

中国碳交易市场规模的减排效应研究

薛飞¹, 周民良²

(1. 中国社会科学院大学 工业经济系, 北京 102488; 2. 中国社会科学院 工业经济研究所, 北京 100006)

摘要:文章基于2006—2017年我国30个省份的面板数据,采用连续性双重差分法评估了碳交易市场规模的碳减排效应。研究表明:碳交易市场规模存在碳减排效应,碳交易市场规模的扩大有利于降低试点地区碳排放量;中介效应检验发现,碳交易市场规模的扩大通过降低能源消费总量、优化能源消费结构、推动低碳技术创新以及调整产业结构等四个途径实现碳减排;由于二氧化碳与其他大气污染物之间存在同根同源性,从而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。研究结论丰富了碳交易和碳减排相关文献,对于推动绿色低碳经济转型以及推进全国碳交易市场建设提供了经验支持。

关键词:碳交易;碳减排;连续性双重差分法;协同减排效应

中图分类号:F124.5;F205

文献标识码:A

文章编号:1007-5097(2021)06-0011-11

Research on the Emission Reduction Effect of the Scale of China's Carbon Trading Market

XUE Fei¹, ZHOU Minliang²

(1. Department of Industrial Economics, University of Chinese Academy of Social Sciences, Beijing 102488, China;

2. Institute of Industrial Economics, Chinese Academy of Social Sciences, Beijing 100006, China)

Abstract: Based on the panel data of 30 provinces in China from 2006 to 2017, this paper uses the continuous DID method to evaluate the carbon emission reduction effect of carbon trading market scale. The results show that the scale of carbon trading market has the effect of carbon emission reduction, and the expansion of the scale of carbon trading market is conducive to reducing the carbon emissions of pilot areas; the mediating effect test shows that the expansion of carbon trading market can achieve carbon emission reduction by reducing the total energy consumption, optimizing the energy consumption structure, promoting low-carbon technology innovation, and adjusting the industrial structure; due to the same root homology between carbon dioxide and other air pollutants, the scale of carbon trading market can not only achieve carbon emission reduction, but also play a synergistic effect to reduce sulfur dioxide emissions. The conclusions enrich the relevant literature of carbon trading and carbon emission reduction, and provide experience support for promoting the transformation of green low-carbon economy and the construction of national carbon trading market.

Key words: carbon trading; carbon emission reduction; continuous DID; synergistic emission reduction effect

一、引言

自20世纪90年代以来,全球高温、酷寒、干旱、洪涝等极端气候事件频发,气候变化问题日益突出,已经成为全球性非传统安全威胁和人类面临的共同挑战。应对气候变化作为提升全球治理能力的重要内容,也引起国际社会的普遍共识,实现绿色低碳经济转型成为各国实现可持续社会经济发展和经济高质量发展的共同战略选择。中国政府一贯高度重视气候变化问题,习近平总书记多次强调,应对气候变化是我国可持续发展的内在要求,

是主动承担应对气候变化国际责任、推动构建人类命运共同体的责任担当(孙金龙和黄润秋,2020)^[1]。为此,2020年9月22日,习近平主席在第七十五届联合国大会一般性辩论上进一步提出“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,二氧化碳排放力争于2030年前达到峰值,努力争取2060年前实现碳中和”。新的达峰目标和碳中和愿景也要求中国尽快补齐应对气候变化的政策工具、基础能力等方面的短板。其中,碳排放权交易(以下简称“碳交易”)作为市场化改革的

收稿日期:2020-12-11

基金项目:中国社会科学院京津冀协同发展智库基础研究项目“环境同治下京津冀地区绿色发展与生态建设”(2020G02);中国社会科学院学科建设“登峰战略”重点学科区域经济学资助项目

作者简介:薛飞(1995—),男,陕西兴平人,博士研究生,研究方向:区域经济,区域政策评估;

周民良(1963—),男,陕西周至人,研究员,博士生导师,研究方向:区域经济,区域创新,区域可持续发展。

一项重要探索和实践,在控制和减少碳排放方面的作用引起重视,成为推动绿色低碳发展的亮点。

为应对气候变化、实现绿色低碳转型,中国政府制定和实施了一系列减缓气候变化的行动和政策,例如,开展低碳城市试点、实施碳强度目标责任考核制、增加森林碳汇等。自2000年以来,随着市场主体地位的不断确立,利用市场机制逐渐成为解决气候变化问题的重要手段。碳排放权交易作为推进绿色低碳发展的一项重大体制创新,已经成为落实减排承诺、实现减排目标的重要政策工具。2011年10月,国家发展和改革委员会下发《关于开

展碳排放权交易试点工作的通知》,批准北京、天津、上海、重庆、湖北、广东和深圳等七个省市开展碳排放权交易试点工作,七个试点省市在2014年全部启动上线交易。在总结借鉴试点经验的基础上,2017年12月全国统一碳排放权交易市场正式启动建设,并于2020年10月在发电行业率先进行线上交易。此外,根据中央的统一部署,“十四五”期间,除发电行业外,建材、有色、钢铁、石化、化工、造纸、航空等高排放行业也将陆续纳入全国碳市场。

图1和图2汇报了碳交易市场成交量和成交额的变动情况。

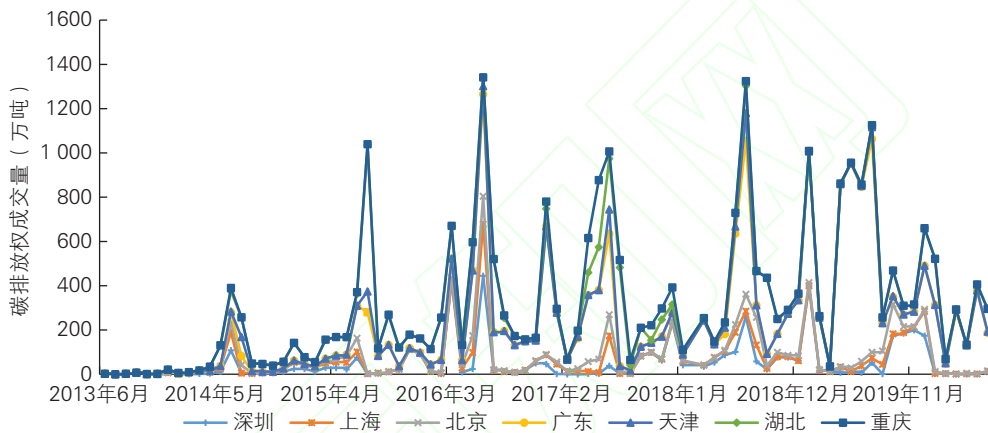


图1 碳排放交易市场成交量月份波动

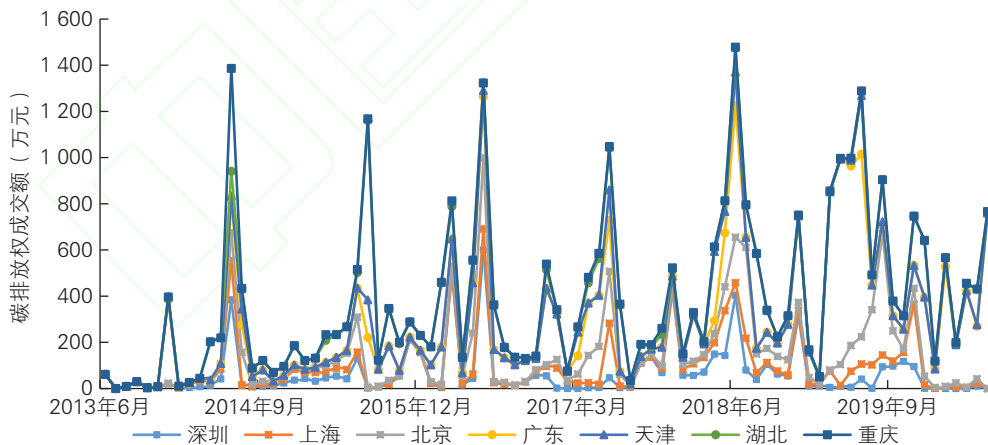


图2 碳交易市场成交额月份波动

从图中可以看出,自2013年碳交易试点启动以来,各试点省市碳交易市场规模不断扩大。2013—2019年,碳交易市场成交量从36.05万吨增加到6630.04万吨,累计成交量达到26471.05万吨;成交金额从0.22亿元增加到15.01亿元,累计成交额达到55.85亿元,中国试点碳市场已发展成为仅次于欧盟的全球第二大碳市场。在七个试点省份中,广东的碳交易市场规模最大,累计成交量为11898.26

万吨,占七个市场累计总成交量的44.95%,累计成交额为18.64亿元,占累计总成交额的33.38%;重庆和天津市场成交量和成交额则较小,交易几乎陷于停滞,其中天津的碳交易累计成交量最小,为603.01万吨,重庆的碳交易成交额最低,为0.29亿元。可以发现,由于经济发展水平、制度设计等方面的差异,各试点碳市场规模存在较大差异。那么目前所面临的问题是:碳交易市场规模会对试点省份的二

氧化碳排放量产生怎样的影响?碳交易市场规模的碳减排机制是什么?这些问题的回答对于实现碳减排目标、推动绿色低碳经济转型以及推进全国碳交易市场建设具有重要的现实意义。

二、文献综述

学术界围绕碳交易的政策效应展开了大量的研究,并取得很多有益的成果,本文从研究对象和研究方法两个方面对已有文献进行梳理。

从研究对象来看,已有文献在检验碳交易机制的政策效应时,是以碳减排效应为主,其他效应为辅。李广明和张维洁(2017)基于中国省域工业碳排放数据,考察了碳排放交易对工业碳排放和碳强度的影响^[2];黄向岚等(2018)利用中国30个省份的碳排放数据,考察了碳交易政策对二氧化碳减排的影响^[3]。此外,部分学者针对碳交易政策的经济效应、创新效应以及社会福利的协同影响展开了研究。例如,胡珺等(2020)发现碳排放权交易机制的实施显著推动了企业的技术创新^[4];范丹等(2017)通过研究发现碳交易机制不仅能够降低碳排放总量,还有利于推动技术进步^[5];Fujimori et al. (2015)发现碳排放交易有助于减少与气候缓解相关的经济损失,碳排放权交易使全球福利净损失减少了0.1%~0.5%^[6];Yang et al. (2020)发现碳排放交易机制有利于就业规模的增加^[7];余萍和刘纪显(2020)发现扩大碳交易市场规模有利于改善环境质量,促进经济增长^[8]。

从研究方法来看,针对碳交易政策效应的研究,在研究方法的选择上主要是以CGE仿真模拟、双重差分法以及合成控制法为主。如时佳瑞等(2015)、Nong et al. (2020)等采用CGE模型研究了碳交易机制对碳排放的影响^[9-10];刘宇等(2016)基于中国多区域一般均衡模型TermCO₂,并依据天津碳交易试点制度要素设置情景,模拟其对全市的经济环境影响,发现天津碳交易试点能够推动碳排放下降0.62%^[11]。任亚运和傅京燕(2019)、Xuan et al. (2020)、Zhang et al. (2020)以及Zhang et al. (2019)以中国2011年实施的碳交易试点为准自然实验,采用双重差分法对碳排放权交易的碳减排效应进行评估,发现碳交易政策能够降低碳排放总量和碳排放强度^[12-15]。其中降低能源消费总量、调整能源消费结构、推动技术进步以及促进产业结构升级是碳交易政策降低二氧化碳排放的有效途径。刘传明等(2019)运用合成控制法对碳交易试点的减排

效果进行考察,研究发现碳排放权交易试点的实施降低了二氧化碳排放^[16]。

通过梳理相关研究文献不难发现,已有文献虽然对碳交易机制的政策效应进行一定的讨论,但仍存在以下扩展空间:第一,从研究视角来看,既有文献主要聚焦碳交易政策对碳排放的影响,鲜有文献对碳交易市场发展规模的减排效应进行讨论;第二,从研究方法来看,既有文献主要通过构建CGE模型或利用双重差分法开展实证研究,前者得出的结论易受模型参数的影响,而无法反映真实的政策效应,后者将碳交易政策作为虚拟变量进行处理,从而无法体现试点地区碳交易市场规模差异所导致的碳减排效应上的差异;第三,从研究内容来看,既有研究主要聚焦于二氧化碳减排效应,部分学者开始对碳交易机制的协同效应进行评估,但鲜有文献对其污染治理协同效应进行讨论。

鉴于此,本文基于2006—2017年我国30个省份(不包括西藏和港澳台地区)的面板数据,对碳交易市场规模的碳减排效应进行实证检验。相比于已有研究,本文可能的边际贡献在于:第一,在研究视角上,本文聚焦于碳交易市场规模的减排效应,丰富碳交易方面的相关文献;第二,在研究方法上,采用连续性双重差分法,实证检验了中国碳交易市场规模的减排效应,有效弥补了双重差分法的不足;第三,在研究内容上,本文不仅检验了碳交易市场规模的减排效应,还进一步对其影响机制和协同减排效应进行深入分析,发现碳交易市场规模的扩大能够通过降低能源消费、优化能源消费结构、提升能源效率、调整产业结构等途径来实现碳减排,同时碳交易市场规模的扩大还能发挥协同减排效应,减少二氧化硫排放。

三、理论机制与研究假设

碳交易作为一项“政府创造、市场运作”的制度安排,可以自发地鼓励企业节能减排。第一,按照国务院设定碳强度下降目标的要求,并结合各地区经济社会发展实际,各地政府合理确定年度碳排放权配额总量指标。同时,在综合考虑企业历史排放水平、行业先进排放水平、节能减排、淘汰落后产能等因素的基础上,向排控企业发放碳排放权配额,从而使得碳排放权商品化,一旦排控企业的排放量超出分配的配额,就必须从政府或市场购买配额,否则将受到相应的惩罚。作为“理性”经济人,追求利润最大化的企业会在环境规制的刺激下做出相

应的适应性行为反应(Pashigian, 1982)^[17]。因此,为避免增加过量排放的额外成本,企业将有效利用免费的碳排放配额。第二,碳排放权交易可以激励企业通过市场交易减少排放获利,通过制度安排,允许在一定规则下交易碳排放配额,排控企业可以根据自身情况选择买进或卖出配额。当交易市场碳价高于边际减排成本时,企业可以选择增加减排强度来获得剩余的排放配额,并在交易市场上出售配额获利;企业也可以选择减排将碳排放量保持在允许的配额内,以避免增加额外成本。第三,碳交易市场规模在一定程度上反映着碳交易市场的活跃度。随着碳交易市场规模的扩大,参与的主体越来越多,有利于发现真实的减排边际成本和边际收益,以激励市场参与主体的减排积极性。基于此,本文提出理论假设1。

假设1:碳交易市场规模的扩大有助于降低碳排放。

关于碳交易市场规模影响碳减排的作用机制,本文从降低能耗、优化能源结构、推动低碳技术创新以及调整产业结构等途径出发进行分析,具体作用机制如图3所示。第一,碳交易市场能够通过降低能源消费总量实现碳减排。降低能耗是实现二氧化碳减排最直接的途径,因此在碳排放权配额约束下,排控企业会首先采用降低能耗的方法来减少碳排放,以确保碳排放量在给定的配额之内(Caparrós et al.2013)^[18]。第二,碳交易市场能够通过优化能源结构实现碳减排。在成本压力和市场激励的作用下,排控企业会倾向以非化石能源替代化石能源、低碳能源替代高碳能源,通过优化能源结构的方式来实现碳减排。第三,碳交易市场能够通过低碳技术创新实现碳减排。为谋取长期可持续发展,排控企业将加大研发投入力度、推动低碳技术创新,低碳技术的推广使用有利于提高能源利用效率来实现碳减排。第四,碳交易市场能够通过调整产业结构实现碳减排。碳市场的配额总量设置和行业配额规模能够反映出政府产业结构调整方向,通过加强对高碳行业的约束,碳排放权交易市场主要覆盖石化、化工、建材、钢铁、有色、造纸、电力等重点排放行业,通过加强对这些行业的约束,有利于引导资金、人才等要素资源向低耗能、低排放行业转移,倒逼产业转型调整升级以实现碳减排。基于此,本文提出理论假设2至假设5。

假设2:碳交易市场规模扩大能够通过降低能

源消费总量实现碳减排;

假设3:碳交易市场规模扩大能够通过优化能源消费结构实现碳减排;

假设4:碳交易市场规模扩大能够通过推动低碳技术创新实现碳减排;

假设5:碳交易市场规模扩大能够通过促进产业结构调整实现碳减排。

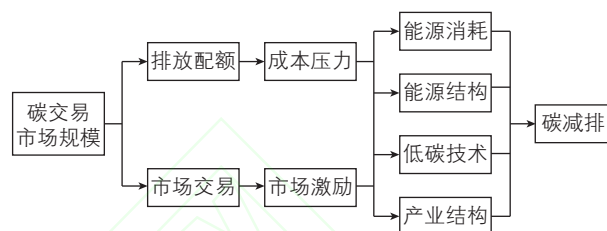


图3 碳交易市场规模对碳减排的作用机制

此外,二氧化碳与二氧化硫、PM_{2.5}等大气污染物的主要成分大都来源于煤、石油、天然气等化石能源的燃烧,具有同根同源的特性。因此,碳交易市场在减少碳排放的同时,能够发挥协同减排效应降低二氧化硫排放、氮氧化物排放、PM_{2.5}浓度,改善大气环境质量。基于此,本文提出理论假设6。

假设6:碳交易市场规模扩大能够发挥协同减排效应,在实现碳减排的同时降低二氧化硫排放、氮氧化物排放、PM_{2.5}浓度。

四、研究设计

(一) 计量模型构建

双重差分法作为常用的政策效应评估方法之一(Imbens和Wooldridge, 2009)^[19],在处理组和控制组满足平行趋势假设的前提下,能帮助观察处理组在政策前后的变化,测度处理组在政策前后的平均处理效应。但是,双重差分法关注的是相关地区是否受到碳交易试点政策影响,即通过对处理组和对对照组以及试点实施前后进行0和1赋值来考察碳交易试点政策的平均处理效应,这种处理方式的不足之处在于不能体现不同处理组处理程度的差异,即不同碳交易市场规模对于碳减排的影响是不同的。为解决上述问题,借鉴Moser和Voena(2012)的做法^[20],利用连续性双重差分法来考察碳交易市场规模的碳减排效应,即采用碳交易市场规模的连续变量来替换碳排放权交易政策的虚拟变量。具体计量模型如下:

$$\ln C_{it} = \beta_0 + \beta_1 ETSS_{it} \times Period_t + \alpha_s X_{it} + \mu_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中:*i*和*t*分别表示省份和年份;lnC表示二氧

化碳排放量;ETSS表示碳交易市场规模,本文分别采用碳交易市场成交量和成交额进行表示;Period为时间虚拟变量,若在 t 年试点省份碳交易市场开始启动之后,则设置Period=1,否则Period=0; X 为影响碳排放量的一系列控制变量,包括经济发展水平、对外开放程度、研发投入等因素; μ_i 表示省份固定效应,控制了所有省份层面不随时间变化而变化的因素; v_i 表示时间固定效应,控制了时间层面不随地区变化而变化的因素; ε_{it} 为残差项。(1)式中, β_1 是本文所关注的估计系数,若 β_1 为负且显著,则表示碳交易市场规模的扩大能够降低二氧化碳排放量。

公式(1)考察的是碳交易市场规模对碳排放的影响,此外,本文还关注碳交易市场规模对碳排放的影响机制。根据假设2,本文采用Baron和Kenny(1986)的因果步骤法来检验在碳交易市场发展过程中能源消耗、能源结构、能源利用效率、低碳技术创新以及产业结构调整是否发挥中介效应来实现碳减排^[21]。该方法的基本步骤是:第一,检验碳交易市场规模是否对碳排放产生显著影响,若影响效应显著则继续检验,否则中介效应检验将终止;第二,考察碳交易市场规模是否对中介变量产生显著影响,若效应显著则继续进行检验,否则终止分析,中介效应不存在;第三,考察中介变量是否对碳排放产生显著影响,若效应显著则继续检验,否则终止分析,中介效应不存在;第四,将碳交易市场规模和中介变量放入同一个模型中考察对于碳排放的影响,这时无无论碳交易市场规模的回归系数是否显著,只要相关中介变量回归系数显著,就认为碳交易市场规模通过影响中介变量来影响碳减排。因此,在公式(1)的基础上,本文将中介效应模型设定为:

$$M_{it} = \beta_0 + \beta_2 ETSS_{it} \times Period_t + \alpha_s X_{it} + \mu_i + v_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$\ln C_{it} = \beta_0 + \beta_3 M_{it} + \alpha_s X_{it} + \mu_i + v_i + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$\ln C_{it} = \beta_0 + \beta_4 ETSS_{it} \times Period_t + \beta_5 M_{it} + \alpha_s X_{it} + \mu_i + v_i + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

其中, M 为中介变量,分别表示能源消耗、能源结构、低碳技术创新以及产业结构调整。三式中,若公式(2)中的 β_2 、公式(3)中的 β_3 以及公式(4)中的 β_5 显著,则就可以说明碳交易市场规模通过影响中介变量来实现碳减排。

(二) 指标选择与数据说明

(1)二氧化碳排放量(lnC)。为衡量各地区的碳排放水平,按照以往文献的普遍做法,本文选择

各地二氧化碳排放量作为被解释变量。官方统计机构并没有直接公布各省份的二氧化碳排放量数据,多数学者基于能源消费量,并利用IPCC推荐的碳排放系数对碳排放量进行估算。然而这部分研究存在以下两个缺陷:第一,仅考虑能源消耗所产生的碳排放量,忽视了水泥在生产过程中所产生的碳排放;第二,已有研究发现中国的煤炭排放因子比IPCC的推荐值低45%,从而基于IPCC(2006)推荐的碳排放系数进行估算时会造成碳排放量高估的问题(Liu et al., 2015)^[22]。因此,本文直接采用Shan et al.(2017, 2020)所估算的各省份碳排放数据,该数据集不仅考虑了水泥生产过程中的碳排放,而且基于对中国4243个煤矿的调研,重新估算了净热值(NCV)与碳排放系数(CFF)^[23-24]。

(2)碳交易市场规模。本文采用碳交易市场成交量(lnvolume)和成交额(lnturnover)两个指标来衡量试点省市碳交易市场规模。需要指出的是,各试点碳市场只公布日度成交量和成交额数据,而本文使用的碳排放量是年度数据,为了使其相匹配,本文将成交量和成交额的日度值进行累加转化为年度值。

碳交易政策时间虚拟变量。虽然碳交易试点工作自2011年启动,但实际交易是在2013年6月以后陆续开展的,尤其是本文所关心的北京、天津、上海、重庆、湖北和广东六个试点省份碳市场的开市时间集中在2013年11月—2014年6月。因此本文将2014年作为试点地区开始受到政策影响的年份,即2014年及以后年份为试点期,赋值为1;2014年以前为非试点期,赋值为0。

(3)中介变量。①能源消耗(lne)。本文采用各地区能源消费总量来衡量,单位为万吨标准煤。②能源消费结构(estr)。考虑到煤炭消费是碳排放的主要来源,故本文采用煤炭消费量占能源消费总量的比重来衡量我国各地区的能源消费结构。③低碳技术(lnei)。由于碳排放难以通过加装终端设备进行削减,低碳技术实质上反映的是能源利用效率,故本文采用单位GDP能源消费量来表示我国各地区的低碳技术水平。④产业结构调整(str)。现阶段我国碳交易试点范围主要集中在高能耗、高排放的工业行业,碳市场促进高能耗、高排放行业结构调整,故本文采用规模以上六大高耗能行业产值占规模以上工业总产值的比重来衡量产业结构调整⁽¹⁾。

(4)控制变量。为了控制其他因素可能产生的影响,参考已有文献,本文选取了一系列控制变量。
①经济发展水平(lnpgdp)。本文选取人均实际GDP衡量地区经济发展水平,为了消除价格因素的干扰,通过构造GDP平减指数将名义GDP调整为2006年不变价格的实际GDP,人口数则采用各地区常住人口数。此外,环境库兹涅兹曲线假说认为经济发展与环境污染之间呈现倒“U”型关系,因此,本文还控制了地区人均GDP的平方项(lnpgdp²),以检验环境库兹涅兹曲线假说在中国是否成立。
②产业结构高级化程度(highstr)。产业结构高级化程度是影响碳排放的重要因素之一(王群伟等,2010)^[25],本文采用第三产业增加值与第二产业增加值之比来捕捉产业结构高级化程度对碳排放的影响。
③森林碳汇建设(forest)。森林是陆地最大的储碳库和最经济的吸碳器,其在碳减排过程中的重要性是不言而喻的,本文采用森林覆盖率来衡量森林碳汇建设对碳排放的影响。
④研发投入(RD)。研发投入对降低二氧化碳排放具有促进作用,本文利用各地区R&D经费投入强度来衡量研发投入对碳排放的影响。
⑤外商投资水平(fdi)。本文采用实际利用外商直接投资额占GDP的比重来反映外商投资水平。在相关统计资料中,FDI是以美元计价的,本文用人民币对美元年平均汇率将其换算为以人民币计价。

考虑西藏和港澳台地区数据的缺失,本文将其从样本中剔除,最终选取2006—2017年我国30个省份的面板数据作为初始样本(受《中国能源统计年鉴》数据的限制,2017年之后的碳排放量难以计算)。其中,二氧化碳排放量的数据来源于中国碳排放数据库(CEADs),碳交易市场成交量和成交额的数据来源于Wind数据库,能源消费总量以及各类能源消费量的数据来源于《中国能源统计年鉴》,其余相关变量的数据来源于《中国统计年鉴》。表1是主要变量的描述性统计结果。

表1 主要变量的描述性统计结果

变量	观测值	均值	标准误	最小值	最大值
Inc	360	5.418 6	0.752 6	2.954 9	6.736 0
Involume	360	0.972 8	3.662 8	0.000 0	16.917 1
Inturnover	360	1.171 3	4.404 8	0.000 0	19.666 0
Ine	360	4.683 3	0.696 2	2.219 2	5.963 6
estr	360	19.464 2	8.478 0	2.881 8	47.827 1
Inei	360	-4.551 3	0.491 6	5.646 4	-3.244 6
str	360	39.872 0	12.954 4	18.227 0	78.491 7

续表1

变量	观测值	均值	标准误	最小值	最大值
lnpgdp	360	10.267 5	0.564 8	8.736 4	11.589 6
lnpgdp ²	360	105.738 7	11.628 2	76.324 5	134.317 9
highstr	360	1.371 7	1.104 2	0.552 4	10.324 3
fdi	360	2.333 8	1.809 2	0.000 0	8.191 5
RD	360	1.444 2	1.053 6	0.200 0	6.010 0
forest	360	30.654 1	17.616 7	2.940 0	65.950 0

五、实证结果与分析

(一)基本回归结果

为了检验假设1,本文采用双向固定效应模型对(1)式进行回归分析,回归结果见表2所列。其中,列(1)和列(3)仅仅简单地控制了省份和时间的固定效应,未添加其他控制变量;列(2)和列(4)中加入了一系列变量对可能出现的结果偏误进行控制。

表2的结果表明,无论是否加入控制变量,在以成交量或成交额表示的碳交易市场规模时,碳交易市场规模的回归系数在5%的显著性水平下显著为负,这表明碳交易市场规模的扩大有利于降低试点地区的碳排放量。具体而言,在未添加控制变量的情况下,碳交易市场成交量和成交额扩大1%会使得碳排放量分别降低1.15%和0.98%;在加入一系列控制变量后,碳交易市场成交量和成交额扩大1%会使得碳排放量分别降低0.41%和0.35%。表2的结果基本验证了本文的假设1,碳交易市场规模的扩大确实有助于降低碳排放。

从控制变量的结果来看,人均GDP(lnpgdp)的系数在1%显著性水平下显著为正,人均GDP二次项(lnpgdp²)的系数在1%显著性水平下显著为负,这说明经济发展水平与碳排放之间存在倒“U”型关系,这与邵帅等(2019)的分析结果相一致^[26],即验证了环境库兹涅兹曲线假说在中国成立;产业结构高级化的系数在5%的显著性水平下显著为负,说明产业结构升级对节能减排具有显著的推动作用;外商投资水平的系数为负但不显著,表明外资的引进在碳减排方面未能发挥积极作用;R&D的系数在1%的显著性水平下显著为负,表示各地区的R&D经费越多,创新能力越强,从而能够以更少的投入得到更多的产出,有利于减少碳排放;森林覆盖率的系数为负且在1%显著性水平下显著,说明森林碳汇建设有利于降低碳排放量,这与“绿水青山就是金山银山”的理念相吻合,也验证了森林碳汇建设是现阶段我国实现碳减排目标的重要途径。

表2 基准回归结果

项目	被解释变量: Inc			
	(1)	(2)	(3)	(4)
Involume	-0.011 5*** (-5.847)	-0.004 1** (-2.017)		
Inturnover			-0.009 8*** (-5.970)	-0.003 5** (-2.052)
Inpgdp		1.470 5*** (2.989)		1.461 6*** (2.968)
Inpgdp ²		-0.054 7** (-2.155)		-0.054 5** (-2.144)
highstr		-0.029 5** (-1.974)		-0.029 4** (-1.969)
fdi		-0.008 0 (-1.194)		-0.007 8 (-1.171)
RD		-0.095 7*** (-2.634)		-0.096 0*** (-2.648)
forest		-0.015 1*** (-4.847)		-0.015 0*** (-4.824)
常数项	5.078 1*** (268.302)	-3.452 3 (-1.407)	5.078 1*** (268.852)	-3.393 7 (-1.381)
省份固定效应	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制
观测值	360	360	360	360
R ²	0.756	0.806	0.757	0.806

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

(二)稳健性检验

上文结果表明,碳交易市场规模的扩大能够有

效降低试点省份的碳排放量。为了进一步验证基准结果的可靠性和稳健性,本文还进行了一系列稳健性检验。第一,增加控制变量。为了尽可能缓解遗漏变量所产生的内生性问题,本文在回归中加入更多的控制变量,其中包括城镇化率(urban)、金融发展水平(fiance)、交通基础设施(lnroad)、对外贸易水平(trade)以及政府环保支出(gov)⁽²⁾,回归结果见表3的列(1)和列(2)。第二,采用全面可行广义最小二乘法(FGLS)重新进行回归。由于使用面板数据分析时可能遇到组间异方差、组内自相关以及组间同期相关等问题,从而对估计结果的稳健性和一致性产生影响,因此,本文采用全面FGLS对(1)式重新回归,回归结果见表3的列(3)和列(4)。第三,本文样本面临不同时间趋势的影响问题,即不同地区的碳排放量可能会随着时间的推移表现出不同的变化趋势。为此,本文在(1)式的基础上引入各省份虚拟变量与各年度虚拟变量的交互固定效应,进一步对基准结果的稳健性进行检验⁽³⁾,回归结果见列(5)和列(6)。第四,采用人均碳排放量作为被解释变量。除碳排放量外,已有文献常采用人均碳排放量衡量各地区碳排放水平,因此,本文采用人均碳排放量作为被解释变量重新进行回归,回归结果见表3的列(7)和列(8)。稳健性检验结果表明,碳交易市场规模的碳减排效应是成立的。

表3 稳健性检验

被解释变量	Inc				Inpc			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Involume	-0.005 0** (-2.508)		-0.003 1*** (-3.211)		-0.006 0*** (-3.960)		-0.006 1*** (-3.127)	
Inturnover		-0.004 2** (-2.527)		-0.002 6*** (-3.273)		-0.004 8** (-3.872)		-0.005 2** (-3.149)
Inpgdp	-0.044 4 (-0.076)	-0.046 4 (-0.080)	1.457 0*** (4.676)	1.455 7*** (4.672)	8.400 1*** (6.985)	8.612 8*** (7.226)	2.554 5*** (5.379)	2.545 8*** (5.355)
Inpgdp ²	0.024 4 (0.843)	0.024 4 (0.842)	-0.047 9*** (-3.000)	-0.047 9*** (-3.000)	-0.354 2*** (-6.176)	-0.364 5*** (-6.432)	-0.093 1*** (-3.795)	-0.092 9*** (-3.787)
highstr	-0.050 1*** (-3.613)	-0.050 0*** (-3.605)	-0.021 6 (-1.626)	-0.021 4 (-1.609)	-0.012 7 (-1.312)	-0.012 4 (-1.286)	-0.022 5 (-1.562)	-0.022 4 (-1.553)
fdi	0.004 0 (0.631)	0.004 2 (0.660)	-0.005 3 (-1.260)	-0.005 2 (-1.253)	-0.001 2 (-0.256)	-0.000 9 (-0.189)	-0.010 2 (-1.572)	-0.010 0 (-1.539)
RD	-0.099 6*** (-2.895)	-0.100 0*** (-2.913)	-0.027 3 (-1.313)	-0.026 8 (-1.287)	-0.003 7 (-0.117)	-0.004 7 (-0.150)	-0.100 8*** (-2.876)	-0.101 5*** (-2.899)
forest	-0.009 1*** (-2.974)	-0.009 0*** (-2.953)	-0.011 0*** (-5.267)	-0.011 0*** (-5.263)	0.002 2 (0.684)	0.002 2 (0.688)	-0.015 8*** (-5.267)	-0.015 8*** (-5.242)
urban	0.000 9 (0.188)	0.000 9 (0.191)						
fiance	0.002 9*** (6.067)	0.002 9*** (6.080)						
lnroad	0.507 8*** (4.522)	0.506 9*** (4.518)						

续表3

被解释变量	Inc						Inpc	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
trade	-0.013 2*** (-2.761)	-0.013 2*** (-2.770)						
gov	-0.049 3 (-1.516)	-0.048 2 (-1.480)						
常数项	2.295 6 (0.792)	2.318 8 (0.800)	-5.211 7*** (-3.246)	-5.200 8*** (-3.239)	-43.416 6*** (-6.829)	-44.502 8*** (-7.044)	-13.850 1*** (-5.847)	-13.785 2*** (-5.809)
省份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	未控制	未控制	控制	控制
省份—时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	330	330	360	360	360	360	360	360
R ²	0.822	0.822					0.788	0.788

(三) 中介效应检验

由上文分析结果可知,碳交易市场规模存在碳减排效应,且碳交易市场规模的扩大有利于降低碳排放量。此外,本文还关心碳交易市场规模降低碳排放量的作用机制,基于上文的理论分析,碳交易市场规模将通过降低能耗、优化能源结构、推动低碳技术创新以及调整产业结构等四个途径实现碳减排,本文也将从这四个途径出发,采用中介效应模型检验假设2—假设5。检验结果见表4所列。

表4的列(1)—列(3)分析碳交易市场规模的扩大能否通过降低能源消费总量来实现碳减排。在列(1)中,碳交易市场规模的系数在10%显著性水平下显著为负,说明碳交易市场规模对能源消费总量具有显著的负向影响,即碳交易市场规模的扩大能够有效降低能源消费总量。在列(2)中,能源消费总量(lne)的系数为正且通过了1%显著性检验,表明能源消费总量与碳排放量之间存在正相关关系。在列(3)中,碳交易市场规模和能源消费总量的系数均显著,且与基本回归结果相比,碳交易市场规模的系数绝对值变小,说明碳交易市场规模的扩大能够通过降低能源消费总量从而实现碳减排。上述结果说明存在减少能源消费总量这一中介机制,从而验证了假设2。

表4的列(4)—列(6)分析碳交易市场规模的扩大能否通过优化能源结构来实现碳减排。在列(4)中,碳交易市场规模的系数在10%显著性水平下显著为负,说明碳交易市场规模对能源消费结构具有显著的负向影响,即碳交易市场规模的扩大能够降低煤炭消费比重。在列(5)中,能源消费结构(estr)的系数为正且通过了1%显著性检验,表明能源消费结构与碳排放量之间存在正相关关系。在列(6)

中,碳交易市场规模和能源消费结构的系数均显著,说明碳交易市场规模的扩大能够通过优化能源消费结构从而实现碳减排。上述结果说明存在优化能源消费结构这一中介机制,从而验证了假设3。

表4的列(7)—列(9)分析碳交易市场规模的扩大能否通过提高能源利用效率来实现碳减排。在列(7)中,碳交易市场规模的系数在1%显著性水平下显著为负,说明碳交易市场规模对单位GDP能耗具有显著的负向影响,即碳交易市场规模的扩大能够有效提高能源利用效率。在列(8)中,能源利用效率(lnei)的系数为正且通过了1%显著性检验,表明能源消费总量与碳排放量之间存在正相关关系。在列(9)中,纳入能源利用效率后,能源利用效率的系数仍旧显著为负,但碳交易市场规模的系数由显著变得不显著,说明碳交易市场规模的扩大能够通过提高能源利用效率从而实现碳减排。上述结果说明存在提高能源利用效率这一中介机制,从而验证了假设4。

表4的列(10)—列(12)分析碳交易市场规模的扩大能否通过调整产业结构来实现碳减排。在列(10)中,碳交易市场规模的系数在10%显著性水平下显著为负,说明碳交易市场规模对调整产业结构具有显著的负向影响,即碳交易市场规模的扩大有利于加快产业结构转型升级,实现产业结构低碳化。在列(11)中,产业结构(str)的系数为正且通过了1%显著性检验,表明产业结构与碳排放量之间存在正相关关系。在列(12)中,碳交易市场规模和产业结构的系数均显著,说明碳交易市场规模的扩大能够通过调整产业结构从而实现碳减排。上述结果说明存在调整产业结构这一中介机制,从而验证了假设5。

表4 中介效应检验

被解释变量	lne	lnc	lnc	estr	lnc	lnc	lnei	lnc	lnc	str	lnc	lnc
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
Inturnover	-0.002 4 [*] (-1.960)		-0.003 2 ^{***} (-3.255)	-0.106 7 [*] (-1.702)		-0.005 2 ^{***} (-3.177)	-0.004 2 ^{***} (-3.787)		-0.000 8 (-0.764)	-0.112 4 [*] (-1.914)		-0.004 8 ^{***} (-3.016)
lne		1.104 3 ^{***} (24.211)	1.088 1 ^{***} (24.072)									
estr				0.007 1 ^{***} (4.821)	0.006 7 ^{***} (4.564)							
lnei								1.220 7 ^{***} (24.950)	1.212 7 ^{***} (24.221)			
str											0.010 6 ^{***} (6.993)	0.010 1 ^{***} (6.717)
常数项	-0.361 9 (-0.199)	-1.116 6 (-0.779)	0.050 4 (0.035)	122.335 8 (1.328)	-3.090 7 (-1.318)	-1.160 3 (-0.485)	-5.998 3 ^{***} (-3.662)	6.709 0 ^{***} (4.621)	6.930 7 ^{***} (4.678)	584.800 4 ^{***} (6.781)	-8.272 3 ^{***} (-3.441)	-6.268 6 ^{**} (-2.543)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	360	360	360	360	360	360	360	360	360	360	360	360
R ²	0.868	0.925	0.927	0.280	0.798	0.805	0.911	0.927	0.928	0.355	0.813	0.818

注:控制变量中控制了人均GDP、人均GDP的二次项、产业结构高级化、外商投资水平以及研发投入强度。

(四)协同减排效应

由于碳排放与其他污染物排放的同根同源性,碳交易市场规模在实现碳减排效应的同时对其他污染物可能存在协同减排效应。为验证假设6,这部分以二氧化硫排放量、氮氧化物排放量以及细颗粒物平均浓度(PM_{2.5})作为被解释变量替换碳排放量进行回归⁽⁴⁾,对碳交易市场规模的协同减排效应进行检验。具体结果见表5所列。

由表5可知,在以二氧化硫排放量为被解释变量时,碳交易市场规模的系数在1%显著性水平下显著为负,在以氮氧化物排放量和PM_{2.5}平均浓度为被解释变量的回归中碳交易市场规模的系数并不显著,说明碳交易市场规模的协同减排效应主要体现在降低二氧化硫排放量。造成这一现象可能

的原因在于:碳交易市场规模主要通过降低能源消费总量、优化能源消费结构、提高能源利用效率实现减排,而在能源消费过程中,煤炭是二氧化硫排放的最重要污染源,而我国煤炭含硫量较高,平均硫分可达到1.1%,因此,碳交易市场规模的扩大能够降低二氧化硫排放量。与之相比,煤炭等化石能源中氮氧化物含量相对较少,因而碳交易市场规模的扩大对氮氧化物排放的影响并不显著。此外,PM_{2.5}污染源构成相对复杂,燃煤源的贡献率较低,以北京市为例,2017年北京PM_{2.5}主要来源于移动源、扬尘源、工业源、生活面源和燃煤源,其中燃煤源仅占本地排放贡献的3%。总体来看,碳交易市场规模扩大的协同减排效应主要体现在降低二氧化硫排放量。

表5 协同减排效应

被解释变量	Inso ₂		Innox		PM _{2.5}	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Involume	-0.011 6 ^{***} (-3.281)		0.000 3 (0.124)		-0.048 5 (-0.683)	
Inturnover		-0.010 0 ^{***} (-3.403)		0.000 4 (0.177)		-0.038 3 (-0.655)
lnpgdp	4.165 9 ^{***} (4.864)	4.124 3 ^{***} (4.816)	2.101 4 (1.583)	2.133 6 (1.607)	-31.934 2 [*] (-1.846)	-31.830 8 [*] (-1.839)
lnpgdp ²	-0.187 7 ^{***} (-4.243)	-0.186 1 ^{***} (-4.212)	-0.094 3 (-1.390)	-0.095 9 (-1.415)	1.593 8 [*] (1.800)	1.588 1 [*] (1.794)
highstr	0.050 3 [*] (1.933)	0.050 5 [*] (1.944)	-0.029 4 (-1.550)	-0.029 4 (-1.549)	2.056 2 ^{***} (2.768)	2.058 3 ^{***} (2.771)
fdi	-0.019 5 [*] (-1.675)	-0.019 0 (-1.634)	0.011 1 (1.020)	0.011 1 (1.011)	-0.095 4 (-0.409)	-0.095 5 (-0.410)

续表5

被解释变量	Inso ₂		Innox		PM _{2.5}	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
RD	-0.156 2** (-2.471)	-0.156 8** (-2.485)	-0.079 1 (-1.091)	-0.079 3 (-1.096)	-3.948 4*** (-2.979)	-3.959 5*** (-2.990)
forest	-0.034 1*** (-6.288)	-0.033 8*** (-6.240)	-0.004 5 (-0.458)	-0.004 6 (-0.472)	-0.175 5* (-1.732)	-0.175 9* (-1.734)
常数项	-17.431 5*** (-4.081)	-17.184 0*** (-4.020)	-7.180 0 (-1.056)	-7.343 7 (-1.077)	202.755 2** (2.322)	202.317 8** (2.315)
省份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	360	360	210	210	330	330
R ²	0.845	0.846	0.881	0.881	0.368	0.368

六、结论与政策建议

碳交易市场建设是用市场机制推动碳减排和绿色低碳发展的重大制度创新,对于推进生态文明体制改革具有重要的战略意义。但现有文献关于中国碳交易市场规模的实证研究相对缺乏。碳交易市场规模的扩大能否降低碳排放量?对于这一问题的回答具有较为重要的实践意义。为此,基于2006—2017年我国30个省份的面板数据,本文采用连续性双重差分法评估了碳交易市场规模的碳减排效应。研究结果表明:①碳交易市场规模存在碳减排效应,碳交易市场规模的扩大有利于降低试点地区碳排放量;②本文利用中介效应模型对碳交易市场规模的减排途径进行检验,发现碳交易市场规模的扩大通过降低能源消费总量、优化能源消费结构、推动低碳技术创新以及调整产业结构等四个途径实现碳减排;③由于二氧化碳与其他大气污染物之间存在同根同源性,从而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。本文的研究结果具有以下三方面政策含义:

第一,本文的实证结果证明了碳交易市场规模的扩大有利于降低试点地区碳排放量。近30年来,全球气候环境问题日益突出,全球发达国家纷纷利用市场机制来促进节能减排,其中,构建碳排放交易市场是减少碳排放、推动绿色低碳发展的一项重大创新实践。与发达国家相比,我国碳交易市场法律与体制的建设较为薄弱,交易效率和市场活力相对较低,且各试点碳交易市场发展水平参差不齐,市场规模存在较大差异。本文的结果表明,碳交易市场能够发挥碳减排效应,且随市场规模的扩大碳减排效应逐渐增强。因此,应不断扩大参与碳交易市场的行业范围和主体范围,增强碳市场的价

格发现能力,增加交易品种,提高市场活跃度,同时积极推进全国碳排放权交易市场建设。

第二,基于机制分析的结果表明,碳交易市场规模的碳减排效应主要来自降低能源消费总量、优化能源消费结构、推动低碳技术创新以及调整产业结构等,因此,政策制定者在制定碳排放政策时,需要重视上述机制在碳减排过程中的重要作用。首先,应加大对气候变化相关科技工作的资金投入,尤其是二氧化碳捕集、利用与封存技术等重点领域;其次,制定发布高耗能行业市场准入标准,提高节能环保准入门槛,从而遏制高耗能、高排放行业过快增长,推动工业行业结构逐步向绿色化、低碳化转变;再次,加快高效节能技术和节能设备推广与使用,加快关停、整合小煤矿,淘汰落后产能,推动能源利用效率提高;最后,加快水电、风电建设,推进生物质能源的开发和利用,发展太阳能发电和太阳能热利用。

第三,基于协同减排效应的结果表明,碳交易市场规模扩大在降低碳排放量的同时,还能发挥协同减排效应减少二氧化硫排放量。现阶段,用能权、用水权、排污权、碳排放权等环境权益类市场不断健全和完善,虽然不同环境权益类市场的任务目标不尽相同,但在覆盖范围、管辖对象等方面存在交叉,政策效应存在重叠。为此,为了确保打好污染防治攻坚战、推动节能减排,需要充分发挥碳交易与其他环境权益类市场机制的协同作用,探索交易体系耦合、互补的模式,推动相关制度协同互补。

注 释:

(1)根据《2010年国民经济和社会发展统计报告》的定义,六大高耗能行业分别为化学原料及化学制品制造业、非金属矿物制品业、黑色金属冶炼及压延加工业、有色金属冶炼及压延加工业、石油加工炼焦及核燃料加工业、电力热力的生产和供应业。

- (2) 城镇化率采用各地区城镇常住人口占常住人口比重表示;金融发展水平采用金融机构人民币贷款占GDP比重表示;交通基础设施采用公路里程对数值表示;对外贸易水平采用进出口总额占GDP比重表示;政府环保支出采用政府环保支出占GDP比重表示。
- (3) 需要指出的是,如果在基准方程的基础上加入30个省份的虚拟变量与年度虚拟变量的交互项,会引起估计参数过多,从而导致模型无法估计。因此,本文在交互固定效应模型(Interactive Fixed Effect model, IFE)的基础上进行重新估计。
- (4) 二氧化硫排放量和氮氧化物排放量的数据来源于《中国统计年鉴》;PM_{2.5}平均浓度的相关数据来源于哥伦比亚大学社会经济数据和应用中心(SEDAC)公布的全球PM_{2.5}浓度的监测数据,由于该数据集是以栅格数据的形式公布的,在处理时本文采用ArcGIS软件将其转化为矢量数据,并提取30个省份的PM_{2.5}年均浓度值。

参考文献:

[1] 孙金龙,黄润秋.坚决贯彻落实习近平总书记重要宣示以更大力度推进应对气候变化工作[J].中国生态文明,2020(5):14-16.

[2] 李广明,张维洁.中国碳交易下的工业碳排放与减排机制研究[J].中国人口·资源与环境,2017,27(10):141-148.

[3] 黄向岚,张训常,刘晔.我国碳交易政策实现环境红利了吗?[J].经济评论,2018(6):86-99.

[4] 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.

[5] 范丹,王维国,梁佩凤.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,2017,37(6):2383-2392.

[6] FUJIMORI S, MASUI T, MATSUOKA Y. Gains from Emission Trading Under Multiple Stabilization Targets and Technological Constraints [J]. Energy Economics, 2015, 48(3): 306-315.

[7] YANG X Y, JIANG P, PAN Y. Does China's Carbon Emission Trading Policy have an Employment Double Dividend and a Porter Effect? [EB/OL]. (2020-04-15) [2020-11-20]. <https://www.sciencedirect.com/science/article/abs/pii/S030142152030238X>.

[8] 余萍,刘纪显.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,2020(4):46-55.

[9] 时佳瑞,蔡海琳,汤铃,等.基于CGE模型的碳交易机制对我国经济环境影响研究[J].中国管理科学,2015, 23(S1):801-806.

[10] NONG D, NGUYEN T H, WANG C, et al. The Environmental and Economic Impact of the Emissions Trading Scheme (ETS) in Vietnam [EB/OL]. (2020-03-03) [2020-11-20]. <https://www.sciencedirect.com/science/article/abs/pii/S0301421520301191>.

[11] 刘宇,温丹辉,王毅,等.天津碳交易试点的经济环境影响评估研究——基于中国多区域一般均衡模型TermCO₂[J].气候变化研究进展,2016,12(6):561-570.

[12] 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.

[13] XUAN D, MA X W, SHANG Y P. Can China's Policy of Carbon Emission Trading Promote Carbon Emission Reduction? [EB/OL]. (2020-05-23) [2020-11-20]. <https://www.sciencedirect.com/science/article/abs/pii/S0959652620324306>.

[14] ZHANG Y F, LI S, LUO T Y, et al. The Effect of Emission Trading Policy on Carbon Emission Reduction: Evidence from an Integrated Study of Pilot Regions in China [EB/OL]. (2020-04-25) [2020-11-20]. <https://www.sciencedirect.com/science/article/abs/pii/S0959652620318904>.

[15] ZHANG H J, DUAN M S, DENG Z. Have China's Pilot Emissions Trading Schemes Promoted Carbon Emission Reductions?—The Evidence from Industrial Sub-sectors at the Provincial Level [J]. Journal of Cleaner Production, 2019, 234(10): 912-924.

[16] 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.

[17] PASHIGIAN B P. A Theory of Prevention and Legal Defense with an Application to the Legal Costs of Companies [J]. Journal of Law & Economics, 1982, 25(2): 247-270.

[18] CAPARRÓS A, PÉREAU J C, TAZDAÏT T. Emission Trading and International Competition: The Impact of Labor Market Rigidity on Technology Adoption and Output [J]. Energy Policy, 2013, 55: 36-43.

[19] IMBENS G W, WOOLDRIDGE J M. Recent Developments in the Econometrics of Program Evaluation [J]. Journal of Economic Literature, 2009, 47(1): 5-86.

[20] MOSER P, VOENA A. Compulsory Licensing: Evidence from the Trading with the Enemy Act [J]. American Economic Review, 2012, 102(1): 396-427.

[21] BARON R M, KENNY D A. The Moderator-mediator Variable Distinction in Social Psychological Research: Conceptual, Strategic, and Statistical Considerations [J]. Journal of Personality and Social Psychology, 1986, 51(6): 1173-1182.

[22] LIU Z, GUAN D, WEI W, et al. Reduced Carbon Emission Estimates from Fossil Fuel Combustion and Cement Production in China [J]. Nature, 2015, 524: 335-338.

[23] SHAN Y L, GUAN D B, ZHENG H R, et al. China CO₂ Emission Accounts 1997-2015 [J]. Scientific Data, 2017, 201: 1-14.

[24] SHAN Y L, HUANG Q, GUAN D B, et al. China CO₂ Emission Accounts 2016-2017 [EB/OL]. (2020-02-13) [2020-11-20]. <https://www.nature.com/articles/s41597-020-0393-y>.

[25] 王群伟,周鹏,周德群.我国二氧化碳排放绩效的动态变化、区域差异及影响因素[J].中国工业经济,2010(1):45-54.

[26] 邵帅,张可,豆建民.经济集聚的节能减排效应:理论与中国经验[J].管理世界,2019,35(1):36-60,226.

[责任编辑:余志虎]