

欢迎按以下格式引用:吴杰,李紫仪,裴潇.碳排放权交易政策对企业绿色创新的影响研究[J].长江大学学报(社会科学版), 2024,47(2):78-85.

# 碳排放权交易政策对企业绿色创新的影响研究

吴杰 李紫仪 裴潇

(长江大学 经济与管理学院,湖北 荆州 434023)

**摘要:**碳排放权交易制度作为我国实现碳达峰碳中和战略的重要制度之一,对激发企业绿色技术创新、推动经济高质量发展和实现经济低碳转型具有重要意义。论文利用 2006~2021 年沪深 A 股上市公司的面板数据,运用多时点双重差分法,分析碳排放权交易政策对企业绿色创新的效果及其作用机制。研究发现:(1)碳排放权交易政策对企业绿色创新有显著的正向影响;(2)环境规制强度对碳排放权交易政策的影响有显著的调节效应;(3)融资约束在碳排放权交易政策对企业绿色创新的影响中具有中介作用;(4)异质性检验显示,对于大规模企业和东部地区企业,碳交易试点政策对企业绿色创新的促进作用更为明显。文章为理解碳排放权交易政策对企业绿色创新的影响提供了新的视角,也为完善全国碳交易市场提供了政策启示。

**关键词:**碳排放权交易政策;企业绿色创新;环境规制强度;融资约束

**分类号:**F273.1 **文献标识码:**A **文章编号:**1673-1395(2024)02-0078-08

## 一、引言

国际能源署(IEA)发布的《2022 年二氧化碳排放报告》显示:2022 年中国的二氧化碳排放量为 114.77 亿吨,占全球总量的 31.2%,仍是全球最大的碳排放国<sup>[1]</sup>。习近平总书记在党的二十大报告中强调“要把实现减污降碳协同增效作为促进经济社会发展全面绿色转型的总抓手”。一直以来,中国始终坚定地应对气候变化,陆续出台有力的政策工具。碳排放权交易政策通过建立碳市场和价格机制,鼓励企业采取更环保的生产方法和技术,以降低其碳排放。这一制度性创新不仅推动了我国经济向绿色和低碳方向转型,还为实现可持续发展目标提供了重要支持。在国际层面,碳排放权交易政策也为我国在全球气候变化治理中发挥积极作用提供了制度基础。

欧盟碳排放权交易制度(European Union's Emission Trading System, EU ETS)是目前全球最大、最成熟的碳交易体系,引领了世界各国向低碳经济转型<sup>[2]</sup>。我国碳市场仍处于起步阶段,与欧盟碳市场的成熟度相差较大,市场活力有待提升。国家发改委于 2011 年正式批准北京等七个省市开展碳交易试点工作,并于 2013 年起陆续投入试运行。2016 年,福建和四川也启动建设本省碳交易试点工作,2021 年正式启动全国碳交易市场。

这些试点政策是否起到了应有的作用?对此,国内外学者们运用双重差分等多种方法,从不同角度展开了研究。“波特假说”提出,适度的环境规制可以激励企业绿色创新,获得竞争优势,实现“补偿收益”<sup>[3]</sup>。此后,越来越多的研究验证了“波特假说”,学者们对环境规制与技术创新之间的关系进行了实证

收稿日期:2023-12-02

基金项目:湖北省教育厅哲学社会科学研究项目“企业数字化转型的碳减排效应及传导机制研究”(22D037)

第一作者简介:吴杰(1964—),女,河南信阳人,教授,博士,主要从事环境会计研究。

通信作者:李紫仪(1996—),女,湖北武汉人,主要从事环境会计研究,E-mail:605152957@qq.com。

研究,结果均表明环境规制能够在一定程度上促进企业创新,为“波特假说”提供了经验支持<sup>[4,5]</sup>。CONG 等(2010)在中国尚未完全实施碳排放权交易政策时,就验证了波特假说在中国的存在<sup>[6]</sup>。Zhu 等(2019)发现了碳排放权交易政策能有效促进企业绿色技术专利的申请<sup>[7]</sup>。王为东等(2020)认为碳排放权交易政策通过碳市场机制激励企业参与低碳技术创新,进一步推动了试点地区绿色技术创新的发展<sup>[8]</sup>。魏丽莉等(2021)从碳价格信号视角出发,也证实了碳交易显著促进了企业绿色技术创新<sup>[9]</sup>。但也有一些学者在碳交易制度对企业绿色创新的促进作用方面持怀疑态度。如 Shi 等(2017)认为碳交易制度实施过程中存在较多不确定性,显著降低了企业创新<sup>[10]</sup>。

目前有关碳排放权交易政策对企业绿色创新的影响的成果较为丰富。但这些学者并未得出一致的结论,且现有研究也存在着一些不足之处:一是现有研究多评估该政策对不同行业的影响,较少从企业这一环境规制和绿色创新的主体出发,缺少评估该政策的社会效应;二是现有研究多从单一视角分析碳交易制度对企业绿色创新的影响,未能充分挖掘出碳排放权交易政策影响企业绿色技术创新系统的影响机制。本研究基于沪深 A 股 2006~2021 年的上市企业数据,采用多时点双重差分法,研究了碳排放权交易政策对企业绿色创新的影响,并通过安慰剂检验、删减样本时间、滞后一期等多种方式验证了实证结果的可靠性。此外,进一步探讨了在碳排放权交易政策促进企业绿色创新的机制中,环境监管强度的调节效应以及融资约束的中介作用,分析了碳排放权交易政策的绿色创新效应在不同情境下的变化规律。最后,分别考察了碳排放权交易政策对不同规模企业和不同地区企业绿色创新的差异性。

本文的边际贡献在于:第一,在研究内容上,本文从微观层面呈现了碳排放权交易政策促进企业绿色创新的积极证明,从而拓展了碳排放权交易效果的研究视角。第二,在研究方法上,本文以 2013 年、2014 年、2016 年为政策冲击点,采用多时间节点双重差分模型,增强了实证结果的有效性与稳健性。我国于 2013 年陆续开始上线深圳、上海、北京、广东和天津的地方试点碳市场,2014 年湖北和重庆的碳排放市场正式开市,2016 年新增四川与福建 2 个试点省份,形成了“7+2”碳交易试点省(市)的格局。这些时间节点代表了我国碳市场政策的关键阶段,

因此,选择 2013 年、2014 年和 2016 年时间节点有助于捕捉政策变化的影响,便于更准确地评估碳排放权交易政策的效果。

二、理论分析与研究假设

(一)碳排放权交易政策与企业绿色创新

相比于传统的“命令强制式”监管,碳排放权交易政策作为一种市场型环境规制,给予了企业更多自主权和创新激励,更加适合我国国情,能够助力我国实现“双碳目标”<sup>[11]</sup>。对于政策制定者来说,只有充分评估碳交易政策的执行效果,才能更好地完善和发展政策;对于企业来说,借助政策进行绿色技术创新关系到企业的竞争力和发展前景。主要体现在以下方面:(1)政策压力。随着碳交易政策不断完善和优化,碳市场的规模和覆盖范围也在不断扩大。各试点市场逐步缩减了免费配额的数量,对企业的碳排放量设定了强制性的限制,并对违反规定的企业实施了严厉的处罚措施,倒逼企业向绿色转型。(2)经济激励。通过绿色技术创新,企业可以降低实际的碳排放量,从而节省经营成本,将多余的碳排放配额在市场上出售,这些收入可以为企业后续的绿色创新活动提供资金支持,形成良性循环。(3)ESG 理念。随着全社会环境保护意识的提高,投资者、客户和合作伙伴更倾向于选择符合低碳理念的企业。企业在碳交易政策下积极减排、参与碳市场,能够提升企业的绿色竞争力和品牌形象。因此,基于以上分析,本文提出如下假设:

H1:碳排放权交易政策可以促进企业的绿色创新。

(二)环境规制强度的调节作用

环境规制强度可以强化碳排放权交易政策对企业绿色创新的激励效应,促使企业更积极地采取绿色技术和实践,以满足更高的环保标准。规制是行政机关通过制定和执行一些规则或行为,直接或间接地影响市场的运作和资源的分配以及企业和消费者的选择的一种机制<sup>[12]</sup>。环境规制强度是指环境政策对企业或行业的约束力和激励力,它可以反映出不同地区或不同行业在应对环境问题上的成本和效益。由于碳交易政策具有跨区域性,且我国碳市场建设从地方试点起步,各试点地区政府根据本地区的经济社会发展水平、产业结构特征、能源消费状况等因素,制定了不同的市场配额分配、交易制度及监管力度等方面的政策措施,所以不同试点地区的规制强度也不尽相同。一方面,强度较高的环境规

制通常意味着更严格的环境保护标准和更严厉的执法,企业更有动力改进现有技术或投资于新的绿色技术,以节省碳配额或获得额外收入。另一方面,环境规制强度越大,还意味着企业面临的市场竞争压力越大,碳交易政策对企业的竞争力影响越明显,企业有更大的动力通过开展绿色创新来提高自身的产品质量或服务水平,从而增加自身的市场份额或降低自身的市场风险。因此,基于以上分析,本文提出如下假设:

H2:环境规制强度越大,碳排放权交易政策对企业绿色创新的提升作用越强。

### (三)融资约束的中介作用

碳排放权交易政策对于企业绿色创新的影响,可以通过媒介机制来实现更大的效果。融资约束是企业市场失灵问题中普遍存在的情况,其根本原因包括信息不对称等因素。根据创新投资理论,企业融资约束越大,创新投资越少,从而降低了绿色技术创新的水平和速度<sup>[13]</sup>。融资约束大的企业大多依赖内部现金流进行创新投资,通常选择低价出售碳配额,不仅对企业的绿色创新意愿和实施能力产生了负面影响,还减弱了碳市场交易的活跃程度和效果。在绿色创新的前期,研发、技术采用和生产过程改进等初期投资必不可少,因此企业面临高额的初期投资成本。同时,绿色创新项目的回报率相对较低,企业还可能受到市场接受度和规模效应的限制,所以只有企业面临较好的外部融资条件时,才更有可能承担高额的绿色创新成本。碳排放权交易政策引入了碳市场,为企业设定了一定周期内的碳排放总量,企业通过交易碳排放量可以获得额外的收入,从而降低了对传统融资渠道的依赖,缓解了企业融资约束。企业可以将这些额外的资金用于投资绿色创新项目,例如研发环保技术、改进生产过程或开发低碳产品等。可见,碳排放权交易政策作为一种环境规制,能够通过缓解企业的融资约束,促进企业的绿色技术创新,同时也符合政府制定的碳减排政策。因此,基于以上分析,本文提出如下假设:

H3:融资约束在碳排放权交易政策影响企业绿色创新的过程中发挥中介作用。

## 三、研究设计

### (一)样本选择与数据来源

本文选取 2006~2021 年沪深 A 股上市公司的面板数据,探究碳排放权交易政策对企业绿色创新的影响。上市公司的财务信息及其他企业相关数据

来自中国国泰安数据库(CSMAR)及 Wind 数据库。上市公司的绿色专利数据来自中国研究数据服务平台(CNRDS)的绿色专利研究数据库(GPRD)。为了保证样本数据的有效性和可靠性,本文对研究样本进行筛选,排除以下类型的上市企业:被连续标记为特别处理或面临退市风险的企业(ST 和 \* ST 企业);属于金融行业的企业;在样本期间内发生上市或退市的企业;主要变量数据缺失严重的企业。经过上述处理后,本文共得到 30004 家公司一年度观测值。为了避免数据极端值对估计结果产生偏差,本文对所有连续变量在 1%和 99%分位处分别做了缩尾(winsorize)处理。

### (二)变量定义

#### 1.被解释变量

本文的被解释变量为企业绿色技术创新(*Gpatent*),参考徐佳(2020)的做法,用企业绿色专利申请数量来衡量企业绿色技术创新<sup>[14]</sup>。

#### 2.核心解释变量

本文的解释变量为碳排放权交易政策,用  $Treat \times Post$  表示,其中 *Post* 为政策实施虚拟变量;*Treat* 为分组虚拟变量,如果样本企业的注册地位于试点地区,则分组变量为 1,否则为 0。本文参考宋德勇(2021)的方法,以 2013 年、2014 年和 2016 年为政策冲击点<sup>[15]</sup>。

#### 3.控制变量

为排除其他因素的影响,在借鉴李创(2023)研究的基础上<sup>[16]</sup>,充分考虑企业和所在城市层面可能影响企业绿色技术创新的因素,选取资产负债率、总资产净利润率、净资产收益率、现金流比率、独立董事比例、股权集中度、托宾 Q 值、公司成立年限、两职合一、人均 GDP、高校人数作为控制变量。

#### 4.调节变量

(1)环境规制强度。参考刘畅(2023)采用 *EnvirProtect* 上市公司所在地当年投入废气废水污染治理的金额占该年工业产值的比重衡量环境规制强度<sup>[17]</sup>。(2)企业融资约束。参考 Hadlock 等(2010)的研究,采用 SA 指数衡量企业的融资约束程度,SA 指数为负且绝对值越大,说明企业的融资约束程度越重<sup>[18]</sup>。

### (三)模型构建

#### 1.基准回归

本文采用多时点双重差分法探究碳排放权交易政策对企业绿色创新的影响,将处于政策试点省市的企业作为处理组,处于其余非试点省市的企业作



为控制组。基准模型设定为：

$$Gpatent_{it} = \alpha_1 + \theta_1 treat * post_{it} + \lambda_1 X_{it} + \varphi_i + \mu_t + \epsilon_{it} \tag{1}$$

式中, *treat* 为地区虚拟变量, 若企业所在地区实施了碳交易试点政策则 *treat* =1, 否则为 0。 *post* 为政策实施虚拟变量, 即地区发生政策冲击后 *post* 为 1, 发生政策冲击前 *post* 为 0。  $\alpha_1$  为常数项,  $\theta_1$  为双重差分估计量, *treat* \* *post*<sub>*it*</sub> 为政策冲击与上市公司的交乘项,  $\lambda_1$  为控制变量的系数, *X*<sub>*it*</sub> 表示一系列企业层面和城市层面的控制变量,  $\varphi_i$  为企业固定效应,  $\mu_t$  为个体固定效应,  $\epsilon_{it}$  为随机扰动项。

2. 中介效应模型

为探究碳排放权交易政策对企业绿色创新的影响机制, 本文借鉴温忠麟等(2014)提出的中介效应检验模型<sup>[19]</sup>, 分三步进行检验: 第一步是碳排放权交易政策对企业绿色创新的影响, 见式(1); 第二步

是碳排放权交易政策对中介变量融资约束的影响(见式 2); 第三步是碳排放权交易政策、中介变量融资约束对企业绿色创新的影响(见式 3):

$$SA_{it} = \alpha_2 + \theta_2 treat * post_{it} + \lambda_2 X_{it} + \varphi_i + \mu_t + \epsilon_{it} \tag{2}$$

$$Gpatent_{it} = \alpha_3 + \theta_3 treat * post_{it} + \lambda_3 SA_{it} + \lambda X_{it} + \varphi_i + \mu_t + \epsilon_{it} \tag{3}$$

四、实证结果与分析

(一)描述性统计分析

主要变量的描述性统计结果如表 1 所示。其中, 被解释变量绿色专利申请量 *envpatr\_total* 的最小值为 0, 最大值为 1543, 平均值为 3.256, 标准差为 28.459, 说明上市公司的绿色技术创新总体水平较低, 且上市公司间绿色专利申请数存在较大差异。

表 1 变量解释说明及描述性统计

变量分类	变量名	变量符号	变量解释	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	企业绿色技术创新	<i>Gpatent</i>	绿色专利申请数量	3.256	28.459	0.000	1543.000
解释变量	碳排放权交易试点政策	<i>Treat</i> × <i>Post</i>	<i>Post</i> 为政策实施虚拟变量, 政策实施前后分别取值为 0、1; <i>Treat</i> 为分组虚拟变量, 根据企业是否位于试点省市, 分别赋值为 1、0	0.324	0.468	0.000	1.000
调节变量	环境规制强度	<i>EnvirProtect</i>	上市公司所在地区年度投入废气废水污染治理的金额占该年工业产值的比重	0.403	0.203	0.008	1.238
	企业融资约束	<i>SA</i>	$Sa = -0.737 * Size + 0.043 * Size^2 - 0.04 * Age$	0.046	0.078	-1.859	0.969
控制变量	资产负债率	<i>Lev</i>	年末总负债 / 年末总资产	0.064	0.274	-29.144	2.379
	总资产净利润率	<i>ROA</i>	企业净利润 / 年末资产总额	0.047	0.073	-1.938	0.726
	净资产收益率	<i>ROE</i>	净利润 / 股东权益平均余额	0.375	0.056	0.000	0.800
	现金流比率	<i>Cashflow</i>	经营活动产生的现金流量净额 / 总资产	0.343	0.148	0.022	0.900
	独立董事比例	<i>Indep</i>	独立董事人数 / 董事人数	2.095	1.677	0.641	92.250
	股权集中度	<i>Top1</i>	第一大股东持股数量 / 总股数	2.827	0.381	0.000	4.159
	托宾 Q 值	<i>Tobin Q</i>	企业市场价值 / 资本重置成本	0.307	0.461	0.000	1.000
	公司成立年限	<i>Firm Age</i>	$ln(\text{当年年份} - \text{公司成立年份} + 1)$	7.724	3.746	0.610	18.398
	两职合一	<i>Dual</i>	董事长与总经理是同一个人 为 1, 否则为 0	72.950	30.492	1.800	129.980
	人均 GDP	<i>Per Capital GDP</i>	企业所在城市的人均 GDP	-3.761	0.275	-5.646	-2.109
	高校人数	<i>Number of Universities</i>	企业所在省(市)年末在校大学生人数	0.002	0.002	0.000	0.028

(二)平行趋势假设检验

图 1 为对应的平衡趋势检验图,可以看出,政策实施后企业参与碳交易越来越明显。这说明政策效应可能出现在颁布后一年,随后不久又消失。因此可以用平衡趋势假设进行分析。

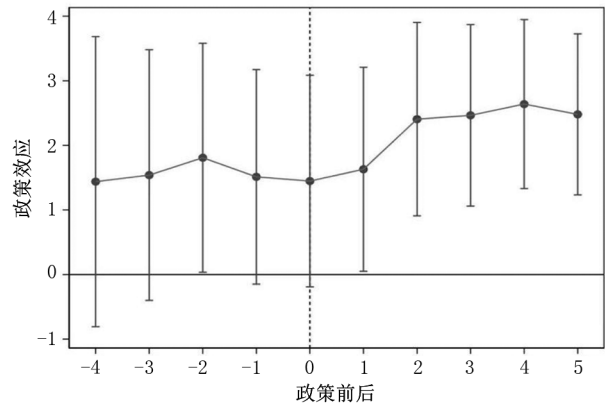


图 1 平行趋势检验

(三)基准回归结果分析

为检验碳排放权交易试点政策对企业绿色技术创新的影响,本文构建了固定效应模型,基准回归结果如表 2 所示。方程(1)控制了个体和时间效应,列

(2)控制个体后,在列(1)的基础上加入了公司及城市层面的控制变量。列(3)在加入控制变量后,同时控制了时间与个体。结果显示, *did* 系数均正向显著影响企业绿色创新(*envpatr\_total*),列(3)的 *did* 回归系数为 1.300,表明 *did* 系数每增加 1 个单位,企业绿色创新(*envpatr\_total*)提高 1.300 个单位。综上,碳排放权交易政策对上市企业绿色创新有正向促进作用,证明了假设 H1 成立。

(四)调节效应分析

根据上述结果,碳排放权交易政策对企业绿色技术创新有显著的正向影响。但这种影响在不同的环境下可能有所差异。为了进一步探究环境规制强度对创新激励机制的调节效应,将环境规制强度加入基准模型进行分析。

将构建碳交易试点政策与环境规制强度的交互项加入模型并回归,结果如表 2 第(4)列所示, *did\_EnvirProtect* 环境规制强度的系数与自变量皆显著为正,表明环境规制强度在碳交易试点政策和企业绿色技术创新之间有正向调节效应,也就是说环境规制强度越高,碳交易试点政策对绿色技术创新的影响越强。证明了本文假设 H2 成立。

表 2 基准回归及调节效应结果分析

变量	碳排放权交易政策与企业绿色创新			环境规制的调节
	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>envpatr_total</i>	<i>envpatr_total</i>	<i>envpatr_total</i>	<i>envpatr_total</i>
<i>did</i>	1.446*** (3.01)	2.115*** (4.51)	1.300** (2.48)	1.505*** (2.80)
<i>EnvirProtect</i>	—	—	—	93.286 (0.86)
<i>did_EnvirProtect</i>	—	—	—	547.989** (2.22)
控制变量	不控制	已控制	已控制	已控制
常数项	2.799*** (15.42)	-13.620*** (-5.85)	-4.382 (-1.00)	-5.743 (-1.29)
个体固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
时间固定效应	已控制	未控制	已控制	已控制
观测数	30528	30004	30004	29908
R <sup>2</sup>	0.710	0.708	0.710	0.710

注：\*\*\*、\*\*、\* 分别表示系数在 1%、5%、10% 概率水平下显著,括号中的数值为 *t* 统计量。下同。

(五)中介效应分析

表 3 显示了融资约束是否存在中介效应的检验结果。首先,在模型(1)中碳排放权交易政策对企业绿色创新的总影响系数为 1.300,在 5% 的水平下通过了显著性检验。进一步检验发现,模型(2)中碳排放权交易政策对融资约束的影响系数为 0.003,在 5% 的水平下显著;模型(3)中碳排放权交易政策对企业绿色创新的系数为 1.198,通过 5% 的显著性检验,融资约束对企业绿色创新的影响系数为 30.318,

通过了 1% 的显著性检验,因此存在“碳排放权交易政策→融资约束→企业绿色创新”的传导机制。证明了本文假设 H3 成立。

(六)稳健性检验

为验证上述结果的稳定性和一致性,采用以下三种方法进行了稳健性检验。

1.安慰剂检验

(1)时间安慰剂检验。为了排除时间变化对处理组企业和对照组企业的绿色技术差异的影响,利

用平行趋势检验的结果,将碳交易试点政策的实施时间提前 2 年和 4 年,分别用 *did\_2*、*did\_4* 表示,构建假想的政策时间。结果显示,*did\_2* 和 *did\_4* 的系数估计值在 10% 的水平上都未通过显著性检

验。这表明处理组企业和对照组企业的时间趋势没有系统性差异,也再次证实了碳排放权交易政策的实施对企业绿色创新的激励作用。

表 3 中介效应结果分析

变量	融资约束的中介效应		
	(1) <i>envpatr_total</i>	(2) SA 指数	(3) <i>envpatr_total</i>
<i>did</i>	1.300 ** (2.48)	0.003 ** (2.01)	1.198 ** (2.29)
SA	—	—	30.318 *** (15.58)
控制变量	已控制	已控制	已控制
常数项	−4.382 (−1.00)	−3.650 *** (−262.40)	106.284 *** (12.74)
个体固定效应	已控制	已控制	已控制
时间固定效应	已控制	已控制	已控制
观测数	30004	30004	30004
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.710	0.765	0.713

(2)个体安慰剂检验。为检验基准回归结果是否受到不可观测的遗漏变量的影响,采用个体安慰剂检验的方法。从样本个体中随机抽取 121 个个体作为虚假的处理组,其余的个体作为虚假的对照组,然后估计执行虚构的碳排放交易权试点政策对企业绿色技术创新的影响系数。重复这个过程 500 次,得到 500 个系数估计值和相应的 *p* 值。通过绘制这 500 个系数估计值的核密度分布图和 *p* 值图,可以发现,系数估计值主要分布在 0 值附近,呈现正态分布的特征,而且大多数回归结果都不显著。与之相比,基准回归中的系数估计值处于假设回归系数分布的高尾部,是一个低概率事件。因此,可以认为基准回归结果不是由不可观测因素导致的。

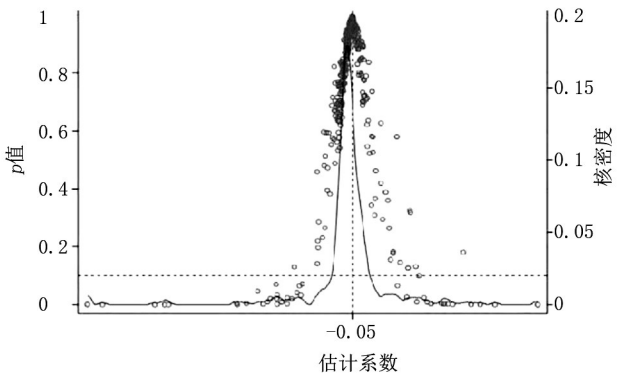


图 2 个体安慰剂检验

2.样本时间删减

本文将样本时间分别删减前后一年和两年,重新对模型进行回归,如表 4 所示,第(3)列是删减前

后一年,第(4)列是删减前后两年。估计结果表明,分别剔除样本时间后,*did* 的系数估计值分别在 5% 和 10% 的水平上通过了显著性检验,该结论与基准估计结果相似。

3.滞后一期

考虑到企业的创新活动周期长的特殊性质,从投入研发费用到进行专利申请也需要一定的期限,因此本文将上市企业绿色专利申请数滞后一期后再进行回归。表 4 第(5)、(6)列是滞后 1 期的回归结果。根据表中结果可知,*did* 的系数显著为正,也进一步增强了回归的稳健性。

五、异质性检验

(一)企业规模异质性

根据规模大小将企业分为小型、中型和大型规模企业进行回归,结果如表 5 第(1)~(3)所示。大型企业回归系数为 5.508,在 1% 概率水平下显著成立,表明碳排放权交易政策可以促进大型规模企业的绿色技术创新,中型和小型企业的回归结果均不显著,说明碳排放权交易政策对中型和小型企业的绿色技术创新影响并不明显。主要原因为:一方面,纳入碳交易的实施主体多为大型企业,中小企业的参与程度较低,试点政策的覆盖范围和影响力不足。另一方面,大型企业在技术研发、资金投入和市场竞争等方面具有优势,而中小企业在这些方面相对较弱。

(二)地区异质性

目前,参与全国碳市场联建、国家核证自愿减排

量(C CER)交易平台建设的 9 省(市)主要分布于东部发达地区,因此本文将样本企业的所属地区分为东部与其他地区分组进行回归,表 5 第(4)、(5)列为对东部与其他地区进行分组检验的回归结果。东部地区的回归系数为 1.763,在 5%的水平下显著,其他地区的回归系数不显著。结果表明,碳排放权交易政策对不同地区企业的影响存在差异,碳排放权交易政策能促进东部地区的企业绿色技术创新,但

对其他地区的企业绿色技术创新并无影响。主要原因为:一方面,目前全国碳交易试点地区难以集中、全面监管。其交易规则在配额分配方式、交易方式和监管标准等方面都存在一定差异,阻碍了跨区域和全国性碳交易市场的发展。另一方面,现行的碳排放核算规范还不够完善,核算方法和程度存在差异,企业交易时难以避免信息歪曲现象,有可能导致探索绿色技术创新之路受阻。

表 4 稳健性检验

变量	政策实施时间 提前 2 年	政策实施时间 提前 4 年	样本时间删 减前后 1 年	样本时间删 减前后 2 年	滞后一期	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>envpatr_total</i>	<i>envpatr_total</i>	<i>envpatr_total</i>	<i>envpatr_total</i>	<i>envpatr_total</i>	<i>envpatr_total</i>
<i>did</i>	—	—	1.124 ** (2.20)	0.866 * (1.75)	—	—
<i>did_2</i>	1.532 (0.66)	—	—	—	—	—
<i>did_4</i>	—	3.004 (0.99)	—	—	—	—
<i>L.did</i>	—	—	—	—	1.174 ** (2.30)	1.286 ** (2.30)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	未控制	已控制
常数项	−4.601 (−1.05)	−5.425 (−1.24)	−6.261 (−1.39)	−5.652 (−1.21)	3.224 *** (17.14)	−2.760 (−0.48)
观测数	30004	30004	25954	22256	25738	25276
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.710	0.710	0.777	0.817	0.747	0.748

表 5 异质性分析

变量	企业规模异质性			地区异质性	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	<i>envpatr_total</i>	<i>envpatr_total</i>	<i>envpatr_total</i>	<i>envpatr_total</i>	<i>envpatr_total</i>
<i>did</i>	0.212 (1.23)	−0.271 (−1.19)	5.508 *** (2.89)	1.763 ** (2.49)	−1.569 (−1.46)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
常数项	−1.122 (−0.70)	−5.131 ** (−2.15)	−29.321 * (−1.80)	−2.944 (−0.43)	3.259 (0.85)
观测数	9513	9689	9994	20872	9114
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.531	0.722	0.721	0.717	0.547

六、研究结论与政策建议

(一)研究结论

本文以 2006~2021 年沪深 A 股企业为样本,运用多时点双重差分法实证分析了我国碳交易试点政策对企业绿色创新的影响及作用机制,主要结论包括:

第一,基准回归表明碳碳排放权交易政策的实施能够有效提升企业绿色创新。经过系列检验后,结果依然稳健。

第二,环境规制强度有助于提升碳排放权交易政策的创新激励效果。具体而言,环境规制强度越大,碳排放权交易政策对企业绿色创新的增强作用

越强。

第三,融资约束在碳排放权交易政策与企业绿色创新之间具有中介作用。

第四,异质性检验结果表明,碳排放权交易政策对大规模企业和东部地区企业的绿色技术创新影响更显著。

(二)政策建议

第一,发挥碳排放权交易政策的正向效应,促进企业绿色创新转型。首先,建立碳排放配额的动态调整机制,根据市场供求变化等因素,及时调整碳配额方案。其次,扩大碳交易市场的覆盖范围和参与主体,按照“成熟一个、纳入一个”原则,逐步纳入更多行业,适度降低企业入市门槛,增加市场流动性和

活跃度。此外,在市场机制成熟的条件下,开发碳金融衍生品,提供价格风险管理工具。

第二,建立刚柔相济的碳排放权交易政策,优化企业的融资结构和渠道。应当综合考虑我国目前所处的发展阶段、经济发展水平、能源消费状况等相关因素,在政策制定过程中避免“一刀切”,为各地区设计合理的配额总量。同时,要缓解企业融资约束,增加企业的融资选择。加强碳交易机制的灵活性,允许企业之间自由买卖碳排放权,形成市场化的碳价信号,通过拍卖等方式调节碳价水平,使碳排放权交易政策与环境规制相协调。

第三,鼓励大规模企业和东部地区企业发挥先行先试、示范引领的作用。首先,加大政策支持,如给予此类企业优先的碳排放配额分配、财税优惠、金融贴息等,鼓励它们在节能降碳领域开展重大技术攻关和示范项目,推动绿色技术创新的集聚和扩散。其次,建立跨区域或跨境的碳交易机制,拓展市场规模和影响力。此外,通过绿色技术联盟、开展绿色技术示范项目等方式,促进绿色技术的共享和交流。

参考文献:

[1] IEA. CO<sub>2</sub> Emissions in 2022[EB/OL]. [https://www.iea.org/search?q=CO<sub>2</sub>+Emissions+in+2022](https://www.iea.org/search?q=CO2+Emissions+in+2022), 2023-03-02/2023-10-12.

[2] Calel R., Dechezleprêtre A. Environmental policy and directed technological change: Evidence from the European carbon market[J]. The Review of Economics and Statistics, 2016(1).

[3] Porter M. E., Van der Linde C. Toward a new conception of the environment-competitiveness relationship[J]. Journal of Economic Perspectives, 1995(4).

[4] Jaffe A. B., Palmer K. Environmental regulation and innovation: A panel data study[J]. The Review of Economics & Statistics, 1997(4).

[5] Brunnermeier S. B., Cohen M. A. Determinants of environmental innovation in US manufacturing industries[J]. Journal of Envi-

ronmental Economics and Management, 2003(2).

[6] Cong R. G., Wei Y. M. Potential impact of (CET) carbon emissions trading on China's power sector: A perspective from different allowance allocation options[J]. Energy, 2010(9).

[7] Zhu J., Fan Y., Deng X., et al. Low-carbon innovation induced by emission strading in China[J]. Nature Communications, 2019(10).

[8] 王为东, 王冬, 卢娜. 中国碳排放权交易促进低碳技术创新机制的研究[J]. 中国人口·资源与环境, 2020(2).

[9] 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).

[10] Shi B., Feng C., Qiu M., et al. Innovation suppression and migration effect: The unintentional consequences of environmental regulation[J]. China Economic Review, 2017(12).

[11] Jaffe A. B., Palmer K. Environmental regulation and innovation: A panel data study[J]. The Review of Economics & Statistics, 1997(4).

[12] Spulber D. F. Regulation and markets[M]. Cambridge, MA: MIT Press, 1998.

[13] Tobin J. Estimation of the relationship between liquidity preference and the level of income[J]. The Review of Economic Studies, 1958(2).

[14] 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).

[15] 宋德勇, 朱文博, 王班班. 中国碳交易试点覆盖企业的微观实证: 碳排放权交易、配额分配方法与企业绿色创新[J]. 中国人口·资源与环境, 2021(1).

[16] 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(5).

[17] 刘畅, 潘慧峰, 李珮, 等. 数字化转型对制造业企业绿色创新效率的影响和机制研究[J]. 中国软科学, 2023(4).

[18] Hadlock C. J., Pierce J. R. New evidence on measuring financial constraints: Moving beyond the KZ index[J]. Review of Financial Studies, 2010(5).

[19] 温忠麟, 叶宝娟. 中介效应分析: 方法和模型发展[J]. 心理科学进展, 2014(5).

责任编辑 刘玉成 E-mail: 770533213@qq.com