can Technology Solve the Principal-Agent Problem? Evidence from China’s War on Air Pollution”, *American Economic Review: Insights*, 2022, 4(1), 54-70.
- [12] He, G., S. Wang, and B. Zhang, “Watering Down Environmental Regulation in China”, *The Quarterly Journal of Economics*, 2020, 135(4), 2135-2185.
- [13] 黄润秋,“凝心聚力 稳中求进 不断开创生态环境保护新局面——在2022年全国生态环境保护工作会议上的工作报告”,《中国生态文明》,2022年第1期,第19—29页。
- [14] Kahn, M. E., P. Li, and D. Zhao, “Water Pollution Progress at Borders: The Role of Changes in China’s Political Promotion Incentives”, *American Economic Journal: Economic Policy*, 2015, 7(4), 223-242.
- [15] Li, X., C. Liu, X. Weng, and L. A. Zhou, “Target Setting in Tournaments: Theory and Evidence from China”, *The Economic Journal*, 2019, 129(623), 2888-2915.
- [16] Li, X., Y. Qiao, J. Zhu, L. Shi, and Y. Wang, “The ‘Apec Blue’ Endeavor: Causal Effects of Air Pollution Regulation on Air Quality in China”, *Journal of Cleaner Production*, 2017, 168, 1381-1388.
- [17] 李肆,“央地关系视角下环境政策执行偏差及其破解”,《社会科学文摘》,2020年第7期,第50—52页。
- [18] 龙文滨、胡珺,“节能减排规划、环保考核与边界污染”,《财贸经济》,2018年第12期,第126—141页。
- [19] Mu, Y., E. Rubin, and E. Zou, “What’s Missing in Environmental (self-)Monitoring: Evidence from Strategic Shutdowns of Pollution Monitors”, *NBER Working Paper*, 2021, No. w28735
- [20] 石庆玲、郭峰、陈诗一,“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》,2016年第5期,第40—56页。
- [21] Wei, J., Z. Li, A. Lyapustin, L. Sun, Y. Peng, W. Xue, T. Su, and M. Cribb, “Reconstructing 1-Km-Resolution High-Quality PM2.5 Data Records from 2000 to 2018 in China: Spatiotemporal Variations and Policy Implications”, *Remote Sensing of Environment*, 2021, 252, 112136.
- [22] Xie, T., and Y. Yuan, “Go with the Wind: Spatial Impacts of Environmental Regulations on Economic Activities in China”, *Journal of Development Economics*, 2023, 164, 103139.
- [23] 谢贞发、王轩,“环境目标压力下地方政府经济目标的策略调整——基于环境目标责任制的研究”,《财政研究》,2022年第4期,第69—86页。
- [24] 徐现祥、刘毓芸,“经济增长目标管理”,《经济研究》,2017年第7期,第18—33页。
- [25] Yang, L., Y. Lin, J. Wang, and F. Peng, “Pollution Monitoring, Strategic Behavior, and Dynamic Representativeness”, *Western Economic Association International 96th Annual Conference*, 2021.
- [26] 余泳泽、孙鹏博、宣烨,“地方政府环境目标约束是否影响了产业转型升级?”,《经济研究》,2020年第8期,第57—72页。
- [27] Zhang, P., “Target Interactions and Target Aspiration Level Adaptation: How Do Government Leaders Tackle the ‘Environment-Economy’ Nexus?”, *Public Administration Review*, 2021, 81(2), 220-230.
- [28] 张华,“地区间环境规制的策略互动研究——对环境规制非完全执行普遍性的解释”,《中国工业经济》,2016年第7期,第74—90页。
- [29] 周黎安,“中国地方官员的晋升锦标赛模式研究”,《经济研究》,2007年第7期,第36—50页。

- [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”,《中国社会科学》,2011年第5期,第80—96+221页。
- [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”,《经济学动态》,2021年第8期,第33—48页。
- [32] Zou, E. Y., “Unwatched Pollution: The Effect of Intermittent Monitoring on Air Quality”, *American Economic Review*, 2021, 111(7), 2101-2126.

New Rules, New Dodges: Strategic Environmental Regulation and Structural Improvement of Environmental Quality

ZHOU Yi

(Sichuan University)

ZONG Xiaoxue HE Canfei*

(Peking University)

Abstract: Based on high-resolution satellite PM2.5 data from China for the years 2008–2018, using the establishment of monitoring stations as a quasi-natural experiment, we find that after the installation of monitoring stations, the reduction in PM2.5 concentrations within a 4km radius was 0.74% greater than in regions 4–8km away, indicating structural improvements in environmental quality around the monitoring stations. The main institutional cause for this phenomenon is target bias under the principal-agent framework. Local governments have influenced the spatial location choices of new firms across different industries through spatially differentiated industrial land transfers and environmental administrative penalties, thus changing the spatial distribution of urban industries and pollution.

Keywords: strategic environmental regulation; structural improvement of environmental quality; target bias

JEL Classification: Q56, Q58, O13

* Corresponding Author: HE Canfei, College of Urban and Environmental Sciences, Peking University, No. 5 Yiyuan Road, Haidian District, Beijing 100871, China; Tel: 86-10-62756840; E-mail: hecanfei@urban.pku.edu.cn.