

市场激励型环境规制与能源消费结构转型

——来自中国碳排放权交易试点的经验证据

许文立 孙 磊*

摘要：能源消费结构转型是经济社会绿色低碳发展的重要抓手，以碳排放权交易为代表的市场激励型环境规制在转型进程中发挥着重要作用。本文基于中国2013年设立的碳排放权交易试点为准自然实验，匹配省级宏观数据库和上市公司微观数据库，运用双重差分、合成双重差分等方法，实证检验了碳排放权交易试点对能源消费结构转型的影响。研究发现，碳排放权交易试点加速了能源消费结构双重替代进程，指数值提升5.3%，有效助推实现碳排放总量和强度的“双控”目标。政策效应的发挥，得益于企业绿色创新效应、产业结构升级效应、绿色金融深化效应和公众行为驱动效应，但也受到地方政府环境治理重视程度和地区产业结构特征、可再生能源丰裕度的影响。进一步研究发现，碳排放权交易试点还产生了其他环境红利，且并未造成明显的社会福利损失。本文为政府利用市场机制推动能源消费结构转型，进而如期实现“双碳”目标提供更多理论支撑和经验证据。

关键词：碳排放权交易 能源消费结构 平行趋势敏感性 合成双重差分

中图分类号：F062.1 **文献标识码：**A **文章编号：**1000-3894(2023)07-0133-23

DOI:10.13653/j.cnki.jqte.2023.07.001

一、引言

联合国政府间气候变化专门委员会发布的气候变化评估报告明确指出，全球变暖的主要原因是人类燃烧化石燃料排放的温室气体(IPCC, 2021)，遏制全球变暖需要对能源部门进行重大转型。中国是全球最大的能源生产国、消费国和二氧化碳排放国，近88%的二氧化碳排放来自能源系统，能源领域的低碳转型事关“双碳”目标的顺利实现。中国在“十一五”时期正式提出降低能源强度目标，以应对经济社会发展中日益凸显的能源约束和日益严重的污染问题^①；“十三五”时期进一步提出了控制能源消费总量和强度的“双控”目标^②；党的二十大报告在指出完善能源消耗总量和强度调控的同时，又特别强调了控制化石能源消费并推动能耗“双控”向碳排放总量和强度“双控”转变。相比于能耗“双控”，碳排放“双控”更加突出降碳导向，有效区别化石能源和可再生能源、原料用能

* 许文立，讲师、特聘研究员，安徽大学经济学院、安徽生态与经济发展研究中心，电子邮箱：xuweny87@hotmail.com；孙磊（通讯作者），硕士研究生，安徽大学经济学院，电子邮箱：sxl_sunlei@163.com。本文获得安徽省教育厅重点项目(SK2021A0008)和安徽生态与经济发展研究中心课题(AHST2022019)的资助。感谢匿名审稿专家的宝贵意见，文责自负。

① 源自《中华人民共和国国民经济和社会发展第十一个五年规划纲要》。

② 源自《国家发展改革委 国家能源局关于印发能源发展“十三五”规划的通知》(发改能源[2016]2744号)。

和燃料用能,对于早日实现经济发展与碳排放的绝对“脱钩”、支撑经济持续高质量发展具有重要意义。

中国相对富煤、油气不足的资源禀赋,决定了能源消费结构呈现煤、油、气和非化石能源“一大三小”的格局(邹才能等,2023)。2021年中国能源消费总量为52.400亿吨标准煤,其中,煤炭消费量占比56.0%,较上年下降0.9%,天然气、水电、核电、风电、太阳能发电等清洁能源消费量占比25.5%,较上年上升1.2%。^①虽然煤炭消费占比持续下降,但以煤炭为主的化石能源消费仍占据绝对主导地位,比重超过80%。煤炭具有高碳属性,单位热值碳排放量是石油和天然气的1.4倍和2倍,而新能源以及可再生能源等非化石能源几乎不产生碳排放。此外,化石能源燃烧产生的颗粒物、二氧化硫、氮氧化物等也是大气污染物的主要来源。因此,中国能源消费结构亟须从“以煤为主”“以化石能源为主”走向清洁低碳。

近年来利用市场机制推进节能减排、加速绿色低碳转型发展的碳排放权交易政策是一项重大制度创新。2011年,为落实“十二五”规划关于逐步建立国内碳排放权交易市场的要求,国家发展改革委办公厅发布《关于开展碳排放权交易试点工作的通知》(发改办气候[2011]2601号),同意北京市、天津市、上海市、重庆市、湖北省、广东省及深圳市开展碳排放权交易试点;2013~2014年,7个省份的碳排放权交易市场相继开市,正式拉开了中国碳排放权交易从无到有的序幕;2021年7月,全国碳排放权交易市场启动上线交易,成为全球覆盖温室气体排放量规模最大的碳交易市场;截至2022年底,全国碳排放权交易市场碳排放配额累计成交量为2.230亿吨,累计成交额突破100亿元。碳排放权交易作为以碳定价为基础、旨在实现碳减排的市场激励机制(蓝虹和陈雅函,2022),在推动实现碳排放“双控”的进程中优势明显,一方面,以单位碳排放权的价格为信号能同时兼顾碳排放总量控制和社会总减排成本,达成碳减排的“帕累托最优”;另一方面,控制碳排放总量又在一定程度上避免了一味追求能源利用效率而造成的“回弹效应”(Rebound Effect)。理论上,碳排放权交易是统筹温室气体减排和经济社会发展行之有效的措施。

目前,现有关于碳排放权交易政策评估的研究主要围绕环境治理效应以及对经济发展的影响展开,从理论和实证上证明了碳排放权交易有效降低了二氧化碳的排放(Hu等,2020;吴茵茵等,2021),同时能够对经济低碳发展(Wang等,2019)、产业结构优化(Zhou等,2022)、地区就业规模(Yang等,2020)、农村人口脱贫(Zhang和Zhang,2020)、外商直接投资(Shao等,2022)等宏观领域,以及企业技术创新(胡珺等,2020)和创新溢出(余典范等,2023)、企业全要素生产率(Wu和Wang,2022)、企业价值(沈洪涛和黄楠,2019)、企业财务绩效(Yu等,2022)等微观主体产生积极影响。而与本文主题相关的一支文献,重点关注了碳排放权交易试点政策与能源消费总量(Jiang等,2022)、能源消费强度(耿文欣和范英,2021)、能源利用效率(Hong等,2022)、能源投资(谢里和郑新业,2020)、可再生能源发展(Zhang等,2022)之间的联系,研究发现碳排放权交易试点能够显著降低地区能源消费总量和消费强度,增加单要素和全要素能源利用效率,相对提高试点地区低排放发电技术项目投资,总体促进可再生能源的发展。但是,鲜有文献就市场激励型环境规制对能源消费结构转型的影响开展研究。碳排放权交易试点是否加速了中国能源消费结构转型进程?影响的机制是什么?又产生了哪些环境红利和社会福利损失?这对于建设全国统一的碳排放权交易大市场、如期实现“双碳”目标、推动经济社会发展方式绿色低碳转型极具理论价值和现实意义。

在政策评估方法上,现有文献主要运用双重差分或合成控制等方法,但基于双重差分的研究在

^① 源自《中华人民共和国2021年国民经济和社会发展统计公报》。

一定程度上存在平行趋势不可验证造成的结论有偏风险,而基于合成控制法的研究又面临难以合成“极值”虚拟控制组的问题。有鉴于此,本文在对平行趋势敏感性和异质性处理效应检验的同时,还运用 Arkhangelsky 等(2021)提出的估计量——合成双重差分(Synthetic Difference in Differences, SDID),并将该估计量推广至动态处理效应,更准确地刻画了碳排放权交易试点作用能源消费结构转型进程的时变细节。

本文的边际贡献可能在于以下几个方面:一是探究以碳排放权交易试点为代表的市场激励型环境规制政策对中国能源消费结构双重更替进程的影响,拓宽了已有碳排放权交易文献的研究视角,而能源消费结构转型又是经济社会绿色低碳发展的题中应有之义,因此在一定程度上也填补了推动经济社会绿色低碳转型的研究空隙;二是揭示碳排放权交易试点影响能源消费结构转型的作用机制,包括企业绿色创新效应、产业结构升级效应、绿色金融深化效应和公众行为驱动效应,与实现“双碳”目标一致,推动能源消费结构转型也具有广泛性和系统性,需要社会多方面发生变革;三是结合国外最新的理论计量文献,在研究实践中正式应用平行趋势敏感性检验,并在动态效应层面扩展合成双重差分估计量,在一定程度上弥补了传统双重差分严重依赖平行趋势而平行趋势不可验证的缺陷,在结合扩展的动态合成双重差分估计量后,政策效应的更多细节得以展现。

二、理论分析与研究假说

碳排放权交易基于科斯定理,在总量控制的情况下,将碳排放权视为特殊商品并赋予商品属性,允许其在市场交易,将企业生产经营行为产生的环境污染负外部性进行市场定价,直接纳入企业发展的直接成本和投资的机会成本,在激励减排成本较低的企业主体承担较多减排任务并获得收益的同时,约束减排成本较高的企业主体购买配额并完成减排任务。碳排放权交易虽然直接作用于控排企业,但会对整个地区的产业结构、资源配置、社会风尚、公众行为等产生诸多影响,最终促进能源消费结构升级换代。本文的理论分析框架如图1所示。

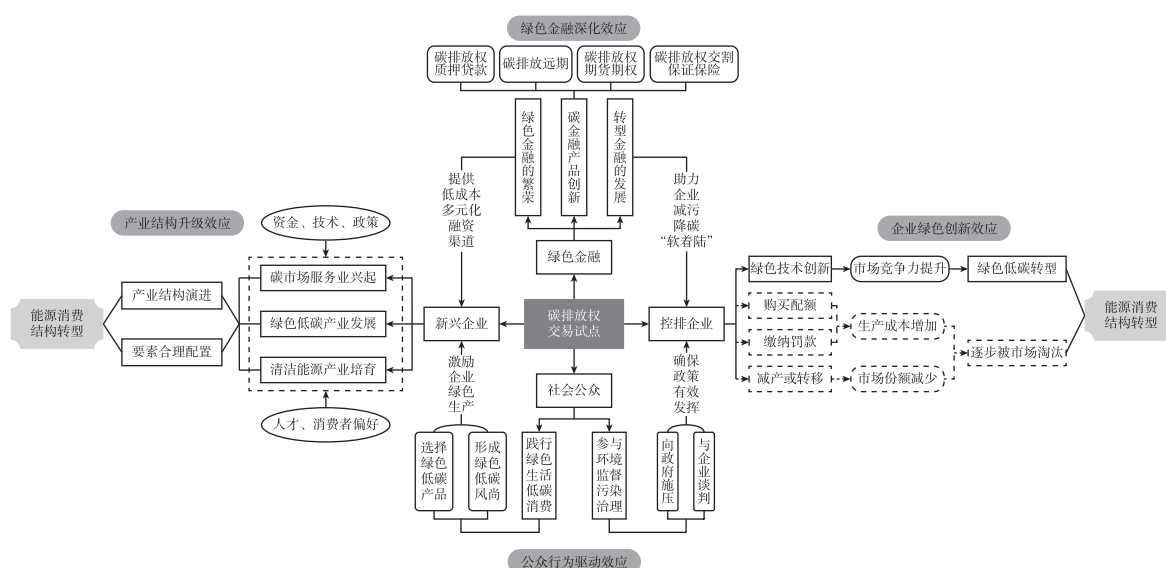


图1 理论分析框架

(一)碳排放权交易、企业绿色创新与能源消费结构转型

根据“波特假说”理论,严格且适当的环境规制可产生“创新补偿”,弥补由于环境规制带来的治污成本。碳排放权交易通过总量控制,由政府向企业发放碳排放配额,规定企业碳排放量的上限,而企业的碳排放权又可作为一种价值资产在碳排放权交易市场上进行公开交易,碳排放权交易价格直接决定企业利用化石能源和排放二氧化碳的成本。以盈利为目的的理性企业为降低生产和治污成本,充分利用自身的减排优势加快企业转型,加大研发创新投入、加速技术工艺革新,逐步减少煤炭等化石能源在能源消费中的比重,转变粗放型能源消费方式,持续提高能源利用效率,积极利用可再生能源,在不降低产值的情况下减少碳排放,并将多余的碳排放配额在交易市场上获取收益。研发创新能力和绿色低碳技术还能为企业在未来市场竞争中带来先发优势,赢得更大的经济利益和社会名誉,塑造的企业品牌价值将不断反馈和正向激励企业持续改进用能结构、持续提升发展质量(邱国栋和马巧慧,2013)。碳排放权交易市场为企业的绿色创新提供激励和动力,直接推动地区传统能源消费比重的降低和清洁能源产业的发展,进而有助于实现地区能源消费结构转型。

由此,本文提出假说H1:碳排放权交易试点通过激励企业绿色创新,进而促进地区能源消费结构转型。

(二)碳排放权交易、产业结构升级与能源消费结构转型

产业结构反映了生产活动的污染密集性,直接影响污染强度和环境质量(陆铭和冯皓,2014),而碳排放权交易机制能有效倒逼地区产业结构升级。一方面,碳排放权交易试点能够加速产业间比例关系的演进。碳排放配额约束势必使生产效率低下、生产方式粗放的企业逐渐丧失市场份额,转移至非试点地区“避风”或被市场淘汰,进而抑制传统、低效行业的发展,抬高市场准入门槛。同时碳排放权交易还带动了环保产业以及围绕碳排放权交易市场建设的如碳核证、碳金融、碳交易培训、碳规划等第三产业的兴起(刘满凤和程思佳,2022),市场“优胜劣汰”的机制推动地区产业结构向先进水平演进;另一方面,碳排放权交易机制还能促进产业生产率的提升。碳排放权交易通过配额交易、碳价等市场化手段,优化各类资源要素在行业间、企业间的布局,资金、人才、技术、消费者偏好、政策不断向绿色低碳和生产效率高的行业和企业倾斜,要素的流通和聚集进一步推动地区产业生产率的提升。产业结构决定产业能源消费结构,产业结构升级与能源消费结构转型相互依存,从整体上促进社会经济各部门的碳产出效率,地区能源消费结构也趋于清洁低碳。

由此,本文提出假说H2:碳排放权交易试点通过推动产业结构升级,进而促进地区能源消费结构转型。

(三)碳排放权交易、绿色金融深化与能源消费结构转型

碳排放权作为一种新型标的资产,其“准货币化”特征使其兼备金融资产属性和金融资产的功能特性,是绿色金融体系的重要组成部分,为绿色低碳转型提供了融资渠道和市场化工具。基于碳排放权标的资产,可衍生出碳排放权质押贷款、碳排放权远期、碳排放权期货、碳排放权交割保证保险等多种形式的绿色金融产品与服务,有效促进地区绿色金融的深化和创新(天大研究院课题组,2011;Lin和Xie,2023)。绿色金融为金融业和环保产业架起“桥梁”,其兴起与发展将撬动社会资本,为新兴产业的成长和环保、节能、清洁能源等产业的扩张提供了低成本和多元化的融资渠道,进而减少传统化石能源依赖、支撑清洁能源发展、促进资源节约高效利用、助力经济发展方式转型,为绿色低碳转型发展注入金融活水。此外,碳排放权交易市场的建设也加速转型金融的发展,促使绿色资金与实体经济转型更好衔接,助力高碳高污染企业实现减污降碳的“软着陆”,推动完善绿色金融体系,增强能源消费结构转型和经济社会发展的可持续性。

由此,本文提出假说 H3:碳排放权交易试点通过深化绿色金融发展,进而促进地区能源消费结构转型。

(四)碳排放权交易、公众行为驱动与能源消费结构转型

公众参与是推动环保事业的关键力量(郑思齐等,2013),也是践行绿色生活低碳消费方式的社会基础。碳排放权交易的实施促使公众更加关注气候变化问题(沈洪涛和黄楠,2019),在社会层面营造绿色低碳的新风尚,不断增强公众的环境保护理念和环境维权意识,自发参与碳排放权交易行为和对企业排放行为的监督管理,通过群众上访、媒体曝光等方式,与乱排滥放企业谈判、向地方政府施压,切实保障碳排放权交易市场的正常运行和政策效果的有效发挥。而环境规制又能产生明确的产品信号,影响消费者的需求偏好,伴随着社会环保意识的普遍觉醒,公众积极投身绿色出行、低碳消费、节约能源等活动,在日常生活中践行低碳消费方式,在消费过程中自觉选择高效、环保、低碳的产品和服务,降低消费过程中的资源消耗、环境污染物和温室气体排放,进而倒逼企业为适应消费者绿色选择,调整生产计划、改进生产方式、拓展绿色业务、提供绿色产品和服务,转型成为清洁、高效、低碳、循环的绿色企业。

由此,本文提出假说 H4:碳排放权交易试点通过驱动公众低碳行为,进而促进地区能源消费结构转型。

三、模型设定与数据说明

(一)模型设定

为识别碳排放权交易试点对能源消费结构转型的作用效果,本文将碳排放权交易试点的设立和碳排放权交易市场的启动看作准自然实验,由于深圳为市级行政区且隶属于广东省,为保证样本空间尺度的一致性,故不单独考虑深圳市。以除深圳市外的其他 6 个试点地区作为处理组,24 个非试点地区(除西藏及港澳台地区外)作为控制组。选用单时点双重差分模型实证检验试点前后各地区能源消费结构转型进程的变化差异。

$$TREnergy_{it} = \alpha + \beta CBMarket_{it} + \gamma Control_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, $TREnergy_{it}$ 表示 t 年 i 省份能源消费结构转型情况; $CBMarket_{it}$ 表示 t 年 i 省份是否纳入碳排放权交易试点并启动碳排放权交易市场,其系数 β 是本文重点关注的,整体衡量试点政策的处理效应; $Control_{it}$ 是设立在省份层面的一组控制变量; μ_i 和 λ_t 为省份固定效应和年份固定效应,分别捕捉不随时间变化的地区特征和控制各省份具有的时间因素; ε_{it} 为随机误差项,服从独立同分布。

(二)变量选择

1. 被解释变量

能源消费结构转型是各类主导能源在相互替代、相互补充中持续优化调整的动态过程和系统工程,不同能源的碳排放系数和产碳能力存在较大差异,能源消费结构的变化直接关系到碳排放量的变动。推动“油气替代煤炭、非化石能源替代化石能源”的双重更替进程,是实现从以污染高碳为特征向以清洁低碳为特征的能源消费结构转变的必由之路,也是全面构建现代能源体系的现实路径。基于能源消费的双重更替进程,本文参考李荣杰等(2022)的做法,构建能源消费结构双重替代指数($TREnergy$)。其具体做法为:采用折标煤系数将能源消费量的单位转化为标准煤,以石油和天然气消费比重之和与煤炭消费比重的比值表示油气替代煤炭指数($OGEnergy$),衡量油气替代煤炭进程;以非化石能源消费比重与化石能源消费比重的比值表示非化石能源替代指数($REEnergy$),衡量非化石能源替代化石能源进程。在此基础上构建能源结构双重替代指数,这是由油气替代煤炭

指数和非化石能源替代化石能源指数求几何均值得到的。

$$TREnergy = \sqrt{OGEnergy \times REEnergy} = \sqrt{\frac{(E_o + E_g) \times E_n}{E_c \times (1 - E_n)}} \tag{2}$$

其中, E_c 、 E_o 、 E_g 、 E_n 分别表示煤炭消费、石油消费、天然气消费和非化石能源消费占能源消费总量的比重,对被解释变量进行对数化处理。

2. 解释变量

碳排放权交易试点的政策虚拟变量(*CBMarket*),虽然国家发展改革委在 2011 年就发布了开展碳排放权交易试点的通知文件,但各试点地区公布控排标准和控排企业名单的时间基本集中在 2012 ~ 2013 年,碳排放权交易市场实际开市时间则集中在 2013 ~ 2014 年。本文将 2013 年作为各试点地区受到政策冲击的时间。构建的 *CBMarket* 本质上是地区虚拟变量与时间虚拟变量的交互项,若某省份为碳排放权交易试点地区,则地区虚拟变量取 1,否则为 0;类似地,若时间在试点年份 2013 年之后,则时间虚拟变量取 1,否则为 0。

3. 控制变量

本文在省份层面选择一系列控制变量,包括经济发展水平(*PGDP*),用人均地区生产总值衡量;产业结构(*INSTR*),以第二产业产值占比表示;固定资产投资水平(*FINV*),用地区固定资产投资额衡量;政府财政收入水平(*FREV*),以财政收入额表示;交通运输水平(*CAROWN*),用人均民用汽车拥有量衡量;资源禀赋(*PFOREST*),以地区森林覆盖率表示;对外开放程度(*FDI*),用外商实际直接投资额衡量;人口密集程度(*DENS*),以城市人口密度表示。对上述变量均进行对数化处理。

(三)数据来源与说明

本文选用中国 2003 ~ 2019 年 30 个省份的宏观面板数据作为研究样本,由于西藏和港澳台地区数据严重缺失,研究中不纳入考虑。机制检验中匹配的企业数据来源于上市公司数据库,其他数据主要源自 CSMAR 数据库、EPS 数据平台、《中国能源统计年鉴》、《中国环境统计年鉴》和各省份统计年鉴,碳排放权交易试点名单由作者在政府官网手工整理得到。本文在对主要连续变量进行了插值和上下 0.5% 的缩尾处理后,各变量的描述性统计展示了观测变量的样本量、均值、标准差、最小值、中位数和最大值等统计量,如表 1 所示。

表 1 主要变量的描述性统计

变量	样本量	均值			标准差	最小值	中位数	最大值
		总体	处理组	控制组				
<i>TREnergy</i>	510	0.418	0.554	0.384	0.191	0.110	0.374	1.332
<i>OGEnergy</i>	510	0.588	0.928	0.503	0.439	0.081	0.469	2.661
<i>REEnergy</i>	510	0.312	0.309	0.312	0.107	0.024	0.290	0.686
<i>CBMarket</i>	510	0.082	0.412	0.000	0.275	0.000	0.000	1.000
<i>PGDP</i>	510	10.279	10.804	10.148	0.725	8.560	10.390	11.925
<i>INSTR</i>	510	3.821	3.731	3.843	0.210	2.996	3.870	4.111
<i>FINV</i>	510	8.811	8.886	8.793	1.151	5.667	8.917	10.954
<i>FREV</i>	510	16.124	16.739	15.971	1.164	12.613	16.309	18.543
<i>CAROWN</i>	510	0.079	0.100	0.073	0.056	0.008	0.065	0.232
<i>PFOREST</i>	510	3.232	3.122	3.260	0.740	1.371	3.477	4.204
<i>FDI</i>	510	1.767	2.465	1.593	1.120	0.022	1.778	3.927
<i>DENS</i>	510	7.697	7.646	7.709	0.624	5.352	7.784	8.705

从描述性统计结果可以看出,处理组和控制组大多数变量的均值差距并不大,处理组能源结构双重替代总体进程和油气替代煤炭进程明显快于控制组,但非化石能源替代进程却略落后,控制组在第二产业产值占比、地区森林覆盖率和城市人口密度等方面更具优势。

四、实证结果与分析

(一)基准回归

基于前文的模型设计和变量选择,本部分探究碳排放权交易试点对能源消费结构转型程度的量化影响,基准回归的估计结果如表2所示。表2中第(1)列是在未加入控制变量情况下,*TREnergy*对政策变量*CBMarket*的回归系数为0.090,在1%的水平上显著;而在加入省份层面系列控制变量后,第(2)列展示了回归结果,政策变量*CBMarket*的系数变为0.052,同样在1%的水平上保持显著,这表明碳排放权交易试点显著加速能源消费结构双重替代进程,指数值提升5.3%,促进地区能源消费结构转型。同时,考虑到碳排放总量和强度“双控”是当下乃至未来一段时间的目标,因此,本文在回归模型中还纳入了经对数化处理的碳排放总量(*CO2*)和碳排放强度指标(*PCO2*)^①,回归结果如第(3)和(4)列所示,与现有研究得出的结论一致,碳排放权交易试点具有显著的二氧化碳排放总量和强度“双控”作用,碳排放总量下降25.5%,碳排放强度降低13.3%,有力助推碳达峰目标和碳中和愿景的实现。

表 2		基准回归结果			
变量	(1)	(2)	(3)	(4)	
	<i>TREnergy</i>	<i>TREnergy</i>	<i>CO2</i>	<i>PCO2</i>	
<i>CBMarket</i>	0.090*** (0.023)	0.052*** (0.020)	-0.294*** (0.038)	-0.143*** (0.026)	
控制变量	否	是	是	是	
省份固定效应	是	是	是	是	
年份固定效应	是	是	是	是	
R²值	0.865	0.881	0.963	0.952	
样本量	510	510	510	510	

注: *、**、***分别表示在10%、5%、1%的水平上显著,括号内数值是稳健标准误。

(二)平行趋势检验

碳排放权交易试点前后地区能源消费结构双重替代进程的差异,一定是试点政策本身造成的吗?而不是难以观测到的其他因素影响。本文进一步对验证平行趋势(Parallel Trend)合理性的处理前趋势进行检验(Pretrends Test),具体模型如下:

$$TREnergy_{it} = \alpha + \sum_{n=-10}^6 \beta_n CBMarket^n_{it} + \gamma Control_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中,*CBMarket*ⁿ是以试点实行当年为参照而生成的相对年份政策变量,纳入试点的省份

① 省级层面二氧化碳数据来源于中国碳核算数据库(CEADs),网址: <https://www.ceads.net.cn>。

$CBMarket^n=1$,而非试点的省份 $CBMarket^n$ 变量始终为 0。设定试点实施前一年作为事件分析的基准年, β_n 是相对基准年的回归系数,其他变量定义与基准回归模型设置保持一致。若试点前的系数 β_n 不显著异于 0,则表明满足平行趋势假定,可绘制出在 95% 置信区间下 β_n 的估计结果图。

图 2 展示了事件前 10 期和后 6 期的处理前趋势事件研究结果,不难发现,试点政策发生之前,能源消费的替代进程在试点地区和非试点地区之间并没有显著差异,而在碳排放权交易市场启动后,政策的带动效果逐渐显现。从第 4 年起,地区能源消费结构双重替代进程显著加快,并达到较高水平。同时,碳排放权交易试点的政策效应存在一定滞后,这是由于制度刚性、行为习惯和转换成本导致的,各主体在收到政策信号后做出决策需要一定时间。结果表明在试点实施前,处理组与控制组满足处理前趋势检验。

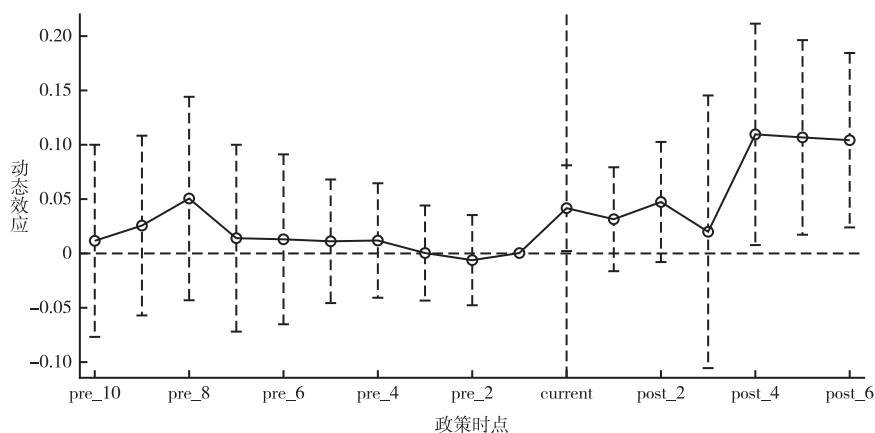


图 2 处理前趋势事件研究

但是,最新的 DID 理论文献表明,处理前趋势检验并不能作为平行趋势假设行之有效的经验证据(Roth 等, 2022),传统的处理前趋势检验在统计意义上是低功效的,且可能造成估计和推断的偏差、扭曲。为此,Rambachan 和 Roth(2023)提出了一种在违反平行趋势假设时的检验方法,其思想是对处理后点估计量的置信区间进行推断和敏感性分析。检验由两个部分组成:一是构造与平行趋势的最大偏离程度(Mbar);二是构造与上述偏离程度相对应的处理后点估计量的置信区间。若在最大偏离程度情形下,处理后点估计量的置信区间不包含 0 值,则表明处理效应对平行趋势的偏离程度具有较好的稳健性。本文参考 Biasi 和 Sarsons(2021)的做法,设置最大偏差度 $Mbar = 1 \times$ 标准误,以检验试点政策实施后,处理效应的平行趋势敏感性。图 3 分别展示了在相对偏离程度限制和平滑限制下政策实施年处理效应的平行趋势敏感性检验结果^①,不难发现,相对偏离程度限制下政策实施年的能源消费结构转型效应十分稳健;平滑限制下,处理前趋势偏差 20% 时,政策实施年的能源消费结构转型效应也是稳健的。检验结果表明,即使平行趋势存在一定程度的偏离,碳排放权交易试点仍然对地区能源消费结构转型进程具有显著的推动作用。

^① 理论上,需对政策实施后政策效应显著异于 0 的时期进行敏感性检验,因此,本文还对政策实施后第四期(post_4)、第五期(post_5)、第六期(post_6)进行了敏感性检验,限于篇幅,相关理论说明和检验结果请参见《数量经济技术经济研究》杂志网站的论文附录 1,结果均表明,当存在一定偏差时,平行趋势仍然成立,通过平行趋势敏感性检验。

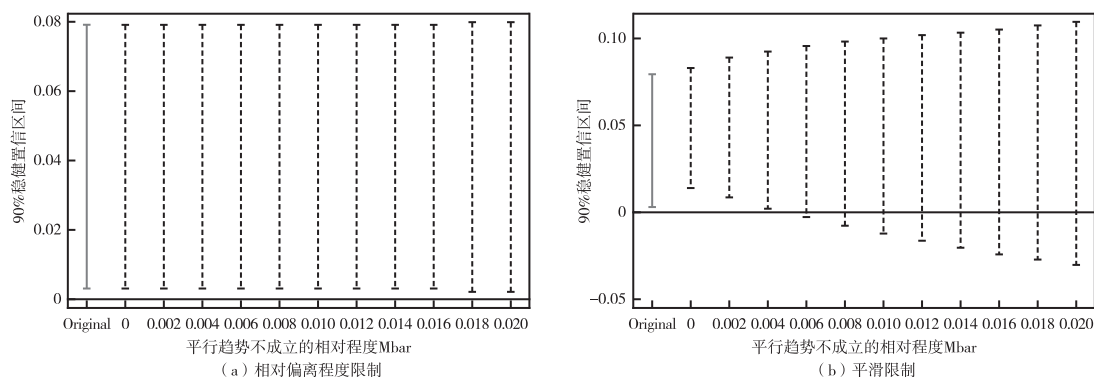


图3 Rambachan和Roth(2023)的平行趋势假设敏感性检验

(三) 异质性处理效应检验

在组别和时间维度上的处理效应异质性(Heterogeneous Treatment Effects)是导致双向固定效应模型产生偏误的重要原因(de Chaisemartin和D'Haultfoeuille, 2020),当处理效应存在异质性时,即使满足平行趋势假设,处理效应的估计结果也会存在偏误,且这一偏误在诸如本文同一政策实施时点的研究场景中依然可能存在。国外最新的理论计量文献提出了一些应对异质性处理效应的稳健估计量,本文基于de Chaisemartin和D'Haultfoeuille(2020、2022)提出的多期多个体倍分模型和对应的估计量(DID_M)^①,对基准回归中可能存在的异质性处理效应进行诊断。

将政策发生时点前后政策处理状态发生改变的个体视作处理组,政策处理状态未发生变化的个体视为控制组,比较处理组个体实际接受处理后的结果与其反事实结果,从而得到处理效应,在加权平均后即政策转换效应的无偏估计(Switching Effect)。基于de Chaisemartin和D'Haultfoeuille(2020)的估计量 DID_M ,政策转换平均处理效应为0.086。进一步可得到碳排放权交易试点在前9期、后6期的事件研究图(如图4所示),估计每一期的动态处理效应。

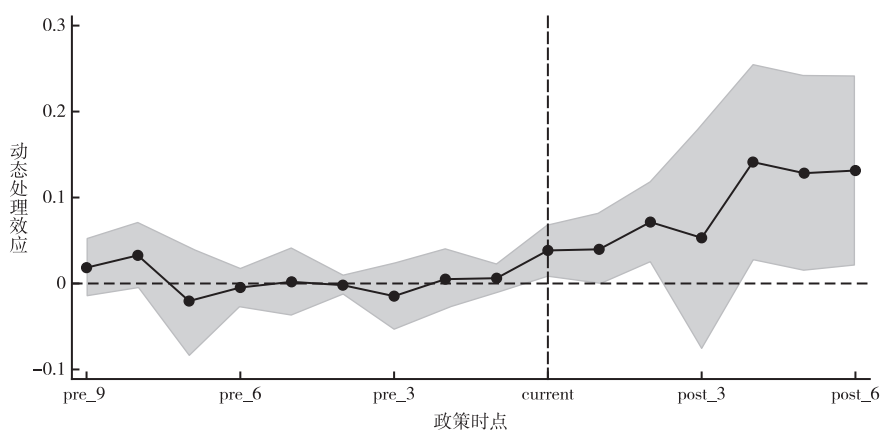


图4 de Chaisemartin和D'Haultfoeuille(2022)的事件研究

^① 限于篇幅,更多技术细节以及 DID_M 估计量与其他稳健估计量的比较请参见《数量经济技术经济研究》杂志网站的论文附录2。

碳排放权交易试点实施之前,政策效应并不显著存在,而在碳排放权交易市场启动后,政策效应逐渐显现,并在试点后第4年达到较高水平。以上结果与基准回归中处理效应的符号、大小和趋势基本一致,这表明基准回归通过异质性处理效应检验,主要结论保持不变。

(四)合成双重差分的扩展与应用

通过平行趋势检验的双重差分法就一定可信吗?答案当然是否定的。因为我们难以做到政策“不发生”,在目前通常的做法中,往往使用处理组和控制组“事前趋势”一致来替代,倘若事前趋势一致,则事后极有可能一致。然而,这种假设处理无疑是不严谨的,或者说是一种“赌徒心态”,政策冲击前变化平行并不能保证之后依然平行。双重差分法严格依赖“平行趋势”假设,但“平行趋势”又难以检验,这使得我们很难评判双重差分在实际运用中控制组的选择是否合适,同时控制组选择的主观性和随意性极有可能造成政策效应评估时的偏误。

除双重差分法外,合成控制法(Synthetic Control Methods, SC)作为一种非参数的方法,是案例研究领域最重要的定量分析工具之一。但是,合成控制法的局限性也十分明显,当研究个体的特征向量远离其他个体特征向量的凸组合时,则很难找到合适的权重来模拟研究个体的特征,那么合成控制法在这一场景下就难以适用。在已有运用合成控制法评估碳排放权交易试点政策效应的文献中,一些研究者指出了合成控制法在应对北京、上海等经济发展水平、减排技术等绝对领先其他省份的地区时拟合效果往往不尽如人意,显得“束手无策”(刘传明等,2019)。

Arkhangelsky等(2021)提出的估计量——合成双重差分,有效规避了上述两种方法的缺陷,又综合了两者的优势,一方面重新加权并匹配事前趋势,极大削弱了估计量对平行趋势假设的依赖性;另一方面引入固定效应,以便适用于任意数量的处理个体。合成双重差分SDID估计量既能适用于双重差分法的使用环境,又适用于合成控制法的使用环境,且在稳健性和估计量精度上更具优势。

考察 N 个个体和 T 期的平衡面板数据, Y_{it} 表示第 i 个个体 t 期的结果变量, W_{it} 表示二值型虚拟变量。假设有 N_{co} 个个体从未接受处理,接受处理的个体数 $N_{tr}=N-N_{co}$,处理前时期数 T_{pre} 。 μ, α_i, β_t 分别表示常数项、个体固定效应和时间固定效应, τ 表示处理效应,这些变量加上“帽子”表示估计值。如式(4)所示,SDID在双向固定效应回归中,既保留了DID的双向固定效应 α_i, β_t ,又保留了SC的个体权重 $\hat{\omega}_i^{sdid}$,此外,还引入了时间权重 $\hat{\lambda}_t^{sdid}$,相比于这两种方法,SDID更具有一般性:

$$(\hat{\tau}^{sdid}, \hat{\mu}, \hat{\alpha}, \hat{\beta}) = \underset{\tau, \mu, \alpha, \beta}{\operatorname{argmin}} \left\{ \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (Y_{it} - \mu - \alpha_i - \beta_t - W_{it}\tau)^2 \hat{\omega}_i^{sdid} \hat{\lambda}_t^{sdid} \right\} \quad (4)$$

SDID引入的个体权重和时间权重,意味着在平均意义上,与处理前处理个体越相似的个体、与处理后时期越相似的时期将被赋予更大的权重,即处理前每一时期,控制组的加权平均结果与处理组的算术平均结果趋势近似平行;控制组每一个个体,处理前时期的加权平均结果与处理后时期的加权平均结果相差一个常数。此外,包含个体固定效应的SDID模型更加灵活。同时,为揭示政策的动态处理效应,本文还将Arkhangelsky等(2021)的SDID估计量推广到动态处理效应,即处理后每一期都估计一个处理效应,并给出正式的估计量形式。^①

^① 限于篇幅,合成双重差分估计量以及扩展的动态合成双重差分估计量的更多技术细节请参见《数量经济技术经济研究》杂志网站的论文附录3。

$$\hat{\tau}_{t'} = \left[\frac{1}{N_{tr}} \sum_{i=N_{tr}+1}^N (Y_{it} - \sum_{t=1}^{T_{pre}} \hat{\lambda}_t^{sdid} Y_{it}) \right] - \left[\sum_{i=1}^{N_{tr}} \hat{\omega}_i^{sdid} (Y_{it} - \sum_{t=1}^{T_{pre}} \hat{\lambda}_t^{sdid} Y_{it}) \right] \quad (5)$$

其中, t' 表示处理后的单一时期。SDID 估计程序就是比较每一个处理个体与合成的控制个体之间的结果差异, $\frac{1}{N_{tr}} \sum_{i=N_{tr}+1}^N (Y_{it} - \sum_{t=1}^{T_{pre}} \hat{\lambda}_t^{sdid} Y_{it})$ 为处理个体的加权平均项。当样本中有 N_{tr} 个处理个体时, 就计算所有单一个体差异的加权平均, 权重为 $\frac{1}{N_{tr}}$ 。

本文使用合成双重差分估计量及其扩展的动态形式来评估碳排放权交易试点促进能源消费结构转型效应。在静态效应方面, 基于 SDID 估计量, 平均处理效应为 0.088, 在 5% 的水平上保持显著, 这说明碳排放权交易试点总体上有效促进地区能源消费结构转型。进而继续考察碳排放权交易试点的动态政策效应, 以展示出政策效应的动态变化趋势。本文利用扩展的动态 SDID 估计量识别碳排放交易市场建立并运行后的每一期政策效应。图 5 的动态效应结果显示, 碳排放权交易市场运行初期, 地区能源消费结构转型进程逐渐起步, 但水平相对较低, 2017 年以后, 碳排放权交易市场逐渐走向正轨, 能源消费结构转型进程取得实质性进展。无论是静态效应还是动态效应, 都充分说明碳排放权交易试点显著促进地区能源消费结构转型, 基准回归的结论是稳健的。

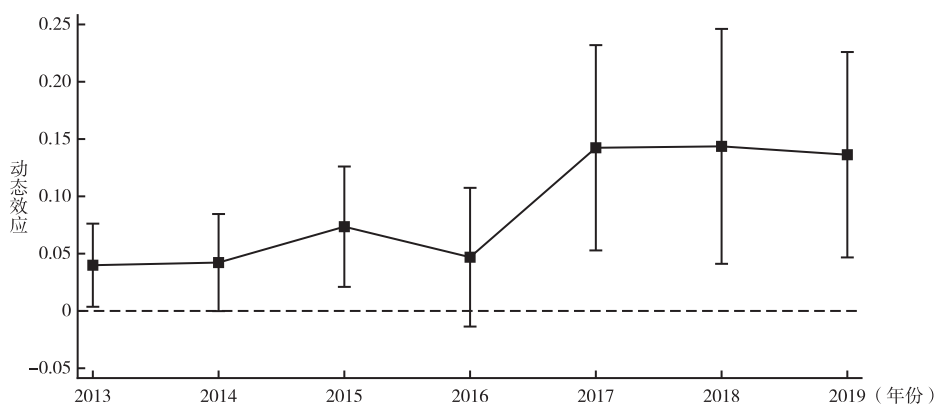


图 5 扩展的合成双重差分 SDID 的动态效应

(五) 其他稳健性检验

本文还进行了其他稳健性检验。包括, 第一, 安慰剂检验。使用安慰剂检验对碳排放权交易试点政策效果的偶然性加以识别, 重复随机抽样 1000 次, 以基准回归模型加以估算。第二, 更换变量定义方式。按照付凌晖(2010)计算产业结构高级化度量方法思路构建能源结构低碳转型的指代变量 ($LCEnergy$), 作为结果变量带入基准回归中进行稳健性检验。第三, 改变研究样本和研究方法。为避免福建、四川地区碳排放权交易市场对基准回归结果造成偏误, 本文一方面剔除四川省和福建省样本, 重新进行回归估计; 另一方面构建考虑 2016 年福建省和四川省碳排放权交易市场开市的政策变量, 运用多时点 DID 进行回归估计, 并使用 de Chaisemartin 和 D'Haultfoeuille (2022) 提出的动态效应估计量、Callaway 和 Sant'Anna (2021) 提出的重新加权估计 (CSDID) 以及合成双重差分模型进行检验。第四, 缓解潜在内生性和聚类问题 (Moulton 问题)。将所有控制变量滞后一期以缓解潜在内生性问题, 利用 Liu 等 (2022) 提出的因果效应反事实估计框架应对不可观测时变混淆因子的影

响,使用省份层面的聚类稳健标准误以及野聚类自助(Wild Cluster Bootstrap)方法(Roodman等,2019)尽可能消除聚类问题。第五,排除同期其他政策干扰。加入研究时段内实施的排污权交易试点、用能权交易试点和低碳省份试点等政策变量重新进行回归。第六,预期效应检验。构建试点前一年、前两年的政策变量,加入基准回归模型中。第七,溢出效应检验。剔除试点地区样本,按照试点时段构建与试点地区在行政区划上相邻的溢出效应变量,代替解释变量纳入基准回归。上述稳健性检验与基准回归结果基本一致,证明本文研究结论是稳健可信的。^①

(六)机制检验

1.企业绿色创新效应

科技创新是推动低碳转型、降低用能成本、保障能源安全的根本动力。考虑到现行碳排放权交易主体并不是所有行业企业,而是以重污染、高排放企业为主,同时高耗能行业又是推动节能降碳和转型升级的重点领域,这些行业能源消费的结构改革事关中国“双碳”目标的实现。为避免在地区层面笼统探究造成的政策效应被“低估”和被“平均”,更精准地揭示市场微观主体——企业,特别是高耗能、高排放和重污染“两高一重”行业企业在面临碳排放权交易的激励约束作用后,在研发创新和绿色转型环节选择的应对策略。本文将中国上市公司数据库与省级数据库匹配,在进行一系列数据处理后^②,对沪深A股主板“两高一重”行业^③的企业样本进行分析。同时,为更精准地对政策效应进行评估,本文除继续保留省份层面控制变量外,还引入了经对数化处理后的企业层面控制变量^④。

环境规制推动绿色技术创新是检验“波特效应”最直接的方式(郭进,2019),而企业高管的绿色环保认知决定了企业能否充分发挥自身资源和优势制定绿色创新战略决策(李亚兵等,2023)。因此,本文以上市公司年报中环保相关词汇的词频(*GreenP*)作为企业管理层绿色环保认知的衡量指标^⑤,以绿色发明专利及绿色实用新型专利的总申请量(*GpatApp*)和总授权量(*GpatAuth*)作为企业绿色技术创新规模和质量的指代变量,对上述变量也进行对数化处理,回归结果如表3所示。

表3第(1)~(3)列分别展示了*GreenP*、*GpatApp*、*GpatAuth*对政策变量*CBMarket*的回归结果,不难发现,碳排放权交易试点有效增强企业高管绿色环保认知水平,将绿色理念融入企业工艺、产品创新和末端治理技术中,驱动“两高一重”行业企业绿色专利布局,鼓励企业加快绿色技术革新和知识产权保护,构建绿色技术创新体系,绿色专利申请量和授权量分别提升7.0%和5.4%,至少在10%的水平上保持显著,表明“两高一重”行业企业绿色创新能力“量质齐升”。同时将绿色发明专利授

① 限于篇幅,其他稳健性检验结果请参见《数量经济技术经济研究》杂志网站的论文附录4。

② 数据处理步骤包括:遴选沪深A股主板上市公司样本,剔除非“两高一重”行业的企业样本,剔除存在连续亏损的“ST、*ST、PT”类企业样本,剔除存在总资产非正、资产负债率大于1及总资产收益率大于1等情况的企业样本。

③ “两高一重”行业的划分方法参照《中华人民共和国2010年国民经济和社会发展统计公报》、《上市公司环保核查行业分类管理名录》(环办函[2008]373号)和《国家发展改革委办公厅关于切实做好全国碳排放权交易市场启动重点工作的通知》(发改办气候[2016]57号)。

④ 企业层面控制变量包括:企业规模(*SIZE*),用企业总资产衡量;企业集中度(*SD*),以第一大股东持股比例表示;盈利能力(*ROA*),用净资产收益率衡量;固定资产比率(*PPE*),以固定资产与总资产比值表示;公司成长性(*TOBIN*),用托宾Q值衡量;投资价值(*BM*),以账面市值比表示;企业年龄(*YAGE*),用目前年份与上市年份的差值加1衡量。

⑤ 环境保护词汇包括节能减排、环保部门、环保战略、环保督查、环保理念、低碳环保、环境管理机构、环保工作、环保教育、环保治理、环保培训、环保和环境治理、环境技术开发、环保设施、环境审计、环保相关法律法规、节能环保、环保治污、环保政策。

权量(*GinvAuth*)和绿色实用新型专利授权量(*GutilAuth*)纳入回归模型,甄别试点政策对绿色发明专利和绿色实用新型专利授权量的作用影响,结果显示在第(4)和(5)列,绿色实用新型专利授权量增加5.1%,但是由于发明专利相较于实用新型专利对创新水平要求更高、申请周期更长、申报难度更大(田淑英等,2022),绿色发明专利授权量并没有显著增长。

进一步将机制变量 *GreenP*、*GpatApp*、*GpatAuth* 与政策变量 *CBMarket* 交乘处理,将交乘项和水平项重新纳入模型,模型表达式为:

$$TREnergy_{it} = \alpha + \beta_1 Mechanism_{it} \times CBMarket_{it} + \beta_2 CBMarket_{it} + \beta_3 Mechanism_{it} + \gamma Control_{it} + \lambda_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

其中,*Mechanism*为机制变量,交乘项 *Mechanism*×*CBMarket* 系数 β_1 是本文重点关注的,其余变量含义与基准模型一致。表3第(6)~(8)列展示了调节效应的回归结果,交乘项系数均在1%的水平上显著为正,则说明企业绿色环保认知、绿色技术创新变量在碳排放权交易试点促进地区能源消费结构转型中呈现正向调节作用,随着企业绿色环保认知、绿色技术创新能力的提升,地区能源消费结构加快转型。以上结果有力地说明碳排放权交易试点促使企业大力推进绿色专利布局,加速研发创新和技术变革,改变企业传统的用能方式和生产方式,清洁低碳转型步伐加快。假说H1得证。

表3 机制检验结果(一)

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	<i>GreenP</i>	<i>GpatApp</i>	<i>GpatAuth</i>	<i>GinvAuth</i>	<i>GutilAuth</i>	<i>TREnergy</i>	<i>TREnergy</i>	<i>TREnergy</i>
<i>CBMarket</i>	0.156** (0.063)	0.068** (0.032)	0.053* (0.032)	0.014 (0.021)	0.050* (0.029)	0.029*** (0.010)	0.046*** (0.007)	0.040*** (0.007)
<i>GreenP</i> × <i>CBMarket</i>						0.020*** (0.005)		
<i>GpatApp</i> × <i>CBMarket</i>							0.028*** (0.006)	
<i>GpatAuth</i> × <i>CBMarket</i>								0.041*** (0.006)
<i>GreenP</i>						-0.007*** (0.002)		
<i>GpatApp</i>							0.000 (0.002)	
<i>GpatAuth</i>								-0.004* (0.002)
省份层面控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
企业层面控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
R ² 值	0.623	0.604	0.618	0.499	0.591	0.945	0.928	0.928
样本量	4351	6545	6543	6543	6543	4351	6545	6543

注:同表2。

2. 产业结构升级效应

经济系统中资源由生产效率较低的部门和产业向生产效率较高的部门和产业流动的过程称为产业结构升级。其中,产业结构合理化反映产业间聚合质量,产业结构高度化则刻画了按照经济发

展的历史和逻辑序列从低水平状态向高水平状态顺次演进的动态过程。本文借鉴邓慧慧等(2020)对产业结构合理化和刘伟等(2008)对产业结构高度化的构建方法,具体为:

$$RIStructure_{it} = 1 - \frac{1}{3} \sum_{i=1}^3 \left| \frac{Y_{it}}{Y_t} - \frac{L_{it}}{L_t} \right| \quad (7)$$

其中, $RIStructure_{it}$ 表示产业结构合理化指标, Y_{it}/Y_t 代表三次产业分别占总产出的比重, L_{it}/L_t 代表三次产业的就业人数分别占总就业人数的比重, $|Y_{it}/Y_t - L_{it}/L_t|$ 为产出结构与就业结构的耦合程度,其值越大,经济越偏离均衡状态。因此, $RIStructure_{it}$ 值越大,代表经济的投入与产出越匹配,即合理化程度越高。

$$AIStructure_{it} = \sum_{i=1}^3 \frac{Y_{it}}{Y_t} \times lp_{it} = \sum_{i=1}^3 \frac{Y_{it}}{Y_t} \times \frac{Y_{it}}{L_{it}} \quad (8)$$

其中, $AIStructure_{it}$ 表示产业结构高度化指标,本质是产业间的比例关系与各产业劳动生产率乘积的加权平均值, lp_{it} 代表劳动生产率,考虑到 Y_{it}/Y_t 并无量纲,对 lp_{it} 以均值化方法消除量纲。 $AIStructure_{it}$ 值越大,则高度化程度越高。

本文将产业结构合理化 $RIStructure$ 和高度化 $AIStructure$ 纳入模型中进行回归,回归结果如表4第(1)和(2)列所示。 $RIStructure$ 和 $AIStructure$ 对政策变量 $CBMarket$ 的回归系数值为0.012和0.065,分别在10%和1%的水平上保持显著。进一步将机制变量 $RIStructure$ 和 $AIStructure$ 与政策变量 $CBMarket$ 交乘处理,将交乘项和水平项重新纳入式(6)。表4第(3)和(4)列展示了调节效应的回归结果,交乘项系数均在1%的水平上显著为正,表明产业结构升级变量在碳排放权交易试点促进地区能源消费结构转型中呈现正向调节作用。随着地区产业结构的合理化和高度化,碳排放权交易试点越发能发挥出促进能源消费结构转型的政策效果。以上结果充分说明碳排放权交易试点显著促进产业结构升级,产业间的协调性和资源利用的有效性得到加强,产业聚合质量和经济发展水平明显提升,促进资源密集型产业向技术密集型产业转移,能源消费结构朝清洁低碳方向加速转型。假说H2得证。

3.绿色金融深化效应

碳排放权交易市场是绿色金融深化的基础,绿色金融则是碳排放权交易效果彰显的关键。绿色金融具备金融部门的资源配置功能,能够发挥融资杠杆作用,帮助有限的财政基金撬动更多的社会资本流向绿色低碳行业,是市场激励型环境规制的有益补充(斯丽娟和曹昊煜,2022)。本文借鉴王贞洁和王惠(2022)的做法,运用熵值法从绿色信贷、绿色投资、绿色保险和政府支持四个方面构建绿色金融指数($GFinance$),指标架构与说明如表5所示,对该指数进行对数化处理。

$GFinance$ 对政策变量 $CBMarket$ 的回归结果如表4第(7)列所示,回归系数为0.050,在1%的水平上显著,即碳排放权交易试点政策显著促进地区绿色金融深化,指数值提升5.1%。进一步将机制变量 $GFinance$ 与政策变量 $CBMarket$ 交乘处理,将交乘项和水平项重新纳入式(6)。表4第(8)列展示了调节效应的回归结果,交乘项系数在1%的水平上显著,系数值为0.450,这说明绿色金融指数在碳排放权交易试点促进地区能源消费结构转型中呈现正向调节作用。随着地区绿色金融的持续深化以及由此促进的转型金融的创新发展,社会资金不断向环保、节能、清洁能源等领域汇集,为低碳行业、企业加速发展,传统行业、企业加速转型注入“活水”,助力企业削减化石能源消费量,将清洁低碳作为未来发展方向之一,促进替代能源和可再生能源的研发使用。而在能源供给侧,绿色金融将推动能源供给从高碳向低碳、从以化石能源为主向以清洁能源为主转变,构建多元化清洁能源供应体系。假说H3得证。

表 4 机制检验结果(二)

变量	(1)	(2)	(4)	(5)	(7)	(8)
	<i>RIStructure</i>	<i>AIStructure</i>	<i>TREnergy</i>	<i>TREnergy</i>	<i>GFinance</i>	<i>TREnergy</i>
<i>CBMarket</i>	0.012 [*] (0.006)	0.065 ^{***} (0.020)	-1.465 ^{***} (0.352)	-0.509 ^{***} (0.083)	0.050 ^{***} (0.005)	-0.132 ^{***} (0.035)
<i>RIStructure</i> × <i>CBMarket</i>			1.726 ^{***} (0.408)			
<i>AIStructure</i> × <i>CBMarket</i>				0.496 ^{***} (0.074)		
<i>GFinance</i> × <i>CBMarket</i>						0.450 ^{***} (0.156)
<i>RIStructure</i>			-0.209 [*] (0.110)			
<i>AIStructure</i>				-0.012 (0.028)		
<i>GFinance</i>						1.415 ^{***} (0.210)
控制变量	是	是	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
R ² 值	0.883	0.928	0.887	0.903	0.945	0.912
样本量	489	488	489	488	510	510

注:同表2。

表 5 绿色金融指标体系说明

一级指标	表征方法	计算说明	指标属性
绿色信贷	高能耗利息支出占比	六大高耗能工业产业利息支出/工业利息总支出	负
绿色投资	环境污染治理投资占 GDP 比重	环境污染治理投资/地区生产总值	正
绿色保险	农业保险深度	农业保险收入/农业总产值	正
政府支持	财政环境保护支出占比	财政环境保护支出/财政一般预算支出	负

4. 公众行为驱动效应

公众是生态文明建设和经济绿色转型最直接、最广大、最根本的受益者,也是绿色低碳生活方式养成的社会主体。碳排放权交易试点的设立将促使试点地区的公众增强对环境的关注度,自愿参与到生态环境的监督,更多地投身于低碳消费、绿色出行、节约能源,进而倒逼能源消费结构转型和企业绿色生产决策。本文借鉴吴力波等(2022)的做法,选用公众环境关注的百度搜索指数来刻画公众的行为驱动,其合理性在于:一方面,百度作为中国最大的中文搜索引擎,覆盖范围广、数据可得性高,基于互联网网民用户搜索记录数据能够及时捕捉该群体对特定事件的关注,使用搜索的频次及方位统计具有科学性和代表性;另一方面,“低碳”“绿色”“新能源”等议题关键词,既能够有效代理公众在环境和能源方面的偏好和行为意图,又能反映公众为改善生活环境和生活质量可能做出的潜在努力。因此,本文分别选用上述关键词 PC 端和移动端搜索之和的百度指数(分别对应

变量 $PBehavDT$ 、 $PBehavLS$ 、 $PBehavXNY$)作为公众行为驱动的代理变量,对上述变量均进行对数化处理。

回归结果如表6第(1)~(3)列所示,无论是何种关键词的百度指数,政策变量的回归系数均保持在1%的水平上正向显著,进一步将机制变量 $PBehavDT$ 、 $PBehavLS$ 、 $PBehavXNY$ 与政策变量 $CBMarket$ 交乘处理,将交乘项和水平项重新纳入式(6)。表6第(4)~(6)列展示了调节效应的回归结果,大多数交乘项系数显著为正。这说明碳排放权交易试点带动公众加强对生态环境的关注和污染排放行为的监督,在日常生活中践行绿色低碳生活方式,跟踪传统能源革新和清洁能源利用进展。同时,在消费端加大对绿色产品的需求,激发和释放更多绿色消费潜力。公众参与下的环境治理模式又进一步放大了环境规制政策的作用,倒逼生产方式、能源消费方式转型。假说H4得证。

表 6		机制检验结果(三)				
变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	$PBehavDT$	$PBehavLS$	$PBehavXNY$	$TREnergy$	$TREnergy$	$TREnergy$
$CBMarket$	0.543*** (0.095)	0.179*** (0.056)	0.155*** (0.052)	-0.002 (0.081)	-0.160* (0.089)	-0.151 (0.112)
$PBehavDT \times CBMarket$				0.012 (0.022)		
$PBehavLS \times CBMarket$					0.047*** (0.018)	
$PBehavXNY \times CBMarket$						0.047** (0.023)
$PBehavDT$				0.034** (0.017)		
$PBehavLS$					-0.041 (0.027)	
$PBehavXNY$						0.010 (0.027)
控制变量	是	是	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
R ² 值	0.976	0.984	0.987	0.958	0.959	0.959
样本量	270	270	270	270	270	270

注:同表2。

(七)异质性分析

1.环境治理重视程度的异质性

加强环境治理是达成环境 and 经济双赢发展的“波特假说”的必要条件(魏梅等,2010)。相比于中央政府,地方政府对辖区的环境特征和污染类型更为了解,做出的治理决策理应更符合实际需要,但这也依赖地方政府对环境问题的重视程度,重视程度越高,用于改善地区环境的资源投入越多和行动力度越大,碳排放权交易试点的政策效果越能充分发挥。本文根据试点实施前一年——2012年中国各地区环境污染治理投资弹性系数(环境污染治理投资弹性系数=环境污染治理投资增速/GDP增速)的数据,把各地区划分为高环境重视程度组(系数值大于等于1,即环境污染治理投

资增速快于或等于GDP增速)和低环境重视程度组(系数值小于1,即环境污染治理投资增速慢于GDP增速)的两组样本,将试点地区与两组样本中的非试点地区进行分组回归。回归结果如表7第(1)和(2)列所示,碳排放权交易试点对高环境重视程度的地区具有显著的正向促进作用,而对于低环境重视程度地区的作用却不显著,这意味着碳排放权交易政策的实施需要有地方政府高度的重视和强大的执行作为保障。

表7 异质性分析结果

变量	(1) 环境治理 高重视程度	(2) 环境治理 低重视程度	(3) 高工业化 水平	(4) 低工业化 水平	(5) 可再生能源 丰裕	(6) 可再生能源 贫乏
<i>CBMarket</i>	0.042** (0.021)	-0.051 (0.035)	0.076*** (0.019)	0.010 (0.020)	0.061*** (0.018)	0.006 (0.027)
控制变量	是	是	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
R ² 值	0.887	0.900	0.908	0.873	0.897	0.880
样本量	425	187	323	289	340	272

注:同表2。

2. 产业结构的异质性

工业作为中国国民经济的主导产业、能源资源消耗和环境污染排放的重点领域,工业能源消费量占能源消费总量的65%左右,工业能源消费产生的二氧化碳排放量占能源消费二氧化碳排放总量的68%,节能减排空间巨大。在规模经济下,工业部门的污染和二氧化碳排放相对集中,污染处理设备的安装、运行和维护费用相对较低,具有较低的边际减排成本和较高的边际减排效应,削减二氧化碳的弹性较大(陈诗一,2011),环境规制提高碳生产率和促进能源消费结构清洁低碳转型的作用也越发明显。为揭示产业结构对碳排放权交易试点政策效应的影响,本文按照2012年各地区工业产值占地区生产总值比重的数据,以50分位数为界线,把样本划分为高工业化水平组和低工业化水平组,将试点地区与两组样本中的非试点地区进行分组回归。表7第(3)和(4)列显示,碳排放权交易试点显著加快高工业化水平地区的能源消费结构转型进程,而对低工业化水平地区并不显著。这表明在考虑减排方式的成本效益时,应优先加强工业水平较高地区的环境规制强度,以较小的减排成本实现较大的减排效应,促使在整个社会范围内实现边际减排成本相等的资源配置状态,达成成本最小化的减排安排。

3. 可再生能源丰裕程度的异质性

清洁低碳的可再生能源是气候安全、能源安全和生态环境安全的重要保证。推动地区能源消费结构转型,就要加快发展可再生能源,实施可再生能源替代行动。但中国复杂的地理特征决定了水力、风能和太阳能等可再生能源在储量和分布上的不均衡,呈现“北多南少、西多东少”的分布格局。西藏、四川、云南等西南部地区水资源充沛,内蒙古、新疆、甘肃、黑龙江等地区风能资源集中,西藏大部、新疆南部以及青海、甘肃和内蒙古西部处于太阳能资源极丰富带,华北地区、长江中下游地区生物质资源充足。可再生能源的丰裕和集聚程度,将极大影响地区有规模、有效益、低成本的开发和利用可再生能源、安全可靠地推动能源替代和能源革命进程。为探究可再生能源丰裕程度对碳排放权

交易试点政策效应的影响,本文基于各地区可再生能源的蕴藏量^①,从水力资源理论蕴藏量、陆地 70 米高度风能资源储量、太阳能资源和生物质资源分布情况等四个方面,构建可再生能源丰裕度指数,该指数本质上是本地区各种可再生能源储量占全国总储量比重的和,指数值越高,可再生能源越丰裕,反之则为贫乏。按照指数从大到小进行排序,处于前 50 分位数的地区划为可再生能源丰裕组,后 50 分位数的地区则划为可再生能源贫乏组,将试点地区与两组样本中非试点的地区进行分组回归。分组回归的结果如表 7 第(5)和(6)列所示,碳排放权交易试点对可再生能源丰裕地区的能源消费结构转型呈显著的促进作用,但对可再生能源贫乏地区的能源消费结构无明显的作用,这说明地区可再生能源的资源禀赋和开发利用的便利程度将会影响碳排放权交易试点的政策效应。^②

五、进一步讨论：环境红利与社会福利分析

环境规制本质上是矫正生态环境破坏、社会福利损失的一种外部干预手段。但对环境规制实施效果的担忧,也至少存在两个方面,一是企业可能会通过恶化空气质量、增加废水废气等其他形式的污染排放来抵消由能源消费结构带来的高碳排放,倘若如此,碳排放权交易试点并非一个合格的环境规制政策,因为其造成了“污染替代”(Zhang 等,2018);二是环境规制政策是否会对宏观经济和企业潜在产出造成不利影响。本部分重点对碳排放权交易试点的环境红利和社会福利进行分析。环境红利方面,本文选择地区层面的能源消耗总量、工业废水排放量、二氧化硫排放量、PM2.5 指数、氮氧化物排放量等变量;社会福利方面,本文选择地区层面的工业产值、规模以上工业产值、就业人数和“两高一重”行业企业层面的营业额、净利润额和员工人数等变量。对上述变量均进行对数处理,政策变量的回归系数和置信区间如图 6 所示。

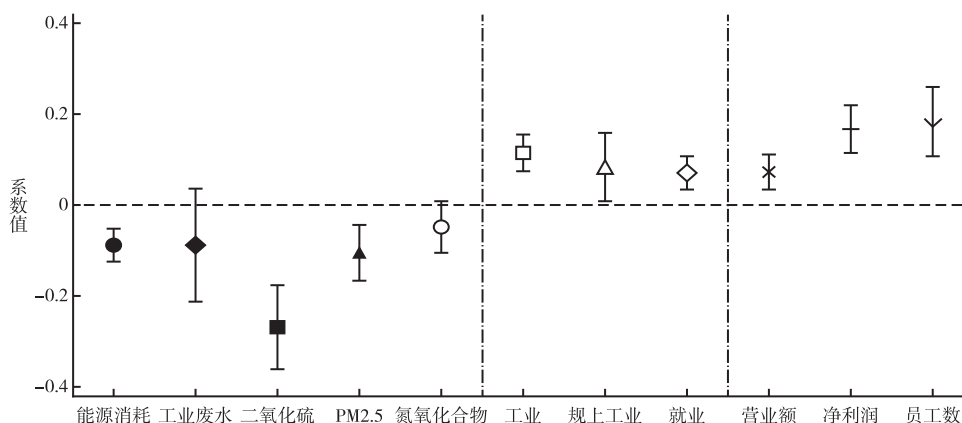


图 6 环境红利与社会福利分析结果

不难发现,碳排放权交易试点显著降低了地区能源消耗量、二氧化硫排放量和 PM2.5 指数,对工业废水排放量和氮氧化物排放量虽有负向影响但并不显著,这说明碳排放权交易试点政策具

① 地区可再生能源的蕴藏量数据来源于国家可再生能源中心的《可再生能源数据手册 2015》。

② 参考审稿人的建议,为避免由于样本量差异造成的组间估计系数不可比问题,本文还运用邹检验 (Chow-test) 对各异质性分析的组间估计系数的差异性进行比较。结果表明,系数在组别间存在显著结构差异,拒绝原假设 (原假设是两个子样本内数据无结构变化),异质性分析的相关结论是可信的。

有一定的环境红利,并没有发生“污染替代”,相反,由于环境污染物和二氧化碳排放具有同根同源性,在促进能源消费结构由高碳向低碳转型的同时,也促使污染物的减少、能耗的降低,实现了节能减污降碳的协同增效。同时碳排放权交易试点显著提升地区工业产值、规模以上工业产值和就业规模,显著增加“两高一重”行业企业的营业额、净利润额和员工人数,这说明碳排放权交易试点并没有阻碍地区工业(包括规模以上工业)的发展,也没有因企业关停、产量收缩等造成就业规模的大幅下降,反而促进地区工业转型发展和就业岗位扩张,这一结论在“两高一重”行业企业上显现得更为明显,碳排放权交易试点以激励和约束的方式,引导企业绿色低碳转型,提升创新力和竞争力,更加适应市场竞争环境和未来发展趋势,为企业带来了更为丰厚的营业额和净利润,也进一步扩大了企业规模。因此,碳排放权交易试点具有显著的环境红利且并未带来明显的社会福利损失。

六、主要结论与政策启示

本文基于碳排放权交易试点这一准自然实验,匹配中国省级宏观数据库和上市公司微观数据库,实证检验了以碳排放权交易试点为代表的市场激励型环境规制对能源消费结构转型的影响。研究发现,碳排放权交易试点显著加速地区能源消费结构转型进程,体现为“油气替代煤炭”“非化石能源替代化石能源”的双重更替。该政策主要通过企业绿色创新效应、产业结构升级效应、绿色金融深化效应和公众行为驱动效应等渠道发挥作用。同时发现,地方政府环境治理重视程度和地区产业结构特征、可再生能源丰裕度会对碳排放权交易试点的政策效应产生差异化影响。而进一步讨论的结果表明,碳排放权交易试点政策具有一定环境红利且并未带来明显的社会福利损失,有效促进地区节能减污降碳协同增效和经济增长质量、效益的稳步提升。特别地,本文在对双重差分模型依赖的平行趋势的敏感性进行讨论的同时,还运用了合成双重差分估计量及其扩展的动态形式,有效规避双重差分等方法本身造成的偏误问题。本文的结论为政府利用市场机制加速地区能源消费结构清洁低碳转型,进而加快实现“双碳”目标提供更多理论支撑和经验证据。

基于上述研究结论,本文提出以下政策启示。第一,瞄准“双碳”目标,加快构建全国统一的碳排放权交易大市场。当前,中国碳排放权交易市场正经历从分散试点向全国性市场转变的过程,应正确认识建设碳排放权交易市场与“双碳”目标的重要关系,既要充分借鉴国际成熟碳排放权交易市场的“他山之石”,也要“就地取材”总结推广地区和行业试点经验,加快完善碳排放权交易等市场化手段,打破全国与地方试点碳排放权交易市场之间的壁垒,实行统一规范完备的碳排放管理体系和交易规则体系,支持符合条件的新能源项目温室气体核证减排量纳入碳排放权交易市场进行配额清缴抵销,营造平等、开放、竞争的市场环境,提高碳要素的流动性,逐步扩大碳排放权交易市场在地区和行业上的覆盖范围(特别是能源消费端“两高一重”行业),推动碳排放权交易市场建设成为平稳高效、开放活跃、流动畅通的全国层面统一的大市场。

第二,畅通作用渠道,多措并举协同推进地区能源消费结构转型。推动能源消费结构转型具有广泛性和系统性,需要多方面发生变革、多主体共同参与、多政策协同联动,基于碳排放权交易政策,重点要做好能源供给侧改革、绿色技术创新、产业结构调整、市场体系建设、绿色金融发展、资金政策保障等工作。充分调动社会各主体积极性,在政府层面,明确中央和地方在生态环境领域财政支出责任,设计与地方政府激励相容的环境治理激励机制,加快建立以绿色GDP为核心的地方政府考核和监督机制,提高地方政府环境治理重视程度和投入力度;在市场层面,建立健全环境信息

依法披露制度,避免因信息不对称性引发的信用风险,逐步降低碳排放权交易市场的交易成本,创新发展绿色金融和转型金融,不断提升碳排放权交易市场参与主体数量和交易工具的丰富度;在社会层面,不断提高公民环保素养和环境治理的公众参与度,完善公众监督和举报反馈机制,发挥社会组织在环境治理中的作用,倡导绿色生活方式,鼓励绿色出行、低碳消费。同时,促进碳排放权交易政策与其他环境政策、财政政策、产业政策、金融政策之间的有效衔接和协同联动,充分发挥市场化、多元化投入的合力,在供给侧和需求侧、生产端和消费端共同发力,多措并举推动能源清洁低碳发展。

第三,按需精准施策,助力重点地区重点企业加速绿色转型升级。应加强对重点地区重点企业的政策引导和主动调控。一方面,鼓励重点企业做好产品技术研发,深化产品绿色设计理念,加强对重点企业绿色技术创新、数字化转型、污染治理设施改造、人才引进等方面的政策扶持,加快推动装备智能化、产业生态化,既要确保既定能源、环境目标的实现,又要推动行业和企业竞争力的长期提升,实现生态环境效益、经济社会效益和企业生产效益的共赢;另一方面,强化全国一盘棋意识和全局观念,科学合理制定各地区“双碳”路线图,重点推动工业化水平高的地区围绕能源结构优化、用能效率提升和产业结构调整等方面加速绿色低碳转型,同时,鼓励各地区依托自身可再生能源资源禀赋和开发潜力,大力发展风能、太阳能、生物质能、海洋能等可再生能源,加强先进储能、智能电网和特高压输电等技术的研发应用,优化地区间的资源配置,统筹推动可再生能源的就近消纳和“西电东送、北电南供”等的跨区使用,进而构建清洁低碳安全高效的现代能源体系。

参考文献

- [1]陈诗一. 边际减排成本与中国环境税改革[J]. 中国社会科学, 2011, (3): 85~100+222.
- [2]邓慧慧, 杨露鑫, 潘雪婷. 高铁开通能否助力产业结构升级:事实与机制[J]. 财经研究, 2020, 46(6): 34~48.
- [3]付凌晖. 我国产业结构高级化与经济增长关系的实证研究[J]. 统计研究, 2010, 27(8): 79~81.
- [4]耿文欣, 范英. 碳交易政策是否促进了能源强度的下降? ——基于湖北试点碳市场的实证[J]. 中国人口·资源与环境, 2021, 31(9): 104~113.
- [5]郭进. 环境规制对绿色技术创新的影响——“波特效应”的中国证据[J]. 财贸经济, 2019, 40(3): 147~160.
- [6]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.
- [7]蓝虹, 陈雅函. 碳交易市场发展及其制度体系的构建[J]. 改革, 2022, (1): 57~67.
- [8]李荣杰, 李娜, 陈健强, 阎晓. 政府—市场协同创新与能源结构双重替代[J]. 科技进步与对策, 2022, 39(23): 33~43.
- [9]李亚兵, 夏月, 赵振. 高管绿色认知对重污染行业企业绩效的影响:一个有调节的中介效应模型[J]. 科技进步与对策, 2023, 40(7): 113~123.
- [10]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.
- [11]刘满凤, 程思佳. 碳排放权交易促进地区产业结构优化升级了吗? [J]. 管理评论, 2022, 34(7): 33~46.
- [12]刘伟, 张辉, 黄泽华. 中国产业结构高度与工业化进程和地区差异的考察[J]. 经济学动态, 2008, (11): 4~8.

- [13]陆铭,冯皓.集聚与减排:城市规模差距影响工业污染强度的经验研究[J].世界经济,2014,37(7):86~114.
- [14]邱国栋,马巧慧.企业制度创新与技术创新的内生耦合——以韩国现代与中国吉利为样本的跨案例研究[J].中国软科学,2013,(12):94~113.
- [15]沈洪涛,黄楠.碳排放权交易机制能提高企业价值吗[J].财贸经济,2019,40(1):144~161.
- [16]斯丽娟,曹昊煜.绿色信贷政策能够改善企业环境社会责任吗——基于外部约束和内部关注的视角[J].中国工业经济,2022,(4):137~155.
- [17]天大研究院课题组.中国绿色金融体系:构建与发展战略[J].财贸经济,2011,(10):38~46+135.
- [18]田淑英,孙磊,许文立,范子英.绿色低碳发展目标下财政政策促进企业转型升级研究——来自“节能减排财政政策综合示范城市”试点的证据[J].财政研究,2022,(8):79~96.
- [19]王贞洁,王惠.低碳城市试点政策与企业高质量发展——基于经济效率与社会效益双重视角的检验[J].经济管理,2022,44(6):43~62.
- [20]魏梅,曹明福,江金荣.生产中碳排放效率长期决定及其收敛性分析[J].数量经济技术经济研究,2010,27(9):43~52+81.
- [21]吴力波,杨眉敏,孙可弼.公众环境关注度对企业和政府环境治理的影响[J].中国人口·资源与环境,2022,32(2):1~14.
- [22]吴茵茵,齐杰,鲜琴,陈建东.中国碳市场的碳减排效应研究——基于市场机制与行政干预的协同作用视角[J].中国工业经济,2021,(8):114~132.
- [23]谢里,郑新业.理性预期与能源投资——基于中国碳减排承诺的自然实验[J].金融研究,2020,(5):151~169.
- [24]余典范,蒋耀辉,张昭文.中国碳排放权交易试点政策的创新溢出效应——基于生产网络的视角[J].数量经济技术经济研究,2023,40(3):28~49.
- [25]郑思齐,万广华,孙伟增,罗党论.公众诉求与城市环境治理[J].管理世界,2013,(6):72~84.
- [26]邹才能,陈艳鹏,熊波,刘翰林.碳中和目标下中国新能源使命[J].中国科学院院刊,2023,38(1):48~58.
- [27]Arkhangelsky D., Athey S., Hirshberg D., Imbens G., Wager S., 2021, *Synthetic Difference in Differences* [J], *American Economic Review*, 111 (12), 4088~4118.
- [28]Biasi B., Sarsons H., 2021, *Flexible Wages, Bargaining, and the Gender Gap* [J], *Quarterly Journal of Economics*, 137 (1), 215~266.
- [29]Callaway B., Sant'Anna P. H. C., 2021, *Difference-in-Differences with Multiple Time Periods* [J], *Journal of Econometrics*, 225 (2), 200~230.
- [30]de Chaisemartin C., D'Haultfoeuille X., 2020, *Two-way Fixed Effects Estimators with Heterogeneous Treatment Effects* [J], *American Economic Review*, 110 (9), 2964~2996.
- [31]de Chaisemartin C., D'Haultfoeuille X., 2022, *Difference-in-Differences Estimators of Intertemporal Treatment Effects* [R], NBER Working Paper, No.29873.
- [32]Hong Q.Q., Cui L.H., Hong P.H., 2022, *The Impact of Carbon Emissions Trading on Energy Efficiency: Evidence from Quasi-Experiment in China's Carbon Emissions Trading Pilot* [J], *Energy Economics*, 110, 106025.
- [33]Hu Y.C., Ren S.G., Wang Y.J., Chen X.H., 2020, *Can Carbon Emission Trading Scheme Achieve Energy Conservation and Emission Reduction? Evidence from the Industrial Sector in China* [J], *Energy Economics*, 85, 104590.
- [34]IPCC, 2021, *Climate Change 2021: The Physical Science Basis* [R], Contribution of Working Group I to the Sixth Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change.
- [35]Jiang H.D., Liu L.J., Dong K.Y., Fu Y.W., 2022, *How Will Sectoral Coverage in the Carbon Trading System Affect the Total Oil Consumption in China? A CGE-based Analysis* [J], *Energy Economics*, 110, 105996.

- [36] Lin B., Xie J., 2023, *Does Environmental Regulation Promote Industrial Structure Optimization in China? A Perspective of Technical and Capital Barriers* [J], *Environmental Impact Assessment Review*, 98, 106971.
- [37] Liu L., Wang Y., Xu Y., 2022, *A Practical Guide to Counterfactual Estimators for Causal Inference with Time-Series Cross-Sectional Data* [J], *American Journal of Political Science*, forthcoming.
- [38] Rambachan A., Roth J., 2023, *A More Credible Approach to Parallel Trends* [J], *Review of Economic Studies*, forthcoming.
- [39] Roodman D., Nielsen M., MacKinnon J.G., Webb M.D., 2019, *Fast and Wild: Bootstrap Inference in Stata Using Boottest* [J], *Stata Journal*, 19 (1), 4~60.
- [40] Roth J., Sant' Anna P.H.C., Bilinski A., Poe J., 2022, *What's Trending in Difference-in-Differences? A Synthesis of the Recent Econometrics Literature* [J/OL], arXiv:2201.01194.
- [41] Shao W., Yu X., Chen Z., 2022, *Does the Carbon Emission Trading Policy Promote Foreign Direct Investment? A Quasi-Experiment from China* [J], *Frontiers in Environmental Science*, 9, 798438.
- [42] Wang H., Chen Z.P., Wu X.Y., Nie X., 2019, *Can a Carbon Trading System Promote the Transformation of a Low-Carbon Economy under the Framework of the Porter Hypothesis? Empirical Analysis Based on the PSM-DID Method* [J], *Energy Policy*, 129, 930~938.
- [43] Wu Q., Wang Y., 2022, *How does Carbon Emission Price Stimulate Enterprises' Total Factor Productivity? Insights from China's Emission Trading Scheme Pilots* [J], *Energy Economics*, 109, 105990.
- [44] Yang X.Y., Jiang P., Pan Y., 2020, *Does China's Carbon Emission Trading Policy Have an Employment Double Dividend and a Porter Effect?* [J], *Energy Policy*, 142, 111492.
- [45] Yu P., Hao R.X., Cai Z.F., Sun Y.P., Zhang X.Y., 2022, *Does Emission Trading System Achieve the Win-Win of Carbon Emission Reduction and Financial Performance Improvement? Evidence from Chinese A-Share Listed Firms in Industrial Sector* [J], *Journal of Cleaner Production*, 333, 130121.
- [46] Zhang B., Chen X.L., Guo H.X., 2018, *Does Central Supervision Enhance Local Environmental Enforcement? Quasi-experimental Evidence from China* [J], *Journal of Public Economics*, 164, 70~90.
- [47] Zhang G.L., Zhang N., 2020, *The Effect of China's Pilot Carbon Emissions Trading Schemes on Poverty Alleviation: A Quasi-Natural Experiment Approach* [J], *Journal of Environmental Management*, 271, 110973.
- [48] Zhang M.M., Ge Y.Q., Liu L.Y., Zhou D. Q., 2022, *Impacts of Carbon Emission Trading Schemes on the Development of Renewable Energy in China: Spatial Spillover and Mediation Paths* [J], *Sustainable Production and Consumption*, 32, 306~317.
- [49] Zhou Z., Ma Z.C., Lin X.W., 2022, *Carbon Emissions Trading Policy and Green Transformation of China's Manufacturing Industry: Mechanism Assessment and Policy Implications* [J], *Frontiers in Environmental Science*, 10, 984612.

Market-Incentive Environmental Regulation and Energy Consumption Structure Transformation

XU Wenli SUN Lei

(Economics School, Anhui University)

Summary: Greenhouse gas emissions from human use of fossil energy are the main cause of global warming. China's fossil energy consumption is dominant, and there is an urgent need to adjust the energy consumption structure and promote a green and low-carbon transition. In the process of China's shift from

“double control” of energy consumption in terms of energy intensity and total volume to “double control” of carbon emissions in terms of total volume and intensity, market-based environmental regulation, represented by carbon emissions trading, plays an important role. Carbon emissions trading is a market-based incentive mechanism for carbon emissions reduction based on carbon pricing. Through the initial allocation of total carbon emissions and carbon emission rights, it provides incentives for corporate entities with lower emission reduction costs to undertake more emission reduction tasks and gain revenue, while constraining corporate entities with higher emission reduction costs to purchase allowances and complete emission reduction tasks. Although carbon trading works directly on emission control enterprises, it has many impacts on the industrial structure, resource allocation, social ethos, and public behavior of the whole region, ultimately promoting the transformation of the energy consumption structure.

This study empirically examines the impact of the carbon emissions trading pilot project on the transformation of energy consumption structure based on a quasi-natural experiment established in 2013 in China, matching provincial macro and micro databases of listed companies and using double-difference and synthetic double-difference methods. The study finds that the carbon emissions trading pilot accelerated the process of dual substitution in energy consumption structure, increasing the index value by 5.3% and effectively contributing to the “double control” target of total carbon emissions and intensity. The policy effect is driven by the green innovation effect of enterprises, the upgrading effect of industrial structure, the deepening effect of green finance, and the driving effect of public behavior. However, it is also influenced by the degree of importance attached to environmental governance by local governments, the characteristics of regional industrial structures, and the abundance of renewable energy. Further research reveals that the carbon trading pilot also generated other environmental dividends and did not result in significant social welfare losses.

In terms of the methodology, this study is an early application of the parallel trend sensitivity test and an innovative extension of the synthetic double-difference static estimator to a dynamic form, effectively overcoming the potential bias of double-difference reliance on untestable parallel trends while revealing the time-varying details of the policy effects.

Ultimately, the study suggests that the “double carbon” target should be set; the establishment of a unified national carbon market should be accelerated; the channels of action should be further opened up; and precise policies should be implemented according to needs to provide more theoretical support for the government to use the market mechanism to promote the transformation of the energy consumption structure to achieve the “double carbon” target on schedule. The aim is to provide more theoretical support and policy options for the government to use the market mechanism to promote the transformation of the energy consumption structure to achieve the “double carbon” target on schedule.

Keywords: Carbon Emission Trading; Energy Consumption; Parallel Trend Sensitivity; Synthetic Difference in Difference

JEL Classification: Q58, Q43

(责任编辑:焦云霞)