

碳排放规制与制造业企业新质生产力研究： 基于碳排放权交易机制的准自然实验

叶云岭, 张其仔

(中国社会科学院工业经济研究所, 北京 100006)

摘要: 新质生产力以全要素生产率大幅提升为核心标志, 本质是绿色生产力, 在此背景下揭示碳排放规制与全要素生产率的关系具有重要意义。将碳排放权交易试点政策作为一项准自然实验, 以制造业企业全要素生产率表征新质生产力, 基于 2009—2022 年中国 A 股上市制造业企业面板数据, 考察碳排放权交易对制造业企业全要素生产率的影响效果及渠道。研究发现: 碳排放权交易显著提升了制造业企业全要素生产率; 影响渠道分析表明, 碳排放权交易通过激励企业绿色技术创新、强化企业 ESG (环境、社会和公司治理) 实践进而提升制造业企业全要素生产率; 异质性分析表明, 对于高利润企业、高税负企业而言, 碳排放权交易对制造业企业全要素生产率的带动作用更为明显。进一步讨论表明, 各国碳交易机制实施路径、碳配额分配方式、碳市场调节机制有所异同。以上结论为完善碳排放交易机制与培育制造业领域新质生产力提供理论基础与实践依据。

关键词: 碳排放交易; 制造业企业; 全要素生产率; 绿色技术创新; ESG 实践

中图分类号: F124; X196

文献标识码: A

文章编号: 1005-0566(2024)11-0100-13

Research on carbon emission regulation and new quality productive forces of manufacturing enterprises: A quasi-natural experiment based on the carbon emission trading mechanism

YE Yunling, ZHANG Qizi

(Institute of Industrial Economics, Chinese Academy of Social Sciences, Beijing 100006, China)

Abstract: The core symbol of new quality productive forces is the significant improvement of total factor productivity (TFP), which is essentially green productivity. It is crucial to understand the relationship between carbon emission regulations and TFP. This paper adopts the carbon emission trading pilot policy as a quasi-natural experiment, using TFP of manufacturing enterprises to characterize new quality productive forces. Utilizing panel data from Chinese A-share listed manufacturing companies from 2009 to 2022, this study examines the impact of carbon emission trading on TFP and explores the channels through which the effects occur. It finds that carbon emission trading significantly enhances the TFP of manufacturing enterprises. Channel analysis indicates that carbon emission trading boosts TFP by

收稿日期: 2024-06-05 修回日期: 2024-10-08

基金项目: 国家社会科学基金青年项目“技术转移对企业新质生产力的驱动效应、机制分析与政策优化研究”(24CJY013); 中国社会科学院智库基础研究项目“深入实施区域协调发展战略”(ZKJC240715); 中国社会科学院创新工程项目“主体功能区引导下的我国重大生产力布局研究”(2024GJS02); 中国社会科学院学科建设“登峰战略”资助计划(DF2023ZD24)。

作者简介: 叶云岭(1990—), 男, 安徽铜陵人, 中国社会科学院工业经济研究所助理研究员, 经济学博士, 研究方向为区域经济。通信作者: 张其仔。

incentivizing green technological innovation and strengthening ESG (Environmental, Social and Governance) practices within enterprises. Heterogeneity analysis reveals that for high-profit and high-tax enterprises, the effect of carbon emission trading on TFP is more pronounced. Further discussion indicates that there are similarities and differences in the implementation paths of carbon trading mechanisms, carbon quota allocation methods, and carbon market regulation mechanisms among countries. These conclusions provide theoretical foundations and practical references for improving the carbon emission trading mechanism and fostering new quality productive forces in the manufacturing sector.

Key words: carbon emission trading; manufacturing enterprises; total factor productivity; green technology innovation; ESG practices

习近平总书记强调,新质生产力是创新起主导作用,摆脱传统经济增长方式、生产力发展路径,具有高科技、高效能、高质量特征,符合新发展理念的先进生产力质态^[1]。新质生产力由技术革命性突破、生产要素创新性配置、产业深度转型升级而催生,通过质的变革来引致相互适应的生产关系与生产力螺旋式上升,进而极大促进生产力发展,结果表现为全要素生产率大幅提升^[2]。全要素生产率涵盖科技进步、资源配置效率、人力资本水平。可以说,全要素生产率大幅提升不仅是新质生产力发展的必然结果,也是衡量新质生产力发展水平的关键指标^[3]。制造业是实体经济的基础,也是培育新质生产力的重点领域。因此,制造业企业全要素生产率是发展新质生产力的显著表征和重要议题。

与此同时,制造业是中国碳排放最为突出的产业部门,也是碳减排的主战场。党的二十届三中全会提出要健全碳市场交易制度。碳交易作为典型的市场型环境规制,对于推动制造业绿色低碳发展发挥重要作用。这是由于市场型环境规制相比控制型环境规制而言,可以更加有效运用市场调节手段,并有利于通过创新途径实现制造业企业污染降低和效率提升的双赢局面^[4]。全球首个碳交易市场欧盟碳排放交易体系于2005年正式启动,建设初期由于碳配额分配机制、碳定价机制不完善,导致碳交易市场不活跃、企业负担加重、产业竞争力下降等问题,随着完善碳配额分配机制,引入市场稳定储备机制,并逐步扩大覆盖行业范围,实现了多种政策工具减碳效果的协同,为中国碳市场建设提供经验借鉴。基于此,建设具有中国特色、符合中国实际的碳排放交易机制,从而有效降低制造业碳排放量是一个亟待解决的

问题。

综上所述,面对发展新质生产力这一重大命题,本文尝试剖析碳排放交易如何影响制造业企业新质生产力,并进一步从企业绿色技术创新、企业环境、社会和公司治理(environmental, social and governance, ESG)实践视角揭示了碳排放交易对制造业企业全要素生产率的作用渠道,进而为完善碳排放权交易机制与培育制造业企业新质生产力提出对策建议。本文可能的边际贡献有:①从研究视角看,以企业全要素生产率这一新质生产力的核心标志为视角,探究碳排放交易与制造业企业新质生产力之间的关系,进一步回应市场型环境规制能否实现环境保护与经济增长的双赢;②从研究对象看,以上市制造业企业为样本,更为精细地揭示碳排放权交易对于新质生产力的微观经济效应,并对碳排放交易机制进行国际比较,是对已有文献的有效补充;③从实证策略看,从广受关注的企业绿色技术创新和企业 ESG 实践两个方面揭示了碳排放交易对制造业企业新质生产力的影响渠道,深化对于碳排放交易与新质生产力之间关系的理论认识。

一、政策背景与文献回顾

(一)政策背景

随着全球气候治理机制的不断完善,各国纷纷运用各种经济手段为碳减排目标贡献力量。中国碳排放权交易政策的实施背景是全球气候变化应对的现实需求和国内绿色发展的内在动力。碳排放权交易机制通过经济激励和市场调节,推动低碳技术创新和经济社会绿色转型,为实现“双碳”目标奠定坚实基础。

2011年10月,国家发展改革委发布《关于开展碳排放权交易试点工作的通知》,批准在北京、

天津、上海、重庆、湖北、广东和深圳等地开展碳排放权交易试点。2013 年起,7 个试点碳市场陆续启动。2016 年 8 月,中共中央办公厅、国务院办公厅印发《国家生态文明试验区(福建)实施方案》,明确支持福建省深化碳排放权交易市场试点,于同年 12 月正式启动运行。2017 年 12 月,国家发展改革委印发《全国碳排放权交易市场建设方案(发电行业)》,标志着全国统一碳市场建设正式启动;2021 年 7 月,全国碳市场正式上线交易。中国碳市场与欧盟碳排放交易市场的机制体系较为相似,对碳排放实施总量控制,然后确定纳入碳市场的控排企业名录,纳入控排名录的企业可以在碳市场进行配额交易^[5]。

中国碳排放权交易机制试点工作成效显著。截至 2023 年年底,中国碳市场碳排放配额累计成交量 4.42 亿 t,累计成交额 249.19 亿元^①。参与碳市场交易的主体不断增多,以重庆市为例,截至 2024 年 5 月底,碳市场交易主体达 1126 户,累计成交碳排放指标 5 102 万 t^②。2023 年 9 月,中共中央办公厅、国务院办公厅印发《关于推动能耗双控逐步转向碳排放双控的意见》,明确“十四五”时期要优化完善能耗调控及碳排放强度管控政策和约束性指标,“十五五”时期要在全中国范围内实施碳排放双控制度。2024 年 2 月,国务院发布《碳排放权交易管理暂行条例》,旨在进一步规范碳排放权交易及相关活动,加强对温室气体排放的控制,积极稳妥推进碳达峰碳中和。以上意味着碳排放交易将在碳排放规制进程中发挥更加重要的作用。

(二)文献回顾

1. 碳排放权交易

环境规制分为命令型环境规制与市场型环境规制^[6]。国内外经验表明,碳排放权交易作为一种市场化的环境政策工具,无论是对于区域还是对于企业而言,都在减排方面发挥了重要作用^[7]。碳排放权交易政策作为实现“双碳”国家自主贡献目标的重要核心政策工具,有助于为企业碳减排

提供经济激励,并带动制造业企业绿色技术创新和工艺改进^[8]。相关研究表明中国碳排放权交易机制实现了较好的节能减排效果^[9]。

从中国碳排放权交易相关理论研究与实践经验来看,处理组对象如何确定的差异可能是导致结论莫衷一是的原因。关于碳排放交易处理组对象,学术界主要有以下几种做法:一是将碳排放交易试点地区作为研究对象加以进行外生冲击实证检验^[10];二是将特定行业作为研究对象,如马茜等^[11]将高污染行业作为研究对象,采用三重差分法评估碳排放交易机制对污染性企业碳绩效的影响;三是手工整理纳入控排名录的上市企业,将其作为研究对象^[5,7]。

2. 制造业企业全要素生产率

新古典经济增长理论将技术革新与进步视作提升企业全要素生产率的关键。全要素生产率指的是在不增加劳动和资本投入情况下,通过技术进步、管理优化来实现在既定投入下产出增长。中国经济逐步进入从二元经济发展阶段向新古典增长阶段的转变时期,今后的必然出路是把经济增长方式转为主要依靠技术进步的全要素生产率上^[12]。同时,高质量发展也要求中国经济应逐步从要素投入型向全要素生产率推动型的增长模式转型。制造业企业全要素生产率是衡量制造业效率的重要指标,反映了制造业投入要素利用效率和技术进步水平。已有文献探究了数字化转型、融资能力、创新能力、产业结构升级、资源要素配置等诸多因素对制造业企业全要素生产率的影响效果^[13-14]。近年来,随着“双碳”目标的提出,相关研究更加关注碳排放规制、碳减排对制造业企业全要素生产率的作用^[15]。

3. 碳排放权交易与制造业企业全要素生产率

学术界关于碳排放权交易与制造业企业全要素生产率的关系主要集中于两种观点。一种观点认为过于严格的环境规制可能增加企业的合规成本,碳排放权交易所带来的环境成本可能给企业

① 生态环境部《全国碳市场发展报告(2024)》。

② 重庆市人民政府网站 http://wap.cq.gov.cn/ywdt/jrcq/202406/t20240619_13304883.html。

带来额外负担,挤压研发投入等其他成本开支,甚至导致一些高排放企业在短期内只能采取减少产量来避免承担环境成本^[16]。另一种观点认为适度的环境规制可以激励企业进行绿色技术创新进而提升,尤其是碳排放交易机制作为一种市场型环境规制手段,能够更好地带来生产率的提高。已有研究验证了波特假说,相关结论表明碳排放权交易试点政策会激励制造业企业增加研发投入来开发更高效的生产工艺和环保技术,进而降低污染治理成本和提高资源利用效率,通过发挥这种研发创新的补偿效应来抵消环境规制带来的额外成本,从而提高企业生产率和经济绩效^[17-18]。

综观已有文献,仍存在以下改进空间:首先,实现“双碳”目标、培育新质生产力是当前重大现实问题,而鲜有研究实证检验碳排放规制与新质生产力二者之间的关系;其次,已有研究较少涉及企业绿色技术创新、企业 ESG 实践的影响渠道作用,而绿色技术创新是企业可持续发展的重要手段,ESG 实践在企业整体绩效和长期价值中扮演着愈发重要的角色;最后,关于碳排放权交易机制处理组如何确定尚未达成一致。综观已有的 3 种处理组对象做法:由于试点地区并非所有企业都是碳排放交易履约主体,非制造业企业一般而言碳排放较低,将整个地区都作为研究对象难免产生偏误,且目前达到排放标准的制造业企业已基本全部纳入区域碳市场^[5];以控排企业作为处理对象虽相对合理,然而控排企业数量处于动态变化之中,如重庆市控排企业从开始的 242 家一度减少至 100 多家又扩容至现在的 334 家^③,若将 242 家控排企业作为重庆市的相关研究样本,难免放大或低估碳市场的经济效应。有鉴于此,本文深入剖析碳排放交易对制造业企业全要素生产率的影响效果,揭示企业绿色技术创新、企业 ESG 实践的潜在作用渠道,选择与碳排放最为相关的制造业企业作为研究对象,将碳排放交易政策试点省市的上市制造业企业作为处理组加以研究,为实

现“双碳”目标与培育制造业领域新质生产力提供理论支撑和决策参考。

二、理论框架与研究假设

(一)碳排放权交易对制造业企业全要素生产率的影响

碳排放权交易作为一种市场激励型环境规制,既具有约束性也具有激励性。约束性表现为碳排放权交易作为一种环境规制工具,通过设定企业碳排放限额,倒逼制造业企业减少碳排放和提高资源利用效率。激励性表现为这一机制通过引入市场竞争,使碳排放具有价格信号,从而激励企业降低碳排放。企业通过控制碳排放,不仅可以减少购买碳排放权的开支,还可以将剩余的碳排放配额出售给其他需要配额的企业从而获得经济收益。

首先,碳排放权交易促使制造业企业优化生产工艺和设备。企业为减少购买碳排放权配额的支出,将引入高效能设备和优化生产工艺,提高能源资源利用效率和降低碳排放量,从而提升全要素生产率。如高效能工业机器人能够胜任更多生产场景,具有更高的重复精度和稳定性,降低产品缺陷率和生产过程中的碳足迹,进而有助于全要素生产率提升。

其次,碳排放权交易激励制造业企业改善管理方式。参与碳排放权交易的企业有必要建立碳排放监控和管理系统,这将帮助企业精准识别生产过程中的高耗能高排放环节,同时倒逼企业员工提升节能减排意识和积极参与碳管理,有利于提升企业内部管理精细化程度,进而提高企业全要素生产率。

最后,碳排放权交易推动制造业企业采用清洁能源。企业为节约购买碳排放配额支出,将逐渐采用清洁能源替代传统化石能源。随着清洁能源技术愈发成熟,规模经济效益逐渐体现,清洁能源单位成本不断降低,并且减轻对化石能源的依赖还可以避免能源价格波动风险,为企业提升全要素生产率奠定坚实基础。

③ 重庆市人民政府网站 http://wap.cq.gov.cn/ywdt/jrcq/202406/t20240619_13304883.html。

基于以上分析,提出研究假设 1:碳排放权交易机制的实施有助于提升制造业企业全要素生产率。

(二)碳排放权交易、绿色技术创新与制造业企业全要素生产率

根据波特假说,适度的环境规制不仅不会对企业造成长期的经济负担,反而可以促进企业加大对绿色技术的研发投入。企业面对生产要素成本上升压力时,会积极寻求技术创新和工艺改进以对这些高成本要素进行替代。碳排放权交易政策实施将倒逼企业特别是制造业企业通过技术创新减少碳排放,从而降低生产成本和提升生产效率。这些企业为了在市场竞争中保持优势,将不断投资于绿色技术研发和应用,进而带动全行业生产效率提升。

首先,碳排放权交易促进企业推广工业节能技术。工业节能技术通过提高生产过程中的能源效率,减少能源消耗,降低二氧化碳等温室气体的排放,使企业在市场竞争中具有更大的优势。如企业应用余热回收技术将工业炉窑高温废气的热能加以利用,降低企业燃料使用量,提高企业能源利用效率。

其次,碳排放权交易倒逼企业数字化转型。企业面对碳排放权交易政策的实施,倾向于利用数据采集分析和自动化控制技术,对企业能源使用和碳排放进行实时监控和优化管理,将数字技术与传统生产工艺相结合,推动跨领域绿色技术集成创新。

最后,碳排放权交易推动碳捕集和碳封存技术应用。在碳排放权交易机制的激励下,企业将创新应用化学吸收、物理吸附、膜分离等碳捕集技术以及地质封存、海洋封存和矿物碳化等碳封存技术来直接减少碳排放。这些技术可能在应用初期投资较高,但随着技术不断成熟和普及,其边际减排成本将逐渐降低并达到成本效益的最优状态。此外,碳排放权交易还会催生智能电网、能源互联网、新型储能等绿色技术创新,为制造业企业发展新质生产力和提高全要素生产率提供技术支撑。

基于以上分析,提出研究假设 2:碳排放权交易可以通过促进绿色技术创新带动制造业企业全要素生产率提高。

(三)碳排放权交易、企业 ESG 实践与制造业企业全要素生产率

碳排放权交易作为一种市场化的环境政策工具,通过设定碳排放限额并允许企业之间对碳排放权进行交易,促使企业在经济激励和市场约束的双重作用下,主动优化生产和管理过程。这将推动企业更加注重 ESG 实践进而提高 ESG 表现。

首先,碳排放权交易促使制造业企业提高环保绩效。碳排放交易机制在缓解碳排放负外部性的同时,也会通过外部压力激励企业加快低碳转型和提高环保绩效。被纳入碳排放权交易试点的制造业企业将面临持续的减排压力,不仅降低末端碳排放,还会主动采取前端预防措施,推动企业环境表现提升。当客户企业被纳入碳排放权交易试点后,可能倒逼供应商企业降低产品碳排放和隐含碳排放,共同提高环保绩效。企业环保绩效提高伴随着能源资源利用效率提升和可持续发展能力增强,进而推动全要素生产率提高。

其次,碳排放权交易推动制造业企业履行社会责任。碳排放权交易机制催生企业对低碳技术专家、碳管理师等职业劳动力的新需求,在引进绿色低碳技术和生产设备时需要配备相应人才,进而加大员工技能培训力度,完善员工薪酬制度,提升企业市场形象和品牌价值,进而有利于企业保持市场竞争力和提升全要素生产率。

最后,碳排放权交易促进制造业企业强化治理能力。随着碳排放权交易机制的实施和推广,政府将对上市企业财务信息和非财务信息披露的准确性和透明度提出更高要求,加大对企业虚假信息披露的惩处力度。这将促使企业强化审计和内部控制,加快权责配置调整和治理结构优化,提升企业治理水平。碳排放报告的披露公开也会促使企业提升信息透明度,允许利益相关者和公众获悉企业信息和参与监督过程,进而增强企业的

公信力和外部投资者的信任度,这有助于企业吸引更多投资和缓解融资约束。

以上几个方面均有利于增强企业应对内外部环境变化的能力,进而促进全要素生产率提升^[19]。基于此,提出研究假设3:碳排放权交易可以通过强化企业 ESG 实践带动制造业企业全要素生产率提高。

三、研究设计

(一)样本选择与数据来源

1. 样本选择

选取 2009—2022 年中国 A 股上市制造业企业为初始研究样本。参照已有研究^[7,20],将深圳市并入广东省进行考察,即选择北京市、上海市、湖北省、天津市、广东省、重庆市、福建省 7 个试点区域,以考察碳排放权交易政策对制造业企业全要素生产率的影响及作用机制。为保证样本数据的完整性、可得性以及实证检验的可信度,参考已有研究对样本进行如下处理^[21]:①剔除当年交易状态为 ST 的样本;②剔除已退市企业的样本,由于样本区间限制,本文只涉及 2009—2022 年间持续存续且为 A 股上市状态的制造业企业;③剔除连续变量存在缺失值的样本;④连续变量 1% 缩尾(winsorize)处理,以规避极端异常值的影响;⑤连续变量标准化处理,解决量纲不统一问题。经过上述处理,最终获得 24 008 个企业—年份样本。

2. 数据来源

制造业企业全要素生产率的数据根据企业财务信息手工整理后测算得到,研究所涉及的各项数据来源于国泰安(CSMAR)数据库、万得(Wind)数据库。企业 ESG 实践评分来源于华证数据库。企业绿色技术创新测算所需绿色专利授权数量来源于中国研究数据服务平台(CNRDS)。

(二)模型构建

借鉴已有研究^[5,22],采用双重差分模型检验碳排放权交易对制造业企业全要素生产率的影响,建立如下模型:

$$TFP_{it} = \beta_0 + \beta_1 DID_{it} + \beta_2 X_{it} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式(1)中, i 表示制造业企业; t 表示时间; DID_{it}

为 $Treat_{it}$ (政策虚拟变量)与 $Post_{it}$ (碳排放交易试点时间虚拟变量)的乘积项, $Treat_{it}$ 用以区分处理组和控制组,若碳排放权交易政策试点地区制造业企业取值 1,否则取值 0,若 $t \geq 2013$,则 $Post_{it}$ 取值 1,否则取值 0; X_{it} 为控制变量组成的向量集; μ_i 和 γ_t 分别表示企业个体固定效应与时间固定效应,以分别控制企业的固有特征和宏观经济环境的时间变化; ε_{it} 为随机扰动项。系数 β_1 表示在碳排放权交易试点城市的制造业企业相对未在碳排放权交易试点城市的制造业企业的差异,反映碳排放权交易政策实施对于制造业企业全要素生产率的影响效果。

(三)变量设定

1. 被解释变量

被解释变量为制造业企业全要素生产率。测算企业全要素生产率时,LP 方法能够更好解决样本损失问题。参考任胜钢等^[6]的研究,选用 LP 方法测算制造业企业全要素生产率。同时,辅以 OLS 和 GMM 方法进行稳健性检验。

2. 核心解释变量

核心解释变量为碳排放权交易机制。碳排放权交易政策试点在不同地区逐步实施,为研究碳排放交易对制造业企业全要素生产率的影响提供了准自然实验条件,因此可将这种试点政策变化作为一种外生冲击。将试点省市的上市制造业企业设置为处理组,其他非试点地区的上市制造业企业设置为控制组。

3. 影响渠道变量

影响渠道变量为制造业企业绿色技术创新和企业 ESG 实践。选用制造业企业绿色专利授权数量衡量绿色技术创新水平^[23]。华证 ESG 评分受市场广泛认可,因此选取华证对上市制造业企业的 ESG 综合评分来表征企业 ESG 实践水平^[24]。

4. 控制变量

为避免遗漏变量对回归结果造成影响,参考已有研究^[24],选取以下控制变量:企业规模($Size$),采用企业总资产来表征;资本负债率(Lev),采用总负债占总资产的比重来衡量;流动比率(Tan),选用流动资产占总资产的比重来表征;无形资产比率

(*Iar*),选取无形资产占总资产的比重表征无形资产比率来衡量;董事会规模(*Boa*),选取董事会人数来表征;股权集中度(*Top*),采用前 10 大股东持股比例来衡量。

四、实证结果分析

(一)基准回归结果

碳排放权交易机制对制造业企业全要素生产率的基准回归结果如表 1 所示。列(1)中,模型中没有加入控制变量以简单比较碳市场实施前后碳排放交易试点地区制造业企业全要素生

产率的变化。碳排放权交易机制对制造业企业全要素生产率的影响系数显著为正。列(7)中,加入全部控制变量后,碳排放权交易机制对制造业企业全要素生产率的影响系数仍显著为正。由此可见,碳排放权交易机制实施能够有效促进制造业企业全要素生产率提升。究其原因,碳排放权交易试点政策为制造业企业提供了碳排放权交易的平台和渠道,激励企业优化生产工艺和设备并改善管理方式,进而有助于全要素生产率提升。综上,研究假设 1 成立。

表 1 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	<i>TFP</i>	<i>TFP</i>	<i>TFP</i>	<i>TFP</i>	<i>TFP</i>	<i>TFP</i>	<i>TFP</i>
<i>DID</i>	0.088 *** (0.032)	0.072 *** (0.022)	0.071 *** (0.022)	0.062 *** (0.021)	0.061 *** (0.021)	0.061 *** (0.021)	0.061 *** (0.021)
<i>Size</i>	—	0.591 *** (0.015)	0.589 *** (0.016)	0.608 *** (0.015)	0.609 *** (0.015)	0.608 *** (0.015)	0.607 *** (0.015)
<i>Lev</i>	—	—	0.052 (0.056)	0.121 ** (0.054)	0.121 ** (0.054)	0.125 ** (0.054)	0.125 ** (0.054)
<i>Tan</i>	—	—	—	1.130 *** (0.059)	1.156 *** (0.060)	1.155 *** (0.060)	1.155 *** (0.060)
<i>Iar</i>	—	—	—	—	0.273 (0.193)	0.273 (0.193)	0.272 (0.193)
<i>Boa</i>	—	—	—	—	—	0.004 (0.005)	0.003 (0.005)
<i>Top</i>	—	—	—	—	—	—	-0.032 (0.048)
企业固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	24 008	24 008	24 008	24 008	24 008	24 008	24 008
调整后的 <i>R</i> ²	0.833	0.896	0.896	0.906	0.907	0.907	0.907

注:***、** 分别表示在 $p < 0.01$ 、 $p < 0.05$ 时有统计学意义;括号内为标准误。

(二)稳健性检验

1. 平行趋势检验

双重差分法的潜在假定为政策实施前处理组与控制组需具有平行变化趋势,否则得到的结论可能是有偏的^[5]。参考已有研究^[25],采用事件分析法构建各时段虚拟变量估计回归系数,并以碳排放权交易试点政策实施前一年作为基准期,绘制平行趋势动态效应图。根据图 1 可知,被解释变量制造业企业全要素生产率的虚拟变量系数在政策发生前的时段与 0 没有显著差异,表明其符合平行趋势假设。

2. PSM-DID 检验

考虑到碳排放权交易政策并非完全外生,可

能存在样本自选择问题,因此采用 PSM-DID 法对基准回归模型进行相应的稳健性检验。首先利用

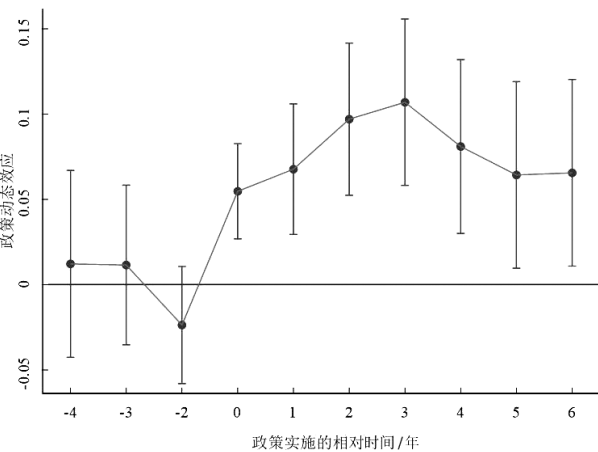


图 1 平行趋势检验

倾向得分匹配法对样本进行匹配,即对样本进行逻辑回归得到倾向得分值。匹配之后的处理组和控制组的偏差显著缩小,这表明匹配效果较好,即通过平衡性检验。匹配之后控制组与处理组之间不存在系统性的差异,表明估计结果是合理有效的。

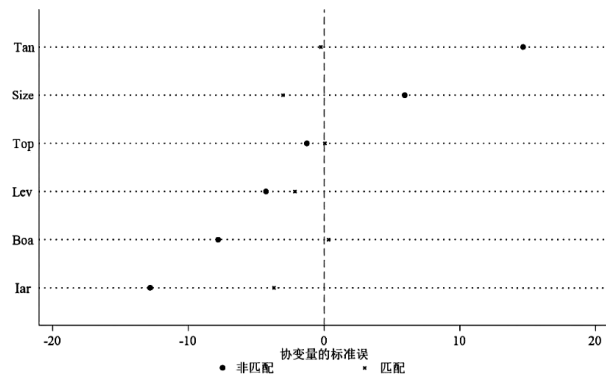


图2 PSM平衡性检验

分别采用最邻近匹配法、半径匹配法和核匹配法对样本进行匹配,从而提高处理组和控制组的可比性。由表2可知,碳排放权交易政策的实施对制造业企业全要素生产率影响均显著为正,回归系数大小也与基准回归大体相似。这表明在排除样本自选择干扰后,基准回归结果仍具有稳健性。

表2 PSM-DID 检验结果

变量	(1)	(2)	(3)
	最邻近匹配	半径匹配	核匹配
<i>DID</i>	0.062 *** (0.020)	0.062 *** (0.021)	0.063 *** (0.021)
<i>Size</i>	0.607 *** (0.015)	0.607 *** (0.015)	0.607 *** (0.015)
<i>Lev</i>	0.118 ** (0.055)	0.124 ** (0.054)	0.122 ** (0.054)
<i>Tan</i>	1.143 *** (0.061)	1.155 *** (0.060)	1.157 *** (0.060)
<i>Iar</i>	0.221 (0.199)	0.265 (0.194)	0.253 (0.194)
<i>Boa</i>	0.004 (0.005)	0.003 (0.005)	0.003 (0.005)
<i>Top</i>	-0.032 (0.048)	-0.032 (0.048)	-0.032 (0.048)
企业固定效应	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制
观测值	22 692	24 006	24 000
调整后的 R^2	0.907	0.906	0.906

注:***、** 分别表示在 $p < 0.01$ 、 $p < 0.05$ 时有统计学意义;括号内为标准误。

3. 安慰剂检验

为排除非观测因素干扰可能对基准回归结果

的影响,采用置换检验方法进行安慰剂检验,随机生成处理组和控制组并重复基准回归步骤,如果估计系数显著异于0,则表明基准回归中存在不可忽略的非观测因素。置换检验以不重复随机抽样的方式估计出伪估计系数,该过程重复500次,绘制出这500个伪回归系数的分布情况,可以发现,其分布在0左右且近似于正态分布,表明基准回归结果并不是随机可得(见图3)。

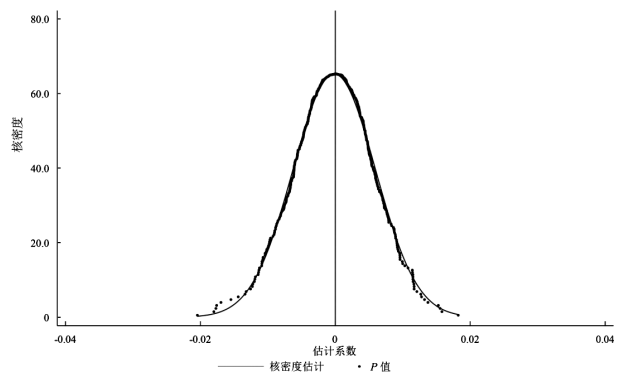


图3 安慰剂检验

4. 内生性检验

(1)工具变量法。选用空气流通系数作为是否纳入碳排放交易政策试点的工具变量^[26-27]。一个地区空气流通系数大小与其是否纳入碳排放交易试点存在相关性。这是由于风力较大的地区空气中污染物会被迅速扩散和稀释,而且较大风力产生的湍流效应会使空气中的悬浮颗粒物难以沉降到地面而造成空气污染。同时,空气流通系数是客观自然因素,与制造业企业培育新质生产力和提高全要素生产率并无直接关系。工具变量法检验结果如表3列(1)和列(2)所示,检验结果表明不存在弱工具变量问题,碳排放交易试点政策对制造业企业全要素生产率具有显著促进作用。

(2)滞后控制变量。考虑到工具变量方法的不唯一性,为进一步缓解由政策试点样本可能非完全随机而导致的内生性问题,将所有控制变量滞后一期以缓解潜在内生性问题^[20],结果如表3列(3)所示。回归结果通过1%水平下的显著性检验。这表明研究结论是稳健可信的。

表 3 内生性检验结果

变量	(1)	(2)	(3)
	工具变量 第一阶段	工具变量 第二阶段	滞后控制变量
<i>IV</i>	0.041 *** (0.007)	—	—
<i>DID</i>	—	0.951 *** (0.256)	0.060 * (0.033)
控制变量	控制	控制	控制
企业固定效应	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制
观测值	23 994		21 205
<i>F</i> 统计量	35.65		—
调整后的 <i>R</i> ²	—		0.849

注：***、* 分别表示在 $p < 0.01$ 与 $p < 0.1$ 时有统计学意义,括号内为标准误。

5. 其他稳健性检验

(1)政策冲击提前。为排除碳排放权交易政策出台后其他因素干扰,借鉴已有研究^[28],将政策实施年份设定为 2011 年,并将研究样本缩短至 2013 年政策真正实施前。表 4 列(1)表明,若将政策实施年份提前,该政策对制造业企业全要素生产率的影响不显著,基准回归结果具有较强的稳健性。

(2)排除其他政策干扰。为避免在样本期间其他政策对估计结果的潜在影响,造成基准回归结果的估计偏差,借鉴已有研究^[29],在基准回归模型中加入 2013 年开始实施的《大气污染防治行动计划》这一政策虚拟变量,从而控制这一政策冲击影响以确保基准回归因果关系验证的严谨性。表 4 列(2)表明,排除大气污染防治政策干扰后,回归

结果仍在 1% 的水平上显著,表明基准回归结果仍具有稳健性。

(3)替换被解释变量。通过对不同被解释变量进行替换检验,若结果不受特定测度方法影响,则表明基准回归结果具有稳健性。参考已有研究^[30],分别采用 OLS 方法计算的全要素生产率(*TFP_OLS*)和 GMM 方法计算的全要素生产率(*TFP_GMM*)替换基于 LP 方法计算的制造业企业全要素生产率重新进行估计。表 4 列(3)和列(4)结果表明基准回归结果具有稳健性。此外,选用劳动生产率替代全要素生产率进行稳健性检验。由于劳动生产率是衡量企业质量效益的重要指标,也是新质生产力的表征之一,且劳动生产率与全要素生产率具有长期稳定正向关系,参考已有研究^[31],选用基于企业增加值的劳动生产率(*Lab*)替换原被解释变量进行稳健性检验。具体而言,用企业增加值除以期间平均职工人数表示劳动生产率,其中,期间平均职工人数为期初职工人数和期末职工人数的平均数。列(5)表明,碳排放权交易政策对企业劳动生产率具有显著的驱动作用。

(4)缩短时间窗口。考虑到政策实施前后的时效性问题,而缩短时间窗口可以减少长时间因素的干扰,因此将研究样本的时间窗口设置为 2009—2018 年再次进行检验。列(6)表明影响系数仍然在 1% 水平上显著,基准回归结果具有稳健性。

表 4 其他稳健性检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	政策冲击提前	排除其他 政策干扰	<i>TFP_OLS</i>	<i>TFP_GMM</i>	<i>Lab</i>	缩短时间窗口
			替换被解释变量			
<i>DID</i>	0.016 (0.018)	0.074 *** (0.022)	0.035 *** (0.011)	0.040 *** (0.014)	0.077 *** (0.013)	0.075 *** (0.017)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
企业固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	4 662	24 008	24 002	24 002	20 615	14 069
调整后的 R ²	0.956	0.907	0.939	0.841	0.881	0.923

注：*** 表示在 $p < 0.01$ 时有统计学意义;括号内为标准误。

(三)异质性分析

1. 企业盈利能力异质性

碳排放交易政策的实施效果可能因企业盈利

能力的不同而有所差异。根据企业营业利润将研究样本制造业企业划分为低利润企业组、高利润企业组。表 5 列(1)和列(2)显示,无论是低利润

企业还是高利润企业,碳排放权交易机制均对制造业企业全要素生产率具有显著的促进作用,但是对于高利润企业而言这种促进作用更大。可能的原因是高利润企业往往拥有更多的财务资本、更成熟的管理体系和更高效的运营模式,面对碳排放权交易机制时可以迅速制定相应的策略进行应对,更有效地投资于绿色技术升级和节能环保装备,从而确保在政策框架内实现生产效率最大化。

2. 企业税负压力异质性

不同税负压力所形成的约束效应不同,可能引致碳排放交易政策的实施效果有所不同。根据企业缴纳税金额度将研究样本制造业企业划分为低税负企业组、高税负企业组。表5列(3)显示,对于低税负企业而言,碳排放权交易机制对制造业企业全要素生产率的影响不显著为负。列(4)显示,碳排放权交易机制对高税负制造业企业全要素生产率具有显著的促进作用。究其原因,具有较大税负压力的制造业企业往往伴随着高污染高排放,面对环境规制政策其竞争力和优势不断下降,只有主动转型升级才能带来全要素生产率提升。伴随着碳排放交易政策实施,高税负企业更有动力优先投资能带来节能减排和降低成本效果的绿色技术和环保设备,积极参与碳市场交易以减轻财务压力,进而促进全要素生产率提升。此外,低税负企业通常为规模较小的企业,缺乏相应技术储备和资本来快速适应并利用碳排放权交易政策,难以充分利用碳排放交易政策

表5 异质性分析检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	低利润企业	高利润企业	低税负企业	高税负企业
<i>DID</i>	0.062 *** (0.012)	0.069 *** (0.026)	-0.005 (0.033)	0.064 *** (0.012)
控制变量	控制	控制	控制	控制
企业固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
观测值	17 126	6 882	1 807	22 201
调整后的 <i>R</i> ²	0.925	0.892	0.957	0.908

注:***表示在 $p < 0.01$ 时有统计学意义,括号内为标准误。

带来的激励作用,反而可能因承受碳排放交易机制带来的成本压力而对全要素生产率造成不利影响^[32]。

四、影响渠道分析

(一)企业绿色技术创新影响渠道

借鉴江艇^[33]的方法,揭示碳排放交易能否通过激励制造业企业绿色技术创新来提升企业全要素生产率。表6列(1)显示,碳排放权交易对企业绿色技术创新的影响系数显著为正。究其原因,碳排放权交易政策可以激励企业为减少购买碳排放配额成本并通过碳市场将多余的碳排放权出售获得收益,企业将致力于绿色技术研发并加强节能技术应用,从而推动能源效率、资源利用率提高及生产成本降低。综上,研究假设2成立。

表6 影响渠道检验结果

变量	(1)	(2)
	企业绿色技术创新	企业 ESG 实践
<i>DID</i>	0.267 * (0.153)	0.061 *** (0.023)
控制变量	控制	控制
企业固定效应	控制	控制
年份固定效应	控制	控制
观测值	23 877	23 842
调整后的 <i>R</i> ²	0.656	0.579

注:***、*分别表示在 $p < 0.01$ 、 $p < 0.1$ 时有统计学意义,括号内为标准误。

(二)企业 ESG 实践影响渠道

表6列(2)显示,碳排放权交易对企业 ESG 实践的影响系数显著为正。可能的原因是碳排放权交易机制通过设定碳排放限额并允许企业之间进行碳排放权交易,进而激励企业用加强节能减排、履行环保责任和信息披露义务、优化内部管理流程等手段来提高环境、社会和治理3个方面的表现。ESG评分结果是衡量企业社会责任和可持续发展的重要指标,为投资者提供了衡量企业可持续发展能力和社会责任履行情况的参考依据,有助于投资者做出更加明智的投资决策,因此 ESG 表现良好的企业更易获得低贷款利率和投资机会,有助于降低企业融资约束。同时,ESG 评分较高的企业拥有更好的品牌形象,更易获得消费者的信任和青睐,其员工也具有更高的满意度和工

作积极性。以上均为企业提升全要素生产率提供了必要条件。综上,研究假设 3 成立。

五、进一步讨论

根据上文可知,碳排放交易机制建立可以有效促进制造业企业新质生产力形成。当前,中国制造业全要素生产率相较于美国而言还存在较大差距^[34],必须深刻把握碳排放交易机制的国际比较与经验借鉴,从而为培育发展新质生产力找到有效突破路径。

从碳交易机制实施路径来看,各国根据实际情况分阶段有序推进,欧盟在碳市场建设初期,以免费分配碳配额为主,并未设置明确碳减排目标,后逐步引入拍卖机制、市场稳定储备机制,建立了价格合理波动、活跃度高的碳市场。在此基础上,欧盟提出 2030 年比 1990 年温室气体排放量减少 55% 的目标。美国实施区域性碳交易机制,按照区域产业结构和发展需求设定碳减排目标,其中最具代表性的是加州碳市场、西部气候倡议。加州碳市场自 2013 年启动以来,逐步扩展至电力、制造业等领域。西部气候倡议涉及美国和加拿大的多个地区。中国碳交易市场起步较晚但发展迅速,2011 年开展碳排放权交易地方试点,经过 10 年的数据和经验积累、市场调节和履约机制检验,于 2021 年启动全国碳市场。

从碳配额分配方式来看,欧盟在碳市场建设初期采用历史法进行配额分配,且 95% 的碳配额是免费分发的。随后采用基准线法和自上而下法,并不断提高拍卖比例,从免费分配向有偿分配转变。美国加州碳市场综合采用免费分配、免费分配委托拍卖、拍卖 3 种方式,最初大部分配额是免费的,随着市场的成熟拍卖比例逐步增加。中国碳市场现阶段以免费分配为主,配额方法主要基于历史法并辅基准线法对。

从碳市场调节机制来看,欧盟建立市场稳定储备机制,可以将多余的配额储备起来,减少市场上多余碳配额供给,避免供大于求导致的碳价过低风险,防止碳价格过度波动。美国加州碳市场

引入价格控制机制,设定了碳排放配额的价格上限和下限,以防止市场价格剧烈波动。当市场价格到达临界点时,政府将释放一定的碳配额以稳定价格。中国尚未建立专门的碳市场调节机制,致力于通过核查企业的碳排放数据来确保碳配额的合理性与公平性,但目前配额过剩的问题较为严重,市场活跃度不足^[35]。

总体而言,中国、美国、欧盟根据各自实际情况分阶段分步骤建立碳交易机制,覆盖行业持续扩大。美国、欧盟碳配额有偿分配占比不断提升,分配方法对行业具有更强的针对性,且建立了有效的市场调节机制以确保碳市场健康运行,中国碳市场还需进一步健全碳配额方式和调节机制。

六、结论与政策建议

(一) 研究结论

(1) 碳排放权交易机制能够显著提高试点地区的制造业企业全要素生产率,并在进行平行趋势检验、PSM-DID 检验、安慰剂检验、内生性检验等多种稳健性检验后结论依然成立。

(2) 对于盈利能力较强、税负压力较重的制造业企业而言,碳排放权交易机制对企业全要素生产率的提升作用更为明显。

(3) 碳排放权交易机制能够通过提升制造业企业绿色技术创新能力、强化企业 ESG 实践两种渠道来提升制造业企业全要素生产率。

(二) 政策建议

(1) 扩大碳市场主体,加快全国碳排放权交易政策落地。在总结现有试点地区碳排放交易经验基础上,坚持以经济激励为导向,不断扩大试点范围,鼓励更多企业参与碳排放交易,逐步将水泥、钢铁、化工等高耗能行业纳入碳市场,并探索将信息制造业、数据中心、动力电池等新兴行业纳入碳市场。完善碳配额分配机制,逐步降低免费配额比例的同时提高有偿配额比重。支持企业制定碳管理战略以更好参与碳交易,并适度引入非履约市场主体,从而通过市场化手段发

挥碳价格信号功能。加快整合各地区碳市场,确保配额分配和核算方式的一致性,建立完善的碳排放监测、报告和核查体系,增强碳市场的透明度和公平性,从而形成全国统一的碳排放权交易市场。

(2)强化企业主体作用,完善制造业绿色技术创新体系。新质生产力本质上是绿色生产力,制造业企业应向绿色、低碳、循环生产方式转变,以发展“含绿量”提升增长“含金量”。在东部地区制造业企业向中西部、中心城市向腹地有序转移过程中,加强引导绿色技术同步转移和发挥绿色技术扩散效应,促进各地区之间制造业企业绿色技术创新水平协同提升。构建东中西联动的绿色技术创新合作机制,发挥制造业企业主体作用,共建一批绿色技术验证中心、绿色技术创新中心、绿色技术工程研究中心,强化各地区企业绿色技术合作与共享,集中力量攻克一批“卡脖子”绿色低碳共性关键技术。

(3)深化企业 ESG 实践,培育一批世界一流企业。兼顾环境、社会和治理的企业 ESG 实践与新发展理念高度契合,是实现高质量发展和培育新质生产力的重要抓手。企业要明确 ESG 实践的重要性,制定相应目标和战略,将其纳入企业整体发展规划。具体而言,新质生产力必然注重减少排放和提高资源利用率,因此企业要推广循环经济模式,积极参与碳交易市场和运用市场机制来降低碳排放。同时,为人才提供良好的工作环境和公平的职业发展机会,并通过共享资源、协同创新和风险共担等方式构建员工、客户、供应商共生共赢的生态系统,进而为新质生产力发展提供人力资源支持和社会环境。健全治理结构和决策机制,加强内部监督和信息披露,确保 ESG 实践在企业管理中有效落实,为培育新质生产力提供治理环境和制度保障。

(4)加快培育新质生产力,释放制造业企业发展动能。科技创新是发展新质生产力的核心要素,其形成与发展是从技术点突破到产业面应用

再引致经济社会变革的过程。因此,要支持制造业企业开展技术创新和应用先行先试,完善以效用为导向的科技创新体系,突破一批前沿性颠覆性核心技术,形成具备反向“卡脖子”威慑能力的长板技术群。注重培育新兴工业革命中的核心技术、核心要素,壮大战略科技力量,尤其是培养战略科技人才,打造与新质生产力发展相匹配的新型劳动者队伍,进而提升国家创新体系整体效能。加大对人工智能资源公共平台、算力平台等新型科研基础设施投入,探索实施更加灵活和创新的非共识性研究评审与资助机制,引导社会资本流向深度技术创新领域,激励更多深度技术创新创业活动。此外,探索应用科技创新券、虚拟科研经费、虚拟科技成果转化费等创新手段,激发科研人员积极性,缩短“研发—技术—市场”演进周期^[36]。

参考文献:

- [1] 习近平. 发展新质生产力是推动高质量发展的内在要求和重要着力点[J]. 求是,2024(11):4-8.
- [2] 刘伟. 科学认识与切实发展新质生产力[J]. 经济研究,2024,59(3):4-11.
- [3] 薛钦源,史丹,史可寒. 新质生产力的形成逻辑、新质特征和理论要素[J]. 当代财经,2024(7):3-16.
- [4] 郭俊杰,方颖,郭晔. 环境规制、短期失败容忍与企业绿色创新:来自绿色信贷政策实践的证据[J]. 经济研究,2024,59(3):112-129.
- [5] 胡珺,方祺,龙文滨. 碳排放规制、企业减排激励与全要素生产率:基于中国碳排放权交易机制的自然实验[J]. 经济研究,2023,58(4):77-94.
- [6] 任胜钢,郑晶晶,刘东华,等. 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,2019(5):5-23.
- [7] 刘向强,方祺,胡珺. 中国碳排放权交易机制与实践:基于微观企业股权资本成本的视角[J]. 中国软科学,2024(5):142-151.
- [8] 陆敏,徐好,陈福兴. “双碳”背景下碳排放交易机制的减污降碳效应[J]. 中国人口·资源与环境,2022,32(11):121-133.
- [9] HU Y, REN S, WANG Y, et al. Can carbon emission trading scheme achieve energy conservation and emission

- reduction? evidence from the industrial sector in China[J]. *Energy economics*, 2020, 85:104590.
- [10] ZHANG Y, PENG Y, MA C, et al. Can environmental innovation facilitate carbon emissions reduction? evidence from China[J]. *Energy policy*, 2017, 100:18-28.
- [11] 马茜, 任晓松, 张红兵, 等. 碳交易政策、研发创新与污染性企业碳绩效[J]. *科研管理*, 2023, 44(7):114-123.
- [12] 蔡昉. 中国经济增长如何转向全要素生产率驱动型[J]. *中国社会科学*, 2013(1):56-71, 206.
- [13] 黄先海, 高亚兴. 数实产业技术融合与企业全要素生产率: 基于中国企业专利信息的研究[J]. *中国工业经济*, 2023(11):118-136.
- [14] 杨汝岱, 李艳, 孟珊珊. 企业数字化发展、全要素生产率与产业链溢出效应[J]. *经济研究*, 2023, 58(11):44-61.
- [15] LIN B, GUAN C. Evaluation and determinants of total unified efficiency of China's manufacturing sector under the carbon neutrality target [J]. *Energy economics*, 2023, 119:106539.
- [16] YUAN B, XIANG Q. Environmental regulation, industrial innovation and green development of Chinese manufacturing: Based on an extended CDM model [J]. *Journal of cleaner production*, 2018, 176:895-908.
- [17] 贾智杰, 林伯强, 温师燕. 碳排放权交易试点与全要素生产率: 兼论波特假说、技术溢出与污染天堂[J]. *经济学动态*, 2023(3):66-86.
- [18] BAI C, LIU H, ZHANG R, et al. Blessing or curse? Market-driven environmental regulation and enterprises' total factor productivity: evidence from China's carbon market pilots[J]. *Energy economics*, 2023, 117:106432.
- [19] 徐妍, 宋怡瑾, 邵帅. 低碳转型政策对上市公司环境—社会责任—公司治理的影响及作用机制[J]. *中国人口·资源与环境*, 2024, 34(4):60-75.
- [20] 许文立, 孙磊. 市场激励型环境规制与能源消费结构转型: 来自中国碳排放权交易试点的经验证据[J]. *数量经济技术经济研究*, 2023, 40(7):133-155.
- [21] 唐松, 苏雪莎, 赵丹妮. 金融科技与企业数字化转型: 基于企业生命周期视角[J]. *财经科学*, 2022(2):17-32.
- [22] 任亚运, 傅京燕. 碳交易的减排及绿色发展效应研究[J]. *中国人口·资源与环境*, 2019, 29(5):11-20.
- [23] 齐绍洲, 林岫, 崔静波. 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*, 2018, 53(12):129-143.
- [24] 方先明, 胡丁. 企业 ESG 表现与创新: 来自 A 股上市公司的证据[J]. *经济研究*, 2023, 58(2):91-106.
- [25] 王锋, 葛星. 低碳转型冲击就业吗: 来自低碳城市试点的经验证据[J]. *中国工业经济*, 2022(5):81-99.
- [26] 史丹, 李少林. 排污权交易制度与能源利用效率: 对地级及以上城市的测度与实证[J]. *中国工业经济*, 2020(9):5-23.
- [27] 宋德勇, 陈梁, 王班班. 环境权益交易如何实现减污降碳协同增效: 理论与经验证据[J]. *数量经济技术经济研究*, 2024, 41(2):171-192.
- [28] 吕越, 陆毅, 吴嵩博, 等. “一带一路”倡议的对外投资促进效应: 基于 2005—2016 年中国企业绿地投资的双重差分检验[J]. *经济研究*, 2019, 54(9):187-202.
- [29] 石大千, 丁海, 卫平, 等. 智慧城市建设能否降低环境污染[J]. *中国工业经济*, 2018(6):117-135.
- [30] 鲁晓东, 连玉君. 中国工业企业全要素生产率估计: 1999—2007[J]. *经济学(季刊)*, 2012, 11(2):541-558.
- [31] 李永友, 严岑. 服务业“营改增”能带动制造业升级吗? [J]. *经济研究*, 2018, 53(4):18-31.
- [32] 何凌云, 祁晓凤. 环境规制与绿色全要素生产率: 来自中国工业企业的证据[J]. *经济学动态*, 2022(6):97-114.
- [33] 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.
- [34] 赵玉林, 谷军健. 中美制造业发展质量的测度与比较研究[J]. *数量经济技术经济研究*, 2018, 35(12):116-133.
- [35] 中国社会科学院大学, 中碳登研究院, 潘家华, 等. 全球碳市场发展报告(2024) [M]. 北京: 社会科学文献出版社, 2024:82-136.
- [36] 罗尚忠. 虚拟科研经费与虚拟科技成果转化费概念初探[J]. *科技中国*, 2024(9):22-25.

(本文责编: 希 文)