

分类号: F832

密 级: 公开

学校代码: 10363

学 号: 2220720101



安徽工程大学

Anhui Polytechnic University

硕士学位论文

题 目 碳市场政策、股票市场与实体经济:

一般均衡视角

论 文 作 者 汪家臻

指 导 教 师 何朝林 教授

学 科 (专 业) 管理科学与工程

研 究 方 向 金融市场与金融工程

论文提交日期: 2025 年 5 月 14 日

分类号: F832

单位代码: 10363

密 级: 公开

学 号: 2220720101

题 目 碳市场政策、股票市场与实体经济: 一般均衡视角

英文并列

题 目 **CARBON MARKET POLICIES, STOCK MARKET**
AND THE REAL ECONOMY: A GENERAL
EQUILIBRIUM PERSPECTIVE

学生姓名: 汪家臻

指导教师: 何朝林 教授

专 业: 管理科学与工程

研究方向: 金融工程与金融市场

论文答辩日期: 2025 年 5 月 14 日

安徽工程大学学位论文原创性声明

本人郑重声明：我恪守学术道德，崇尚严谨学风。所呈交的学位论文，是本人在导师的指导下，独立进行研究工作所取得的成果。除文中已明确注明和引用的内容外，本论文不包含任何其他个人或集体已经发表或撰写过的作品及成果的内容。论文为本人亲自撰写，我对所写的内容负责，并完全意识到本声明的法律结果由本人承担。

学位论文作者签名： 
日期： 2025 年 5 月 14 日

安徽工程大学学位论文版权使用授权书

学位论文作者完全了解学校有关保留、使用学位论文的规定，同意学校保留并向国家有关部门或机构送交论文的复印件和电子版，允许论文被查阅或借阅。本人授权安徽工程大学可以将本学位论文的全部内容编入有关数据库进行检索，可以采用影印、缩印或扫描等复制手段保存和汇编本学位论文。

保密 ☐，在 ____ 年解密后适用本版权书。

本学位论文属于

不保密 ☒。

学位论文作者签名：王东强

指导教师签名：何莉

日期：2025 年 5 月 14 日

日期：2025 年 5 月 14 日

碳市场政策、股票市场与实体经济：一般均衡视角

摘 要

碳市场政策是国家实现碳减排目标和经济可持续高质量发展的重要措施，碳配额、碳税和碳排放权交易等碳市场政策实施及其变化不但影响实体经济运行，而且也影响股票市场的资源配置功能。随着全球气候治理格局的重构与我国“双碳”目标的落实，碳市场政策客观存在收紧趋势。随着碳市场政策收紧，企业碳配额上限降低、碳税提高（目前，我国还未实施严格意义上的碳税政策）和参与碳排放权交易等在短期内对企业经营行为和融资能力均会产生一定程度的负面影响，导致实体经济下行压力增大和股票市场波动加剧，且它们之间表现出较强的系统关联性。因此，有必要基于一般均衡视角研究碳市场政策对实体经济和股票市场影响内在机制，为碳市场政策制定与实施提供理论依据和经验参考。

本文从理论和实证两个维度研究碳市场政策对股票市场和实体经济的影响和内在关联性。理论方面，将股票价格引入家庭部门，构建家庭、厂商和政府三部门动态随机一般均衡（DSGE）模型，基于模型均衡解数值模拟碳税提高和碳配额上限降低下的碳市场政策对股票市场和实体经济的影响，以及它们之间的内在关联性，并突出全要素生产率提升对碳市场政策效应的调节作用。实证方面，以股票定

价效率衡量股票市场功能，以全要素生产率衡量实体经济发展，基于碳排放权交易试点政策准自然实验，以沪深 A 股上市公司为研究样本，运用双重差分法（DID）探讨碳市场政策影响股票市场和实体经济的路径，并从企业性质、融资约束及是否为高污染行业三个维度展开异质性分析。结果表明：（1）碳市场政策收紧存在“短期阵痛感”和长期利好现象；碳市场政策的功能期和行业适配性不同，应配套差异化政策和措施，特别是碳密集行业；随着低碳转型有效推进、减排任务降低，可适时引入碳税政策，以组合型碳市场政策发展绿色经济。

（2）全要素生产率提升可以调节碳市场政策的负面效应，新增投资应聚焦于培育和发展新质生产力，尤其是棕色厂商；以培育和发展新质生产力提升全要素生产率是通过碳市场政策落实低碳转型战略、实现可持续发展的核心路径。（3）碳排放权交易试点政策对企业全要素生产率具有正向促进作用，股票价格定价效率是一条有效路径；在非国有企业、低融资约束企业以及非高污染企业，碳市场政策实施效果更为明显。

本文的特色与创新：一是构建含股价的 DSGE 模型，刻画碳市场政策对股票市场和实体经济影响的动态过程。将股票价格引入家庭部门构建家庭、厂商和政府的三部门 DSGE 模型，揭示碳市场政策与股票市场和实体经济间的内在关系；二是突出全要素生产率提升的核心意义，揭示全要素生产率的动态调节功能。全要素生产率提升可调节碳市场政策效应，市场主体的新增投资应聚焦于培育和发展新质生产力，以缓解转型初期阵痛感；三是指出碳市场政策实施的差异性。碳

市场政策实施的功能期和行业适配性不同，应配套差异化政策和措施，且实施效果与企业属性、融资能力和环境责任有关。

关键词： 碳市场政策，股票市场，实体经济，全要素生产率，准自然实验

CARBON MARKET POLICIES, STOCK MARKET AND THE REAL ECONOMY: A GENERAL EQUILIBRIUM PERSPECTIVE

ABSTRACT

Carbon market policy is an important measure for the country to realize the carbon emission reduction target and sustainable and high-quality development of the economy, and the implementation of carbon market policy such as carbon quota, carbon tax and carbon emission right trading and its changes not only affect the operation of the real economy, but also affect the resource allocation function of the stock market. With the restructuring of the global climate governance pattern and the implementation of China's "double carbon" target, there is an objective trend of tightening carbon market policies. With the tightening of carbon market policies, the lowering of the cap on corporate carbon quotas, the increase in carbon tax (at present, China has not yet implemented the carbon tax policy in the strict sense) and participation in carbon emissions trading will have a certain degree of negative impact on the business behavior and financing capacity of enterprises in the short term, leading to increased downward pressure on the real economy and increased volatility

in the stock market, and they show a strong systemic correlation. Therefore, it is necessary to study the intrinsic mechanism of carbon market policies on the real economy and stock market based on the general equilibrium perspective, so as to provide theoretical basis and empirical reference for the formulation and implementation of carbon market policies.

In this paper, we study the impact and intrinsic relevance of carbon market policies on the stock market and real economy from both theoretical and empirical perspectives. On the theoretical side, stock prices are introduced into the household sector, and a dynamic stochastic general equilibrium (DSGE) model is constructed for households, manufacturers and the government. Based on the equilibrium solution of the model, we numerically simulate the impacts of the carbon market policy on the stock market and the real economy under the increase of carbon tax and the decrease of carbon quota cap, as well as the intrinsic correlation between them, and highlight the moderating effect of the increase in total factor productivity on the effects of the carbon market policy. Empirically, stock market function is measured by stock pricing efficiency, and real economy development is measured by total factor productivity. Based on the quasi-natural experiment of carbon emissions trading pilot policy, using Shanghai and Shenzhen A-share listed companies as the research samples, we use the double-difference-in-differences (DID) method to explore the paths through which the carbon market policy affects the stock market and

the real economy, and we launch the analysis from the three dimensions of the nature of the enterprise, the financing constraints, and whether or not it is a high-pollution industry. Heterogeneity analysis. The results show that: (1) there is a “short-term pain” and a long-term good phenomenon in the tightening of carbon market policies; the carbon market policies have different functional periods and industry suitability, and should be accompanied by differentiated policies and measures, especially in carbon-intensive industries; with the effective promotion of low-carbon transformation and the reduction of emission reduction tasks, the carbon tax policy can be introduced at the right time to develop the green economy with a combination of carbon market policies. policies to develop a green economy. (2) Total factor productivity enhancement can regulate the negative effects of carbon market policies, and new investments should be focused on cultivating and developing new quality productivity, especially brown manufacturers; enhancing total factor productivity by cultivating and developing new quality productivity is the core path to implement the low-carbon transformation strategy and realize sustainable development through carbon market policies. (3) Carbon emissions trading pilot policy has a positive effect on enterprise total factor productivity, and stock price pricing efficiency is an effective path; the effect of carbon market policy implementation is more obvious in non-state-owned enterprises, enterprises with low financing constraints, and non-high-pollution

enterprises.

The features and innovations of this paper: Firstly, the DSGE model with stock price is constructed to portray the dynamic process of the impact of carbon market policy on stock market and real economy. The stock price is introduced into the household sector to construct a three-sector DSGE model of households, manufacturers and the government, which reveals the intrinsic relationship between the carbon market policy, the stock market and the real economy; secondly, it highlights the core significance of the total factor productivity (TFP) enhancement, and reveals the dynamic adjustment function of TFP. Total factor productivity enhancement can regulate the carbon market policy effect, and the new investment of market players should focus on cultivating and developing new quality productivity to alleviate the feeling of pain in the early stage of transformation; Third, it points out the difference of carbon market policy implementation. Carbon market policy implementation has different functional periods and industry suitability, and should be accompanied by differentiated policies and measures, and the implementation effect is related to corporate attributes, financing capacity and environmental responsibility.

KEY WORDS: Carbon market policies, Stock market, Real economy, Total factor productivity, Quasi-natural experiment

目 录

摘 要.....	I
ABSTRACT.....	IV
第 1 章 绪论.....	1
1.1 研究背景及意义.....	1
1.1.1 研究背景.....	1
1.1.2 研究意义.....	2
1.2 研究内容.....	4
1.3 研究方法与技术路线.....	5
1.3.1 研究方法.....	5
1.3.2 技术路线.....	7
1.4 特色与创新.....	7
第 2 章 文献综述.....	9
2.1 国内外研究现状.....	9
2.1.1 碳市场政策及其政策效应.....	9
2.1.2 碳市场政策、股票市场与实体经济.....	11
2.1.3 DSGE 模型及其应用	14
2.2 现状评述.....	15
第 3 章 动态随机一般均衡模型构建与分析.....	17
3.1 家庭部门.....	17
3.2 厂商部门.....	18
3.2.1 最终品厂商.....	18
3.2.2 中间品厂商.....	19
3.2.3 棕色中间品厂商.....	20

3.2.4 绿色中间品厂商.....	22
3.2.5 资本品厂商.....	22
3.3 政府部门.....	23
3.4 模型均衡及外生冲击.....	23
3.5 模型参数设定及其校准.....	24
3.5.1 家庭部门参数.....	26
3.5.2 厂商部门参数.....	26
3.5.3 政府部门参数.....	27
3.5.4 持续性参数.....	27
3.6 碳市场政策效应.....	27
3.7 全要素生产率调节效应.....	32
3.8 本章小结.....	34
第 4 章 碳市场政策与全要素生产率.....	36
4.1 理论分析与研究假设.....	36
4.2 研究设计.....	37
4.2.1 研究样本.....	37
4.2.2 变量定义.....	38
4.2.3 实证模型.....	40
4.3 实证结果与分析.....	41
4.3.1 描述性统计.....	41
4.3.2 相关性分析.....	41
4.3.3 平行趋势检验.....	42
4.3.4 双重差分回归分析.....	43
4.3.5 稳健性检验.....	44
4.3.6 中介效应检验.....	46
4.3.7 异质性分析.....	47
4.4 本章小结.....	51
第 5 章 研究结论与展望.....	53
5.1 研究结论.....	53

5.2 研究展望.....	54
参考文献.....	56
攻读硕士学位期间发表或录用的学术论文与参与的科研项目经历.....	64
致谢.....	65

第 1 章 绪论

1.1 研究背景及意义

1.1.1 研究背景

近年来,随着全球气候不断变暖,一系列环境问题接踵而至。极端天气事件显著增多,严重干旱与极端降雨现象愈发常见,环境问题已经严重威胁到了人类的生存与发展。如何降低碳排放、应对气候变化,已经成为了全球各个国家关注的焦点问题。自 1979 年首届世界气候大会成功召开以来,各国政府积极展开气候治理行动,签订了一系列国际协定,如《联合国气候变化框架公约》、《京都议定书》、《巴黎协定》等,以共同应对全球气候变化问题。随着我国经济的快速发展,我国的生态环境也在日益恶化,2006 年后我国成为了最大的碳排放国,为此我国也进行了积极实践。

2012 年,党的十八大首次将生态文明建设纳入中国特色社会主义事业总体布局。2016 年,可持续发展理念被列为全面建成小康社会的五大发展理念之一,意味着我国对低碳环保的认识由“解决经济发展的负外部性”向“主动引领新发展模式”的根本转变。2020 年 9 月,习近平总书记在第七十五届联合国大会一般性辩论上正式提出“双碳”目标,力争使二氧化碳排放在 2030 年前达到峰值,在 2060 年前实现碳中和。这不仅表明了我国对碳减排的信心和决心,也在国际上展示了大国的责任担当,其意义深远而深刻。在推进低碳转型的过程中,碳市场政策已成为实现环境目标的重要政策工具。随着低碳转型战略推进,我国未来将实行更严格的低碳战略目标,低碳运动治理模式呈现“战役化”特征^[1]。因此,实施碳市场政策收紧是实现“双碳”目标的必然趋势。碳配额、碳税和碳排放权交易是低碳转型中主要的碳市场政策^[2]。碳税政策通过碳排放征税方式激励企业和个人降低碳排放量,促进低碳技术的发展和应用^[3]。与之不同的是,碳配额和碳排放权交易政策则建立碳市场、允许碳排放权买卖,通过市场机制引导减排行

为^[4]。2021年起,我国进入碳市场政策的深化密集阶段,低碳治理的约束力度和激励力度显著增强,在实施碳配额和碳排放权交易政策的基础上必将引入碳税政策(我国还未实施严格上的碳税政策),且会降低碳配额上限和(或)提高碳税税率,碳市场政策必然存在收紧趋势。

碳市场政策收紧与实体经济间存在密切关系^[5],直接影响企业成本和盈利,促使企业技术创新,调整产业结构和生产方式,影响社会就业和实体经济发展^[6]。同时,碳市场政策收紧通过企业盈亏、经营策略和产业结构调整等影响上市公司股票价格^[7],导致股价存在错误定价风险,甚至出现剧烈波动,股票定价效率降低,影响股票市场价格机制有效发挥。诚然,严格的碳市场政策将倒逼企业采用更为节能高效的生产技术和设备,降低碳排放、提高生产过程中的资源利用效率,提升全要素生产率^[8],发展新质生产力^[9]。因此,本文以股票价格走势代表股票市场,以企业最终品产出量代表实体经济,研究碳市场政策收紧对股票市场和实体经济的动态影响,进一步分析全要素生产率提升的调节作用,同时基于现实数据,研究碳排放权交易试点政策实施对企业全要素生产率的影响,以及股票定价效率在其中的作用机制。本文的结论有助于低碳转型过程中股票市场稳定和实体经济高质量发展,而且为我国未来实施碳税政策提供决策参考。

1.1.2 研究意义

1.1.2.1 理论意义

从理论角度而言,在全球气候持续变暖和全球可持续发展议题的背景下,碳市场政策、股票市场与实体经济之间的关系愈发受到学术界的关注。碳市场政策的实施、其实施后对于实体经济和股票市场的动态效应,以及三者之间影响的内在机制,涉及到一般均衡理论、市场效率理论以及环境经济学等多个理论领域。纵观已有研究,其大多聚焦于碳市场政策实施带来的宏观效应,缺乏碳市场政策对于股票市场及实体经济的动态影响及其内在传导机制的分析,尤其是在宏观经济总体框架下的作用,也缺乏系统和深入的理论探讨。动态随机一般均衡(DSGE)模型作为一种研究完整封闭经济系统内各部门之间相互作用的核心工具,具有合理的微观基础,满足经济环境动态机制模拟分析。现有文献大多集中于对宏观经济的分析,较少将股票市场纳入研究范围,研究碳市场政策、股票市场与实体经

济三者之间的相互影响及传导机制。因此，本文构建包含股价的三部门 DSGE 模型，从一般均衡的视角出发，系统性地探讨碳限额和碳税两种政策收紧对股票市场和实体经济的动态影响，并收集沪深 A 股上市公司数据，基于碳排放权交易试点政策的准自然实验，实证分析碳市场政策实施、股票市场与实体经济之间内在的传导机制，从而填补现有理论研究的空白。此外，本文还关注全要素生产率提升对碳市场政策效应的调节作用。全要素生产率的提升如何在碳市场政策收紧的背景下发挥作用，仍然是一个相对较少被系统性探讨的课题。理解全要素生产率与碳市场政策之间的关系，不仅有助于深化对生产率与碳市场政策互动机制的理论认知，还能进一步丰富金融经济学以及环境经济学的理论体系。因此，本文通过构建理论模型，旨在为碳市场政策、股票市场与实体经济之间的关系提供新的理论视角，并为相关实证研究提供经验证据。

1.1.2.2 现实意义

随着全球气候问题日益严峻，世界各国先后实行碳市场政策以控制碳排放，推动低碳经济发展。随着联合国气候变化框架公约及《巴黎协定》的颁布，减少温室气体排放已成为重要议题。我国作为全球最大碳排放国之一，也对此进行了积极实践。碳排放权交易是主要的市场激励型环境政策，是顶层设计下将经济高质量发展和实现“双碳”目标相结合的重要工具。我国于 2011 年 10 月正式启动碳排放权交易制度，首批试点地区为北京、天津、上海、重庆、广东、湖北和深圳，并依次开展试点工作。这项制度创新通过完善市场机制，构建起具有中国特色的碳交易制度架构，标志着我国气候治理战略体系进入市场化运作新阶段。福建于 2016 年新纳入为全国第八个碳排放权交易试点地区。然而，当前我国尚未全面实施碳税政策，鉴于世界其他国家对于碳税的实践效果，碳税政策实施对于减少碳排放和推动经济高质量发展具有重要作用。我国尚未全面实施碳税政策的现实背景下，如何有效预测碳税政策实施后的经济效应，是一个亟待研究的问题。碳税作为一种能直接调节碳排放的政策工具，不仅会影响企业的生产成本和市场竞争力，还可能通过改变市场行为，进而影响股票市场及实体经济的运行。近年来，虽然我国在碳市场政策方面取得了一定进展，但由于碳税政策的复杂性和实施条件的特殊性，其实施可能带来的影响尚未得到充分的理论分析。因此，本文通过构建理论模型，深入探讨碳税政策实施对股票市场和实体经济的动态影响，

以期为未来我国实施碳税政策提供决策参考。研究通过构建三部门动态随机一般均衡（DSGE）模型，模拟碳税提高和碳配额上限降低等政策调整对股票市场和实体经济的影响。通过数值模拟，深入分析碳排放权交易和碳税政策实施可能对股票价格、社会总产出以及消费水平等经济变量的影响。实证方面，本文构建双重差分（DID）模型，研究碳排放权交易试点政策实施对企业全要素生产率以及股票定价效率的作用机制。DID 模型能够有效区分政策实施前后的差异，并为未来政策调整提供经验支持。通过这两种方法的结合，本文不仅能对碳市场政策的潜在影响提供理论预测，还能通过经验证据为政策制定者提供参考。

1.2 研究内容

本文的研究从理论和实证两个维度研究碳市场政策、股票市场与实体经济之间的关系。理论方面，从宏观角度出发，构建包含股价的三部门动态随机一般均衡（DSGE）模型，数值模拟碳税提高和碳配额上限降低下的碳市场政策收紧对股票市场和实体经济的影响，进一步分析全要素生产率提升对碳市场政策收紧效应的调节作用；实证方面，从微观（企业）角度出发，构建 DID 模型进行碳排放权交易试点政策实施、股票市场代理变量股票价格效率与实体经济代理变量企业全要素生产率之间的机制分析。本文主要研究内容分为以下四个部分：（1）动态随机一般均衡模型构建与求解；（2）模型均衡、外生冲击与参数校准；（3）数值模拟结果及经济意义分析；（4）基于碳排放权交易试点政策的准自然实验分析。

遵循上述研究思路，文章结构安排如下：绪论，文献综述，动态随机一般均衡模型构建与分析，碳市场政策与全要素生产率，研究结论与展望，共计 5 章内容，具体如下：

第 1 章 绪论。从介绍本文研究背景开始，基于理论和现实两方面说明本文研究意义和价值；在此基础上进行总结，形成本文的研究思路，阐述研究内容，并得出本文的创新之处。

第 2 章 文献综述。第一节梳理碳市场政策的研究现状，阐述本文理论模型和实证检验的相关理论基础，主要围绕碳市场政策及其政策效应，碳市场政策、股票市场与实体经济的关系和 DSGE 模型的理论基础等内容。第二节将对上述的国内外研究现状进行评述。

第 3 章 动态随机一般均衡模型构建与分析。首先，构建包含家庭、企业和政府三个部门的动态随机一般均衡模型，分类刻画每一个部门的行为，并求解出每个部门的最优一阶条件；其次，基于模型均衡时的约束条件与各部门的最优一阶条件构成的稳态方程组，运用软件求解出各个变量的稳态解；最后，加入碳市场政策收紧冲击与全要素生产率提升冲击两类外生冲击。基于上述模型均衡时的稳态方程组及其参数值设定，运用 Matlab2020b 软件获得股票价格变量和相关经济变量回复稳态的脉冲响应过程分析不同碳市场政策情景下各经济变量的动态效应及变化趋势，并得到脉冲响应图，结合脉冲响应图分析了其背后存在的经济规律及意义。

第 4 章 碳市场政策与全要素生产率。基于沪深 A 股上市企业数据，以碳排放权交易试点政策为准自然实验，采用双重差分（DID）的计算方法，分析碳排放权交易试点政策实施对企业全要素生产率提升的影响，并从企业性质、融资约束及是否为高污染行业展开异质性分析；采用中介效应模型，实证检验股票定价效率在其中的机制作用。

第 5 章 研究结论与展望。阐述上述研究的相关结论、提出研究的不足之处以及展望未来可以深入研究的方向。

1.3 研究方法与技术路线

1.3.1 研究方法

本文将通过如下方法进行研究：

（1）理论分析法：通过梳理已有文献和查阅相关书籍，总结了当前碳减排的相关理论，以及 DSGE 模型的相关理论。以上述理论为基础，为本文的模型构建奠定依据，同时用相关理论验证本文主要结论。

（2）仿真分析法：在新凯恩斯框架下借助动态随机一般均衡模型，综合考虑了股票价格、厂商异质性和价格粘性等情况，加入了碳市场政策收紧冲击、全要素生产率提升冲击后，分析不同碳市场政策情景下各经济变量的动态效应及变化趋势，并得到脉冲响应图，结合脉冲响应图分析了其背后存在的经济规律及意义。

（3）实证研究法：为提升研究的应用价值，本文采用双重差分法对排放权

交易试点政策、股票定价效率与企业全要素生产率进行实证检验，以面板数据为可靠证据进行实证分析，为政策优化提供经验证据。

（4）对比分析法：采用对比分析法分析碳市场政策的异质性影响。理论建模部分，通过构建碳配额上限降低与碳税税率提升的不同政策冲击，对比两类工具对股票价格及实体经济产出的差异化动态影响；实证层面，基于企业性质、融资约束及行业碳强度进行异质性分析，揭示碳排放权交易政策对全要素生产率的促进效应存在显著组间差异。该方法通过政策工具、作用对象的对比分析，更加明确了碳市场政策的特点差异和行业适配性。

1.3.2 技术路线

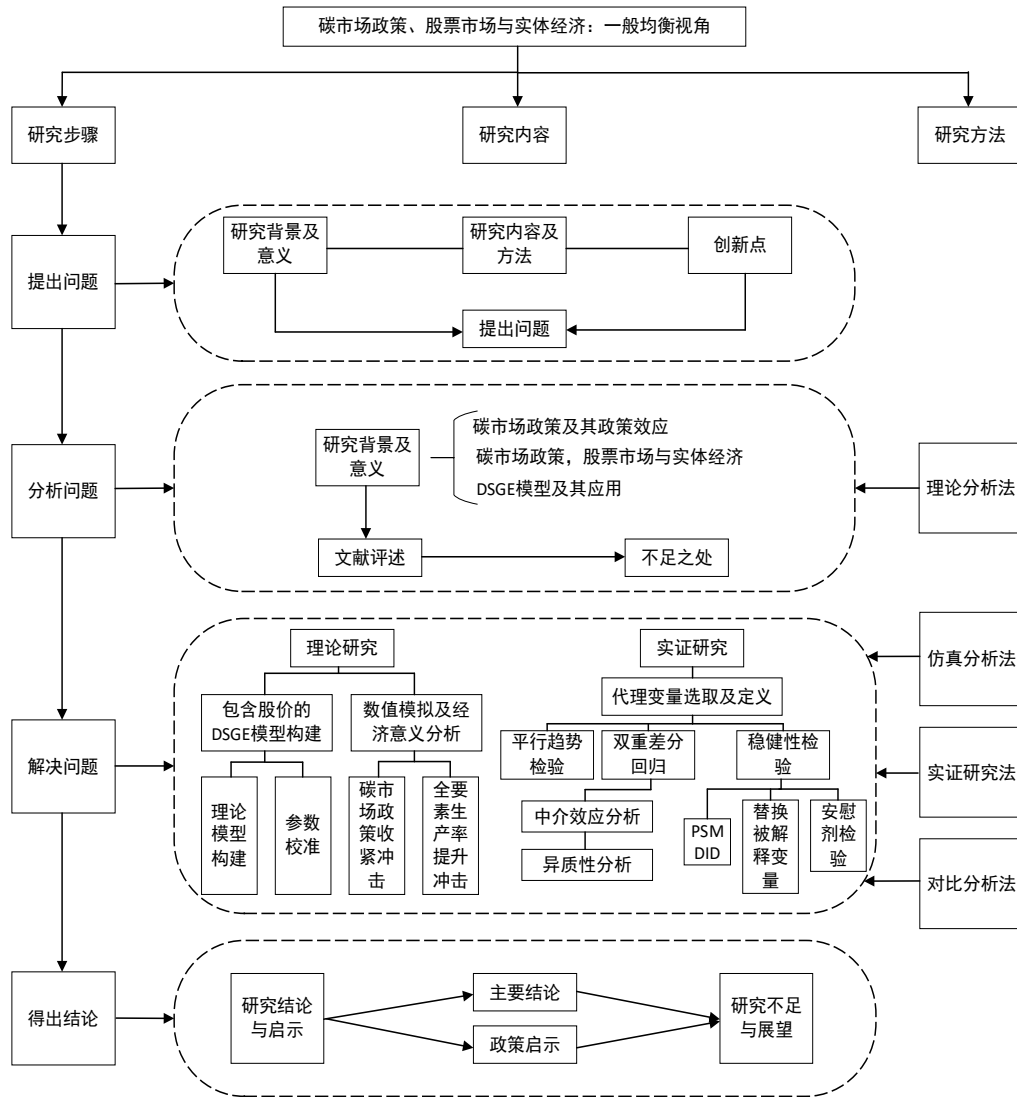


图 1-1 技术路线图

1.4 特色与创新

本文特色与创新在于：

(1) 构建含股价的 DSGE 模型，刻画碳市场政策对股票市场和实体经济影响的动态过程。将股票价格引入家庭部门构建家庭、厂商和政府的三部门 DSGE 模型，揭示碳市场政策与股票市场和实体经济间的内在关系。以碳配额上限降低、碳税税率提高刻画碳市场政策收紧情境，数值模拟股票价格和最终品产出的动态反应过程，同时对比两种碳市场政策收紧效果。模型揭示了不同碳政策工具对金

融与实体经济的差异化影响，为政策组合优化提供理论依据。

（2）突出全要素生产率提升的核心意义，揭示全要素生产率的动态调节功能。全要素生产率提升可调节碳市场政策效应，市场主体的新增投资应聚焦于培育和发展新质生产力，以缓解转型初期阵痛感。

（3）指出碳市场政策实施的差异性。碳市场政策实施的功能期和行业适配性不同，应配套差异化政策和措施，且实施效果与企业属性、融资能力和环境责任有关。

第 2 章 文献综述

本章主要介绍了国内外研究现状综述和现有文献评述，综述分为三个层面，分别为碳市场政策及其政策效应，碳市场政策、实体经济与股票市场，DSGE 模型及其应用，总结了已有文献对于碳市场政策、股票市场与实体经济关系的研究现状并阐述 DSGE 模型的概念及应用；评述对上述文献进行总结，指出不足之处及本文对现有研究的补充。

2.1 国内外研究现状

2.1.1 碳市场政策及其政策效应

2.1.1.1 碳市场政策

Waltho 等 (2019)^[2]系统梳理并总结了在全球运用广泛的四种碳减排措施，即碳抵消、碳限额、碳排放税和碳排放权交易。碳抵消本质上依赖碳捕集与封存 (CCUS) 等技术创新实现碳中和；碳限额与碳排放权交易往往被碳减排国家联合实施，常被整合为“碳排放权交易”复合型政策；碳排放税则是最早由欧洲发达国家推行的环境经济工具。其中，碳排放税和碳排放权交易因为应用较多，受到的关注也更为广泛。

碳限额交易政策是碳限额与碳排放权交易相结合的环境治理机制，其本质在于将温室气体排放权转化为可交易商品。《京都议定书》中要求减排的六种温室气体中，二氧化碳占主导地位，据此将温室气体排放权交易的计算单位设定为每吨二氧化碳当量。将排放总量进行限额后，温室气体的排放权便成为了一种稀缺资源，进而具有了商品属性^[10]。有学者指出，碳交易是指将二氧化碳排放权作为一种市场流通商品，进行市场化交易^[11]。在实际生产中，生产企业通过对比实际排放量与政府碳配额的差额，可将剩余配额投入碳交易市场流转，这种制度设计既降低了企业的减排成本，又通过经济激励提升了减排效率。起初有学者对碳交易的发展提出不同意见。SpashCL^[12]曾指出温室气体排放的复杂性、普遍性与不

确定性特征与传统经济学成本效益理论存在矛盾,认为碳市场难以实现理论预期的资源优化配置效果。但随着政策实践深入,学界通过宏观与微观层面的实证研究证实了该政策在控排方面的有效性,使其逐步成为国际主流的碳管控工具^[13]。

碳税是一种环境税,旨在通过税收手段解决环境负外部性问题^[14],其“双重红利性”成为各国推进环境税改革的重要理论依据。一方面是环境红利,可以通过征税压力促使企业主动减排,倒逼其树立减碳意识。另一方面是社会红利,可以在实施碳税的同时,通过税收结构调整(如降低所得税率)和增加转移支付来优化社会福利^[15]。因此,在主流的碳市场政策中,碳税也相当重要。

2.1.1.2 碳市场政策的政策效应

碳市场政策的政策效应主要体现在环境、经济和社会三个方面,细化来说,既涉及到二氧化碳排放量的下降,又涉及到经济增长、技术创新等。根据现有文献研究,碳市场政策的政策效应具体体现在以下几个方面:

环境效应方面,碳市场政策的首要目标是减少温室气体的排放,促进碳减排和低碳转型。通过对碳排放征税或实行排放配额交易,企业在面临更高的碳排放成本时,往往会采取减排措施,例如改善生产工艺、投资清洁技术、提高能效等。罗良文^[16]等采用双向固定效应的双重差分模型分析碳交易政策的减污降碳效果及其作用机制,结果发现碳交易政策产生减污降碳效果,并且逐渐趋向于“高水平耦合与优质协调”的协同关系;Wang^[17]等通过测量净碳排放量,验证碳交易对碳中和的影响路径,结果表明碳交易对碳中和的影响显著且可持续,通过调整产业结构、协调低碳政策、促进文化传播、加大绿地建设、降低能源强度等方式,帮助减少碳源、增加碳汇,实现碳中和。较多研究表明碳税政策则是能够提高能源效率进而有效减少碳排放^{[18]-[20]}。而且,碳排放税可以促进清洁能源的应用,改善能源结构,从而达到碳减排目的^{[21]-[22]}。

经济效应方面,目前研究主要聚焦于碳排放权交易和碳税这两种碳市场政策的宏观经济效应,主要包括经济增长和绿色发展两个方面。经济增长方面,肖祖沔等^[23]从宏观变量动态和经济福利角度分析了碳税和碳排放权交易两种碳市场政策的选择。徐文成等^[24]从经济增长和经济波动视角对碳市场政策进行比较分析。吕雁琴等^[25]模拟分析了最优碳税税率对碳排放和宏观经济的影响,为碳减排与经济增长平衡发展提供参考。霍伟东等^[26]模拟我国碳定价政策对宏观经济与

碳排放的影响,分析政策传导机制,比较不同政策下的国民福利变化。绿色发展方面,主要基于数据包络分析(DEA),综合运用 Super-SBM、PSM-DID 等模型和 ML 指数等,在测度绿色全要素生产率的基础上研究碳市场政策的经济效应^{[27]-[28]},指出碳市场政策总体上促进绿色发展,且促进效果逐年增强^[29]。

技术创新方面,关于碳市场政策对企业技术创新的影响机制研究,学术界基于“波特假说”进行了多维度探讨。Borghesi 等^[30]针对意大利制造业的碳排放数据进行实证检验,发现欧盟碳交易体系内的企业普遍通过提升能源利用效率和采用新型减排技术来实现碳排放控制。基于省级面板数据,Han 等^[31]构建固定效应模型验证了 2007-2016 年间碳排放权交易制度的环境治理效能,其研究证实技术创新是实现碳减排目标的核心路径。Dong 等^[32]运用数据包络分析法,在环境经济协同发展视角下揭示了中国碳交易市场的动态效应:短期内对经济增长的推动作用有限,但长期来看能显著提升经济质量并形成可持续的减排激励机制。王为东等^[33]运用合成控制法对地市级数据进行分析,发现碳交易政策显著提升了企业的研发投入强度和专利产出数量。周朝波等^[34]通过构建 2008-2016 年省级面板数据的固定效应模型,证实碳市场主要通过推动低碳技术革新这一传导路径,有效促进了区域经济结构优化升级。这些研究成果共同表明,碳市场政策通过创新驱动效应,正在重塑企业的技术发展轨迹和市场行为模式。

综上,碳市场政策的政策效应呈现环境改善、经济转型与技术创新协同联动的多维度特征。在环境层面,碳定价工具通过成本约束与市场激励双轨驱动,显著促进了碳减排与能源结构优化,其效果在 ETS 与中国试点市场中均得到验证,但政策有效性高度依赖配额分配机制与碳价信号稳定性;经济效应研究表明,碳市场政策可通过要素重置效应推动绿色全要素生产率提升,实现经济增长与碳排放的部分脱钩,然而政策冲击的福利分配非均衡性仍需通过动态税率调节与区域补偿机制加以平衡;技术创新方面,碳市场政策通过创新驱动效应,促进了企业技术创新,从而提高了经济质量以及促进了碳减排。

2.1.2 碳市场政策、股票市场与实体经济

2.1.2.1 碳市场政策与股票市场

关于碳市场政策与股票市场之间的关系,早期研究聚焦欧盟碳排放交易体系

(EU ETS)，而新兴经济体，特别是中国碳金融市场与资本市场的交互机理研究相对滞后。随着我国碳交易试点向全国统一市场推进，碳金融衍生品市场扩容显著强化了其价格发现功能，相关研究逐步从欧洲转向中国。

国外研究方面，Ji 等^[35]创新性地构建复杂网络模型，实证解析欧盟碳价波动与 18 家电力行业上市公司股票收益的信息溢出网络，结果发现两者存在显著的双向信息依存关系，其中碳市场作为信息接收者，接收电力部门的多维度信息溢出。Tan 等^[36]通过改进方差分解技术与网络拓扑模型，系统解析了欧洲碳市与股市的波动传导路径，证实宏观经济运行状态对两个市场的协同效应具有显著调节作用。Yuan 等^[37]构建 GAS-DCS-copula 混合模型，专项研究金融不确定性对碳市场的风险传导特征，发现金融市场风险对碳交易存在明显的非对称溢出效应。Dutta 等^[38]基于二元 VAR-GARCH 模型揭示了欧盟碳配额定价机制对清洁能源板块股票收益的传导机制，证实碳价波动对可再生能源类股票具有显著正向驱动作用。Lin 等^[39]通过多市场联动分析发现，北京碳交易试点与煤炭商品市场、新能源板块股票之间存在显著的三维波动溢出效应。

国内研究方面，刘志峰等^[40]采用 GARCH-S 对称建模结合动态溢出指数方法，揭示了碳交易市场与股票市场间的双向风险传导规律。其创新性发现指出：行业股票对碳市场的风险溢出强度超出反向传导约 30%，且新冠疫情期间的溢出强度较常态增长 45%-60%。陶春华等^[41]通过构建 VAR 模型体系，证实上海碳市场与钢铁、化工等高碳行业股指存在显著负向关联（相关系数达-0.68），但与新能源等低碳板块关联性未达统计学显著性阈值（ $p>0.05$ ）。秦天程等^[42]聚焦新能源上市公司，通过面板数据模型证实碳价每上涨 1%，龙头企业股价平均响应 0.35%的正向波动，但中小型企业响应弹性系数不足 0.1%，呈现显著规模效应差异。宋楠等^[43]运用多尺度 GARCH 模型发现：欧盟碳市场与大宗商品存在动态双向信息传导（信息传递效率达 62%），而深圳试点市场与同类资产间未呈现显著关联性，反映出市场成熟度的关键调节作用。

综上，国内外对于碳市场政策与股票市场的研究运用了多种研究方法探讨了碳市场和股票市场之间的关系，以及各种碳市场政策对于股票收益的影响。综合研究结果发现，碳市场政策对于股票市场的影响存在显著的行业特性和区域差异，并多集中于实证分析，对于其关系的动态分析较为缺乏。

2.1.2.2 碳市场政策与实体经济

碳市场政策对实体经济的影响主要体现在以下几个方面：产业结构调整、能源消费结构、企业技术创新与发展、就业与收入分配。

产业结构调整方面，目前研究主要认为“双碳”目标下的碳市场政策实施会倒逼产业结构优化升级，从而推动经济发展方式转换。李政等^[44]认为“双碳”目标对推动我国产业结构升级形成倒逼机制，从而催化经济系统向低碳发展范式转型。庞军等^[45]研究进一步阐明，实现碳中和目标需加速高碳锁定产业的梯度退出，通过淘汰落后产能优化产业生态结构，构建清洁化、低碳化的现代产业体系。对于具体产业，朱佩誉等^[46]运用可计算的一般均衡模型研究碳减排政策对不同行业产业结构的影响，发现碳减排政策能促进产业结构的优化，并且高耗能行业更易受到冲击，服务业和高新技术行业不易受到其冲击。

能源消费结构方面，碳市场政策通过优化能源消费结构和能源消费总量有效推动区域低碳经济转型，且能源消费对区域低碳转型具有显著的空间溢出效应^[47]。谢超群^[48]通过实证分析证明，碳市场发展水平每提高 1%，碳排放总量和排放强度分别下降 0.304%和 0.345%，主要得益于能源效率提升与清洁能源在能源消费中比重的增加。

企业技术创新与发展方面，研究普遍支持了碳排放权交易机制的假说“波特效应”^[49]，其作用机理在于通过成本内部化机制重构企业决策框架，激励市场主体增加研发强度以获取长期竞争优势^[50]。对于企业发展，现有研究呈现学术分歧：支持性文献强调免费配额产生的现金流溢价效应可优化企业资本结构^[51]；反对观点指出环境规制引致的合规成本将侵蚀企业估值水平，对可持续经营能力形成负向冲击^{[52]-[53]}。

就业与收入分配方面，谭志雄等^[54]、霍启欣等^[55]使用双重差分模型实证检验了碳交易政策对企业就业的影响及潜在影响途径，结果发现碳交易政策实施能够通过产出效应、要素替代效应、规模效应及低碳技术创新效应促进企业就业净增长，并且对高生产率企业、国有企业的促进效应更为显著。

综上，碳市场政策是一把双刃剑，其带来的影响是双重的，一方面，碳市场政策的实施能够优化产业结构及能源消费结构，推动经济低碳转型，助力减排目标实现；另一方面碳减排也会抬升企业经营成本，抑制生产规模扩张，压缩利润

空间，进而制约实体经济发展。并且现有的大部分研究多集中于运用计量模型评估碳减排效果，而基于动态随机一般均衡模型的理论探索仍显不足。

2.1.3 DSGE 模型及其应用

2.1.3.1 DSGE 模型概述

动态随机一般均衡（Dynamic Stochastic General Equilibrium, DSGE）模型作为一种宏观经济学的基准分析工具，其核心功能在于模拟不确定性条件下的经济周期波动与政策传导效应。该模型通过跨期优化过程刻画微观主体决策行为，结合市场均衡约束构建联立方程系统，为解析宏观经济的动态演变提供量化框架。

DSGE 模型的建模特征体现于其命名维度：动态性、随机性和一般均衡。这三个鲜明特征使 DSGE 模型被广泛应用于涉及宏观经济学与政策动态效应的研究中。（1）动态性（Dynamic）。动态性特征意味着模型的构建是基于理性人的预期。在模型架构中，微观主体通过跨期优化决策，充分考虑当前行为对未来经济状态的路径依赖效应。这种动态建模方式显著提升了宏观经济变量动态轨迹的预测精度，为政策效果评估提供了微观基础。（2）随机性（Stochastic）。通过量化分析冲击变量对经济系统的脉冲响应，不仅增强了模型对现实经济波动的解释力，更建立了经济周期波动的数理分析框架，大幅提升了模型实证研究的可信度。（3）一般均衡（General Equilibrium）。模型通过建立多部门联立方程体系，精确刻画经济主体间的内生性关联。在均衡求解过程中，所有市场参与者的行为决策均形成相互制约的约束条件，最终推动经济系统趋向稳态均衡。这一系统性建模思路突破了局部均衡分析的局限性，为评估宏观经济政策的外溢效应提供了全视角分析工具。这三大特征使得 DSGE 模型能够有效模拟真实经济系统的运行规律，既可作为宏观经济波动的诊断工具，也可作为政策模拟的实验平台，显著提升了经济理论对复杂现实问题的解释能力。

相较于传统计量模型，DSGE 模型具有以下几种优势。一是其建模主要刻画了不同经济部门的微观个体追求最优化的决策行为。通过每个微观个体决策者的最优化行为方程，能够推导出更贴合现实的经济规律而非单纯依赖统计相关性的结果；二是模型政策模拟效能突出，依托动态响应机制（如脉冲响应分析）显性化外生冲击的传导轨迹，提升经济预测的因果可溯性；三是模型兼具数据适配性

与可量化推演特征，通过参数校准实现观测数据拟合，其结构化方程体系支持反事实模拟，为政策效应评估提供计算实验平台；四是规避卢卡斯批判（Lucas critique）的局限，基于深层次经济结构参数开展政策实验，确保结论的稳健性与现实指导价值^[56]。

2.1.3.2 DSGE 模型的应用

碳市场政策设计最需要关注的问题是平衡减排刚性约束与经济增长动态适配性。环境-经济系统的非线性交互特征具有显著不确定性，传统经验导向型政策评估易产生偏误，从而驱动了基于 DSGE 模型的环境政策模拟研究的发展。肖红叶等^[57]将污染损失内化至中间品生产函数，构建包含减排激励的 DSGE 框架，其模拟显示差异化环境政策对经济稳态的扰动呈现显著异质性。赵杨等^[58]整合 Bernanke 金融加速器机制^[59]，通过污染要素投入视角揭示技术冲击下碳政策强度与福利效应的非线性关系，提出环境规制需兼顾生态效益与社会福祉的帕累托改进路径。杨翱等^[60]引入银行信贷传导渠道，论证碳税政策存在环境质量改善与创新抑制的权衡效应，且该效应随减排目标提升呈边际递增趋势。Fischer 等^[61]开创性地建立环境政策比较框架，系统设定碳税、限额交易及强度控制三种机制在 DSGE 模型中的政策传导路径，为后续研究提供方法论基准。Annicchiarico 等^[62]基于新凯恩斯 DSGE 模型证实许可证交易政策具有宏观经济稳定器功能，且政策效能受价格粘性参数调节。徐文成等^[63]进一步扩展模型不确定性维度，量化分析多重环境政策组合在外生冲击下的动态响应差异。

2.2 现状评述

纵观现有研究，自碳市场政策兴起以来，学者们对其政策效应、内在机制展开了广泛的研究探讨，发现碳市场政策带来的效应辐射到环境、经济和社会三个方面。其中，实体经济作为现代化经济体系的坚实基础，以及随着碳市场金融属性的日益显现，实体经济、股票市场与碳市场政策实施之间的联系也受到学者的重视，成为一大研究重点。现有文献对于碳市场政策的内在机制、总结分类，以及碳市场政策实施对碳减排和经济发展带来的影响的探讨已经较为完备，但对股票市场影响及其内在机制的探讨的文献较少，且在研究方法方面，大部分研究多

采用计量模型进行实证分析，基于一般均衡视角模拟动态分析的较少；在分析内容方面，主要聚焦于宏观分析政策的影响，缺乏微观分析，特别是企业发展能力的研究。因此，本文在理论分析模块，将股票价格引入家庭部门构建三部门动态随机一般均衡模型，数值模拟股票价格和最终品产出的动态反应过程，对比碳税和碳配额上限两种碳市场政策实施效果，并探讨全要素生产率的调节效应；在实证分析模块，以碳排放权交易试点政策为准自然实验，实证研究政策实施对于企业发展的影响，并探讨股票市场在其中的机制作用。

第3章 动态随机一般均衡模型构建与分析

本章构建包含股价的三部门动态随机一般均衡模型，假设经济系统中包含家庭、企业和政府三个部门。首先，分类刻画每一个部门的行为，并求解出每个部门的最优一阶条件；其次，基于模型均衡时的约束条件与各部门的最优一阶条件构成的稳态方程组，运用软件求解出各个变量的稳态解；最后，加入碳市场政策收紧冲击和全要素生产率提升冲击两类外生冲击。在构建的 DSGE 模型的基础上，数值模拟出碳市场政策收紧效应和全要素生产率提升效应下的股票价格变量和相关经济变量回复稳态的脉冲响应过程，并给出代表性变量的效应分析及政策启示。

3.1 家庭部门

以代表性家庭表示家庭部门。代表性家庭除通过提供劳动获得收入外，还持有企业股票获得收益，购买最终产品消费。家庭的效用由劳动、消费及股票收益构成，其中，劳动带来的效用为负，消费和股票收益带来的效用为正。 t 时期，代表性家庭在预算约束条件下选择消费、劳动和股票份额实现期望效用最大化。参考 Gertler and Karadi^[64]，代表性家庭的最优化问题可描述为：

$$\begin{cases} \max. E_t \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \frac{1}{1-\eta} \left[C_t - \bar{w} \frac{L_t^{1+\xi}}{1+\xi} \right]^{1-\eta} \\ \text{s.t. } I_t^b + I_t^g + C_t + D_t + S_t N_t = \frac{R_{t-1} D_{t-1}}{\pi_t} + w_t^b L_t^b + w_t^g L_t^g + \frac{S_{t-1} N_{t-1}}{\pi_t} + \frac{Div_{t-1} N_{t-1}}{\pi_t} + r_t^g K_{t-1} + r_t^b K_{t-1} \end{cases} \quad (3-1)$$

其中， E_t 表示 t 时期代表性家庭的期望效用， $\beta \in (0,1)$ 为主观贴现因子。 C_t 和 L_t 表示代表性家庭的消费水平和劳动供给。 $\bar{w} > 0$ 为劳动负效用比例， ξ 表示劳动供给的 Frisch 弹性的倒数， $\eta > 0$ 为风险厌恶程度。 t 时期，约束条件等式的左边为家庭支出项， I_t^g 、 I_t^b 分别为绿色和棕色资本品， C_t 为消费， D_t 为居民从生产商部门获得的利润， S_t 表示 t 期的股票价格，股票价格走势代表股票市场， N_t 为家庭购买股票的数量；右边为家庭收入项， R_{t-1} 为上期基准利率， π_t 为通胀率， w_t^b 、 w_t^g 为家庭向绿色和棕色厂商提供劳动获得的工资收入， Div_{t-1} 为家庭持

股票获得的股息， K_{t-1} 为上期资本， r_t^g 、 r_t^b 分别为绿色和棕色厂商的资本回报率。

家庭向棕色和绿色厂商提供的劳动为 L_t^b 和 L_t^g ， L_t 为两类劳动加总：

$$L_t = \left(L_t^{b^{1+\rho_L}} + L_t^{g^{1+\rho_L}} \right)^{\frac{1}{1+\rho_L}} \quad (3-2)$$

其中， ρ_L 表示劳动之间的替代弹性。

由代表性家庭的最优化问题式 (3-1)，获得家庭部门最优化一阶条件：

$$M_{t,t+1} = \beta \left(C_{t+1} - \bar{w} \frac{L_{t+1}^{1+\xi}}{1+\xi} \right)^{-\eta} \left/ \left(C_t - \bar{w} \frac{L_t^{1+\xi}}{1+\xi} \right)^{-\eta} \right. \quad (3-3^*)$$

$$E(R_t M_{t,t+1}) = 1 \quad (3-4^*)$$

$$L_t^b = w_t^b / \bar{w} \quad (3-5^*)$$

$$L_t^g = w_t^g / \bar{w} \quad (3-6^*)$$

$$\lambda_t S_t = \beta \lambda_{t+1} \left(\frac{S_{t+1}}{\pi_{t+1}} + \frac{Div_{t+1}}{\pi_{t+1}} \right) \quad (3-7^*)$$

$$\lambda_t = \beta \lambda_{t+1} [r_t^g + (1 - \delta^g)] \quad (3-8^*)$$

$$\lambda_t = \beta \lambda_{t+1} [r_t^b + (1 - \delta^b)] \quad (3-9^*)$$

其中， $M_{t,t+1}$ 表示家庭实际随机贴现因子，式 (3-4*) 是消费欧拉方程，反映家庭当前和未来消费跨期最优决策。

3.2 厂商部门

最终品厂商产出量代表实体经济。最终品厂商由若干中间品厂商提供中间品生产最终品，资本品厂商向中间品厂商提供资本品。其中，中间品厂商分为棕色中间品厂商和绿色中间品厂商。

3.2.1 最终品厂商

因最终品厂商由若干中间品厂商提供中间品生产最终品，故假设最终品厂商的生产函数为 CES（恒定弹性替代）聚合函数，且假设若干中间品厂商连续分布

在 $[0,1]$ 区间上。则最终品厂商的生产函数为：

$$y_t = \left[\int_0^1 Y_t(j)^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} dj \right]^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}} \quad (3-10)$$

其中， y_t 为最终品厂商的产量， $Y_t(j)$ 是中间品厂商 j 生产的中间品产量， ε 为有差异性的中间品之间的替代弹性。

最终品厂商在式 (3-10) 约束下，通过购买中间品生产最终品实现利润最大化，其最优化问题为：

$$\max. \quad p_t y_t - \int_0^1 P_t(j) Y_t(j) dj \quad (3-11)$$

其中， p_t 为最终品价格， $P_t(j)$ 为中间品厂商 j 生产的中间品价格。由最终品厂商利润最大化问题式 (3-11)，可获得最终品厂商的中间品最优需求量：

$$Y_t(j) = y_t \left(\frac{P_t(j)}{p_t} \right)^{-\varepsilon} \quad (3-12^*)$$

式 (3-12*) 说明，最终产品厂商对种类 j 中间品的需求，取决于最终品产出量，以及不同种类中间品与最终品的相对价格。

3.2.2 中间品厂商

假设经济中存在一个连续的中间品厂商 $1, 2, \dots, j$ ，其生产函数为 $Y_t^I(j)$ ，是棕色厂商产出 $Y_t^b(j)$ 和绿色厂商产出 $Y_t^g(j)$ 的聚合函数，即：

$$Y_t^I(j) = \left[(1-\alpha)^{\frac{1}{\theta}} Y_t^g(j)^{\frac{\theta-1}{\theta}} + \alpha^{\frac{1}{\theta}} Y_t^b(j)^{\frac{\theta-1}{\theta}} \right]^{\frac{\theta}{\theta-1}} \quad (3-13^*)$$

其中， θ 是棕色产品和绿色产品之间的替代弹性， α 是棕色产品的比例。

中间品厂商提供的产品必须满足最终品厂商的最优需求，结合式 (3-12*)，中间品厂商的优化问题可表达为：

$$\begin{cases} \max_{\{Y_t^g, Y_t^b\}} \left[(1-\alpha)^{\frac{1}{\theta}} Y_t^g(j)^{\frac{\theta-1}{\theta}} + \alpha^{\frac{1}{\theta}} Y_t^b(j)^{\frac{\theta-1}{\theta}} \right]^{\frac{\theta}{\theta-1}} \\ \text{s.t.} \quad Y_t(j) = Y_t^I(j) \end{cases} \quad (3-14)$$

由式 (3-14) 获得绿色厂商和棕色厂商产出 $Y_t^g(j)$ 、 $Y_t^b(j)$ ：

$$Y_t^g(j) = (1-a) \left(\frac{P_t^g}{P_t^I} \right)^{-\theta} Y_t^I(j) \quad (3-15^*)$$

$$Y_t^b(j) = a \left(\frac{P_t^b}{P_t^I} \right)^{-\theta} Y_t^I(j) \quad (3-16^*)$$

其中, P_t^g 、 P_t^b 分别为绿色和棕色中间品价格, P_t^I 中间品厂商的边际成本。将式 (3-15*)、式 (3-16*) 代入式 (3-14) 的约束条件, 获得中间品厂商的边际成本:

$$P_t^I = \left[(1-a)(P_t^g)^{1-\theta} + a(P_t^b)^{1-\theta} \right]^{\frac{1}{1-\theta}} \quad (3-17^*)$$

参照温兴春^[65], 获得中间品厂商 j 对家庭部门的股息支付:

$$Div_t = (1-P_t^I)Y_t(j) \quad (3-18^*)$$

参照 Rotemberg^[66], 当中间品厂商 j 根据通胀率 π 调整其价格 $P(j)$ 时, 将面临二次调整成本, 二次调整成本 $Act(j)$ 为:

$$Act(j) = \frac{\kappa_p}{2} \left(\frac{P_t(j)}{P_{t-1}(j)} - \bar{\pi} \right)^2 y_t \quad (3-19)$$

并获得中间品厂商 j 跨期价格决策:

$$\max_{\{P_t(j)\}_{t=0}^{\infty}} E_0 \left\{ \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \frac{\lambda_t}{\lambda_0} \left[\left(\frac{P_t(j)}{P_t} \right)^{-\varepsilon} \left(\frac{P_t(j)}{P_t} - P_t^I \right) y_t - \frac{\kappa_p}{2} \left(\frac{P_t(j)}{P_{t-1}(j)} - \bar{\pi} \right)^2 y_t \right] \right\} \quad (3-20)$$

其中, κ_p 为价格调整成本。则在对称经济均衡下获得菲利普斯曲线:

$$\pi_t (\pi_t - \bar{\pi}) = \beta E_t \left[M_{t,t+1} \pi_{t+1} (\pi_{t+1} - \bar{\pi}) \frac{y_{t+1}}{y_t} \right] + \frac{\varepsilon}{\kappa_p} \left(P_t - \frac{\varepsilon - 1}{\varepsilon} \right) \quad (3-21)$$

3.2.3 棕色中间品厂商

棕色中间品厂商属于碳密集行业, 运用劳动 L_t^b 和资本 K_t^b 等生产棕色中间品 Y_t^b , 假设其生产函数符合 $C-D$ 生产函数:

$$Y_t^b = [1-d(X_t)] A_t (K_{t-1}^b)^{\alpha^b} (L_t^b)^{1-\alpha^b}, 0 < \alpha^b < 1 \quad (3-22^*)$$

其中, A_t 为全要素生产率, α^b 为棕色资本产出弹性, X_t 表示大气碳存量, $d(X_t), d'(X_t) \in (0,1)$, 为边际递增的成本损减函数:

$$d(X_t) = d_0 + d_1 X_t + d_2 X_t^2 \quad (3-23^*)$$

式 (3-22*) 和式 (3-23*) 说明, 大气碳存量对棕色厂商产出具有负面影响。大气碳存量既与国内棕色厂商碳排放有关也与国外棕色厂商碳排放有关, 同时自然界也具有自我净化能力, 故假设则大气碳存量 X_t 的演化方程为:

$$X_t = (1 - \delta_x) X_{t-1} + e_t + e_t^{row} \quad (3-24^*)$$

其中, δ_x 为碳排放自然净化率, e_t^{row} 为国外碳排放增量, e_t 为国内棕色厂商碳排放增量。国内棕色厂商碳排放增量 e_t 由减排努力程度和棕色厂商产量共同决定:

$$e_t = (1 - \mu_t) h(Y_t^b) \quad (3-25^*)$$

其中, $\mu_t, \mu_t \in (0,1)$, 为棕色厂商减排努力程度, μ_t 越大棕色厂商碳排放越少, $h(Y_t^b)$ 为棕色厂商生产导致的碳排放, 参考 Heutel 等^[67]:

$$h(Y_t^b) = (Y_t^b)^0 \quad (3-26)$$

其中, 0 为碳排放产出弹性。参考 Heutel 等^[67], 进一步设定减排成本函数为:

$$f(\mu_t) = \theta_1 \mu_t^{\theta_2} \quad (3-27^*)$$

则结合棕色厂商的产出获得其减排成本为:

$$Z_t = f(\mu_t) Y_t^b \quad (3-28^*)$$

同时, 棕色厂商产生碳排放需缴纳碳税, 假设碳税税率为 τ_t^e 。至此, 棕色厂商的最优化问题可表达为:

$$\max. \quad p_t^b Y_t^b - w_t^b L_t^b - r_t^b K_{t-1}^b - \tau_t^e e_t - Z_t \quad (3-29)$$

由式 (3-29) 获得棕色厂商相关变量的最优化一阶条件:

$$w_t^b = \frac{Y_t^b}{L_t^b} (1 - \alpha^b) \left[P_t^b - \theta_1 \mu_t^{\theta_2} - (1 - \mu_t) \tau_t^e \theta (Y_t^b)^{\theta-1} \right] \quad (3-30^*)$$

$$r_t^b = \frac{Y_t^b}{K_{t-1}^b} \alpha^b \left[P_t^b - \theta_1 \mu_t^{\theta_2} - (1 - \mu_t) \tau_t^e y_t^{\xi-1} \right] \quad (3-31^*)$$

$$\tau_t^e = Y_t^b f'(\mu_t) / h(Y_t^b) \quad (3-32^*)$$

3.2.4 绿色中间品厂商

与棕色厂商一样，绿色厂商运用劳动 L_t^g 和资本 K_t^g 等生产绿色中间品 Y_t^g ，也假设其生产函数服从 $C-D$ 生产函数：

$$Y_t^g = [1 - d(X_t)] A_t (K_{t-1}^g)^{\alpha^g} (L_t^g)^{1-\alpha^g}, 0 < \alpha^g < 1 \quad (3-33)$$

其中， α^g 是绿色资本产出弹性。因绿色厂商生产过程中不产生碳排放，不需要缴纳碳税，其它与棕色中厂商一样，向家庭部门雇佣劳动 L_t^g 并支付单位劳动工资 ω_t^g 。因此，绿色厂商的最优化问题可表达为：

$$\max. P_t^g Y_t^g - w_t^g L_t^g - r_t^g K_{t-1}^g \quad (3-34^*)$$

同理，获得绿色厂商相关变量的最优化一阶条件：

$$w_t^g = \frac{Y_t^g}{L_t^g} (1 - \alpha^g) P_t^g \quad (3-35^*)$$

$$r_t^g = \frac{Y_t^g}{K_{t-1}^g} \alpha^g P_t^g \quad (3-36^*)$$

3.2.5 资本品厂商

资本品厂商向中间品厂商提供价格为 Q_t^i 的资本品 $I_t^i (i = g, b)$ 。参照考 Christiano 等^[68]，资本品厂商为提供 I_t^i 的资本品，需要 $\left(1 + \frac{\phi^i}{2} \left(\frac{I_t^i}{I_{t-1}^i} - 1\right)^2\right) I_t^i$ 单位的部门产品，其中， ϕ^b 为投资调整成本系数。因此，资本品厂商的最优化问题可表达为：

$$\max_{\{I_t^i\}} E_0 \sum_{t=0}^{\infty} M_{0,t} \sum \left[Q_t^i I_t^i - \left(1 + \frac{\phi^i}{2} \left(\frac{I_t^i}{I_{t-1}^i} - 1\right)^2\right) I_t^i \right] \quad (3-37)$$

其中， $M_{0,t}$ 表示各期家庭实际随机贴现因子。由式 (37) 获得资本品的最优

一阶条件：

$$Q_t^i = 1 + \frac{\phi^i}{2} \left(\frac{I_t^i}{I_{t-1}^i} - 1 \right)^2 + \phi^i \left(\frac{I_t^i}{I_{t-1}^i} - 1 \right) \frac{I_t^i}{I_{t-1}^i} - E_t \left\{ M_{t,t+1} \phi^i \left(\frac{I_{t+1}^i}{I_t^i} - 1 \right) \left(\frac{I_{t+1}^i}{I_t^i} \right)^2 \right\} \quad (3-38^*)$$

同时，在资本品 $I_t^i (i = g, b)$ 供给下，棕色和绿色厂商的资本运动过程：

$$K_t^i = (1 - \delta^i) K_{t-1}^i + I_t^i \quad (3-39^*)$$

其中， δ^i 为资本折旧率。

3.3 政府部门

政府部门制定货币政策和财政政策，本文研究财政政策中的碳限额政策和碳税政策。政府部门在 t 期采用泰勒法则执行基准利率 R_t ：

$$\frac{R_t}{R} = \left(\frac{R_{t-1}}{R} \right)^{\rho_r} \left[\left(\frac{\pi_t}{\pi} \right)^{\rho_\pi} \left(\frac{Y_t^R}{Y^R} \right)^{\rho_y} \right]^{1-\rho_r} e^{\varepsilon_t^r} \quad (3-40)$$

其中： ρ_r 为利率平滑系数， R 、 π 和 Y^R 分别为利率、通货膨胀率和实际 GDP 稳态值， ρ_π 和 ρ_y 分别为利率对于通胀和产出的反应系数。

此外，政府部门也制定碳限额政策，设定碳配额上限限制厂商部门碳排放。参照 Chan^[69]，政府按照下述规则执行碳配额上限 $\bar{e}_t$ ：

$$\bar{e}_t = \bar{e} \left(\frac{e_t}{e} \right)^{l_z} \quad (3-41)$$

其中， $\bar{e}$ 是碳排放总量的上限稳态值， e 是基准碳排放量， l_z 是控制碳配额上限与国内棕色厂商碳排放增量（见式（3-25*））之间的弹性。该弹性反映实际碳排放与碳排放目标设定的关系，当 $l_z < 0$ 时，说明实际碳排放高于碳排放目标；反之，当 $l_z > 0$ 时，说明实际碳排放低于碳排放目标。我国目前仍处于低碳转型初期，实际碳排放高于碳排放目标，故 l_z 设定为负数，且通过降低碳配额上限倒逼企业碳排放水平下降至目标水平。同时，政府还执行碳税政策，通过提高碳税税率 τ_t 倒逼企业碳排放水平下降至目标水平，碳税税率表达式见式（3-32*）。

3.4 模型均衡及外生冲击

模型均衡时，产品市场达到出清状态，没有超额供给或超额需求，各内生变

量达到稳态。模型约束条件为总供给等于总需求，即总产出等于总消费和总投资：

$$y_t = C_t + I_t^b + I_t^g \quad (3-42^*)$$

式（3-42*）和家庭、企业与政府三部门的一阶最优条件及相关变量关系的 28 个方程（带“*”的方程）共同组成模型均衡时 29 个变量的稳态方程组。

碳市场政策收紧表现为碳配额上限降低和碳税税率提高，因此对表征碳配额上限的变量 $\bar{e}_t$ 施加负向冲击、对表征碳税税率的变量 τ_t 施加正向冲击，基于模型均衡时的稳态方程组运用 Matlab2020b 软件数值模拟碳市场政策收紧对股票市场和实体经济的影响。客观上，碳市场政策收紧对股票市场和实体经济在一定时期内存在负面影响，故进一步尝试探讨全要素生产率提升能否调节上述负面效应，对表征全要素生产率的变量 A_t 施加正向冲击，数值模拟全要素生产率提升对股票市场和实体经济的影响。这里，假设上述三个变量的外生冲击均服从一阶自回归过程：

$$\log \chi_t = (1 - \rho_\chi) \log \bar{\chi} + \rho_\chi \log \chi_{t-1} + \varepsilon_{\chi,t} \quad (3-43)$$

其中， χ 代表碳税税率、碳配额上限和全要素生产率，即： τ_t 、 $\bar{e}_t$ 和 A_t 变量， ρ_χ 为上述变量外生冲击的持续性参数， $\varepsilon_{\chi,t}$ 为随机扰动项。

3.5 模型参数设定及其校准

模型参数设定采用校准法进行赋值。校准法虽然不是严格意义上的统计估计方法，但其参数识别过程深度锚定现实经济时序数据，通过捕捉稳态变量的长期均衡关系形成有效拟合工具，能较好地解决卢卡斯批判问题。具体而言，模型中被高频使用的参数，直接引用权威研究基准值；对于稳态敏感型参数及不可观测结构参数，则依托中国宏观经济指标进行稳态值校准，确保模型动态路径与经济现实保持内在一致性。模型参数分为三类，分别为家庭部门参数、厂商部门参数、政府部门参数和持续性参数，参照相关文献，按季度频率予以校准。模型参数校准值及其参考依据见表 3-1。

表 3-1 模型参数校准结果及取值参考依据

参数名称	参数符号	校准值	参考依据
家庭部门参数			
主观贴现因子	β	0.995	无风险年化利率约为 2%
风险厌恶程度	η	2	Challe 等（2014）
Frisch 弹性的倒数	ξ	1	程郁泰等（2023）
劳动的替代弹性	ρ_L	1	Horvath 等（2000）
劳动负效用比例	$\bar{w}$	8.3849	8 小时工作制，即 $L=1/3$
厂商部门参数			
棕色资本产出弹性	α^b	0.35	陆磊等（2020）
绿色资本产出弹性	α^g	0.33	陆磊等（2020） 略低于 0.35
资本折旧率	δ^g, δ^b	0.025	彭俞超等（2016）
投资调整成本系数	ϕ^b, ϕ^g	10	陆磊等（2020）
有差异的中间产品之间的替代弹性	ε	11	匹配价格加成率 10%
绿色和棕色中间产品的替代弹性	θ	2	何莎（2022）
价格调整成本	κ_p	26.8638	匹配 Calvo 定价中 1/4 厂商可定价
减排成本函数	θ_1	0.0335	Nordhaus 等（2018）
	θ_2	2.6	Nordhaus 等（2018）
碳排放弹性系数	σ	0.8438	盛仲麟等（2016）
碳排放自然净化率	δ_x	0.0021	何莎（2022）
成本损减函数	d_0	0.0021	中国人民银行天津分行课题组（2022）
	d_1	-6.6722×10^{-6}	中国人民银行天津分行课题组（2022）
	d_2	1.4647×10^{-8}	中国人民银行天津分行课题组（2022）
国外厂商碳排放量	e^{row}	1.6232	《2020 年世界能源统计》
政府部门参数			
利率平滑系数	ρ_r	0.9	何莎（2022）
中央银行利率对于通胀的反应系数	ρ_π	1.5	
中央银行利率对于产出的反应系数	ρ_y	0.125	

续表 3-1 模型参数校准结果及取值参考依据

参数名称	参数符号	校准值	参考依据
持续性参数			
碳市场政策冲击持续性参数	$\rho_{\tau}, \rho_{\varepsilon}$	0.5	孙娜等（2024）
全要素生产率提升冲击持续性参数	ρ_A	0.9	陶长琪等（2024）

3.5.1 家庭部门参数

β 为家庭部门的主观贴现因子，在稳态下校准主观贴现因子为 0.995，即无风险年化利率约为 2%；参照 Challe 等^[70]，风险厌恶程度 η 取值为 2；参照程郁泰等^[71]，Frisch 弹性的倒数 ξ 取值为 1； ρ_L 表示劳动之间的替代弹性，参照 Horvath 等^[72]中的估计值，本文取 1，即 $\rho_L = 1$ 。假定每日 8 小时工作制，校准劳动负效用比例参数 $\bar{w} = 8.3849$ 。

3.5.2 厂商部门参数

α^g 、 α^b 分别为绿色和棕色资本的产出弹性，陆磊等^[73]将资本弹性取值为 0.35，考虑到低碳转型初期，绿色资本份额可能相对较低，故将绿色资本产出弹性下调两个百分点，取值为 0.33，棕色资本产出弹性不变，取值为 0.35；参照彭俞超等^[74]，棕色、绿色两类资本折旧率 δ^b 和 δ^g 取值为 0.025；参照陆磊等^[73]，绿色、棕色两类投资调整成本系数 φ^b 和 φ^g 取值为 10；匹配价格加成率 10%，中间品之间的替代弹性 ε 取值为 11；参照何莎^[77]，绿色和棕色产品之间的替代弹性 θ 取值为 2。为匹配 Calvo 定价中 1/4 厂商可定价，价格调整成本 κ_p 取值为 26.8638。对于减排成本函数，参照 Nordhaus 等^[75]，将 θ_1 取值为 0.0335， θ_2 取值为 2.6；参照盛仲麟等^[76]的研究，将 θ 取值为 0.8438；参照何莎^[77]，碳排放自然净化率 δ_x 取值为 0.0021；损减函数 $d(X_t)$ 中的参数 d_0 、 d_1 和 d_2 ，参照中国人民银行天津分行课题组等^[78]， d_0 取值为 0.0021， d_1 取值为 -6.6722×10^{-6} ， d_2 取值为 1.4647×10^{-8} ；最后其他环境参数，根据英国石油公司《2020 年世界能源统计》，我国碳

排放量约占全球的 28.8%，故设定国外污染排放量是国内污染排放量的稳态值的 2.47 倍，取值为 1.6232。

3.5.3 政府部门参数

参照何莎^[77]，为实现模拟过程可重复且具有较高稳定性，利率平滑系数 ρ_r 、利率对通胀的反应系数 ρ_π 和利率对产出的反应系数 ρ_y 分别取值为 0.9、1.5 和 0.125。

3.5.4 持续性参数

持续性参数分为碳市场政策冲击持续性参数和全要素生产率提升冲击持续性参数。参照孙娜^[79]等，碳市场政策冲击持续性参数 ρ_{τ_t} 、 ρ_{e_t} 取值为 0.5；参照陶长琪^[80]等，全要素生产率提升冲击持续性参数 ρ_A 取值为 0.9。

3.6 碳市场政策效应

碳市场政策收紧表现为碳配额上限降低和碳税税率提高，源于两种碳市场政策的性质差异，对碳配额上限施加一个单位的负向冲击和碳税税率施加十个单位的正向冲击，基于模型均衡时的稳态方程组及其参数值设定，运用 Matlab2020b 软件获得股票价格变量和相关经济变量回复稳态的脉冲响应过程，这里给出 29 个变量中具有代表性的 12 个变量的脉冲响应过程，结果见图 3-1。其中，图 3-1-1 为股票价格 (S_t) 的动态过程，图 3-1-2 为代表实体经济的企业最终品产出 (y_t) 的动态过程，图 3-1-3 至图 3-1-11 为其它变量消费水平、劳动供给、股息支付、棕色中间品产出、绿色中间品产出、棕色投资、绿色投资、边际成本、减排成本 ($C_t, L_t, Div_t, Y_t^b, Y_t^g, I_t^b, I_t^g, P_t^I, Z_t$) 的动态过程，图 3-1-12 为国内厂商碳排放量 (e_t) 的动态过程；横轴表示以季度为单位的模拟期，纵轴表示 12 个变量偏离稳态值的程度；红色实线为碳配额上限下降的脉冲响应过程，蓝色虚线为碳税税率提高的脉冲响应过程。

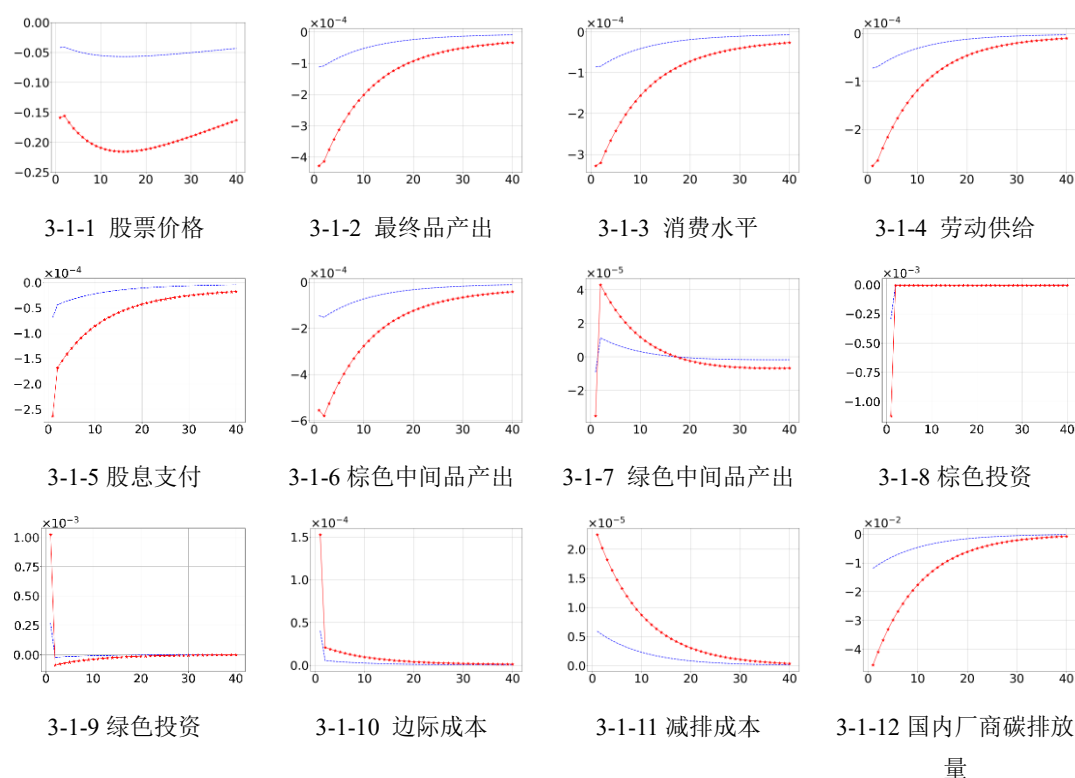


图 3-1 碳市场政策收紧的脉冲响应

图 3-1 显示，政府实施碳市场政策收紧能倒逼棕色厂商低碳发展、鼓励绿色厂商绿色发展，显著促进了企业低碳转型、降低了厂商碳排放量，实现经济绿色发展，但短期内，特别是初期，对股票价格和实体经济也产生了较大的负面影响，且存在明显差异：碳配额上限下降对股票价格和实体经济的影响明显强于碳税税率提高；除股票价格外，其它经济变量在短期，特别是初期，迅速偏离稳态值，然后以递减的速度逐渐回复稳态值；股票价格在短期以递减的速度偏离稳态值，尔后又以递增的速度迅速回复稳态值。

(1) 碳市场政策收紧与股票市场。股票价格走势代表股票市场，图 3-1-1 显示，政府实施碳市场政策收紧后的 14 个季度内股票价格迅速负向偏离稳态值，并以递减的速度达到最大负向偏离；尔后，又以递增的速度回复至稳态值，实现股票市场稳定发展。受碳市场政策收紧影响，代表实体经济的厂商部门最终品产出（图 3-1-2）在前 20 个季度负向偏离稳态值较大，特别是初期迅速最大负向偏离稳态值，然后以递减的速度逐渐回复稳态值，短期内实体经济严重下行导致股票市场持续走低，随着实体经济逐渐恢复，股票市场也逐步走出低谷，实现稳定发展，这一关系不但说明了股票市场与实体经济息息相关，而且体现了股票市场

是实体经济的晴雨表。同时,诸如厂商股息支付和家庭部门劳动供给也说明了上述碳市场政策收紧与股票价格的关系,股息支付(图 3-1-5)和劳动供给(图 3-1-4)在前 20 个季度负向偏离稳态值较大,特别是初期迅速最大负向偏离稳态值,然后以递减的速度逐渐回复稳态值,股息降低与最终品产出(图 3-1-2)降低和厂商边际成本(图 3-1-10)上升等有关,自然导致股票价格走低,劳动供给减少了,家庭部门收入下降,自然会减少股票投资和(或)降低股票持有,也导致股票价格走低。另外,基于市场预期理论,受碳市场政策收紧影响,厂商,特别是棕色厂商的生产、经营和投资决策等在短期内存在不确定性,而且股票市场在短期内也受碳市场政策不确定性的影响,在诸如此类多重不确定性的影响下,股票价格短期内下行压力也加大。由此可见,碳市场政策收紧在短期内导致股票价格下行,股票市场出现低迷现象,从长期看,股票价格向稳态值迅速回复,有利于股票市场稳定发展;诚然,从股票价格偏离和回复过程(图 3-1-1)看,碳市场政策收紧一定程度上导致股票市场在一段时间内存在波动加剧现象。因此,碳市场政策收紧对股票价格的影响具有“短期阵痛感”和长期利好效应,同时促进了低碳经济发展,国内厂商碳排放量(图 3-1-12)在初期迅速最大负向偏离稳态值,显著降低了企业碳排放水平。

(2) 碳市场政策收紧与实体经济。厂商部门的最终品产出代表实体经济,图 3-1-2 显示,最终品产出在前 20 个季度负向偏离稳态值较大,特别是初期迅速最大负向偏离稳态值,然后以递减的速度逐渐回复稳态值,实现实体经济稳定发展。这与实体经济息息相关的投资、企业成本支出、消费和出口(本文未涉及出口贸易)等有关。受碳市场政策收紧影响,棕色资本品投资在初期迅速负向偏离稳态值(图 3-1-8),企业投资严重下降不但严重影响棕色厂商扩大再生产能力,而且现有生产能力也严重下降,向最终品厂商提供的中间品(图 3-1-6)在前 20 个季度负向偏离稳态值较大;绿色厂商的影响与棕色厂商存在明显差异,绿色资本品投资在初期迅速正向偏离稳态值(图 3-1-9),与其一致,绿色厂商向最终品厂商提供的中间品(图 3-1-7)在前 18 个季度正向偏离稳态值,无论是投资还是中间品提供都明显增加;进一步,对比两类厂商投资(图 3-1-8 和图 3-1-9)和中间品产出(图 3-1-6 和图 3-1-7),无论棕色厂商的投资还是中间品提供的降低程度都明显强于绿色厂商的增加程度,同时在推进低碳转型的短期内,特别是初期,棕色厂商相对占比较高,同时减排任务重,特别是碳密集行业。碳市场政策收紧

迫使厂商进一步降低碳排放，厂商减排成本，特别是棕色厂商的减排成本（图 3-1-11）短期内，特别是初期迅速正向偏离稳态值，减排成本上升不但降低了厂商利润，导致厂商规模缩小、产品供给能力下降，而且直接导致厂商边际成本（图 3-1-10）上升，根据生产者理论，在边际收益不变的情况下，边际成本上升导致厂商产品供给下降、生产能力降低。受碳市场政策收紧影响，厂商投资降低和减排成本上升等缩小了厂商生产规模，厂商的劳动需求自然也降低了，这直接导致家庭部门劳动供给（图 3-1-4）在前 20 个季度负向偏离稳态值较大，特别是初期迅速下降（如图 3-1-4），这自然导致家庭部门收入下降，结果是家庭部门除减少股票投资外，也降低了消费水平（图 3-1-3），家庭部门的消费水平在前 20 个季度也负向偏离稳态值较大，也是初期迅速下降。由此可见，碳市场政策收紧在短期内导致实体经济下行，特别是初期，实体经济存在明显回落现象，从长期看，实体经济逐渐向稳态值回复，而且是持续向好回升（这明显区别于股票市场的剧烈波动性），有利于实体经济稳定发展。因此，碳市场政策收紧对实体经济的影响也具有“短期阵痛感”和长期利好效应，同时也促进了低碳经济发展，国内厂商碳排放量（图 3-1-12）在初期迅速最大负向偏离稳态值，显著降低了企业碳排放水平。

（3）碳市场政策收紧与行业特征。图 3-1-6 和图 3-1-7 与图 3-1-8 和图 3-1-9 显示，受碳市场政策收紧影响，绿色资本品投资和绿色中间品产出与棕色资本品投资和棕色中间品产出的动态过程存在明显差异，其中，厂商投资增减方向完全相反，只是增减程度稍微不同。政府实施碳市场政策及其收紧的目的是减少碳排放和应对气候变化，以“双碳”为目标发展绿色经济，落实经济可持续发展理念。当碳市场政策收紧时，影响最深且最为明显的是棕色厂商，特别是碳密集行业，图 3-1-8 和图 3-1-11 显示，棕色资本品投资在初期迅速下降，减排成本也迅速上升且上升幅度较大，导致棕色中间品产出（图 3-1-6）也在初期迅速负向偏离稳态值，并在短暂的进一步下降后逐渐向稳态值回复；与棕色厂商不同的是，绿色资本品投资（图 3-1-9）在初期迅速上升，导致绿色中间品产出（图 3-1-7）在初期小幅下降后迅速上升，并逐步回归稳态值，初期小幅下降可能源于初期边际成本（图 3-1-10）上升或受初期碳市场政策不确定性等影响。这说明政府实施碳市场政策收紧限制了棕色厂商（特别是碳密集行业）发展，倒逼其降低碳排放、走低碳转型发展路径，同时鼓励绿色厂商发展，大力发展绿色经济，共同夯实经

济可持续发展基础。这符合熊彼特的创造性破坏理论：经济发展过程伴随着旧产业和技术被新产业和技术取代，以创新驱动经济进步和发展。然而，我国目前仍处于低碳转型发展的初期亦或短期，棕色厂商（特别是碳密集行业）在经济体中仍占据较高比例，结合前文碳市场政策收紧与股票价格和实体经济的关系分析，碳市场政策收紧确实可以降低碳排放，但在短期内对股票市场和实体经济存在较大的负面影响，同时公共选择理论指出政府政策的制定和实施不仅需要考虑经济效益，还要平衡不同利益群体的需求。因此，政府在制定和实施碳市场政策时应考虑行业特征及其适应能力，特别是碳密集型行业，应配套差异化政策和措施，积极有效应对碳市场政策及其收紧带来的挑战，助力其转型升级。

（4）碳市场政策收紧与政策组合性。图 3-1 显示，碳配额上限下降对股票价格、实体经济及其相关经济变量的影响明显强于碳税税率提高，经济效果存在明显差异。这里以股票价格和实体经济变量为例：图 3-1-1 显示，碳配额上限下降导致股票价格波动明显强于碳税税率提高，具体说碳配额上限下降导致股票价格波动率达到 15.8%，而碳税提高仅为 3.2%；图 3-1-2 也显示，碳配额上限下降导致实体经济下降的幅度也明显强于碳税税率提高，具体说碳配额上限下降导致经济总产出下降了 4.28%，而碳税提高仅为 1.2%。这说明股票价格和实体经济对碳配额上限下降更为敏感，反应更为强烈，相比而言，碳税税率提高则表现得较为温和。这与两种碳市场政策的性质有关，碳税政策通过对碳排放征税方式引导减排行为，经济体产生碳排放时需要支付相应的碳税，税率通常按照排放量计算，属于间接影响；与之相反，碳排放权政策则通过设定总体的碳排放额度，并将这些排放额度分配给经济体，形成碳排放配额市场，经济体可以在市场上灵活交易碳排放配额，属于直接影响。碳排放权政策的市场化机制使得碳排放的变化更加直接和明显，市场上的碳排放配额价格会反映出供求关系和减排行为，直接推动经济体采取更有效的减排措施；而碳税政策虽然也能促使减排，但因其税率固定，对经济体的影响相对更为稳定，反应速度相对较慢，直接性减弱；同时科斯定理也指出，市场化交易可以实现资源迅速最优配置。因此，结合前文分析，在推进低碳转型的初期亦或短期内，特别碳密集行业，应以碳排放权政策为主，并配套差异化政策与措施；随着低碳转型战略深入有效推进，碳减排任务有效缓解时，可适时引入碳税政策，以组合型碳市场政策发展绿色经济、护航经济稳定、持续高质量发展。

3.7 全要素生产率调节效应

前文分析指出，碳市场政策收紧显著降低了厂商碳排放、促进了绿色经济发展，有效落实了低碳转型战略，但在短期内加大了实体经济下行压力、加剧了股票市场波动且出现低迷现象，这不符合经济高质量发展的初衷。在前文行业特征和政策组合性等分析基础上，本节聚焦新质生产力核心任务，进一步考察全要素生产率提升能否有效调节碳市场政策收紧对股票市场与实体经济的负面影响，实现经济绿色发展、高质量发展。因此，对代表全要素生产率变量施加一个单位正向冲击，基于模型均衡时的稳态方程组及其参数值设定，运用 Matlab2020b 软件获得股票价格变量和相关经济变量回复稳态的脉冲响应过程，这里给出 29 个变量中具有代表性的 10 个变量的脉冲响应过程，结果见图 3-2。其中，图 3-2-1 为股票价格(S_t)的动态过程，图 3-2-2 为代表实体经济变量的企业最终品产出(y_t)的动态过程，图 3-2-3 至图 3-2-10 为相关经济变量消费水平、劳动供给、棕色中间品产出、绿色中间品产出、边际成本、股息支付、棕色投资、绿色投资($C_t, L_t, Y_t^b, Y_t^g, P_t^l, Div_t, I_t^b, I_t^g$)的动态过程。横轴表示以季度为单位的模拟期，纵轴表示 10 个变量的偏离程度。

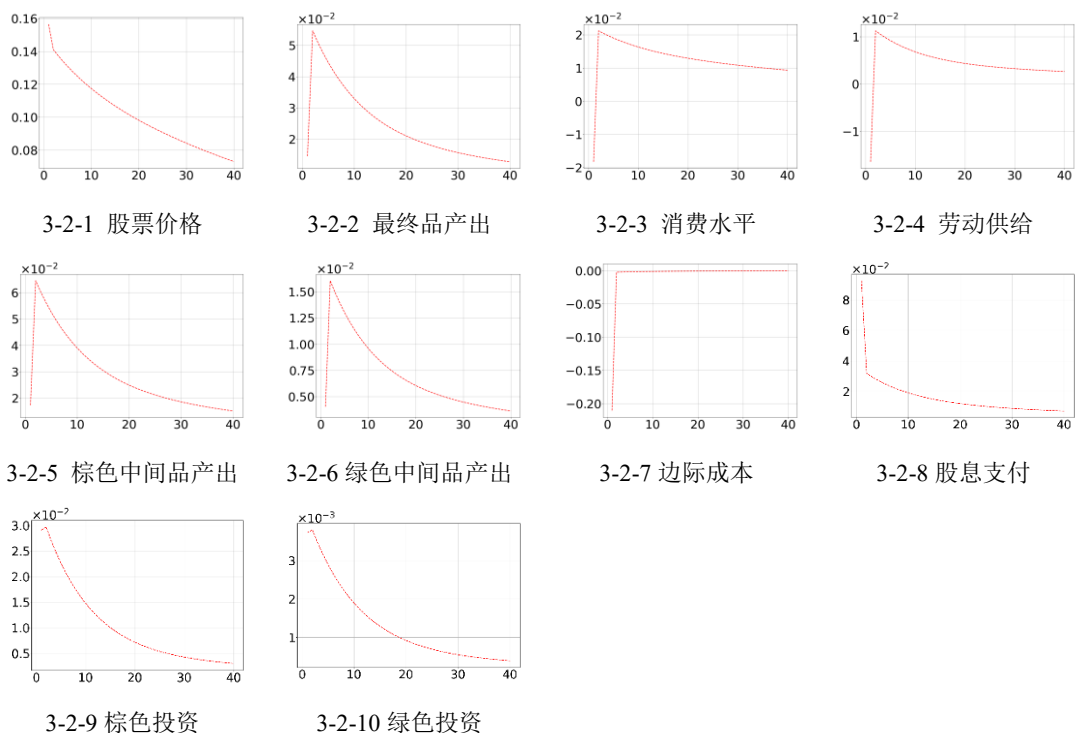


图 3-2 全要素生产率提升的脉冲响应

(1) 全要素生产率提升与股票市场。图 3-2-1 显示, 随着全要素生产率提升, 股票价格迅速最大偏离稳态值, 然后以递减的速度逐渐向稳态值回复, 实现股票市场持续向好稳定发展。源于全要素生产率提升, 代表实体经济的厂商部门最终品产出 (图 3-2-2) 在初期正向偏离稳态值并迅速达到最大正向偏离, 然后以递减的速度逐渐回复稳态值, 实体经济持续向好的态势导致股票市场持续向好稳定发展, 这一关系不但说明了股票市场与实体经济息息相关, 而且体现了股票市场是实体经济的晴雨表。同时, 诸如最终品厂商股息支付和家庭部门劳动供给也说明了上述全要素生产率提升与股票价格的关系。随着全要素生产率提升, 厂商股息支付 (图 3-2-8) 在初期迅速最大正向偏离稳态值, 然后以递减的速度逐渐回复稳态值, 股息上升与最终品产出 (图 3-2-2) 上升和厂商边际成本 (图 3-2-7) 下降等有关, 自然导致股票价格走高。劳动供给 (图 3-2-4) 在初期最大负向偏离稳态值 (源于技术替代效应) 后迅速上升达到最大正向偏离, 然后以递减的速度回复稳态值, 劳动供给增加了, 家庭部门收入上升, 自然会增加股票投资和 (或) 股票持有, 也导致股票价格走高。因此, 全要素生产率提升能有效缓解碳市场政策收紧对股票价格的负面影响, 助力低碳转型过程中股票市场稳定健康发展。

(2) 全要素生产率提升与实体经济。厂商部门的最终品产出代表实体经济, 图 3-2-2 显示, 最终品产出在初期正向偏离稳态值后迅速达到最大正向偏离, 然后以递减的速度逐渐回复稳态值, 实现实体经济稳定发展。这主要源于全要素生产率提升导致资本品投资和消费上升以及厂商边际成本下降。资本品的棕色投资 (图 3-2-9) 在初期迅速正向最大偏离稳态值, 然后以递减的速度逐渐回复稳态值; 随着棕色投资增加, 棕色厂商扩大再生产, 向最终品厂商提供的中间品 (图 3-2-5) 在初期也正向偏离稳态值, 迅速达到最大偏离后也以递减的速度回复稳态。同理, 资本品的绿色投资 (图 3-2-10) 在初期迅速正向最大偏离稳态值, 然后以递减的速度逐渐回复稳态值; 随着绿色投资增加, 绿色厂商也扩大了再生产, 向最终品厂商提供的中间品 (图 3-2-6) 在初期也正向偏离稳态值, 迅速达到最大偏离后也以递减的速度回复稳态。由此可见, 全要素生产率提升导致资本品投资增加, 棕色和绿色厂商向最终品厂商提供的中间品也增加, 共同推动最终品产出增加, 实体经济表现出持续向好的发展态势。进一步, 两类厂商的资本品投资 (图 3-2-9 和图 3-2-10) 和及其中间品产出 (图 3-2-5 和图 3-2-6) 对比显示, 全要素

生产率提升导致棕色厂商的资本品投资增加达到 3%，中间品产出增加超过 6%，而绿色厂商的资本品投资增加达到 0.4%，中间品产出增加超过 1.5%。由此可见，随着碳市场政策收紧，为保持实体经济持续向好的发展态势，棕色厂商更应培育和发展新质生产力，加速产业转型升级。随着全要素生产率提升，家庭部门的劳动供给（图 3-2-4）在初期负向最大偏离稳态值后迅速上升达到正向偏离最大，然后以递减的速度回复稳态值，与之对应的家庭部门的消费水平（图 3-2-3）也表现出同样趋势。尽管初期存在的“技术替代效应”导致家庭部门劳动供给和消费下降，但很快迅速上升，共同推动最终品产出增加，实体经济表现出持续向好的发展态势。最后，全要素生产率提升直接降低了厂商的边际成本（图 3-2-7），根据生产者理论，在边际收益不变的情况下，边际成本下降导致厂商生产能力提高、产出上升，助力实体经济发展。因此，全要素生产率提升能有效缓解碳市场政策收紧对实体经济的负面影响，切实推进低碳转型战略；同时，随着碳市场政策收紧、低碳转型任务加重，棕色厂商更应培育和发展新质生产力，提升全要素生产率。

3.8 本章小结

本章将股票价格引入家庭部门，构建家庭、企业和政府的三部门 DSGE 模型，数值模拟碳税提高和碳配额上限降低下的碳市场政策收紧对股票市场和实体经济的影响，进一步分析全要素生产率提升对碳市场政策收紧效应的调节作用。研究发现，碳市场政策收紧对股票市场和实体经济的影响具有“短期阵痛感”和长期利好效应，显著降低了市场主体的碳排放量、推进低碳转型；碳市场政策收紧的功能期和行业适配性不同，碳市场政策收紧显著限制棕色厂商发展，倒逼其降低碳排放、走低碳转型发展路径，同时鼓励绿色厂商发展，大力发展绿色经济，共同夯实经济可持续发展基础；全要素生产率提升能够调节碳市场政策收紧的负面效应，在低碳转型过程中，市场主体的新增投资应聚焦于培育和发展新质生产力，尤其棕色厂商。研究认为：以培育和发展新质生产力提升全要素生产率是通过碳市场政策收紧落实低碳转型战略、实现可持续发展的核心路径；实施碳市场政策收紧时，应配套之差异化政策和措施，特别是碳密集行业；随着低碳转型有效推进、减排任务降低，在实施碳排放权政策基础上适时引入碳税政策，以组合

型碳政策发展绿色经济。

第 4 章 碳市场政策与全要素生产率

前文基于 DSGE 模型的理论分析表明，碳市场政策短期内会对股票市场和实体经济产生负面影响，全要素生产率的提升能够有效调节这一负面影响。然而，理论模型基于代表性企业假设，难以兼顾政策实施过程中企业异质性行为及股票定价效率的具体机制作用。为弥补上述不足，本章节以中国碳排放权交易试点政策为准自然实验，构建 DID 模型，鉴于定价效率作为股票市场功能的核心体现^[81]、全要素生产率是驱动实体经济发展的核心力量^[82]，故选择定价效率与企业全要素生产率作为股票市场和实体经济的代理变量，实证研究碳排放权交易试点政策实施对全要素生产率的影响，以及定价效率在其中的机制作用，并从企业性质、融资约束及是否为高污染行业展开异质性分析。通过微观实证验证，既可揭示宏观理论机制的微观基础，亦能为政策优化提供经验证据。

4.1 理论分析与研究假设

目前学术界对于碳排放权交易试点政策与全要素生产率的研究并不完全一致。新古典经济学认为，对企业而言，环境政策会带来监管压力，从而导致企业成本增加，使一部分原本用于生产的资源转为用于应对环境政策压力^[83]。这种情况下，企业生产能力会在短期内下降^[84]。而以波特为代表的多数学者持相反观点。Porter 等^[85]在研究多个案例后，提出“波特假说”，即认为环境政策带来的适当压力可激发企业技术创新动力，并通过激发创新等机制提升生产率。具体来说，环境规制能够激发企业的创新动力，推动其开展技术创新，从而提升整体创新能力。在我国实施碳排放权交易试点政策后，对试点地区的企业规定了碳配额上限配额，企业可结合自身实际，选择购买或出售碳排放权额度。与一般环境政策不同的是，碳排放权交易的特点在于其以市场为导向，企业进行减排后，排放上限若低于规定限额，则可以将剩余碳排放额作为商品，出售给其他企业，获得收益抵消部分减排成本，这种收益能激励企业积极减排，尔后促进全要素生产率提升。因此提出研究假设 H1。

H1: 碳排放权交易试点政策可以提升企业全要素生产率。

碳排放权交易试点政策具有市场化的特性,将企业的减排成本内部化,并将这一碳信号传递给企业。首先,碳排放权交易作为一种市场化的环境政策工具,通过为企业设置碳排放限额并允许其进行排放权的买卖,促使企业根据市场供需和自身排放状况进行资源配置。定价效率提升表明市场能够更加准确地反映碳排放权的稀缺性和交易成本,从而引导企业优化生产方式,减少碳排放,提高生产率。已有研究指出,碳市场能够通过价格机制激励促进企业加快减排进度,从而加快绿色技术创新发展^[86]。其次,定价效率的提高有助于资源的有效配置,使得企业能够更加合理地利用资本、技术和劳动力等生产要素,从而提升全要素生产率。研究表明,碳排放权交易机制能够通过价格信号促使企业优化生产要素的配置,减少碳排放,提高企业的竞争力^[87]。此外,市场化的定价机制有助于缓解环境政策实施中的成本不确定性问题,从而增强企业的应对能力和长期发展潜力^[88]。最后,碳排放权交易市场的发展还能够降低企业面临的政策不确定性,增强其对于碳价格变化的适应能力,进而提高企业的竞争力和可持续发展能力。现有研究表明,碳市场的稳定性和透明性对企业的投资决策和创新活动具有积极影响,尤其在政策框架清晰的情况下,企业能够更好地进行长期规划并提升生产率^[89]。因此,碳排放权交易试点政策能够通过提高定价效率,从而促进全要素生产率。因此,本文提出研究假设 H2。

H2: 碳排放权交易试点政策通过有效提高定价效率促进全要素生产率。

4.2 研究设计

4.2.1 研究样本

用于研究的数据来源于国泰安数据库(CSMAR)以及中国研究数据服务平台(CNRDS),研究对象为2009-2022年沪深A股上市企业,将2013年设定为碳排放权交易试点政策的起始时间点,剔除来自金融行业、PT、ST、*ST公司和财务数据缺失的样本。对连续变量在1%和99%分位点进行缩尾处理来减少极端值干扰,得到35711个观测值。

4.2.2 变量定义

4.2.2.1 被解释变量

全要素生产率（*TFP*）。在现有研究中，测度企业全要素生产率（*TFP*）的主要方法包括普通最小二乘法（OLS）、固定效应模型（FE）、广义矩估计（GMM）、奥利-帕克斯法（OP）以及莱文索恩-彼得林法（LP）五种方法。前两种传统方法存在明显局限：OLS 和 FE 模型既无法有效处理模型内生性问题，也难以全面涵盖企业运营中的动态信息，导致 *TFP* 测算结果出现系统性偏误；而 GMM 法虽能通过工具变量缓解内生性干扰，但其对样本数据的差分处理和滞后项选择要求严苛，且实际操作中常面临工具变量有效性不足的困境。OP 法在估算过程中因强制要求企业实际投资额为正，导致部分观测值被剔除，而 LP 方法通过中间投入替代投资变量，有效避免了样本损耗问题。基于不同方法的特性对比，本研究最终选取 LP 法作为基准回归的测算依据，同时采用 OP 法进行稳健性检验以增强研究结论的可靠性。

参照袁蓉丽^[90]等，构建如下模型：

$$\ln Y_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \ln K_{i,t} + \beta_2 \ln L_{i,t} + \beta_3 \ln M_{i,t} + \omega_{i,t} + \eta_{i,t} \quad (4-1)$$

其中，总产出（ $\ln Y$ ）由资本投入（ $\ln K$ ）、劳动力投入（ $\ln L$ ）和中间产品投入（ $\ln M$ ）共同决定。在模型构建中， $\omega_{i,t}$ 作为结构性误差项反映了影响企业要素配置决策的生产效率因素， $\eta_{i,t}$ 是独立于企业要素配置过程的随机扰动项。通过计量模型分离这两个误差成分后，全要素生产率（*TFP*）的测算最终体现为对结构性残差项 $\omega_{i,t}$ 的估计结果。

4.2.2.2 解释变量

本文采用政策分组虚拟变量（*treat*）与时间虚拟变量（*time*）的交互项（*ETS*）作为主要解释变量。在时间维度上将 2013 年之前定义为 $time = 0$ ，2013 年及之后定义为 $time = 1$ ；在区域分组上，把试点地区企业设为 $treat = 1$ （实验组），非试点地区企业设为 $treat = 0$ （对照组）。

4.2.2.3 中介变量

对于中介变量，本文参照 Hou 等^[91]，具体测度指标为股票收益率与市场收益率及其滞后值的回归系数和决定系数。根据年度内日交易数据估计方程(4-2)、(4-3)：

$$r_{i,t} = \alpha_i + \beta_i r_t^{mkt} + \varepsilon_{i,t} \quad (4-2)$$

$$r_{i,t} = \alpha_i + \beta_i r_t^{mkt} + \sum_{n=1}^4 \delta_{i,n} r_{t-n}^{mkt} + \varepsilon_{i,t} \quad (4-3)$$

其中， r_{it} 表示第 t 日股票 i 收益率， r_t^{mkt} 表示第 t 日的市场收益率（将市场中所有股票收益率根据流通市值进行加权）， r_{t-n}^{mkt} 表示滞后 n 日的市场收益率， $\varepsilon_{i,t}$ 为随机误差项。

首先，估计式(4-2)，确定回归决定系数 R_i^2 ；然后估计式(4-3)，确定回归决定系数 $R_i'^2$ 。然后将决定系数 R_i^2 和 $R_i'^2$ 按式(4-4)进行计算，构建第一个定价效率指标：

$$eff_i^1 = 1 - R_i^2 / R_i'^2 \quad (4-4)$$

eff_i^1 取值越小，表明股票收益率对过去市场信息的依赖程度越低，股票用来吸收市场信息所需的时间越短，从而定价效率越高。

同时，用式(4-2)中解释变量参数的相对大小来衡量股票收益率对滞后市场收益率的依赖程度，构建第二个定价效率指标：

$$eff_i^2 = \sum_{n=1}^4 |\delta_{i,n}| / \left[|\beta_i| + \sum_{n=1}^4 |\delta_{i,n}| \right] \quad (4-5)$$

其中， eff_i^2 反映了滞后一期市场收益率回归系数在所有回归系数中所占的比重，其值越小，表明市场定价效率越高。

4.2.2.4 控制变量

参照已有研究的普遍做法，选取以下控制变量：企业规模(*SIZE*)、资产负债率(*LEV*)、盈利能力(*ROA*)、企业成长性(*GROW*)、现金流量占比(*CF*)、独立董事比例(*INDDIR*)、股权集中度(*TOP1*)、产权性质(*SOE*)、企业年限(*AGE*)。变量定义及说明具体见表 4-1。

表 4-1 变量定义

变量性质	变量名称	变量符号	变量说明
被解释变量	企业全要素生产率	<i>TFP</i>	LP 法计算的全要素生产率
解释变量	碳排放权交易试点	<i>ETS</i>	本文将 2013 年碳市场开放线上交易的时间作为衡量政策冲击的第一个差异维度，若观测值的统计期在 2013 年之前，则 <i>time</i> =0；若观测值的统计期在 2013 年及 2013 年之后，则 <i>time</i> =1。碳排放权交易实施的试点地区划分实验组和对照组，若企业所在地区属于碳排放权交易试点地区，则 <i>treat</i> =1；若企业所在地区不属于碳排放权交易试点地区，则 <i>treat</i> =0。ETS = <i>treat</i> * <i>time</i>
中介变量	定价效率	<i>eff</i>	计算方法参见式（1）和式（2）
控制变量	企业规模	<i>SIZE</i>	企业总资产规模自然对数
	资产负债率	<i>LEV</i>	资产负债率
	盈利能力	<i>ROA</i>	总资产收益率
	企业成长性	<i>GROW</i>	营业收入增长率
	现金流量占比	<i>CF</i>	经营活动产生的现金流量净额/总资产
	独立董事比例	<i>INDDIR</i>	独立董事数量/董事总人数
	股权集中度	<i>TOP1</i>	第一大股东持股比例
	产权性质	<i>SOE</i>	国有控股为 1，非国有控股为 0
	企业年限	<i>AGE</i>	上市至今年限

4.2.3 实证模型

为验证如上假设，本文设定模型如下：

$$TFP_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 ETS_{i,t} + \alpha_2 SIZE_{i,t} + \alpha_3 LEV_{i,t} + \alpha_4 ROA_{i,t} + \alpha_5 GROW_{i,t} + \alpha_6 CF_{i,t} + \alpha_7 INDDIR_{i,t} + \alpha_8 TOP1_{i,t} + \alpha_9 SOE_{i,t} + \alpha_{10} AGE_{i,t} + \sigma_i + \gamma_t + \varepsilon_{i,t} \quad (4-6)$$

模型按照固定效应面板 DID 模型进行设置，其中 *i* 代表上市企业，*t* 代表不同年份，*ETS* 为 *treat* 和 *time* 的交乘项，其回归系数 α_1 代表了碳排放权交易政策的处理效应，也是本研究重点关注的系数，若 α_1 显著大于 0，则满足研究假说。出于模型的稳健性考虑，本文控制了个体固定效应 σ_i 和年份固定效应 γ_t ， $\varepsilon_{i,t}$ 为随机扰动项。

4.3 实证结果与分析

4.3.1 描述性统计

为了更好地理解各变量的分布情况，表 4-2 提供了详细的描述性统计数据，结果显示：

(1) 企业全要素生产率 (TFP) 均值为 8.368，标准差为 1.069，最小值为 6.016，最大值为 11.23，表明样本企业的生产效率存在显著差异。

(2) 碳排放权交易 (ETS) 均值为 0.312，表明约 31.2%的企业参与了碳排放权交易试点；标准差为 0.463，表明企业参与碳排放交易的情况存在较大差异。结果表明，本研究选取的样本具有很好的代表性，变量分布特征与已有文献研究结果基本一致。

表 4-2 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	35711	8.368	1.069	6.016	8.273	11.23
ETS	35711	0.312	0.463	0	0	1
$eff1$	35711	0.080	0.093	0.002	0.046	0.505
$eff2$	35711	0.287	0.119	0.075	0.270	0.630
$SIZE$	35711	22.2	1.307	19.665	22.018	26.25
LEV	35711	0.434	0.209	0.058	0.426	0.949
ROA	35711	0.035	0.068	-0.302	0.036	0.205
$GROW$	35711	0.174	0.442	-0.592	0.106	2.88
CF	35711	0.047	0.071	-0.167	0.046	0.25
$INDDIR$	35711	0.376	0.054	0.333	0.364	0.571
$TOP1$	35711	0.34	0.149	0.084	0.318	0.743
SOE	35711	0.367	0.482	0	0	1
AGE	35711	10.681	7.465	1	9	32

4.3.2 相关性分析

表 4-3 为相关性分析结果。结果显示，碳排放权交易试点政策与企业全要素生产率的相关系数为 0.108，并在 1%的显著性水平下通过检验。则说明核心解释变量与被解释变量两个主要变量之间存在显著的正相关关系，说明两者具有一定的因果联系。

表 4-3 变量相关性分析

	<i>TFP</i>	<i>ETS</i>	<i>SIZE</i>	<i>LEV</i>	<i>ROA</i>	<i>GROW</i>	<i>CF</i>	<i>INDDIR</i>	<i>TOP1</i>	<i>SOE</i>	<i>AGE</i>
<i>TFP</i>	1.00 0										
<i>ETS</i>	0.10 8***	1.000									
<i>SIZE</i>	0.79 4***	0.092* **	1.000								
<i>LEV</i>	0.40 5***	- 0.028* **	0.430* **	1.000							
<i>ROA</i>	0.15 1***	- 0.025* **	0.048* **	- 0.360* **	1.000						
<i>GROW</i>	0.12 0***	- -0.007	0.040* **	0.031* **	0.231* **	1.000					
<i>CF</i>	0.10 7***	- 0.017* **	0.079* **	- 0.169* **	0.388* **	0.030* **	1.000				
<i>INDDIR</i>	0.00 4	0.070* **	0.016* **	-0.003	- 0.029* **	-0.007	- 0.012* *	1.000			
<i>TOP1</i>	0.19 2***	- 0.019* **	0.207* **	0.042* **	0.140* **	0.010*	0.098* **	0.036* **	1.000		
<i>SOE</i>	0.19 3***	- 0.061* **	0.274* **	0.262* **	- 0.067* **	- 0.047* **	- 0.013* *	- 0.074* **	0.201* **	1.000	
<i>AGE</i>	0.29 1***	0.025* **	0.377* **	0.327* **	- 0.149* **	- 0.050* **	- 0.032* **	- 0.022* **	- 0.042* **	0.444* **	1.00 0

(注: ***, **, *分别表示在 1%、5%与 10%水平上显著, 若有括号则括号内为 t 值。)

4.3.3 平行趋势检验

图 4-1 的平行趋势检验结果表明, 在 2013 年政策实施前, 实验组与对照组之间未呈现显著差异, 这与平行趋势假设相符; 政策实施后 (2013 年之后), 实验组与控制组的差异显著增大。这一结果表明样本数据满足双重差分 (DID) 模型的平行趋势假设, 为后续实证分析提供了坚实的前提条件。

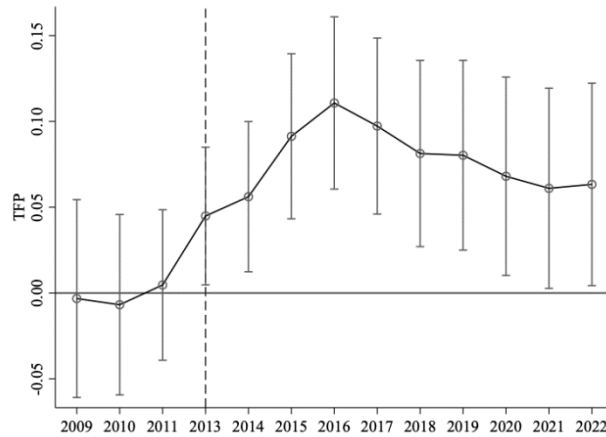


图 4-1 平行趋势检验

4.3.4 双重差分回归分析

运用 DID 模型进行回归分析，表 4-4 结果表明，在未加入控制变量时，列（1）中的核心解释变量系数为 0.118，并在 1%的显著性水平下显著；而在列（2）中加入控制变量后，核心解释变量系数降至 0.076，但仍显著于 1%的水平。分析过程中采用了地区和年度双向固定效应，并报告了稳健标准误。从回归结果来看，核心解释变量 *ETS* 对被解释变量 *TFP* 有正向促进作用，进一步验证了假设 H1 的正确性。

表 4-4 碳排放权交易试点政策对全要素生产率的影响

	(1)	(2)
	<i>TFP</i>	<i>TFP</i>
<i>ETS</i>	0.118*** (0.028)	0.076*** (0.019)
<i>SIZE</i>		0.552*** (0.014)
<i>LEV</i>		0.243*** (0.050)
<i>ROA</i>		1.270*** (0.076)
<i>GROW</i>		0.182*** (0.007)
<i>CF</i>		0.591*** (0.051)
<i>INDDIR</i>		-0.019 (0.092)

续表 4-4 碳排放权交易试点政策对全要素生产率的影响

	(1)	(2)
	<i>TFP</i>	<i>TFP</i>
<i>TOP1</i>		-0.070 (0.078)
<i>SOE</i>		-0.082*** (0.026)
<i>AGE</i>		0.016*** (0.002)
常数项	7.707*** (0.017)	-4.229*** (0.294)
企业/年份固定效应	Yes	Yes
<i>N</i>	35711	35711
<i>r</i> ²	0.271	0.600

注:括号中为 *t* 值;*, **, ***分别表示在 10%、5%和 1%水平上显著。

4.3.5 稳健性检验

为保证以上基准回归结果可靠,本文从以下几个方面进行稳健性检验:

1.倾向得分匹配法(PSM+DID)。参考周畅^[92]的研究,采用近邻方式进行倾向得分匹配,再基于主回归模型进行检验。表 4-5 列(1)是进行了倾向得分匹配的结果。回归结果显示,在使用匹配后新的一组样本进行分析后,核心解释变量 *ETS* 依然对全要素生产率具有正向促进作用,并在 1%统计水平上显著。这表明上文结果在排除随机性问题后依然稳健。

2.替换被解释变量。替换被解释变量为 OP 法和 OPACF 法计算的 *TFP*。表 4 列(2)为替换被解释变量为 OP 法计算的 *TFP* 的回归结果,列(3)为替换被解释变量为 OPACF 法计算 *TFP* 的回归结果。由表 4-5 列(2)、(3)可知,核心解释变量 *ETS* 对全要素生产率仍具有正向促进作用。

3.排除其他政策(低碳城市政策)影响。同期政府除了实施碳排放权交易试点政策外,还采用了其他政策工具,如开展低碳城市政策,为了排除其他环境政策给检验结果带来的“噪音”,本文选取低碳城市政策(*lowcarbon*)作为低碳城市政策的代理变量,纳入基准模型回归中以控制低碳城市政策对检验结果的影响。表 5 列(4)为低碳城市政策的回归结果,由表 4-5 可知,在控制低碳城市政策的影响之后,核心解释变量 *ETS* 对企业全要素生产率仍正向促进。

4. 为应对样本选取偏差问题,将 2016 年及其之后福建和四川的样本纳入处

理组,构建新的核心变量 *ETS2016*,并重新进行回归分析。通过扩大处理组范围,有效避免了样本选取偏差可能导致的估计结果偏误,从而提高了分析结果的准确性和稳健性。表 4-5 列 (5) 显示结果仍具有正向促进作用,进一步验证了政策效应的稳健性。

表 4-5 稳健性检验结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>TFP</i>	<i>TFP_OP</i>	<i>TFP_ACF</i>	<i>TFP</i>	<i>TFP</i>	<i>TFP</i>
<i>ETS</i>	0.077*** (0.020)	0.050** (0.020)	0.067*** (0.025)	0.083*** (0.020)		
<i>lowcarbon</i>				-0.036** (0.016)		
<i>ETS2016</i>					0.069*** (0.018)	
<i>ETS2</i>						0.030 (0.024)
<i>SIZE</i>	0.556*** (0.015)	0.453*** (0.013)	0.187*** (0.016)	0.552*** (0.014)	0.552*** (0.014)	0.553*** (0.014)
<i>LEV</i>	0.273*** (0.056)	0.189*** (0.047)	0.120** (0.056)	0.242*** (0.050)	0.244*** (0.050)	0.248*** (0.050)
<i>ROA</i>	1.230*** (0.083)	1.068*** (0.069)	1.220*** (0.080)	1.269*** (0.076)	1.268*** (0.076)	1.272*** (0.076)
<i>GROW</i>	0.183*** (0.008)	0.168*** (0.007)	0.174*** (0.008)	0.182*** (0.007)	0.182*** (0.007)	0.182*** (0.007)
<i>CF</i>	0.597*** (0.059)	0.603*** (0.049)	0.440*** (0.056)	0.591*** (0.051)	0.591*** (0.051)	0.588*** (0.051)
<i>INDDIR</i>	0.012 (0.097)	0.021 (0.093)	0.074 (0.112)	-0.021 (0.092)	-0.018 (0.092)	-0.018 (0.092)
<i>TOP1</i>	-0.076 (0.085)	-0.053 (0.076)	-0.100 (0.097)	-0.068 (0.078)	-0.069 (0.078)	-0.074 (0.078)
<i>SOE</i>	-0.104*** (0.027)	-0.093*** (0.026)	-0.106*** (0.031)	-0.083*** (0.026)	-0.084*** (0.026)	-0.087*** (0.026)
<i>AGE</i>	0.014*** (0.002)	0.025*** (0.002)	0.031*** (0.002)	0.017*** (0.002)	0.015*** (0.002)	0.017*** (0.002)
常数项	-4.293*** (0.323)	-2.690*** (0.273)	-0.110 (0.336)	-4.228*** (0.294)	-4.230*** (0.294)	-4.246*** (0.294)
<i>Firm/Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	27164	35711	35711	35711	35711	35711
<i>r2</i>	0.600	0.556	0.291	0.600	0.600	0.599

5.安慰剂检验。采用了时间安慰剂检验(反事实检验),将政策实施时间提前

两年（构造变量 $ETS2$ ），以验证核心解释变量的显著性。根据逻辑，如果核心变量显著，可能说明存在未观察到的同期影响因素；而如果核心变量不显著，则证明政策效应是可靠的。表 4-5 列（6）的结果显示，核心解释变量 ETS 不显著，表明碳排放权交易试点政策的促进效应并非由其他同期政策因素导致。这一结果进一步证明了政策效应的稳健性和可靠性，排除了其他同期政策或未观察因素的干扰。

4.3.6 中介效应检验

为研究碳排放权交易试点政策影响企业全要素生产率的传导机制，本文主要利用中介效应模型检验股票定价效率（ eff_i^1 、 eff_i^2 ）是否充当碳排放权交易试点政策影响企业全要素生产率的中介变量。借鉴温忠麟等^[93]的研究构建模型（4-7）至模型（4-10），并结合基准回归模型（4-5）对中介效应进行检验：

$$eff_{i,t}^1 = \alpha_0 + \alpha_1 ETS_{i,t} + \beta X_{i,t} + \sigma_i + \gamma_t + \varepsilon_{i,t} \quad (4-7)$$

$$eff_{i,t}^2 = \alpha_0' + \alpha_0' ETS_{i,t} + \beta X_{i,t} + \sigma_i + \gamma_t + \varepsilon_{i,t} \quad (4-8)$$

$$TFP_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 ETS_{i,t} + \alpha_2 eff_{i,t}^1 + \beta X_{i,t} + \sigma_i + \gamma_t + \varepsilon_{i,t} \quad (4-9)$$

$$TFP_{i,t} = \alpha_0' + \alpha_1' ETS_{i,t} + \alpha_2' eff_{i,t}^2 + \beta X_{i,t} + \sigma_i + \gamma_t + \varepsilon_{i,t} \quad (4-10)$$

其中， $eff_{i,t}^1$ 、 $eff_{i,t}^2$ 为中介变量，表示股票 i 第 t 期的定价效率，其余变量参照模型（4-5）。

上述模型（4-6）-（4-9）的回归结果分别展示在表 4-6 的列（4-1）、列（4-5）中。列（1）显示碳排放权交易试点政策对企业全要素生产率的影响系数显著，满足中介效应成立的前提条件；列（2）、列（4）显示碳排放权交易试点政策对股票定价效率具有显著促进作用。列（3）、列（5）显示在加入中介变量股票定价效率后，核心解释变量的回归系数显著为正，中介变量股票定价效率的回归系数显著为负。上述结果表明，股票定价效率在碳排放权交易试点政策对企业全要素生产率的影响中存在显著中介效应。因此，股票定价效率会受到碳排放权交易试点政策影响，定价效率提高，尔后促进企业全要素生产率提升，假设 H2 成立。

表 4-6 中介效应检验结果

	(1) <i>TFP</i>	(2) <i>eff1</i>	(3) <i>TFP</i>	(4) <i>eff2</i>	(5) <i>TFP</i>
<i>ETS</i>	0.076*** (0.019)	-0.006*** (0.002)	0.075*** (0.019)	-0.007** (0.003)	0.075*** (0.019)
<i>eff1</i>			-0.174*** (0.032)		
<i>eff2</i>					-0.160*** (0.022)
<i>SIZE</i>	0.552*** (0.014)	-0.022*** (0.001)	0.549*** (0.014)	-0.027*** (0.002)	0.548*** (0.014)
<i>LEV</i>	0.243*** (0.050)	0.047*** (0.006)	0.251*** (0.050)	0.062*** (0.006)	0.253*** (0.050)
<i>ROA</i>	1.270*** (0.076)	-0.006 (0.012)	1.267*** (0.075)	-0.000 (0.013)	1.268*** (0.075)
<i>GROW</i>	0.182*** (0.007)	0.010*** (0.001)	0.184*** (0.007)	0.014*** (0.001)	0.185*** (0.007)
<i>CF</i>	0.591*** (0.051)	0.002 (0.009)	0.592*** (0.051)	0.018 (0.011)	0.595*** (0.051)
<i>INDDIR</i>	-0.019 (0.092)	-0.002 (0.014)	-0.020 (0.092)	-0.008 (0.018)	-0.021 (0.092)
<i>TOP1</i>	-0.070 (0.078)	0.000 (0.010)	-0.069 (0.078)	0.012 (0.011)	-0.067 (0.078)
<i>SOE</i>	-0.082*** (0.026)	-0.006 (0.003)	-0.083*** (0.026)	-0.011*** (0.004)	-0.084*** (0.026)
<i>AGE</i>	0.016*** (0.002)	0.005*** (0.000)	0.016*** (0.002)	0.009*** (0.000)	0.017*** (0.002)
<i>_CONS</i>	-4.229*** (0.294)	0.469*** (0.029)	-4.148*** (0.295)	0.741*** (0.035)	-4.111*** (0.295)
<i>Firm/Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	35711	35710	35710	35710	35710
<i>R²</i>	0.600	0.270	0.600	0.268	0.600

4.3.7 异质性分析

4.3.7.1 企业性质异质性分析

国有企业与非国有企业在政策传导力度和资源获取能力方面存在显著差异^[94]，导致市场型环境规制对两类企业的政策刺激效果有所不同。国有企业通常具备更强的政府关系网络和资金支持，可能更快适应碳排放权交易政策而民营企

业受市场约束更强，政策冲击对其生产率的边际影响可能更显著^[95]。因此按照企业产权性质（国有和非国有）进行异质性回归分析。表 4-7 显示了市场型环境规制下国有企业与非国有企业的回归结果，结果表明核心解释变量 *ETS* 对两类企业的影响存在显著差异：对于国有企业，核心解释变量 *ETS* 对国有企业 *TFP* 的影响系数为 0.041，虽然为正但未达到显著水平，这表明碳排放权交易试点政策对国有企业的促进作用并不明显，可能是由于国有企业在资源配置、政策扶持方面的相对优势，这使得它们对政策的敏感度较低。对于非国有企业，非国有企业的碳排放权交易试点政策影响系数为 0.104，且在 1% 的显著性水平显著，表明非国有企业对政策的反应更为敏感。这可能源于非国有企业在资源获取和市场竞争中面临更多约束，因此更依赖于政策激励来提升生产率。

表 4-7 企业性质异质性分析结果

	国企	非国企
	<i>TFP</i>	<i>TFP</i>
<i>ETS</i>	0.041 (0.026)	0.104*** (0.028)
<i>SIZE</i>	0.493*** (0.027)	0.567*** (0.016)
<i>LEV</i>	0.174** (0.087)	0.219*** (0.060)
<i>ROA</i>	1.653*** (0.148)	1.083*** (0.087)
<i>GROW</i>	0.174*** (0.011)	0.194*** (0.009)
<i>CF</i>	0.576*** (0.079)	0.561*** (0.066)
<i>INDDIR</i>	-0.049 (0.137)	0.078 (0.123)
<i>TOP1</i>	0.069 (0.127)	-0.078 (0.106)
<i>AGE</i>	0.020*** (0.003)	0.013*** (0.003)
<i>_CONS</i>	-3.064*** (0.563)	-4.548*** (0.338)
<i>Firm/Year</i>	Yes	Yes
<i>N</i>	13121	22590
<i>R²</i>	0.549	0.613

4.3.7.2 融资约束异质性分析

企业行为受到融资约束的影响^[96]，融资约束较高的企业面临更严格的信贷限制，在应对碳排放权交易政策时，可能因环保技术投资不足而抑制生产率提升。相比之下，融资约束较低的企业可通过绿色融资渠道缓解政策压力，实现效率改进。因此需进行异质性分析。根据表 4-8 的回归结果，碳排放权交易试点政策在不同融资约束条件下的实施效果具有异质性：高融资约束企业，核心解释变量 *ETS* 显著提升了全要素生产率，系数为 0.116，并在 1% 的显著性水平上成立。这表明政策对高融资约束企业的全要素生产率具有更强的正向影响，表明在融资受限的情况下，碳排放权交易制度能够为企业提供更多的激励和约束机制，促使其通过提升技术效率和资源配置效率来实现绿色转型。对于低融资约束企业，碳排放权交易试点政策影响系数为 0.047，虽然正向但显著性较弱。这表明低融资约束企业对政策的依赖程度较低，其全要素生产率的提升可能更多依赖于企业内部资源和市场机制。

表 4-8 融资约束异质性分析结果

	高融资约束企业	低融资约束企业
	<i>TFP</i>	<i>TFP</i>
<i>ETS</i>	0.116*** (0.027)	0.047* (0.027)
<i>SIZE</i>	0.538*** (0.018)	0.538*** (0.021)
<i>LEV</i>	0.238*** (0.064)	0.140* (0.075)
<i>ROA</i>	1.234*** (0.121)	1.129*** (0.097)
<i>GROW</i>	0.194*** (0.010)	0.185*** (0.010)
<i>CF</i>	0.416*** (0.070)	0.708*** (0.070)
<i>INDDIR</i>	-0.147 (0.122)	0.126 (0.123)
<i>TOP1</i>	-0.099 (0.119)	-0.033 (0.110)
<i>SOE</i>	-0.073* (0.041)	-0.116*** (0.038)

续表 4-8 融资约束异质性分析结果

	高融资约束企业	低融资约束企业
	<i>TFP</i>	<i>TFP</i>
<i>AGE</i>	0.016*** (0.003)	0.017*** (0.003)
<i>_CONS</i>	-3.844*** (0.387)	-3.951*** (0.442)
<i>Firm/Year</i>	Yes	Yes
<i>N</i>	17578	18133
<i>R2</i>	0.592	0.523
费舍尔检验经验 <i>P</i> 值	0.040	

4.3.7.3 高污染行业和非高污染行业异质性分析

高污染企业与非高污染企业在经营理念、减排难度、固定资产投资比重等方面均存在差异，受到环保政策冲击的影响也将不同^[97]。高污染企业是碳排放权交易政策的核心监管对象，其减排压力和技术升级需求更为迫切，政策可能通过“倒逼效应”加速高污染行业的技术革新，但对非高污染企业的影响可能有限。因此，有必要从不同碳排放行业的角度进行异质性分析。表 4-9 展示了高污染企业 and 非高污染企业在碳排放权交易试点政策下的异质性分析结果。从表中可以看出，核心解释变量 *ETS* 对两类企业的影响存在显著差异：对于高污染企业，核心解释变量 *ETS* 对高污染企业的全要素生产率影响系数为 0.047，虽然为正但不显著，这表明高污染企业在应对环保政策时的反应相对较弱。这可能是由于高污染企业在减排过程中面临更大的成本压力和技术障碍，难以快速提升生产率。非高污染企业在碳排放权交易试点政策下表现出正向反应，影响系数为 0.103，并在 1% 的显著性水平下通过检验，因为非高污染企业的生产活动中碳排放强度较低，面对碳排放权交易政策时，其调整空间较为充足，通过技术改造、优化管理流程等手段来适应政策的成本较低，因而更容易实现生产效率的提升。此外，非高污染企业在应对碳排放政策时，可能更倾向于主动创新，提升绿色生产能力，从而进一步增强了全要素生产率。

表 4-9 高污染和非高污染企业异质性分析结果

	高污染企业	非高污染企业
	<i>TFP</i>	<i>TFP</i>
<i>ETS</i>	0.047 (0.032)	0.103*** (0.022)
<i>SIZE</i>	0.447*** (0.026)	0.584*** (0.016)
<i>LEV</i>	-0.056 (0.069)	0.383*** (0.060)
<i>ROA</i>	1.173*** (0.124)	1.259*** (0.091)
<i>GROW</i>	0.171*** (0.015)	0.189*** (0.008)
<i>CF</i>	0.642*** (0.088)	0.552*** (0.060)
<i>INDDIR</i>	0.089 (0.141)	-0.049 (0.110)
<i>TOP1</i>	0.043 (0.118)	-0.076 (0.093)
<i>SOE</i>	-0.091** (0.037)	-0.047 (0.030)
<i>AGE</i>	0.030*** (0.003)	0.008*** (0.002)
<i>_CONS</i>	-2.051*** (0.552)	-4.887*** (0.332)
<i>Firm/Year</i>	Yes	Yes
<i>N</i>	10830	24881
<i>R2</i>	0.594	0.598

4.4 本章小结

本章基于沪深 A 股上市企业数据,以碳排放权交易试点政策为准自然实验,采用双重差分(DID)的计算方法,分析碳排放权交易试点政策对全要素生产率提升的影响,并从企业性质、融资约束及是否为高污染行业展开异质性分析;采用中介效应模型,实证检验定价效率在其中的机制作用。研究发现,碳排放权交易试点政策的实施显著提升全要素生产率,研究结论通过稳健性检验。异质性分析发现,不同企业性质、融资约束水平和行业特性显著影响了碳排放权交易试点政策的传导效果,其中非国有企业、低融资约束企业 and 非高污染企业对政策刺激的反应更为积极,显示出政策在不同类型企业中的差异化影响。中介效应检验发

现,碳排放权交易政策通过提高企业定价效率,从而促进企业全要素生产率提升。在“双碳”背景下,为碳排放权交易政策提升全要素生产率提供实证的证据,对碳排放权交易推广具有一定的参考价值。

第 5 章 研究结论与展望

5.1 研究结论

随着全球各国致力于减少碳排放和应对气候变化,碳市场政策已成为实现环境目标的重要政策工具。随着低碳转型战略推进,低碳政策治理趋势呈现“战役化”特征。因此,实施碳市场政策收紧是实现“双碳”目标的必然趋势。碳市场政策收紧与实体经济间存在密切关系,直接影响企业成本和盈利,促使企业技术创新,调整产业结构和生产方式,影响社会就业和实体经济发展。同时,碳市场政策收紧通过企业盈亏、经营策略和产业结构调整等影响上市公司股票价格,导致股价存在错误定价风险,甚至出现剧烈波动,股票定价效率下降,影响股票市场价格机制有效发挥。为了探讨碳市场政策实施对于实体经济和股票市场的影响及机制,本文从两个维度进行了研究。理论建模部分,将股票价格引入家庭部门,构建家庭、企业和政府的三部门 DSGE 模型,数值模拟碳税提高和碳配额上限降低下的碳市场政策收紧对股票市场和实体经济的影响,进一步分析全要素生产率提升对碳市场政策收紧效应的调节作用;实证分析部分,基于沪深 A 股上市企业数据,以碳排放权交易试点政策为准自然实验,采用双重差分(DID)的计算方法,分析碳排放权交易试点政策对全要素生产率提升的影响,并从企业性质、融资约束及是否为高污染行业展开异质性分析;采用中介效应模型,实证检验定价效率在其中的机制作用。研究表明:

(1) 碳市场政策对股票市场和实体经济的影响具有“短期阵痛感”和长期利好效应,显著降低了市场主体的碳排放量、推进低碳转型;碳市场政策的功能期和行业适配性不同,碳市场政策显著限制棕色厂商发展,倒逼其降低碳排放、走低碳转型发展路径,同时鼓励绿色厂商发展,大力发展绿色经济,共同夯实经济可持续发展基础;

(2) 全要素生产率提升能够调节碳市场政策的负面效应,在低碳转型过程中,市场主体的新增投资应聚焦于培育和发展新质生产力,尤其棕色厂商;

(3) 实施碳排放权交易试点政策对企业全要素生产率具有正向促进作用, 实施效果与企业产权性质、融资约束水平以及所属行业特性等具有紧密关系, 其中, 非国有企业、低融资约束企业以及非高污染企业对政策实施响应更为明显; 通过中介效应模型的实证检验, 发现碳排放权交易试点政策通过提升股票定价效率, 间接促进了企业全要素生产率的提高。

研究认为:

(1) 以培育和发展新质生产力提升全要素生产率是通过碳市场政策收紧落实低碳转型战略、实现可持续发展的核心路径; 实施碳市场政策收紧时, 应配套之差异化政策和措施, 特别是碳密集行业; 随着低碳转型有效推进、减排任务降低, 在实施碳排放权政策基础上适时引入碳税政策, 以组合型碳政策发展绿色经济;

(2) 企业应积极响应碳排放权交易政策, 通过股票市场的资源配置作用及资源利用效率提升全要素生产率, 尤其是非国有企业和绿色企业更应抓住政策机遇, 实现可持续发展; 政策制定者应结合企业属性优化碳排放权交易机制, 引导和支持高污染企业提升减排能力、加快低碳转型发展。

5.2 研究展望

本文从理论和实证两个维度分析了碳市场政策、股票市场与实体经济之间的关系, 并分析了其作用机制, 为低碳转型战略提供了决策参考。虽取得了上述成果, 但也存在着一些局限性:

在 DSGE 模型建模部分, 目前考虑了经济系统里最基础的三个部门, 对于实际生活中可能存在的更细化的情况可能涵盖不全面, 与真实的社会经济系统还有所差距; 在实证分析部分, 鉴于全国碳市场政策实行期略短, 数据收集不全, 故采用了碳排放权交易试点政策作为准自然实验, 可能存在时效性局限。

未来的研究将不断完善 DSGE 模型架构, 加入如金融机构、银行部门等更多的经济部门, 对政策的设定也将根据未来我国低碳转型战略适时调整, 使得理论场景的设置更为多元和丰富, 更贴合真实的经济情况; 实证方面在样本量足够的情况下, 纳入全国性碳排放权市场交易政策的研究。同时, 本研究虽然指出了碳市场政策实施对于股票市场和实体经济的影响机制, 但并未考虑碳市场政策带来

的系统性风险问题，如气候风险、碳风险等，以及碳排放权交易政策中的碳排放权价格问题，这将是下一步研究的课题。

参考文献

- [1] 魏亿钢, 石佳伟, 许冠南. 中国低碳政策演进、阶段特征与治理模式变革[J]. 中国科学院院刊, 2024, 39(4): 761-770.
- [2] Waltho C, Elhedhli S, Gzara F. Green supply chain network design: A review focused on policy adoption and emission quantification[J]. International Journal of Production Economics, 2019, 208: 305-318.
- [3] 张宝. “双碳”目标下开征碳税需要处理的三大关系[J]. 税务研究, 2023(1): 26-32.
- [4] Huang W, Wang Q, Li H, et al. Review of recent progress of emission trading policy in China[J]. Journal of cleaner Production, 2022, 34.
- [5] 王文举, 钱新新. 试点碳排放权交易市场对中国工业低碳转型的作用机制研究[J]. 经济与管理研究, 2024, 45(1):16-34.
- [6] 张娆, 李天虹. “节能低碳”政策能否促进重污染企业绿色并购?[J]. 金融理论与实践, 2023, (8):39-52.
- [7] 胡铭宇, 董雪晗, 高峰. 碳排放权交易是否影响股票收益率?——基于高低碳企业的异质性视角[J]. 投资研究, 2023, 42(12): 4-20.
- [8] 李光辉, 汪兴宇, 苏杭. 低碳转型对企业全要素生产率的影响研究[J]. 金融理论与实践, 2024(2): 65-74.
- [9] 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.
- [10] 鲍健强, 苗阳, 陈锋. 低碳经济:人类经济发展方式的新变革[J]. 中国工业经济, 2008, (4): 153-160.
- [11] 陈文颖, 吴宗鑫. 碳排放权分配与碳排放权交易[J]. 清华大学学报(自然科学版), 1998, (12): 16-19+23.
- [12] Spash C L. The brave new world of carbon trading[J]. New Political Economy, 2010, 15(2): 169-195.
- [13] 张希良, 张达, 余润心. 中国特色全国碳市场设计理论与实践[J]. 管理世界, 2021, 37(8): 80-95.

- [14] Pearce D. The role of carbon taxes in adjusting to global warming[J]. The economic journal, 1991, 101(407): 938-948.
- [15] 鲁书伶, 白彦锋. 碳税国际实践及其对我国 2030 年前实现“碳达峰”目标的启示[J]. 国际税收, 2021, (12): 21-28.
- [16] 罗良文, 雷朱家华. 中国碳市场政策的减污降碳协同效应[J]. 资源科学, 2024, 46(1): 53-68.
- [17] Wang, X., Huang, J., & Liu, H. (2022). Can China's carbon trading policy help achieve Carbon Neutrality?—A study of policy effects from the Five-sphere Integrated Plan perspective. Journal of environmental management, 305, 114357.
- [18] Nordhaus W D, Yang Z. A regional dynamic general-equilibrium model of alternative climate-change strategies[J]. The American Economic Review, 1996: 741-765.
- [19] Guo Z, Zhang X, Zheng Y, et al. Exploring the impacts of a carbon tax on the Chinese economy using a CGE model with a detailed disaggregation of energy sectors[J]. Energy Economics, 2014, 45: 455-462.
- [20] Yang M, Fan Y, Yang F, et al. Regional disparities in carbon dioxide reduction from China's uniform carbon tax: a perspective on interactors/interfuel substitution[J]. Energy, 2014, 74:131-139.
- [21] Calderón S, Alvarez A C, Loboguerrero A M, et al. Achieving CO₂ reductions in Colombia: Effects of carbon taxes and abatement targets[J]. Energy economics, 2016, 56: 575-586.
- [22] Niu T, Yao X, Shao S, et al. Environmental tax shocks and carbon emissions: An estimated DSGE model[J]. Structural Change and Economic Dynamics, 2018, 47: 9-17.
- [23] 肖祖沔, 彭红枫, 尹智超等. “双碳”目标下的宏观经济稳定与减排措施研究[J]. 经济评论, 2023, (5): 17-33.
- [24] 徐文成, 薛建宏, 毛彦军. 宏观经济动态性视角下的环境政策选择——基于新凯恩斯 DSGE 模型的分析[J]. 中国人口·资源与环境, 2015, 25(4): 101-109.
- [25] 吕雁琴, 达振华, 杨洋等. “双碳”背景下碳税设计及对碳排放和宏观经济的

- 影响[J]. 生态经济, 2023, 39(6): 25-31+38.
- [26] 霍伟东, 陈晓娴, 陆震坤. 异质性碳定价政策的经济与环境福利效应[J]. 财经科学, 2023, (12): 82-97.
- [27] 于向宇, 陈会英, 李跃. 基于合成控制法的碳交易机制对碳绩效的影响[J]. 中国人口·资源与环境, 2021, 31(4): 51-61.
- [28] 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.
- [29] 郭晔, 房芳. 新型货币政策担保品框架的绿色效应[J]. 金融研究, 2021(1): 91-110.
- [30] BORGHESES, Cainelli G, MAZZANTI M. Linking emission trading to environmental innovation: evidence from the Italian manufacturing industry[J]. Research Policy, 2015, 44(3): 669-683.
- [31] Han Wang, Zhoupeng Chen, Xingyi Wu, Xin Nie. Can a carbon trading system promote the transformation of a low-carbon economy under the framework of the porter hypothesis? _Empirical analysis based on the PSM-DD method[J]. Energy Policy, 2019(129): 54-62.
- [32] DONG F, DAI Y, ZHANG S, et al, Can a carbon emission trading scheme generate the porter effect? evidence from pilot areas in China[J]. Science of the Total Environment 2019. 653: 565-577.
- [33] 王为东, 卢娜, 张财经. 空间溢出效应视角下低碳技术创新对气候变化的响应[J]. 中国人口·资源与环境, 2018, 28(8): 22-30.
- [34] 周朝波, 覃云. 碳排放交易试点政策促进了中国低碳经济转型吗?——基于双重差分模型的实证研究[J]. 软科学, 2020, 34(10): 36-42+55.
- [35] Ji Q, Xia T, Liu F, et al. The information spillover between carbon price and power sector returns. Evidence from the major European electricity companies[J]. Journal of Cleaner Production, 2019, 208: 1178-1187.
- [36] Tan X, Sirichand K, Vivian A, et al. How connected is the carbon market to energy and financial markets? A systematic analysis of spillovers and dynamics[J]. Energy Economics, 2020, 90: 104870.
- [37] Yuan N, Yang L. Asymmetric risk spillover between financial market uncertainty

- and the carbonmarket: A GAS-DCS-copula approach[J]. Journal of Cleaner Production, 2020, 259: 120750.
- [38] Dutta A, Elie B, Hasib N M. Return and volatility linkages between CO₂ Emission and Clean Energy Stock prices[J]. Energy, 2018: 164:803-810.
- [39] Lin B. Q, Chen Y. F. Dynamic linkages and spillover effects between CET market, coal market and stock market of new energy companies: A case of Beijing CET market in China[J]. Energy, 2019, 172.
- [40] 刘志峰, 张子沄, 戴鹏飞等. 碳市场与股票市场间的崩盘风险溢出效应研究: 新冠疫情、投资者情绪与经济政策不确定性[J]. 系统工程理论与实践, 2023, 43(3): 740-754.
- [41] 陶春华. 我国碳排放权交易市场与股票市场联动性研究[J]. 北京交通大学学报(社会科学版), 2015, 14(4): 40-51.
- [42] 秦天程. 传统能源及碳交易价格与新能源股价——基于 VAR 和 CAPM-GARCH 模型的分析[J]. 技术经济与管理研究, 2014, (12): 120-124.
- [43] 宋楠, 李自然, 曾诗鸿. 碳市场与大类资产之间的波动信息传导[J]. 资源科学, 2015, 37(6): 1258-1265.
- [44] 李政, 张东杰, 潘玲颖等. “双碳”目标下我国能源低碳转型路径及建议[J]. 动力工程学报, 2021, 41(11): 905-909, 971.
- [45] 庞军, 张宁. 论实现“双碳”目标必须处理好的三大关系[J]. 环境保护, 2021, 49(16): 11-14.
- [46] 朱佩誉, 凌文. 不同碳排放达峰情景对产业结构的影响——基于动态 CGE 模型的分析[J]. 财经理论与实践, 2020, 41(5): 110-118.
- [47] 徐军委, 刘志华. 碳交易试点政策、能源消费与区域低碳经济转型[J]. 统计与决策, 2024, 40(20): 172-177.
- [48] 谢超群. 中国碳市场发展的减排效应及作用机制研究[J]. Journal of Low Carbon Economy, 2024, 13:37.
- [49] 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.
- [50] Qi S Z, Zhou C B, Li K, et al. Influence of a pilot carbon trading policy on

- enterprises' low-carbon innovation in China[J]. *Climate Policy*, 2021, 21(3): 318-336.
- [51] Oestreich A M, Tsiakas I. Carbon emissions and stock returns: Evidence from the EU Emissions Trading Scheme[J]. *Journal of Banking & Finance*, 2015, 58: 294-308.
- [52] Clarkson P M, Li Y, Pinnuck M, et al. The valuation relevance of greenhouse gas emissions under the European Union carbon emissions trading scheme[J]. *European Accounting Review*, 2015, 24(3): 551-580.
- [53] 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.
- [54] 谭志雄, 刘胜男. 碳交易政策的就业效应及其作用机制——基于 3064 家 A 股上市公司的证据[J]. *工业技术经济*, 2024, 43(8): 100-109.
- [55] 霍启欣, 方慧. 创造还是破坏:碳排放权交易与企业就业变动[J]. *财贸经济*, 2025, 46(1): 151-168.
- [56] 骆永民, 伍文中. 房产税改革与房价变动的宏观经济效应——基于 DSGE 模型的数值模拟分析[J]. *金融研究*, 2012(5): 1-3.
- [57] 肖红叶, 程郁泰. E-DSGE 模型构建及我国碳减排政策效应测度[J]. *商业经济与管理*, 2017, (7): 73-86.
- [58] 赵杨, 李天宇, 姜国刚等. 基于 DSGE 视角的中国碳排放政策与经济增长[J]. *软科学*, 2018, 32(8): 15-19.
- [59] Bernanke B S, Gertler M, Gilchrist S. The financial accelerator in a quantitative business cycle framework[J]. *Handbook of macroeconomics*, 1999, 1: 1341-1393.
- [60] 杨翱, 刘纪显. 模拟征收碳税对我国经济的影响——基于 DSGE 模型的研究[J]. *经济科学*, 2014, (6): 53-66.
- [61] Fischer C, Springborn M. Emissions targets and the real business cycle: Intensity targets versus caps or taxes[J]. *Journal of Environmental Economics and Management*, 2011, 62(3): 352-366.
- [62] Annicchiarico B, Di Dio F. Environmental policy and macroeconomic dynamics in a new Keynesian model[J]. *Journal of Environmental Economics and Management*, 2015, 69: 1-21.

- [63] 徐文成, 薛建宏, 毛彦军. 宏观经济动态性视角下的环境政策选择——基于新凯恩斯 DSGE 模型的分析[J]. 中国人口·资源与环境, 2015, 25(4): 101-109.
- [64] Gertler, M. and Karadi, P.: A model of unconventional monetary policy, *Journal of Monetary Economics*, 2011, 58(1), 17-34.
- [65] 温兴春. 投资者情绪变化、货币政策调整对股市涨跌周期的影响——基于异质性预期的股市 DSGE 模型[J]. 中央财经大学学报, 2017, (8): 23-36+46.
- [66] Rotemberg J J. Sticky prices in the United States[J]. *Journal of political economy*, 1982, 90(6): 1187-1211.
- [67] Heutel G. How should environmental policy respond to business cycles? Optimal policy under persistent productivity shocks[J]. *Review of Economic Dynamics*, 2012, 15(2): 244-264.
- [68] Christiano L J, Eichenbaum M, Evans C L. Nominal rigidities and the dynamic effects of a shock to monetary policy[J]. *Journal of political Economy*, 2005, 113(1): 1-45.
- [69] Chan Y T. Are macroeconomic policies better in curbing air pollution than environmental policies? A DSGE approach with carbon-dependent fiscal and monetary policies[J]. *Energy Policy*, 2020, 141: 111454.
- [70] Challe E, Giannitsarou C. Stock prices and monetary policy shocks: A general equilibrium approach[J]. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 2014, 40: 46-66.
- [71] 程郁泰, 肖红叶. 中国碳排放权交易政策的经济与减排效应研究[J]. 统计与信息论坛, 2023, 38(7): 61-74.
- [72] Horvath M. Sectoral shocks and aggregate fluctuations[J]. *Journal of Monetary Economics*, 2000, 45(1): 69-106.
- [73] 陆磊, 刘学. 违约与杠杆周期——一个带有救助的金融加速器模型[J]. 金融研究, 2020, (5): 1-20.
- [74] 彭俞超, 方意. 结构性货币政策、产业结构升级与经济稳定[J]. 经济研究, 2016, 51(7): 29-42+86.
- [75] Nordhaus W. Evolution of modeling of the economics of global warming: Changes

- in the DICE model,1992-2017[J].Climate Change, 2018,148(4):623-640.
- [76] 盛仲麟, 何维达. 中国进出口贸易中的隐含碳排放研究[J]. 经济问题探索, 2016(9): 110-116.
- [77] 何莎. 绿色低碳转型会引发通货膨胀吗?——基于 DSGE 的反事实模拟研究[J]. 南方金融, 2022, 1(9): 3-19.
- [78] 中国人民银行天津分行课题组, 王小明, 夏洪涛. 碳减排、转型风险与监管应对——基于 DSGE 的政策模拟研究[J]. 金融监管研究, 2022, (6): 1-27.
- [79] 孙娜, 曲卫华. 企业社会责任、碳减排与低碳经济增长——基于多部门 DSGE 模型的数值分析[J]. 金融与经济, 2024, (4): 1-14.
- [80] 陶长琪, 鲁长河. 消费污染、环保税与经济发展——基于 DSGE 模型的数值模拟[J]. 中国人口·资源与环境, 2023, 33(11): 92-102.
- [81] 赵家悦, 卢锐, 柳建华, 等. 涨跌停制度变革、股票流动性与资本市场表现[J]. 金融研究, 2024, (3): 113-131.
- [82] 蒋为, 倪诗程, 彭淼. 数字科技企业赋能实体经济发展的效率变革——基于数字化供应链视角的理论与经验证据[J]. 数量经济技术经济研究, 2025, 42(1): 51-71.
- [83] Gray W B. The cost of regulation: OSHA, EPA and the productivity slowdown[J]. The American Economic Review, 1987, 77(5): 998-1006.
- [84] Jorgenson D W, Wilcoxon P J. Environmental regulation and US economic growth[J]. The RAND journal of economics, 1990, 21(2) : 314-340.
- [85] Porter M E, Linde C. Toward a new conception of the environment-competitiveness relationship[J]. Journal of economic perspectives, 1995, 9(4): 97-118.
- [86] 李艳. 市场型环境规制对绿色技术创新的影响研究——基于中国碳排放权交易试点准自然实验的证据[J]. 技术经济与管理研究, 2024, (9): 81-86.
- [87] Zhang Y J, Liang T, Y L, et al. The impact of carbon trading on economic output and carbon emissions reduction in China's industrial sectors[J]. Applied Energy, 2020, 260: 114290.

- [88] ELLERMAN, A. Denny, CONVERY, Frank J., DE PERTHUIS, Christian, Pricing Carbon: The European Union Emissions Trading Scheme, Cambridge, Cambridge University Press, 2010.
- [89] Chen Z, Zhang X, Chen F. Do carbon emission trading schemes stimulate green innovation in enterprises? Evidence from China[J]. Technological Forecasting and Social Change, 2021, 168: 120744.
- [90] 袁蓉丽, 党素婷, 李瑞敬, 等. 董事信息技术背景与企业全要素生产率[J]. 会计研究, 2024, (7): 70-89.
- [91] Hou, K, T. J. Moskowitz. Market Frictions, Price Delay, and the Cross-Section of Expected Returns[J]. Review of Financial Studies, 2005, 18, (3): 981-1020.
- [92] 周畅, 蔡海静, 刘梅娟. 碳排放权交易的微观企业财务效果——基于“波特假说”的 PSM-DID 检验[J]. 财经论丛, 2020, (3): 68-77.
- [93] 温忠麟, 叶宝娟. 中介效应分析: 方法和模型发展[J]. 心理科学进展, 2014, 22(5): 731-745.
- [94] 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): 129-140.
- [95] Hering, L., & Poncet, S. (2014). Environmental policy and exports: Evidence from Chinese cities. Journal of Environmental Economics and Management, 68(2), 296-318.
- [96] 马海涛, 朱梦珂. 财政分权、产权性质与企业投资[J]. 经济与管理研究, 2022, 43(3): 40-61.
- [97] 胡铭宇, 董雪晗, 高峰. 碳排放权交易是否影响股票收益率?——基于高低碳企业的异质性视角[J]. 投资研究, 2023, 42(12): 4-20.

攻读硕士学位期间发表或录用的学术论文与参与的科研项目经历

已发表或录用的学术论文

- [1]《碳排放权交易试点政策与企业全要素生产率》安徽工程大学学报（已录用）
- [2]《碳市场政策收紧、股票市场与实体经济---基于 DSGE 模型的数值模拟》（在投）

参与的项目情况

- [1] 国家自然科学基金面上项目《资产均衡价格区间对投资者交易行为的影响及其监管研究》（项目编号：71873002，参与）
- [2] 国家自然科学基金面上项目《金融资产泡沫的形成、识别及其价格有效性测度研究》（项目编号：72271003，参与）
- [3] 股票价格泡沫成因、识别及其预警[M]，人民邮电出版社，2024.

致谢

“人不能同时拥有两个夏天，总要有一个夏天，是多年以后才能想起的。”在今年这个蝉鸣不止的盛夏，肆意热烈的青春终于迎来了属于它的休止符，学生时代也将在此谢幕。这篇“蓄谋已久”的致谢，从研一入学到研三在脑海里构思过无数次，在这一刻也终于有机会写下了，就此告别吧。

盛行千里，不忘师恩。感谢我的导师何朝林教授。从论文选题的反复推敲到框架搭建的悉心指导，从研究瓶颈时的豁然点拨到字句斟酌的严谨批阅，您渊博的学识、敏锐的学术洞察力与春风化雨般的教诲，让我深刻领悟科研的求真之道。您不仅是学术道路的引路人，更以躬身垂范的治学态度为我树立了人生标杆。

焉得萱草，言树之背。感谢我的父母二十余载的养育之恩。你们以质朴的言行教会我坚韧与善良，用无条件的支持包容我的每一次选择。寒窗苦读的深夜，电话那头的轻声叮咛；迷茫困顿的时刻，视频中始终如一的温暖笑容，是你们让我始终保有前行的勇气。寸草之心，难报春晖，愿余生能成为你们的骄傲与倚靠。

愿岁并谢，与长友兮。感谢三年并肩同行的挚友陈新宇、陈诗怡、胡甜甜、丁凯璐、姚腾，感谢我的同门吴冉、陈朝晖、徐超，感谢师姐高艺嘉、唐良玲，师兄张摇军、苏万年，师妹李佳雯、潘晨倩，师弟张杰，感谢我的室友杨馨悦、梁雨晴、苏丹丹，还有经管研 22 的所有同学们。图书馆里的思维碰撞，研修室外的暖心奶茶，是你们让这段学术苦旅充满欢声笑语。那些相互鼓励的时光、毫无保留的建议，早已成为青春里最珍贵的注脚。

写尽千山，落笔是你。特别感谢我的男友小刁同学。论文攻坚阶段的情绪低谷，是你默默承包生活琐碎；数据受挫时的自我怀疑，是你用理性分析与温柔陪伴助我重拾信心。你的理解与支持，让我在学术探索中始终心有所依，更让我懂得爱的力量如何让理想照进现实。

凡是过往，皆为序章。学生时代虽然结束，但人生的道路才刚刚开始，接下来又将是新的起点。望自己常思常省，戒骄戒躁，不忘初心，履践致远！

山水有来路，早晚复相逢，愿将此文献给这段无悔的求知岁月。