

碳排放权交易能缓解企业融资约束吗？

李子昂

扬州大学商学院，江苏 扬州

收稿日期：2026年1月4日；录用日期：2026年1月19日；发布日期：2026年3月19日

摘要

本文通过我国碳排放权交易试点的准自然实验，运用双重差分法(DID)探讨碳排放权交易政策对企业融资约束的影响。实证分析结果表明，碳排放权交易政策的实施显著缓解了试点企业所面临的融资约束。在传导机制方面，碳排放权交易政策通过加强企业环境信息披露，从而缓解融资约束程度。在调节效应方面，企业的社会责任水平能够增强碳排放权交易政策对缓解企业融资约束的影响。异质性分析进一步发现，碳排放权交易政策对小规模企业、民营企业及具有较强定价能力企业的融资约束缓解效果更为显著。上述结论不仅验证了碳排放权交易对企业融资约束的缓释作用，为政策优化提供了微观经验证据，同时也为中国在“双碳”目标背景下实现生态环境保护与经济高质量发展的协同推进提供了重要政策启示。

关键词

碳排放权交易，融资约束，环境信息披露，社会责任水平

Can Carbon Emissions Trading Alleviate Corporate Financing Constraints?

Ziang Li

Business School, Yangzhou University, Yangzhou Jiangsu

Received: January 4, 2026; accepted: January 19, 2026; published: March 19, 2026

Abstract

Based on the quasi-natural experiment of China's carbon emission rights trading pilots, this paper employs the difference-in-differences method (DID) to explore the impact of carbon emission rights trading policy on corporate financing constraints. The results of empirical analysis show that the implementation of the carbon emission rights trading policy significantly alleviates the financing constraints faced by pilot enterprises. In terms of transmission mechanism, the carbon emission rights

trading policy mitigates financing constraints by strengthening enterprises' environmental information disclosure. From the perspective of moderating effect, the level of corporate social responsibility can enhance the impact of the carbon emission rights trading policy on alleviating corporate financing constraints. Further heterogeneity analysis reveals that the carbon emission rights trading policy exerts a more significant effect on easing financing constraints for small-scale enterprises, private enterprises and enterprises with strong pricing power. The above conclusions not only verify the mitigation effect of carbon emission rights trading on corporate financing constraints, providing micro empirical evidence for policy optimization, but also offer important policy implications for China to realize the coordinated promotion of ecological environmental protection and high-quality economic development under the background of the "dual carbon" goals.

Keywords

Carbon Emission Rights Trading, Financing Constraints, Environmental Information Disclosure, Corporate Social Responsibility Level

Copyright © 2026 by author(s) and Hans Publishers Inc.

This work is licensed under the Creative Commons Attribution International License (CC BY 4.0).

<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>



Open Access

1. 引言

全球变暖已成为制约人类可持续发展的关键环境问题，中国在第七十五届联合国大会上提出 2030 年前碳达峰、2060 年前碳中和的目标，彰显了应对气候变化的担当。作为市场化减排工具，碳排放权交易体系在全球逐步推广，中国自 2011 年启动试点，2021 年全国碳市场正式上线，但政策对企业融资约束的影响尚存争议。一些学者认为，碳排放权交易可能会使得投资者对高排放企业提出更高投资回报，进而抬升企业资金成本[1]，甚至通过减产来实现减排目标[2]，对企业盈利能力产生负面影响，反而加剧企业融资约束。另一方面，碳排放权交易政策通过减少企业过度金融化所带来的资源错配，推动企业将资金从融资活动转向实际的生产和经营活动，从而提升全要素生产率[3]，增强市场竞争力与社会形象，从而缓解企业融资约束。因此，碳交易政策对于企业来说，是让渡了部分经济利益，加剧融资约束，还是帮助企业提高生产力缓解融资约束？其具体影响尚需深入研究与探讨。

融资约束是企业生产经营中普遍存在的难题。融资约束程度高会影响企业的投资，制约企业的发展，特别是在新兴经济体国家中，中长期的金融支持对企业发展更显得至关重要[4]。现有文献表明，对于环境绩效较好的企业，往往能够获得更多的银行信贷支持且抵押品要求较低[5]。那么，在中国碳排放权交易市场建设过程中，源自各大金融机构、专项基金等多方的资金支持又能否帮助企业缓解融资约束问题呢？

现有文献对碳交易政策如何影响全要素生产率[3]、绿色创新[6]、企业价值[7]等进行了广泛研究，但对其如何作用于企业融资约束的关注仍较为有限。一方面，碳排放权交易会增加资金成本[1]，甚至可能通过减少产量的方式实现减排目标[2]，削弱企业经济效益，从而加剧融资约束。另一方面，碳交易政策可能缓解企业融资约束。通过提高企业环境信息披露的透明度，碳交易政策能够有效减少企业与投资者之间的信息不对称[8]，从而增强市场对企业的信任，改善融资条件。此外，碳交易政策鼓励企业进行绿色创新，提升其市场竞争力并减少碳排放，同时通过出售多余的碳配额获利[9]。基于利益相关者理论，企业的环境绩效管理被视为减轻碳风险、履行环境责任的重要策略[10]，积极的环境行动似乎降低了企业的风险，从而降低企业融资成本[11]，缓解融资约束。

本文可能存在的边际贡献在于：第一，关于碳排放权交易政策效应的研究不再局限于环境领域，而

是从企业微观层面，证实了碳排放权交易政策对缓解企业融资约束的作用，全面评估了碳交易政策的实施效果，丰富了碳交易政策对企业融资行为影响的研究领域。第二，现有文献多聚焦于金融发展水平和公司治理等因素对企业融资约束的影响，关于环境监管政策对融资约束的影响研究缺乏实证支持。本文通过聚焦碳排放权交易政策，探讨缓解企业融资约束的新路径，从理论上拓展了碳交易政策与企业融资行为关系的研究框架。第三，本文通过分析碳交易试点政策对融资约束的影响及其作用机制，揭示了通过提升企业环境信息披露来缓解融资约束，企业社会责任水平在碳排放权交易政策对融资约束中起调节作用，同时，进一步考虑企业规模、产权性质以及定价能力等异质性影响。其研究结论为碳交易政策的微观经济效应提供了实证支持，并为推动企业绿色可持续发展提供了重要的理论指导。

2. 文献综述和研究假设

2.1. 文献综述

现有文献中，关于碳排放权交易政策对企业产生的影响存在不同的观点。

一部分研究发现，碳排放权交易会为企业带来一些消极的影响。碳排放权交易的推进使得气候变化问题引起了公众和政府的更广泛关注。与此同时，投资者预计未来环境监管将趋于严格，这促使他们对高排放企业提出了更高的回报要求，进而抬升了这些企业的资本成本[1]。对加州碳排放交易法案和 Waxman-Markey 碳排放交易法案的影响研究发现碳排放权交易政策对银行向高排放企业提供信贷的方式产生了显著影响。具体而言，该政策导致了贷款期限的缩短、长期贷款的减少以及贷款利率的上升，此外，碳交易政策还促使影子银行在银团贷款中的参与度显著增加，在民营企业中，这些效应更加明显[12]。美国氮氧化物预算交易计划(NBP)导致燃煤发电企业预期利润减少了约 250 亿美元，特别是在电力市场重组地区受到的影响更为显著[13]。基于中国碳排放权交易市场发现碳市场下的减排效应主要源于企业的减产行为[2]。

另一方面，部分研究也揭示了碳排放权交易政策可能带来的积极影响。从国外实践来看，碳排放权交易政策取得了较好的碳减排效果。基于欧洲[14]、美国[15]、中国[16]等地区的证据发现，碳排放权交易政策所覆盖的地区碳排放量均显著降低。对欧盟碳交易体系第一阶段和第二阶段的股票市场反应进行分析后发现，企业通过获得免费配额能够实现现金流的增加，从而提升其企业价值[7]。对受欧盟碳交易政策监管的企业进行分析后发现，绿色创新水平提高了约 10%，同时未出现对非绿色技术创新的负面影响[6]。从中国碳市场的具体实践和相关研究来看，碳排放权交易政策显著提升了企业全要素生产率[3]，其作用机制主要是通过缓解企业过度金融化导致的资源错配，促使企业将投资从融资活动重新配置到生产经营活动，从而提高全要素生产率。然而，关于中国碳排放权交易政策是否能有效缓解企业的融资约束，仍需进一步实证检验。

关于企业融资约束的研究成果已较为丰富。从理论层面分析，企业融资约束的根本原因在于企业与资金提供者之间存在信息不对称，导致企业面临资金不足的困境[17]。现有的相关文献从不同方向探讨了企业融资约束的影响因素。地区的金融发展水平是企业融资约束的一个关键决定因素。在金融体系完善、金融产品和服务多样的地区，企业通常能够获得更多的融资机会，借助不同的融资渠道，以更低的融资成本和更有利的条件来获取资金[18]。宏观经济政策的不确定性也对企业融资约束产生重要影响。当宏观经济政策的不确定性上升时，债权人往往提高企业融资的风险溢价，并提高贷款标准并导致市场恐慌，进而使企业面临更高的借贷成本，从而加剧融资约束[19]。从企业自身因素来看，企业自身的会计、财务和监管系统不完善，缺乏抵押物，经营稳定性差，以及管理者的风险态度、知识水平和个人目标等因素，也是影响企业融资约束的重要原因[20]。

进一步的研究表明，良好的环境绩效有助于缓解融资约束。环境绩效良好的企业通常具有更高的信

息透明度,且更容易吸引追求价值增长的股权投资者,从而使得债务比率显著更低,并倾向于使用短期债务来满足临时的资金需求,这有助于有效降低财务困境成本并实现税收节省[21]。此外,拥有良好环境绩效的企业能够减少银行面临的企业环境风险,并且在满足市场环保需求、财务表现和公司治理等方面具有优势,进而增强了其获得银行贷款的能力,并减少了对抵押物的需求[5]。在此背景下,碳排放权交易作为一种促进企业提升环境绩效的重要政策工具,是否能够进一步影响企业的融资约束程度呢?分析现有研究还存在以下不足:现有文献多将融资约束作为重要的影响路径,考察碳排放权交易政策对企业其他财务行为的影响,缺乏对碳排放权交易政策与企业融资约束的作用机制和影响因素的研究。基于此,本文将基于碳排放权交易这一重要视角,对企业融资约束的作用机制、异质性影响进行理论分析和验证,从而弥补现有文献的不足。

2.2. 研究假设

作为一种基于市场激励的环境政策,碳排放权交易相比于传统的命令控制型环境规制,展现了更强的灵活性和适应性,在这一机制下,企业可以通过碳配额的市场化交易来调整自身的排放策略,从而在达到环境目标的同时优化经济效益。在政策初期试行阶段,除广东和深圳的部分电力企业外,碳配额均以免费形式发放,这在一定程度上减轻了企业的合规成本。与此同时,中国政府会通过无偿的转移支付来实现特定政策目标,这进一步降低了企业因减排要求而增加的经济成本[22]。这些措施为碳市场的运行提供了缓冲空间,有助于企业逐步适应碳排放权交易政策的要求。随着政策的实施,严格的监管与核查制度进一步完善,增强了企业碳排放信息的透明度,有效减少了企业与投资者之间的信息不对称,提高了资本市场对企业未来环境表现的评估准确性,推动了利益相关者在资源配置上的科学决策,从而有助于改善企业的融资环境。

基于信号传递理论,为在激烈的竞争中脱颖而出,企业通常会传递难以模仿的信息,以降低信息不对称,从而使投资者能够识别并给予更多关注[23]。碳排放权交易政策的实施要求企业披露碳排放信息及减排措施,这些信息反映了企业的环境责任与未来发展潜力,是难以复制的竞争性资源。一方面,企业通过积极参与碳排放权交易,改善环境绩效,树立良好的声誉,进而有助于在投资者心中塑造正面的企业形象[24]。另一方面,碳排放信息使金融机构能够低成本、高效率地获取企业的环境风险信息,从而更全面地了解企业的环境管理与绩效状况,精准评估企业的环境风险与可持续发展能力,降低银行与企业之间的信息不对称,放宽银行对企业融资的门槛,减少市场摩擦,降低企业融资成本。

基于资源基础理论,企业的竞争优势来源于其拥有的无法完全替代的异质性资源[25]。碳排放权交易政策的实施促使企业进行绿色技术创新和转型升级,从而获得独特的资源和能力,这些资源和能力不仅有助于企业降低碳排放强度、提升环境绩效,还能增强其市场竞争力和财务表现[26]。随着企业在碳排放权交易中的参与度逐步加深,企业通过不断完善碳排放管理系统,积累有价值的环境管理经验,这为企业提供了更精确的运营与决策依据,降低了环境风险,并减少了投资者遭受损失的可能性。

从信号传递理论和资源基础理论的阐述可以看出,数据资产化有助于拓宽企业融资渠道,使得外源融资与内源融资形成互补机制,从而缓解融资约束困境。基于以上分析,本文提出研究假设 H1。

H1: 碳排放权交易政策有助于缓解企业融资约束。

企业参与碳交易试点后面临相关部门监管和社会公众对环保问题的关注,环境绩效差的企业可能面临公众反感和政府处罚,影响市场表现和发展。为树立良好形象,企业倾向披露更多环境信息,以获得社会认可[17] [27]。

基于信息不对称理论,企业与资金提供方之间的信息差异导致融资成本上升,增加融资困境。国内银行通常要求企业提供环境信息以符合“绿色信贷”标准,通过环境信息披露,企业可以降低信息不对

称, 缓解融资约束。高水平的环境信息披露有助于提升企业声誉, 增强金融机构的信任, 降低环境风险并吸引更多信贷资金并降低债务融资成本[11][28]。此外, 环境信息披露还能影响投资者决策, 通过更全面的评估, 投资者能更准确地预测企业的现金流和回报潜力, 进一步降低融资成本[29]。基于以上分析, 本文提出以下研究假设:

H2: 碳排放权交易通过促进企业环境信息披露, 缓解企业融资约束。

当前的研究普遍认为, 企业积极履行社会责任有助于减轻其融资约束。通过分析多个国家上市公司数据, 研究发现, 良好的社会责任表现能够促进与利益相关者的合作, 降低代理成本; 同时, 企业更倾向于披露社会责任活动, 提升透明度, 减少信息不对称, 从而缓解融资约束[30]。进一步的研究表明, 社会责任绩效与银行信贷贷款显著正相关, 且对长期信贷的影响更为显著[31]。此外, 企业高质量社会责任报告的披露有助于降低债券融资成本, 而自愿披露社会责任报告的企业相较于强制披露的企业, 更能有效降低债务融资成本[32]。

而关于企业社会责任在碳排放权交易政策缓解融资约束这一效应中发挥的作用, 首先, 承担社会责任较多的企业往往具备更强的环境伦理意识, 其经营活动更注重低碳发展。这与碳排放权交易的目标相契合, 碳排放权交易通过市场化手段优化碳资源配置, 促进企业采取绿色生产方式, 推动可持续发展。从这一角度分析, 企业积极承担社会责任能够增强碳排放交易政策的实施效果。进一步来说, 履行社会责任是企业在社会风险方面管理良好的重要信号[33]。企业履行社会责任不仅回应了社会对其行为的期望, 还能有效满足股东、债权人、政府以及其他相关方的多重需求, 从而增强企业获得社会支持和信任的可能性。这些潜在机制可能促使企业社会责任在碳排放权交易政策对融资约束影响的过程中发挥调节作用。基于此, 本文提出假设 H3:

H3: 碳排放权交易对企业融资约束的缓解效应随着企业社会责任水平的提高而上升。

3. 研究设计

3.1. 样本与数据

自 2013 年以来, 深圳, 北京, 上海, 天津, 湖北, 重庆先后在 2013~2014 年启动碳排放权交易, 福建于 2016 年底启动, 并陆续公示首批被纳入重点排放单位名单企业。本文选取 2010 至 2020 年为样本区间, 沪深 A 股所有上市公司为初始样本。本文将首批纳入重点排放单位名单企业为实验组, 其余上市公司为对照组, 主要根据政府公示文件整理而成, 其中相关财务数据主要来源于同花顺(ifind)、万德(wind)和 CSMAR 数据库, 并对样本进行了以下筛选: (1) 剔除金融保险行业上市公司; (2) 剔除 ST 上市公司; (3) 剔除财务数据缺失公司样本。经过上述处理后, 本文共得到 23,439 个公司年度观测值。此外, 对连续变量 1% 以下和 99% 以上的分位数进行了缩尾处理(Winsorize)。

3.2. 模型设定

为了验证碳排放权交易对企业融资约束影响, 本文构建双重差分模型如下:

$$KZ_{it} = \beta_0 + \beta_1 treat_i \times post_t + \beta_2 Controls_{it} + FixedEffect + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, 模型(1)中, KZ 为企业融资约束程度, KZ 值越大, 表明融资约束程度越高; $treat_i$ 为企业是否被纳入重点排放单位名单的虚拟变量, 若上市公司为控排企业, 则归为实验组, $treat$ 赋值为 1, 其他则归为对照组, 赋值为 0。 $Post$ 代表该年份是否是政策冲击年, 在企业被纳入重点排放单位名单之后的年份赋值为 1, 其余年份赋值为 0。 $treat_i \times post_t$ 是本文核心解释变量, 如果 $treat_i \times post_t$ 的系数显著小于 0, 则说明在政策实施前后两个期间内, 被纳入重点排放单位名单的企业融资约束相较于其他企业有明显的缓解, 支持本文的研究假设。 $Controls$ 为控制变量; $FixedEffect$ 表示模型控制的固定效应, 为了消除经济周期、

行业特性以及省份差异对企业融资约束程度可能产生的影响，模型中纳入了年度、行业、省份的固定效应。此外，为了进一步控制那些企业不随时间变化因素的影响，模型还加入了企业固定效应； ε_{it} 为随机扰动项。为了解决潜在的异方差问题，本文在回归结果中报告稳健标准误。

3.3. 变量定义

3.3.1. 被解释变量

本文被解释变量参照魏志华(2014) [18]的研究，构建 KZ 指数用以衡量企业融资约束程度，以经营性净现金流/上期总资产的比值(CF_{it}/A_{it-1})、现金股利/上期总资产(DIV_{it}/A_{it-1})、现金持有/上期总资产(C_{it}/A_{it-1})、资产负债率(LEV_{it})和 Tobin's Q (Q_{it})计算 KZ 值。

3.3.2. 控制变量

参照现有文献，本文在模型(1)中控制了以下变量：公司规模($size$)，财务杠杆(Lev)，成长性($growth$)，现金净流量(ocf)，总资产报酬率(ROA)，董事会独立性($indep$)，资产有形性(PPE)，十大股东占比($equity$)，审计意见($opin$)。各变量定义见表 1。

Table 1. Variable definitions

表 1. 变量定义

变量名称	变量符号	定义
融资约束程度	KZ	借鉴魏志华(2014)研究构建融资约束指数
公司规模	$Size$	年末总资产的自然对数
财务杠杆	Lev	年末总负债/年末总资产
成长性	$Growth$	年末总资产增长额/年初总资产
现金净流量	Ocf	经营性活动净现金流量/资产总额
总资产报酬率	ROA	净利润/总资产
董事会独立性	$Indep$	独立董事人数/董事会总人数
资产有形性	PPE	(存货 + 固定资产)/总资产
十大股东占比	$equity$	前十大股东持股数量/总股数
审计意见	$opin$	标准无保留意见取 0，否则为 1

4. 实证结果和分析

4.1. 构建融资约束指标 KZ 指数

构建 KZ 指标回归结果表 2 所显示，最终 KZ 指数构建结果为

$$KZ = -8.658CF_{it}/A_{it-1} + (-30.76)DIV_{it}/A_{it-1} + (1.986)C_{it}/A_{it-1} + 4.267LEV_{it} + 0.322Q_{it} \quad (2)$$

Table 2. Regression results of the estimation model for the degree of financing constraints of Chinese listed companies

表 2. 中国上市公司融资约束程度估计模型回归结果

CF_{it}/A_{it-1}	DIV_{it}/A_{it-1}	C_{it}/A_{it-1}	LEV_{it}	Q_{it}	Adj_R2	$Chi2$	$Observations$
-8.658***	-30.76***	-1.986***	4.267***	0.322***	0.2102***	15583.09***	23,439
(0.157)	(0.755)	(0.0637)	(0.0699)	(0.00769)			

注：***表示在 1% 的统计水平上显著。

4.2. 双重差分基准回归结果

表 3 展示了双重差分模型的基准回归结果。第(1)列显示了仅控制固定效应而未加入其他控制变量的回归结果，第(2)列在加入控制变量后，*DID* 项(即 $treat \times post$)的系数为-0.2958，并且在 1%的显著性水平下显著。从整体回归结果来看，*DID* 系数始终显著为负，由于 *KZ* 值与企业融资约束呈正相关关系，因此，可以得出结论，碳排放权交易政策与企业融资约束之间存在负相关关系，支持了假设 H1：即碳排放权交易政策有效缓解了企业融资约束。

Table 3. Baseline regression results of Difference-in-Differences (*DID*)

表 3. 双重差分基准回归结果

	(1)	(2)
	<i>KZ</i>	<i>KZ</i>
<i>DID</i>	-0.6304*** (-6.0173)	-0.2958*** (-6.4080)
<i>Size</i>		-0.1877*** (-7.2450)
<i>Lev</i>		5.4365*** (61.2801)
<i>Growth</i>		-1.4588*** (-47.3554)
<i>Indep</i>		0.0478 (0.3156)
<i>Equity</i>		-0.4419*** (-4.5363)
<i>ROA</i>		0.0160 (0.1070)
<i>Ocf</i>		-11.2925*** (-1.0e+02)
<i>PPE</i>		0.9063*** (11.3185)
<i>Opin</i>		-0.1313*** (-3.2250)
<i>_cons</i>	1.3406*** (260.1421)	3.8093*** (6.7361)
个体 <i>FE</i>	Y	Y
时间 <i>FE</i>	Y	Y
行业 <i>FE</i>	Y	Y
省份 <i>FE</i>	Y	Y
<i>N</i>	23,196	23,196
<i>adj. R</i> ²	0.514	0.868

注：t statistics in parentheses, *p < 0.1, **p < 0.05, ***p < 0.01.

4.3. 稳健性检验

4.3.1. 平行趋势检验

双重差分模型需满足平行趋势检验，即在政策实施前实验组和对照组无明显差异。本文参照吕越等(2019) [34]的做法，对碳排放权交易政策实施前控排企业和非控排企业融资约束程度的变化趋势进行进一步考察，具体模型如下：

$$Z_{it} = \beta_0 + \sum_n \beta_n preN_{it} + \alpha_0 current_{it} + \sum_m \gamma_m lasN_{it} + \delta Controls_{it} + FixedEffect + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

式(3)中， $preN_{it}$ (N 等于 1、2、3、4)是碳排放权交易政策实施的前四年的交互项， $lasN_{it}$ 是碳排放权交易政策实施后四年的交互项， $current_{it}$ 是碳排放交易政策实施当年的交互项，剩余变量同模型(1)，平行趋势检验结果如图 1，可以观察到，政策实施前，各个时间点估计系数均不显著，符合平行趋势检验假设。政策实施后，系数明显下降，且 1 年后及之后年份估计系数均显著为负，随后，政策效果虽有所减弱，但仍未完全恢复至政策实施前的水平，表明碳排放权交易政策对实验组产生了显著影响。

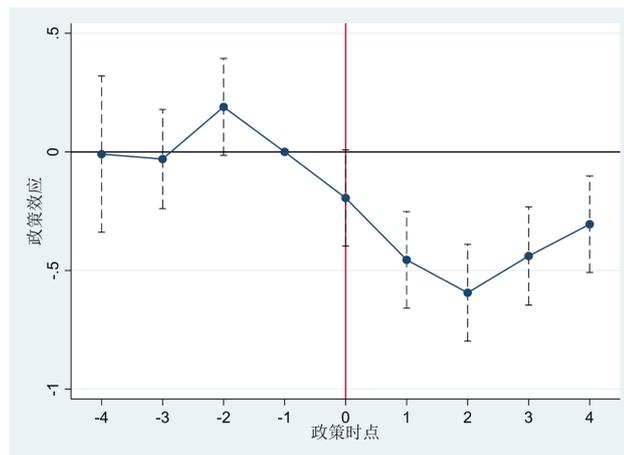


Figure 1. Parallel trend test

图 1. 平行趋势检验

4.3.2. 安慰剂检验

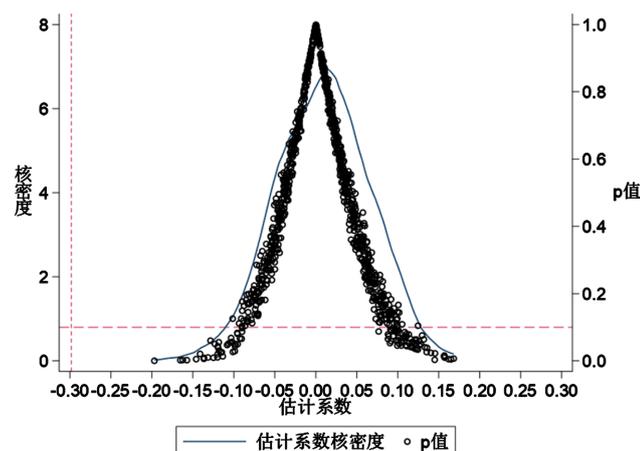


Figure 2. Placebo test

图 2. 安慰剂检验

安慰剂检验旨在通过构造虚拟的政策实施时间或虚拟的处理组进行回归, 评估企业-年份层面不可观测因素是否对估计结果产生影响。若回归结果依然显著, 说明可能存在其他干扰因素; 若结果不显著, 则表明政策效应具有稳健性。本文通过 1000 次随机抽样, 随机分配实验组企业和政策实施年份, 进行安慰剂检验并获得了 1000 个估计系数。结果如图 2 所示, 交互项估计系数的均值为 0.00897, 接近于 0, 且绝大多数系数在 10% 的置信水平下不显著, 与真实政策效应系数(-0.296)存在显著偏离。这一结果表明, 企业-年份层面的不可观测因素对估计结果的影响较小, 从而验证了政策的稳健性。

4.3.3. 替换被解释变量

本文参照鞠晓生(2013) [35] 等的研究使用 SA 指数作为衡量企业融资约束的指标, $SA = -0.737 \times Size + 0.043 \times Size^2 - 0.040 \times Age$ 。由于 SA 指数仅涉及企业规模和上市年限这两个因素, 它在一定程度上能够避免内生性问题。SA 指数为负时, 绝对值越大意味着企业面临的融资约束越严重。根据表 4 (1) 中的回归结果, DID 系数为正, 并且在 1% 的显著性水平下通过检验, 这表明碳排放权交易对缓解企业融资约束具有积极作用。

4.3.4. 熵平衡检验

由于我们将控排企业作为实验组, 其他上市企业作为处理组, 由于实验组和对照组之间可能存在控制变量差异, 而这些差异可能与融资约束的程度直接相关, 因此为确保回归结果的稳健性, 本文采用了更为精确的熵平衡方法来处理高维数据。同时, 我们调整了处理组和对照组在控制变量上的一阶矩、二阶交叉矩, 确保两组样本的控制变量在满足约束条件下尽可能精确匹配。根据 Hainmueller (2012) [36] 对于控制变量维度的处理方法, 在确定最优权重时, 不仅考虑控制变量, 还包括它们的二次项、三次项以及交互作用项。同时, 排除了二值控制变量的高次项及其无实际意义的交叉项(避免共线性)。通过对熵平衡匹配后的加权样本进行再次回归分析, 结果如表 4 (2) 列所示, DID 系数依然显著为负, 并保持在 1% 置信水平内。这一结果进一步确认了本文结论的稳健性。

Table 4. Results of replacing explained variables and entropy balancing test

表 4. 替换被解释变量和熵平衡检验结果

VARIABLES	(1)	(2)
	SA	ebalance
<i>DID</i>	0.0494*** (0.00303)	-0.0850*** (-2.6908)
<i>Constant</i>	-3.670*** (0.0234)	4.0850*** (6.1936)
控制变量	Y	Y
个体 <i>FE</i>	Y	Y
时间 <i>FE</i>	Y	Y
行业 <i>FE</i>	Y	Y
省份 <i>FE</i>	Y	Y
<i>Observations</i>	20,956	20,956
<i>R-squared</i>	0.969	0.912

注: Standard errors in parentheses; ***p < 0.01, **p < 0.05, *p < 0.1.

4.4. 作用机制分析

碳排放权交易在基准结果已经证实碳排放缓解融资约束，接下来进一步讨论其作用发挥是通过哪些路径去实现。通过文献回顾和理论模型的分析，发现推动企业环境信息披露和获得环保补助可能是其影响机制。本文借鉴江艇(2022) [37]的研究，构建了以下机制检验模型，以探讨碳排放权交易对企业融资约束的潜在影响路径，其中 $mechanism_{int}$ 为本文的一系列机制变量，控制变量与基准回归使用一致。

$$mechanism_{int} = \beta_0 + \beta_1 treat_i \times post_t + \beta_2 Controls_{it} + FixedEffect + \varepsilon_{it}$$

根据 H2，企业在参与碳排放权交易会面临来自政府以及公众的监督，为了避免环境方面的处罚，树立良好的社会形象，企业会更倾向于披露更多环境信息。参考李楠等(2024) [38]的研究，本文选取了 12 个项目来评估企业的环境负债披露以及环境业绩和治理披露情况进行评分，项目名称见附录。若为定量披露，则评分为 2；若为定性披露，则评分为 1；若没有披露，则评分为 0。本文将环境负债披露得分(Dis1)、环境业绩与治理披露得分(Dis2)以及两者得分之和(Dis3)作为中介变量，若 *DID* 系数显著为正，则说明碳排放权交易政策促进了企业进行环境信息披露。此外，本文参照于蔚等(2012) [39]构建 ASY 指数来衡量企业与投资者之间的信息不对称程度，来判断碳排放权交易是否确实降低了信息不对称，ASY 指数越大，说明企业信息不对称程度越高。

结果如表 5 所示，*DID* 系数在 1% 的显著性水平上显著，这表明碳排放权交易促进了企业进行环境信息披露，降低了信息不对称。根据前文理论分析，企业通过环境信息披露，使得银行和投资者能够更全面了解企业的环保行为和绩效，展现企业的环保风险管理能力和发展前景，提升投资者信心，降低信息不对称程度，进而缓解企业融资约束。

Table 5. Regression results of the mediation mechanism of environmental information disclosure
表 5. 环境信息披露传导机制回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	Dis1	Dis2	Dis3	ASY
<i>DID</i>	0.4309*** (5.5044)	0.3230*** (3.5638)	0.7540*** (4.9082)	-0.0799*** (-4.3274)
<i>_cons</i>	-0.0425 (-0.0792)	-1.7994*** (-2.8949)	-1.8419* (-1.7485)	5.1996*** (41.0738)
控制变量	Y	Y	Y	Y
个体 <i>FE</i>	Y	Y	Y	Y
时间 <i>FE</i>	Y	Y	Y	Y
行业 <i>FE</i>	Y	Y	Y	Y
省份 <i>FE</i>	Y	Y	Y	Y
<i>N</i>	23,218	23,218	23,218	23,218
<i>adj. R2</i>	0.571	0.608	0.627	0.690

注：t statistics in parentheses, *p < 0.1, **p < 0.05, ***p < 0.01.

4.5. 调节机制分析

为了进一步检验企业社会责任在碳排放权交易影响企业融资约束过程中的调节作用，本文采用温忠麟等(2005) [40]提出的调节效应检验程序，并通过和讯网提供的上市公司社会责任评分来量化企业社会责任的履行水平。回归分析结果如表 6 所示。可以看出，第(1)列显示，企业社会责任的系数均为负值，并

在 5% 的置信水平下显著, 这表明企业履行社会责任在缓解融资约束方面具有显著的积极作用。这一结果与相关文献的结论一致。进一步分析发现, 交互项 $CSR \times DID$ 的系数为 $-0.0033 < 0$, 在 5% 的显著性水平下通过检验。该实证结果有力地支持了假设 3, 表明随着企业社会责任水平的提升, 碳排放权交易对融资约束的缓解作用逐步增强, 且不同企业对碳排放权交易政策实施的正向影响存在不同程度的差异。对于承担较多社会责任的上市公司来说, 碳排放权交易的影响显著高于那些承担较少社会责任的公司。

Table 6. Regression results of moderating effect
表 6. 调节效应回归结果

	(1)	(2)	(3)
	kz	kz	kz
<i>CSR</i>	-0.0009** (-2.1792)	-0.0012*** (-2.8649)	-0.0010** (-2.2948)
<i>DID</i>		-0.3093*** (-7.8742)	-0.2165*** (-3.9170)
<i>CSR</i> × <i>DID</i>			-0.0033** (-2.3860)
<i>_cons</i>	3.5646*** (13.2751)	3.6060*** (13.4466)	3.6142*** (13.4774)
控制变量	Y	Y	Y
个体 <i>FE</i>	Y	Y	Y
时间 <i>FE</i>	Y	Y	Y
行业 <i>FE</i>	Y	Y	Y
省份 <i>FE</i>	Y	Y	Y
<i>N</i>	23,193	23,193	23,193
<i>adj. R2</i>	0.868	0.868	0.868

注: t statistics in parentheses, * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$.

5. 异质性分析

Table 7. Results of heterogeneity analysis
表 7. 异质性分析结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	kz	kz	kz	kz
	SOE = 1	SOE = 0	L = 0	L = 1
<i>DID</i>	-0.4265*** (-4.3567)	-0.1499*** (-3.1002)	-0.1424*** (-3.3122)	-0.3752*** (-5.0565)
<i>_cons</i>	3.7223*** (4.6997)	4.4784*** (6.1212)	7.1265*** (10.7342)	2.8340*** (3.2913)
控制变量	Y	Y	Y	Y

续表

个体 <i>FE</i>	Y	Y	Y	Y
时间 <i>FE</i>	Y	Y	Y	Y
行业 <i>FE</i>	Y	Y	Y	Y
省份 <i>FE</i>	Y	Y	Y	Y
<i>N</i>	12,276	11,047	11,660	11,663
<i>adj. R2</i>	0.748	0.753	0.769	0.730
<i>DID</i> 系数组间差异检验 <i>P</i> 值			0.277***	-0.233*

注: *t* statistics in parentheses, **p* < 0.1, ***p* < 0.05, ****p* < 0.01.

5.1. 产权性质

考虑到民营企业 and 国有企业在政治、融资方面的差异性, 本文将样本分为国有企业(*SOE* = 0)和非国有企业(*SOE* = 1)两组, 并分别进行回归分析。回归结果如表 7 (1) (2)所示, *DID* 系数均显著, 且民营企业的回归系数大于非国有企业, 表明碳排放权交易对民营企业融资约束的缓解作用更为显著。

首先, 由于国有企业往往与政府有着密切的联系, 这使得它们在环境责任履行方面面临的监管较为宽松, 从而减轻了因环境政策所面临的处罚风险[41], 这种情况使得国有企业在推动低碳转型时动力不足。相对而言, 民营企业为了降低风险, 通常会更加主动地遵守环保规定, 提升合规性, 这不仅有助于减少环境风险, 还能有效缓解其融资压力。其次, 相较于民营企业, 国有企业通常具备较为丰富的资源优势, 能够更容易获得政府的支持[42], 因此投资者对民营企业可能会要求更高的风险溢价。为了降低这种情况所带来的对融资成本负面影响, 民营企业更有动力披露环保表现和社会责任履行表现, 以此来降低信息不对称程度, 缓解融资约束。

5.2. 企业定价能力

企业在产品市场中的定价能力可能会对碳排放权交易政策缓解企业融资约束的效果产生差异。当企业定价能力较强时, 其更有能力通过转嫁碳排放成本来影响碳排放权交易政策的实际运行效果。为衡量企业的定价能力, 本文采用勒纳指数(*L*)进行刻画, 其计算公式为:

$$L = (\text{企业营业收入} - \text{营业成本} - \text{销售费用} - \text{管理费用}) / \text{企业营业收入}$$

勒纳指数值越大, 表明企业的定价能力越强。根据企业勒纳指数的中位数, 本文将样本企业划分为定价能力强组(*L* = 1)和定价能力弱组(*L* = 0), 并分别对两组企业进行回归分析。回归结果如表 7 (3) (4)显示, *DID* 系数在两个组别中均显著为正, 但定价能力强的企业回归系数更大, 表明碳排放权交易政策对缓解企业融资约束的作用在定价能力较强的企业中更加显著。

出现这种现象的原因可能在于: 对于定价能力较弱的企业, 由于市场竞争较为激烈, 即使碳排放权交易政策仅引发较小的成本变化, 也可能显著削弱其竞争力, 从而导致市场份额减少, 削弱碳排放权交易政策的实际效果。相反, 定价能力较强的企业能够有效地将碳排放成本转嫁至消费者及供应商, 因而其盈利能力和现金流稳定性受到碳交易成本的影响较小[43]。这种稳定性增强了资本市场对企业偿债能力的信心, 从而降低了企业的融资风险, 放大了碳排放权交易政策缓解融资约束的效果。

6. 结论与启示

碳交易政策是中国绿色发展战略的重要市场化举措, 其能否推动经济动力转型、实现环保与增长双

赢，备受关注。本文基于 2010~2020 年 A 股上市企业数据，采用双重差分模型，探究碳交易政策对企业融资约束的影响。研究发现，碳交易可有效缓解控排企业融资约束，该结论经稳健性检验依然成立。传导机制显示，政策通过促进企业环境信息披露、减少信息不对称缓解融资约束，且企业社会责任水平正向调节这一效应。异质性分析表明，政策对小规模、民营企业及定价能力较强企业的融资约束缓解作用更显著。

据此提出政策建议：一是健全碳交易机制与履约方式，加强企业培训指导，助力其平稳绿色转型；二是强化环境信息披露监管，打击数据造假，加大环保补助支持，激发企业创新活力；三是发挥行业协会自律作用，建立惩戒机制，将企业社会责任水平与信贷、税收减免等资源分配挂钩，激励企业履责；四是秉持因地制宜、分类施策原则，结合企业规模、产权性质及定价能力差异，制定差异化产业支持政策。

基金项目

项目批准号：SXYJSCX202438，项目名称：扬州大学商学院研究生创新项目。

参考文献

- [1] Koch, N. and Bassen, A. (2013) Valuing the Carbon Exposure of European Utilities. The Role of Fuel Mix, Permit Allocation and Replacement Investments. *Energy Economics*, **36**, 431-443. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2012.09.019>
- [2] 沈洪涛, 黄楠, 刘浪. 碳排放权交易的微观效果及机制研究[J]. 厦门大学学报(哲学社会科学版), 2017(1): 13-22.
- [3] Qu, F., She, W., Li, D., Zheng, B. and Albitar, K. (2024) Mitigating Excessive Financialization or Promoting Innovation? Productivity Effects of China's Carbon Emission Trading Scheme. *Business Strategy and the Environment*, **33**, 7427-7445. <https://doi.org/10.1002/bse.3876>
- [4] Wang, C., Zhao, S., Zheng, H. and Bai, Y. (2022) Does Financial Constraint Hinder Firm Growth? *Emerging Markets Finance and Trade*, **58**, 4195-4206. <https://doi.org/10.1080/1540496x.2022.2069490>
- [5] Zhang, D. (2021) How Environmental Performance Affects Firms' Access to Credit: Evidence from EU Countries. *Journal of Cleaner Production*, **315**, Article ID: 128294. <https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2021.128294>
- [6] Calel, R. and Dechezleprêtre, A. (2016) Environmental Policy and Directed Technological Change: Evidence from the European Carbon Market. *Review of Economics and Statistics*, **98**, 173-191. https://doi.org/10.1162/rest_a_00470
- [7] Oestreich, A.M. and Tsiakas, I. (2015) Carbon Emissions and Stock Returns: Evidence from the EU Emissions Trading Scheme. *Journal of Banking & Finance*, **58**, 294-308. <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2015.05.005>
- [8] Tan, D., Bilal, Gao, S. and Komal, B. (2020) Impact of Carbon Emission Trading System Participation and Level of Internal Control on Quality of Carbon Emission Disclosures: Insights from Chinese State-Owned Electricity Companies. *Sustainability*, **12**, Article No. 1788. <https://doi.org/10.3390/su12051788>
- [9] 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): 15-33.
- [10] Tang, Q. and Luo, L. (2014) Carbon Management Systems and Carbon Mitigation. *Australian Accounting Review*, **24**, 84-98. <https://doi.org/10.1111/auar.12010>
- [11] Luo, W., Guo, X., Zhong, S. and Wang, J. (2019) Environmental Information Disclosure Quality, Media Attention and Debt Financing Costs: Evidence from Chinese Heavy Polluting Listed Companies. *Journal of Cleaner Production*, **231**, 268-277. <https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2019.05.237>
- [12] Ivanov, I.T., Kruttli, M.S. and Watugala, S.W. (2023) Banking on Carbon: Corporate Lending and Cap-and-Trade Policy. *The Review of Financial Studies*, **37**, 1640-1684. <https://doi.org/10.1093/rfs/hhad085>
- [13] Linn, J. (2010) The Effect of Cap-and-Trade Programs on Firms' Profits: Evidence from the Nitrogen Oxides Budget Trading Program. *Journal of Environmental Economics and Management*, **59**, 1-14. <https://doi.org/10.1016/j.jeem.2009.06.001>
- [14] Laing, T., Sato, M., Grubb, M. and Comberti, C. (2014) The Effects and Side-Effects of the EU Emissions Trading Scheme. *WIREs Climate Change*, **5**, 509-519. <https://doi.org/10.1002/wcc.283>
- [15] Narassimhan, E., Gallagher, K.S., Koester, S. and Alejo, J.R. (2018) Carbon Pricing in Practice: A Review of Existing Emissions Trading Systems. *Climate Policy*, **18**, 967-991. <https://doi.org/10.1080/14693062.2018.1467827>
- [16] Xuan, D., Ma, X. and Shang, Y. (2020) Can China's Policy of Carbon Emission Trading Promote Carbon Emission Reduction? *Journal of Cleaner Production*, **270**, Article ID: 122383. <https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2020.122383>

- [17] Myers, S.C. and Majluf, N.S. (1984) Corporate Financing and Investment Decisions When Firms Have Information That Investors Do Not Have. *Journal of Financial Economics*, **13**, 187-221. [https://doi.org/10.1016/0304-405x\(84\)90023-0](https://doi.org/10.1016/0304-405x(84)90023-0)
- [18] 魏志华, 曾爱民, 李博. 金融生态环境与企业融资约束——基于中国上市公司的实证研究[J]. 会计研究, 2014(5): 73-80+95.
- [19] 彭俞超, 韩珣, 李建军. 经济政策不确定性与企业金融化[J]. 中国工业经济, 2018(1): 137-155.
- [20] Rao, P., Kumar, S., Chavan, M. and Lim, W.M. (2021) A Systematic Literature Review on SME Financing: Trends and Future Directions. *Journal of Small Business Management*, **61**, 1247-1277. <https://doi.org/10.1080/00472778.2021.1955123>
- [21] Benlemlih, M. and Cai, L. (2019) Corporate Environmental Performance and Financing Decisions. *Business Ethics: A European Review*, **29**, 248-265. <https://doi.org/10.1111/beer.12257>
- [22] 唐清泉, 罗党论. 政府补贴动机及其效果的实证研究——来自中国上市公司的经验证据[J]. 金融研究, 2007(6): 149-163.
- [23] Spence, M. (1978) Job Market Signaling. In: *Uncertainty in Economics*, Academic Press, 281-306.
- [24] 张云, 吕纤, 韩云. 机构投资者驱动企业绿色治理: 监督效应与内在机理[J]. 管理世界, 2024, 40(4): 197-221.
- [25] Wernerfelt, B. (1984) A Resource-Based View of the Firm. *Strategic Management Journal*, **5**, 171-180. <https://doi.org/10.1002/smj.4250050207>
- [26] Chen, Y., Xu, Z., Zhang, Z., Ye, W., Yang, Y. and Gong, Z. (2022) Does the Carbon Emission Trading Scheme Boost Corporate Environmental and Financial Performance in China? *Journal of Cleaner Production*, **368**, Article ID: 133151. <https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2022.133151>
- [27] Li, L., Chen, J., Gao, H. and Xie, L. (2018) The Certification Effect of Government R&D Subsidies on Innovative Entrepreneurial Firms' Access to Bank Finance: Evidence from China. *Small Business Economics*, **52**, 241-259. <https://doi.org/10.1007/s11187-018-0024-6>
- [28] 李政大, 李凤, 赵雅婷. 环境信息披露的融资效应——来自重污染企业的证据[J]. 审计与经济研究, 2024, 39(1): 117-127.
- [29] 吴红军, 刘啟仁, 吴世农. 公司环保信息披露与融资约束[J]. 世界经济, 2017, 40(5): 124-147.
- [30] Cheng, B., Ioannou, I. and Serafeim, G. (2013) Corporate Social Responsibility and Access to Finance. *Strategic Management Journal*, **35**, 1-23. <https://doi.org/10.1002/smj.2131>
- [31] Huang, G., Ye, F., Li, Y., Chen, L. and Zhang, M. (2022) Corporate Social Responsibility and Bank Credit Loans: Exploring the Moderating Effect of the Institutional Environment in China. *Asia Pacific Journal of Management*, **40**, 707-742. <https://doi.org/10.1007/s10490-021-09800-x>
- [32] Guo, M., Zheng, C. and Li, J. (2023) Corporate Social Responsibility and Debt Financing Cost: Evidence from China. *Environment, Development and Sustainability*, **26**, 17475-17503. <https://doi.org/10.1007/s10668-023-03348-0>
- [33] Wartick, S.L. and Cochran, P.L. (1985) The Evolution of the Corporate Social Performance Model. *The Academy of Management Review*, **10**, 758-769. <https://doi.org/10.2307/258044>
- [34] 吕越, 陆毅, 吴嵩博, 等. “一带一路”倡议的对外投资促进效应——基于 2005-2016 年中国企业绿地投资的双重差分检验[J]. 经济研究, 2019, 54(9): 187-202.
- [35] 鞠晓生, 卢荻, 虞义华. 融资约束、营运资本管理与企业创新可持续性[J]. 经济研究, 2013, 48(1): 4-16.
- [36] Hainmueller, J. (2012) Entropy Balancing for Causal Effects: A Multivariate Reweighting Method to Produce Balanced Samples in Observational Studies. *Political Analysis*, **20**, 25-46. <https://doi.org/10.1093/pan/mpr025>
- [37] 江艇. 因果推断经验研究中的中介效应与调节效应[J]. 中国工业经济, 2022(5): 100-120.
- [38] 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): 2475-2493.
- [39] 于蔚, 汪淼军, 金祥荣. 政治关联和融资约束: 信息效应与资源效应[J]. 经济研究, 2012, 47(9): 125-139.
- [40] 温忠麟, 侯杰泰, 张雷. 调节效应与中介效应的比较和应用[J]. 心理学报, 2005(2): 268-274.
- [41] 罗喜英, 刘伟. 政治关联与企业环境违规处罚: 庇护还是监督——来自 IPE 数据库的证据[J]. 山西财经大学学报, 2019, 41(10): 85-99.
- [42] 于连超, 张卫国, 毕茜, 等. 政府环境审计会提高企业环境绩效吗? [J]. 审计与经济研究, 2020, 35(1): 41-50.
- [43] Smale, R., Hartley, M., Hepburn, C., Ward, J. and Grubb, M. (2006) The Impact of CO₂ emissions Trading on Firm Profits and Market Prices. *Climate Policy*, **6**, 31-48. <https://doi.org/10.1080/14693062.2006.9685587>