

区域协同治理政策的大气污染减排效应研究

——基于双重差分法的实证检验

崔和瑞, 辛 媛, 赵巧芝

(华北电力大学 经济管理系, 河北 保定 071003)

摘 要: 区域协同治理政策是中国提升大气污染治理效果的关键。首先对政策执行可能产生的治理效果展开分析, 提出假设1~4; 进一步以地级及以上城市的工业SO₂为典型污染物, 构建双重差分(DID)模型评估区域协同治理政策的减排效果, 以及技术创新、产业结构和对外开放三种中介路径下的间接影响。结果显示: ①以京津冀和长三角地区城市为实验组, 其他城市作为对照组, 区域协同治理政策的影响系数为-1.3427, 政策显著降低污染排放水平, 结果具有良好的稳健性; ②分样本检验显示, 京津冀地区政策效果明显优于长三角地区, 经济发达地区的政策效果高于欠发达地区, 政策执行中的区域异质性不容忽视; ③三条中介路径中, 区域协同治理政策通过技术创新和对外开放的污染减排效果显著, 而通过影响产业结构产生的间接驱动效果微弱。继续推动区域协同治理政策落实中, 充分考虑区域差异化特征基础上, 重视中介路径的识别和可能带来的减排潜力应成为重要的政策优化方向。

关键词: 区域协同治理政策; 二氧化硫排放; 减排效应; 双重差分法; 中介路径

中图分类号: F062 **文献标志码:** A **文章编号:** 1002-980X(2022)11-0094-10

一、引言

作为国家污染治理重要的先行先试样本, 京津冀和长三角地区的协同污染治理模式受到广泛关注。2013年, 国务院发布《大气污染防治行动计划》方案, 提出了优先在长三角、京津冀地区实行大气污染协作治理政策, 以实现跨地区统筹环境治理绩效, 达到“1+1>2”的环境治理效果。截止2022年, 京津冀协同治理参与方从13个城市扩展到28个城市, 长三角地区从大气污染治理逐渐延伸到生态环境保护的所有污染源治理领域。根据生态环境部发布的《2021中国生态环境状况公报》数据, 2021年京津冀及周边地区(2+26城)平均优良天数为67.2%, 与上一年相比上升4.7%; 长三角地区41个城市的优良天数平均水平为86.7%, 上升了1.6%; 2021年京津冀和长三角地区城市二氧化硫(SO₂)排放浓度分别为11微克/立方米和7微克/立方米, 与2016年31微克/立方米和17微克/立方米, 累计下降幅度达到64.52%和58.82%, 两个先行示范区大气污染状况得到明显改善。基于此, 探索长三角和京津冀地区协同治理污染实施效果, 识别延深合作深度和广度的协同治理机制, 可以为其他地区展开大气污染联防联控起到示范作用。环境污染的负外部性和污染治理进程中的道德风险并行存在, 不同地区政府间的逐底竞争和治理资源重复投资等问题不容忽视, 制约着国家环境治理绩效提升。各自为政型的属地污染治理模式亟需进一步完善, 环境规制政策效果必须突破行政界限, 即跨地区协同治理模式是提升环境污染治理效率的帕累托改进方向(李倩等, 2022; Li et al, 2022)。跨地区政府合作可以弱化要素市场的地区壁垒界限, 促进资源配置优化, 提高资源利用效率, 逐渐淘汰高排放企业, 推动产业结构升级, 减少对环境负面影响; 另外, 地方政府合作推动市场规模扩大同时, 也增强了市场竞争强度, 倒逼高耗能企业研发绿色清洁技术, 从源头阻止污染物排放(邓荣荣等, 2021)。在此背景下, 本文以国家协同治理政策的先行示范城市作为研究样本, 以检验区域协同治理政策在大气污染治理中的政策效果特征, 为国家完善协同治理模式提供方向。

收稿日期: 2022-09-27

基金项目: 河北省社会科学基金项目“河北省绿色生态技术创新系统的培育及其驱动机制研究”(HB20YJ013); 华北电力大学“双一流”研究生培养建设项目《风险管理理论及方法》(2021)

作者简介: 崔和瑞, 博士, 华北电力大学经济管理系教授, 研究方向: 数量经济与低碳转型; 辛媛, 华北电力大学经济管理系硕士研究生, 研究方向: 区域经济与可持续发展; (通讯作者)赵巧芝, 博士, 华北电力大学经济管理系副教授, 研究方向: 技术创新与可持续发展。

二、文献综述

一方面,随着环境污染问题受到广泛关注,环境政策成为环境经济学者关注的重要课题。中国环境规制政策演变经历了“从无到有、从起步到全面提升”的演变历程;环境规制的政策理念从“污染防治→生态文明观”转变,政策类型则经历“政府干预型→市场激励型→公众参与型”变化历程(张小筠和刘戒骄,2019)。环境规制政策强度的污染减排效应研究成果丰富(于亚卓等,2021;Wang et al,2022;Xu和Xu,2022)、不同类型环境规制政策比较研究(王红梅,2016)、不同类型环境规制政策污染治理效果研究(王班班和齐绍洲,2016;Emodi et al,2019;董直庆和王辉,2021;孙金花等,2021)。环境规制政策是污染减排目标实现的有效路径,环境规制政策的污染减排效果结论非常丰富,地区间政策互动特征逐渐引起越来越多的关注。

另一方面,政府政策的有效性检验研究逐渐成为热点方向,环境治理过程中的政策有效性检验结论也在不断丰富。张华(2020)利用双重差分法对财政分权政策在雾霾治理中的有效性进行了验证。韩超等(2021)和赵睿等(2021)对“两控区”叠加的环境绩效考核政策的污染减排效应进行了分析。Gao et al(2020)则评估排污费改革政策对城市SO₂排放的影响效果。张彩江等(2021)基于合成控制法发现碳排放权交易试点政策有效抑制了区域碳排放量。区域协同治理政策在国家污染防治中发挥着重要作用,而该政策对环境污染的有效性评估多集中在水污染、PM_{2.5}及碳减排领域(王晓元等,2020;肖周燕和李慧慧,2021;Jin et al,2021;Chang et al,2022;Xiao et al,2022)。其中,Jin et al(2021)通过构建基于pressure-state-response(PSR)理论的指标体系,对南京-镇江-扬州地区的协同水污染管理进行评价。在PM_{2.5}防治方面,长三角地区PM_{2.5}协同减排效果高于独立减排模式。肖周燕和李慧慧(2021)及Chang et al(2022)发现合作治理在雾霾污染减排方面积极作用显著。Xiao et al(2022)认为城市内部的区域一体化通过产业结构优化这一路径减少碳排放。因此,在中国环境规制政策体系不断完善背景下,区域间环境治理互动特征不容忽视,地区间协同治理政策对环境污染的有效性研究多集中在水污染、PM_{2.5}及碳减排领域,作为工业污染重要来源之一的二氧化硫排放治理中该项政策是否发挥了有效作用,现有研究结论较少。

基于此,本文拟选取工业二氧化硫作为典型污染物,深入分析协同治理政策对污染排放的影响机理,构建双重差分模型实证检验政策的有效性程度和分样本政策效果,并探讨政策对大气污染排放的中介影响路径,从而提出区域协同治理政策向更大区间覆盖提供参考。

三、理论分析与假设提出

环境污染负外部性的特点使政府污染治理的责任界定模糊,地方政府为寻求自身利益最大化倾向“搭便车”,无法调动各方主体治理的积极性,使环境污染治理变得更困难,需要区域内地方政府协同治理空气污染(孙燕铭和周传玉,2022)。与属地治理模式相比,协同治理可以有效避免重复治理和推卸责任的现象,提高环境治理效率。一方面,协同治理政策的实行能促进劳动、资本等要素自由流动,人才、信息共享机制推动技术市场的要素配置不断优化,依托技术交流平台实现新的污染减排技术在区域内的普及和推广,最大限度降低大气污染排放。同时协同治理政策推动区域实行统一的环境管制,相同的规制倒逼地方政府共同推动大气污染的减排进程(赵一心和缪小林,2022)。另一方面,低经济发展水平的城市在资金、技术方面存在劣势,在政策的推动下,区域内政府间加强经济联系,低经济水平城市向周边发达城市寻求合作,缩小污染排放水平的差距,同时上级政府为欠发达地区提供资金援助,在不影响经济发展的条件下节能降耗。

因此,提出假设1:

区域协同治理政策能够促进大气污染排放减少(H1)。

不仅如此,区域协同治理政策还可能通过技术创新、产业结构升级和对外开放三种方式间接影响减排效果。首先是技术创新,区域合作可以打破行政地区壁垒,推动技术创新要素跨地区流动,通过构建跨地区技术服务平台实现技术共享,促进了更多主体技术交流,减少信息不对称,提高了企业开展绿色创新合作的积极性,从而减少污染排放。其次是产业结构升级,库兹涅兹假说认为不同产业的能源消耗水平和环境污染排放强度不同,随着经济水平的不断发展,转变产业结构模式会改变污染排放水平(Chen et al,2021)。协同治理政策通过转变企业现有的产业结构水平,使协同、互助、共享的产业发展模式成为主流,清洁能源、绿色低碳成为地区产业结构发展的方向。同时政府也会引导企业向清洁能源方向发展,淘汰落后产能,从而促进污染减排。最后是对外开放,地区间协同治理政策通过对外贸易和技术引进等为企业提供更多绿色技术选择、

管理理念和环保意识,从而间接影响地区污染物排放规模。

故提出假设 2~假设 4:

区域协同治理政策通过促进技术创新间接减少大气污染物排放(H2);

区域协同治理政策通过促进产业结构升级间接减少大气污染物排放(H3);

区域协同治理政策通过促进对外开放间接减少大气污染物排放(H4)。

四、计量模型的构建与变量处理

(一)双重差分法

本文采用双重差分模型评估区域协同治理政策对大气污染物排放的影响。difference in differences (DID)方法在政策评估效果研究方面已广泛应用,其主要优点在于,不仅可以有效排除其他因素对因变量的干扰,而且通过固定效应模型形式缓解遗漏变量带来的估计偏误(Wu et al, 2021; Lin et al, 2021)。该方法通过将实验组和对照组进行二次差分处理,可以有效剔除二者在试验前的样本差异以避免模型内生性。根据 2013 年国务院发布《大气十条》,将长三角和京津冀地区内 39 个地级及以上城市作为实验组,其他城市作为对照组,将区域协同治理政策看作一次准自然实验,构建的 DID 模型如式(1)所示。

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 du_i \times dt_t + \gamma X_{it} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中: i 为城市; t 为时间; Y_{it} 为工业二氧化硫排放量; du 为城市虚拟变量, $du=1$ 为实验组城市, $du=0$ 为对照组城市; dt 为时间虚拟变量,2013 年之前取值为 0,2013 年之后取值为 1; $du_i \times dt_t$ 为二者交互项;系数 β_1 为区域协同治理政策施行效果;若 $\beta_1 < 0$,表明政策能够显著地降低污染物排放,大气污染治理效果良好; $\beta_1 \geq 0$,则表明则该项政策实施后的大气污染物排放上升或未发生显著变化,意味着政策效果并不理想; β_0 为常数项; X_{it} 为控制变量; γ 为控制变量系数; μ 为个体固定效应; δ 为时间固定效应; ε_{it} 为随机误差。

(二)变量选取及说明

首先,被解释变量(Y)。二氧化硫是工业部门煤炭消耗的重要污染物,故选取工业二氧化硫排放量作为评估大气污染治理绩效的代理变量,即本文模型中的被解释变量。其次,核心解释变量($du \times dt$)。根据双重差分模型的展开思路,本课题选择 $du \times dt$ 作为核心解释变量,二者均为二值变量。若入选区域协同治理试点城市, du 取值为 1,否则取值为 0;协同治理政策开始年份为 2013 年,之后 $dt = 1$,之前则 $dt = 0$ 。交乘项 $du \times dt = 1$,表示试点城市政策执行产生的驱动效果。同时综合现有相关研究成果,选取五类变量作为控制变量(卢洪友和张奔,2020)。第一类是经济发展因素,分别用产业结构(is)和人均地区生产总值(rg)表征, is 用第二产业产值在地区生产总值的比重表示, rg 则用地区生产总值与总人口比值表示。第二类是经济开放程度($open$)因素,以表征对外开放的贸易环境对本地区是产生了“污染天堂”还是“污染光环”效应,采用该地区进出口贸易额表征。第三类是地区技术专利水平(te),采用人均专利授权量作为代理变量,以反映技术创新成果是否为本地区污染减排提供了有效技术支持。第四类是环境规制强度变量(en),采用绿化覆盖率指标表征。第五类是人口因素(pe),评估地区人口集聚变化对大气污染排放的影响,用年末总人口表示。

(三)研究样本及数据说明

拟选取内地 284 个地级及以上城市作为研究样本,香港、澳门、台湾和西藏自治区未列入,研究期间为 2005—2020 年。对规模类变量进行对数化以消除异方差。数据来源于《中国城市统计年鉴》、国泰安数据库(CSMAR)及各省份统计年鉴,个别数据缺失时采用插值法进行补充。表 1 是描述性统计结果。

表 1 变量描述性统计

变量名称	样本个数	均值	标准差	最小值	最大值
Y	4544	4.7244	5.4496	0.0001	68.3162
is	4544	0.4661	0.1119	0.1132	0.9097
rg	4544	10.1278	0.7810	7.7657	12.4383
te	4544	8.5807	21.7239	0.0036	380.4646
en	4544	0.3823	0.0815	0.0038	0.9525
$open$	4544	13.6313	2.1717	2.7691	19.6698
pe	4544	438.5359	309.6556	17.22	3416.29

五、实证结果分析

(一)基准回归分析

表 2 为根据式(1)所得的双向固定效应下面板 DID 模型回归结果。根据表 2 结果显示,其中,模型(1)表示在未加入控制变量情形下的参数估计结果,核心解释变量($du \times dt$)的回归系数为-1.9151,且在 1% 的置信水平下显著。模型(2)~模型(4)表示逐渐加入控制变量情形下的参数估计结果,核心解释变量($du \times dt$)的

回归系数在该模型中均显著。由此可知,无论是否加入控制变量,核心解释变量($du \times dt$)的回归系数均显著为负,意味着区域协同治理政策能够有效地驱动工业二氧化硫排放量下降,区域协同治理政策具有显著的有效性,假设1成立。

根据模型(4)估计结果可知,产业结构对大气污染排放的影响系数为5.6915,在1%的水平下显著,且数值远远大于其他控制变量,产业结构与大气污染排放呈正相关,对环境污染的影响较大,说明第二产业占比越高,大气污染排放越严重;地区技术专利水平的回归系数为-0.0126,在1%的水平下显著,表明技术水平的提高促使企业生产出更清洁低碳的绿色产品,对污染排放有抑制作用;经济开放程度的回归系数为0.4095,在1%的水平下显著,说明随着对外开放水平程度的不断加深加剧了大气污染物排放,存在“污染避难所”效应;年末总人口与工业二氧化硫存在显著负向关系,表明随着人口规模的扩大,更多群众了解到环境污染治理的严重性,促使政府对当地环境管控的积极性增加,大气污染排放量降低;环境规制强度在5%的水平下为正,环境规制强度越大空气污染越严重,说明现行的环境规制强度不足,环境规制的资金没有完全流向大气污染治理,管制效率不够;人均地区生产总值的系数为-2.3296且显著,表明经济发展水平的提高对大气污染排放有抑制作用。

(二)模型相关检验

1. 平行趋势检验

采用双重差分(DID)法进行分析存在一个重要的假设前提,若未实施区域协同治理政策,则实验组与对照组样本的工业二氧化硫排放变动趋势应该是一致的,即不存在事前的系统性差异(马强文等,2022)。本文中设置2013—2020年为处理期,选取处理期前五年与政策实施后五年作为检验期,其中, *Before_1*至*Before_5*分别为2012—2008年, *Current*为2013年, *After_1*至*After_5*分别为2014—2018年。表3为平行趋势检验系数估计结果,图1为相应的系数变化图,以验证DID模型的适用性。

根据图1所示,政策冲击前,系数均在0附近波动,政策冲击后系数显著为负,说明实验组和对照组是可以比较的,区域协同治理的政策效果在政策颁布后第二年开始显现,样本通过平行趋势检验。具体根据表3可知,前五期系数(2008—2012年)和当期系数均不显著,政策后第一年的系数为负值(-0.2683),但未通过显著性检验,表明该项政策的冲击效应较为微弱,从第二年开始(2015—2018年)系数显著为负。2015年系数为-0.9367,说明该项政策实施后第二年的工业二氧化硫减排量为0.9367个百分点,表明政策在实施后第二年就开始对大气污染物排放具有显著的

表2 基准回归结果

变量	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)
$du \times dt$	-1.9151*** (-8.10)	-1.5157*** (-6.34)	-1.3042*** (-5.50)	-1.3427*** (-5.64)
<i>is</i>		5.7194*** (6.16)	4.8838*** (5.20)	5.6915*** (5.76)
<i>te</i>		-0.0248*** (-6.97)	-0.0122*** (-3.30)	-0.0126*** (-3.40)
<i>open</i>			0.3755*** (4.51)	0.4095*** (4.84)
<i>pe</i>			-0.0187*** (-10.15)	-0.0181*** (-9.75)
<i>en</i>				1.8004** (2.52)
<i>rg</i>				-2.3296** (-2.40)
<i>Cons</i>	6.9444*** (42.68)	4.3514*** (9.56)	7.7200*** (6.26)	27.8229*** (3.20)
年份	YES	YES	YES	YES
个体	YES	YES	YES	YES
样本数	4544	4544	4544	4544
拟合优度 R^2	0.4130	0.4251	0.4401	0.4416

注:***、**和*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平上显著;括号内为*t*值。

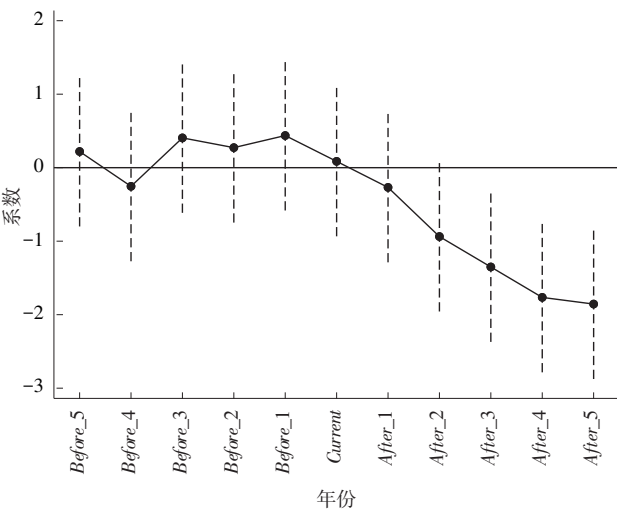


图1 平行趋势检验 Coefplot 绘图

表3 平行趋势检验结果

模型变量	Y	模型变量	Y
<i>Before_5</i>	0.2201 (0.42)	<i>After_1</i>	-0.2683 (-0.52)
<i>Before_4</i>	-0.2536 (-0.49)	<i>After_2</i>	-0.9367* (-1.80)
<i>Before_3</i>	0.4055 (0.78)	<i>After_3</i>	-1.3506*** (-2.60)
<i>Before_2</i>	0.2728 (0.52)	<i>After_4</i>	-1.7648*** (-3.39)
<i>Before_1</i>	0.4374 (0.84)	<i>After_5</i>	-1.8554*** (-3.57)
<i>Current</i>	0.0860 (0.17)	拟合优度 R^2	0.4090

注:***、**和*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平上显著;括号内为*t*值。

抑制作用,之后2016和2017年系数值不断增大,到2018年系数为-1.8554,该项政策的抑制效果达到1.8554个百分点。综上,短期内,区域协同治理政策对城市工业二氧化硫排放具有显著的抑制作用,且随着政策时效延长,该政策对大气污染的治理效果不断累积,效果将不断增强。

2. 安慰剂检验

为了进一步验证大气污染排放水平的降低是由区域协同治理政策引起的,而非受到其他政策或随机性因素的影响,本文参考周茂等(2018)的处理思路,随机从样本中抽取39个个体作为实验组,其余城市作为对照组进行安慰剂检验,采用500次随机试验展开,交互项系数 $\tilde{\beta}_1$ 的数学表达式如式(2)所示:

$$\tilde{\beta}_1 = \beta_1 + \lambda \frac{\text{cov}(du_i \times dt_i, \varepsilon_{it} | X)}{\text{var}(du_i \times dt_i | X)} \quad (2)$$

其中: λ 为不可观测随机因素影响系数; X 为控制变量。

若 $\tilde{\beta}_1$ 无偏,则 λ 应等于0,由于无法直接观测出随机因素系数是否为0,本文通过计算机随机分配纳入协同治理政策城市的方法来检验 $du_i \times dt_i$ 对大气污染排放的影响,在此方法下若能得到 $\tilde{\beta}_1$ 的结果为0,就能反推出 λ 也为0。图2为 $\tilde{\beta}_1$ 的估计系数分布图,结果显示经过500次试验回归的估计系数均分布在0附近,且服从正态分布,由此可推出 λ 值为0,表明本文结果没有受到其他非观测因素的干扰,大气污染排放降低的确是由区域协同政策引起的,结果很稳健。

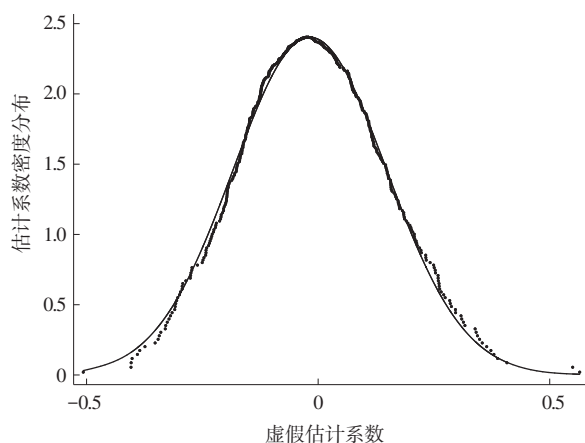


图2 安慰剂检验结果

(三) 稳健性检验

1. 排除重要城市干扰的稳健性检验

考虑到直辖市和省会城市拥有较高的经济发展水平,且财力资金和地理位置都优于其他地区。因此这类城市往往成为国家政策实施的试点区域,治理效果通常高于其他城市,导致结果出现偏误。因此本文采用潘旭文和付文林(2022)的做法,剔除直辖市、省会城市和副省级城市的样本数据后重新回归,结果见表4的列(1)。交互项系数为-0.7126,在1%的置信水平下仍然为负,表明基准回归结果具有稳健性。

2. 基于缩尾处理的稳健性检验

为避免样本中极端值对回归结果的影响,本文对连续变量进行了1%水平下的双边缩尾处理,对前1%和后99%的数值用1%和99%的数据替代,回归结果见表4的列(2)。交互项系数为-0.9883,在1%的水平下显著,其显著程度与基准回归结果一致,说明经过双边缩尾处理后结果依然显著,结论仍然成立。

3. 剔除其他政策干扰情境下的稳健性检验

区域协同治理政策实施前后发布的其他政策会对结果造成冲击。因此本文整理了该时期前后与环境治理相关的政策,具体为:①2012年国家发改委下发《国家发展改革委关于开展第二批低碳省区和低碳城市试点工作的通知》,确定北京、上海等29个城市和省区成为我国的低碳试点城市。该政策作为推动我国绿色低碳发展的重要手段,会对区域环境产生影响。因此将该政策涉及的城市从样本中剔除并重新回归,结果见表4的列(3),交互项系数为-0.6368且显著,表明协同治理政策的实施并未受到低碳城市试点工作的影响,大气污染排放的降低是由区域协同政策引起的。②2014年11月,四川省大气污染防治小组决定在成都市及周边、川南、川东北地区建立大气污染联防联控机制,该政策的实施时间与区域协同政策有重叠,且涉及的城市与本文所列的样本数据有交集。因此在样本中删除该政策中的试点城市,避免其他政策影响本文研究结果。将删减后的样本重新回归的结果见表4的列(4),解释变量的系数为-1.3267,在1%的水平下显著,说明剔除四川省大气污染联防联控政策影响后回归结果依然显著,实证结论具有稳健性。

4. 改变时间窗的稳健性检验

本文拟通过改变时间窗的宽度来检验不同时期样本下政策的敏感度。表5为分别选取2011—2015年、2010—2016年、2009—2017年三个时间窗下的模型估计结果。表5的列(1)结果显示,解释变量的估计结果为-0.7199,在1%水平下显著,表明治理政策在2011—2015年区间内显著有效。表5的列(2)的结果表明交互项系数为-0.7502,在1%的水平下显著,说明协同治理政策在该区间内有效。表5的列(3)的结果显示

交互项系数的估计结果为-0.7935且显著,说明政策在该区间内有效。以上结果显示,无论怎样改变时间区间,交互项系数都为负且显著,并且核心解释变量系数随着时间区间的变化不断扩大,表明该政策的实施时间越长减排效果越显著。

表4 稳健性检验

变量	排除重要城市干扰	缩尾处理	剔除其他政策干扰	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	Y	Y	Y	Y
$du \times dt$	-0.7126***(-3.19)	-0.9883***(-4.97)	-0.6368**(-2.53)	-1.3267***(-5.47)
<i>is</i>	3.6339*** (4.14)	5.1412*** (6.39)	5.8662*** (5.93)	5.5756*** (5.40)
<i>rg</i>	-0.3215(-0.36)	-1.1346*(-1.77)	-4.5864***(-4.66)	-2.4851**(-2.45)
<i>te</i>	-0.0144***(-3.62)	-0.0360***(-8.35)	-0.0073*(-1.90)	-0.0118***(-3.09)
<i>en</i>	0.9477(1.51)	1.2127*(1.86)	2.0367*** (2.84)	1.8807** (2.54)
<i>open</i>	0.5117*** (6.90)	0.4106*** (5.78)	0.4051*** (4.77)	0.4757*** (5.30)
<i>pe</i>	-0.0113***(-5.28)	-0.0089***(-5.61)	-0.0156***(-8.40)	-0.0192***(-9.07)
<i>Cons</i>	5.1645(0.64)	12.9709** (2.24)	47.1895*** (5.41)	28.9053*** (3.19)
时期	YES	YES	YES	YES
个体	YES	YES	YES	YES
样本数	3984	4544	4096	4288
拟合优度 R^2	0.4548	0.5177	0.4375	0.4407

注：***、**和*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平上显著；括号内为t值。

表5 改变时间窗宽的结果

变量	2011—2015年	2010—2016年	2009—2017年	变量	2011—2015年	2010—2016年	2009—2017年
	(1)	(2)	(3)		(1)	(2)	(3)
$du \times dt$	-0.7199***(-3.11)	-0.7502***(-2.71)	-0.7935***(-3.00)	<i>rg</i>	-3.1924(-1.27)	-3.1489(-1.54)	-1.3184(-0.81)
<i>is</i>	3.7040** (2.20)	6.1445*** (3.69)	5.5424*** (3.89)	<i>Cons</i>	39.7142(1.61)	37.3028* (1.89)	19.7421(1.28)
<i>open</i>	0.1465(1.20)	0.1283(1.00)	0.1124(0.99)	时期	YES	YES	YES
<i>te</i>	-0.0034(-0.35)	-0.0358***(-3.66)	-0.0192***(-2.59)	个体	YES	YES	YES
<i>pe</i>	-0.0120*(-2.42)	-0.0115***(-3.06)	-0.0129***(-4.33)	样本数	1420	1988	2556
<i>en</i>	0.6921(0.80)	0.8594(0.87)	1.6151*(1.73)	拟合优度 R^2	0.1607	0.2974	0.3621

注：***、**和*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平上显著；括号内为t值。

(四)异质性分析

1. 分实验组异质性分析

根据基准检验结论可知,区域协同治理政策在长三角和京津冀地区总体实验组的有效性得到验证。考虑到长三角地区和京津冀地区在大气污染治理方面的差异性特征,将实验组划分为两个子样本,与对照组分别展开DID回归分析,以检验两类地区在该项政策的污染治理效果方面的区域异质性,见表6。

根据表6的列(1)结果可知,京津冀地区作为实验组情形下, $du \times dt$ 变量系数为-2.6309,在1%的水平下显著,表明协同治理政策在降低京津冀地区工业二氧化硫排放的效果为-2.6309,高于总样本下的估计值-1.3427;表6的列(2)结果显示长三角地区作为实验组情形下, $du \times dt$ 变量系数为-0.7566,在1%的置信水平下显著,表明政策也在长三角区域发挥了污染减排效应。对比京津冀和长三角地区的减排系数可知,京津冀城市群的大气污染防治效果高于长三角地区,原因在于京津冀作为我国三大主要城市群之一,曾经是空气污染最严重的区域,国家给予更多的关注和重视,京津冀在治理大气污染方面比长三角地区有更多的经验和方法,主要体现在重大活动前的空气污染治理、产业结构调整 and 机动车尾气排放等方面。同时京津冀地区强调“区域联动”的布局思路,明确形成以生态廊道为纽带的空间格局,在生态环境保护方面强调大气污染的协同治理。而长三角地区所处区位使水污染协同治理成为污染防治的优先发展方向,虽然长三角地区的大气污染防治取得了一定成效,但大气污染协同治理的积极性远低于京津冀地区。

2. 不同经济水平样本的异质性分析

经济发展水平作为城市建设过程中的基础性因素,也对空气污染排放产生影响,经济发展水平不同会导致协同治理效果存在异质性。城市从制定政策到实行的各个阶段都会受其影响,一般来说经济发展水平越高的城市,其技术水平和产业调整能力更强,与政府的联系更紧密,政府能提供更全面的支持,主要包括资金援助、人才引进和科研项目的研发等,这类城市的区域协同度更强,降污效果更好。因此本文认为经济发展

水平的差异也会影响大气污染排放。

本文选取 2005—2020 年人均经济发展水平的均值作为衡量指标,将样本城市等分为两组,分别代表低经济发展水平和高经济发展水平城市,回归结果见表 6 的列(3)和列(4)所示。表 6 的列(3)中 $du \times dt$ 的系数为 -0.0491 但不显著,表明区域协同治理政策在低经济发展水平城市中并没有发挥降污效应;表 6 的列(4)中 $du \times dt$ 系数为 -2.7563,在 1% 的置信水平下显著为负,说明协同政策显著降低了高经济发展水平城市的大气污染排放,经济发展水平高的城市主要位于东部沿海地区,独特的地理优势更便于实行区域协同治理,与前文猜想一致。而经济不发达的城市,由于高污染高排放的特点使他们无法马上转变生产模式,并且政府在资金和技术方面并没有提供有力支持,这种先天劣势使它们短时间内难以构建完善的协同治理体系。

(五)进一步中介机制检验

依据上文机理分析,本文考虑技术创新,产业结构升级和对外开放三种影响效应。为了验证假设是否成立,本文参考 Baron 和 Kenny(1986)的研究思路,构建的中介效应模型如式(3)和式(4)所示。其中,式(3)表示区域协同治理政策对中介变量的影响, M_{it} 代表中介变量, β_3 为 $du \times dt$ 对中介变量的估计系数。式(4)表示将 $du \times dt$ 和中介变量同时引入模型中,检验二者对工业二氧化硫排放的影响, β_5 代表引入中介变量后, $du \times dt$ 对大气污染排放的影响系数, λ 为中介变量对环境污染的回归系数,其他变量含义与式(2)相同。

$$M_{it} = \beta_2 + \beta_3 du_i \times dt_i + \gamma_1 X_{it} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$Y_{it} = \beta_4 + \beta_5 du_i \times dt_i + \lambda M_{it} + \gamma_2 X_{it} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

首先,选取政府科技支出指标表征技术创新中介变量($Inno$),结果见表 7 的列(1)和列(2)所示。具体可知,表 7 的列(1)结果中 $du \times dt$ 对技术创新的影响系数为 9.2922,在 1% 的置信水平下显著,表明区域协同治理政策能正向促进技术创新水平的提升。同时根据表 7 的列(2)结果显示, $du \times dt$ 对工业二氧化硫排放量的直接影响系数为 -1.1059,在 1% 的水平下显著,同时技术创新对工业二氧化硫排放量的回归系数为 -0.0255,且在 1% 的置信水平下显著,表明协同治理政策能通过技术创新降低大气污染排放。其次,产业结构升级(Upg)用 $Upg = \sum_{j=1}^3 M_j \times j$ 来表示,其中 M_j 为第 j 产业占生产总值的比例。表 7 的列(3)和列(4)为产业结构作为中介变量时的回归结果。表 7 的列(3)结果中协同治理政策对对外开放的影响系数为 0.0066,但并不显著。表 7 的列(4)结果显示政策对大气污染的直接效应为 -1.3646,在 1% 的置信水平下显著,但与基准回归结果相比,系数绝对值变大,说明政策通过提高产业结构升级达到降污的效果不明显。最后,选取外商投资额刻画对外开放($Open$)。表 7 的列(5)和列(6)是以对外开放作为中介变量的回归结果。表 7 的列(5)结果显示协同治理政策对对外开放的回归系数为 2.4939,且在 1% 的置信水平下显著,说明区域协同治理政策的实施能显著提高对外开放水平,列(6)结果显示政策对大气污染排放的直接影响系数为 -1.2000,在 1% 水平下显著,同时对外开放对大气污染物的影响系数为 -0.0572,在 1% 的置信水平下显著,说明协同治理政策能通过对外开放路径间接影响大气污染物排放。综上可知,区域协同治理政策的有效性通过技术创新和对外开放两个中介路径下的间接影响效果非常显著,而通过对产业结构升级的中介效应非常微弱。验证了假设 2 和假设 4。

表 7 中介机制检验结果

变量	技术创新		产业结构升级		对外开放	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	$Inno$	Y	Upg	Y	$Open$	Y
$du \times dt$	9.2922*** (7.49)	-1.1059*** (-4.66)	0.0066 (1.52)	-1.3646*** (-5.74)	2.4939*** (5.16)	-1.2000*** (-5.06)

表 6 异质性分析

变量	不同实验组样本		不同经济水平样本	
	京津冀地区 (1)	长三角地区 (2)	低水平类型 (3)	高水平类型 (4)
$du \times dt$	-2.6309*** (-6.88)	-0.7566*** (-2.69)	-0.0491 (-0.16)	-2.7563*** (-8.36)
is	5.7389*** (5.74)	6.0745*** (6.12)	6.3035*** (6.48)	5.2737*** (5.19)
$open$	0.3909*** (4.66)	0.3516*** (4.15)	0.3703*** (4.52)	0.3710*** (4.30)
te	-0.0050 (-1.23)	-0.0158*** (-4.17)	-0.0047 (-1.18)	-0.0082** (-2.10)
pe	-0.0200*** (-9.75)	-0.0160*** (-8.49)	-0.0163*** (-8.78)	-0.0212*** (-10.36)
en	1.5303** (2.16)	1.3536* (1.88)	1.6039** (2.33)	1.2650* (1.71)
rg	-5.0098*** (-5.09)	-2.5228** (-2.54)	-3.6874*** (-3.82)	-3.1985*** (-3.20)
$Cons$	59.4160*** (6.10)	28.981*** (3.27)	39.2432*** (4.58)	37.8968*** (4.24)
时期	YES	YES	YES	YES
个体	YES	YES	YES	YES
样本数	4128	4336	4224	4240
拟合优度 R^2	0.4441	0.4229	0.4268	0.4422

注:***、**和*分别表示在 1%、5% 和 10% 的显著性水平上显著;括号内为 t 统计量值。

续表7

变量	技术创新		产业结构升级		对外开放	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>Inno</i>	<i>Y</i>	<i>Upg</i>	<i>Y</i>	<i>Open</i>	<i>Y</i>
<i>Inno</i>		-0.0255***(-8.72)				
<i>Upg</i>				3.3176*** (3.98)		
<i>Open</i>						-0.0572***(-7.61)
<i>Cons</i>	-56.5872(-1.08)	59.6966*** (5.99)	1.2993*** (7.02)	56.8282*** (5.63)	-183.0072***(-8.96)	50.6719*** (5.02)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
时期	YES	YES	YES	YES	YES	YES
个体	YES	YES	YES	YES	YES	YES
样本数	4544	4544	4544	4544	4544	4544
拟合优度 R^2	0.8093	0.7790	0.8968	0.7759	0.8140	0.7781

注：***、**和*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平上显著；括号内为*t*统计量值。

六、主要结论与政策启示

以工业二氧化硫作为典型污染物,京津冀和长三角地区城市作为实验组,其他地级及以上城市为对照组,构建双重差分(DID)模型,识别区域协同治理政策对大气污染减排的有效性。主要研究结论如下:

首先,区域协同治理政策有明显的大气污染减排效应,实施协同政策能有效降低长三角和京津冀地区的大气污染排放,且政策的减排影响效果为1.3427。该结论在经过平行趋势检验和安慰剂检验两种假设检验及排除重要城市干扰、缩尾处理、排除其他政策干扰和改变时间窗宽稳健性检验后,结果依然显著。从控制变量来看,地区技术专利水平、年末总人口和人均地区生产总值显著降低了大气污染排放,而产业结构、经济开放程度和环境规制强度加剧了环境污染。其次,不同区域和经济发展水平会影响区域协同治理政策的排污效果。分实验组异质性结果表明,协同治理政策均降低了长三角和京津冀地区的环境污染,但京津冀地区产生的污染减排效应大于长三角地区,原因在于京津冀地区对区域协同治理的探索较早,在治理大气污染方面有更多的方法和基础。经济发展水平异质性结果表明协同治理政策能有效降低高经济发展水平城市的大气污染物排放,对经济发展水平较低城市的污染减排效果不明显,经济发展水平高的城市主要分布在东部沿海地区,城市集聚性更便于实施协同治理。最后,机制检验表明区域协同政策通过技术创新和对外开放两种路径显著地降低大气污染物排放,而产业结构升级路径下的政策效果较为微弱。一方面协同治理政策通过技术创新要素在市场的自由流动实现更多主体间的技术交流,提高主体合作治理的积极性,进而改善环境质量;另一方面政策通过扩大市场规模提升对外开放水平,为当地企业带来绿色技术、管理理念和环保意识,从而降低大气污染排放。

基于以上分析,本文得出以下政策建议:

一方面,国家在汲取示范区协同环境治理经验的同时,协同区的异质性不容忽视。根据研究结论,京津冀地区的工业SO₂排放下降幅度明显高于长三角地区的政策效果,可能与国家在推出《京津冀协同发展规划纲要》和《长江三角洲区域一体化发展规划纲要》时,考虑到两类地区在经济发展、环境禀赋及治理资源方面的明显差异,区域协同机制推动的重点方向也存在着差异。根据两个纲要内容,京津冀地区规划纲要中明确以生态环境治理作为三大优先发展领域之一,而且该地区受高耗能产业密集分布影响,煤炭消耗引起的工业二氧化硫排放问题更不容乐观,故协同治理政策的减排效果更加理想;而长三角一体化更加侧重于水环境治理领域。因此,其他城市间在推动区域协同环境治理过程中,考虑自身的发展特性及不同相邻城市间环境治理资源的互补性等特点,以更好地推动区域协同环境治理政策的驱动效果。同时,对于长三角地区而言,未来应更加注重激发在大气污染治理体系中的地区间协同减排潜力,以期在SO₂等典型污染物减排中发挥更大作用;对于京津冀地区而言,未来如何更好地激发协同机制通过产业结构调整带来的中介路径效果更加应该得到重视。

另一方面,关注协同环境治理机制的中介路径应成为增强政策效果的另一重要方向。通过搭建产学研为主体的技术知识与信息交流平台,促进跨城市的创新资源整合能力,缓解技术商品供求不对称,为跨城市新知识、研发人才和信息交流水平和共享机制,为加速新知识累积产生和技术扩散创造更为优良的条件,也为高质量的环境技术创新成果产生和商业转化提供坚实的基础,也是释放协同技术创新政策与协同环境治

理政策的“1+1>2”乘数效应的重要方向,可以为国家进一步完善区域协同治理机制方向提供更加具体的依据。同时,对于长三角和京津冀地区而言,如何更好地挖掘产业结构调整的中介路径发挥也应该成为未来两类地区协同政策效应发挥的重要课题,也为构建中国式现代化经济体系和现代化环境治理体系提供更多科学依据和更加丰富的政策细化内容。

参考文献

- [1] 邓荣荣, 张翱翔, 唐洋, 2021. 长江经济带一体化发展对城市生态效率的影响——基于 PSM-DID 模型的实证分析[J]. 软科学, 35(9): 22-27.
- [2] 董直庆, 王辉, 2021. 市场型环境规制政策有效性检验——来自碳排放权交易政策视角的经验证据[J]. 统计研究, 38(10): 48-61.
- [3] 韩超, 李翀宇, 张淑睿, 2021. “两控区”叠加环境绩效考核政策的污染减排效应[J]. 财经问题研究, (8): 31-39.
- [4] 李倩, 陈晓光, 郭士祺, 等. 2022. 大气污染协同治理的理论机制与经验证据[J]. 经济研究, 57(2): 142-157.
- [5] 卢洪友, 张奔, 2020. 长三角城市群的污染异质性研究[J]. 中国人口·资源与环境, 30(8): 110-117.
- [6] 马强文, 赵玉阳, 张艺馨, 2022. 户籍管制松动推动了城市物价上涨吗——来自省会城市人才落户的证据[J]. 经济学报, 9(3): 300-324.
- [7] 潘旭文, 付文林, 2022. 环境信息公开与地区空气质量——基于 PM_{2.5} 监测的准自然实验分析[J]. 财经研究, 48(5): 110-124.
- [8] 孙金花, 徐琳霖, 胡健, 2021. 环境责任视角下非正式环境规制对企业绿色技术创新的影响——一个有中介的调节模型[J]. 技术经济, 40(10): 10-22.
- [9] 孙燕铭, 周传玉, 2022. 长三角区域大气污染协同治理的时空演化特征及其影响因素[J]. 地理研究, 41(10): 2742-2759.
- [10] 王班班, 齐绍洲, 2016. 市场型和命令型政策工具的节能减排技术创新效应——基于中国工业行业专利数据的实证[J]. 中国工业经济, (6): 91-108.
- [11] 王红梅, 2016. 中国环境规制政策工具的比较与选择——基于贝叶斯模型平均(BMA)方法的实证研究[J]. 中国人口·资源与环境, 26(9): 132-138.
- [12] 王晓元, 江飞, 徐圣辰, 等, 2020. 长三角区域大气重污染应急减排效果评估[J]. 环境科学研究, 33(4): 783-791.
- [13] 肖周燕, 李慧慧, 2021. 京津冀协同发展对大气污染防治的影响及作用机制[J]. 城市问题, (2): 36-43.
- [14] 于亚卓, 张惠琳, 张平淡, 2021. 非对称性环境规制的标尺现象及其机制研究[J]. 管理世界, 37(9): 134-147.
- [15] 张彩江, 李章雯, 周雨, 2021. 碳排放权交易试点政策能否实现区域减排?[J]. 软科学, 35(10): 93-99.
- [16] 张华, 2020. 省直管县改革与雾霾污染: 来自中国县域的证据[J]. 南开经济研究, (5): 24-45.
- [17] 张小筠, 刘戒骄, 2019. 新中国 70 年环境规制政策变迁与取向观察[J]. 改革, (10): 16-25.
- [18] 赵睿, 田谧, 林玲, 2021. 命令控制、地方行政激励与工业 SO₂ 减排——来自两控区的经验研究[J]. 现代管理科学, (5): 10-19.
- [19] 赵一心, 缪小林, 2022. 协同治理、地方政府绿色转型与空气质量改善[J]. 当代财经, (3): 40-52.
- [20] 周茂, 陆毅, 杜艳, 等, 2018. 开发区设立与地区制造业升级[J]. 中国工业经济, (3): 62-79.
- [21] BARON R M, KENNY D A, 1986. The moderator-mediator variable distinction in social psychological research: Conceptual, strategic, and statistical considerations[J]. Journal of Personality and Social Psychology, (6): 1173-1182.
- [22] CHANG Y L, HU P P, HUANG Y J, et al, 2022. Effectiveness and heterogeneity evaluation of regional collaborative governance on haze pollution control: Evidence from 284 prefecture-level cities in China[J]. Sustainable Cities and Society, (86): 104120.
- [23] CHEN Y, CHENG L, LEE C C, et al, 2021. The impact of regional banks on environmental pollution: Evidence from China's city commercial banks[J]. Energy Economics, (102): 105492.
- [24] EMODI N V, CHAIECHI T, BEG A B M R A, 2019. Are emission reduction policies effective under climate change conditions? A backcasting and exploratory scenario approach using the LEAP-OSeMOSYS Mode [J]. Applied Energy, (236): 1183-1217.
- [25] GAO D, LI Y, YANG Q Y, 2020. Can pollution charges reform promote industrial SO₂ emissions reduction? Evidence from 189 China's cities[J]. Energy & Environment, 32(1): 96-112.
- [26] JIN Z Z, LI R X, ZHENG N X, 2021. Evaluation of the effect of regional collaborative management of water pollution in Nanjing-Zhenjiang-Yangzhou metropolitan area based on grey theory [J]. E3S Web of Conferences, 257. Doi: <https://doi.org/10.1051/e3sconf/202125703009>.
- [27] LI B X, HU J M, CHEN G, et al, 2022. The environmental effects of regional economic cooperation: Evidence from the Belt and Road initiative[J]. Frontiers in Environmental Science, 10. DOI: <https://doi.org/10.3389/fenvs.2022.1020502>.
- [28] LIN C, SHAO S, SUN W, et al, 2021. Can the electricity price subsidy policy curb NO_x emissions from China's coal-fired

- power industry? A difference-in-differences approach[J]. *Journal of Environmental Management*, (290): 112367.
- [29] WANG L, DILANCHIEV A, HASEEB M, 2022. The environmental regulation and policy assessment effect on the road to green recovery transformation[J/OL]. *Australia, Economic Analysis and Policy*. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.eap.2022.10.006>.
- [30] WU Y N, LIAO M J, HU M Y, et al, 2021. Effectiveness assessment of air pollution prevention and control under collaborative supervision in the Beijing-Tianjin-Hebei region based on combination weights and grey fuzzy synthetic evaluation analysis[J]. *Sustainable Cities and Society*, (64): 102543.
- [31] XIAO R R, TAN G R, HUANG B C, et al, 2022. Pathways to sustainable development: Regional integration and carbon emissions in China[J]. *Energy Reports*, (8): 5137-5145.
- [32] XU B, XU R J, 2022. Assessing the role of environmental regulations in improving energy efficiency and reducing CO₂ emissions: Evidence from the logistics industry[J]. *Environmental Impact Assessment Review*, (96): 106831.

Regional Cooperative Governance Policy Effect Research on Air Pollution Reduction: Based on DID Model

Cui Herui, Xin Yuan, Zhao Qiaozhi

(Department of Economics and Management, North China Electric Power University, Baoding 071003, Hebei, China)

Abstract: Regional cooperative control policy is the key to improve the effectiveness of air pollution control in China. Firstly, the possible governance effects of policy implementation were analyzed, and hypotheses 1~4 were put forward. Furthermore, the industrial SO₂ of prefecture-level cities and above was taken as the typical pollutant, and the difference-in-differences DID (model) was constructed to evaluate the emission reduction effect of regional collaborative governance policies, as well as the indirect impact of technological innovation, industrial structure and opening to the outside world. The results show that, firstly, taking cities in the Beijing-Tianjin-Hebei region and the Yangtze river delta region as the experimental group, and other cities as the control group, the influence coefficient of regional collaborative governance policy is -1.3427, the policy significantly reduces the pollution emission level, and the model results are robust. Secondly, the sub-sample test shows that the policy effect of the Beijing-Tianjin-Hebei region is significantly better than that of the Yangtze River Delta region, and the policy effect of the economically developed region is higher than that of the less developed region. The regional heterogeneity in policy implementation cannot be ignored. Thirdly, among the three intermediary paths, regional collaborative governance policies have significant effect on pollution reduction through technological innovation and opening up, while the indirect driving effect through influencing industrial structure is weak. To further promote the implementation of regional collaborative governance policies, on the basis of full consideration of regional differentiation characteristics, attention should be paid to the identification of intermediary paths and the potential for emission reduction.

Keywords: regional coordination governance policy; SO₂ emissions; pollution reduction; difference-in-differences (DID); mediating path