碳排放权交易机制如何赋能企业高质量发展*

● 陶春华　孙　凯　张资政
（桂林理工大学商学院/桂林理工大学环境会计研究所　桂林　541004）

【摘　要】碳排放权交易机制作为推动经济社会发展全面绿色转型的重要制度创新和实现双碳目标的重要抓手，能否利用市场机制赋能企业高质量发展，是当前急需解答的重要问题。基于 2010—2023 年中国 A 股上市公司的面板数据，采用多期双重差分法探讨了碳排放权交易机制的实施与企业全要素生产率之间的关系。实证结果表明，碳排放权交易机制的实施能够显著提升企业全要素生产率。中介机制分析表明，碳排放权交易机制的实施通过发挥技术创新效应、信息不对称缓释效应和融资纾困效应提升企业全要素生产率。拓展性分析表明，碳排放权交易机制提升企业全要素生产率的效应在所在地区碳排放权交易市场非履约主体较活跃以及碳价较高时更显著；同时，该效应在高碳行业和竞争程度较高的行业中也更为显著。

【关键词】碳排放权交易机制　高质量发展　全要素生产率
中图分类号：F832.5　　文献标识码：A

1. 引言

2020 年 9 月 22 日，习近平主席在第七十五届联合国大会一般性辩论上的讲话中提出，中国将提高国家自主贡献力度，采取更加有力的政策和措施，二氧化碳排放力争于 2030 年前达到峰值，努力争取 2060 年前实现碳中和。我国自 2013 年开始在八个试点地区先后建立了碳排放权交易市场，2021 年 7 月全国碳排放权交易市场也正式启动。近年来，我国碳市场建设取得了显著进展。截至 2024 年

* 基金项目：国家社会科学基金一般项目“数智赋能西南民族地区生态保护修复监管的机制与路径研究”（项目批准号：24BMZ055）；广西研究生教育创新计划项目“数字化转型与企业碳中和表现：影响机理、溢出效应与优化路径”（项目批准号：YCSW2025430）；桂林理工大学科研启动经费资助项目（项目批准号：GUTQDJJ2020038）以及广西壮族自治区科技智库成果（广西资源环境科技创新与绿色低碳发展研究智库）。
通讯作者：陶春华，E-mail：taochh1@163.com。

末，全国碳市场累计成交量达 6.3 亿吨，累计成交额达 430.33 亿元①。这表明我国的碳市场运行整体平稳有序，交易持续活跃，市场容量不断扩大。

与此同时，我国经济社会正处于绿色低碳转型的关键阶段，急需从以高碳排放、高污染为特征的粗放型增长模式“换挡”到以绿色、低碳为导向的高质量发展模式。这是因为传统发展模式对资源依赖度高、环境破坏严重，已难以适应新时代可持续发展的需要。在全球积极应对气候变化、推动绿色发展的大背景下，加快“换挡”进程，既是我国履行国际责任的必然选择，也是提升经济竞争力、改善生态环境质量和实现经济高质量发展的内在需求。党的二十大报告也明确指出“推动经济社会发展绿色化、低碳化是实现高质量发展的关键环节”。企业作为实施碳减排的主要载体及核心领域，在实现双碳目标的进程中，应当切实承担节能降碳主体责任。在这一背景下，碳排放权交易机制能够通过总量控制和市场交易对企业形成减排约束与激励。一方面，根据强波特假说和外部性理论，碳排放权交易机制能够激发企业创新活力，实现生产要素的重新配置。另一方面，根据遵循成本说，碳排放权交易机制的实施可能会增加企业成本，挤占企业利润空间。此外，现实中交易成本的存在也不满足科斯定理中交易成本为零的理想状态，进而对政策实施的实际效果产生一定影响。那么，碳排放权交易机制作为市场导向型环境规制是否能赋能企业高质量发展？二者之间的关系能否得到实证支持？对这些问题的回答，不仅关系到碳排放权交易机制的完善和企业碳减排工作的实施，更关乎双碳目标下中国经济的高质量发展与经济社会发展的全面绿色转型。

鉴于此，本文基于 2010—2023 年中国 A 股上市公司的面板数据，采用多期双重差分法探讨了碳排放权交易机制的实施与企业全要素生产率之间的关系，最终得到如下结论：（1）碳排放权交易机制的实施能够显著提升企业全要素生产率，并在进行平行趋势检验、缓解遗漏变量问题、采用工具变量法、排除政策干扰、替换被解释变量和安慰剂检验后仍然成立。（2）机制分析发现，碳排放权交易机制对企业全要素生产率的提升作用主要是通过技术创新效应、信息不对称缓释效应和融资纾困效应实现的。（3）拓展性分析表明，碳排放权交易机制提升企业全要素生产率的效应在所在地区碳排放权交易市场非履约主体较活跃以及碳价较高时更显著；同时，该效应在高碳行业和竞争程度较高的行业中也更为显著。

本文可能的边际贡献在于：

（1）本文丰富了碳排放权交易机制对企业高质量发展影响的研究。既有文献对于二者关系的内在机理存在不同的观点，大多聚焦于技术创新（范丹等，2022；叶云岭和张其仔，2024）等机制。本文进一步发现了信息不对称机制在二者之间的作用，揭示了碳排放权交易机制通过提高企业信息透明度、降低与外部利益相关者信息不对称程度来促进资源优化配置的新路径。

（2）本文从行业特征角度扩展了碳排放权交易机制的研究。既有研究探讨了行业竞争程度和碳市场特征（胡珺等，2023）等因素如何影响碳排放权交易机制的政策效果，本文则从行业碳强度视角探讨了碳排放权交易机制的政策效应。高碳行业作为碳减排的重点领域，其在碳排放权交易机制下的生产效率提升，不仅验证了碳市场政策的靶向作用，也为推动高碳行业绿色转型提供了经验证据。

① 人民网，http://finance.people.com.cn/n1/2025/0113/c1004-40401045.html.

（3）本文为我国完善碳排放权交易市场建设和促进企业高质量发展提供了实证支持与政策启示。相较于现有文献，本文进一步发现了碳排放权交易机制对企业全要素生产率的提升作用在非高科技行业和企业信息不对称程度较高时更为显著，这为控排企业通过碳排放权交易机制提升其全要素生产率提供了路径选择，也为政府加强政策引导、提高碳排放权交易市场的透明度和监管效率提供了重要参考与经验借鉴。

2. 制度背景、文献综述与研究假设

2.1 制度背景

全球碳交易市场的发展始于《京都议定书》的实施，该议定书首次在国际层面引入了碳排放权交易机制，标志着全球正式开启了以市场机制应对气候变化的探索之路。在此背景下，欧盟率先启动了全球首个国际碳排放交易体系（EU ETS）；美国虽未建立覆盖全国的统一碳市场，但仍然在地区层面进行碳市场建设，如美国西部气候倡议（WCI）、美国区域温室气体倡议（RGGI）等；2010 年日本东京碳市场成立，是亚洲最早建立的城市级碳市场。这些区域性碳市场的运行，不仅有效推动了当地温室气体的减排工作，也为全球碳市场的发展积累了宝贵经验。与此同时，中国也积极响应国际社会的减排要求，同时结合自身国情，逐步构建了中国碳排放权交易制度体系。

我国碳交易市场的建设大致可以分为三个阶段。第一阶段为 2004—2010 年。在这一阶段，我国作为《京都议定书》的主要缔约国之一，通过清洁发展机制（CDM）引入碳交易理念，于 2004 年 5 月 31 日颁布《清洁发展机制项目运行管理暂行办法》，并在此基础上结合当时我国国情和机制实际运行情况，于 2005 年 10 月 12 日对其进行修订并制定了《清洁发展机制项目运行管理办法》。第二阶段为 2011—2020 年。2011 年 10 月 29 日，国家发展改革委办公厅在发布的《关于开展碳排放权交易试点工作的通知》中宣布，北京、天津、上海、重庆、湖北、广东及深圳 7 个省市将作为我国碳排放权交易试点地区率先开展碳排放权市场交易。2013 年 6 月，深圳率先启动了我国首个碳排放权交易市场，随后，上海、北京、广东、天津、湖北和重庆相继上线交易。2016 年，福建省也宣布启动碳排放权交易市场。第三阶段为 2021 年至今。2021 年 7 月 16 日，全国碳排放权交易市场正式启动，发电行业重点排放企业成为首批被纳入全国碳排放权交易市场的控排企业，这标志着我国碳交易从区域试点到全国统一市场的转变。2024 年 5 月 1 日，《碳排放权交易管理暂行条例》正式施行，首次以行政法规的形式明确了碳排放权交易市场制度。2025 年 3 月 21 日，生态环境部印发《全国碳排放权交易市场覆盖钢铁、水泥、铝冶炼行业工作方案》，标志着全国碳排放权交易市场首次扩大行业覆盖范围工作正式进入实施阶段。

碳排放权交易机制作为一项市场导向型环境规制，遵循“污染者付费”原则，通过总量-交易制度实现污染外部性的内部化，进而约束企业的碳排放。首先，政府会依据环境容量对碳排放总量设置上限；其次，各个碳排放权交易试点市场会根据企业历史碳排放强度来确定相应的控排企业名单；然后，试点地区按照历史法或基准法对各控排企业的初始碳排放配额进行分配；最后，对各控排企

业到期开展配额清缴。在此过程中，控排企业可以根据自身初始碳排放配额以及实际的碳排放情况，对碳排放额度进行买卖，但最终应满足碳排放权交易市场的总量控制要求。

当前我国各试点地区碳排放权交易机制的设计与实施存在一定差异，这也导致各个碳市场的交易规模和活跃程度存在明显不同。表 1 列示了截至 2024 年 12 月 31 日我国碳市场的平均交易情况。可以发现，全国、湖北和广东的碳市场交易规模和交易活跃程度都较高，福建和重庆的碳市场规模和活跃度都相对较低。因此，碳排放权交易的显著市场差异也为探讨碳市场机制设计和实施效果提供了契机。

表 1　　**中国碳市场平均交易情况（截至 2024 年 12 月 31 日）**

碳市场	首次交易时间	日均成交均价（元/吨）	日均交易量（万吨）	日均交易额（万元）	交易活跃程度（交易日/工作日）
深圳	2013 年 8 月 5 日	66. 61	1. 87	61. 43	0. 81
北京	2013 年 11 月 28 日	71. 65	1. 30	94. 77	0. 57
广东	2013 年 12 月 19 日	37. 73	5. 49	188. 93	0. 87
上海	2013 年 12 月 19 日	43. 43	1. 43	58. 22	0. 61
天津	2013 年 12 月 26 日	42. 80	4. 81	121. 40	0. 36
湖北	2014 年 4 月 2 日	30. 33	3. 89	105. 72	0. 92
重庆	2014 年 6 月 19 日	21. 54	1. 31	7. 22	0. 35
福建	2017 年 1 月 9 日	22. 51	1. 56	31. 58	0. 27
全国碳排放权交易市场	2021 年 7 月 16 日	66. 68	75. 03	5122. 94	0. 97

数据来源：根据碳市场数据手工整理得到。

2. 2　文献综述

2. 2. 1　碳排放权交易机制的经济后果

碳排放权交易机制作为一项市场导向型环境规制，其实施具有长期性，同时该政策主要目的在于解决由于污染企业的负外部性带来的环境问题（陶春华等，2025），因而越来越多的学者开展了对碳排放权交易机制的研究。碳排放权交易机制在欧盟（Teixidó et al.，2019）、美国（Lopomo et al.，2011）以及日本（Nguyen et al.，2019）都有较好的减排效应。虽然我国碳排放权交易起步较晚，但双碳目标的提出使我国碳排放权交易机制受到全社会的广泛关注。尽管有学者指出，中国的试点碳市场未能达到弱式有效水平（马跃和冯连勇，2022），但不可否认的是，碳排放权交易机制在宏观层面和微观层面都产生了影响。

在宏观层面，大多数学者认为碳排放权交易机制的实施可以起到显著降低试点省市的碳排放量

与碳强度（吴茵茵等，2021）、促进碳中和技术升级（曹翔和苏馨儿，2023）等正向作用。但也有研究表明，碳试点虽然对国家层面的全要素生产率增长是有利的，但降低了试点地区的全要素生产率（贾智杰等，2023）。

在微观层面，首先，碳排放权交易机制的实施会影响企业绩效。从财务绩效来看，企业通过出售配额可以获得额外收益，进而改善企业财务状况并提升现金持有量（Li et al.，2022）。然而，部分学者也指出，该机制仅能提高企业短期价值而不能影响企业长期价值（沈洪涛和黄楠，2019）。从环境绩效来看，碳排放权交易机制的实施能够促使企业进行碳减排，实现企业的低碳转型（田超和肖黎明，2023）。其次，碳排放权交易机制的实施也会影响企业在资本市场的表现。企业参与碳排放权交易会促使投资者要求更高的风险溢价，从而增加企业的股权资本成本（刘向强等，2024），同时碳风险溢价的存在有利于增强股票的流动性（Yang et al.，2023）和提升股票回报率（Wen et al.，2020）。另外，根据强波特假说（Jaffe and Palmer，1997），大部分学者认为碳排放权交易机制能有效促进企业创新（冯国强和王锦，2023），更进一步，张杨等（2024）认为相较于绿色实用新型专利，碳排放权交易机制对绿色发明专利的正向影响更为显著，但 Lyu 等（2020）则发现该机制的实施在短期内会抑制低碳技术创新的发展。最后，已有学者关注到碳排放权交易机制能促进企业高质量发展，提升企业全要素生产率（胡珺等，2023），但也有研究发现，虽然碳排放权交易机制能促进碳减排，但会导致营业成本增加、劳动生产率降低，从而对企业全要素生产率产生显著负向影响（胡玉凤和丁友强，2020）。

2.2.2 企业全要素生产率的影响因素

企业高质量发展作为企业发展新范式（黄速建等，2018），体现了企业全面提升自身能力的动态过程，因而全要素生产率也成为众多学者衡量高质量发展的主要指标（石大千等，2019）。现有研究对企业全要素生产率的探讨大多从内部行为和外部环境两个维度展开。

在内部行为方面，企业全要素生产率受到 ESG 实践（李甜甜和李金甜，2023）以及数字化转型（赵宸宇等，2021）等因素的影响。在外部环境方面，地区金融科技发展（宋敏等，2021）、政府治理改革（张思涵等，2022）等因素也会影响企业全要素生产率。环境规制作为政府环境治理的重要手段，其如何影响企业全要素生产率逐渐受到学者们的关注，并可以归纳为三种观点。一是“遵循成本说”，即认为环境规制会导致企业成本的增加，对企业的生产决策施加了新的约束条件，从而降低全要素生产率（Cai and Ye，2020）；二是“创新补偿说”，其强调环境规制会激励和倒逼企业进行技术创新，进而弥补企业因响应环境规制导致的损失（Albrizio et al.，2017）；三是“中性说”，该观点认为环境规制与企业全要素生产率之间的关系是多种因素共同作用的结果（王杰和刘斌，2014）。在此基础上，部分学者将环境规制进一步区分为命令控制型和市场导向型等类别进行分析。其中，在命令控制型环境规制中，赵海峰等（2022）研究发现中央环保督察推动了制造业的转型升级；而在市场导向型环境规制中，任胜钢等（2019）则从排污权交易机制入手探讨了其对于全要素生产率的提升作用。

综上所述，现有文献对于碳排放权交易和企业全要素生产率的研究分别取得了较大的进展，但目前关于碳排放权交易机制的结论还存在分歧，且研究方法较多选择单一的政策冲击时点，研究样

本选取方面则主要从试点区域而非控排企业入手，存在一定不足。本文在现有研究的基础上，通过手工整理碳排放权交易试点区域公布的控排企业名单，同时采取多期双重差分法探讨碳排放权交易机制的实施对于企业全要素生产率的影响，以论证碳排放权交易机制是否能切实推动企业实现高质量发展。

2.3 研究假设

碳排放权交易机制通过总量控制与市场交易对企业形成减排约束和激励，推动企业进行绿色治理，促使控排企业在技术创新、信息披露以及缓解融资约束等方面取得显著进步，进而推动企业实现高质量发展。

第一，碳排放权交易机制能够发挥技术创新效应进而提升企业全要素生产率。从成本压力角度看，在碳排放权交易机制下，由于受到碳排放配额的约束，控排企业可能需要额外购买配额或面临未履约的处罚成本，这些都增加了企业的生产成本（胡玉凤和丁友强，2020）。为了缓解潜在的成本压力，企业有动机进行技术创新，从源头降低环境污染（范丹等，2022）。从潜在收益角度看，控排企业通过技术创新不仅能够降低可能的交易成本及环境治理费用，还能提高生产效率和市场竞争力（胡珺等，2023），从而增加企业收益。与此同时，企业通过技术创新将碳排放降低至配额以下，可以额外获得碳配额出售收益，这也在一定程度上抵消了环境规制所带来的成本。在此驱动下，受碳排放权交易机制激励的控排企业会逐步增强其创新动力。因此，碳排放权交易机制的实施既能够对控排企业形成技术革新的倒逼效应，也能够激发其创新意愿。控排企业创新能力的提升不仅可以直接作用于碳减排，还能够提升生产效率和增强企业的市场竞争力，进而实现企业高质量发展。

第二，碳排放权交易机制能够发挥信息不对称缓释效应从而提升企业全要素生产率。一方面，碳排放权交易机制的确立为控排企业提供了明确的碳排放成本信号，使企业能够更清晰地评估自身碳排放行为的经济后果。与此同时，企业根据碳排放权交易机制的要求披露碳排放等信息，有助于提升市场主体对企业碳风险与绩效的识别能力，从而缓解控排企业与外部利益相关者的信息不对称（陶春华等，2025），增加企业的信息透明度和可靠性。另一方面，控排企业为展示其绿色形象和可持续发展能力（李创等，2023），也会主动公开关于碳减排战略、绿色实践等信息，从而帮助企业树立良好形象，在市场竞争中获得优势。随着控排企业与外部利益相关者之间的信息不对称逐步得到缓解，控排企业得以受到投资者更为精准的评估，进而吸引更多资金进行技术创新；监管机构根据公开的碳排放信息，能够更有效地实施监管政策；消费者则可以根据企业的环境表现，选择更环保的产品和服务，推动企业向绿色低碳转型。此外，信息透明化还能够促进企业间的竞争与合作，激励企业不断寻求更先进的技术和管理方法，推动生产效率的提升。因此，碳排放权交易机制能够发挥信息不对称缓释效应，缓解控排企业与外部利益相关者的信息不对称，使企业获得更多的外部资源支持、强化碳排放管理和提升生产效率，推动实现企业的高质量发展。

第三，碳排放权交易机制能够发挥融资纾困效应从而提升企业全要素生产率。根据前文分析，碳排放权交易机制可以提升控排企业信息透明度，使金融机构能够更准确地评估企业的环境风险和可持续发展能力，从而提升企业的信用评级，降低融资成本（李楠等，2024）。与此同时，在市场交

易机制下，控排企业所拥有的碳排放配额能够转化为控排企业所特有的一项资产，企业在完成减排目标的前提下，可以对碳排放配额进行出售获得减排收益。此外，碳排放权交易机制的实施还促进了绿色金融体系的完善。随着碳市场的不断成熟与完善，与碳排放配额相关的碳债券、碳基金等碳金融产品应运而生。碳金融产品的不断创新与发展，也使得碳排放配额的可抵押性不断增强（邓若翰，2023），并且持有政府背书的碳排放配额能够增强控排企业对绿色投资者的吸引力和金融机构的放贷意愿，进而不断拓宽企业融资渠道，降低企业的融资约束及融资成本。碳排放权交易机制所发挥的融资纾困效应能够使企业将更多的资源投入技术创新和生产效率提升，通过优化生产流程等方式实现控排减排，进而提升全要素生产率。因此，碳排放权交易机制的实施能够有效缓解企业融资压力，为其技术革新与产业升级提供资金保障，实现企业的高质量发展。

基于上述分析，在碳排放权交易机制的约束和激励下，控排企业可以通过发挥技术创新效应、信息不对称缓释效应和融资纾困效应实现企业高质量发展。因此，本文提出如下假设：

H1：碳排放权交易机制的实施能够提升企业全要素生产率。

3. 研究设计

3.1 样本选择与数据来源

本文选取 2010—2023 年的 A 股上市公司作为研究对象，并对样本进行如下筛选：（1）剔除金融类上市公司；（2）剔除处于 ST、＊ST 异常交易状态的样本；（3）剔除主要变量缺失的样本。最终本文得到 36681 个企业-年度样本观测值。为避免异常值对研究结果的影响，本文利用 Winsor2 对连续变量进行上下 1%的缩尾处理。本文财务数据均来自 CSMAR 数据库和 CNRDS 数据库。

3.2 模型设计

为验证假设，本文构建如下多期双重差分模型进行检验：

$$TFP_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 CTS_i \times Post_t + \alpha Controls_{it} + FixedEffect + \epsilon_{it} \quad (1)$$

模型（1）中，TFP_{it}是被解释变量，代表企业全要素生产率；$CTS_i \times Post_t$为核心解释变量，代表上市公司是否控排企业与进入时间的交乘项；$Controls_{it}$为控制变量；FixedEffect 分别表示年度固定效应、个体固定效应和地区固定效应；ϵ_{it}为随机扰动项；下标 i 和 t 分别代表个体企业和时间。

3.3 变量说明

3.3.1 被解释变量

本文的被解释变量是企业全要素生产率（TFP），目前对于全要素生产率的衡量方法主要有 OP 法、LP 法、OLS 法等。其中 LP 法由于可以减少样本损失，能更精确地计算出企业的全要素生产率，

所以本文借鉴 Levinsohn 和 Petrin（2003）、李甜甜和李金甜（2023）等学者的做法，采用 LP 法计算的全要素生产率作为主要检验对象。

3.3.2 核心解释变量

本文的核心解释变量是上市公司是否控排企业与进入时间的交乘项（CTS×Post）。具体而言，CTS 为分组虚拟变量，本文借鉴沈洪涛和黄楠（2019）等学者的做法，根据各试点省市发展和改革委员会以及生态环境厅（局）的官网信息手工整理了纳入碳排放权交易市场的控排企业名单，并将控排企业名单与上市公司及其参控股公司进行匹配，若其为控排企业，则赋值为 1，否则为 0；Post 为时间虚拟变量，上市公司被纳入控排企业的当年及以后赋值为 1，否则为 0。

3.3.3 控制变量

为更好控制其他因素对企业全要素生产率的影响，本文借鉴李甜甜和李金甜（2023）等学者的做法，将控制变量设定如下：企业年龄（Age）、股权集中度（TOP）、两职合一（Dua）、董事会规模（Board）、独立董事占比（Indep）、固定资产规模（Fixed）和产权性质（SOE）。

具体变量定义见表 2。

表 2　　变 量 定 义

变量类型	变 量 名 称	变量符号	取值和说明
被解释变量	全要素生产率	TFP	LP 法计算的全要素生产率
核心解释变量	上市公司是否控排企业	CTS	上市公司属于控排企业赋值为 1，否则为 0
	时间变量	Post	上市公司被纳入控排企业的当年及以后赋值为 1，否则为 0
控制变量	企业年龄	Age	会计年度与企业成立年份之差的自然对数
	股权集中度	TOP	第一大股东持股比例
	两职合一	Dua	董事长与总经理为同一人赋值为 1，否则为 0
	董事会规模	Board	董事会董事数量的自然对数
	独立董事占比	Indep	独立董事数量与董事会董事数量之比
	固定资产规模	Fixed	期末固定资产净额与总资产之比
	产权性质	SOE	企业为国有企业赋值为 1，否则为 0

4. 实证检验

4.1 描述性统计

表 3 汇报了本文主要变量的描述性统计情况。从表 3 中可以看出，上市公司的全要素生产率

（TFP）均值为 6. 710，中位数为 6. 604，标准差为 0. 877，说明上市公司之间的全要素生产率差异较大，均值远小于最大值也说明上市公司的全要素生产率仍有待提升，这为探究碳排放权交易机制如何赋能企业高质量发展提供了契机。控制变量中，固定资产规模（Fixed）的最小值为 0. 002，最大值为 0. 675，标准差为 0. 154，表明不同公司间的固定资产规模存在较大差距。其他控制变量描述性统计结果均处于较为合理的范围。本文主要变量描述性统计结果与已有研究较为一致。

表 3　　变量描述性统计

变量	样本量	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
TFP	36681	6. 710	0. 877	4. 942	6. 604	9. 145
CTS×Post	36681	0. 050	0. 218	0	0	1
Age	36681	2. 954	0. 322	1. 946	2. 996	3. 611
TOP	36681	0. 341	0. 146	0. 090	0. 318	0. 742
Dua	36681	0. 292	0. 455	0	0	1
Board	36681	2. 118	0. 196	1. 609	2. 197	2. 639
Indep	36681	0. 376	0. 053	0. 333	0. 364	0. 571
Fixed	36681	0. 210	0. 154	0. 002	0. 181	0. 675
SOE	36681	0. 351	0. 477	0	0	1

4. 2　基准回归结果

为分析碳排放权交易机制与企业全要素生产率之间的关系，本文进行了基准回归，表 4 报告了相应的回归结果。在列（1）中，模型未加入控制变量也未控制固定效应，以简单探究二者的关系，可以发现 CTS×Post 的系数为 0. 804，并且在 1%的水平上显著，说明碳排放权交易机制的实施提升了企业全要素生产率，初步支持了本文假设；在列（2）中，回归模型加入了控制变量，此时 CTS×Post 的系数仍在 1%的水平上显著为正；在列（3）中，回归模型加入了控制变量同时控制了年度、个体和地区固定效应，此时 CTS×Post 的系数为 0. 027，并且在 5%的水平上显著。由此，本文假设得到初步验证，碳排放权交易机制的实施能够显著提升企业全要素生产率。

表 4　　基准回归结果

变量	（1） TFP	（2） TFP	（3） TFP
CTS×Post	0. 804 ***	0. 630 ***	0. 027 **
	（39. 360）	（31. 351）	（2. 022）

续表

变量	（1） TFP	（2） TFP	（3） TFP
Age		0.377***	0.621***
		（28.241）	（12.901）
TOP		0.842***	0.124**
		（27.426）	（2.528）
Dua		−0.095***	−0.014*
		（−10.116）	（−1.699）
Board		0.546***	0.160***
		（19.864）	（5.725）
Indep		1.199***	0.152*
		（12.223）	（1.846）
Fixed		−1.248***	−1.195***
		（−41.584）	（−28.855）
SOE		0.305***	−0.049***
		（29.284）	（−2.642）
Constant	6.670***	3.854***	4.710***
	（1448.242）	（40.687）	（28.049）
年度/个体/地区	未控制	未控制	控制
N	36681	36681	36681
R^2	0.040	0.175	0.060

注：括号中为聚类稳健 *t* 值；*、**、*** 分别表示在 10%、5%和 1%的水平上显著，R^2为组内 R^2，下同。

4.3 稳健性检验

4.3.1 平行趋势检验

平行趋势检验是使用双重差分模型的前提，本文借鉴袁礼和周正（2022）的做法，构建模型（2）检验碳排放权交易机制实施前后企业全要素生产率的变化趋势，具体模型如下：

$$\mathrm{TFP}_{it} = \beta_0 + \sum_{-4}^{6} \beta_t \, \mathrm{Shock}_{it} + \beta \, \mathrm{Controls}_{it} + \mathrm{FixedEffect} + \epsilon_{it} \tag{2}$$

其中，Shock_{it}为相对碳排放权交易机制实施时间的虚拟变量，$t=1$ 表示碳排放权交易机制实施后第一年，将所有控排企业进入控排名单后一年的 Shock_{it}变量赋值为 1，其余样本赋值为 0，以此类推。此外，模型选择企业进入控排名单的前一年作为基期，其他变量定义与模型（1）相同。图 1 绘制了平行趋势的估计结果以及 95%的置信区间。结果显示，在碳排放权交易机制实施前，β_t均未通

过 5%水平的显著性检验，表明在碳排放权交易机制实施前，控排企业与非控排企业的全要素生产率并无系统性差异，符合平行趋势假设；而从碳排放权交易机制实施后第二年开始，β_t均在 5%的水平上显著为正，说明碳排放权交易机制的实施提升了全要素生产率并存在一定的滞后性，因此估计结果通过了平行趋势检验。

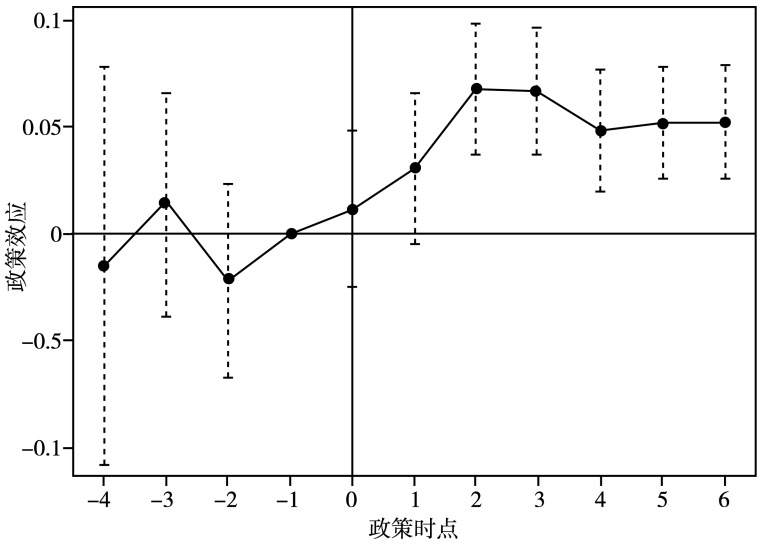

图 1　平行趋势检验

4.3.2　缓解遗漏变量问题

第一，本文使用 PSM-DID 方法进行检验，分别进行 1∶2 近邻匹配、核匹配以及半径匹配，匹配后的实验组和对照组在协变量方面的差异明显下降，且匹配后的 ATT 值显著，t 检验结果不显著，说明匹配后两组之间并无系统性差异。进行 PSM 匹配后的具体回归结果见表 5 列（1）、列（2）和列（3），可以发现 CTS×Post 的系数均在 5%的水平上显著为正，进一步验证了本文结论的稳健性。

第二，本文通过控制高维固定效应进行检验，在控制年度、个体和地区固定效应的基础上，加入了年度-行业的交互固定效应来控制随着时间变化的行业特征影响因素。具体回归结果见表 5 列（4），可以看出，在控制高维固定效应之后，CTS×Post 的系数在 10%水平上显著，表明在考虑了可能存在的随时间变化的行业特征影响因素后，本文结论依然成立。

4.3.3　工具变量法

为了缓解可能存在的内生性问题，本文借鉴刘荣增和何春（2021）等相关研究的思路，采用省份环境污染治理投资额加 1 取对数作为本文的工具变量（IV）。具体而言，省份环境污染治理投资额是政府在缓解环境污染负外部性的过程中所产生的社会成本（王鹏和谢丽文，2014），与地方政府对于环境治理的重视程度密切相关，并且也能够反映出当地环境治理配套设施的完备程度。在环境治理资金投入规模较大的地区，政策间的协同作用往往更为显著，这些地区会通过财政补贴、税收减

免等政策措施，激励企业参与碳排放权交易，以推动更多企业进入控排名单，因此满足工具变量的相关性条件。此外，省份环境污染治理投资额主要受到政府宏观调控等外部因素的影响，与企业全要素生产率并不存在直接相关关系，因而满足工具变量的外生性条件。表 5 列（5）和列（6）列示了工具变量（IV）的两阶段最小二乘法的回归结果。由第一阶段回归结果可以发现，工具变量（IV）的估计系数显著为正，说明省份环境污染治理投资额与政府对于控排企业名单的确定存在显著的正相关关系；由第二阶段回归结果可以发现，CTS×Post 的估计系数仍然显著为正，说明基准回归的结果具有稳健性。此外，根据对工具变量有效性的检验结果可以得知，本文选取的工具变量不存在与内生变量无关以及弱工具变量的问题。

表 5　　稳健性检验——缓解遗漏变量问题和工具变量法

变量	（1） TFP	（2） TFP	（3） TFP	（4） TFP	（5） CTS×Post	（6） TFP
	1∶2 近邻匹配	核匹配	半径匹配	高维固定 效应	工具变量法 （第一阶段）	工具变量法 （第二阶段）
CTS×Post	0.075** （2.273）	0.027** （2.016）	0.027** （2.016）	0.024* （1.782）		1.517*** （3.856）
IV					0.022*** （6.856）	
Constant	5.911*** （8.977）	4.701*** （28.009）	4.700*** （27.997）	5.038*** （30.707）	0.015 （0.189）	4.533*** （25.575）
Controls	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年度/个体/地区	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年度-行业	未控制	未控制	未控制	控制	未控制	未控制
LM 统计量					53.425***	
Wald *F* 值					47.008	
N	5019	36656	36653	36681	36106	35685
R^2	0.043	0.060	0.060	0.055	0.003	0.061

4.3.4　排除政策干扰

为进一步保证回归结果的稳健性，本文对其他可能影响企业全要素生产率的政策进行了讨论，并排除这些政策对回归结果的替代性解释。（1）大气污染防治行动计划。《大气污染防治行动计划》是我国 2013 年颁布的重要环境规制之一，其主要目标在于逐步消除重污染天气并明显改善空气质量，因此本文将《大气污染防治行动计划》的实施（AP）纳入回归模型进行控制。（2）绿色信贷政策。2012 年原银监会制定的《绿色信贷指引》作为绿色金融体系的重要组成部分，逐步成为我国推

动绿色发展、实现经济转型升级的重要金融政策工具。考虑到《绿色信贷指引》的实施可能会影响基准回归结果，本文将《绿色信贷指引》的实施（GC）纳入回归模型进行控制。表 6 列（1）和列（2）的结果显示，分别排除上述政策干扰后，碳排放权交易机制的实施仍能显著提升企业全要素生产率，进一步验证了本文结论的稳健性。

4.3.5 替换被解释变量

本文主要采用 LP 法计算的全要素生产率进行检验，此外，本文进一步使用 OP 法、OLS 法和 FE 法重新计算企业全要素生产率并重新进行估计。具体回归结果见表 6 列（3）、列（4）和列（5），可以发现，在更换被解释变量的测度方法后，CTS×Post 的系数均在 1%水平上显著为正，进一步验证了本文结论。

表 6　　稳健性检验——排除政策干扰和替换被解释变量

变量	（1） TFP	（2） TFP	（3） TFP_OP	（4） TFP_OLS	（5） TFP_FE
	大气污染防治行动计划	绿色信贷政策	OP 法	OLS 法	FE 法
CTS×Post	0.027** （2.020）	0.027** （2.007）	0.054*** （3.597）	0.085*** （5.049）	0.093*** （5.300）
AP	0.000 （0.041）				
GC		0.013 （0.370）			
Constant	4.710*** （28.056）	4.708*** （28.059）	5.549*** （30.019）	6.785*** （32.287）	7.166*** （32.550）
Controls	控制	控制	控制	控制	控制
年度/个体/地区	控制	控制	控制	控制	控制
N	36681	36679	36681	36681	36681
R^2	0.060	0.060	0.082	0.027	0.024

4.3.6 安慰剂检验

为进一步排除其他可能的因素对回归结果的影响，本文借鉴吴茵茵等（2021）的做法通过非参置换检验方法进行安慰剂检验。具体而言，本文对控排企业和碳排放权交易机制实施时间进行随机分配，将所抽中的控排企业作为虚拟处理组，其他企业作为虚拟对照组，并将该过程重复 1000 次，由此得到图 2 的结果，即 1000 次回归所对应系数的概率密度和对应 *p* 值分布情况，并与表 4 列（3）

核心解释变量的系数进行比较。结果表明，检验回归系数的均值接近于 0，与基准回归系数明显不同，并且 p 值大多大于 0.1。因此，进一步印证了本文回归结果的稳健性。

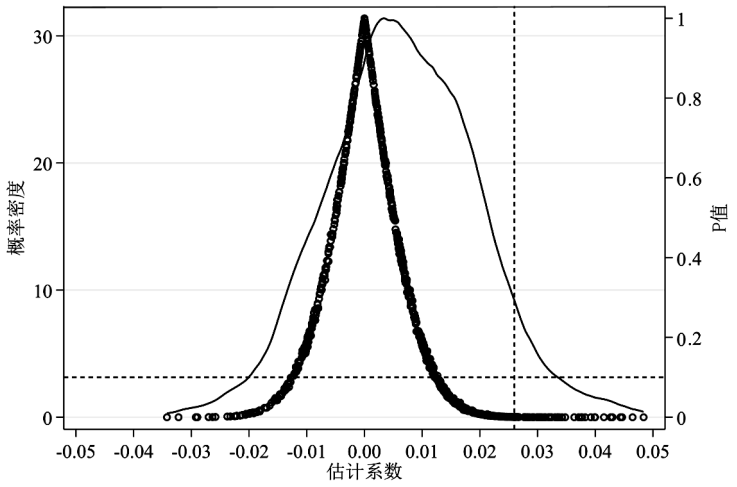

图 2　安慰剂检验

5. 机制分析

根据前文分析，碳排放权交易机制的实施会通过发挥技术创新效应、信息不对称缓释效应和融资纾困效应提升企业全要素生产率，从而实现企业的高质量发展。为验证碳排放权交易机制赋能企业高质量发展的影响机制，本文借鉴江艇（2022）的做法，构建如下计量模型：

$$MV_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 CTS_i \times Post_t + \gamma Controls_{it} + FixedEffect + \epsilon_{it} \quad (3)$$

模型（3）中，MV_{it}是机制变量，其他变量的定义与模型（1）相同。

5.1　技术创新效应

5.1.1　直接机制检验

本文分别采用企业申请的专利数量（Patent）以及企业申请的绿色专利数量（GP）加 1 取对数对技术创新效应进行衡量，具体回归结果详见表 7 列（1）和列（2）。结果表明，CTS×Post 的系数均在 1%的水平上显著为正。因此，碳排放权交易机制的实施能够通过不断提高企业创新水平，发挥技术创新效应，提升企业全要素生产率。

5.1.2　间接机制检验

为进一步验证技术创新效应是碳排放权交易机制影响企业全要素生产率的一个机制，本文参考

黎文靖和郑曼妮（2016）的做法，将软件和信息技术服务业、设备制造业等行业划分为高科技行业并赋值为 1，其他行业划分为非高科技行业并赋值为 0，具体回归结果见表 7 列（3）和列（4）。结果表明，当企业属于非高科技行业时，碳排放权交易机制的实施更能发挥技术创新效应，从而提升企业全要素生产率。

表 7　　机制检验——技术创新效应

变量	（1） Patent	（2） GP	（3） TFP	（4） TFP
			高科技 行业	非高科技 行业
CTS×Post	0.167*** （5.228）	0.195*** （7.287）	0.002 （0.062）	0.027* （1.831）
Constant	0.547 （1.448）	−0.768** （−2.740）	4.775*** （16.653）	4.908*** （23.660）
P-value			0.004***	
Controls	控制	控制	控制	控制
年度/个体/地区	控制	控制	控制	控制
N	36658	36658	9949	26732
R^2	0.004	0.004	0.115	0.047

5.2　信息不对称缓释效应

5.2.1　直接机制检验

为验证碳排放权交易机制的信息不对称缓释效应，本文利用分析师关注度加 1 取对数（AA）进行衡量，具体回归结果见表 8 列（1）。结果表明，CTS×Post 的系数在 1%的水平上显著为正。这说明，碳排放权交易机制能够发挥信息不对称缓释效应，通过明确的市场信号和信息披露缓解控排企业与外部利益相关者的信息不对称，进而优化企业的资源配置，实现全要素生产率的提升。

5.2.2　间接机制检验

为进一步验证信息不对称缓释效应是碳排放权交易机制影响企业全要素生产率的一个机制，本文参考 Roychowdhury（2006）的做法，计算真实盈余管理（REM）并按照中位数进行分组回归，具体回归结果见表 8 列（2）和列（3）。结果表明，当企业的信息不对称程度较高时，碳排放权交易机制的实施更能发挥信息不对称缓释效应，从而提升企业全要素生产率。

5.3 融资纾困效应

5.3.1 直接机制检验

为验证碳排放权交易机制的融资纾困效应，本文利用银行贷款总额（包括短期借款和长期借款）占资产总额的比重（Loan）进行衡量，具体回归结果见表8列（4）。结果表明，CTS×Post的系数在1%的水平上显著为正。这说明，碳排放权交易机制可以通过缓解融资约束为企业提供更多的资金支持，推动企业进行技术创新和产业升级，从而提升全要素生产率。

5.3.2 间接机制检验

根据前文分析，碳排放权交易机制的实施可以使控排企业获得更多外部融资，如何在资金获取和使用的过程中进行合理配置是控排企业需要解决的问题。因此，本文借鉴邵挺（2010）的做法，通过计算企业资金使用成本与行业资金使用成本的偏离度作为资本错配程度（CM）的衡量指标，并对该偏离度取绝对值，该指标越大，说明资本错配程度越高，按照中位数进行分组回归，具体回归结果见表8列（5）和列（6）。结果表明，当企业的资本错配程度较高时，碳排放权交易机制的实施更能发挥融资纾困效应，进而提升企业全要素生产率。

表8　　机制检验——信息不对称缓释效应和融资纾困效应

变量	（1） AA	（2） TFP	（3） TFP	（4） Loan	（5） TFP	（6） TFP
		真实盈余管理程度高	真实盈余管理程度低		资本错配程度高	资本错配程度低
CTS×Post	0.096***	0.051**	0.004	0.029***	0.050*	−0.001
	（3.713）	（2.060）	（0.257）	（9.309）	（1.955）	（−0.064）
Constant	1.182***	5.209***	4.485***	−0.118***	4.563***	4.803***
	（3.830）	（16.916）	（18.530）	（−8.302）	（16.219）	（18.891）
P-value		0.003***			0.000***	
Controls	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年度/个体/地区	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	36681	16771	16791	36681	18339	18339
R^2	0.017	0.057	0.068	0.092	0.074	0.051

6. 拓展性分析

6.1 基于碳排放权交易市场特征的分组回归

6.1.1 配额分配方式

配额分配方式是碳排放权交易机制各试点省市进行碳交易的基础（曹翔和苏馨儿，2023）。本文通过查看各试点省市公布的碳排放权管理和交易（暂行）办法等文件，将各试点省市划分为初始配额免费以及初始配额付费两类，其中初始配额付费主要包括拍卖、固定价格出售等方式。划分为初始配额免费的省市有上海、湖北、福建和重庆；划分为初始配额付费的省市有北京、天津、深圳和广东，并将其他省市的上市公司作为对照组进行相关检验。具体回归结果见表 9 列（1）和列（2），可以看出，无论初始配额免费还是需要付费，碳排放权交易机制的实施对企业全要素生产率的影响都为正，二者的显著性并没有明显差异，可能的原因在于，我国碳市场的建设和起步较晚，虽然部分省市存在初始配额分配方式的差别，但从整个市场而言，初始配额付费对于控排企业全要素生产率尚未充分发挥其约束作用。

6.1.2 非履约主体活跃程度

碳市场的交易主体，除了政府所公布的控排企业，也包括机构投资者、个人等非履约主体。借鉴胡珺等（2023）的做法，本文将北京、深圳、广东和湖北定义为非履约主体活跃组，将天津、上海、重庆和福建定义为非履约主体不活跃组，并将其他省市的上市公司作为对照组进行相关检验。具体回归结果见表 9 列（3）和列（4），可以看出，无论非履约主体是否活跃，非履约主体的参与对企业全要素生产率都会产生正向影响。此外，相较于非履约主体不活跃，非履约主体活跃对于企业全要素生产率的提升作用更为明显。这可能是因为，非履约主体在碳市场中表现出较高的活跃度时，通常意味着市场流动性较强，这不仅能够缓解控排企业与外部利益相关者的信息不对称，而且能够促使碳价更准确地反映碳资产的真实价值，即提升碳价发现机制的效率，进而引导企业优化资源配置，激励企业加大节能减排投入，优化生产流程，提升企业的全要素生产率，实现企业的高质量发展。

6.1.3 年度碳市场价格

碳排放权交易机制的有效运行与碳交易价格的动态变动密切相关（冯国强和王锦，2023），因此，探究碳价发现机制也成为提升碳市场效率的关键途径。基于此，本文通过整理八个碳排放权交易试点省市历年的碳交易信息，计算出各试点地区的年碳均价情况，并根据年碳均价区分为年碳均价高和年碳均价低两组，虽然个别年份略有波动，但总体来看，年碳均价高的试点省市包括北京、上海、深圳和广东；年碳均价低的试点省市包括天津、重庆、湖北和福建，并将其他省市的上市公司作为对照组进行相关检验。具体回归结果见表 9 列（5）和列（6），可以看出，碳价格能够强化碳

排放权交易机制实施对企业全要素生产率的提升作用，并且相比年碳均价低，年碳均价高对于企业全要素生产率的提升作用更为明显。这可能是因为，碳价格越高，代表企业可能要付出的超标排放成本越高，进而会倒逼企业通过技术创新进行控排减排，同时较高的碳价也会使得碳排放达标的企业能够通过出售配额获得更高的额外收益从而缓解融资约束。因此在相对合理的范围内，当碳交易价格越高时，碳排放权交易机制实施对企业全要素生产率的提升作用越显著。

表 9　　基于碳排放权交易市场特征的分组回归

变量	（1） TFP	（2） TFP	（3） TFP	（4） TFP	（5） TFP	（6） TFP
	初始配额 免费	初始配额 付费	非履约主体 活跃	非履约主体 不活跃	年碳 均价高	年碳 均价低
CTS×Post	0. 045 ** （2. 351）	0. 046 *** （2. 876）	0. 070 *** （3. 419）	0. 025 * （1. 664）	0. 122 *** （5. 400）	0. 010 （0. 713）
Constant	4. 684 *** （23. 832）	4. 849 *** （26. 619）	4. 797 *** （23. 992）	4. 755 *** （26. 482）	5. 024 *** （24. 630）	4. 614 *** （26. 166）
P-value	0. 816		0. 114		0. 160	
Controls	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年度/个体/地区	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	27197	30863	31399	26661	33245	24815
R^2	0. 057	0. 065	0. 067	0. 055	0. 061	0. 063

6. 2　基于行业特征的分组回归

6. 2. 1　高碳行业属性

高碳行业作为双碳目标实现进程中的重点监管对象，其在能源消耗和碳排放等方面承受着更为严峻的内外部压力。而碳排放权交易机制的实施则能够倒逼和激励高碳行业推动绿色技术创新升级以及生产流程的优化，实现生产全流程的控排减排，从而提升企业全要素生产率。具体而言，本文借鉴耀友福和李锦（2024）的做法，对企业所属行业进行分类，当企业属于高碳行业时则赋值为 1，否则为 0，具体回归结果见表 10 列（1）和列（2）。结果表明，碳排放权交易机制的实施对高碳行业企业全要素生产率的提升作用更为凸显。

6. 2. 2　行业竞争属性

在激烈的竞争环境下，企业会面临更大的成本压力，这会促使企业积极优化资源配置，将资源从高碳低效环节转移到低碳高效环节。一方面，激烈的市场竞争限制了企业的成本转嫁能力，企业

难以通过提高产品价格转嫁碳排放成本；另一方面，为了在激烈的市场竞争中保持竞争力，企业需要紧跟国家政策，加大技术创新投入，从而生产出领先于市场同类产品的新产品来获取先发优势，进而扩大市场占有率。具体而言，本文计算赫芬达尔指数（HHI）并按照中位数进行分组回归，具体回归结果见表 10 列（3）和列（4）。结果表明，当行业竞争程度较高时，碳排放权交易机制的实施更能提升企业全要素生产率。

表 10　　基于行业特征的分组回归

变量	（1） TFP	（2） TFP	（3） TFP	（4） TFP
	高碳行业	低碳行业	行业竞争程度高	行业竞争程度低
CTS×Post	0.038** （2.555）	−0.006 （−0.174）	0.061** （2.536）	−0.004 （−0.224）
Constant	5.180*** （26.197）	4.162*** （11.190）	4.835*** （18.675）	5.409*** （19.740）
P-value	0.045**		0.000***	
Controls	控制	控制	控制	控制
年度/个体/地区	控制	控制	控制	控制
N	24420	12261	16768	16587
R^2	0.057	0.078	0.071	0.059

7. 结论和建议

作为环境治理与环境保护的重要抓手，碳排放权交易机制已逐步成为我国推动经济社会发展全面绿色转型过程中不可缺少的一环，其对于我国上市公司高质量发展的重要战略意义正在逐步显现。在此背景下，碳排放权交易机制的实施是否会对企业全要素生产率产生影响，已成为推动我国碳中和进程以及上市公司高质量发展的关键课题。为了回答以上问题，本文基于 2010—2023 年中国 A 股上市公司的面板数据，采用多期双重差分法探讨了碳排放权交易机制的实施与企业全要素生产率之间的关系。实证结果表明，碳排放权交易机制的实施能够显著提升企业全要素生产率，并在进行一系列稳健性检验后仍然成立。中介机制分析表明，碳排放权交易机制的实施通过发挥技术创新效应、信息不对称缓释效应和融资纾困效应提升企业全要素生产率。拓展性分析表明，碳排放权交易机制提升企业全要素生产率的效应在所在地区碳排放权交易市场非履约主体较活跃以及碳价较高时更显著；同时，该效应在高碳行业和竞争程度较高的行业中也更为显著。

基于上述结论，本文得出如下政策启示：

第一，加快完善全国碳市场建设，健全碳排放配额分配机制。相关部门应进一步优化碳排放权交易市场的顶层设计，适时扩大碳交易机制覆盖范围，加快将高碳行业纳入全国统一市场的进程，更好发挥碳排放权交易机制的市场导向作用；健全碳排放配额分配机制，合理设定总量控制目标和分配方式，避免配额过度宽松或过紧导致的市场失灵；加强碳市场监管，完善信息披露制度，减少信息不对称情况，确保碳市场运行透明高效，充分发挥其提升企业全要素生产率的政策效应。同时，监管部门应逐步完善市场准入机制、降低交易门槛、简化准入程序，鼓励非履约主体进行交易，不断提高交易机制和交易主体多元化水平并强化碳价发现作用。

第二，多管齐下激发碳市场活力，化解企业在技术、资金等方面的资源约束。在技术创新方面，相关部门应设立绿色技术创新基金，为企业低碳技术研发提供财政支持，并完善绿色技术产权保护制度；在信息披露方面，建立统一的企业碳信息披露标准，推动企业主动公开碳排放和减排信息，降低市场信息不对称程度；在融资支持方面，鼓励金融机构开发碳资产抵押贷款等创新产品，建立绿色金融风险分担机制，为企业低碳转型提供充足资金支持。

第三，鼓励企业提升绿色技术创新能力，提高能源利用效率。对于控排企业而言，被纳入碳排放权交易市场后，应当积极履约，切实把控排减排作为企业自身的责任担当，并积极进行绿色技术创新。对于高碳行业企业而言，应加快转型升级步伐，加大绿色技术研发投入，提高能源利用效率，降低碳排放强度，以适应碳排放权交易机制的要求，提升自身竞争力。在竞争程度较高的行业中，相关部门应引导企业合理降低碳排放，提高碳资产运营效率，增强市场竞争力，从而实现全要素生产率的提升，促进企业的高质量发展。

◎ 参考文献

[1] 别晓东．人力资本积累对碳排放强度的影响研究［J］．经济动态与评论，2023（1）．

[2] 曹翔，苏馨儿．碳排放权交易试点政策是否促进了碳中和技术创新？［J］．中国人口·资源与环境，2023，33（7）．

[3] 邓若翰．“双碳”背景下碳排放权担保融资的法律困境及完善路径［J］．中国人口·资源与环境，2023，33（3）．

[4] 范丹，付嘉为，王维国．碳排放权交易如何影响企业全要素生产率？［J］．系统工程理论与实践，2022，42（3）．

[5] 冯国强，王锦．碳减排能协同企业增效吗？——来自碳排放权交易试点的准自然实验［J］．中国人口·资源与环境，2023，33（11）．

[6] 冯晓玲，张莉．出口贸易结构升级影响中国制造业绿色全要素生产率的机制及途径［J］．海岳学刊，2024（2）．

[7] 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）.
[8] 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）.
[9] 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）.
[10] 黄速建，肖红军，王欣．论国有企业高质量发展［J］. 中国工业经济，2018（10）.
[11] 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）.
[12] 蓝管秀锋，吴若凝，李志萌．碳排放权交易制度与企业绿色技术创新［J］. 江西社会科学，2024，44（11）.
[13] 黎文靖，郑曼妮．实质性创新还是策略性创新？——宏观产业政策对微观企业创新的影响［J］. 经济研究，2016，51（4）.
[14] 李创，王智佳，王丽萍．碳排放权交易政策对企业绿色技术创新的影响——基于工具变量和三重差分的检验［J］. 科学学与科学技术管理，2023，44（5）.
[15] 李楠，张璐，刘钻扩．碳排放权交易对企业违约风险的影响及作用机制［J］. 系统工程理论与实践，2024，44（8）.
[16] 李甜甜，李金甜．绿色治理如何赋能高质量发展：基于 ESG 履责和全要素生产率关系的解释［J］. 会计研究，2023（6）.
[17] 刘荣增，何春．环境规制对城镇居民收入不平等的门槛效应研究［J］. 中国软科学，2021（8）.
[18] 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）.
[19] 马跃，冯连勇．中国试点碳排放权交易市场有效性分析［J］. 运筹与管理，2022，31（8）.
[20] 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）.
[21] 邵挺．金融错配、所有制结构与资本回报率：来自 1999—2007 年我国工业企业的研究［J］. 金融研究，2010（9）.
[22] 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）.
[23] 石大千，胡可，陈佳．城市文明是否推动了企业高质量发展？——基于环境规制与交易成本视角［J］. 产业经济研究，2019（6）.
[24] 宋敏，周鹏，司海涛．金融科技与企业全要素生产率——“赋能”和信贷配给的视角［J］. 中国工业经济，2021（4）.
[25] 谭雅妃，朱朝晖，李敏鑫. 数字化转型赋能制造业企业高质量发展——基于经济绩效与 ESG 绩效复合视角［J］. 江西财经大学学报，2024（4）.
[26] 陶春华，张资政，孙凯．碳排放权交易机制与企业审计费用［J］. 审计研究，2025（1）.
[27] 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）.
[28] 王杰，刘斌．环境规制与企业全要素生产率——基于中国工业企业数据的经验分析［J］. 中国工业经济，2014（3）.
[29] 王鹏，谢丽文．污染治理投资、企业技术创新与污染治理效率［J］. 中国人口·资源与环境，2014，24（9）.
[30] 吴茵茵，齐杰，鲜琴，等．中国碳市场的碳减排效应研究——基于市场机制与行政干预的协同作用视角［J］. 中国工业经济，2021（8）.
[31] 耀友福，李锦．碳中和表现能改善企业投资效率吗？［J］. 审计与经济研究，2024，39（5）.
[32] 叶云岭，张其仔．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［J］. 中国软科学，2024（11）.
[33] 袁礼，周正．环境权益交易市场与企业绿色专利再配置［J］. 中国工业经济，2022（12）.
[34] 张宏，刘小迪. 制造业企业数字化对出口国内附加值率的影响研究［J］. 山东师范大学学报(社会科学版)，2024，69（5）.
[35] 张思涵，张明昂，王雨坤．服务型政府建设与企业高质量发展［J］. 财经研究，2022，48（9）.
[36] 张杨，袁宝龙，郑晶晶，等．策略性回应还是实质性响应？碳排放权交易政策的企业绿色创新效应［J］. 南开管理评论，2024，27（3）.
[37] 赵宸宇，王文春，李雪松．数字化转型如何影响企业全要素生产率［J］. 财贸经济，2021，42（7）.
[38] 赵海峰，李世媛，巫昭伟．中央环保督察对制造业企业转型升级的影响——基于市场化进程的中介效应检验［J］. 管理评论，2022，34（6）.
[39] Albrizio，S.，Kozluk，T.，Zipperer，V. Environmental policies and productivity growth：Evidence across industries and firms［J］. Journal of Environmental Economics and Management，2017，81.
[40] Cai，W.，Ye，P. How does environmental regulation influence enterprises' total factor productivity? A quasi-natural experiment based on China's new environmental protection law［J］. Journal of Cleaner Production，2020，276.
[41] Jaffe，A. B.，Palmer，K. Environmental regulation and innovation：A panel data study［J］. Review of Economics and Statistics，1997，79（4）.
[42] Levinsohn，J.，Petrin，A. Estimating production functions using inputs to control for unobservables［J］. The Review of Economic Studies，2003，70（2）.
[43] 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.
[44] Lopomo，G.，Marx，L. M.，Mcadams，D.，et al. Carbon allowance auction design：An assessment of options for the United States［J］. Review of Environmental Economics and Policy，2011，5（1）.
[45] Lyu，X.，Shi，A.，Wang，X. Research on the impact of carbon emission trading system on low-

carbon technology innovation [J]. Carbon Management, 2020, 11 (2).
[46] Nguyen, D. H., Chapman, A., Farabi-Asl, H. Nation-wide emission trading model for economically feasible carbon reduction in Japan [J]. Applied Energy, 2019, 255.
[47] Roychowdhury, S. Earnings management through real activities manipulation [J]. Journal of Accounting and Economics, 2006, 42 (3).
[48] Teixidó, J., Verde, S. F., Nicolli, F. The impact of the EU Emissions Trading System on low-carbon technological change: The empirical evidence [J]. Ecological Economics, 2019, 164.
[49] Wen, F., Wu, N., Gong, X. China's carbon emissions trading and stock returns [J]. Energy Economics, 2020, 86.
[50] Yang, X., Zhu, J., Xie, H., et al. Liquidity spillover from carbon emission trading markets to stock markets in China [J]. Investment Management & Financial Innovations, 2023, 20 (4).

How Does Carbon Emission Trading Mechanism Enable High-quality Development of Enterprises?

Tao Chunhua Sun Kai Zhang Zizheng
(School of Business/Institute of Environmental Accounting, Guilin University of Technology, Guilin, 541004)

Abstract: As an important institutional innovation for promoting the comprehensive green transformation of economic and social development and a key approach to achieving the dual carbon goals, whether the carbon emission trading mechanism can empower enterprises to achieve high-quality development through market mechanisms is an urgent question that needs to be answered. Based on the panel data of Chinese A-share listed companies from 2010 to 2023, this paper uses the multi-period difference-in-differences method to explore the relationship between the implementation of the carbon emission trading mechanism and the total factor productivity of enterprises. The empirical results show that the implementation of the carbon emission trading mechanism can significantly enhance the total factor productivity of enterprises. The mediation mechanism analysis indicates that the implementation of the carbon emission trading mechanism improves the total factor productivity of enterprises by exerting technological innovation effects, alleviating information asymmetry, and providing financing relief. The extended analysis reveals that the effect of the carbon emission trading mechanism on enhancing the total factor productivity of enterprises is more significant when the non-compliance entities in the carbon emission trading market of the region are active and the carbon price is high; meanwhile, this effect is more pronounced in high-carbon industries and industries with higher competition.

Key words: Carbon emissions trading mechanism; High-quality development; Total factor productivity

专业主编：潘红波