

环境规制政策的碳减排效应研究

刘冰双

贵州大学数学与统计学院, 贵州 贵阳

收稿日期: 2024年9月13日; 录用日期: 2024年10月14日; 发布日期: 2024年11月13日

摘要

21世纪以来, 为了应对日趋严重的环境问题, 各项环境规制政策开始相继出台, 本文选取了其中的碳排放权交易试点政策, 探究环境规制政策的碳减排效应。将碳排放权交易试点政策作为一项准自然实验, 利用2005年到2020年中国29个省市的面板数据, 使用双重差分方法进行了实证分析, 探讨了碳排放权交易试点政策的碳减排效应。实证研究结果表明: 碳排放权交易试点政策对于试点省市有显著的碳减排效应, 并且通过更换样本区间以及安慰剂检验的方式进一步验证了实证结论的稳健性。

关键词

环境规制, 碳排放权交易试点政策, 双重差分方法

Research on the Carbon Emission Reduction Effect of Environmental Regulatory Policies

Bingshuang Liu

School of Mathematics and Statistics, Guizhou University, Guiyang Guizhou

Received: Sep. 13th, 2024; accepted: Oct. 14th, 2024; published: Nov. 13th, 2024

Abstract

Since the beginning of the 21st century, in order to cope with the increasingly serious environmental problems, various environmental regulatory policies have begun to be introduced one after another, and this paper selects the pilot policies of carbon emission trading to explore the carbon emission reduction effects of environmental regulatory policies. Taking the carbon emissions trading pilot policy as a quasi-natural experiment, using the panel data of 29 provinces and cities in China from 2005 to 2020, the DID is used to conduct empirical analysis to explore the carbon emission reduction effect of the carbon emission reduction policy of the carbon emission trading pilot policy. The empirical results show that the pilot policy of carbon emission trading has a significant

文章引用: 刘冰双. 环境规制政策的碳减排效应研究[J]. 电子商务评论, 2024, 13(4): 2990-3004.

DOI: 10.12677/ecl.2024.1341484

carbon emission reduction effect on the pilot provinces and cities, and the robustness of the empirical conclusions is further verified by changing the sample interval and placebo testing.

Keywords

Environmental Regulation, Pilot Policy on Carbon Emissions Trading, Differences-in-Differences

Copyright © 2024 by author(s) and Hans Publishers Inc.

This work is licensed under the Creative Commons Attribution International License (CC BY 4.0).

<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>



Open Access

1. 引言

电子商务作为数字经济的重要组成部分，正深刻影响着人与自然的关系及可持续发展。在全球气候变化背景下，电商行业亦承担起减少碳足迹、促进绿色消费的重任。近年来，中国电商企业积极响应国家“双碳”目标，致力于到 2030 年前实现碳排放峰值，并努力在 2060 年前达到碳中和。

电商环境规制与绿色策略经历了显著演变，从初期的环保宣传引导，逐步转向经济激励与市场机制，如绿色包装、节能减排补贴等。进入 21 世纪，信息披露与透明度成为新趋势，电商平台通过大数据公开商品环境足迹，引导消费者绿色选择。

随着技术的发展，电商政策体系不断升级，从简单的环保倡导，进化为构建绿色供应链体系，推动上下游企业共同承担环保责任。同时，公众参与和舆论监督成为重要力量，通过评价、反馈机制促进商家绿色转型。电商行业正逐步实现从“传统电商”向“绿色电商”的跨越，成为推动人与自然和谐共生的新引擎。

本文研究的是环境规制与碳排放之间的关系，是以碳排放权交易试点政策的碳减排效应视角展开的。本文选择的样本数据是中国各省市 2005 年至 2020 年的省际面板数据，聚焦政策对试点省市的碳减排效应。

2. 文献综述

在对环境规制的碳减排效应研究中，不同的环境规制的碳减排效应都是正向，都显著地促进了碳减排，只是它们的作用机制及对不同地区的影响程度不相同。如史修艺和徐盈之在 2023 年利用双重差分的方法实证评估了低碳城市试点政策实现中国公平性碳减排的效果及相关作用机制。研究表明：中国低碳城市试点政策有效实现了公平性碳减排；低碳城市试点政策主要通过提高工业用能效率和绿色技术创新水平的途径实现公平性碳减排；东中部城市比西部城市的公平性碳减排效果更优，并且减污环境规制在东部地区会产生积极的线性调节效应，在中部地区会产生正“U”型调节效应[1]。薛飞和陈煦在 2022 年采用双重差分法评估了绿色财政政策的碳减排效应。研究发现：节能减排财政政策综合示范城市建设显著降低了示范城市的碳排放水平，其碳减排效应在示范城市建设后的第二年后开始逐年显现，并随着年份的推移逐渐增强。示范城市建设的碳减排效应主要是通过减少能源消耗、降低单位 GDP 能耗、推动产业低碳化和提升绿色技术创新等途径实现的[2]。王军和车帅在 2023 年基于双重差分法和三重差分法，创新性从城市异质性、作用机制、协同减排和动态性等角度弥补了环境信息披露分析的不足。研究发现，环境信息披露对中国城市碳强度具有显著的负向影响，政策效果随着时间演进而呈现日趋强化的特征。环境信息披露对西部城市、五线城市以及非资源型城市的碳强度具有更明显的降低效果。环境信息披露

能够通过科技支出效应、产业结构效应显著降低碳强度，城市化效应则起到相反的作用效果。环境信息披露具有协同减排效应，可以减少工业二氧化硫排放量[3]。朱思瑜和于冰在 2023 年检验排污权交易和碳排放权交易的减污和降碳效应，研究表明，从污染治理视角，排污权交易和碳排放权交易均显著降低了二氧化硫和二氧化碳排放量，实现了减污降碳的协同效应；从政策协同管理视角，在减少二氧化硫污染方面，组合政策比各类政策的单独实施更为有效；在降低二氧化碳排放方面，碳排放权交易比排污权交易和组合政策更为有效[4]。

本文主要研究环境规制中的碳排放权交易试点政策的碳减排效应。中国碳排放权交易市场的筹备工作在 2011 年启动，国家发展和改革委员会在全国范围内确定了 7 个交易试点地区，其中包含了北京、天津、上海、重庆、湖北、广东和深圳，各试点从 2013 年开始陆续启动交易。

与本文相关的文献主要有以下几方面：

(1) 政策对市场的影响：如邓茂芝等 2019 年在试点碳排放权交易市场向全国碳排放权交易市场过渡的初期阶段，对各试点碳市场的流动性进行研究，研究发现在碳市场建立初期，大部分市场都存在流动性低下的问题，但随着市场运行时间增长，配额的流动性不断增强[5]。任胜钢和李波 2019 年对碳排放权交易试点对劳动力市场的影响进行研究，研究发现碳排放权交易显著减少了工业碳的排放量，并对企业劳动力需求具有显著正向影响，促进生产规模扩大是碳排放权交易正向影响企业劳动力需求的有效路径之一[6]。

(2) 政策对绿色创新的影响：如郭蕾和肖有智在 2022 年研究了碳排放权交易试点的创新激励效应。研究结果显示，碳排放权交易试点有显著的创新激励效应[7]。宋德勇等 2021 年运用多期 PSM-DID 方法实证检验碳排放权交易对企业绿色创新的影响，实证结果显示碳排放权交易可以显著促进企业绿色创新[8]。

(3) 政策对其他方面的影响：如张平淡和张惠琳 2021 年检验了环境规制对企业全要素生产率的影响，以及投资效率的中介效应。实证发现，碳排放权交易试点能够提升制造业上市企业全要素生产率，投资效率发挥着部分中介作用，且在非国有企业中发挥着完全中介作用、在非重污染制造业企业中发挥着部分中介作用[9]。张涛等在 2022 年评估碳排放权交易政策对企业投资效率的影响与作用机制，研究结果表明：碳排放权交易能够有效提升企业投资效率，这一作用主要体现在缓解企业投资不足，而对企业过度投资的影响有限[10]。

其次，在关于碳排放权交易试点政策对碳减排效应的影响研究中，各文献从不同方向及不同方法出发都论证了碳排放权交易试点政策显著地促进了碳减排。大部分学者采用合成控制法对碳排放权交易试点政策的碳减排效应进行研究。如张彩江等 2021 年采用合成控制法评估了碳交易试点政策的减排效应，并用中介效应分析了其作用机制。结果发现：碳交易试点政策明显抑制了试点区域的碳排放量增长；碳交易市场能通过促进产业结构升级、提升资源配置效率实现区域碳减排，而技术创新在碳交易试点政策降低区域碳排放中为遮掩效应[11]。李治国和王杰 2022 年利用合成控制法进行准自然实验并结合动态空间杜宾模型综合评估碳交易政策实施的空间减排效应。研究发现：碳排放权交易试点政策整体上有效促进试点地区的碳减排，通过政策溢出效应同时有助于抑制邻近地区的碳排放。碳交易政策减排效应发挥存在较长的周期性，长期内其减排作用逐渐显著，且直接减排作用要远强于间接减排作用[12]。

综上所述，各项环境规制自制定开始就朝着减少碳排放、改善自然环境、促进人与自然和谐的方向前进，也逐步取得了一些阶段性的成功。碳排放权交易试点政策作为一项环境规制政策有效地抑制了试点城市的碳排放，对环境改善有很大的作用。碳排放权交易试点自启动以来对各市场、各企业的绿色创新等都有正向影响，符合该政策的目标要求。且各文献对该政策的碳减排效应的研究都表明其影响是显

著的。但文献数据多来自企业数据。本文将选取 2005~2020 年 29 个省级面板数据,采用双重差分方法考察碳排放权交易试点的碳减排效应。

3. 研究设计

鉴于数据的可得性及全国碳排放权交易在 2021 年开始全面施行。本文的数据使用 2005 年到 2020 年中国各省市的数据进行研究。

2011 年 10 月国家发展改革委公布《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),同意在北京、天津、上海、重庆、广东、湖北、深圳 7 省市启动碳排放权交易地方试点工作。

表 1 展示了各试点省市政策试点开始的时间及公示文件。由于每个省市的正式启动碳排放权交易试点政策的时间点都不一样,且大部分都是在 2013 年下半年和 2014 年上半年启动的,所以本文以 2014 年为政策的实施时间。

本文将先对获取的数据进行简单的描述性分析,接着进行定性分析,最后使用双重差分模型进行实证分析。

Table 1. The opening time and publicity documents of the pilot policies of each pilot province and city

表 1. 各试点省市政策试点开启时间及公示文件

试点省市	开启试点时间	公开文件
北京	2014 年 5 月	《北京市碳排放权交易管理办法(试行)》
天津	2013 年 12 月	《天津市碳排放权交易管理暂行办法》
上海	2013 年 11 月	《上海市碳排放管理试行办法》
重庆	2014 年 4 月	《重庆市碳排放权交易管理暂行办法》
湖北	2014 年 6 月	《湖北省碳排放权管理和交易暂行办法》
广东	2013 年 12 月	《广东省正式启动碳排放权交易》

3.1. 试点城市碳排放量描述性分析

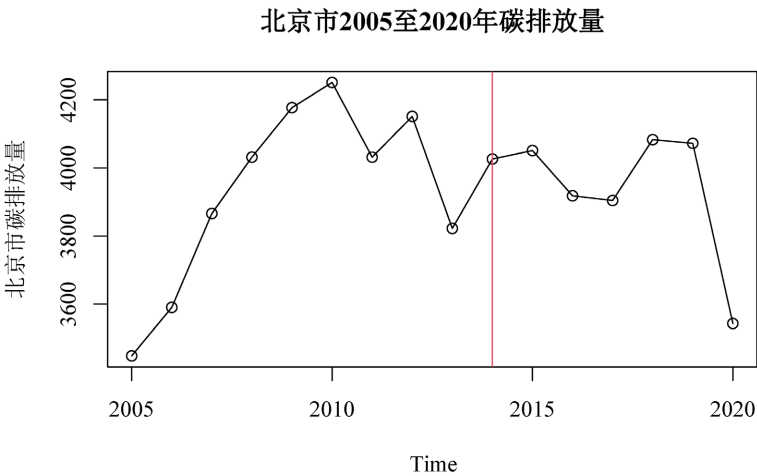


Figure 1. Beijing
图 1. 北京市

天津市2005至2020年碳排放量

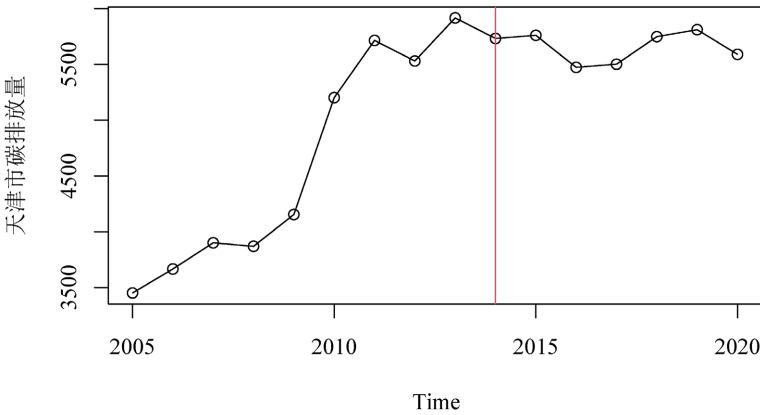


Figure 2. Tianjin city
图 2. 天津市

上海市2005至2020年碳排放量

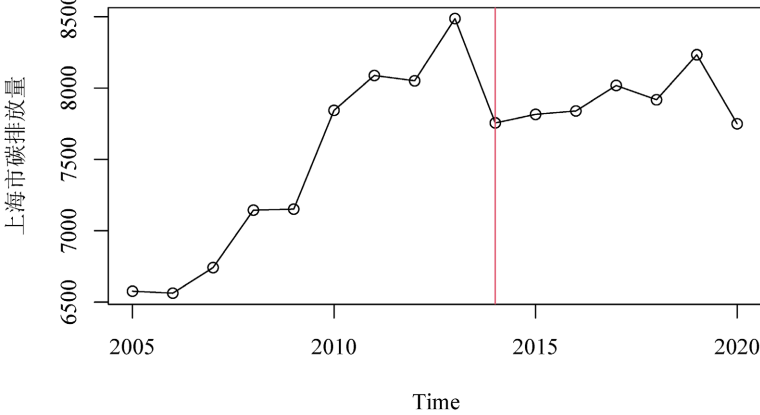


Figure 3. Shanghai
图 3. 上海市

重庆市2005至2020年碳排放量

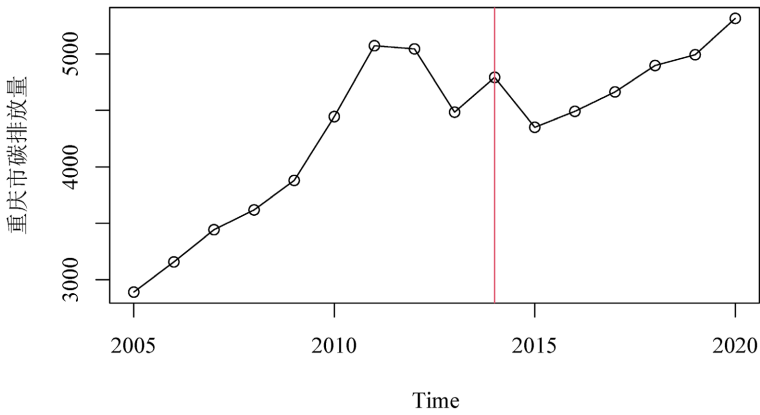


Figure 4. Chongqing city
图 4. 重庆市

湖北省2005至2020年碳排放量

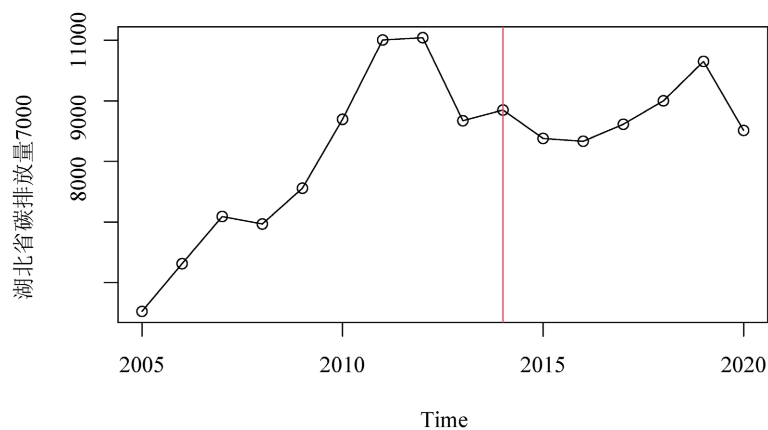


Figure 5. Hubei province

图 5. 湖北省

广东省2005至2020年碳排放量

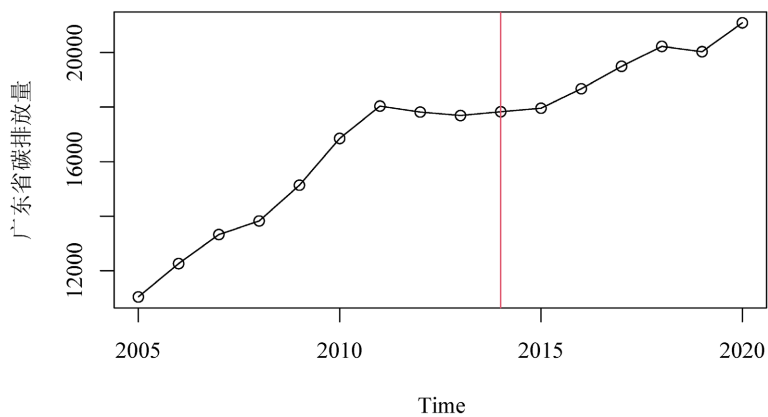


Figure 6. Guangdong province

图 6. 广东省

全国省2005至2020年碳排放量

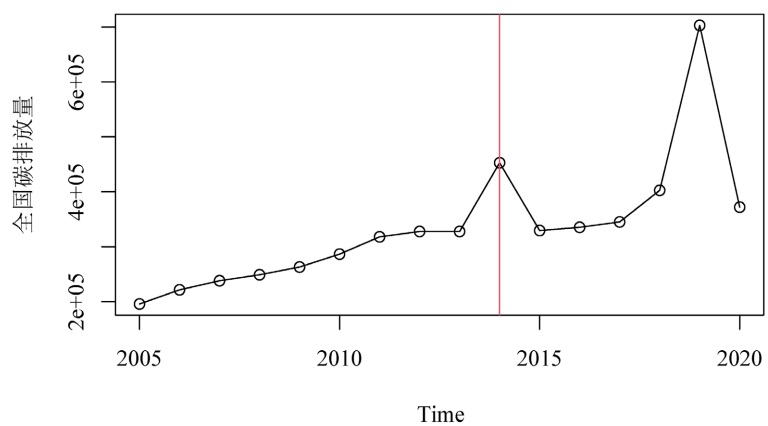


Figure 7. Nationwide

图 7. 全国

3.2. 试点城市碳排放量的定性分析

由上述图 1~7 可以看出,在碳排放权交易试点政策实施前,实验组各省市的碳排放量从 2005 年到 2014 年急剧增长,北京市在 2010 年达到碳排放量的顶峰;天津市在 2013 年达到顶峰;上海市在 2013 年达到顶峰;重庆市在 2011 年达到顶峰;湖北省在 2012 年达到顶峰;广东省在 2011 年达到顶峰。

在 2005 年到 2013 年之间,各试点省市的碳排放量增长趋势与全国的增长趋势相似且都增长幅度很大,这主要由于以下几方面:

第一:能源

能源部门的碳排放量高达全国总排放量的一半。2000 年以来,我国能源投入增长明显快于 GDP 的增长。随着能源行业的快速发展,凸显出许多问题,如能源法制不健全,能源总体规划难以衔接电力、天然气、可再生能源等专项规划,缺乏一体化统筹和部署,能源市场体系不完善,电力、石油、天然气等现货和期货市场体系尚未建立起来等。

第二:工业

工业部门的碳排放量约占全国总排放量的三分之一。2001 年中国成为世贸组织成员国。加入世贸组织加速了中国国民经济增长。自 2009 年以来,中国成为世界第一大贸易国。中国国民经济快速增长,但也伴随着环境污染和资源短缺的问题。工业经济发展是国民经济高速发展的主要动力,其带来的环境问题也占据着重要地位。

第三:交通

2003 年年末,中国铁路网规模达到了 7.3 万公里,2004 年实施《中长期铁路网规划》,中国的铁路开始快速发展,2006 年青藏铁路建成。2008 年中国的第一条高速铁路——京津城际铁路开始运营,中国开始了高铁时代的建设,2011 年世界上商业运营速度最高,里程最长的京沪高速铁路建成通车。到 2012 年年末,全国高速公路的里程已经达到了 9.62 万公里。据统计,中国高速公路服务区约 7500 个,每个服务区一年的二氧化碳排放量约有 500 吨,即全国高速公路服务区每年二氧化碳排放量约可达 375 万吨。且随着经济的发展,客运量与货运量迅速增加,到 2012 年,全国客运量达到了 380 亿人次,全国货运量达到了 410 亿吨,货运周转量达到了 173,804 亿吨公里。

第四:建筑

2001~2010 年,建筑业总产值以 20%左右的增长率稳定上升。2009 年,“4 万亿”救市计划实施,在应对全球金融危机,确保建筑业平稳发展的同时,出现了一些弊端。2010 年开始,建筑业产值与固定资产投资增速虽然显现出下行趋势,但建筑业产值规模仍然保持着快速发展,且可持续发展能力仍显不足,发展模式粗放,发展质量不高,标准化、信息化、精细化水平较低,管理手段落后,建造资源耗费量大,技术进步较慢等问题,也导致了碳排放量的增长。

在政策实施之后,北京市全力推动大气污染防治工作,持续推动产业结构优化和能源清洁转型、大力疏解非首都功能,2020 年的碳排放量相比前几年大幅下降。各试点省市碳排放量的波动趋势与政策实施之前的趋势都不一样了,大体都是在政策实施后有下降,也没有增长到之前的碳排放的峰值。说明这个政策对于实验组各省市的碳排放量都有影响。

3.3. 模型构建

为检验碳排放权交易试点设立是否能够促进碳减排,文章利用双重差分模型展开实证讨论。在此,将 29 个省市分为实验组与控制组,其中实验组包含北京、天津、上海、重庆、湖北和广东 6 个省市(2011 年设立的碳排放权交易试点省份),由于福建省在 2016 年启动碳排放权交易试点政策,所以将除福建、西藏和港澳台地区之外,剩下的 23 个非试点省份作为控制组。具体模型设定如下:

$$y_{it} = c + \delta \text{treated} + \alpha \text{time} + \beta \text{did} + \varepsilon_{it}$$

(1)

公式中， y_{it} 表示 i 省在 t 年时的碳排放量； treated 表示政策试点省市的虚拟变量，试点省份值为 1，非试点省份为 0； time 表示政策实施时间的虚拟变量，政策实施后取值为 1，政策实施前取值为 0。 c 和 δ 分别表示地区、时间的固定效应。另外，交互项 did 的回归系数 β ，用于检验碳排放权交易试点设立对碳减排的因果效应。双重差分模型各参数的含义如表 2 所示。

Table 2. The meaning of each parameter in the difference-in-difference (DID) model

表 2. 双重差分(DID)模型中各参数的含义

	政策实施之前(time = 0)	政策实施之后(time = 1)	差分
实验组(treated = 1)	$c + \delta$	$c + \delta + \alpha + \beta$	$\Delta y_1 = \alpha + \beta$
控制组(treated = 0)	c	$c + \alpha$	$\Delta y_0 = \alpha$
DID			$\Delta \Delta y = \beta$

3.3.1. 变量说明

(1) 被解释变量：碳排放

本文借鉴徐盈之等的方法用各省份消耗煤炭、焦炭、原油、汽油、煤油、柴油、燃料油以及天然气产生的碳排放量，具体算法是将能源消耗量通过折标煤系数统一转换成吨标煤，然后通过碳排放量转换公式计算得到碳排放量[13]。其中各能源折标煤系数如表 3 所示。

Table 3. Table of reference coefficients for coal for various energy sources

表 3. 各种能源折标煤参考系数表

能源名称	参考折标准煤系数(吨标煤)
煤炭(吨)	0.7143
焦炭(吨)	0.9714
原油(吨)	1.4286
汽油(吨)	1.4714
煤油(吨)	1.4714
柴油(吨)	1.4571
燃料油(吨)	1.4286
天然气(万立方米)	13.3

表 4 中展示了各试点省市的部分样本值。

(2) 解释变量：核心解释变量是交互项 $\text{did} = \text{treated} * \text{time}$ ，用来评估碳排放权交易试点政策的碳减排效应。

(3) 控制变量：① 经济发展水平 ($\log G$)：本文选取人均实际 GDP 取对数表示。② 技术水平 ($\log P$)：本文选择专利申请总数取对数来衡量。③ 环境规制 Env ：本文采用治理工业污染的投资额占 GDP 的比

重来衡量地区的环境规制强度。④ 产业结构 Ind：选取产业结构高级化指数来表示，即第二产业增加值占第三产业增加值的比重。各变量名及含义如表 5 所示。

Table 4. Display of carbon emission data of pilot provinces and cities
表 4. 试点省市碳排放数据展示

时间	北京	天津	湖北	广东	重庆
2005 年	3448.12	3450.68	6525.01	11036.26	2890.15
2006 年	3590.52	3665.61	7312.97	12258.57	3157.47
2007 年	3866.10	3900.16	8091.06	13324.72	3442.58
2008 年	4031.68	3868.87	7967.65	13822.49	3618.63
2009 年	4176.95	4153.98	8558.57	15133.93	3879.65
2010 年	4250.93	5201.11	9695.91	16849.45	4445.55

Table 5. Main variables and their meanings
表 5. 主要变量及其含义

变量名称	变量
y_{it}	i 省在 t 年时的碳排放量
treated	虚拟变量，若该值为 1 表示试点省份，如为 0 则为非试点省份
time	虚拟变量，政策实施后取值为 1，政策实施前取值为 0
did	did = treated * time
log G (经济发展水平)	选取人均实际 GDP 取对数表示
log P (技术水平)	选择专利申请总数取对数来衡量
Env (环境规制)	以治理工业污染的投资额占 GDP 的比重来衡量地区的环境规制强度
Ind (产业结构)	第二产业增加值占第三产业增加值的比重

3.3.2. 数据来源

中国第一批确立为碳排放权交易试点政策的试点省市分别于 2013 年下半年、2014 年上半年逐步实施政策，这为本文的研究提供了实验组。为保证碳排放权交易试点设立对碳排放的影响结果准确性，文章以 2014 年为政策的实施时间。选取的样本中剔除了 2016 年开始实施碳排放权交易试点的福建省和数据获取难度较大的西藏及港澳台地区，选取 2005~2020 年 29 个省级面板数据考察碳排放权交易试点政策的碳减排效应。本文的数据主要来自于历年的《中国第三产业统计年鉴》《中国能源统计年鉴》《中国科技统计年鉴》以及《贵州统计年鉴》等。

4. 实证分析

4.1. 平行趋势检验

在使用双重差分模型探索碳排放权交易试点政策和碳排放关系时，一个重要前提是，实验组(6 个试点省市)与对照组(23 个未进行试点的省份)在政策实施点 2014 年之前的碳排放量水平具有共同趋势。若

实验组与控制组之间在碳排放权交易试点政策实施之前满足平行趋势假设，能够确保双重差分法(DID)估计结果误差控制在较小范围。也就是说，在政策实施之前，若实验组与控制组之间变动趋势大体一致，那么双重差分法(DID)对事件发生结果的评估较为精准。若两组样本在碳排放权交易试点实施之前存在系统性差异，从而导致存在不可观测且随时间变化的因素对其产生影响，将无法证明在政策实施后，两组样本的碳排放量变化是否来源于碳排放权交易试点政策，即出现内生性问题。

用时间趋势图检验实验组与控制组的平衡趋势，可以直观地判断是否符合平行趋势的要求，图 8 是政策实施前实验组和控制组的碳排放量均值的图像。

由图 8 对比可以看出，在碳排放权交易试点政策实施前，实验组与控制组的碳排放量的均值增长趋势差异不是很大，趋势的走向大体一致，可以认为双重差分(DID)平行趋势假设成立。

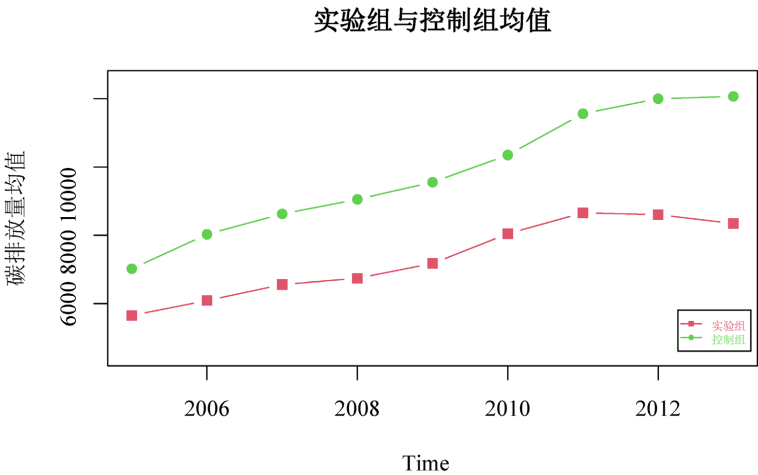


Figure 8. Time trend chart
图 8. 时间趋势图

4.2. 基准回归检验

4.2.1. 基准回归结果

文章以各省市的碳排放量作为被解释变量来估计碳排放权交易试点政策对碳减排的净效应，使用双重差分法对模型(1)进行实证分析，表 6 显示了基准回归模型结果。

Table 6. Difference-in-difference results
表 6. 双重差分结果

变量	系数	标准误	t 值	P > t	[95%置信区间]
time	6222.236	2379.433	2.62	0.009	1546.33, 10898.14
treated	-2486.608	736.86	-3.37	0.001	-3934.637, -1038.579
did	-4978.518	2576.319	-1.93	0.054	-10041.33, 84.29409
_cons	9806.875	470.633	20.84	0.000	8882.018, 10731.73

由表 6 可以得出模型结果为：
$$Y = -4978.518did - 2486.608treated + 6222.236time + 9806.875$$

由结果可以得出，交互项的系数是负数，即碳排放权交易试点政策对于碳排放量是有负向影响的。即在政策实施对于实验组各省市的碳排放量的减少是有效果的，是符合现实情况的。

交互项的 T 检验的 P 值是 0.054，即在显著性水平 10%下交互项是显著性的，碳排放权交易试点政策对于碳排放量的减少是有显著效果的。即在实验组实施碳排放权交易试点政策对实验组各省市都有好的效果。

4.2.2. 动态效应检验

以下，用事件研究法探讨政策效应的动态性。事件研究法的思想，是引入有限个时间虚拟变量，并将其与处理组虚拟变量交乘，考察交乘项的显著性。动态效应检验和平行趋势检验是有区别的，平行趋势检验中，只要考察 0 时期前的交乘项是否显著，如果不显著，说明处理组和控制组在事前并没有显著差异，可以使用 DID。而动态效应检验既考察事前，也关注事后组别之间的差异，如果 0 时期后(包括 0 时期)的交乘项显著，说明政策实施存在一定的持续性效果。表 7 显示了事件研究法的结果。

Table 7. Parallel test results
表 7. 平行检验结果

	Coef.	Std.Err.	t	P > t	[95%Conf.Interval]
time	6855.76	4991.42	1.37	0.170	-2956.567, 16668.09
pr9	2354.009	10973.56	0.21	0.830	-19218.24, 23926.26
pr8	1781.53	10973.56	0.16	0.871	-19790.72, 23353.78
pr7	1653.637	10973.56	0.15	0.880	-19918.61, 23225.88
pr6	1409.809	10973.56	0.13	0.898	-20162.44, 22982.06
pr5	1342.506	10973.56	0.12	0.903	-20229.74, 22914.75
pr4	1418.058	10973.56	0.13	0.897	-20154.19, 22990.3
pr3	818.0071	10973.56	0.07	0.941	-20754.24, 22390.25
pr2	328.7853	10973.56	0.03	0.976	-21243.46, 21901.03
current	-5465.201	10973.56	-0.50	0.619	-27037.45, 16107.05
ti1	-235.8366	10973.56	-0.02	0.983	-21808.08, 21336.41
ti2	-403.0953	10973.56	-0.04	0.971	-21975.34, 21169.15
ti3	-521.7196	10973.56	-0.05	0.962	-22093.97, 21050.53
ti4	-2673.553	10973.56	-0.24	0.808	-24245.8, 18898.69
ti5	-15555.72	10973.56	-1.42	0.157	-37127.97, 6016.524
ti6	-1356.234	10973.56	-0.12	0.902	-22928.48, 20216.01
year					
2006	1009.325	4991.42	0.20	0.840	-8803.002, 10821.65
2007	1607.011	4991.42	0.32	0.748	-8205.316, 11419.34
2008	2032	4991.42	0.41	0.684	-7780.327, 11844.33

续表

2009	2532.773	4991.42	0.51	0.612	-7279.554, 12345.1
2010	3329.157	4991.42	0.67	0.505	-6483.169, 13141.48
2011	4539.674	4991.42	0.91	0.364	-5272.652, 14352
2012	4976.678	4991.42	1	0.319	-4835.649, 14789
2013	5044.625	4991.42	1.01	0.313	-4767.702, 14856.95
2014	3639.619	4991.42	0.73	0.466	-6172.708, 13451.95
2015	-1701.304	4991.42	-0.34	0.733	-11513.63, 8111.023
2016	-1465.466	4991.42	-0.29	0.769	-11277.79, 8346.861
2017	-1101.89	4991.42	-0.22	0.825	-10914.22, 8710.436
2018	1329.498	4991.42	0.27	0.790	-8482.828, 11141.82
2019	14364.73	4991.42	2.88	0.004	4552.402, 24177.06
2020					
_cons	6251.393	3877.432	1.61	0.108	-1371.012, 13873.8

F test that all $u_i = 0$: $F(28, 408) = 3.76$, Prob > F = 0.0000.

表 7 中 pri 表示政策实施之前的时间点, tij 表示政策实施之后的时间点。上述结果表明, 在政策实施之前, pre_i 均不显著, 表明在碳排放权交易试点政策实施之前实验组与控制组并无显著差异, 是符合双重差分模型平行趋势假设的, 这与前述时间趋势图 8 的结果相互印证。

4.3. 稳健性分析

为验证上述结果的稳健性和可靠性, 本部分将采用加入控制变量、更换样本区间检验和时间安慰剂予以检验。

4.3.1. 加入控制变量

前面基准回归中, 政策实施具有负效应, 且显著性水平为 0.1 时是显著的。现在考虑加入控制变量 logG、logP、Env 和 Ind, 再进行 DID 估计, 用来排除其他变量对回归结果的影响。表 8 展示了加入控制变量之后的回归结果。

由表 8 可以看出, 加入控制变量之后, 模型的拟合优度更高, 且 did 估计系数的 T 检验的 $P = 0.066$, 在显著性水平为 10%时仍然是显著的, 表明确实产生了政策效应。

4.3.2. 更改样本区间

考虑到样本容量以及样本选取的时间点可能会对研究结果产生影响, 本文借鉴孙传旺等的方法, 将样本年限缩短至 2005 年到 2018 年进行分析[14]。进行验证碳排放权交易试点政策的碳减排效应。下面的表 9 显示了缩短样本年限之后的双重差分结果。

由表 9 可以看出, 交互项的系数是负数, 说明碳排放权交易试点政策对于碳排放量起着负向的作用。且交互项的 T 检验的 $P = 0.09$, 在显著性水平为 10%的情况是显著的。与之前的基准回归结果一样, 都说明了碳排放权交易试点政策对于碳排放量是显著的负影响, 政策实施之后, 碳排放量减少的趋势。表明了前面基准回归估计的碳排放权交易试点政策的碳减排效应是稳健的。

Table 8. Regression results of adding control variables
表 8. 加入控制变量的回归结果

变量	系数	标准误	t 值	P > t	[95%置信区间]
time	-37.68495	1556.533	-0.02	0.981	-3096.553, 3021.183
treated	-7999.648	2667.613	-3	0.003	-13241.99, -2757.308
did	-4252.227	2309.625	-1.84	0.066	-8791.056, 286.6014
_cons	7992.082	5346.176	1.49	0.136	-2514.115, 18498.28
logG	7316.595	1440.813	5.08	0.000	4485.139, 10148.05
logP	22651.94	93439.44	0.24	0.809	-160973.4, 206277.2
Env	5253.686	1508.204	3.48	0.001	2289.794, 8217.577
Ind	-60140.7	23100.52	-2.60	0.010	-105537.4, -14744.01

Table 9. The result after the reduction of the number of years
表 9. 缩短年限之后的结果

变量	系数	标准误	t 值	P > t	[95%置信区间]
time	4210.158	1461.912	2.88	0.004	1336.209, 7084.106
treated	-2486.608	737.3181	-3.37	0.001	-3936.089, 1037.127
did	-3093.919	1821.126	-1.70	0.090	-6674.039, 486.2002
_cons	9806.875	470.9256	20.82	0.000	8881.091, 10732.66

4.3.3. 安慰剂检验

碳排放权交易试点政策的实施前，实验组与控制组之间的差异不显著，且在实施之后产生了政策效应。所以需要进行安慰剂检验来检验由双重差分法估计出的政策效应是否受到了其他因素的影响。

本文采用安慰剂检验方法是比较常用的，即将研究的样本年限缩短至政策实施之前，并随机设定一个时间点作为政策实施的时间点。本文的研究样本是 2005~2020 年，政策实施的时间点是 2014 年。本文的安慰剂检验将样本设定在 2005 年至 2013 年之间，假定政策的实施年份为 2010 年。下面的表 10 显示了安慰剂检验结果。

Table 10. Placebo test results
表 10. 安慰剂检验结果

变量	系数	标准误	t 值	P > t	[95%置信区间]
Time_new	3036.314	950.4333	3.19	0.002	1164.685, 4907.943
Treated_new	-2012.345	840.9562	-2.39	0.017	-3668.387, -356.302
Did_new	-1067.088	1490.625	-0.72	0.475	-4002.482, 1868.306
_cons	8457.4	548.2825	15.43	0.000	7377.702, 9537.099

由表 10 可以得出，交互项的系数虽然是负数，但是 T 检验的 $P = 0.475$ ，是不显著的，即可以剔除

其他潜在的不可观测因素对碳排放量的影响，即本文估计出的碳排放权交易试点政策的碳减排效应是稳健的。

5. 结论与建议

5.1. 结论

为了研究碳排放权交易试点政策是否有显著的碳减排效应，本文采用 2005 年至 2020 年 29 个省的面板数据，运用双重差分法进行了数据分析。实证研究显示：

(1) 有多种因素对各省市的碳排放量有影响，其中，能源行业、工业行业、交通运输行业和建筑行业的发展对于碳排放量都有影响，且都是正向影响。

(2) 碳排放权交易试点政策对于试点省市有显著的碳减排效应。通过缩短样本年限和安慰剂检验的结果表明，双重差分的结果是稳健的。

5.2. 建议

根据上述研究结果，本文提出以下建议。

第一，发挥碳排放权交易试点政策的减排作用。需要建设碳交易市场，完善碳排放权交易制度，推动碳交易市场的运行以及落实政策的碳减排目标，实现碳排放权交易试点政策最大化的减排效应。政府部门对于碳排放权交易的管理应该更加规范与细化，监督有力；参与碳排放权交易的企业主体意识应当加强，认识到碳减排的重要性及严重性。

第二，促进碳排放权交易试点政策的碳减排效应发挥作用，需要关注科技研发和技术创新对碳排放权交易试点政策碳减排效应的作用。每个行业对于碳排放权交易的反应不一样，对于不同的行业的关注重点应该各不相同。

第三，强化碳排放权交易试点政策的碳减排效应，需要科学地制定碳交易的减排目标，合理分配碳交易名额，控制碳交易成本。

参考文献

- [1] 史修艺, 徐盈之. 低碳城市试点政策的公平性碳减排效果评估——基于工业碳排放视角[J]. 公共管理学报, 2023, 20(1): 84-96, 173.
- [2] 薛飞, 陈照. 绿色财政政策的碳减排效应——来自“节能减排财政政策综合示范城市”的证据[J]. 财经研究, 2022, 48(7): 79-93.
- [3] 王军, 车帅. 双碳目标下环境信息披露的政策有效性研究——来自准自然实验的经验证据[J]. 系统工程, 2023, 41(6): 41-51.
- [4] 朱思瑜, 于冰. “排污权”和“碳排放权”交易的减污降碳协同效应研究——基于污染治理和政策管理的双重视角[J]. 中国环境管理, 2023, 15(1): 102-109.
- [5] 邓茂芝, 任心原, 高淮, 等. 中国试点碳排放权交易市场流动性研究[J]. 华东经济管理, 2019, 33(9): 54-60.
- [6] 任胜钢, 李波. 排污权交易对企业劳动力需求的影响及路径研究——基于中国碳排放权交易试点的准自然实验检验[J]. 西部论坛, 2019, 29(5): 101-113.
- [7] 郭蕾, 肖有智. 碳排放权交易试点是否促进了对外直接投资? [J]. 中国人口·资源与环境, 2022, 32(1): 42-53.
- [8] 宋德勇, 朱文博, 王班班. 中国碳交易试点覆盖企业的微观实证: 碳排放权交易, 配额分配方法与企业绿色创新[J]. 中国人口·资源与环境, 2021, 31(1): 37-47.
- [9] 张平淡, 张惠琳. 环境规制改进企业全要素生产率的路径研究——基于碳排放权交易试点的准自然实验[J]. 江淮论坛, 2021(4): 44-51.
- [10] 张涛, 吴梦萱, 周立宏. 碳排放权交易是否促进企业投资效率?——基于碳排放权交易试点的准实验[J]. 浙江社会科学, 2022(1): 39-47, 157-158.

- [11] 张彩江, 李章雯, 周雨. 碳排放权交易试点政策能否实现区域减排? [J]. 软科学, 2021, 35(10): 93-99.
- [12] 李治国, 王杰. 经济集聚背景下数字经济发展如何影响空间碳排放? [J]. 西安交通大学学报(社会科学版), 2022, 42(5): 87-97.
- [13] 徐盈之, 杨英超, 郭进. 环境规制对碳减排的作用路径及效应——基于中国省级数据的实证分析[J]. 科学学与科学技术管理, 2015, 36(10): 135-146.
- [14] 孙传旺, 罗源, 姚昕. 交通基础设施与城市空气污染——来自中国的经验证据[J]. 经济研究, 2019, 54(8): 136-151.