引用格式:陈维青, 曾天益, 王克明. 制度型开放与企业碳信息披露——基于自由贸易试验区建设的研究[J]. 技术经济, 2026, 45(8): 30-49.

Chen Weiqing, Zeng Tianyi, Wang Keming. Institutional openness and corporate carbon information disclosure: A study based on the construction of free trade pilot zones[J]. Journal of Technology Economics, 2026, 45(8): 30-49.

制度型开放与企业碳信息披露

——基于自由贸易试验区建设的研究

陈维青[1], 曾天益[1], 王克明[2]

(1. 新疆财经大学会计学院, 乌鲁木齐 830012; 2. 中山大学管理学院, 广州 510275)

摘 要: 面对国际形势的不确定、难预料因素增多和日益严峻的环境保护压力,全球绿色贸易壁垒的形成正在加速,碳信息披露已成为企业参与国际贸易市场竞争的关键。自由贸易试验区建设作为中国制度型开放的重要实践载体,通过政策推力和市场拉力深度重塑试点区域内企业的碳信息披露行为,助力中国企业顺利融入国际市场。为了从制度型开放的视角探讨自由贸易试验区建设与绿色治理的联动效应,以2010—2023年沪深A股上市公司为样本,构建双重差分模型评估自由贸易试验区建设对企业碳信息披露质量的影响。研究发现,自由贸易试验区设立显著提升区内企业碳信息披露质量。机制分析显示,自由贸易试验区建设通过推动出口规模扩张、激励绿色投资增长、深化管理层环境认知三条路径促使企业披露高质量的碳信息。异质性分析发现,政策效应在高出口依存度城市、出口导向型行业和高出口贸易比重企业中尤为突出。拓展性分析进一步证实,自由贸易试验区建设促进企业碳信息披露质量的全面提升,不仅包括信息含量,还涉及详细程度。研究结论为理解制度型开放驱动企业绿色治理转型提供了微观层面的经验证据,也为自由贸易试验区建设的优化设计提供了参考。

关键词: 制度型开放; 自由贸易试验区; 碳信息披露质量; 可持续发展; 绿色治理; 大语言模型

中图分类号: F752 **文献标志码**: A **文章编号**: 1002-980X(2026)08-0030-20

DOI: 10.12404/j.issn.1002-980X.J26033021

一、引言

近年来,人类活动产生的温室气体排放导致全球变暖程度不断加剧,随之引发的一系列环境问题已经开始影响人们的日常生活和企业的经营活动。气候问题日趋严峻,全球范围内对减少污染排放、缓解气候恶化、推动绿色低碳发展的呼声愈发高涨,行动愈加积极。2023年欧盟开始强调碳边境调节机制(CBAM),要求进口商品提供全生命周期碳排放数据。美国国会也欲借机出台《清洁竞争法案》(CCA)和《外国污染费法案》(FPFA),试图将碳减排要素融入贸易保护体系。种种迹象标志着全球贸易规则的深度低碳化转型,在此背景下,碳信息披露正从企业的自愿行为演化为国际市场竞争的准入门槛。

作为全球第一大货物贸易国①,中国企业在出口贸易时将频繁遭遇发达国家的碳关税壁垒、碳足迹追溯等新型绿色贸易规制的约束与阻碍。为了突破阻力,助力企业对接国际市场,国内学者针对改善企业碳信息披露质量这一现实问题开展了广泛的研究,但总体而言存在缺憾。第一,自碳信息披露质量的概念从环境

收稿日期: 2026-03-30

基金项目: 新疆维吾尔自治区社会科学基金项目"霍尔果斯经济开发区'一区四园'产业协同发展研究"(23BYJ038);新疆财经大学研究生校级科研创新项目"耐心资本对企业ESG绩效的影响及作用机理研究"(XJUFE2025K026)

作者简介: 陈维青(1975—),博士,新疆财经大学会计学院院长,教授,硕士研究生导师,研究方向:公司财务与会计;曾天益(2002—),新疆财经大学会计学院博士研究生,研究方向:公司财务与会计;王克明(1972—),博士,中山大学管理学院副教授,研究方向:公司财务、管理会计。

① 参见中华人民共和国海关总署官方网站最新数据:2026年上半年中国货物贸易进出口25.47万亿元,规模历史同期首超25万亿元,同比增长16.9%,稳居全球货物贸易第一大国地位。

信息披露质量的大范畴中独立以来[1-2]，相关研究并不充分；第二，学者们在分析影响因素时过于聚焦绿色金融、社媒压力等传统角度[3]，忽略了制度型开放的视角。事实上，制度型开放作为中国的一项重要举措，本质上是比商品流动更高层次的对外开放模式，肩负着对接国际高标准经贸规则、应对国际贸易摩擦的重大使命。那么，在当今的时代背景下，面对国际绿色贸易壁垒的层层加码，中国自主选择并主动实施的制度型开放策略，是否能够提升企业碳信息披露质量，进而回应企业以信息披露对接国际贸易规制的现实需求，并打通企业参与国际市场大循环的路径。

作为制度型开放的重要实践探索，自由贸易试验区（以下简称自贸区）建设为本文探究上述问题提供了一个有效的切入角度。自贸区建设是中国政府为扩大对外开放主动做出的战略决策，其内涵与制度型开放的要求和表述高度契合。2024 年 8 月，中央全面深化改革委员会第六次会议审议通过《关于实施自由贸易试验区提升战略的意见》，要求推动自贸区从“制度创新试验田”向“高质量发展引擎”升级，同时强调自贸区的发展需要重点关注科技创新、绿色转型等领域。事实上，不论是从政策自身的规制作用，还是政策催生的市场反应层面来看，自贸区建设都与企业碳信息披露质量存在紧密关联。一方面，自贸区建设能够打出政策“组合拳”，利用负面清单管理、通关便利化等规定显著降低贸易成本[4]，吸引跨国企业与本土产业链深度融合；另一方面，自贸区内的国际采购商大多对采购商品的碳信息透明度存在刚性需求[5]，无形之中倒逼国内企业将披露高质量碳信息纳入发展议程。在“政策推力”与“市场拉力”协同作用下，自贸区建设不仅能够与中国“双碳”目标形成深度联动，更有望成为链接国内国际“双碳”治理体系的关键枢纽。

目前，自贸区建设产生的绿色治理效应已经得到部分学者的关注。现有研究表明自贸区建设能够加速城市绿色低碳转型，产生显著碳减排效果[6]，提升试点区域内城市的绿色经济发展水平[7]。这些发现共同说明学界在分析制度型开放的宏观环境治理效益上取得了一定成果。而在微观层面，尽管已有学者基于自贸区建设较为系统地梳理了制度型开放对企业碳负担的影响及机制[8]，但其研究采用词频文本定义开放程度，未能充分关注自贸区建设多期试点的直接冲击效应，并且其碳负担的衡量方式仍然依赖于碳排放成本，未能对碳信息披露质量进行深入探讨。因此，基于绿色治理理论框架解析自贸区建设对微观主体碳信息披露质量的影响及作用机理依然是值得研究的重要问题。

有学者指出，关注宏观政策影响下企业的微观行为，有助于揭示政策效应的异质性及其作用边界，最终反哺宏观政策优化[9]。基于上述分析，本文选取 2010—2023 年沪深 A 股上市公司为研究样本，立足制度型开放视角，遵循“制度开放-贸易驱动-信息披露”的内在逻辑主线，考察宏观层面自贸区建设与微观层面企业碳信息披露质量之间的动态关联。边际贡献可能在于：

第一，从政策和市场的双元驱动机制出发，阐明自贸区建设对企业碳信息披露质量的影响机理。区别于既有研究多聚焦于制度型开放本身进行概念阐释[10]，或从政策规制压力层面对制度型开放的绿色效应进行探讨[11]，本文从“政策推力”与“市场拉力”两个维度，识别出口规模扩张、绿色投资增长、管理层环境认知深化三条中介路径，回应制度型开放如何通过影响微观主体碳披露行为实现企业绿色治理转型的理论问题，拓展了制度型开放的研究视角。

第二，从稳健性和异质性两大视角优化实证设计，剖析了制度型开放效应的结构性特征。稳健性方面，运用敏感性检验、PSM-DID 与熵平衡匹配等方法，提升核心结论的可靠性。异质性方面，采用多维异质性分析体系，基于对外贸易差异对样本进行分组，揭示政策效果在城际差距、行业属性与企业自身要素三个层面的动态分化，反映了企业嵌入国际市场深度与其响应制度激励强度之间的关联，为评估制度型开放的空间效应提供了方法论层面的新思路。

第三，相比基于打分、赋权等传统方式构筑的碳信息披露质量评价体系[12]，采用人工智能（AI）大语言模型构建企业碳信息识别框架，能够实现对企业碳信息披露质量的立体刻画，更贴合企业碳信息披露过程性、制度性本质。在中国特色社会主义事业进入新时代的现实背景下，基于该测度方式开展的实证研究兼具时代特征与学术严谨性，在一定程度上为应对国际环境不确定性、精准实施制度型开放政策、主动塑造国际绿色竞争力以及积极化解国际绿色贸易壁垒等挑战提供了经验证据。

二、制度背景与理论分析

(一)制度背景

自贸区亦被称作自由贸易园区(free trade zone,FTZ),区别于两个及以上的国家或地区通过签署双边贸易协定而建立的自由贸易区(free trade area,FTA),自贸区特指单个国家或地区在其境内划定的特殊监管区域,区域内企业享有“境内关外”政策优惠。自贸区的概念最早起源于古希腊时代设立的特殊贸易港口。港内专门保障往来船只安全,并鼓励开展自由贸易。至文艺复兴时期,得益于大航海时代的到来叠加新思潮的冲击,自贸区在欧洲地中海沿线一带获得了空前的发展机遇,在意大利西北部出现了世上首个被正式命名的自由港,成为现代自贸区的起点。尽管之后两次世界大战在不同程度上使自贸区建设进程受挫,但伴随着战后国际秩序重建与全球化深入发展,和平与发展渐成时代主题,多个亚洲城市凭借自贸区建设迅速实现了经济恢复和崛起。直至当下,自贸区功能趋向多元化,综合型自贸区试点的内涵不断得到丰富,已成为制度型开放的实践典范。

中国建设自贸区的重大战略决策始于2013年,首个自贸区落地上海。此后,国家层面陆续出台《中国自由贸易试验区总体方案》等一系列纲领性文件,配以《自由贸易试验区外商投资准入特别管理措施》等具体实施细则,将自贸区建设在全国范围内逐步进行试点推广。在上海自贸区先行先试取得积极成效的基础上,中国自贸区建设跨入高速发展阶段。2015—2020年,自贸区迅速从“单点开花”状态成长为“百花齐放”的集群优势,这一阶段在国内增设的大量自贸区基本覆盖了中国主要沿海城市,甚至开始向内陆区域延伸,各个自贸区连点成线,与“一带一路”倡议等国家重大战略相互配合,共同奠定了中国制度型开放的主基调,充分发挥了对外开放的经济效能,助力中国经济实现了高质量发展。

从表1可以看出,截至2023年,经过七轮扩容,全国范围内22个自贸区已经初步形成“东西南北中协调、江海陆边同联动”的综合发展态势。短短10年间,自贸区建设从零起步,完成了跨越式发展进程,有力承担起带动区域经济增长、构建新发展格局的重要战略使命。据《中国自由贸易试验区发展报告(2024)》显示,自贸区建设过程中已经累计形成349项可在国家层面复制推广的制度创新成果,其中仅2023年就新增71项,制度创新的步伐持续加快。截至2023年底,自贸区以占国土面积0.4%的体量,贡献了约18.4%的进出口总额和19%的实际使用外资,各项指标显著高于全国平均水平,成为中国稳外贸、稳外资的坚实压舱石。由此可见,自贸区建设意味着试点区域获得了在投资、金融、管理等领域进行更深层次改革和更大范围开放的试验权,若能将这些宝贵的制度创新空间和政策红利有效转化为促进区域开放发展的动能,将在降低合规成本、拓展国际市场、对接国际规则等众多方面发挥积极作用,有效助力中国企业在全球绿色低碳转型的国际浪潮中赢得主动,最终服务于经济高质量发展与“双碳”目标的实现。

表1 自贸区建设信息

批次	年份	城市名称
第一批	2013	上海市
第二批	2015	广州市、深圳市、珠海市、天津市、福州市、厦门市
第三批	2017	大连市、沈阳市、营口市、舟山市、郑州市、开封市、武汉市、洛阳市、襄阳市、宜昌市、重庆市、成都市、泸州市、西安市、咸阳市
第四批	2018	海口市、三亚市、三沙市、儋州市
第五批	2019	济南市、青岛市、烟台市、南京市、苏州市、连云港市、南宁市、钦州市、崇左市、保定市、石家庄市、唐山市、廊坊市、昆明市、瑞丽市、哈尔滨市、黑河市、牡丹江市
第六批	2020	北京市、宁波市、杭州市、金华市、长沙市、岳阳市、郴州市、合肥市、芜湖市、蚌埠市、张家港市
第七批	2023	乌鲁木齐市、喀什市、伊犁哈萨克自治州

(二)理论分析和研究假设

作为制度型开放的重要实践载体,自贸区建设能够通过改善一系列与政策创新和市场优化相关的要素,重塑企业碳信息披露行为,对企业的碳信息披露质量产生影响。

一方面,从自贸区建设主动发挥作用的角度分析。自贸区建设能够从构建政策外部压力和激发企业内

部动力两类途径产生效用，具体有以下三种表现：

第一，制度创新对企业的合规要求与激励作用协同。自贸区建设以“放管服”改革为核心，积极应对出口贸易“稳增长”的挑战，通过提供对外贸易的优惠政策显著降低企业制度型交易成本，为企业提供更多发展机遇[13]。在自贸区的建设和改革过程中，政府积极采取简政放权、优化服务、加强监管等一系列措施，以降低企业的运营成本，提高其市场竞争力，促进企业产品出口增长。现有研究表明，在自贸区内，企业可以更加便捷地开展国际贸易，拓展海外市场，提升产品在国际市场中的竞争力[14]。此外，自贸区建设还将促使地区政府以激励性政策引导企业主动适应合规要求，通过设立奖励机制、提供优惠政策等方式[15]，鼓励企业主动遵守国际贸易规则和标准，提升自身的合规水平。这种激励措施不仅有助于企业降低违规风险，还能提升出口产品质量[16]。在合规与激励的协同作用下，自贸区建设能够为企业提供稳定、有前景的发展环境，推动出口贸易的健康可持续发展。

第二，制度赋能下政策环境的优化与绿色投资活力的激发。自贸区建设通过构建开放创新生态，激励企业增加绿色技术研发投入、引入先进的环保技术与管理经验，从而显著提升企业绿色创新能力和绿色投资意愿，最终优化企业的生产流程，提升企业的环保表现，增强其在可持续发展领域的核心竞争力[17]。另有安国俊和訾文硕[18]的研究同样表明自贸区建设为绿色投资和技术创新提供了优越的制度环境与政策支持，有效降低了绿色转型与创新的风险，激发了市场主体在环保领域的投资活力。通过优化产业结构、增加环保投资，自贸区建设能够增强区内经济体的环保意识，最终有效减少碳排放、助推碳披露，充分展现了制度型开放与企业绿色治理、绿色金融的联动效应。

第三，市场竞争倒逼下企业声誉与经营效率的提升。自贸区建设将扩大市场准入，引发显著的“鲶鱼效应”，使得市场竞争更为激烈。为了在激烈的市场竞争中脱颖而出，企业不得不积极寻求提升自身竞争力的途径，通过提升品牌形象和信誉度，将构建声誉资本作为新的竞争优势[19]。研究表明，自贸区的设立不仅显著提高了贸易自由化的程度，还进一步完善了市场竞争机制，使得市场环境更加公平和透明[20]。另有研究发现，自贸区建设引领市场绿色竞争，对重污染企业的影响尤为明显，具体表现为这些企业在受到自贸区建设政策冲击后往往感受到巨大压力，纷纷通过技术创新和优化管理等手段，显著提升全要素生产率[21]，试图在激烈的市场竞争中占据更有利的位置。这一系列变化充分说明，自贸区建设能够推动构建市场竞争新格局，向试点区域内传导制度型开放带来的竞争压力，从而倒逼企业主动增强环保意识，提升企业声誉和效率。

另一方面，从企业碳信息披露质量影响因素的角度分析。

第一，已有研究表明碳数据采集、核算与报告的技术水平是碳信息披露质量的基础，内部技术基础与管理层认知的双重制约影响企业披露高质量碳信息的能力和意愿[22]。破除制约的关键在于获取绿色专业技术与标准化流程的支持，而改善技术和优化流程均需要大量资金。因此，绿色投资的注入将成为有效的动力源，由此传导引发的绿色技术升级不仅将助力企业绿色技术创新，发挥污染物减排效应[23]，更能通过技术集聚影响产业链发展，促使企业共享绿色技术与碳管理经验，提高碳信息披露标准化水平，使企业更主动披露相关信息[24]。

第二，管理层对绿色发展的经济价值及战略意义的认知深度也会直接作用于企业的环境责任履行[25]。当管理层深刻认识到绿色发展的经济价值及战略意义时，他们会更加积极地推动绿色转型，在此过程中管理层的关注范围不仅包括绿色技术的投资与应用，还涵盖对碳信息的全面管理和披露。管理层对可持续发展的认知深度促使其在决策过程中融入环保理念，使得企业的经济活动与节能减排目标相协调，在潜移默化中促使企业不仅在技术上实现绿色创新，更在思想文化层面上形成绿色发展的自觉意识与行动，最终影响企业碳信息披露质量。

第三，政策压力与市场激励的交互作用也会影响企业披露碳信息的质量。有学者指出，政府能够通过加强披露要求与处罚机制之间的联动效应形成刚性约束[26]。例如，开展证券立法，迫使企业向利益相关者披露气候信息[27]，制定相关法规加强监管，要求企业提升信息透明度等[28]。而企业提高碳信息披露质量不仅可以适应政策监管需求，还能获得市场正反馈的激励，从而得到降低股权融资成本[29]、缓解融资约束[30]等诸多好处。因此，在政策和市场的双重作用下，企业需要切实提升自身的环保形象和碳管理水平，做出保护环境的承诺

并付诸实际行动,从而增强消费者和投资者的信任,这最终将促使企业更加注重碳信息披露质量。

综合上述分析,制度型开放能够从透明度、准确性、及时性与完整性四个维度作用于企业碳信息披露质量。首先,在透明度提升维度,自贸区内的政策支持和技术创新为企业提供了先进的碳足迹监测和报告工具[31]。在技术的加持下,企业能够突破传统手工记录局限,更直观地识别和量化碳数据。其次,在准确性提升维度,自贸区为智能化创新提供政策环境,激励企业增加绿色投资,多措并举激发创新活力,促使企业向数字化、智能化方向发展,提升绿色技术实力,进而提供更准确的碳信息[32]。再次,在及时性改善维度,自贸区内的市场竞争机制推动企业重视可持续发展能力:一方面,根据合法性理论,企业及时向外界披露碳信息,可以增强其社会合法性,从而获得更多的社会支持和资源[33];另一方面,对外贸易环境瞬息万变,企业需及时按照国际通行的碳信息披露框架调整披露策略和内容,以满足国际市场的需求。最后,在完整性增进维度:一方面,自贸区高度公开的行政流程与法律保障制度均能够使上市公司的碳信息披露更加完整而透明[34];另一方面,根据信号传递理论,为了实现自身的根本利益,企业有动机主动披露完整的高质量碳信息以向外界展示其卓越的社会责任承担能力[35],增强市场声誉和竞争力,获得国际市场竞争优势。

总的来说,自贸区建设通过技术工具支持与制度激励设计,不仅强化企业披露高质量碳信息的能力,更通过市场竞争与合规压力重塑其披露意愿,形成多维联动的提升机制。

由此,本文提出假设:

在限定其他条件不变的情况下,自贸区建设显著提升企业碳信息披露质量(H1)。

三、模型设定与数据说明

(一)模型设定

构建如式(1)所示的双重差分模型对假设H1进行实证检验。

$$QCID_{i,t}=\alpha_0+\alpha_1 FTZ_{i,t}+\alpha_2 Control_{i,t}+\mu_i+\theta_t+\varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中:i 和 t 分别为企业和年份;$QCID_{i,t}$ 为企业 i 在 t 年的碳信息披露质量;$FTZ_{i,t}$ 为核心解释变量,即企业 i 的注册地是否在 t 年及 t 年之后设立自贸区;$Control_{i,t}$ 为企业、地区和城市层面的控制变量,μ_i 和 θ_t 分别为个体和年份固定效应;$\varepsilon_{i,t}$ 为随机扰动项。该模型中,需要重点关注的是系数 α_1,若自贸区建设显著提升了企业碳信息披露质量,则系数 α_1 将为正并显著。

(二)变量说明

1. 被解释变量:企业碳信息披露质量(*QCID*)

当前学界定义碳信息披露质量的方式包括以下四种:机构评分法、问卷调查法、层次分析法、文本分析法。上述方法又可以概括为两大类方向:一类使用客观数据,即企业的实际碳排放量衍生数据衡量碳信息披露质量;另一类则构建文本词典,通过统计企业年报或ESG报告中出现的碳排放相关词频来量化企业碳信息披露质量。

这两大类度量方式中存在一些局限性。客观数据衡量法往往因测度口径粗糙、变量可比性缺乏等问题饱受质疑。从词典法角度测度企业的碳信息披露质量则始终面临“去真”和“取伪”两大难题。前者由于词典构建不完备,导致企业的碳排放成果未能被有效识别;后者则误将一些与碳排放无关的内容包括在内[36],因此其中的有效信息含量也有待商榷。

基于此,在对企业碳信息披露质量进行衡量的过程中,不采用从第三方机构数据库中直接获取的碳信息披露指数。参考金星晔等[36]的研究模式,在词典法的基础上进行改进,利用DeepSeek大语言模型对企业碳信息披露质量的测度方法进行完善,构建一套基于大语言模型的碳信息测度指标。具体而言,基于上市公司广义上的ESG报告文本,包括企业社会责任报告、可持续发展报告等,按如下步骤进行构建:

第一步,参考国务院和生态环境部在2019—2025年发布的碳排放相关政策文件,构建碳排放信息词典,针对词典法存在的“去真”风险,使用Word2Vec方法对基于制度文件梳理的碳信息关键词进行扩词①,构建

① 限于篇幅,关键词清单留存备索。

更加广义的词典以提升完备性。

第二步，通过 Python 软件抓取并整理企业的 ESG 报告、社会责任报告和可持续发展报告，将报告分割为句子。若企业在某一年同时发布了 ESG 报告和社会责任报告，则优先选用 ESG 报告。随后借用 Python 软件程序对报告中包含任意碳排放信息相关词汇的句子进行提取。

第三步，参考 Li 等[37]的研究，使用 DeepSeek-V3 大语言模型对提取出的句子进行分类，让模型来判断句子是否与碳信息相关，排除与碳信息无关的内容。最后参考李晓溪等[38]的做法，统计每个环节对应相关句子长度（Length），即企业碳信息披露相关文本的总字数，将该字数加 1 并取自然对数后的值作为衡量企业当年碳信息披露质量的代理变量。

2. 核心解释变量：自贸区建设（*FTZ*）

参考蒋灵多等[39]的研究，结合地图软件，采用手工数据收集的方法，获取中国自贸区片区层面的数据。以中国政府网公布的各自贸区片区边界与上市公司的注册地址的匹配结果，令位于自贸区内且年份处于自贸区建设后的企业样本取值为 1，反之为 0。需要注意的是，为了更为精确地识别政策效应，本文在认定自贸区建设年份的过程中，仅将当年自贸区建设月份大于 6 个月的数据样本确认为政策起始实施年，对于受冲击月份小于 6 个月的样本，则将下一年设为实施年。

3. 控制变量

参考现有相关研究[34,40]，在回归模型（1）中加入以下控制变量：企业规模、资产负债率、企业年龄、企业成长能力、固定资产占比、现金持有比例、盈利能力、股权集中度、董事会规模、审计水平、独董占比、企业性质、两职合一、审计意见、经济发展水平、行业竞争程度。具体变量定义见表 2。

表 2　变量定义

变量类型	变量名称	变量符号	变量定义
被解释变量	碳信息披露质量	*QCID*	ln（文本分析配合大语言模型获得企业碳信息披露文本长度+1）
解释变量	自贸区建设	*FTZ*	企业注册地位于自贸区内且会计期间属于自贸区设立后，取值为 1，否则为 0
控制变量	企业规模	*SIZE*	ln（企业总资产）
	资产负债率	*LEV*	期末总负债/期末总资产
	企业年龄	*AGE*	ln（企业成立年限+1）
	企业成长能力	*GROWTH*	营业收入增长率
	固定资产占比	*PPE*	固定资产净额/总资产
	现金持有比例	*CASH*	期末现金及现金等价物余额/总资产
	盈利能力	*ROA*	净利润/资产合计期末余额
	股权集中度	*TOP*1	第一大股东所持股份数/总股数
	董事会规模	*BOARD*	ln（董事数量+1）
	审计水平	*BIG*4	由四大审计事务所审计的公司和年份取 1，否则取 0
	独董占比	*INDEP*	独立董事数量/董事数量
	企业性质	*SOE*	产权性质是国有单位的为 1，否则为 0
	两职合一	*DUAL*	董事长兼任总经理则取值为 1，否则为 0
	审计意见	*AUDIT*	标准无保留意见取值为 1，否则取值为 0
	经济发展水平	*GDP*	ln（企业所在省份人均生产总值）
	行业竞争程度	*HHI*	采用 A 股上市公司赫芬达尔-赫希曼指数衡量

（三）数据来源和描述性统计

选取 2010—2023 年沪深 A 股上市公司作为研究样本，通过人工收集的方式获取自贸区设立年份数据，采用 DeepSeek 大语言模型识别企业碳信息披露文本长度，利用该长度加一后取自然对数的值衡量企业碳信息披露质量。本文研究中所涉其他财务数据均取自国泰安（CSMAR）数据库，经过剔除金融类、ST（special treatment）类、经营不善、数据缺失的样本，对连续变量进行 1% 和 99% 的缩尾处理后，最终得到 11463 个观测值。

表 3 展示了样本数据的描述性统计结果，包括解释变量、被解释变量和控制变量的分布情况。其中，被解释变量碳信息披露质量（*QCID*）的平均值为 6.900，中位数为 6.875，标准差为 1.111，分布相对均匀；绝对

数值方面,企业碳信息披露质量的最大值达 9. 454,最小值则为 3. 871,两者之间存在一定差距。解释变量自贸区建设(*FTZ*)的均值为 0. 395,表明有 39. 5%的样本企业注册地位于自贸区内且处于设立后阶段,满足政策效应分析的组间对比需求。总体而言,各变量的描述性统计结果与现有研究基本一致,平均值和标准差都处于可接受范围之内,满足开展实证分析的要求。

表 3　变量描述性统计

变量	观测值	平均数	标准差	最小值	25 分位数	中位数	75 分位数	最大值
QCID	11463	6. 900	1. 111	3. 871	6. 109	6. 875	7. 691	9. 454
FTZ	11463	0. 395	0. 489	0	0	0	1. 000	1. 000
SIZE	11463	23. 268	1. 352	20. 090	22. 300	23. 280	24. 050	27. 470
LEV	11463	0. 474	0. 190	0. 047	0. 335	0. 476	0. 615	0. 899
AGE	11463	2. 493	0. 700	0. 693	2. 079	2. 708	3. 045	3. 434
GROWTH	11463	0. 138	0. 301	−0. 535	−0. 020	0. 100	0. 228	2. 330
PPE	11463	0. 228	0. 172	0. 002	0. 091	0. 194	0. 329	0. 773
CASH	11463	0. 150	0. 107	0. 009	0. 074	0. 125	0. 193	0. 631
ROA	11463	0. 043	0. 054	−0. 347	0. 016	0. 038	0. 067	0. 247
*TOP*1	11463	0. 368	0. 154	0. 076	0. 247	0. 360	0. 480	0. 806
BOARD	11463	2. 276	0. 180	1. 792	2. 197	2. 303	2. 303	2. 773
*BIG*4	11463	0. 138	0. 345	0	0	0	0	1. 000
INDEP	11463	0. 378	0. 057	0. 273	0. 333	0. 364	0. 429	0. 625
SOE	11463	0. 548	0. 498	0	0	1. 000	1. 000	1. 000
DUAL	11463	0. 239	0. 427	0	0	0	0	1. 000
AUDIT	11463	0. 987	0. 114	0	1. 000	1. 000	1. 000	1. 000
GDP	11463	11. 146	0. 591	9. 092	10. 716	11. 168	11. 593	12. 207
HHI	11463	0. 154	0. 207	0. 017	0. 038	0. 083	0. 154	1. 000

四、基准回归

(一)基准回归结果分析

表 4 展示了自贸区建设对企业碳信息披露质量影响的基准回归分析结果。可以看出,自贸区建设(*FTZ*)对企业碳信息披露质量(*QCID*)的回归系数即 α_1 的值为正且在 1%的水平上显著,说明自贸区建设显著提升企业碳信息披露质量,假设 H1 得到支持。同时,将(1)列和(2)列的结果与(3)列和(4)列的结果对比可知,无论是否考虑个体、年份固定效应或其他各类控制变量,自贸区建设(*FTZ*)的回归系数均显著为正,表明其对企业碳信息披露质量的积极作用在一定程度上是较为可靠的。

表 4　基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	QCID	*QCID*	*QCID*	*QCID*
FTZ	0. 493 ***	0. 086 ***	0. 215 ***	0. 077 ***
	(24. 49)	(3. 09)	(7. 04)	(2. 75)
CONTROLS	不控制	不控制	控制	控制
个体固定效应	不控制	控制	不控制	控制
年份固定效应	不控制	控制	不控制	控制
常数项	6. 829 ***	6. 844 ***	−2. 165 ***	3. 209 ***
	(289. 49)	(542. 53)	(−4. 00)	(3. 16)
调整的 R^2	0. 031	0. 621	0. 158	0. 624
观测值	11463	11463	11463	11463

注:***、**、* 分别表示 1%、5%、10%的显著性水平;括号内为经过稳健标准误计算得到的 t 值。

(二)稳健性检验

1. 平行趋势检验

为增强研究结论的稳健性,本文采用平行趋势检验对双重差分模型的适用性进行验证。方法上与事件研究法类似,为了解决样本所涉政策窗口期较长的问题,选择自贸区建设实施时点的前 5 年至后 4 年为研究

期，将超过该期间的数据样本进行归并。具体而言，将自贸区建设实施前超过 5 年的样本归并至 5 年；将自贸区建设实施后超过 4 年的样本归并至 4 年，同时将自贸区建设实施的前 5 年设定为基期，对政策效应展开分析。从图 1 可以看出，在自贸区建设之前，企业碳信息披露质量（*QCID*）的回归系数均未达统计显著性，并且事前趋势并不明显，说明实验组与对照组在外生事件冲击前有相似轨迹；而在自贸区建设之后，企业碳信息披露质量的状况出现了较为明显的改观，所有的回归系数都展现出了显著性特征，说明实验组与对照组在外生事件冲击后发展轨迹出现明显差异，计量模型满足平行趋势假设，研究结论可靠。

另外，针对有学者提出利用传统事件研究法进行双重差分模型的平行趋势检验可能导致结果偏误的问题[41]。本文依据 Roth[42] 的建议，借鉴 Biasi 和 Sarsons[43] 的做法，通过放松平行趋势假定的方式对自贸区建设的政策敏感性进行检验。具体而言，设置平行趋势检验最大偏离程度 *Mbar* 为 1 个标准误，再计算相应的政策效应置信区间。在进行检验的过程中，参照许文立和孙磊[44] 的研究，对相对偏离程度限制和平滑限制下的政策敏感性分别进行了测试，结果分别如图 3 和图 4 所示。无论在相对偏离程度限制下抑或是平滑限制下，自贸区建设政策效应的 90%置信区间在 1 个标准误内均未包含 0。这表明即便平行趋势检验结果存在一定程度偏离，自贸区建设作为制度型开放的重要实践依然会对企业碳信息披露质量的提升产生显著的促进作用。

2. 安慰剂检验

为进一步提升研究结论稳健性，参照 Li 等[45] 的方法进行安慰剂检验，通过随机化处理自贸区建设（*FTZ*）变量生成虚假的估计系数分布，以便观察虚假系数的分布状况并分析其与真实回归系数之间的关系。从图 2 可以看出，经过随机化处理的 *FTZ* 系数在零值附近呈现近似正态分布，与真实估计值显著偏离。而且

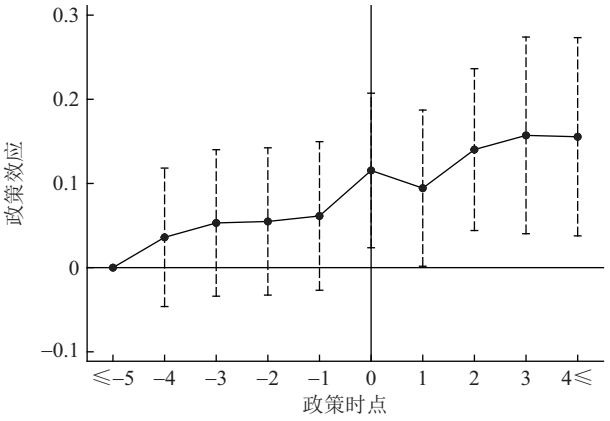


图 1　平行趋势检验结果

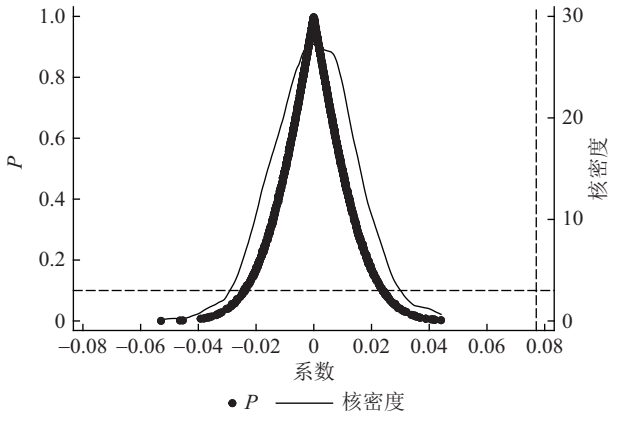


图 2　安慰剂检验结果

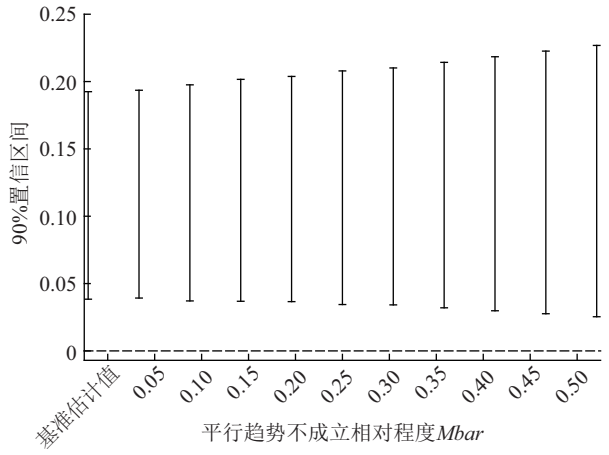


图 3　相对偏离程度限制

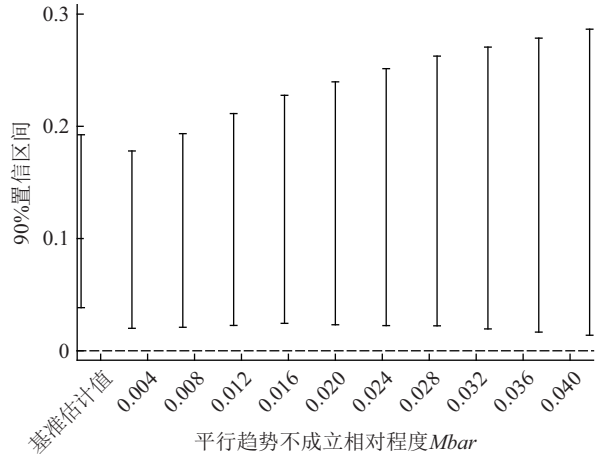


图 4　平滑限制

图 2 中绝大多数的 P 超过 0.1，这表明遗漏变量问题对基准回归结果的干扰程度有限。安慰剂检验证实基准回归中变量的选取有效控制了关键影响因素，自贸区建设对企业碳信息披露质量的影响具有独立性与统计显著性，研究结论是稳健可信的。

3. 倾向得分匹配

样本的选择偏误问题可能会造成基准回归分析的偏差，为尽可能地缓解这一问题，借鉴 Rosenbaum 和 Rubin[46] 的做法，运用倾向得分匹配（PSM）方法，采用核匹配和 1:1 有放回的最近邻匹配方式进行检测和修正。在匹配过程中，考虑到自贸区建设试点经常发生在经济较为发达的区域，因此地区层面的部分变量可能对自贸区建设的试点选择产生影响[6]。而在基准回归模型中存在城市区域层面控制变量缺乏的情况，可能影响回归结果的稳健性。故在 Logit 模型中加入城市 GDP 增长率（*GDP_GROWTH*）、城市企业碳排放量总额的自然对数（*FIRM_CO2*）、地方人力资本水平（*HUMCAP*）、地方外贸依存度（*FDI*）与基准回归中所有控制变量共同作为协变量，进行匹配。表 5 展示了采用最近邻匹配方式匹配后样本数据的平衡性检验结果，可以发现匹配后所有变量的标准偏差绝对值均低于常用阈值 10%，同时匹配后大多数协变量的 $P>0.05$，总体来说可以认为倾向得分匹配样本有效，通过了平衡性检验。

除此之外，从图 5 和图 6 所示的 PSM 匹配前后的核密度分布图可以发现，在进行匹配之前数据样本中处理组和对照组曲线差异较大，而匹配之后处理组和对照组曲线差异明显较小。这与图 7 和图 8 所显示的样本标准化偏差图和共同趋势范围图变化趋势一致。上述结果共同表明，匹配后所有变量的标准化偏差都在不同程度上出现缩小，即便匹配会损失部分数据样本，但大多数变量的取值依然出现在可接受的共同取值范围内。这说明在进行倾向得分匹配后，控制组样本与处理组样本在特征分布上已然变得非常相似，倾向得分匹配效果较好，一定程度上增强了采用匹配后样本进行稳健性检验结果的说服力。

在验证了倾向得分匹配效果的基础上，对匹配后的样本再次进行基准回归分析。为了继续增强结果的

表 5　平衡性检验结果

协变量名称	未匹配（U）匹配（M）	均值		标准偏差（%）	t	P
		处理组	对照组			
SIZE	U	23.427	23.165	19.4	10.18	0.000
	M	23.421	22.427	−0.5	−0.22	0.829
LEV	U	0.475	0.473	1.4	0.71	0.478
	M	0.475	0.470	2.4	1.12	0.262
AGE	U	2.530	2.469	8.5	4.55	0.000
	M	2.528	2.552	−3.4	−1.58	0.113
GROWTH	U	0.132	0.142	−3.5	−1.85	0.064
	M	0.131	0.137	−1.9	−0.86	0.390
PPE	U	0.193	0.252	−35.3	−18.35	0.000
	M	0.193	0.199	−3.7	−1.83	0.067
CASH	U	0.155	0.147	8.0	4.18	0.000
	M	0.156	0.155	0.1	0.04	0.969
ROA	U	0.038	0.046	−15.8	−8.23	0.000
	M	0.038	0.040	−3.8	−1.73	0.084
*TOP*1	U	0.362	0.372	−6.9	−3.61	0.000
	M	0.362	0.361	0.7	0.32	0.746
BOARD	U	2.254	2.290	−20.2	−10.56	0.000
	M	2.254	2.255	−0.7	−0.33	0.745
*BIG*4	U	0.168	0.118	14.2	7.55	0.000
	M	0.166	0.150	4.4	2.02	0.043
INDEP	U	0.381	0.375	9.5	4.96	0.000
	M	0.381	0.381	−1.7	−0.80	0.425
SOE	U	0.535	0.556	−4.2	−2.19	0.029
	M	0.534	0.530	0.8	−0.36	0.720
DUAL	U	0.268	0.221	10.9	5.77	0.000
	M	0.267	0.280	−3.0	−1.39	0.164

续表

协变量名称	未匹配(U) 匹配(M)	均值		标准偏差(%)	*t*	*P*
		处理组	对照组			
AUDIT	U	0.987	0.987	0.4	0.22	0.827
	M	0.987	0.988	−0.4	−0.19	0.850
GDP	U	11.375	10.997	68.2	35.20	0.000
	M	11.373	11.372	0.2	0.12	0.906
HHI	U	0.155	0.154	0.5	0.27	0.790
	M	0.155	0.151	2.0	0.94	0.345
GDP_GROWTH	U	0.065	0.092	−46.9	−24.07	0.000
	M	0.066	0.067	−2.7	−1.37	0.171
FIRM_CO2	U	14.170	14.292	−8.2	−4.30	0.000
	M	14.170	14.194	−1.6	−0.75	0.454
HUMCAP	U	5.135	4.934	26.0	13.03	0.000
	M	5.135	5.156	−2.8	−1.49	0.135
FDI	U	0.256	0.302	−14.0	−7.14	0.000
	M	0.257	0.242	4.3	2.45	0.014

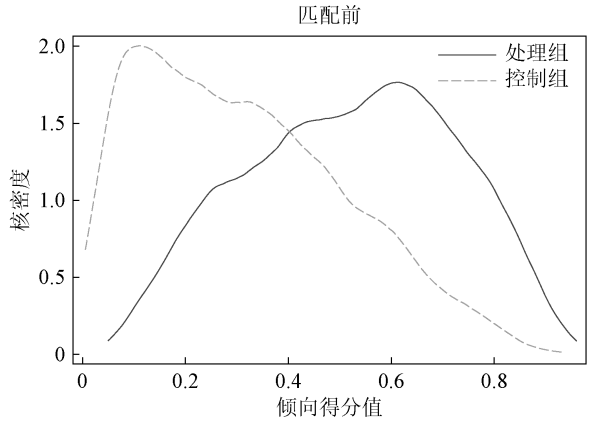


图 5　PSM 分析匹配前

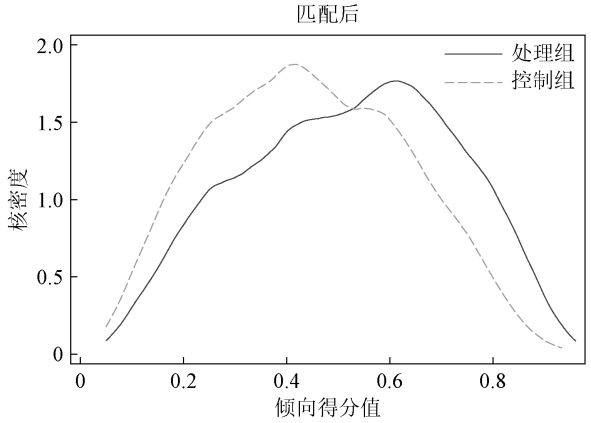


图 6　PSM 分析匹配后

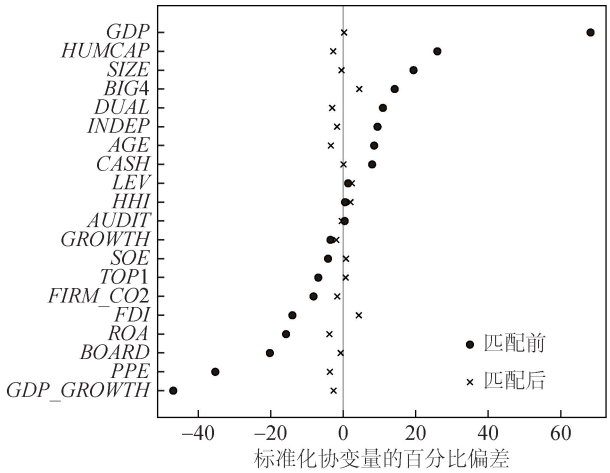


图 7　变量标准化偏差

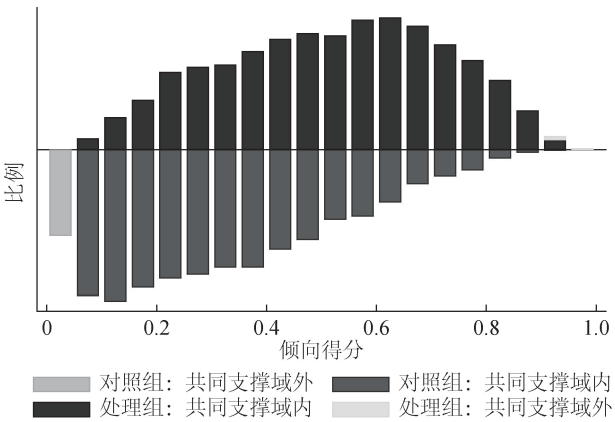


图 8　共同趋势范围

稳健性，在匹配后回归的验证中加入以 0.05 为卡尺范围的 1∶3 近邻匹配，并且同样添加地区层面的变量进行控制。从表 6 可以看出，在不同匹配方式下，解释变量 *FTZ* 对 *QCID* 的回归系数仍然为正且保持显著，并且与基准回归系数相比差异较小，表明基准回归的结果稳健。

此外，为了进一步缓解本文基准回归结果中可能存在的样本选择偏误问题，借鉴余泳泽等[47]及 Beck 等[48]的研究，对经过倾向得分核匹配的数据样本再次进行平行趋势检验。从图 9 可以看出，进行倾向得分匹

表 6　PSM 匹配后回归

变量	核匹配	1:1 最近邻匹配	1:3 近邻匹配
	QCID	*QCID*	*QCID*
FTZ	0.079*** (2.76)	0.110** (2.22)	0.083** (2.33)
CONTROLS	控制	控制	控制
个体/年份	控制	控制	控制
常数项	3.015*** (2.73)	3.769* (1.77)	3.483** (2.47)
调整的 R^2	0.628	0.638	0.638
观测值	11044	4761	7994

注：***、**、* 分别表示 1%、5%、10%的显著性水平；括号内为经过稳健标准误计算得到的 t 值。

配后的样本数据不仅通过了平行趋势检验，并且政策冲击后效应更加明显。这充分说明在优化选择偏误后的数据样本中，受到自贸区建设冲击的企业，其碳信息披露质量得到了显著的改善，表现为冲击年份之后的回归系数估计值均显著为正，且政策效应总体呈现上升趋势。PSM 匹配后平行趋势检验的结果与基准回归得出的结论及匹配前的平行趋势检验状况相印证，巩固了基准回归的结论。

4. 熵平衡法

考虑到利用传统的 PSM-DID 方法进行匹配时存在丢失样本的问题，而不完全的样本可能导致信息缺失，进而影响研究结果的准确性。为此，采用熵平衡法（EBM）解决处理组和对照组匹配样本丢失的问题，进一步缓解样本选择偏误的干扰。相比于传统的 PSM 方法，熵平衡法在保证协变量高阶矩分布相近性方面具有优势[49]，能够在最大程度上使两组样本的协变量在满足约束条件的情况下实现精确匹配[50]。匹配过程中，额外加入城市 GDP 增长率（*GDP_GROWTH*）、城市企业碳排放量总额的自然对数（*FIRM_CO2*）作为地区层面的控制变量。熵平衡匹配状况见表 7 和表 8。其中所列数据展示了处理组和对照组在各变量上的均值、方差和偏度。通过对比可以发现，在进行匹配之前，处理组和控制组在多

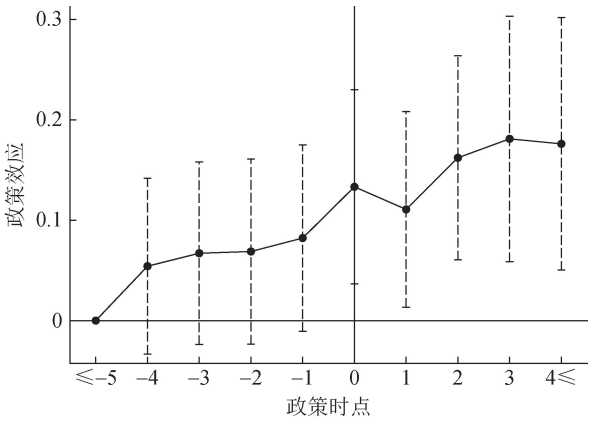


图 9　PSM-DID 平行趋势检验结果

表 7　熵平衡匹配前统计量

变量	处理组			控制组		
	平均值	方差	偏度	平均值	方差	偏度
SIZE	22.430	1.875	0.471	22.160	1.770	0.499
LEV	0.475	0.035	−0.083	0.473	0.037	−0.095
AGE	2.530	0.588	−0.897	2.469	0.424	−1.024
GROWTH	0.132	0.097	1.969	0.142	0.086	2.112
PPE	0.193	0.027	1.184	0.252	0.030	0.718
CASH	0.155	0.012	1.361	0.147	0.011	1.503
ROA	0.038	0.003	−0.191	0.046	0.003	−0.227
*TOP*1	0.362	0.024	0.374	0.372	0.023	0.324
BOARD	2.254	0.031	−0.149	2.290	0.033	0.001
*BIG*4	0.168	0.140	1.777	0.118	0.104	2.364
INDEP	0.381	0.003	1.296	0.376	0.003	1.535
SOE	0.535	0.249	−0.141	0.556	0.247	−0.225
DUAL	0.268	0.196	1.048	0.221	0.172	1.346
AUDIT	0.987	0.013	−8.669	0.987	0.013	−8.506
GDP	11.370	0.262	−0.240	11.000	0.350	−0.157
HHI	0.155	0.041	2.325	0.154	0.044	2.707
GDP_GROWTH	0.065	0.003	−0.060	0.092	0.004	−0.007
*FIRM_CO*2	14.170	2.275	0.178	14.290	2.158	0.424

表 8　熵平衡匹配后统计量

变量	处理组			控制组		
	平均值	方差	偏度	平均值	方差	偏度
SIZE	23.430	1.875	0.471	22.430	1.875	0.471
LEV	0.475	0.035	−0.083	0.475	0.035	−0.083
AGE	2.530	0.588	−0.897	2.530	0.588	−0.897
GROWTH	0.132	0.097	1.969	0.132	0.097	1.969
PPE	0.193	0.027	1.184	0.193	0.027	1.184
CASH	0.155	0.012	1.361	0.155	0.012	1.361
ROA	0.038	0.003	−0.191	0.038	0.003	−0.191
*TOP*1	0.362	0.024	0.374	0.362	0.024	0.374
BOARD	2.254	0.031	−0.149	2.254	0.031	−0.149
*BIG*4	0.168	0.140	1.777	0.168	0.140	1.777
INDEP	0.381	0.003	1.296	0.381	0.003	1.296
SOE	0.535	0.249	−0.141	0.535	0.249	−0.141
DUAL	0.268	0.196	1.048	0.268	0.196	1.048
AUDIT	0.987	0.013	−8.669	0.987	0.013	−8.669
GDP	11.370	0.262	−0.240	11.370	0.262	−0.239
HHI	0.155	0.041	2.325	0.155	0.041	2.325
GDP_GROWTH	0.065	0.003	−0.060	0.065	0.003	−0.060
*FIRM_CO*2	14.170	2.275	0.178	14.170	2.275	0.178

个变量的取值上存在明显差异，在分布上呈现出不平衡的特征。而使用权重变量进行熵平衡匹配之后，处理组与控制组在所有变量的均值、方差和偏度上基本一致，存在的差异极为微小，这表明熵平衡成功实现了两组样本在协变量分布上的精确匹配，通过权重调整，控制组的协变量分布情况与处理组一致，有效处理了选择偏差问题。

在熵平衡匹配的有效性得到支持的前提下，基于匹配后的样本数据，重新对 *FTZ* 与 *QCID* 进行回归，发现结果与基准回归类似。从表 9 的(1)列可以看出，*FTZ* 的回归系数依然显著为正，这是基准回归结果稳健的又一证据。

5. Heckman **两阶段检验**

借鉴 Heckman[51] 的思想，利用 Heckman 两阶段模型探讨由不可观测因素引发的样本自选择的内生性问

表 9　稳健性检验结果

变量	熵平衡法	Heckman 检验	一阶差分法	排除其他政策干扰			变量替换
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	QCID	*QCID*	*L. QCID*	“一带一路”倡议	市场准入负面清单	共同影响	替换被解释变量
FTZ	0.059* (1.71)	0.070** (2.51)		0.073*** (2.60)	0.082*** (2.81)	0.077*** (2.65)	0.593*** (2.62)
L. FTZ			0.061** (2.02)				
$belt \times post_1$				0.200*** (3.63)		0.200*** (3.62)	
$list \times post_2$					−0.027 (−0.64)	−0.026 (−0.60)	
IMR		1.762*** (4.76)	1.705*** (3.91)				
CONTROLS	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
个体/年份	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	5.566*** (3.99)	−9.198*** (−3.35)	−8.447*** (−2.58)	3.260*** (3.20)	3.246*** (3.19)	3.293*** (3.23)	−30.044*** (−3.81)
调整的 R^2	0.673	0.625	0.601	0.625	0.624	0.625	0.710
观测值	11463	11463	9001	11463	11463	11463	11463

注：***、**、* 分别表示 1%、5%、10%的显著性水平；括号内为经过稳健标准误计算得到的 t 值。

题。该模型的实现分为两步,在第一阶段的 Probit 回归模型中,构建被解释变量企业碳信息披露质量的虚拟变量(*QCID_V*),若样本中企业碳信息披露质量的取值大于全样本的中位数,则令 *QCID_V* 取值为 1,否则取值为 0。以 *QCID_V* 为被解释变量,通过回归结果得出逆米尔斯比率(*IMR*)。在第二阶段中,将 *IMR* 代入基准回归模型进行再次回归。与 PSM、熵平衡检验类似,两阶段的模型中均添加地区层面的控制变量以增强稳健性。从表 9 的(2)列可以看出,虽然 *IMR* 在二阶段回归模型中显著为正,但与加入 *IMR* 之前的回归结果相比,核心解释变量 *FTZ* 的系数维持了 5%水平上的正向显著性。这说明即便可能存在选择偏误,在尽可能控制了样本选择偏误的混淆作用后,核心解释变量对被解释变量依然存在统计意义上可靠的影响关系,即样本自选择误差的干扰程度有限,说明自贸区建设对企业碳信息披露质量产生积极作用的主要结果是稳健的。

6. 一阶差分法

借鉴蒋灵多等[39]的做法,使用一阶差分法检验自贸区建设试点城市内的企业在设立前后的企业碳信息披露质量变化。具体而言,首先将解释变量自贸区建设的一阶滞后项(*L. FTZ*)和被解释变量企业碳信息披露质量的一阶滞后项(*L. QCID*)按照模型(1)进行回归,再加入地区层面变量的一阶滞后项进行控制。从表 9 的(3)列可以看出,回归系数依然显著为正,进一步支持了基准回归的结论。

7. 排除其他政策干扰

在本文研究期内,2013 年提出的“一带一路”倡议和 2016 年开始试点的“市场准入负面清单制度”都是中国新一轮制度型开放的具体举措,且与本文的研究主题密切相关,可能对企业碳信息披露质量产生作用,从而影响基准回归结果的稳健性。因此,为控制同期政策干扰,对“一带一路”倡议与“市场准入负面清单制度”进行双重排除检验。首先,采用“一带一路”概念股与年份交乘项控制倡议影响[52],构造交乘项 $belt \times post_1$ 表示“一带一路”倡议的冲击效应。表 9 的(4)列回归结果显示,即便考虑“一带一路”倡议的冲击效应 $belt \times post_1$,核心解释变量 *FTZ* 的回归系数依然为正且显著。其次,通过注册地是否实行“市场准入负面清单”设置变量 $list \times post_2$ 控制负面清单的制度效应[53],表 9 的(5)列结果同样表明,排除该制度干扰后,基准回归结果依旧稳健。最后,结合政府工作报告对自贸区功能定位的阐释,同步控制两项政策,将交乘项 $belt \times post_1$ 和 $list \times post_2$ 同时放入基准回归模型中作为控制变量重新进行回归,见表 9 的(6)列。*FTZ* 系数依旧显著为正,证实研究结论的可靠性。

8. 更换被解释变量

利用第三方机构获取企业碳信息披露质量数据,替换原本采用大语言模型方式定义的企业碳信息质量,重新利用模型(1)进行基准回归分析。选取的数据来自 CSMAR 数据库下的上市公司碳信息披露指数研究数据子库,直接采用从该库中获取的企业碳信息披露指数来衡量样本企业的碳信息披露质量。该指数的值越高,代表企业的碳信息披露质量越好。从表 9 的(7)列可以看出,解释变量自贸区建设 *FTZ* 的回归系数保持了正向显著性,说明无论使用经过人工智能大语言模型筛选后的数据,还是直接采用第三方评级机构现成的数据,基准回归的结论都在一定程度上保持稳健。同时也从侧面表明,本文利用人工智能大语言模型构建的企业碳信息披露质量数据与第三方机构提供的数据有相似的趋势,是具有可靠性的。

9. 工具变量法

工具变量法在对反向因果、测量误差、遗漏变量等内生性问题进行解决的过程中展现出强大的能力。据此,借鉴石大千等[54]的研究思路,选取市级层面的区域降水量作为自贸区建设的工具变量。合理性在于自贸区的建设注重打造制度型开放新高地,而对外开放水平较高的城市一般沿河流分布,通常气候较为湿润且年均降水量较多。降水量可能会影响自贸区建设,同时降水量与企业碳信息披露质量并无关联,两者之间不存在因果联系。另外按照上述思路,同样采用地区人口密度作为工具变量,合理性在于自贸区建设区域人口密度一般较高,而人口密度与模型(1)中的随机扰动项不相关,并且只能通过影响自贸区建设作用于企业碳信息披露质量。在模型中引入区域降水量与时间虚拟变量的交乘项(IV_1),以及地区人口密度的自然对数值与时间虚拟变量的交乘项(IV_2),利用两阶段最小二乘法进行回归分析。从表 10 可以看出,在一阶

段回归中，IV_1 与 IV_2 与被解释变量 *FTZ* 均在1%的显著性水平上正相关；二阶段回归中，*FTZ* 的回归系数均保持了1%统计水平上的正向显著性。另外，在工具变量有效性检验中，IV_1 与 IV_2 的 Wald *F* 统计量和 LM 统计量均远大于相应的临界值，表明不存在弱工具变量和识别不足问题。

10. 其他稳健性检验

除了上述稳健性检验的方式外，本文还采用了以下方式进一步增强基准回归结果的科学性和准确性：反事实虚构自贸区建设实施时间、剔除注册地址处于直辖市的企业样本、剔除注册地位于偏远省份的企业样本、剔除2023年当年新设立的自贸区样本、使用稳健标准误并聚类到个体。所得结果均支持 *FTZ* 与 *QCID* 之间存在显著而稳健的正相关关系②。

表10　工具变量

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	FTZ	*FTZ*	*QCID*(IV_1)	QCID(IV_2)
IV_1	240.603*** (140.04)			
IV_2		0.184*** (288.09)		
FTZ			0.104*** (3.22)	0.093*** (3.32)
LM statistic			7460.20	9899.01
Wald *F* statistic			19612.18	82996.01
CONTROLS	控制	控制	控制	控制
个体/年份	控制	控制	控制	控制
Centered R^2			0.011	0.011
观测值	11463	11463	11463	11463

注：***、**、*分别表示1%、5%、10%的显著性水平；括号内为经过稳健标准误计算得到的 *t* 值。Centered R^2 为工具变量法的拟合优度。

五、进一步分析

（一）影响机制分析

在基准回归的基础上，进一步从制度型开放的传导路径出发，从市场需求和政策规制两大方向分析自贸区建设对企业碳信息披露质量的影响机制。具体而言，自贸区建设通过出口竞争力强化、绿色投资赋能及管理层环境认知升级三条路径对企业碳信息披露质量发挥作用。

首先，自贸区建设可以通过扩大企业出口提升企业碳信息披露质量。自贸区的设立往往伴随着一系列优惠政策和制度创新，这些措施为企业提供了更加便利的国际贸易条件，降低了出口成本，激发了企业进行产品出口的内生动力。自贸区通过提供制度型开放政策，搭建国际合作平台促使企业更多地接触国际环保标准[55]，引导企业采用ISO14064等国际碳核算框架生成标准化报告。与此同时，在追求出口增长的过程中，企业往往需要满足更为严格的国际环保标准和碳足迹要求，以突破进口国的绿色壁垒，真正将产品输送到目标市场。因此，企业需通过高质量的碳信息披露证明其产品合规性，在此基础上借助自贸区提供的智能化工具，如区块链溯源系统等[56]，确保数据不可篡改，最大限度满足出口市场认证要求。综上所述，自贸区建设促使企业扩大出口，随之产生的出口竞争压力倒逼企业将碳披露转化为国际市场准入的通行证，为了提升产品在国际市场上的环保形象和竞争力，企业更加重视碳信息披露。

其次，自贸区建设可以通过激励企业增加绿色投资提升企业碳信息披露质量。资金的注入将直接助力企业实现绿色技术升级，从而为企业碳信息披露的准确性与完整性奠定坚实基础。具体而言，其一是自贸区建设本身为企业增加绿色投资扫除了隐患。通过提供一系列的税收优惠、资金补贴等政策，有效降低企业的绿色转型成本，使得企业在投资绿色技术和环保项目时已无后顾之忧。随着绿色投资的增加，企业不

② 限于篇幅，该部分结果留存备索。

仅能依靠技术支持减少生产过程中的碳排放,还能够更准确地计量和报告碳足迹,从而促进碳信息披露质量的提升[57]。其二是自贸区建设能够在试点区域内营造绿色氛围。随着绿色技术在市场上得到有效推广和应用,自贸区内各产业能够更加高效地进行转型升级,从而在更大范围内推动绿色化进程,产生集聚效应,促进相关绿色产业在自贸区内集中发展[58],降低企业绿色技术创新成本的同时,进一步提升产业链的整体竞争力和可持续发展能力,激发同群效应促进企业碳信息披露质量提升。其三是进行绿色投资的企业自身也反映出环保意识的增强。在绿色投资占比增加的同时,企业会更加主动地关注碳信息,在这一过程中,逐渐形成披露碳信息的固定标准和流程,最终发展为良性循环,助力碳信息披露质量的提升。综上所述,促进企业增加绿色投资是自贸区建设的题中之义,资金的注入为企业改善碳管理、披露碳信息提供了底气,企业更加有能力进行碳信息披露。

最后,自贸区建设可以通过增强管理层环境重视程度提升企业碳信息披露质量。一方面,外部制度压力会对管理者的环境决策产生深远影响[59],通过政策激励、国际交流与市场竞争等多重机制的共同作用,自贸区建设可以有效提升企业管理层对绿色发展的认知水平。具体而言,自贸区建设搭建了众多国际交流合作平台,为企业创造了大量接触和了解国际环保标准的机会,从而进一步强化企业管理层的环境责任意识。另一方面,自贸区具备绿色金融支持的条件和优势[6],区内进行试点的绿色金融支持措施,如绿色信贷、碳交易试点等,为企业提供了强有力的支持,能够倒逼管理层更加重视碳减排的经济价值和长远利益[60]。除此以外,站在企业最基本利益的角度分析,在自贸区内充满竞争的市场环境中,高质量的碳信息披露不仅能够降低企业的资本成本,还能显著提升企业的社会声誉[61],这种双重效益促使管理层将绿色认知内化为企业的核心竞争优势,从而在市场竞争中占据有利地位。综上所述,自贸区建设通过搭建平台传递国际压力、推广环保政策提供区内支持两种影响方式,从企业基本利益的角度出发深化企业管理层的绿色认知,使得企业更加愿意进行碳信息披露。

为了对中介机制的传导效果进行实证检验,借鉴江艇[62]的研究方式,构建模型(2)和模型(3)对企业出口规模、绿色投资和管理层环境关注度的中介效应进行探究。其中:企业出口规模(*Export*)采用企业当年出口总额的自然对数进行度量[63]。绿色投资(*Env_invest*)则借鉴张琦等[64]及 Murillo-Luna 等[65]的思想,从绿色管理和企业环境保护主义的角度界定微观层面企业的绿色投资规模,统计每个企业当年财务报告中"在建工程"科目下与环境保护相关的金额明细并进行加总,以该总值加 1 取对数衡量企业当年的绿色投资。管理层环境关注度(*Env_focus*)则用企业年报和社会责任报告中反映高管环境重视程度的词频加 1 取自然对数来衡量[66]。

$$M_{i,t}=\alpha_3+\alpha_4 FTZ_{i,t}+\alpha_5 controls_{i,t}+\mu_i+\theta_t+\varepsilon_{i,t} \tag{2}$$

$$QCID_{i,t}=\beta_0+\beta_1 FTZ_{i,t}+\beta_2 M_{i,t}+\beta_3 controls_{i,t}+\mu_i+\theta_t+\varepsilon_{i,t} \tag{3}$$

其中:$M_{i,t}$ 为所有的中介机制变量,包括企业出口、绿色投资和管理层环境重视程度。个体与年份固定效应均已控制,如果中介机制检验顺利通过,那么在模型(2)中 α_4 的值将显著为正,并且在模型(3)中 β_1 和 β_2 的值也应当为正且显著。

表 11 展示了机制分析的回归结果。观察(1)列、(3)列和(5)列可知,相比其他企业,位于自贸区的企业在出口规模、绿色投资和管理层环境关注程度这三个方面都得到了显著的提升。(2)列显示同时纳入中介变量企业出口规模(*Export*)和解释变量 *FTZ* 后,二者的回归系数均在统计学意义上显著为正;(4)列表明同时加入绿色投资(*Env_invest*)和 *FTZ* 后,模型的回归系数在 1%的水平上显著为正;(6)列结果同样显示管理层环境关注度(*Env_focus*)和 *FTZ* 的回归系数均在 1%的水平上显著为正。同时综合观察(2)列、(4)列和(6)列可以发现,加入中介变量后,原本直接归因于解释变量对被解释变量的影响部分被重新分配到中介变量上,从而使得解释变量与被解释变量之间的直接回归系数相比基准回归降低但仍保持显著。另外,三个中介机制经过抽样 1000 次后的 Bootstrap 检验置信区间均不包含 0,说明部分中介效应确实存在。综上所述,机制分析的结果表明企业出口规模、绿色投资和管理层环境关注度在自贸区建设与企业碳信息披露质量之间起部分中介作用,为研究自贸区建设的微观传导机理贡献了实证数据。

表 11　机制分析结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Export	*QCID*	*Env_invest*	*QCID*	*Env_focus*	*QCID*
FTZ	0.090***	0.068**	0.636***	0.074***	0.044**	0.074***
	(3.45)	(2.40)	(2.90)	(2.64)	(2.19)	(2.63)
Export		0.048***				
		(4.01)				
Env_invest				0.005***		
				(3.60)		
Env_focus						0.077***
						(5.34)
Bootstrap 区间	[0.00082,0.00494]		[-0.02881,-0.01634]		[0.01260,0.02366]	
CONTROLS	控制	控制	控制	控制	控制	控制
个体/年份	控制	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	11.173***	2.905***	-22.153***	3.320***	1.563**	3.089***
	(10.48)	(2.80)	(-2.63)	(3.27)	(2.11)	(3.06)
调整的 R^2	0.922	0.630	0.619	0.625	0.749	0.625
观测值	11203	11203	11463	11463	11463	11463

注：***、**、* 分别表示 1%、5%、10%的显著性水平；括号内为经过稳健标准误计算得到的 t 值。

(二) 异质性分析

1. 基于出口依存度的城市异质性

城市层面，参照江艇等[67]的研究框架，考察自贸区建设对企业碳信息披露质量的影响在不同外向型经济基础城市间的差异性。具体而言，依据各城市 2000—2023 年出口额占 *GDP* 比重的中位数，划分高出口依存度城市组和低出口依存度城市组进行异质性检验。从表 12 的(1)列和(2)列可以看出，在低出口依存度城市样本组中，*FTZ* 的回归系数为 0.029 且未通过统计显著性检验；而在高出口依存度城市组中，该系数为 0.083 且通过了 5%水平上的统计显著性检验。这一结果表明，自贸区建设通过优化要素配置、市场监管与营商环境，能够更为显著地提升注册地位于外向度较高城市企业的碳信息披露质量。原因在于，这些城市的企业可能已具备相对完善的国际合规意识和信息披露基础，或面临更强的国际市场压力。因此，能更好地抓住制度型开放带来的新机遇，高效响应国际接轨需求，从而更积极地完善碳管理体系和披露机制。相比之下，注册地位于外向度较低城市的企业，在业务方面原本就较少依靠出口贸易进行创收，导致它们对国际碳披露压力的传导反应不明显。因此，即便这些企业受到制度型开放政策的作用，所产生的碳信息披露质量提升效应也相对有限。此发现为基于城市出口禀赋差异精准施策，提升环境规制政策的实施效能提供了重要依据。

2. 基于出口导向的行业异质性

行业层面，根据 2000—2023 年行业出口额占行业总产值的比重设定标准，将该比重高于平均值的行业归类为出口导向行业组，其余行业划为非出口导向行业组，进行分组回归。从表 12 的(3)列和(4)列可以看出，出口导向行业样本组的 *FTZ* 系数为 0.102 且在 1%水平上显著，相比之下非出口导向行业组的系数则不显著。这表明自贸区建设通过优化要素配置机制、市场监管与营商环境，显著提升了出口导向行业企业的碳信息披露能力。这些深度融入全球价值链、面临更强国际环境规制压力的出口导向行业之中的企业，为获取自贸区制度红利，如更便利的绿色通关、与国际接轨的规则等，有充分的动机主动完善其碳管理体系和碳披露机制，以增强国际竞争力。而非出口导向行业之中的企业主要面向国内市场，受自贸区相关贸易与投资便利化政策的直接影响相对较弱，政策激励效果不显著。研究结论为基于行业特性精准实施环境规制政策提供了重要依据。

3. 基于出口贸易占比的企业异质性

企业层面，以企业自身出口额占其主营业务收入比重的中位数为分组依据，将样本划分为出口贸易比重较高的高出口比重企业和出口贸易比重较低的低出口比重企业，进行分组回归。表 12 的(5)列和(6)列结果表明，在高出口比重企业中，*FTZ* 对企业碳信息披露质量的回归系数达 0.088，并在 5%的水平上显著；在低出口比重企业中，这一数据为 0.077，仅在 10%的显著性水平上显著。分组回归分析结果反映出自贸区

表12　异质性分析

变量	低出口依存区域	高出口依存区域	非出口导向行业	出口导向行业	低出口比重企业	高出口比重企业
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
FTZ	0.029 (0.63)	0.083** (2.13)	0.017 (0.37)	0.102*** (2.80)	0.077* (1.91)	0.088** (2.06)
CONTROLS	控制	控制	控制	控制	控制	控制
个体/年份	控制	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	3.336** (2.43)	3.972** (2.36)	5.920*** (3.93)	2.660** (2.00)	6.851*** (4.63)	0.389(0.26)
调整的 R^2	0.594	0.646	0.622	0.632	0.616	0.652
观测值	5998	5465	4116	7347	5893	5570

注：***、**、*分别表示1%、5%、10%的显著性水平；括号内为经过稳健标准误计算得到的 t 值。

建设对企业碳信息披露的驱动效应在出口贸易比重高的企业中更加明显，即自贸区建设通过优化要素配置机制、市场监管与营商环境，显著增强了高出口比重企业的碳信息披露能力。这些企业以出口贸易为重点业务，其经营状况与国际贸易环境紧密相连，更加直接地受到自贸区建设的影响；与之相比，低出口比重企业对国际贸易业务的依赖性不强，受自贸区建设带来的政策冲击相对较小，因此回归系数不显著。该异质性研究的结论为基于企业出口贸易层面的特点实施具有针对性的政策，解决企业发展面临的关键问题提供了重要依据。

(三)拓展性分析

拓展性分析主要考虑衡量企业碳信息披露质量的另一个角度。前文对企业碳信息披露质量进行定义时，曾提到使用大语言模型筛选得出企业碳信息对应相关句子长度(Length)，将该长度加1并取自然对数后的值作为碳信息披露质量的代理变量。事实上，从更为细分的角度来说，Length反映的是企业碳信息披露的信息含量，是构成企业碳信息披露质量的一个重要方面；而另一方面则由碳信息披露相关文本的命名实体数量即具体性(Specificity)来反映，该指标体现企业碳信息披露的详细程度。由于前文已经从文本信息含量的角度较为全面地考察了自贸区建设对企业碳信息披露质量的影响，因此本环节有必要从文本详细程度的角度进一步深入探究自贸区建设对企业碳信息披露质量的作用。具体而言，借鉴李晓溪等[38]的思路，与得到Length的估计方法一致，采用文本分析法统计和大语言模型筛选，得到碳排放相关文本的命名实体数量，以此作为企业碳信息披露质量的代理变量 *QCID_S*，再利用基准回归的方式分析自贸区建设与其之间的关联。从表13可以看出，无论是否添加控制变量或增加固定效应，*FTZ* 对 *QCID_S* 的回归系数保持显著。这一结果与基准回归得出的结论共同说明，自贸区建设对企业碳信息披露质量的提升效应是较为全面的，充分提升碳信息含量，详细程度方面也一并涉及。

表13　具体性回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	QCID_S	*QCID_S*	*QCID_S*	*QCID_S*
FTZ	57.672*** (22.07)	8.239** (2.26)	22.864*** (5.89)	7.000* (1.91)
CONTROLS	不控制	不控制	控制	控制
个体固定效应	不控制	控制	不控制	控制
年份固定效应	不控制	控制	不控制	控制
常数项	83.651*** (28.31)	92.335*** (56.65)	−1058.781*** (−14.99)	−587.221*** (−4.65)
调整的 R^2	0.052	0.563	0.110	0.569
观测值	11463	11463	11463	11463

注：***、**、*分别表示1%、5%、10%的显著性水平；括号内为经过稳健标准误计算得到的 t 值。

六、结论与启示

本文从制度型开放实践的角度，通过双重差分模型系统考察了自贸区建设对企业碳信息披露质量的影响及其作用机制。基准回归结果表明，自贸区建设显著提升企业碳信息披露质量，且这一结论通过了平行

趋势检验、安慰剂检验、倾向得分匹配、熵平衡、一阶差分法，以及排除“一带一路”倡议和“市场准入负面清单”政策干扰等一系列稳健性检验。异质性分析显示，政策效果因城市特点、行业特征和企业要素而异：位于高出口依存度城市、处于出口导向行业和自身出口贸易占比较高的企业的碳信息披露质量提升更为显著。机制检验表明，自贸区建设通过促进企业出口、增加绿色投资和提升管理层环境重视程度三条路径提高企业碳信息披露质量。拓展性分析进一步细分了自贸区建设对企业碳信息披露质量的提升效果，说明自贸区建设对企业碳信息披露质量产生的积极影响包含信息含量和详细程度两个方面。

本文得到的启示具体如下：

第一，以制度型开放为引领，优化自贸区建设空间布局，提升对外开放的包容性和普惠性。针对政策效果在城市出口依存度和行业属性上的异质性特征，应充分发挥自贸区作为制度型开放“试验田”的先行先试功能，循序渐进扩大制度型开放相关政策的试点实施范围。在条件成熟的地区率先开展贸易便利化，绿色投融资，碳数据跨境流通等制度创新措施，在实践中解决试点区域的特殊问题，形成可复制可推广的制度成果，使全国范围共享制度型开放红利。对于低出口依存度城市，政府在制定制度型开放政策的相关配套措施时，应重点关注它们扩大出口贸易的潜力，支持这些城市高效利用自贸区建设带来的政策便利，通过税收返还、用地指标倾斜等政策工具降低区内企业制度性交易成本，充分释放其经济与环保潜力。对于出口导向型行业，则需强化制度型开放的约束与激励双重功能，实施差异化行业奖惩机制，构建分层治理体系。依据行业类别制定碳信息披露强制性标准，将披露质量纳入环保信用评级，通过设立绿色信息披露奖励基金，对披露质量达到标准的企业给予研发补贴或绿色信贷利率优惠等手段，突出政策引领属性，实现行业治理精准施策。

第二，依托制度型开放平台，深化企业碳管理能力建设，打通碳信息披露质量提升关键路径。在出口层面，应充分发挥自贸区“单一窗口”平台整合能力建立碳数据追踪体系，推动企业将碳足迹管理纳入供应链全流程，建立报关和数据联动机制，引导企业提前对接国际碳边境调节规则，在出口产品中嵌入可溯源的碳标签，增强应对绿色贸易壁垒的制度韧性。在绿色投资层面，应强化碳信息披露与绿色融资的制度联动，将碳信息披露质量作为获取绿色信贷，绿色债券等金融支持的前置条件，形成“披露—融资—减排”相互强化的制度闭环。相关部门可依托自贸区政策高地，将碳信息披露质量等非财务信息披露水平纳入长期贷款授信评估指标，对披露评级较好的企业给予贷款基础利率优惠，引导社会资本向高质量披露企业集聚。在管理层治理层面，应推动企业将碳绩效纳入高管绩效考核体系，鼓励董事会下设专门的 ESG 委员会，同时依托自贸区平台开展碳信息披露专题培训，提升管理层对绿色治理战略价值的认知深度，实现从外部制度压力向内源管理动力的有效转化。

第三，坚持制度型开放道路，树立主动竞争的战略思维，推动自贸区功能层级跃升。在全球低碳治理变局的冲击之下，“被动承压”不能缓解国际碳贸易壁垒带来的消极影响，“主动出击”才能在激烈的国际市场竞争中获得一席之地。在制度型开放的实践过程中，相关部门应当主动经受系统性改革“阵痛”，摒弃“被动跟随”的传统路径依赖与“事后应对”的碎片化治理惯性，将制度型开放从“适应性接轨”全面转向“引领性塑造”，立足自主知识体系，牢牢掌握制度话语权。在平台建设层面，有关机构应当坚定不移推动自贸区实现“贸易便利化平台”与“低碳治理枢纽”融合升级，构建覆盖生产、流通、消费全链条的绿色贸易基础设施与数字化碳管理服务体系，打造具有国际影响力的碳定价中心、碳交易平台与绿色金融资源配置枢纽，为“碳达峰，碳中和”目标实现提供具有中国特色的制度型开放创新样本，为全球气候治理体系变革贡献具有中国特色的制度型开放方案。

参考文献

[1] 方健，徐丽群. 信息共享、碳排放量与碳信息披露质量[J]. 审计研究，2012(4)：105-112.
[2] 陈华，王海燕，荆新. 中国企业碳信息披露：内容界定、计量方法和现状研究[J]. 会计研究，2013(12)：18-24，96.
[3] 李慧云，符少燕，高鹏. 媒体关注、碳信息披露与企业价值[J]. 统计研究，2016，33(9)：63-69.
[4] 毛艳华，李敬子. 中国服务业出口的本地市场效应研究[J]. 经济研究，2015，50(8)：98-113.
[5] 王海林，王晓旭. 企业国际化、信息透明度与内部控制质量——基于制造业上市公司的数据[J]. 审计研究，2018(1)：78-85.
[6] 谢谦，金才淇. 内陆自贸区建设与企业污染减排——来自全国税收调查的微观证据[J]. 数量经济技术经济研究，2025，42(5)：136-156.
[7] 韩沈超，李淼，李晓钟. 服务业制度型开放对区域绿色创新的影响研究——基于服务外包示范城市建设的准自然实验[J]. 技术经济，

2023, 42(9): 12-23.
[8] 杨连星, 陈丰, 钱林义, 等. 制度型开放创新与企业碳负担——来自自由贸易试验区的经验证据[J]. 中国工业经济, 2026(4): 124-147.
[9] 孙晓华, 唐卓伟, 马雪娇, 等. 知识产权制度渐进式改革之路: "有为政府"与"有效市场"的协同演进[J]. 经济研究, 2024, 59(9): 136-153.
[10] 江小涓, 孟丽君, 魏必. 以高水平分工和制度型开放提升跨境资源配置效率[J]. 经济研究, 2023, 58(8): 15-31.
[11] 蒋金荷, 黄珊. 贸易新业态对绿色技术创新的影响研究——来自跨境电商综合试验区政策的证据[J]. 数量经济技术经济研究, 2024, 41(12): 133-154.
[12] 柳学信, 杜肖璇, 孔晓旭, 等. 碳信息披露水平、股权融资成本与企业价值[J]. 技术经济, 2021, 40(8): 116-125.
[13] GILBERT B A, MCDOUGALL P P, AUDRETSCH D B. Clusters, knowledge spillovers and new venture performance: An empirical examination [J]. Journal of Business Venturing, 2008, 23(4): 405-422.
[14] 殷华, 高维和. 自由贸易试验区产生了"制度红利"效应吗? ——来自上海自贸区的证据[J]. 财经研究, 2017, 43(2): 48-59.
[15] 韩剑, 岳文, 刘硕. 异质性企业、使用成本与自贸协定利用率[J]. 经济研究, 2018, 53(11): 165-181.
[16] 盛丹, 张慧玲. 环境管制与我国的出口产品质量升级——基于两控区政策的考察[J]. 财贸经济, 2017, 38(8): 80-97.
[17] 席龙胜, 赵辉. 高管双元环保认知、绿色创新与企业可持续发展绩效[J]. 经济管理, 2022, 44(3): 139-158.
[18] 安国俊, 訾文硕. 绿色金融推动自贸区可持续发展探讨[J]. 财政研究, 2020(5): 117-129.
[19] 任宏达, 王琨. 产品市场竞争与信息披露质量——基于上市公司年报文本分析的新证据[J]. 会计研究, 2019(3): 32-39.
[20] 孙晋. 制度型开放的竞争法实现[J]. 中国社会科学, 2025(9): 83-102, 206.
[21] 吴开亚, 胡金, 李启元. 制度型开放对企业新质生产力的影响研究[J]. 科研管理, 2026, 47(5): 23-31.
[22] 吕希琛, 田银凤, 田世海, 等. MRV 机制下碳数据质量监管多主体行为决策研究——基于区块链技术赋能视角[J]. 中国管理科学, 2025, 33(8): 355-368.
[23] 陶长琪, 谢涛, 徐晔. 绿色技术创新与减污降碳协同增效——基于联合减排与环境改善的视角[J]. 统计研究, 2025, 42(4): 31-47.
[24] 贾军, 张伟. 绿色技术创新中路径依赖及环境规制影响分析[J]. 科学学与科学技术管理, 2014, 35(5): 44-52.
[25] 王婉菁, 朱红兵, 张兵. 资本市场开放与环境信息披露质量[J]. 管理科学, 2021, 34(6): 29-42.
[26] 杨子绪, 彭娟, 唐清亮. 强制性和自愿性碳信息披露制度对比研究——来自中国资本市场的经验[J]. 系统管理学报, 2018, 27(3): 452-461.
[27] YING F, JUNJIE G. Is the environmental violation disclosure policy effective in China? —Evidence from capital market reactions[J]. Economic Research Journal, 2018, 53(10): 158-174.
[28] YING Z, YINGBO Z, SHULIAN D, et al. Public appeal and local fiscal transparency: An empirical analysis based on chinese provincial panel data[J]. Journal of Finance and Economics, 2018, 44(11): 90-105, 124.
[29] 李力, 刘全齐, 唐登莉. 碳绩效、碳信息披露质量与股权融资成本[J]. 管理评论, 2019, 31(1): 221-235.
[30] 陕晨煜, 李露茜, 吕小艺. 市场型环境规制与金融资源配置——来自碳排放权交易市场的证据[J]. 金融研究, 2025(8): 132-150.
[31] 王琰, 胡铖, 胡越, 等. 绿色低碳发展示范区的碳会计核算与碳绩效评价[J]. 财会月刊, 2025(S2): 117-124.
[32] 屠西伟, 张平淡. 企业数字化转型、碳排放与供应链溢出[J]. 中国工业经济, 2024(4): 133-151.
[33] 张弛, 张兆国, 包莉丽. 企业环境责任与财务绩效的交互跨期影响及其作用机理研究[J]. 管理评论, 2020, 32(2): 76-89.
[34] 许江波, 董启琛, 卿小权. 自贸区政策如何影响企业价值? ——"双循环"视角下的分析与检验[J]. 会计研究, 2022(10): 85-98.
[35] PATTEN D M. The relation between environmental performance and environmental disclosure: A research note[J]. Accounting Organizations and Society, 2002, 27(8): 763-773.
[36] 金星晔, 左从江, 方明月, 等. 企业数字化转型的测度难题: 基于大语言模型的新方法与新发现[J]. 经济研究, 2024, 59(3): 34-53.
[37] LI K, MAI F, SHEN R, et al. Dissecting corporate culture using generative AI[J]. The Review of Financial Studies, 2025, 39(1): 253-296.
[38] 李晓溪, 杨国超, 饶品贵. 交易所问询函有监管作用吗? ——基于并购重组报告书的文本分析[J]. 经济研究, 2019, 54(5): 181-198.
[39] 蒋灵多, 陆毅, 张国峰. 自由贸易试验区建设与中国出口行为[J]. 中国工业经济, 2021(8): 75-93.
[40] 成程, 王一出, 田轩, 等. 对外开放制度创新、全球创新网络嵌入与中国科技国际影响力[J]. 管理世界, 2024, 40(10): 16-43.
[41] 刘冲, 沙学康, 张妍. 交错双重差分: 处理效应异质性与估计方法选择[J]. 数量经济技术经济研究, 2022, 39(9): 177-204.
[42] ROTH J. Pretest with caution: Event-study estimates after testing for parallel trends[J]. American Economic Review: Insights, 2022, 4(3): 305-322.
[43] BIASI B, SARSONS H. Flexible wages, bargaining, and the gender gap[J]. The Quarterly Journal of Economics, 2021, 137(1): 215-266.
[44] 许文立, 孙磊. 市场激励型环境规制与能源消费结构转型——来自中国碳排放权交易试点的经验证据[J]. 数量经济技术经济研究, 2023, 40(7): 133-155.
[45] LI P, LU Y, WANG J. Does flattening government improve economic performance? Evidence from China[J]. Journal of Development Economics, 2016, 123: 18-37.
[46] ROSENBAUM P R, RUBIN D B. The central role of the propensity score in observational studies for causal effects[J]. Biometrika, 1983, 70(1): 41-55.
[47] 余泳泽, 夏龙龙, 段胜岚. 市场监管与企业成长——基于行政处罚数据的经验分析[J]. 中国工业经济, 2023(8): 118-136.
[48] THORSTEN B, ROSS L, ALEXEY L, et al. Big bad banks? The winnersand losers from bank deregulation in the united states[J]. Journal of Finance, 2010, 65(5): 1637-1667.

[49] 陈克兢，万清清，杨国超，等. 反收购条款与企业技术并购[J/OL]. 南开管理评论，1-35[2026-05-21]. https://link.cnki.net/urlid/12.1288.f.20250519.1342.004.
[50] JENS H. Entropy balancing for causal effects: A multivariate reweighting method to produce balanced samples in observational studies[J]. Political Analysis, 2012, 20(1): 25-46.
[51] HECKMAN J J. Sample selection bias as a specification error[J]. Econometrica, 1979, 47(1): 153-161.
[52] 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.
[53] 王雄元，徐晶. 放松市场准入管制提高了企业投资效率吗？——基于“市场准入负面清单”试点的准自然实验[J]. 金融研究，2022(9)：169-187.
[54] 石大千，丁海，卫平，等. 智慧城市建设能否降低环境污染[J]. 中国工业经济，2018(6)：117-135.
[55] MIYAGIWA K F. A reconsideration of the welfare economics of a free-trade zone[J]. Journal of International Economics, 1986, 21(3/4): 337-350.
[56] COMBES P P, DURANTON G, GOBILLON L, et al. The productivity advantages of large cities: Distinguishing agglomeration from firm selection[J]. Econometrica, 2012. 80(6): 2543-2594.
[57] ZECHNER J, HEINKEL R, KRAUS A. The effect of green investment on corporate behavior[J]. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 2001, 36(4): 431-449.
[58] 胡剑波，袁昌存. 自贸区设立会提升企业碳绩效吗[J]. 财会月刊，2025，46(23)：104-109.
[59] 曹洪军，陈泽文. 内外环境对企业绿色创新战略的驱动效应——高管环保意识的调节作用[J]. 南开管理评论，2017，20(6)：95-103.
[60] 史代敏，施晓燕. 绿色金融与经济高质量发展：机理、特征与实证研究[J]. 统计研究，2022，39(1)：31-48.
[61] 王霞，徐晓东，王宸. 公共压力、社会声誉、内部治理与企业环境信息披露——来自中国制造业上市公司的证据[J]. 南开管理评论，2013，16(2)：82-91.
[62] 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.
[63] 马勇，姜伊晴. 金融开放、货币政策与企业出口[J]. 中国工业经济，2025(1)：5-23.
[64] 张琦，郑瑶，孔东民. 地区环境治理压力、高管经历与企业环保投资——一项基于《环境空气质量标准(2012)》的准自然实验[J]. 经济研究，2019，54(6)：183-198.
[65] MURILLO-LUNA J L, GARCÉS-AYERBE C, RIVERA-TORRES P. Why do patterns of environmental response differ? A stakeholders' pressure approach[J]. Strategic Management Journal, 2008, 29(11): 1225-1240.
[66] 肖红军，沈洪涛，周艳坤. 客户企业数字化、供应商企业ESG表现与供应链可持续发展[J]. 经济研究，2024，59(3)：54-73.
[67] 江艇，孙鲲鹏，聂辉华. 城市级别、全要素生产率和资源错配[J]. 管理世界，2018，34(3)：38-50.

Institutional Openness and Corporate Carbon Information Disclosure: A Study Based on the Construction of Free Trade Pilot Zones

Chen Weiqing[1], Zeng Tianyi[1], Wang Keming[2]
(1. Accounting College of Xinjiang University of Finance and Economics, Urumqi 830012, China;
2. School of Business, Sun Yat-sen University, Guangzhou 510275, China)

Abstract: Against the backdrop of rising uncertainties in the international situation and increasingly severe environmental protection pressure, the formation of global green trade barriers is accelerating, and carbon information disclosure is regarded as crucial for enterprises to compete in the international trade market. As an important practical carrier of China's institutional opening-up, the construction of pilot free trade zones is found to profoundly reshape the carbon information disclosure behaviors of enterprises in pilot areas through policy impetus and market pull, and to help Chinese enterprises smoothly integrate into the international market. From the perspective of institutional opening-up, the linkage effect between pilot free trade zone construction and green governance was explored. Taking Shanghai and Shenzhen A-share listed companies from 2010 to 2023 as samples, a difference-in-differences model was constructed to evaluate the impact of pilot free trade zone construction on the quality of corporate carbon information disclosure. The research finds that the establishment of free trade zones significantly improves the carbon information disclosure quality of local enterprises. Mechanism analysis indicates that free trade zone construction drives enterprises to release high-quality carbon information through three paths: expanding export scale, stimulating the growth of green investment and deepening managers' environmental cognition. Heterogeneity analysis shows that the policy effect is particularly prominent in cities with high export dependence, export-oriented industries and enterprises with a large proportion of export trade. Further extended analysis verifies that free trade zone construction achieves an overall improvement in corporate carbon information disclosure quality covering both information content and disclosure detail. Micro-level empirical evidence is provided for understanding the transformation of corporate green governance driven by institutional opening-up, and references are offered for the optimized design of pilot free trade zones.

Keywords: institutional openness; free trade pilot zones; quality of carbon information disclosure; sustainable development; green governance; large language model