分类号: 单位代码: 10140

密 级: 公开 学 号: 4032030529

匯 寡大學

硕 士 学 位 论 文

中文题目:	碳排放权交易对企业绿色创新的影响研究
	Research on the Impact of Carbon Emission
英文题目:	Trading on Enterprise Green Innovation

 论文作者:
 温 颖

 指导教师:
 鹿 坪 副教授

 专 业:
 会 计 学

 完成时间:
 二〇二三年五月

申请辽宁大学硕士学位论文

碳排放权交易对企业绿色创新的影响研究

Research on the Impact of Carbon Emission Trading on Enterprise Green Innovation

作者: 温颖

专业:____会计学____

答辩日期: _____2023年5月____

二〇二三年五月・中国辽宁

摘 要

气候变化是全人类的共同挑战,冰川融化速度加剧、海平面上升、极端天气的 频发等严重威胁了人类生存和发展。党的十八大以来,我国以习近平生态文明思想 为指导,把应对气候变化放在治国理政的突出位置,积极实行应对气候变化的国家 战略,促进经济社会发展实现全面绿色低碳转型。2020 年我国向国际社会做出了实现碳达峰碳中和的庄严承诺,积极构建碳达峰碳中和"1+N"政策体系来应对气候变化。党的二十大报告中提出到 2035 年我国发展的总体目标之一就是"广泛形成绿色生产生活方式,碳排放达峰后稳中有降,生态环境根本好转,美丽中国目标基本实现",并就积极稳妥推进碳达峰碳中和作出了相应部署,指出要完善碳排放统计核算制度,健全碳排放权市场交易制度。碳排放权交易政策是我国应对气候变化,促进节能减碳、实现碳达峰碳中和目标的一项重要措施。我国自 2013 年陆续开启的碳排放交易试点为科学评估碳排放权交易推动绿色发展、实现高质量发展提供了研究机会。

基于此,本文以我国碳排放权交易试点政策为例,在对国内外相关文献进行梳理总结的基础上明确了本文的研究思路,从企业角度出发采用多期双重差分法对2010-2020年沪深A股上市公司绿色创新数据进行分析,探究了碳排放权交易对企业绿色创新的影响及其作用机制、环保补助在碳排放权交易与企业绿色创新之间的作用以及碳排放权交易对不同产权性质的企业绿色创新影响的差异。研究结果发现:碳排放权交易能够促进企业进行绿色创新并且该结论具有一定的稳健性;碳排放权交易能够通过提高资产收益率、缓解融资约束来推动企业绿色创新,其中融资约束的缓解是主要的传导路径;环保补助在碳排放权交易促进企业绿色创新中能够起到正向调节作用,企业获得的环保补助越多,碳排放权交易对企业绿色创新的促进作用越强;相比于国有企业,碳排放权交易对非国有企业绿色创新的促进作用更强。

根据研究结论,本文提出了以下政策建议:继续推进碳排放权交易市场建设、 拓宽碳市场覆盖范围,完善碳市场的运行机制,探索兼具公平与效率的配额分配体 系;加大环境责任信息披露力度,鼓励开发碳金融产品;增加环保补助力度,强化 政府监管,根据产权性质的不同设计有差异化的政策,激发国有企业创新活力。

关键词: 碳排放权交易 企业绿色创新 资产收益率 融资约束 环保补助

ABSTRACT

Climate change is a common challenge for all mankind. The increasing rate of glacier melting, rising sea level, and frequent occurrence of extreme weather seriously threaten human survival and development. Since the 18th Party Congress, guided by Xi Jinping's thought on ecological civilization, China has put climate change in a prominent position in its governance, actively implemented national strategies to address climate change, and promoted a comprehensive green and low-carbon transformation of economic and social development. In 2020, China made a solemn commitment to the international community to achieve carbon peak and carbon neutrality, and actively built a carbon peak and carbon neutrality"1+N" policy system to address climate change. In the report of the 20th Party Congress, it is proposed that one of the overall goals of China's development in 2035 is to "widely form a green way of production and life, Steady decline in carbon emissions after reaching peak, fundamentally improve the ecological environment, and basically realize the goal of beautiful China", and made corresponding deployment to actively and steadily promote carbon peak and carbon neutrality, pointing out that it is necessary to improve the carbon emissions statistical accounting system and improve the carbon emissions market trading system. Carbon emissions trading policy is an important measure to address climate change, promote energy saving and carbon reduction, and achieve the goal of carbon peak and carbon neutrality. And China has opened carbon emission trading pilot since 2013 to provide research opportunities for scientific assessment of carbon emission trading to promote green development and achieve high-quality development.

Based on this, this paper takes the pilot policy of carbon emission trading in China as an example, clarifies the research idea of this paper on the basis of combing and summarizing the relevant literature at home and abroad, analyzes the green innovation data of Shanghai and Shenzhen A-share listed companies from 2010 to 2020 by using the multi-period double difference method from the perspective of enterprises, and explores the impact of carbon emission trading on enterprise green innovation and its mechanism of action, the role of environmental protection subsidies in carbon The study investigated the impact of carbon emissions trading on corporate green innovation and its mechanism,

the role of environmental protection subsidies in carbon emissions trading and corporate green innovation, and the difference of carbon emissions trading on green innovation of companies with different property rights. The findings show that carbon emissions trading can promote enterprises' green innovation and the findings are robust; carbon emissions trading can promote enterprises' green innovation by improving the return on assets and alleviating financing constraints, among which the alleviation of financing constraints is the main transmission path; environmental subsidies can play a positive moderating role in carbon emissions trading to promote enterprises' green innovation. The more environmental subsidies enterprises receive, the stronger the promotion effect of carbon emissions trading on enterprises' green innovation; compared with state-owned enterprises, the promotion effect of carbon emissions trading on non-state-owned enterprises' green innovation is stronger.

Based on the findings, this paper proposes the following policy recommendations: continue to promote the construction of the carbon emission trading market and broaden the coverage of the carbon market; improve the operation mechanism of the carbon market and explore a quota allocation system that is both fair and efficient; increase the disclosure of environmental responsibility information and encourage the development of carbon financial products; increase environmental protection subsidies and strengthen government supervision; and design differentiated policies according to the nature of property rights to stimulate the innovative vitality of state-owned enterprises.

Key Words: Carbon emission trading Enterprise green innovation ROA Financing constraint Environmental protection subsidy

目 录

绪论	1
0.1 研究背景	
0.2 研究意义	2
0.2.1 理论意义	2
0.2.2 现实意义	3
0.3 研究内容与框架	3
0.3.1 研究内容	3
0.3.2 研究框架	4
0.4 研究方法	5
0.5 创新点	6
1 文献综述	7
1.1 碳排放权交易的相关研究	7
1.1.1 碳排放权交易的环境效应	7
1.1.2 碳排放权交易的经济效应	7
1.2 绿色创新的相关研究	8
1.2.1 绿色创新的内涵	8
1.2.2 绿色创新的影响因素	9
1.3 碳排放权交易与绿色创新关系的相关研究	
1.3.1 碳排放权交易能够促进绿色创新	
1.3.2 碳排放权交易未能促进绿色创新	
1.3.3 碳排放权交易与绿色创新关系中其他因素的影响	
1.3.4 碳排放交易影响企业绿色创新的机制	
1.4 文献评述	12
2 制度背景	
2.1 碳排放权交易的概念	
2.2 中国碳排放权交易市场的发展	
2.3 中国试点省市碳排放权交易机制设计	
3 理论基础、研究假设与研究设计	
3.1 理论基础	
3.1.1 外部性理论	
3.1.2 科斯定理	
3.1.3 波特假说	
3.2 研究假设 3.3 研究设计	

	3.3	3.1	样本选取与数据来源	22
	3.3	3.2	变量选择	22
	3.3	3.3	模型构建	23
4	实证	正结	5果分析	25
	4.1	描述	述性分析	25
	4.2	相	关性分析	25
	4.3	平征	行趋势检验	26
	4.4	回り	归结果分析	28
	4.5	稳值	建性检验	29
	4.5	5.1	基于 PSM 方法的稳健性检验	29
	4.5	5.2	更改被解释变量度量方式的稳健性检验	31
	4.5	5.3	改变时间窗宽的稳健性检验	32
5	进-	一步	ラ分析	34
	5.1	机制	制分析	34
	5.1	1.1	基于资产收益率(ROA)的分析	34
	5.1	1.2	基于融资约束的分析	35
	5 .1	1.3	中介效应的量化分解	37
	5.2	环位	保补助的调节作用分析	38
	5.3	产材	权异质性分析	39
6			ī启示	
			究结论	
	6.2	政员	策建议	42
4	会会で	计翻	1	11

图表目录

图目录

图 0-1	研究框架图	5
图 4-1	平行趋势检验图	28
表目录	!	
表 2-1	试点省市碳排放权交易机制设计	17
表 3-1	变量定义表	23
表 4-1	变量的描述性统计	25
表 4-2	变量的 Pearson 相关性分析	26
表 4-3	多重共线性检验	26
表 4-4	平行趋势检验回归结果	27
表 4-5	回归结果	28
表 4-6	匹配前后的变量偏差变化情况	30
表 4-7	稳健性检验——PSM 匹配	30
表 4-8	稳健性检验——更改被解释变量度量方式	31
表 4-9	稳健性检验——改变时间窗宽	33
表 5-1	中介效应——资产收益率(ROA)	35
表 5-2	中介效应——融资约束	37
表 5-3	调节效应——环保补助	39
表 5-4	产权异质性	40

绪论

0.1 研究背景

世界工业化进程中,人类的生产力得到了极大的解放、社会经济实现了飞速发展,但与此同时却忽视了对生态环境的保护,其后果日益凸显,其中一个倍受全球关注的环境问题就是气候变化问题,该问题正是一个多世纪以来不可持续的能源和土地利用、生活方式以及消费和生产模式的结果。2020年二氧化碳在地球大气中的浓度值高达 1750年工业化前的 149%,并且增幅高于过去十年的平均年增长率。。联合国政府间气候变化专门委员会(IPCC)第 6次评估报告指出气候系统的不稳定性在不断加剧,最近 50年全球变暖正以过去 2000年以来前所未有的速度发生。温室气体的增加除了会造成全球气候变暖、冰川融化、海平面上升等问题外还会导致产生高温热浪、强降雨、洪水等更多的极端天气。受气候变化、极端天气事件增加等因素影响,1970年至 2019年间,全球共发生了 11000 多起与天气、气候和水相关的灾害,造成 200 多万人死亡和 3.64 万亿美元的损失。并且在 2010-2019年期间,平均每年因与天气有关的事件造成约 2310 万人流离失所,在 2020年上半年水文气象灾害造成约 980 万人流离失所。气候变化问题已经严重威胁了各国社会经济发展和人民的生命财产安全。

气候变化是全人类的共同挑战,没有一个地区能够独善其身,需要全球各地区通力合作。在此共识下,全球多个国家相继签署了《联合国气候变化框架公约》(1992)、《京都议定书》(1997)、《巴黎协定》(2016)这三个应对气候变化的国际法律文本。中国作为全球第二大经济体和第一大发展中国家主动承担了大国责任,积极参与全球气候治理应对气候变化。2015年,习近平主席出席巴黎大会并发表了重要讲话,中国为达成《巴黎协定》作出了历史性贡献;2020年9月,习近平主席在第七十五届联合国大会上郑重宣示:中国将提高国家自主贡献力度,采取更加有力的政策和措施,二氧化碳排放力争于2030年前达到峰值,努力争取2060年前实现碳中和;同年12月,习近平主席在气候雄心峰会上进一步宣布,到2030年中国单位国内生产总值二氧化碳排放将比2005年下降65%以上。此外中国还先

① 数据来源:世界气象组织《2021全球气候报告》。

数据来源:世界气象组织《VMO天气、气候和水极端事件造成的死亡人数和经济损失图集(1970—2019)》。

[®] 数据来源:世界气象组织《2020全球气候报告》。

后制定了《国家应对气候变化规划(2014—2020 年)》、《2030 年前碳达峰行动方案》、《国家适应气候变化战略 2035》等规划。

中国在改革开放的四十多年中社会经济得到了飞速发展,但与之相伴的还有严重的环境污染问题,作为全球最大的能源消费和碳排放国家,要完成减排承诺更需要付出艰苦努力。与此同时,中国作为一个发展中国家,实现碳减排也是推动经济高质量发展的内在要求,进而实现经济与环境的双赢。为达到这一目标,中国借鉴国外经验,实行了碳排放权交易这一重要政策工具,利用市场机制对企业这一碳排放主体进行约束。从理论层面上看碳排放权交易政策通过树立"排碳有成本,减碳有收益"的导向可以增强企业的低碳节能减排意识、引导企业实施绿色发展战略;那么从实践上看,碳排放权交易能否真正促进企业绿色创新,成为实现碳达峰碳中和目标的得力工具还需要进一步进行检验。因此本文从企业角度出发实证检验了中国情境下的碳排放权交易是否能够促进企业绿色创新、探究了其中的作用机制、环保补助在碳排放权交易与企业绿色创新之间的作用以及碳排放权交易对不同产权性质的企业绿色创新影响的差异,能够为更好地发挥碳排放权交易对企业绿色创新的作用提供参考。

0.2 研究意义

本文将中国的碳排放权交易试点政策作为准自然实验,检验碳排放权交易这一 市场型环境规制对企业绿色创新的影响及作用机制,研究具有一定的理论和现实意 义。

0.2.1 理论意义

环境规制影响企业绿色创新行为的相关研究一直是前沿的学术话题,本文从碳排放权交易这一具体的市场型环境规制进行分析,进一步丰富了现有的环境政策对企业绿色创新的研究文献。此外本文从碳排放权交易政策的直接作用对象企业出发,以碳排放权交易试点省市中被纳入碳排放配额管理的企业为处理组来分析碳排放权交易对企业绿色创新的影响,相比于省份、行业等宏观层面的研究,针对微观企业的研究能够规避宏观数据隐含的不准确问题,从而可以更精确的反映了两者之间的关系,结论更加可靠,为支持波特假说理论提供了现实证据。在验证碳排放权交易能够促进企业绿色创新后进一步从资产收益率和融资约束的财务角度出发分析了影响机制,较为全面地展示了碳排放权交易促进企业绿色创新的作用机理及传导

路径,另外还从政府支持的角度出发,探究环保补助在碳排放权交易与企业绿色创新中起到的作用,丰富了研究视角和相关理论。

0.2.2 现实意义

中共十八大以来,我国以习近平生态文明思想为指导,践行新发展理念,在严格保护环境、有效控制温室气体排放的前提下推进高质量发展及高水平保护,建立健全绿色低碳循环发展的经济体系,确保实现碳达峰碳中和目标,推动我国绿色发展走向新高度。而相比于命令型环境规制,近年来国家更加倡导市场型环境规制,从而能够在绿色转型中充分利用各类市场交易机制,发挥市场的导向性作用、企业的主体作用,为绿色发展注入强大动力。因此研究碳排放权交易对企业绿色创新的影响并理清其作用机制,有助于指导企业正确认识市场型环境规制,采取正确的决策进行绿色转型升级进而提高核心竞争力。

国务院 2021 年发布的《关于加快建立健全绿色低碳循环发展经济体系的指导意见》中指出要构建市场导向的绿色技术创新体系,培育绿色交易市场机制,强化企业创新主体地位,进一步健全碳排放权、排污权等交易机制,完善初始分配、市场交易、配套服务等制度。从最初建立碳排放权交易试点地区到建立全国性碳市场,碳排放权交易已经成为我国一项重要的市场型环境规制,因此本文检验碳排放权交易能否促进企业绿色创新不仅为碳排放权交易的进一步推广和完善奠定了基础,还能够验证碳排放权交易这一市场导向的绿色交易市场机制激励企业绿色创新的有效性,为相关政府部门进一步培育和完善绿色交易市场机制提供一定的参考作用。

0.3 研究内容与框架

0.3.1 研究内容

本文以我国碳排放权交易试点政策为例,运用多期双重差分模型衡量碳排放权 交易与企业绿色创新之间的关系,检验碳排放权交易能否促进企业绿色创新及其作 用机制等,最后根据实证分析所得到的结论提出了相关政策建议。全文共分为七大 部分,具体研究内容如下:

第一部分:绪论。首先介绍了本文的研究背景,进而引出了本文的研究内容, 之后对本文的研究意义、研究内容和框架、研究方法进行了阐述,最后介绍了本文 的创新之处。

第二部分: 文献综述。文献综述从碳排放权交易的相关研究、绿色创新的相关

研究及碳排放权交易与绿色创新关系的相关研究这三部分展开,之后系统梳理和总结了国内外相关文献,并以此为基础对现有文献进行了评述,最后针对目前研究存在的薄弱领域提出了改善之处。

第三部分:制度背景。该部分介绍了中国碳排放权交易试点地区和全国碳市场的发展过程,并对深圳、上海、北京、广东、天津、湖北、重庆及福建八个试点地区设计机制进行了介绍,具体包括开市时间、交易平台、首批纳入碳排放配额管理的门槛及单位数量、配额分配方式、支持和激励措施、未履约惩罚。

第四部分:理论基础、研究假设与研究设计。该部分首先分别介绍了外部性理论、科斯定理、波特假说的主要内容,之后通过理论分析提出了本文的研究假设,即碳排放权交易能够促进企业绿色创新。在研究设计部分首先是确定研究样本,本文选取 2010-2020 年我国所有沪深 A 股上市企业为初始样本,根据现有研究对初始样本进行了筛选,将被纳入碳排放配额管理的企业划分为处理组,未被纳入碳排放配额管理的企业划分为对照组,并对数据来源进行说明;之后根据研究内容确定被解释变量、解释变量和控制变量以及各类变量度量方式;最后根据研究假设构建了基准回归模型。

第五部分:实证结果分析。使用 Stata 软件对研究样本的相关数据进行实证检验,实证结果分析部分共分为描述性统计、相关性分析、平行趋势检验、回归结果分析和稳健性检验五大部分,其中稳健性检验包括基于 PSM 方法的稳健性检验、更改被解释变量度量方式的稳健性检验以及改变时间窗宽的稳健性检验。

第六部分:进一步分析。第一节是机制分析,是对中介效应的检验,分别对资产收益率和融资约束这两条路径进行检验,并进一步对中介效应进行量化分解,明确了传导路径各自的贡献;第二节是环保补助的调节作用分析,对环保补助在碳排放权交易与企业绿色创新中起到的调节作用进行检验;第三节是产权异质性分析,对不同产权性质的企业进行分组检验,将整体样本划分为国有企业和非国有企业,检验碳排放权交易对企业绿色创新的作用是否会因产权的差异而有所不同。

第七部分:结论与启示。本部分根据实证检验的结果总结归纳出研究结论,并 基于研究结论提出了有针对性的政策建议。

0.3.2 研究框架

本文的研究框架如图 0-1 所示:

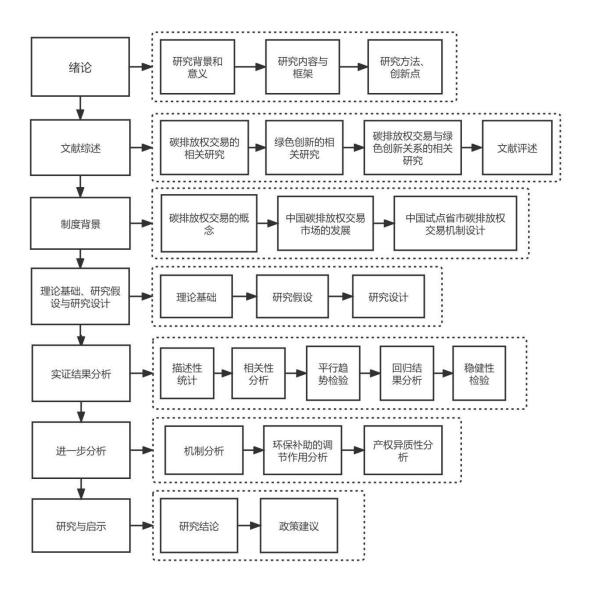


图 0-1 研究框架图

0.4 研究方法

(1) 文献分析法

首先,大量阅读了国内外关于碳排放权交易、绿色创新这两方面的相关文献, 在此基础上进行了详细的梳理及分析总结,深入了解了当前研究的发展现状和研究 思路,对本文的研究起到了一定的启发作用。其次通过研读文献为本文研究奠定了 一定的理论基础,使本文内容有理可循、有据可依。最后本文在分析碳排放权交易 与绿色创新关系的研究现状中,对所研究的问题形成了全面深入的认识并思考了需 要进一步研究的地方,逐渐明确了论文的写作思路。

(2) 双重差分法

本文实证研究部分使用的主体方法是双重差分法(DID),它是近年来运用较

为广泛的科学评估政策效果的研究工具,其基本做法是根据是否受政策影响将研究对象划分为受政策影响的处理组和不受政策影响的对照组,在满足政策实施前处理组与对照组的目标对象拥有相同的变化趋势的前提下,对照组在政策前后的变化量便可当做处理组未受政策影响的变化量,那么处理组在实施政策前后的变化量减去对照组在实施政策前后的变化量,得到的结果就是政策实施的净效应。由于本文研究的政策效果是碳排放权交易对企业绿色创新的影响,我国各碳排放权交易试点的开市时间并不相同,并且各试点相关主管部门每年发布的纳入碳排放配额管理的企业名单会根据实际情况进行调整,一些企业会退出,一些新企业会加入,因此各试点的企业受政策影响的时间会有差异。基于此,本文使用多期双重差分法来检验碳排放权交易对企业绿色创新产生的影响。

0.5 创新点

- (1)从微观视角出发,对碳排放权交易与企业绿色创新之间的关系进行研究。 关于碳排放权交易对绿色创新影响的研究,学者大多是针对第一批碳排放权交易试 点省市进行研究并且主要是从省市区域、行业等宏观层面出发,较少从微观层面对 此进行研究,但企业才是碳排放权交易政策下真正的被约束者。因此本文从企业微 观视角出发不仅纳入了后来的福建试点地区还准确的区分了纳入碳排放配额管理 与未纳入碳排放配额管理的企业,检验碳排放权交易对企业绿色创新所产生的影响, 拓展了该领域的相关文献。
- (2)揭示了碳排放权交易影响企业绿色创新的作用路径并对其贡献进行了量化分解。以往文献较少探究碳排放权交易影响企业绿色创新的机制,本文从财务角度出发,探究了碳排放权交易通过提高资产收益率、缓解融资约束促进企业绿色创新的两条路径,并对不同途径传导机制的贡献进行了定量测算,其中融资约束的缓解是主要传导机制,在促进企业绿色创新中发挥了16.1%的作用。
- (3)从政府支持的角度出发研究了环保补助在碳排放权交易与企业绿色创新关系中的作用,丰富了研究内容。在碳排放权交易政策下,大多数文献并未考虑政府相关支持政策在促进企业绿色创新中起到的作用,本文考察了政府环保补助在该政策下的作用,发现环保补助能够在碳排放权交易促进企业绿色创新中起到正向调节作用,说明了在政府相关配套政策的支持下,碳排放权交易在促进企业绿色创新方面能够发挥出更强的作用。

1 文献综述

1.1 碳排放权交易的相关研究

碳排放权交易是缓解气候变暖的重要工具之一,其首要目的就是为了减少温室 气体的排放,关于碳排放权交易能否实现碳减排一直是该政策效果评估的核心议题, 除此之外学者还极为关注其对经济的影响,因此本部分将从碳排放权交易的环境效 应和经济效应对相关文献进行梳理。

1.1.1 碳排放权交易的环境效应

碳排放权交易通过明确产权利用市场信号引导企业做出决策以实现减排目标,许多文献肯定了碳排放权交易是减少二氧化碳排放的重要手段,但是通过减少经济产出的方式还是促进绿色创新来降低碳排放,不同文献得出了不同的结论。沈洪涛等(2017)基于上市公司的数据通过实证研究发现实施碳排放权交易政策能够有效降低企业的碳排放,但其实现方式主要是减少产量的短期手段而非是通过投入减排技术进行清洁生产的长期减排措施。Zhang et al. (2019)以工业行业为研究对象,也发现了碳减排是通过减少经济产出来实现的。而董直庆和王辉(2021)以省市为研究对象发现相较于未实施碳排放权交易的地区,试点省市碳减排效应明显且逐年增强,其中绿色技术进步的贡献为11.6%。张婕等(2022)研究则发现碳排放权交易显著降低了高耗能企业的碳排放强度,通过低碳技术创新促进高耗能企业实现碳减排。

也有文献指出由于城市性质、地区特征等的不同,碳减排的政策效果也存在着一定差异。Chen et al. (2020)研究发现西部地区省份减排效果最强并且低碳技术创新在其中发挥了中介作用,中部减排效果次之,而东部最弱。Zhang et al. (2020)以城市为研究对象测算发现试点地区的碳排放显著降低了约 16.2%,并且在经济较为发达的东部地区效果尤为突出。刘传明等(2019)通过合成控制法研究发现碳排放权交易的实施减少了试点地区二氧化碳的排放,其中广东、天津、湖北、重庆试点省市的碳减排作用较为显著,这主要是因为各试点省市的经济发展水平、产业结构等方面存在一定差异。邵帅等(2022)通过将试点地区城市划分为能源供给型城市与能源消费型城市,研究发现碳排放权交易均可以通过绿色技术创新促进碳减排但能源供给型城市的碳减排效果要强于能源消费型城市。

1.1.2 碳排放权交易的经济效应

关于碳排放权交易对经济发展的影响,一些文献表明碳排放权交易的实施会抑

制正常的经济生产活动,对经济发展产生负面影响。Tang et al. (2015)研究发现碳排放权交易会有效减少碳排放,但对经济有一定的负面影响。胡玉凤和丁友强(2020)研究发现碳排放权交易对企业全要素生产率、绿色全要素生产率均有显著的负向作用。而一些文献研究发现碳排放权交易不会对经济发展产生负面影响,甚至有利于经济的发展。Marin et al. (2018)对大量欧洲企业就业、平均工资、营业额、全要素生产率和投资回报率等经济指标进行测试发现欧盟排放交易体系并未对经济产生负面影响。廖文龙等(2020)基于中国 30 个省市的数据研究发现碳排放交易可以通过激励创新来促进绿色经济的增长,并且发现该促进作用会随着时间的推移而增强。邵帅和李兴(2022)以 276 个城市为研究对象发现碳排放权交易能够通过促进技术创新、推动产业结构升级显著促进经济高质量发展,并且对东部地区城市、大城市及工业化程度较高城市的高质量发展的促进作用更加明显。

1.2 绿色创新的相关研究

1.2.1 绿色创新的内涵

绿色创新是绿色发展与创新驱动的融合,对绿色创新的理解可从"绿色"和"创新"两部分着手,绿色是环境友好的代名词,蕴含着当今社会对生态环境的重视,创新则是经济发展的灵魂,对于社会而言,绿色创新是协调经济增长和环境保护两者关系的重要因素;对于作为创新体系中坚力量的企业,绿色创新对实现企业竞争力和环境保护共赢至关重要。绿色和创新在十八届五中全会上同时被纳入了国家五大发展理念,绿色创新是推动经济可持续发展、建设生态文明的重要手段,被寄希望于实现经济效益和环境效益的双赢,从而走出经济增长与环境污染相伴的怪圈(郭英远等,2018)。

对绿色创新的研究可追溯至 20 世纪 90 年代,对于绿色创新,学术界并没有一个统一的定义。Mirata et al. (2005)认为绿色创新是符合环境改善趋势的一种创新。李海萍等(2005)认为企业绿色创新是企业为了节能、减少污染、改善环境质量而实施的绿色创新项目,并能够从中持续获得创新经济效益。李旭(2015)对绿色创新相关研究进行了梳理,认为凡是既具有创新的新颖性、价值性特征,同时又能够达到资源节约和环境保护的目的,就可称为绿色创新。任胜钢等(2018)认为绿色创新是以减少损害环境为目的而进行改进的生产技术、过程等,是减轻经济活动给环境造成负面影响的一种重要方式,从而达到经济与环境共赢的局面。世界知识产

权组织(WIPO)界定的绿色创新包括与环境相关的污染物处置技术和减缓气候变化相关的技术,并且发布了绿色清单对相关技术的专利分类号进行说明以供研究者使用。尽管各位学者的表达方式不同但都同时强调了绿色创新的"创新"和"环境收益"两个属性,即在具备创新一般性特征的同时,还具有资源节约和环境改善的特征。(张钢和张小军,2013)

1.2.2 绿色创新的影响因素

与一般创新不同,绿色创新具有典型的"双重外部性",首先绿色创新具有创 新本身知识外溢的正外部性,即进行绿色创新的企业并不能独享成果收益,其他企 业能够通过抄袭等低成本的方式来获得这项新技术,反而为其带来了成本优势;除 此之外,区别于一般创新,绿色创新还能减少对环境的消极影响但并没有其他部门 因此花费支出从而产生环境治理方面的正外部性。由于双重外部性的存在,绿色创 新主要产生的是社会收益而非私人收益,创新者并不能获得全部甚至大部分的社会 收益(Jaffe et al.,1997),这严重挫伤了企业进行绿色创新的积极性。关于影响企业 进行绿色创新的因素主要可分为企业自身的内部因素和企业外部因素两大类,其中 内部因素主要包括企业环境管理水平、企业进行绿色创新的资源和能力,外部因素 主要包括政府的环境规制政策(张杨等,2022)。由于本文研究的是碳排放权交易 这一政府环境规制政策对企业绿色创新产生的影响,结合本文研究对象,本部分重 点阐述环境规制这一外部因素对绿色创新影响的相关研究。环境规制主要可以分为 命令控制型环境规制和市场型环境规制两大类,其中命令控制型环境规制是指相关 部门出台的关于环境的法规、规章等管制制度,比如环境保护法等,其主要特征是 强制性,企业几乎没有选择权,如果不遵守环境制度将会面临严厉的惩罚;市场型 环境规制是政府根据市场机制设计的,目的是通过市场信号激励企业减少环境污染, 比如可交易的排污许可证等激励手段(赵玉民等,2009)。

关于环境规制对绿色创新的影响既有文献存在着不同的结论,第一种观点认为环境规制可以促进绿色创新。著名的波特假说指出合理设计的环境规制可以激励企业创新(Porter et al., 1995),之后大量学者对波特假说进行验证,Hall et al. (2013)指出环境规制能够纠正环境污染的负外部性,在环境政策的干预下,企业能够提高实施绿色创新活动的预期收益,从而刺激企业进行绿色创新活动。王班班和齐绍洲(2016)基于工业行业数据实证检验了命令控制型与市场型两类环境规制的诱发创新效应和作用机理,发现这两类环境规制虽然诱发效应不同但都有助于诱发节能减排技术创新。刘金科和肖翊阳(2022)以中国环境保护税改革为自然实验,使用三

重差分法实证研究发现环保税改革能够有效推动企业进行绿色创新,并进一步发现 环保税改革并非是从根本上激发了减少污染排放的新能源方面的绿色创新,而是集 中于提高化石能源使用效率和在末端降低污染物排放的绿色创新活动。

第二种观点认为环境规制不能诱发绿色创新。Kneller et al.(2012)研究发现环境规制会导致企业的环境资本支出增加,从而挤占了企业的创新投资。You et al.(2019)基于中国 1962 家工业上市公司数据实证发现,在财政分权体制的影响下,环境规制对企业的生态创新产生了明显的抑制作用。尤济红等(2016)基于中国 30 个省级层面数据发现单纯的环境规制对工业部门绿色技术进步的作用不显著。郭进(2019)研究发现严厉的环境行政处罚会显著阻碍绿色创新,而地方性法规规章对绿色创新无显著影响。

第三种观点认为环境规制和绿色创新两者之间并非是简单的线性关系。Yuan et al. (2017) 考察了中国制造业 28 个子行业的面板数据发现环境规制的合理水平决定了环境规制能否促进制造业经济与环境的协调发展,研究结果发现在高生态效率组与低生态效率组中,环境规制对绿色创新的影响呈现倒"U"型,在中等生态效率组中则为"U"型。张娟等(2019)运用省际面板数据进行实证研究,发现环境规制对绿色创新的影响呈现"U"型关系,即绿色创新产出随着规制强度的增加先减小后增大。王珍愚等(2021)基于中国沪深股市上市公司绿色专利数据,通过建立环境规制综合衡量指标,研究发现环境规制对企业绿色创新的影响呈"U"型特征,并且在企业不同所有制类型中及清洁、污染行业类型中的"U"型曲线存在着差异。

1.3 碳排放权交易与绿色创新关系的相关研究

1.3.1 碳排放权交易能够促进绿色创新

一些学者支持碳排放权交易促进绿色创新。Calel et al. (2016)以欧盟碳排放权交易为研究对象研究其对技术变革的影响,结果发现碳排放权交易对企业绿色创新有显著的促进作用,被纳入碳排放权交易的企业的低碳技术专利增加了 10%,同时并未其他技术的专利申请造成排挤。Zhou et al. (2022)使用 2008 年至 2018 年中国城市的面板数据发现碳排放权交易的创新补偿效应大于合规成本效应,可以显著促进试点城市的绿色技术创新,并且环境监管和政府发展战略可以增强这种影响。蔡乌赶等(2018)以上海市纳入碳排放配额管理的上市工业企业为例采用倾向得分匹配法研究碳排放交易对企业生态创新的影响,结果发现碳排放权交易促进了控排企业的生态创新投入。齐绍洲和张振源(2019)以欧盟碳排放权交易 20 个参与国为

研究对象发现欧盟碳排放权交易显著促进了成员国的可再生能源技术创新。王为东等(2020)基于全国 282 个城市的数据采用合成控制法研究发现碳排放权交易能够激励试点地区开展低碳创新活动,并验证了碳排放权交易促进低碳创新的"信号一预期"机制。

1.3.2 碳排放权交易未能促进绿色创新

一些学者不支持碳排放权交易能够促进绿色创新。Chen et al. (2021)以我国上市公司为研究对象,发现试点政策未能实现弱波特假说,绿色专利的比例下降了约9.26%,这主要是由于现金流和预期收益的减少,企业减少了对研发的投资,不利于进行绿色创新。Zhang et al. (2022)基于2008-2017年中国30个省级行政区的面板数据,利用双重差分法发现碳排放权交易对研发投入产生了挤出效应进而抑制了绿色技术创新,并且该抑制作用在东部地区和低排放强度地区更强。张海军等(2019)通过问卷调研分析了中国七个碳排放权交易试点纳入企业对于主要节能减排降碳政策的感知与认识,发现碳排放权交易带来政策压力均处于中游位置,并不是企业在低碳投资决策中优先考虑的政策,并通过实证研究也验证了碳排放权交易并未能有效促进纳入企业的低碳技术创新。

1.3.3 碳排放权交易与绿色创新关系中其他因素的影响

也有学者进一步基于配额分配方式,企业特征、外部环境等的不同来探究碳排放权交易与绿色创新的关系。就配额分配方式而言,Fischer et al. (2007)发现相比于历史法分配,基准法更能促进企业进行低碳创新活动。齐绍洲和张振源(2019)对欧盟碳排放权交易进行研究发现配额分配方式会对可再生能源技术创新产生影响,分配配额的免费比例越低,对可再生能源技术创新的产生的激励作用则越强;另外相较于历史法分配,使用标杆法分配的碳排放权交易更能激励绿色创新。宋德勇等(2021)从我国八个省市分批实施的碳排放权交易试点出发,运用多期PSM-DID方法研究发现基准法和历史法的配额分配方式都会对企业绿色创新产生激励作用,但相比于采用历史法分配,按照基准法进行分配的碳排放权交易对企业绿色创新活动的促进作用更强。就企业特征和外部环境而言,Yang et al. (2023)研究发现碳排放权交易促进了国有企业、大规模企业进行绿色创新,但抑制了非国有企业、小规模企业进行绿色创新。唐国平等(2022)研究发现碳排放权交易能促进民营企业、大规模企业及研发密度较强的企业进行绿色创新,未能促进国有企业、小规模企业及研发密度较弱企业的绿色创新活动。王怀明等(2022)通过研究指出政府管控力度越大时,碳排放权交易对企业绿色创新的推动作用则越强。张杨等(2022)指出

在市场竞争度较低的市场中,碳排放权交易能够促进企业的绿色创新与实质性绿色 创新,但在市场竞争度较高的市场中该作用并不显著。

作为一种市场型环境规制,碳排放权交易政策的良好运行还需要依赖于有效的市场环境,胡珺等(2020)也验证了这一点,研究发现碳排放权交易在碳市场的流动性程度越高的情形下越能促进企业进行技术创新。Cui et al. (2018)基于 2003年至 2015年中国上市公司的专利申请数据,研究发现碳排放权交易试点政策促进了低碳技术的创新,并以碳价格和配额交易周转率衡量试点活跃程度,发现试点越活跃对低碳创新的作用越强。魏丽莉和任丽源(2021)通过研究发现碳价越高,碳排放权交易对企业的绿色技术创新的促进作用则越强。王怀明等(2022)采用碳市场交易天数、交易规模来衡量碳市场的运行状况,结果均发现其值越高即碳市场运行状况越好时,碳排放权交易对企业绿色创新的推动作用则越强。

1.3.4 碳排放交易影响企业绿色创新的机制

关于碳排放交易是如何影响企业绿色创新的,仅有少数学者对此进行了探讨。 Zhao et al. (2022) 研究发现碳排放权交易通过增加收入、缓解融资约束、发放补贴和增加研发投入来促进资源型企业进行绿色创新。王凤荣等(2022) 同时发现了企业环境责任水平、融资约束这两种传导路径,即碳排放权交易可以通过提高企业环境责任水平、缓解融资约束促进企业开展高质量绿色创新。张杨等(2022)的研究则提供了融资成本这一新的视角,并从该角度出发对债务融资成本和权益资本成本这两种可能的传导路径进行检验,结果发现债务融资成本能够在碳排放权交易促进企业绿色创新中起到中介作用。

1.4 文献评述

碳排放权交易受到了学术界的广泛关注,早期的研究主要集中于欧盟碳排放权交易体系,研究中国碳排放权交易的文献自 2012 年逐步增加,根据研究者出发点的不同,关于碳排放权交易的研究可分为减排效果、经济影响、绿色创新等方面,经过国内外学者数年的研究,取得了丰硕的成果,但在探讨碳排放权交易与绿色创新的关系方面仍存在一些地方值得进一步研究。

(1)目前在我国碳排放权交易与绿色创新的研究上主要集中于行业、区域等 宏观层面,从企业层面进行切入的并不多,但实际上企业才是碳排放权交易下真正 的被约束者,这些企业是否会进行绿色创新活动对碳排放权交易这一政策意义重大。

- (2) 在关于碳排放权交易与企业绿色创新的文献中,主要是基于第一批试点进行研究,研究样本可以进一步扩大至后来被纳入的试点,让结果可信度更高。此外有相当一部分文献并未准确的区分出纳入碳排放配额管理的企业与未纳入碳排放配额管理的企业,而是粗略的将各个试点地区的全部企业或者试点地区石化、钢铁、建材、化工、电力、有色、造纸和航空这八大行业涵盖的企业作为处理组,这可能会导致研究结果存在一定偏差。
- (3) 在关于碳排放权交易与企业绿色创新关系的研究中,许多文献忽视了对 碳排放权交易如何促进企业绿色创新进行探究,了解传导机制才能更好的优化该政 策使之更有效。

基于上述分析,本文从微观企业层面出发,以沪深 A 股上市企业为总体样本,并将深圳、上海、北京、广东、天津、湖北、重庆及福建八个试点地区中被纳入碳排放配额管理的企业划分为处理组,其他未纳入碳排放配额管理的企业则归为对照组,采用多期双重差分模型实证研究了碳排放权交易对企业绿色创新是否能够产生促进作用?从财务角度出发探究了资产收益率、融资约束两者是否能够在其中起到传导作用?探究了在政府的支持下环保补助在碳排放权交易对企业绿色创新的影响中是否能够起到正向调节作用?之后对不同产权性质的企业的异质性进行了检验分析,最后根据实证研究得出的结论提出了相关政策建议。

2 制度背景

2.1 碳排放权交易的概念

与传统的命令控制型环境规制政策不同,碳排放权交易是政府利用市场机制设计的,通过市场信号引导碳减排行为,属于市场型环境规制。具体而言,碳排放权交易是由政府确定碳排放的总量,然后根据总量数按照一定规则向企业等主体进行碳排放权配额的初始分配,获得配额的主体及其他市场参与者能够在碳排放权交易市场上进行交易,买入或卖出配额,最终使整体碳排放量得到控制和优化。碳排放权交易的本质就是对二氧化碳等温室气体的限量使用权,通过界定产权将碳排放产生的外部性成本内部化,将碳排放权作为一种商品在交易市场上进行买卖,引导资金从排放多的企业流向排放少的企业,通过经济激励机制促进企业间资源的优化配置进而推动企业进行绿色低碳项目投资,实现碳减排,是能够有效协调经济发展与碳减排两者之间关系的政策工具。

碳排放权交易的正式形成要追溯到 1997 年通过的《京都议定书》,它是人类历史上首个限制各国温室气体排放的国际法案,赋予了碳排放权的稀缺性特征,将其作为一种商品,意味着二氧化碳在内的温室气体的排放行为要受到限制。2002 年英国建立了世界上第一个全国范围内的碳排放权交易市场,2005 年全球第一个多国参与的欧盟碳排放交易体系成立,随后各国也纷纷应用碳排放交易应对气候变化。根据世界银行的报告,截至 2022 年 4 月,全球碳定价机制共有 68 个,覆盖了全球约 23%的温室气体排放量,此外还有 3 个正在推进中,这一共包括了 34 个碳排放交易机制,37 个碳税制度[®]。碳排放交易机制规定了碳排放许可的限额,由市场决定价格,通过市场交易资金直接流向减排成效好企业;而碳税制度则规定了碳排放许可的价格,税率由政府制定,碳排放总量难以控制。相比于碳税,碳排放权交易的灵敏度更高,效率更高,并且可以达到特定的减排量目标,适合用于较为严格的减排形势,这正契合了中国当前紧迫的碳达峰碳中和目标。

2.2 中国碳排放权交易市场的发展

碳排放权交易是利用市场机制减少温室气体排放、推动绿色低碳发展的制度创新,同时也是有助于我国实现碳达峰与碳中和目标的重要政策工具。我国碳排放权

[®] 数据来源: State and Trends of Carbon Pricing 2022。

交易市场的建设是先从试点省市着手,在总结和借鉴试点经验的基础上,全面推进全国碳市场建设,在层层推进中逐渐壮大成熟,这中间走过了近10年的历程。

试点省市阶段: 2011年10月,国家发改委发布了《关于开展碳排放权交易试点工作的通知》,批准碳排放权交易地方试点工作首先在北京、天津、上海、重庆、湖北、广东及深圳这7个省市开展,并要求各个试点省市组织编制碳排放权交易试点实施方案、培育和建设交易平台等基础工作。2013年6月18日,深圳首先正式启动碳排放权交易市场,之后上海、北京、广东、天津的碳市场于年底陆续开市,2014年湖北与重庆的碳市场启动,至此国家批准的7个碳排放权交易试点省市全部开市、实现独立运行。2016年国务院发布了《国家生态文明试验区(福建)实施方案》,其中指出支持福建省进一步深化碳排放权交易试点工作,建立碳排放权交易平台进行交易,在借鉴其他先期试点省市经验的基础上,福建碳市场于2016年12月22日正式启动,成为我国第八个碳市场试点区域。

全国碳市场阶段: 2016年1月,国家发改委发布了《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》,其中指出要共同推进全国碳排放权交易市场的建设,并对全国碳市场启动前的准备工作作出了相应安排。2017年12月,国家发改委发布了《全国碳排放权交易市场建设方案(发电行业)》,将发电行业作为全国碳市场的切入点,将推进碳市场建设工作划分为基础建设期、模拟运行期和深化完善期。2021年7月16日,全国碳排放权交易市场正式开市,这标志着碳排放权交易政策的全面铺开,全国碳市场共纳入了发电行业2162家重点排放单位,覆盖的二氧化碳排放量约45亿吨,是世界规模最大的碳市场。虽然全国碳市场已经开启,但碳排放权交易试点省市仍然继续运行,待条件成熟后再逐步向全国碳市场过渡,全国碳市场未来也将会按照"成熟一个、纳入一个"的原则纳入石化、化工、建材、钢铁、有色金属等其他行业。

2.3 中国试点省市碳排放权交易机制设计

碳排放权交易试点实施方案是由各试点地区结合自身情况分别制定报发改委 审核后实施,由于各个地区的经济发展水平和能源结构状况存在差异,因此各试点 地区的碳排放权交易的总量控制、纳入碳排放配额管理的门槛、配额分配等会存在 一定差异,但基本的思路是一致的,即首先明确碳排放权交易政策的法律地位,比 如政府或相关部门出台碳排放权交易管理暂行办法;然后明确实施方案根据纳入碳 排放配额管理的门槛确定具体的单位名单,并根据各省市设定的总量目标按照配额分配方法给纳入碳排放配额管理的企业分配初始碳排放配额,配额可以在各省市交易平台上进行买卖;之后在履约阶段根据建立的报告和核查制度确定各单位实际的碳排放量,并规定在一定时间范围内上缴与其上一年度实际碳排放量相等的配额数量,否则将会面临惩罚。

各试点省市的方案设计具体如表 2-1 所示。首先从涉及的行业上看,8个试点省市均涵盖了高能耗、高排放的工业行业,除工业企业之外,深圳还纳入了大型公共建筑,上海纳入了航空、铁路、机场、商业等非工业行业,北京纳入了服务业及高校、医院、政府机关等公共机构。从纳入门槛上看,各地的水平不一,其中深圳是年排放量达 3 千吨二氧化碳当量的企业,天津是达到 2 万吨碳排放量,湖北则是年综合能源消费量达到 6 万吨及以上标准煤。从企业配额分配方式上看,大部分省市都是采用一定的方式比如历史排放法、基准线法等为每个纳入碳排放配额管理的企业确定配额,只有重庆采取的是企业申报制度,在该制度下企业向相关部门申请配额,如果企业的申报量总和低于年度控制数,企业的配额按其申报的数量确定;如果企业的申报量总和高于年度控制数,则根据相关规则按照权重确定最终的配额数量。对于结余配额,湖北采取的是予以注销的方式,剩余的配额不能结转至以后年度使用,而其余省市的结余配额均可以结转至以后年度使用。另外,为了推进碳排放权交易制度,各个省市均建立相关保障与激励机制,比如对纳入碳排放配额管理的企业进行财政、金融支持等,并且会对不履约企业进行相关惩罚。

表 2-1 试点省市碳排放权交易机制设计

	深圳		北京	广东
开市时间	2013. 06. 18	2013. 11. 26	2013. 11. 28	2013. 12. 19
交易平台	深圳排放权交易所	上海环境能源交易所	北京绿色交易所	广州碳排放权交易所
首批纳入 碳排放配 额管理的 门槛及单	企业: 3 千吨碳当量 大型公建及政府机关面积达 1 万平 方米	工业行业: 2万吨碳碳排放量 非工业行业: 1万吨碳排放量 (2010年—2011年)	2009-2012 年均排放量: 1 万吨	2011 或 2012 年电力、钢铁、石化和水泥四个行业: 2 万吨碳排放量/能源消费量 1 万吨标准煤
位数量	635 家工业企业和 197 家大型公共 建筑	197	415	202
配额分配 方式	主管部门确定配额; 结余配额可结转	主管部门确定配额; 结余配额可结转	主管部门确定配额; 结余配额可结转	主管部门确定配额; 结余配额可结转
1. 财政支持:优先支持管控单位对 节能减排资助项目的申报。2. 金融 支持:绿色信贷和其他融资服务,		1. 财政支持: 优先支持为按时履约单位安排节能减碳项目财政专项资金。2. 金融支持: 鼓励开发节能收益权质押、节能贷等金融服务。3. 技术推介支持: 为试点企业提供节能减碳技术对接服务。	1. 财政支持: 同等条件优先支持 已履责企业申报环保资金项目和 享受环保资金扶持。2. 金融支持: 鼓励为管控单位提供节能减碳等 相关融资,开展碳产品融资。3. 信用激励: 建立控排企业信用档 案,公布履约和交易的信息。	
未履约惩罚	1.强制扣除,不足从下年度配额中 扣除并处超排量乘以平均价格三倍 罚款。2.公布信用信息。3.取消财 政资金资助,五年内不得获得。4. 国有企业的违规行为通报国资监管 机构,应将其纳入绩效考核。	责令完成配额清缴义务,并可处以 5-10 万元罚款。	责令限期履行,并可根据其超额碳排放量,按照市场均价的 3-5 倍进行处罚。	责令完成清缴义务,未履行的,按照未清缴数量的2倍在下一年度配额中进行扣除,并处罚款5万元。
	天津	湖北	重庆	福建
开市时间	2013. 12. 26	2014. 04. 02	2014. 06. 19	2016. 12. 22
交易平台	天津排放权交易所	湖北碳排放权交易中心	重庆碳排放权交易中心	福建海峡股权交易中心
M. Dr				. I. I 4m fel
首批纳入 碳排放配 额管理的 门槛及单	钢铁、石化、化工、电力等重点排放行业和民用建筑领域:2万吨碳排放量(2009年以来)	重点工业企业: 能源消费量 6 万吨 标准煤(2010、2011 任一年)	工业企业: 2 万吨二氧化碳当量 (2008—2012 年任一年)	电力、钢铁、建材、航空、陶瓷、 石化、化工、有色、造纸行业: 能源消费总量达1万吨标准煤 (2013-2015任一年)
碳排放配 额管理的	放行业和民用建筑领域:2万吨碳排放量(2009年以来)		(2008—2012 年任一年)	石化、化工、有色、造纸行业: 能源消费总量达 1 万吨标准煤 (2013-2015 任一年) 277
碳排放配 额管理的 门槛及单	放行业和民用建筑领域:2万吨碳排放量(2009年以来) 114 主管部门确定配额; 结余配额可结转	标准煤(2010、2011 任一年) 138 主管部门确定配额; 结余配额予以注销	(2008—2012 年任一年) 242 企业申报,政府调整; 结余配额可结转	石化、化工、有色、造纸行业: 能源消费总量达 1 万吨标准煤 (2013-2015 任一年) 277 主管部门确定配额; 结余配额可结转
碳排放配 额管理的 门槛及单 位数量 配额分配	放行业和民用建筑领域:2万吨碳排放量(2009年以来) 114 主管部门确定配额;	标准煤(2010、2011 任一年) 138 主管部门确定配额;	(2008—2012 年任一年) 242 企业申报,政府调整;	石化、化工、有色、造纸行业: 能源消费总量达 1 万吨标准煤 (2013-2015 任一年) 277 主管部门确定配额;

资料来源: 国家及各省市相关部门官方网站

3 理论基础、研究假设与研究设计

3.1 理论基础

3.1.1 外部性理论

外部性概念源于"外部经济",外部经济的概念是马歇尔在 1890 年发表的《经济学原理》中首次提出的,为后人研究外部性问题带来新的思路。1920 年,其学生庇古出版了《福利经济学》一书,其中扩充了"外部不经济"的概念,探究企业或居民对其他企业或居民的影响效果,从福利经济学的视角对外部性问题进行了系统地研究。根据庇古的分析,外部性产生的根本原因是私人边际成本或边际收益不等于社会边际成本或边际收益,其中社会边际收益是指经济主体的某种活动带给社会的有利影响;社会边际成本则是经济主体的某种活动带给社会的不利影响。外部性有正外部性和负外部性之分,负外部性是指某项活动的社会边际成本高于私人边际成本;正外部性是指某项活动的社会边际收益高于私人边际成本;正外部性是指某项活动的社会边际收益高于私人边际成本;正外部性是指某项活动的社会边际收益高于私人边际成本;正外部性是指某项活动的社会边际收益高于私人边际成本,但该主体却不能从受益的主体中获得补偿,也不会因损害其他主体的权益而付出代价,其中有利影响为正外部性,不利影响为负外部性。比如工厂排放的大量废水和有害气体污染了环境,给周围的居民带来健康危害,但却没有对这些居民进行相应补偿,这就是负的外部性;而在家门口自费装了一盏照明灯,邻居也能够享受到照明,但却不能从邻居那得到相应的支付,这就是正外部性。

外部性的存在会导致市场失灵问题,由于不能得到补偿而抑制了正外部性行为的积极性,不用承担相应成本则促进负外部性行为的积极性,无法依靠自由竞争来实现社会福利最大化。因此庇古主张发挥政府干预的作用,对导致负外部性的经济主体进行征税,对产在正外部性的经济主体给予补贴奖励,通过进行征税和补贴可以实现外部成本内部化。这种政策建议被后人称为"庇古税"。二氧化碳等温室气体的排放就是典型的负外部性问题,企业等主体不加限制的肆意排放二氧化碳,会导致温室效应,造成极端气候频发,海平面上升等危害,但碳排放主体却不为此承担成本。如果企业等不为其付出相应的代价,它们将不会有减排的积极性和主动性,会为了追求自身利益继续毫无顾忌的排放二氧化碳,气候问题将进一步加剧,因此需要对这些主体施以额外的成本来实现外部成本内部化,进而对其排放行为进行一定程度的抑制。

3.1.2 科斯定理

20 世纪 60 年代之前,底古税是学者普遍认同的解决外部性的主要手段,1960 年科斯《社会成本问题》的问世打破了这一局面,文章认为通过明晰产权,利用市场力量可以解决外部性问题,对底古税进行了批判。科斯定理并非是科斯本人提出的,而是斯蒂格勒和其他一些学者根据科斯思想做出的归纳总结,形成了两条定理。其中"科斯第一定理"指的是如果交易成本为零,那么不管初始权利是如何界定的,只要产权是明晰的,都可以通过协商谈判、自由交易等市场交易使外部性内在化从而达到资源的最佳配置。由于在现实中交易成本不可能为零,其影响是不可忽略的,科斯认为在考虑市场交易成本的情况下,初始权利的界定会影响经济制度运行效率。由此后人概况出了科斯第二定理,即在存在交易成本的情形下,权利初始界定的不同会造成资源配置效率的不同。科斯第一定理说明了交易成本为零的效率效果与产权如何分配无关,虽然科斯第一定理的假设偏离实际,但是第二定理的逻辑出发点和垫脚石。从科斯定理的表述中可以得出产权是决定经济效率的内生变量,一旦交易成本大于零,产权就是重要的。科斯定理在解决公共资源产生的严重外部性问题上具有重大意义,它引发学者们更深一步地思考和探索产权问题。

1968年经济学家戴尔斯将科斯的产权概念应用于污染控制领域,在其《污染、产权、价格》一书中首次提出了排污权交易的概念,即政府将污染作为一种产权分配或出售给排放者并允许排放者转让这种权利,通过为"排污权"创建市场进行买卖来实现环境资源的优化配置。碳排放权交易正是在排污权交易的基础上发展而来的,其理论基础就是科斯定理,通过明晰企业二氧化碳产权并进行市场交易,能够将其对社会造成的成本内化为企业自身成本,为企业开展清洁技术、减少环境污染提供经济激励,从而能够更有效地配置企业资源。

3.1.3 波特假说

传统的新古典经济学家认为,环境规制将迫使企业分配一部分资源从事污染减排活动从而增加了企业遵循成本,对企业创新的资金产生挤出效应,从而抑制被规制企业的创新能力,削弱企业竞争力。这一观点受到了波特教授的挑战,1991年波特教授提出了捍卫环保的观点,认为严格的环境保护能够让厂商在国际市场中更具竞争优势;之后波特和范德林德(1995)进一步通过进行商业案例和理论分析指出合理设计的环境规制能够激发企业的创新行为,并且能够引发创新补偿效应,企业获得的创新收益可以部分甚至完全抵消遵循进行环境管理所带来的额外成本,使其在市场上更具竞争优势,这便是著名的波特假说。波特指出传统经济学认为环境与经济不可兼得的原因是假设厂商处于静态模式,厂商在这种情况下已经做出了以成

本最小化为目标的资源配置决策,此时对环保支出增加额外投入必然会导致企业成本的增加,打破原有的生产经营平衡,削弱市场竞争力。静态模式下,环保与经济发展之间存在着不可避免的冲突,但是这种静态模式的假设是与现实并不相符,厂商本身具备不断改进的能力,会根据技术等条件的改变调整生产投入及程序,提高生产效率,竞争优势就来源于变动约束条件下的改进与创新,环境规制可以成为激励企业创新,进而提高企业竞争力的途径。

为了从理论和实践上对波特假设进行检验, Jaffe and Palmer(1997)将其进一步区分为"弱波特假设"、"强波特假设"和"狭义波特假设"三个层次。这种区分围绕着"环境规制一创新一竞争力"之间的关系,其中弱波特假设认为设计恰当的环境规制可以刺激创新,强波特假说则主要评估环境规制对企业竞争力的影响,认为环境规制能够提高企业竞争力,狭义波特假设强调设计灵活的环境规制尤其是经济手段比传统的规制手段能够更好地激励企业创新,已有大量研究文献通过研究证实了弱波特假说。

3.2 研究假设

以往文献表明,决策者会通过分析成本-收益,或者是出于竞争优势考虑而进行 绿色创新。碳排放权交易作为一种市场型环境规制,由政府部门按照相关分配规则 为纳入碳排放配额管理的企业分配碳配额并允许在市场上进行交易,若企业的碳排 放总量高于分配配额量,则需要在通过市场交易购买配额进行履约,否则将受到惩 罚。根据碳排放权交易的运行机制及政府保障措施,本文将从以下几个方面分析碳 排放权交易如何积极推动企业绿色创新。

(1) 市场运行机制下的收益激励与成本倒逼

从碳排放权交易的运行机制来看,市场价格在其中起到重要作用,即"谁排放,谁付费;谁减排,谁收益"(孙永平,2020),下面从交易结果上将纳入碳排放配额管理的企业简单划分为配额供给方和配额需求方来进行分析。配额供给方是指那些控排完成比较好的企业,政府分配的配额数量多于企业排放的二氧化碳总量,能够在碳交易市场上出售多余的配额来获取收益,在该利益的驱使下会激励企业进行绿色创新,采用更低碳环保的技术和工艺进行生产运营来使二氧化碳的排放量更少,以此拥有更加富余的配额量,进而通过"卖碳"追求更大的收益。配额需求方是指无法完成控排任务的企业,企业排放的二氧化碳总量超过了政府分配的配额数量,此时需要在碳交易市场上购买碳配额补足缺口来保证履约,这无疑会增加企业的成

本,企业出于消除"买碳"这部分成本甚至希望能够在碳市场中有所收益的想法,同样会倒逼企业进行绿色创新。另外随着碳价的波动,企业会通过预设卖碳的收益和卖碳的支出放大这种经济激励及成本压力(张婕等,2022)。碳排放权交易使得企业绿色创新的收益能够被有效预期,张钢等(2014)指出预期经济收益是决定企业是否采取绿色创新战略的重要因素,如果企业认为开展绿色创新活动将会为企业带来持续的经济利益时,便会基于对经济绩效的考量进行绿色创新。因此出于对成本-收益的考虑,企业会进行绿色创新。

(2) 政府保障下的激励措施与惩罚手段

碳排放权交易能够通过市场价格机制内化环境污染的外部性成本,相比于政策实施前,碳排放权交易的实施增加了企业的压力。为了帮助企业顺利过渡,也为了保证企业按时履约完成控排目标,试点省市的相关政府部门为此出台了一定的支持、激励措施并会对未履约企业进行惩罚。这些支持、激励措施包括财政支持、金融支持、信用激励等,比如纳入碳排放配额管理的企业或按时履约的企业可以优先申报国家或本地区的节能低碳项目、鼓励银行等金融机构为管控单位的节能低碳项目提供融资服务;如果企业未能按时履约,将会面临罚款,取消政策优待等惩罚。刘传明等(2019)、吴茵茵等(2021)分别指出了碳排放权交易下政府的支持作用和行政管控的督促作用,强调了政府在其中的调节作用。因此在政府的激励及惩罚的双重加持下,会激励企业进行绿色创新。

(3) 企业竞争力角度

企业获得长期竞争优势的一个重要驱动因素就是创新,而绿色创新不仅能够满足企业竞争力的需要,还能够实现对环境的保护从而实现绿色可持续发展(李青原和肖泽华,2020)。对于纳入碳排放配额管理的企业,面对配额约束,企业可以维持原有的生产技术和生产工艺,但是对于超排部分需要在碳市场上购买配额,可以通过减少产量来保证碳排放量在给定配额内,也可以通过减排技术进行清洁生产减少碳排放量(沈洪涛等,2017)。但是企业无论是选择在碳市场上购买配额导致成本增加还是为满足给定配额量进行减产导致利润减少,都会削弱企业的竞争力(胡珺等,2020),而进行绿色创新的企业往往更能够得到市场及投资者的青睐(Xu et al., 2016),实现企业竞争力与环境保护的双赢。决定企业生存和长远发展的关键因素是企业竞争力,因此基于长远发展的考虑,企业会有效配置资源开展绿色创新活动。

基于上述分析,本文提出假设:碳排放权交易能够促进企业绿色创新。

3.3 研究设计

3.3.1 样本选取与数据来源

考虑到全国碳排放权交易市场于 2021 年正式开市,为了避免其影响,本文选择了 2010-2020 年我国所有沪深 A 股上市企业作为初始研究样本,并参照胡珺等(2020)、唐国平等(2022)的研究将试点省市中被纳入碳排放配额管理的企业划分为处理组,其他企业则归入到对照组。根据现有研究对本文初始样本进行了以下整理:

- (1)剔除金融保险行业企业样本,主要是考虑到金融保险行业的特殊性,这 些公司的财务核算和数据、监管制度与其他行业存在很大差异。
- (2)剔除被 ST、*ST 以及 PT 的公司,因为这类公司的在生产经营方面存在着一定问题,财务数据经过了一定处理。
 - (3) 剔除变量缺失的企业样本。
- (4)为了避免数据极端值干扰研究结果,对所有的连续变量进行了上下 1%的缩尾处理。

在经过上述处理后,本文共得到 29161 个样本观测值。其中本文的企业绿色专利数据来源于 CNRDS 数据库;试点地区被纳入碳排放配额管理的企业名单来源于发改委、生态环境局、各试点交易所等官方网站;其他相关数据均来自国泰安数据库。

3.3.2 变量选择

(1) 被解释变量

本文的被解释变量是企业绿色创新。在对绿色创新的衡量上,国内外相关文献 广泛采用的指标是绿色专利,绿色专利是绿色创新的主要表现方式也得到了官方认 可,有关衡量绿色创新的专利指标可划分为两大类,分别是绿色专利申请量和绿色 专利授权量。本文考虑到专利授权量会存在滞后性,从申请到相关部门授权要经历 1-2 年的时间,但是专利在申请过程中就能够对企业产生一定的作用,相比于专利 授权量,专利申请量更能反映政策冲击对企业行为的影响和企业实际创新的时间, 更及时可靠,因此本文参照徐佳和崔静波(2020)的衡量方式,选取企业当年申请 的绿色专利数量来衡量,具体的计算方式为企业当年申请的绿色专利数量加1再取 对数。

(2)解释变量

本文的解释变量是企业是否受碳排放权交易政策约束的虚拟变量,即如果企业i 在第 t 年是被纳入碳排放配额管理的企业则取值为 1,如果是未被纳入碳排放配额管理的企业则取值为 0。我国深圳、上海、北京、广东、天津、湖北、重庆及福建地区碳排放权交易的启动时间不同,关于如何确定政策最初的实施时间则可参照邵帅和李兴(2022)的研究,如果碳排放权交易政策是在当年 6 月 30 日之前实施视为当年实施,如果是在 6 月 30 日之后才实施则视为下一年实施。因此根据试点地区碳排放权交易正式开市的时间(见表 2-1),可确定深圳地区政策开始实施的时间是 2013 年,上海、北京、广东、天津、湖北、重庆政策开始实施的时间是 2014 年,福建地区政策开始实施的时间是 2017 年。

(3) 控制变量

本文参照王凤荣等(2022)和张杨等(2022)的研究选取企业规模、企业年龄、资产负债率、营收增长率、股权集中度、独立董事占比、是否两职合一作为控制变量。

变量具体定义如下表 3-1 所示。

变量分类	变量名称	变量符号	变量定义
被解释变量	企业绿色创新	GI	以企业的绿色专利申请数,包括绿色发明专利申请数和 绿色实用新型专利申请数表示,加1之后再取自然对数
解释变量	是否受碳排放权 交易政策约束	Treat	企业当年被纳入碳排放配额管理取值为1,否则为0
	企业规模	Size	企业总资产的自然对数
	企业年龄	Age	企业的成立时间期限
	资产负债率	Lev	企业总负债与企业总资产的比例
控制变量	营收增长率	Growth	(当期营业收入一上期营业收入)/上期营业收入
	股权集中度	Top1	第一大股东持股总数占总股本的比例
	独立董事占比	Indep	独立董事人数占董事会成员的比例
	是否两职合一	Dua1	总经理和董事长兼任取值为1,否则为0

表 3-1 变量定义表

3.3.3 模型构建

我国深圳、上海、北京、广东、天津、湖北、重庆和福建八个试点省市开启碳 排放权交易的时间存在不同,并且相关部门每年公布的纳入碳排放配额管理的企业 名单存在一定调整,因此企业受到碳排放权交易政策影响的时间存在差异,基于此, 本文通过构建多期双重差分模型来检验上述研究假设。 为了检验碳排放权交易能够促进企业进行绿色创新的假设,本文构建了基准回归模型,如式 3-1 所示。

$$GI_{it} = \beta_0 + \beta_1 Treat_{it} + \sum_i \beta_i Control_{it} + \lambda_t + \mu_i + \varepsilon_{it}$$
(3-1)

其中 GI_{it} 代表企业 i 第 t 年的绿色创新水平, $Treat_{it}$ 代表企业 i 第 t 年是否被纳入碳排放配额管理,Control 代表控制变量,包括企业规模、企业年龄、资产负债率、营收增长率、股权集中度、独立董事占比、是否两职合一, λ_t 为年份固定效应, μ_i 为企业固定效应, ϵ_{it} 为模型的误差项。该模型主要关注系数 β_l ,其反映了碳排放权交易对企业绿色创新的影响,如果 β_l 显著为正则说明碳排放权交易能够促进企业绿色创新。

4 实证结果分析

4.1 描述性分析

表4-1报告了主要变量的描述性统计结果。其中GI的最小值为0,最大值为4.431,中位数为0,标准差为1.105,说明样本企业的绿色创新水平差异较大且整体偏低;Size 的最小值为19.796,最大值为26.105,平均值为22.110,说明我国上市企业的规模普遍较大;Age 的最小值为4,最大值为32,标准差为5.739,说明上市公司的成立年限差别较大;Lev 的最小值为0.049,最大值为0.888,标准差为0.209,可见不同企业之间的财务风险差别很大;Growth的最小值为-0.569,最大值为2.499,标准差为0.4,说明不同企业之间的营收增长率有正有负,差别很大;Indep的最小值为0.333,最大值为0.571,标准差为0.053,说明企业之间的独立董事占比的差别并不大;Top1的最小值为0.088,最大值为0.745,标准差为0.148,说明不同企业自的第一大股东持股占比存在很大差别;这些控制变量的数据特征与现有文献基本是一致的。

	样本量	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
GI	29161	0.784	1.105	0.000	0.000	4.431
Treat	29161	0.030	0.170	0.000	0.000	1.000
Size	29161	22.110	1.286	19.796	21.924	26.105
Lev	29161	0.418	0.209	0.049	0.409	0.888
Growth	29161	0.170	0.400	-0.569	0.108	2.499
Age	29161	17.252	5.739	4.000	17.000	32.000
Indep	29161	0.375	0.053	0.333	0.353	0.571
Top1	29161	0.346	0.148	0.088	0.325	0.745
Dual	29161	0.284	0.451	0.000	0.000	1.000

表 4-1 变量的描述性统计

4.2 相关性分析

表 4-2 报告了变量的 Pearson 相关性分析, Treat 对 GI 的系数在 1%水平上显著为正,初步判断碳排放权交易能够对企业绿色创新起到正向影响,而本文所选取的控制变量均与 GI 显著相关,因此对这些变量进行控制是有必要的。另外整体来看,除了 Lev 与 Size 两者的相关系数超过了 0.5,其他变量之间的相关系数都没有超过 0.5,可以初步得出各变量之间不存在严重的多重共线性。表 4-3 报告了多重共线性的检验结果,可以发现方差膨胀因子 VIF 值均在 1 附近,并未超过 5,因此变量间

并没有严重的多重共线性,可作进一步回归分析。

GI Treat Size Lev Growth Age Indep Top1 Dual 1.000 GI 0.095*** Treat 1.000 0.377*** 0.142^{***} Size 1.000 0.176^{***} 0.039*** 0.523*** Lev 1.000 0.025*** -0.022*** 0.033*** 0.025^{***} Growth 1.000 0.029^{***} 0.063*** 0.199^{***} 0.193*** -0.075*** Age 1.000 0.017*** 0.013**Indep 0.002 -0.009 -0.001 -0.003 1.000 0.049*** 0.194*** 0.056^{***} Top1 0.010^{*} 0.002 -0.104*** 0.045^{***} 1.000 0.025*** -0.109*** -0.044*** -0.026*** -0.016*** -0.182*** -0.156*** 0.106^{***} Dual 1.000

表 4-2 变量的 Pearson 相关性分析

注: *、**、***分别表示在10%、5%、1%的水平下显著。

1	2年3 多重八线压恒规	
Variable	VIF	1/VIF
Size	1.50	0.665
Lev	1.40	0.713
Age	1.09	0.917
Top1	1.07	0.936
Dual	1.06	0.945
Treat	1.03	0.975
Indep	1.01	0.986
Growth	1.01	0.990
Mean VIF	1.15	

表 4-3 多重共线性检验

4.3 平行趋势检验

使用双重差分模型的一个重要前提条件是首先要满足平行趋势假设,即纳入碳排放配额管理的企业和未纳入碳排放配额管理的企业的绿色创新水平在政策实施前的变化趋势是一致的,不存在系统性差异,这样使用双重差分法才是有效的。由于企业被纳入碳排放配额管理的时间并不一致,因此本文借鉴 Jacobson 等(1993)的研究方法,使用事件研究法进行平行趋势检验,具体而言,本文将企业被纳入碳排放配额管理年份的前后 3 年作为研究时段,观察对应的回归系数的显著性,其中post0 代表企业被纳入碳排放配额管理的年份,pre_代表企业被纳入碳排放配额管理之前的若干年。表 4-4 报告了平行趋势检验的回归结果,图 4-1 报告了 95%置信区间下的平行趋势检验,均可以

发现政策实施之前(pre1、pre2、pre3)对应的回归系数均不显著,这说明纳入纳入碳排放配额管理的企业和未纳入纳入碳排放配额管理的企业在未受到政策干预前,绿色创新不存在显著差异,满足平行趋势假设。

表 4-4 平行趋势检验回归结果

	5万位地口97777
	GI
pre3	0.116
	(1.435)
pre2	0.114
	(1.544)
pre1	0.072
	(0.911)
post0	0.103
	(1.375)
post1	0.147**
	(2.105)
post2	0.195***
	(2.804)
post3	0.118^*
	(1.697)
Size	0.322***
	(15.807)
Lev	-0.044
	(-0.736)
Growth	-0.025**
	(-2.539)
Age	-0.032
	(-1.381)
Indep	0.363**
	(2.396)
Top1	-0.196*
	(-1.764)
Dual	0.004
	(0.235)
Constant	-6.212***
	(-11.970)
Firm FE	Yes
Year FE	Yes
N	29161
R^2	0.185
** ***分别表示:	左 100/ 50/ 10/的水

注:括号内为 t 统计量, *、**、***分别表示在 10%、5%、1%的水平下显著。

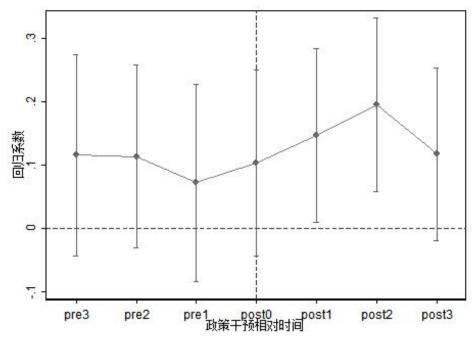


图 4-1 平行趋势检验图

4.4 回归结果分析

表 4-5 报告了基准回归的结果,即根据构建的模型 (3-1) 对本文假设进行检验,在该回归模型中 Treat 的系数是关注的重点,它反映了碳排放权交易对企业绿色创新影响,若系数显著为正,则说明碳排放权交易有助于企业绿色创新水平的提高。回归结果中的第一列在仅控制企业固定效应和年份固定效应,未加入控制变量的情况下报告了 Treat 对 GI 的基础结果, Treat 的系数为 0.212 且在 1%的水平上显著;第二列不仅控制了企业固定效应和年份固定效应,还加入了企业规模、企业年龄、资产负债率、营收增长率、股权集中度、独立董事占比、是否两职合一这些控制变量, Treat 的系数为 0.249,仍在 1%的水平上显著为正,这说明在碳排放权交易提高了纳入碳排放配额管理企业的绿色创新专利的申请量,碳排放权交易对于企业绿色创新的影响是正向的,本文的假设得到了验证。

表 4-5 回归结果

(1) (2)

GI GI

Treat 0.212*** 0.249***
(3.590) (4.434)

Size 0.323***
(15.896)

续表 4-5 回归结果

	77777	*
	(1)	(2)
	GI	GI
Lev		-0.037
		(-0.625)
Growth		-0.025**
		(-2.552)
Age		-0.031
		(-1.346)
Indep		0.355**
		(2.362)
Top1		-0.191*
		(-1.721)
Dual		0.005
		(0.264)
Constant	0.335***	-6.260***
	(21.107)	(-12.129)
Firm FE	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes
N	29161	29161
R^2	0.151	0.185
). XI 🖽		

4.5 稳健性检验

4.5.1 基于 PSM 方法的稳健性检验

倾向得分匹配法(PSM)的原理是利用倾向得分值从对照组中为处理组中的个体 匹配出相似的个体将其作为新的对照组,该方法能够有效降低样本选择偏误和其他 混杂因素的干扰。具体的做法是采用 Logit 模型,以 Treat 为因变量,以企业规模、 资产负债率、营业收入增长率、企业年龄、独立董事占比、第一大股东持股比例和 两职合一作为相关匹配变量,然后采用 1:1 近邻匹配的方法来匹配出样本。在配对 完成之后,对匹配后的样本观测值进行重新估计。

表 4-6 报告了匹配前后的变量偏差变化情况,从结果可以看出匹配之后的变量偏差绝对值都小于 10%,Rosenbaum 和 Rubin(1985)认为相关变量在匹配之后的偏差绝对值不超过 20%,就可以说明变量的匹配是符合标准的,缩小了处理组和对照组之间的差距,得到了较好的匹配结果。另外通过匹配之后的 P 值也可以观察到其值均大于 0.1,说明在匹配之后相关变量的 t 统计量都不显著,也能证实在经过倾向得分匹配后,处理组和对照组之间的匹配变量没有明显的差异,匹配估计结果合

偏差变化 均值 变量 匹配前后 t 值 p 值 处理组 控制组 偏差绝对值 缩减率 匹配前 23.158 22.078 78.1 24.56 0.000Size 匹配后 23.158 23.135 1.7 97.9 0.31 0.754 23.8 匹配前 0.464 0.416 6.61 0.000 Lev 匹配后 0.4640.459 2.5 89.3 0.52 0.603匹配前 0.119 0.171 -14.7 -3.780.000 Growth 匹配后 0.28 0.119 0.115 1.2 91.8 0.782 38.9 匹配前 19.327 17.189 10.82 0.000Age 匹配后 -3.8 90.2 -0.7819.327 19.536 0.438 匹配前 0.379 0.375 7.3 2.22 0.026 Indep 91.6 匹配后 0.379 0.380 -0.6 -0.120.904 匹配前 0.3880.345 27.8 8.42 0.000Top1 匹配后 0.388 0.3805.3 81.1 1.03 0.302 匹配前 0.244 0.286 -9.5 -2.680.007Dual 66.8 匹配后 0.244 0.258 -3.1 -0.670.506

表 4-6 匹配前后的变量偏差变化情况

表 4-7 报告了经过倾向得分匹配法(PSM)之后的回归结果,回归结果中的第 一列在仅控制企业固定效应和年份固定效应,未加入控制变量的情况下报告了 Treat 对 GI 的回归结果, 其系数为 0.531, 在 5%的水平上显著; 第二列同时控制了企业 固定效应、年份固定效应以及上述控制变量, Treat 的系数为 0.567, 仍在 5%的水 平上显著为正。综上同样说明了碳排放权能够促进企业绿色创新,进一步验证了本 文基准回归的结果, 其结论具有稳健性。

表 4-7 稳健性检验--PSM 匹配

	(1)	(2)
	GI	GI
Treat	0.531**	0.567**
	(2.307)	(2.386)
Size		0.314***
		(2.733)
Lev		0.103
		(0.330)
Growth		-0.074
		(-1.100)

续表 4-7 稳健性检验——PSM 匹配

* * * * *		
	(1)	(2)
	GI	GI
Age		-0.302*
		(-1.772)
Indep		-0.036
		(-0.044)
Top1		-0.555
		(-0.941)
Dual		0.018
		(0.194)
Constant	0.219	-2.700
	(0.960)	(-0.738)
Firm FE	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes
N	1686	1686
R^2	0.179	0.211

4.5.2 更改被解释变量度量方式的稳健性检验

鉴于一些文献使用绿色专利的授权数来衡量企业绿色创新,因此本文参照李青原和肖泽华(2020)的研究,使用绿色专利授权数(GI_s)作为被解释变量重新进行回归,具体衡量方式为企业的绿色专利授权数加 1 之后再取自然对数,企业的绿色专利授权数是将绿色发明专利授权数和绿色实用新型专利授权数进行加总。表4-8 报告了替换被解释变量之后的具体回归结果,回归结果中的第一列在仅控制企业固定效应和年份固定效应,未加入控制变量的情况下报告了 Treat 对 GI_s 的回归结果,其系数为 0.206,在 1%的水平上显著;第二列同时控制了企业固定效应、年份固定效应以及上述控制变量,Treat 的系数为 0.237,仍在 1%的水平上显著为正。综上同样验证了碳排放权能够促进企业绿色创新,进一步说明了本文基准回归的结论具有稳健性。

表 4-8 稳健性检验——更改被解释变量度量方式

	(1)	(2)
	GI_s	GI_s
Treat	0.206***	0.237***
	(3.441)	(4.187)
Size		0.251***
		(13.595)

续表 4-8 稳健性检验——更改被解释变量度量方式

	(1)	(2)
	GI_s	GI_s
Lev		0.065
		(1.188)
Growth		-0.042***
		(-4.585)
Age		-0.013
		(-0.617)
Indep		0.210
		(1.610)
Top1		-0.108
		(-1.003)
Dual		-0.026
		(-1.573)
Constant	0.244***	-5.005***
	(16.849)	(-10.632)
Firm FE	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes
N	29161	29161
R^2	0.160	0.188
÷11目 4 44 .	*** // 데(= = + 100/	70/ 10/44 4 東丁日本

4.5.3 改变时间窗宽的稳健性检验

基准回归的时间区间为 2010-2020 年,其中 2020 年由于新冠疫情的影响,整体经济下行,对企业冲击较大,因此为了剔除新冠疫情的影响,本文将样本时间区间缩短至 2010-2019 年,共得到 25515 个样本观测值,基准回归结果见表 4-9 所示。回归结果中的第一列在仅控制企业固定效应和年份固定效应,未加入控制变量的情况下报告了 Treat 对 GI 的回归结果,其系数为 0.229,在 1%的水平上显著;第二列同时控制了企业固定效应、年份固定效应以及上述控制变量,Treat 的系数为 0.273,仍在 1%的水平上显著为正。综上说明了本文基准回归的结论是稳健的,碳排放权能够促进企业绿色创新。

表 4-9 稳健性检验——改变时间窗宽

	(1)	(2)
	GI	GI
Treat	0.229***	0.273***
	(3.801)	(4.719)
Size		0.330***
		(15.178)
Lev		-0.004
		(-0.068)
Growth		-0.029***
		(-2.812)
Age		-0.020
		(-0.859)
Indep		0.373**
		(2.316)
Top1		-0.256**
		(-2.111)
Dual		0.007
		(0.329)
Constant	0.342***	-6.524***
	(22.017)	(-11.826)
Firm FE	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes
N	25515	25515
R^2	0.170	0.205

5 进一步分析

5.1 机制分析

5.1.1 基于资产收益率(ROA)的分析

资金投入对企业进行绿色创新活动至关重要。碳排放权交易的实施可以让企业通过"卖碳"获得收益,是企业的额外的收入来源,能够增加企业的利润,提高企业资产收益率,改善了企业的财务状况和现金流(刘晔等,2017),缓解企业进行研发投入的资金约束,从而会增加对绿色创新活动的资金投入,促进绿色创新发展,形成良性循环发展(Yang et al., 2023); 另外资产收益率的提高会对企业形成较强经济激励,是企业进行绿色创新的动力之一,从而促使企业开展绿色创新活动。大量研究文献也认为资产收益率是影响企业创新的重要因素,资产收益率较高的企业申请的专利也更多(冯根福等,2021)。因此本文将从资产收益率的角度探究碳排放权交易影响企业绿色创新的作用机制。

本文将资产收益率(ROA)作为中介变量,构建模型(5-1)来检验资产收益率这一作用机制。

$$GI_{it} = \beta_{0} + \beta_{1}Treat_{it} + \sum_{i} \beta_{i}Control_{it} + \lambda_{t} + \mu_{i} + \varepsilon_{it}$$

$$ROA_{it} = \alpha_{0} + \alpha_{1}Treat_{it} + \sum_{i} \alpha_{i}Control_{it} + \lambda_{t} + \mu_{i} + \varepsilon_{it}$$

$$GI_{it} = \gamma_{0} + \gamma_{1}Treat_{it} + \gamma_{2}ROA_{it} + \sum_{i} \gamma_{i}Control + \lambda_{t} + \mu_{i} + \varepsilon_{it}$$

$$(5-1)$$

其中资产收益率 (ROA) 是净利润与总资产的比值,数据来自于国泰安数据库,其他变量的含义与上文一致。在 β_1 和 α_1 均显著的情况下,如果 γ_1 和 γ_2 都显著,则说明该变量起到了部分中介作用;如果 γ_1 不显著, γ_2 显著,则说明该变量起到了完全中介的作用。

对模型(5-1)进行回归得到了以下检验结果,见表 5-1。其中第一列是对基准回归的检验,即碳排放权交易能够促进企业绿色创新;第二列是检验碳排放权交易对资产收益率(ROA)的影响,Treat 对 ROA的系数为 0.007,在 5%水平上显著为正,说明碳排放权交易能够提高企业的资产收益率;第三列在加入资产收益率(ROA)后 ROA对 GI的系数为 0.255,在 5%水平上显著为正,Treat 对 GI的系数为 0.247,在 1%水平下显著为正。这说明资产收益率(ROA)在碳排放权交易促进企业绿色创新中起到了部分中介作用,验证了资产收益率这一作用机制的成立,即碳排放权交易的实施能够通过卖碳使企业获得额外的收入,提高了资产收益率使其有更多的资金可以投向绿色创新活动,同时也能够激励企业进行绿色创新,最终促进企业绿色

	(1)	(2)	(3)
	GI	ROA	GI
Treat	0.249***	0.007**	0.247***
	(4.434)	(2.189)	(4.407)
ROA			0.255**
			(2.492)
Size	0.323***	0.017***	0.319***
	(15.896)	(12.627)	(15.581)
Lev	-0.037	-0.174***	0.007
	(-0.625)	(-33.590)	(0.110)
Growth	-0.025**	0.031***	-0.033***
	(-2.552)	(29.521)	(-3.280)
Age	-0.031	0.002	-0.031
	(-1.346)	(1.031)	(-1.372)
Indep	0.355**	-0.008	0.357**
	(2.362)	(-0.715)	(2.379)
Top1	-0.191*	0.064***	-0.207*
	(-1.721)	(7.926)	(-1.858)
Dual	0.005	0.002	0.004
	(0.264)	(1.134)	(0.243)
Constant	-6.260***	-0.273***	-6.190***
	(-12.129)	(-7.227)	(-11.969)
Firm FE	Yes	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes
N	29161	29161	29161
R^2	0.185	0.262	0.186

表 5-1 中介效应——资产收益率 (ROA)

5.1.2 基于融资约束的分析

外部融资是企业进行研发投入重要的资金来源(Czarnitzki et al., 2011),但创新活动从投入到产出需要一定的周期并且存在着不确定性,对于投资者而言属于高风险项目,并且由于信息不对称会使投资者难以区分出好项目和坏项目,企业难以获得资金支持(Hall and Lerner, 2010);碳排放权交易政策的实施能够引导资金流向纳入碳排放配额管理的企业,一方面政府会对纳入碳排放配额管理的企业进行金融支持,鼓励银行优先为纳入碳排放配额管理的企业的节能低碳项目提供融资服务,开发配额担保融资等新型金融产品,这在一定程度上缓解了企业融资难的问题。另一

方面碳排放权交易政策促进了企业对节能减排信息的披露,这样可以减轻外部投资者与企业之间的信息不对称,进而获得更多的资金支持。Li et al. (2018) 研究发现碳排放权交易会促进被纳入碳排放配额管理的企业在社会责任报告中进行碳信息披露以期获得更多外部利益相关方的支持。沈洪涛等(2019) 也发现碳排放权交易能够有效提高企业的碳透明度,碳信息的披露增加投资者对企业的了解,降低了信息不对称,有利于获得投资者的支持从而缓解融资约束(Qi et al., 2021)。企业面临的融资约束越小,意味着企业吸收外部资金的能力越强,这减少了企业向绿色转型这一过程中的资金压力,有助于企业开展绿色创新活动。因此本文将从融资约束的角度探究碳排放权交易影响企业绿色创新的作用机制。

本文将融资约束作为中介变量,构建模型(5-2)来检验资产收益率这一作用机制。

$$GI_{it} = \beta_{0} + \beta_{1}Treat_{it} + \sum_{i} \beta_{i}Control_{it} + \lambda_{t} + \mu_{i} + \varepsilon_{it}$$

$$SA_{it} = \alpha_{0} + \alpha_{1}Treat_{it} + \sum_{i} \alpha_{i}Control_{it} + \lambda_{t} + \mu_{i} + \varepsilon_{it}$$

$$GI_{it} = \gamma_{0} + \gamma_{1}Treat_{it} + \gamma_{2}SA_{it} + \sum_{i} \gamma_{i}Control + \lambda_{t} + \mu_{i} + \varepsilon_{it}$$

$$(5-2)$$

其中 SA 代表的是融资约束,关于如何衡量融资约束,相关文献中比较有代表性的测度方法有 KZ 指数、WW 指数、SA 指数,而在 KZ 指数和 WW 指数的构造中含有很多具有内生性的变量,因此为了避免受到内生性的干扰,本文参考鞠晓生等(2013)的研究选取 SA 指数对融资约束进行衡量,SA 指数是 Hadlock and Pierce(2010)使用企业规模和企业年龄这两个具有较强外生性的变量构建的,能够相对简洁 客观的反映出企业的融资约束状况。具体的衡量方式为:SA=-0.737*Size+0.043*Size^2-0.040*Age,其中 Size 是企业规模(单位为百万元)的自然对数,Age 是企业的成立时间期限。本文测算出的 SA 指数都是负值,其绝对值越大说明企业面临的融资约束越严重。该模型及其他变量的含义与上文一致。

对模型(5-2)进行回归得到了以下检验结果,见表 5-2。其中第一列是对基准回归的检验,即碳排放权交易能够促进企业绿色创新;第二列是检验碳排放权交易对融资约束的影响,Treat 对 SA 的系数为 0.042,在 1%水平上显著为正,由于 SA 指数为负值,其值越大,企业面临的融资约束越小,因此 Treat 对 SA 的系数显著为正说明碳排放权交易能够缓解企业的融资约束;第三列在加入融资约束(SA)后,SA 对 GI 的系数为 0.955,在 1%水平上显著为正,Treat 对 GI 的系数为 0.209,在 1%水平下显著为正。这说明融资约束在碳排放权交易促进企业绿色创新中起到了部分中介作用,验证了融资约束这一作用机制的成立,即碳排放权交易的实施有效缓

解了企业的融资约束, 更有能力获取外部资金, 为企业进行绿色创新研发提供了资 金支持,从而促进企业绿色创新。

	表 5-2 中介效	效应——融资约束	
	(1)	(2)	(3)
	GI	SA	GI
Treat	0.249***	0.042***	0.209***
	(4.434)	(4.902)	(3.739)
SA			0.955***
			(6.841)
Size	0.323***	-0.015***	0.338***
	(15.896)	(-3.308)	(16.177)
Lev	-0.037	-0.046***	0.006
	(-0.625)	(-4.968)	(0.109)
Growth	-0.025**	-0.010***	-0.015
	(-2.552)	(-7.828)	(-1.546)
Age	-0.031	-0.035***	0.002
	(-1.346)	(-13.618)	(0.094)
Indep	0.355**	0.004	0.352**
	(2.362)	(0.194)	(2.360)
Top1	-0.191*	0.074***	-0.262**
	(-1.721)	(4.050)	(-2.376)
Dual	0.005	0.006^{**}	-0.001
	(0.264)	(2.362)	(-0.047)
Constant	-6.260***	-2.831***	-3.557***
	(-12.129)	(-27.088)	(-6.160)
Firm FE	Yes	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes
N	29161	29161	29161
R^2	0.185	0.841	0.191

注: 括号内为 t 统计量, *、**、***分别表示在 10%、5%、1%的水平下显著。

5.1.3 中介效应的量化分解

为了进一步量化资产收益率(ROA)和融资约束两种作用机制在碳排放权交易 促进企业绿色创新中各自起到的贡献,本文参考宋弘等(2019)、董直庆等(2021) 的研究方法对这两种机制进行了贡献量化分解,结合构建的中介模型,各作用机制 贡献分解公式为 $\mathbf{y}_{2*}\mathbf{\alpha}_{1}/\mathbf{\beta}_{1}$ 。根据上述回归结果进行计算,可以得到资产收益率(ROA) 对促进企业绿色创新的贡献占比为0.7%,融资约束对促进企业绿色创新的贡献占比 为 16.1%, 这表明当前阶段碳排放权交易政策更多依靠缓解融资约束来促进企业绿 色创新,这可能是因为我国的碳排放权交易机制还处于初步阶段,配额分配制度宽松,导致碳价不高(沈洪涛等,2019),通过卖碳得到的收益不高从而造成资产收益率对促进企业绿色创新的贡献较低。

5.2 环保补助的调节作用分析

环保补助是政府推动企业绿色转型的一种支持性制度安排,作为一种专项补助其资金管理应符合《关于加强环境保护补助资金管理的若干规定》,其中指出环保补助资金应用于重点污染源治理和环境综合性治理,不得更改为其他用途挪作他用。为保障试点工作的顺利开展,试点省市政府部门会对管控企业开展节能减排等环保项目给予一定奖励或补贴,比如《深圳市碳排放权交易管理暂行办法》中明确指出主管部门支持管控单位优先申报国家或本地区的节能减排资助项目;《湖北省碳排放权管理和交易暂行办法》也指出对于进行碳减排管控的企业,在申报国家、省节能减排等相关项目和政策扶持时,相关主管部门应当予以优先支持。沈洪涛等(2017)研究发现政府环保补贴能够促使企业增加对减排技术的投入,这是由于政府规定环保补贴属于专款专用,必须投入到节能环保活动中。企业得到的环保补助越多,意味着在政府的扶持下将会有更多的资金流向绿色创新项目(Zhao et al., 2022)。为了丰富研究内容,本文将进一步探究环保补助能否在碳排放权交易促进企业绿色创新中起到正向调节作用。

本文将环保补助作为调节变量,构建模型(5-3)来检验环保补助在碳排放权交易促进企业绿色创新中起到的调节作用。

 $GI_{ii} = \beta_0 + \beta_1 Treat_{ii} \times Sub_{ii} + \beta_2 Treat_{ii} + \beta_3 Sub_{ii} + \sum \beta_i Control_{ii} + \lambda_t + \mu_i + \varepsilon_{ii}$ (5-3) 其中 Sub_{ii} 代表企业 i 第 t 年的环保补助水平,本文借鉴于芝麦(2021)的研究,使用规模调整后的环保补助水平进行衡量,并且由于数值较小使用百分数表示,具体衡量方式为: 环保补助*100/期末总资产。环保补助数据来源于国泰安数据库中政府补助数据,按照"绿色、低碳、节能、减排"等有关环保的关键词进行识别所得。该模型中其他变量含义同上,模型主要关注交乘项的系数 β_1 ,如果 β_1 显著为正,则说明环保补助能在碳排放权交易与企业绿色创新之间起到正向调节作用。

对模型 (5-3) 进行回归得到了以下检验结果,见表 5-3。其中回归结果中的第一列在仅控制企业固定效应和年份固定效应,未加入控制变量的情况下报告了Treat×Sub对 GI 的回归结果,其系数为 1.110 且在 5%的水平上显著;第二列同时控制了企业固定效应、年份固定效应以及上述控制变量,Treat×Sub 的系数为 1.191,

仍在 5%的水平上显著为正。综上说明环保补助在碳排放权交易促进企业绿色创新中的正向调节作用得到了验证,即企业获得的环保补助越多,碳排放权交易机制对企业绿色创新的推动作用越明显。

表 5-3 调节效应——环保补助

~ ~	000 44 1.700	- 1 DK 11 293
	(1)	(2)
	GI	GI
Treat×Sub	1.110**	1.191**
	(2.100)	(2.235)
Treat	0.213***	0.249***
	(3.589)	(4.414)
Sub	-0.708***	-0.645***
	(-4.524)	(-4.204)
Size		0.323***
		(15.860)
Lev		-0.036
		(-0.594)
Growth		-0.026***
		(-2.586)
Age		-0.031
		(-1.347)
Indep		0.358**
		(2.388)
Top1		-0.197*
		(-1.780)
Dual		0.005
		(0.250)
Constant	0.345***	-6.232***
	(21.629)	(-12.086)
Firm FE	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes
N	29161	29161
R^2	0.152	0.186

注:括号内为 t 统计量, *、**、***分别表示在 10%、5%、1%的水平下显著。

5.3 产权异质性分析

上述内容已经论证了碳排放权交易对企业绿色创新的促进作用,但不同所有制结构的企业在与政府关系、资源获取、发展目标、市场竞争等方面存在着不同的特征,因此国有企业和非国有企业在碳排放权交易政策的影响下其绿色创新水平是否

存在一定程度的差异值得本文进一步研究,从而有助于进一步理解碳排放权交易的影响机制。本文按照企业产权性质的不同将其划分为国有企业和非国有企业,并对其进行分组检验,结果如表 5-4 所示。对国有企业和非国有企业两组的检验均是在加入控制变量、控制企业固定效应和年份固定效应下进行的,其中在国有企业样本下,Treat 对 GI 的系数为 0.131,在 10%水平下显著;在非国有样本下,Treat 对 GI 的系数为 0.405,在 1%水平下显著。从回归结果可以看出虽然碳排放权权交易无论对国有企业还是非国有企业均能产生促进企业绿色创新的作用,但是相比于国有企业,非国有企业样本下 Treat 对 GI 的系数显著性水平有了明显提升并且系数也显著增大,说明碳排放权交易对非国有企业绿色创新的影响更大。

表 5-4 产权异质性

	衣 5-4 厂权并则性	•
	(1)	(2)
	国企	非国企
Treat	0.131*	0.405***
	(1.886)	(4.233)
Size	0.345***	0.321***
	(8.313)	(13.238)
Lev	-0.076	0.026
	(-0.621)	(0.392)
Growth	0.012	-0.049***
	(0.681)	(-4.048)
Age	0.004	-0.043
	(0.109)	(-1.534)
Indep	0.552^{**}	0.214
	(2.248)	(1.133)
Top1	-0.450**	-0.114
	(-2.216)	(-0.871)
Dual	-0.036	0.019
	(-1.046)	(0.846)
Constant	-7.208***	-6.025***
	(-6.897)	(-10.146)
Firm FE	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes
N	9877	19284
R^2	0.213	0.170

注: 括号内为 t 统计量, *、**、***分别表示在 10%、5%、1%的水平下显著。

对上述结果可能的解释是,非国有企业自负盈亏,相对于国有企业资源获取渠

道有限,面临的市场竞争更为激烈,因此对外部信息也因此更加敏感,能快速捕捉 到碳排放权交易带来的成本压力和创新激励;并且由于非国有企业的相比于国有企 业的资源配置效率较为高效、生产要素的流动更加灵活,能快速做出绿色创新的反 应来补偿环境规制成本、获取绿色竞争优势以实现利润最大化;而国有企业与政府 之间有着特殊的政治纽带,其关系更加紧密,在财政补贴、税收优惠等方面会得到 更多的优待,在面临碳排放权交易产生的成本压力和创新激励时,有着较强的博弈 能力和政策消化能力,因此受到政策冲击相对较小,对信息的敏感性也较弱,并且 由于国有企业受制于内部体制等方面的原因,资源配置能力相对较弱,反应也相比 于非国有企业迟钝;此外,国有企业的高管通常会面对较为严格的业绩考核制度, 而这种回报周期长和失败风险大的绿色创新活动很难为其在较短的任期中争取到 晋升筹码,因此对碳排放权交易对国有企业绿色创新的激励作用较弱。综上,相比 于国有企业,碳排放权交易对非国有企业绿色创新的影响会更大。

6 结论与启示

6.1 研究结论

本文选择 2010-2020 年我国沪深 A 股上市企业作为研究对象,将深圳、上海、北京、广东、天津、湖北、重庆及福建八个试点省市中被纳入碳排放配额管理的企业作为处理组,其他企业则归入对照组,运用多期双重差分模型研究碳排放权交易对企业绿色创新的影响并对此进行了稳健性检验。为了更好地理解碳排放权交易对企业绿色创新的作用机制、环保补助在其中起到的作用,以及认识对不同产权性质的企业的影响效果,本文进一步进行了中介效应检验、调节效应检验和异质性分析,得到了以下研究结论:

第一、碳排放权交易能够促进试点地区纳入碳排放配额管理的企业进行绿色创新,并且该结论在经过 PSM 检验、更改被解释变量衡量方式和改变时间窗宽后依然成立,具有稳健性。在碳排放权交易的作用下,企业出于对成本-收益、政府奖惩以及竞争力的考量,会主动选择开展绿色创新活动,从而促进了企业绿色创新水平的提升。

第二、本文从财务视角探究了碳排放权交易促进企业绿色创新的机制,通过中介效应检验发现碳排放权交易能够通过提高资产收益率、缓解融资约束这两条路径促进企业绿色创新,并且通过对中介效应进行分解发现融资约束的缓解对促进企业绿色创新的贡献要大于资产收益率的贡献,说明在当前的碳排放权交易政策下企业主要通过缓解融资约束能够获取更多的资金,为企业绿色创新活动提供支持,从而促进了企业绿色创新。

第三、通过对环保补助进行调节效应检验得出环保补助在碳排放权交易促进企业绿色创新中能够起到正向调节作用,企业获得的环保补助越多,碳排放权交易对企业绿色创新的推动作用越明显;同时异质性分析显示碳排放权交易虽然对国有企业和非国有企业的绿色创新均有促进作用,但是对非国有企业的促进作用显著增强,这可能是由于资源获取、市场竞争、资源配置等方面的差异造成的。

6.2 政策建议

第一、继续推进碳排放权交易市场建设、拓宽碳市场覆盖范围。实证研究发现 碳排放权交易能够有效促进企业绿色创新,这表明实施碳排放权交易政策能够破解 企业的发展困局,推动企业完成绿色转型,同时也对整体实现节能减排目标具有重要的积极作用。基于此,政策制定者应继续推进碳排放权交易市场的建设、不断拓宽碳市场覆盖范围,纳入更多的企业。目前全国碳市场已经建立,但覆盖范围较为单一,仅仅纳入了发电行业,为了充分发挥碳排放权交易政策的作用,在条件许可的情况下应推动更多的行业企业纳入碳市场,助力企业整体绿色创新水平的提升。

第二、完善碳市场的运行机制,探索兼具公平与效率的配额分配体系。碳排放权交易能够通过提高资产收益率促进企业绿色创新,但发现贡献并不突出,可能的一个原因就是当前的碳价水平并不高,无法充分发挥出经济激励的全部能效。造成碳价不高的原因有很多,而其中一个很重要的原因就是分配给企业的配额较多、对配额需求较低,导致碳价不高,无法充分发挥碳市场的活力。因此建设兼具公平与效率的配额分配体系十分重要,有利于合理碳价的形成、增强对企业的经济激励更能促进企业进行绿色创新活动,同时也有助于碳市场的有效运行。

第三、加大环境责任信息披露力度,鼓励开发碳金融产品。碳排放权交易能够 通过缓解融资约束促进企业绿色创新,企业增加对节能低碳等环境信息的披露,能 够降低投资者的信息不对称,有利于投资者对企业的绿色创新绩效进行评估,有潜 力的绿色企业能够吸引更多的投资获取资金支持;此外鼓励银行等金融机构开发碳 金融衍生产品能够充分发挥碳市场的金融功能,引导资金流向纳入碳排放配额管理 的企业,为绿色创新提供资金支持。

第四、增加环保补助力度,强化政府监管。研究发现企业获得的环保补助越多,碳排放权交易机制对企业绿色创新的推动作用越明显,因此政府相关部门可以增加对纳入碳排放配额管理企业的补助力度,给予企业更多、更灵活的环保补助并对相关资金实行严格监管,确保环保补助流向真正的绿色创新活动,这将进一步推动企业进行绿色创新。

第五、根据产权性质的不同设计有差异化的政策,激发国有企业绿色创新活力。 碳排放权交易对绿色创新的影响因企业产权性质的不同而存在差异性,国有企业进 行绿色创新的动力较弱,因此可以从深化国有企业内部体制改革着手,比如将碳绩 效严格纳入高管考核体系,加大惩处力度,增强碳排放权交易政策对国有企业的压 力,从而充分激发国有企业进行绿色创新的动力。

参考文献

- [1]Calel, R.& Dechezleprêtre, A. Environmental policy and directed technological change: evidence from the European carbon market[J]. Review of economics and statistics, 2016, 98(1): 173-191
- [2]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
- [3]Chen, Z., Zhang, X.& Chen, F. Do carbon emission trading schemes stimulate green innovation in enterprises? Evidence from China[J]. Technological Forecastingand Social Change, 2021, 168: 120744
- [4]Cui, J., Zhang, J.& Zheng, Y. Carbon pricing induces innovation: evidence from China's regional carbon market pilots[J].AEA Papers and Proceedings, 2018, 108: 453-457
- [5]Czarnitzki, D.& Hottenrott, H. R&D investment and financing constraints of small and medium-sized firms[J]. Small business economics, 2011, 36(1): 65-83
- [6]Fischer, C.& Fox, A. K. Output-based allocation of emissions permits for mitigating tax and trade interactions[J]. Land economics, 2007, 83(4): 575-599
- [7]Hadlock, C. J.& Pierce, J. R. New evidence on measuring financial constraints: Moving beyond the KZ index[J]. The review of financial studies, 2010, 23(5): 1909-1940
- [8]Hall, B. H.& Helmers, C. Innovation and diffusion of clean/green technology: Can patent commons help?[J]. Journal of environmental economics and management, 2013, 66(1): 33-51
- [9]Hall, B. H.& Lerner, J. The financing of R&D and innovation[J]. Handbook of the Economics of Innovation, 2010, 1: 609-639
- [10]Jacobson L.S., Lalonde R.J.& Sullivan D.G. Earnings losses of displaced workers[J]. The American Economic Review, 1993, 83(4): 685-709
- [11] Jaffe, A. B.& Palmer, K. Environmental regulation and innovation: a panel data

- study[J]. Review of economics and statistics, 1997, 79(4): 610-619
- [12]Kneller, R.& Manderson, E. Environmental regulations and innovation activity in UK manufacturing industries[J]. Resource and Energy Economics, 2012, 34(2): 211-235
- [13]Li, D., Huang, M.& Ren, S. *et al.* Environmental legitimacy, green innovation, and corporate carbon disclosure: Evidence from CDP China 100[J]. Journal of Business Ethics, 2018, 150: 1089-1104
- [14]Marin, G., Marino, M.& Pellegrin, C. The impact of the European Emission Trading Scheme on multiple measures of economic performance[J]. Environmental and Resource Economics, 2018, 71(2): 551-582
- [15]Mirata, M.& Emtairah, T. Industrial symbiosis networks and the contribution to environmental innovation: The case of the Landskrona industrial symbiosis programme[J]. Journal of cleaner production, 2005, 13(10-11): 993-1002
- [16]Porter, M. E.& Linde, C. V. D. Toward a new conception of the environment-competitiveness relationship[J]. Journal of Economic Perspectives 1995, 9(4): 97-118
- [17]Qi, S. Z., Zhou, C. B.& Li, K. *et al.* Influence of a pilot carbon trading policy on enterprises' low-carbon innovation in China[J]. Climate Policy, 2021, 21(3):318-336
- [18]Rosenbaum, P.R.& Rubin, D.B. Constructing a Control Group Using Multivariate Matched Sampling Methods that Incorporate the Propensity Score[J]. The American Statistician, 1985, 39(1): 33-38
- [19]Tang, L., Wu, J.& Yu, L. *et al.* Carbon emissions trading scheme exploration in China: A multi-agent-based model[J]. Energy Policy, 2015, 81: 152-169
- [20]Xu, X. D., Zeng, S. X.& Zou, H. L. *et al* The impact of corporate environmental violation on shareholders' wealth: A perspective taken from media coverage[J]. Business Strategy and the Environment, 2016, 25(2): 73-91
- [21]Yang, S., Lu, T.& Huang, T. *et al.* Re-examining the effect of carbon emission trading policy on improving the green innovation of China's enterprises[J]. Environmental Science and Pollution Research, 2023, 30(3): 7696-7717
- [22]You, D., Zhang, Y.& Yuan, B. Environmental regulation and firm

- eco-innovation: Evidence of moderating effects of fiscal decentralization and political competition from listed Chinese industrial companies[J]. Journal of cleaner production, 2019, 207: 1072-1083
- [23]Yuan, B., Ren, S.& Chen, X. Can environmental regulation promote the coordinated development of economy and environment in China's manufacturing industry?—A panel data analysis of 28 sub-sectors[J]. Journal of cleaner production, 2017,149: 11-24
- [24]Zhang, H., Duan, M.& Deng, Z. Have China's pilot emissions trading schemespromoted carbon emission reductions?—the evidence from industrial sub-sectors at the provincial level[J]. Journal of Cleaner Production, 2019, 234: 912-924
- [25]Zhang, W., Li, G.& Guo, F. Does carbon emissions trading promote green technology innovation in China?[J]. Applied Energy, 2022, 315: 119012
- [26]Zhang, Y., Li, S.& Luo, T. *et al*. The effect of emission trading policy on carbon emission reduction: Evidence from an integrated study of pilot regions in China[J]. Journal of Cleaner Production, 2020,265: 121843
- [27]Zhao, X., Shang, Y.& Ma, X. *et al.* Does carbon trading lead to green technology innovation: recent evidence from Chinese companies in resource-based industries[J]. IEEE Transactions on Engineering Management, 2022:1-18
- [28]Zhou, F.& Wang, X. The carbon emissions trading scheme and green technology innovation in China: A new structural economics perspective[J]. Economic Analysis and Policy, 2022, 74: 365-381
- [29]蔡乌赶,张瑞清和林杰.碳交易对企业生态创新的影响研究——以上海市为例[J].电子科技大学学报(社科版),2018,20(6):71-75
- [30]董直庆,王辉.市场型环境规制政策有效性检验——来自碳排放权交易政策 视角的经验证据[J].统计研究,2021,38(10):48-61
- [31]冯根福,郑明波和温军.究竟哪些因素决定了中国企业的技术创新——基于九大中文经济学权威期刊和 A 股上市公司数据的再实证[J].中国工业经济,2021,(1):17-35
- [32]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,(3):147-160
- [33]郭英远, 张胜和张丹萍. 环境规制、政府研发资助与绿色技术创新: 抑制或促进?——一个研究综述[J].华东经济管理, 2018,32(07):40-47
- [34]胡珺,黄楠和沈洪涛.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
- [35]胡梦婷. 碳排放权交易政策对企业技术创新的影响研究[D]. 硕士学位论文, 中南财经政法大学, 2021
- [36]胡玉凤,丁友强.碳排放权交易机制能否兼顾企业效益与绿色效率?[J].中国人口·资源与环境,2020,30(3):56-64
- [37]黄楠. 碳排放权交易、创新与企业绩效[D]. 博士学位论文, 暨南大学, 2018
- [38]鞠晓生,卢荻和虞义华.融资约束、营运资本管理与企业创新可持续性[J].经济研究,2013,48(1):4-16
- [39]李海萍,向刚和高忠仕等.中国制造业绿色创新的环境效益向企业经济效益 转换的制度条件初探[J].科研管理,2005,(2):46-49
- [40]李青原,肖泽华.异质性环境规制工具与企业绿色创新激励——来自上市企业绿色专利的证据[J].经济研究,2020,55(9):192-208
- [41]李旭.绿色创新相关研究的梳理与展望[J].研究与发展管理,2015,(2):1-11
- [42]廖文龙,董新凯,翁鸣,陈晓毅.市场型环境规制的经济效应:碳排放交易、绿色创新与绿色经济增长[J].中国软科学,2020,(6):159-173
- [43]刘潮. 中国碳排放权交易机制的绿色技术创新效应评估——基于异质性分析的视角[D]. 硕士学位论文, 中国矿业大学, 2022
- [44]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
- [45]刘金科,肖翊阳.中国环境保护税与绿色创新: 杠杆效应还是挤出效应?[J].经济研究,2022,57(1):72-88
- [46]刘晔,张训常.碳排放交易制度与企业研发创新——基于三重差分模型的实证研究[J].经济科学,2017,(3):102-114
- [47]齐绍洲,张振源.欧盟碳排放权交易、配额分配与可再生能源技术创新[J].世界 经济研究,2019,(09):119-133+136
- [48]任胜钢,项秋莲和何朵军.自愿型环境规制会促进企业绿色创新吗?——以 ISO14001 标准为例[J].研究与发展管理,2018,(6):1-11

- [49]邵帅,李兴.市场导向型低碳政策能否推动经济高质量发展?——来自碳排放权交易试点的证据[J].广东社会科学,2022,(2):33-45
- [50]邵帅,徐乐,章绍一.碳排放权交易能否助力实现"双碳"目标?——来自能源供给侧与消费侧的异质性证据[J]. 兰州大学学报(社会科学版),2022,50(04):27-40
- [51]沈洪涛,戴云和张洁静.碳排放权交易机制与企业碳透明度[J].财会月刊,2019,(1):151-161
- [52]沈洪涛,黄楠,刘浪.碳排放权交易的微观效果及机制研究[J].厦门大学学报(哲学社会科学版),2017(1):13-22
- [53]宋德勇,朱文博和王班班.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
- [54]孙永平.中国碳市场的目标遵循、根本属性与实现逻辑[J].南京社会科学,2020,(12):9-18
- [55]唐国平,孙洪锋和陈曦.碳排放权交易制度与企业投资行为[J].财经论丛,2022,(4):57-68
- [56]王班班,齐绍洲.市场型和命令型政策工具的节能减排技术创新效应——基于中国工业行业专利数据的实证[J].中国工业经济,2016,(6):91-108
- [57]王凤荣,李安然,高维妍.碳金融是否促进了绿色创新水平?——基于碳排放权交易政策的准自然实验[J].兰州大学学报(社会科学版),2022,50(6):59-71
- [58]王怀明,陈龙和魏珈玮.碳市场促进了企业绿色创新吗?——基于"碳交易试点"政策的准自然实验[J].现代管理科学,2022,(4):33-42
- [59]王为东,王冬和卢娜.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,2020,30(2):41-48
- [60]王珍愚,曹瑜和林善浪.环境规制对企业绿色技术创新的影响特征与异质性——基于中国上市公司绿色专利数据[J].科学学研究,2021,39(5):909-919+929
- [61]魏丽莉,任丽源.碳排放权交易能否促进企业绿色技术创新——基于碳价格的视角[J].兰州学刊,2021,(7):91-110
- [62]吴茵茵,齐杰和鲜琴等.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
- [63] 徐佳,崔静波.低碳城市和企业绿色技术创新[J].中国工业经济,2020,(12):178-196

- [64]杨茂佳. 碳排放权交易市场对企业生产效率的影响研究[D]. 硕士学位论文, 重庆理工大学, 2022
- [65]尤济红,王鹏.环境规制能否促进 R&D 偏向于绿色技术研发?——基于中国工业部门的实证研究[J].经济评论,2016,(3):26-38
- [66]于芝麦.环保约谈、政府环保补助与企业绿色创新[J].外国经济与管理,2021,43(7):22-37
- [67]余伟,陈强."波特假说"20年——环境规制与创新、竞争力研究述评[J].科研管理,2015,36(5):65-71
- [68] 张 钢, 张 小 军. 绿 色 创 新 研 究 的 几 个 基 本 问 题 [J]. 中 国 科 技 论 坛,2013,(4):12-15+20
- [69]张钢,张小军.企业绿色创新战略的驱动因素:多案例比较研究[J].浙江大学学报(人文社会科学版),2014,44(1):113-124
- [70]张海军,段茂盛和李东雅. 中国试点碳排放权交易体系对低碳技术创新的影响——基于试点纳入企业的实证分析[J]. 环境经济研究, 2019, 4(2):10-27
- [71]张婕,王凯琪,张云.碳排放权交易机制的减排效果——基于低碳技术创新的中介效应[J].软科学,2022,36(05):102-108
- [72]张娟,耿弘和徐功文等.环境规制对绿色技术创新的影响研究[J].中国人口·资源与环境,2019,29(1):168-176
- [73]张杨,袁宝龙和郑晶晶等.策略性回应还是实质性响应?碳排放权交易政策的 企业绿色创新效应[J].南开管理评论,2022
- [74]赵玉民,朱方明和贺立龙.环境规制的界定、分类与演进研究[J].中国人口•资源与环境,2009,19(6):85-90