

王张弛,张晨涛,李 岩.环境规制能否促进火电企业环境与经济绩效协同——基于政策组合视角的实证分析 [J]. 中国环境科学, 2026,46(5):2922-2933.

Wang Z C, Zhang C T, LI Y. Can environmental regulation promote the synergy of environmental and economic performance of thermal power enterprises? An empirical analysis based on the perspective of policy combination [J]. China Environmental Science, 2026,46(5):2922-2933.

环境规制能否促进火电企业环境与经济绩效协同

——基于政策组合视角的实证分析

王张弛^{1,2},张晨涛¹,李 岩^{1*} (1.中国人民大学生态环境学院,北京 100872; 2.中国质量认证中心,北京 100070)

摘要: 本研究基于 2005~2023 年 A 股电力、热力生产和供应业上市公司的非平衡面板数据,实证检验超低排放政策、环境保护税与碳交易政策组合对企业竞争力的影响.研究显示,超低排放政策与环境保护税的组合约束对企业竞争力无明显促进作用,而碳交易政策实施后三重政策组合能够显著提升企业全要素生产率,并提升绿色全要素生产率,促进环境与经济绩效协同.机制分析表明,三重政策组合能够激励企业绿色技术创新、降低环境投资成本、优化生产要素投入,提升企业竞争优势,验证了“波特特假说”.此外,碳交易试点地区、清洁能源占比高、地方政府环境监管程度高的企业样本的三重政策组合增效作用更为显著.研究结论表明,强化地方政府环境监管并进一步扩大和完善碳交易市场,将有利于减污降碳增效的协同实现.

关键词: 超低排放政策; 环境保护税; 碳交易; 企业竞争力; 波特效应

中图分类号: X196 文献标识码: A 文章编号: 1000-6923(2026)05-2922-12

DOI:10.19674/j.cnki.issn1000-6923.2026.0020

Can environmental regulation promote the synergy of environmental and economic performance of thermal power enterprises: An empirical analysis based on the perspective of policy combination. WANG Zhang-chi^{1,2}, ZHANG Chen-tao¹, LI Yan^{1*} (1.School of Ecology & Environment, Renmin University of China, Beijing 100872, China; 2.China Quality Certification Centre, Beijing 100070, China). *China Environmental Science*, 2026,46(5): 2922~2933

Abstract: Using an unbalanced panel of A-share listed firms of electric power and heat production and supply industry from 2005~2023, the paper analyzed how the ultra-low-emission mandate, environmental protection tax, and emissions trading system (ETS) jointly affect corporate competitiveness. A dual-policy package (mandate plus tax) shows no significant productivity gain; adding the ETS, however, raises green total-factor productivity (GTFP) and delivers a win-win between environmental and economic performance. This triple-policy mix activates a “weak Porter effect” by stimulating green innovation, cutting abatement costs, and reallocating inputs. The gains are larger in ETS pilot regions, firms with high clean-energy shares, and provinces with strict environmental oversight. Expanding and deepening the carbon markets is thus essential for synchronising pollution control, carbon mitigation and productivity growth.

Key words: ultra-low emission policy; environmental protection tax; carbon emissions trading; corporate competitiveness; porter effect

火电企业作为大气污染物和碳排放的重要源头,始终是环境治理的关键对象.国家能源局数据显示,截至 2025 年 4 月,中国火电装机容量占全国总装机容量的比重为 44.14%,比 2023 年下降 4.48 个百分点,延续自 2007 年以来的下降趋势.但与此同时,火电的装机容量规模仍在增长,2024 年底为 14.44 亿 kw,较 2023 年新增约 5413 万 kw,2025 年 1 至 4 月又新增 1298 万 kw.为降低火电企业污染物排放强度,国家不断收紧环境标准,2015 年国家发改委等部门印发《全面实施燃煤电厂超低排放和节能改造工作方案》,明确到 2020 年全国所有具备改造条件的燃煤电厂力争达到超低排放标准,是最严格的污染物排放标准之一^[1].然而,超低排放政策实施能

够显著降低企业污染物排放,但同时也在原有排污费的基础上进一步增加了合规成本^[2].为减少可能造成的效率低下,中国政府自 2018 年 1 月 1 日起将企业排污费改为环境保护税,大气主要污染物排放量从量征税.2013 年,开展地方碳交易试点,2021 年启动的全国碳交易市场,火电行业均为目标行业.因此,火电行业受到的环境经济政策组合约束从双重政策演变至三重政策,如图 1 所示.

碳交易政策实施是对原有环境政策组合的进一步强化,通过对碳交易市场的履约机制进一步增强了企业面临的环境规制强度^[3],因此,三类政策的

收稿日期: 2025-10-08

* 责任作者, 教授, liyan@ruc.edu.cn

组合实施,能够为火电企业提供了多层次的激励和约束机制,不仅对火电企业的减排行为产生了直接影响^[4],也对企业的生产效率和竞争力提出了新的挑战。本研究基于 2005~2023 年 297 家火电上市公司数据,实证分析超低排放政策、环境保护税与碳交易政策组合对企业竞争力的影响机制。本文的边际贡献有两方面:其一,已有研究主要集中在单一环境政策的有效性研究,对政策组合的综合效果和机制分

析存在不足。本文探讨了环境政策组合对企业竞争力的影响机制,从政策体系视角提供波特效应的经验证据。其二,现阶段中国正处于经济结构调整和绿色转型的关键时期,通过现有环境政策组合实现减污降碳增效协同是政策制定者面临的重要课题。本研究探讨了不同政策组合对火电行业企业生产效率的具体影响,对于制定和优化环境政策体系具有重要现实意义。

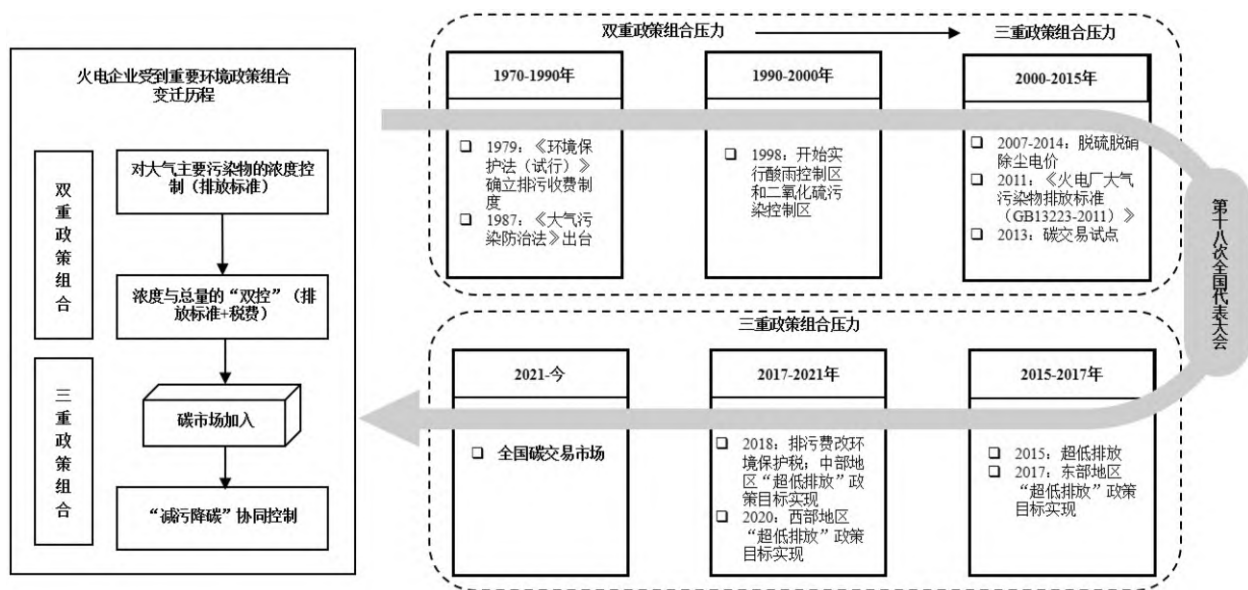


图 1 火电企业环境经济政策约束及其组合演变

Fig.1 Environmental economic policy constraints and their combination evolution of thermal power enterprises

1 理论分析与研究假说

命令控制型和经济激励型政策的组合允许企业在环境政策组合约束下,依据自身优势,灵活选取减排策略^[5]。有效的规制体系不仅会在短期内有效约束企业环境行为,还能激励企业实现可持续发展^[6-7]。基于现有文献,本文分别从波特效应、成本效应、资源配置效应三个维度分析超低排放政策与环保税政策组合(以下简称“双重政策组合”)与实施碳交易后的“三重政策组合”提升企业竞争力的影响机制,并提出研究假说。

1.1 双重政策与三重政策组合的波特效应

合理的环境规制能够激发企业的创新动力,从而完全抵消合规成本,提升企业生产率^[8],即实现“强波特效应”。而在现实中仅通过单一环境政策实现“强波特效应”往往具有难度^[9],环境规制可能会激

励企业进行技术创新,但这并不意味着企业绩效的必然提升,即无法通过技术创新途径直接提升企业竞争力,仅体现为“弱波特效应”^[10-11]。超低排放政策通过强制手段促使火电企业达到环境标准,行政规制压力的上升在短期内可能对火电企业的经济绩效产生负面影响^[12],可能仅激发企业的最低限度创新,难以激励企业通过自主创新完全抵消合规成本^[8]。环境保护税政策则通过增加火电企业的污染成本来促使企业进行技术创新和绿色转型。然而,这种政策的激励作用相对有限,企业在满足最低合规要求后,火电企业可能缺乏进一步创新动力^[8]。与双重政策组合相比,交易政策能够通过价格信号提高企业绿色创新积极性,驱动企业在基础合规的基础上进行环保技术的研发,引导创新资源向低碳、环保领域流动,激发火电企业的创新动力^[8],促进实质性技术改进^[12-13],进而提高企业竞争力。基于此,本文提

出研究假说 H1:相比于双重政策组合,三重政策组合能够促进火电企业技术创新,提升竞争力.

1.2 双重政策与三重政策组合的成本效应

超低排放政策通过设定严格的污染物排放标准,倒逼企业进行污染治理技术和加大环保设备投入,直接增加了企业的初始投资成本和运营成本^[1].而环境保护税通过对污染物排放征收从量税,提高了企业污染成本.而碳交易市场允许企业间交易排放配额,为企业提供了额外激励,即通过出售多余的碳排放配额获得经济收益^[14].由于火电企业碳排放大部分属于直接排放,总发电量不变的情况下,发电效率提升一方面会降低污染物和碳排放,进而降低其在双重政策组合下的高额环境成本,另一方面可以节省碳排放配额,通过交易获得经济收益.因此,三重政策组合形成动态惩罚与激励机制:对于未能达到碳排放与污染物减排目标的企业,将面临合规性惩罚的成本与高额的碳配额交易费用,而对于减排绩效较高的企业,能够在避免高额合规性成本的同时通过配额交易进一步降低成本,实现成本效益的动态平衡,从而实现环境与经济绩效的协

同.因此,本文提出研究假说 H2:相比于双重政策组合,三重政策组合将降低企业环境投入成本,进而提升竞争力.

1.3 环境经济政策组合资源配置优化效应

上述三类政策均会在一定程度上影响企业生产经营行为,直接体现为企业生产要素的重新配置.超低排放标准和环保税政策倒逼企业淘汰高耗能设备投资,增加环境友好型技术和设备投入.碳交易市场则通过价格信号引导劳动力、资本等生产要素配置结构更加清洁化^[14].此外,碳交易市场形成碳配额资产^[15],企业能够将其作为融资抵押品而获取更多的融资^[16-17],此外,良好的碳排放绩效也能提高上市公司的股价与资本市场回报^[18-19].企业可以通过上述渠道增加可变资本,缓解现金流约束,用于解决企业发展过程中的资金问题,更好的进行清洁生产转型^[20],最终提升企业的生产效率与经济绩效.因此,本文提出研究假说 H3:环境经济政策组合将优化企业的生产要素配置,进而提升竞争力.

基于以上分析,构建环境经济政策组合对火电企业竞争力的影响机制分析框架,如图 2 所示.

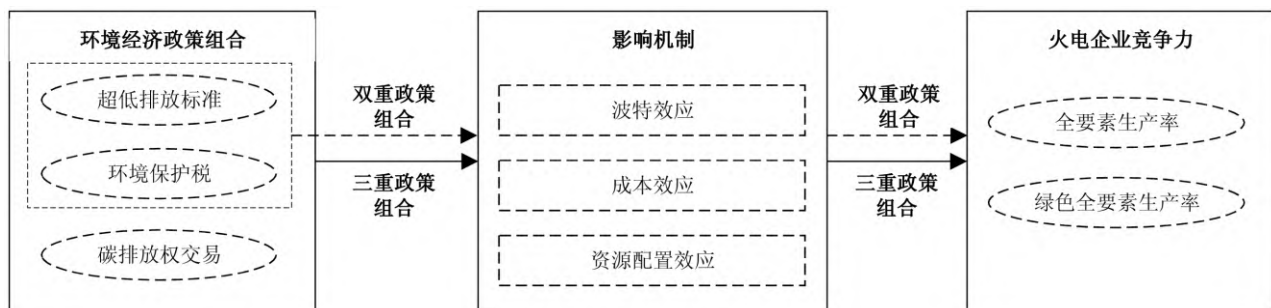


图 2 环境经济政策组合对火电企业竞争力的影响机制分析框架

Fig.2 Framework for analyzing the influencing mechanisms

2 模型与数据

2.1 数据选取与数据来源

本研究选择电力、热力生产和供应业的 A 股上市公司为研究样本,剔除退市(ST*)和数据缺失严重的企业.基于国泰安数据库(CSMAR)获取上市公司基本信息、财务指标、上市公司企业所处碳交易市场价格等数据;基于专利数据库获取企业绿色发明专利申请数据用以衡量电力企业的创新产出;基于上市公司年报、《中国统计年鉴》、生态环境部的公

开信息获取上市公司绿色投资与火力发电占比数据,最终形成 2005~2023 年 297 家上市公司的非平衡面板数据集进行实证检验.

2.2 模型构建

本研究以双向固定效应模型为基础,在基准分析中分别检验超低排放政策和环境保护税双重政策组合对火电企业全要素生产率和绿色全要素生产率的影响,具体如模型(1)和(2)所示.

$$TFP_{it} = \beta_0 + \sum \beta_m \cdot Policy_{it} + \sum \beta_n \cdot Contvars_{it} + \mu_i + \gamma_t + \delta_{it} \quad (1)$$

$$GTFP_{it} = \beta_0 + \sum \beta_m \cdot Policy_{it} + \sum \beta_n \cdot Contvars_{it} + \mu_i + \gamma_t + \delta_{it} \quad (2)$$

式中:TFP_{it}和GTFP_{it}分别代表上市公司*i*在第*t*年的全要素生产率和绿色全要素生产率;Policy 是本研究关注的政策组合变量,具体包括超低排放政策(Ulp)、环境保护税政策(Tax)及二者交互项(Tax×Ulp),实施碳交易市场后三重政策组合变量还包括碳交易政策(Ct)及其与超低排放政策的交互项(Ct×Ulp),与环境保护税政策的交互项(Tax·Ct),以及三类政策整体的交互项(Tax·Ulp·Ct);Contvars 代表企业层面控制变量; μ_i 是企业个体固定效应; γ_t 是时间固定效应; δ_{it} 表示其他未观测到的误差。为进一步验证政策组合对企业竞争力的影响机制,构建模型(3)。其中,Mediator 为机制变量,具体包括企业研发投入、创新产出以及环境投资、资本和劳动力要素投入等,解释变量与控制变量的选取与基准回归一致, α_m 是重点关注参数^[21]。

$$\text{Mediator}_{it} = \alpha_0 + \sum \alpha_m \text{Policy}_{it} + \sum \alpha_n \text{Contvars}_{it} + \mu_i + \gamma_t + \delta_{it} \quad (3)$$

2.3 变量选取

2.3.1 被解释变量 全要素生产率是衡量企业生产效率与竞争力的有效指标^[22-24]。本研究选取企业全要素生产率与绿色全要素生产率分别作为企业经济绩效、经济绩效与环境绩效协同水平的代理变量。本文参考现有文献,使用OP法进行全要素生产率的计算^[25-27]。在此基础上,将电力上市公司的火力发电占比(Pr)作为新增协变量,并参考现有研究的方法^[28-29],选取上市公司企业年报中的在建工程明细表中与污染预防、生态环境治理、绿色生产等相关的投资支出项加总求和得到企业绿色投资(GI),作为重要投入变量重新计算得到企业绿色全要素生产率,以衡量企业环境与经济绩效的协同程度。由于篇幅限制,未展示OP法计算全要素生产率和绿色全要素生产率的具体过程,备索。

2.3.2 解释变量 (1)超低排放政策(Ulp)。依据《全面实施燃煤电厂超低排放和节能改造工作方案》的具体要求,样本企业若被纳入超低排放政策强制实施范围记为1,否则为0。(2)环境保护税政策(Tax)。环境保护税税率的高低反映了企业面临环保税费成本压力^[4]。由于2018年遵循平稳转移原则,排污费制度转变为环保税。因此,本文将样本企业面临的环保税平均税率作为衡量该政策约束的指标。同时将2018年前的环保税变量统一赋值为与2018年持平的税率。(3)碳交易政策(Ct)。2021年全国碳交易市场

开市之前,地区碳交易试点已经纳入火电行业,全国市场启动后也未关停试点交易市场。因此,对于有些火电企业而言,既可在试点市场交易,又可在全国市场交易,即面临双重市场激励,其激励差异可以通过碳价水平体现^[30]。因此,为表征火电企业所面临不同碳交易市场环境,本研究引入虚拟变量CEA表示企业是否加入全国碳交易市场(是为1,否则为0),引入虚拟变量CTP表示是否加入地方交易试点(是为1,否则为0),引入企业所在碳交易市场当年碳交易市场日度碳价均值(Price)衡量激励强度,则企业所受到的碳交易政策压力可如公式(4)进行计算。例如,当一个企业同时纳入地方交易试点和全国交易试点时,其面临碳交易政策压力为2·Price。

$$\text{Ct}_{it} = (\text{CEA}_{it} + \text{CTP}_{it}) \times \text{Price}_t \quad (4)$$

2.3.3 控制变量 本文还选取一系列企业层面控制变量^[25-27],包括:增长速率,以总资产增长率衡量;研发能力,使用研发人员数量衡量;财务情况,使用资产负债率衡量;获利能力,使用经营活动产生的收入与总资产比率衡量;资产运用效率,使用总资产净利润率衡量;企业规模,使用总资产规模自然对数衡量;企业年龄,使用会计年度与企业上市成立年份之差的自然对数衡量;产权性质,国有企业取1,否则为0。

3 实证结果分析

3.1 描述性统计

表1 主要变量描述性统计

Table 1 Descriptive statistics of major variables

变量名称	样本量	平均值	标准差	最小值	最大值
TFP	1144.000	7.150	0.900	4.510	9.440
GTFP	893.000	6.210	0.810	3.850	8.230
Pr	983.000	0.550	0.470	0.000	1.000
Ulp	1251.000	0.100	0.490	0.000	1.000
CEA	1261.000	0.210	0.410	0.000	1.000
CTP	1261.000	0.170	0.380	0.000	1.000
Price	1261.000	18.200	27.120	0.000	90.080
Tax	1201.000	3.570	3.350	1.200	12.000
创新产出	1047.000	2.180	16.120	0.000	256.000
研发投入	423.000	0.950	1.240	0.000	6.650
增长速率	891.000	0.250	1.664	-0.504	36.393
财务情况	893.000	0.588	0.194	0.013	1.556
研发能力	299.000	513.602	1536.293	1.000	13060.000
获利能力	893.000	0.352	0.209	0.022	1.691
资产运用效率	893.000	0.025	0.055	-0.691	0.298
企业规模	893.000	22.112	1.512	17.489	26.262
企业年龄	892.000	2.661	0.675	0.000	3.401
产权性质	888.000	0.868	0.338	0.000	1.000

主要变量描述性统计如表 1 所示。目前上市电力公司的全要素生产率(TFP)和绿色全要素生产率(GTFP)均值分别为 7.15 和 6.21,处于较高水平,发电结构中火电占比平均达到 55%;受到超低排放政策约束的电力企业占样本的 10%,环境保护税率平均为 3.57 元/当量污染物,处于相对较低水平;样本企业中有 21% 的电力企业参与全国碳市场交易,17% 参与地方交易试点,所处碳市场的平均碳价仅为 18.2 元/t,一定程度上反映了碳交易市场的活跃水平不高,尚处于起步阶段。企业层面其他控制变量处于合理范围内。

3.2 基准回归

根据模型(1)和(2)分别检验双重政策组合、三重政策组合对企业全要素生产率和绿色全要素生产率的影响,结果如表 2 所示。超低排放政策与环保税的双重政策组合对企业 TFP 和 GTFP 具有正向影响趋势,但在统计意义上并不显著。而纳入碳交易的三重政策组合对企业增效具有显著正向影响(0.001***、0.001***),意味着产生了叠加政策优势。与 Zhao 等^[31]及 Li 等^[32]聚焦单一环境规制的研究结果对比,本文将超低排放管制、环保税与碳交易置于同一框架下对比其交互系数,揭示了市场型规制是破解“管制边际收益递减”的关键。结果表明,碳交易政策会激活双重政策组合对企业竞争力的促进效应。基于政策约束对象和成本视角,三重政策组合使火电企业面临污染物与碳减排双重约束,若企业仅对污染物末端治理,可能产生额外碳排放^[33-34],企业更有动力进行源头控制、进行低碳技术研发和清洁生产改造,进而实现对污染物和二氧化碳排放协同治理,在减少末端治理投入和环保税费的同时,降低企业碳排放水平,节约的碳配额通过交易为企业带来经济利益或间接融资^[19,35],从而提升企业竞争力。

此外,可以看到三重政策组合下环境经济政策对火电企业增效促进效应呈现两两替代效应。其中,超低排放政策与环境保护税之间的替代效应最大(-0.024**、-0.028***)。可能的原因在于两类政策核心目标均为降低企业末端污染排放,但激励机制存在差异,叠加情况下对企业经济绩效的提升存在“天花板效应”:当一种环境政策倒逼企业将污染治理的技术可行性和经济可行性压至极限时,另一种政策的边际效应会相对下降,体现为两项政策之间的替代效应。企业规模、获现能力等控制变量系

数显著为正,表明规模效应和盈利能力提升均促进企业增效。而资产负债率、企业年龄呈现负向影响,表明具有良好财务状况、新入市企业的生产效率相对较高^[36]。

表 2 基准回归结果
Table 2 Baseline regression results

变量	双重政策压力		三重政策压力	
	TFP	GTFP	TFP	GTFP
Tax-Ulp	0.004 (0.004)	0.004 (0.005)	-0.024** (0.016)	-0.028*** (0.018)
Tax	0.038 (0.034)	0.045 (0.038)	0.060** (0.046)	0.071** (0.051)
Ulp	-0.008 (0.036)	-0.007 (0.040)	0.051* (0.027)	0.063* (0.030)
Tax-Ulp-Ct			0.001*** (0.000)	0.001*** (0.000)
Tax-Ct			-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)
Ulp-Ct			-0.003** (0.002)	-0.003** (0.002)
Ct			0.003*** (0.002)	0.004*** (0.002)
增长速率	0.000 (0.001)	0.000 (0.001)	0.000 (0.001)	0.000 (0.001)
财务情况	-0.164* (0.092)	-0.197* (0.106)	-0.150* (0.089)	-0.180* (0.102)
研发能力	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)
获现能力	0.602*** (0.121)	0.708*** (0.142)	0.547*** (0.112)	0.645*** (0.130)
资产运用效率	-0.349* (0.192)	-0.429* (0.221)	-0.372** (0.182)	-0.456** (0.210)
企业规模	0.660*** (0.026)	0.611*** (0.030)	0.663*** (0.022)	0.614*** (0.025)
企业年龄	-0.052** (0.024)	-0.061** (0.027)	-0.059** (0.024)	-0.069** (0.027)
产权性质	0.039 (0.025)	0.049 (0.032)	0.028* (0.016)	0.036* (0.021)
firm FE	√	√	√	√
year FE	√	√	√	√
Ad. R ²	0.873	0.873	0.874	0.879

注: *、**、***分别表示在10%、5%和1%水平下的显著性,括号内为异方差稳健性标准误。

3.3 稳健性检验

为验证基准回归结果的可靠性,本节采用替换被解释变量、关键解释变量的构建方式、调整固定效应与聚类标准误聚类层次、倾向得分匹配等策略进行稳健性分析。

3.3.1 替换被解释变量 使用 OLS 方法、GMM 方法、LP 方法和 FE 方法重新对火电上市公司全要素

生产率进行计算,并重新对模型(1)进行估计.结果如表 3 所示,主要解释变量估计结果与基准结果具有一致性.实施碳交易政策后,三重政策组合的正向效

应与基准回归一致(0.040**、0.022**、0.084**),超低排放政策、环境保护税、碳交易的单独政策影响均为显著正向促进效应.

表 3 稳健性检验:替换被解释变量
Table 3 Robustness tests: Replacing the explained variable

变量	双重政策压力				三重政策压力			
	LP 法	OLS 法	FE 法	GMM 法	LP 法	OLS 法	FE 法	GMM 法
Tax·Ulp	0.001 (0.004)	0.002 (0.002)	0.001 (0.001)	0.004 (0.004)	-0.029*** (0.011)	-0.015*** (0.007)	-0.008*** (0.004)	-0.033*** (0.017)
Tax	0.045 (0.022)	0.025* (0.013)	0.014* (0.007)	0.055 (0.034)	0.069** (0.031)	0.039*** (0.019)	0.021*** (0.010)	0.086** (0.048)
Ulp	0.012 (0.028)	0.004 (0.015)	0.003 (0.008)	0.003 (0.037)	0.083*** (0.025)	0.040** (0.014)	0.022** (0.007)	0.084** (0.032)
Tax·Ulp·Ct					0.001 (0.000)	0.000*** (0.000)	0.000*** (0.000)	0.001*** (0.000)
Tax·Ct					-0.001*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.001*** (0.000)
Ulp·Ct					-0.003** (0.001)	-0.002** (0.001)	-0.001** (0.000)	-0.004** (0.002)
Ct					0.004*** (0.001)	0.002*** (0.001)	0.001*** (0.000)	0.005** (0.002)
控制变量	√	√	√	√	√	√	√	√
firm FE	√	√	√	√	√	√	√	√
year FE	√	√	√	√	√	√	√	√
Ad. R ²	0.914	0.980	0.995	0.845	0.919	0.981	0.995	0.855

注: *、**、***分别表示在10%、5%和1%水平下的显著性,括号内为异方差稳健性标准误.控制变量同基准回归,且方向与显著性具有一致性.

表 4 稳健性检验:替换关键解释变量
Table 4 Robustness tests: Replacing explanatory variables

变量	双重政策压力		三重政策压力	
	TFP	GTFP	TFP	GTFP
Tax	0.038 (0.034)	0.045 (0.038)	0.064 (0.047)	0.076 (0.053)
Ulp	-0.008 (0.036)	-0.007 (0.040)	0.057* (0.032)	0.069* (0.036)
Tax·Ulp	0.004 (0.004)	0.004 (0.005)	-0.025 (0.021)	-0.029 (0.023)
Ct2			0.135** (0.062)	0.160** (0.068)
Tax·Ct2			-0.042** (0.020)	-0.050** (0.022)
Ulp·Ct2			-0.118* (0.061)	-0.140** (0.067)
Tax·Ulp·Ct2			0.036 (0.022)	0.042* (0.024)
控制变量	√	√	√	√
year FE	√	√	√	√
firm FE	√	√	√	√
Ad. R ²	0.996	0.993	0.996	0.993

注: *、**、***分别表示在10%、5%和1%水平下的显著性,括号内为异方差稳健性标准误.控制变量同基准回归,且方向与显著性具有一致性.

3.3.2 替换关键解释变量 使用代表碳市场价格高低的虚拟变量取代碳市场价格的平均价格,重新根据公式(4)构建碳交易政策变量(Ct2),对模型(1)进行重新估计.结果如表 4 所示,实施碳交易政策后,三重政策组合仍对企业绿色全要素生产率具有显著促进作用(0.042*).

3.3.3 调整固定效应和标准误聚类层次 在模型(1)中新增城市固定效应,控制城市层面不随时间变化但可能影响企业全要素生产率的因素,同时调整异方差稳健性标准误的聚类层次为城市层面,允许同一城市内部企业存在相关性,结果如表 5 所示.实施碳交易政策前后,双重政策组合与三重政策组合影响系数与基准回归基本一致.

3.3.4 排除样本选择的内生性问题 考虑到超低排放标准、环保税政策以及碳交易政策选择的企业可能是非随机的,可能存在样本选择偏误导致的内生性问题.参考现有文献^[37],本文使用倾向得分匹配方法(PSM),采用最近邻无放回策略对样本进行 1:2 匹配.结果如表 6 所示,双重政策组合与三重政策组

合影响系数及显著性与基准回归具有一致性,进一步验证了研究结论可靠性.

表 5 稳健性检验:调整固定效应和标准误聚类层次

Table 5 Robustness tests: Adjusting fixed effects and clustering levels of standard errors

变量	调整固定效应				调整聚类层次			
	双重政策压力		三重政策压力		双重政策压力		三重政策压力	
	TFP	GTFP	TFP	GTFP	TFP	GTFP	TFP	GTFP
Tax	0.038 (0.037)	0.045 (0.041)	0.060 (0.050)	0.072 (0.055)	0.038 (0.034)	0.045 (0.038)	0.060 (0.045)	0.072 (0.050)
Ulp	-0.008 (0.038)	-0.007 (0.043)	0.051* (0.029)	0.063* (0.033)	-0.008 (0.034)	-0.007 (0.038)	0.051* (0.027)	0.063** (0.031)
Tax·Ulp	0.004 (0.005)	0.004 (0.005)	-0.024 (0.018)	-0.028 (0.020)	0.004 (0.003)	0.004 (0.004)	-0.024 (0.017)	-0.028 (0.018)
Ct			0.003* (0.002)	0.004* (0.002)			0.003* (0.002)	0.004** (0.002)
Tax·Ct			-0.001** (0.000)	-0.001** (0.000)			-0.001** (0.000)	-0.001** (0.000)
Ulp·Ct			-0.003 (0.002)	-0.003 (0.002)			-0.003 (0.002)	-0.003 (0.002)
Tax·Ulp·Ct			0.001* (0.000)	0.001** (0.000)			0.001** (0.000)	0.001** (0.000)
控制变量	√	√	√	√	√	√	√	√
year FE	√	√	√	√	√	√	√	√
firm FE	√	√	√	√	√	√	√	√
city FE	√	√	√	√	(cluster) city	(cluster) city	(cluster) city	(cluster) city
Ad. R ²	0.995	0.991	0.995	0.992	0.996	0.993	0.996	0.993

注: *、**、***分别表示在10%、5%和1%水平下的显著性,括号内为异方差稳健性标准误.控制变量同基准回归,且方向与显著性具有一致性.

表 6 稳健性检验:倾向得分匹配方法(PSM)

Table 6 Robustness tests: Propensity score matching (PSM)

变量	双重政策压力		三重政策压力	
	TFP	GTFP	TFP	GTFP
Tax	0.117*** (0.025)	0.133*** (0.028)	0.145*** (0.039)	0.168*** (0.044)
Ulp	-0.041 (0.027)	-0.045 (0.031)	0.012 (0.031)	0.025 (0.035)
Tax·Ulp	0.008 (0.005)	0.009 (0.006)	-0.014 (0.010)	-0.019* (0.011)
Ct			0.003 (0.002)	0.004 (0.002)
Tax·Ct			-0.001* (0.000)	-0.001* (0.000)
Ulp·Ct			-0.003 (0.002)	-0.004 (0.003)
Tax·Ulp·Ct			0.001* (0.000)	0.001** (0.000)
控制变量	√	√	√	√
year FE	√	√	√	√
firm FE	√	√	√	√
Ad. R ²	0.997	0.995	0.997	0.995

注: *、**、***分别表示在10%、5%和1%水平下的显著性,括号内为异方差稳健性标准误.控制变量同基准回归,且方向与显著性具有一致性.

3.4 影响机制分析

3.4.1 波特效应 “波特假说”认为,环境规制会影响企业研发投入和创新产出,进而影响企业竞争力.本节使用企业研发投入对数与绿色专利申请量衡量企业技术创新水平,对政策组合的波特效应(研究假说 H1)进行检验.结果如表 7 所示.首先,双重政策组合下“弱波特效应”和“强波特效应”均不存在.超低排放政策和环境保护税政策的交互项对企业研发投入、创新产出的促进效应并不显著(0.020, 0.427),政策组合未通过影响企业研发投入和创新产出促进火电企业增效.原因可能在于,超低排放政策和环保税约束下,企业更倾向选择末端治理、缴纳低税费以实现合规性,缺少更强的创新激励,无法从根本上提升企业的生产效率.实施碳交易政策后,三重政策组合存在“弱波特效应”,即政策组合能够显著促进企业创新产出(0.044*),而研发投入仅对企业增效具有正向促进趋势,但并不显著.Zhao 等^[31]基于污染密集型企业的研究也得到相似的结论.此外,环保税与碳交易两类政策分别表现出“弱波特效

应”,短期内火电企业倾向于购买成熟的清洁技术以避免创新失败损失,环境经济政策促进了企业的清洁生产,但企业自主绿色创新对企业竞争力正向作用不显著,Wang 等^[4]的研究结论验证了这一点;但 Li

等^[38]和 Sun 等^[39]研究显示环境保护税和碳交易政策促进企业技术水平提升会减少原材料消耗,提升资源使用效率,进而对企业经济绩效产生正向影响,企业技术创新带动经济绩效提升.

表 7 机制分析:波特效应检验

Table 7 Mechanism analysis: Test of the porter effect

变量	双重政策压力				三重政策压力			
	研发投入	创新产出	TFP	GTFP	研发投入	创新产出	TFP	GTFP
研发投入		1.857*** (0.683)	0.007 (0.006)	0.008 (0.008)		2.172*** (0.681)	0.008 (0.006)	0.009 (0.007)
创新产出			-0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)			-0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)
Tax-Ulp-Ct					0.000 (0.003)	0.044* (0.025)	0.001*** (0.000)	0.001*** (0.000)
Tax-Ulp	0.020 (0.032)	0.427 (0.310)	0.004 (0.003)	0.004 (.003)	-0.027 (0.109)	-0.264 (1.057)	-0.024** (0.009)	-0.028*** (0.011)
Tax-Ct					0.001 (0.003)	-0.054** (0.025)	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)
Ulp-Ct					0.001 (0.015)	-0.366** (0.148)	-0.003** (0.001)	-0.004** (0.001)
Tax	0.340 (0.322)	6.114* (3.165)	0.039 (0.028)	0.046 (0.032)	0.341 (0.328)	7.402** (3.186)	0.064** (0.028)	0.075** (0.032)
Ulp	0.030 (0.248)	0.564 (2.433)	-0.008 (0.021)	-0.006 (0.024)	0.135 (0.351)	2.510 (3.399)	0.053* (0.030)	0.066* (0.034)
Ct					-0.005 (0.015)	0.360** (0.145)	0.004*** (0.001)	0.004*** (0.001)
控制变量	√	√	√	√	√	√	√	√
firm FE	√	√	√	√	√	√	√	√
year FE	√	√	√	√	√	√	√	√
Ad. R ²	0.033	0.234	0.910	0.872	0.017	0.188	0.915	0.880

注: *、**、***分别表示在10%、5%和1%水平下的显著性,括号内为异方差稳健性标准误.控制变量同基准回归,且方向与显著性具有一致性.

表 8 机制分析:绿色投资、生产要素配置

Table 8 Mechanism analysis: Green investment and factor allocation

变量	双重政策组合				三重政策组合			
	GI	lnK	lnL	ratio	GI	lnK	lnL	Ratio
Tax-Ulp	-5.707 (19.215)	-0.005 (0.007)	-0.011 (0.009)	68.110*** (16.591)	103.599 (65.981)	0.066*** (0.022)	0.013 (0.031)	60.142 (57.544)
Tax-Ulp-Ct					-3.152** (1.556)	-0.002*** (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.104 (1.357)
控制变量	√	√	√	√	√	√	√	√
year FE	√	√	√	√	√	√	√	√
firm FE	√	√	√	√	√	√	√	√
Ad. R ²	0.365	0.612	0.027	-0.131	0.379	0.634	0.017	-0.128

注: *、**、***分别表示在10%、5%和1%水平下的显著性,括号内为异方差稳健性标准误.控制变量同基准回归,且方向与显著性具有一致性.

3.4.2 环境投资成本效应 环境政策影响企业环保投入成本,进而影响企业的投入产出效率和竞争力.本文参考现有研究的做法^[28-29],选取上市公司企

业年报中的在建工程明细表中与污染预防、生态环境治理、绿色生产等相关的投资支出项加总求得环境投资成本(GI),使用其对数形式纳入模型(3),

检验政策组合的成本效应(研究假说 H2).结果如表 8 所示,三重政策组合有助于降低企业环境投资成本(-3.152**),对企业竞争力提升产生积极影响,即假说 H2 成立,验证了企业在碳交易市场中出售碳排放配额所获得的经济收益一定程度上弥补了其在双重政策组合下的环境成本投入^[41].

3.4.3 生产要素配置效应 作为生产要素的重要组成部分,企业资本与劳动力投入也可能因政策组合约束进行策略性配置.本文使用企业固定资产投资净额(lnK)、员工人数(lnL)以及二者的比值(资本劳动比,Ratio),分别衡量其资本要素、劳动力要素及其投入结构,检验政策组合的资源配置效应(研究假说 H3).结果如表 8 所示,三重政策组合下企业资本要素配置进一步优化,表现为固定资产投资显著下降(-0.002***),资本劳动比也呈下降趋势,即单位劳动力要素对应的固定资产减少,假说 H3 得到验证.张

为付等^[40]基于资本密集型和劳动密集型行业研究也显示:资本规模的降低将有利于污染和二氧化碳减排,促进企业清洁转型,与本研究得到结论一致,假说 H3 成立.

3.5 异质性分析

3.5.1 区域异质性 企业所处地理区位、区域市场条件差异也会对政策组合发挥作用产生不同影响,可能引起企业不同的应对行为,从而影响企业竞争力提升.本节选择中西部地区、试点地区样本分别进行回归分析.结果如表 9 所示,在中西部地区样本中,碳交易实施后的三重政策组合对企业竞争力的促进效应显著(0.001**),其中超低排放政策与环保税的替代效应更为明显(-0.025*, -0.031*).试点碳交易市场主要位于东部地区,市场条件相对较好,三重政策组合同样具有显著的增效效应,进一步验证了环境经济组合因市场激励更好的提升火电企业竞争力.

表 9 异质性分析:区域异质性

Table 9 Heterogeneity analysis: Regional heterogeneity

变量	中西部地区				试点地区			
	双重政策压力		三重政策压力		双重政策压力		三重政策压力	
	TFP	GTFP	TFP	GTFP	TFP	GTFP	TFP	GTFP
Tax-Ulp	0.007 (0.004)	0.007 (0.005)	-0.025* (0.015)	-0.031* (0.016)	0.008 (0.005)	0.009 (0.006)	-0.014 (0.009)	-0.020* (0.010)
Tax-Ulp-Ct			0.001** (0.000)	0.001** (0.000)			0.001** (0.000)	0.001** (0.000)
控制变量	√	√	√	√	√	√	√	√
year FE	√	√	√	√	√	√	√	√
firm FE	√	√	√	√	√	√	√	√
Ad. R ²	0.996	0.994	0.997	0.994	0.997	0.995	0.997	0.995

注: *、**、***分别表示在10%、5%和1%水平下的显著性,括号内为异方差稳健性标准误.控制变量同基准回归,且方向与显著性均与基准研究亦具有一致性.篇幅限制未展示单一政策效应,备索.下同.

3.5.2 清洁能源占比 能源结构深刻影响电力行业企业行为,进而影响其生产效率和竞争力.根据清洁能源电力占企业发电总量比重的中位数划分为两个子样本进行回归分析.结果如表 10 所示,清洁能源电力占比较高的电力企业样本中,三重政策组合增效效应更加显著(0.001*, 0.001*).而清洁能源电力占比较低电力企业,政策组合增效效应并不显著.可能的原因在于清洁能源电力占比较高的企业意味着更富裕的碳排放配额,具有更大的交易收益潜力,政策组合的激励作用更为明显,因此能获得更好的经济绩效,

竞争力较高,而清洁能源占比更低的企业,对火电的依赖程度较高,政策组合的激励作用并不明显.

3.5.3 政府环境监管程度 电力企业所面临的区域环境监管强度的不同也影响着其减污降碳行为,最终对其竞争力产生影响.如果一个城市公开更多的污染源信息,意味着其进行环境监管和治理的力度越强^[41-42].因此,本节基于公众环境研究中心计算的城市污染源监管信息公开指数(PITI)衡量区域环境监管力度,按照 PITI 指数中位数高低划分子样本进行回归分析.结果如表 11 所示,所处区域环境监管

更严格的样本中,三重政策组合对企业竞争力提升效应更为显著(0.001**,0.001***).同时,环境监管宽

松样本中,双重政策组合对企业竞争力的抑制作用更加明显.

表 10 异质性分析:清洁能源占比

Table 10 Heterogeneity analysis: Clean energy share

变量	清洁能源占比高				清洁能源占比低			
	双重政策压力		三重政策压力		双重政策压力		三重政策压力	
	TFP	GTFP	TFP	GTFP	TFP	GTFP	TFP	GTFP
Tax-Ulp	0.005 (0.005)	0.005 (0.005)	-0.043* (0.024)	-0.048* (0.026)	0.000 (0.004)	0.001 (0.004)	0.000 (0.008)	-0.002 (0.009)
Tax-Ulp-Ct			0.001* (0.000)	0.001* (0.001)			0.000 (0.000)	0.000 (0.000)
控制变量	√	√	√	√	√	√	√	√
year FE	√	√	√	√	√	√	√	√
firm FE	√	√	√	√	√	√	√	√
Ad. R ²	0.995	0.992	0.996	0.993	0.995	0.991	0.995	0.991

表 11 异质性分析:环境监管严格程度

Table 11 Heterogeneity analysis: Stringency of environmental regulation

变量	环境监管相对严格				环境监管相对宽松			
	双重政策压力		三重政策压力		双重政策压力		三重政策压力	
	TFP	GTFP	TFP	GTFP	TFP	GTFP	TFP	GTFP
Tax-Ulp	0.007 (0.005)	0.007 (0.005)	-0.016* (0.009)	-0.019* (0.010)	-0.075* (0.038)	-0.085* (0.042)	0.069 (0.103)	0.079 (0.119)
Tax-Ulp-Ct			0.001** (0.000)	0.001*** (0.000)			-0.059 (0.036)	-0.068 (0.041)
控制变量	√	√	√	√	√	√	√	√
year FE	√	√	√	√	√	√	√	√
firm FE	√	√	√	√	√	√	√	√
Ad. R ²	0.996	0.993	0.996	0.994	0.996	0.994	0.958	0.937

表 12 异质性分析:市场化程度

Table 12 Heterogeneity analysis: Marketization degree

变量	地区市场化程度高				地区市场化程度低			
	双重政策压力		三重政策压力		双重政策压力		三重政策压力	
	TFP	GTFP	TFP	GTFP	TFP	GTFP	TFP	GTFP
Tax-Ulp	0.017 (0.011)	0.020 (0.013)	0.031 (0.025)	0.036 (0.030)	-0.000 (0.005)	-0.000 (0.005)	0.009 (0.013)	0.010 (0.014)
Tax-Ulp-Ct			0.000 (0.000)	0.000 (0.000)			0.000 (0.000)	0.000 (0.000)
控制变量	√	√	√	√	√	√	√	√
year FE	√	√	√	√	√	√	√	√
firm FE	√	√	√	√	√	√	√	√
Ad. R ²	0.996	0.993	0.996	0.994	0.996	0.994	0.958	0.937

3.5.4 市场化程度 借鉴现有研究^[37],本节使用市

场化总指数衡量企业所在地区的市场化程度,根据

其中位数划分为两个子样分别进行回归分析,进一步验证区域市场化水平是否影响政策组合发挥作用.结果如表 12 所示,两类样本中,政策组合均未对企业 TFP 和 GTFP 产生显著影响.这可能与超低排放标准实施、环保税政策的覆盖范围和税率标准设置不受其所在区域市场环境的影响,全国碳交易政策实施后,进入交易市场的企业面临统一交易环境,地区市场化程度对三重政策组合发挥作用的影响进一步淡化,因此在两类企业样本中,政策组合效应并未在统计学意义上表现出显著区别.

4 结语

超低排放标准、环境保护税双重政策组合对电力企业竞争力无显著促进作用,而碳交易政策实施后的三重政策组合能够显著提升企业全要素生产率和绿色全要素生产率,促进环境绩效和经济绩效协同.三重政策组合能够激励企业技术创新,具有“弱波特效应”,此外,还可以通过降低环境投资成本、优化要素配置等机制提升企业竞争力.碳交易试点地区、清洁电力占比高、城市环境监管水平高的企业样本中,三重政策组合具有更为显著的增效效应.

进一步完善碳市场交易机制,扩大目标行业范围和企业数量,有利于激发企业绿色创新的内在动力,缓解环境治理成本压力;此外,适当提升的地方政府环境监管力度,有利于引导企业改善资本和劳动力要素配置,发挥环境经济政策组合最佳效应,实现企业层面环境和经济绩效协增长.

参考文献:

- [1] Kong J, GAO M. Carbon trading mechanism and industrial pollution behavior: A study based on regression discontinuity design analysis [J]. *Finance Research Letters*, 2024,69:106061.
- [2] Lesnikowski A, Biesbroek R, Ford J D, et al. Policy implementation styles and local governments: the case of climate change adaptation [J]. *Environmental Politics*, 2021,30(5):753-790.
- [3] Tanaka S, Yin W, Jefferson G H. Environmental regulation and industrial performance: Evidence from China [J]. Working Paper, Tufts University, Medford, 2014.
- [4] Wang Z, Zhang C, Li Y. How effective is the reduction of major pollutants in thermal power plants under the ultra-low emission policy? [J]. *Journal of Cleaner Production*, 2024,457:142428.
- [5] Christmann P. Effects of “best practices” of environmental management on cost advantage: The role of complementary assets [J]. *Academy of Management Journal*, 2000,43(4):663-680.
- [6] Rugman A M, Verbeke A. Corporate strategies and environmental regulations: An organizing framework [J]. *Strategic Management Journal*, 1998,19(4):363-375.
- [7] Rennings K, Ziegler A, Ankele K, et al. The influence of different characteristics of the EU environmental management and auditing scheme on technical environmental innovations and economic performance [J]. *Ecological Economics*, 2006,57(1):45-59.
- [8] Porter M E, Linde C V D. Toward a new conception of the environment-competitiveness relationship [J]. *Journal of Economic Perspectives*, 1995,9(4):97-118.
- [9] Qu Y, Li J, Wang S. Green total factor productivity measurement of industrial enterprises in Zhejiang Province, China: A DEA model with undesirable output approach [J]. *Energy Reports*, 2022,8:307-317.
- [10] Iraldo F, Testa F, Melis M, et al. A literature review on the links between environmental regulation and competitiveness [J]. *Environmental Policy and Governance*, 2011,21(3):210-222.
- [11] Arimura T, Hibiki A, Johnstone N. An empirical study of environmental R&D: what encourages facilities to be environmentally innovative [J]. *Environmental Policy and Corporate Behaviour*, 2007:142-173.
- [12] Burtraw D, Evans D A, Krupnick A, et al. Economics of pollution trading for SO₂ and NO_x [J]. *The Annual Review of Environment and Resources*, 2005,30(1):253-289.
- [13] Schmalensee R, Stavins R N. The SO₂ allowance trading system: The ironic history of a grand policy experiment [J]. *Journal of Economic Perspectives*, 2013,27(1):103-122.
- [14] Wang Y, Zhou R. Can carbon emission trading policies promote the withdrawal of government subsidies and the green development of enterprises? Empirical evidence from China's A-share market [J]. *Humanities and Social Sciences Communications*, 2024,11(1):1-16.
- [15] Chang K, Lu S, Song X. The impacts of liquidity dynamics on emissions allowances price: different evidence from China's emissions trading pilots [J]. *Journal of Cleaner Production*, 2018,183:786-796.
- [16] Cao E, Yu M. The bright side of carbon emission permits on supply chain financing and performance [J]. *Omega*, 2019,88:24-39.
- [17] Aydin R, Mansour M. Investigating sustainable consumer preferences for remanufactured electronic products [J]. *Journal of Engineering Research*, 2023,11(1):100008.
- [18] Veith S, Werner J R, Zimmermann J. Capital market response to emission rights returns: Evidence from the European power sector [J]. *Energy Economics*, 2009,31(4):605-613.
- [19] Niu X, Zhang Y, Li B, et al. How does carbon emission trading scheme affect enterprise market value? A roadmap towards natural resources sustainability [J]. *Resources Policy*, 2024,88:104542.
- [20] Guo J, Li C. Does China's carbon emissions trading policy improve enterprise green innovation? [J]. *Finance Research Letters*, 2024,69:106214.
- [21] 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.
- [22] Zhang N, Choi Y. Total-factor carbon emission performance of fossil

- fuel power plants in China: A metafrontier non-radial Malmquist index analysis [J]. *Energy Economics*, 2013,40:549-559.
- [23] See K F, Coelli T. Estimating and decomposing productivity growth of the electricity generation industry in Malaysia: A stochastic frontier analysis [J]. *Energy Policy*, 2013,62:207-214.
- [24] Amani N, Valami H B, Ebrahimnejad A. Application of malmquist productivity index with carry-overs in power industry [J]. *Alexandria Engineering Journal*, 2018,57(4):3151-3165.
- [25] Tang H L, Liu J M, Wu J G. The impact of command-and-control environmental regulation on enterprise total factor productivity: A quasi-natural experiment based on China's "Two Control Zone" policy [J]. *Journal of Cleaner Production*, 2020,254:120011.
- [26] Xie R H, Yuan Y J, Huang J J. Different types of environmental regulations and heterogeneous influence on "green" productivity: evidence from China [J]. *Ecological Economics*, 2017,132:104-112.
- [27] Pan X, Pu C, Yuan S, et al. Effect of Chinese pilots carbon emission trading scheme on enterprises' total factor productivity: the moderating role of government participation and carbon trading market efficiency [J]. *Journal of Environmental Management*, 2022,316:115228.
- [28] 张琦, 邹梦琪. 环境治理垂直改革的效果、基层机制与影响因素 [J]. *经济研究*, 2022,57(8):172-190.
- Zhang Q, Zou M Q. Real effects, grassroots mechanism and influencing factors of vertical management reform of environmental protection departments [J]. *Economic Research Journal*, 2022,57(8):172-190.
- [29] 赵领娣, 王小飞, 徐乐. 企业绿色投资降低了股价波动性吗? [J]. *中国人口资源与环境*, 2022,32(2):85-95.
- Zhao L D, Wang X F, Xu L. Does corporate green investment reduce stock price volatility? [J]. *China Population, Resources and Environment*, 2022,32(2):85-95.
- [30] Cui J, Zhang J, Zheng Y. Carbon price, innovation, and firm competitiveness [J]. *SSRN Electronic Journal* (February 20, 2023), 2023.
- [31] Zhao X, Sun B. The influence of Chinese environmental regulation on corporation innovation and competitiveness [J]. *Journal of Cleaner Production*, 2016,112:1528-1536.
- [32] Li C, Qi Y, Liu S, et al. Do carbon ETS pilots improve cities' green total factor productivity? Evidence from a quasi-natural experiment in China [J]. *Energy Economics*, 2022,108:105931.
- [33] Mao X Q, Zeng A, Hu T, et al. Co-control of local air pollutants and CO₂ from the Chinese coal-fired power industry [J]. *Journal of Cleaner Production*, 2014,67:220-227.
- [34] 王敏, 冯相昭, 杜晓林, 等. 工业部门污染物治理协同控制温室气体效应评价——基于重庆市的实证分析 [J]. *气候变化研究进展*, 2021,17(3):296-304.
- Wang M, Feng X Z, Du X L, et al. Evaluation of co-controlling GHGs from pollutant reduction facilities in the industrial sectors, empirical analysis based on data in Chongqing city [J]. *Climate Change Research*, 2021,17(3):296-304.
- [35] Fu S, Wang D. Can hybrid carbon asset pledge financing strategy benefit production and abatement emission investment decisions for authorized remanufacturing firms? [J]. *Expert Systems with Applications*, 2025,275:126858.
- [36] 张惠琳, 牛海鹏, 张平淡. 环境规制、投资效率和企业全要素生产率 [J]. *管理评论*, 2024,36(1):16-28.
- Zhang H L, Niu H P, Zhang P D. Environmental regulation, investment efficiency and enterprise total factor productivity [J]. *Management Review*, 2024,36(1):16-28.
- [37] 戴宏伟, 郑立晨. 当断则断: 重点产业政策退出、过度投资缓解与企业绩效高质量发展 [J]. *数量经济技术经济研究*, 2024,41(3):68-88.
- Dai H W, Zheng L C. The impact of industrial policy exit on enterprise investment and production efficiency [J]. *Journal of Quantitative & Technological Economics*, 2024,41(3):68-88.
- [38] Li C, Teng Y, Zhou Y, et al. Can environmental protection tax force enterprises to improve green technology innovation? [J]. *Environmental Science and Pollution Research*, 2024,31(6):9371-9391.
- [39] Sun C, Tie Y, Yu L. How to achieve both environmental protection and firm performance improvement: Based on China's carbon emissions trading (CET) policy [J]. *Energy Economics*, 2024,130(107282).
- [40] 张为付, 周长富, 马野青. 资本积累和劳动力转移驱动下开放型经济发展的环境效应 [J]. *南开经济研究*, 2011,(4):108-122.
- Zhang W F, Zhou C F, Ma Y Q. Environmental effects of open economy development driven by capital accumulation and labor transference [J]. *Nankai Economic Studies*, 2011,(4):108-122.
- [41] Tu Z, Hu T, Shen R. Evaluating public participation impact on environmental protection and ecological efficiency in China: Evidence from PITI disclosure [J]. *China Economic Review*, 2019,55:111-123.
- [42] Zhang M, Huang M. Study on the impact of informal environmental regulation on substantive green innovation in China: Evidence from PITI disclosure [J]. *Environmental Science and Pollution Research*, 2023,30(4):10444-10456.

作者简介: 王张弛(1995-),女,山西运城人,博士,主要研究方向为企业环境管理,环境政策分析.发表论文6篇.wangzhangchi@cqc.com.cn.