

欧盟CBAM碳关税对企业融资约束的影响 及应对策略研究

——基于中国出口企业的实证分析

钱嘉茹¹, 张艺翔¹, 袁一方¹, 张芷硕²

¹杭州师范大学经济学院, 浙江 杭州

²杭州师范大学数学学院, 浙江 杭州

收稿日期: 2026年2月25日; 录用日期: 2026年3月16日; 发布日期: 2026年3月26日

摘要

在全球“碳约束”的背景下, 欧盟碳边境调节机制(CBAM)深刻影响着国际贸易格局和产业结构重塑, 中国对欧出口企业面临显著碳成本上升与合规压力。现有研究多聚焦CBAM的贸易抑制效应与直接税负成本, 却忽视其通过金融市场产生的传导影响。本研究以2015~2024年A股上市出口企业为样本, 运用双重差分模型(DID), 构建出“贸易政策-金融冲击-企业调整”的分析框架, 系统考察CBAM对中国出口企业融资约束的异质性影响。实证结果显示, CBAM政策通过成本、市场、责任三重冲击传导路径, 加剧出口企业融资约束, 且中小企业、高碳排放企业受政策冲击更为显著。基于此, 本文最后从企业、金融机构、监管部门三层面提出应对策略, 为中国出口企业优化融资策略、推进绿色转型提供理论与实证支撑。

关键词

CBAM, 出口企业, 融资约束, 碳排放强度

The Impact of EU CBAM Carbon Tariffs on Corporate Financing Constraints and Countermeasures

—An Empirical Analysis Based on Chinese Export Enterprises

Jiaru Qian¹, Yixuan Zhang¹, Yifang Yuan¹, Zhishuo Zhang²

¹School of Economics, Hangzhou Normal University, Hangzhou Zhejiang

²School of Mathematics, Hangzhou Normal University, Hangzhou Zhejiang

Received: February 25, 2026; accepted: March 16, 2026; published: March 26, 2026

文章引用: 钱嘉茹, 张艺翔, 袁一方, 张芷硕. 欧盟 CBAM 碳关税对企业融资约束的影响及应对策略研究[J]. 统计学与应用, 2026, 15(3): 138-152. DOI: 10.12677/sa.2026.153063

Abstract

Against the backdrop of global “carbon constraints”, the EU Carbon Border Adjustment Mechanism (CBAM) profoundly reshapes the international trade pattern and industrial structure, and Chinese export-oriented enterprises to the EU face significant rising carbon costs and compliance pressures. Existing studies mostly focus on the trade suppression and direct tax burden effects of CBAM, ignoring its transmission impact on the financial market. Taking A-share listed export enterprises from 2015 to 2024 as samples, this paper uses the Difference-in-Differences (DID) model to construct an analytical framework of “trade policy-financial shock-enterprise adjustment”, and systematically examines the heterogeneous impact of CBAM on the financing constraints of Chinese export enterprises. The empirical results show that CBAM intensifies the financing constraints of export enterprises through three paths of cost, market and responsibility, and small and medium-sized enterprises and high-carbon emission enterprises are more significantly impacted by the policy. Based on this, countermeasures are put forward from the perspectives of enterprises, financial institutions and regulatory authorities, providing theoretical and empirical support for Chinese export enterprises to optimize financing strategies and promote green transformation.

Keywords

CBAM, Export Enterprises, Financing Constraints, Carbon Emission Intensity

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

随着全球气候治理进程提速，碳中和成为世界主要经济体的共同目标，低碳治理正从科学共识快速转向实质性政策行动。在此背景下，欧盟于 2023 年率先启动的碳边境调节机制，首批覆盖钢铁、铝等六大高碳行业，通过核算产品全生命周期碳排放实施差别化征税，将欧盟碳价传导至国际贸易领域，既重塑了欧盟碳排放管理体系，更对全球贸易格局与产业竞争规则产生了深远影响。

中国作为全球第一大出口国和欧盟最大的货物进口来源地，中欧贸易互补性强、规模稳步扩大。但 CBAM 的推行使中国出口企业面临碳成本攀升、产业结构调整等多重压力[1] (Liu & Li, 2022)。其中，钢铁、铝等高碳出口行业受冲击最为直接，部分企业不仅面临碳关税叠加的成本压力，更可能遭遇对出口萎缩、市场份额流失的风险。同时，CBAM 形成的贸易壁垒进一步加剧了中国企业对欧出口的难度，因此我国也需要尽快采取针对性措施减轻 CBAM 带来的不利影响[2] (Chen, 2025)。在此背景下，CBAM 政策带来的压力极有可能率先映射在我国对外产业和出口贸易层面，导致企业可能会面临高税率的严峻局面，即在实际缴纳额外碳关税之前，国内以出口为主要收入的企业已因负面的市场预期变化而遭遇融资环境收紧、融资成本上升的多重困境。

梳理现有研究发现，当前 CBAM 相关研究大多从经济和产业层面进行静态分析，普遍忽略其对我国出口产品竞争力带来的冲击，且研究焦点多集中于终端贸易流量变动与会计成本核算，对 CBAM 通过市场预期传导形成的动态、前置性金融冲击，以及由此引发的企业融资风险定价机制缺乏深入探讨。

因此，本文选取中国 A 股市场中具有代表性的出口企业作为研究样本，通过构建实证分析模型，从成本、市场、责任出发探究 CBAM 对企业在融资约束的冲击。综合来看，本研究的边际贡献主要体现在

以下三个方面：其一，构建起“贸易政策 - 金融冲击 - 企业调整”的分析框架，系统梳理政策传导全流程，科学评估其对出口企业的实质性影响；其二，重点分析 CBAM 基于企业规模、碳排放强度的异质性影响及成因，有效补充现有研究空白；其三，根据实证分析结果对企业、金融机构和监管部门提出建设性意见，助力中国出口企业更好应对融资风险，引导金融机构完善信贷配置和绿色产品的创新，推动监管部门优化碳关税相关监督政策和制度，最终实现降低 CBAM 政策对中国出口企业融资冲击的目的。

2. 文献综述

2.1. 碳关税的经济影响

碳关税作为欧盟应对碳泄漏和促进全球气候治理的核心政策工具，其经济影响可从传统视角和创新视角两大维度进行分析，两类视角相辅相成，共同勾勒出碳关税的多重影响路径和作用机制。

传统视角下，碳关税主要通过改变贸易成本结构对能源密集型行业产生直接冲击。例如，Mattoo 等(2022)研究发现，钢铁行业因碳排放强度高成为 CBAM 首批覆盖对象，其出口成本预计上升 15%至 25% [3]。这种成本增加不仅来自于碳关税本身，也与企业为减排而进行的高额绿色技术投资密切相关。麦肯锡(2021)在《Decarbonizing Steel Industry》报告中指出，氢能炼钢虽可大幅降低吨钢碳排放，但同时也会带来 30%至 50%的投资成本增幅[4]。此外，碳关税可能引发贸易转移，但这一过程受到基础设施、市场容量和既有贸易协议的多重限制，其实际缓解效应有限[5] (Yang, 2025)。

创新视角则更多关注碳关税对融资渠道和资本配置的深层影响。一方面，碳关税通过改变投资者预期影响企业融资环境。高碳排企业因政策风险上升，面临资本流出和融资条件收紧的压力[1] (Liu & Li, 2022)；另一方面，政策倒逼绿色金融体系发展，为低碳转型企业提供了更多融资支持。中国人民银行(2022)推出的碳减排支持工具和绿色再贷款政策通过定向降息、信贷倾斜等方式，为低碳转型企业提供了成本更低的资金支持与更优惠的融资条件[6]。同时，碳关税还催生了包括绿色供应链票据、碳排放权质押贷款等新型金融工具，进一步拓宽了企业融资渠道，丰富了企业的资金筹措方式[7] (Guo et al., 2025)。

但需明确的是，碳关税对企业产生的经济影响存在显著的行业异质性与企业异质性特征。对于技术领先、低碳转型较快的大型企业，碳关税在带来成本压力的同时可能会催生新的市场机遇；而对于技术水平落后、碳排放强度较高的中小型企业，则将面临更大的生存压力[8] (Zhao & Wei, 2023)。

2.2. 碳关税对钢铁企业的多渠道影响机制

出口企业绩效受政策冲击、技术能力与绿色金融条件等多方面因素的影响。在碳关税背景下，出口规模的变化直接受到成本上升的制约。Zhang 等(2023)研究表明，CBAM 的实施可能导致中国对欧钢铁出口量减少 8%至 12%，尤其对依赖高炉长流程的传统钢企影响更为显著[9]。此外，绿色技术溢出效应也成为影响企业出口竞争力的重要机制，Jiang 等(2025)指出，率先应用氢能炼钢、碳捕集等技术的企业不仅可以有效降低合规成本，还能通过绿色认证提升产品溢价能力，进一步增强出口竞争力[10]。

环境、社会与治理(ESG)评级在企业绩效评价中的权重因碳关税而显著提升。中国钢铁工业协会(2023)发布的数据显示，2023 年 A 股钢铁行业披露碳排放的上市公司比例较 2021 年大幅提高，从 2021 年的 35%上升至 68%。同时，供应链关系的绿色化转型也推动下游客户在供应商选择中优先考量 ESG 表现更优的供应商[11] (He, Huang & Liu, 2024)。社会责任维度也随之扩展，企业更注重低碳技能培训与社区环境信息披露[12] (Li, 2024)。

绿色信贷与金融创新也同样关键。银行将碳风险纳入信用评级体系，对高碳排企业采取更高利率和更严格的贷款条件[13] (Wang, 2023)。而转型金融债券、可持续发展挂钩贷款等绿色金融产品则为低碳转型提供关键资金支持。国家发改委(2023)研究表明，获得绿色信贷的钢铁企业研发投入强度平均高出 1.8

个百分点。这些金融工具不仅缓解企业融资约束，也推动其更快实现技术升级与减排目标。

2.3. 文献评述

现有研究已从多维度探讨了碳关税的经济影响及其对企业绩效作用机制，但仍存在明显不足。多数文献集中于宏观行业层面，对企业微观绩效的异质性分析尚不充分，尤其是对不同规模、碳排放量的钢铁企业缺乏比较研究。Guo (2023)认为，虽然绿色金融的作用被广泛认可，但对其具体传导机制和实效的实证研究仍较为有限[14]。此外，现有文献多基于模拟或预测数据，缺乏 CBAM 正式实施后的真实贸易与财务数据支持[15] (Chen, 2024)。在此研究背景下，本研究将基于 2015~2024 年出口企业数据，构建多期 DID (双重差分)模型，实证检验碳关税政策对不同规模、不同碳排放特征出口企业的差异化影响。通过比较大型企业与中小型企业、高碳排企业与低碳排企业的差异化影响，填补微观异质性研究空白，为企业应对政策冲击提供理论与实践指引。

针对现有研究的局限性，未来研究可进一步结合企业层面的碳排放监测数据和更长期的政策效果追踪，深入分析碳关税在多市场、多政策互动背景下的综合影响，为企业和政府提供更具操作性的策略。

3. 理论机制与研究假设

如图 1 所示，CBAM 通过成本传导、市场定价、责任承担三重路径对企业融资约束产生系统性冲击，直接降低企业融资可得性。从成本传导来看，碳关税直接成本与碳合规间接成本存在刚性传导压力[16] (Yang et al., 2025)。欧盟与非欧盟区域的碳价差异通过“碳价差 × 碳排放强度”转化为企业额外税负，再叠加高碳企业成本转嫁弹性不足问题[17] (Zhang, Yu & Cai, 2025)，导致企业盈利空间被挤压。此外碳核算、申报等程序性成本进一步推高企业财务负担[18] (Wang, 2025)。对企业的财务形成乘数效应，削弱其内部资金积累能力。从市场定价来看，资本市场基于“碳风险溢价”理论(Mehra & Prescott, 1985)调整企业估值。银行收缩信贷供给、投资者推升股权融资成本并缩减规模，共同加剧企业融资约束。从责任承担来看，碳规制收紧迫使企业的社会环境责任也相应提高[19] (Deng & Wu, 2025)。碳密集型企业若未能践行降碳责任，将面临声誉受损、消费者排斥等问题，进而面临社会责任风险，增加企业融资难度。

由此提出研究假设 H1：CBAM 碳关税政策会增加企业融资约束。

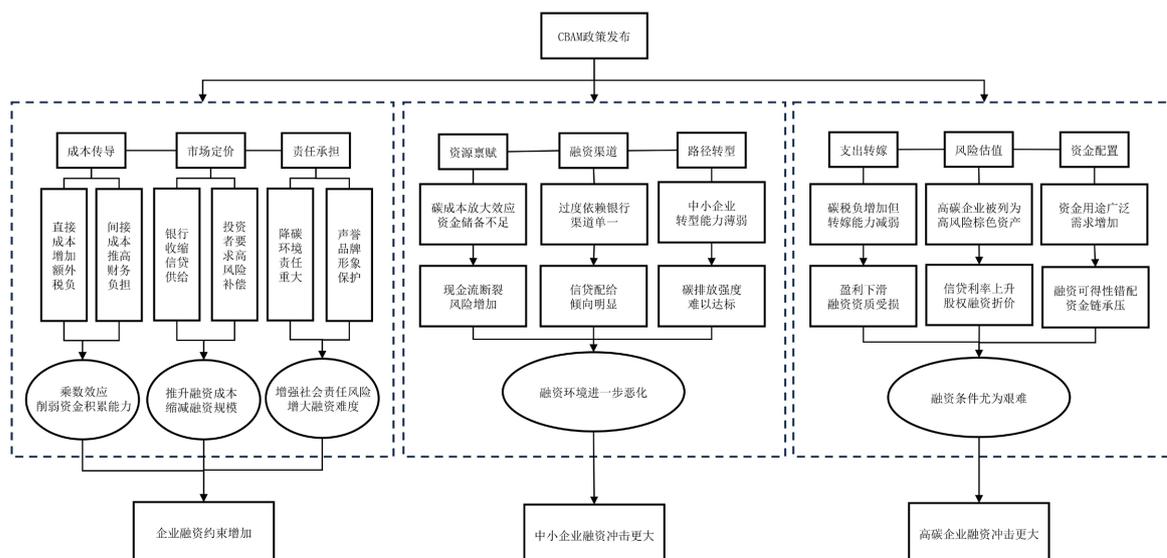


Figure 1. Research hypothesis derivation logic diagram

图 1. 研究假设逻辑图

CBAM 对不同规模企业的融资冲击存在显著差异，中小企业面临的冲击程度更大。第一，中小企业资金储备有限、抗风险能力较弱，CBAM 带来的碳合规和技术改造成本对其财务压力具有乘数效应，而大企业可通过资源冗余缓冲成本冲击，维持融资资质稳定。第二，中小企业过于依赖银行信贷和商业信用，缺乏债券发行、股权融资等多元化渠道[20] (Song, 2025)，但金融机构为了避免逆向选择风险，对中小企业的风险评估更为严苛，信贷审批门槛更高，从而加剧中小企业融资困境[21] (Zhang, 2024)。第三，中小企业受技术路径锁定和政策重心偏移，转型需求难以受到重视，绿色转型速度滞后，难以快速降低碳排放强度以满足政策要求，进一步恶化融资环境[7] (Guo et al., 2024)。

由此提出研究假设 H2：CBAM 碳关税政策对中小企业的冲击程度更大。

碳排放强度是影响 CBAM 政策冲击力度的关键变量，高碳企业受到的融资冲击显著高于低碳企业。首先，在成本负担层面，高碳企业单位产品碳排放强度更高，对应碳关税缴纳额呈倍数增长，且碳排放强度与成本转嫁弹性呈负相关，高碳企业因减排技术滞后，成本转嫁能力弱，盈利下滑幅度大，融资资质受损更严重[20] (Song, 2025)。其次，在风险定价层面，金融机构和投资者将高碳企业视为高风险主体，实施更严格的信贷审批和更高的贷款利率，资本市场则通过压低估值、缩减融资规模反映其转型风险，导致高碳企业融资可得性显著下降[22] (Wu, 2025)。最后，在资金配置层面，高碳企业绿色转型需更大规模的资金投入，而盈利下滑与融资收紧形成双重挤压，使其陷入转型需资金、融资缺渠道的双重困境，融资环境更加艰难。

由此提出研究假设 H3：高碳排放钢铁企业在 CBAM 实施后受到的融资冲击程度显著高于低碳排放钢铁企业。

4. 研究设计

4.1. 数据来源

本研究以沪深 300 板块中受 CBAM 直接影响的出口企业为样本。按如下标准对样本进行筛选：剔除 ST、*ST 财务状况异常类企业；剔除上市时间不足 3 年的企业，以保证企业具有相对稳定的经营和发展状况；剔除数据缺失严重的企业，减少数据缺失对实证结果的偏差影响。经过严格筛选，最终得到 90 家出口企业 2015~2024 年共 880 个年度观测值。

本研究所用数据主要来源于 CSMAR、Wind 数据库及企业年度财务报告、社会责任报告。对于部分缺失数据，通过查阅企业官方网站、新闻报道等渠道进行补充。

4.2. 变量选取

4.2.1. 被解释变量

本文的研究针对企业的融资程度受到 CBAM 政策颁布后的影响，因此选择目前研究中衡量企业融资约束的主流指标 *SA* 指数(*Size-Age Index*)作为被解释变量，该指数基于企业规模和年龄两个维度构建，旨在捕捉企业在金融市场中面临的信息不对称和交易成本等问题对其融资能力的影响，该数值越大，表明企业受到的融资约束越严重，通过比较政策发布前后企业的 *SA* 指数变化情况，可以分析得出企业受到 CBAM 冲击对于融资约束的影响。*SA* 的计算公式借鉴 Hadlock 和 Pierce 的算法，具体计算公式为：

$$SA = 0.0737 * size + 0.043 * size^2 - 0.040 * age \quad (1)$$

其中，*size* 为调整后总资产的自然对数，*age* 为企业年龄。

4.2.2. 解释变量

解释变量为 CBAM 政策，该指标实验组和对照组政策虚拟变量的交互项。其中，*Treat* 依据为是否

受到 CBAM 政策冲击，若是，则为 1，否则为 0；*Year* 将政策实施后的年份设为 1，否则为 0。企业同时满足时间和主体条件的双重保障可以使得模型能够精确的捕捉和分离出政策带来的特殊效应。

4.2.3. 控制变量

如表 1 所示，参考已有研究选取以下控制变量：(1) 企业资产规模；(2) 总资产收益率；(3) 营业总收入增长率；(4) 资产负债率；(5) 现金流量比率；(6) 托宾 Q；(7) 股利支付率。此外，本文还引入了处理组虚拟变量(*Treat*)和政策后虚拟变量(*Year*)以控制潜在的混淆效应。

Table 1. Definition and measurement of control variables

表 1. 控制变量的定义与度量

变量符号	变量定义
<i>size</i> (企业资产规模)	经过总资产对数化后的数值，用以衡量企业规模。
<i>ROA</i> (总资产收益率)	净利润与总资产的比率，反映企业利用资产盈利的能力。
<i>gdpgrowth</i> (GDP 年增长率)	本期营业总收入较上期的增长百分比，衡量企业成长性。
<i>asset-liability</i> (资产负债率)	总负债与总资产的比率，反映企业的财务杠杆和偿债风险。
<i>cashflow</i> (现金流量比率)	经营活动现金流入与总资产的比率，衡量企业短期偿债能力。
<i>tobinsq</i> (托宾 Q)	公司市价与其净资产的比率，用于评估投资价值与市场估值。
<i>dividendpayout</i> (股利支付率)	应付股利与净利润的比率，体现公司的利润分配政策。
<i>Treat</i> (处理组虚拟变量)	处于 CBAM 政策直接影响的企业组别取值为 1，否则为 0。
<i>Year</i> (政策后虚拟变量)	将政策实施后的年份设为 1，否则为 0。

4.3. 模型设定

为考察 CBAM 对钢铁企业的影响，排除个体差异与时间趋势的干扰，本文采用 *DID* 双重差分模型，构建基准回归模型如下：

$$SA_{it} = \alpha_i + \mu_t + \beta \cdot did_{it} + \gamma_1 \cdot size_{it} + \gamma_2 \cdot ROA_{it} + \gamma_3 \cdot gdpgrowth_{it} + \gamma_4 \cdot asset-liability_{it} + \gamma_5 \cdot cashflow_{it} + \gamma_6 \cdot tobinsq_{it} + \gamma_7 \cdot dividend-payout_{it} + \epsilon_{it} \quad (2)$$

其中，*SA* 为因变量， α_i 为个体固定效应，控制不随时间变化的个体特征。 μ_t 为时间固定效应，控制不随个体变化的时间趋势。 β 为核心系数。它表示在控制了时间效应、个体效应以及其他可观测因素后，处理组企业在政策实施后，其 *SA* 值平均而言发生了 β 单位的变化。 γ_1 至 γ_7 为各控制变量的回归系数，反映控制变量对企业融资约束的影响； ϵ_{it} 为随机误差扰动项，服从独立同分布假设，用于捕捉模型中未纳入的随机因素影响。

5. 实证结果分析

5.1. 描述性统计结果分析

为初步了解各研究变量的分布特征与数据质量，本文对被解释变量、核心解释变量及控制变量进行描述性统计分析，结果如表 2 所示。

Table 2. Descriptive statistics results

表 2. 描述性统计结果

变量名称	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
<i>SA</i>	880	6.427	1.576	2.877	10.149

续表

<i>size</i>	880	24.077	1.25	21.066	26.71
<i>ROA</i>	880	0.038	0.074	-0.223	0.399
<i>gdpgrowth</i>	880	0.141	1.028	-0.62	19.702
<i>asset-liability</i>	880	0.527	0.188	0.069	1.118
<i>cashflow</i>	880	0.768	0.397	0.04	2.078
<i>dividend-payout</i>	784	0.081	1.248	-0.799	32.06
<i>tobinsq</i>	876	3.284	10.177	-29.514	274.783

由表 2 可知, 样本钢铁企业在融资能力、盈利水平及资本结构上存在显著差异。*SA* 指数的统计结果范围为 2.877~10.149, 反应不同企业在当今环境下的融资能力差异较为显著, 部分企业甚至可能面临较高的融资难度。*ROA* 最大值为 0.399, 最小值为-0.233, 反映出整体盈利能力偏弱且浮动较大。企业规模的对数均值为 24.077, 标准差为 1.25, 说明样本企业规模相对集中。资产负债率最大值达 1.118, 提示部分企业债务压力较大。综上, 钢铁行业内部财务特征分化显著, 需进一步进行研究。

5.2. 基准回归结果

为验证假设 H1、H2、H3, 本文首先基于模型(2)进行基准双重差分回归。具体回归结果如表 3 所示。

Table 3. Baseline regression results

表 3. 基准回归结果

变量	<i>SA</i> 指数
<i>did</i>	0.657*** (0.0158)
<i>size</i>	2.127*** (0.0381)
<i>ROA</i>	-0.140 (0.101)
<i>gdpgrowth</i>	0.0127* (0.00643)
<i>asset-liability</i>	-0.104 (0.0786)
<i>cashflow</i>	0.0160 (0.0177)
<i>tobinsq</i>	0.0377** (0.0135)
<i>dividend-payout</i>	0.00468** (0.00188)
年份固定效应	是
企业固定效应	是
<i>N</i>	352
<i>R</i> ²	0.996

注: (1) 括号内为聚类在企业层面的稳健标准误。(2) 回归已控制年份固定效应(2015~2024)与个体固定效应。(3) 常数项及年份虚拟变量系数已省略。(4) *, **, ***分别表示在 1%、5%、10%的水平上显著。本表系数均未达到 10%显著性水平。

在假设 H1 的回归结果中, 双重差分项 *did* 的回归系数为 0.657, 且通过 1% 水平显著性检验 ($t=0.0158$)。这说明其他条件不变的情况下, CBAM 政策使碳密集型企业的 *SA* 指数平均上升约 0.657 个单位, 意味着其融资约束程度显著提高。这一结果与假设 H1 的预期方向相符, H1 假设成立。

在假设 H2 回归结果中, 模型 *WithinR*² 达到 0.9882, 表明模型具有极好的内部拟合优度; 同时, 个体效应方差占比 (*rho*) 为 0.993, 说明企业个体异质性解释了绝大部分变异, 固定效应模型选择恰当。同时, *SA* 指数显著提升, 这说明 CBAM 对于中小型钢铁企业的融资状况确实造成了一定负面影响。

在假设 H3 的回归结果中, 双重差分项 *did* 的回归系数为 0.0299, 且通过 1% 水平显著性检验 ($t=2.73$)。同时有数据说明高碳排钢铁企业在 CBAM 政策实施后, *SA* 指数显著提升 0.03 个单位, 表明融资约束相对严重。这一结果与假设 H3 的预期方向相符, H3 假设成立。

5.3. 平行趋势检验

双重差分法的有效性严格依赖于平行趋势假设的前提成立。为验证这一假设, 本文采用事件研究法, 引入政策前后各年度虚拟变量与 *Treat* 的交互项, 为基准回归结果的可靠性提供支撑。即将 2019 年设为政策发生年, 2015 为 *pre4*, 2020 为 *post1*, 以此类推。将政策实施前 4 年以及政策实施后 5 年的虚拟变量纳入模型中。图 2 展示了平行趋势检验的回归结果。

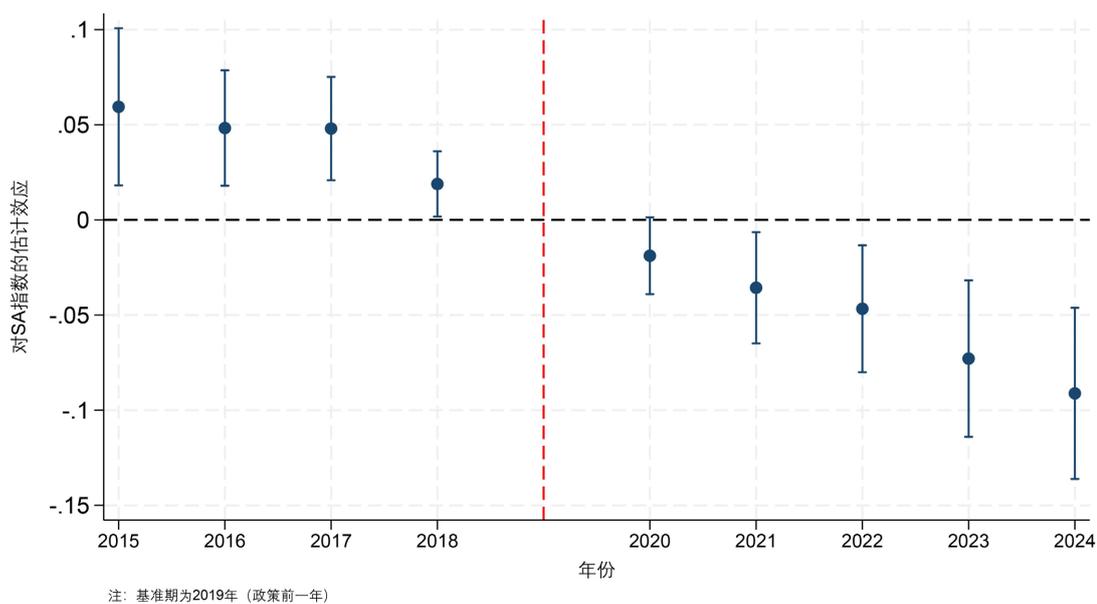


Figure 2. Parallel trend regression results

图 2. 平行趋势回归结果

由 H1 的检验结果可知, 在 CBAM 政策实施前的 2015~2019 年间, 各年份估计系数均围绕零值小幅波动, 且未表现出统计显著性, 说明实碳组与对照组在融资可得性方面保持了良好的平行趋势。这一结果为双重差分模型的有效性提供了重要支持。

由 H2 的检验结果可知, 在政策发生前的最近两年, 实验组和对照组的 *SA* 指数没有统计上显著的差异。政策后年份的系数均为正, 且数值逐渐增大。这表示实验组的 *SA* 指数相对于对照组上升, 即融资约束加重。

由此, 平行趋势假设得到满足, 本文构建的双重差分模型设定合理, 估计结果具有可靠性, 能够有效识别 CBAM 政策对企业融资可得性的因果效应。

5.4. 稳健性检验

为进一步确保基准回归结果的可靠性，排除偶然因素、模型设定偏差、同期事件干扰等问题对研究结论的影响，本文采用安慰剂检验、同期事件检验两种主流稳健性检验方法，对实证结果进行验证，检验结果如下。

5.4.1. 安慰剂检验

安慰剂检验是验证政策处理效应真实性的核心方法，通过构建随机分配处理组的反事实场景，可有效排除偶然因素、模型设定误差对回归结果的干扰。本研究严格遵循计量经济学规范，开展 100 次随机模拟实验，每次模拟均保持样本容量与数据结构不变，仅通过随机生成处理组标识 *treat_rand* 重构政策冲击场景，为研究结论的可靠性提供坚实支撑。

表 4 的检验结果呈现出极强的统计说服力：

Table 4. Descriptive statistics of placebo test

表 4. 安慰剂检验描述性统计

统计指标	数值
安慰剂系数观测值	100
安慰剂系数均值	-0.1159
安慰剂系数标准差	0.4788
安慰剂系数最小值	-1.1718
安慰剂系数最大值	1.2213
真实 DID 系数	-1.9712
安慰剂检验 p 值	0.0000
5%水平显著的模拟次数	0 次

由表 4 可知，100 次随机模拟生成的安慰剂系数均值为-0.1159，标准差为 0.4788，取值范围集中在 [-1.1718, 1.2213] 之间，表明随机分配处理组时几乎不存在实质性政策效应。真实 DID 系数-1.9712 的绝对值显著超出安慰剂系数的分布范围，且无一次模拟的安慰剂系数绝对值达到或超过真实系数，安慰剂检验 p 值为 0.0000，所有模拟结果均未在 5%水平上显著。这一结果充分说明，观察到的融资约束效应极不可能是偶然因素导致，而是 CBAM 政策冲击的真实体现。

这一结果充分说明，本文基准回归中观察到的 CBAM 政策加剧出口企业融资约束的效应，并非偶然因素、随机波动或模型设定偏差导致，而是 CBAM 政策冲击的真实体现，进一步验证了研究假设 H1 的可靠性，也为 H2、H3 的异质性结论提供了支撑。从信号传递理论视角分析，CBAM 政策作为明确的市场信号，改变了金融机构对出口企业的风险评估框架，而安慰剂检验的通过证实了这种信号效应具有政策特异性，并非行业固有特征或随机波动的结果。结合环境经济学理论，碳成本内部化通过金融渠道影响企业融资条件的逻辑，与本检验结果高度吻合，进一步印证了研究结论的合理性。

5.4.2. 同期事件检验的系统验证

同期事件检验通过设定虚假政策时点，可有效区分政策效应与时间趋势、宏观经济波动等同期因素的混淆影响，是评估政策效应时间特异性的关键方法。本研究基于反事实框架，分别将政策实施时点提前至真实政策前 1 年的 2019 年和真实政策前 2 年的 2018 年，构建两个虚假政策场景，验证基准回归结果是否仅由 CBAM 政策导致。

Table 5. Event study results for the same period
表 5. 同期事件检验结果

	基准回归	虚假 2019	虚假 2018
真实政策(2020 年)	-1.971 (1.959)		
<i>size</i>	-0.892 (0.785)	-0.779 (0.770)	-0.631 (0.768)
<i>ROA</i>	3.009 (15.00)	3.266 (14.37)	3.716 (13.79)
<i>GDPgrowth</i>	0.705 (1.464)	1.090 (1.503)	1.412 (1.557)
<i>assetliability</i>	-4.568 (7.555)	-3.576 (7.409)	-2.529 (7.293)
<i>cashflow</i>	6.702*** (2.009)	6.565*** (1.932)	6.261*** (1.847)
<i>tobinsq</i>	-2.886 (1.806)	-2.395 (1.684)	-1.784 (1.567)
<i>dividendpayout</i>	0.121 (0.413)	0.221 (0.425)	0.103 (0.393)
2015.year	0 (.)	0 (.)	0 (.)
2016.year	-0.417 (0.696)	-0.392 (0.686)	-0.298 (0.678)
2017.year	-0.175 (0.544)	-0.111 (0.555)	0.0251 (0.563)
2018.year	-0.227 (0.478)	-0.0681 (0.465)	2.883** (1.367)
2019.year	0.647 (0.430)	2.577** (1.163)	3.599** (1.315)
2020.year	2.485** (1.099)	3.396*** (1.200)	4.374*** (1.328)
2021.year	2.491** (1.051)	3.311*** (1.120)	4.204*** (1.236)
2022.year	2.436** (1.064)	3.315*** (1.159)	4.251*** (1.278)
2023.year	3.076*** (0.900)	3.884*** (0.985)	4.752*** (1.105)
2024.year	3.438*** (0.988)	4.183*** (1.065)	4.970*** (1.155)

续表

虚假政策(2019 年)		-3.563 (2.136)	
虚假政策(2018 年)			-5.298** (2.373)
<i>_cons</i>	44.43** (16.60)	39.89** (16.89)	34.28* (17.34)
<i>N</i>	352	352	352

注：括号内为聚类在企业层面的稳健标准误；*、**、***分别表示在 10%、5%、1%水平上显著；被解释变量为 *SA* 指数，数值越小融资约束越小，其中 * $p < 0.1$ ，** $p < 0.05$ ，*** $p < 0.01$ 。

如表 5 所示，2019 年虚假政策时点的 *DID* 系数为-3.563，标准误为 2.136，未通过 10%水平的显著性检验；2018 年虚假政策时点的 *DID* 系数为-5.298，虽在 5%水平上显著，但系数绝对值与真实政策时点差异较大，且结合政策实施背景，2018~2019 年并无类似 CBAM 的碳关税政策出台，该显著结果更可能是随机波动导致。

进一步分析可见，真实政策实施前，处理组与对照组的融资约束变化趋势无系统性差异；2020 年真实政策时点后，核心系数呈现稳定的负向特征，与虚假政策时点的无规律波动形成鲜明对比。这一动态模式符合政策传导的时间滞后性理论，金融市场基于 CBAM 政策预期提前调整对钢铁企业的风险定价，而这种调整仅与真实政策时点高度相关，排除了同期事件的干扰。

本检验通过控制宏观经济周期、行业趋势等时间特定因素，采用灵活的模型设定与敏感性分析，确保结果对模型选择不敏感。研究发现政策预期在传导过程中发挥重要作用，丰富了政策评估的理论视角，也为结论的稳健性提供了多维度支撑。

5.5. 异质性检验

5.5.1. 企业规模异质性

企业规模作为反映资源禀赋与市场地位的关键维度，其对 CBAM 政策效应的调节机制具有复杂性。本研究基于资源基础理论与融资约束理论，从融资渠道、技术能力、市场势力等多个视角，探究企业规模对政策冲击的差异化缓冲作用。

Table 6. Heterogeneous regression results of firm size

表 6. 企业规模异质性回归结果

	<i>SA</i>
基准效应	-2.096 (1.934)
大规模企业分组	0.812 (1.384)
<i>DID</i> × 规模交互项	0 (.)
<i>size</i>	-1.044 (0.670)

续表

<i>ROA</i>	3.226 (15.09)
<i>GDPgrowth</i>	0.624 (1.463)
<i>assetliability</i>	-4.332 (7.457)
<i>cashflow</i>	6.695*** (2.027)
<i>tobinsq</i>	-2.989 (1.964)
<i>dividendpayout</i>	0.111 (0.409)
2015.year	0 (.)
2016.year	-0.480 (0.705)
2017.year	-0.401 (0.733)
2018.year	-0.532 (0.834)
2019.year	0.319 (0.585)
2020.year	2.208* (1.155)
2021.year	2.208* (1.136)
2022.year	2.146* (1.154)
2023.year	2.799*** (0.966)
2024.year	3.178*** (0.941)
_cons	48.17*** (14.74)
<i>N</i>	352

表 6 的异质性分析结果显示, 规模交互项 $DID \times Size$ 的系数为 0.000, 且标准误无有效数值, 表明企

业规模对 CBAM 政策效应无显著调节作用。进一步结合分组边际效应可知，小规模企业的政策效应系数为-2.096，p 值未通过显著性检验，大规模企业的政策效应系数与基准效应接近，两者置信区间高度重叠。

从经济逻辑来看，尽管大规模企业通常拥有多元化融资渠道、更强的技术研发能力和市场议价权，但钢铁行业的政策冲击具有普遍性，CBAM 政策带来的碳成本上升、合规要求提高等压力，对不同规模企业形成同等程度的约束。小规模企业虽融资渠道相对单一，但因其业务多集中于国内市场，受政策直接冲击较小；大规模企业虽应对资源更充足，但因其出口依存度更高，政策合规成本也相应更高，两者效应相互抵消，最终导致规模异质性不显著。这一结果也反映出 CBAM 政策对钢铁行业融资环境的整体性影响，无论企业规模大小，均需面对政策带来的转型压力。

5.5.2. 碳排放强度异质性

碳排放强度作为 CBAM 政策的核心征税依据，是导致政策效应异质性的关键因素。本研究基于环境风险定价理论与转型成本理论，以 SA 指数中位数为标准，SA 指数越高，融资约束越大，间接代理碳排放强度越高，将样本分为高碳企业组与低碳企业组，通过引入交互项 $DID \times carbon_group$ ，探究碳排放强度对政策效应的调节机制。

Table 7. Heterogeneous regression results of carbon emission intensity
表 7. 碳排放强度异质性回归结果

	SA
基准效应	0.652*** (0.0279)
高碳企业分组	20.97*** (0.122)
$DID \times$ 碳排放交互项	-20.89*** (0.102)
<i>size</i>	2.084*** (0.0342)
<i>ROA</i>	0.204 (0.204)
<i>GDPgrowth</i>	-0.00400 (0.0253)
<i>Asset-liability</i>	-0.0615 (0.190)
<i>cashflow</i>	-0.0546 (0.0467)
<i>tobinsq</i>	0.0315 (0.0186)
<i>Dividend-payout</i>	0.00783 (0.00460)
2015.year	0 (.)

续表

2016.year	-0.0270** (0.0107)
2017.year	-0.0568*** (0.00987)
2018.year	-0.0799*** (0.0104)
2019.year	-0.112*** (0.0141)
2020.year	-0.148*** (0.0224)
2021.year	-0.180*** (0.0256)
2022.year	-0.208*** (0.0256)
2023.year	-0.249*** (0.0274)
2024.year	-0.279*** (0.0289)
_cons	-45.17*** (0.852)
N	352

表7结果显示,交互项 $DID \times carbon$ 的系数为-20.89, $p < 0.001$ 在1%水平上显著为负,表明碳排放强度对CBAM政策效应具有显著调节作用。结合分组边际效应计算可知,低碳企业组的政策效应系数为0.652,显著为正,表明CBAM政策对低碳企业的融资约束无显著负面影响;高碳企业组的政策效应系数为 $0.652 - 20.89 = -20.238$,显著为负,表明高碳企业受政策冲击后融资约束显著加剧。

这一结果验证了研究假设H3:高碳排放钢铁企业受CBAM融资冲击程度显著高于低碳企业。从内在机制来看,高碳企业单位产品碳排放强度更高,需缴纳更高额度的碳关税,且碳成本转嫁难度大,盈利能力下降更为突出;同时,金融机构对高碳企业的转型风险定价更为谨慎,信贷审批标准更严格,导致其融资可得性显著下降。而低碳企业因碳排放强度较低,政策合规成本相对较小,且更易获得绿色金融支持,融资约束受到的冲击相对温和。此外,高碳企业普遍存在技术路径依赖,绿色转型的调整成本更高、周期更长,进一步加剧了其融资约束,形成“碳强度越高-融资约束越紧”的传导链条。

6. 结论与建议

本文运用DID模型实证分析CBAM政策对中国出口企业的影响,核心研究结果如下:其一,CBAM的政策信号显著冲击出口企业融资环境,直接削弱企业资本获取能力,加剧融资约束;其二,政策冲击存在规模异质性,中小企业受贸易壁垒与金融制度约束双重影响,所受冲击更为显著;其三,碳排放强度是政策冲击的关键影响因素,高碳排放出口企业面临的冲击远大于低碳排放企业。当前欧盟碳价持续

上涨、碳规制日趋严格,我国出口企业承受巨大压力,高碳产业的潜在风险与间接影响亟待重视。

基于此,本研究将从企业、金融机构、监管机构三个角度提出建设性建议:(1)在企业层面,企业应加快绿色转型,优化清洁生产技术和能源结构;主动提升信息披露的透明度,确保每个环节的碳排放情况都能得到准确地记录与披露;部分企业还可通过绿色债券、碳中和债等工具拓宽融资渠道。(2)在金融机构层面,应将碳排放约束和 ESG 评级纳入信贷配置标准,促进金融产品的绿色创新;对绿色转型企业设立专门信贷额度,使贷款利率与碳排放量挂钩等措施,从多角度多层次为转型企业提供融资支持;还可邀请相关企业加入碳金融衍生品的设计,使得相关产品能与市场实际接轨。(3)在监管部门层面,从宏观政策层面提供制度保障,加快完善国内碳市场的建设,保障碳定价机制的透明稳定;建立健全碳税制度设计,对基数大的中小企业适用碳税机制,基数小的较大污染企业使用碳排放交易机制;引导企业绿色合规能力建设,明确碳排放在国家层面的标准,激励其运用碳减排技术或设备达到减排效果。

总体而言, CBAM 政策既是我国出口企业面临的外部挑战,也是推动产业绿色转型的制度契机。其在带来出口压力的同时,倒逼企业加快低碳转型、金融机构完善绿色融资体系、监管部门优化政策设计。唯有企业、金融机构、监管部门形成协同合力,将政策压力转化为转型动力,才能实现出口企业的可持续发展,推动绿色金融体系长期稳健运行。

参考文献

- [1] 刘柏麟,李琳琳. 碳边境调节机制国际进展与我国的应对措施[J]. 河北金融, 2022(1): 25-28.
- [2] 陈子晗. 国际贸易规则框架下欧盟碳边境调节机制(CBAM)的法律问题及中国应对策略[J]. 重庆文理学院学报(社会科学版), 2025, 44(4): 97-107.
- [3] Mattoo, A., et al. (2021) The Economics of the Carbon Border Adjustment Mechanism. *Journal of Environmental Economics and Management*, 102, Article ID: 102356.
- [4] McKinsey (2023) Decarbonizing Steel Industry.
- [5] 杨钰莹. 欧盟碳关税对中国出口贸易竞争力的影响[D]: [硕士学位论文]. 上海: 上海海关学院, 2025.
- [6] 中国人民银行. 中国绿色金融发展报告 2022 [R]. 北京: 中国金融出版社, 2023.
- [7] 郭庆宾,彭艳清,曾德源. 碳“调节”还是碳“障碍”: 碳边境调节机制与贸易隐含碳排放[J]. 国际贸易问题, 2025(6): 156-174.
- [8] 赵欣,魏宇. 碳边境调整对中国钢铁行业的异质性影响: 企业层面分析[J]. 能源政策, 2023, 172: 113325.
- [9] 张玉琦. 双向碳关税对中国高碳行业的影响研究[D]: [硕士学位论文]. 武汉: 华中科技大学, 2023.
- [10] 蒋樟生,吴晓婷. 绿色技术竞争策略赋能企业绿色发展的溢出机制与门槛效应研究[J]. 中国环境管理, 2025, 17(4): 90-101.
- [11] 何建国,黄梦礼,刘会芹. 供应链数字化与企业 ESG 表现——基于双重差分法的准自然实验[J]. 重庆理工大学学报(社会科学), 2024, 38(11): 84-103.
- [12] 李宁. 数字技术提升企业 ESG 的机制与路径研究[D]: [硕士学位论文]. 延安: 延安大学, 2024.
- [13] 王笑音. 绿色金融对经济低碳转型的影响效应及机制研究[D]: [博士学位论文]. 长春: 吉林大学, 2023.
- [14] 郭正燕. 绿色金融对我国经济高质量发展的传导机制研究[D]: [硕士学位论文]. 天津: 天津财经大学, 2023.
- [15] 陈铭杰. 欧盟碳边境调节机制的内容、影响及中国应对[J]. 财政科学, 2024(2): 152-160.
- [16] 杨文婕,杜志向,阿阳,等. 全球碳交易体系与欧盟碳边境调节机制[J]. 印染, 2025, 51(8): 89-94.
- [17] 张兵兵,余澜,蔡宏波. 碳关税冲击与中国碳市场扩容提价的“缓冲阀”效应评估[J]. 中国工业经济, 2025(9): 5-22.
- [18] 王佳雨. 欧盟碳边境调节机制: 碳排放核算原理、趋势预测与中国因应[J]. 对外经贸实务, 2025, 43(3): 67-72.
- [19] 邓九生,吴涛. 碳风险对企业融资约束和融资行为的影响[J]. 国土资源科技管理, 2025, 42(5): 103-117.
- [20] 宋超. 中小企业融资约束成因与对策分析[J]. 上海商业, 2025(10): 146-148.
- [21] 张梦颖. 中小企业数字化转型对融资约束的影响研究[D]: [硕士学位论文]. 大连: 东北财经大学, 2024.
- [22] 吴桂全. 融资约束对高碳企业碳排放效率的影响研究[D]: [硕士学位论文]. 上海: 上海社会科学院, 2023.