

中国碳交易政策的减排效应及其机制研究

陈道平¹, 廖海凤¹, 谭 洪²

(1. 重庆师范大学 经济与管理学院, 重庆 401331; 2. 重庆大学 电气工程学院, 重庆 400044)

摘要: 全球气候变暖对环境和经济发展影响巨大, 碳排放是气候变暖的主要原因, 碳交易政策是基于市场机制控制碳排放及推动绿色低碳发展的一项核心政策工具。采用 2004—2019 年中国 30 个省的面板数据(因数据缺失, 未包含西藏地区和港澳台地区数据), 基于双重差分和中介效应模型对碳交易政策的减排效应及其作用机制进行了实证研究。研究结果表明, 不论从总体看还是分区域看, 碳交易政策均具有显著的减排效应, 但效应的大小存在区域差异, 碳交易政策在东部地区的减排效应比中西部地区更大。机制分析发现, 碳交易政策可通过减少能源消耗规模、促进技术创新、促进产业结构升级、增加外商直接投资等渠道实现减排, 能源规模、技术创新、产业结构、外商投资等在碳交易政策传导中具有显著的中介效应, 但这种传导机制存在区域差异。

关键词: 碳交易政策; 减排效应; 双重差分模型; 中介效应模型

中图分类号: F062.1 文献标志码: A 文章编号: 1002—980X(2022)7—0106—14

一、引言

随着气候科学的发展, 越来越多的证据表明人类活动对气候变化有实质性的影响, 全球气候变暖已成为世界性问题。根据世界气象组织发布的《2020 年全球气候状况》报告, 2020 年全球平均气温较工业化前水平高出 1.2℃。联合国政府间气候变化专门委员会(IPCC)已将 1.5℃ 的气温上升标准确定为关键临界点, 超过这个临界点, 极端天气、粮食安全、社会经济发展的风险将急剧增加。20 世纪 60 年代, Coase(1960) 提出环境问题本质上起源于经济发展带来的环境外部性, 只有通过外部成本的内部化才能从根本上解决环境问题, 这一观点为采用市场导向的环境规制机制奠定了理论基础。2005 年, 伴随《京都议定书》生效, 碳排放权成为国际商品, 致力于全球温室气体减排的碳交易市场迅速发展。根据世界银行发布的《碳定价机制发展现状与未来趋势 2020》报告, 全球已建立了 31 个碳排放交易体系, 覆盖全球温室气体总量 16% 以上的排放量、近 1/3 的人口和 54% 的全球国内生产总值。在相关研究领域, 现有文献关注了碳排放权交易的机制设计和对经济、环境等的影响, 但对相关碳交易政策的减排效应及其作用机制的研究则有所不足, 尽管后者已经成为政府、国际社会及学术界极为关注的问题之一。

中国对碳排放权交易市场的建立极为重视, 出台了一系列激励减排及规范市场行为的碳交易政策, 此时对碳交易政策的减排效应及其作用机制的研究显然具有重要价值。为了履行减碳承诺和控制碳排放, 中国国家发展和改革委员会于 2011 年 10 月宣布批准北京、天津、上海、重庆、湖北、广东、深圳七个省市开展二氧化碳排放权交易试点工作, 试点本着抓大放小的原则, 率先在钢铁、电力、化工、水泥、造纸、有色金属等高污染、高排放行业展开, 以期通过配额总量控制、交易排放配额的方式激励企业减排。深圳市 2014 年发布《深圳业务拓展奖励办法》, 激励更多企业进入碳市场, 碳价格出现先下降后上升最后趋于平稳的态势。天津市 2015 年发布《天津市大气污染防治条例》, 碳排放市场对碳配额的需求增大。湖北省于 2014 年发布《湖北省工业企业温室气体排放监测、量化和报告指南》后, 2018 年出台《湖北碳排放权抵消机制有关事项通知》, 稳定了市场预期。广东省 2014 年发布《广东省 2014 年度碳排放配额分配方案》, 由于电力、钢铁、石化、水泥等企业免费配额比例较高, 出现了碳交易价格急剧下降的状况。上海市先后于 2014 年发布《上海市碳排放管理试行办法》和 2018 年发布《上海市碳排放核查工作规则》, 企业对碳配额的认知得以加强, 碳价格呈现相对

收稿日期: 2022-02-24

基金项目: 国家社会科学基金“绿色技术创新视角下的西部地区环境规制研究”(18BJY093); 重庆市社科规划项目“碳交易政策下重庆市碳减排效应、碳市场效率及碳排放预测研究”(2020YBGL99)

作者简介: 陈道平, 博士, 重庆师范大学经济与管理学院教授, 研究方向: 技术经济及管理; 廖海凤, 重庆师范大学经济与管理学院硕士研究生, 研究方向: 环境经济; 谭洪, 重庆大学电气工程学院博士研究生, 研究方向: 能源系统低碳化经济调度。

稳定的态势。重庆和北京出台的碳交易政策相对较少,市场主要受国家政策的影响及行业企业对碳市场规则的适应程度和碳配额的合理程度的影响。2020年,中国政府在联合国大会上承诺争取在2060年前实现碳中和的目标,而碳排放权交易市场正是实现该目标的重要平台。根据国际碳行动伙伴组织(ICAP)发布的《2021年度全球碳市场进展报告》,中国碳市场建设进展迅速,一系列政策的出台为建成全球最大碳市场做出了努力。当前正处在全球温室气体减排、控制升温的关键时期,也是中国国家碳市场建设的关键期,在这一时期对中国碳交易政策的减排效应及其作用机制的研究显得尤为重要。现有文献虽然有少量针对中国碳交易政策的作用机制的研究,但大多还是针对碳交易政策对环境和经济的影响的研究。此外,现有研究多着眼于政策的总体环境影响,没有考虑中国区域发展不平衡的因素,忽视了碳交易政策减排效果的区域差异。基于此,将基于双重差分模型和中介效应模型对碳交易政策的减排效应及其机制进行实证研究,同时进一步考察其区域异质性。

二、文献综述

碳交易是指碳排放权交易,碳交易政策是指碳排放权交易政策。碳交易政策是一种市场化的环境规制工具,其目的是减少碳排放。自中国碳交易政策实施以来,学者们从不同角度展开了研究,相关文献可以从以下几方面进行综述。

碳交易政策的顺利、有效实施需要稳健的碳交易市场为支撑,一系列文献对碳交易市场进行了研究,涉及市场建设、机制设计、市场监管等。在碳交易市场建设中,制度建设具有基础性作用。张希良等(2021)认为,应借鉴国际碳排放权交易市场发展的先进经验,结合我国碳交易市场发展的基本现状,建立和完善我国碳交易的法律法规和监管体系,为我国碳交易提供制度基础,规范市场交易行为。碳交易机制的设计是市场有效运行的保障。杨光和谢家平(2019)从中央政府、地方政府、行业协会、企业及个人五个层面分析了碳交易机制的设计问题,基于绿色全产业链视角提出了要在全产业链中成立企业碳减排联盟、准确认定企业碳排放水平并体现不同区域碳排放水平的差异来促进碳交易机制设计工作的开展。配额分配是碳市场建设的前提,为提升各省碳排放权交易效率,需要根据各省实际科学、合理分配配额(宋杰鲲等,2017)。总体看,中国碳市场现阶段的机制设计仍然存在改进空间(汤维祺等,2016;钱浩祺等,2019)。在碳市场的监管方面,张阳(2022)研究认为碳排放交易不能过度强调市场投机和金融衍生,碳排放交易市场不排斥金融化的效率促进和市场活跃,但应防止高度金融化可能引致的风险衍生和目的异化,提出将碳排放交易纳入更高位阶的应对气候变化法的规制范围,增强制度的稳定性和约束力,明晰碳市场横向主管部门和纵向央地机构间的监管边界,尤其要厘清发改委、生态环境部门和金融监管当局的主管范围。

在碳交易政策对环境和经济的影响研究方面。王勇和赵晗(2019)从碳交易政策对环境的影响展开研究,发现碳市场建立对碳排放效率具有提升作用。刘传明等(2019)利用合成控制法从国家层面对政策减排效果进行了研究,发现碳交易政策带来的碳减排效果明显,但不同省由于经济发展水平、节能技术等差异减排效果不尽相同。陆敏等(2018)运用趋势分析及灰色预测模型研究发现碳交易机制能有效降低上海市工业行业间接碳排放强度,但对直接碳排放的影响较小。薛飞和周民良(2021)证实碳交易市场规模存在碳减排效应及协同减排效应,碳交易市场规模的扩大有利于降低试点地区碳排放量,碳交易市场规模在实现碳减排的同时还能发挥协同减排效应减少二氧化硫排放量。余萍和刘纪显(2020)研究了碳交易市场规模的绿色效应和经济增长效应,结果显示扩大碳交易市场规模有利于改善环境质量和促进经济增长,其实现环境质量改善的主要作用机制为技术改进,实现经济增长的主要作用机制为经济规模和技术改进。刘和旺等(2020)研究了碳交易政策对企业转型升级的影响,认为碳交易政策显著促进了我国企业转型升级,且对非国有企业和大型企业转型升级更为显著。任晓松等(2021)研究了碳交易政策对工业碳生产率的影响效果及异质性,发现碳交易政策显著提升了工业碳生产率,实现了“降碳促经”效果,但各试点地区对政策的响应程度存在一定差异。范庆泉等(2015)、张俊荣等(2016)同时考虑碳交易政策对环境和经济的影响,他们的研究结果证实碳交易政策实施的效果存在区域差异。闫云凤(2015)把中国碳市场纳入全球视野进行考察,发现加入全球碳市场将会对中国经济增长产生较大的负面影响,但越早加入这种负面影响越小。

在碳交易政策发挥减排效应的作用机制方面,技术进步可能是主要路径,但这种认识并不统一。相关研究认为交易成本是影响碳市场有效性最主要的因素(Stavins, 1995; Naegele, 2018; 王梅和周鹏, 2020),交易费用的存在使减排成本显著增加,进而抑制减排量并削弱碳市场的有效性(Zhang et al, 2011; 崔连标等,

2017)。在碳交易政策发挥减排效应的过程中,技术进步一开始就受到极大的关注。刘晔和张训常(2017)采用中国A股上市公司数据,从微观层面证实碳排放交易制度从长远来看可以通过促进企业技术创新来降低二氧化碳排放,但该政策只对大规模企业研发创新有正向促进作用,对于小规模企业的研发创新没有显著影响。陈向阳和何海靖(2021)认为我国碳交易还不能通过倒逼企业进行技术创新来实现节能减排,因此对企业发展存在负向影响。范丹等(2017)利用双重差分模型发现对于正处在低碳转型的中国而言,碳交易机制在一定程度上可以推动实现试点地区技术进步从而降低碳排放,短期内实现了“弱波特效应”。也有学者从其他视角探究了减排效应的作用机制。周迪和刘奕淳(2020)实证研究发现碳交易政策能通过调整产业结构、能源强度实现碳减排。沈洪涛等(2017)认为尽管中国碳市场激励型规制取得了积极的节能减排效果,但作用机制主要在于参与减排企业短期内的产量调整,并未显著提升企业长期节能减排投入。

通过对文献的细致梳理可以知道,学者们对碳交易市场的机制设计、碳交易政策对环境和经济的影响等进行了较为广泛和深入的研究,取得了较为丰富和有价值的研究成果,这些研究成果可以总结为碳交易市场还可以进一步完善、碳交易政策总体上存在一定的减排效应、碳交易政策对环境的影响是积极的、碳交易政策对经济的影响还需观察等,这些研究为本研究提供了参考。同时,学者们也对碳交易政策实现减排的机制进行了初步分析,这为本研究提供了借鉴,但这些研究是不全面和系统的,其具体体现在仅单一的考虑了技术创新、产业结构升级等作为传导路径实现减排,而且在研究中较少考虑区域的异质性。对此,将对碳交易政策的减排效及其作用机制进行全面系统的实证研究,边际贡献在于:第一,在数据与方法方面,使用了较新数据并采用双重差分和中介效应模型进行研究;第二,在分析碳交易政策的减排效应时考虑了区域的异质性;第三,从能源规模、技术创新、产业结构、引进外资四个角度考察碳交易政策减排效应的作用机制,同时考察作用机制的区域异质性。

三、理论分析与研究假设

(一) 碳交易政策的减排效应

效应是指由某种动因或原因所产生的一种特定的科学现象,它是由一些因素和一些结果构成的一种因果现象。效应一词多用于对一种自然现象或社会现象的描述,研究碳交易政策的减排效应就是要研究碳交易政策的实施是否带来了二氧化碳排放的减少,若带来二氧化碳排放的减少就称其具有减排效应,否则就没有减排效应。碳交易政策是基于新制度经济学的产权理论并以市场为纽带的应对全球气候变暖的一种有力环境规制工具,从理论上讲,以市场决定和政府调节相结合的碳交易政策能够激励企业减排,总体减排目标及控排企业的具体排放额的规定使碳交易政策成为一种强约束性环境规制工具(张海军等,2019)。碳交易前,政府会根据社会需要制定严格的碳排放总量,并据此给控排企业分配碳排放配额,这个配额是允许企业有一定数量的免费碳排放(碳排放许可),若超额排放则需向拥有富裕配额的企业购买排放权。一方面,为了避免产生超额排放成本,以利润最大化为核心目标的控排企业在碳交易政策的刺激下必然会做出相应的适应性反应,有效利用免费碳排放配额;另一方面,以市场为基础的碳交易政策可以通过市场交易激励企业减排,当碳交易市场价格高于企业减排的边际成本时,企业可以选择增加减排强度获得盈余排放配额,在碳交易市场上卖出以获得更高的利润,为企业碳减排提供动态激励(缪文清和沈炳良,2020)。因此,碳交易政策应当能够促使二氧化碳排放的减少,其应该具有减排效应。此外,中国是一个幅员辽阔、区域发展极不均衡的国家,政策实施的效果往往因区域不同而存在差异。按照国家统计局的标准,中国按经济和地理因素大致可以划分为两个区域,即东部和中西部区域。东部地区地理位置优越,拥有高素质的劳动力,雄厚的技术力量和坚实的工业基础,在中国经济发展中起着主导作用;中西部地区的经济基础和技术管理水平与东部地区差距较大,但这些地区有着丰富的能源和金属资源,发展潜力巨大。因此,区域异质性将如何影响政策的减排效果有待探究。

基于此,提出假设:

碳交易政策具有显著的减排效应,能够有效降低试点地区的碳排放(H1a);

碳交易政策的减排效应具有显著的区域异质性(H1b)。

(二) 碳交易政策减排的机制

随着碳交易政策实施,控排企业需要建立排放台账和账簿,对排放数据进行监测、报告,并接受来自第三

方核查机构的监督(沈洪涛等,2019)。依据配额量适度紧张的原则设立的企业免费排放额给企业带来了压力,面对碳排放配额约束,企业首先会采取减少碳消耗的方式将排放量控制在给定配额内。此外,长期以来,由于经济发展的需要,能源价格被相对低估,导致能源的过度使用,而温室气体主要来源于化石能源消费,以控制温室气体排放为主要目标的碳交易通过市场化调整提高了化石能源使用成本(齐绍洲和张振源,2019)。出于对长远经济利益的考虑,控排企业需要重新考虑能源投入的分配,调整其能源消耗结构、提高能源利用效率以实现减排任务(黄向岚等,2018)。

基于此,提出假设:

碳交易政策可以通过降低能源消耗规模进而实现减排(H2a);

碳交易政策通过降低能源消耗规模实现减排具有显著的区域异质性(H2b)。

Porter 和 Van Der Linde (1995)认为合理而严格的环境规制可以促进企业的创新活动,这些创新活动产生的收益可以在弥补企业环境保护成本的同时增强其盈利能力,产生“创新补偿效应”。以市场为基础的政策使碳交易参与者必须仔细权衡购买排放配额与开发技术的成本,而碳价的不确定性带来的碳风险加强了“补偿效应”。碳价通常随着碳市场供求关系的变化而变化,而宏观经济波动、未来价格和政策的不确定性(如碳限额分配从免费向拍卖的过渡)、极端天气情况等诸多外部因素使得碳资产的供求并不稳定,碳价波动剧烈(胡珺等,2020)。为降低碳风险,企业会更理性地在环境管理与主营业务之间配置资源,加大力度研发和使用低碳技术(童健等,2016)。另外,低碳技术创新带来的额外利润也给企业碳减排带来动力。

基于此,提出假设:

碳交易政策可以通过技术创新进而实现减排(H3a);

碳交易政策通过技术创新实现减排具有显著的区域异质性(H3b)。

碳交易政策通常从供求两方面影响产业结构(李虹和邹庆,2018)。从需求层面来说,随着碳交易政策实施,低碳环保观念深入人心,消费者更加偏好消费绿色产品,在市场的驱动下企业开始改进技术、优化产业结构进行绿色生产(谭静和张建华,2018)。从供给层面来说,碳交易政策的实施给污染密集型产业带来高额的“环境遵循成本”,为谋求企业的生存与发展,这类企业必须引进环保工艺、进行技术革新,在实现绿色效益的同时提高企业绩效(葛翔宇等,2020)。对于新进入企业而言,碳交易政策实施使得准入门槛提高,投资者只能选择环境政策宽松的地方或低污染行业进行投资,且投资于低污染行业更符合企业社会责任的原则和国家未来政策取向。

基于此,提出假设:

碳交易政策可以通过产业结构升级进而实现减排(H4a);

碳交易政策通过产业结构升级实现减排具有显著的区域异质性(H4b)。

“污染光环假说”和“污染天堂假说”是关于外商直接投资与环境关系的两大主要观点。“污染光环假说”认为外资带来了先进的环保技术和设备,有利于东道国绿色生产技术的发展、绿色产品的生产,先进的减排系统也有助于减少东道国的资源消耗,为东道国带来环境福利(谢波和徐琪,2019)。“污染天堂假说”则认为由于发达国家环境规制制度更严苛、环境治理成本更高昂,而发展中国家相对宽松的环境政策吸引发达国家将高污染产业向发展中国家转移,这种转移往往会加剧东道国的环境污染,沦为发达国家的“污染天堂”(路正南和罗雨森,2021)。在环境规制政策下,外商直接投资的引入之所以呈现出两种不同的结果,是由FDI的技术溢出效应、各地吸收外资能力等差异决定的,要发挥技术溢出效应还需内资企业具备良好的学习与吸收能力。

基于此,提出假设:

碳交易政策可以通过引进外资进而实现减排(H5a);

碳交易政策通过引进外资实现减排具有显著的区域异质性(H5b)。

四、模型与数据

(一) 差分模型:减排效应

为了研究碳交易政策的减排效应,将构建双重差分模型。该模型最早由学者周黎安等引入并用于探讨农村税费改革问题(周黎安和陈烨,2005),目前其已成为评估政策效应的常用工具。双重差分模型的优势在

于不但能有效克服政策带来的内生性问题,而且对于面板数据能有效利用被解释变量的外生性来控制样本间不可观测的异质性及不随时间变化的不可观测因素的影响。其基本思想是将政策实施视为一项“准自然试验”,将实施政策的地区设为实验组,未实施政策的设为控制组,通过比较实验组和控制组某项指标在政策实施前后的差异来量化政策实施的效果。国家发改委于 2011 年印发《关于开展碳排放权交易试点工作的通知》,宣布在广东、湖北、北京、上海、重庆、天津等地实施碳交易试点政策^①。在本研究中,此 6 个省市将作为实验组,其余省市将作为控制组,以 2011 年为政策起始点,双重差分模型设定为

$$\ln CO_{2it} = c + \alpha treat_i \times period_t + \sum \beta X_{it} + \lambda_i + \gamma_t + \mu_{it} \quad (1)$$

其中:被解释变量 $\ln CO_{2it}$ 为二氧化碳(CO_2)排放量的对数;下标 i 为地区; t 为时间; $treat$ 和 $period$ 分别为省份虚拟变量和时间虚拟变量; $treat \times period$ 为双重差分变量,其系数 α 将是重点关注的对象,它衡量了碳交易政策对碳排放的影响,若该系数显著为负,表明碳交易政策具有显著的减排效应; X 为可能影响二氧化碳排放的其他控制变量; λ_i 为个体固定效应; γ_t 为时间固定效应; μ_{it} 为随机扰动项。

(二) 中介模型:机制分析

机制研究将采用中介效应模型进行,借鉴温忠麟和叶宝娟(2014)的研究,构建中介效应模型(2)~中介效应模型(4)。模型(2)反映碳交易政策对碳排放的影响,模型(3)反映碳交易政策对中介变量的影响,模型(4)反映碳交易政策、中介变量对碳排放的影响。通过三个模型的估计系数可以检验碳交易政策对碳排放的影响是否存在中介效应,进而可对碳交易政策的减排效应的作用机制进行分析。

$$\ln CO_{2it} = c + \eta_1 treat_i \times period_t + \sum \beta X_{it} + \lambda_i + \gamma_t + \mu_{it} \quad (2)$$

$$MED_{it} = c + \eta_2 treat_i \times period_t + \sum \beta X_{it} + \lambda_i + \gamma_t + \mu_{it} \quad (3)$$

$$\ln CO_{2it} = c + \eta_3 treat_i \times period_t + \eta_4 MED_{it} + \sum \beta X_{it} + \lambda_i + \gamma_t + \mu_{it} \quad (4)$$

其中: c 、 α 和 β 为待估参数;模型中的变量 MED 为中介变量,在本研究中具体为能源规模的对数 $\ln E$ 、技术创新 RD 、产业结构 $Upgrade$ 或外商投资 FDI 。

中介效应检验步骤为:第一步,检验模型(2)的系数 η_1 , η_1 代表碳交易政策的总效应,若显著,则进行下一步检验,否则停止检验;第二步,依次检验模型(3)的系数 η_2 和模型(4)的系数 η_4 ,若两个系数都显著,则表明间接效应显著,转到第四步,若至少有一个系数不显著,则进行第三步检验;第三步,用 Bootstrap 法检验,若显著,则间接效应显著,可接着进行第四步检验,否则间接效应不显著,停止分析;第四步,检验模型(4)的系数 η_3 ,若不显著,即直接效应不显著,说明只有中介效应,若显著,即直接效应显著,继续进行第五步;第五步,比较 $\eta_2 \times \eta_4$ 与 η_3 的符号,若同号,则存在部分中介效应,即碳交易政策能通过中介变量实现减排,若异号,则属遮掩效应,中介变量遮掩了碳交易政策的减排效果。

(三) 变量

1. 被解释变量

二氧化碳排放水平($\ln CO_2$)为被解释变量,以二氧化碳排放量取对数表示,二氧化碳排放量计算公式为

$$CO_2 = \sum_{k=1}^8 (E_k \times NCV_k \times CEF_k) \quad (5)$$

其中: CO_2 为二氧化碳排放量; k 为各类化石燃料; E_k 为各类燃料消耗量; NCV_k 为各类化石燃料平均低位发热量; CEF_k 为各类化石燃料碳排放系数。

由于国家统计局没有直接公布二氧化碳排放数据,通常的做法是根据各省主要化石燃料消耗量来估算二氧化碳排放量。本研究选取了煤炭、焦炭、燃料油、汽油、煤油、柴油、天然气、原油等八类化石燃料,根据 IPCC 准则提供的碳排放系数进行估算,结果见表 1。

表 1 IPCC 准则中各类化石能源排放系数

燃料类型	煤炭	天然气	焦炭	燃料油	汽油	煤油	原油	柴油
NCV(千焦/千克)	20908	38931	28435	41816	43070	43070	41816	42652
CEF(千克/太焦)	95333	56100	107000	77400	70000	71500	73300	74100

^① 试点地区中除深圳市为地级市外,其余 6 个地区均为省和直辖市,为了统一研究范围,将深圳市数据并入广东省研究。

2. 核心解释变量

碳交易政策虚拟变量 $treat \times period$, 根据国家发改委公布碳交易政策试点地区名单及时间先后予以赋值。 $treat=1$ 表示该省份为碳交易试点省份, 不属于试点省份则取 $treat=0$; 2011 年及以后取 $period=1$, 其他时期 $period=0$ 。

3. 控制变量

Ehrlich 和 Holdren (1971) 认为影响环境的三大主要因素是人口、技术水平和经济发展程度。Grossman 和 Krueger (1991) 提出的环境库茨涅茨曲线表示经济结构、技术水平和经济规模是影响环境的三大主要因素。本研究选取工业化程度(反映经济结构)、人口规模、能源效率(反映技术水平)和人均收入(反映经济发展水平)作为控制变量。

4. 中介变量

基于前文理论分析选择能源规模、技术创新、产业结构、外商投资作为中介变量。

(四) 数据

选取中国 30 个省份 2004—2019 年的省际面板数据^②, 数据主要来源于《中国统计年鉴》《中国能源统计年鉴》《中国科技统计年鉴》及《中国人口和就业统计年鉴》, 对所有价值变量以 2004 年为基期进行了消胀处理, 变量定义及描述性统计见表 2。

表 2 变量及其描述性统计

变量类型	变量名称	变量定义	单位	观测值	均值	标准差
被解释变量	二氧化碳排放量($\ln CO_2$)	$CO_2 = \sum (E_k \times NCV_k \times CEF_k)$	万吨	480	10.246	0.798
核心解释变量	碳交易政策($treat \times period$)	虚拟变量(0,1)	—	480	—	—
控制变量	工业化程度($\ln Industry$)	$\ln(\text{第二产业产值}/\text{地区生产总值})$	%	480	3.801	0.220
	人口规模($\ln POP$)	$\ln(\text{地区总人口})$	万人	480	8.177	0.750
	能源效率($Energy$)	地区能源消耗量/地区生产总值	吨/万元	480	1.246	0.669
	人均收入($\ln PGDP$)	$\ln(\text{地区生产总值}/\text{地区总人口})$	元/人	480	9.104	0.974
中介变量	能源规模($\ln E$)	$\ln(\text{地区能源消耗量})$	万吨	480	9.253	0.717
	技术创新(RD)	技术市场投资完成额/地区生产总值	%	480	0.011	0.023
	产业结构($Upgrade$)	第三产业产值/第二产业产值	%	480	1.059	0.587
	外商投资(FDI)	实际利用 FDI 总额/地区生产总值	%	480	2.723	2.380

五、实证结果分析

首先分析 2004—2019 年碳交易政策在试点地区对二氧化碳排放产生的总体影响; 其次, 将中国划分为两个具有代表性的区域, 分析碳交易政策减排效应的区域异质性。

(一) 减排效应: 总体分析

为了考察碳交易政策对碳排放的总体影响, 对模型(1)进行回归。表 3 报告了回归结果,(1)列未加入控制变量, 但加入了个体固定效应和时间固定效应,(2)~(4)列加入了控制变量, 且逐步加入了个体固定效应或时间固定效应。从表 3 可以看出, 在几种回归结果中, 双重差分项($treat \times period$)估计系数均为负, 并且通过了 1% 的显著性检验, 表明碳交易政策实施能够有效降低试点地区的碳排放, 碳交易政策具有显著的减排效应, 这验证了假设 H1a。

控制变量的回归结果显示, 能源效率、工业化水平、经济规模与二氧化碳排放量呈显著正相关。能源效率提高意味着单位 GDP 能耗下降对应的能源效率值就越小, 二氧化碳排放就越少, 该变量估计结果与预期相符; 工业化比重越大、经济规模越大意味着更大规模的污染排放量, 两个变量估计结果与预期相符。人口

表 3 碳交易政策对二氧化碳排放影响的估计结果

变量名	(1)	(2)	(3)	(4)
	$\ln CO_2$	$\ln CO_2$	$\ln CO_2$	$\ln CO_2$
$treat \times period$	-0.252***(-7.49)	-0.226***(-6.10)	-0.286***(-8.81)	-0.264***(-7.38)
$Energy$		0.241***** (5.93)	0.269*** (7.11)	0.237*** (6.04)
$Industry$		0.446*** (7.25)	0.417*** (4.48)	0.445*** (4.32)
$\ln PGDP$		0.704*** (21.81)	0.391*** (4.69)	0.284*** (2.83)
$\ln POP$		0.200 (1.11)	0.369*** (3.75)	0.236 (1.37)
个体固定	是	是	否	是
时间固定	是	否	是	是
常数项	8.922** (189.10)	-0.282 (-0.22)	1.425** (2.14)	3.033** (2.34)
观测值	480	480	480	480
R^2	0.740	0.747	0.787	0.788

注: 括号内为各系数的 t 统计值; ***, **, * 分别表示 1%、5%、10% 的显著水平。

^② 考虑到西藏自治区、港澳台地区数据缺失较多, 未纳入分析。

规模与二氧化碳排放量呈正相关,符号与预期相符,但未完全显著,可能的原因是相对于其他控制变量,人口规模是慢变量,短期内未能被完全识别。

(二)减排效应:区域异质性

前文分析表明,碳交易政策具有显著的减排效应。考虑到中国地理区域较为广阔,政策实施的效果可能会因为区域的不同而存在差异,为了加深对碳交易政策的减排效应的认识,有必要进一步考察碳交易政策对碳排放影响的区域异质性。本文与其他相关研究类似,把中国划分为东部地区和中西部地区,按照此分类标准,试点地区北京、天津、上海、广东属于东部地区,湖北、重庆属于中西部地区。为此,把模型(1)扩展为

$$\ln CO_{2u} = c + \theta Did_u \times location_k + \sum \beta X_{iu} + \eta_i + \mu_t + \varepsilon_{iu} \quad (6)$$

其中:变量 Did_u 为模型(1)中的交互项,即 $treat \times period$;变量 $location_k$ 表示两类地区,取值为 1 或 0, k 的取值为 1 或 2, $k=1$ 表示东部地区, $k=2$ 表示中西部地区;当分析碳交易政策对东部地区碳排放的影响时, $location_1$ 取 1, $location_2$ 取 0;当分析碳交易政策对中西部地区的影响时, $location_1$ 取 0, $location_2$ 取 1; θ 为待估参数。

表 4 报告了模型(6)的回归结果。从表 4 可以看出,不论是东部地区还是中西部地区,在加入控制变量或个体固定效应或时间固定效应的各种情况下,交互项系数都为负,与预期相符。对东部地区而言,交互项系数全部在 1% 的显著性水平上显著为负,这表明碳交易政策显著地降低了东部地区的碳排放,减排效应明显。对中西部地区来说,未加控制变量的(4)列的交互项系数不显著,但当加入控制变量进而排除控制变量的影响后,交互项系数就在 1% 的显著性水平上显著,这表明碳交易政策对中西部地区仍然存在减排效应。

进一步分析发现,尽管碳交易政策对东部地区和中西部地区均具有减排效应,但效应的大小存在差异,碳交易政策对东部地区减排效应的绝对值大于中西部地区,显示出非常明显的区域异质性。由此可见,碳交易政策的实施尽管对东部地区和中西部地区均达到了减排效果,但对东部地区的影响大于对中西部地区的影响,这验证了假设 H1b。

(三)机制分析:总体分析

碳交易政策能够显著减少二氧化碳的排放,存在显著的减排效应,这背后的传导机制是怎样的呢?本文从市场、资源配置、供求关系和外商投资角度对碳交易政策影响二氧化碳排放的机制进行探索。市场经济理论认为,市场在资源配置中具有基础作用。由于经济发展的需要,中国的能源价格被相对低估,市场并没有发挥资源配置的基础性作用,进而导致能源的过度使用,碳交易政策的引入事实上是引入市场机制,以能源的市场价格为信号引导企业降低能源消耗规模,进而实现减排。此外,在企业面临碳交易政策强制约束的背景下,由于碳价格的波动,企业为了降低风险会在环境管理与主营业务之间配置资源,适时地加大技术创新力度研发低碳技术。碳交易政策也会从供求两方面影响产业结构进而实现减排,从需求层面看,随着碳交易政策的实施,消费者更加偏好消费绿色产品,这必将在市场的驱动下激励企业对产业结构升级以推进绿色生产,从供给层面看,碳交易政策的实施必然增加污染密集型企业的成本,生存和发展的需要将引导企业对产业结构的转型升级。各国引进外资的经验表明,外资既可能带来先进且环保的技术,也可能把高污染产业向发展中国家转移,中国碳交易政策的实施有助于引进更加环保的技术。由此,在前面的理论分析中提出假设,碳交易政策可通过降低能源消耗规模、促进技术创新、促进产业结构升级和增加外商直接投资这一重要传导机制来减少二氧化碳排放,并且构建了中介效应模型(2)~中介效应模型(4)来识别该机制,若存在中介效应,则该机制成立。是否存在中介效应的检验基于前述中介效应检验的五个步骤进行,表 5 报告了模型的估计结果。

首先检验能源规模在碳交易政策发挥减排效应上是否存在中介效应。表 5 中(1)列估计结果表明碳交易政策在促进减排上发挥了显著作用。(2)列交互项系数为 -0.160,且在 1% 水平上显著为负,说明与未实施

表 4 碳交易政策减排效应的区域差异

变量名	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	$\ln CO_2$					
$Did \times location_1$ (东部地区)	-0.300*** (-7.62)	-0.333*** (-7.81)	-0.328*** (-6.55)			
$Did \times location_2$ (中西部地区)				-0.089 (-1.56)	-0.213*** (-3.94)	-0.186*** (-3.50)
控制变量	否	是	是	否	是	是
个体固定	是	是	是	是	是	是
时间固定	是	否	是	是	否	是
常数项	8.955*** (184.35)	1.545** (2.25)	2.878** (2.13)	8.805*** (185.71)	2.067*** (3.00)	6.707*** (5.46)
观测值	480	480	480	480	480	480
R^2	0.741	0.782	0.783	0.708	0.759	0.768

注:括号内为各系数的 t 统计值;***、**、* 分别表示 1%、5%、10% 的显著水平。

碳交易政策的地区相比,实施该政策的地区能源消耗规模显著下降。(3)列进一步显示能源规模的中介效应,交互项系数降低但没有通过显著性检验;能源规模系数显著为正。根据中介效应检验规则,可知加入能源规模这一中介变量后碳交易政策的直接效应不显著但间接效应显著,说明只存在中介效应,即碳交易政策主要通过改变能源规模降低了碳排放,这验证了假设 H2a。

其次检验技术创新在碳交易政策发挥减排效应上是否存在中介效应。同样,表 5(1)列交互项系数显示碳交易政策具有显著的减排效果。从(4)列的回归来看,交互项系数为 0.008,在 1% 的水平上显著为正,说明碳交易政策实施有助于提高试点地区技术创新水平。(5)列可以看出交互项系数减小,技术创新系数显著为负,且 $\eta_2 \times \eta_4$ 的乘积与 η_3 的符号相同,由此可知技术创新存在部分中介效应,这验证了假设 H3a。

接着检验产业结构升级在碳交易政策发挥减排效应上是否存在中介效应。同样,表 5(1)列交互项系数显示碳交易政策具有显著的减排效果。(6)列交互项系数为 0.074,在 1% 的水平上显著为正,说明碳交易政策实施有助于提高试点地区产业结构由第二产业向第三产业转型升级。(7)列交互项系数在 1% 的水平上显著为负,产业结构升级系数在 1% 的水平上显著为负,根据中介效应检验规则,产业结构变量具有中介效应,这说明碳交易政策可通过产业结构转型升级来实现减排,假设 H4a 得以验证。

最后检验外商投资在碳交易政策发挥减排效应上是否存在中介效应。表 5(1)列的估计结果说明了碳交易政策具有减排效应。(8)列估计结果显示,交互项系数为 0.599,符号与预期相符但没有通过显著性检验,表明碳交易政策实施对外商直接投资有正向作用但不显著。(9)列交互项系数与(1)列相比有所下降,外商投资系数显著为负。此时,为识别外商投资是否在碳交易政策实施与碳排放的关系中发挥中介作用需要进一步检验。MacKinnon et al(2004) 研究认为中介效应检验中统计效率最高的是 Bootstrap 法,现采用 Bootstrap 法检验该变量中介效应的存在性。通过 Bootstrap 法抽样 500 次,得 95% 置信区间为 (-0.504, -0.311),显然该置信区间不包含 0,且双尾检验 P 值为 0.000,表明外商投资的间接效应显著。进一步比较 $\eta_2 \times \eta_4$ 与 η_3 的符号可知,外商投资变量具有中介效应,碳交易政策可以通过引进外资进而实现减排,假设 H5a 得到验证。

表 5 碳交易政策减排效应的机制检验

变量名	总效应		能源规模		技术创新		产业结构		外商投资	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	
treat×period	-0.264*** (-7.38)	-0.160*** (-8.49)	-0.037 (-1.44)	0.008*** (4.24)	-0.224*** (-6.34)	0.074*** (2.87)	-0.239*** (-6.81)	0.599 (1.33)	-0.260*** (-7.27)	
lnE			1.420*** (23.24)							
RD					-5.096*** (-5.75)					
Upgrade								-0.337*** (-5.19)		
FDI										-0.007* (-1.73)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是
个体固定	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是
时间固定	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是
常数项	3.033** (2.34)	0.214 (0.31)	2.728*** (3.16)	0.005 (0.08)	3.060** (2.45)	5.946*** (6.36)	5.036*** (3.83)	29.22* (1.80)	3.227** (2.49)	
观测值	480	480	480	480	480	480	480	480	480	
R ²	0.788	0.934	0.906	0.376	0.803	0.897	0.801	0.134	0.790	

注:括号内为各系数的 t 统计值;***、**、* 分别表示 1%、5%、10% 的显著水平。

(四) 机制分析: 区域异质性

对中介效应模型(2)~中介效应模型(4)分东部地区和中西部地区分别进行估计,表 6 和表 7 报告了估计结果。在以下的分析中,将表 6 和表 7 的估计结果进行比较分析,在比较中探究碳交易政策在两个区域实现减排效应的机制差异。

首先,比较表 6 和表 7 对应的(1)至(3)列。表 6 和表 7 的(1)~(3)列为能源规模作为中介变量的分区域检验结果。两个表的(1)列交互项系数显示碳交易政策在两大区域均产生减排效应。两个表的(2)列交互项系数分别为 -0.183 和 -0.129,且都通过了 1% 显著性检验,表明碳交易政策对两大地区化石能源消费规模的减少有显著作用,且对东部地区能源规模的减少作用更大。两个表的(3)列估计结果有显著差别,从中可以

看出东部地区交互项系数变小但符号为负与预期相符且显著,能源规模系数为正且能通过 1% 显著性检验,这些表明在东部地区碳交易政策能通过能源规模的减少实现减排,能源规模在东部地区发挥了中介作用。而中西部地区交互项系数为正,能源规模系数显著为正。进一步比较相应系数符号与大小发现,中西部地区间接效应系数乘积与直接效应对应系数异号,且政策实施总效应小于直接效应。因此能源规模在中西部地区碳交易政策与碳排放之间不是中介作用而是遮掩作用,遮掩了碳交易政策在中西部地区对碳排放的削弱作用。可能的原因在于中西部地区能源资源丰富,碳交易政策的实施增加了矿物能源的使用成本,从而抑制矿物能源的需求量,迫使矿物能源价格下降,这在一定程度上刺激了矿物能源消费,降低了碳交易政策的减排效果(汤铃等,2014)。如此,假设 H2b 被支持。

其次,比较表 6 和表 7 对应的(1)、(4)、(5)列。这三列反映的是技术创新作为中介变量的分区域检验结果。同样,(1)列反映出碳交易政策的减排效应明显。从两个表的(4)列的估计结果来看,东部地区交互项系数在 1% 的水平上显著为正,表明碳交易政策促进了东部地区技术创新的增加,而中西部地区的系数并不显著,表明政策实施对中西部地区技术创新没有显著促进作用。比较(5)列各项系数发现技术创新对东部地区减排起到了中介作用,而中西部地区需进一步通过 Bootstrap 检验验证技术创新中介效应的存在性。经计算可得 95% 的置信区间为 (-0.509,-0.288),该置信区间不包含 0,且双尾检验 P 值为 0.000,显示技术创新的间

表 6 东部地区机制检验

变量名	总效应	能源规模		技术创新		产业结构		外商投资	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
$Did \times location_1$	-0.199*** (-3.88)	-0.183*** (-6.85)	-0.069** (-1.99)	0.015*** (5.96)	-0.253*** (-5.01)	0.086** (2.41)	-0.298*** (-6.09)	-0.169 (-0.27)	-0.330*** (-6.61)
$\ln E$			1.417*** (23.83)						
RD					-4.949*** (-5.39)				
$Upgrade$							-0.352*** (-5.38)		
FDI									-0.009** (-2.27)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是	是
个体固定	是	是	是	是	是	是	是	是	是
时间固定	是	是	是	是	是	是	是	是	是
常数项	0.337 (0.24)	0.327 (0.45)	2.415*** (2.72)	0.080 (1.16)	3.272** (2.49)	5.914*** (6.12)	4.957*** (3.63)	17.574 (1.05)	3.032** (2.25)
观测值	480	480	480	480	480	480	480	480	480
R^2	0.735	0.931	0.907	0.399	0.797	0.896	0.797	0.130	0.786

注:括号内为各系数的 t 统计值;***、**、* 分别表示 1%、5%、10% 的显著水平。

表 7 中西部地区机制检验

变量名	总效应	能源规模		技术创新		产业结构		外商投资	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
$Did \times location_2$	-0.186*** (-3.50)	-0.129*** (-4.58)	0.002 (0.05)	0.000 (0.01)	-0.186*** (-3.68)	0.058 (1.58)	-0.164*** (-3.18)	1.385** (2.18)	-0.176*** (-3.30)
$\ln E$			1.454*** (25.05)						
RD					-6.219*** (-6.96)				
$Upgrade$							-0.381*** (-5.68)		
FDI									-0.007* (-1.75)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是	是
个体固定	是	是	是	是	是	是	是	是	是
时间固定	是	是	是	是	是	是	是	是	是
常数项	6.707*** (5.46)	2.395*** (3.68)	3.224*** (4.05)	-0.120* (-1.91)	5.961*** (5.09)	4.930*** (5.78)	8.588*** (6.97)	23.390 (1.60)	6.872*** (5.59)
观测值	480	480	480	480	480	480	480	480	480
R^2	0.768	0.927	0.906	0.350	0.792	0.896	0.784	0.140	0.770

注:括号内为各系数的 t 统计值;***、**、* 分别表示 1%、5%、10% 的显著水平。

接效应显著,这表明在中西部地区碳交易政策也能通过技术创新促进减排。但就影响程度来看,碳交易政策对东部地区技术创新的正向影响高于中西部地区,东部地区技术创新在促进减排的实现上也优于中西部地区。可能的原因在于中西部地区资源丰富,汇集了大量资源密集型产业,碳交易政策实施后产生的“挤出效应”迫使高污染企业将大量资金投入到治污减排中,挤占了企业的研发资金。如此,假设 H3b 被支持。

第三,比较表 6 和表 7 对应的(1)、(6)、(7)列。这三列反映的是产业结构作为中介变量的分区域检验结果。对(1)列的解释同前,从两个表的(6)列的估计结果来看,东部地区交互项系数在 5% 的水平上显著为正,表明政策实施显著促进东部地区产业结构升级,但对中西部地区产业结构升级的影响并不显著。比较(7)列各项系数发现产业结构升级对东部地区减排起到了中介作用。通过 Bootstrap 法对中西部地区产业结构升级的中介效应进一步检验得 95% 置信区间为 (-0.525, -0.350), 该置信区间不包含 0, 且双尾检验 P 值为 0.000, 显示产业结构变量间接效应显著, 进一步对比相应系数大小与符号发现碳交易政策在中西部地区能通过产业结构升级实现减排。就影响程度而言, 碳交易政策对东部地区产业结构升级的影响大于中西部地区, 且东部地区中介效应绝对值也更大。根据产业转移理论, 东部地区处在属于经济发展好的高梯度地区, 中西部地区处在经济发展相对落后、生产要素成本更低的低梯度地区, 随着资源、要素成本的上升, 中西部地区不得不承接东部地区部分高污染、高耗能产业的转移, 最终减缓中西部地区产业结构升级(刘明和宋彦玲, 2021)。如此, 假设 H4b 被支持。

最后, 比较表 6 和表 7 对应的(1)、(8)、(9)列。这三列反映的是外商投资作为中介变量的分区域检验结果。对(1)列的解释同前, 从两个表的(8)列的估计结果来看, 中西部地区交互项系数在 1% 的水平上显著为正, 碳交易政策对中西部地区外资引入有显著促进作用, 而东部地区交互项系数为负但不显著, 表明碳交易政策对东部地区外资引入存在一定抑制作用。根据中介效应检验规则, 比较(9)列各项系数发现外商投资对中西部地区减排起到了中介作用。对东地区通过 Bootstrap 法检验得 95% 置信区间为 (-0.469, -0.204), 再次比较各系数大小和符号方向, 发现外商投资对东部地区减排的作用机制不是中介作用而是遮掩作用, 东部地区外商投资抑制了碳交易政策对该地区减排的作用。外商投资在两个地区的作用机制存在差异的原因可能是当前中国外资的引入仍然主要集中于污染型行业(朱东波和任力, 2017), 随着碳交易政策等环境规制手段的实施, 此类低水平外资向东部地区的流入受到了限制。而中西部地区经济社会发展相对滞后, 增长仍然是首要任务, 外资获取途径少且资金缺口大的现状使得中西部地区外资需求强于东部地区, 更多的污染型外资因此流入环境管制相对宽松的中西部地区(史贝贝等, 2019)。如此, 假设 H5b 被支持。

六、稳健性检验

(一) 平行趋势检验

双重差分法的使用前提是实验组和控制组在政策实施前满足平行趋势假定, 前述基于双重差分的估计需要满足这一假定, 因此需要对此进行检验。在本文中, 平行趋势假定指的是, 碳交易政策实施前试点省份和非试点省份二氧化碳排放的水平基本保持平行趋势, 而在政策实施后实验组和控制组的平行趋势被打破, 试点省份二氧化碳排放水平相对于非试点省份出现了趋势上的改变。图 1 是样本期内实验组和控制组两组样本二氧化碳排放均值变化趋势, 可以看出实验组和控制组省份在 2011 年前碳排放均值均呈现持续上升趋势, 且两组走向大致平行。在 2011 年后, 实验组碳排放均值的变化趋势发生改变, 呈现下降趋势, 而控制组仍然呈现上升趋势。由此可知平行趋势假定得以满足, 双重差分方法应用的前提得以满足。

(二) 动态效应检验

虽然图 1 能比较直观地看出平行趋势假定得以满足, 但为了更严谨地确保本文研究的前提平行趋势假定得以满足, 有必要采用实证方法进一步检验。此外, 以上直观结果仅说明了碳交易政策对减轻二氧化碳排放的平均效应, 政策实施带来的减排效果是否具有持续性也未可知。因此还需要检验政策实施随时间推移产生的动态效应。参考徐佳和崔静波(2020)的研究, 以政策发生前一年为对照(2010 年), 构建模型(7)。

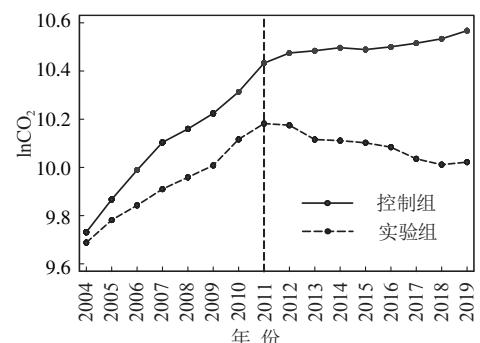


图 1 二氧化碳排放均值年度变化趋势图

$$\ln CO_{2u} = c + \alpha_1 treat_i \times t2004 + \alpha_2 treat_i \times t2005 + \alpha_3 treat_i \times t2006 + \alpha_4 treat_i \times t2007 + \\ \alpha_5 treat_i \times t2008 + \alpha_6 treat_i \times t2009 + \alpha_7 treat_i \times t2011 + \alpha_8 treat_i \times t2012 + \\ \alpha_9 treat_i \times t2013 + \alpha_{10} treat_i \times t2014 + \alpha_{11} treat_i \times t2015 + \alpha_{12} treat_i \times t2016 + \\ \alpha_{13} treat_i \times t2017 + \alpha_{14} treat_i \times t2018 + \alpha_{15} treat_i \times t2019 + \sum \beta X_u + \lambda_i + \gamma_t + \mu_{it} \quad (7)$$

其中: $t2004$ 是针对2004年的时间虚拟变量,在2004年取值为1,其他年份取值为0; $t2005$ 等余下14个时间虚拟变量都按类似方法赋值。

通过对模型(7)的估计,可得其交互项系数95%的置信区间,图2呈现的交互项系数95%的置信区间随时间变化的情况,图中垂直线为基准年2010年。从中可以看出,二氧化碳排放量在碳交易政策试点前回归系数均在0值附近,95%的置信区间均包含0值,这表明2011年以前试点省份和非试点省份不存在显著差异,由此可以判定满足平行趋势假定。此外,从平行趋势检验的动态效应图来看二氧化碳排放量在基准年之后迅速下降且系数由试点前的正转为负,表明碳交易政策实施对二氧化碳排放有显著负向影响。

(三)安慰剂检验

为排除其他未知原因对试点地区选择的影响,需要进行安慰剂检验。具体做法是将30个省份随机抽样1000次,每次随机抽取6个省份作为虚拟试点地区,剩下24个省份作为虚拟控制组省份对模型(1)进行估计,由核密度分布图(图3)可知,大部分抽样估计结果 t 值都介于-2~+2,且 P 值都在0.1以上,这说明碳交易政策在这1000次随机抽样中均没有显著效果,也就意味着碳交易政策产生的减排效应与其他未知因素因果关系不大。

(四)倾向得分匹配-双重差分检验(PSM-DID)

为克服试点省份和其他省份变动趋势可能存在的系统差异性,减小双重差分估计带来的估计偏误,采用倾向得分匹配的方法对模型进行回归。利用Logit模型对每个样本进行倾向打分,被解释变量为该省份是否属于试点省份的虚拟变量,解释变量为回归模型中的控制变量;再从非试点省份中选取一组与试点省份在倾向得分上接近的省份作为控制组,进行1:1近邻有放回匹配。然后利用新样本再次对碳交易政策碳排放量之间的关系进行检验,回归结果见表8的(1)、(2)列,在利用倾向得分匹配后,上述结论仍然成立,即碳交易政策的减排效应是显著的。

(五)删除试点当年样本值

前面的研究将2004—2010年设为碳交易政策实施前的年份,将2011—2019年定义为碳交易政策实施之后的年份。碳交易试点政策最初在2011年提出,为使结果更具稳健性,将所有省份2011年的观测值删除,重新估计模型(1)。相关回归结果见表8的(3)、(4)列,政策效应仍在1%水平上显著为负,与前述结论无实质性差异。

(六)更换被解释变量

前面的研究以二氧化碳排放量为被解释变量,实证分析得出结论是政策实施使得二氧化碳排放量显著降低,达到了碳交易政策实施的目的之一。碳交易政策实施的另一目的是减轻排放强度,本研究将二氧化碳排放强度作为被解释变量进一步检验碳交易政策对碳排放强度的抑制效应,构建模型(8)。

$$\ln CI_{it} = c + \tau treat_i \times period_i + \sum \beta X_{it} + \lambda_i + \gamma_t + \mu_{it} \quad (8)$$

其中:二氧化碳排放强度(CI)用二氧化碳排放量与地区GDP的比值得到, $\ln CI$ 为二氧化碳排放强度对数值。回归结果见表8的(5)、(6)列,从中可以看出,交互项系数在1%水平上显著为负,表明政策实施显著降低了试点地区二氧化碳排放强度,这说明前述实证结果是稳健性的。

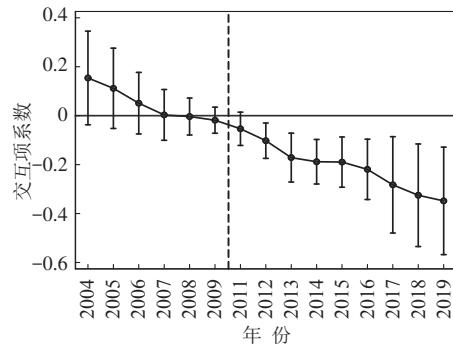


图2 动态效应图

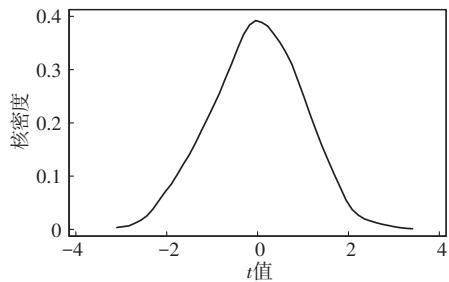


图3 核密度分布图(带宽=0.2257)

表8 稳健性检验

变量名	倾向得分匹配		删除试点年份		更换被解释变量	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	lnCO ₂	lnCO ₂	lnCO ₂	lnCO ₂	lnCI	lnCI
treat×period	-0.283***(-8.61)	-0.264***(-7.38)	-0.304***(-8.83)	-0.290***(-7.67)	-0.237***(-6.47)	-0.253***(-6.92)
控制变量	是	是	是	是	否	是
个体固定	否	是	否	是	是	是
时间固定	是	是	是	是	是	是
常数项	1.498**(2.21)	3530***(2.69)	1.378**(2.00)	3.089**(2.28)	0.312***(6.07)	3.727***(2.82)
观测值	480	480	450	450	480	480
R ²	0.787	0.788	0.789	0.791	0.698	0.785

注：括号内为各系数的t统计值；***、**、*分别表示1%、5%、10%的显著水平。

七、结论与政策建议

全球气候变暖不仅仅是环境问题，而是事关经济社会发展的全局性问题，是必须通过全球通力合作才能解决的问题。由于其本质是人类活动所产生的环境外部性，因此国际社会提出基于市场导向的环境规制解决办法，碳排放权交易即是其中的规制之一，其核心是外部成本的内部化。中国基于负责任的态度和生态文明建设的需要，2011年即开展了二氧化碳排放权交易试点工作，本文即是对该环境规制政策的减排效应的评估及其机制的分析。基于2004—2019年中国30个省的面板数据，运用双重差分、中介效应等模型实证研究了碳排放权交易政策的减排效应及其作用机制，同时进一步进行了区域异质性分析。

研究结果表明，碳交易政策能够显著的减少碳排放，减排效应明显，且在进行一系列稳健性检验后结论依然成立。机制分析发现，碳交易政策可通过减少能源消耗规模、促进技术创新、促进产业结构升级、增加外商直接投资等渠道达成减排目的，能源规模、技术创新、产业结构、外商投资等在碳交易政策传导中具有显著的中介效应。进一步的区域异质性分析发现，碳交易政策在东部地区的减排效应相比中西部地区更大。各中介变量在两大区域的表现也不尽相同，碳交易政策在两大区域均可通过促进技术创新和产业结构升级发挥中介作用进而促进减排的实现，而能源规模仅在东部地区表现为中介效应，外商投资的中介作用则只存在于中西部地区。

本文除了为碳交易政策的实施效果提供一系列经验证据外，还具有明显的政策含义。首先，由于碳交易政策具有显著的减排效应。因此应进一步完善全国碳交易市场，以市场为导向助力经济发展中急需减少碳排放的中国实现“双碳”目标。其次，考虑到能源规模、技术创新、产业结构、外商投资等在碳交易政策传导路径中具有中介作用，那么在减排的过程中可在能源、技术创新、产业结构、外商投资等几方面发力。具体来说，可通过深化能源消费体系改革，激励全社会形成低碳化能源消费结构；加大研发投入力度，促进科技创新成果在节能降耗项目中的转化；构建绿色产业成长机制，促进产业结构转型升级；优化FDI的引资用资水平，逐步实现从技术引进到技术仿效再到自主创新的良性发展。最后，在当前全国碳交易市场建立的背景下，由于交易范围变得更加广泛，区域差异带来的异质性会更加明显，不同地区就需要采取更加细分的动态化、差异化的环境规制策略以适应新的场景，有力促进当地减排目标的实现。

参考文献

- [1] 陈向阳, 何海靖, 2021. 我国碳排放权交易市场与股票市场的关联——基于非线性Granger因果检验与非平衡面板模型的实证分析[J]. 技术经济, 40(3): 36-46.
- [2] 崔连标, 段宏波, 许金华, 2017. 交易费用对我国碳市场成本有效性的影响——基于国内碳交易试点间的模拟分析[J]. 管理评论, 29(6): 23-31.
- [3] 范丹, 王维国, 梁佩凤, 2017. 中国碳排放交易权机制的政策效果分析——基于双重差分模型的估计[J]. 中国环境科学, 37(6): 2383-2392.
- [4] 范庆泉, 周县华, 刘净然, 2015. 碳强度的双重红利：环境质量改善与经济持续增长[J]. 中国人口·资源与环境, 25(6): 62-71.
- [5] 葛翔宇, 周智敏, 周艳丽, 2020. 城市化、外商投资和产业结构因素对中国环境的影响[J]. 中国环境科学, 40(3): 1374-1385.
- [6] 胡珺, 黄楠, 沈洪涛, 2020. 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, (1): 171-189.
- [7] 黄向岚, 张训常, 刘晔, 2018. 我国碳交易政策实现环境红利了吗？[J]. 经济评论, (6): 86-99.

- [8] 李虹, 邹庆, 2018. 环境规制、资源禀赋与城市产业转型研究——基于资源型城市与非资源型城市的对比分析[J]. 经济研究, 53(11): 182-198.
- [9] 刘传明, 孙皓, 张瑾. 2019. 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, 29(11): 49-58.
- [10] 刘和旺, 李泱泱, 郑世林, 2020. 碳排放交易试点对企业转型升级的影响[J]. 产业经济评论, (6): 86-104.
- [11] 刘明, 宋彦玲, 2021. 中西部地区 FDI 是否促进了承接东部制造业转移——基于 FDI 质量视角[J]. 国际贸易问题, (9): 88-104.
- [12] 刘晔, 张训常, 2017. 碳排放交易制度与企业研发创新——基于三重差分模型的实证研究[J]. 经济科学, (3): 102-114.
- [13] 陆敏, 苍玉权, 李岩岩, 2018. 碳交易机制对上海市工业碳排放强度和竞争力的影响[J]. 技术经济, 37(7): 114-120.
- [14] 路正南, 罗雨森, 2021. 空间溢出、双向 FDI 与二氧化碳排放强度[J]. 技术经济, 40(6): 102-111.
- [15] 缪文清, 沈炳良, 2020. 碳交易及补贴机制下供应链差别定价研究[J]. 技术经济, 39(9): 51-60.
- [16] 齐绍洲, 张振源, 2019. 欧盟碳排放权交易、配额分配与可再生能源技术创新[J]. 世界经济研究, (9): 119-133.
- [17] 钱浩祺, 吴力波, 任飞州, 2019. 从“鞭打快牛”到效率驱动: 中国区域间碳排放权分配机制研究[J]. 经济研究, 54(3): 86-102.
- [18] 任晓松, 马茜, 刘宇佳, 等, 2021. 碳交易政策对工业碳生产率的影响及传导机制[J]. 中国环境科学, 41(11): 5427-5437.
- [19] 沈洪涛, 戴云, 张洁静, 2019. 碳排放权交易机制与企业碳透明度[J]. 财会月刊, (1): 151-161.
- [20] 沈洪涛, 黄楠, 刘浪, 2017. 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), (1): 13-22.
- [21] 史贝贝, 冯晨, 康蓉, 2019. 环境信息披露与外商直接投资结构优化[J]. 中国工业经济, (4): 98-116.
- [22] 宋杰鲲, 梁璐璐, 牛丹平, 2017. 中国省域碳排放权分配——基于环境 FCAM[J]. 技术经济, 36(10): 100-106.
- [23] 谭静, 张建华, 2018. 碳交易机制倒逼产业结构升级了吗? ——基于合成控制法的分析[J]. 经济与管理研究, 39(12): 104-119.
- [24] 汤铃, 武佳倩, 戴伟, 等, 2014. 碳交易机制对中国经济与环境的影响[J]. 系统工程学报, 29(5): 701-712.
- [25] 汤维祺, 吴力波, 钱浩祺, 2016. 从“污染天堂”到绿色增长——区域间高耗能产业转移的调控机制研究[J]. 经济研究, 51(6): 58-70.
- [26] 童健, 刘伟, 薛景, 2016. 环境规制、要素投入结构与工业行业转型升级[J]. 经济研究, 51(7): 43-57.
- [27] 王梅, 周鹏, 2020. 碳排放权分配对碳市场成本有效性的影响研究[J]. 管理科学学报, 23(12): 1-11.
- [28] 王勇, 赵晗, 2019. 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, 29(1): 50-58.
- [29] 温忠麟, 叶宝娟, 2014. 中介效应分析: 方法和模型发展[J]. 心理科学进展, 22(5): 731-745.
- [30] 谢波, 徐琪, 2019. 产业集聚、外商直接投资与碳减排——基于中介效应与面板门槛模型分析[J]. 技术经济, 38(12): 120-125.
- [31] 徐佳, 崔静波, 2020. 低碳城市和企业绿色技术创新[J]. 中国工业经济, (12): 178-196.
- [32] 薛飞, 周民良, 2021. 中国碳交易市场规模的减排效应研究[J]. 华东经济管理, 35(6): 11-21.
- [33] 闫云凤, 2015. 全球碳交易市场对中国经济-能源-气候系统的影响评估[J]. 中国人口·资源与环境, 25(1): 32-39.
- [34] 杨光, 谢家平, 2019. 绿色全产业链视角下碳交易机制设计研究[J]. 当代经济管理, 41(1): 17-22.
- [35] 余萍, 刘纪显, 2020. 碳交易市场规模的绿色和经济增长效应研究[J]. 中国软科学, (4): 46-55.
- [36] 张海军, 段茂盛, 李东雅, 2019. 中国试点碳排放权交易体系对低碳技术创新的影响——基于试点纳入企业的实证分析[J]. 环境经济研究, 4(2): 10-27.
- [37] 张俊荣, 王孜丹, 汤铃, 等, 2016. 基于系统动力学的京津冀碳排放交易政策影响研究[J]. 中国管理科学, 24(3): 1-8.
- [38] 张希良, 张达, 余润心, 2021. 中国特色全国碳市场设计理论与实践[J]. 管理世界, 37(8): 80-95.
- [39] 张阳, 2022. 碳排放交易的监管赋能: 问题与方案[J]. 中国流通经济, 36(3): 115-126.
- [40] 周迪, 刘奕淳, 2020. 中国碳交易试点政策对城市碳排放绩效的影响及机制[J]. 中国环境科学, 40(1): 453-464.
- [41] 周黎安, 陈烨, 2005. 中国农村税费改革的政策效果: 基于双重差分模型的估计[J]. 经济研究, (8): 44-53.
- [42] 朱东波, 任力, 2017. 环境规制、外商直接投资与中国工业绿色转型[J]. 国际贸易问题, (11): 70-81.
- [43] COASE R H, 1960. The problem of social cost[J]. Journal of Law and Economics, 3: 1-44.
- [44] EHRLICH P R, HOLDREN J P, 1971. Impact of population growth[J]. Science, 171(3977): 1212-1217.
- [45] GROSSMAN G M, KRUEGER A B, 1991. Environmental impacts of a North American free trade agreement [J]. CEPR Discussion Papers, 8(2): 223-250.
- [46] MACKIN N D P, LOCKWOOD C M, WILLIAMS J. 2004. Confidence limits for the indirect effect: Distribution of the product and resampling methods[J]. Multivariate Behavioral Research, 39(1): 99-128.

- [47] NAEGELE H, 2018. Offset credits in the EU ETS: A quantile estimation of firm-level transaction costs[J]. Environmental and Resource Economics, 70(1): 77-106.
- [48] PORTER M E, VAN DER LINDE C, 1995. Toward a new conception of the environment-competitiveness relationship[J]. Journal of Economic Perspectives, 9(4): 97-118.
- [49] STAVINS R N, 1995. Transaction costs and tradable permits[J]. Journal of Environmental Economics and Management, 29(2): 133-148.
- [50] ZHANG B, ZHANG Y L, BI J, 2011. An adaptive agent-based modeling approach for analyzing the influence of transaction costs on emissions trading markets[J]. Environmental Modelling & Software, 26(4): 482-491.

Study on the Emission Reduction Effect and Mechanism of China's Carbon Trading Policy

Chen Daoping¹, Liao Haifeng¹, Tan Hong²

(1. School of Economy and Management, Chongqing Normal University, Chongqing 401331, China; 2. School of Electrical Engineering, Chongqing University, Chongqing 400044, China)

Abstract: Global warming has a great impact on the environment and economic development. Carbon emissions are the main cause of climate warming. Carbon trading policy is a core policy tool to control carbon emissions based on market mechanism and promote green and low-carbon development. By using the panel data of 30 provinces in China from 2004 to 2019 (Due to the lack of data, the statistical data mentioned here do not include Hong Kong Special Administrative Region, Macao Special Administrative Region and Taiwan Province.), the emission reduction effect and its mechanism of carbon trading policy were empirically studied based on the double difference and mediating effect model. The results show that carbon trading policy has significant emission reduction effect both in general and in sub regions, but there are regional differences in the size of the effect. The emission reduction effect of carbon trading policy in the eastern region is greater than that in the central and western regions. Mechanism analysis shows that carbon trading policy can reduce emissions through reducing the scale of energy consumption, promoting technological innovation, promoting the upgrading of industrial structure and increasing foreign direct investment. Energy scale, technological innovation, industrial structure and foreign investment have significant mediating effects in the transmission of carbon trading policy, but there are regional differences in this transmission mechanism.

Keywords: carbon trading policy; emission reduction effect; difference-in-differences model; mediating effect model