

碳排放权交易制度 对控排企业绿色技术创新的驱动机制研究 ——基于市场逻辑视角

王丹丹¹, 杨 勃^{1b,2}

(1. 天津财经大学 a. 国际工商学院; b. 经济学院, 天津 300222; 2. 清华大学 社会科学学院, 北京 100084)

摘要: 基于市场逻辑视角, 以 2010—2022 年六大试点省市的控排企业为研究样本, 探索碳排放权交易制度对控排企业绿色技术创新的驱动机制。研究发现, 碳排放权交易制度通过倒逼机制、激励机制、赋能机制显著促进了控排企业绿色技术创新, 声誉资源和绿色融资能力在碳排放权交易制度影响控排企业绿色技术创新的路径上发挥正向调节作用。

关键词: 碳排放权交易制度; 控排企业; 绿色技术创新; 市场逻辑

DOI: 10.13956/j.ss.1001-8409.2024.12.09

中图分类号: X196; F832.5; F273.1

文献标识码: A

文章编号: 1001-8409(2024)12-0071-08

Driving Mechanism of Carbon Emissions Trading System on Green Technology Innovation of Emission – controlled Enterprises: From the Perspective of Market Logic

WANG Dan – dan¹, YANG Bo^{1b,2}

(1a. International School of Business; b. School of Economics, Tianjin University of Finance
and Economics, Tianjin 300222; 2. School of Social Sciences, Tsinghua University, Beijing 100084)

Abstract: From the perspective of market logic, this paper examines the driving mechanism of the Emission Trading Scheme (ETS) on green technology innovation by analyzing data from six pilot provinces and cities between 2010 and 2022. The results demonstrate that the ETS effectively stimulates green technology innovation through forced mechanisms, incentive mechanisms, and empowerment mechanisms. Furthermore, reputation resources and green financing capacity positively regulate the impact of the ETS on green technology innovation.

Key words: ETS; emission – controlled enterprises; green technology innovation; market logic

2022 年底国家发展改革委、科技部印发《关于进一步完善市场导向的绿色技术创新体系实施方案(2023—2025 年)》, 强化企业创新主体地位, 完善转化应用市场机制, 以形成创新效能持续提升的绿色技术创新工作格局, 这表明企业进行绿色技术创新对繁荣绿色市场、构建绿色经济体具有重要的价值和意义。作为政府控制二氧化碳排放总量的重要载体, 以高污染、高排放和高能耗为主要特征的“控排企业”因被强制纳入碳市场总量控制和交易体系而面临严格的履约要求。2023 年底被纳入全国碳排放权交易体系的控排企业数量已达到 20 万家。控排企业开展绿色技术创新是降低碳排放量、

实现“双碳”目标的微观基础^[1]。但现实中, 由于资源和能力的限制, 其开展绿色技术创新的积极性并不高^[2], 因此, 如何有效提升控排企业绿色技术创新意愿和绩效显得尤为重要和迫切。

现有研究多基于管制逻辑(regulative logic)探索控排企业绿色技术创新的驱动机制^[3]。但现实中管制逻辑往往不具有可持续性, 导致环保绩效不尽如人意。作为一项重要的制度创新, 碳排放权交易制度将控排企业绿色技术创新的驱动逻辑从管制逻辑转变为“市场逻辑”。与管制逻辑的思路不同, 碳排放权交易制度通过“买碳有成本、卖碳有收益和投资有回报”等市场化原则

收稿日期: 2023-12-08

基金项目: 国家社会科学基金项目(22BGL129)

作者简介: 王丹丹(1981—), 女, 河北承德人, 博士、副教授, 研究方向为企业可持续发展与社会责任; 杨 勃(1988—), 男, 陕西西安人, 博士、副教授, 研究方向为国际商务与企业社会责任。

驱动控排企业开展绿色技术创新。基于市场逻辑视角探索碳排放权交易制度对绿色技术创新的影响研究目前主要涉及两个方面:一是研究市场类调控工具如财、税、费等对绿色技术创新的影响^[4,5]。这些研究虽在一定程度上突破了仅依靠命令型规制政策的局限性,但仍属于管制逻辑的思路;另一方面研究碳排放权交易制度对地区、行业经济转型或碳排放效率的影响^[6,7],但主要聚焦区域或行业层面,缺少从微观层面的考察。尽管碳排放权交易制度的最新研究对绿色技术创新问题有所关注^[8,9],但仍体现出一定的研究缺口:首先,研究对象是企业这种一般性的概念,却忽视碳排放权交易制度下最重要的履约主体——控排企业的特质及其进行绿色技术创新的障碍,使碳排放权交易制度的影响效果难以直观体现;其次,关于碳排放权交易制度如何驱动控排企业绿色技术创新的作用机制还不清晰,驱动过程的“黑箱”尚未打开;最后,缺少对碳排放权交易制度驱动控排企业绿色技术创新的边界条件探索,尚未揭示作用于驱动过程的调节效应。

基于此,本文基于市场逻辑视角,以 2010—2022 年六大试点省市的控排企业为研究样本,探索碳排放权交易制度通过倒逼机制、激励机制和赋能机制驱动控排企业绿色技术创新的独特过程,挖掘声誉资源和绿色融资

能力在碳排放权交易制度对绿色技术创新的作用路径上发挥的正向调节效应,进而为专门针对控排企业绿色技术创新的政策设计提供理论支撑。

1 理论与研究

1.1 碳排放权交易制度对控排企业绿色技术创新的影响

制度逻辑是社会共享的规则、规范和价值观,能够塑造主体的认知及行为,决定了组织的目标以及实现目标的方法和行为^[10]。处于复杂制度环境中的控排企业,受到多重制度逻辑(管制逻辑或市场逻辑)的支配,不同的制度逻辑对控排企业绿色技术创新的影响效果呈现差异。管制逻辑遵循“命令型规制政策→绿色技术创新”的研究思路,这往往导致控排企业以制度同构或制度解耦^[11]来应对绿色技术创新的要求。与管制逻辑的思路不同,碳排放权交易制度遵循市场逻辑。基于市场逻辑的碳排放权交易制度通过“买碳有成本”倒逼控排企业淘汰落后产能、“卖碳有收益”激励控排企业引入先进的减排技术和“投资回报”赋能控排企业将从绿色技术创新中获取碳收益,这不仅有助于克服控排企业在绿色技术创新方面的天然劣势,还可以从根本上提升其进行绿色技术创新的意愿和绩效。碳排放权交易制度对控排企业绿色技术创新的驱动过程主要包括三方面(如图 1 所示)。



图 1 碳排放权交易制度对控排企业绿色技术创新的驱动机制

(1) 倒逼机制(买碳有成本)。碳排放权交易制度通过增加控排企业的违约成本倒逼其开展绿色技术创新。碳排放权交易制度通过立法或者其他有约束力的形式,对一定范围内的控排企业设定温室气体排放总量上限,并将排放总量分解成碳配额,依据一定的原则和方式(免费分配或拍卖)分配给控排企业。被纳入控排范围的企业碳排放量不得超过其持有的配额,在每个履约周期结束后,管理者要对控排企业履约进行考核,如果没有完成履约责任,则将受到相应的惩罚^[12],如取消节能先进评比、取消节能专项资金补助及计入信用档案等。因此,超额排放所带来的负面经济和社会影响会倒逼控排企业进行绿色技术创新,以此来降低运营流程和产品生产过程中的碳排放量,以保证完成履约要求。

(2) 激励机制(卖碳有收益)。碳排放权交易制度下的控排企业为获取碳收益和专项资金扶持而开展绿色技术创新。碳排放权交易制度以配额交易为主,控排企业由于产业和技术水平不同,减排能力有所差异。减排能力强的企业有配额剩余,减排能力弱企业如无法在所分配的配额之内实现履约目标,就需要到碳市场购买配额完成履约。富余的碳配额不但可以抵消其自身的碳排放量,还可以被出售或拍卖,甚至转化为碳资产^[13]。追求利润最大化的控排企业为获得碳配额或碳信用所带来的经济激励,会积极开展绿色技术创新活动,以获竞争优势和稀缺资源。此外,政府也会对超额完成履约任务的企业提供补贴和税收优惠,这将进一步驱动控排企业开展绿色技术创新^[15]。

(3) 赋能机制(投资有收益)。碳排放权交易制度赋予控排企业自由裁量权,通过构建自己的履约成本曲线开展绿色技术创新^[13]。一方面,控排企业在配额和CCER(中国核证自愿减排量)交易中行使自由裁量权,以获取较低的履约成本。成本的降低可以减轻开展绿色技术创新的资金投入压力,绿色技术创新项目甚至可以设置为弹性门槛回报率,以保证绿色产品的研发周期。另一方面,控排企业也可以选择开发自己的碳抵消项目,通过在项目中获取碳信用来抵消自身的碳排放量,或将多余的碳信用出售、拍卖或进行投资,赚取高额

碳收益。部分控排企业通过碳信用获得的收入甚至超越了运营收入,借助这部分收入,企业得以开展扩张性绿色技术投资,建设超级绿色工厂,进一步提升绿色技术创新的意愿和动力。基于此,本文提出:

H1: 体现市场逻辑的碳排放权交易制度驱动控排企业绿色技术创新。

1.2 控排企业声誉资源和绿色融资能力的调节效应

资源基础观^[14]认为资源和能力能够使组织成功地适应绿色技术创新需求,更高的资源 and 能力水平使组织具有更大的适应性,具体内容如图2所示。

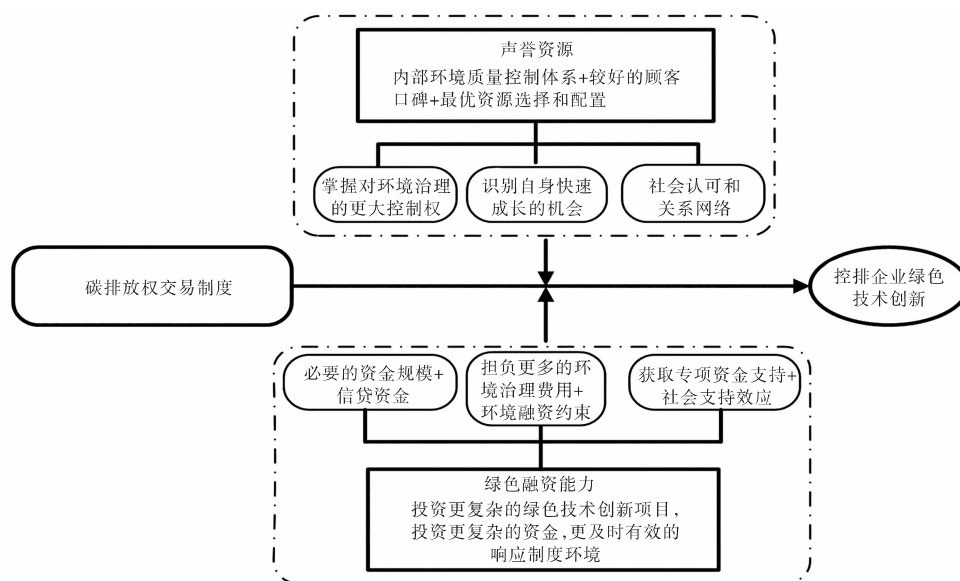


图2 声誉资源、绿色融资能力在碳排放权交易制度对绿色技术创新的影响中发挥正向调节效应

从资源来看,声誉资源是控排企业从利益相关方获取的机会、支持和价值总和^[15]。在碳排放权交易制度驱动控排企业绿色技术创新的过程中,声誉资源产生显著的正向调节效应:首先,在倒逼机制下,控排企业在内部建立环境质量控制体系,对减排执行情况进行定期的审查和持续改进,以此向外界传递出在执行履约方面的良好声誉,并通过持续提升内部绿色技术创新的比重来建立对环境质量的更大控制权。同时,具有较高声誉资源的控排企业,能够满足更大程度的合法性,进而为绿色技术创新提供较好的制度环境^[15]。其次,在激励机制下,拥有声誉资源的控排企业会更加关注市场信息和环境信息,识别出有利于降低自身履约成本和快速成长的机会。有些企业甚至通过绿色技术创新成为行业标杆,进而提升了整个行业的绿色技术创新意愿和水平。同时,声誉资源形成于与客户长期接触中产生的口碑和感知,具有品牌忠诚等天然属性,较差的声誉资源会造成环保敏感性客户的流失,容易导致更高的破产率^[14]。最后,在赋能机制下,具有声誉资源的控排企业倾向于高效利用碳收益来获得最优资源配置,绿色技术创新可以增强其符号和社会价值,进而建立良好的社会认可和关

系网络。同时,声誉资源表现越好的控排企业将进一步获得绿色贷款、绿色专项资金支持,更有助于在内部进行生产线改造、绿色产品研发等技术创新活动^[16]。基于此,本文提出:

H2a: 声誉资源正向调节碳排放权交易制度对绿色技术创新的影响。

从能力来看,绿色融资能力为控排企业从事更复杂绿色技术创新活动提供了资金保障^[14]。在碳排放权交易制度驱动控排企业绿色技术创新的过程中,绿色融资能力呈现显著的正向调节效应。首先,在倒逼机制下,绿色融资能力较强的控排企业可以确保必要的资金规模来支持绿色技术创新,同时,政府要求控排企业披露更多数量和更高质量的非财务信息,减排信息披露程度的增强致使控排企业积极开展绿色技术创新活动^[15]。其次,在激励机制下,拥有较强绿色融资能力的控排企业可以在同一时点下负担相对多的环境治理费用,获得较高的资金周转额度并拥有更多灵活支配的现金流,继而驱动控排企业进行绿色技术创新,同时,激励机制有助于控排企业获得政府、银行投资者等利益相关方的关键资源支持,缓解控排企业融资约束,从而将更多的资

金投入到面向企业绿色产品与绿色工艺的研发创新过程中,最终促进控排企业实现全面的绿色创新^[15]。最后,在赋能机制下,无论是政府对技术创新的资金支持还是外部投资,都会将可持续发展的维度纳入项目的可行性分析当中,控排企业的绿色融资能力越强,越能够显示其在绿色维度下的运营特点、财务绩效、市场价值及获取补贴和专项资金的能力,这将有效缓解绿色技术创新的资金压力,驱动控排企业进行绿色技术创新。同时,随着消费者对绿色产品需求程度的提升,利益相关方将强化对其绿色技术创新融资的支持,从而提升控排企业绿色技术创新意愿^[15]。基于此,本文提出如下假设:

H2b:绿色融资能力正向调节碳排放权交易制度对绿色技术创新的影响。

2 研究设计

2.1 变量测量

被解释变量:控排企业绿色技术创新(GTI)。专利申请数量能够有效评价绿色技术创新^[16],选取 IncoPat 数据库中进行试点碳交易(2010—2022 年)的 A 股上市控排企业每年的绿色专利申请量^①来测量绿色技术创新。

解释变量:碳排放权交易制度(ETS)。以是否为控排企业虚拟变量与碳交易市场建立时间虚拟变量的交互项($Treat \times Time$)表征碳排放权交易制度。将碳交易试点控排企业、非控排企业的 $Treat$ 值设置为 1 和 0,分别作为实验组 and 对照组;将试点建立前后的时间虚拟变量 $Time$ 值设置为 0 和 1。由于碳交易试点并不是同一时间设立,参考苏涛永等^[17]对 $Time_{i,t}$ 变量的定义,当控排企业 i 位于深圳、上海、北京、广东和天津 5 个省市,且 $t \geq 2013$ 时, $Treat_{i,t} = 1$;当控排企业 i 位于福建省且 $t \geq 2016$ 时, $Treat_{i,t} = 1$;除此之外, $Treat_{i,t} = 0$ 。

调节变量:声誉资源(Rep)和绿色融资能力(Green-

Fina)。社会责任是体现声誉资源的重要指标。对控排企业社会责任报告进行内容分析,如出现“环境友好型、ESG 投资”等关键词,则赋值为 1;否则,赋值为 0。发行绿色债券反映了绿色融资的可获得性,因此,使用控排企业发行的绿色债券来测量绿色融资能力。

控制变量。控排企业规模,使用净资产(InCap)进行测量,为降低数据极值之间差距,对净资产做对数处理;同时,将净资产除以 10000 来处理净资产为负值的控排企业;控排企业经营能力,采用投资回报率(ROIC)与资产负债率(Leverage)进行测量;控排企业年限,以公司已上市的年份数(Age)进行测量;控排企业增长能力,采用营业收入增长能力(Growth)进行测量;经济发展水平,采用人均 GDP(PerGDP)进行测量。

工具变量。依据夏西强等^[1]的研究,采用控排企业碳配额交易量(CEA)作为工具变量解决内生性的问题。

2.2 描述性统计

以 2010—2022 年试点省市碳交易市场中的控排企业为基本对象,剔除金融行业上市公司、之后年度被取消纳入控排范围的企业;因为数据缺失剔除了湖北和重庆,只考虑深圳、上海、北京、广东、天津和福建 6 个试点省市。各变量描述性统计结果见表 1。总体样本的绿色技术创新(GTI)均值为 3.4165,标准差为 3.1520,远超过 1,说明样本区间不同控排企业绿色技术创新水平呈现显著差异。资产负债率(Lev)、投资回报率(ROIC)、公司已上市年份数(Age)及绿色融资能力(GreenFina)均值分别为 0.8461、0.0431、15.3566 及 0.1102;资产负债率(Lev)及已上市年份数(Age)的标准差分别为 1.1185 和 7.4566,均超过 1,说明这些变量在样本企业之间具有差距。其余变量的均值及标准差基本与已有文献水平相契合。

表 1 全样本描述性统计结果

变量	变量名称	变量符号	N	Mean	SD	Min	Max
解释变量	碳排放权交易制度	ETS	841	0.6706	0.4703	0.0000	1.0000
被解释变量	绿色技术创新	GTI	841	3.4165	3.1520	0.0000	9.9900
调节变量	声誉资源	REP	841	0.5047	0.5003	0.0000	1.0000
	绿色融资能力	GreenFina	841	0.1102	0.3133	0.0000	1.0000
控制变量	净资产	lnCap	841	22.5059	2.3957	17.1356	31.1749
	投资回报率	ROIC	841	0.0431	0.0622	-0.2812	0.3020
	资产负债率	Lev	841	0.8461	1.1185	0.0300	12.0373
	公司已上市年份数	Age	841	15.3566	7.4566	2.0000	33.0000
	营业收入增长能力	Growth	841	2.6406	4.1556	-8.7639	17.3007
	人均 GDP	PERGDP	841	11.7742	0.3307	10.8358	12.1564
工具变量	碳配额交易量	CEA	841	61.3096	34.5573	1.8942	147.0000

①国际两大组织世界知识产权组织(WIPO)和经济合作与发展组织(OECD)都发布过绿色专利数据并对绿色专利的概念进行过界定,前者发布了《绿色专利清单》,而后者则公开发布了对照索引 OTC。

3 实证分析

3.1 验证碳排放权交易制度对绿色技术创新的驱动效果

3.1.1 多时点 DID 基准回归模型

考虑到碳交易试点省市是分批设立的,为科学评估碳排放权交易制度对控排企业绿色技术创新的影响效应,构建如下回归模型:

$$GTI_{i,t} = \alpha + \beta ETS_{i,t} + \gamma Control_Var_{i,t} + IDFE + YearFE + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

式(1)中,GTI 表示绿色技术创新,ETS_{i,t}为多期双重差分变量,即 Treat_i × Time_{i,t},Treat_i 为处理变量,Time_{i,t} 表示制度实施时间,Control_Var 为控制变量集合,IDFE 为个体固定效应,YearFE 为时间固定效应,ε 为随机扰动项。估计系数 β 度量了不同试点的控排企业绿色技术创新在碳排放权交易制度冲击前后的平均处理效应。

3.1.2 基准回归分析

表 2 报告了碳排放权交易制度对绿色技术创新驱动效应的回归结果。其中,列(1)是未考虑控制变量及固定效应的估计结果,列(2)是控制了个体、时间固定效应的估计结果,而列(3)、列(4)则是分别在列(1)、列(2)的基础上加入控制变量的估计结果。结果显示,在(1)、(4)两种情形下,碳排放权交易制度(ETS)的回归系数(2.6952、0.7133)均在 1% 的水平上显著,表明碳排放权交易制度显著提升了控排企业绿色技术创新水平,H1 得到证实。

表 2 基准回归分析结果

变量	(1) GTI	(2) GTI	(3) GTI	(4) GTI
ETS	2.6952 *** (12.7440)	0.0674 (0.2939)	0.3226 * (1.6491)	0.7133 *** (3.7146)
Age			-0.0028 (-0.2529)	0.0198 (1.6177)
PERGDP			-1.6483 *** (-6.2141)	-0.2603 (-0.8484)
ROIC			0.4016 (0.3154)	0.6985 (0.5425)
Lev			0.1583 ** (2.1583)	0.0476 (0.6861)
lnCap			0.0368 (0.9685)	0.2417 *** (4.9580)
Growth			0.4647 *** (21.8316)	0.3563 *** (17.3131)
Cons	5.2239 *** (30.1631)	5.4677 *** (9.0700)	20.8755 *** (6.8888)	1.0279 (0.2753)
ID	No	Yes	No	Yes
Year	No	Yes	No	Yes
N	841	841	841	841
R ²	0.1617	0.4711	0.5175	0.6524

注:括号内为 t 值,***、** 和 * 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上显著(以下各表同)

3.1.3 识别假定检验

(1) 平行趋势检验

双重差分模型设计需要符合平行趋势假定,为此,引入时间虚拟变量构造式(2):

$$GTI_{i,t} = \alpha + \beta_1 Before3_{i,t} + \beta_2 Before2_{i,t} + \beta_3 Before1_{i,t} + \beta_4 Current_{i,t} + \beta_5 After1_{i,t} + \beta_6 After2_{i,t} + \beta_7 After3_{i,t} + \beta_8 After4_{i,t} + \gamma ControlVar_{i,t} + IDFE + YearFE + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

式(2)中,时间虚拟变量是被确立为碳排放权交易试点前 n 年、当年和后 n 年的观测值^[20],若控排企业在第 n 年受到制度冲击,则取值为 1,否则取值为 0。由于观察期为 2010—2022 年,而首批试点的制度实施年份为 2013 年,即试点没有多于 -3 期的样本值。依据白俊红等的做法^[18],以政策 -1 期、-2 期和 -3 期的时间虚拟变量作为制度发生前平行趋势检验的参考年份,并将 -3 期这一时间虚拟变量剔除,以避免多重共线性。表 3 显示,制度实施前的相对时间虚拟变量系数均不显著且数值较小(p 值分别为 0.709、0.900、0.616,都大于 0.05),表明在碳排放权交易制度实施前,实验组与对照组在绿色技术创新水平上无显著差异,符合平行趋势假设。

考虑到截至 2022 年,碳排放权交易制度已在首批试点运行了近 9 年,为此分析 8 期内的制度实施动态效应。表 3 列(3)显示,在制度实施当年,试点的碳排放权交易制度还没有对控排企业绿色技术创新产生影响,在制度推行 5 年后,影响系数 t 显著为正并不断提升(由 0.500 提升至 2.520),说明试点省市的碳排放权交易制度能够提升控排企业的绿色技术创新水平,但具有一定的滞后性。

表 3 平行趋势假设检验结果

GTI	(1) Coefficient	(2) Std. Err.	(3) t	(4) P > t
Before2	0.806	2.159	0.370	0.709
Before1	0.262	2.091	0.130	0.900
Current	1.007	2.009	0.500	0.616
After ₁	1.980	2.008	0.990	0.324
After ₂	2.122	1.978	1.070	0.283
After ₃	2.669	1.979	1.350	0.177
After ₄	5.052	2.112	2.390	0.017
After ₅	4.948	1.967	2.520	0.012
R ²		0.2756		
N		841		

(2) 安慰剂检验

通过构建反事实的政策进行稳健性检验,假设将碳排放权交易制度实施的时间虚拟变量提前两期,构建虚假的制度时间(用 ETS⁻²表示),并基于式(1)进行回归。检验结果如表 4 所示:碳排放权交易制度(ETS⁻²)(Treat × Time 的交互项)的 t 值为 0.3200,在 10% 水平上未通过显著性检验,说明控排企业和非控排企业绿色技术创新水平并没有显著差异,即绿色技术创新水平的提升并未受到其他因素的影响,结果具有稳健性。

表 4 改变政策时点的安慰剂检验

GTI	Coefficient	Std. err.	t	P > t	95% conf. interval
ETS ⁻²	0.2505	0.7875	0.3200	0.7520	-1.3450 1.8461
Age	-0.1160	0.0513	-2.2600	0.0300	-0.2199 -0.0121
PERGDP	0.8920	1.0555	0.8500	0.4030	-1.2467 3.0308
ROIC	0.0571	5.1251	0.0100	0.9910	-10.3273 10.4415
Lev	-0.0763	0.3776	-0.2000	0.8410	-0.8415 0.6889
lnCap	0.3530	0.2465	1.4300	0.1610	-0.1465 0.8525
Growth	0.3027	0.0706	4.2900	0.0000	0.1596 0.4458
ID	YES	YES	YES	YES	YES
Year	YES	YES	YES	YES	YES
N			86		
R ²			0.7727		

(3) 内生性检验

为排除碳排放权交易制度与绿色技术创新之间存在互为因果的关系,对模型进行内生性检验,借鉴夏西强^[1]等的做法,采用碳配额交易量(CEA)作为碳排放权交易制度的工具变量,并使用两阶段最小二乘法对各变量系数进行估计,结果见表5。第一阶段、第二阶段工具变量对碳排放权交易制度的影响系数分别为0.0080和0.6648(在1%和5%的水平上显著为正),说明所选工具变量与解释变量高度相关。Anderson LM 统计量为346.842且在1%的水平上显著,CDW 统计量为477.281,远大于10%偏误下的临界值16.38,表明工具变量通过了不可识别检验和弱工具变量检验。同时,工具变量个数与解释变量个数相同,不存在过度识别问题。综上,工具变量合理且通过了内生性检验。

表 5 内生性检验结果

	第一阶段回归 ETS	第二阶段回归 GTI
CEA	0.0080 *** (21.8468)	
ETS		0.6648 ** (2.4722)
Controls	Yes	Yes
Year	Yes	Yes
ID	Yes	Yes
Anderson canon. corr. LM		346.842 ***
Cragg - Donald Wald F		477.281
N	841	841
R ²	0.6466	0.7219

(4) 稳健性检验

① 替换绿色技术创新测量指标

借鉴陈林和万攀兵^[19]的做法,使用绿色专利授权量替换绿色专利申请量,回归结果见表6列(1):碳排放权交易制度(ETS)的系数为0.012,仍然显著为正,并且在1%水平上显著,说明碳排放权交易制度显著提升了绿色专利授权量,结果具有稳健性。

② 消除政策实施时间不一致的影响

作为碳交易试点的福建省于2016年才启动,该试点的控排企业可能会提前向已被设置为试点的控排企业学习,因此,在剔除福建样本后,进一步检验结果的稳健性。结果见表6列(2),碳排放权交易制度(ETS)的回归系数为0.7765,依然显著为正,并且在1%水平下显著,结果具有稳健性。

表 6 稳健性检验结果

	(1) 绿色专利 授权数量	(2) 消除政策实施时间 不一致的影响
ETS	0.012 ***	0.7765 ***
Control_Var	YES	YES
ID	YES	YES
Year	YES	YES
N	841	805
R ²	0.5096	0.6474

(5) 异质性检验

对碳排放权交易制度驱动效果的异质性考察主要从两个方面进行:产权性质(国有/非国有)及所属行业类型(重污染/非重污染)。

就产权性质来看,将样本企业划分为国有企业和非国有企业,根据控排企业产权性质,将国有产权虚拟变量赋值为1,将非国有产权虚拟变量赋值为0,回归结果见表7。从分析结果可以看出,非国有控排企业组的估计系数是0.6192(在5%的水平上显著),而国有控排企业组的估计系数为0.8755(在1%的水平上显著),表明碳排放权交易制度对国有控排企业绿色技术创新的驱动作用更显著。可能的原因在于:一方面,国有控排企业履约情况通常成为媒体和评级机构关注的重点,因此,为规避违约可能带来的风险和恶劣后果,这类企业会更加积极展示自己的环保绩效,继而维持在行业和市场中的口碑和声誉;另一方面,国有控排企业通常具有更强的资金实力和资源优势,可以用于新技术的研发和新设备的引入,从而推动绿色技术创新。

就行业类型来看,将样本企业划分为重污染企业
和非重污染企业。根据生态环境部公布的《上市公司环境
信息披露指南》,若控排企业所在行业属于重污染行业,
将行业虚拟变量赋值为 1,不属于则赋值为 0。回归结
果见表 7。从分析结果可以看出,非重污染行业的估计
系数为 0.8778(在 1% 的水平上显著),而重污染行业的
估计系数为 -0.2340(在 10% 的水平上不显著),表明碳
排放权交易制度对非重污染控排企业绿色技术创新的
驱动作用更显著。可能的原因在于:一方面,相对于重
污染企业,非重污染企业更具有天然的资源禀赋优势,
具备较好的绿色技术创新基础,更容易通过绿色技术创
新来优化生产流程,降低减排成本,获取收益机会。另
一方面,非重污染企业减排的目标往往不止于履约,而
是在履约的同时考虑如何获取碳信用。而绿色技术创
新正是其获取碳信用的最佳途径。因此,更具有进行绿
色技术创新的动力。

表 7 控排企业产权性质及所处行业类型的异质性分析

	产权性质		所处行业类型	
	非国有	国有	非重污染	重污染
ETS	0.6192 ** (2.4524)	0.8755 *** (2.9035)	0.8778 *** (4.0471)	-0.2340 (-0.5243)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes
IDFE	Yes	Yes	Yes	Yes
YearFE	Yes	Yes	Yes	Yes
Cons	1.4490 (0.2745)	-0.7044 (-0.1214)	2.7520 (0.6451)	-7.5287 (-0.8017)
N	447	394	676	165
R ²	0.7625	0.6941	0.7241	0.7671

3.2 验证声誉资源、绿色融资能力的调节效应

参照汪明月等^[20]的研究,为验证声誉资源、绿色融
资能力的调节效应,构建模型如下:

$$GTI_{i,t} = c_0 + c_1 ETS_{i,t} + c_2 ETS_{i,t} \times REP + c_3 REP + \gamma Control_{i,t} + IDFE_i + YearFE_t + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

$$GTI_{i,t} = \kappa_0 + \kappa_1 ETS_{i,t} + \kappa_2 ETS_{i,t} \times GreenFina + \kappa_3 GreenFina + \gamma Control_{i,t} + IDFE_i + YearFE_t + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

式中,REP、GreenFina 表示声誉资源、绿色融资能
力;ETS×REP、ETS×GreenFina 表示碳排放权交易制度
与声誉资源、绿色融资能力的交互项;c₀、κ₀ 表示常数项
系数,c₃、κ₃ 表示声誉资源、绿色融资能力对应的回归系
数,c₂、κ₂ 表示声誉资源和碳排放权交易制度交乘项、绿
色融资能力和碳排放权交易制度交乘项的系数。若 c₂、
κ₂ 显著为正,表明声誉资源、绿色融资能力正向调节碳
排放权交易制度对绿色技术创新的影响。检验结果见
表 8。

表 8 列(1)中的 ETS×REP 系数 c₂ 为 0.5967,在
5% 的水平上显著为正,列(2)中的 ETS×GreenFina 系
数 κ₂ 为 0.7708,在 10% 的水平上显著为正,说明声誉资
源和绿色融资能力在碳排放权交易制度对绿色技术创

新行为的影响路径中发挥正向调节效应。因此 H2a 和
H2b 得到证实。

表 8 声誉资源、绿色融资能力调节效应检验结果

	(1)	(2)
	GTI	GTI
ETS	0.6585 *** (3.1104)	0.4355 * (1.8155)
ETS×REP	0.5967 ** (1.9897)	
REP	-0.1575 (-0.6459)	
ETS×GreenFina		0.7708 * (1.8233)
GreenFina		0.3451 (0.3331)
Controls	Yes	Yes
ID	Yes	Yes
Year	Yes	Yes
N	841	841
R ²	0.7062	0.7248

4 结论与建议

4.1 研究结论

基于市场逻辑视角,以 2010—2022 年六大试点省
市的控排企业为研究样本,探索碳排放权交易制度对控
排企业绿色技术创新的驱动机制和过程。研究发现:

第一,碳排放权交易制度以倒逼、激励和赋能机制
来驱动控排企业绿色技术创新。这是由于,碳排放权交
易制度通过“买碳有成本”“卖碳有收益”和“投资回报”
克服了控排企业在绿色技术创新方面的天然劣势。通
过增加违约成本,提供税收优惠、补贴和专项资金支持
及赋予自由裁量权等提升了控排企业的绿色技术创新
意愿。

第二,异质性分析表明,碳排放权交易制度对控排
企业绿色技术创新的驱动效应存在产权性质及所属行
业类型两方面的异质性,属于国有产权和非重污染行
业的样本,其绿色技术创新的意愿更强。这是由于,国有
企业更愿意展示自己的环保绩效,主动成为绿色技术标
杆,以争取到更大力度的财政扶持。另外,非重污染企
业具有资源禀赋优势,更容易通过绿色技术创新获取收
益。

第三,声誉资源和绿色融资能力在碳排放权交易制
度对控排企业绿色技术创新的影响中发挥正向调节作
用。绿色融资能力越强、声誉资源表现越好的控排企
业,碳排放权交易制度对绿色技术创新的驱动效果越
强。这是由于,具有较高声誉资源的企业,能够建立良
好的社会认可和关系网络,进而激发绿色技术创新意
愿。拥有较强绿色融资能力的控排企业可以强化利益
相关方对创新融资的支持,进而驱动绿色技术创新。

4.2 理论贡献

第一,丰富了绿色技术创新的研究视角。已有研究多基于管制逻辑(regulative logic)探索绿色技术创新,这在现实中往往不具有可持续性,使环保绩效不尽如人意。本文将研究视角转变为市场逻辑(Market logic),研究体现市场逻辑碳排放权交易制度如何驱动控排企业进行绿色技术创新,这在一定程度上丰富了绿色技术创新的研究视角,弥补了现有管制逻辑研究的局限性。

第二,打开了碳排放权交易制度驱动控排企业绿色技术创新的过程“黑箱”。已有研究表明碳排放权交易制度对地区、行业经济转型或碳排放效率具有正向影响,但缺少对企业层面的考察,也尚未揭示这种影响发生的过程机制。本文揭示了碳排放权交易制度的三种机制——倒逼机制、激励机制和赋能机制驱动控排企业进行绿色技术创新的独特过程,揭示了声誉资源和绿色融资能力所发挥的正向调节效应,这不仅为探索碳排放权交易制度在企业层面的作用效果提供了理论支撑,还有助于深化企业差异化资源和能力等相关理论研究。

第三,聚焦控排企业这一履约主体,丰富了控排企业绿色转型的研究内容。已有研究尚未注意到碳排放权交易制度对控排企业的针对性,本文以2010—2022年6大试点省市的控排企业为研究样本,在与非控排企业的对比中探索碳排放权交易制度对控排企业绿色技术创新的驱动效果,凸显推动控排企业绿色技术创新的底层逻辑和特色之处,丰富了控排企业绿色转型领域的研究。

4.3 管理建议

基于研究结论,提出如下建议:政府层面。首先,应建立针对控排企业绿色技术创新的监督体系;对主动进行绿色技术创新的控排企业给予税收优惠,补贴;创新契合绿色技术的金融产品,如碳科技创新发展贷款等,赋能控排企业绿色技术创新。其次,统筹协调各类型控排企业绿色技术创新的机会,以提升企业绿色转型的整体水平。最后,加强外部投资者对控排企业绿色技术创新项目的信心;定期公布控排企业绿色技术创新项目的评级和公众反馈情况,完善针对绿色融资能力及声誉资源的管理办法。

控排企业层面。首先,控排企业应将履约成本内部化为运营成本的一部分,选择最具成本效益的创新技术。其次,积极开展自愿减排交易机制下的碳抵消类项目,根据自身情况制定科学有效的绿色技术创新方案。最后,探索开展绿色技术创新全产业链应用场景碳计量方法学体系研究,实现从绿色技术创新到碳资产的分步骤开发和转化。

参考文献:

[1] 夏西强,李佩函,贾家辉,等. 基于碳配额不同分配方式政府补

贴对制造/再制造影响研究[J]. 中国管理科学,2023(10):1-16.

[2] 李井林,阳镇,陈劲. ESG表现如何赋能企业绿色技术创新?——来自中国上市公司的微观证据[J]. 管理工程学报,2024,38(5):1-17.

[3] 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,2020,636(9):194-210.

[4] 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.

[5] 周朝波,覃云. 碳排放交易试点政策促进了中国低碳经济转型吗?——基于双重差分模型的实证研究[J]. 软科学,2020,34(10):36-55.

[6] 王喜平,王素静. 碳交易政策对我国钢铁行业碳排放效率的影响[J]. 科技管理研究,2022(1):171-176.

[7] 胡江峰,黄庆华,潘欣欣. 碳排放交易制度与企业创新质量:抑制还是促进[J]. 中国人口·资源与环境,2020,30(2):49-59.

[8] 张扬,袁宝龙,郑晶晶,邓亚玲. 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,2024,27(3):129-140.

[9] 李创,王智佳,王丽萍. 碳排放权交易政策对企业绿色技术创新的影响——基于工具变量和三重差分的检验[J]. 科学学与科学技术管理,2023,44(5):15-33.

[10] Ostrom E. Background on the Institutional Analysis and Development Framework[J]. Policy Studies Journal,2011,39:7-27.

[11] 管河山,王培,王谦. 我国碳排放权交易市场的有效性研究[J]. 金融经济,2020(11):8-17.

[12] Lee K H,Min B. Green R&D for Eco-innovation and its Impact on Carbon Emissions and Firm Performance[J]. Journal of Cleaner Production,2015,108:534-542.

[13] Rahman S M,Kirkman G A. Costs of Certified Emission Reduction under the Clean Development Mechanism of the Kyoto Protocol[J]. Energy Economics,2015(47):129-141.

[14] Barney,J. Firm Resources and Sustained Competitive Advantage[J]. Journal of Management,1991,17(1):99-120.

[15] 阳镇,凌鸿程,陈劲. 社会信任与企业绿色技术创新——基于上市公司微观证据的研究[J]. 武汉大学学报,2024,77(1):136-149.

[16] 寇宗来,刘学悦. 中国企业的专利行为:特征事实以及来自创新政策的影响[J]. 经济研究,2020,55(3):83-99.

[17] 苏涛永,孟丽,张金涛. 中国碳市场试点与企业绿色转型:作用效果与机理分析[J]. 研究与发展管理,2022,34(4):81-96.

[18] 白俊红,张艺璇,卞元超. 创新驱动政策是否提升城市创业活跃度——来自国家创新型城市试点政策的经验证据[J]. 中国工业经济,2022(6):61-78.

[19] 陈林,万攀兵,许莹盈. 混合所有制企业的股权结构与创新行为——基于自然实验与断点回归的实证检验[J]. 管理世界,2019,35(10):186-205.

[20] 汪明月,李颖明,王子彤. 政治嵌入、外部融资对环境规制与绿色技术创新关系的影响[J]. 中国人口·资源与环境,2022(8):75-88.

(责任编辑:石琳娜)