

碳交易试点是否提升了区域绿色全要素生产率?

徐军委¹, 刘志华², 王建雄¹

(1. 中国劳动关系学院 劳动关系与人力资源学院, 北京 100048; 2. 防灾科技学院 经济管理学院, 河北 廊坊 065201)

摘要:以碳交易试点运行构造准自然实验,基于2007—2018年中国30个省(市、自治区)平衡面板数据(因数据缺失不包含港澳台和西藏地区),运用双重差分模型与中介效应模型检验碳交易试点对区域绿色全要素生产率的影响机制和作用机理。研究结果表明:①整体上,碳交易试点政策对区域绿色全要素生产率的提升有显著的促进作用,在经过多项稳健性检验后,上述结果依然成立;②机制分析表明,碳交易试点通过能源结构效应、技术创新效应与产业结构效应最终提升试点区域绿色全要素生产率,其中产业结构效应带来的影响最为显著,技术创新次之,能源结构效应的影响较弱;③异质性分析发现,碳交易试点对区域绿色全要素生产率的提升作用在东部地区显著存在,西部地区不显著,而中部地区一定程度上产生了抑制作用。

关键词:碳交易试点;绿色全要素生产率;双重差分模型;中介效应

中图分类号:F205 **文献标志码:**A **文章编号:**1002—980X(2022)8—0023—11

一、引言

进入21世纪以来,随着气候变暖问题逐渐凸显,大力推进碳减排工作已经成为全球共识。世界主要国家和地区纷纷加速推进自身碳减排进程,并且把碳市场作为一种有效手段来助力实现减排目标。中国于2011年正式发文批准率先在北京、天津、上海、重庆、湖北、广东、深圳“两省五市”开展碳排放权交易试点,开启了碳交易市场建设的序幕。之后,国家根据各试点的推进情况,陆续出台碳交易市场建设方法和管理办法,不断探索适合中国特色的碳排放权交易体系,全国统一的碳交易市场也在2021年7月全面开启。与此同时,为破解经济高速增长与环境保护之间的矛盾,绿色发展被提升到新的高度,成为经济社会发展的底色和实现经济高质量发展的必由之路。而绿色全要素生产率作为衡量绿色发展的重要指标,能够更真实地反映地区经济发展的质量,是实现区域绿色发展与环境保护共赢的关键。那么,我国碳交易试点的运行,是否有助于推动试点区域绿色全要素生产率的提升?是否对不同区域的绿色全要素生产率产生异质性?碳交易试点政策的实施对区域绿色全要素生产率的影响机制和提升效应如何?这些问题有待于进一步深入研究,对助力我国绿色发展和高质量发展及实现双碳目标意义重大。

二、文献回顾

已有文献对环境规制与绿色全要素生产率的研究更多侧重于应用与政策层面(Liu et al, 2021; Munnings et al, 2016)。首先,在绿色全要素生产率测度方面,以长三角城市群(Wang et al, 2019)、珠三角城市群(Li and Chen, 2021)、农业行业(Xu et al, 2019)等面板数据为基础,采用SBM(slack based model)模型(Tao et al, 2016; Zhang et al, 2015)、C-D生产函数(Cobb-Douglas production function)、Malmquist指数法(Zhou et al, 2010)等模型和方法,对绿色全要素生产率进行测度,发现整体呈现上升趋势,但存在显著的区域或行业的异质性。第二,环境规制对绿色全要素生产率的影响机制可分为工具性手段的影响研究和政策性的规制研究。在低碳规制工具性手段研究方面,胡玉凤等(2022)实证分析了低碳规制工具对不同行业绿色全要素生产率的影响,发现低碳规制工具具有显著的差异性和阶段性特征,而且高碳行业普遍对其有较强的敏感性,只有实施差异化工具组合才能起到有效的减排效果;在政策性规制研究方面,现有研究成果主要集中在正式环境规制和非正式环境规制对绿色全要素生产率的影响研究。学者们(董钰涵和谢波, 2022; 李德山和张郑秋, 2020; 李健

收稿日期:2022-03-15

基金项目:北京市社会科学基金一般项目“减排目标约束下京津冀地区间横向碳生态补偿机制研究”(19GLB015)

作者简介:徐军委,博士,中国劳动关系学院劳动关系与人力资源学院工商管理系主任,副教授,硕士研究生导师,研究方向:能源经济与碳排放,信息经济;(通讯作者)刘志华,博士,防灾科技学院经济管理学院讲师,研究方向:碳排放与区域可持续发展;王建雄,中国劳动关系学院经济管理学院,研究方向:能源经济。

和武敏,2022)在火电行业、地市级、城市群等不同场景进行实证分析,发现正式环境规制对绿色全要素生产率的影响呈现“U”型的变化趋势,在拐点左侧增加环境规制的强度有助于降低绿色全要素生产率,持有该观点的学者更多支持“波特假说”,但也有学者(黄庆华等,2018)持相反观点,认为正式环境规制在提高绿色全要素生产率方面还有待进一步验证,甚至还会带来负面效应。其他学者们的研究范围比较宽泛,涉及智慧城市试点(范洪敏和米晓清,2021;童磊和王鹏,2021;宣旸和张万里,2021)、产业结构升级(刘志华等,2022;任阳军等,2021)、技术进步(逯进和李婷婷,2021)、对外直接投资和外商直接投资(冯严超等,2021)等内容,研究重点集中在对提升绿色全要素生产率的影响,进而分析是否带动经济增长和助力环境改善。研究发现智慧城市试点建设等提升了绿色全要素生产率,加快了经济的绿色转型,还在一定程度上具备明显的空间溢出效应,而产业结构升级、产业集聚及技术创新还存在一定的门槛效应,存在显著的异质性。另外,部分学者基于金融和数字经济等视角展开,分别研究绿色金融试点政策(王修华等,2021)、金融错配(李凯风等,2021)、数字金融发展(惠献波,2021)、数字经济(周晓辉等,2021)等对绿色全要素生产率带来的影响,认为绿色金融试点政策和金融错配具有显著的抑制作用,数字普惠金融有助于优化资源和要素配置,间接推动绿色全要素生产率的提升,而数字经济显著提升中心城市绿色全要素生产率的同时,会带来“虹吸效应”和“结构性”的提升效应。

碳交易试点属于政策性环境规制,近些年学者对碳交易市场(孙振清等,2018)展开研究,认为碳交易市场可以显著提升试点地区的工业绿色发展水平和效率,但受碳市场的完善程度等因素影响,碳市场活跃度和参与主体的积极性还有待提升,未来仍面临市场规模扩大、碳交易价格提升、市场流动性加快等诸多挑战。面临上述挑战,一些学者从支撑碳中和目标的市场机制完善(翁智雄等,2021)、碳排放权价格波动(耿文欣和范英,2021)、碳交易模式的创新(张瑞等,2012)等方面展开研究,建议通过培育碳金融市场和支撑体系、完善碳交易价格调节机制、创新“碳票”为主的碳交易模式等措施去应对。通过进一步深入分析,学者认为对碳交易试点产生的效益来源于两个方面:一方面是碳交易试点带来的经济效益,通过碳交易试点前后的企业数据对比分析,发现碳交易试点有助于提升企业的绿色技术创新能力(魏丽莉和任丽源,2021)和高质量生产水平(胡晖和唐恩宁,2020),而且在不同行业中也呈现出显著差异;另一方面是碳交易试点带来的环境效益,对现有的7个交易试点进行实证分析,发现碳交易试点在降低地区能源强度和实现碳减排目标(杨秀汪等,2021)方面效果显著。

综上,梳理现有文献不难发现:从研究视角来看,以往学者多从企业绿色技术创新、能源强度下降等视角分析碳交易试点政策所带来的经济效益和环境效益,缺少综合视角考虑碳交易试点政策带来的经济效益与环境效益,而绿色全要素生产率同时考虑了经济与环境效应,更加注重发展的质量;从研究方法来看,以往文献往往采用双重差分、合成控制法等方法去分析碳交易试点实现经济和环境效益的内在机理,而结合中介效应对绿色全要素生产率深入分析的文献相对较少。因而,本文在此基础上,将双重差分模型与中介效应相结合,试图探究碳交易试点对区域绿色全要素生产率的作用机理及内在影响机制。

三、制度背景与研究假说

从全球范围来看,为应对全球气候变暖,各国控制温室气体排放的政策一般分为三类:命令控制、经济刺激和劝说鼓励,其中经济刺激手段因其灵活性强等优点备受各国青睐,我国的碳交易试点就属于该类政策。通过7省市碳交易试点工作的开展,我国基本形成了总量控制交易与自愿减排交易相结合的碳交易模式,也启动了全国统一的碳交易市场。本文以区域经济和环境效益为重点,分别从能源结构效应、技术创新效应与产业结构效应三方面探究碳交易试点对区域绿色全要素生产率的影响。

(一)能源结构效应

本文认为碳交易试点主要通过以下三方面来发挥对区域绿色全要素生产率的能源结构效应。

第一,通过降低煤炭消费量、增加清洁能源的使用比重来调整能源消费结构。碳交易市场旨在通过市场化的方式去破解温室气体尤其是二氧化碳过度排放的问题,通过调控碳排放总量和碳排放配额交易权,试图充分发挥市场机制在资源配置中的决定性作用,最终实现减排目标。受我国资源禀赋特点及一次能源消费中煤炭比重过高的制约,重点排放企业的排放总量短期内较难实现大幅下降。此外,在碳市场交易过程中,受碳价波动、市场流动性等因素影响,重点排放企业无法保障从全国碳市场中获得足量低价的碳排放权配

额,迫切需要通过加大清洁能源比重、提高化石能源利用效率等方式调整能源消费结构。因此,对重点排放企业来说,碳市场机制会倒逼企业自主进行能源消费结构调整,逐步减少化石能源尤其是煤炭的消费量,适时增加清洁能源的消费比重,进而实现温室气体的减排目标,推动区域的绿色发展。

第二,通过提高化石能源的利用效率来降低单位能源的碳排放强度。首先,碳交易试点从整体上设计了各个行业的减排目标及达成目标的实施路径,但在具体实施过程中,由于各行业中企业的发展规模、技术创新能力等存在显著差异,从而造成其对碳市场配额的适应性与承受能力不尽相同。配额有盈余的企业可以出售多余的碳配额来增加企业收入,开辟新的营收板块,而配额不足的企业则需要花费一定的成本在碳市场上购买碳排放配额,但这种方式在一定程度上不可长期持续下去,客观上会倒逼此类企业通过加大技术创新投入、改变能源消费模式等方式提高能源利用效率来降低单位能源的碳排放强度。其次,碳交易试点提升了产业部门的减排积极性。通过规定各地区高耗能产业的排放配额,使得政府从上而下对企业层层施压,从而倒逼企业在确保利润的前提下不断调整其管理、生产、决策方式,以达到单位污染物碳排放强度的下降。最后,随着碳市场覆盖行业范围的扩大,加入碳市场的控排企业数量不断增加,在一定程度上推动了企业所在行业整体能源开发利用效率的提升。企业在政府管控和碳市场交易机制的双重施压下,会或主动或被动地增加在清洁能源利用技术领域的研发与投资力度,加大对绿色清洁能源的开发利用进程,降低化石能源等高碳能源的消费量及消费比例,从而在降低企业碳排放量的同时推动整个行业能源利用效率的提升。

第三,通过碳市场营造政府行业企业协同减排降碳的环境。能源结构效应的发挥深受区域碳协同减排的影响,即能源结构效应能否发挥作用,发挥作用的大小均不在于一区一域的独立发挥,而是取决于是否将局部地区放入整体系统中,通过协同效应来发挥其在整体中不可或缺的作用。因此,要充分发挥能源结构效应,需要找到不同区域间的共性问题,即要明确污染物的排放的源头与种类。而碳交易试点正是在考虑了区域污染物同源性问题的基础上,通过建立碳交易试点市场并最终形成统一的全国碳市场,以明确各个区域的职能,最终实现部分区域减排与整体降碳有机统一。

(二)技术创新效应

针对技术创新效应,通过梳理现有文献,其作用发挥主要包括两种方式。一种源于内部自发的能效改进,通过技术创新提升能源开发利用效率,进而减少碳排放消费量;另一种是外部诱发式的技术进步,即通过政策施加、价格变动等带来技术进步(任亚运和傅京燕,2019),进而有效发挥技术创新效应。碳交易试点政策引发的技术创新属于后一种模式,其对于区域绿色全要素生产率的影响机理如下。

第一,碳交易试点的建立通过倒逼企业增加研发投入、调整生产经营决策等方式推动行业内企业低碳开发利用技术的进步,在一定程度上提升了城市创新指数、绿色发明专利比重等,从而在技术升级的前提下提高能源使用效率和绿色清洁能源使用比重,最终降低二氧化碳等温室气体的排放,提升区域绿色可持续发展能力。

第二,碳交易机制的建立无形中加大了碳排放规模较大、生产效率较低的企业生产成本,在追求利润最大化的驱使下,这些企业不得不通过技术创新来提升自身生产效率,以匹配区域绿色全要素生产率的提升。

第三,碳交易试点的实施在一定程度上收紧了地区的环境规制强度,进而为技术创新营造良好的氛围,促使城市产出中存在绿色技术进步倾向,而通过绿色技术进步倾向,为技术的进步和应用铺垫,并最终推动预期减排目标的实现。

总之,外部诱发式技术进步模式通过实施碳交易试点,运用市场机制的方式倒逼重点排放企业加强技术创新,提高能源开发利用效率,加大相关技术人才培育的投入力度,进而带动企业提升排放标准,助力实现碳减排目标。碳交易试点通过政策引导,带动技术创新,虽不能发挥短期减排效应(涂正革和谌仁俊,2015),但从长远来看,能够实现较好的碳减排效果。

(三)产业结构效应

所谓产业结构效应,即碳交易试点通过倒逼产业结构优化升级来推动区域的绿色发展。具体可以分为两个部分:一是产业结构优化升级意味着不同产业比例调整的演进,二是产业结构优化升级也意味着不同产业的绿色全要素生产率得以提升。因此,相应地,本文认为通过产业结构效应实现区域绿色全要素生产率的提升也主要包括两大路径:

第一,碳交易试点的实施可以有效优化产业结构,推动产业实现绿色转型,一方面,碳交易试点的建立可以将环境的负外部性内部化,加大重点排放企业生产要素的成本投入,倒逼该类企业不得不选择转型升级和绿色发展,这在一定程度上间接提升了改地区第三产业在 GDP 中的比重,提升了能源开发利用效率,优化了重点排放行业的产业布局,最终实现节能减排和产业绿色转型;另一方面,碳交易试点政策通过市场化手段的资源配置,促使各生产要素与相关企业进行优化组合,并得到合理匹配,优化了企业的能源消费结构,有效的推动高污染高能耗高碳排放企业进行产业转移与绿色转型,从而使得区域整体产业结构趋向绿色化,加快推进区域内部绿色全要素生产率的提升,最终实现绿色发展。

第二,碳交易试点通过市场化手段推动不同产业绿色全要素生产率的提升。一方面,碳交易试点的建立通过配额交易、碳价等市场化手段,影响重点排放企业在研发、生产、经营等一系列过程中的要素投入(原毅军和谢荣辉,2014),逐步淘汰落后产能,加快产品生产的绿色化转型,进一步加快试点区域的产业结构优化调整,进而提升产业绿色全要素生产率;另一方面,碳交易试点通过碳价的改变影响区域成本,从而对企业绿色创新的激励效果产生显著作用。因此,碳交易试点通过优化企业生产结构,推动生产技术的进步、降低要素投入成本等方式来提升产业绿色全要素生产率。

基于以上分析,本文得出如下假说:

碳市场试点对区域绿色全要素生产率具有提升效应(H1);

碳市场试点通过能源结构效应、技术创新效应与产业结构效应三方面来提升区域绿色全要素生产率(H2)。

四、模型与数据

(一)双重差分模型构建

双重差分模型可以通过构建处理组与控制组的虚拟变量来避免内生性问题,还能将政策效应从其他影响因素中有效剥离出来,是目前广为认可的政策有效性评估模型之一,故本文通过构建双重差分模型来分析碳交易试点政策对区域绿色全要素生产率的提升效应。本文将碳交易试点政策作为准自然实验,以北京、天津、上海、湖北、重庆、广东六个进行碳交易试点的省市(深圳隶属广东,省级面板数据中已包含深圳市,而福建省作为碳试点省市起步较晚,故上述试点未纳入处理组)作为处理组,其他省市作为控制组进行研究。另外,考虑上述碳交易试点实施时间大都为 2013 年下半年,故参照黄向岚等(2018)的相关研究,以 2014 年作为碳交易试点实施节点,构建如下模型:

$$gtfp_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 treat_i \times post_t + \alpha_2 X_{it} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中: i 、 t 分别为省市与时间;被解释变量 $gtfp_{it}$ 为第 i 个省市、第 t 年的绿色全要素生产率; α_0 为常数项; $treat_i$ 为碳交易试点省市虚拟变量,当某省市为碳交易试点省市时, $treat_i$ 取值为 1,反之, $treat_i$ 则取值为 0; $post_t$ 为碳交易试点政策实施时间虚拟变量,当 $t \geq 2014$ 时, $post_t = 1$,表示碳交易政策实施后的时间虚拟变量,反之则为碳交易政策实施前的时间虚拟变量; $treat_i \times post_t$ 为碳交易试点省市与时间虚拟变量的交乘项;其系数 α_1 就是本文重点关注的碳交易试点对区域绿色全要素生产率的提升效应; X_{it} 为绿色全要素生产率的控制变量; α_2 为控制变量的系数; μ_i 与 δ_t 分别为省市固定效应与时间固定效应; ε_{it} 为随机干扰项。

(二)重要变量及测度

1. 被解释变量

绿色全要素生产率($gtfp$)是反映地区绿色发展水平的重要指标。本文参照 Fare 和 Grosskopf(2000)的相关研究,构建考虑非期望产出的 SBM-DDF 模型(slack based model-directional distance function)来对各省的绿色全要素 Malmquist-Luenberger 指数进行测算。投入变量包括资本投入、劳动力投入与能源投入,其中,资本投入依据“永续盘存法”折算各省市以 2007 年为基期的资本存量来表示,劳动力投入与能源投入用各省市年末就业人数与能源消费总量来表示。产出变量包含期望产出与非期望产出,其中,期望产出为各省市以 2007 年为基期的实际 GDP,非期望产出则参考李健等(李健等,2021)的相关研究,运用熵权法构建包含工业废水排放量、工业二氧化硫排放量及工业烟(粉)尘排放量三个指标在内的环境污染指数。

2. 解释变量

为实现碳减排目标,我国政府对碳市场交易机制的关注由来已久。从 2011 年批准设立碳交易试点,历

经2017年12月底启动建设全国统一的碳交易市场,再到2021年7月碳市场正式上线交易,这标志着具备中国特色的碳交易市场已经初步建立,未来也将对我国经济的高质量发展及“双碳”目标的实现产生重大影响。本文重点关注前期碳交易试点省市的相关政策是否提升了区域绿色全要素生产率,故选取碳交易试点政策作为解释变量。依据某省市是否启动碳交易试点,将其分为“试点”和“未试点”两类,并用时间虚拟变量表示该省市在某一年是否开始碳交易试点,若启动碳交易试点,则当年及之后的年份设定为1,反之为0。

3. 控制变量

参照相关学者(沈满洪等,2022;李双燕等,2021;赵娜等,2021;聂雷等,2021)的研究,认为经济发展水平、城镇化水平、金融水平、环保力度和对外开放度可能会对区域绿色全要素生产率产生影响。因此,将这些指标作为本文的控制变量;①经济发展水平(gdp),用人均GDP来测度;②城镇化水平($urban$),用城市人口占总人口比重来测度;③金融水平(fd),用年末金融机构人民币各项存款余额和贷款余额总和占生产总值的比重来测度;④环保力度(ep),用环境治理投资总额占地区生产总值比重来测度;⑤对外开放度(fdi),用实际外商直接投资额测度。

4. 中介变量

中介效应包含能源结构效应、技术创新效应与产业结构效应。能源结构效应(ecs)以煤炭占能源消费比重来表示;技术创新效应(tec)以地区专利申请授权数表示;产业结构效应(ind)以第三产业占GDP比重来表示。

(三)样本与数据说明

本文以2007—2018年30个省(市、自治区)的平衡面板为样本进行研究(西藏、港澳台地区由于相关数据缺失,未纳入本次研究),所需数据来自《中国统计年鉴》《中国能源统计年鉴》《中国环境统计年鉴》等,缺失数据采用平均增长率将其补齐。同时,为了避免异方差问题,本文对取值差距较大的变量做取对数处理,变量描述性统计见表1。

表1 变量描述性统计

变量	处理组			控制组			差值
	观测值	均值	标准差	观测值	均值	标准差	
$gtfp$	66	1.637	0.555	264	1.368	0.338	0.269
$lngdp$	66	1.734	0.502	264	1.111	0.472	0.623
$urban$	66	0.718	0.147	264	0.497	0.087	0.221
fd	66	3.810	1.421	264	2.756	0.695	1.054
ep	66	0.013	0.007	264	0.016	0.017	-0.003
$lnfdi$	66	13.708	0.744	264	12.409	1.639	1.299
ecs	66	0.584	0.189	264	1.037	0.380	-0.453
ind	66	10.463	0.995	264	9.168	1.559	1.295
$ln tec$	66	55.434	13.015	264	43.068	5.349	12.366

五、实证分析

(一)平行趋势检验

在进行双重差分回归分析前,需要满足一个重要的前提条件,即处理组与控制组在政策实施前具有相同的变化趋势。在本文中,则表现为无论该省份是否实施碳交易试点政策,碳交易试点实施前所有省份的绿色全要素生产率不存在系统性差异。本文采用了时间趋势图和事件研究法两种方法来进行平行趋势检验,绘制了碳交易试点省份与非试点省份绿色全要素生产率均值的时间趋势图,如图1所示。不难看出,2007—2014年期间碳交易试点省份与非试点省份的绿色全要素生产率变动趋势基本相同,符合平行趋势假设检验,双重差分模型具有适用性。

由于时间趋势图仅能从直观上进行平行趋势检验,并不能从统计意义上对处理组与控制组是否存在系统性差异进行判别。本文进一步生成处理组虚拟变量 $treat$ 与年份虚拟变量 $post$ 的交互项构建模型(2)进行回归。

$$gtfp_{it} = \gamma_0 + \sum_{\tau=-M}^N \gamma_{\tau} D_{i,t-\tau} + \alpha X_{it} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中: M 、 N 为政策实施前与实施后的期数; $D_{i,t-\tau}$ 为新生成的虚拟变量,如果省份 i 在 $t-\tau$ 期实施了碳交易试点,则 $D_{i,t-\tau}$ 值为1,其他情形下则为0; $\gamma_1 \sim \gamma_N$ 用来衡量实施碳交易试点后第1期到第 N 期的政策效果。本文对碳交易试点实施前后三年的样本进行分析,从碳交易试点动态效应图(详见图2)来看,碳交易试点政策实施前三年处理组与控制组的虚拟变量在0值上下波动,不存在显著差异,而在2014年碳交易试点政策实施后则产生了显著的正效应,因而平行趋势检验成立。

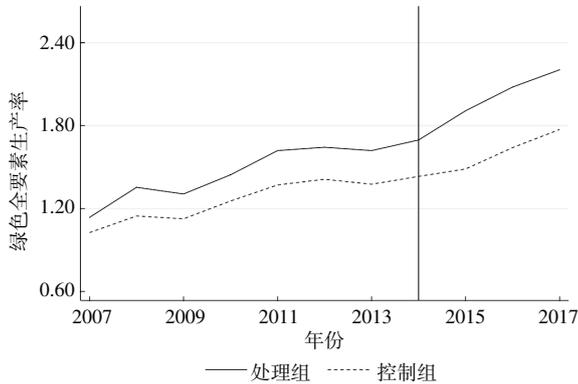


图 1 试点省份与非试点省份绿色全要素生产率的变动趋势图

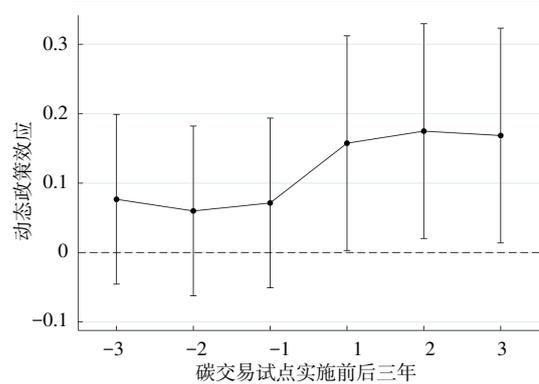


图 2 碳试点政策动态效应图

(二)碳交易试点政策对区域绿色全要素生产率提升效应分析

在第一节的基础上,基于模型(1)实证检验碳交易试点政策对区域绿色全要素生产率带来的影响,见表2。其中(1)列、(2)列未加入控制变量,(3)列、(4)列加入了控制变量,在分别控制了省份固定效应与时间固定效应的情况下,(1)~(4)列 $treat_i \times post_t$ 的系数均显著为正。因此,碳交易试点政策对区域全要素生产率的提升有显著促进作用。从控制变量来看,经济发展水平、金融水平、环保力度对绿色全要素生产率具有显著促进作用,究其原因可能是经济发展水平的提升一方面可以通过优化经济结构、推动经济高质量发展来提升全要素生产率;另一方面通过优化资源配置提升环保管理能力来提升绿色全要素生产率;金融水平的提升尤其是绿色金融的发展,试图通过加大在绿色环保产业、绿色技术创新等领域的资金支持来推动绿色全要素生产率的提升。而且随着环保力度的加大,一方面工业污染问题得到了有效缓解;另一方面城镇环境基础设施等环境污染治理方面的投资加大,也从源头上加快了绿色全要素生产率的提升。然而,控制变量中城镇化水平与对外开放度的系数显著为负,可能是因为在城镇化高速推进的进程中,过度消耗当地能源和资源,致使污染治理速度相对滞后,从而造成环境污染的加剧,这都阻碍了绿色全要素生产率的提升;而对外开放度的负向影响,可能是因为过度重视招商引资引进外资,却忽略了对外资企业污染问题的监管,使得许多高能耗高污染外资企业将生产环节转移到我国,带来了技术“挤出效应”,从而对绿色全要素生产率的提升产生了一定的抑制作用。

(三)影响机制检验

通过上文的基准回归分析不难发现,碳交易试点在推动区域绿色全要素生产率的过程中产生了显著的促进作用。那么碳交易试点推动区域绿色全要素生产率提升的中介机制是什么?根据理论部分的分析,碳交易试点可能通过能源结构效应、技术创新效应与产业结构效应来影响区域绿色全要素生产率。借鉴黄向岗等(2018)关于中介效应的研究思路,本文构建如下计量模型来验证这三种效应。

$$gtfp_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 treat_i \times post_t + \alpha_2 X_{it} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$M_{it} = \beta_0 + \beta_1 treat_i \times post_t + \beta_2 X_{it} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

$$gtfp_{it} = \lambda_0 + \lambda_1 treat_i \times post_t + \lambda_2 M_{it} + \lambda_3 X_{it} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

其中: M 为中介变量;其他变量的含义与上文相同。根据逐步检验法,先对公式(3)的系数 α_1 进行检验,如果系数显著,则表明碳交易试点政策对区域绿色全要素生产率有显著影响;此时进一步检验公式(4)的系数 β_1 ,如果系数显著,则表明碳交易试点政策对三种效应有显著影响;最后,将碳交易试点政策与中介变量同时纳入模型进行分析,对公式(5)的系数 λ_1 、 λ_2 进行检验,如果系数显著,则表明中介效应存在。由于传统的逐步

表 2 碳交易试点对区域绿色全要素生产率的基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	$gtfp$	$gtfp$	$gtfp$	$gtfp$
$treat_i \times post_t$	0.526***[0.000]	0.187***[0.000]	0.205***[0.000]	0.127***[0.001]
$\ln gdp$			0.571***[0.000]	0.071**[0.008]
$urban$			-0.560**[0.003]	-1.763***[0.000]
fd			0.096**[0.001]	-0.059**[0.006]
ep			1.407*[0.013]	0.727**[0.004]
$\ln fdi$			-0.015**[0.003]	-0.006*[0.082]
$_cons$	1.383***[0.000]	1.048***[0.000]	0.943**[0.009]	2.007**[0.005]
省份固定效应	YES	YES	YES	YES
时间固定效应	NO	YES	NO	YES
R^2	0.106	0.799	0.695	0.806

注: *、**和***分别表示在 10%、5% 和 1% 水平下显著;中括号内为 p 值。

检验法存在一定缺陷,本文进一步采用sobel检验与bootstrap检验来稳健中介效应的影响机制,具体见表3。

从表3模型(1)可以看出,碳交易试点政策对区域绿色全要素生产率的总效应为0.518,且在1%的水平下显著。因此,碳交易试点政策显著提升了区域绿色全要素生产率,与前文保持一致。模型(2)与模型(3)对能源结构效应的影响机制进行了分析,可以看出碳交易试点政策对能源结构的影响系数显著为负,表明碳交易试点政策的实施可以显著降低煤炭占能源消费的比重,而且能源结构对区域绿色全要素生产率的系数显著为负,表明能源消费结构调整可以有效提升区域绿色全要素生产率。综合模型(2)、模型(3)得到碳交易试点政策通过降低煤炭在能源消费总量的比重来提升区域绿色全要素生产率。进一步对其进行sobel检验与bootstrap检验,可以看到直接效应为0.542,中介效应为0.043,中介效应占总效应比重为7.43%,因而,能源结构的中介效应显著存在。同理,模型(4)、模型(5)与模型(6)、模型(7)分别对技术创新与产业结构的中介效应进行了检验,结果表明其中介效应分别为0.099与0.220,占总效应的比重分别为16.99%与37.60%,因而技术创新与产业结构的中介效应均显著存在。假设2得以证实。同时,通过对比三种中介效应占总效应的比重发现,产业结构的中介效应最大,技术创新次之,最后为能源结构。因此,碳交易试点政策的产业结构效应对区域绿色全要素生产率的提升作用最为显著,而能源结构效应的中介作用有待进一步提升。

(四)区域异质性分析

上文从全国层面实证检验了碳交易试点对区域绿色全要素生产率的影响,然而由于地理位置、资源禀赋等差异,碳交易试点政策在不同区域的效果往往存在较大差异。为了进一步对区域异质性进行验证,本文参考我国“七五”计划关于东、中、西部地区的划分方法,将北京、天津、上海、广东定为东部地区,湖北为中部地区、重庆为西部地区,进一步分区域验证碳交易试点政策对区域绿色全要素生产率的影响,见表4。可以清晰看出,碳交易试点政策对区域绿色全要素生产率的提升作用在东部地区最为显著,西部地区的推动作用不显著,中部地区碳交易试点在一定程度上抑制了绿色全要素生产率的提升。究其原因,可能是由于东部地区经济发展水平较高,产业结构较合理,科技发展水平较高,产业结构与技术创新的中介效应得到了充分的发挥;西部地区产业结构与科技发展水平都有待进一步提升,又承接了东部地区高碳企业的转移,控排企业参与碳市场的积极性有待加强,因而碳市场尚未发挥对绿色全要素生产率的显著推动作用;中部地区产业结构仍以传统产业为主,第二产业仍占据较大的比重,而且煤炭在能源消费中的比重仍居高不下,这会导致排放大量的二氧化碳,所以在某种程度上严重阻碍了绿色全要素生产率的提升。

(五)稳健性检验

1. 安慰剂检验

虽然平行趋势检验已经对可能的内生性问题进行了排除,但还有另一个重要的问题可能造成回归结果产生偏差,即遗漏了时间或省份层面的重要解释变量。安慰剂检验可以有效排除这一问题,其基本思路包括重构处理组与重构政策时间两大类。

表3 碳交易试点对区域绿色全要素生产率的影响机制

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
中介效应		能源结构效应		技术创新效应		产业结构效应	
被解释变量	<i>gftp</i>	<i>ecs</i>	<i>gftp</i>	<i>Intec</i>	<i>gftp</i>	<i>ind</i>	<i>gftp</i>
$treat \times post_t$	0.518*** [0.000]	-0.158*** [0.000]	0.478*** [0.000]	0.987*** [0.000]	0.236*** [0.002]	5.993*** [0.000]	0.266*** [0.000]
W			-0.252*** [0.004]		0.286*** [0.000]		0.0420*** [0.000]
Control	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Constant	1.383*** [0.000]	0.958*** [0.000]	1.625*** [0.000]	9.356*** [0.000]	-1.289*** [0.000]	45.11*** [0.000]	-0.511*** [0.004]
sobel 检验		0.043 (z=1.45, p=0.001)		0.099 (z=3.61, p=0.000)		0.220 (z=3.93, p=0.000)	
bootstrap 检验 (直接效应)		0.542 (z=1.45, p=0.001)		0.486 (z=4.11, p=0.001)		0.365 (z=2.60, p=0.000)	
bootstrap 检验 (间接效应)		0.043 (z=4.17, p=0.000)		0.099 (z=3.61, p=0.000)		0.220 (z=3.93, p=0.009)	
间接效应占比		7.43%		16.99%		37.60%	
R ²	0.1795	0.101	0.1864	0.0912	0.7013	0.1081	0.5247
N	330	330	330	330	330	330	330

注: *、**和***分别表示在10%、5%和1%水平下显著;中括号内为p值。

表4 区域异质性分析

变量	(1)	(2)	(3)
	东部	中部	西部
	<i>gftp</i>	<i>gftp</i>	<i>gftp</i>
$treat \times post_t$	0.246***[0.001]	-0.199***[0.001]	0.111[0.159]
Control	YES	YES	YES
cons	0.281[0.752]	0.357[0.622]	1.842**[0.008]
省份固定效应	YES	YES	YES
时间固定效应	YES	YES	YES
R ²	0.106	0.799	0.695

注: *、**和***分别表示在10%、5%和1%水平下显著;中括号内为p值。

首先,重构政策实施时间。将碳交易试点政策的实施时间分别设定为 2010 年、2011 年、2012 年与 2013 年,对模型(1)重新进行检验,具体结果见表 5。不难发现,将碳交易试点政策实施时间提前为 2014 年之前的其他年份,碳交易试点对绿色全要素生产率核心影响变量 $treat_t \times post_t$ 将不再显著。因此,区域绿色全要素生产率的提升仅仅是由碳交易试点政策的实施所带来的效果,排除其他未观测到的因素产生的驱动作用。

其次,重构处理组进行反事实安慰剂检验。具体来看,随机选取 6 个省市作为碳交易试点省市,其他省市作为控制组,生成“伪政策虚拟变量”交互项纳入回归模型,重复实验 500 次,并绘制出 500 次实验的“伪政策虚拟变量”估计系数分布态势及其 p 值,如图 3 所示。图中横轴为“伪政策虚拟变量”的估计系数,纵轴代表核密度值与 p 值,黑色曲线与圆点分别代表核密度与 p 值的分布,垂直虚线为模型的基准估计值 0.127,水平虚线为 10% 的显著性水平。因此,不难发现,“伪政策虚拟变量”交互项的估计系数基本都在 0 值左右分布,且大多数估计值的 p 值都在 10% 的水平下不显著。因此,模型的估计结果并不是偶然得到的,受其他政策或随机性因素影响概率较小。此外,模型的真实估计值基本远离了“伪政策虚拟变量”的估计系数,检验效果较为良好。

2. PSM-DID 检验

由于双重差分模型有较为严格的假设条件,即处理组与控制组在排除政策变量的影响外,在其他方面几乎一致。而碳交易试点省市是国家在综合考量各项因素后确定的,如果忽略这些因素,则会引起由选择性偏差带来的内生性问题。因此,本文采用双重差分倾向性得分匹配法(PSM-DID)对模型的稳健性进行进一步检验。具体来看,首先,以 $treat$ 为因变量,以经济发展水平($\ln gdp$)、城镇化水平($urban$)、金融水平(fd)、环保力度(ep)、对外开放度($\ln fdi$)等为匹配变量,采用 logit 模型计算相应的匹配得分,并通过近邻匹配对处理组与控制组进行匹配。匹配后各变量的平衡性检验结果见表 6。

从表 6 可得,匹配后所有变量的标准误差均在一定程度上减小。因此,匹配变量在处理组与控制组之间未存在显著差异。进一步删除未匹配的数据,使用“干净”的样本数据对模型(1)重新进行回归(详见表 7),PSM-DID 的回归结果仍然显著为正,表明碳交易试点政策对区域绿色全要素生产率的提升具有显著推动作用。

六、结论与建议

碳交易试点的建设践行了中国特色的碳市场设计理念,在一定程度上对试点区域的能源结构优化、技术进步与产业结构升级产生影响,并进一步影响试点区域的绿色全要素生产率。本文将碳交易试点运行作为准自然实验,采用 2007—2018 年中国 30 个省(市、自治区)平衡面板数据,运用双重差分模型和中介效应模型去分析碳交易试点建设对试点区域绿色全要素生产率的影响机理和作用机制,并采用平行趋势检验、安慰剂检验、PSM-DID 检验对模型的稳健性进行了进一步检验,研究结果表明:

(1)从整体上看,碳交易试点政策对区域绿色全要素生产率的提升有显著的促进作用。从控制变量来看,经济发展水平、金融水平、环保力度对区域绿色全要素生产率具有显著的正向促进效应。这一研究结论

表 5 重构政策实施时间安慰剂检验

年份	2010	2011	2012	2013
$treat_t \times post_t$	0.082	0.085	0.075	0.085
p 值	0.438	0.390	0.459	0.418

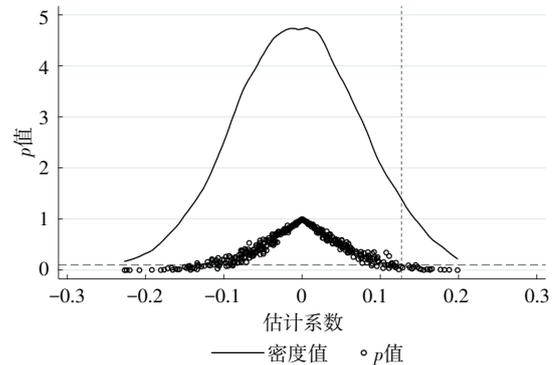


图 3 安慰剂重构处理组检验图

表 6 PSM 匹配后平衡性检验

变量	样本	均值		标准误差	T 值
		处理组	控制组		
$\ln gdp$	匹配前	1.735	1.111	128	9.48
	匹配后	1.289	1.397	-22.1	-0.94
$urban$	匹配前	0.718	0.497	182.9	15.75
	匹配后	0.552	0.567	-12.5	-0.91
fd	匹配前	3.810	2.756	94.2	8.63
	匹配后	2.547	2.801	-22.7	-1.63
ep	匹配前	0.014	0.014	-9.9	-0.59
	匹配后	0.013	0.016	-23.6	-1.44
$\ln fdi$	匹配前	13.709	12.409	102.1	6.28
	匹配后	13.066	13.234	-13.2	-0.55

表 7 PSM-DID 回归结果

变量	(1)	(2)
	$gftp$	$gftp$
$treat_t \times post_t$	0.157***[0.002]	0.092***[0.001]
Control	NO	YES
_cons	1.044[0.000]	2.996[0.192]
省份固定效应	YES	YES
时间固定效应	YES	YES
R^2	0.822	0.750

注:***表示在 1% 水平下显著;中括号内为 p 值。

充分证明环境规制中市场手段的有效性及其碳交易试点政策的合理性。

(2)进一步进行中介效应建议发现,碳交易试点通过能源结构效应、技术创新效应与产业结构效应最终提升试点区域绿色全要素生产率,其中产业结构效应的中介效应最为显著,技术创新效应次之,而能源结构效应的中介作用有待进一步提升。

(3)异质性检验表明,碳交易试点对区域绿色全要素生产率的提升作用在东部地区最为显著,西部地区的推动作用不显著,中部地区一定程度上抑制了绿色全要素生产率的提升。

基于本文研究结论,提出以下政策建议。

(1)由于碳交易试点对区域绿色全要素生产率的提升具有显著促进作用。因充分借鉴碳交易试点的经验,逐步拓宽碳市场涵盖领域,增加碳市场的覆盖度,尽快将钢铁、化工等高耗能行业纳入碳市场;丰富参与交易的市场主体,推动市场交易主体的多元化,提高碳市场的活跃度和流动性;要优化碳市场配额分配机制,逐步降低免费配额分配的比例,加速引入配额有偿分配,有效调节碳价,提高企业参与碳市场交易的积极性;依托碳期货、碳远期等碳金融产品,引导清洁能源投资,促进低碳产业的发展,推动全国绿色全要素生产率的提升。

(2)鉴于技术创新效应和能源结构效应还不够显著,一方面政府应出台政策鼓励企业加大绿色技术研发投入,给予一定程度的支持,并严格控制重点行业和重点排放企业的排放量,倒逼企业通过技术创新提高能源利用效率,助推企业绿色转型;另一方面通过碳市场形成市场化的激励机制,推动企业在节能减排上加大力度,大力开发自愿减排项目,同时加快推进清洁能源替代化石能源,减少煤炭在能源消费中的比重,提升企业的绿色化水平。

(3)结合异质性分析的结果分类施策。东部地区要持续优化能源结构,大力开发利用清洁能源,减少生产过程中的碳排放,为中西部地区提供数据信息与技术支撑,带动全国碳市场的整体发展;中部地区要着力优化产业结构,逐步降低高耗能产业比重,大力发展高新技术产业、新兴服务业等产业,同时加大能源结构调整力度,注重煤炭的清洁高效利用,提升能源利用效率,充分释放产业结构效应和能源结构效应的中介作用;西部地区要大力完善基础设施建设,充分利用自身资源推动传统产业转型,运用财政、税收等政策手段限制高耗能产业过度集中,还要借力全国碳市场战略机遇,加快要素积累和资本集聚,引入先进技术,践行绿色发展。

本文的研究为碳市场的发展效果提供了实证支撑,碳交易市场通过发挥其能源结构效应、产业结构效应与技术创新效应有效推动了绿色全要素生产率的提升。然而,受制于相关数据的限制,本文仅对碳市场对全国及不同区域绿色全要素生产率的影响效果进行了分析,未来,随着研究的不断深入,可以进一步探索这种影响效应的时空变化趋势。此外,碳市场对不同行业绿色全要素生产率的影响效果如何,也是本文后续研究的重点。

参考文献

- [1] 董钰涵,谢波,2022.环境规制对中国火电行业绿色全要素生产率的影响效应——基于省级面板数据的实证研究[J].生态经济,38(2): 51-58.
- [2] 范洪敏,米晓清,2021.智慧城市建设与城市绿色经济转型效应研究[J].城市问题,(11): 96-103.
- [3] 冯严超,王晓红,胡士磊,2021.FDI、OFDI与中国绿色全要素生产率——基于空间计量模型的分析[J].中国管理科学,29(12): 81-91.
- [4] 耿文欣,范英,2021.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,31(9): 104-113.
- [5] 胡晖,唐恩宁,2020.环境权益交易对企业高质量生产的影响——基于碳排放权交易的经验证据[J].宏观质量研究,8(5): 42-57.
- [6] 胡玉凤,丁友强,陈晓燕,2022.低碳规制工具对绿色全要素生产率的差异化影响——基于中国省域和A股上市公司的经验证据[J].南方金融,(1): 68-78.
- [7] 黄庆华,胡江峰,陈习定,2018.环境规制与绿色全要素生产率:两难还是双赢?[J].中国人口·资源与环境,28(11): 140-149.
- [8] 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.
- [9] 惠献波,2021.数字普惠金融与城市绿色全要素生产率:内在机制与经验证据[J].南方金融,(5): 20-31.
- [10] 李德山,张郑秋,2020.环境规制对城市绿色全要素生产率的影响[J].北京理工大学学报(社会科学版),22(4): 39-48.

- [11] 李健, 武敏, 2022. 双重环境规制、FDI 与绿色全要素生产率——以长江经济带三大城市群为例[J]. 华东经济管理, 36(1): 31-41.
- [12] 李健, 夏美君, 苑清敏, 2021. 高技术产业专业化与多样化集聚对绿色全要素生产率的影响研究[J]. 统计与信息论坛, 36(4): 42-50.
- [13] 李凯风, 夏勃勃, 郭兆旋, 2021. 金融错配、环境规制与工业绿色全要素生产率[J]. 统计与决策, 37(18): 145-148.
- [14] 李双燕, 谈笑, 斯宏浩, 2021. 普惠金融与绿色全要素生产率——基于 R&D 投入视角[J]. 当代经济科学, 43(6): 77-88.
- [15] 刘志华, 徐军委, 张彩虹, 2022. 科技创新、产业结构升级与碳排放效率——基于省际面板数据的 PVAR 分析[J]. 自然资源学报, 37(2): 508-520.
- [16] 逯进, 李婷婷, 2021. 产业结构升级、技术创新与绿色全要素生产率——基于异质性视角的研究[J]. 中国人口科学, (4): 86-97, 128.
- [17] 聂雷, 任建辉, 刘秀丽, 等, 2021. 金融深化、政府干预与绿色全要素生产率——来自中国 10 个城市群的经验证据[J]. 软科学, 35(1): 50-55.
- [18] 任亚运, 傅京燕, 2019. 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, 29(5): 11-20.
- [19] 任阳军, 田泽, 梁栋, 等, 2021. 产业协同集聚对绿色全要素生产率的空间效应[J]. 技术经济与管理研究, (9): 124-128.
- [20] 沈满洪, 陈海盛, 应瑛, 2022. 商业信用环境影响绿色全要素生产率吗?[J]. 浙江学刊, (1): 113-122.
- [21] 孙振清, 兰梓睿, 唐娜, 2018. 我国碳市场信息披露问题研究[J]. 经济体制改革, (4): 31-36.
- [22] 童磊, 王鹏, 2021. 京津冀城市群绿色 TFP 时空演进及趋势预测研究[J]. 同济大学学报(社会科学版), 32(5): 76-82, 124.
- [23] 涂正革, 谌仁俊, 2015. 排污权交易机制在中国能否实现波特效应?[J]. 经济研究, 50(7): 160-173.
- [24] 王修华, 刘锦华, 赵亚雄, 2021. 绿色金融改革创新试验区的成效测度[J]. 数量经济技术经济研究, 38(10): 107-127.
- [25] 魏丽莉, 任丽源, 2021. 碳排放权交易能否促进企业绿色技术创新——基于碳价格的视角[J]. 兰州学刊, (7): 91-110.
- [26] 翁智雄, 马中, 刘婷婷, 2021. 碳中和目标下中国碳市场的现状、挑战与对策[J]. 环境保护, 49(16): 18-22.
- [27] 宣旸, 张万里, 2021. 智慧城市、经济集聚与绿色全要素生产率[J]. 现代经济探讨, (9): 12-25.
- [28] 杨秀汪, 李江龙, 郭小叶, 2021. 中国碳交易试点政策的碳减排效应如何? ——基于合成控制法的实证研究[J]. 西安交通大学学报(社会科学版), 41(3): 93-104, 122.
- [29] 原毅军, 谢荣辉, 2014. 环境规制的产业结构调整效应研究——基于中国省际面板数据的实证检验[J]. 中国工业经济, (8): 57-69.
- [30] 张瑞, 陈德敏, 林勇, 2012. 建立区域碳交易市场的路径与对策设计: 基于重庆市“碳票”交易模式[J]. 中国科技论坛, (5): 57-63.
- [31] 赵娜, 李香菊, 李光勤, 2021. 财政纵向失衡、要素价格扭曲与绿色全要素生产率——来自 266 个地级市的证据[J]. 财经理论与实践, 42(5): 91-100.
- [32] 周晓辉, 刘莹莹, 彭留英, 2021. 数字经济发展与绿色全要素生产率提高[J]. 上海经济研究, 2021(12): 51-63.
- [33] FARE R, GROSSKOPF S, 2000. Theory and application of directional distance functions [J]. Journal of Productivity Analysis, 13(2): 93-103.
- [34] LI Y, CHEN Y, 2021. Development of an SBM-ML model for the measurement of green total factor productivity: The case of Pearl River delta urban agglomeration[J]. Renewable and Sustainable Energy Reviews, 145(2): 111-131.
- [35] LIU B, SUN Z, LI H, 2021. Can carbon trading policies promote regional green innovation efficiency? Empirical data from pilot regions in China[J]. Sustainability, 13(5): 2891.
- [36] MUNNINGS C, MORGENSTERN R D, WANG Z, et al, 2016. Assessing the design of three carbon trading pilot programs in China[J]. Energy Policy, 96: 688-699.
- [37] TAO X, WANG P, ZHU B, 2016. Provincial green economic efficiency of China: A non-separable input-output SBM approach[J]. Applied Energy, 171(Jun. 1): 58-66.
- [38] WANG F, GAO M, LIU J, et al, 2019. An empirical study on the impact path of urbanization to carbon emissions in the China Yangtze River delta urban agglomeration[J]. Applied Sciences, 9(6): 1116.
- [39] XU X, HUANG X, HUANG J, et al, 2019. Spatial-temporal characteristics of agriculture green total factor productivity in China, 1998—2016: Based on more sophisticated calculations of carbon emissions[J]. International Journal of Environmental Research and Public Health, 16(20): 3932. DOI: 10.3390/ijerph16203932.
- [40] ZHANG J, ZENG W, WANG J, et al, 2015. Regional low-carbon economy efficiency in China: Analysis based on the super-SBM model with CO₂ emissions[J]. Journal of Cleaner Production, 163(oct. 1): 202-211.
- [41] ZHOU P, ANG B W, HAN J Y, 2010. Total factor carbon emission performance: A Malmquist index analysis[J]. Energy Economics, 32(1): 194-201.

Has the Carbon Trading Pilot Improved Regional Green Total Factor Productivity?

Xu Junwei¹, Liu Zhihua², Wang Jianxiong¹

(1. School of Labor Relations and Human resources, China University of Labor Relations, Beijing 100048, China; 2. School of Economics and Management, Institute of Disaster Prevention, Langfang 065201, Hebei, China)

Abstract: Based on the balanced panel data of 30 provinces (Due to the lack of data, the statistical data mentioned here do not include the Hong Kong Special Administrative Region, Macao Special Administrative Region and Taiwan Province.) in China from 2007 to 2018, a quasi-natural experiment was constructed with the pilot operation of carbon trading, and the double-difference model and the mediation effect model were used to test the impact mechanism and mechanism of the pilot carbon trading on regional total factor productivity. The research results show that on the whole, the carbon trading pilot has a significant role in promoting the improvement of regional green total factor productivity, and after a number of robustness tests, the above results are still true. The mechanism analysis shows that through the effect of energy structure, technological innovation and industrial structure, the carbon trading pilots improves green total factor productivity in the pilot area, of which the industrial structure effect has the most significant impact, followed by the technological innovation effect, and the energy structure effect is the weakest. The heterogeneity analysis shows that the effect of carbon trading pilots on regional green total factor productivity is significant in the eastern region, but not in the western region, and it has a certain inhibitory effect on the central region.

Keywords: carbon trading pilot; green total factor productivity; difference-in-differences model; mediation effect