

doi:10.19920/j.cnki.jmsc.2025.07.002

碳排放权交易能否促进企业节能减排?^①

——基于碳排放权交易试点政策的一项准自然实验

杜兴强¹, 张心舒², 谢裕慧², 曾 泉^{1*}, 章永奎²

(1. 厦门大学会计发展研究中心, 厦门 361005; 2. 厦门大学会计学系, 厦门 361005)

摘要: 本研究基于碳排放权交易试点政策、构建了一项准自然实验, 检验了宏观层面的碳排放权交易对微观企业节能减排的影响。基于 2010 年—2017 年中国上市公司的节能减排数据和多时点双重差分模型, 本研究发现参与碳排放权交易试点的企业的节能减排绩效显著更高, 表明碳排放权交易机制有助于企业的节能减排。进一步, CEO 的海外经历强化了碳排放权交易机制与企业节能减排绩效之间的正向关系。此外, 碳排放权交易机制对企业节能减排的促进作用在污染行业和市场竞争程度较高的行业中更为突出, 碳排放权交易机制对企业的绿色创新和产业链的环保协作均具有显著的促进作用, 且碳排放权交易机制能够抑制公司层面的碳排放。本研究的发现可以为碳排放权交易机制的治理作用提供重要参考。

关键词: 碳排放权交易; 企业节能减排; CEO 海外经历; 准自然实验; 多时点双重差分模型

中图分类号: F272 **文献标识码:** A **文章编号:** 1007-9807(2025)07-0022-17

0 引言

全球气候变化关乎人类命运与未来, 如何推进温室气体减排是应对这一世纪挑战的重大现实议题。碳排放权交易试点政策是我国政府践行“碳达峰、碳中和”战略的重要举措之一, 体现了中国作为负责任大国的具体行动, 旨在通过顶层设计促进市场主体积极主动地落实“双碳”战略^[1]。为此, 目前理论界和实务界需要深入分析和研究碳排放权交易机制是否、以及如何影响微观企业行为。前期文献对碳排放权交易经济后果的研究多侧重于宏观层面, 但对碳排放权交易如何影响企业行为的研究并不充分^[2,3]。过去几十年, 我国经济的高速发展伴随着能源消耗的剧增, 由此带来了一系列环境问题^[4-6]。基于碳排放权交易试点这一制度背景, 本研究侧重于检验碳排放权交易是否以及如何影响企业的节能减排绩效。

“双碳”战略背景下, 温室气体排放权是一项稀缺资源^[7]。碳排放权交易通过市场机制与排放配额相结合的管理模式, 可从排放成本和排放权收益两个方面影响企业的节能减排绩效。一方面, 高排放企业需要通过市场交易机制购买超额排放权来弥补其超过排放配额的过高排放量, 这将增加其生产成本、降低经济效益, 从而在一定程度上会抑制高排放企业的过度生产, 促使其开展节能减排。另一方面, 企业剩余的碳排放配额可以通过交易机制直接产生经济效益, 调动了企业开展节能减排的积极性, 从而有助于提升企业的节能减排绩效。因此, 本研究预测碳排放权交易机制促进了企业的节能减排绩效。

本研究基于碳排放权交易试点构建了一项准自然实验, 采用多时点双重差分模型控制内生性, 并参考之前文献^[8,9]、通过文本分析、手工收集了企业的节能减排绩效指数。以 2010 年—2017 年

① 收稿日期: 2023-04-03; 修订日期: 2024-05-23。

基金项目: 国家社会科学基金资助项目(22VRC130); 国家社会科学基金资助重大项目(20&ZD111)。

通讯作者: 曾 泉(1982—), 男, 江西赣州人, 博士, 副教授, 博士生导师。Email: xmdxdxq@sina.com

的中国上市公司为研究对象,本研究发现参与碳排放权交易试点的公司在试点后具有更好的节能减排绩效,表明碳排放权交易机制有效地促进了企业的节能减排。进一步,CEO的海外经历强化了碳排放权交易机制与企业节能减排绩效之间的正向关系。在采用倾向得分匹配法控制实验组与对照组的均衡性后,本研究主要发现依然得到支持。此外,碳排放权交易机制对企业节能减排的促进作用在污染行业和市场竞争程度较高的行业中更突出,碳排放权交易机制对企业的绿色创新和产业链的环保协作均具有显著的促进作用,且碳排放权交易机制能够抑制公司层面的碳排放(节能减排的负向指标)。本研究的发现可以为碳排放权交易机制的治理作用提供重要参考。

本研究理论贡献可能在于:第一,本研究拓展了碳排放权交易机制的微观经济后果,可为碳排放权交易机制在全国范围的推广提供重要的参考。前期对碳排放权交易微观经济后果的研究聚焦于其对企业生产规模^[7]、现金持有^[10]、整体创新与绿色创新^[11-14]、全要素生产率^[15]和企业价值^[16,17]等方面的影响,但在一定程度上忽视了碳排放权交易的主要目的——促进微观经济主体的节能减排。因此,本研究检验了碳排放权交易机制在环境治理方面的直接后果,为深化环境治理改革和体制创新提供了重要的经验证据。

第二,本研究从制度视角丰富了关于企业节能减排影响因素的研究。前期文献主要关注法律法规对节能减排的影响,但对市场手段与节能减排关系的研究则相对不足^[1]。本研究立足于碳排放权交易这一特殊制度背景,考察了市场化手段如何影响企业节能减排,为从正式制度视角拓展环境治理手段提供了重要的经验证据。

最后,本研究丰富了高管海外经历与公司行为关系的研究^[18]。前期文献^[19-21]发现,高管的海外经历对企业创新、公司治理、审计质量等产生影响,本研究则发现CEO的海外经历可以强化碳排放权交易试点政策的运行效果,从而为制度运行效率的相关研究提供了重要支持。

1 制度背景、文献综述与研究假设

1.1 制度背景

碳排放权交易是旨在减少温室气体排放的一种市场机制,实质是一种可交易的配额制度。在碳排放权配额下,企业可以将碳排放权作为一种商品进行交易。从2013年开始,我国确定北京、天津、上海、重庆、湖北、广东(不含深圳)、深圳和福建等八个省市作为碳排放权交易机制的试点地区,陆续在这些地区建立相应的交易制度,设置核查机构和认证机构,并确定试点企业名单。

2013年6月,深圳市在我国率先建立碳排放权交易所,2013年总成交金额达1300万元。目前,中国已建成九家碳排放权交易所,包括广州碳排放权交易中心、深圳排放权交易所、北京绿色交易所、湖北碳排放权交易中心、天津排放权交易所、重庆联合产权交易所、上海环境能源交易所、福建海峡股权交易中心(温室气体自愿减排交易机构)和四川联合环境交易所^②。通过碳排放权交易,监管机构旨在利用市场手段调节碳排放量,推动经济主体的自愿碳减排。碳排放权交易市场第一阶段试点涵盖了石化、化工、建材、钢铁、有色、造纸、电力、航空等重点污染物排放行业,参与主体为业务涉及上述重点行业的企业。我国的碳排放权交易市场分为配额交易与核证自愿减排量交易两类,其中以前者为主。部分试点省市采用行政划拨的方式免费发放配额给予试点企业,但另一些试点省市则尝试采用拍卖竞价的方式将部分配额有偿转让给试点企业。

为了规范各地的碳排放权交易行为,我国政府颁布实施了《温室气体自愿减排交易管理暂行办法》,通过备案管理的方式推出经国家认可的自愿减排项目、交易产品和交易平台,促进市场公开、公正和公平的发展。此外,我国政府还出台了《温室气体自愿减排项目审定与核证指南》,主要目的在于规范审定与核证工作,保证管理办法的

^② 四川联合环境交易所于2016年4月获得温室气体自愿减排交易机构资质。国家发展改革委应对气候变化司组织配额试算工作组于2017年5月对四川开展碳排放配额分配试算工作。2017年年底,全国范围内的碳排放权交易启动。因此,四川联合环境交易所的碳排放权交易不涉及本研究的研究区间。参见 https://www.sceex.com.cn/go.htm?k=fa_zhan_li_cheng&url=gywm&sr=45。

顺利实施。随后,《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》和《全国碳排放权交易市场建设方案(发电行业)》相继出台,就全国统一的碳排放权交易市场的启动和落实进行了周密的部署。2017年底,备受关注的全国碳排放权交易体系正式启动。

1.2 文献综述

前期关于碳排放权交易机制经济后果的研究包括区域宏观和企业微观两个层面。基于宏观层面,学者们考察了碳排放权交易机制对试点地区的技术发展、对外投资和能源消耗等方面的影响,发现碳排放权交易机制对地区宏观经济(特别是对与环境保护相关的经济活动)带来了诸多积极影响^[22-24]。例如,碳排放权交易的排放配额对企业生产技术提出了更高的要求,因此促进了地区在环境保护方面的研发投入与产出^[22, 24]。此外,碳排放权交易机制有助于地区生产技术的改进、产业结构的升级,进而提升了地区绿色生产效率^[22, 24]。耿文欣和范英^[25]发现碳排放权交易能够通过技术创新、能源结构转型和产业结构升级提升能源利用效率。董直庆和王辉^[26]、Zhang 等^[27]都发现碳排放权交易降低了试点地区的二氧化碳排放,并通过邻地示范效应抑制了相邻地区的二氧化碳排放^[26]。然而,碳排放权交易机制在某些情况下亦可能导致企业的生产成本增加,削弱企业竞争优势,从而可能对地区宏观经济带来负面影响^[23, 24],如导致试点地区的制造业占比降低^[23]和产业转移^[24]。

在微观层面,碳排放权交易通过对企业的碳排放总量进行配额与市场交易相结合的管理模式,可以影响企业的运营成本,对企业的技术发展、投资活动以及生产运营等方面产生重要的影响。沈洪涛等^[7]发现碳排放权交易增加了碳排放的成本,一旦其边际收益小于边际成本时,企业将会在短期内降低生产规模。宋德勇等^[14]发现,当面临生产要素的边际成本增加时,企业可能会通过技术创新实现生产要素的节约或使用效率的提高。此外,碳排放权交易机制有助于增加环境技术创新的潜在收益,从而促使企业加大创新力度^[12, 13]。但是,碳排放权交易机制还会对产业资金形成挤出效应,导致企业的现金持有上升、金融投资增加^[10]。碳排放权交易机制也会导致政府对

企业的信贷支持和绿色补贴力度增加、企业增加固定资产投资,进而带来企业产能过剩^[30]。

1.3 研究假设

碳排放权交易通过对企业碳排放总量予以配额管理、旨在通过交易机制推进企业自愿减排行为。具体地,碳排放权交易可以通过增加排放成本和提升排放权交易收益两个方面来影响企业的节能减排。

当企业扩大生产规模使得排放量超过配发额度后,企业则需要通过公开市场竞争价的形式购买更多的碳排放额度,从而使其生产符合环保规制的要求,但是由此却可能导致企业生产运营的边际成本不断增加^[7]。在配额管理制度下,企业间通过市场竞争获得超额排放额度,使排放权成为一项稀缺资源,这势必催生通过市场交易获取碳排放权的价格急剧上升,导致企业生产运营的边际成本超过其带来的边际收益。在限定技术水平的情况下,碳排放权交易将促使企业通过降低排放总量的方法来削减生产运营的成本,增加其市场竞争力。长期来看,通过外购碳排放权远远不能满足企业的需求,碳排放权配额管理与市场交易相结合的模式必然促使企业持续关注影响碳排放成本增加的关键技术与生产流程,并对其进行升级改造^[29]。照此,技术创新和流程改造能够大幅度地降低单位产量的碳排放量,进而整体上提升企业的节能减排。基于上述,无论从短期还是长期视角来看,碳排放权交易均会促使企业降低排放总量。

在交易机制下,碳排放权成为一种稀缺资源^[7]。当企业的碳排放量低于其配额时,企业可以将剩余配额通过市场进行出售换取收益,也可以将剩余配额留在后期使用,获得了一项重要的相机裁量权、便于后续扩大产能占领市场。若出售碳排放权产生的边际收益高于生产带来的边际收益,企业则会倾向于通过减少排放量来获取更多的收益。此外,剩余配额可以作为企业后续扩产的基础,此时企业具有较高的自由度选择后续是增产还是继续维持现有产能,从而使其在激烈的市场竞争中获得一定主动权和优势。基于经济利益和竞争策略考虑,在碳排放权交易机制下,企业很可能主动选择进行节能减排,以期获得更多的剩余配额,占据决策优势。

基于上述分析,本研究提出如下假设 H1.

假设 H1 限定其他条件,碳排放权交易促进了企业的节能减排.

CEO 的个人经历和社会背景等个体特征会影响企业的决策和行为^[30, 31]. 相比发展中国家,企业社会责任的理念和行动在发达经济体中发展较为成熟. 在碳排放权交易方面,多数欧盟国家已制定了相应的气体排放权交易方案和实施细则. 为此,本研究将分析 CEO 的海外经历能否调节碳排放权交易对企业节能减排的促进作用. 具有海外经历的 CEO 通常拥有广阔的国际化视野^[19], 具备更多机会了解和接触发达国家实施的碳排放权交易机制. 此外,具有海外经历的 CEO 更多地受到国际化和环境保护文化的熏陶,倾向于注重环境保护和环境责任^[18]. 因此,具有海外经历的 CEO 更可能在决策中关注碳排放权交易带来的影响,从而强化了碳排放权交易机制对企业节能减排成效的促进作用. 基于上述讨论和分析,本研究提出如下假设 H2.

假设 H2 限定其他条件,CEO 的海外经历强化了碳排放权交易对企业节能减排的促进作用.

2 研究设计

2.1 假设 H1 的模型设定

本研究以碳排放权交易试点政策作为外生冲击、构建了多时点双重差分模型(1)、检验碳排放权交易对企业节能减排的影响.

$$\begin{aligned} ECER = & \alpha_0 + \alpha_1 TREAT \times POST + \alpha_2 OVERSEA + \\ & \alpha_3 FIRST + \alpha_4 MAN_SHR + \alpha_5 BOARD + \\ & \alpha_6 DUAL + \alpha_7 INDR + \alpha_8 SIZE + \alpha_9 LEV + \\ & \alpha_{10} ROA + \alpha_{11} TOBINQ + \alpha_{12} RET + \alpha_{13} FIN + \\ & \alpha_{14} CAPIN + \alpha_{15} SOE + \alpha_{16} MKT + \\ & Firm, Province and Year Dummies + \varepsilon \quad (1) \end{aligned}$$

模型(1) 中,被解释变量是企业节能减排绩效指数(ECER). TREAT 用于区分实验组和对照

组,当公司属于各试点地区公布的碳排放权交易试点名单则为 1,否则为 0. POST 用于区分交易试点时点前后,企业被纳入碳排放权交易试点名单的当年及以后年度取值为 1,否则为 0. 若 $TREAT \times POST$ 的系数(即 α_1) 显著为正,则假设 H1 被经验证据支持.

模型(1) 的控制变量包括:1) CEO 是否具有海外经历的虚拟变量 OVERSEA; 2) 公司治理变量,如第一大股东持股比例 FIRST、管理层持股比例 MAN_SHR、董事会规模 BOARD、两职合一虚拟变量 DUAL 和独立董事比例 INDR; 3) 公司财务状况变量,包括企业规模 SIZE、资产负债率 LEV、资产收益率 ROA、托宾 Q 值 TOBINQ、股票收益率 RET、公司融资比例 FIN、资本性支出 CAPIN; 4) 公司是否为国有企业的虚拟变量 SOE 和地区市场化程度 MKT; 5) 公司、省份和年度固定效应. 变量定义详见表 1.

2.2 假设 H2 的模型设定

在模型(1) 的基础上构建模型(2) 检验假设 H2.

$$\begin{aligned} ECER = & \beta_0 + \beta_1 TREAT \times POST + \beta_2 OVERSEA + \\ & \beta_3 TREAT \times POST \times OVERSEA + \beta_4 FIRST + \\ & \beta_5 MAN_SHR + \beta_6 BOARD + \beta_7 DUAL + \\ & \beta_8 INDR + \beta_9 SIZE + \beta_{10} LEV + \beta_{11} ROA + \\ & \beta_{12} TOBINQ + \beta_{13} RET + \beta_{14} FIN + \\ & \beta_{15} CAPIN + \beta_{16} SOE + \beta_{17} MKT + \\ & Firm, Province and Year Dummies + \eta \quad (2) \end{aligned}$$

在模型(2) 中,调节变量为 CEO 是否具有海外经历的虚拟变量(OVERSEA). 如果 $TREAT \times POST \times OVERSEA$ 的系数(即 β_3) 显著为正,则假设 H2 被经验证据支持.

2.3 节能减排变量的定义

节能减排的核心在于节约能源、降低能源消耗、减少污染物排放^③. 在我国,节能减排概念最早形成于《国民经济和社会发展第十一个五年规划纲要》(“十一五规划纲要”). “十一五规划纲

^③ 节能减排包括广义与狭义两类. 广义节能减排是指节约能量资源和物质资源,减少废弃物和环境有害物(三废和噪声等) 排放. 狹义节能减排是指节约能源和减少环境有害物排放. 广义和狭义节能减排均强调节约能源、降低能耗、减少污染物排放.

要”涉及节能减排的内容包括能耗和能源使用效率、污染物排放、温室气体排放和废物综合利用四个方面。后续政策文件涉及节能减排的内容与上述四个方面存在一定的对应关系^④。由于缺乏企业层面温室气体排放的公开数据,基于 Clarkson 等^[8] 的分析框架,本研究构建了企业节能减排指数。实际上,基于 Clarkson 等^[8] 分析框架度量的企业环境行为可比性较高,得到了学术界的认可^[32~34]。

本研究通过文本分析、基于公开披露的信息采用评分法来度量企业节能减排绩效^[8, 9]。首先,本研究通过对公司年报、社会责任报告及其他信息披露、采用文本分析方法筛选出企业节能减排

的相关信息,包括:1) 能源使用及效率;2) 温室气体排放;3) 其他气体排放;4) 土地、水资源、空气的污染总量;5) 关于废弃物质产生和管理(回收、再利用、处置、降低使用)。其次,对上述信息进行评分赋值,符合某一项标准则给予 1 分、每一类别最高可获得 6 分。评分标准如下:1) 提供具体数据;2) 提供行业对比分析;3) 提供历史趋势分析;4) 提供与预期目标的对比分析;5) 提供绝对值和相对值的对比分析;6) 提供分解信息(如工厂、经营单元、地域分类)。最后,计算总得分 $SCORE$ (0 分 ~ 30 分),以 $\ln(1 + SCORE)$ 度量企业节能减排绩效($ECER$)。

表 1 变量定义

Table 1 Variable definitions

变量名	变量定义
$ECER$	企业节能减排绩效,等于 $\ln(1 + SCORE)$. $SCORE$ 为基于公司年报、社会责任报告及其他信息、采纳文本分析方法计算的公司节能减排得分
$TREAT$	实验组虚拟变量,若企业被纳入碳排放权交易试点名单则取值为 1,否则为 0
$POST$	时间虚拟变量,企业被纳入碳排放权交易试点名单的年度及以后年度取值为 1,否则为 0
$OVERSEA$	若 CEO 存在海外经历则取值为 1,否则为 0
$FIRST$	第一大股东持股比例,第一大股东所持股份与公司总股份的比值
$MAN_SHR/\%$	管理层持股比例,管理层所持股份与公司总股份的比值,然后乘以 100
$BOARD$	董事会规模,等于董事会总人数的自然对数
$DUAL$	两职合一的虚拟变量,若董事长兼任 CEO 则为 1,否则为 0
$INDR$	独立董事人数与董事会总人数的比值
$SIZE$	年末资产总额的自然对数
LEV	资产负债率,负债总额与资产总额的比值
ROA	资产收益率,净利润与总资产的比值
$TOBINQ$	托宾 Q 值,公司市场价值 / 资产账面价值
RET	公司股票的年收益率
FIN	融资金额(包括股权和债券) 和公司总资产的比值
$CAPIN$	资本性支出,等于购建固定资产、无形资产和其他长期资产支付的现金除以总资产
SOE	产权性质,若公司的实际控制人是国有控股企业或各级政府时则赋值为 1,否则为 0
MKT	省级市场化指数,王小鲁等 ^[35] 编制的衡量地区的市场化发展水平和程度的指标

2.4 样本选取及数据来源

本研究的初始样本包括 2010 年—2017 年中国 A 股上市公司的观测值。2013 年开始各省市陆续实施了碳排放权交易试点工作,为比较试点前后的变化、构建双重差分模型,本研究以 2010 年

作为样本起始年。此外,2017 年底全国电力行业碳排放权交易市场建设启动,为避免这一宏观政策出台的影响,本研究样本的截止年份设定为 2017 年。在剔除了金融保险行业的观测值、关键变量缺失的观测值和控制变量缺失的观测值之

^④ 政策文件包括但不限于《国务院关于印发节能减排综合性工作方案的通知》、《国务院关于印发节能减排“十二五”规划的通知》、《关于开展节能减排财政政策综合示范工作的通知》、《中央企业节能减排监督管理暂行办法》、《中共中央 国务院关于完整准确全面贯彻新发展理念做好碳达峰碳中和工作的意见》和《国务院关于印发“十四五”节能减排综合工作方案的通知》。

后,本研究获得12 758个公司-年度观测值,涵盖2 356家公司.

企业节能减排的数据由作者从公司年报、社会责任报告及其他信息披露中手工搜集获取. 碳排放权交易试点企业名单从各省市发展与改革委员会和碳排放权交易所获得. 各个地区市场化指数数据来自王小鲁等^[35]. CEO的海外经历及公司财务数据来源于CSMAR和CNRDS数据库. 本研究对所有连续变量进行了高低1%分位的缩尾处理.

3 实证分析

3.1 描述性统计

表2中,*ECER*均值为0.2078(标准差0.4999),表明我国上市公司间节能减排绩效存在较大差异^[9]. *TREAT*均值为0.0546,表明约5.46%的公司参与碳排放权交易政策试点. *POST*均值为0.0270,表明碳排放权交易试点政策实施后的实

验组观测值占比大约为2.7%. *OVERSEA*均值为0.0379,说明3.79%的企业聘任了有海外经历的CEO.

此外,第一大股东持股*FIRST*为34.80%,管理层持股*MAN_SHR(%)*大约为11.1529%,董事会人数*BOARD*约为9人,23.90%的公司董事长兼任CEO(*DUAL*),独董比例*INDR*为36.96%,企业规模*SIZE*为22.0807,资产负债率*LEV*为43.75%,资产收益率*ROA*为3.90%,*TOBINQ*为2.1120,年股票收益率*RET*为0.1284,融资比*FIN*为0.0349,资本性支出*CAPIN*的均值约为0.0497,大约42.72%的样本公司为国有控股企业(*SOE*),市场化指数(*MKT*)的均值约为7.8939.

3.2 Pearson 相关性分析

表3报告了Pearson相关性分析结果,*TREAT*和*POST*与节能减排绩效*ECER*显著正相关. 控制变量间的相关系数较小,表明模型不存在严重的共线性问题.

表2 描述性统计

Table 2 Descriptive statistics

变量	均值	标准差	最小值	1/4 分位数	中位数	3/4 分位数	最大值
<i>ECER</i>	0.2078	0.4999	0	0	0	0	2.1972
<i>TREAT</i>	0.0546	0.2273	0	0	0	0	1
<i>POST</i>	0.0270	0.1620	0	0	0	0	1
<i>OVERSEA</i>	0.0379	0.1911	0	0	0	0	1
<i>FIRST</i>	0.3480	0.1395	0.0909	0.2357	0.3313	0.4455	0.7510
<i>MAN_SHR/%</i>	11.1529	18.2431	0.0000	0.0002	0.0983	17.6260	67.7403
<i>BOARD</i>	2.1636	0.1641	1.7918	2.0794	2.1972	2.1972	2.7081
<i>DUAL</i>	0.2390	0.4265	0	0	0	0	1
<i>INDR</i>	0.3696	0.0501	0.3333	0.3333	0.3333	0.4167	0.5714
<i>SIZE</i>	22.0807	1.1418	19.5235	21.2576	21.9447	22.7545	25.9999
<i>LEV</i>	0.4375	0.2044	0.0505	0.2738	0.4313	0.5949	0.9511
<i>ROA</i>	0.0390	0.0449	-0.1811	0.0140	0.0351	0.0629	0.1905
<i>TOBINQ</i>	2.1120	1.2036	0.9306	1.3208	1.7278	2.4802	10.1589
<i>RET</i>	0.1284	0.4703	-0.5526	-0.2096	0.0164	0.3545	2.2240
<i>FIN</i>	0.0349	0.0790	0	0	0	0	0.4646
<i>CAPIN</i>	0.0497	0.0424	0.0004	0.0171	0.0379	0.0713	0.2008
<i>SOE</i>	0.4272	0.4947	0	0	0	1	1
<i>MKT</i>	7.8939	1.7092	2.8700	6.7000	8.1800	9.3700	10.0000

表 3 Pearson 相关性分析(I)

Table 3 Pearson correlation matrix(I)

变量		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
ECER	(1)	1								
TREAT	(2)	0.084 1 ***	1							
POST	(3)	0.079 1 ***	0.692 5 ***	1						
OVERSEA	(4)	-0.007 4	-0.004 4	-0.012 8	1					
FIRST	(5)	0.109 0 ***	0.045 8 ***	0.027 1 ***	-0.009 6	1				
MAN_SHR/%	(6)	-0.115 9 ***	-0.034 0 ***	-0.004 3	0.029 9 ***	-0.138 5 ***	1			
BOARD	(7)	0.120 2 ***	0.064 4 ***	0.042 9 ***	-0.041 3 ***	0.019 9 **	-0.189 7 ***	1		
DUAL	(8)	-0.077 2 ***	0.005 2	0.007 7	-0.002 6	-0.043 9 ***	0.253 7 ***	-0.183 2 ***	1	
INDR	(9)	-0.008 7	0.045 0 ***	0.022 7 **	0.032 3 ***	0.021 0 **	0.078 3 ***	-0.504 0 ***	0.114 8 ***	1
SIZE	(10)	0.316 1 ***	0.084 0 ***	0.078 8 ***	-0.034 0 ***	0.188 9 ***	-0.291 1 ***	0.230 9 ***	-0.157 4 ***	0.006 5
LEV	(11)	0.096 5 ***	0.042 7 ***	0.021 8 **	-0.046 2 ***	0.056 7 ***	-0.332 6 ***	0.155 7 ***	-0.149 3 ***	-0.016 0 *
ROA	(12)	0.007 4	-0.011 8	-0.005 4	0.028 7 ***	0.088 0 ***	0.158 5 ***	-0.009 7	0.046 1 ***	-0.022 4 **
TOBINQ	(13)	-0.115 8 ***	-0.029 0 ***	-0.010 0	0.042 4 ***	-0.112 1 ***	0.043 5 ***	-0.136 6 ***	0.058 4 ***	0.032 5 ***
RET	(14)	-0.048 9 ***	-0.002 8	0.025 2 ***	0.012 1	-0.011 7	0.067 5 ***	-0.049 0 ***	0.033 7 ***	0.009 5
FIN	(15)	0.010 7	0.008 2	0.032 9 ***	-0.000 6	-0.051 2 ***	0.010 3	0.001 4	0.015 5 *	0.011 1
CAPIN	(16)	0.038 0 ***	0.064 0 ***	0.024 2 ***	0.009 2	0.016 9 *	0.100 8 ***	0.044 2 ***	0.061 4 ***	-0.018 0 **
SOE	(17)	0.176 8 ***	0.068 5 ***	0.025 5 ***	-0.081 9 ***	0.191 2 ***	-0.503 0 ***	0.259 7 ***	-0.292 2 ***	-0.066 0 ***
MKT	(18)	-0.047 1 ***	0.094 5 ***	0.118 0 ***	0.036 7 ***	0.012 3	0.210 7 ***	-0.131 1 ***	0.131 9 ***	0.020 1 **

表 3 Pearson 相关性分析(II)

Table 3 Pearson correlation matrix(II)

变量		(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)	(17)	(18)
SIZE	(10)	1								
LEV	(11)	0.507 1 ***	1							
ROA	(12)	-0.033 6 ***	-0.386 2 ***	1						
TOBINQ	(13)	-0.433 0 ***	-0.307 1 ***	0.179 5 ***	1					
RET	(14)	-0.060 1 ***	-0.031 2 ***	0.076 8 ***	0.348 3 ***	1				
FIN	(15)	0.142 0 ***	-0.026 5 ***	0.000 8	-0.059 0 ***	0.027 6 ***	1			
CAPIN	(16)	-0.070 2 ***	-0.088 7 ***	0.113 9 ***	-0.044 5 ***	-0.017 8 **	0.059 0 ***	1		
SOE	(17)	0.293 7 ***	0.291 7 ***	-0.133 4 ***	-0.133 4 ***	-0.067 9 ***	-0.037 9 ***	-0.072 2 ***	1	
MKT	(18)	-0.006 9	-0.142 3 ***	0.102 2 ***	0.067 7 ***	0.094 6 ***	0.015 9 *	-0.065 4 ***	-0.248 1 ***	1

注: ***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平上显著。

3.3 假设 H1 的多元回归结果、平行趋势检验和安慰剂测试

3.3.1 双重差分模型的回归结果(假设 H1)

表 4 报告了假设 H1 的结果. $TREAT \times POST$ 系数显著为正(系数 = 0.100 7, t 值 = 2.58), 表明碳排放权交易显著提升了企业节能减排成效, 支持了假设 H1. $TREAT \times POST$ 系数还表明, 碳排放权交易试点企业的节能减排成效上升了 48.46%, 揭示了碳排放权交易对公司节能减排

的影响具有经济显著性。

控制变量结果表明, $FIRST$ 与 $ECER$ 显著正相关, 表明第一大股东持股有利于提升企业节能减排. $INDR$ 系数显著为正, 表明独立董事比例与企业节能减排正相关. $SIZE$ 与节能减排显著负相关, 表明公司规模越大, 节能减排成效越低. $TOBINQ$ 的系数显著为正, 表明成长性越好的企业, 节能减排成效越好.

表4 碳排放权交易对企业节能减排的影响

Table 4 The influence of carbon emission trading system on corporate energy conservation and emission reduction

变量	被解释变量: ECER	
	系数	t值
TREAT × POST	0.100 7 ***	2.58
OVERSEA	0.068 5	0.89
FIRST	0.001 0 *	1.72
MAN_SHR/%	0.016 6	0.30
BOARD	-0.004 0	-0.29
DUAL	-0.065 3	-0.46
INDR	0.025 5 **	1.96
SIZE	-0.164 4 ***	-3.76
LEV	0.151 6	1.30
ROA	-0.000 2	-0.05
TOBINQ	0.025 1 **	2.51
RET	0.030 6	0.65
FIN	0.096 5	0.81
CAPIN	-0.020 9	-0.72
SOE	-0.015 3	-1.43
MKT	-0.215 8	-0.64
截距	-0.217 6	-0.65
公司 / 年度 / 省份	控制	
观测值个数	12 758	
Adj-R ² (F 值)	0.530 5 (3.001 5 ***)	

注: ***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平上显著。所有 t 值均经过了异方差稳健标准误调整。

3.3.2 平行趋势检验

本研究参考 Xu 等^[36], 引入试点前、试点当期以及试点后的时间虚拟变量 BEFORE⁻²、BEFORE⁻¹、POST⁰、POST¹⁺。若企业被列入碳排放权交易试点名单前 2 年(前 1 年), BEFORE⁻²(BEFORE⁻¹) 取值为 1, 否则为 0。若企业被列入碳排放权交易试点名单的当年, POST⁰ 取值为 1, 否则为 0。若企业被列入碳排放权交易试点名单后的第 1 年及之后年度, POST¹⁺ 取值为 1, 否则为 0。在将上述时间虚拟变量与 TREAT 进

行交乘后代入回归模型后, 表 5 的结果表明, TREAT × BEFORE⁻²、TREAT × BEFORE⁻¹ 以及 TREAT × POST⁰ 的系数均不显著, 而 TREAT × POST¹⁺ 的系数在 10% 的显著性水平上显著为正。上述结果表明, 样本在试点前后并未呈现一致的趋势, 符合使用双重差分模型时平行趋势的假定。

表5 平行趋势检验

Table 5 Parallel trend test

变量	被解释变量: ECER	
	系数	t 值
TREAT × BEFORE ⁻²	-0.043 6	-0.81
TREAT × BEFORE ⁻¹	-0.052 6	-1.01
TREAT × POST ⁰	0.002 4	0.04
TREAT × POST ¹⁺	0.100 9 *	1.79
控制变量 / 截距	Yes	
公司 / 年度 / 省份	控制	
观测值个数	12 758	
Adj-R ² (F 值)	0.530 6 (2.718 0 ***)	

注: ***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平上显著。所有 t 值均经过了异方差稳健标准误调整。

3.3.3 安慰剂测试

为了减轻随机因素对研究结论的影响, 本研究参考郭蕾和肖有智^[24], 随机选择实验组和碳排放权交易时间、进行安慰剂实验。具体地, 从所有省市中随机选择八个省市作为实验组, 然后随机选取 2013 年或之后年份作为实验组开展碳排放权交易的试点时间, 对模型(1) 进行回归, 重复 500 次上述过程、并记录 TREAT × POST 的回归系数和相应的 p 值。如表 6 所示, TREAT × POST 的系数的均值约为 -0.001 1 (p 值 = 0.399 4), 表明随机抽样构建的样本从统计上难以获得显著的回归系数, 揭示了本研究的结论大概率不是建立在随机过程上。

表6 随机过程中 TREAT × POST 的系数和 p 值描述性统计

Table 6 Descriptive statistics about the coefficients and p-values on TREAT × POST in the random processes

变量	均值	标准差	最小值	1/4 分位数	中位数	3/4 分位数	最大值
TREAT × POST 系数	-0.001 1	0.030 7	-0.070 9	-0.020 9	-0.001 9	0.018 4	0.085 8
TREAT × POST 的 p 值	0.399 4	0.306 4	0.000 1	0.118 3	0.369 0	0.633 0	0.998 3

3.4 假设 H2 检验的回归结果

如表 7 所示, $TREAT \times POST \times OVERSEA$ 的系数在 5% 的显著性水平上显著为正(系数 = 0.438 6, t 值 = 1.96), 表明 CEO 的海外经历强化了碳排放权交易与企业节能减排之间的正向关系, 支持了假设 H2。具体地, 与 CEO 不具有海外经历的公司相比, CEO 海外经历使碳排放权交易对企业节能减排的促进作用提升了约 4.86 倍。

4 敏感性测试

4.1 采用标准化的节能减排指数作为被解释变量

本研究采用标准化的节能减排指数 $ECER_STD$ 作为被解释变量, 重新检验假设 H1 和 H2。 $ECER_STD$ 等于“($SCORE - SCORE_MIN$) / ($SCORE_MAX - SCORE_MIN$)”; $SCORE_MIN$ 和

$SCORE_MAX$ 表示每一年度节能减排总得分 $SCORE$ 的最小值和最大值。表 8 第(1)列中, $TREAT \times POST$ 的系数显著为正, 支持了 H1。第(2)列中 $TREAT \times POST \times OVERSEA$ 的系数显著为正, 再次支持了假设 H2。

表 7 碳排放权交易、CEO 海外经历与节能减排

Table 7 Carbon emission trading, CEOs' overseas experiences and corporate energy conservation and emission reduction

变量	被解释变量: $ECER$	
	系数	t 值
$TREAT \times POST$	0.090 3 **	2.31
$OVERSEA$	- 0.039 8	- 1.33
$TREAT \times POST \times OVERSEA$	0.438 6 **	1.96
控制变量 / 截距	Yes	
公司 / 年度 / 省份	控制	
观测值个数	12 758	
Adj-R ² (F 值)	0.530 8 (3.060 3 ***)	

注: ***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平上显著。所有 t 值均经过了异方差稳健标准误调整。

表 8 敏感性测试: 采纳标准化的节能减排指数

Table 8 Robustness check using the standardized index about energy conservation and emission reduction

变量	被解释变量: $ECER_STD$			
	(1) 假设 H1		(2) 假设 H2	
	系数	t 值	系数	t 值
$TREAT \times POST$	0.014 0 **	2.31	0.011 1 *	1.86
$OVERSEA$	- 0.000 8	- 0.18	- 0.003 8	- 0.87
$TREAT \times POST \times OVERSEA$			0.121 0 **	2.35
控制变量 / 截距	Yes		Yes	
公司 / 年度 / 省份	控制		控制	
观测值个数	12 758		12 758	
Adj-R ² (F 值)	0.522 7 (3.216 8 ***)		0.523 9 (3.326 8 ***)	

注: ***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平上显著。所有 t 值均经过了异方差稳健标准误调整。

4.2 采用估计的公司层面碳排放作为被解释变量

参考 Ren 等^[37] 和 Xu 等^[38], 本研究估算了企业层面的碳排放($CARBON$)作为节能减排的负向替代变量(数值越高, 节能减排成效越低)。估算方法如下: 第一, 按式 $CAR_F = CAR_TOTAL_{IND} \times Cost_F / Cost_{IND}$ 估算公司碳排放总额(其中, CAR_TOTAL_{IND} 表示公司所在行业的年碳排放值,

$Cost_F$ 表示公司的年营业成本, $Cost_{IND}$ 表示公司所在行业的所有公司的年营业成本之和)。第二, 公司碳排放 $CARBON$ 等于公司的碳排放总额 CAR_F 除以公司总资产。表 9 报告了采用公司碳排放($CARBON$)作为因变量的回归结果。表 9 第(1)列中 $TREAT \times POST$ 的系数显著为负, 支持了假设 H1; 第(2)列中 $TREAT \times POST \times OVERSEA$ 的系数显著为负, 支持了假设 H2。

表9 敏感性测试：使用公司层面的碳排放
Table 9 Robustness check using carbon emissions at the firm level

变量	被解释变量: CARBON			
	(1) 假设 H1		(2) 假设 H2	
	系数	t 值	系数	t 值
TREAT × POST	- 0.034 2 *	- 1.92	- 0.029 5 *	- 1.66
OVERSEA	0.000 1	0.01	0.004 0	0.20
TREAT × POST × OVERSEA			- 0.152 4 *	- 1.81
控制变量 / 截距	Yes		Yes	
公司 / 年度 / 省份	控制		控制	
观测值个数	10 962		10 962	
Adj-R ² (F 值)	0.888 7 (2.474 4 ***)		0.888 8 (2.522 9 ***)	

注: ***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平上显著,所有 t 值均经过了异方差稳健标准误调整.

4.3 采用限定试点地区的子样本

为了避免碳排放权交易政策试点地区可能存在的选择偏差对结论的影响,本研究仅以碳排放权交易试点省市构建一个子样本、进行敏感性测

试.表 10 报告了采用该子样本的回归结果.在表 10 的第(1)列中,TREAT × POST 的系数显著为正,支持了假设 H1;表 10 第(2)列中,TREAT × POST × OVERSEA 的系数显著为正,支持了假设 H2.

表10 敏感性测试：仅用试点地区的子样本

Table 10 Robustness check using the subsample only including pilot zones

变量	被解释变量: ECER			
	(1) 假设 H1		(2) 假设 H2	
	系数	t 值	系数	t 值
TREAT × POST	0.014 0 **	2.29	0.011 3 *	1.87
OVERSEA	0.007 6	1.03	0.002 3	0.34
TREAT × POST × OVERSEA			0.116 9 **	2.23
控制变量 / 截距	Yes		Yes	
公司 / 年度 / 省份	控制		控制	
观测值个数	5 079		5 079	
Adj-R ² (F 值)	0.529 4 (1.675 5 **)		0.532 4 (1.805 7 **)	

注: ***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平上显著.所有 t 值均经过了异方差稳健标准误调整.

4.4 采用倾向得分匹配法进行内生性控制

为降低样本和模型设定偏差对研究结论的影响,本研究采用 PSM-DID 回归进一步检验假设 H1 和假设 H2. 本研究选择第一大股东持股比例 FIRST、企业规模 SIZE、资产负债率 LEV、员工人数 EMPLOYEE、企业最终控制人性质 SOE 作为匹配变量,并在第一阶段控制年份和行业固定效应.表 11 的 Panel A 报告了倾向得分匹配第一阶段的

回归结果以及样本平衡测试的结果.匹配前诸多变量在实验组与对照组之间存在显著的差异,但配对后这些变量在两组之间的差异不再显著.进一步,采用倾向得分匹配样本回归结果如表 11 的 Panel B 所示. TREAT × POST 的系数均显著为正,支持了假设 H1;TREAT × POST × OVERSEA 的系数在 10% 显著性水平上显著为正,支持了假设 H2.

表 11 采用倾向得分匹配法控制内生性

Table 11 Endogeneity tests using propensity score matching approach

Panel A 倾向得分匹配第一阶段回归结果及平衡性测试结果

变量	第一阶段		全样本				配对样本				<i>t</i> -test	
	被解释变量: <i>TREAT</i>		对照组 (N = 12 061)		实验组 (N = 697)		<i>t</i> -test	对照组 (N = 697)		实验组 (N = 697)		
	系数	<i>z</i> 值	均值	标准差	均值	标准差		均值	标准差	均值	标准差	
<i>FIRST</i>	0.467 7 ***	3.40	0.346 4	0.139 3	0.374 5	0.140 5	-5.18 ***	0.380 8	0.144 9	0.374 5	0.140 5	0.82
<i>SIZE</i>	0.014 8	0.52	22.057 6	1.136 7	22.479 6	1.158 0	-9.52 ***	22.497 0	1.239 7	22.479 6	1.158 0	0.27
<i>LEV</i>	-0.046 4	-0.40	0.435 4	0.204 9	0.473 8	0.191 8	-4.83 ***	0.466 2	0.202 0	0.473 8	0.191 8	-0.72
<i>EMPLOYEE</i>	0.207 3 ***	7.51	7.683 8	1.119 6	8.261 0	1.070 1	-13.27 ***	8.238 1	1.099 8	8.261 0	1.070 1	-0.39
<i>SOE</i>	0.200 3 ***	4.80	0.419 0	0.493 4	0.568 1	0.495 7	-7.76 ***	0.576 8	0.494 4	0.568 1	0.495 7	0.32
截距	-3.948 4 ***	-8.29										
年度 / 行业	控制											
观测值个数	12 758											
Pseudo- <i>R</i> ² (<i>Chi</i> ² 值)	0.084 6 (10 617.97 ***)											

Panel B 倾向得分匹配第二阶段回归结果

变量	被解释变量: <i>ECER</i>			
	(1) 假设 H1		(2) 假设 H2	
	系数	<i>t</i> 值	系数	<i>t</i> 值
<i>TREAT</i> × <i>POST</i>	0.112 6 **	2.13	0.103 5 *	1.95
<i>OVERSEA</i>	0.210 5	1.46	0.069 1	0.41
<i>TREAT</i> × <i>POST</i> × <i>OVERSEA</i>			0.388 3 *	1.69
控制变量 / 截距	Yes		Yes	
公司 / 年度 / 省份	控制		控制	
观测值个数	1 394		1 394	
Adj- <i>R</i> ² (<i>F</i> 值)	0.098 2 (3.101 1 ***)		0.104 4 (3.099 2 ***)	

注: ***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平上显著。所有 *t* 值均经过了异方差稳健标准误调整。

5 进一步分析

5.1 异质性分析

5.1.1 基于污染行业的异质性分析

碳排放权配额管理对高污染(排放)行业的影响更大。本研究参考刘运国和刘梦宁^[39],设置虚拟变量 *POLLUTION*——当企业处于污染行业^⑤,该变量赋值为 1,否则该变量赋值为 0。在表 12 第(1)列中, *TREAT* × *POST* × *POLLUTION* 系

数显著为正,表明碳排放权交易对企业节能减排绩效的促进作用在处于污染行业的企业中更突出。

5.1.2 基于市场竞争程度的异质性分析

有序的竞争依赖于市场机制,为此竞争会影响企业碳排放的策略^[13]。本研究参考胡珺等^[13]和吴昊旻等^[40]、计算赫芬达尔指数度量市场竞争,并按年度中位数设置虚拟变量 *HIGH_COMP* 区分行业的竞争程度——低于年度中位数的为高行业竞争,并将其赋值为 1,否

^⑤ 按照证监会 2012 年的《上市公司行业分类指引》,污染行业包括 B07(石油和天然气开采业)、B08(黑色金属矿采选业)、B09(有色金属矿采选业)、C25(石油加工、炼焦和核燃料加工业)、C26(化学原料和化学制品制造业)、C28(化学纤维制造业)、C29(橡胶和塑料制品业)、C30(非金属矿物制品业)、C31(黑色金属冶炼和压延加工业)、C32(有色金属冶炼和压延加工业)、D44(电力、热力生产和供应业)。

则赋值为 0. 如表 12 的第(2)列所示, 变量 $TREAT \times POST \times HIGH_COMP$ 的系数显著为正, 表明碳排放权交易对企业节能减排的正向

影响在处于市场竞争程度较高的行业中更突出. 换言之, 行业竞争有助于发挥碳排放权交易的治理作用.

表 12 基于污染行业和市场竞争程度的异质性分析

Table 12 Cross-sectional analyses considering polluting industries and market competition

变量	被解释变量: ECER			
	(1) 污染行业异质性		(2) 市场竞争程度异质性	
	系数	t 值	系数	t 值
$TREAT \times POST$	0. 064 9 *	1. 66	0. 053 3 *	1. 75
$TREAT \times POST \times POLLUTION$	0. 153 8 *	1. 94		
$TREAT \times POST \times HIGH_COMP$			0. 099 0 *	1. 78
控制变量 / 截距	Yes		Yes	
公司 / 年度 / 省份	控制		控制	
观测值个数	12 758		12 700	
Adj-R ² (F 值)	0. 530 2 (14. 040 6 ***)		0. 530 2 (10. 766 9 ***)	

注: ***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平上显著;所有 t 值均经过了异方差稳健标准误调整.

5.2 碳排放权交易对公司环境治理时间和空间

维度的影响

5.2.1 碳排放权交易对绿色创新的影响

创新、改造和升级是企业实施节能减排的技术基础^[41, 42], 绿色创新是企业节能减排的关键^[41, 43], 因此本研究从时间维度上、进一步分析碳排放权交易机制对绿色创新的影响. 参考王馨和王营^[44]、宋德勇等^[14], 本研究以“ $\ln(1 + \text{绿色发明专利与实用新型专利之和})$ ”度量绿色创新 $GREEN_INNO$. 如表 13 第(1)列所示, $TREAT \times POST$ 的系数显著为正, 表明碳排放权交易促进

了企业的绿色创新.

5.2.2 碳排放权交易对产业链环保合作的影响

从空间维度来看, 政策对组织行为的影响往往存在外溢效应(side-effects or spillover effects)^[45], 所以节能减排体现为上下游企业的共同联动. 本研究设置虚拟变量 $ENV_CONTRACT$ ——若企业与产业链上下游订立了有关环保合作条约, 则取值为 1, 否则为 0. 如表 13 的第(2)列所示, $TREAT \times POST$ 系数显著为正, 表明碳排放权交易有助于推进企业与产业链上下游其他企业在环保方面的合作.

表 13 碳排放权交易对绿色创新与产业链环保合作的影响

Table 13 The impacts of carbon emission trading on green innovation and environmental conservation cooperation in value chain

变量	(1)		(2)	
	被解释变量: $GREEN_INNO$		被解释变量: $ENV_CONTRACT$	
	系数	t 值	系数	z 值
$TREAT \times POST$	0. 117 0 **	2. 13	3. 131 3 ***	2. 75
控制变量 / 截距	Yes		Yes	
公司 / 年度 / 省份	控制		控制	
观测值个数	12 624		541	
Adj-R ² (F 值)/Pseudo-R ² (χ^2 值)	0. 678 8 (18. 595 3 ***)		0. 093 0 (38. 730 2 **)	

注: ***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平上显著;所有 t 值均经过了异方差稳健标准误调整. 所有 z 值经过 OIM 调整.

6 结束语

碳排放权交易实质是一种配额管理与市场交

易相结合的市场化管理手段, 旨在推进企业自愿实施节能减排. 本研究发现, 参与碳排放权交易试点的企业的节能减排成效显著提升. 进一步发现, CEO 的海外经历强化了碳排放权交易与企业节

能减排之间的正向关系。此外,碳排放权交易机制对企业节能减排的促进作用在污染行业和市场竞争程度较高的行业中更突出。最后,碳排放权交易机制显著地提升了企业的绿色创新、并强化了企业上下游产业链在环保方面的合作紧密度。

本研究的政策启示如下。第一,碳排放权交易作为配额管理与市场交易相结合的管理模式,对企业节能减排的影响依赖于配额分配的科学性。因此,监管机构和政府部门应重点关注地区碳排放权总量的核定、以及如何将配额科学地分配到各类企业等问题,从而调动企业自主减排的积极性。配额管理的核心在于控制目标的分解和责任主体的确定,因此在配额分配管理方法与方式上需要基于精细管理、摒弃以历史总量为监管起点的模式,逐步转变为以预期和效率为基础的管理模式。第二,政府部门应善于借助市场交易这一自发式的治理模式降低行政管制的执行成本,提升社会管理的效率。为此,政府部门需要统筹规划、系统思考、顶层设计,为碳市场的可持续发展提供

必要的制度保障。此外,在对碳排放实施监管核查时可以考虑引入市场交易数据,以便及时地预测企业碳排放行为,逐步形成一套较为科学、具有可操作性的核算方法。第三,在实践层面,碳排放权交易机制的运行需要积极引入具有国际化视野的人才,转变固有观念和发展模式,方能提升碳排放权交易的环境治理效果。最后,投资者应认识到碳排放权的价值,关注碳排放权交易市场对公司的影响,从而做出符合自身投资理念的决策。

本研究的局限性在于:第一,本研究基于环境信息披露构建了节能减排指标^[8, 9],该指标的度量在一定程度上受到企业信息披露质量的影响。因此,后续研究可以进一步基于更为客观的、企业层面的节能减排数据、重新检验碳排放权交易政策的影响。第二,本研究将各个试点地区的碳排放权交易政策视为同质性的政策,但实际上各地区的碳排放权交易政策及运行存在异质性。因此,后续研究可关注各地区碳排放权交易制度的异质性,并探索制度异质性对企业影响的差异。

参 考 文 献:

- [1] 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.
Wang Banban, Qi Shaozhou. The effect of market-oriented and command-and-control policy tools on emissions reduction innovation: An empirical analysis based on China's industrial patents data[J]. China Industrial Economics, 2016, (6): 91–108. (in Chinese)
- [2] 王 兵, 刘光天. 节能减排与中国绿色经济增长——基于全要素生产率的视角[J]. 中国工业经济, 2015, (5): 57–69.
Wang Bing, Liu Guangtian. Energy conservation and emission reduction and China's green economic growth: Based on a total factor productivity perspective[J]. China Industrial Economics, 2015, (5): 57–69. (in Chinese)
- [3] 张思思, 崔 琪, 马晓钰. 数字要素赋能下有偏技术进步的节能减排效应[J]. 中国人口·资源与环境, 2022, 32(7): 22–36.
Zhang Sisi, Cui Qi, Ma Xiaoyu. Energy saving and emission reduction effect of biased technological progress under digital factor empowerment[J]. China Population, Resources and Environment, 2022, 32(7): 22–36. (in Chinese)
- [4] Chai J, Zhang X, Zhang X, et al. Effects of scenario-based carbon pricing policies on China's dual climate change mitigation goals: Does policy design matter? [J]. Journal of Management Science and Engineering, 2023, 8(2): 167–175.
- [5] Li S, Jia N, Chen Z, et al. Multi-objective optimization of environmental tax for mitigating air pollution and greenhouse gas [J]. Journal of Management Science and Engineering, 2022, 7(3): 473–488.

- [6] Zhang J, Liu X, Zhang X, et al. Enhancing the green efficiency of fundamental sectors in China's industrial system: A spatial-temporal analysis[J]. *Journal of Management Science and Engineering*, 2021, 6(4): 393–412.
- [7] 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.
Shen Hongtao, Huang Nan, Liu Lang. A study of the micro-effect and mechanism of the carbon emission trading scheme [J]. *Journal of Xiamen University(Arts & Social Sciences)*, 2017, (1): 13–22. (in Chinese)
- [8] Clarkson P M, Li Y, Richardson G D, et al. Revisiting the relation between environmental performance and environmental disclosure: An empirical analysis[J]. *Accounting, Organizations and Society*, 2008, 33(4–5): 303–327.
- [9] 曾泉, 杜兴强, 常莹莹. 宗教社会规范强度影响企业的节能减排成效吗? [J]. *经济管理*, 2018, 40(10): 27–43.
Zeng Quan, Du Xingqiang, Chang Yingying. Does religious social norms intensity affect corporate energy conservation and emission reduction? [J]. *Business and Management Journal*, 2018, 40(10): 27–43. (in Chinese)
- [10] Li W, Chen X, Huang J, et al. Do environmental regulations affect firm's cash holdings? Evidence from a quasi-natural experiment[J]. *Energy Economics*, 2022, 112: 106151.
- [11] 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.
Liu Ye, Zhang Xunchang. Carbon emission trading system and enterprise R&D innovation: An empirical study based on the DDD model[J]. *Economic Science*, 2017, (3): 102–114. (in Chinese)
- [12] 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.
- [13] 胡珺, 黄楠, 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.
Hu Jun, Huang Nan, Shen Hongtao. Can market-incentive environmental regulation promote corporate innovation? A natural experiment based on China's carbon emissions trading mechanism[J]. *Journal of Financial Research*, 2020, (1): 171–189. (in Chinese)
- [14] 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, 31(1): 37–47.
Song Deyong, Zhu Wenbo, Wang Banban. Micro-empirical evidence based on China's carbon trading companies: Carbon emissions trading, quota allocation methods and corporate green innovation[J]. *China Population, Resources and Environment*, 2021, 31(1): 37–47. (in Chinese)
- [15] 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.
Hu Yufeng, Ding Youqiang. Can carbon emission permit trade mechanism bring both business benefits and green efficiency? [J]. *China Population, Resources and Environment*, 2020, 30(3): 56–64. (in Chinese)
- [16] 沈洪涛, 黄楠. 碳排放权交易机制能提高企业价值吗[J]. *财贸经济*, 2019, 40(1): 144–161.
Shen Hongtao, Huang Nan. Will the carbon emission trading scheme improve firm value[J]. *Finance & Trade Economics*, 2019, 40(1): 144–161. (in Chinese)
- [17] Wen F, Wu N, Gong X. China's carbon emissions trading and stock returns[J]. *Energy Economics*, 2020, 86: 104627.
- [18] 杜兴强. 儒家文化与会计审计行为研究[M]. 厦门: 厦门大学出版社, 2020.
Du Xingqiang. Confucian Culture and Accounting & Auditing Behavior[M]. Xiamen: Xiamen University Press, 2020. (in Chinese)

- [19] Giannetti M, Liao G, Yu X. The brain gain of corporate boards: Evidence from China[J]. *The Journal of Finance*, 2015, 70(4): 1629 – 1682.
- [20] 代昀昊, 孔东民. 高管海外经历是否能提升企业投资效率[J]. *世界经济*, 2017, 40(1): 168 – 192.
Dai Yunhao, Kong Dongmin. Can executives with overseas experience improve corporate investment efficiency? [J]. *The Journal of World Economy*, 2017, 40(1): 168 – 192. (in Chinese)
- [21] 杜兴强, 侯 菲. 审计师的海外经历与审计质量[J]. *管理科学*, 2019, 32(6): 133 – 148.
Du Xingqiang, Hou Fei. Individual auditors' foreign experience and audit quality[J]. *Journal of Management Science*, 2019, 32(6): 133 – 148. (in Chinese)
- [22] 廖文龙, 董新凯, 翁 鸣, 等. 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.
Liao Wenlong, Dong Xinkai, Weng Ming, et al. Economic effect of market-oriented environmental regulation: Carbon emission trading, green innovation and green economic growth[J]. *China Soft Science*, 2020, (6): 159 – 173. (in Chinese)
- [23] 贾智杰, 温师燕, 朱润清. 碳排放权交易与全要素碳效率——来自我国碳交易试点的证据[J]. *厦门大学学报(哲学社会科学版)*, 2022, 72(2): 21 – 34.
Jia Zhijie, Wen Shiyan, Zhu Runqing. Carbon emission trading and total factor carbon efficiency: Evidence from China's pilot carbon trading[J]. *Journal of Xiamen University(Arts & Social Sciences)*, 2022, 72(2): 21 – 34. (in Chinese)
- [24] 郭 蕾, 肖有智. 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*, 2022, 32(1): 42 – 53.
Guo Lei, Xiao Youzhi. Have carbon emissions trading pilots promoted OFDI? [J]. *China Population, Resources and Environment*, 2022, 32(1): 42 – 53. (in Chinese)
- [25] 耿文欣, 范 英. 碳交易政策是否促进了能源强度的下降? ——基于湖北试点碳市场的实证[J]. *中国人口·资源与环境*, 2021, 31(9): 104 – 113.
Geng Wenxin, Fan Ying. Does a carbon trading policy contribute to energy intensity reduction? Evidence from the Hubei carbon trading pilot[J]. *China Population, Resources and Environment*, 2021, 31(9): 104 – 113. (in Chinese)
- [26] 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.
Dong Zhiqing, Wang Hui. Validation of market-based environmental policies: Empirical evidence from the perspective of carbon emission trading policies[J]. *Statistical Research*, 2021, 38(10): 48 – 61. (in Chinese)
- [27] Zhang W, Li J, Li G, et al. Emission reduction effect and carbon market efficiency of carbon emissions trading policy in China[J]. *Energy*, 2020, 196: 117117.
- [28] Wang H, Ye S, Chen H, et al. The impact of carbon emission trading policy on overcapacity of companies: Evidence from China[J]. *Energy Economics*, 2023, 126: 106929.
- [29] Porter M E, Linde C. Toward a new conception of the environment-competitiveness relationship[J]. *Journal of Economic Perspectives*, 1995, 9(4): 97 – 118.
- [30] Hambrick D C, Mason P A. Upper echelons: The organization as a reflection of its top managers[J]. *Academy of Management Review*, 1984, 9(2): 193 – 206.
- [31] 杜兴强, 肖 亮, 林 峤. 生于干旱, 未雨绸缪: CEO 童年干旱经历能否提升公司水资源保护绩效? [J]. *管理科学学报*, 2023, 26(7): 106 – 132.
Du Xingqiang, Xiao Liang, Lin Qiao. Born in drought, and saving against a rainy day: Does CEOs' childhood drought ex-

- perience improve corporate water protection performance? [J]. *Journal of Management Sciences in China*, 2023, 26(7): 106 – 132. (in Chinese)
- [32] Du X, Weng J, Zeng Q, et al. Do lenders applaud corporate environmental performance? Evidence from Chinese private-owned firms[J]. *Journal of Business Ethics*, 2017, 143: 179 – 207.
- [33] Rahman N, Post C. Measurement issues in environmental corporate social responsibility (ECSR) : Toward a transparent, reliable, and construct valid instrument[J]. *Journal of Business Ethics*, 2012, 105(3): 307 – 319.
- [34] 张秀敏, 汪瑾, 薛宇, 等. 语义分析方法在企业环境信息披露研究中的应用[J]. *会计研究*, 2016, (1): 87 – 94.
Zhang Xumin, Wang Jin, Xue Yu, et al. The application of semantic analysis method in the corporate environmental information disclosure research[J]. *Accounting Research*, 2016, (1): 87 – 94. (in Chinese)
- [35] 王小鲁, 樊纲, 胡李鹏. 中国市场化指数: 各地区市场化相对进程 2018 年报告[M]. 北京: 社会科学文献出版社, 2018.
Wang Xiaolu, Fan Gang, Hu Lipeng. *Marketization Index of China's Provinces (2018)* [M]. Beijing: Social Science Press, 2018. (in Chinese)
- [36] Xu Y, Xuan Y, Zheng G. Internet searching and stock price crash risk: Evidence from a quasi-natural experiment[J]. *Journal of Financial Economics*, 2021, 141(1): 255 – 275.
- [37] Ren X, Li Y, Shahbaz M, et al. Climate risk and corporate environmental performance: Empirical evidence from China [J]. *Sustainable Production and Consumption*, 2022, 30: 467 – 477.
- [38] Xu P, Ye P, Jahanger A, et al. Can green credit policy reduce corporate carbon emission intensity: Evidence from China's listed firms[J]. *Corporate Social Responsibility and Environmental Management*, 2023, 30(5): 2623 – 2638.
- [39] 刘运国, 刘梦宁. 雾霾影响了重污染企业的盈余管理吗? ——基于政治成本假说的考察[J]. *会计研究*, 2015, (3): 26 – 33.
Liu Yunguo, Liu Mengning. Have smog affected earnings management of heavy-polluting enterprises? Based on the political-cost hypothesis[J]. *Accounting Research*, 2015, (3): 26 – 33. (in Chinese)
- [40] 吴昊旻, 杨兴全, 魏卉. 产品市场竞争与公司股票特质性风险——基于我国上市公司的经验证据[J]. *经济研究*, 2012, 47(6): 101 – 115.
Wu Haomin, Yang Xingquan, Wei Hui. Product market competition and firm's stock idiosyncratic risk: Based on the empirical evidence of Chinese listed companies[J]. *Economic Research Journal*, 2012, 47(6): 101 – 115. (in Chinese)
- [41] 张宁. 碳全要素生产率、低碳技术创新和节能减排效率追赶——来自中国火力发电企业的证据[J]. *经济研究*, 2022, 57(2): 158 – 174.
Zhang Ning. Carbon total factor productivity, low carbon technology innovation and energy efficiency catch-up: Evidence from Chinese thermal power enterprises[J]. *Economic Research Journal*, 2022, 57(2): 158 – 174. (in Chinese)
- [42] Liu W, Wang Z. The effects of climate policy on corporate technological upgrading in energy intensive industries: Evidence from China[J]. *Journal of Cleaner Production*, 2017, 142: 3748 – 3758.
- [43] 谢里, 陈宇. 节能技术创新有助于降低能源消费吗? “杰文斯悖论的再检验” [J]. *管理科学学报*, 2021, 24(12): 77 – 91.
Xie Li, Chen Yu. Can energy-saving innovation help reduce energy consumption? Re-examination of the Jevons' Paradox [J]. *Journal of Management Sciences in China*, 2021, 24(12): 77 – 91. (in Chinese)
- [44] 王馨, 王营. 绿色信贷政策增进绿色创新研究[J]. *管理世界*, 2021, 37(6): 173 – 188.
Wang Xin, Wang Ying. Research on the green innovation promoted by green credit policies[J]. *Journal of Management*

- World, 2021, 37(6) : 173 – 188. (in Chinese)
- [45] Vedung E. Public Policy and Program Evaluation [M]. New York: Routledge, 2017.

Does carbon emission trading promote corporate energy conservation and emission reduction? Evidence from a quasi-natural experiment based on the pilot policy of carbon emission trading

DU Xing-qiang¹, ZHANG Xin-shu², XIE Yu-hui², ZENG Quan^{1*}, ZHANG Yong-kui²

1. Center for Accounting Studies, Xiamen University, Xiamen 361005, China;

2. Accounting Department, Xiamen University, Xiamen 361005, China

Abstract: This study constructs a quasi-natural experiment based on carbon emission trading system (CETS) pilot zones, and then explores the effect of CETS on corporate energy conservation and emission reduction (ECER). Using a staggered difference-in-difference model and data on the ECER of Chinese listed firms from 2010 to 2017, our findings reveal that firms participating in the CETS trials exhibit better ECER performance than their counterparts, suggesting that CETS promotes corporate ECER performance. In addition, CEOs' overseas experience reinforces the positive effect of CETS on ECER performance. Moreover, the positive impact of CETS on ECER performance is more pronounced for firms in polluting industries and highly competitive industries, CETS is significantly positively associated with both green innovation and environmental cooperation in the value chain, and CETS can significantly mitigate carbon emissions at the firm level. Our findings provide important references to understand the governance role of CETS.

Key words: carbon emission trading; corporate energy conservation and emission reduction; CEOs' overseas experience; quasi-natural experiment; the staggered difference-in-difference model