

# 碳交易试点政策、投资效率与企业碳排放效率

何泽军, 崔昕瑶, 朱盼盼

河南农业大学 经济与管理学院, 河南 郑州 450000

**摘要:** 碳交易试点政策作为市场激励型工具, 是实现我国“双碳”战略目标的重要手段。以2011—2021年我国8个试点省市沪深A股制造业上市企业的数据为研究样本, 通过倾向得分匹配-双重差分模型, 考察碳交易试点政策对企业碳排放效率的影响机制与作用路径。研究发现: 碳交易试点政策显著提升企业碳排放效率, 投资效率在其中发挥中介作用; 碳交易试点政策对碳排放效率的影响作用在企业不同规模、污染程度下具有差异性。应促进企业响应实施碳交易政策, 鼓励企业提高投资效率, 因类制宜完善碳交易实施政策。

**关键词:** 碳交易试点政策; 碳排放效率; 投资效率

**中图分类号:** F273.1 **文献标识码:** A **DOI:** 10.12186/2026.01.004

**文章编号:** 2096-9864(2026)01-0025-08

降低碳排放量、提高碳排放效率已经成为全球共识。我国始终高度重视碳减排, “十二五”规划以来将降低碳排放强度作为约束性指标, 采取一系列行政型政策促进碳减排, 但实践中发现该政策执行成本高、企业参与意愿低、减排效果差<sup>[1]</sup>, 不利于提高碳排放效率。为此, 我国自2013年起在8个省市开展碳排放权交易试点工作。碳排放权交易试点政策(以下简称碳交易试点政策)是一种市场激励型碳减排政策, 政府设定碳减排总量、发放配额并建立交易市场, 企业如果超排需购买额外配额, 如果实际排放低于所获配额, 则可将多余的配额进行出售以获取收益。从试点省市的实施效果来看, 这一政策能够有效促进碳减排(包括减少碳排放量、提升碳排放效率、降低碳排放强度等),

其中, 碳排放效率作为经济与环境协同增效的关键指标, 强调在投入恒定下实现经济产出增加与碳排放量减少<sup>[2]</sup>的目标。

关于碳交易试点政策是否促进碳减排, 现已开展了广泛学术研究。首先, 在促进碳减排的过程中, 该政策具有改善环境、拉动经济、激励创新等多种效应<sup>[3]</sup>。在区域层面存在两种观点, 即无效论<sup>[4]</sup>和有效论<sup>[5]</sup>; 在微观企业层面的减排效果是有效的<sup>[6]</sup>, 学者们认为该政策能够促进企业绿色创新<sup>[7]</sup>、技术研发<sup>[8]</sup>、价值提升<sup>[9]</sup>等。其次, 在促进碳减排的传导机制方面, 碳交易试点政策存在多种传导中介。在区域层面, 其主要通过促进绿色技术创新<sup>[10]</sup>、优化能源消费结构<sup>[11]</sup>、优化产业结构<sup>[12]</sup>实现碳减排; 在企业层面, 其主要通过促进技术创新<sup>[13]</sup>、缓

收稿日期: 2025-03-29

基金项目: 教育部人文社科研究项目(23YJA790029); 河南省软科学研究项目(242400411016)

作者简介: 何泽军(1975—), 男, 河南省信阳市人, 河南农业大学教授, 博士, 博士生导师, 主要研究方向: 畜牧经济与绿色发展; 崔昕瑶(2000—), 女, 河南省新乡市人, 河南农业大学硕士研究生, 主要研究方向: 绿色经济; 朱盼盼(1989—), 女, 河南省许昌市人, 河南农业大学副教授, 博士, 主要研究方向: 绿色经济。

解融资约束<sup>[14]</sup>、加速数字化转型<sup>[14]</sup>等推动碳减排。现有研究主要运用双重差分<sup>[15]</sup>、倾向得分匹配与差分相结合<sup>[16]</sup>、合成控制<sup>[17]</sup>等方法对碳交易试点政策实施前后的减排效应进行分析,多聚焦区域层面,缺少企业层面的探索。鉴于此,本文拟从企业层面探索碳交易试点政策对碳排放效率的影响效应,检验投资效率在其中发挥的作用,以深化碳交易试点政策效应研究。

## 一、理论分析与研究假设

### 1. 理论分析

碳交易试点政策促进碳排放效率的提升可以运用投资动机理论来进行解释。投资动机可分为盈利性动机和非盈利性动机,其中非盈利性动机又包括获权动机(获取控制权)、获益动机(获取社会收益)、获市动机(获取市场份额)。企业实施碳交易试点政策需要增加额外投资,对这部分投资动机也需要再审视。

其一,诱发企业趋利避害的逐利动机。碳交易试点政策的本质是“多排费钱、少排挣钱”,在企业经营本质是实现利益最大化的假设下,企业会在保持成本不变的同时获得额外利益,即在一定资源投入中减少碳排放。基于此,企业将考虑增加技术或装备投资以改进生产工艺流程,节约能源和资源的使用,降低相同能源消耗下的碳排放量,提升碳排放效率<sup>[18]</sup>。

其二,诱发企业的学习与创新动机。碳交易试点政策通过公布众多企业碳排放减少额刺激企业之间相互竞争与学习。假定同行业某企业通过技术创新大量减少碳排放量从而在交易市场上“挣钱”,必然会产生“同群效应”,诱发其他企业投入时间和精力,通过学习并不断创新,尽可能促进碳减排,提升碳排放效率。

其三,诱发企业降低交易成本的动机。碳交易试点政策是通过及时公布碳排放权价格、市场供求、交易规则等大量信息的交易市场进

行的,可降低企业获取这些信息与双方交易的成本<sup>[19]</sup>,减少信息不对称给企业带来的损失,因而会促进企业积极利用该试点政策,通过降低相关交易成本来提升碳排放效率<sup>[20]</sup>。

其四,诱发企业提升良好声誉的动机。碳排放多少对企业和社会来说都是一种绿色信号,引起投资者重点关注,减排量多的企业被认为更好地承担了社会责任。在这一激励下,企业可能会增加投资以采用各种低碳方式进行生产经营,不断提升自己的声誉与品牌效应<sup>[21]</sup>。特别是高污染高耗能低效率企业,为向市场展现出积极承担社会责任的形象,会尽可能响应该试点政策,改进企业经营行为,提升碳排放效率。基于以上分析,本文提出如下假设:

**H1** 碳交易试点政策会显著促进企业碳排放效率的提升。

### 2. 投资效率的中介作用

企业响应碳交易试点政策需要增加投资,但投资必须达到促进碳排放效率提升的预期目标。实际投资活动与预期投资目标之间的偏差可以界定为投资效率,其体现了企业在资本配置与运用上的成效<sup>[22]</sup>,偏差越小,投资效率越高。碳交易试点政策通过增加企业研发投入和缓解融资约束进而提升投资效率。

其一,碳交易试点政策激励企业进行有目的的研发投入。碳交易试点政策的出台,使得企业明确了投资方向,即投资碳减排项目有助于提高企业的投资效率。这是因为,按照“波特假说”,适当的环境规制能够驱动企业开展技术创新研发活动。试点政策使加入碳交易试点的企业增加低碳技术研发投入,有助于企业更快推进低碳化改造,进而缩小实际投资活动与预期目标的偏差,提升投资效率<sup>[23]</sup>。

其二,碳交易试点政策缓解企业低碳化改造的融资约束。企业低碳化改造往往缺乏资金,但企业响应碳交易试点政策具有绿色信号

传递效应,使金融机构更多了解到企业的经营状况,增加对企业的贷款融资,进而缓解其融资约束<sup>[24]</sup>。根据资本结构理论,响应碳交易试点政策的企业对资本结构的规划更加合理高效,进而缓解融资约束,使实际投资逐渐接近于或等于预期投资目标,提高投资效率<sup>[25]</sup>。张涛等<sup>[26-27]</sup>指出,碳交易市场可以通过改进能源效率、约束过度投资和缓解投资不足来提升投资效率。

其三,投资效率的提高促进碳排放效率的提升。一是资源利用效率。高效率投资能最大限度地实现资金的增值,使得资源得到更合理的配置与运用,有利于控制能源消耗,进而缩减碳排放量。二是资源激活效应。高投资效率可以盘活存量资本<sup>[28]</sup>,企业内部常常存在一些冗余资本,投资效率提升有助于激活这些资本,减少浪费,提升碳排放效率。刘晨曦等<sup>[29]</sup>验证了投资效率对碳排放有较强的抑制作用。基于以上分析,本文提出如下假设:

**H2** 碳交易试点政策会通过企业投资效率的提高进而提升企业碳排放效率。

## 二、研究设计

### 1. 模型构建

#### (1) 双重差分模型

由于各企业加入碳交易试点政策的时间不同,传统双重差分模型在此适用受限。为减少其对研究结果的干扰,本文构建如下多期双重差分模型对所研究的问题进行识别与评估。

$$Eg_{-vt} = \alpha_0 + \alpha_1 DID_{i,t} + \alpha_2 X_{i,t} + \delta_i + \lambda_t + \varepsilon_{i,t} \quad ①$$

其中,  $i$  和  $t$  分别代表企业代码和会计年度;  $Eg_{-vt}$  为被解释变量,即企业碳排放效率;  $\alpha_0$  代表常数项;  $DID_{i,t}$  代表碳交易试点政策虚拟变量,即  $i$  企业第  $t$  年是否纳入碳交易试点政策;  $\alpha_1$  为双重差分系数。另外,基准回归检验采用个体与时间双向固定效应模型,其中,  $\delta_i$  代表企业固定效应,  $\lambda_t$  代表年份固定效应,  $\varepsilon_{i,t}$  代表

表残差,  $X_{i,t}$  代表相关控制变量;  $\alpha_2$  为控制变量的系数。

#### (2) 中介效应模型

中介效应参考江艇<sup>[30]</sup>因果推断经验研究中的中介效应进行检验,在模型①的基础上进一步构建如下中介效应模型,以探究碳交易试点政策与碳排放效率之间的作用机理。

$$Inv_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 DID_{i,t} + \gamma_2 X_{i,t} + \delta_i + \lambda_t + \varepsilon_{i,t} \quad ②$$

其中,  $Inv_{i,t}$  为企业当年新增投资支出。

### 2. 变量说明

#### (1) 被解释变量

被解释变量为企业碳排放效率( $Eg_{-vt}$ )。由于传统测算效率的 DEA 模型未考虑投入与产出之间的松弛性问题,所以本文基于 K. Tone<sup>[31]</sup>的非期望产出 SBM 超效率模型来衡量碳排放效率水平。借助相关文献的研究,以资本存量、劳动力、能源消耗量作为投入变量,企业主营业务收入作为期望产出,二氧化碳排放量作为非期望产出。其中,资本存量用企业固定资产净值表示,劳动力用企业就业人数表示。

#### (2) 核心解释变量

核心解释变量为碳交易试点政策( $DID$ )。若企业纳入碳交易试点则取值为“1”,否则为“0”,将其作为实验组  $Treat$ ;各企业纳入碳交易试点当年及以后取值为“1”,否则为“0”,将其作为实验组  $Time$ 。解释变量  $DID$  为  $Treat \times Time$ ,即双重差分变量,用来衡量碳交易试点政策对企业碳排放效率的影响。

#### (3) 中介变量

中介变量为企业投资效率。借鉴 S. Richardson<sup>[32]</sup>的研究,以③测算企业投资效率。

$$Inv_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Inv_{i,t-1} + \beta_2 Lev_{i,t-1} + \beta_3 Growth_{i,t-1} + \beta_4 Size_{i,t-1} + \beta_5 Cash_{i,t-1} + \beta_6 Ret_{i,t-1} + \beta_7 Age_{i,t-1} + \sum Year + \sum Industry + \theta_{i,t} \quad ③$$

其中,  $Lev_{i,t-1}$  为资产负债率;  $Growth_{i,t-1}$  为营业收入增长率;  $Size_{i,t-1}$  为企业规模;  $Cash_{i,t-1}$  为现

金持有水平;  $Ret_{i,t-1}$  为股票收益率;  $Age_{i,t-1}$  为企业上市年龄;  $Year$  和  $Industry$  为虚拟变量;  $\theta_{i,t}$  为回归模型残差, 即用实际投资水平与预期投资水平之间的残差来衡量企业投资效率(残差<0, 投资不足; 残差>0, 投资过度)。此外, 针对所有投资效率的值进行取绝对值处理, 以表示企业的非投资效率水平( $AbsINV$ ), 其绝对值越大, 表明企业的投资效率越低。

#### (4) 控制变量

借鉴田超等<sup>[6]</sup>的研究, 选取企业规模( $Size$ )、总资产净利润率( $Roa$ )、第一大股东持股比例( $Top1$ )、营业收入增长率( $Growth$ )、销售毛利率( $Grossprofit$ )、流动比率( $Liquid$ )、托宾  $Q$  值( $Tobin Q$ )作为本文的控制变量, 设置年份( $Year$ )和企业( $ID$ )为虚拟变量。变量定义与表达方式见表1。

### 3. 数据来源与处理

本文选取2011—2021年北京市、天津市、上海市、重庆市、湖北省、广东省、深圳市和福建省8个试点省市沪深A股制造业上市公司作为原始研究样本。为保证样本稳定性、有效性, 避免数据极端值对实证结果造成影响, 本文对数据进行如下处理:(1)剔除ST、ST<sup>\*</sup>类企业年度样本;(2)删除数据严重缺失的企业样本;(3)对连续变量进行上下1%的缩尾。经处理后,

最终获得495家企业样本, 共5422个观测值。纳入碳交易试点政策的企业名单来自各省市的发改委官网与生态环境局官网, 测算碳排放效率的相关数据来自CEADS数据库、《中国能源统计年鉴》, 其他指标数据来源于CSMAR数据库。

## 三、实证结果与分析

### 1. 描述性统计

主要变量的描述性统计结果见表2。由表2可知, 企业碳排放效率( $Eg_{vt}$ )的均值为0.260, 标准差为0.155, 显示样本企业碳排放效率整体偏低且差异显著, 这可能是由于碳交易政策覆盖范围有限, 大多数未实施碳交易政策的企业对碳排放过度的负面影响还不够重视; 股权集中度 $Top1$ 的最大值为73.186, 最小值为8.794, 表明不同样本企业第一大股东持股比例差异较大; 流动比率 $Liquid$ 的最大值为20.861, 最小值为0.448, 表明各企业短期偿债能力差异较大。

### 2. 基准回归检验

我国的碳排放交易试点工作主要集中在经济较为发达的地区, 试点地区选取存在非随机性, 限制了准自然实验研究方法的应用, 所以, 为了模拟随机实验的条件, 引入倾向得分匹配(PSM)方法。由于实验组与对照组的观测值数

表1 变量定义与表达方式

| 变量类型  | 变量名称      | 变量符号                             | 表达方式  |
|-------|-----------|----------------------------------|---|
| 被解释变量 | 企业碳排放效率   | $Eg_{vt}$                        | 非期望SBM超效率模型   |
| 解释变量  | 双重差分变量    | $DID$<br>( $Treat \times Time$ ) | 实验组 $Treat$ 取值为“1”, 对照组为“0”<br>实验组 $Time$ 取值为“1”, 对照组为“0” |
| 中介变量  | 企业投资效率    | $AbsINV$                         | 实际投资水平与预期投资水平之间残差的绝对值                                     |
| 控制变量  | 企业规模      | $Size$                           | 年总资产的自然对数   |
|       | 总资产净利润率   | $Roa$                            | 净利润/总资产平均余额   |
|       | 第一大股东持股比例 | $Top1$                           | 第一大股东持股数量/总股数   |
|       | 营业收入增长率   | $Growth$                         | 本年营业收入/上一年营业收入-1  |
|       | 销售毛利率     | $Grossprofit$                    | (营业收入-营业成本)/营业收入  |
|       | 流动比率      | $Liquid$                         | 流动资产/流动负债   |
|       | 托宾 $Q$ 值  | $Tobin Q$                        | (流通股市值+非流通股股份数×每股净资产+负债账面值)/总资产                           |

表 2 变量的描述性统计结果

| 变量类型               | 均值     | SD     | P50    | 最小值    | 最大值    |
|--------------------|--------|--------|--------|--------|--------|
| <i>DID</i>         | 0.112  | 0.315  | 0      | 0      | 1      |
| <i>Eg_vt</i>       | 0.260  | 0.155  | 0.218  | 0.074  | 1.070  |
| <i>AbsINV</i>      | 0.067  | 0.071  | 0.049  | 0      | 1.095  |
| <i>Size</i>        | 22.116 | 1.309  | 21.913 | 16.033 | 26.452 |
| <i>Roa</i>         | 0.046  | 0.067  | 0.044  | -0.373 | 0.379  |
| <i>Top1</i>        | 33.229 | 14.871 | 30.306 | 8.794  | 73.186 |
| <i>Growth</i>      | 0.175  | 0.504  | 0.088  | -4.465 | 11.936 |
| <i>Grossprofit</i> | 0.293  | 0.166  | 0.263  | -0.125 | 1.151  |
| <i>Liquid</i>      | 3.015  | 3.365  | 1.799  | 0.448  | 20.861 |
| <i>Tobin Q</i>     | 2.188  | 1.360  | 1.745  | 0.812  | 8.577  |

量存在较大的差异,为避免这一差异带来的回归检验偏差影响研究结论的准确性与稳健性,采用 PSM 对样本进行近邻匹配处理。处理的具体过程是:对于实验组的某个个体  $i$ ,根据可观测变量(协变量)的相似程度,从对照组中选出最佳匹配个体  $j$ ,以此类推,通过将实验组与对照组样本数据倾向得分差异最小的个体进行  $1:1$  匹配得出匹配结果。匹配后实验组与对照组协变量均值差异缩小,标准偏误均小于 10%,且多数协变量  $P$  值由显著转为不显著,符合两组样本之间的可比性要求。

基准回归结果见表 3,列(1)(3)是在匹配前后未加入控制变量,并对年份、企业双固定效应进行控制,结果显示匹配前后企业碳排放效率与核心解释变量 *DID* 分别在 1% 和 10% 的水平下显著正相关;列(2)(4)在控制双向固定效应的同时引入控制变量,发现碳交易试点政策对企业碳排放效率的影响仍呈现正向显著关系,即碳交易试点政策的实施促进企业碳排放效率水平的提高, **H1** 得到验证。

### 3. 稳健性检验

碳排放效率提升也可能受到其他内外部因素的影响。为确保上述回归结果的无偏差性,前提条件是通过平行趋势检验,验证实验组和对照组在政策实施前后趋势一致,排除内在因素增长差异的干扰;通过对样本进行多次随机

表 3 基准回归结果

| 变量类型               | 匹配前                 |                       | 匹配后                 |                       |
|--------------------|---------------------|-----------------------|---------------------|-----------------------|
|                    | (1)                 | (2)                   | (3)                 | (4)                   |
| <i>DID</i>         | 0.035 ***<br>(4.36) | 0.030 ***<br>(3.82)   | 0.023 *<br>(1.95)   | 0.020 *<br>(1.74)     |
| <i>Size</i>        |                     | 0.039 ***<br>(9.07)   |                     | 0.073 ***<br>(7.91)   |
| <i>Roa</i>         |                     | 0.115 ***<br>(3.52)   |                     | 0.163 **<br>(2.04)    |
| <i>Top1</i>        |                     | 0.000 *<br>(1.74)     |                     | 0.001 **<br>(2.48)    |
| <i>Growth</i>      |                     | -0.024 ***<br>(-6.27) |                     | -0.017<br>(-1.41)     |
| <i>Grossprofit</i> |                     | -0.064 ***<br>(-2.67) |                     | -0.242 ***<br>(-3.68) |
| <i>Liquid</i>      |                     | 0.004 ***<br>(5.46)   |                     | 0.002<br>(1.22)       |
| <i>Tobin Q</i>     |                     | 0.005 ***<br>(3.02)   |                     | 0.002<br>(0.41)       |
| <i>cons</i>        | 0.298 ***<br>(9.04) | -0.531 ***<br>(-5.38) | 0.506 ***<br>(4.45) | -1.168 ***<br>(-4.77) |
| <i>N</i>           | 5422                | 5422                  | 1591                | 1591                  |
| <i>r2_a</i>        | 0.514               | 0.528                 | 0.498               | 0.527                 |
| <i>ID</i>          | YES                 | YES                   | YES                 | YES                   |
| <i>Year</i>        | YES                 | YES                   | YES                 | YES                   |

注: \*\*\*、\*\*、\* 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平,下同。

抽样的安慰剂检验,来进一步验证企业碳排放效率的提升主要是由试点政策引起的,排除外在的不可观测因素与偶然事件的干扰,进而保证上述双重差分模型所得出的回归分析结果的可靠性与稳健性。

其一,平行趋势检验。本文引入平行趋势假设排除内在因素趋势影响碳排放效率的可能性,其中,使用 *Current*、*Pre*、*Post* 分别表示制造业上市公司纳入碳交易试点政策当年、之前、之后年份虚拟变量与 *Treat* 的交互项。可以观察到,在碳交易政策冲击之前,试点企业与非试点企业不存在显著差异;在政策冲击后,政策效应显著为正(见图 1),通过平行趋势检验,验证了碳交易试点政策能够提升企业碳排放效率。

其二,安慰剂检验。安慰剂检验可避免随机变量与遗漏变量影响研究结果的准确性。对样本通过随机抽样500次构造伪实验组,安慰剂检验结果显示,双重差分回归系数在0值附近,没有显著偏离0值并且服从正态分布,随机抽样前的原估计回归系数在安慰剂检验图中明显是一个异常值(见图2),说明碳交易试点政策的效应显著且并非随机产生的,即基准回归并未受到其他不可观测的随机因素干扰,验证基准回归结果稳健。

#### 4. 机制分析

前文的理论分析表明,碳交易试点政策能够激励企业通过增加低碳技术研发投入、缓解低碳化改造融资约束,有效纠正了企业投资偏差,进而提升投资效率,最终促进了企业碳排放

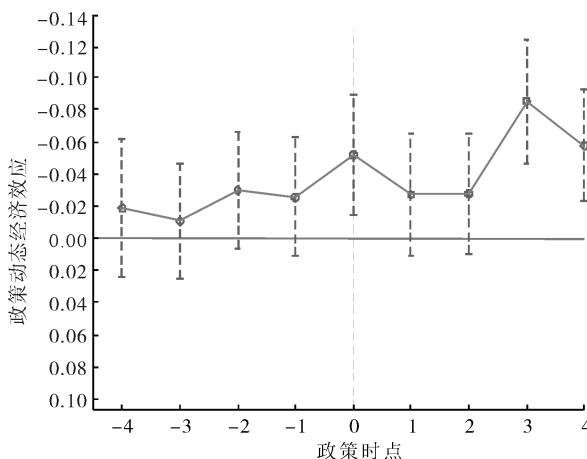


图1 平行趋势检验

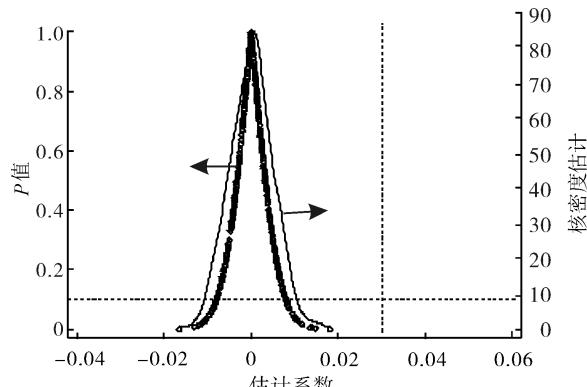


图2 安慰剂检验

效率的提升。对此,进一步采用中介效应检验,结果见表4。列(1)中交乘项DID的系数在1%的水平上显著为正;列(2)中非投资效率作为中介变量,回归结果显示,DID的系数为-0.009,且在10%水平上显著,表明碳交易政策通过降低非投资效率(即提升投资效率)促进碳排放效率提升,中介效应显著,H2得到验证。

#### 5. 异质性分析

其一,企业规模的异质性。碳交易试点政策对不同规模企业碳排放效率的影响存在差异性。为研究实施碳交易政策对碳排放效率的企业规模差异影响,以资产总值取平均值作为企业规模分类的标准进行分组,高于平均值的为大规企业,反之归为小规企业,回归结果见表5。表5列(1)中小规企业的DID系数值在5%的水平上显著为正,列(2)中大规企业的DID系数值不显著,表明碳交易试点政策的实施可以显著提高小规企业碳排放效率,但对大规企业碳排放效率提高的推动作用并不明显。因此,碳交易试点政策对企业碳排放效率的作用受企业不同规模的影响存在异质性。

其二,企业污染程度。碳交易试点政策对重污染企业与非重污染企业的影响具有异质性。基于污染程度对样本企业进行分组,将其划分为重污染企业与非重污染企业,以此探究不同污染程度下制造业企业实施碳交易试点政策对其碳排放效率的影响效应,结果如表5中列(3)(4)所示。结果显示,非重污染企业的DID

表4 促进碳排放效率提升的中介机制

| 变量名称       | Eg_vt(1)              | Inv(2)                |
|------------|-----------------------|-----------------------|
| DID        | 0.030 ***<br>(3.82)   | -0.009 *<br>(-1.76)   |
| Constant   | -0.531 ***<br>(-5.38) | -0.247 ***<br>(-4.04) |
| Controls   | YES                   | YES                   |
| ID/Year FE | YES                   | YES                   |
| N          | 5422                  | 5422                  |
| r2_a       | 0.528                 | 0.130                 |

表 5 企业规模异质性回归结果

| 变量<br>名称   | 小规模<br>企业<br>(1)   | 大规模<br>企业<br>(2)      | 非重污染<br>企业<br>(3)    | 重污染<br>企业<br>(4)      |
|------------|--------------------|-----------------------|----------------------|-----------------------|
| DID        | 0.028 **<br>(2.47) | 0.011<br>(0.76)       | 0.037 ***<br>(3.54)  | 0.002<br>(0.15)       |
| Constant   | 0.187<br>(1.31)    | -1.411 ***<br>(-5.93) | -0.285 **<br>(-2.38) | -0.800 ***<br>(-4.43) |
| Controls   | YES                | YES                   | YES                  | YES                   |
| ID/Year FE | YES                | YES                   | YES                  | YES                   |
| N          | 3059               | 2363                  | 3545                 | 1672                  |
| r2_a       | 0.413              | 0.519                 | 0.578                | 0.547                 |

系数值在 1% 的水平上显著为正,说明碳交易政策促进了非重污染企业的碳排放效率提升;而重污染企业的 DID 系数值不显著,则说明碳交易政策对污染程度过高的企业碳排放效率提升的促进作用并不明显。

#### 四、结论与建议

考察碳交易试点政策对制造业上市公司碳排放效率的影响,对检验碳交易试点政策实施效果,促进制造业提高碳排放效率、发展低碳经济具有重要意义。基于此,本文以 8 个省市试点地区的 2011—2021 年制造业 A 股上市公司数据为样本,通过倾向得分匹配-多期双重差分模型考察碳交易试点政策对企业碳排放效率的影响机理,以及投资效率在其中的作用机制,发现:碳交易试点政策与碳排放效率显著正相关;投资效率在碳交易与碳排放效率之间发挥中介效应;碳交易试点政策对规模较小企业、非重污染企业碳排放效率提升的促进作用更为显著。基于上述结论,本文提出如下政策建议。

其一,促进企业响应碳交易试点政策。研究结论表明,碳交易试点政策可显著提升制造业上市公司碳排放效率。为了推动低碳社会发展,应大力发展碳交易产品,扩大种类与规模,创新与碳排放权挂钩的金融工具等,吸引更多企业加入碳排放权交易中,促进企业积极响应

碳交易试点政策。

其二,鼓励企业提升投资效率水平。机制效应研究发现,碳交易试点政策可以通过提升投资效率水平推动碳排放效率提升。在政策上应加大研发投入的激励力度,缓解其环保投入资金约束,促进企业优化资源利用效率;鼓励优化企业内部监督体系,约束管理层的非理性投资,避免投资过度或投资不足,确保政策激励传导至碳排放效率优化。

其三,因类制宜完善碳交易试点政策。研究发现,碳交易试点政策对小规模、非重污染企业的碳排放效率提升作用显著,但对大规模、重污染企业的作用不显著。政府应因类施策:加大碳排放超标惩罚力度,倒逼大规模企业以长期视角规划减排;综合运用税收优惠政策,缓解重污染企业成本压力并增强其融资能力,从而激发碳交易政策对碳排放效率提升的促进作用。

#### 参考文献:

- [1] 李涛,李昂,宋沂邈,等. 市场激励型环境规制的价值效应:基于碳排放权交易机制的研究 [J]. 科技管理研究,2021,41(13):211-222.
- [2] 胡剑波,王楷文. 中国省域碳排放效率时空差异及空间收敛性研究 [J]. 管理学刊,2022,35(4):36-52.
- [3] 李磊,卢现祥. 中国碳市场的政策效应:综述与展望 [J]. 中国人口·资源与环境,2023,33(10):156-164.
- [4] STREIMIKIENE D, ROOS I. GHG emission trading implications on energy sector in baltic states [J]. Renewable and Sustainable Energy Reviews, 2009, 13(4):854-862.
- [5] 李荣华,杜昊.“双碳”目标下碳排放权交易试点的减排效应与区域差异 [J]. 经济与管理研究,2023,44(11):25-44.
- [6] 田超,肖黎明. 碳排放权交易对企业低碳转型的影响:基于碳交易试点市场的准自然实验 [J]. 华东经济管理,2023,37(2):64-74.

- [7] 梅林海,崔婉玲.碳排放权交易制度对企业绿色创新的影响机制研究[J].产经评论,2023,14(4):38-58.
- [8] 陈弘,谢子涵,王馨瑶.碳交易政策的实施对企业研发的影响:基于多时点双重差分模型的实证研究[J].社会科学家,2022(9):75-82.
- [9] 林萍,林梦婷,林伯强.“双碳”背景下碳排放交易制度与企业价值研究[J].会计与经济研究,2023,37(1):135-147.
- [10] 张优智,刘寅可,赵璟.环境规制对碳减排的影响效应研究:基于碳排放权交易试点政策的准自然实验[J].生态经济,2023,39(7):29-35,44.
- [11] 刘海英,钟莹.碳交易与“碳税”的减排效应及作用路径研究[J].商业研究,2023(1):98-107.
- [12] CHEN X, CHEN Y E, CHANG C P. The effects of environmental regulation and industrial structure on carbon dioxide emission: A non-linear investigation[J]. Environmental Science and Pollution Research, 2019(26):30252-30267.
- [13] 杨松令,吕紫薇,刘亭立.碳交易能促进工业企业绿色转型吗? [J].产业经济研究,2023(3):44-56.
- [14] 董康银,邓又一.碳排放权交易试点政策对企业低碳转型的影响[J].财经问题研究,2023(12):52-63.
- [15] 赵沁娜,李航.碳交易试点政策对碳排放强度的影响效应与作用机制:来自准自然实验的经验证据[J].世界地理研究,2025,34(31):94-111.
- [16] 朱凡,李天琦.中国碳交易市场减排绩效的实证研究[J].税务与经济,2021(3):54-62.
- [17] 张彩江,李章雯,周雨.碳排放权交易试点政策能否实现区域减排? [J].软科学,2021,35(10):93-99.
- [18] 夏晖,陈曦,闻月.政策视角下转型气候风险对能源企业碳排放效率的影响[J].中国软科学,2024(S1):118-124.
- [19] 王丛虎,骆飞.中国碳排放权交易政策的理论基础、演进逻辑及创新发展[J].中共天津市委党校学报,2023,25(1):43-53.
- [20] 魏东,岳杰.低碳经济模式下的碳排放权效率探析[J].山东社会科学,2010(8):90-92.
- [21] 孙永河,李盼盼,王洪静.碳交易政策对企业声誉的影响机制研究:基于绿色创新的中介效应检验[J].昆明理工大学学报(自然科学版),2024,49(5):170-184.
- [22] 刘亦文,谭慧中,陈熙钧,等.数字经济发展对实体经济投资效率提升的影响研究[J].中国软科学,2022(10):20-29.
- [23] 张玉兰,翟慧君,景思婷,等.R&D投入、融资约束与企业投资效率:基于中国制造业上市公司经验数据[J].会计之友,2019(16):78-84.
- [24] 许东彦,佟孟华,林婷.环境信息规制与企业绩效:来自重点排污单位的准自然实验[J].浙江社会科学,2020(5):4-14,156.
- [25] 徐倩倩,朱淑珍.客户数字化转型对供应商企业投资效率的影响研究[J].统计与信息论坛,2024,39(6):100-113.
- [26] 张涛,吴梦萱,周立宏.碳排放权交易是否促进企业投资效率?——基于碳排放权交易试点的准实验[J].浙江社会科学,2022(1):39-47,157-158.
- [27] 李涛.环境规制政策与企业投资效率[J].财会通讯,2021(20):26-29,74.
- [28] 贺京同,汪震.有效资本存量、供需匹配与中国经济稳定增长[J].贵州财经大学学报,2024(1):1-10.
- [29] 刘晨曦,支小军,孙雪英.新疆工业碳排放因素分解:基于GDIM模型的实证研究[J].地域研究与开发,2023,42(4):125-129,142.
- [30] 江艇.因果推断经验研究中的中介效应与调节效应[J].中国工业经济,2022(5):100-120.
- [31] TONE K. A slacks-based measure of efficiency in data envelopment analysis[J]. European Journal of Operational Research, 2001, 130(3):498-509.
- [32] RICHARDSON S. Over-investment of free cash flow[J]. Review of Accounting Studies, 2006, 11(2):159-189.

[责任编辑:毛丽娜 张省]



引用格式:何泽军,崔昕瑶,朱盼盼.碳交易试点政策、投资效率与企业碳排放效率[J].郑州轻工业大学学报(社会科学版),2026,27(1):25-32.