# 碳排放交易试点政策促进了中国低碳经济转型吗?

### ——基于双重差分模型的实证研究

周朝波1,覃云2

(1.武汉大学 经济与管理学院,武汉 430072; 2.重庆理工大学 经济金融学院,重庆 400054)

摘要:以中国碳交易试点政策为例,研究碳交易试点政策对中国低碳经济转型的影响,以检验碳市场是否带来波特效应。基于 2008 年至 2016 年间中国 30 个省市数据,运用双重差分法及一系列稳健性检验发现碳交易试点政策促进了中国低碳经济发展。进一步对地区的异质性和影响机制进行研究,发现西部地区的低碳经济转型效果好于东部和中部地区,原因是碳交易试点政策诱发了西部地区的低碳技术创新,带来了创新补偿效应,但碳交易试点政策并没有诱发东部和中部地区的低碳技术创新。同时对碳交易试点政策的不同制度设计特征进行异质性分析,发现采用混合分配方式可以促进试点地区的低碳经济转型,而 CCER 交易量越多,越不利于试点地区的低碳经济转型。

关键词:碳交易试点政策;双重差分;低碳经济转型;低碳技术创新

**DOI**: 10.13956/j.ss.1001-8409.2020.10.07

中图分类号: F062.1; F124.5 文献标识码: A 文章编号: 1001-8409(2020) 10-0036-07

## The Impact of a Carbon Trading Pilot Policy on the Low-Carbon Economic Transformation in China

——An Empirical Analysis Based on a DID Model

ZHOU Chao-bo<sup>1</sup>, QIN Yun<sup>2</sup>

(1.School of Economics and Management, Wuhan University, Wuhan 430072; 2.School of Economics and Finance, Chongqing University of Technology, Chongqing 400054)

Abstract: Taking China's carbon trading pilot policy as an example, this paper studies the impact of carbon trading pilot policy on China's low-carbon economic transformation to test whether the carbon market brings Potter effect. Based on the data of 30 provinces in China from 2008 to 2016, using the DID method and a series of robustness tests, it is found that the carbon trading pilot policy promotes the transformation of China's low-carbon economy. Further, the study of regional heterogeneity and impact mechanism shows that the effect of low-carbon economic transformation in the western region is better than that in the eastern and central regions. The reason is that the carbon trading pilot policy induces the low-carbon technology innovation in the western region and brings the innovation compensation effect, but the carbon trading pilot policy does not induce the low-carbon technology innovation in the eastern and central regions. At the same time, the paper analyzes the heterogeneity of different system design characteristics of carbon trading pilot policies, and finds that the mixed distribution mode can promote the low-carbon economic transformation of the pilot area, while the more CCER transactions, the more unfavorable to the low-carbon economic transformation of the pilot area.

Key words: carbon trading pilot policy; DID method; low-carbon economic transformation; low-carbon technology innovation

实现《巴黎协定》2℃乃至 1.5℃目标,必须在 2050 年 实现碳中和,全球气候行动亟待加速。碳交易市场则被认 为是减少二氧化碳排放和缓解气候变暖的重要手段之一<sup>[1,2]</sup>。因而《巴黎协定》第六款鼓励各国采取碳交易这

收稿日期: 2020-06-07

基金项目: 国家社会科学基金项目(18XJY022)

作者简介: 周朝波(1994-), 男, 重庆荣昌人, 博士研究生, 研究方向为环境与能源经济; 覃 云(1994-), 女, 重庆黔江人, 硕士研究生, 研究方向为产业经济(通讯作者)。

种气候政策,努力实现各国 NDC 目标,《欧洲绿色新政》也 指出要进一步发挥和强化 EUETS 的作用,助推欧盟实现 2050气候中性目标。自联合国发布《京都议定书》以 来,碳交易已在许多国家启动[3]。截至2019年,已有88 个《巴黎协定》相关方正在考虑采用碳交易作为实现减排 承诺的工具,而51个国家和地区已经实施或计划实施基 于碳交易的解决方案。中国于2011年10月下发《关于开 展碳排放权交易试点工作的通知》,正式批准北京、上海、 天津、重庆、湖北、广东、深圳等进行碳交易试点,2013年 深圳碳排放权交易市场率先启动。7个试点碳市场在启 动之后逐渐活跃,交易量和交易额在逐渐增加,2013年成 交量为44.55万吨二氧化碳,成交金额为0.25亿元,然而 2019年成交量达到3100万吨二氧化碳,成交金额为9.52 亿元,碳交易量增长近69倍,交易额增长近38倍。截至 2019年底,中国7个碳交易试点共覆盖20多个行业,包括 电力、水泥、钢铁、化工等关键工业行业,重点排放单位近 3000 家[4]。

目前低碳发展已成为世界经济发展的趋势,低碳经济是一种可持续的经济发展方式,低碳经济转型则是经济发展由依赖高碳排放向低碳排放转型[5-7]。中国是世界上最大的发展中国家,能源消耗巨大,使得中国成为世界上最大的二氧化碳排放国。在有限的资源和脆弱的环境条件下,中国经济发展迫切需要低碳转型。那么碳交易试点政策能否带来波特效应,促进中国低碳经济转型?其影响机制是什么?对中国低碳经济转型的影响是否存在地区异质性?不同碳交易制度设计特征的影响有何差异?这些问题的研究,不仅可以为中国全国统一碳市场的政策设计提供借鉴,也可以为全球计划采用碳交易政策工具的其他国家和地区,特别是发展中国家和地区的政策设计提供可借鉴的中国试点的宝贵经验,不仅使得中国经济发展与保护环境并行不悖,更能缓解全球气候变暖,促进全球低碳经济转型。

#### 1 文献综述

现有文献关于中国碳交易试点政策的研究十分丰 富,诸多学者从中国碳交易试点政策带来的环境效应和经 济效应进行研究。在环境效应上,现有研究发现碳交易试 点政策可以减少二氧化碳排放。Dong 等运用差分法和改 进的 DEA 模型研究了中国碳交易试点政策是否能带来经 济和环境红利,结果发现在短期内,碳交易试点政策可以 显著降低试点省份的碳排放,但不能提高 GDP,在短期内 没有波特效应<sup>[8]</sup>。Zhang 基于中国 30 个省级层面数据,采 用双重差分法研究了碳交易试点政策对CO<sub>2</sub>排放量、碳强 度、能源消耗和能源强度的影响,结果表明碳交易试点政 策能促进低碳发展<sup>[9]</sup>。Hu 等运用双重差分方法发现各试 点地区在实施碳交易后,二氧化碳排放量减少,其减少幅 度高于非试点地区,与非试点地区相比,试点地区的 CO2 排放量减少了 15.5% [10]。在经济效应上,现有研究发现 碳交易试点政策可以促进低碳技术创新。Chen 基于 2007~2016年中国省级面板数据,采用双重差分模型和中 介效应模型研究了中国碳交易试点政策在省级区域的碳 减排效果,发现碳交易试点政策减少二氧化碳排放的原因

是低碳技术创新的提高<sup>[11]</sup>。王为东等基于中国地级市面板数据,采用合成控制法研究了碳交易试点政策对低碳技术创新的影响,结果发现碳交易试点政策诱发了试点地区的低碳技术创新<sup>[12]</sup>。

而关于中国低碳经济转型的研究主要集中在其定义<sup>[5-7]</sup>与衡量指标的构建上<sup>[13-15]</sup>,直接探讨碳交易试点对中国低碳经济转型的影响研究较少。

综上所述,现有文献虽然探讨了中国碳交易试点政策 带来的环境效应与经济效应,并取得了一些有价值的结 论。但遗憾的是目前缺少探讨碳交易试点政策对中国低 碳经济转型影响的研究,由于中国碳排放权交易市场还处 于发展初级阶段,没有文献分析碳交易试点政策对中国低 碳经济转型的影响机制、地区异质性和政策特征的差异性 影响。

与上述文献相比,本文边际贡献主要在于:本文应用 双重差分模型,从国家和地区两个层面考察了碳交易试点 政策对中国低碳经济转型的影响效果。为碳交易试点政 策在促进中国低碳经济转型上提供了直接的经验证据;运 用中介效应模型研究了碳交易试点政策促进中国低碳经 济转型的影响机制,并探讨了地区异质性因素对低碳经济 转型不同效果的原因;深入分析了各个试点碳市场的不同 制度设计特征对试点地区低碳经济转型的不同影响,使得 这方面的研究更加深入细致,可以为中国碳市场的设计提 供参考。

#### 2 理论与研究假设

波特假设认为适当的环境规制可以促使企业主动将外部环境成本内部化,激励企业进行技术创新活动,提高生产效率与产出水平,部分或完全抵消环境成本,产生创新补偿效应<sup>[16]</sup>。碳排放权交易实质上就是给碳排放权赋予商品属性,让碳排放权可以在市场上进行交易,如果参与碳试点的企业实际的碳排放量大于政府发放给该企业的碳排放额度,企业就需要去碳市场购买配额弥补实际碳排放量与碳排放额之间的缺口,如果企业实际碳排放量小于政府发放给该企业的碳排放额度,则该企业可以在碳市场上卖出差额获得额外收益。

根据波特假设,碳交易试点政策可以通过低碳技术创新将减排成本内部化,适当的环境规制具有创新补偿效应,即环境成本的一部分或全部可以通过创新得到补偿,市场化的碳交易试点政策使得企业会权衡去碳市场购买配额和开发低碳技术的成本,如果在碳市场购买配额的成本大于开展低碳技术成本,企业就会偏向于进行低碳技术创新。由于市场供求波动,会导致碳价格波动,造成碳价的不确定性,其带来的碳风险加剧了补偿效应[17.18],为降低碳风险,企业会更加专注低碳技术发展,加大对低碳技术创新的投资。再加之中国大部分碳市场都实行免费分配配额,企业可以获得免费配额,为了获得额外收益,企业倾向于通过低碳技术创新减少碳排放量,从而在碳市场卖出多余配额。综上,碳交易试点政策可以通过成本补偿与获取额外收益促进企业进行低碳技术创新。而试点地区的低碳技术创新提升可以降低试点地区的碳排放量,提

升低碳全要素生产率,从而促进低碳经济转型<sup>[14]</sup>。其影响机制如图 1 所示。

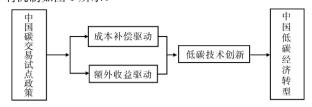


图 1 影响机制

根据以上分析,本文假设如下:

H1: 碳交易试点政策可以诱发试点地区的低碳技术 创新,从而促进中国低碳经济转型。

#### 3 模型设定及数据处理

#### 3.1 基准 DID 模型

现有文献进行政策评估时大多采用双重差分法,双重差分法是通过比较实验组与对照组在事件发生前后的差别来评估政策的因果效应,可以避免内生性问题,所得结果十分稳健。因此本文基于双重差分,构建碳交易试点政策对中国低碳经济转型的影响模型:

$$lnlctfp_{ii} = \alpha_0 + \alpha_1 pilot_i \times post_t + \alpha_2 X_{ii} + \mu_i + \gamma_t + \mu_i$$
$$\times \gamma_t + \varepsilon_{ii}$$
 (1)

其中,下标 i 表示省市,t 表示时间。被解释变量 lnletfp<sub>11</sub>为各省市的低碳经济转型水平,pilot<sub>1</sub>反映的是碳交易试点虚拟变量,试点省市取 1,非试点省市取 0。post<sub>1</sub>表示的是碳交易试点政策实施时间的虚拟变量,本文以 2013 年为政策实施节点,post<sub>1</sub> = 1 表示的是政策实施后( $t \ge 2013$ ),post<sub>1</sub> = 0 表示政策实施前(t < 2013)。  $X_{ii}$ 表示低碳经济转型的控制变量。  $\mu_i$ 、 $\gamma_i$ 分别表示省份固定效应、时间固定效应, $\mu_i$ × $\gamma_i$ 表示省份时间趋势项, $\varepsilon_{ii}$ 表示的是受时间变化影响的随机误差项。因此,本文所研究碳交易试点政策对于中国低碳经济转型的影响即双重交乘项的系数。

#### 3.2 DID 模型的稳健性检验

为了保证 DID 模型估计结果的可靠性,在本文的稳健性检验部分,设计了 DID 模型的平行趋势假设检验及动态效应估计。模型设定如下:

使用双重差分模型的前提是实验组和对照组满足平行趋势假设,即在没有碳交易试点政策干预的情况下,实验组和对照组中的低碳经济转型变化趋势是一致的。本文通过以下模型检验碳交易试点政策发生前处理组和对照组样本是否满足平行趋势假设,同时还进行政策影响效果的动态效应分析。

$$\begin{aligned} & lnlctfp_{ii} = \beta_0 + \sum_{t=2009}^{2017} \beta_t pilot_i \times d_t + \beta_1 X_{ii} + \mu_i + \gamma_t \\ + \mu_i \times \gamma_t + \varepsilon_{ii} \end{aligned} \tag{2}$$

其中,d<sub>t</sub>是年份虚拟变量(t=2009,2010,…,2017),若年份为2009年,则 $d_{2009}$ =1,其余均为0。在式(2)中,重点关注的是系数 $\beta_1$ 的变化,理论上,DID模型满足平行趋势假设检验的条件是 $\beta_{2009}$ 、 $\beta_{2010}$ 、 $\beta_{2011}$ 和 $\beta_{2012}$ 均不显著,而 $\beta_{2013}$ 至 $\beta_{2017}$ 是显著的。此外,通过比较 $\beta_{2013}$ 至 $\beta_{2017}$ 的变化

情况,能够分析碳交易试点政策对于低碳经济转型的动态影响效果。

#### 3.3 中介效应模型

前文分析中认为碳交易试点政策通过推动中国低碳技术创新促进低碳经济转型,为验证该假设,本文对碳交易试点政策诱发试点地区低碳技术创新,从而促进中国低碳经济转型进行中介效应分析。因此,建立如式(3)至式(5)所示的中介效应模型。

$$lnlctfp_{ii} = \alpha_0 + \alpha_1 pilot_i \times post_t + \alpha_2 X_{ii} + \mu_i + \gamma_t + \mu_i$$
$$\times \gamma_t + \varepsilon_{ii}$$
(3)

$$lnlci_{ii} = \alpha_0 + \beta_1 pilot_i \times post_t + \beta_2 X_{ii} + \mu_i + \gamma_t + \mu_i$$
$$\times \gamma_t + \varepsilon_{ii}$$
(4)

$$lnlctfp_{ii} = \alpha_0 + \lambda_1 pilot_i \times post_i + \lambda_2 \ lnlci_{ii} + \lambda_3 X_{ii}$$
$$+\mu_i + \gamma_i + \mu_i \times \gamma_i + \varepsilon_{ii}$$
 (5)

其中,式(3)是一个基准 DID 模型,式(4) 中被解释变量  $\ln \log_{ia}$  为各省市的低碳技术创新,式(5) 在式(3) 的基础上加入了  $\ln \log_{ia}$  ,本文采用 <mark>逐步回归法</mark>进行中介效应检验,其一般步骤为:式(3) 中 $\alpha_1$  不显著,则表明碳交易试点政策和低碳经济转型之间的因果关系较弱,随即停止中介效应检验。若  $\alpha_1$  显著,则继续构造式(4) 的回归方程,检验碳交易试点政策是否影响省市的低碳技术创新, $\beta_1$  不显著,表明碳交易试点政策和低碳技术创新之间的因果关系较弱,停止中介效应检验。若  $\beta_1$  显著,继续构造式(5) 的回归方程对低碳技术创新的中介效应是否存在进行检验,若  $\lambda_1$  与  $\lambda_2$  均显著, $\lambda_1$  比  $\alpha_1$  更显著接近于 0 ,说明低碳技术创新是碳交易试点政策提升中国低碳经济转型的中介变量,具有部分中介效应。若  $\lambda_1$  不显著,但  $\lambda_2$  显著,说明低碳技术创新对碳交易试点政策促进低碳经济转型具有完全中介效应。

#### 3.4 样本选择与指标选取

#### 3.4.1 样本选择

为了研究碳交易试点政策对中国低碳经济转型的影响,本文以中国2008~2017年30个省市自治区(因样本数据缺失,西藏自治区、香港、澳门特别行政区、台湾地区的样本数据暂涵盖)为样本进行实证。数据来源于2008~2018年历年《中国统计年鉴》和2008~2018年历年《中国能源统计年鉴》和EPS数据库。

#### 3.4.2 指标选取

#### (1)核心变量

低碳经济转型(Inlctfp):现有研究大多采用低碳全要素生产率作为低碳经济转型的衡量指标<sup>[5,6]</sup>,通常用Malmquist-Luenberger(ML)指数来进行测算,但该指数不具有传递性,在计算跨期方向性距离函数的时候,线性规划可能无解<sup>[19]</sup>,而 Global Malmquist-Luenberger(GML)指数可以克服上述缺陷<sup>[20]</sup>。因此本文借鉴 Qin 等的做法<sup>[21]</sup>,用考虑非期望产出 SBM 方向性距离函数的 Global Malmquist-Luenberger 指数<sup>[22]</sup>测算出低碳全要素生产率,以此代表低碳经济转型。本文通过 Maxdea 软件测算低碳全要素生产率,期望产出指标为地区生产总值(亿

• 38 •

元),非期望产出指标为 CO<sub>2</sub>排放量(万吨),投入指标为资本存量(亿元)、就业人数(万人)和能源消费总量(万吨标准煤)。资本存量采用单豪杰的永续盘存法进行核算<sup>[23]</sup>,并以 2007 年为基期,使用固定资产价格指数进行平减,以测度各省市不变价的资本存量(亿元)。 CO<sub>2</sub>排放量根据各省市终端能源消费量折算得到。地区生产总值以 2007 年为基期,按照全国分省的 GDP 平减指数进行平减处理,得到地区生产总值的实际值。Maxdea 测算出的低碳全要素生产率为相对值,本文以 2007 年为基期进行累乘,将相对低碳全要素生产率转化为绝对低碳全要素生产率。为了减小异方差,本文对其取对数。

低碳技术创新(lnlci):由于专利授权标准的客观性与稳定性,专利数量可以很好反映创新水平<sup>[24]</sup>。欧洲专利局和美国专利局联合发布的合作专利分类法中 Y02 类被定义为缓解或适应气候变化的绿色技术或应用<sup>[25]</sup>。本文在此基础上根据 Chen 等的做法<sup>[11]</sup>,将分类号为 Y02B、Y02C、Y02D、Y02E、Y02P、Y02T 和 Y02W 的专利视为低碳创新专利,以其授权数作为衡量各省的低碳技术创新指标。为了减小异方差,本文对其取对数。

#### (2) 控制变量

本文根据陈诗一和李小胜等的研究<sup>[13,15]</sup>,能源强度、对外直接投资、工业化水平、经济发展水平和城市化水平可能会对低碳经济转型产生一定影响,因此本文选取这些指标作为控制变量。能源强度(ei):各省市能源消费总量与地区生产总值的比值;对外直接投资(fdi):各省市三资企业固定资产净值与地区生产总值的比值;工业化水平(il):各省市工业增加值与地区生产总值的比值;经济发展水平(Inpergdp):各省市人均国内生产总值的对数;城市化水平(ui):各省市城镇人口与地区总人口的比值。主要变量描述性统计见表 1。

表 1 主要变量描述性统计值

VARIABLES	Obs	Mean	Std.Dev.	Min	Max
lnletfp	300	-0. 5073	0. 2234	-1.0987	0. 0001
lnlci	300	6. 7978	1. 4686	2. 3979	9. 6534
ei	300	0. 9147	0. 4658	0. 2546	2. 6821
fdi	300	0. 0221	0.0171	0.0004	0.0819
il	300	0. 3902	0. 0841	0. 1184	0. 5304
lnpergdp	300	10. 5749	0. 5119	9. 1957	11. 7675
ui	300	0. 5472	0. 1321	0. 2912	0. 8961

#### 4 实证检验与分析

#### 4.1 基本回归结果

本文基于式(1)实证检验碳交易试点政策的实施对中国低碳经济转型的影响,结果如表 2 所示。表 2 中的 (1) 列至(3) 列是逐步加入省份固定效应、时间固定效应和省份时间趋势,(4) 列在(3) 列的基础上删去了控制变量。表 2 结果显示,在考虑各种不同层面的固定效应、控制变量的情况下,(1) 列至(4) 列的双重差分系数均显著为正,说明碳交易试点政策对于中国低碳经济转型产生了

显著的正向影响,即碳交易试点政策促进了低碳经济转型。其中,(3)列为本文的基准结果。

表 2 碳交易试点政策对中国低碳经济转型影响的回归结果

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)
	lnletfp	lnletfp	lnletfp	lnletfp
pilot×post	0. 1070***	0. 0973***	0. 0909***	0. 0905***
	( 0. 0298)	( 0. 0212)	( 0. 0210)	( 0. 0247)
ei	−0. 1481 <sup>°</sup>	-0. 1852***	-0. 1301**	
	( 0. 0796)	( 0. 0636)	(0.0558)	
fdi	-0. 4713	-1. 3020**	-1. 0281°	
	( 0. 7630)	( 0. 5940)	( 0. 5710)	
il	1. 4892***	1. 2271***	0. 8541***	
	( 0. 1731)	( 0. 2192)	(0.2241)	
lnpergdp	-0. 5791***	-0. 1442	0. 1001	
	( 0. 0690)	( 0. 0959)	( 0. 1064)	
ui	0. 4332	-0.3911	-0.0691	
	( 0. 4543)	( 0. 3814)	(0.3612)	
省份固定效应	YES	YES	YES	YES
时间固定效应	NO	YES	YES	YES
省份时间趋势	NO	NO	YES	YES
Observations	300	300	300	300
R-squared	0. 8767	0. 9273	0. 9331	0. 9173

注: 括号内为稳健标准误,\*\*\*、\*\*、\*\*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平,下表同

#### 4.2 稳健性检验

为保证研究结论的可靠性,本文采取了一系列的稳健性检验方法,所有稳健性检验结果均再次证明了碳交易试点政策对中国低碳经济转型产生了显著的正向影响。

#### 4.2.1 平行趋势假设检验和动态效应分析

考虑到碳交易试点政策的实施是持续的动态调整过 程,有必要进一步考虑政策对中国低碳经济转型的动态边 际影响效应。表 3(1) 列展示了碳交易试点政策对中国低 碳经济转型的平行趋势检验和动态效应回归结果。从中可 以直观地反映出 2013 年碳交易试点政策实施前,双重交互 项系数均不显著,表明中国低碳经济转型水平不存在显著 差异,即碳交易试点政策符合平行趋势假设。同时,碳交易 试点政策实施后的回归系数(pilot×t2013,pilot×t2014,pilot× t2015, pilot×t2016, pilot×t2017) 在 2013 年之后均显著为 正,这进一步证实了本文的研究结论,即碳交易试点政策显 著地促进了中国低碳经济转型。此外,本文将表3中(1)列 的回归结果用图 2 予以反映,并绘制了各年回归系数的 90%置信区间,虚线反映了双重交互项对中国低碳经济转 型的边际效应。从图 2 可以看出在 2013 年之前,双重交互 项的估计系数基本在0值附近上下波动,且不显著;而在 2013年之后,边际效应线迅速向右上方倾斜,且影响效应呈 增加趋势,说明了碳交易试点政策对低碳经济转型造成了 显著的正向冲击影响,且影响效应越来越强。

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
VARIABLES	lnletfp	lnletfp	lnletfp	lnletfp	lnletfp
	动态效应	pilot×t2009	pilot×t2010	pilot×t2011	pilot×t2012
pilot×post		-0.0116	-0.0180	0. 0184	-0.0193
		(0.0283)	(0.0218)	(0.0262)	( 0. 0370)
pilot×t2009	0. 0063				
	( 0. 0710)				
pilot×t2010	-0.0053				
	( 0. 0654)				
pilot×t2011	0. 0836				
	( 0. 0765)				
pilot×t2012	0. 0534				
	( 0. 0584)				
pilot×t2013	0. 104				
	( 0. 0572)				
pilot×t2014	0. 0912				
	(0.0536)				
pilot×t2015	0. 105₫				
	( 0. 0591)				
pilot×t2016	0. 163**				
	( 0. 0630)				
pilot×t2017	0. 159**				
	( 0. 0636)				
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES
省份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES
时间固定效应	YES	YES	YES	YES	YES
省份时间趋势	YES	YES	YES	YES	YES
Observations	300	150	150	150	150
R-squared	0. 9363	0. 9487	0. 9491	0. 9491	0. 9489

表 3 碳交易试点政策对中国低碳经济转型影响的稳健性检验

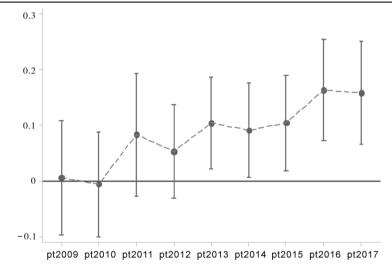


图 2 碳交易试点政策对中国低碳经济转型影响的动态效应

#### 4.2.2 安慰剂检验

接下来本文进行安慰剂检验,分别假设碳交易试点政策实施的年份是2009年、2010年、2011年和2012年,并通过删掉2013年及之后的样本进行双重差分回归,结果见表3(2)列至(5)列,发现结果并不显著,说明本文得到的结果是稳健的。

#### 4.3 异质性分析

以上分析从国家层面验证了碳交易试点政策对低碳 经济转型的影响。然而中国是一个地区发展不平衡的发 展中国家,政策实施效果在地区层面往往具有异质性。接下来本文进行异质性分析,本文根据 Chen 等的做法,按国家统计局分类标准将中国分为东部地区、中部地区和西部地区<sup>[11]</sup>。东部地区地理位置好,技术管理水平高,经济基础好。中部地区在地理上东接沿海,西接内陆,经济基础在三个地区中处于中等水平。而西部地区由于开发较晚,其经济基础和技术管理水平与东部、中部地区存在较大差距,但其资源丰富,发展潜力巨大。按照分类标准,北京、天津、上海和广东属于东部地区,湖北和重庆分别属于

• 40 •

中部地区和西部地区。本文通过 DID 模型和中介效应模型,进一步研究中国碳交易试点政策对区域低碳经济转型的不同影响。结果如表 4 所示,从表 4(1)列至(3)列可以发现,东部地区的双重交互项不显著,中部地区的双重交互项显著为 0.0586,西部地区的双重交互项显著为 0.117。由此说明碳交易试点政策对西部地区低碳经济转型的促进效果要优于中部和东部。东部发达地区的低碳经济转型效果为何弱于西部欠发达地区?是什么导致了这三个地区不同的低碳经济转型效应?本文接下来对其影响机理进行分析。

表 4 地区异质性分析

	(1)	(2)	(3)
VARIABLES	东部地区	中部地区	西部地区
	lnletfp	lnletfp	lnletfp
pilot×post	-0.0178	0. 0686***	0. 1271***
	( 0. 0403)	(0.0251)	( 0. 0446)
控制变量	YES	YES	YES
省份固定效应	YES	YES	YES
时间固定效应	YES	YES	YES
省份时间趋势	YES	YES	YES
Observations	110	80	110
R-squared	0. 9161	0. 9852	0. 9641

#### 4.4 影响机制检验

根据以上分析碳交易试点促进了中国低碳经济转型,同时东部、中部和西部地区表现出了明显的异质性,那么碳交易试点促进中国低碳经济转型的影响机制是什么,什么造成了东部、中部和西部地区低碳经济转型的差异。本文基于式(3)至式(5)采用逐步回归法估计中介效应模型,从全国层面和分区域层面对其影响机制进行探讨。全国层面的回归结果如表5所示,从表5(1)和(2)列结果可知,双重交互项显著为正,表明碳交易试点政策促进了中国低碳经济转型与低碳技术创新水平的提高,表5(3)列中双重交互项显著为正,但低碳技术创新系数不显著,表明中介效应在全国层面上不存在,没有中介效应。

接下来本文分别对三个区域进行中介效应检验,结果

见表 6。从表 6(1) 列和(2) 列可知,双重交互项系数均不 显著,说明碳交易试点政策没有对东部地区低碳经济转型 和低碳技术创新产生显著正向影响。从表 6(3) 和(4) 列 可知,碳交易试点政策虽然对中部地区低碳经济转型有着 显著正向效果,但没有对低碳技术创新产生显著正向影 响,中介效应不存在。从表 6(5) 列至(7) 列可知,双重交 互项系数与低碳技术创新系数均显著为正,说明存在中介 效应,为部分中介效应,中介效应占比为24%。即碳交易 试点政策通过提高西部地区的低碳技术创新从而促进其 低碳经济转型。由此说明东部、中部和西部地区低碳经济 转型效果的差异主要是由于低碳技术创新的诱发情况不 同,碳交易试点政策实施后,西部地区诱发了低碳技术创 新,带来创新补偿效应,继而促进低碳经济转型,而东部地 区和中部地区未诱发低碳技术创新,可能未带来创新补偿 效应,因此低碳经济转型效果不如西部地区。造成这种差 异的原因可能是产业空间布局的不同,在"腾笼换鸟"战 略下,西部地区承接了更多的国内外转移的传统高碳型产 业,东部地区低碳行业规模早已超过高碳行业规模[26],而 碳交易试点政策的低碳技术创新诱发作用更有可能作用 在高碳型产业,因此碳交易试点政策对西部地区的低碳技 术创新诱发程度高于中部和东部地区,从而低碳经济转型 的促进作用优于中部和东部地区。

表 5 碳交易试点政策对中国低碳经济转型的影响机制检验

WADIADIEC	(1)	(2)	(3)
VARIABLES	lnletfp	lnlei	lnlctfp
pilot×post	0. 0879***	0. 0872	0. 0823***
	(0.0217)	(0.0530)	( 0. 0117)
lnlci			-0.0247
			(0.0211)
控制变量	YES	YES	YES
省份固定效应	YES	YES	YES
时间固定效应	YES	YES	YES
省份时间趋势	YES	YES	YES
Observations	300	300	300
R-squared	0. 9341	0. 9882	0. 9331

表 6 不同地区的影响机制检验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	东部	地区	中部	3地区		西部地区	
VARIABLES	lnlctfp	lnlci	lnletfp	lnlei	lnletfp	lnlci	lnlctfp
pilot×post	-0. 0207	0. 0741	0. 0596***	0. 0871	0. 1271***	0. 3701***	0. 1139**
	( 0. 0403)	(0.0762)	( 0. 0201)	(0.0834)	( 0. 0343)	( 0. 1361)	( 0. 0468)
lnlci							0. 0104
							( 0. 0058)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
省份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
时间固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
省份时间趋势	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Observations	110	110	80	80	110	110	110
R-squared	0. 9161	0. 9927	0. 9841	0. 9876	0.9653	0. 9912	0. 9453

#### 5 进一步分析

由于地区的差异性,中国各试点地区的碳交易试点政策有所不同,主要包括碳排放配额管理、碳排放抵消和履约奖惩制度等。在碳排放配额管理制度上,试点地区每年的碳配额分配总量有所不同,纳入的企业数量也有所不

同,7个碳试点地区中一部分对企业碳配额采用免费分配方式,另一部分对企业碳配额采用部分配额拍卖与部分配额免费分配方式结合的混合分配方式;在碳排放抵消制度上,试点地区每年的核证自愿减排量(CCER)交易量有所不同,CCER交易对于中国试点碳市场建设十分重要,各

试点地区都将 CCER 交易作为碳交易的重要补充形式;在 履约奖惩制度上,各试点地区对于未能按时提交核查报告 的企业处罚力度不同,北京、上海、湖北等会对企业进行经济处罚,而天津和重庆则不会进行经济处罚,只是责令限 期整改。那么上述不同的碳交易试点政策特征是否会对 试点地区低碳经济转型产生异质性影响,接下来本文通过 以下模型对此进行分析。

$$lnlctfp_{ii} = \alpha_0 + \alpha_1 lnpe + \alpha_2 lnnumber + \alpha_3 mode$$
  
+\alpha\_4 lnccer + \alpha\_5 punish + \alpha\_6 X\_{ii} + \mu\_i + \gamma\_t + \mu\_i \times \gamma\_t + \varepsilon\_{ii} \times (6)

式(6)中 Inletfp<sub>1</sub>为试点地区低碳全要素生产率的对数, Inpe 是不同试点地区碳配额分配总量的对数, Innumber 是不同试点地区纳入企业数量的对数, mode 为虚拟变量,采用混合分配方式的试点地区取1,其他地区取0。Inccer 是不同试点地区 CCER 交易量的对数, punish 为虚拟变量,表示各试点对未能按时提交核查报告的企业是否给予经济处罚,如果试点地区对未能按时提交核查报告的企业进行经济处罚,所属该试点地区取值为1,否则为0。注意此次回归所使用的样本为试点地区样本。

回归结果见表7,从表7(1)列至(3)列可以看出,配额分配方式(mode)对试点地区低碳经济转型有显著正向作用,说明试点地区对企业进行免费分配时,企业由于免费获得配额,其低碳技术革新的动力与意愿降低,继而影响试点地区的低碳经济转型,而混合分配相较于免费分配,配额配置效率高,更能激发企业的低碳技术革新意愿,因此更能促进试点地区的低碳经济转型。核证自愿减排量交易量(lnccer)对试点地区低碳经济转型有显著负向作用,说明 CCER 交易量越多,对碳价格产生的冲击越大,越不利于企业主动进行履约,因此碳市场的减排效果可能降低,继而不利于试点地区低碳经济转型。而碳配额分配总量、纳入企业数量和经济处罚对试点地区低碳经济转型的作用不显著。

表 7 制度设计特征对试点地区低碳经济转型影响

	(1)	(2)	(3)
VARIABLES	lnlctfp	lnlctfp	lnletfp
lnpe	-0.0271	-0.0016	0. 0257
	(0.0331)	(0.0556)	(0.0677)
lnnumber	0. 0384	0. 0221	0.0491
	( 0. 0303)	(0.1121)	(0.1142)
mode	0. 1931**	0. 2077 <sup>k*</sup>	0. 2031**
	( 0. 0744)	( 0. 0883)	( 0. 0900)
lnccer	-0. 026\$	-0. 0383	−0. 040 Í*
	(0.0152)	( 0. 0197)	( 0. 0201)
punish	0. 0211	0.0304	0. 0317
	( 0. 0707)	( 0. 1009)	(0.1011)
控制变量	YES	YES	YES
省份固定效应	YES	YES	YES
时间固定效应	NO	YES	YES
省份时间趋势	NO	NO	YES
Observations	60	60	60
R-squared	0. 9154	0. 9551	0. 9572

#### 6 结论与政策启示

本文以中国碳交易试点政策为准自然实验,基于中国

30个省市数据,运用双重差分估计,实证研究了碳交易试 点政策对中国低碳经济转型的影响,得到以下结论:

第一,碳交易试点政策可以带来波特效应,促进中国低碳经济转型,且影响效果逐渐增强,可以实现保护环境与经济发展并行不悖。

第二,碳交易试点政策可以诱发中国的低碳技术创新,显著体现在中国西部地区。

第三,中国碳交易试点政策对中国低碳经济转型的促进作用存在地区异质性作用,西部地区的低碳经济转型效果优于东部和中部地区,其原因是碳交易试点政策诱发了西部地区的低碳技术创新,带来了创新补偿效应,从而促进低碳经济转型。但碳交易试点政策并没有诱发东部和中部地区的低碳技术创新。

第四,试点地区采用混合碳配额分配方式可以促进试点地区的低碳经济转型,而 CCER 交易量越多,越不利于试点地区的低碳经济转型。

基于以上结论,本文政策启示如下:

第一,面对国内外低碳经济转型发展的迫切要求,以及国际减排压力的不断加大,基于市场机制的碳交易试点政策可以促进中国低碳经济转型,且影响效应逐渐增强,表明碳交易试点政策的持续性和稳定性得到保证。因此碳交易试点政策值得在全国大力推进,以促进全球温室气体减排。

第二,积极推进低碳技术创新,鼓励试点企业与科研机构或高校进行合作,提高低碳创新能力,同时国家发改委或中国碳交易市场可以出台相应补贴政策,激发企业进行低碳创新。

第三,为了缩小各地区低碳经济转型的差距,在建设全国碳交易市场时应强调政策设计的公平性,充分考虑各地区的经济发展水平和自然禀赋情况,进一步发挥碳交易市场的作用。

第四,在设计全国碳市场时,碳配额分配方式应该采取混合分配的方式,同时要限制 CCER 交易的比例。

#### 参老文献:

- Fan J, Li J, Wu Y. The Effects of Allowance Price on Energy Demand Under a Personal Carbon trading Scheme [J]. Applied Energy, 2016, 170: 242-249.
- [2] Zhang J Y, Hao J F. Carbon Emission Quota Allocation Among China's Industrial Sectors Based on the Equity and Efficiency Principles [J]. Annals of Operations Research, 2017, 255: 117-140.
- [3] Chris B, Guivarch C, Stephane H. Carbon Prices Across Countries
  [J] Nature Climate Change, 2018, 8(8): 648-650.
- [4] ICAP, Emissions Trading Worldwide: Status Report 2020 [R]. Berlin: International Carbon Action Partnership, 2020
- [5] 林伯强.中国低碳转型[M].科学出版社,2011.
- [6] 李婧,朱承亮,安立仁.中国经济低碳转型绩效的历史变迁与地区差异[J].中国软科学,2013(5):172-187.
- [7] Wang H, Chen Z P, Wu X Y. 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, 2019, 129: 930-938.

(下转第55页)



#### 参考文献:

- Chen W, Song X, Guarda T, et al. Enterprise Management Innovation in the Internet of Things from the Perspective of Contingency [J].
   Journal of Intelligent & Fuzzy Systems, 2019, 37(5): 5829-5836.
- [2] 郭海,沈睿.环境包容性与不确定性对企业商业模式创新的影响研究[J].经济与管理研究,2012(10):97-104.
- [3] 陈国权.面向时空发展的组织学习理论[J].管理学报,2017,14 (7):982-989.
- [4] 李树文,罗瑾琏,梁阜.研发企业内外部学习对组织创新的权变 影响[J].科学学研究,2019,37(11):2092-2101.
- [5] 王水莲.战略性新兴产业商业模式创新系统框架[J].中国科技论坛,2017(2):164-170.
- [6] Thakur P C, Cabrera D D, DeCarolis N, et al. Innovation and Commercialization Strategies for Three-Dimensional-Bioprinting Technology: A Lean Business Model Perspective [J]. Journal of Commercial Biotechnology, 2018, 24(1): 78 87.
- [7] 李苏秀,刘颖琦,张力,等.战略性新兴产业商业模式创新的系统理论框架[J].科学学研究,2018,36(6):1110-1118.
- [8] Saebi T, Lien L, Foss N J. What Drives Business Model Adaptation? The Impact of Opportunities, Threats and Strategic Orientation [J]. Long Range Planning, 2017, 50(5): 567-581.
- [9] 易加斌,谢冬梅,高金微.高新技术企业商业模式创新影响因素实

- 证研究——基于知识视角[J].科研管理,2015,36(2):50-59.
- [10] 刘建刚,马德清,陈昌杰,等.基于扎根理论的"互联网+"商业模式创新路径研究——以滴滴出行为例[J].软科学,2016,30 (7):30-34.
- [11] 屠羽,彭本红,鲁倩.战略性新兴产业商业模式创新与网络治理协同耦合研究[J].华东经济管理,2017,31(11):127-136.
- [12] Zhou K Z, Tse D K, Li J J. Organizational Changes in Emerging E-conomies: Drivers and Consequences [J]. Journal of International Business Studies, 2006, 37(2): 248-263.
- [13] 胡乐炜,赵晶,江毅.基于互联网平台的服务型企业知识共享能力形成及作用过程研究——权变理论视角[J].管理评论,2018,30(10):95-105.
- [14] 李文亮, 赵息.外部学习、环境不确定性与突破性创新的关系研究 [J]. 研究与发展管理, 2016, 28(2): 92-101.
- [15] 杜运周, 贾良定. 组态视角与定性比较分析(QCA): 管理学研究的一条新道路[J]. 管理世界, 2017(6): 155-167.
- [16] Dasgupta M. Business Model Innovation: Responding to Volatile Business Environment in the Indian Banking Industry [J]. Journal of Asia-Pacific Business, 2019, 20(4): 260-280.
- [17] March J G.Exploration and Exploitation in Organizational Learning [J].Organization Science, 1991, 2(1):71-87.

#### 

#### (上接第42页)

- [8] Dong F, Yuan J, Zhang S N.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.
- [9] Zhang Y, Zhang J. Estimating the Impacts of Emissions Trading Scheme on low-carbon Development [J]. Journal of Cleaner Production, 2019, 238: 117913.
- [10] Hu Y C, Ren S G, Wang Y J. Can Carbon Emission Trading Scheme Achieve Energy Conservation and Emission Reduction? Evidence from the Industrial Sector in China [J]. Energy Economics, 2020, 85: 104590.
- [11] Chen S, Shi A N, Wang X. Carbon Emission Curbing Effects and Influencing Mechanisms of China's Emission Trading Scheme: The Mediating Roles of Technique Effect, Composition Effect and Allocation Effect [J]. Journal of Cleaner Production, 2020, 264: 121700.
- [12] 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,2018,30:41-48.
- [13] 陈诗一.中国各地区低碳经济转型进程评估[J].经济研究,2012 (8):33-45.
- [14] 李斌,陈斌.环境规制、财政分权与中国经济低碳转型[J].经济问题探索,2017,10:156-165.
- [15] 李小胜,胡正陶,张娜,等."十二五"时期中国碳排放全要素生产率及其影响因素研究[J].南开经济研究,2018,203(5):78-96.
- [16] Porter M E, Linde V D. Toward a New Conception of the Environment-Competitiveness Relationship [J]. Journal of Economic Perspectives, 1995, 9(4): 97-118.
- [17] Noailly J, Smeets R. Directing Technical Change From Fossil-fuel to

- Renewable Energy Innovation: an Application Using Firm-level Patent Data [J]. Journal of Environmental Economics & Management, 2015, 72: 15-37.
- [18] Aghion P, Dechezleprêtre A, Hémous D. Carbon Taxes, Path Dependency and Directed Technical Change: Evidence from the Auto Industry [J]. Social ence Electronic Publishing, 2016, 124: 1-51.
- [19] Wang Y, Shen N. Environmental Regulation and Environmental Productivity: The Case of China [J]. Renewable and Sustainable Energy Reviews, 2016, 62: 758-766.
- [20] Oh D.A GlobalMalmquist-Luenberger Productivity Index [J]. Journal of Productivity Analysis, 2010, 34(3): 183-197.
- [21] Qin Q, Li X, Li L, Zhen W, Wei Y M. Air Emissions Perspective on Energy Efficiency: An Empirical Analysis of China's Coastal Areas [J]. Applied Energy, 2017, 185(1):604-614.
- [22] Chung Y, Fare R. Productivity and Undesirable Outputs: A Directional Distance Function Approach [J]. Microeconomics, 1995, 51 (3): 229-240.
- [23] 单豪杰.中国资本存量 K 的再估算: 1952-2006 年 [J].数量经济技术经济研究, 2008(10): 18-32.
- [24] 倪鹏飞,白晶,杨旭.城市创新系统的关键因素及其影响机制——基于全球436个城市数据的结构化方程模型[J].中国工业经济,2011,2:16-25.
- [25] Ghisetti C, Quatraro F. Green Technologies and Environmental Productivity: A Cross-sectoral Analysis of Direct and Indirect Effects in Italian Regions [J]. Ecological Economics, 2017, 132: 1-13.
- [26] 李锴,齐绍洲,杨勇.异质性气候政策与出口低碳技术含量[J]. 中南财经政法大学学报,2019,233(2):106-116.