

市场型环境规制与企业绿色创新

——来自碳排放交易试点的证据

刘冰¹, 贾明杰¹, 张莹², 郭小敏³

(1. 山东师范大学经济学院, 济南 251400; 2. 中国社会科学院生态文明研究所, 北京 100710;

3. 北京物资学院会计学院, 北京 101126)

摘要:为研究碳排放交易政策对企业绿色技术创新的影响,验证“波特假说”在中国市场化环境规制改革背景下的成立性,以2006—2019年中国A股上市公司的绿色技术创新数据为研究样本,利用双重差分和三重差分模型研究发现碳排放交易政策对企业绿色创新具有显著的促进作用,从而“波特假说”成立,且该结论能够通过稳健性检验;进一步研究发现,碳排放交易政策对企业绿色技术创新的促进作用主要来源于企业原有创新活动基础上的“杠杆作用”;拓展研究发现,该促进作用主要存在于国有企业、规模较大的企业和高碳排放的行业;此外,碳排放交易试点政策在提高绿色创新质量方面起到了积极作用。

关键词:环境规制;绿色创新;碳排放交易试点;三重差分

中图分类号: F832.5; X196; F273.1 **文献标志码:** A **文章编号:** 1002—980X(2023)2—0053—11

一、引言

全球气候变暖与环境恶化问题越来越影响人类的生存和发展。为缓解和解决气候变化问题,国际社会进行了一系列有益探索,联合国针对全球变暖,出台了《联合国气候变化框架公约》《京都议定书》两大公约,并催生以二氧化碳(CO₂)排放权为主的碳交易市场机制,包括清洁发展机制(clean development mechanism, CDM)、国际排放贸易机制(international emissions trading, IET)和联合履行机制(joint implementation, JI),三种机制的共同特点是“境外减排”,而非在本国实施减排行动。在上述交易机制下,英国于2002年在世界上率先建立了第一个碳排放自愿交易体系(UK ETS),之后澳大利亚的碳排放交易体系(AU ETS)和新南威尔士州碳减排交易体系(NSW GGAS)、欧盟的碳排放交易体系(EU ETS)、美国的区域温室气体减排行动(RGGI)和加州碳排放交易体系(CAL ETS)、西部气候倡议(WCI)、新西兰的碳排放交易体系(NZ ETS)及印度的履行和交易机制(IND PAT)等陆续启动。欧盟碳排放交易体系(EU ETS)是世界上第一个由多个国家联合参与合作的强制性总量控制的排放交易体系,已经发展成为世界上规模最大的碳交易市场。根据国际能源署(IEA)发布的《全球能源回顾:2021年二氧化碳排放》报告,我国已经是世界上碳排放量最大的国家,2020年全年碳排放量高达98.94亿吨,占全部排放量的30.9%。碳排放问题在我国表现日益严峻,制约了我国经济的进一步发展。2020年9月22日,我国在第75届联合国大会上承诺,在2030年前力争实现碳达峰,在2060年前努力争取实现碳中和,可见我国面临着很大的碳减排压力。

为实现我国温室气体减排目标,碳排放交易市场机制不失为一种有效的途径。我国早在2011年便开始对碳排放交易机制进行试点探索,国家发展改革委于2011年10月印发了《关于开展碳排放权交易试点工作的通知》,通知中明确指出将北京、广东、上海、湖北、天津、重庆和深圳作为碳排放权交易的试点,2013年又将福建纳入试点范围。自2013年6月18日深圳碳排放权交易市场率先启动交易后,其他6家试点省(市)的碳交易市场也于2014年6月19日前全部启动。先后出台了碳排放权交易管理办法,对钢铁、石化、水泥、电力、纺织、有色金属、化工、造纸、民航等行业年度碳排放量在1万吨以上的企业分配碳排放配额,配额不足或剩余均可在碳交易市场进行交易。

环境约束可以分为行政命令型环境规制、市场型环境规制和自愿型环境规制。作为市场型环境规制,碳

收稿日期:2022-10-25

基金项目:国家社会科学基金“新发展格局下现代化经济体系建设水平综合测度和路径优化研究”(21BJY212)

作者简介:刘冰,博士,山东师范大学经济学院教授、山东工商学院副院长,研究方向:世界经济、自贸区建设;贾明杰,山东师范大学经济学院硕士研究生,研究方向:环境经济学、企业技术创新;张莹,博士,中国社会科学院生态文明研究所副研究员,研究方向:可持续发展经济学、能源经济学;郭小敏,博士,北京物资学院会计学院讲师,研究方向:企业财务。

排放交易政策既有行政命令型环境规制所缺少的灵活性,同时又比自愿型环境规制具有约束性,可以借助市场的资源配置功能更好地发挥作用。环境问题是市场中的参与者造成的负外部性。要想解决环境问题,需要造成负外部性的参与者做出补偿,并且这种补偿可以正好弥补其对社会造成的不良行为。在西方经济学中,纠正负外部性行为的主要措施有税收手段、企业合并和明晰产权等。税收手段是用于解决环境问题常用的措施之一,这也受到了学术界的关注,如Doğan(2022)、Wolde-rufael(2022)等研究了环境税与CO₂排放的关系,对污染行为征税能够在约束企业污染行为方面取得良好的效果。但是,环境税是对所有企业进行统一约束,在现实中,不同企业又存在不同的情况。面对环境税的约束,若企业在经营策略上不能够灵活调整,则会影响企业的健康发展,长期来看,这并不利于宏观经济增长(Blackman et al, 2010)。以企业合并和明晰产权的方式来解决环境问题的案例不多,在现实中的可操作性较低。

面临治污困境,一些经济学家曾经提出,最有效率也是最佳的途径就是利用市场,其中极具代表性的是1995年迈克尔·波特提出的“波特假说”。“波特假说”认为,恰当的环境规制即市场型环境规制能够刺激企业技术革新,最终给企业 and 环境带来“双赢”。碳排放交易政策就是通过市场来解决环境问题的一种方式。相对行政命令型的环境规制来说,碳排放交易政策使企业在行为选择上具有更大的自主性。企业决策人既可以通过为污染行为支付更多的成本,也可以选择通过技术变革来减少环境规制对企业经营的约束。因此,碳排放交易政策是一种恰当且合适的环境规制手段,也成为检验“波特假说”在中国的市场型环境规制改革中成立与否的一次准自然实验。

基于此,本文回顾了学界以往对市场型环境规制与“波特假说”关系的研究,利用中国政府实施的碳排放交易试点政策为准自然实验,检验了其对上市公司绿色专利申请数量可能带来的影响,以此验证“波特假说”是否成立。本文可能的边际贡献在于:①研究视角上,学界已有研究“波特假说”在中国的环境规制改革中的成立性的证据多停留在宏观层面,且结论未达成一致认同,本文在已有文献的基础上深入到微观企业层面,关注碳排放交易制度对企业绿色创新的影响,证实了中国市场型环境规制改革可以实现“波特假说”,驳斥了国外认为中国市场型环境规制改革无效论的观点;②在估计策略方面,本文在双重差分的基础上进一步引入三重差分模型,来评估碳排放交易政策对高污染行业绿色创新的影响,三重差分模型在环境经济学领域更为适用,识别的精准度也更高;③在研究内容方面,本文在证实“波特假说”的基础上,通过“杠杆效应”和“挤出效应”两个视角研究了碳排放交易制度如何促进企业绿色创新水平的提升;④在现实中,目前中央政府已经提出建设全国性的碳排放交易市场对碳排放交易政策试点阶段的经济和社会影响进行探索,有助于及时发现问题,制定相应的政策措施,更好地推进该政策在全国范围内的继续实施。

二、文献综述及理论机制

(一)文献综述

环境规制能否倒逼企业创新长期以来占据环境经济学领域的研究热点,即有研究主要围绕“波特假说”进行探讨。“波特假说”指的是适当的环境规制可以促使企业进行更多的创新活动以提升企业的生产率和竞争力,创新可以在一定程度上补偿由环境保护带来的额外成本(Porter, 1991; 沈璐和陈素梅, 2020),即合理的环境规制会激发企业的创新意愿,促进企业创新。目前学界研究环境规制与企业创新关系的文献从环境规制的类型来看大体可以分为三类:一是行政命令型环境规制,主要是通过强制干预手段实现既定的环境目标,如游达明和欧阳乐茜(2020)研究发现行政命令型环境规制财政分权对企业的创新效应存在抑制作用。康志勇(2020)研究发现在中国行政命令型环境规制的“波特假说”不成立,对企业创新不存在激励效应。二是市场型环境规制,主要强调通过发挥市场配置资源的作用来实现环境目标,如涂正革和谌仁俊(2015)利用省级面板数据,从短期和长期两个维度研究发现SO₂排污权交易试点政策并不存在“波特假说”的创新激励效应。但是廖文龙等(2020)却得出了不同的结论,通过研究碳排放交易改革发现探究市场型环境规制对省级绿色创新水平具有显著的促进作用。李青元和肖泽华(2020)从企业视角证实了市场型环境规制排污收费改革可以有效促进企业绿色创新水平。三是新兴起的自愿型环境规制,如储勇等(2022)研究发现自愿型环境规制对企业绿色发明专利具有显著的抑制作用,却提升了实用新型创新水平。

综上所述,已有研究环境规制与创新关系的文献从不同类型的环境规制、宏观和微观视角等方面检验了“波特假说”在中国环境改革中是否成立,可惜的是任何一种环境规制对创新的影响都未能形成一致结论,这在丰富国内环境经济学研究成果的同时,也为本文研究碳排放交易试点政策与企业绿色创新的关系提供了空间。综合已有文献的共性可以发现大部分在理论分析阶段已对环境规制与企业创新的关系做出预设,然而这对目前二者关系结论不统一的局面做进一步分析并不利,基于此,本文意图利用碳排放交易改革试点作为政策冲击背景,不预先作理论假设,通过实证分析来如实反映环境规制与企业创新的关系具有一定的意义。

(二)理论机制

碳排放交易政策作为一项市场型环境规制措施,相对命令型环境规制来说,企业在应对约束时,具有更多的选择灵活性,既可以购入所需排污权,又可以选择更为长效的方法即加强对绿色创新技术的研发,从而缓解环境规制对企业的制约。对企业两种选择行为的探讨主要来源于新古典经济学理论和“波特假说”。新古典经济学认为企业在面临环境压力时会产生外部成本,企业为了应对环境问题,会投入一定时间和资金,从而挤占了原本企业用于提升技术的资源,长期来看,是对企业创新行为的一种抑制(Kemp and Pontoglio, 2011),并且,环境规制是对企业的排污行为进行收费,使企业产生的负外部性达到内部化的状态,这会增加企业的生产成本,不利于企业的市场竞争,然而这种观点受到许多学者的反对,其中最具代表性的就是以波特为首的“波特假说”,波特认为企业的竞争力来源于经久不衰的创新能力,创新是企业长期保持生命力的重要保证。在面临环境压力时,企业会选择创新活动,长期来看,不仅可以弥补环境制约的成本,而且有助于提升企业的竞争力,有利于企业的长远发展。但是,企业在生产经营过程中,很少会主动做出创新改变。波特认为,造成这种现象的主要原因是信息不对称,当企业对创新行为带来的收益没有好的预期时,很难做出理性的判断。这就需要政府的外部刺激,环境政策的实施,恰好向企业传递了正向的刺激信号。

在现实中,我国政府重视生态文明建设,致力于发展低碳经济,为了控制温室气体排放总量,2011年试行碳排放交易政策。该政策可能会通过以下三种方式影响企业行为的选择:首先,市场参与者会把碳排放交易政策看作是政府加强环境管制的一种信号,企业逐渐意识到自身在经营方面存在的污染问题,从而加强对治污方面的技术创新。其次,碳排放交易政策的提出减少了企业在污染治理方面投资的政策不确定性,各种接连不断的环境规制,使得企业意识到污染治理势在必行,不断消除企业把资金投入到低回报甚至无回报的担心,能够激励企业在污染领域进行长期投资,而创新行为本身就依赖于长期投资,这对于创新行为起到了促进作用。最后,环境规制对于企业来讲是普遍实施的,可以营造一种公平竞争的市场环境,而且,碳排放交易机制依赖于市场,配置资源的方式更加灵活有效,这无疑更有利于把企业引向绿色技术创新的选择上。

市场型环境规制使得企业的选择可能更加偏向于绿色技术创新行为。对于企业而言,绿色技术创新的增强来源于两个方面:一是企业在现有创新活动的基础上增加额外的资金、固定资产投资和人力资源来专门支持绿色技术创新,从而使已有创新活动产生对绿色创新的“杠杆效应”;二是企业会对内部资源进行优化配置,把原来用于从事其他创新活动或经营活动上的资源用在绿色技术创新上,这在促进绿色技术创新的同时,对企业的其他创新行为产生了一定的“挤出效应”。碳排放交易政策对企业绿色创新的激励作用究竟来源于“杠杆效应”还是“挤出效应”,这难以从理论上进行辨别,更倾向于是一个实证问题,文章将会在实证部分进行检验。

三、研究设计

(一)变量选取

被解释变量,参考刘金科和肖翊阳(2022)⁷⁸的文章,本文选择上市公司绿色专利申请数量占总专利申请数量的比值来衡量。目前学界很多文献选择以绿色专利获取数量占总专利获取数量的比值来衡量绿色创新,相比之下,绿色专利申请数量占总专利申请数量的比值更具有及时性,能够更加及时地衡量企业对环境规制所做出的策略调整(黎文靖和郑曼妮,2016)。因此,本文以绿色专利申请数量占比来衡量公司绿色创新程度。数据来源方面,根据世界知识产权组织(WIPO)2010年发布的环境友好型国际专利分类索引列表识别企业的绿色专利。世界知识产权局根据《联合国气候变化框架公约》的规定,将绿色技术分为可替代能源、

交通运输类、废弃物管理类、能源节约类等七大领域,共涉及约 200 个与环境友好技术直接相关的主题,本文按照该绿色创新标准,识别并核算了中国所有 A 股上市公司 2006—2019 年的绿色专利数据。

核心解释变量 $treat_t \times post_t$, 选择碳排放交易政策的处理效应和时间效应的交互项作为核心解释变量,以此来捕捉政策变量对企业绿色创新的影响。

控制变量,参考齐绍洲等(2018)、任胜钢等(2019)、刘金科和肖翊阳(2022)⁷⁹的文章,选择以下变量进行控制,具体包括:

企业规模,规模越大的企业,具有更强的创新能力,能够更好地进行创新活动,本文使用企业总资产来衡量。

资产负债率,一定程度的负债有利于企业更好地筹措资金,解决企业资金不足的问题,从而为企业进行创新行为提供充足的资金支持,本文使用资产负债率来衡量企业的负债水平。

企业盈利能力,盈利能力越强的企业能够创造更多的财富,对创新活动也就越重视,本文选择以净资产收益率来衡量企业的盈利能力。

企业收入,企业的收入越高,越有可能为创新活动提供充足的资金,本文使用企业总收入来衡量企业收入对创新活动的影响。

托宾 Q 值,即企业市场价值与资本重置成本之比,用来表示企业的财富创造能力,如果企业为社会创造的价值大于投入的话,说明创新意识越强。

以上数据均来源于国泰安数据库(CSMAR)数据库 2006—2019 年上市公司的财务信息数据,经整理计算而来,并且对以上数据进行对数化处理。各个变量的描述性统计见表 1。

表 1 各个变量的描述性统计

变量	观测值	均值	最小值	最大值
绿色创新	31309	0.56	0	1
$treat_t \times post_t$	31309	0.32	0	1
企业营业收入	31293	21.38	17.94	25.72
企业规模	31309	22.08	19.52	27.12
资产负债率	31309	0.44	0.049	0.97
净资产收益率	31047	21.42	18.64	25.46
托宾 Q 值	31309	1.99	0.88	8.45

(二)模型设计

在政策有效性的研究领域,目前学界主流方法有合成控制法、断点回归法、投入产出法、双重差分法等,碳排放交易试点政策的选择具有一定的随机性,政策试点地区与非试点地区在政策出台之前不存在系统性的差异,可以视其为经济学上一次很好的“自然实验”。因此,双重差分模型在本文更为适用。具体来说,选择政策冲击期作为第一重差分,以此识别碳排放交易政策实施前后企业在绿色创新行为选择上的变化;选择地区变量作为第二重差分,以此捕捉碳排放交易政策实施地区与未实施地区的企业在绿色创新行为上的变化。数学化的模型如式(1)所示。

$$\gamma_{ijt} = \beta policy_t \times post_t + \beta_1 \chi_{it} + \eta_{it} + \nu_{jt} + \lambda_{it} + \theta_i + \varepsilon_{ijt} \quad (1)$$

其中: i 为 A 股上市公司个体; r 为地区即为各个省份; j 为各个行业; t 为时间; γ_{ijt} 作为被解释变量,是 A 股上市公司当年绿色专利的申请数量占全部专利申请数量的比值; $policy_t$ 为碳排放交易试点地区虚拟变量,把已经施行碳排放交易试点的省(市)赋值为 1,其余赋值为 0; $post_t$ 为碳排放交易试点政策实施时间虚拟变量,将受到政策试点冲击的年份之前赋值为 0,在受到政策冲击的当年及其之后赋值为 1; χ_{it} 为的是约束变量,主要有企业规模、企业资产负债率、企业盈利能力、企业收入及托宾 Q 值; η_{it} 、 ν_{jt} 、 λ_{it} 为地区-时间固定效应、地区-行业的固定效应和行业-时间固定效应,用于捕捉因地区、行业和时间造成的偏误; θ_i 为企业固定效应,用于控制企业层面不随时间变化但是可能对绿色创新产生影响的因素; ε_{ijt} 为复合随机扰动项; β 为核心解释变量的系数,是本文主要关注的系数,如果 β 显著为正,则说明碳排放交易政策对企业绿色创新存在正向的激励作用。

同时,考虑到碳排放交易政策主要是针对环境领域的试点政策,本文参考刘金科和肖翊阳(2022)⁷⁷进一步引入三重差分模型进行稳健性检验。三重差分模型是目前环境经济学领域的前沿方法,该方法主要原理是在双重差分模型的基础上进一步研究环境规制对污染行业产生的影响。具体地,在模型(1)的基础上,引入具有污染特征的行业变量($polluted_j$)作为第三重差分。高碳排放行业的选取主要根据 2016 年国家发展和改革委员会发布的《国家发展改革委员会办公厅关于切实做好全国碳排放权交易市场启动重点工作的通知》指出的全国碳排放权交易市场第一阶段涵盖的行业,将石化、化工、建材、钢铁、有色、造纸、电力、航空等重点排放行业纳入考察范围。然后,根据国家统计局发布的国民经济行业分类(GB/T 4754—2011)匹配上述行业的行

业代码,如果 j 行业所包含的企业属于上述行业,则将虚拟变量 $polluted_j$ 设为1,否则为0。因此 $polluted_j$ 是一个二值虚拟变量。具体模型设定如下:

$$\gamma_{ijt} = \beta_{policy_r} \times post_t \times polluted_j + \beta_1 policy_r \times post_t + \beta_2 policy_r \times polluted_j + \beta_3 post_t \times polluted_j + \beta_4 \chi_{it} + \eta_{it} + \nu_{jt} + \lambda_{it} + \theta_i + \varepsilon_{ijt} \quad (2)$$

其中: $polluted_j$ 为具有高碳排放特征的行业。

(三)平行趋势检验

本文选用双重差分模型来研究,其关键性假设前提是:如果没有碳排放交易政策,实验组和控制组在绿色专利申请数量占比上会保持相同的趋势。因此,在回归之前,需要先进行平行趋势检验。在此,本文借鉴钱雪松等(2019)的做法,对碳排放交易政策出台之前的第1年、第2年和第3年及后1年、2年、3年控制组和实验组的绿色专利申请数量占比变动进行 t 检验,结果见表2。碳排放交易政策冲击前控制组和实验组均值不存在显著性差异,政策冲击后存在显著性差异,满足双重差分平行趋势假设。

表2 绿色专利申请数量占比的均值、差异和显著性

时间	控制组	实验组	差异
政策冲击前1年	0.014	0.022	-0.008
政策冲击前2年	0.015	0.022	-0.007
政策冲击前3年	0.023	0.028	-0.005
政策冲击当年	0.044	0.047	-0.003
政策冲击后1年	0.515	0.579	-0.064***
政策冲击后2年	0.497	0.577	-0.080***
政策冲击后3年	0.509	0.563	-0.054***

注:***、**、*分别表示在1%、5%、10%的显著水平。

四、回归结果分析

(一)基准回归结果分析

基准回归结果是基于双重差分模型的设定,利用A股上市公司的数据来分析碳排放交易政策对企业绿色创新的影响,回归结果见表3,在表3的(1)列中未加入控制变量,且没有控制地区和行业特征,回归结果在1%的水平上显著为正,说明碳排放交易政策对企业绿色创新具有正向的促进作用。(2)列的回归结果加入地区、时间和行业特征后,关键系数依然显著为正。(3)列在(2)列的基础上控制了企业层面的特征变量,回归结果依然显著。可以发现,在加入控制变量和地区及行业层面的特征后,回归系数显著性不变但是系数相对减小,结果更加稳定。以上回归结果共同说明了碳排放交易政策提高了企业绿色专利占专利申请总数的比重,对于企业绿色创新具有重要意义,也说明了中国市场型环境规制可以很好地证明“波特假说”。在碳排放交易政策实施后,企业绿色专利占比明显增加的原因是,碳排放交易政策属于环境规制的手段之一,一方面提高了企业的运营成本;另一方面企业决策者也感知到政府在治理环境污染方面的决心,而同时技术创新已经成为当代企业市场竞争中的核心竞争力,并且加强技术创新对企业短期内的生产经营不会产生特别大的影响。可见,当面临环境规制时,加强技术创新是企业的理性选择。

表3 双重差分结果

变量	(1)	(2)	(3)
	绿色创新	绿色创新	绿色创新
$policy_r \times post_t$	0.0463*** (0.0122)	0.0381*** (0.0126)	0.0376*** (0.0127)
营业收入			-0.0130* (0.0067)
资产总计			0.0103 (0.0192)
资产负债率			-0.0087 (0.0442)
企业净资产收益率			0.0024 (0.0188)
托宾Q值			0.0005** (0.0002)
时间固定效应	是	是	是
企业固定效应	否	是	是
行业固定效应	否	是	是
观测值	31309	31309	31038
R^2	0.0255	0.0644	0.0711

注:***、**、*分别表示在1%、5%、10%的显著水平;括号内输出的聚类稳健标准误。

(二)稳健性检验

1. 安慰剂检验

“安慰剂检验”最早用于新药研发试验中,实验人员通过给受试人员的处理组和控制组分别分发有实质作用和没有实质作用药品(如面粉做的糖丸,但是在其他方面相同,如外观等),来检验药品是否对治疗某一病症具有实际作用。如果控制组的受试人员病症在未摄入有实质作用的药品的情况下得到控制,说明新研发的药品未能起到实质作用,可能还存在其他因素对该病症产生影响。这种情况被称为“安慰剂检验”。在经济学上,“安慰剂检验”用于排除其他不可观测的因素对因变量的影响,是双重差分模型稳健性的不可或缺

的部分。“安慰剂检验”常用的方法是虚构处理组或政策冲击的时间,如果虚构的处理组或政策冲击时间对因变量具有显著影响,则说明除选择的政策外,可能还存在其他因素影响因变量的变化。反之,则证明政策是有效的。为了排除其他因素对企业绿色创新的影响,在此,参考 Ferrara 等(2012)和李青原等(2021)年的做法,通过筛选碳排放交易试点城市,并随机构建碳排放交易试点政策推出的时间,形成处理效应和政策冲击时间的虚拟交叉项,并将这个过程重复 500 次,然后使用式(1)进行回归。检验结果如图 1 所示。在随机抽样后,虚拟的政策与时间交互项系数的结果与基准回归结果偏差巨大,且 P 值不满足显著性水平的要求,可以说明基准回归的结果具有稳健性。

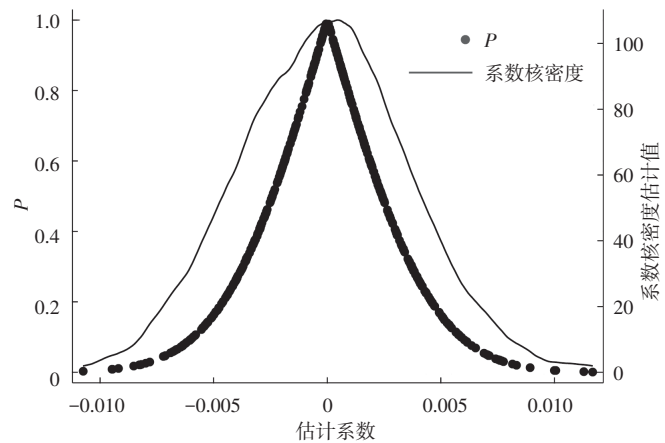


图 1 安慰剂检验结果

2. 三重差分结果

碳排放交易试点政策对企业绿色技术创新产生的影响主要存在于受环境规制明显的行业,对于非污染行业环境规制的约束并不明显,可能并不存在实质的影响。因此,本文参考任胜钢等(2019)的做法,引入界定行业污染特征的虚拟变量 $polluted_i$, 然后进行三重差分,以此捕捉碳排放交易政策对高碳排放企业绿色创新的影响特征。三重差分的结果见表 4, 回归结果依然显著为正,说明碳排放交易政策对高污染行业的企业绿色创新存在实质性的影响。

3. 排除其他环境约束政策的影响

“节约资源,保护环境”一直以来都是我国的一项基本国策,为此我国政府长期以来重视环境问题,制定了许多环境规制措施来缓解生态恶化及气候变暖问题,这些政策在治理污染和生态修复方面起到了非常重要的作用,同样会对企业创新行为的选择起到影响。如果不对这些环境规制措施进行探讨,可能影响本文之前回归结果的稳健性。为此,引入排污权交易试点、低碳城市试点及环保税等政策,将这些政策对企业绿色创新的影响纳入实证考察。表 5 中的(1)~(3)列分别是在控制排污权交易试点、低碳城市试点和环保税政策后的实证分析结果,系数依然在 1% 的水平上显著为正,从而排除了类似的环境约束政策的竞争性假说,说明之前的回归结果是稳健的。

4. 剔除直辖市和省会城市样本

直辖市和省会城市一方面受到政策倾斜的影响,在宏观经济发展方面与一般的地级市相比可能存在比较大的优势,如投融资渠道、交通基

表 4 三重差分结果

变量	(1)	(2)	(3)
	绿色创新	绿色创新	绿色创新
$policy_i \times post_i \times polluted_i$	0.0048* (0.0026)	0.0064* (0.0036)	0.0062* (0.0037)
营业收入			-0.0009 (0.0009)
资产总计			-0.0017 (0.0028)
资产负债率			0.0068 (0.0063)
企业净资产收益率			0.0040 (0.0026)
托宾 Q 值			0.0000 (0.0003)
时间固定效应	否	是	是
企业固定效应	否	是	是
行业固定效应	否	是	是
观测值	27329	27329	27152
R^2	0.0005	0.0046	0.0056

注:***、**、*分别表示在 1%、5%、10% 的显著水平;括号内输出的聚类稳健标准误。

表 5 排除其他竞争性政策的结果

变量	(1)	(2)	(3)
	绿色创新	绿色创新	绿色创新
$policy_i \times post_i$	0.0483*** (0.0122)	0.0436*** (0.0123)	0.0461*** (0.0121)
排污权交易试点	0.0335* (0.0189)		
低碳城市试点		0.0113 (0.0143)	
环保税			-0.1250*** (0.0157)
控制变量	是	是	是
时间固定效应	是	是	是
地区固定效应	是	是	是
行业固定效应	是	是	是
观测值	32077	32077	32077
R^2	0.0280	0.0353	0.0370

注:***、**、*分别表示在 1%、5%、10% 的显著水平;括号内输出的聚类稳健标准误。

基础设施建设及从事研发行业的高质量人力资本等因素可能使得处在这些城市的企业创新能力更强。另一方面,直辖市和省会城市政府一般会对环境问题更加重视,相对地级市来说,环境约束更加严苛,这也可能导致企业更加偏向于绿色技术创新。因此,如果不排除这些因素,可能对我们的估计结果的稳定性造成一定的影响,表6的(1)~(3)列分别是剔除直辖市、剔除省会城市及同时剔除直辖市和省会城市的估计结果,可以发现绿色创新占比的系数都显著为正,并且与基准回归结果相比,系数并没有很大的差距,这表明我们在之前得到的结果是稳健的。

(三)机制检验

“波特假说”认为恰当的环境规制能够产生创新弥补,提高企业绩效,这意味着环境规制会带来激励创新和技术进步的动力,使企业进一步加大投资和研发投入从而产生在原有创新基础上对绿色创新的“杠杆效应”。碳排放交易政策作为市场型环境机制,相对命令型环境机制来说,企业在行为选择方面存在更大的自主性,对企业的约束也更加合理。因此,存在实现“波特假说”的可能。在碳排放交易政策的试点地区,A股上市公司企业绿色创新占比显著上升,但是这并不意味着“波特假说”假说得以实现,有可能企业面临资源限制时,决策人将既有研发、人力资本等资源进行了重新配置,将研发资源从企业其他技术创新转移到绿色创新。这意味着企业绿色创新增加很可能因增加环境研发投入取消或推迟了其他研发项目,在提高绿色创新水平的同时对其他技术创新的产生了“挤出效应”。

为了检验碳排放交易试点政策如何影响企业绿色创新,参考刘金科和肖翊阳(2022)⁸²的做法,本部分研究引入以下变量作为被解释变量进行双重差分回归:企业创新水平,采用企业当期申请专利数量来表示;研发投入,采用企业研发支出占营业收入的比值来表示;高质量人力资本,采用企业从事研发人员的数量占雇员人数的比值来表示;企业投资,采用固定资产投资率来表示,具体为企业购进固定资产、无形资产和其他长期资产而支付的现金。对以上所有变量取对数,回归结果见表7。可以发现碳排放交易政策前后,试点地区受政策冲击的企业,整体创新水平、研发支出、高质量人力资本均未有显著性变化。而企业创新活动主要是依赖内部融资,进一步地,本文考察了改革对企业资源约束的影响,将现金流作为被解释变量进行回归。研究发现,改革后实验组企业现金流呈现负值,但是并不显著。值得说明的是,企业投资的系数显著为正,这表明碳排放交易政策对企业形成的环境约束激发了企业投资用于支持绿色创新活动,但是创新活动想要取得成果在短时间内不容易实现。因此,这就造成碳排放交易政策短期内并没有对企业整体的创新水平造成影响。以上分析说明了碳排放交易政策对企业绿色创新的激励作用主要来源于“杠杆作用”,即面对环境规制时,企业会加大投入,从而促进创新活动的发展,这也进一步验证了“波特假说”的存在性。

(四)异质性分析

1. 企业所有制的异质性分析

国有制企业相较于非国有制企业在融资约束等方面存在很大的优势,但是又面临更强的监管,面对环境约束时,企业抉择存在更大的复杂性。为了研究国有企业和非国有企业面对环境规制选择行为的异质性,我们对国有企业和非国有企业进行分组识别,回归结果见表8。表8中的(1)列是国有企业的绿色技术创新占比的回归系数,可以发现系数在1%的水平上显著为正,(2)列非国有制企业绿色技术创新占比的系数为负值,且在统计学上并不显著。之所以两者存在这样的不同,是因为一方面国有制企业因其优势,在资金方面更加具有优势,这正是技术创新得以进行的重要基础,而非国有制企业面临环境约束时,虽然可能把绿色技

表6 剔除部分样本的结果

变量	(1)	(2)	(3)
	剔除直辖市	剔除省会城市	剔除直辖市和省会城市
$policy_t \times post_t$	0.0387*** (0.0105)	0.0616*** (0.0153)	0.0484*** (0.0132)
控制变量	是	是	是
时间固定效应	是	是	是
地区固定效应	是	是	是
行业固定效应	是	是	是
观测值	25539	23158	16620
R^2	0.0381	0.0462	0.0368

注:***、**、*分别表示在1%、5%、10%的显著水平;括号内输出的聚类稳健标准误。

表7 机制检验的结果

变量	(1)	(3)	(4)	(5)	(6)
	创新水平	研发投入	人力资本	固定资产投资	现金流量
$policy_t \times post_t$	-0.2060 (0.1318)	0.4543 (0.3019)	-1.7555 (2.4143)	0.0916* (0.0514)	-0.0042 (0.0462)
地区固定效应	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是
观测值	31427	19502	13052	31402	30229
R^2	0.0564	0.0614	0.0012	0.4696	0.0331

注:***、**、*分别表示在1%、5%、10%的显著水平;括号内输出的聚类稳健标准误。

术创新纳入企业决策范围,但是短期内的资金限制使其不得不放弃这一行为;另一方面,非国有企业经营战略主要以盈利为目的,在决策时,存在对短期利润的追逐行为。国有制企业除了参与市场行为获取利润之外,本身还承担着惠及全体人民和经济高质量发展的重要任务,对于政府颁布的政策,会起到带头作用,而绿色技术创新是国家的重要战略。这也体现了我们的制度优势。因此,在面临环境约束时,国有制企业会优先选择绿色创新行为。

2. 行业异质性分析

环境规制对企业绿色创新的影响可能主要来自污染严重的行业,对于没有污染的行业可能并不存在激励作用,为了验证这一假说,本部分参考原国家环保总局《关于对申请上市的企业和申请再融资的上市企业进行环境保护核查的通知》(环发[2003]101号)公布的重污染行业目录和《关于进一步规范重污染行业生产经营公司申请上市或再融资环境保护核查工作的通知》(环办[2007]105号)对污染行业和非污染行业进行分类,回归结果见表9,可以发现(1)列污染行业企业绿色专利申请占比显著为正,(2)列非污染行业的系数虽然是正值但没有显著意义,这说明碳排放交易试点政策对企业绿色技术创新的激励作用主要存在于污染行业,在非污染行业并未产生实质的促进作用。

3. 企业规模大小影响政策效果吗

规模不同的企业资金链、销售渠道、人力资本和研发能力等方面存在很大的不同,同样面临环境规制的约束规模大的企业和规模小的企业可能做出不同的选择。为了检验碳排放交易政策对规模不同的企业的影响情况,我们把企业总资产大于其中位数的企业作为大规模企业,把小于其中位数的企业作为小规模企业,实证回归的结果见表10。碳排放交易政策对大型企业存在明显的正向影响,对小型企业并不存在显著性的影响。原因是大型企业在资金及高素质的人才方面有更大的优势,能够更好的支撑创新活动的进行。此外,大型企业在经营战略上,不仅参与国内市场,并且积极参与国际市场,来自同类企业的竞争压力更大,为了提高市场竞争力,大型企业的创新意愿可能更强,更加重视创新活动。

4. 策略创新还是实质创新

企业面对环境规制的约束时选择创新行为,这是企业对技术革新,还是为了逃避环境规制的约束所做出的一种策略选择,一直以来都是环境政策评估领域的研究重点之一。从理论上讲,环境规制的约束对企业是长期的,如果要解决环境规制对生产经营的影响,对现有的技术进行升级,朝着绿色方向发展是最恰当的方法,理性的企业决策人会注重绿色生产技术的革新,从而提升创新质量。但是在现实中,政府鼓励创新行为,会对从事创新行为的企业进行税收减免,这种补贴方式会导致企业的投机行为,为了获得补贴,企业会进行创新质量比较低的行为,从而“骗”取补贴,这样就使得我们并不能确定碳排放交易政策对企业造成的影响是来自于对创新质量的提升,还是企业的一种避税策略(李平等,2007)。为了研究这个问题,本文进一步把更能衡量创新质量的绿色发明专利申请数占专利创新的比值来反映企业的创新质量,以创新质量比较差的绿色实用新型申请数量占专利申请数量的比重来反映企业的策略创新,将以上变量作为被解释变量来回归,实证结果见表11。可以发现碳排放交易政策对实质创新和策略创新都存在显著的促进作用,这说明面对该政

表8 所有制的异质性分析

变量	(1)	(2)
	国有企业	非国有企业
$policy_t \times post_t$	0.0876*** (0.0167)	-0.0273 (0.0205)
控制变量	是	是
时间效应	是	是
地区效应	是	是
行业效应	是	是
观测值	13519	18258
R^2	0.0434	0.0222

注:***、**、*分别表示在1%、5%、10%的显著水平;括号内输出的聚类稳健标准误。

表9 行业异质性结果

变量	(1)	(2)
	污染行业	非污染行业
$policy_t \times post_t$	0.0685** (0.0321)	0.0209 (0.0137)
控制变量	是	是
时间效应	是	是
地区效应	是	是
行业效应	是	是
观测值	8678	23099
R^2	0.0017	0.1187

注:***、**、*分别表示在1%、5%、10%的显著水平;括号内输出的聚类稳健标准误。

表10 企业规模异质性结果

变量	(1)	(2)
	大型企业	小型企业
$policy_t \times post_t$	0.0856*** (0.0186)	-0.0101 (0.0188)
控制变量	是	是
时间效应	是	是
地区效应	是	是
行业效应	是	是
观测值	16195	15885
R^2	0.0315	0.0264

注:***、**、*分别表示在1%、5%、10%的显著水平;括号内输出的聚类稳健标准误。

策的约束,企业既对现有的生产技术进行革新,也进行了一定程度的策略创新规避环境规制带来的影响。虽然这是企业对短期和长期综合考量的理性决策,但是长远考虑,这并不有利于创新质量的提升。

五、结论与政策建议

长期以来,中国政府重视节能减排,并围绕此目标进行了一系列的政策探索,并取得有益的成果。在“30·60目标”提出以来,减碳的步伐也随之进入加速阶段,对节能减排提出了更高的要求,对节能减排目标的政策探索为实现“30·60目标”提供了很好的政策借鉴,评估以往节能减排政策的效果也就显得尤为重要。在这样的背景下,本文基于2006—2019年A股上市公司数据使用双重差分和三重差分方法评估碳排放交易政策试点对企业绿色创新的影响。从实证结果来看,双重差分模型和三重差分模型都显示了碳排放交易政策对企业绿色创新存在正的激励作用,证实了“波特假说”在中国市场型规制中的存在性,驳斥了部分国外学者认为中国市场化改革无效性的言论,并且这种结论在排除了排污权交易试点、低碳城市试点和环境税等竞争性政策、剔除直辖市和省会城市等异常值样本后结果依然是稳健的。通过研究,文章证实了碳排放交易政策促进企业绿色创新的作用力量来源于环境规制的“杠杆作用”。在此基础上,进一步研究了碳排放交易试点政策对企业绿色创新的正向激励作用主要存在于国有企业、大型企业和高污染行业中,并且研究发现企业对绿色创新行为的选择不仅是对技术的革新,也是对严苛环境规制的策略性规避。

由此,得到的启发是:①在实现“30·60目标”过程中设计环境规制时尽可能避免“一刀切”的方式,采取行政命令与市场相结合的方式,充分发挥市场配置资源的功能,尽可能地减少环境规制对市场参与主体的生产经营的影响,也能够发挥政府的有效监管职能,最终实现减碳与经济发展的双赢;②充分发挥国有企业、大型企业在融资、人力资本及政策支持等方面的优势,以此带动其他企业对创新行为的重视,并且,政府在制定环境规制时也应该充分考虑中小企业的脆弱性,通过加强对中小企业的融资支持和财政补贴等手段,减少对其生产经营的影响,并对这些微观主体的绿色创新行为进行鼓励;③环境规制的影响主要产生于高污染型行业。因此应该组织相关领域的专家和学者充分探讨,对污染行业进行明确的界定,以便在制定政策时考虑不同行业的特征;④政府需要注重提高创新质量,鼓励对促进绿色生产率进步的绿色技术革新,并且针对高质量的创新施行额外的奖励政策,比如放宽融资支持、税收减免及财政补贴等方式,引导企业偏向更高质量的创新行为。

参考文献

- [1] 储勇,施红,张江彦,2022.自愿参与型环境规制、创新能力与绿色技术创新——来自中国涉农微观企业的数据分析[J].科技管理研究,42(7):215-225.
- [2] 邓沛琦,2022.排污费税标准改革与企业绿色技术创新——基于2004—2017年沪深A股上市工业企业的实证分析[J].税务与经济,245(6):39-47.
- [3] 郭红欣,张乐权,吴斯玥,2021.碳排放权交易对中国低碳技术创新的影响研究:基于碳排放权交易试点的准自然实验[J].环境科学与技术,44(12):230-236.
- [4] 郭俊杰,方颖,杨阳,2019.排污费征收标准改革是否促进了中国工业二氧化硫减排[J].世界经济,42(1):121-144.
- [5] 郭蕾,肖有智,2022.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,32(1):42-53.
- [6] 景维民,张璐,2014.环境管制、对外开放与中国工业的绿色技术进步[J].经济研究,49(9):34-47.
- [7] 鞠晓生,卢荻,虞义华,2013.融资约束、营运资本管理与企业创新可持续性[J].经济研究,48(1):4-16.
- [8] 康志勇,汤学良,刘馨,2020.环境规制、企业创新与中国企业出口研究——基于“波特假说”的再检验[J].国际贸易问题,(2):125-141.
- [9] 黎文靖,郑曼妮,2016.实质性创新还是策略性创新?——宏观产业政策对微观企业创新的影响[J].经济研究,51(4):60-73.
- [10] 李青原,肖泽华,2020.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,55(9):192-208.
- [11] 李青原,章尹赛楠,2021.金融开放与资源配置效率——来自外资银行进入中国的证据[J].中国工业经济,(5):95-113.

表11 创新质量结果

变量	(1)	(2)
	实质创新	策略创新
$policy_i \times post_i$	0.0299*** (0.0109)	0.0322** (0.0126)
控制变量	是	是
时间效应	是	是
地区效应	是	是
行业效应	是	是
观测值	15999	15999
R^2	0.0006	0.0017

注:***、**、*分别表示在1%、5%、10%的显著水平;括号内输出的聚类稳健标准误。

- [12] 廖文龙, 董新凯, 翁鸣, 等, 2020. 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, (6): 159-173.
- [13] 刘传明, 张喆, 张瑾, 2019. 中国碳排放交易试点的碳减排政策效应研究[J]. 中国人口·资源与环境, 29(11): 49-58.
- [14] 刘金科, 肖翊, 2022. 中国环境保护税与绿色创: 杠杆效应还是挤出效应?[J]. 经济研究, 57(1): 72-88.
- [15] 齐绍洲, 林岫, 崔静波, 2018. 环境权益交易市场能否诱发绿色创新? ——基于我国上市公司绿色专利数据的证据[J]. 经济研究, 53(12): 129-143.
- [16] 钱雪松, 唐英伦, 方胜, 2019. 担保物权制度改革降低了企业债务融资成本吗? ——来自中国《物权法》自然实验的经验证据[J]. 金融研究, (7): 115-134.
- [17] 任胜钢, 郑晶晶, 刘东华, 等, 2019. 排污权交易机制是否提高了企业全要素生产率——来自中国上市公司的证据[J]. 中国工业经济, (5): 5-23.
- [18] 邵帅, 李兴, 2022. 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, 214(2): 33-45.
- [19] 沈洪涛, 黄楠, 刘浪, 2017. 碳排放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), 239(1): 13-22.
- [20] 沈璐, 陈素梅, 2020. 用能权交易与企业绿色创新——来自中国工业企业的证据[J]. 技术经济, 39(10): 1-8, 18.
- [21] 王班班, 齐绍洲, 2016. 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, (6): 91-108.
- [22] 肖振红, 谭睿, 史建帮, 等, 2022. 环境规制对区域绿色创新效率的影响研究——基于“碳排放权”试点的准自然实验[J]. 工程管理科技前沿, 41(2): 63-69.
- [23] 游达明, 欧阳乐茜, 2020. 环境规制对工业企业绿色创新效率的影响——基于空间杜宾模型的实证分析[J]. 改革, (5): 122-138.
- [24] 余泳泽, 林彬彬, 2022. 偏向性减排目标约束与技术创新——“中国式波特假说”的检验[J]. 数量经济技术经济研究, 39(11): 113-135.
- [25] 张杰, 陈志远, 杨连星, 等, 2015. 中国创新补贴政策的绩效评估: 理论与证据[J]. 经济研究, 50(10): 4-17, 33.
- [26] 张杨, 袁宝龙, 郑晶晶, 等, 2022. 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/OL]. 南开管理评论: 1-24[2023-03-01]. <http://kns.cnki.net/kcms/detail/12.1288.F.20220621.1139.002.html>.
- [27] ANOULIES L, 2017. Heterogeneous firms and the environment: A cap-and-trade program[J]. Journal of Environmental Economics and Management, (84): 84-101.
- [28] BLACKMAN A, LAHIRI B, PIZER W, et al, 2010. Voluntary environmental regulation in developing countries: Mexico's clean industry program[J]. Journal of Environmental Economics and Management, (60): 182-192.
- [29] DOGAN B, CHU L, GHOSH S, H TRUONG, et al, 2022. How environmental taxes and carbon emissions are related in the G7 economies?[J]. Renewable Energy, (187): 645-656.
- [30] FERRARA E, CHONG A, DURYE S, 2012. Soap operas and fertility: Evidence from Brazil[J]. American Economic Journal: Applied Economics, 4(4): 1-31.
- [31] GU G, ZHENG H, TONG L, et al, 2022. Does carbon financial market as an environmental regulation policy tool promote regional energy conservation and emission reduction? Empirical evidence from China[J]. Energy Policy, (163): 112826.
- [32] HORBACH J, RAMMER C, RENNINGS K, 2012. Determinants of eco-innovations by type of environmental impact-The role of regulatory push/pull, technology push and market pull[J]. Ecological Economics, (78): 112-122.
- [33] KEMP R, PONTOGLIO S, 2011. The innovation effects of environmental policy instruments-A typical case of the blind men and the elephant?[J]. Ecological Economics, (72): 28-36.
- [34] LI M, GAO X, 2022. Implementation of enterprises' green technology innovation under market-based environmental regulation: An evolutionary game approach[J]. Journal of Environmental Management, (308): 114570.
- [35] POPP D, 2005. International innovation and diffusion of air pollution control technologies: The effects of NO_x and SO₂ regulation in the US, Japan and Germany[J]. Journal of Environmental Economics and Management, 1(51): 46-71.
- [36] PORTER M, LINDE C, 1995. Toward a new conception of the environment-competitiveness relationship[J]. The Journal of Economic Perspectives, 9(4): 97-118.
- [37] RUGMAN A, VERBEKE A, 1998. Corporate strategies and environmental regulations: An organizing framework[J]. Strategic Management Journal, 19(4): 363-375.
- [38] WOLDE-RUFAEL Y, MULAT-WELDEMESKEL E, 2022. The moderating role of environmental tax and renewable energy in CO₂ emissions in Latin America and Caribbean countries: Evidence from method of moments quantile regression, Environmental Challenges, (6): 1-14.

The Regulation of Market-based Environmental and Corporate Green Innovation : Evidence from Carbon Emissions Trading pilots

Liu Bing¹, Jia Mingjie¹, Zhang Ying², Guo Xiaomin³

(1. School of Economics, Shandong Normal University, Jinan 251400, China;

2. Research Institute for Eco-civilization, Chinese Academy of Social Sciences, Beijing 100710 ,China;

3. School of Accounting, Beijing Wuzi University, Beijing 101126, China)

Abstract: In order to estimate whether the policy of carbon emissions trading can promote the green technology innovation of enterprises and verify the establishment of the “Porter Hypothesis” in China’s market-based environmental regulation reform. The difference-in-differences model (DID) and difference-in-difference-in-differences model (DDD) framework were used to analyze the sample data of A-share listed companies from 2006 to 2019. Three findings are found. First, the carbon emission trading policy can prove the “Porter Hypothesis”, and the conclusion remains after the introduction of a series of robustness tests. Second, the carbon emission trading policy to promote enterprise green technology innovation mainly by the “leverage effect”. Third, this promotion mainly exists in state-owned enterprises, large-scale enterprises and industries with high carbon emissions. Finally, the policy of carbon emissions trading also has played an active role in improving the quality of green innovation.

Keywords: environmental regulation; green innovation; carbon emission trading pilot; difference-in-difference-in-differences model