

碳排放权交易制度的 CO₂ 与 PM_{2.5} 协同减排效应研究

游文翊¹, 徐 野²

(1. 江西财经大学产业经济学院, 南昌 330013; 2. 江西财经大学现代经济管理学院, 南昌 330013)

摘要: 协同控制大气污染物与温室气体的排放是我国“十四五”时期面临的重要任务之一。以 2006—2021 年 278 个地级市面板数据为样本, 采用多期双重差分对碳排放权交易制度的减碳和降霾协同减排效应进行探讨。研究发现, 碳排放权交易制度既能显著抑制地区碳排放, 又能显著降低试点地区的 PM_{2.5} 指数, 实现温室气体与大气污染物的协同减排效应。机制分析表明, 该政策通过技术创新效应、技术改造效应及能源消费结构的改善实现地区减排协同, 同时市场化水平的高低也会影响政策的减排效果。异质性分析发现, 非资源型城市的协同减排效应强于资源型城市。

关键词: 碳排放权交易制度; 协同减排效应; 技术创新; 技术改造; 能源消费结构

中图分类号: F204 **文献标志码:** A **文章编号:** 1671-1807(2024)11-0008-12

近年来, 国际社会致力于推动构建公平合理、合作共赢的全球气候治理体系, 有效控制温室气体的排放成为世界各国面临的重要任务。《巴黎协定》于 2016 年正式生效, 该协定规定的长期目标是将全球平均气温从以前的工业化时代上升幅度控制在 2 °C 以内, 并努力将温度上升幅度控制在 1.5 °C 以内。2020 年 9 月 22 日, 中国国家主席习近平在第 75 届联合国大会发表讲话时表示, 中国将提高国家自主贡献力度, 采取更加有力的政策和措施, 二氧化碳(CO₂)排放力争于 2030 年前达到峰值, 努力争取 2060 年前实现碳中和。我国“十四五”规划和 2035 年远景目标纲要均提出“2025 年单位 GDP CO₂ 排放较 2020 年降低 18%”的减排目标。这一系列的要求和愿景对我国经济社会发展提出了新要求和新挑战。如何抓住实现“双碳”愿景的窗口期, 全面、协调、有序地推动节能减排工作对于“双碳”目标的实现至关重要。在应对全球气候变暖的同时, 大气污染防治也不容忽视。《2021 年全球空气质量报告》指出, 近年来我国城市的空气质量有所改善, 但 2020 年度数据显示全国仍有 125 个城市 PM_{2.5} 年均浓度超标, PM_{2.5} 污染问题仍需严防严控, 大气环境问题的长期性、复杂性、艰巨性仍然存在, 建设美丽中国任重而道远。2015 年《大气污

染防治法》中指出, 应当将碳排放与大气污染物的协同控制作为全面绿色转型的关键路径。在降碳与减污的双重压力之下, 研究温室气体和 PM_{2.5} 的协同减排对于我国实现高质量发展具有重要意义。

经过在 7 个省(市)近 10 年的试点工作, 全国碳排放权交易市场于 2021 年 7 月 16 日正式上线运行, 交易覆盖的发电行业重点排放单位超过两千家, 纳入首批碳市场覆盖的企业碳排放量超过 40 亿 t CO₂, 这意味着中国碳市场成为全球覆盖温室气体排放量规模最大的碳市场。碳排放权交易市场为碳排放企业搭建了一个碳排放权交易平台, 根据一定期间企业生产规模等其他因素, 政府将碳排放权具体地分配给各个控排企业, 同时充分利用市场竞争机制对企业生产行为进行良性引导。碳市场将碳排放配额“商品化”, 生产效率更高, 碳排放量较低的企业往往能够保留有多余的碳排放权, 这类企业可以选择在碳交易平台上转售给其他碳排放额度不足的企业, 从而弥补环境规制带来的成本增加负向效应。相反, 生产效率低碳排放量高的企业由于排污成本增加而面临资金压力增大的问题, 最终不得不缩减计划的生产规模, 甚至被市场淘汰出局。碳排放权交易制度通过碳排放竞争机制引导控排企业不断向清洁生产转化, 这就是碳市场这只

收稿日期: 2024-02-05

基金项目: 国家自然科学基金面上项目(72174080)

作者简介: 游文翊(2000—), 女, 江西南昌人, 硕士研究生, 研究方向为环境规制与碳减排; 徐野(1992—), 男, 江西南昌人, 硕士, 讲师, 研究方向为数字经济与碳减排。

无形的手对于产业结构调整和升级的作用。作为一种市场化的环境规制手段,碳排放交易制度充分发挥微观主体的积极性,与行政命令型的环境规制政策相比,碳市场更能激发企业的“择优竞争”,即为了应对碳排放成本带来的成本增加问题,企业倾向于采取更为低碳的生产方式以减少 CO₂ 的排放量^[1]。政策手段和市场手段双管齐下,推动企业持续节能增效,实现经济高质量发展,这正是构建碳排放交易体系的关键所在。为此,深入分析碳排放权交易制度的实施效果、影响因素及作用机制,对于我国各地区减碳降霾和可持续发展具有重要意义。

1 文献综述

作为一种以市场为导向的环境调控手段,碳排放权交易制度的政策有效性是国内外众多学者关注的话题。碳市场赋予控排主体更多的主动性,充分发挥市场的调节机制,可作为污染排放治理最经济最灵活的一种实现方式,达到节约管理成本和降低污染排放的协同发展效应。国内对碳交易制度生态效益的研究聚焦于 CO₂ 以及其他污染物的减排上。碳排放权交易政策有助于抑制试点地区 CO₂ 排放^[2-3],政策的减排效应往往存在一定的时滞,并随着实施时间的推移呈现不断增强的趋势^[4],同时碳交易制度对邻近地区还存在正向的溢出效应^[5-6],但我国碳排放效率总体水平仍处于偏低水平,碳排放效率还具有较大的提升空间^[7]。

除了对碳排放权交易制度碳减排效应的研究,其空气质量的协同改善效应也是学界研究关注的一大热点问题。任亚运和傅京燕^[8]基于省级面板数据的研究显示,碳交易的试点不仅有利于推动地区碳减排的实现,还能加速地区整体绿色发展进程,具体表现在 SO₂ 的协同减排上。李胜兰和林沛娜^[9]在对碳市场政策效应的实证研究也显示其存在 CO₂、SO₂ 及其他固体污染物的协同减排效应。此外,游万海等^[10]采用空气质量指数 AQI 检验了空气质量与碳市场建设的关系,研究结果显示当地区空气质量处于极端情况下,碳市场对空气质量的改善作用才会存在。在更进一步的机制分析上,基于省市数据的研究主要从能源消费结构、技术创新效率、产业结构升级等方面进行路径探讨,同时经济发展水平、市场活跃程度、碳价高低也会影响着政策环境红利的实现^[11]。

学界对于环境规制的经济效应影响有两类主流观点,一是成本遵循理论,二是规制红利理论。

吴茵茵等^[12]在对 8 个试点省市的多期双重差分估计中得出中国碳市场具有较好的碳减排效应,并且在促进节能减排的同时并不会抑制当地经济的发展。我国纳入碳交易试点的行业主要为电力、钢铁这类难以进行成本转移的行业,因此很难将碳价成本转移给消费者,在这种情况下企业可以通过碳配额交易增加现金流入,从而增加企业价值^[13]。胡珺等^[14]基于 2006—2016 年上市公司面板数据进行回归,结果显示能提高试点地区企业的创新数量和质量,但对低质量创新的促进作用更强,而政府补贴可以很好地弥补“成本遵循”压力,推动企业高质量创新^[14]。关于碳市场增效的研究中,大部分文献为规制红利论提供了证据支持。波特假说是规制红利论中的经典理论,它认为恰当的环境规制能够增加对企业的技术创新激励。Cui 等^[15]认为中国碳市场的试点能够推动企业的低碳技术创新,并且这类低碳技术创新对其他领域的技术创新有一定程度的正向溢出效应。Dong 等^[16]的研究结果显示虽然碳市场在短期内对企业创新的影响不显著,但是在长期内能够实现波特效应,激励企业进行技术创新,提高企业生产效率,从而实现环境效益与经济效益的协同发展。Zhang 等^[17]通过实证研究也得出了更为动态的结论,即碳市场对企业低碳技术转型升级这一作用显著存在且随着政策实施的时间推移而不断加强。考虑到技术创新具有长期性、高风险性等特点,通常是规模较大、资金较为雄厚的企业会采取技术创新以应对碳成本增加问题,而其他规模较小、实力不强的企业在技术创新方面往往会更缺乏动力与能力,此时技术改造便是另一个可行的选择^[18]。从目前研究来看,相比于技术创新而言,技术改造的碳减排路径分析较少。

从以上文献回顾可以看到,学者们对于碳排放权交易政策效应的研究中,更多的关注于碳减排效应。党的二十大报告指出,建设美丽中国应统筹推进降碳、减污治理,推进生态优化、节约集约、绿色低碳发展。本文基于这一视角,对碳排放权交易制度的 CO₂ 与 PM_{2.5} 协同减排效应进行评估,探究碳市场的减排与降污协同效应。可能的贡献在于:①同时考虑碳排放权交易政策的减碳降污效果,将技术创新、技术改造以及能源消费结构引入机制分析之中,丰富了碳排放权交易制度降碳减霾的内在作用机理研究;②充分考虑市场化水平对碳市场政策实施效果的调节作用,为发挥好“市场这只无形的手”的作用提供参考依据;

③根据资源禀赋理论,考察地区资源的差异性对碳排放权交易政策降碳减霾效应的影响,为全国碳市场的完善提供实证依据。

2 理论分析与研究假说

2.1 碳排放权交易制度的 CO₂ 与 PM_{2.5} 减排协同效应

目前,我国的碳排放权分配制度是以免费配额为主,政府分配的基准是以某企业所属行业中较为先进的碳排放效率为基准,而一家企业年度碳排放配额的具体值是该基准碳排放量与企业当年的实际产出的乘积,所以企业所获得的 CO₂ 排放配额与其产能的大小是正相关的。技术先进、减排能力强的企业出现碳配额盈余的潜在可能性更大;相反,技术落后、减排能力差的企业则面临碳排放的限制,存在碳排放权的紧缺。随着时间的推移,国家对碳排放基准值的确定趋于科学化、严谨化,对 CO₂ 排放权的分配也会越来越严格,配额逐渐紧缩,企业碳排放成本上升,这对于技术落后、碳排放量高、配额不足的企业而言,将会增加其排碳成本,但对于技术先进、碳排放量低、配额充足的企业而言,却是一大利好,这意味着这类生产者可以更好地利用免费的碳排放配额,赚取更多的利润。在碳交易市场调控机制的指导下,高碳企业一方面会积极推动工业结构和能源消费结构向低碳化方向发展,促进高排放行业转变生产方式,助力节能低碳生产;另一方面,碳排放权市场化的定价机制,可以为技术先进、减排潜力大的企业释放价格信号,提供经济激励,从而引导企业加大研发投入和提高技术创新水平。由此,提出如下假设。

H1:碳排放权交易制度对试点地区存在正向的碳减排效应,显著降低地区碳排放总量。

CO₂ 的排放与能源消耗和工业生产密切相关,而这些活动通常也是 PM_{2.5} 的主要排放源。温室气体与大气污染物具有同根同源同过程的排放特征,当前我国的能源消费结构是以化石燃料为主,工业企业生产中化石能源的燃烧不仅会产生 CO₂ 气体,还会增加细颗粒物的排放^[19-20]。从这一角度来看,在减少 CO₂ 排放的过程中,也有可能使 PM_{2.5} 的排放量降低,温室气体与细颗粒大气污染物具有协同减排的可能性。已有研究表明低碳城市的建设不仅能够减少企业的碳排放量,还能降低其他空气污染物的排放量,改善城市大气污染问题^[21-22]。碳排放权交易制度通过设定碳排放总量上限和分配碳排放权,建立碳市场促进碳排放权交易,引导企业

减排,提高能源消费效率,推广清洁技术和清洁能源。张国兴等^[23]关于碳市场的实证研究也表明碳排放权交易制度在实现地区碳减排效应的同时还对其他污染物的排放存在抑制作用,提高了地区整体绿色发展水平。

碳排放权交易制度的实施需要制定相应的法律法规和监管机制,以确保市场的正常运行和公平竞争。这将推动当地建立更高标准的环保制度,包括加强环境监测和执法力度、提高环境管理的水平、加强对企业环境责任的监督和追责等。同时,建立碳市场还需要建立完善的数据收集和报告机制,以确保排放数据的准确性和透明度。在试点碳市场建立的地区,企业将面临更大的压力和挑战,需要更加慎重地对待自身的环境风险。为了符合碳排放的要求,企业将会采取更多的环保措施,包括改进生产工艺、提高能源利用效率、使用清洁能源等,以减少 CO₂ 的排放。同时,这也会促使企业加强对其他大气污染物的控制和减排,以实现协同减排的效果,这将有助于推动环境保护和可持续发展。因此,可以进一步推测,碳排放权交易制度的实施在促进地区碳减排的同时,也能够作用于大气污染物的减排,由此,提出如下假设。

H2:碳排放权交易制度显著降低试点地区 PM_{2.5} 的排放,促进城市空气质量提升。

2.2 碳排放交易制度促进地区碳减排的影响路径

碳排放配额交易是科斯产权理论在环境规制领域的典型运用。企业碳排放权是由政府限定总额分配给控排企业,在企业的碳排放量低于排碳配额的情况下,企业可以选择将多余的碳权拿到市场上与需要的企业进行交易,从而获得碳减排的“红利”;相反,在企业碳排放量超出配额的情况下,企业为保持原有的生产规模就必须在碳市场上向其他企业收购碳排放配额,从而增加了企业的生产成本。出于对成本约束的考虑,控排企业可能采取的方法便是从生产的前、中、后端减少污染排放,实现绿色低碳发展。前端治理主要是使用清洁能源、减少高碳化石燃料的使用;中端策略更多的集中于对生产技术的改进与升级,如更新生产设备或者进行技术创新以提高生产效率,提升原料利用率;末端治理多为增加排污设备的投入,降低企业排污水平。特别地,对于高碳排放型企业,碳交易带来的成本压力往往会使其选择更为低碳环保的生产策略。由此,接下来的机制检

验将从能源消费、技术创新、技术改造 3 个路径对碳排放权交易制度的协同减排路径进行探讨,分析碳交易对生产过程的潜在影响,以期更程度地实现政策的降碳减霾效应。

2.2.1 能源消费强度

从清洁生产的前端治理方式来看,试点地区的企业首要选择是增加清洁能源的使用以替代煤炭、石油等碳排放率较高的化石能源进行生产。董直庆和王辉^[5]在对碳市场的环境效益和经济效益分析中指出,与技术创新效应相比,能源消费结构的调整是企业实现碳减排更主要的路径。减少高碳化石燃料的使用是减少生产排污的有效方式,企业绿色发展水平与其能源消费结构息息相关,能源消费总量与能源消费强度的双降能够从生产源头对污染排放起到一定的改善作用。孙振清等^[24]的研究表明碳交易政策能够倒逼高碳企业能源消费结构升级,提高企业的能源利用率和污染治理能力,从而降低 CO₂ 排放。由此,提出如下假设。

H3:碳排放权交易制度通过优化地区能源消费结构,降低煤炭消费强度,实现 CO₂ 与 PM_{2.5} 的协同减排效应。

2.2.2 技术创新效应

传统新古典经济学对环境规制与企业创新之间的关系持负面影响观点,认为环境规制给企业带来排污成本的增加会挤出企业的生产及研发资金,不利于其市场竞争。而波特假说则对这一观点提出质疑,波特假说认为设计合理的环境监督体制能够抵消规制带来的成本增加效应,激励企业技术创新。从现有的实证研究来看,适当的环境规制政策能够激发规制政策的“创新补偿效应”,激励企业调整生产研发投入,更多地参与到技术的创新研发之中,以期达到降低生产能耗与污染排放的目的。绿色创新是应对能源和环境相关挑战的策略之一,它有助于对不可再生资源的优化利用。企业进行绿色创新提高能源利用效率,从而降低 CO₂ 排放^[25]。在应对碳交易政策带来的成本压力问题时,规模较大的生产企业倾向于转变生产方式,提高绿色技术创新能力。因此提出如下假设。

H4:碳排放权交易制度通过促进地区企业绿色技术创新,实现碳减排与空气质量提升的绿色协同效应。

2.2.3 技术改造效应

企业绿色技术自主创新是提升绿色生产效率

的最直接方式,但技术创新存在成本高、持续期长等难题。而技术改造可以充分地利用原有的生产技术基础和社会经济条件,一般具有投资少、见效快、经济效益好的特点。技术改造更主要的是依靠引进、吸收并改造外部更先进的技术或生产设备,以外部技术内部化的形式实现企业生产经营低碳化转型,因此技术的引进吸收以及生产设备的更新成为企业在环境政策压力之下的又一选择路径^[26]。胡江峰等^[27]根据微观企业数据进行企业创新数量与质量的分析中指出,碳交易的实施对国企以及大型企业的技术创新激励作用更强,而私营企业和中小型企业面对污染排放成本上升的压力之下选择技术创新的动力则更为缺乏。在市场型环境规制良性竞争的引导之下,企业也会通过技术获取与改造的形式,提高治污能力以达到政策要求的节能减排绿色发展目标。排污单位选择进行技术改造有利于企业往清洁化生产的目标迈进,在节能减排上都具有良好的促进作用,进而推动地区绿色发展进程。因此提出如下假设。

H5:碳排放权交易制度通过促进地区企业对技术的吸收与改造,更新生产方式,降低试点地区 CO₂ 与 PM_{2.5} 的排放强度。

3 实证研究设计

3.1 模型构建

碳排放权交易在我国的试点时间分为 2013 年、2014 年和 2016 年 3 个时间段,为运用多期双重差分法研究碳排放权交易政策效果创造了可能性。回归模型以 2006—2021 年中国 278 个地级市的面板数据为研究样本,将北京市、上海市、广东省、天津市、湖北省、重庆市和福建省 8 个省市的地级市作为实验组,其余地区的地级市作为对照组。基于此,构建碳排放权交易制度的协同减排效应模型如下:

$$Y_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 (\text{treat}_i \times \text{post}_t) + \text{Control}_i + \gamma_i + \mu_i + \epsilon_{it} \quad (1)$$

式中:被解释变量 Y_{it} 为 $\ln\text{CO}_{2it}$ 和 $\text{PM}_{2.5it}$,即地级市 CO₂ 排放量以及 PM_{2.5} 指数; i 为不同的城市个体; t 为年份; $\text{treat}_i \times \text{post}_t$ 为核心解释变量, treat_i 区分是否为政策试点地区,属于碳排放权交易制度试点覆盖的地级市赋值为 1,否则赋值为 0, post_t 区分政策实施年份; Control_i 为控制变量; γ_i 为时间固定效应; μ_i 为地区固定效应; ϵ_{it} 为随机误差项; α_0 为常数项; α_1 为回归系数。碳排放权交易试点省市试点开始时间和行业见表 1。

表1 碳排放权交易试点省市试点开始时间和行业

省市	试点开始时间	试点行业
深圳	2013年6月	电力、天然气、供水、制造、大型建筑、交通
北京	2013年11月	电力、热力、水泥、石化、交通运输
上海	2013年11月	电力、钢铁、石化、化工、有色、建材
广东	2013年12月	电力、水泥、钢铁、石化、造纸、民航
天津	2013年12月	电力、热力、钢铁、化工、石化、油气
湖北	2014年2月	电力、热力、有色、钢铁、化工、水泥
重庆	2014年6月	电力、电解铝、电石、水泥、钢铁
福建	2016年9月	电力、石化、化工、建材、钢铁、有色

3.2 变量描述与数据来源

被解释变量分为 CO_2 排放量和城市 $\text{PM}_{2.5}$ 指数,前者衡量该城市的温室气体排放情况,后者则进一步反映城市的空气质量水平。

核心解释变量为政策实施地区与政策实施年份虚拟变量的交乘项,北京市、天津市、上海市、广东省为第一批试点省市,政策开始年份为2013年;重庆市和湖北省为第二批试点省市,政策开始年份为2014年;福建省作为最后一个试点省份,政策开始年份为2016年。

机制分析中,能源消费强度以各地级市万吨标煤消耗总量占城市GDP比重的对数值来衡量。技术创新指标用绿色创新指标中的绿色专利申请数进行衡量,专利申请数量能够较好地反映当期企业的研发创新情况,它包括绿色发明专利申请数量和绿色实用新型专利申请数量。技术改造指标是以地级市固定资产投资占本省固定资产投资额的比重,乘以各省份规上企业技术改造经费得到最终结果。技术改造是指企业采用新技术、新设备等对现

有技术以及生产设备进行升级改造^[18],而其中治污设备的引进和原有落后设备更新资金所占比重更大,因此选用设备引进和更新的固定资产投资比重来测算城市技术改造的经费支出。

控制变量:①外国直接投资。外国直接投资对接受投资的地区存在一定程度的环境影响,“污染天堂”理论指出污染企业出于逃避污染治理成本的考量往往会选择环境规制强度低的地区进行生产链的转移,从而对转入地区的绿色发展产生不利影响;②地区环境规制强度。不同环境规制政策间存在协同效应,碳排放交易市场在环境规制水平较高地区将更容易得到发展,更能发挥碳排放交易权的市场调节作用;③经济发展水平、工业企业数量、产业结构差异、城市化水平的不同也会影响地区经济绿色发展质量。因此选取以上6个变量作为回归检验中的控制变量。

碳排放数据来源于中国碳排放核算数据库,部分城市和年份缺失数值采用指数平滑法补齐。 $\text{PM}_{2.5}$ 指数使用加拿大达尔豪斯大学大气成分分析组公布的数据,技术创新指标中的绿色专利申请量来源于国家知识产权数据库,利用世界知识产权组织(World Intellectual Property Organization, WIPO)的国际专利分类进行绿色清单匹配,技术改造指标来源于国泰安数据库,市场化水平来源于《樊纲中国市场化水平报告》,其他控制变量数据均来源于《中国城市统计年鉴》《中国工业统计年鉴》。主要变量数据进行了前后1%缩尾处理以减少异常值对回归结果的干扰。主要变量及统计方法见表2。

表2 主要变量及统计方法

变量类别		变量名称	统计方法
被解释变量		碳排放量($\ln\text{CO}_2$)和 $\text{PM}_{2.5}$ 指数	碳排放量取实际碳排放量的对数值, $\text{PM}_{2.5}$ 指数取对数处理
核心解释变量		双重差分变量(DID)	根据政策试点情况赋值 treat 与 post 交乘项得到
中介机制检验	能源消费结构	煤炭消费强度($\ln\text{mtxf}$)	取各地级市煤炭消费总量占 GDP 比重的对数
	技术创新	绿色专利申请总量($\ln\text{gp}$)	取绿色发明与实用新型专利申请量之和的对数
	技术改造	技术引进和境内购买经费($\ln\text{jsgm}$)	各省规上工业企业技术引进和境内购买经费总支出乘以各地级市固定资产投资占该省固定资产投资的比重后取对数,下文中用技术购买经费指代
		技术吸收消化和改造经费($\ln\text{jsgz}$)	各省规上工业企业技术吸收消化和改造经费总支出乘以各地级固定资产投资占该省固定资产投资的比重后取对数,下文中用技术改造经费指代
	控制变量		人均 GDP($\ln\text{pgdp}$)
		产业结构($\ln\text{strind}$)	取第二产业增加值占 GDP 比重的对数
		环境规制强度(ers)	各省污染治理完成投资乘以地级市 GDP 占各省 GDP 的比重
		规模以上工业企业数量($\ln\text{gys}$)	取各地规上工业企业数量的对数
		外商直接投资($\ln\text{fdi}$)	外商直接投资占各地区 GDP 的比重
		城市化水平($\ln\text{scity}$)	取城市道路建成面积的对数

4 实证结果分析

4.1 基准回归结果

表 3 是基准回归结果,分析碳排放权交易制度对 CO₂ 与 PM_{2.5} 的协同减排效应。其中第(1)列和第(3)列控制了城市固定效应和时间固定效应,第(2)列和第(4)列在前者的基础上加入了控制变量,主回归系数均在 1% 的显著水平上显著为负。在列(2)中,碳排放权交易制度对地区碳排放量的回归系数为-0.092 0,说明碳市场对试点地区存在显著的碳减排效应,假说 H1 得到验证。在列(4)中,政策试点虚拟项 DID(双重差分变量)与 PM_{2.5} 的回归系数为-0.049 5,说明碳排放权交易制度的试点在推动地区实现降碳的同时也达到了抑制 PM_{2.5} 排放的协同效应,假说 H2 得到证实。

表 3 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	lnCO ₂	lnCO ₂	PM _{2.5}	PM _{2.5}
DID	-0.076 5*** (0.016 4)	-0.092 0*** (0.015 2)	-0.050 1*** (0.008 2)	-0.0495*** (0.008 6)
lnpgdp		0.105*** (0.023 3)		-0.010 6 (0.012 7)
lnstrind		-0.088 0 (0.140)		-0.067 2 (0.083 4)
ers		-0.682 1** (0.295 0)		-0.4022*** (0.153 1)
lngys		0.062 1*** (0.015 3)		0.021 0** (0.008 4)
lnfdi		0.035 9*** (0.007 6)		0.018 9*** (0.003 6)
lnscity		0.014 3 (0.024 0)		-0.065 0*** (0.013 8)
常数项	2.680*** (0.006 3)	1.564*** (0.437 0)	3.081*** (0.004 2)	4.504*** (0.271 0)
固定年份	Yes	Yes	Yes	Yes
固定城市	Yes	Yes	Yes	Yes
样本数	4 448	4 448	4 448	4 448
R ²	0.805	0.836	0.738	0.759
城市数	278	278	278	278

注:括号内为城市层面的聚类稳健标准误;***、**分别表示在 1%、5% 的水平上显著。

4.2 稳健性检验

4.2.1 平行趋势检验

双重差分模型的应用要求满足平行趋势检验,即处理组和对照组在政策实施之前,碳排放和 PM_{2.5} 的排放具有相同规律,只是在政策实施之后,处理组和对照组才有了显著的变化,这样才能检验政策实施的净效应。

图 1 是在排除了相关节能减排政策(如低碳城市和环境信息公开评价政策)的干扰后被解释变量 lnCO₂ 和 PM_{2.5} 对政策实施年份虚拟变量回归系数的分布图。从图 1(a)可以看到,在政策实施 3 年之前的回归系数的变动较为平缓,且在统计上并不显著区别于 0,说明实验组与对照组的城市在政策实施前不存在显著差异。而在政策实施前 2 年直至实施后 5 年,回归系数呈现显著下降趋势,并显著区别于 0。这是因为在设置政策实施年份时,7 个省市的实施时间点都集中在 2013 年与 2014 年这两年,而在 2011 年 10 月国家发展改革委员会已经发布了《关于开展碳排放权交易试点工作的通知》,批准在 7 个省市开展碳排放权交易试点的工作。此外,按照试点工作要求,深圳市率先完成了碳试点的前期准备工作,北京市、上海市、广东省、天津市分别在 2012—2013 年相继出台了碳试点实施方案。因此,这一政策前期先行效应会使得平行趋势检验的前两年发生一定的偏移。从图 1(b)同理可知,政策试点前 4 年的回归系数不显著区别于 0,而政策实施后其回归系数显著大幅度下降。因此,总体上碳排放权交易政策通过了平行趋势检验。

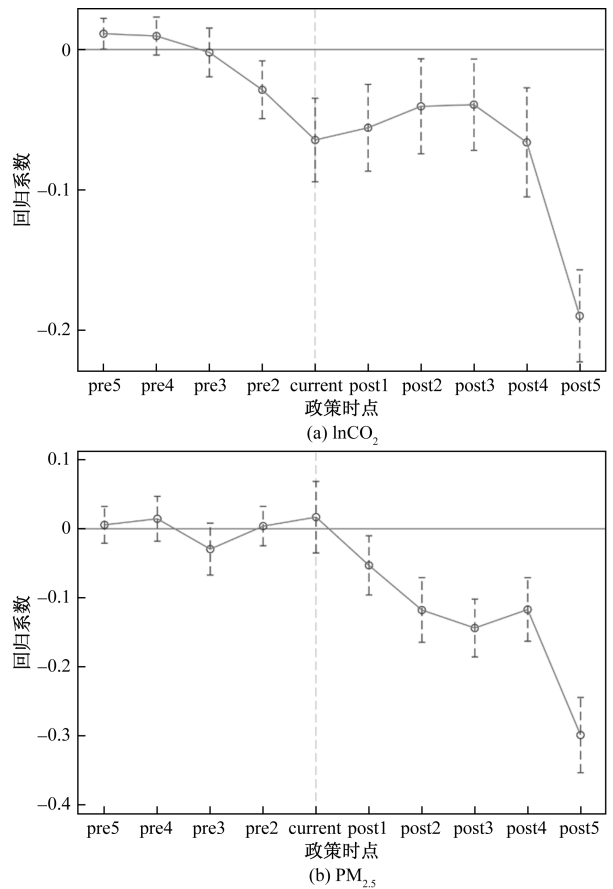


图 1 平行趋势检验结果

4.2.2 安慰剂检验

为了排除其他不可观测的随机因素对政策试点地区的干扰,采用安慰剂检验来进一步验证基准回归结果的稳健性。具体地,根据实际政策试点地区的数量,在278个地级市中随机抽取等量的城市作为虚拟实验组,重复1 000次基准回归。从回归系数和密度分布图(图2)中可以看出,对 $\ln\text{CO}_2$ 的回归系数近似服从于正态分布,且主要分布在0附近,前文的基准回归系数 $-0.092\ 0$ 出现概率小,同理 $\text{PM}_{2.5}$ 的分布图中也证实了基准回归结果的可靠性。

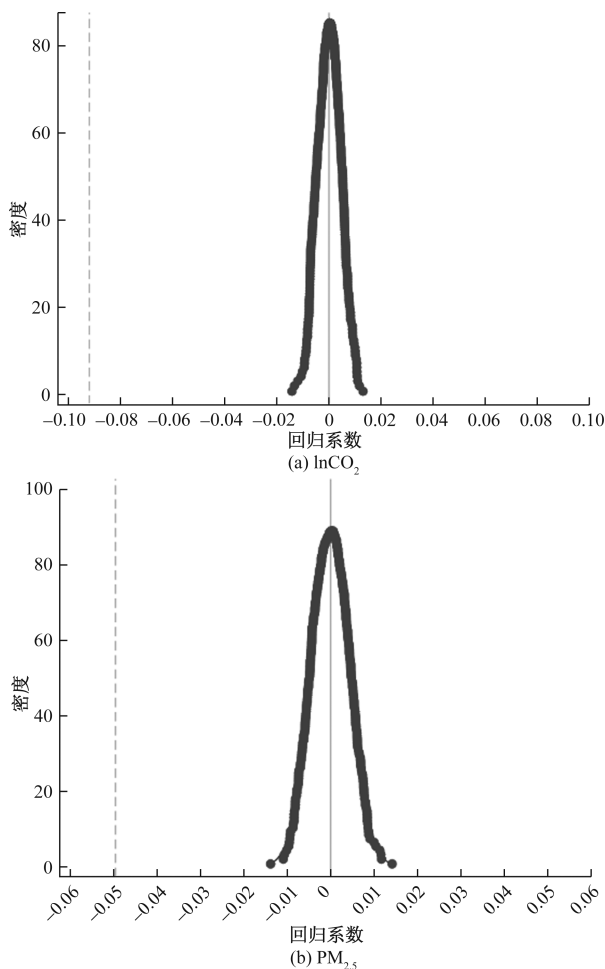


图2 安慰剂检验核密度图

4.2.3 PSM-DID 检验

考虑到在政策试点地区的选择具有潜在的选择性偏误,使用多时点倾向得分匹配-双重差分(PSM-DID)模型进行进一步的稳健性检验,将对照组和实验组的个体进行匹配,使得两组之间在一些相关变量上具有相似的特征,减少因为个体特征差异而引起的干扰,以此解决样本的自选择问题。具体地,将外国直接投资、地区环境规制强度、经济发

展水平、工业企业数量、产业结构差异、城市化水平设定为匹配协变量,采用逐年匹配法,即对城市样本逐年匹配后将各年份的匹配后数据纵向合并至一个数据集中,最后对合并后的面板数据集进行回归。表4中列(3)、列(4)的主回归系数分别为 $-0.071\ 4$ 和 $-0.032\ 5$,和前文的基准回归结果相比依旧在1%的显著水平上显著为负,证实了碳排放权交易制度协同减排的有效性。

表4 稳健性检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	$\ln\text{CO}_2$	$\text{PM}_{2.5}$	$\ln\text{CO}_2$	$\text{PM}_{2.5}$
DID	$-0.078\ 3^{***}$ (0.017 3)	$-0.043\ 4^{***}$ (0.007 8)	$-0.071\ 4^{***}$ (0.023 1)	$-0.032\ 5^{***}$ (0.006 5)
常数项	5.791^{***} (0.750)	4.589^{***} (0.642)	4.260^{***} (0.348)	3.386^{***} (0.265)
Control	No	No	Yes	Yes
固定年份	Yes	Yes	Yes	Yes
固定城市	Yes	Yes	Yes	Yes
R^2	0.812	0.706	0.856	0.837
城市数	224	224	224	224

注:括号内为城市层面的聚类稳健标准误;***表示在1%的水平上显著。

4.3 影响机制分析

前文的基准回归结果和稳健性检验已经显示了碳排放权交易政策对试点地区存在 CO_2 与 $\text{PM}_{2.5}$ 的协同减排效应,接下来进一步分析该政策实现减碳降霾的内在传导机制,验证机制假说是否成立。参考温忠麟等^[28]构建的中介效应模型对碳排放权交易制度进行影响机制检验,在模型(1)的基础上,构建如下计量模型:

$$M_{it} = \beta_0 + \beta_1 (\text{treat}_i \times \text{post}_t) + \text{Control}_{it} + \gamma_t + \mu_i + \epsilon_{it} \quad (2)$$

$$Y_{it} = \theta_0 + \theta_1 (\text{treat}_i \times \text{post}_t) + \theta_2 M_{it} + \text{Control}_{it} + \gamma_t + \mu_i + \epsilon_{it} \quad (3)$$

式中: β_0 、 θ_0 为常数项; β_1 、 θ_1 、 θ_2 为回归系数; M_{it} 为中介变量,包括煤炭消费强度、绿色技术创新水平、技术改造资金3个机制变量,主要关注式(2)中的系数 β_1 与式(3)中的系数 θ_1 与 θ_2 ,根据回归系数的显著性以及符号判断中介效应。

4.3.1 能源消费强度

能源消费强度的机制检验结果见表5。表中列(1)、列(2)是基准回归结果,列(3)是政策实施虚拟变量与煤炭消费强度的回归结果,列(4)、列(5)是对基准回归加入煤炭消费强度变量后的回归结果。列(3)的DID与煤炭消费强度的回归系数显著为负,说明碳排放权交易制度对煤炭消费强度具有

表 5 能源消费强度机制检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	lnCO ₂	PM _{2.5}	lnmtxf	lnCO ₂	PM _{2.5}
DID	-0.092 0*** (0.015 2)	-0.049 5*** (0.008 6)	-0.095 6** (0.042 3)	-0.083 7*** (0.015 1)	-0.048 2*** (0.008 6)
lnmtxf				0.074 2*** (0.010 1)	0.013 6** (0.006 6)
常数项	1.564*** (0.437)	4.504*** (0.271)	2.399*** (0.117)	1.561*** (0.438)	4.510*** (0.266)
Control	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
固定年份	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
固定城市	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
样本数	4 448	4 448	4 448	4 448	4 448
R ²	0.836	0.757	0.719	0.836	0.758
城市数	278	278	278	278	278

注:括号内为城市层面的聚类稳健标准误;***、**分别表示在 1%、5%的水平上显著。

负效应,即政策的实施能够降低试点地区的煤炭消耗强度。且列(4)、列(5)中 DID 与 CO₂、PM_{2.5} 的回归系数显著为负,符号相对于列(1)、列(2)的基准回归结果没有发生变化,说明碳排放权交易制度通过调整地区能源消耗结构来实现减碳降霾的双重红利。进一步分析回归系数可知,政策通过降低煤炭消费强度实现碳减排的中介效应大小是 $-0.095\ 6 \times 0.074\ 2 = -0.007\ 1$,通过降低煤炭消费强度提高空气质量中介效应大小是 $-0.095\ 6 \times 0.013\ 6 = -0.001\ 3$,假说 H3 得到验证。

4.3.2 技术创新效应

技术创新效应的机制检验结果见表 6。列(1)、列(2)是基准回归结果,列(3)是政策实施虚拟变量 DID 与绿色技术创新的回归结果,列(4)、列(5)是对基准回归加入绿色专利申请变量后的回归结果。列(3)的 DID 与绿色专利申请总数的回归系数显著为正,说明碳排放权交易制度对绿色技术创新具有

正效应,即政策的实施能够提高试点地区的绿色创新水平。列(4)、列(5)中 DID 与 CO₂、PM_{2.5} 的回归系数显著为负,符号相对于列(1)、列(2)的基准回归结果没有发生变化,说明碳排放权交易制度通过绿色技术创新来达到减碳降霾的政策效果。进一步分析回归系数可知,政策通过促进绿色技术创新实现碳减排的中介效应大小是 $-0.074\ 2 \times 0.034\ 4 = -0.002\ 6$,通过促进绿色技术创新降低 PM_{2.5} 指数的中介效应大小是 $-0.039\ 8 \times 0.034\ 4 = -0.001\ 4$,假说 H4 得到验证。

4.3.3 技术改造效应

在技术改造指标的选取中,由于 2009 年之前的地级市技术购买与改造经费支出并未进行汇总公布,所以数据选取时间段为 2009—2021 年。技术改造效应的机制检验结果见表 7 和表 8,表 7 是技术购买总经费支出变量的中介效应检验结果,表 8 是技术改造总经费支出变量的中介检验结果。列(1)、

表 6 绿色技术创新效应机制检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	lnCO ₂	PM _{2.5}	lngp	lnCO ₂	PM _{2.5}
DID	-0.092 0*** (0.015 2)	-0.049 5*** (0.008 6)	0.034 4** (0.017 2)	-0.089 5*** (0.014 6)	-0.048 1*** (0.008 5)
lngp				-0.074 2* (0.038 5)	-0.039 8* (0.020 4)
常数项	1.564*** (0.437)	4.504*** (0.271)	2.096*** (0.315)	1.586*** (0.429)	4.516*** (0.268)
Control	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
固定年份	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
固定城市	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
样本数	4 448	4 448	4 448	4 448	4 448
R ²	0.836	0.757	0.529	0.836	0.757
城市数	278	278	278	278	278

注:括号内为城市层面的聚类稳健标准误;***、**、* 分别表示在 1%、5%、10%的水平上显著。

表 7 技术购买支出中介效应检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	lnCO ₂	PM _{2.5}	lnjsgm	lnCO ₂	PM _{2.5}
DID	-0.092 0*** (0.015 2)	-0.049 5*** (0.008 6)	0.269 0*** (0.098 1)	-0.063 9*** (0.011 3)	-0.044 4*** (0.010 0)
lnjsgm				-0.005 9*** (0.001 7)	-0.003 4** (0.001 5)
常数项	1.564*** (0.437)	4.504*** (0.271)	3.192*** (0.601)	2.540*** (0.429)	5.678*** (0.382)
Control	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
固定年份	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
固定城市	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
样本数	4 448	4 448	3 614	3 614	3 614
R ²	0.836	0.757	0.533	0.701	0.547
城市数	278	278	278	278	278

注：括号内为城市层面的聚类稳健标准误；***、**分别表示在 1%、5%的水平上显著。

表 8 技术改造支出中介效应检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	lnCO ₂	PM _{2.5}	lnjsgz	lnCO ₂	PM _{2.5}
DID	-0.092 0*** (0.0152)	-0.049 5*** (0.008 6)	0.314 6*** (0.046 4)	-0.052 0*** (0.010 6)	-0.026 9*** (0.009 8)
lnjsgz				-0.014 8** (0.007 3)	-0.024 5*** (0.006 5)
常数项	1.564*** (0.437)	4.504*** (0.271)	1.698*** (0.131)	5.767*** (0.385)	3.192*** (0.361)
Control	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
固定年份	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
固定城市	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Observations	4 448	4 448	3 614	3 614	3 614
R ²	0.836	0.757	0.610	0.648	0.733
城市数	278	278	278	278	278

注：括号内为城市层面的聚类稳健标准误；***、**分别表示在 1%、5%的水平上显著。

列(2)是基准回归结果,列(3)是政策实施虚拟变量 DID 与技术改造中介指标的回归结果,列(4)、列(5)是在基准回归中加入技术改造中介变量后的回归结果。列(3)的 DID 与技术改造中介指标的回归系数显著为正,说明碳交易制度能够推动地区技术改造。且列(4)、列(5)中 DID 与 CO₂、PM_{2.5} 的回归系数显著为负,符号相对于列(1)、列(2)的基准回归结果没有发生变化,说明碳排放权交易制度通过技术改造效应实现 CO₂ 和 PM_{2.5} 的协同减排效应。进一步分析回归系数可知,政策通过技术的购买与获取促进碳减排的中介效应大小为 $-0.005\ 9 \times 0.269\ 0 = -0.001\ 6$,降霾的中介效应大小是 $-0.003\ 4 \times 0.269\ 0 = -0.000\ 9$;同理通过技术消化与改造实现碳减排的中介效应大小是 $0.314\ 6 \times -0.014\ 8 = -0.004\ 6$,通过技术改造降低 PM_{2.5} 指数的中介效应大小是 $0.314\ 6 \times (-0.024\ 5) = -0.007\ 7$,假说 H5 得到验证。因此,政府在推广

碳排放权交易市场的同时,应积极引导企业进行研发和技术改造,如采用研发补贴增强政策的创新诱导动力,重视企业技术吸收和设备更新改造,助推企业生产方式改造升级和生产效率提高。

4.4 异质性分析

4.4.1 市场发展水平

前文的中介机制检验了碳市场实现地区温室气体与 PM_{2.5} 降碳减污的 3 大主要路径,这些是从内部因素进行分析的。从影响碳排放权交易制度政策效果的外部因素来看,该政策的节能减排效应会随着市场发展水平的高低而呈现出地区异质性。碳市场约束通过市场“优胜劣汰”提高企业生产率进而实现节能减排,碳交易的协同减排效应依赖于碳排放权市场机制,地区营商环境越好,市场机制越健全,市场交易规模越大,碳市场的碳减排效果越显著。因此在模型(1)的基础上加入市场化水平 Market_{*i*} 与政策实施虚拟变量 treat_{*i*} × post_{*i*} 的交互

项,主要关注系数 ∂_1 的显著性和符号,其中 Market_{it} 包括市场化总水平指数 market 和政府市场关系指数 zfsc 两个调节变量,以模型(4)来检验市场化水平对碳交易政策效应的调节作用:

$$Y_{it} = \partial_0 + \partial_1(\text{treat}_i \times \text{post}_t \times \text{Market}_{it}) + \partial_2 \text{Market}_{it} + \text{Control}_{it} + \gamma_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

式中: ∂_0 为常数项; ∂_1 、 ∂_2 为回归系数。

表 9 中显示了市场化总水平指数对碳排放权政策效应的调节作用,其中列(1)、列(3)是市场化总水平与 DID 的交乘项对二氧化碳、PM_{2.5} 指数的回归结果。由表中的结果可知,市场化总水平交互项对碳排放量和 PM_{2.5} 指数的回归系数均显著为负,这与主回归系数的符号相同,说明市场化总水平可以强化碳排放权交易制度的减排协同效应。列(2)、列(4)描述了政府与市场关系得分与 DID 的交乘项对 CO₂、PM_{2.5} 指数的回归结果。政府与市场关系得分是一个衡量政府干预市场程度的指标。如果得分较高,说明政府在市场经济活动中的干预程度较大,政府对市场的控制力度相对较强,这包括政府对价格、供应和需求、产业政策等方面的直接或间接干预;如果得分较低,说明政府在市场经济活动中的干预程度较小,市场的自由度较高,企业在市场交易中有更大的决策自由。由表 9 中的结果可知,政府市场关系与 DID 交互项对碳排放量和 PM_{2.5} 指数的回归系数均显著为负,这说明政府市场关系得分的增加能够增强对碳排放权交易制度的协同减排效果。而进一步比较列(1)与列(2)、

列(3)与列(4)交叉项的绝对值可以发现,政府与市场关系得分的系数绝对值更大。这说明,虽然市场化总水平的提高能够强化碳排放权交易制度的减排作用,但就现阶段而言,政府干预有利于发挥碳排放权交易市场的减排效应。原因在于,我国碳排放权交易市场处于初期发展阶段,其运行机制尚不完善,交易、审核和监管方面还存在一些问题^[29],如企业碳排放信息公开方面缺乏透明度,监管机制不健全等,这些问题可能会导致碳市场无法有效地发挥其应有的作用。政府干预可以一定程度上弥补这些缺陷,确保碳市场能够有效地发挥作用。

4.4.2 资源禀赋

为了全面考察碳排放权交易政策的实施效果,进一步探究该政策在不同资源型城市的实施效果。异质性分析主要考察碳排放权交易政策在资源型城市和非资源型城市中的实施效果对比。表 10 中显示了资源型城市和非资源型城市的政策减排效应,其中,列(1)、列(3)选取资源型城市作为基准回归的样本,列(2)、列(4)则为非资源型城市。比较第 1 行的回归系数可知,与非资源型城市相比,碳交易政策给资源型城市带来的减排协同效应更小。本文认为相对于非资源型城市,资源型城市对自然资源的依赖更大,资源型产业的生产惯性更强,在面对排污成本上升时,更倾向于加大生产投入获得经营利润以弥补排污成本增加所带来的问题,这往往会抵消一定的减排效应。

表 10 城市资源禀赋异质性

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	lnCO ₂	lnCO ₂	PM _{2.5}	PM _{2.5}
DID	-0.079 3*** (0.017 2)	-0.098 3*** (0.017 8)	-0.043 6** (0.011 7)	-0.049 3*** (0.012 4)
常数项	1.279 5*** (0.143 7)	2.467 5*** (0.438 7)	4.638 9*** (0.468 2)	3.438 7*** (0.389 0)
Control	Yes	Yes	Yes	Yes
固定年份	Yes	Yes	Yes	Yes
固定城市	Yes	Yes	Yes	Yes
样本数	1 760	2 688	1 760	2 688
R ²	0.815	0.831	0.729	0.787
城市数	110	168	110	168

注:括号内为城市层面的聚类稳健标准误;***、**、* 分别表示在 1%、5% 的水平上显著。

5 研究结论与政策建议

碳排放权交易制度作为推动碳市场交易进一步发展的政策,在国内外都受到广泛的关注。在政策实施初期,由于对行业的契合度不够、执行形式化、市场反应度不够等原因,这一市场型环境规制

表 9 市场化水平的调节作用

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	lnCO ₂	lnCO ₂	PM _{2.5}	PM _{2.5}
DID×market	-0.012 3*** (0.001 5)		-0.006 3*** (0.002 2)	
market	0.009 4* (0.005 1)		-0.005 5*** (0.001 5)	
DID×zfsc		-0.014 5*** (0.002 3)		-0.007 9*** (0.001 3)
zfsc		-0.007 7* (0.004 5)		-0.007 0** (0.003 1)
常数项	1.679*** (0.183)	1.493*** (0.239)	4.789*** (0.232)	3.474*** (0.114)
Control	Yes	Yes	Yes	Yes
固定年份	Yes	Yes	Yes	Yes
固定城市	Yes	Yes	Yes	Yes
样本数	4 448	4 448	4 448	4 448
R ²	0.817	0.792	0.783	0.679
城市数	278	278	278	278

注:括号内为城市层面的聚类稳健标准误;***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平上显著。

政策在节能减排层面并未发挥显著的作用。但随着碳交易市场的不断完善以及配套政策的合理化,其治污效益日渐明显。选取2006—2021年中国278个地级市作为研究对象,采用多期双重差分方法估计了碳排放权交易制度对地区碳减排的效应。研究发现,碳排放权交易政策的实施有利于降低试点地区 CO_2 和 $\text{PM}_{2.5}$ 的排放,这一结论在一系列稳健性检验之后依然成立;进一步的机制分析表明,碳排放权交易政策通过改善能源消费结构、激发企业技术创新活力以及推动企业进行技术改造实现减碳降霾的双重效应;而从异质性研究中发现,市场化水平的高低对政策效应存在正向的调节作用,自然资源的丰裕程度对政策效应则具有负向抑制作用。根据以上实证研究结果,提出以下政策建议。

(1)健全碳排放权交易平台的机制。实证研究说明碳排放权交易政策能够大力促进试点地区的减碳降霾效应。我国碳市场起步较晚,碳市场的交易量不大,许多法规和机制都还没有建立,尤其是碳价的形成机制不健全。市场活跃度影响碳价的形成,而碳价的合理与否关系到企业参与碳市场的积极性,因此市场活跃度是碳交易能否实现减碳降霾的一大关键因素。充分发挥市场机制的价格信号功能,明确碳排放权配额分配的原则、程序,健全碳排放权配额的制度,传递有效的价格信息,激发碳市场交易活力,引导排污企业积极参与碳排放权交易。

(2)合理制定政府补贴政策,推动碳排企业进行技术创新与技术改造。技术创新对企业的研发水平、资金流量等存在较高的要求,仅靠市场机制对企业技术创新的激励作用仍显不够,因此政府需要对此提供政策支持,鼓励有潜在创新能力的企业进行生产技术创新。同时引导中小规模企业进行技术引进与改造,提高其生产效率进而达到能源消耗与 CO_2 排放量的双控。

(3)持续优化能源消费结构,实现能源消耗总量与强度双降。煤炭化石一次性能源的消费在工业生产中产生的 CO_2 与其他空气颗粒物是大气污染物的主要来源,因此节能是实现碳减排的重要保障,提高能源利用效率,减少对化石能源的依赖,将清洁能源的使用纳入更多企业生产过程之中,优化能源消费结构,促进能源密集型产业绿色转型发展。

(4)完善碳排放权全国交易平台。不断强化碳市场交易功能建设,在总结试点地区经验的基础之上不断扩大碳排放权交易的覆盖面,提高行业覆盖率,促

进区域间企业碳排放权的流通交易,实现碳排放权的高效配置,进而达到预期的减污降碳效果。在碳交易推广的过程中,根据地区资源丰裕程度的不同制定差异化的碳交易激励政策,促进资源密集型生产企业清洁化生产,推动地区产业转型升级,减少对自然资源的依赖,助力城市低碳转型和可持续发展。

参考文献

- [1] 肖权,赵路. 异质性环境规制、FDI与中国绿色技术创新效率[J]. 现代经济探讨, 2020(4): 29-40.
- [2] 刘传明,孙喆,张瑾. 中国碳排放权交易试点的碳减排政策效应研究[J]. 中国人口·资源与环境, 2019, 29(11): 49-58.
- [3] 于向宇,陈会英,李跃. 基于合成控制法的碳交易机制对碳绩效的影响[J]. 中国人口·资源与环境, 2021, 31(4): 51-61.
- [4] 耿文欣,范英. 碳交易政策是否促进了能源强度的下降?: 基于湖北试点碳市场的实证[J]. 中国人口·资源与环境, 2021, 31(9): 104-113.
- [5] 董直庆,王辉. 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, 2021, 38(10): 48-61.
- [6] 李治国,王杰. 中国碳排放权交易的空间减排效应: 准自然实验与政策溢出[J]. 中国人口·资源与环境, 2021, 31(1): 26-36.
- [7] 王勇,赵晗. 中国碳交易市场启动对地区碳排放效率的影响[J]. 中国人口·资源与环境, 2019, 29(1): 50-58.
- [8] 任亚运,傅京燕. 碳交易的减排及绿色发展效应研究[J]. 中国人口·资源与环境, 2019, 29(5): 11-20.
- [9] 李胜兰,林沛娜. 我国碳排放权交易政策完善与促进地区污染减排效应研究: 基于省级面板数据的双重差分分析[J]. 中山大学学报(社会科学版), 2020, 60(5): 182-194.
- [10] 游万海,刘小妹,任英华. 空气质量与中国碳市场: 尾部因果关系? [J]. 电子科技大学学报(社科版), 2022, 24(6): 53-63.
- [11] 彭晓洁,钟永馨. 碳排放权交易价格的影响因素及策略研究[J]. 价格月刊, 2021(12): 25-31.
- [12] 吴茵茵,齐杰,鲜琴,等. 中国碳市场的碳减排效应研究: 基于市场机制与行政干预的协同作用视角[J]. 中国工业经济, 2021(8): 114-132.
- [13] 沈洪涛,黄楠. 碳排放权交易机制能提高企业价值吗[J]. 财贸经济, 2019, 40(1): 144-161.
- [14] 胡珺,黄楠,沈洪涛. 市场激励型环境规制可以推动企业技术创新吗?: 基于中国碳排放权交易机制的自然实验[J]. 金融研究, 2020(1): 171-189.
- [15] CUI J B, ZHANG J J, ZHENG Y. Carbon pricing induces innovation: evidence from China's regional carbon market pilots[J]. AEA Papers and Proceedings, 2018, 108: 453-457.
- [16] DONG F, DAI Y, ZHANG S, et al. Can a carbon emis-

- sion trading scheme generate the Porter effect?: evidence from pilot areas in China[J]. *Science of the Total Environment*, 2018, 653: 565-577.
- [17] ZHANG Y, ZHANG J. Estimating the impacts of emissions trading scheme on low-carbon development [J]. *Journal of Cleaner Production*, 2019, 238: 117913.
- [18] 万攀兵, 杨冕, 陈林. 环境技术标准何以影响中国制造业绿色转型: 基于技术改造的视角[J]. *中国工业经济*, 2021(9): 118-136.
- [19] 沈洪涛, 黄楠, 刘浪. 碳排放权交易的微观效果及机制研究[J]. *厦门大学学报(哲学社会科学版)*, 2017(1): 13-22.
- [20] 王班班, 齐绍洲. 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*, 2016(6): 91-108.
- [21] 宋弘, 孙雅洁, 陈登科. 政府空气污染治理效应评估: 来自中国“低碳城市”建设的经验研究[J]. *管理世界*, 2019, 35(6): 95-108.
- [22] 赵彦云, 陆香怡, 王汶. 低碳城市的 CO₂ 与 PM_{2.5} 减排协同效应分析 [J]. *中国环境科学*, 2023, 43 (1): 465-476.
- [23] 张国兴, 樊萌萌, 马睿琨, 等. 碳交易政策的协同减排效应[J]. *中国人口·资源与环境*, 2022, 32(3): 1-10.
- [24] 孙振清, 李欢欢, 刘保留. 碳交易政策下区域减排潜力研究: 产业结构调整与技术创新双重视角[J]. *科技进步与对策*, 2020, 37(15): 28-35.
- [25] GODIL D I, ZHANG Y, SHARIF A, et al. Investigate the role of technology innovation and renewable energy in reducing transport sector CO₂ emission in China: a path toward sustainable development [J]. *Sustainable Development*, 2021, 29(4): 694-707.
- [26] 张彩云, 吕越. 绿色生产规制与企业研发创新: 影响及机制研究[J]. *经济管理*, 2018, 40(1): 71-91.
- [27] 胡江峰, 黄庆华, 潘欣欣. 碳排放交易制度与企业创新质量: 抑制还是促进[J]. *中国人口·资源与环境*, 2020, 30(2): 49-59.
- [28] 温忠麟, 张雷, 侯杰泰, 等. 中介效应检验程序及其应用[J]. *心理学报*, 2004(5): 614-620.
- [29] 王雪峰, 廖泽芳. 市场机制、政府干预与碳市场减排效应研究[J]. *干旱区资源与环境*, 2022, 36(8): 9-17.

Research on the Synergistic Emission Reduction Effect of CO₂ and PM_{2.5} of Carbon Emissions Trading System

YOU Wenyi¹, XU Ye²

- (1. School of Industrial Economics, Jiangxi University of Finance and Economics, Nanchang 330013, China;
2. School of Modern Economics and Management, Jiangxi University of Finance and Economics, Nanchang 330013, China)

Abstract: Collaborative control of atmospheric pollutants and greenhouse gas emissions is one of the important tasks during the 14th Five Year Plan period. Based on the Panel data of 278 prefecture-level city from 2006 to 2021, the regional synergistic emission reduction effect of the carbon emissions trading system is discussed by using multi period double difference. It is found that the carbon emissions trading system can not only significantly decrease regional carbon emissions, but also reduce the PM_{2.5}, and furthermore realize the synergistic emission reduction effect of greenhouse gases and atmospheric pollutants. Mechanism analysis shows that this policy achieves regional emission reduction synergy through technological innovation, technological transformation, and improvement of energy consumption structure. At the same time, the level of marketization will also affect the emission reduction effect of the policy. Through heterogeneity analysis, it is found that the synergistic emission reduction effect of non resource-based cities is stronger than that of resource-based cities.

Keywords: carbon emissions trading system; collaborative emission reduction effects; technological innovation; technical transformation; energy consumption structure