

碳排放交易制度的节能减排路径： 效率提升还是结构转型？

——来自中国省级数据的准自然实验

白雪洁¹, 宋培², 王宝璐³

(1. 南开大学 经济与社会发展研究院, 天津 300071; 2. 南开大学 经济学院, 天津 300071;
3. 大连理工大学 经济管理学院, 辽宁 大连 116024)

摘要: 以中国2013年以来实行的碳排放交易试点政策作为准自然实验事件, 基于2000—2017年中国30个省市的面板数据, 运用双重差分法实证检验碳排放交易制度的节能减排效应及影响机制。研究发现, 碳排放交易制度有利于实现中国经济“节能”与“减排”的双重目标, 并通过了一系列稳健性检验; 作用机制检验表明, 能源效率提升和能源结构转型都是碳排放交易制度实现节能减排目标的重要路径; 能源效率提升在碳排放交易制度实现“节能”和“减排”中分别发挥了10.19%和5.93%的作用, 而能源结构转型分别发挥了48.87%和52.95%的作用。这意味着中国碳排放交易制度实现节能减排的主要动力来自能源结构转型, 而非能源效率提升。能源结构转型涉及问题更加宏观和深层, 这为中国加快推进节能减排进程, 特别是完成2030年碳达峰和2060年碳中和的国际承诺提供政策启示。

关键词: 碳排放交易制度; 节能减排; 能源效率; 能源结构转型

中图分类号: F424 **文献标志码:** A **文章编号:** 1000-2154(2021)08-0070-16

DOI: 10.14134/j.cnki.cn33-1336/f.2021.08.006

Energy Saving and Emission Reduction Path of Carbon Emission Trading System: Efficiency Improvement or Structural Transformation?

——Quasi Natural Experiments Based on Provincial Data in China

BAI Xuejie¹, SONG Pei², WANG Baolu³

(1. Institute of Economic and Social Development, Nankai University, Tianjin 300071, China;

2. School of Economics, Nankai University, Tianjin 300071, China;

3. School of Economics and Management, Dalian University of Technology, Dalian 116024, China)

Abstract: Based on the panel data of 30 provinces and cities in China from 2000 to 2017, this paper uses DID method to empirically test the energy saving and emission reduction effect and the impact mechanism of the carbon emission trading system. The results show that the carbon emission trading system is conducive to achieving the dual goals of “energy saving” and “emission reduction” in China’s economy, and has experienced a series of robustness tests. The mechanism test shows that the improvement of energy efficiency and the transformation of energy structure are the important paths for the carbon emission trading system to achieve the goals of energy saving and emission reduction. Energy efficiency improvement played a role of 10.19% and 5.93% respectively

收稿日期: 2021-03-02

基金项目: 国家社会科学基金项目“供给侧结构性改革背景下产业政策对产业升级的有效性研究”(18BJY100)

作者简介: 白雪洁,女,教授,博士生导师,经济学博士,主要从事产业经济研究;宋培,男,博士研究生,主要从事产业经济研究;王宝璐,男,博士研究生,主要从事金融研究。

in the realization of “energy saving” and “emission reduction” in carbon emission trading system, while energy structure transformation played a role of 48.87% and 52.95% respectively. This means that the main driving force for China’s carbon trading system to achieve energy conservation and emission reduction comes from the transformation of energy structure, rather than the improvement of energy efficiency. The transformation of energy structure involves more macro and deep-seated issues, which provides policy enlightenment for China to accelerate the process of energy conservation and emission reduction, especially to fulfill the international commitments of carbon peaking in 2030 and carbon neutralization in 2060.

Key words: carbon emission trading system; energy conservation and emission reduction; energy efficiency; energy structure transformation

一、引言及文献综述

2020年百年不遇的新冠肺炎疫情肆虐全球,引发人类反思,其中之一就是人与自然的关系,气候变化是这一关系中最为重要的因素。2020年9月习近平主席在第七十五届联合国大会上关于中国力争于2030年前二氧化碳排放达到峰值,2060年前实现碳中和的宣言,既是中国作为一个负责任大国对全人类赖以生存的地球做出的郑重承诺,也是对迈向高质量发展阶段的中国加快形成新发展方式的一种自我加压。中国作为世界上最大的能源消费国和第一大煤炭消费国,通向碳减排和碳中和的道路并不平坦。气候变化具有鲜明的跨时空的负外部性特征,需要世界各国通力合作。为了减少全球温室气体排放,联合国早在20世纪末就出台了《联合国气候变化框架公约》和《京都议定书》,催生了以二氧化碳排放权为主的全球碳交易市场机制,作为纠正碳排放这一负外部性的经济手段,而碳排放权交易形成的碳交易价格也成为与碳税并列的一种碳价形式。2011年,为了鼓励中国企业主动承担温室气体控排责任,国务院和国家发改委联合印发《关于开展碳排放权交易试点工作的通知》,正式批准北京、天津、上海、重庆、湖北、广东和深圳开展碳排放交易试点工作,并于2013年开始交易,全国碳排放交易体系建设也于2017年12月正式启动。

改革开放40多年来,中国经济依靠高投入、高能耗、高污染的“三高”发展模式创造出举世瞩目的“中国经济增长奇迹”,但也付出了巨大的资源和环境代价。回顾中国的生态文明建设进程,早在“十一五”规划中就首次提出落实节能减排的两个约束性指标,即五年内单位国内生产总值能耗降低20%和主要污染物排放总量减少10%,这对2005—2010年仍然处在经济增长快车道上的中国而言,面临很大的以技术进步推动结构优化的压力。自此之后,这两个节能减排的约束性指标就一直是各级政府五年规划中日趋稀少的指标中赫然存在的两个,表明中国政府不断推进生态文明建设的坚定决心。现阶段,中国已进入高质量发展的新阶段,高质量体现在经济社会生态等发展的全方位上,持续推进节能减排,不仅是生态高质量发展的要求,也是激励创新促进重型传统产业技术进步,推动新能源行业加快发展,最终促成循环经济体系的契机。以碳排放达峰后30年达到碳中和的目标来看,节能减排的任务艰巨。作为以经济手段纠正碳排放负外部性的一种选择,在国际国内都已经广泛应用的碳排放交易制度能否有效推动中国的节能减排进程?如果可以,中国碳排放交易制度实现节能减排的路径是什么?不同路径之间孰优孰劣?有关这些问题的研究不仅可以为中国各地区统一构建碳排放交易市场提供经验借鉴,也能为试图通过碳排放交易制度参与全球环境治理的其他国家,特别是发展中国家与地区提供政策设计的中国经验,凸显中国在全球环境治理中的大国担当,也为中国在未来40年内实现碳中和,促进全球低碳转型贡献中国智慧。

现阶段,关于碳排放交易制度的研究主要从碳排放交易的制度设计、价格形成机制及其经济效应等方面展开。首先,关于碳排放交易制度的制度设计方面。陆敏等(2012)总结了碳排放初始配额分配机制,分别为基于历史排放量、基于产出和公开拍卖的免费分配方式^[1]。Newell(2005)认为应该允许企业在碳排放权价格较低时进行存储,在价格升高时借出或出售,而美国只允许企业存储而不允许借出的制度设计不合理,具有违约风险隐患^[2]。Fang等人(2018)基于欧盟第二阶段统计数据,采用遗传算法和反向传播神经网络方法对碳排放交易制度的影响展开研究,发现碳排放交易制度可以有效控制碳排放,但过度的政府控制和过高的碳价对碳交易体系产生不利影响,因此提出基于碳价约束的中国碳交易优化方案^[3]。Zhu等人(2018)基于公平、效率和可行性等原则,从行业角度提出了中国二氧化碳排放配额分配的多目标决策方

法,并以广东省为例进行实证检验,研究发现该方法使分配结果更加合理^[4]。其次,关于碳排放交易制度的价格形成机制方面,Nelson等(1991)和Zakoian(1994)分别使用预期GARCH模型和门槛GARCH模型对碳排放交易市场的价格进行了拟合^[5-6]。高莹等(2012)以欧盟交易体系为例,对碳排放权价格的运行机制展开研究,结果表明宏观经济环境、市场供需等均是重要影响因素^[7]。最后,关于碳排放交易制度的经济效应方面,Cui等人(2014)通过模拟三种政策情形下碳排放交易制度的成本节约效应,发现不同省份之间存在显著的差异^[8]。孙亚男(2014)通过探讨碳排放交易中的碳税策略,发现在政府引导、市场合理配置下,碳排放交易市场征收碳税有利于发展可持续的低碳经济^[9]。Wang等人(2015)基于中国电力、水泥、石油和钢铁四个行业,评估了碳排放交易制度的经济影响,发现排放权交易可以有效降低实现哥本哈根协议的经济成本^[10]。

关于碳排放交易制度对节能减排的影响研究,李广明等人(2017)采用DID方法研究了碳排放交易制度对工业碳排放、碳强度、工业能源技术及配置效率的影响,发现碳交易可以有效降低工业碳排放和碳强度,提高工业能源技术及配置效率,从而发挥节能减排效应^[11]。Dong等人(2018)基于DID方法和改进DEA模型实证检验碳排放交易制度的“波特效应”,结果表明碳排放交易制度在短期内不存在波特效应,在长期可以产生波特效应,实现“经济”和“环境”的双重红利^[12]。王为东等(2018)以中国碳排放交易试点政策作为准自然实验,基于城市面板数据采用合成控制法进行实证研究,发现碳排放交易制度有利于倒逼试点地区进行低碳技术创新,从而推动节能减排进程^[13]。Zhang等人(2019)以中国为例,运用DID方法考察了碳排放交易制度对低碳发展的净动态影响,结果表明碳排放交易制度与低碳转型之间存在一定的正向关系,并且随着时间的推移逐渐增强^[14]。

综上所述,现有以中国为研究对象的文献普遍表明碳排放交易制度有利于降低碳排放,推动生态文明建设。虽然节能与减排联系紧密,但并不是单向的传递关系,即节能并不必然减排,减排也并不必然要求节能,这与摄取能源的类型有关,现有研究少有分别从“节能”与“减排”两个视角探讨碳排放交易制度对中国环境治理影响的文献,而且关于碳排放交易制度的节能减排路径研究不足,而明晰路径是进一步细化公共政策设计,增强政策效果的前提。鉴于此,本文基于2000—2017年中国30个省市的面板数据,运用双重差分法实证检验碳排放交易制度的节能减排效应及影响机制。本文可能的贡献主要体现在两个方面:第一,基于现有能源结构下的“节能”和“减排”两个视角,考察碳排放交易制度能否推动中国工业生态文明建设进程,进而为碳中和目标约束下的公共政策设计开阔思路;第二,检验碳排放交易制度推动中国工业节能减排的路径,并通过对比不同路径的节能减排效果,为制造企业节能减排的措施优先顺序选择,进而为政府的环境政策及相关的技术创新政策制定提供理论依据。

二、理论分析与研究假说

传统的新古典理论认为环境规制会带来“遵循成本”效应,即环境规制会增加企业的治污成本,阻碍企业资本积累,降低企业生产绩效,而以波特为代表的修正学派则提出环境规制会带来“创新补偿”效应,当“创新补偿”效应超过“遵循成本”效应时,可以实现经济发展与环境治理的双赢^[15]。碳排放交易制度作为以经济手段进行环境规制的市场激励型制度设计,在政策设定的供需双方排放总量限制下,通过市场机制决定碳排放权的价格。政府在综合考虑企业所处行业属性、碳排放的历史与现状、减排的总体约束等前提下,确定企业初始拥有的碳排放权数量,如果有企业通过技术创新提升能源效率,降低碳排放水平,其所拥有的碳排放权就会富余,从而成为碳交易市场的供给者。相应地,有的企业可能因为环保相关的技术创新不足,或是扩大产量等需要更多的碳排放权,就成为碳交易市场的需求者,由此形成碳排放权的市場交易价格。当无偿获取的碳排放权可以因为技术创新而成为交易商品时,这对企业无疑会产生技术创新激励,激励企业提升能源效率和推动能源结构转型。接下来,本文基于Solow模型,构建包含家庭、企业与政府的三部门一般均衡模型,阐述碳排放交易制度的节能减排效应及其影响机制。

值得注意的是,本文研究对象为碳排放交易制度,是指政府为一个地区设定碳排放总量门槛,并将碳

排放权科学合理地分配给各企业单位,允许碳排放权通过市场在企业之间进行转让交易。若不存在信息不对称,政府可以准确为各企业实施配额,碳排放交易制度与一般意义上的环境规制没有差异。但存在信息不对称时,政府配额的初次分配就会出现偏差,加上配额交易制度对一些企业产生创新激励效应,根据科斯定理,拥有较多配额的企业会通过市场交易实现帕累托最优配置。一般均衡模型暗含了两个基本假设,一是模型中的企业为同质的代表性厂商;二是市场是完全竞争的,即价格机制会实现碳排放权的分配。因此,本文基于一般的环境规制概念即可阐明碳排放交易制度的节能减排效应及其影响机制。

考虑一个完全竞争市场,经济体是由政府、大量家庭和企业构成。政府在中扮演的角色仅仅是制定环境规制政策,初始生产要素禀赋由家庭所拥有,家庭作为企业的股东和拥有者,一方面提供资本和劳动要素供企业生产,另一方面承担环境规制下的污染治理责任。由于碳排放交易制度属于正式环境规制的一种形式,本文不考虑家庭绿色消费偏好的影响,为避免家庭效用函数的设定,不失一般性,将家庭收入的一个外生固定比例用于消费、储蓄和治污。代表性企业通过投入资本、能源和劳动生产单一最终产品,生产函数满足规模报酬不变、边际报酬递减规律和稻田条件,表示如下:

$$Y(t) = F(K(t), A(t)L(t)) \quad (1)$$

其中, $Y(t)$ 、 $K(t)$ 和 $L(t)$ 分别表示最终产品的产出、资本投入和劳动投入,与Solow模型相区别的是,本文资本由能源 $E(t)$ 和生产资本 $K_1(t)$ 组成,能源投入 $E(t) = \lambda K(t)$,这意味着能源与生产资本品是互补关系,一单位生产资本品必须结合 $\lambda/(1-\lambda)$ 单位的能源才能进行生产。 $A(t)$ 则表示全要素能源效率,以哈罗德中性技术形式进入生产函数。

企业消耗能源生产最终产品的同时排放污染,碳污染排放水平 $Ce(t)$ 是能源消耗的增函数,为简便起见,将其线性表示为:

$$Ce(t) = \varphi(E) = \varphi(\lambda K) = a\lambda K \quad (2)$$

在完全竞争市场下,代表性企业在给定技术 $A(t)$ 、资本价格 $R(t)$ 、劳动价格 $w(t)$,利润最大化行为表示如下:

$$\max F(K(t), A(t)L(t)) - R(t)K - w(t)L \quad (3)$$

解一阶条件可得:

$$w(t) = F_L(K(t), L(t), A(t)) \quad (4)$$

$$R(t) = F_K(K(t), L(t), A(t)) = \lambda R(t) + (1-\lambda)R(t) \quad (5)$$

其中, $\lambda R(t)$ 表示每单位资本投入中能源消耗的成本。根据欧拉定理,在均衡处,代表性企业获得零利润,则:

$$Y(t) = w(t)L(t) + R(t)E(t) + R(t)K_1(t) \quad (6)$$

由封闭经济中国民收入核算理论可知,总产出用于消费 $C(t)$ 、储蓄 $S(t)$ 和污染治理 $Z(t)$,其中,储蓄形成能源资本和生产资本,污染治理形成治污资本,则:

$$Y(t) = C(t) + S(t) + Z(t) \quad (7)$$

接下来分析有效人均资本与污染的动态学,有效人均资本和碳污染的动态积累方程分别表示为:

$$\dot{k}(t) = sf(k(t)) - (\delta + g + n)k(t) \quad (8)$$

$$\dot{P}(t) = Ce(t) - \gamma P(t) - M(Z) \quad (9)$$

其中, γ 衡量了环境自我净化能力, $M(Z)$ 是污染治理函数,是污染治理投入的增函数。

(一) 不考虑政府环境规制

在没有政府环境规制时, $Z(t) = M(Z) = 0$,模型简化为基本Solow模型,如图1所示,经济将收敛到稳态A点,资本积累与经济增长取决于人口增长率和技术进步率。此时, $\dot{P}(t) = a\lambda K(t) - \gamma P(t)$,当 $a\lambda K(t) > \gamma P(t)$ 时,即污染的产生超过环境的净化能力,随着资本的积累,能源消耗逐渐增加,经济发展的同时伴随环境污染逐渐恶化。

令 $P(t) = x$,根据 $\dot{P}(t) = a\lambda K(t) - \gamma P(t)$ 可得:

$$\frac{\dot{x}}{x} = \frac{a\lambda K}{a\lambda K - \gamma p} - \gamma > \frac{K}{K} - \gamma = g + n - \gamma \quad (10)$$

式10表明不存在技术进步时,即 $g=0$,资本增长率为人口增长率 n ,新增环境污染将以大于 $(n-\gamma)$ 的速度增加;当存在技术进步时,环境污染将以更高的速度积累。

(二) 考虑政府环境规制

在政府环境规制下,企业投入 $Z(t)$ 的治污资本进行污染治理,将污染控制在政府制定的污染标准内。此时,产出的一部分转化为治污资本,在保持家庭消费不变的基础上,储蓄率将会由 S 下降为 S' ,稳态则由 A 点下降为图1中的 B 点,意味着人均有效资本和人均有效产出的减少。若污染治理效果较好,即 $M(Z)$ 表现为仅需少量的治污资本投入即可达到污染治理目标,则环境规制对资本积累和经济增长的影响较小;若污染治理难度较大,则环境规制下企业被迫将大量产出用于形成治污资本,阻碍了生产资本积累,严重影响一国经济发展。当储蓄都用于污染治理,仍无法保证 $P(t) < 0$ 时,经济衰退的同时伴随着环境污染的恶化。因此,环境规制的实施给企业带来了显著的遵循成本 $Z(t)$ 。

接下来考虑一种简单的情况,将 $M(Z)$ 表示为 $Z(t)$ 的线性函数,如下所示:

$$\dot{P}(t) = Ce(t) - \gamma P(t) - M(Z) = a\lambda K(t) - \gamma P(t) - bZ(t) \quad (11)$$

当 $\dot{P}(t) = a\lambda K(t) - \gamma P(t) - bZ(t) = 0$ 时,即 $P(t) = \frac{a\lambda K(t) - bZ(t)}{\gamma}$,环境污染得到有效控制,人均产出下降。若 $\dot{P}(t) = a\lambda K(t) - \gamma P(t) - bZ(t) > 0$ 时,稳态处仍有:

$$\frac{\dot{x}}{x} > g + n - \gamma \quad (12)$$

式2表明一旦治污资本的减排效果低于资本扩张对环境污染的促增效应时,平衡增长路径上的环境污染仍将持续恶化。这是因为初始形成的治污设备不足以弥补产出增加引致的能源消耗,即使在平衡增长路径上治污资本与生产资本保持相同增长速度也难以弥补初期形成的资本差距,从而带来持续的环境污染。此时,政府加大环境规制力度,牺牲生产资本提高治污资本,使得 $\dot{P}(t) = 0$,才能打破困境,但这会进一步导致储蓄率和人均产出的下降。

面对严格的环境规制,企业最直接的反应是扩大治污资本投入,属于事后控制手段。若企业主动采取事前控制,在源头上减少污染,也可以有效解决环境保护与经济发展难题。事前控制主要表现为通过技术创新推动能源结构转型和全要素能源效率提升两个方面。具体而言,一是企业可以将污染治理费用 $Z(t)$ 用于绿色技术创新,通过寻找或发明清洁能源替代生产投入中使用的 $E(t)$,推动能源结构转型^[16];二是企业可以将污染治理费用 $Z(t)$ 用于效率型技术创新,通过提升全要素能源效率降低能源投入依赖。全要素能源效率进步可以表示为:

$$A(t) = cK_A^p A^\theta \quad (13)$$

其中, K_A 表示用于技术创新的资本投入, c 表示研发效率参数。企业在技术创新初期,一方面为解决当期环境污染,必须形成相应的治污资本;另一方面还需投入一定的研发资本。这意味着在技术创新初期,生产性资本积累放缓,经济发展受阻。但是,技术创新引致的全要素能源效率提升会在后期产生“创新补偿”效应。若“创新补偿”效应大于“遵循成本”效应,不仅能够弥补初期投入的污染治理费用,还可以将剩余的“创新补偿”转化为消费以增加社会福利,或以一定比例形成生产资本和治污资本增加人均产出,实现帕累托改进。综上,提出本文的假设1和假设2。

假设1:碳排放交易制度有助于实现“节能”和“减排”的双重目标。

假设2:碳排放交易制度主要通过提升能源效率和推动能源结构转型实现节能减排。

(三) 结构转型还是效率提升?

上述分析从宏观层面阐明了能源效率提升和能源结构转型都是碳排放交易制度推动节能减排的有效途径。然而,由于信息不对称、腐败与寻租、地方政府恶性竞争等问题的存在,环境政策的效果会大打折扣。多数学者研究表明,环境分权会扩大地方政府的环境自主管理权,降低环境政策的有效性,加剧环境污

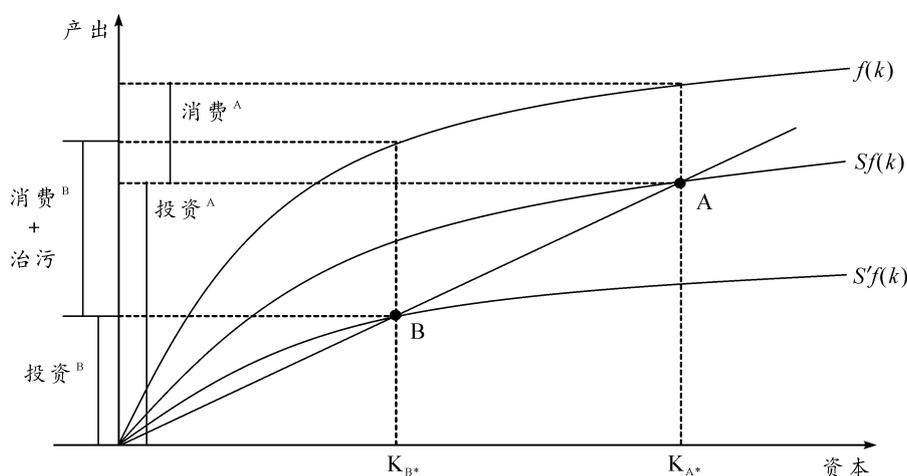


图1 稳态均衡的投资、消费和治污

染^[17-18]。在这样的现实背景下,通过提升能源效率实现节能减排目标变得尤为困难。原因在于,第一,能源效率提升会降低有效能源服务的价格,引致更多的能源需求,产生“反弹效应”^[19];第二,从宏观层面上看,效率提升难以阻碍厂商对闲置生产资源的使用,因为厂商追加要素投入有利可图;第三,厂商的生产与创新行为取决于政府规制力度,当效率型技术创新成本高于规制成本时,厂商会寻找清洁能源追加生产。因此,相较于能源结构转型,能源效率提升在节能减排中发挥的作用较小。综上,提出本文的假设3。

假设3:能源结构转型在碳排放交易制度实现节能减排目标中发挥主要作用,而能源效率提升发挥的作用较小。

三、研究设计

(一) 模型构建

碳排放交易作为模拟市场机制的一种经济性环境规制方式,以试点化渐进形式被引入中国,这为本文运用双重差分法(DID)研究碳排放交易的政策效果创造了可行性。本文以2000—2017年中国30个省份的面板数据为研究样本,将6个试点省市作为实验组,其余省市作为对照组。^①在试点期的划分上,将2000—2011年设置为非试点期,2012—2017年设置为试点期。^②基于此,本文构建碳排放交易制度对节能减排影响的实证模型如下:

$$Y_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 (time_t \times treat_i) + \gamma_t + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (14)$$

$$Y_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 (time_t \times treat_i) + \beta Control_{it} + \gamma_t + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (15)$$

其中, Y_{it} 代表*i*省份*t*年的能源消耗量(CC)和二氧化碳排放量(CO₂),分别用来衡量“节能”与“减排”。 $time_t$ 代表时间分组变量,2012—2017年为1,2000—2011年为0; $treat_i$ 代表省份分组变量,碳排放交易制度试点省市为1,非试点省市为0。 $Control_{it}$ 是控制变量,包括外商直接投资(FDI)、所有制结构(SOW)、产业结构(IS)、禀赋结构(KL)、研发投入(RD)、环境规制(ERS)。^③ γ_t 为时间固定效应, μ_i 为地区固定效应,

①由于深圳市隶属于同样实施了碳排放交易政策的广东省,因此本文将深圳市归并到广东省,以北京、天津、上海、重庆、湖北、广东为试点地区(即本文中的实验组),进行双重差分估计。

②考虑到企业行为决策的前瞻性,虽然碳排放交易制度于2013年6月才陆续开始启动交易,但国家发展改革委于2011年10月29日正式批准了7个试点省市,不排除部分省市在2012年就做出反应。因此,本文将2000—2011年作为非试点期,2012—2017年作为试点期。

③由于实验组和控制组省市本身存在的环境规制差异也会对节能减排产生影响,从而导致估计偏差。为解决这一问题,本文在模型中引入2009年省份层面环境规制与年份虚拟变量的交互项,以控制其他类型的环境规制对节能减排产生的影响。

ε_{it} 为随机误差项。

进一步地,为检验碳排放交易制度的节能减排路径,本文根据温忠麟等(2014)的逐步法,构建如下的中介效应检验模型^[20]:

$$Y_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 (time_t \times treat_i) + \beta Control_{it} + \gamma_t + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (16)$$

$$MV_{it} = \eta_0 + \eta_1 (time_t \times treat_i) + \omega Control_{it} + \gamma_t + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (17)$$

$$Y_{it} = \varphi_0 + \varphi_1 (time_t \times treat_i) + \rho MV_{it} + \lambda Control_{it} + \gamma_t + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (18)$$

其中,(16)式对应于本文的回归模型(15)式。(17)式中的被解释变量 MV_{it} 代表中介变量能源结构(ES)和能源效率(TFEE)。根据中介效应检验的逐步回归法,如果(16)式的回归系数 α_1 显著,则按中介效应立论,但无论 α_1 是否显著,都要进行后续的检验。然后,检验(17)式的回归系数 η_1 和(18)式的回归系数 ρ ,如果两者均显著,则存在中介效应。最后,如果(18)式的回归系数 φ_1 也显著,则称其为部分中介效应,反之,为完全中介效应。

(二) 数据来源

考虑到数据的可得性与一致性,本文选取2000—2017年中国30个省市的面板数据进行实证分析。数据来源于《中国统计年鉴》《中国工业经济统计年鉴》《中国能源统计年鉴》,统计口径为国有及规模以上工业企业。同时,基于研究样本科学性原则,本文利用GDP平减指数、工业品出厂价格指数等,以2000年为基期将所有货币量平减为可比价格。

(三) 研究变量

1. 被解释变量。(1)能源消耗量(CC):一次性能源尤其是煤炭消耗导致的二氧化碳排放最高,本文研究对象为节能减排,更侧重于降低高污染能源的消耗。因此,本文采用《中国能源统计年鉴》中国有及规模以上工业企业煤炭消耗量衡量能源消耗量。(2)二氧化碳排放量(CO_2):本文参考《IPCC 国家温室气体排放清单指南2006》中 CO_2 排放的计算方法,根据各类能源品的消耗量、低位热值、碳排放因子和碳氧化比率对2000—2017年各省份 CO_2 排放量进行估算,具体公式如下:

$$C_t = \sum_{i=1}^3 C_{it} = \sum_{i=1}^3 EC_{it} \times NVC_i \times CEF_i \times COF_i \times (44/12) \quad (19)$$

其中, C_t 为估算的 CO_2 排放量(单位是千克), EC_{it} 分别代表各类能源品的消耗量,考虑到数据的可得性,本文选取了10种能源品,分别是原煤(万吨)、焦炭(万吨)、原油(万吨)、汽油(万吨)、煤油(万吨)、柴油(万吨)、燃料油(万吨)、液化石油气(万吨)、炼厂干气(万吨)、天然气(亿立方米)。 NVC_i 、 CEF_i 和 COF_i 分别表示各类能源品的平均低位发热量、碳排放因子和碳氧化因子。

2. 中介变量。(1)能源结构(ES)。借鉴马丽梅等人(2014)的方法,从经济结构角度间接衡量能源结构,采用一次性能源消耗高的八个行业总产值占各省份GDP的比重衡量,该指标越低表示能源结构清洁化程度越高^[21]。(2)能源效率(TFEE)。由于单要素能源效率仅考虑到能源投入要素,忽略了劳动、资本等其他要素投入及彼此间的替代关系,无法全面反映能源效率。因此,本文将全要素能源效率(TFEE)作为能源效率的衡量指标。本文采用含有非期望产出的Super-SBM模型对各省份全要素能源效率进行测算^[22],其中,资本、劳动、能源为投入要素,工业总产值为期望产出,二氧化碳排放为非期望产出。由于资本数据难以获取,本文以固定资产净值(固定资产原值减累计折旧)作为替代变量;劳动投入采用全部从业人员年平均人数进行衡量;能源投入采用工业部门能源消耗总量进行衡量。

3. 控制变量。(1)外商直接投资(FDI)。“污染避难所”假说认为严苛的环境管制下,发达国家会将污染密集型产业或生产环节转移到环境政策相对宽松的发展中国家,因此,FDI可能导致中国环境污染恶化^[23]。考虑到各省份工业层面外商直接投资数据缺失,以外商资本和港澳台资本之和与工业总产值的比值来近似代替。(2)所有制结构(SOW)。在经济粗放式发展阶段,中国国有企业大多属于高能耗高排放的重化工业,且存在“绑架”或“勾结”当地政府,对环保政策“阳奉阴违”的行为,导致环境污染事故频发,成为节能减排的阻碍。本文以国有从业人员占全部从业人员年平均人数的比重衡量所有制结构。(3)产业结

构(*IS*)。工业部门是污染排放的“第一大户”,因此,工业化特征下的产业结构不利于节能减排进程(Shao等,2011)^[24],本文以第二产业总产值占地区生产总值的比重衡量产业结构。(4)禀赋结构(*KL*)。资本密集型与劳动密集型行业对污染的影响具有异质性,因此,资本劳动比的变动往往伴随着环境污染的改变。本文将禀赋结构作为控制变量纳入方程,以资本劳动比衡量^[25]; (5)研发投入(*RD*)。现有研究表明很多技术创新在推动经济增长的同时往往会导致更多的碳排放(Acemoglu等,2012),而绿色技术创新有利于降低环境污染^[26-27]。因此,本文以各省份研究与发展经费内部支出的对数值表征各省份研发水平。(6)环境规制(*ERS*)。由于实验组和控制组省市本身存在的环境规制差异也会对节能减排产生影响,从而导致估计偏差。为解决这一问题,本文在模型中引入2009年省份层面环境规制与年份虚拟变量的交互项,环境规制以各省市工业废水、废气污染治理设施运行费用占地区工业总产值的比重衡量。

本文变量说明及描述性统计如表1所示。

表1 变量说明及描述性统计

变量	变量含义	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
<i>CC</i>	以国有及规模以上工业企业煤炭消耗量的对数值衡量	540	8.8690	1.2086	0	10.6676
<i>CO₂</i>	根据《IPCC国家温室气体排放清单指南2006》的方法计算得到 CO_2 排放量	540	8.6599	0.9281	5.2024	10.5087
<i>TFEE</i>	采用含有非期望产出的Super-SBM模型测算得到能源效率	540	1.2329	0.9436	0.1849	6.1532
<i>ES</i>	从经济结构角度,以一次性能源高消耗的八个行业总产值占GDP的比重衡量	540	0.9487	0.3650	0.0683	2.1410
<i>FDI</i>	以外商资本和港澳台资本之和与工业总产值的比值衡量	540	0.0415	0.0349	0.0053	0.2044
<i>SOW</i>	以国有从业人员占全部从业人员年平均人数的比重衡量	540	0.3976	0.2114	0.0364	0.8954
<i>IS</i>	以第二产业总产值占地区生产总值的比重衡量	540	0.7148	0.4678	0.0338	1.9911
<i>KL</i>	以资本与劳动的比值衡量	540	0.5541	0.5504	0.1516	6.1664
<i>RD</i>	以各省份研究与发展经费内部支出的对数值衡量	540	4.3721	1.6355	-0.1856	7.7595
<i>ERS</i>	以各省市工业废水、废气污染治理设施运行费用占工业总产值的比重衡量	540	0.0034	0.0017	0.0011	0.0077

四、实证结果分析

(一) 基准回归结果

表2报告了碳排放交易制度影响节能减排的回归结果,其中,第(1)列和第(2)列为碳排放交易制度影响能源消耗量(*CC*)的回归结果,第(3)列和第(4)列为碳排放交易制度影响二氧化碳排放量(*CO₂*)的回归结果。根据第(1)列和第(3)列的回归结果,在控制时间和地区固定效应后,碳排放交易制度对能源消耗量和二氧化碳排放量的影响在1%的显著性水平下为负,表明碳排放交易制度可以有效推动中国工业节能减排。第(2)列和第(4)列显示的是加入控制变量后的回归结果,结果基本保持不变,表明本文实证结果具有一定的稳健性。上述结果验证了碳排放交易制度可以实现“节能”和“减排”的双重目标,表明本文假说1成立。

在控制变量上,外商直接投资(*FDI*)对能源消耗量(*CC*)和二氧化碳排放量(*CO₂*)的回归系数显著为正,表明外商直接投资可能作为国外污染密集型产业转移的隐蔽通道,导致中国在一定程度上成为发达国家工业的“污染避难所”,阻碍了中国的节能减排进程。研发投入(*RD*)的回归系数显著为正,表明当前中国工业部门的研发投入可能具有技术路径依赖,导致绿色技术研发投入不足,绿色技术水平的提升效果不明显,反而因为加大对路径依赖技术领域的研发投入,提高产出效率的同时增加了能源消耗和污染排放。所有制结构(*SOW*)和产业结构(*IS*)的回归系数也都显著为正,这是因为中国的国有企业大多属于高能耗高排放的重化工业,而当前中国的工业化还处在高能耗高排放行业占较大比重的粗放式发展阶段,说明中国当前工业的所有制结构和工业化发展水平事实上成为节能减排的阻碍。禀赋结构(*KL*)的回归系数显著为负,表明相较于劳动密集型工业,资本密集型工业更有利于推动节能减排进程,这是因为资本密集型工业的技术装备现代化水平相对较高,包括先进的节能与环保装备投入都需要大量资金。

表2 碳排放交易制度的节能减排效应:双重差分

变量	<i>CC</i>		<i>CO₂</i>	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>time × treat</i>	-0.3896*** (0.0728)	-0.4067*** (0.0894)	-0.5382*** (0.0770)	-0.3303*** (0.0527)
<i>FDI</i>		1.6700** (0.8123)		0.2525*** (0.0625)
<i>SOW</i>		1.2684* (0.6520)		0.4174** (0.1731)
<i>IS</i>		0.1353** (0.0574)		0.0164** (0.0073)
<i>KL</i>		-0.0521*** (0.0177)		-0.3179*** (0.0520)
<i>RD</i>		0.4449*** (0.1044)		0.1446** (0.0545)
<i>_cons</i>	9.1032** (0.3260)	9.8010*** (0.7452)	7.9931*** (0.2610)	8.1959*** (0.3259)
环境规制	否	是	否	是
年份固定效应	是	是	是	是
地区固定效应	是	是	是	是
<i>Observations</i>	540	540	540	540
<i>R²</i>	0.8319	0.8401	0.9331	0.9473

注:括号内为标准误;***、**和*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著。下表同此

(二) 碳排放交易制度的节能减排路径检验

表3为基于能源效率的中介机制检验结果。第(1)列和第(3)列结果表明碳排放交易制度对能源效率的回归系数显著为正,意味着碳排放交易制度的实施显著提高了能源效率。第(2)列结果表明能源效率的提升有利于降低工业能源消耗。结合模型(1)和模型(2)可知,碳排放交易制度可以通过提升能源效率实现“节能”。第(4)列结果表明能源效率的提升有利于降低工业二氧化碳排放。结合模型(3)和模型(4)可知,碳排放交易制度可以通过提升能源效率实现“减排”。表4为基于能源结构的中介机制检验结果。第(1)列和第(3)列结果表明碳排放交易制度对能源结构的回归系数显著为负,意味着碳排放交易制度的实施有利于推动能源结构向清洁化转型。第(2)列结果表明能源结构转型有利于降低工业能源消耗。结合模型(1)和模型(2)可知,碳排放交易制度可以通过推动能源结构转型实现“节能”。第(4)列结果表明能源结

构转型有利于降低工业二氧化碳排放。结合模型(3)和模型(4)可知,碳排放交易制度可以通过推动能源结构转型实现“减排”。这一实证结果与碳排放交易制度的设计初衷相吻合,当企业因技术创新使富余出来的碳排放指标成为交易商品,带来额外收益时,自然会从投入层面激励企业主动转变能源消费结构,减少化石能源消费,同时在生产过程中激励企业想方设法提升能源效率,这正是碳排放交易这种以经济手段实施环境规制的制度设计的积极效应所在。

综上,根据表3、表4的回归结果可以发现,能源效率提升和能源结构转型都是碳排放交易制度实现节能减排的有效途径,表明本文假说2成立。接下来,为比较能源效率提升与能源结构转型在碳排放交易制度实现“节能减排”中发挥作用的大小,本文进一步计算了能源效率和能源结构在中介效应模型中的效果量,结果表明能源效率提升在碳排放交易制度实现“节能”和“减排”中分别发挥了10.19%和5.93%的作用,而能源结构转型在碳排放交易制度实现“节能”和“减排”中分别发挥了48.87%和52.95%的作用。这意味着中国碳排放交易制度实现节能减排的主要动力来自能源结构转型,而非能源效率提升,说明本文假说3成立。这一结果从另一侧面回应了中国目前的能源结构存在的一个根本性问题,即化石能源,主要是煤炭占绝对地位,要想将发电由传统能源转化为可再生能源,清洁能源成本远高于化石能源成本是当下面临的难题,而且清洁能源使用需要配套新的基础设施,这笔庞大的成本支出短期内对经济增长会产生负面影响。由实证分析可知,中国要加快推进节能减排进程,特别是未来实现碳中和目标,相比能源效率提升,能源结构转换的作用效果要大得多,而且如果说肩负提升能源效率责任的主体是企业的话,促进能源结构转换就不仅仅是企业层面的责任,还需要政府运用公共政策和产业政策发挥激励引导作用,最根本的还是探求以市场机制缩小清洁能源与化石能源的成本差,为能源结构转换创造根本性的动力。

表3 基于能源效率的中介机制检验

变量	CC		CO ₂	
	TFEE(1)	CC(2)	TFEE(3)	CO ₂ (4)
<i>time × treat</i>	0.2355 ** (0.0916)	-0.3653 *** (0.0838)	0.2355 ** (0.0916)	-0.3107 *** (0.0524)
<i>FDI</i>	-8.1346 *** (1.4445)	3.1007 * (1.7462)	-8.1346 *** (1.4445)	0.4243 *** (0.1313)
<i>SOW</i>	0.0273 (0.2919)	1.2636 *** (0.4458)	0.0273 (0.2919)	0.4152 ** (0.1725)
<i>IS</i>	0.2448 *** (0.0759)	0.0922 * (0.0507)	0.2448 *** (0.0759)	0.0139 ** (0.0066)
<i>KL</i>	0.1957 * (0.1083)	-0.0176 *** (0.0061)	0.1957 * (0.1083)	-0.3016 *** (0.0547)
<i>RD</i>	0.2928 *** (0.0657)	0.4964 *** (0.1061)	0.2928 *** (0.0657)	0.1690 *** (0.0546)
<i>TFEE</i>		-0.1759 ** (0.0744)		-0.0832 ** (0.0382)
<i>_cons</i>	-0.6576 * (0.3857)	9.6853 *** (0.7242)	-0.6576 * (0.3857)	8.1411 *** (0.3232)
环境规制	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
地区固定效应	是	是	是	是
<i>Observations</i>	540	540	540	540
<i>R</i> ²	0.9241	0.8427	0.9241	0.9486

表4 基于能源结构的中介机制检验

变量	CC		CO ₂	
	ES(1)	CC(2)	ES(3)	CO ₂ (4)
<i>time × treat</i>	-0.3997*** (0.1303)	-0.3117*** (0.0911)	-0.3997*** (0.1303)	-0.2014*** (0.0531)
<i>FDI</i>	2.2830** (1.1423)	1.3702* (0.6836)	2.2830** (1.1423)	0.3184** (0.1323)
<i>SOW</i>	0.4396 (0.5654)	1.2107** (0.6148)	0.4396 (0.5654)	0.4048** (0.1697)
<i>IS</i>	0.5864*** (0.2160)	0.0583** (0.0271)	0.5864*** (0.2160)	0.1005** (0.0419)
<i>KL</i>	-1.5677*** (0.4531)	-0.1538*** (0.0502)	-1.5677*** (0.4531)	-0.2727*** (0.0751)
<i>RD</i>	-0.5864** (0.2269)	0.3679*** (0.1049)	-0.5864** (0.2269)	0.1277** (0.0557)
<i>ES</i>		0.4973*** (0.1276)		0.4376*** (0.1074)
<i>_cons</i>	1.3504** (0.5437)	9.9783*** (0.7729)	1.3504** (0.5437)	8.2348*** (0.3285)
环境规制	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
地区固定效应	是	是	是	是
<i>Observations</i>	540	540	540	540
<i>R</i> ²	0.8923	0.8452	0.8923	0.9485

(三) 平行趋势检验

双重差分估计结果满足一致性的重要前提是政策实施前实验组和对照组符合平行趋势假设,即在无碳排放交易制度的干预下,被解释变量在实验组和对照组均保持相对稳定的变化趋势。为保证回归结果的可靠性,本文采用以下两种方法进行平行趋势检验。

1. 平行趋势检验——实证检验法。本文借鉴 Cai(2016)的方法^[28],实证检验碳排放交易政策实施前(2000—2011)实验组与对照组是否满足平行趋势假设,模型设定如下:

$$Y_{it} = \pi_0 + \pi_1(\text{year}_t \times \text{treat}_i) + \beta \text{Control}_{it} + \gamma_i + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (20)$$

其中,*year_t*表示以2000年为基期的时间趋势变量,根据表5的回归结果可知,交互项 *year × treat* 的回归系数不显著,即满足平行趋势假设。

表5 平行趋势检验

变量	CC		CO ₂	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>year × treat</i>	-0.0863 (0.0692)	-0.1325 (0.9811)	-0.0791 (0.0633)	-0.0847 (0.0799)
控制变量	否	是	否	是
年份固定效应	是	是	是	是
地区固定效应	是	是	是	是
<i>Observations</i>	360	360	360	360
<i>R</i> ²	0.8364	0.8172	0.9412	0.9684

2. 平行趋势检验——动态效应分析法。接下来,本文借鉴 Jacobson 等(1993)的事件研究法^[29],对各时间内试点政策的差异性进行检验,模型设定如下:^①

$$Y_{it} = \rho_0 + \sum_{t=2007}^{2017} \rho_t \text{treat}_i \times \gamma_t + \beta \text{Control}_{it} + \gamma_i + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (21)$$

其中,以试点政策前的2011年作为基准年, ρ_t 表示2007—2017年中第 t 的估计值,图2显示了95%置信区间下 ρ_t 的估计结果。可以看出,能源消耗量和二氧化碳排放量的估计结果基本一致, ρ_t 在2007—2011年均不显著,表明实验组和对照组在碳排放交易制度实施前不存在明显差异,即满足平行趋势假说。碳排放交易制度实施后,估计系数 ρ_t 显著变大且逐年增加,说明前文的实证估计结果是有效的,即碳排放交易政策推动了中国工业部门节能减排进程。随着碳排放交易量的逐年增大,碳排放交易制度所发挥的政策效果也逐渐增强,节能减排效应逐渐显现。

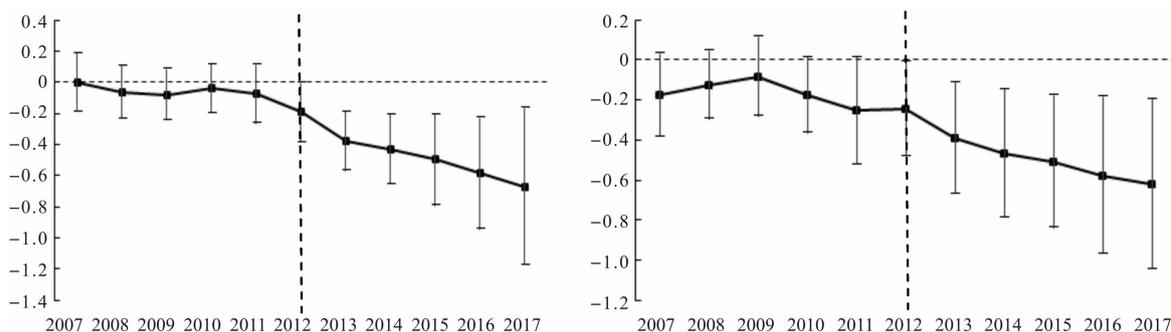


图2 双重差分动态效应(左图为CC、右图为CO₂)

(四) 稳健性检验

为保证上述研究结论的稳健性,本文从以下几个方面进行稳健性检验。第一,通过虚构实验组的方法进行安慰剂检验;第二,通过改变时间宽窗度对碳排放交易制度的节能减排效应进行稳健性检验;第三,采用倾向匹配得分—双重差分法(PSM-DID)对基准模型进行稳健性检验;第四,为避免政策内生问题,采用合成控制法进行稳健性检验。

1. 安慰剂检验。为了保证本文的回归结果是由碳排放交易制度所引致的,排除其他未知因素的干扰,本文通过随机分配试点省市进行安慰剂检验(Cai等,2016)^[30]。具体而言,从30个省市中进行500次随机抽样,每次随机选取6个省市作为虚拟实验组,其余24个省市作为虚拟对照组按照模型(2)进行回归分析。如果随机抽样过程中,自变量 $time \times treat$ 对节能减排没有显著影响,表明本文的回归结果具有稳健性。图3显示了随机分配后回归估计的均值,其中黑点代表本文基准回归结果,可以发现,相较于随机抽样的回归结果,基准回归结果显著为异常值,而随机抽样中的 $time \times treat$ 估计系数的均值几乎为零,且 P 值基本都在0.1以上,表明碳排放交易制度在随机抽样实验中并没有显著效果。因此,本文的回归结果不太可能由未知因素所驱动。

2. 动态时间窗检验。为考察不同时间段下碳排放交易制度对中国工业节能减排影响的显著性和差异性,本文通过改变碳排放交易制度实施前后时间宽窗的方法来进行实证检验。具体而言,以2012年碳排放交易制度为中间值,前后分别选取1年、2年、3年、4年、5年为宽窗进行动态时间窗检验。回归结果如表6所示,可以发现,改变时间宽窗度并没有改变碳排放交易制度对能源消耗量和二氧化碳排放量的负向影响。随着时间宽窗度的不断增加,碳排放交易制度对节能减排的影响越大,表明本文回归结果具有一定的稳健性。

①本文以2000—2006年为基准组。

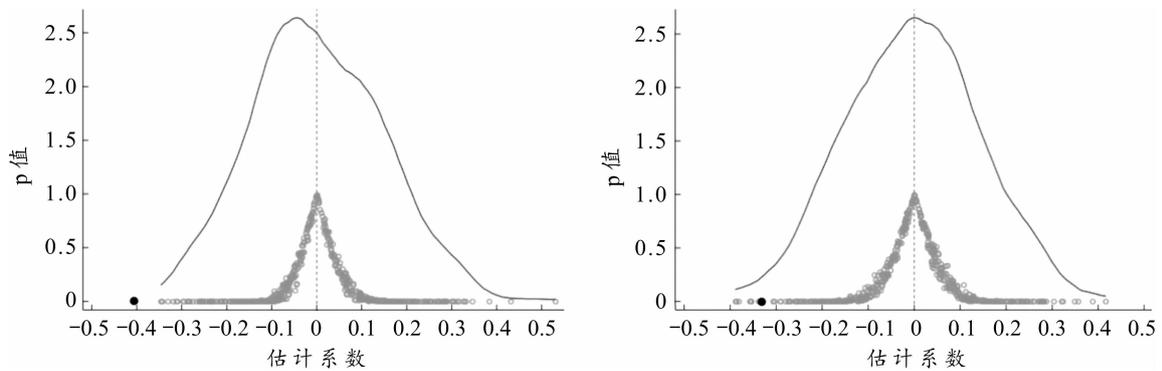


图3 安慰剂检验(左图为CC、右图为CO₂)

注:曲线为估计的核密度分布,横坐标表示500个随机分配的估计系数,纵坐标是P值。

表6 改变碳排放交易制度观测窗口的稳健性检验

变量		动态时间窗检验				
		1年	2年	3年	4年	5年
CC	<i>time × treat</i>	-0.1202 *** (0.0409)	-0.1313 *** (0.0387)	-0.1413 *** (0.0409)	-0.1437 *** (0.0390)	-0.1541 *** (0.0392)
	R ²	0.9965	0.9935	0.9888	0.9849	0.9790
CO ₂	<i>time × treat</i>	-0.1010 ** (0.0497)	-0.1314 *** (0.0474)	-0.2214 *** (0.0529)	-0.2472 *** (0.0500)	-0.2951 *** (0.0483)
	R ²	0.9913	0.9868	0.9822	0.9787	0.9730
控制变量		是	是	是	是	是
年份固定效应		是	是	是	是	是
地区固定效应		是	是	是	是	是
Observations		90	150	210	270	330

3. PSM-DID 检验。考虑到本文的实验组和对照组在碳排放交易制度实施前后可能存在较大的个体差异,为避免 DID 模型可能存在的“选择性偏差”问题,本文进一步运用 PSM-DID 模型对实证结果进行稳健性检验。核心思想是针对实验组与对照组,运用统计学技巧人为地构造出一个相匹配的样本,即通过那些可观测特征为每个参与者“搭配”一个未参与者。首先,本文进行 Logit 回归,并将控制变量中的外商直接投资、所有制结构、产业结构、禀赋结构、研发投入以及环境规制作为匹配变量,选择以卡尺距离0.5的一对二的近邻匹配法,采用逐年匹配的方法为各年的实验组找到匹配的对照组。随后,对匹配后的结果使用差分法进行回归分析,结果如表7所示。可以看出,碳排放交易制度的实施显著降低了能源消耗量和二氧化碳排放量,推动了节能减排进程,从而保证了结果的稳健性。由于匹配后会使得样本量大大减少,导致点估计的不一致,因此,本文未将该方法作为主要分析方法。

表7 碳排放交易制度对能源效率的影响:PSM-DID 模型估计

变量	CC(1)	CO ₂ (2)
<i>time × treat</i>	-0.0730 ** (0.0316)	-0.1290 ** (0.0623)
控制变量	是	是
年份固定效应	是	是
地区固定效应	是	是
Observations	540	540
R ²	0.6700	0.7300

4. 基于合成控制法的稳健性检验。双重差分估计法要求实验组和对照组在政策实施之前是可比较的,但往往试点地区存在特殊性,因而可能导致政策内生问题。合成控制法通过其他省市的加权平均构造出一个“反事实”参照组,可以避免内生性问题。为保证本文研究结论的可靠性,接下来,本文采用合成控制法进行稳健性检验。图4显示了以北京、天津、上海、湖北、广东和重庆为实验组的模拟结果(相邻两幅图分别为该试点地区 CC 和 CO₂的模拟结果)。根据结果可以发现,碳排放交易制度实施前,除北京外的真实试点省市与合成试点省市的能源消耗量和二氧化碳排放量路径相似,而碳排放交易制度实施后,真实试点省市的能源消耗量和二氧化碳排放量相较于合成试点省市显著降低,且大部分试点省(市、自治区)的差距有逐步拉大的趋势;相较于合成北京,真实北京的能源消耗量和二氧化碳排放量在2006—2007年就显著下降,可能与北京奥运会的举办有一定的相关性,但碳排放交易制度实施后,真实北京与合成北京之前的差距迅速拉大,表明碳排放交易制度推动了北京市的节能减排进程。因此,基于合成控制法的拟合结果验证了本文研究结论的稳健性。

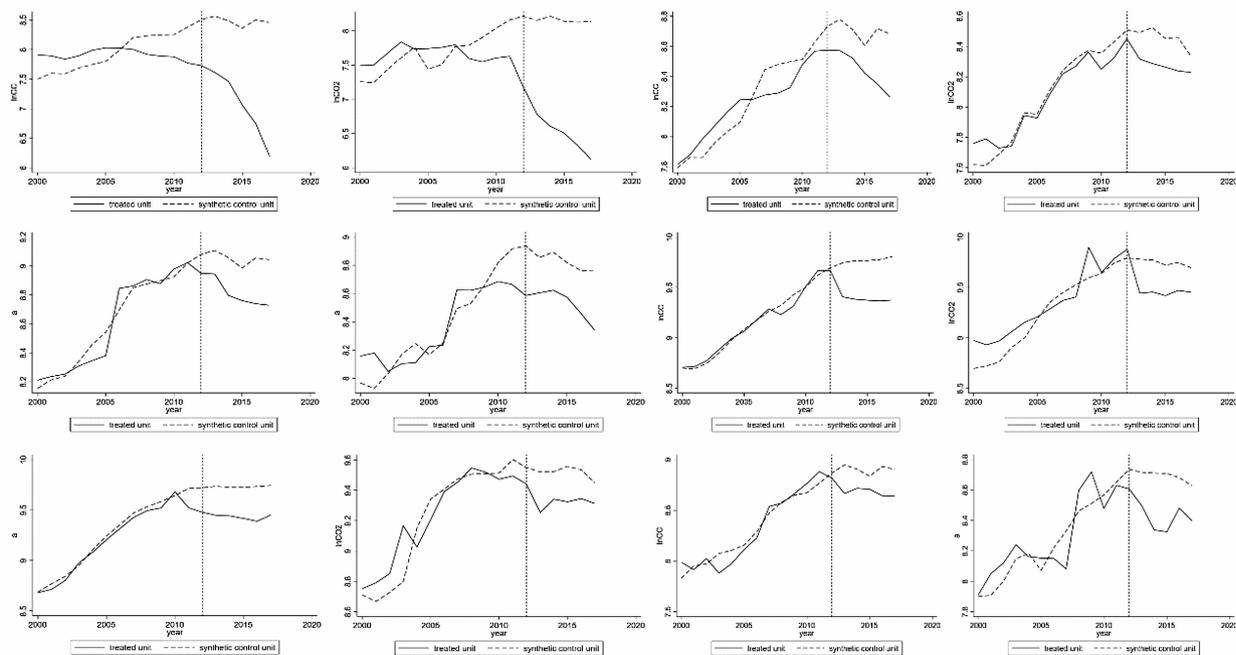


图 4 合成控制法检验结果

五、结论与政策建议

本文以中国2013年开展的碳排放交易试点政策作为准自然实验,基于2000—2017年中国30个省市的面板数据,运用双重差分法实证检验碳排放交易制度的节能减排效应及影响机制。研究表明,碳排放交易制度有利于实现中国经济“节能”与“减排”的双重目标,并通过了一系列稳健性检验;作用机制检验表明,能源效率提升和能源结构转型虽然都是碳排放交易制度实现节能减排目标的重要路径,但能源效率提升在碳排放交易制度实现“节能”和“减排”中分别发挥了10.19%和5.93%的作用,而能源结构转型在碳排放交易制度实现“节能”和“减排”中分别发挥了48.87%和52.95%的作用,能源结构转型的效果远远高于能源效率提升的效果。从能源效率提升和能源结构转型这两条路径来看,效率提升主要是技术驱动的结果,至少可分为节能技术和减排技术两大类,而在减排技术中,作为中国能源供给主体的大型火电厂自身就面临如何降低煤耗、减少排放和提高排放清洁度等课题,这也显示出中国当前能源结构的深层次问题,转换能源结构才是中国节能减排,包括未来实现碳中和的治本之策。本文的研究结论对生态环境约束下中国工业加快推进节能减排进程,进而为整个社会决胜碳中和的策略与政策制定具有如下启示:

第一,加快中国环境规制政策由命令控制型向市场激励型转变。传统的命令控制型环境政策在中国环境治理中发挥的作用越来越弱,弊端逐渐突出。在全球环境治理和中国要如期兑现碳达峰与碳中和承诺等多重压力背景下,扩大更具激励性的碳排放交易市场的实施范围是一条可行之径。2021年初生态环境部公布了《碳排放权交易管理办法(试行)》,其中提出设立碳排放交易基金这一更具市场激励性的措施,进一步扩大碳排放交易市场的施行范围。选择施行地区时应充分考虑到地区间的资源禀赋、产业特征、市场化水平等差异,不断完善碳排放权数量测定和分配的科学方法,配合碳排放权交易基金的建立,探索碳排放权的有偿分配机制。

第二,从宏观层面完善激励能源结构转型和产业结构优化的公共政策和产业政策体系。虽然能源效率提升在运用市场化力量推动节能减排中也会发挥作用,但一则其作用相对较小,二则能源效率的提升主体局限于微观层面的企业,企业出于节约和出售碳排放权的经济激励,就会有创新节能技术,提升能源效率的自主意愿,这是可以交由市场机制去解决的问题。但当前对我国节能减排作用效果更明显的是能源结构转型,以及与能源结构转型相关的产业结构优化,这需要宏观层面的公共政策和产业政策来推动。一方面,在加大新能源产业基础性原创性和共性技术研发创新方面,政府至少要在基础研发经费投入,研发成果转化的共性平台建设等方面发挥更大作用。鼓励引导能源消费结构从化石能源向可再生能源等清洁能源转变,而其前提是可再生能源的技术稳定、成本下降。另一方面,政府需积极发展战略性新兴产业,推动新一代信息技术革命成果,如物联网、大数据、人工智能等与传统产业融合发展,改造提升优化产业结构,实现产业体系的低碳化,这是治本之策。

第三,协调政府和市场的关系,坚持政府引导和市场主导的原则,有效发挥碳排放交易制度的节能减排潜力。一方面,政府应该为碳排放交易制度的有效运行提供制度保障,如完善产权制度,对碳排放权的确定、分配、交易和管理进行统一和规范,《碳排放权交易管理办法(试行)》的实施就是一个有利的契机,加快由试点向全国统一的碳排放交易市场的推进步伐;另一方面,由于碳排放交易制度的市场化属性,政府更需要为碳排放交易制度的有效运行提供市场化条件,避免以行政手段干预碳排放交易市场运行,避免在碳排放权的确定、分配等方面从企业身份属性等角度给予差别化对待,从而让碳排放交易制度自身产生更大的市场激励性。

参考文献:

- [1]陆敏,赵湘莲,李岩岩.碳排放交易国内外研究热点问题综述[J].中国科技论坛,2012(4):129-134.
- [2]NEWELL D B. An analysis of compound specific carbon isotopes of lipid biomarkers: a proxy for paleoenvironmental change in the Maya lowlands of Petén, Guatemala[D]. Gainesville: University of Florida, 2005.

- [3] FANG G, TIAN L, LIU M, et al. How to optimize the development of carbon trading in China—Enlightenment from evolution rules of the EU carbon price[J]. *Applied Energy*, 2018, 211: 1039–1049.
- [4] ZHU B, JIANG M, HE K, et al. Allocating CO₂ allowances to emitters in China: a multi-objective decision approach[J]. *Energy Policy*, 2018, 121: 441–451.
- [5] NELSON, DANIEL B. Conditional heteroskedasticity in asset returns: a new approach[J]. *Modelling Stock Market Volatility*, 1991, 59(2): 347–370.
- [6] ZAKOIAN J M. Threshold heteroskedastic models[J]. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 1994, 18(5): 931–955.
- [7] 高莹, 郭琨. 全球碳交易市场格局及其价格特征——以欧洲气候交易体系为例[J]. *国际金融研究*, 2012(12): 82–88.
- [8] CUI L, FAN Y, ZHU L, et al. How will the emissions trading scheme save cost for achieving China's 2020 carbon intensity reduction target? [J]. *Applied Energy*, 2014, 136: 1043–1105.
- [9] 孙亚男. 碳交易市场中的碳税策略研究[J]. *中国人口·资源与环境*, 2014(3): 32–40.
- [10] WANG P, DAI H C, REN S Y, et al. Achieving Copenhagen target through carbon emission trading: economic impacts assessment in Guangdong Province of China[J]. *Energy*, 2015, 79: 212–227.
- [11] 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(10): 141–148.
- [12] DONG F, DAI Y, ZHANG S, et al. Can a carbon emission trading scheme generate the Porter effect? ——Evidence from pilot areas in China[J]. *Science of the Total Environment*, 2018, 653: 565–577.
- [13] 王为东, 王冬, 卢娜. 中国碳排放权交易促进低碳技术创新机制的研究[J]. *中国人口·资源与环境*, 2018(2): 41–48.
- [14] ZHANG Y, ZHANG J. Estimating the impacts of emissions trading scheme on low-carbon development[J]. *Journal of Cleaner Production*, 2019, 238: 117913.
- [15] 原毅军, 陈喆. 环境规制、绿色技术创新与中国制造业转型升级[J]. *科学学研究*, 2019(10): 1902–1911.
- [16] 童健, 刘伟, 薛景. 环境规制、要素投入结构与工业行业转型升级[J]. *经济研究*, 2016(7): 43–56.
- [17] 陆远权, 张德钢. 环境分权、市场分割与碳排放[J]. *中国人口·资源与环境*, 2016(6): 107–115.
- [18] 彭星. 环境分权有利于中国工业绿色转型吗? ——产业结构升级视角下的动态空间效应检验[J]. *产业经济研究*, 2016(2): 21–31, 110.
- [19] AI H S, WU X F, LI K. Differentiated effects of diversified technological sources on China's electricity consumption: evidence from the perspective of rebound effect[J]. *Energy Policy*, 2020, 81: 152–169.
- [20] 温忠麟, 叶宝娟. 中介效应分析: 方法和模型发展[J]. *心理科学进展*, 2014(5): 731–745.
- [21] 马丽梅, 张晓. 中国雾霾污染的空间效应及经济、能源结构影响[J]. *中国工业经济*, 2014(4): 19–31.
- [22] TONE K. A slacks-based measure of super-efficiency in data envelopment analysis[J]. *European Journal of Operational Research*, 2002, 143: 32–41.
- [23] 张宇, 蒋殿春. FDI、政府监管与中国水污染——基于产业结构与技术进步分解指标的实证检验[J]. *经济学(季刊)*, 2014(2): 491–514.
- [24] SHAO S, YANG L, YU M. Estimation, characteristics, and determinants of energy-related industrial CO₂ emissions in Shanghai (China), 1994–2009[J]. *Energy Policy*, 2011, 39(10): 6476–6494.
- [25] ANTWEILER W, COPELAND B R, TAYLOR M S. Is free trade good for the environment? [J]. *American Economic Review*, 2001, 91(4): 877–908.
- [26] ACEMOGLU D, AGHION P, BURSZTYN L. The environment and directed technical change[J]. *American Economic Review*, 2012, 102(1): 131–66.
- [27] 范丹, 孙晓婷. 环境规制、绿色技术创新与绿色经济增长[J]. *中国人口·资源与环境*, 2020(6): 105–115.
- [28] CAI J. The impact of insurance provision on household production and financial decisions[J]. *American Economic Journal Economic Policy*, 2016, 8(2): 44–88.
- [29] JACOBSON L S, LALONDE R J, SULLIVAN D. Earnings losses of displaced workers [J]. *American Economic Review*, 1993, 83(4): 685–709.
- [30] CAI X Q, LU Y, WU M Q, et al. Does environmental regulation drive away inbound foreign direct investment? Evidence from a quasi-natural experiment in China[J]. *Journal of Development Economics*, 2016, 123: 73–85.

