

空气污染、排污权交易与区域环境质量提高

董平¹, 杨艳琳^{2*}

(1. 美国科罗拉多州立大学, 科罗拉多州;
2. 武汉大学 经济与管理学院, 湖北 武汉 430070)



摘要 21 世纪初, 中国开始探索 SO₂ 排放权交易政策在中国的可行性, 并逐步在不同省市开展了试点工作。基于 2000—2016 年的省级样本, 选取各省(市)被批准为国家 SO₂ 排放权交易试点地区的确切时间作为政策干预时间点, 采用多期 DID 和 PSM-DID 方法对 SO₂ 排放权交易试点政策的减排效果进行评估。研究发现: 第一, SO₂ 排放权交易试点政策显著降低了试点地区的工业 SO₂ 排放强度, 提高了区域大气环境质量, 且该结论稳健可靠; 第二, SO₂ 排放权交易制度通过污染末端治理与生产前端管控这两种污染治理方式实现了减排, 且这些作用途径对 SO₂ 这一污染物具有极强的针对性; 第三, 若试点地区的政府环境治理意愿越强, 但政府实际环境治理力度越弱, 则 SO₂ 排放权交易制度能发挥出更大的减排效应, 同时高度市场化地区的大气质量改善效果更为明显。提出应加强排污权交易制度的针对性、指向性和引导性, 各试点地区因地制宜, 充分发挥出市场型环境规制工具的减排潜力。

关键词 排污权交易政策; 二氧化硫排放强度; 区域大气环境质量; 多期 DID; PSM-DID

中图分类号: F 832; X196 **文献标识码**: A **文章编号**: 1008-3456(2021)06-0101-09

DOI 编码: 10.13300/j.cnki.hnwkxb.2021.06.011

中国长期以来的传统能源驱动型经济增长模式造成了严重的大气污染问题, 根据世界银行统计, 2000—2015 年, 中国的能源使用强度始终排名世界前 20, 尤其是化石燃料能源消耗巨大。中国统计年鉴数据表明, 近年来每年由于 SO₂ 排放造成的死亡人数在 18 万人左右, 相关治疗费用超过 3000 亿元^①。环境是人类社会赖以生存和发展的基础, 减少 SO₂ 排放量, 确保人与自然的和谐共生, 是社会能够持续发展的前提, 也是人类文明延续的基本保证^[1-2]。为了解决严峻的 SO₂ 污染问题, 中国于 2002 年开始推行“4+3+1”项目, 即在山东、山西、江苏、河南四省, 上海、天津、柳州三市以及中国华能集团公司实行 SO₂ 排放权交易试点政策^[3]。试点范围于 2007 年开始逐步扩大, 江苏、天津、浙江、湖北、重庆、湖南、内蒙古、河北、陕西、河南、山西 11 个省份先后正式启动 SO₂ 排污权交易试点工作。同时, 交易标的物范围不断扩大, 涉及交易量也逐年提升^[4]。在对绿色发展的要求越来越紧迫的当下, 对 SO₂ 排放权交易试点政策的减排效果进行评估显得十分必要。本文拟采用 2000—2016 年省级层面的面板数据, 对现行政策的减排效果进行实证研究。

一、文献回顾

关于 SO₂ 排污权交易制度在我国的应用实践, 多数研究将其看作一次准自然实验, 使用 DID 模型进行政策效应评估。就 SO₂ 排污权交易政策的减排效果而言, 许多学者得出了肯定的结论, 认为排污权交易制度不仅显著降低了试点地区的 SO₂ 排放总量^[5], 而且提高了 SO₂ 排放效率^[6]。加入经济

收稿日期: 2021-01-21

基金项目: 国家社会科学基金项目“建立健全政府、企业、公众共治的环境治理体系研究”(18BJY092)。

* 为通讯作者。

① 中国统计年鉴. <http://www.stats.gov.cn/tjsj/ndsj/2007/indexch.htm>.

发展考量发现,实施排污权交易制度后,试点地区的 SO₂ 排放强度也显著降低^[7-11],实现了环境改善与经济增长的双重红利^[12],产生了绿色发展效应。也有部分学者持反对意见,认为排污权交易制度在当前中国并未产生显著的减排效应^[13-14],不能提升工业经济的量与质^[15],在短期和长期内均未实现波特效应^[3]。已有文献在政策干预时间点的选择上并不一致,大多单独以 2002 年^[3,7,9-10]或 2007 年^[8,11-12,16]作为政策干预时间点,但实际上不同地区的政策实施时间点并不一致。在试点政策实施初期,SO₂ 排放权交易活跃度较低,政策效果也相对较弱,2007 年试点范围虽然进一步扩大,但 11 个试点省(市)的批复和工作展开时间存在先后性。若直接根据政策初期的 2002 年或者试点后期的 2007 年进行“一刀切”式划分,可能会对最终结论产生不同的影响。因此,在现有研究的基础上,论文选取各省被批准为国家级排污权交易试点单位的真实时间作为政策干预时间点,采用多期 DID 方法对 SO₂ 排污权交易政策的减排效应进行评估,并利用 PSM-DID 模型进行稳健性检验。

理论上,排污权交易制度的效率取决于初始排污权的分配、交易成本和交易价格。实际上由于信息不对称等原因,买卖双方的交易成本并不为零,科斯第二定理则表明在交易费用大于零的排污权交易市场,不同的排污权分配会导致不同的资源配置效率^[17]。若排污权交易市场资源配置效率低下,使得交易成本过高,排污主体获得的实际收益低于其边际减排成本,则会导致排污权交易机制失效^[18-20]。在排污权交易市场中,无论是通过出售剩余排污权获得利益回报的高效率主体,还是需要购买额外排污权以满足排污限额的低效率主体,在利润最大化的目标驱动下,都会进行污染治理,以降低污染物排放量。在污染治理方式上,企业通常采用前端治理和末端治理两种治污方式进行减排,以降低污染物的产生量,增加污染物去除率^[21]。即排污权交易制度通过利益诱导,提升了污染主体的治污积极性。

因此,本文在已有文献的基础上,试图在如下方面做出一些探究:第一,以各试点地区的实际实施年份作为时间节点,基于多期 DID 模型开展实证分析,得到排污权交易试点政策的实际净效应,并利用 PSM-DID 模型进行稳健性检验。第二,探究排污权交易制度下污染治理的方式,为其进一步完善优化和提高政策导向性提供实证依据。第三,通过异质性分析对比政府和市场两方力量在环境治理中的作用关系,探索排污权交易制度有效实施的制度和经济背景,最终为节能减排政策的制定与优化提供可行的实践参考。

二、数据来源和模型设计

1. 数据来源

中国自 2002 年开始实行排污权交易试点政策,并于 2007 年和 2010 年开始扩大政策试点范围。因此采用 2000—2016 年省级层面的面板数据,鉴于西藏缺失数据较多,故不予考虑。文中各变量数据分别来源于各年度《中国统计年鉴》《中国工业统计年鉴》《中国经济统计年鉴》《中国环境年鉴》《中国环境统计年鉴》《中国能源统计年鉴》《中国人口和就业统计年鉴》《中国科技统计年鉴》《全国 R&D 普查公报》以及各省份的统计年鉴和政府工作报告。

2. 模型设计

为了识别 SO₂ 排放权交易政策的治污效果,本文采用多期 DID 方法,将 SO₂ 排放权交易试点政策视为“准自然实验”,以每个省实施 SO₂ 排放权交易政策的实际年份作为政策干预时间点,将研究对象分为处理组和控制组,比较两类地区在政策实施前后的工业 SO₂ 排放强度,具体模型如下:

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_1 treat_{it} + \beta_2 X_{it} + \alpha_i + \gamma_t + \epsilon_{it} \quad (1)$$

式(1)中,被解释变量 y_{it} 表示省份 i 在年份 t 的工业 SO₂ 排放强度;核心解释变量 $treat_{it}$ 表示 i 省份在 t 年份是否开展排污权交易试点政策的虚拟变量,当且仅当省份 i 在年份 t 开展排污权交易试点政策时,取值为 1,其他取值为 0。具体地,山东省、山西省、江苏省、河南省、上海市、天津市于 2002 年开始实施 SO₂ 排污权交易试点制度,河北省、浙江省、湖北省、湖南省和重庆市的开始时间为 2007

年,内蒙古自治区和陕西省的实施时间为 2010 年。 X_{it} 为一系列控制变量:地区发展水平、资本、劳动力、人口规模、能源消耗量、环境规制程度、技术水平和产业结构。 α_i 表示省份固定效应,用以控制所有可能影响被解释变量同时不随时间变化的特征,如地理特征和自然禀赋等; γ_t 表示年份固定效应,用以控制所有省份共有的时间趋势,如宏观经济冲击等; ε_{it} 为随机扰动项。本文最关注核心解释变量系数 β_1 ,当 β_1 显著为负时,表明在控制其他条件不变的情况下,SO₂ 排放权交易试点政策显著降低了试点地区的工业 SO₂ 排放强度,有效改善了试点地区的大气环境质量。

3. 变量界定

论文的被解释变量为工业 SO₂ 排放强度,即单位工业产值的工业 SO₂ 排放量,记为 y 。同时,为了尽量减少遗漏其他潜在影响因素对估计结果带来的偏误,在参考现有文献的基础上,考虑数据可得性,论文在模型中加入了一系列控制变量。具体地,以各省份的人均 GDP(万元/人)来衡量地区发展水平,记为 A ;以工业固定资产净值来衡量地区资本量,记为 K ;以工业全部从业人员年平均人数(万人)来衡量地区劳动力,记为 L ;以年末总人口(万人)来衡量地区人口规模,记为 P ;以能源消费总量(万吨标准煤)来衡量地区能源消耗量,记为 N ;以 R&D 经费支出(亿元)来衡量技术水平,记为 R ;以工业污染治理完成投资(千万元)占工业总产值(亿元)的比重来衡量地区环境规制程度,记为 ER ;以第二产业占比来衡量地区产业结构,记为 Per 。最后,考虑到数据分析需要,对以上变量中的数值型变量分别取对数处理,且在 1% 及 99% 水平上进行了缩尾处理,处理后的主要变量描述性统计见表 1。

表 1 主要变量定义及描述性统计 n=510

名称	指标含义	平均值	标准差	最小值	最大值
SO ₂	工业 SO ₂ 排放量/百吨	5985.37	3788.78	210.00	15437.66
ind	工业 GDP/亿元	12803.12	25700.75	207.21	145766.30
y	工业 SO ₂ 排放强度/(百吨/亿元)	1.515	1.953	0.015	9.843
A	人均 GDP/(万元/人)	1.093	0.730	0.266	4.128
K	工业固定资产净值/万元	4238.724	3995.997	181.466	25376.920
L	工业全部从业人员年平均人数/万	264.113	290.101	9.620	1568.000
P	年末总人口/万	4369.868	2633.953	482.296	10999.000
N	能源消费总量/(万吨标准煤)	10525.190	7493.387	479.950	38722.800
R	R&D 经费支出/亿元	209.909	328.682	0.800	2035.100
ER	环境规制强度/%	2.243	2.059	0.176	10.463
Per	第二产业占比/%	46.625	7.765	19.262	61.500

三、实证分析

1. 回归结果

(1) 基准回归结果。排污权交易试点政策对工业 SO₂ 排放强度影响的多期 DID 回归结果如表 2 所示,第 1~3 列展示了依次加入地区、时间固定效应和控制变量后的回归结果,回归系数在数值上逐渐减小,但均显著为负。第(3)列结果显示,当加入所有控制变量和地区、时间固定效应之后,核心解释变量 $treat$ 的估计系数为 -0.441,且在 1% 的统计性水平上显著。由此可见,相对于非排污权交易试点地区,该试点政策能有效降低排污权交易试点地区的工业 SO₂ 排放强度,即每亿元工业 GDP 少排放 44.1 吨工业 SO₂,有效改善了试点地区的大气环境质量。

表 2 基准回归结果 n=510

变量 y	(1)	(2)	(3)
$treat$	-1.170*** (0.144)	-0.424** (0.211)	-0.441*** (0.150)
控制变量	NO	NO	YES
地区固定效应	NO	YES	YES
时间固定效应	NO	YES	YES
$_cons$	1.868*** (0.113)	2.158*** (0.380)	21.20*** (5.635)
R ²	0.076	0.716	0.845

注:***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平,括号内为标准误,后表同。

(2) 事件分析。DID 估计结果满足一致性的前提是处理组和控制组满足平行趋势假设,即在 没有政策干预的情况下,结果变量在处理组和控制组的发展趋势一致。同时,上述基准回归结果反映 的是试点政策对各省(市)工业 SO₂排放强度影响在某一时段内的平均效应,并未反映这一影响的动态 变化。因此,为了检验平行趋势假设和动态效应分析,本文利用事件分析法,构建如下模型:

$$Y_{it} = \beta_0 + \sum_{\tau} \beta_{\tau} time_{\tau} \times treatment_i + \alpha_i + \gamma_t + \epsilon_{it} \quad (2)$$

式(2)中, $treatment_i$ 为试点地区虚拟变量, $time_{\tau}$ 为年份虚拟变量。结合样本期内三个批次排污权交易 试点政策的实施时间(2002 年、2007 年和 2010 年),参 考 Greenstone 等^[22]的做法,将事件时间的取值范围设 为[-7,6]。事件分析结果如图 1 所示。可以发现,在 政策实施前,交互项回归系数均不显著,说明试点政策 实施前处理组与控制组之间没有显著差异,满足平行趋 势假设。在政策实施之后,交互项回归系数显著为负, 且在数值上保持稳定,表明 SO₂排污权交易政策可以持 续降低工业 SO₂排放强度,有利于区域大气环境质量。

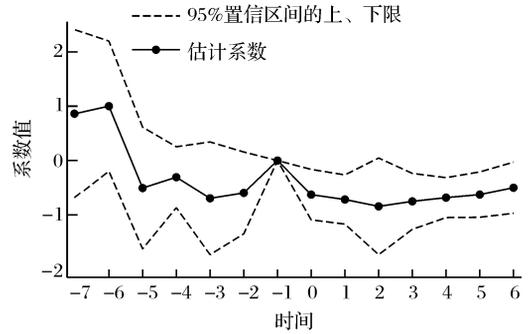


图 1 事件分析结果

2. 稳健性检验

(1) 安慰剂检验。为了验证上述结果的稳健性,本文首先进行了更换被解释变量和剔除并行政策 影响两种安慰剂检验方法。首先,在检验被解释变量指标选取是否会造成估计偏差时,分别将被解释 变量替换为单位工业总产值的工业废气排放量(百万立方米/亿元) y_2 、单位工业总产值的工业烟尘 排放量(吨/亿元) y_3 和单位工业总产值的工业粉尘排放量(吨/亿元) y_4 进行替代回归。表 3 中第(1) 列结果显示,SO₂排放权交易试点政策表现出对工业废气排放强度的显著负效应,表明上文关于 SO₂ 排放权交易政策能显著提高区域大气环境质量的结论,并不依赖于被解释变量指标的选取。表 3 中 第(2)、(3)列结果表明,该试点政策对于非目标交易污染物工业烟尘和工业粉尘并无显著影响,符合 理论预期。

其次,在检验是否存在其他重要环境规制政策带来的混杂影响时,排除了行政命令型环境规制政 策、环境保护法律和同类市场型环境规制政策的影响。第一,中国在环境治理中主要有两方力量,一 方为本文研究的市场型环境规制工具,另一方以政府为代表的行政命令型环境规制工具。特别地, “十一五”期间首次实施了约束性污染物排放总量控制,同时引入“一票否决”的环保考核,迫使地方政 府重新审视经济增长与环境保护的关系,进一步加大环境规制程度。因此,论文在回归模型中控制住 各省市在“十一五”规划期间的 SO₂目标减排率,如表 3 第(4)列所示,回归结果依旧显著为负,且在数 值上保持稳定,有效排除了政府环境治理行为对论文结论的干扰。第二,由于 2015 年 1 月 1 日起《中 华人民共和国环境保护法》和《环境保护主管部门实施限制生产、停产整治办法》正式施行,且中央开

表 3 稳健性检验回归结果

变量	更换被解释变量			剔除并行政策影响			PSM-DID	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	y_2	y_3	y_4	y	y	y	y	y
<i>treat</i>	-18.47*	8.505	-6.968	-0.407***	-0.394***	-0.580**	-1.141***	-0.403*
	(10.45)	(10.08)	(9.252)	(0.151)	(0.150)	(0.285)	(0.148)	(0.210)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES	NO	NO
地区固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	NO	YES
时间固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	NO	YES
<i>-cons</i>	1254.000**	157.700	146.900	19.880***	20.720***	5.402***	1.868***	2.153***
	(584.800)	(803.300)	(748.300)	(6.052)	(6.832)	(0.606)	(0.113)	(0.380)
观测值	510	330	330	493	450	255	499	499
R ²	0.871	0.855	0.854	0.837	0.849	0.723	0.069	0.069

注:由于数据可得性,工业烟尘和工业粉尘的样本期为 2000—2010 年。

始展开环保督查巡视,更严的执法力度可能会对排污权交易试点政策的效果产生干扰。因此本文将样本期限限制为 2000—2014 年进行回归,如表 3 第(5)列所示,回归结果依旧稳健。第三,考虑到在 2007—2014 年,江苏、安徽、河北、山东、内蒙古、广西、上海、云南、广东、辽宁、天津、新疆、北京、宁夏和浙江这 15 个省(市)陆续调整了排污费标准,可能会影响各企业主体的环境行为。为避免干扰,论文剔除以上省(市)的相关数据后检验了排污权交易的政策效应。如表 3 第(6)列所示,在剔除排污费改革省份的数据之后, *treat* 的系数估计值依然显著为负,且相较于基准回归的减排效应更强。

(2)PSM-DID 检验。鉴于中国不同省份发展具有较大异质性,试点地区的选择本身可能存在一定的非随机性。本文通过 Logit 回归分析发现,确实存在诸多因素影响一个省(市)是否入选国家级排污权交易试点地区。如表 4 所示,地区 GDP、能源消耗量、环境治

表 4 入选政策实施点影响因素的 Logit 回归结果 $n=510$

变量	(1)	(2)
	Logit	odds
lnG	0.845 ** (0.425)	2.327 * (1.094)
lnK	-1.672 ** (0.669)	0.188 ** (0.126)
lnP	-1.894 *** (0.399)	0.150 *** (0.064)
lnN	2.232 *** (0.574)	9.317 *** (5.513)
lnI	0.580 ** (0.241)	1.787 ** (0.424)
lnR	1.115 *** (0.255)	3.049 *** (0.769)
<i>per</i>	13.760 *** (2.085)	945303.900 *** (2252463.000)
<i>_cons</i>	-17.840 *** (2.334)	0.000 *** (0.000)

理投资、R&D 投入和产业结构与其能否成为国家审批的排污权交易试点地区显著正相关,而地区资本和人口则与其显著负相关。这一结果表明,试点地区与非试点地区之间存在系统性差异,即试点地区的选择并非外生,使用 DID 方法来评估政策效应可能会存在偏差。为了解决上述内生性问题,本文使用 PSM-DID 方法^[23-25]来消除 SO₂ 排污权交易试点地区选择问题带来的偏差。具体步骤为:其一,用 PSM 方法寻找与处理组最接近的控制组;其二,将配对后的处理组与控制组进行 DID 回归。由于研究样本中未参与者的数量远多于参与者数量,因此选取近邻卡尺匹配法进行匹配。为了确保协变量的倾向得分在处理组与控制组之间不存在显著差异,使得数据平衡,来克服选择偏差问题,进行了平衡性检验,结果如表 5 所示。图 2 表明以 SO₂ 排放强度为结果变量进行匹配后,处理组和控制组的标准化偏差大幅降低。同时,匹配后各控制变量的 *t* 检验结果及其对应的 *P* 值显示处理组与控制组之间不存在显著差异。总的来说,匹配后协变量的均值在处理组与控制组之间未出现显著差异,不同变量在处理组与控制组之间的分布更加平衡,支持 PSM-DID 方法的应用。

表 5 平衡性检验

变量	不相配/匹配	平均值		倾向/%	还原 倾向 /%	<i>t</i> 检验		V(T)/V(C)
		处理	控制			<i>t</i>	$P > t $	
lnG	U	8.5307	7.7961	99.0		9.59	0.000	0.46 *
	M	8.4759	8.6495	-23.4	76.4	-2.49	0.013	0.84
lnK	U	8.6576	7.6551	132.6		12.94	0.000	0.51 *
	M	8.5960	8.6764	-10.6	92.0	-1.15	0.251	1.01
lnP	U	8.4041	8.0393	50.9		5.11	0.000	0.72 *
	M	8.3590	8.5091	-20.9	58.8	-2.08	0.038	1.34
lnN	U	9.5510	8.7552	121.8		12.04	0.000	0.60 *
	M	9.4942	9.5796	-13.1	89.3	-1.40	0.162	1.27
lnI	U	12.277	11.181	116.3		11.46	0.000	0.57 *
	M	12.206	12.071	14.3	87.7	1.54	0.125	1.29
lnR	U	5.4604	3.7830	127.1		12.22	0.000	0.42 *
	M	5.3825	5.5376	-11.7	90.8	-1.31	0.190	0.97
<i>per</i>	U	0.5050	0.4495	80.7		7.84	0.000	0.48 *
	M	0.5029	0.5017	1.7	97.9	0.17	0.862	0.91

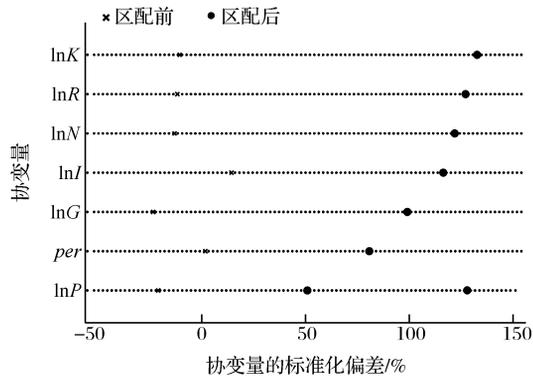


图2 处理组与控制组的标准化偏差

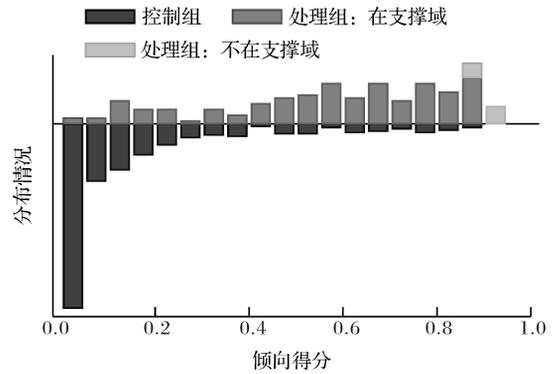


图3 共同支撑域检验

在估计平均处理效应之前,需要进行共同支撑检验,即检验处理组与控制组之间是否有足够的共同支撑区域,以保证PSM的有效性。当以SO₂排放强度为结果变量时,处理组与控制组落在共同支撑域之内的样本量分别是143个和356个,落在共同支撑域之外的样本量分别是11个和0个。如图3所示,处理组与控制组之间具有足够大的共同支撑域。因此,有理由认为处理组与控制组的数据得到了较好的匹配。在使用PSM方法对处理组和控制组进行匹配后,本文选用处于共同支撑域的样本,采用DID方法,以期得到SO₂排污权交易政策的参与者平均处理效应(ATT)。如表3中第(7)、(8)列所示, *treat* 的回归系数显著为负,与基准回归结果基本一致。总体而言,稳健性检验表明SO₂排污权交易政策显著降低了试点地区的工业SO₂排放强度,提高了区域环境质量。

3. 影响机制分析

在排污权交易制度安排下,生产技术落后的低效率企业除了通过从市场上购买额外的排污权来应对政府限制的排污额度,还可以通过治理污染来减少污染排放。首先,企业可以通过产量调整来降低污染物排放量,即“规模效应”,也可以通过提高能源利用效率、使用污染治理设备和清洁生产技术等方法来减排,即“技术效应”。从技术角度出发,又可分为前端治理和末端治理两种治污手段。前端治理就是从源头上减少污染物排放,例如减少能源使用量、提高能源利用效率或使用清洁新能源等方法来降低污染物产生量。末端治理即通过安装污染治理设施、提升污染治理设施的污染物处理能力等方法来增加污染物去除率。鉴于各企业之间排污权交易的微观数据难以获得,本文分别从末端治理和前端管控这两条治污途径进行检验。由于只获得了2000—2010年的相关数据,且青海省缺失了大部分数据,故此未考虑青海省。

(1)污染末端治理。中国工业SO₂污染主要有三个来源:含硫燃料(主要是煤炭)燃烧、含硫矿石冶炼以及化工、炼油和硫酸厂等的生产过程,其中能源消费与SO₂排放之间的相关度高达0.8738^[26],燃煤是中国SO₂污染的最主要来源。因此,本文通过考察SO₂排污权交易试点政策对地区燃料燃烧和生产工艺中工业SO₂去除量 sq_1 和 sq_2 的影响,来检验污染末端治理渠道,同时以工业烟尘去除量 $smoq$ 作为被解释变量和使用PSM-DID方法进行回归作为稳健性检验。

回归结果如表6所示,该项试点政策显著提高了燃料燃烧中的工业SO₂去除量,尽管生产工艺中工业SO₂去除量的符号为负,但后者的经济显著性与统计显著性都无法与前者相提并论,即总体而言,SO₂排污权交易政策对污染的末端治理具有显著的正向效应。相比之下,该项试点政策对工业烟尘去除量的影响并不显著,PSM-DID方法的回归结果与基准回归结果保持一致,即稳健性检验的回归结果进一步表明了SO₂排污权交易试点政策效果的指向性与有效性。

(2)生产前端管控。对于是否存在第二种污染治理途径,即通过加强生产前端管控来降低生产过程中的污染强度,本文通过考察SO₂排污权交易政策对燃料燃烧和生产工艺中工业SO₂排放量 sq_1 和 sq_2 的影响来检验该渠道,同样地,也使用工业烟尘排放量 $smoq$ 作为被解释变量和PSM-DID方法作为稳健性检验。

表 6 政策在污染末端作用时影响机制分析回归结果

变量	多期 DID						PSM-DID		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	sq_1	sq_2	$smoq$	sq_1	sq_2	$smoq$	sq_1	sq_2	$smoq$
<i>treat</i>	18.250*** (5.175)	-4.963* (2.674)	476.1 (301.4)	11.70*** (4.506)	-6.407** (2.627)	363.6 (288.8)	15.78*** (4.390)	-5.355** (2.561)	445.6 (308.5)
控制变量	NO	NO	NO	YES	YES	YES	NO	NO	NO
地区固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
时间固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>_cons</i>	-18.83*** (7.211)	-6.531* (3.757)	-350.7 (252.6)	140.2 (299.8)	152.0 (188.0)	4.133 (5.060)	-13.18** (6.049)	-4.134 (3.627)	-299.3 (266.4)
观测值	319	319	319	319	319	319	304	304	304
R^2	0.733	0.843	0.524	0.814	0.855	0.550	0.304	0.851	0.466

回归结果如表 7 所示,燃料燃烧中工业 SO_2 排放量的系数显著为负,该政策对生产工艺中 SO_2 排放量的影响并不显著,表明排污权交易政策通过促使试点地区加强生产前端管控降低了燃料燃烧中工业 SO_2 的排放量。稳健性检验的结果进一步验证了 SO_2 排放权交易政策在生产前端发生作用时,对污染物排放的影响依然具有一定的针对性。

表 7 政策在生产前端作用时影响机制分析回归结果

变量	多期 DID						PSM-DID		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	sq_1	sq_2	$smoq$	sq_1	sq_2	$smoq$	sq_1	sq_2	$smoq$
<i>treat</i>	-4.389** (2.056)	0.0899 (0.535)	-1.497 (1.447)	-6.507*** (1.979)	-0.456 (0.538)	-2.665* (1.390)	-4.266** (2.050)	0.0638 (0.524)	-1.294 (1.406)
控制变量	NO	NO	NO	YES	YES	YES	NO	NO	NO
地区固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
时间固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>_cons</i>	15.930*** (3.015)	-1.810** (0.779)	13.430*** (1.722)	-241.800** (116.900)	-95.510* (54.960)	-421.400*** (111.000)	16.620*** (3.129)	-1.472* (0.767)	12.850*** (1.759)
观测值	319	319	319	319	319	319	304	304	304
R^2	0.948	0.887	0.892	0.960	0.898	0.906	0.943	0.886	0.894

4. 异质性分析

前文已经论证了 SO_2 排放权交易试点政策的减排效应,但由于各省(市)在政策执行程度、环境治理意愿和经济结构等方面存在着差异,从而 SO_2 排放权交易政策对不同试点地区环境质量的具体影响可能不尽相同。因此,为了进一步探讨 SO_2 排放权交易政策的异质性,论文分别从政府环境治理程度、政府环境治理意愿和市场化程度三方面进行异质性分析。

首先,论文以各省市历年工业污染治理完成投资占财政支出的比例来衡量政府环境治理程度,以中位数划分出高政府环境治理程度和低政府环境治理程度地区,进行分样本回归。如表 8 第(1)、(2)列所示,在政府环境治理程度越低的地区, SO_2 排放权交易试点政策的减排效果越好,这一结果与周迪等^[27]关于中国各地区碳减排潜力的测算基本一致。如前文所述,中国存在政府和市场两方环境治理力量,因此较多的政府环境治理行为挤出了市场型环境治理工具的部分减排效应。

其次,本文以各省市历年政府工作报告中环境相关词汇(减排、污染、环保等 10 个关键词)的词频总占比来衡量政府环境治理意愿,以均值的中位数划分出高政府环境治理意愿和低政府环境治理意愿地区。政府工作报告是指导政府工作的纲领性文件,不仅包含了对于过去一年工作内容的回顾,还包括当年工作任务、计划和目标,反映了政府的工作重点。因此,政府工作报告中与环境相关词汇的词频总占比更能全面地体现政府环境治理的力度与全貌^[28]。结果如表 8 第 3、4 列所示,在政府环境治理意愿更高的地区, SO_2 排放权交易试点政策的减排效应略强。该结论表明地方政府越重视环境治理,更可能加快排污权交易市场建设和制度完善,充分发挥出市场型环境规制工具的减排功能。

最后,以各省市历年的市场化指数来衡量地区市场化发展程度 *market*,并与核心解释变量 *treat*

进行交互。回归结果如表 8 第(5)列所示,在市场化程度更高的地区,排污权交易制度的减排效应更强。具体地,以 2016 年为例,浙江省(市场化指数最高,为 9.91)与青海省(市场化指数最低,为 2.64)相比,每亿元工业总产值多减排 29.3 吨工业 SO₂,前者的减排效应约为后者的 4 倍。因此,异质性分析表明,应充分考虑各省市之间的差异,有针对性地实施排污权交易制度,方能发挥出更大的减排潜能。

表 8 异质性分析

变量 <i>y</i>	政府环境治理程度		政府环境治理意愿		市场化程度 (5)
	低(1)	高(2)	低(3)	高(4)	
<i>treat</i>	-1.323*** (0.446)	-0.309* (0.173)	-0.449* (0.256)	-0.599*** (0.162)	
<i>treat</i> × <i>market</i>					-0.0403*** (0.0190)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES
地区固定效应	YES	YES	YES	YES	YES
时间固定效应	YES	YES	YES	YES	YES
<i>_cons</i>	13.71 (15.04)	39.62** (18.14)	25.64** (10.71)	0.24 (10.85)	20.57*** (5.682)
观测值	255	255	289	221	510
R ²	0.837	0.898	0.851	0.853	0.844

四、结论与建议

资源环境问题是当今各界普遍关注的社会问题,在“绿水青山就是金山银山;宁要绿水青山,不要金山银山”的发展理念指导下,各项环境规制政策能否提高区域环境质量成为资源环境领域研究探讨的关键。论文使用 2000—2016 年的省级面板数据,基于多期 DID 模型和 PSM-DID 模型,检验了 SO₂ 排放权交易试点政策对区域大气环境质量的改善作用,为政策的进一步推进和优化提供了实证依据。主要结论如下:第一,SO₂ 排污权交易政策显著降低了试点地区的工业 SO₂ 排放强度,提高了区域大气环境质量,且这一结论具有稳健性。第二,在减排技术上,SO₂ 排污权交易政策同时通过污染末端治理与生产前端管控这两种污染治理方式,显著提高了燃料燃烧中的工业 SO₂ 的去除量,降低了燃料燃烧中工业 SO₂ 的排放量,从而达到了显著的减排效果。第三,SO₂ 排污权交易政策在政府环境治理意愿更强烈、环境治理程度越低和高度市场化地区的减排效应更强。由此提出以下建议:第一,鉴于 SO₂ 排污权交易政策在实践过程中确实能够提高区域环境质量,且在政府环境治理意愿较低的高污染地区,仍然存在着很大的污染治理需求,中国应该加速推进排污权交易机制在此类地区的实施。同时,应根据各地区的不同特质实施差异化的政策条款,协调配合好政府和市场这两方环境治理力量,提高环境治理效率。第二,由于企业生产工艺过程中的技术提升空间巨大,政府在排污权交易制度设计中,可以引导企业提升生产技术,降低生产工艺过程中的 SO₂ 排放。

参 考 文 献

- [1] HE J. What is the role of openness for China's aggregate industrial SO₂ emission?: a structural analysis based on the Divisia decomposition method[J]. *Ecological economics*, 2010, 69(4): 868-886.
- [2] 陈硕,陈婷. 空气质量与公共健康:以火电厂二氧化硫排放为例[J]. *经济研究*, 2014, 49(8): 158-169, 183.
- [3] 涂正革, 谌仁俊. 排污权交易机制在中国能否实现波特效应? [J]. *经济研究*, 2015, 50(7): 160-173.
- [4] 王金南,董战峰,杨金田,等. 中国排污交易制度的实践和展望[J]. *环境保护*, 2009(10): 17-22.
- [5] 齐红倩,陈苗. 中国排污权交易制度实现污染减排和绿色发展了吗? [J]. *西安交通大学学报(社会科学版)*, 2020, 40(3): 81-90.
- [6] 梅林海,朱韵琴. 排污权交易政策能否改善环境质量? [J]. *生态经济*, 2019, 35(2): 180-186.
- [7] 闫文娟,郭树龙. 中国二氧化硫排污权交易会减弱污染排放强度吗? ——基于双倍差分法的经验研究[J]. *上海经济研究*, 2012, 24(6): 76-83.
- [8] 李永友,文云飞. 中国排污权交易政策有效性研究 ——基于自然实验的实证分析[J]. *经济学家*, 2016(5): 19-28.

- [9] 张墨,王璐,王军锋.基于匹配倍差法的排污权交易制度实施效果研究[J].干旱区资源与环境,2017,31(11):26-32.
- [10] 傅京燕,司秀梅,曹翔.排污权交易机制对绿色发展的影响[J].中国人口·资源与环境,2018,28(8):12-21.
- [11] 曹静,郭哲.中国二氧化硫排污权交易试点的政策效应——基于PSM-DID方法的政策效应评估[J].重庆社会科学,2019(7):24-37.
- [12] 任胜钢,郑晶晶,刘东华,等.排污权交易机制是否提高了企业全要素生产率——来自中国上市公司的证据[J].中国工业经济,2019(5):5-23.
- [13] 李永友,沈坤荣.我国污染控制政策的减排效果——基于省际工业污染数据的实证分析[J].管理世界,2008(7):7-17.
- [14] 张彩云.排污权交易制度能否实现“双重红利”?——一个自然实验分析[J].中国软科学,2020(2):94-107.
- [15] 湛仁俊,黄诗茜,姬晓晨,等.推进工业高质量发展的城市环境政策选择[J].亚太经济,2019(3):113-124.
- [16] 刘承智,杨籽昂,潘爱玲.排污权交易提升经济绩效了吗?——基于2003—2012年中国省际环境全要素生产率的比较[J].财经问题研究,2016(6):47-52.
- [17] COASE R H. The nature of the firm[J]. *Economica*,1937,4(16):386-405.
- [18] STAVINS R N. Transaction costs and tradable permits[J]. *Journal of environmental economics and management*,1995,29(2):133-148.
- [19] MONTERO J P. Marketable pollution permits with uncertainty and transaction costs[J]. *Resource and energy economics*,1998,20(1):27-50.
- [20] 金帅,盛昭瀚,杜建国.转型背景下排污权初始分配机制优化设计[J].中国人口·资源与环境,2013,23(12):48-56.
- [21] 郭俊杰,方颖,杨阳.排污费征收标准改革是否促进了中国工业二氧化硫减排[J].世界经济,2019,42(1):121-144.
- [22] GREENSTONE M, HANNA R. Environmental regulations, air and water pollution, and infant mortality in India[J]. *American economic review*,2014,104(10):3038-72.
- [23] ROSENBAUM P R, RUBIN D B. The central role of the propensity score in observational studies for causal effects[J]. *Biometrika*,1983,70(1):41-55.
- [24] HECKMAN J J, ICHIMURA H, TODD P E. Matching as an econometric evaluation estimator: evidence from evaluating a job training programme[J]. *The review of economic studies*,1997,64(4):605-654.
- [25] HECKMAN J J, ICHIMURA H, TODD P E. Matching as an econometric evaluation estimator[J]. *The review of economic studies*,1998(65):261-294.
- [26] 宋飞,付加锋.世界主要国家温室气体与二氧化硫的协同减排及启示[J].资源科学,2012,34(8):1439-1444.
- [27] 周迪,郑楚鹏,华诗润,等.公平与效率协调视角下的中国碳减排潜力与路径[J].自然资源学报,2019,34(1):80-91.
- [28] CHEN Z, KAHN M E, LIU Y, et al. The consequences of spatially differentiated water pollution regulation in China[J]. *Journal of environmental economics and management*,2018(88):468-485.

(责任编辑:陈万红)