

城市低碳治理对企业可持续发展的影响

——以低碳城市试点政策为准自然实验

葛力铭 杨明达 刘梓萱 郑贺允

内容提要:城市低碳治理能否通过赋能环境、社会和治理(ESG)建设驱动企业可持续发展,已成为全面推进美丽中国建设的关键议题。本文选取2009—2022年沪深A股上市企业数据,以低碳城市试点政策为准自然实验,实证检验该政策对企业ESG表现的影响及其作用机制。研究发现,低碳城市试点政策提升了企业ESG表现。机制分析结果表明,该政策能够通过融资激励效应、绿色技术创新效应和研发支持效应提升企业ESG表现;同时,该作用效果随着企业内部控制质量、企业全要素生产率、资本市场关注度的提升得以强化,并随着环境不确定性的增加而有所弱化。异质性分析结果表明,该政策对企业ESG表现的提升效果在东部及北方地区企业、非重污染及技术密集型行业企业、国有企业及本土企业中表现得更加明显。进一步分析结果表明,该政策能够提升企业的治理管理能力,表现为“独树一帜”;该政策的推广效应在第二批试点后得以显现,表现为“渐入佳境”。本文的研究成果不仅为城市低碳治理与企业可持续发展之间的因果关系提供了新的理论解释、分析框架和文献证据,也为实现人与自然和谐共生的现代化提供了学理支持与决策参考。

关键词:城市低碳治理 低碳城市试点政策 企业ESG表现 美丽中国建设 推广效应

中图分类号:F061.5;F272-05

文献标识码:A

文章编号:1000-7636(2025)11-0016-22

一、问题提出

自工业革命以来,科技革命与启蒙理性交织驱动生产力历史性跃迁。然而,高污染、高消耗、高排放的粗放型经济增长方式,加剧了当代发展对后代权益的跨期侵蚀。为应对代际公平困境,世界环境与发

收稿日期:2025-03-10;修回日期:2025-10-05

基金项目:国家自然科学基金青年科学基金项目“污染产业转移对绿色转型绩效的影响:基于‘有效市场’和‘有为政府’协同发力的视角”(72503144);上海市哲学社会科学规划青年项目“‘双碳’战略下环境税制改革推进绿色低碳转型的理论与实践路径研究”(2024EGL008);上海交通大学文科青年人才培养计划项目“污染产业转移赋能绿色高质量发展的理论逻辑、实践路径与政策优化”(2025QN005)

作者简介:葛力铭 上海交通大学安泰经济与管理学院国家战略研究院助理研究员,上海,200030;

杨明达 东南大学经济管理学院博士研究生,南京,211189;

刘梓萱 新疆财经大学经济学院硕士研究生,通信作者,乌鲁木齐,830012;

郑贺允 郑州航空工业管理学院讲师,郑州,450046。

作者感谢匿名审稿人的评审意见。

展委员会于 1987 年发表《我们共同的未来》(*Our Common Future*),首次提出可持续发展理念,构建起协调当代需求与后代福祉的规范框架。随着可持续发展理念从宏观战略向具体实践不断深化,其关注重点逐渐转向可验证、可操作的微观层面。企业作为资源配置与价值创造的核心主体,其经营决策直接关乎环境外部性的内部化与社会福利的改进,这使其成为落实可持续发展理念的关键。2004 年,联合国全球契约组织在《有心者胜》(*Who Cares Wins*)中首次系统提出环境、社会和治理(ESG)三维框架,凝聚了全球对企业可持续发展的共识,并将 ESG 确立为衡量企业可持续绩效的核心指标。2023 年,《中共中央 国务院关于全面推进美丽中国建设的意见》指出,“建设美丽中国是全面建设社会主义现代化国家的重要目标,是实现中华民族伟大复兴中国梦的重要内容。”在这一战略导向下,中国 ESG 信息披露制度体系正加速完善,为企业践行可持续发展理念提供了清晰的行动框架与规范指引。企业 ESG 信息披露的制度化、规模化,既为全面推进美丽中国建设夯实了绿色治理的微观基础,也为实现人与自然和谐共生的现代化提供了可复制的操作路径。

在此背景下,中国致力于协同运用多元政策工具,以培育城市可持续发展的内生动力。低碳城市试点政策正是这一治理理念的具体实践。2010 年、2012 年和 2017 年,国家发展改革委通过“地方自主申报—中央严格审查”的双向机制,分三批遴选了 81 个低碳城市试点。具体而言,地方政府根据申报通知,主动编制并提交具有本地特色的实施方案;中央机构在接收材料后,组织开展形式审查与专家评审。通过审查的城市即被确立为低碳城市试点。由此构建的政策框架,涵盖低碳发展规划、清洁能源替代、生态产业孵化与绿色交通体系建设等关键环节^[1],并通过“试点—评估—扩散”的迭代学习,成为全国层面可复制的制度优化经验模板。

目前,学界围绕低碳城市试点政策的经济、环境与社会效应展开了系统考察,为后续政策优化与推广提供了经验证据。其一,在经济效应方面,该政策通过技术创新与产业升级“双轮”驱动,有效矫正资源错配问题,助推企业实现可持续发展^[2]。其二,在环境效应方面,该政策以强化排污约束为核心,抑制了碳排放与工业污染,并通过提升居民低碳素养^[3]与完善环境信息披露^[4],进一步激发企业绿色技术创新活力。其三,在社会效应方面,该政策的持续深化有助于改善城市空气质量,引导居民践行绿色生活方式^[5],并在一定程度上降低居民死亡率^[6]。

关于 ESG 表现的影响因素,既有研究主要将其归纳为市场发展与政府治理两类:第一,在市场发展层面,营商环境的持续优化通过倒逼企业完善内部治理、提升产品质量与重构组织架构,能够改善企业 ESG 表现^[7];第二,在政府治理层面,将环境质量纳入地方政府绩效考核体系,能够提高行政监管强度,放大绿色政策的引导作用,从而为企业履行环境责任提供制度激励^[8]。此外,既有研究普遍证实,提升 ESG 表现可通过经营管理和绿色转型来促进企业可持续发展。一方面,在经营管理上,良好的 ESG 表现有助于抑制资本无序扩张^[9]、提高企业经济效益^[10]和增强供应链韧性^[11],从而巩固企业持续经营的基础;另一方面,在绿色转型上,强化企业 ESG 表现不仅能够增强企业竞争优势^[12],还可以提升企业劳动投资效率^[13],从而推动其绿色转型进程。因此,持续优化 ESG 框架既是企业实现可持续经营的核心抓手,更是其迈向绿色转型的制度基石。

基于上述讨论,本文认为现有文献尚存在一定的拓展空间。其一,研究视角单一。多数研究分别探讨了低碳城市试点政策的经济、环境与社会效应,鲜有在同一分析框架内探讨三者的综合效应,致使研究视角

碎片化。其二,研究机制缺位。现有研究尚未厘清企业内部治理环境与外部制度环境如何协同影响低碳城市试点政策对企业 ESG 的作用效果,难以帮助政策制定者全面评估政策实施成效,也在一定程度上削弱了决策的参考价值。其三,研究深度不足。现有研究既未充分考察该政策的推广效应,也未全面考虑交叠双重差分可能存在的异质性处理效应问题,从而可能削弱研究结论的稳健性。

针对上述现实和学术背景,本文对如下问题进行系统探讨:在美丽中国战略纵深推进的背景下,低碳城市试点政策能否提升企业 ESG 表现?若政策红利存在,其通过何种传导机制得以实现?企业内部治理环境与外部制度环境是否会在其中产生交互作用,从而强化或弱化该政策效应?该政策对企业环境表现、社会表现与治理表现的影响是否存在结构性差异?为此,本文尝试在统一的框架内系统考察低碳城市试点政策对企业 ESG 表现的影响,从融资激励效应、绿色技术创新效应、研发支持效应三个角度搭建传导机制框架,并引入企业内部治理环境与外部制度环境的交互作用、ESG 分项检验及推广效应分析,为后续理论深化与政策优化提供学理支撑与经验依据。

本文的边际贡献主要体现在三个方面。第一,在研究视角上,本文基于全面推进美丽中国建设的战略目标,以城市低碳治理赋能企业可持续发展为切入点,理论阐释并实证检验了低碳城市试点政策对企业 ESG 表现的影响及其作用机制。第二,在理论机制上,本文从融资激励效应、绿色技术创新效应和研发支持效应等方面考察低碳城市试点政策对企业 ESG 表现的影响,并剖析了企业内部治理环境与外部制度环境对政策效应所产生的作用。第三,在研究设计上,本文突破了既有文献对 ESG 整体效应的单一关注,进一步考察了该政策对企业环境保护、社会责任和公司治理三个维度的影响,并评估了其多批次试点的推广潜力。

二、理论分析与假设提出

(一) 低碳城市试点政策与企业 ESG 表现

低碳城市试点政策兼具“自上而下”的强制性与“自下而上”的适应性,有助于激活区域的资源禀赋与比较优势,协同推动能源结构、产业体系与环境治理的绿色转型。制度理论强调,企业必须内化社会共享价值并遵循正式制度安排,才能实现可持续发展。作为一项外生制度冲击,低碳试点政策通过合规压力与社会期望共同作用,促使企业更加重视并提升其 ESG 表现。首先,在环境保护方面,该政策通过量化减排目标,抬升高排放企业的合规成本与违规风险。在目标压力的驱动下,企业沿着节能技术创新化、生产流程清洁化与产业结构绿色化路径进行转型,并通过精细化管理降低能耗^[14]。同时,在低碳城市试点政策指引下,地方政府通过加大绿色财政补贴,降低企业绿色转型的融资成本,从而有效提升其 ESG 表现。其次,在社会责任方面,该政策以绿色技术创新为牵引,既强调创造新增岗位、缓解劳动力错配,培育新增就业生力军^[15],也要求高排放、重污染企业绿色转型,压缩生产活动的环境负外部性,降低公众健康风险^[16],从而提升企业 ESG 表现。最后,在公司治理方面,该政策通过构建温室气体统计、监测与考核体系,将减排责任下沉至重点企业,促使企业将碳风险纳入战略决策,提高环境信息披露质量与可信度^[17],并同步优化内部治理结构,从而提升企业 ESG 表现。

基于此,本文提出假设 1:低碳城市试点政策能够提升企业 ESG 表现。

(二) 低碳城市试点政策影响企业 ESG 表现的作用机制

1. 融资激励效应

经济社会的高速运转推动了企业多元化发展,而滞后的融资能力则构成了企业可持续发展的现实瓶颈^[18]。信号传递理论指出,信息优势方能够通过特定行为向市场传递内部信号。循此逻辑,低碳城市试点政策通过释放官方认证与政策扶持的双重信号,降低信息不对称,增强投资者信心,有效发挥融资激励效应,从而提升企业 ESG 表现^[19]。首先,就融资约束而言,该政策通过“地方自主申报—中央严格审查”的遴选程序,向资本市场传递审查认证信号,抑制企业过度举债与短期逐利冲动^[20],提振市场投资意愿,有效发挥融资激励效应,从而提升企业 ESG 表现。同时,该政策要求地方政府设立绿色低碳先进技术基金,并推动碳汇金融创新,向外界传递了政策支持信号,直接提高了企业获得资金的可能性,有效发挥融资激励效应,从而提升企业 ESG 表现。其次,就筹资现金流而言,该政策对企业数据采集、核算提出了更高标准。为此,企业需要进一步提升信息披露质量,逐步树立具有绿色信誉的社会责任形象,拓展多元融资渠道,有效发挥融资激励效应,从而提升企业 ESG 表现。

基于此,本文提出假设 2:低碳城市试点政策通过发挥融资激励效应,提升企业 ESG 表现。

2. 绿色技术创新效应

绿色技术创新已成为新一轮科技革命与产业竞争的战略制高点。如何加强绿色技术创新,已成为企业实现可持续发展的关键议题。波特假说指出,恰当设计的环境规制可以激发企业创新。循此逻辑,低碳城市试点政策通过收紧高污染行业碳排放约束,倒逼企业开展绿色创新活动,有效发挥绿色技术创新效应^[21],从而提升企业 ESG 表现。首先,就绿色技术创新数量而言,该政策对工业、能源供应等高污染部门实施刚性排放限额,对无法将环境成本内部化的企业予以整改、关停处理,迫使企业在生产流程、空间布局与技术路线三方面同步优化,加快绿色技术专利应用^[22],有效发挥绿色技术创新效应,从而提升企业 ESG 表现。其次,就绿色技术创新质量而言,该政策通过动态考核与经验总结,推动高污染企业调整竞争策略,使其从合规导向转向附加值导向,促使企业主动采用低碳技术对传统工艺进行系统性改造,提升专利引用强度与技术原创性,实现绿色创新质量的整体跃升,有效发挥绿色技术创新效应,从而提升企业 ESG 表现。

基于此,本文提出假设 3:低碳城市试点政策通过发挥绿色技术创新效应,提升企业 ESG 表现。

3. 研发支持效应

持续稳定的研发投入不仅是企业扩大创新产出、加速成果转化的前提,更是实现可持续发展的核心动力。新经济增长理论指出,由市场激励推动的研发活动构成了技术进步与经济增长的内生动力^[23]。循此逻辑,低碳城市试点政策通过构建地方政府与企业之间可预期的创新激励合约,促使地方政府将稀缺财政资源注入企业研发环节,帮助企业提升产品质量和创新能力,有效发挥研发支持效应,从而提升企业 ESG 表现。首先,就政府补助而言,该政策激励地方政府加大绿色财政补贴等稀缺性资源的供给,为企业绿色转型提供关键的“输血”支持,有助于企业降低研发成本、分散创新风险,提高企业开展高质量绿色技术创新的收益预期,有效发挥研发支持效应,从而提升企业 ESG 表现。其次,就研发投入而言,该政策带来的持续稳定的研发投入赋予了企业更大的绿色价值,促使企业优化生产流程、革新绿色工艺,提高生产效率和产品质量,有效发挥研发支持效应,从而提升企业 ESG 表现。

基于此,本文提出假设 4:低碳城市试点政策通过发挥研发支持效应,提升企业 ESG 表现。

(三) 低碳城市试点政策影响企业 ESG 表现的交互因素

1. 企业内部治理环境

本文认为,由内部控制质量与全要素生产率共同构成的企业内部治理环境,可能会与低碳城市试点政策对企业 ESG 表现的影响产生交互作用。首先,在企业内部控制质量方面,权变理论衍生的环境适应性框架表明,企业会随外部规制动态调整自身战略。完备的内部治理体系能够抑制高管机会主义减持与腐败行为,减少代理冲突,优化资源配置并强化监督效能,增强企业声誉^[24],从而强化低碳城市试点政策对企业 ESG 表现的提升效果。此外,提高企业内部控制质量能够优化会计信息质量^[25],打破信息孤岛和数据壁垒,降低信息不对称,从而强化低碳城市试点政策对企业 ESG 表现的提升效果。其次,在企业全要素生产率方面,利益相关者理论要求,企业不仅要为股东负责,也需要承担对城市环境与消费者的责任^[26]。在响应低碳城市试点政策的过程中,企业通过增强绿色技术创新能力、优化资源配置和提高投资质量,推动全要素生产率提升^[27],从而强化低碳城市试点政策对企业 ESG 表现的提升效果。

基于此,本文提出假设 5:企业内部控制质量和企业全要素生产率的提高会强化低碳城市试点政策对企业 ESG 表现的积极影响。

2. 企业外部制度环境

本文认为,由环境不确定性与资本市场关注度共同构成的企业外部制度环境,可能会与低碳城市试点政策对企业 ESG 表现的影响产生交互作用。首先,在环境不确定性方面,动态能力理论指出,行业结构相对稳定时,企业可以依靠既有知识与流程获得可预测绩效^[28]。然而,当外部环境的不确定性增加时,信息披露压力会干扰管理层决策。为平滑短期绩效波动,高管可能倾向于将资源由长期 ESG 投资转向能够快速粉饰报表的策略性行为,从而弱化低碳城市试点政策对企业 ESG 表现的提升效果。其次,在资本市场关注度方面,信息揭示假说指出,外部监督强度越高,信息披露效率也越高。在资本市场关注度较高的环境下,券商、基金及分析师等专业机构凭借其行业知识,持续整合、解析并传递商业信息,在降低企业与投资者间信息不对称的同时,形成了实时的声誉约束机制,有助于预测企业风险并准确评估其价值^[29],从而强化低碳城市试点政策对企业 ESG 表现的提升效果。

基于此,本文提出假设 6:环境不确定性的增加会弱化低碳城市试点政策对企业 ESG 表现的积极影响,而资本市场关注度的增加则会强化低碳城市试点政策对企业 ESG 表现的积极影响。

三、实证设计

(一) 模型设定

首先,本文将低碳城市试点政策视为一项准自然实验,使用双重差分(DID)法估计该政策对企业 ESG 表现的影响。模型设定如下:

$$ESG_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 did_{i,t} + X'_{i,t} \alpha_2 + \lambda_i + \mu_t + \gamma_r + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中,下标 i 表示企业, t 表示年份, r 表示行业; $ESG_{i,t}$ 表示企业 i 在年份 t 的 ESG 表现; $did_{i,t}$ 表示低碳城市试点政策的虚拟变量; $X'_{i,t}$ 表示控制变量向量; λ_i 表示企业固定效应, μ_t 表示年份固定效应, γ_r 表示行业固定效应, α_0 表示常数项, $\varepsilon_{i,t}$ 表示随机扰动项。 α_1 是本文关注的核心系数,其反映了低碳城市试点政策对企业 ESG 表现的影响;如果 α_1 显著为正,则表明低碳城市试点政策的实施提升了企业 ESG 表现,反之则表明对企业 ESG 具有负向影响。

其次,本文参考孙鹏博和葛力铭(2021)^[30]的做法,检验低碳城市试点政策是否通过融资激励效应、绿色技术创新效应和研发支持效应提升企业 ESG 表现,设定如下计量模型:

$$Mechanism_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 did_{i,t} + X'_{i,t} \beta_2 + \lambda_i + \mu_t + \gamma_r + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

式(2)中, $Mechanism_{i,t}$ 表示以融资激励效应、绿色技术创新效应和研发支持效应为主体的机制变量。其中,融资激励效应以融资约束程度和筹资现金流为主要表征,绿色技术创新效应以绿色技术创新数量与质量为主要表征,研发支持效应以研发投入和政府补助为主要表征。

最后,本文参考邵帅等(2024)^[31]的做法,检验企业内部治理环境和外部制度环境对低碳城市试点政策影响企业 ESG 表现产生的交互效应,设定如下计量模型:

$$ESG_{i,t} = \eta_0 + \eta_1 did_{i,t} + \eta_2 did_{i,t} \times Moderator_{i,t} + \eta_3 Moderator_{i,t} + X'_{i,t} \eta_4 + \lambda_i + \mu_t + \gamma_r + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

式(3)中, $Moderator_{i,t}$ 为低碳城市试点政策在影响企业 ESG 表现过程中的交互变量。其中,企业内部治理环境以内部控制质量和全要素生产率为主要表征,企业外部制度环境以环境不确定性和资本市场关注度为主要表征。

(二) 变量说明

1. 被解释变量

为衡量企业 ESG 表现,本文参考韩一鸣等(2025)^[32]的做法,选取由第三方评级机构发布的华证 ESG 评级作为核心衡量指标。该指标共包含九个评级等级(AAA—C),本文将其从高到低依次赋值为 9 至 1 分,并以四个季度评分的年度平均值作为企业当年 ESG 表现(ESG)。该指数得分越高,表明企业 ESG 表现越好。

2. 解释变量

本文首先参考葛力铭等(2024)^[22]的做法,将三批低碳城市试点的起始时间分别设定为 2011 年、2013 年与 2017 年。其中,第一批试点地区包括广东、辽宁等 5 个省份,以及天津、重庆等 8 座城市,旨在激发各地区开展低碳治理的积极性,并积累面向不同区域与产业类型的低碳治理经验;第二批试点地区包括北京、上海等 26 座城市,旨在发挥各地区的比较优势,探索差异化的温室气体减排路径;第三批试点地区扩展至乌海市、沈阳市等 45 个市(区、县),旨在进一步探索低碳发展的创新模式,并强化试点地区可持续发展的制度保障。其次,本文通过将“样本城市是否入选试点地区”与“试点政策是否在当年实施”两个虚拟变量进行交乘,构建双重差分项(did)。同时,考虑到前三批低碳城市试点的实际启动时间分别为 2010 年 7 月、2012 年 11 月与 2017 年 1 月,并且前两批低碳城市试点政策均于下半年展开,为缓解试点政策执行中可能存在的时滞影响,本文将企业所在城市自试点政策正式实施当年及之后各年的 did 变量取值为 1,作为实验组;否则赋值为 0,作为对照组。最后,为避免因试点范围逐步扩大而引发的样本选择偏误,本文将城市首次被纳入试点的年份界定为其受到政策冲击的时点。

3. 控制变量

考虑到企业层面的其他因素可能对企业 ESG 表现产生潜在影响,本文选取如下控制变量:企业年龄(Age),以企业成立年份加 1 后取对数来衡量;企业规模($Size$),以企业总资产的对数来衡量;总资产收益率(ROA),以企业净利润占总资产的比重来衡量;独立董事占比(ID),以独立董事人数占董事会总人数的比重来衡量;两职合一($Dual$),当董事长与总经理两职兼任时, $Dual$ 取值为 1,反之则取值为 0;资产负债率(Lev),以负债总额占总资产的比重来衡量;第一大股东持股比例($TOP1$),以第一大股东持股份额占总股本

的比重来衡量;董事会规模(*BDS*),以董事会人数的自然对数来衡量;经营现金流量(*OCF*),以企业经营现金流量净额占总资产的比重衡量。

4. 机制变量

(1)以融资约束(*SA*)和筹资现金流(*CFF*)作为融资激励效应的度量指标。本文采用*SA*指数作为融资约束的代理指标^[33],并采用股权融资与债权融资之和占总资产的比值来衡量企业的筹资现金流^[34]。

(2)以绿色技术创新数量(*Gquantity*)和绿色技术创新质量(*Gquality*)作为绿色技术创新效应的度量指标。本文采用企业当年的绿色发明专利授权量对企业的绿色技术创新数量予以衡量^{①[35]},并统计出绿色发明专利与绿色实用新型专利自申请期开始后5年内的被引用次数,对企业绿色技术创新质量予以衡量^{②[36]}。

(3)以研发投入(*R&D*)和政府补助(*Sub*)作为研发支持机制效应的度量指标。本文采用研发支出总金额予以衡量^[37],并采用政府补助金额衡量政府补助水平^[38]。

5. 交互变量

(1)以企业内部控制质量(*IC*)和全要素生产率(*TFP*)作为企业内部治理环境交互效应的度量指标。本文采用迪博中国上市公司内部控制指数取自然对数的方式对企业内部控制质量予以衡量^[39],并用营业收入、固定资产净额、员工人数和中间投入等指标测度企业全要素生产率^[40]。

(2)资本市场关注度(*Follow*)和环境不确定性(*EU*)作为企业外部制度环境交互效应的度量指标。本文采用分析师数量衡量资本市场关注度^{③[41]},并以企业非正常销售收入的波动程度衡量环境不确定性^{④[42]}。

(三) 研究样本与数据来源

受限于企业ESG数据的可得性,本文以2009—2022年沪深A股上市公司作为研究样本,数据来源于深圳希施玛数据科技有限公司中国经济金融研究数据库(CSMAR)、上海经禾信息技术有限公司中国研究数据服务平台(CNRDS)和上海华证指数信息服务有限公司ESG研究报告。本文对研究样本进行如下处理:(1)剔除金融行业和房地产行业的样本企业;(2)剔除上市未满一年的样本企业;(3)剔除在样本期间内被ST、*ST和PT的样本企业;(4)剔除资产负债率大于等于1的上市企业;(5)对连续变量进行了上下1%的缩尾处理;(6)部分缺失数据采用线性插值法予以补全。

各变量的描述性统计结果报告于表1。其中,企业ESG表现的最大值为6.2500、最小值为1.2500,反映出样本企业之间ESG表现差异较大,呈现较为明显的两极分化态势。这可能是因为企业自身的发展条件约束或管理层战略选择,同时也表明ESG表现较弱的企业具备较大的改进潜力。绿色技术创新的数量与质量均值远低于最大值,表明中国整体绿色技术创新能力仍然偏弱。全要素生产率的最大值与最小值之间差距较大,但标准差相对较小,表明多数企业的全要素生产率存在明显差异,整体上仍有提升空间。研发投入与政府补助的均值远低于最大值,反映出中国企业之间在资源获取与投入能力方面存在较大差距,部分企业仍依赖资源优势以增强其科技研发能力。

① 考虑到绿色专利中存在潜在极端值影响,本文对绿色技术创新进行反双曲正弦变换。反双曲正弦变换近似于该变量的自然对数,并允许保留零值的观测。使用 $\ln(1+x)$ 进行转换后,结果仍然是稳健的。

② 鉴于绿色专利申请越早越会被引用,可能引起时序测量偏差,且引用次数含极端值,本文对其进行了反双曲正弦变换。

③ 鉴于分析师数量可能受极端值干扰,本文对资本市场关注度施以反双曲正弦变换,即跟踪企业的盈余预测机构越多,表明分析师覆盖越广,市场关注度越高。

④ 本文以观测期前五年数据,用最小二乘法对销售收入回归年份(残差即为非正常销售收入),再以五年该残差标准差与同期销售收入均值之比度量环境不确定性。

表 1 变量描述性统计结果

变量类型	变量符号	变量说明	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	ESG	企业 ESG 表现	39 882	4. 154 9	1. 003 3	1. 250 0	6. 250 0
解释变量	did	低碳城市试点政策	39 882	0. 608 4	0. 488 1	0	1
控制变量	Age	企业年龄	39 882	2. 013 4	0. 949 9	0	3. 496 5
	Size	企业规模	39 882	22. 160 1	1. 295 0	19. 873 2	26. 215 1
	ROA	总资产收益率	39 882	0. 042 9	0. 064 6	-0. 226 8	0. 224 4
	ID	独立董事占比	39 882	0. 376 1	0. 053 3	0. 333 3	0. 571 4
	Dual	两职合一	39 882	0. 296 3	0. 456 6	0	1
	Lev	总资产收益率	39 882	0. 417 5	0. 207 3	0. 050 5	0. 898 2
	Top1	第一大股东持股比例	39 882	34. 275 4	14. 873 6	8. 483 8	74. 658 2
	BDS	董事会规模	39 882	2. 197 5	0. 236 9	1. 609 4	2. 833 2
	OCF	经营现金流量	39 882	4. 663 9	6. 976 5	-16. 144 0	24. 579 6
	SA	融资约束	39 882	3. 800 2	0. 257 2	3. 193 1	4. 406 6
	CFF	筹资现金流	39 882	5. 040 6	11. 399 1	0. 258 4	84. 824 1
	Gquantity	绿色技术创新数量	39 882	0. 253 2	0. 604 3	0. 000 0	3. 135 5
机制变量	Gquality	绿色技术创新质量	39 882	0. 930 2	1. 441 9	0. 000 0	5. 560 7
	R&D	研发投入	39 882	1. 489 9	3. 772 5	0. 000 0	28. 207 3
	Sub	政府补贴	39 882	0. 336 8	0. 756 0	0. 000 0	5. 432 2
	IC	内部控制质量	39 882	642. 019 8	129. 388 8	0. 000 0	867. 460 0
	TFP	全要素生产率	39 882	8. 311 0	1. 025 0	6. 122 2	11. 132 0
交互变量	Follow	资本市场关注度	39 882	1. 389 6	1. 182 3	0. 000 0	3. 761 2
	EU	环境不确定性	39 882	0. 136 9	0. 118 6	0. 012 2	0. 694 2

四、实证结果与分析

(一) 基准分析

表 2 报告了低碳城市试点政策影响企业 ESG 表现的基准回归结果。其中,无论采用异方差稳健标准误,还是将标准误聚类到何种层级,低碳城市试点政策均能够提升试点地区上市企业的 ESG 表现。

由第一列回归结果可知,低碳城市试点政策的回归系数在 1%水平下显著为正。具体地,在给定其他条件不变的情况下,相对于非试点地区而言,试点地区上市企业 ESG 表现平均提升 0. 041 4。此外,根据前述描述性统计结果,样本企业 ESG 表现的均值为 4. 154 9,因此试点地区的上市企业 ESG 表现相对于样本均值提升约 0. 996 4 个百分点(0. 041 4/4. 154 9×100%)。

表 2 基准回归结果

变量	ESG					
	异方差 稳健标准误	标准误聚类层级				
		企业	年份	企业-年份	企业-行业	行业-年份
did	0. 041 4 ***	0. 041 4 *	0. 0414 **	0. 041 4 ***	0. 041 4 *	0. 041 4 **
	(0. 015 6)	(0. 023 0)	(0. 018 5)	(0. 015 6)	(0. 023 3)	(0. 017 0)
Age	-0. 203 0 ***	-0. 203 0 ***	-0. 203 0 ***	-0. 203 0 ***	-0. 203 0 ***	-0. 203 0 ***
	(0. 013 8)	(0. 018 9)	(0. 025 7)	(0. 013 8)	(0. 019 2)	(0. 017 5)

表2(续)

变量	ESG					
	异方差 稳健标准误	标准误聚类层级				
		企业	年份	企业-年份	企业-行业	行业-年份
<i>Size</i>	0.280 1 *** (0.010 3)	0.280 1 *** (0.016 7)	0.280 1 *** (0.030 4)	0.280 1 *** (0.010 3)	0.280 1 *** (0.016 4)	0.280 1 *** (0.011 4)
<i>ROA</i>	0.782 0 *** (0.089 7)	0.782 0 *** (0.109 1)	0.782 0 *** (0.214 5)	0.782 0 *** (0.089 7)	0.782 0 *** (0.112 1)	0.782 0 *** (0.104 8)
<i>ID</i>	0.948 2 *** (0.114 6)	0.948 2 *** (0.155 6)	0.948 2 *** (0.140 7)	0.948 2 *** (0.114 6)	0.948 2 *** (0.158 8)	0.948 2 *** (0.107 9)
<i>Dual</i>	-0.046 6 *** (0.013 1)	-0.046 6 ** (0.018 2)	-0.046 6 *** (0.012 8)	-0.046 6 *** (0.013 1)	-0.046 6 ** (0.018 7)	-0.046 6 *** (0.013 4)
<i>Lev</i>	-0.812 6 *** (0.041 8)	-0.812 6 *** (0.060 1)	-0.812 6 *** (0.092 7)	-0.812 6 *** (0.041 8)	-0.812 6 *** (0.060 2)	-0.812 6 *** (0.045 0)
<i>TOP1</i>	0.004 3 *** (0.000 7)	0.004 3 *** (0.001 1)	0.004 3 *** (0.001 2)	0.004 3 *** (0.000 7)	0.004 3 *** (0.001 1)	0.004 3 *** (0.000 7)
<i>BDS</i>	-0.076 0 *** (0.023 1)	-0.076 0 *** (0.026 8)	-0.076 0 *** (0.023 6)	-0.076 0 *** (0.023 1)	-0.076 0 *** (0.027 7)	-0.076 0 *** (0.020 7)
<i>OCF</i>	-0.003 8 *** (0.000 7)	-0.003 8 *** (0.000 7)	-0.003 8 *** (0.000 6)	-0.003 8 *** (0.000 7)	-0.003 8 *** (0.000 8)	-0.003 8 *** (0.000 7)
企业固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
行业固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	39 514	39 514	39 514	39 514	39 514	39 514
<i>R</i> ²	0.618 7	0.618 7	0.618 7	0.618 7	0.618 7	0.618 7

注：***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 水平下显著, 括号内为稳健标准误, 后表同。

(二) 前期假设检验

1. 平行趋势假设评估

在采用多期 DID 方法评估低碳城市试点政策对企业 ESG 表现的影响时, 处理组与控制组之间满足平行趋势假设是保证结果科学性的关键前提。鉴于此, 本文参照吕等人 (Lv et al., 2024)^[43] 的做法, 采用事件研究法, 以低碳城市试点政策实施前一年为基准期进行平行趋势假设评估, 模型设定如下:

$$ESG_{i,t} = \varphi_0 + \sum_{k=-6}^6 \varphi_k did_{i,t_0+k} + X'_{i,t} \varphi_1 + \lambda_i + \mu_t + \gamma_r + \varepsilon_{i,t}$$

(4)

式(4)中, did_{i,t_0+k} 表示低碳城市试点政策实施第 k 年的虚拟变量; t_0 表示低碳城市试点政策实施的当年; k 表示相对于低碳城市试点政策实施之前或之后的年份, 取值为 $-6 \sim 6$ 。

图 1 平行趋势假设评估结果表明, 当 $k < 0$ 时, 低碳城市试点政策实施前各期的回归系数整体上不显著, 即在该政策实施之前, 低碳城市试点企业 and 非低碳城市试点提升企业 ESG 表现变化趋势并没有显著差异, 因而未拒绝事前趋势平行的假设; 当 $k > 0$ 时, 低碳城市试点企业的 ESG 表现呈现出上升的趋势, 表明该政策

对提升企业 ESG 表现发挥了积极作用,进一步验证了基准回归结果的稳健性。需要特别说明的是,政策效果在第三期才显现,可能是因为政策传导存在天然滞后性,即在企业完成内部治理重构与战略调整后,政策工具才能触发行作为响应;而第四期之后的政策效果衰减,这可能是因为地方政府与企业在政策初期集中投放资源、改造生产流程,短期收益迅速兑现,但随着政策实施渐长,财政资源边际递减、技术改造边际成本递增,叠加持续合规压力,造成低碳城市试点政策效果衰减,即低碳城市试点政策在试点期后发挥的政策效果较为有限。因此,地方政府应该充分重视低碳城市建设的后续评估工作,以期为企业 ESG 表现提供更为有效的制度保障。

2. 安慰剂检验

为了考察低碳城市试点政策对企业 ESG 表现的影响是否会受到随机因素和不可观测因素的影响,本文参考孙鹏博和葛力铭(2021)^[30]的做法,通过随机指定低碳城市试点,同当年低碳城市试点政策公布的低碳城市试点数量保持一致,再对处理效应进行估计,并重复进行 500 次回归。图 2 结果表明,回归系数服从正态分布且大多集中分布在 0 的附近;

垂直虚线代表的基准回归的回归系数(0.041 4)完全独立于该系数分布之外,表明低碳城市试点政策对企业 ESG 表现的影响并非源于随机因素和其他不可观测因素的影响,从而证明本文基准结论仍然稳健。

3. 空间溢出效应检验

根据前文可知,低碳城市试点政策对企业 ESG 表现具有正向影响,而此种影响是否会溢出到相邻城市

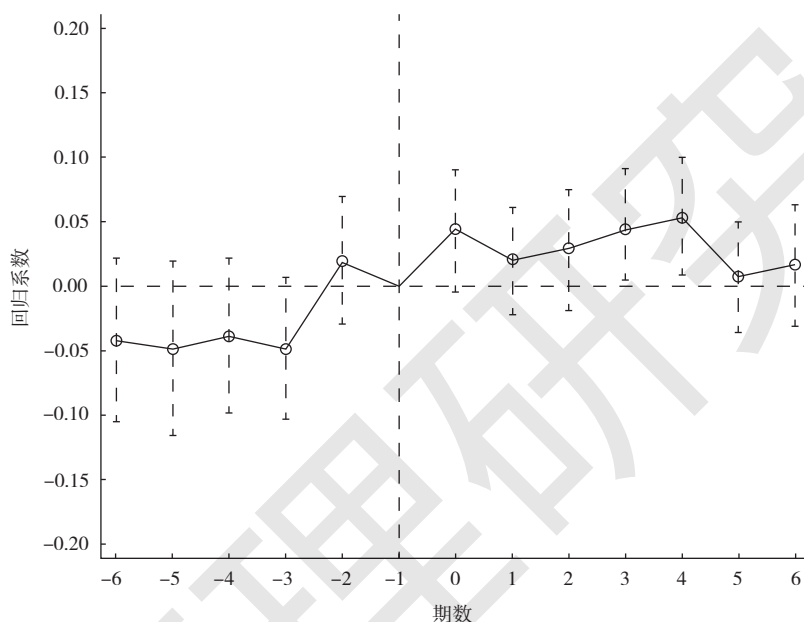


图 1 平行趋势假设评估结果

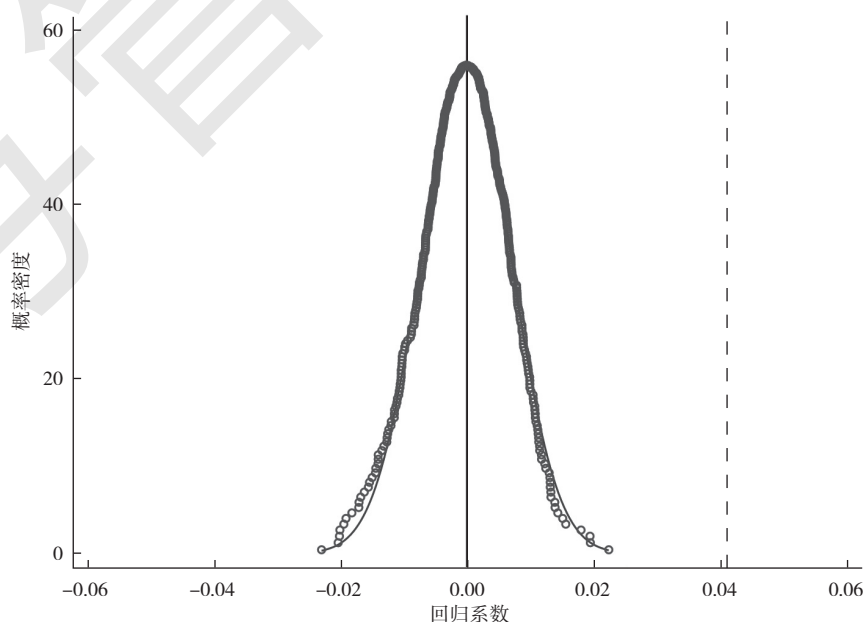


图 2 安慰剂检验结果

值得进一步探讨。从理论上看,低碳城市试点政策能够借助技术、人才和治理等多重手段,对本地企业的 ESG 表现施加影响。此外,城市之间的竞争与合作行为还会引发资源流动,这也有可能对邻近地区企业的 ESG 表现产生影响。然而,利用 DID 方法评估政策处理效应的前提是该政策没有空间溢出效应以及个体之间不存在相互影响,即满足个体处理稳定性假定(SUTVA)。因此,本文参考姚洪江和王昆仑(2023)^[44]的做法,基于城市间的地理临近性对低碳城市试点是否存在政策外溢性进行检验。本文首先识别出与低碳城市试点地理相邻的非试点城市。对于与多个低碳城市试点相邻的非试点城市,本文将其政策影响起始时间设定为所有邻近试点中最早的政策实施时间。其次,为控制多重共线性问题,本文将所有试点城市自身的观测值从样本中予以排除。基于此,本文设定如下计量模型:

$$ESG_{i,t} = \alpha_0 + \beta_1 did_{i,t} + \beta_2 (1 - did) \times spillover_{i,t} + X'_{i,t} \beta_3 + \lambda_i + \mu_t + \gamma_r + \varepsilon_{i,t} \tag{5}$$

式(5)中, $spillover_{i,t}$ 表示企业 i 所在城市在第 t 年是否为低碳城市试点的相邻城市,是则取值为 1,否则取值为 0; $(1 - did) \times spillover_{i,t}$ 保证了相邻城市中不含试点城市本身。

由表 3 可知,在控制不同聚类层级后, $spillover_{i,t}$ 的回归系数不显著,相对于 did 的回归系数也更小。此外,加入 $spillover_{i,t}$ 对模型的拟合优度几乎没有影响,且低碳城市试点政策依然能够提升企业 ESG 表现,表明低碳城市建设不存在明显的空间溢出效应,满足个体处理稳定性假定。

表 3 空间溢出效应检验回归结果

变量	ESG			
	异方差 稳健标准误	标准误聚类层级		
		年份	企业-年份	行业-年份
did	0.035 8 ** (0.016 5)	0.035 8 * (0.019 3)	0.035 8 ** (0.016 5)	0.035 8 ** (0.017 7)
$spillover$	-0.020 8 (0.021 2)	-0.020 8 (0.013 7)	-0.020 8 (0.021 2)	-0.020 8 (0.020 6)
控制变量	控制	控制	控制	控制
固定效应	控制	控制	控制	控制
样本量	39 514	39 514	39 514	39 514
R^2	0.618 7	0.618 7	0.618 7	0.618 7

注:企业、年份和行业的固定效应均已控制,后表同。

(三) 处理效应异质性检验

在交叠 DID 模型中,样本在接受不同的政策处理时点所产生的不良控制组问题可能会导致多期 DID 估计量产生潜在偏误。因此,参考古德曼-培根(Goodman-Bacon, 2021)^[45]的做法,本文首先通过绘制处理时间分布图,并进行负权重诊断、同质处理效应检验,以初步判断交叠 DID 是否存在负权重和处理效应异质性的问题。

1. 处理时间分布情况

在交叠 DID 设定下,早期接受政策处理的个体可能被用作后期处理个体的控制组,导致各期回归系数受到跨期干扰^[46],进而影响估计结果的稳健性。为了更加直观地判断样本中较早接受处理组、较晚接受处

理组和从未接受处理组的分布情况,并初步判断异质性处理效应的潜在影响,本文绘制了低碳城市试点政策的处理时间分布图^①。结果显示,并非所有上市企业均受到政策处理,且始终处于处理状态的企业数量较少。上述结果表明,低碳城市试点政策对企业 ESG 表现的处理效应,可能主要来自良好的控制组,由异质性处理效应所引起的估计偏误较小,初步证明了本文基准结论的稳健性。

2. 负权重诊断

在不同处理组别或不同处理时点存在的异质性处理效应,是导致交叠 DID 中产生负权重问题的主要原因,可能会使双向固定效应(TWFE)估计量出现严重偏误。因此,本文参考已有研究^[47]的做法,构造了余值化处理变量。该变量与对应权重在数值上成比例、方向上一致,因而可通过余值化处理变量分布图来判断权重的大小及方向。如图 3 所示,处理组中余值化处理变量小于 0 的观测值比重较小,表明绝大多数受处理样本获得了正权重,由此可判断本文的 TWFE 估计量未因负权重问题而产生严重偏误,证明了本文基准结论的稳健性。

3. 同质性处理效应检验

考虑到同质的处理效应不会因处理组存在负权重问题而影响估计结果,而异质的处理效应即便在处理组样本均存在正权重的情形下仍可能导致估计偏误。因此,本文参考亚基亚拉(Jakiela, 2021)^[48]的做法,构造了余值化结果变量,并分别考察在处理组和控制组中余值化结果变量与余值化处理变量的相关关系是否存在显著差异。由图 4 可知,处理组和控制组的余值化结果变量与余值化处理变量拟合线不存在非常明显的分叉,表明斜率在低碳城市试点城市和非低碳城市试点城市之间不存在显著差异,满足同质性处理效应假设,证明了本文基准结论的稳健性。

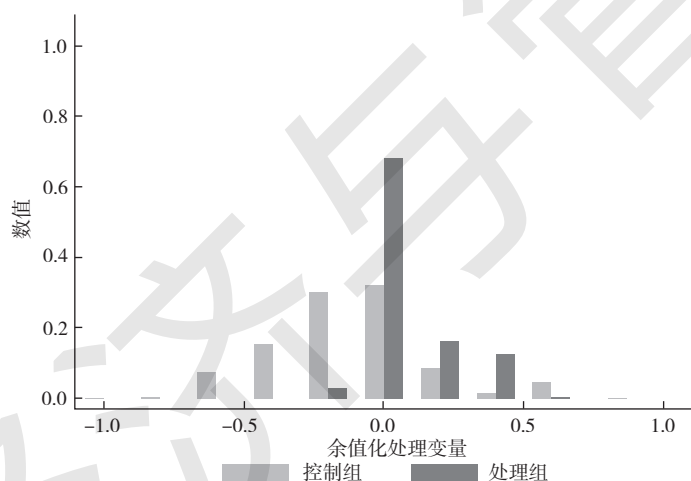


图 3 余值化处理变量分布

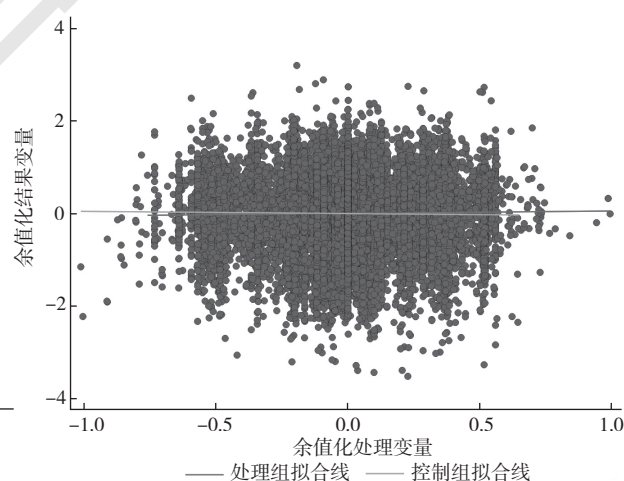


图 4 同质性处理效应检验结果

4. 异质性稳健估计量

处理时间分布图仅能初步说明基于 TWFE 框架的交叠 DID 估计量未产生较大偏误,尚不足以完全确保结论的稳健性,因此需要开展进一步检验。在交叠 DID 中,前期接受政策处理的个体可能作为后期处理个体的控制组,从而导致各期回归系数受到跨期干扰的影响。为缓解处理效应异质性可能带来的估计偏误,本文参考孙和亚伯拉罕(Sun & Abraham, 2021)^[49]的做法,将控制组设定为从未接受处理与尚未接受处理的

^① 限于篇幅,省略处理时间分布图,备案。

样本,并采用线性回归方法计算每个组别在该时期内的平均处理效应,再从组别、时期两个维度进行加权平均以得到平均处理效应。由图 5 可知,在采用上述组别-时期平均处理效应方法进行估计后,低碳城市试点政策的回归系数仍显著为正。这表明前期接受政策处理的个体作为后期接受处理个体的控制组所带来的权重问题,并未对政策效应产生实质性干扰,同时进一步确认低碳城市试点政策对企业 ESG 表现具有提升作用,证明了本文基准结论的稳健性。

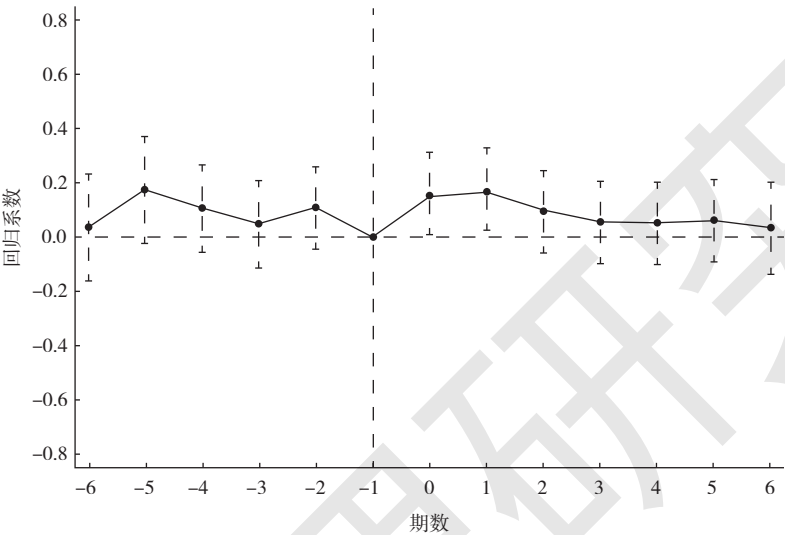


图 5 异质性稳健估计量结果

(四) 其他稳健性检验

为确保研究结论的稳健性,本文还进行了一系列其他稳健性检验,具体包括排除其他政策干扰、排除联立方程偏误影响、采用野聚类自助法计算标准误、控制处理组时间趋势、排除新冠疫情冲击影响和排除控制组选择偏误影响等六个方面^①。结果表明,前文得到的基准结论均未因上述处理而发生改变。

五、机制分析与交互效应分析

(一) 机制分析

根据前文理论分析可知,低碳城市试点政策可能会通过融资激励效应、绿色技术创新效应和研发支持效应三个方面影响企业 ESG 表现。在此基础上,本文进一步从实证分析的角度对低碳城市试点政策影响企业 ESG 表现的路径进行检验,相应的回归结果见表 4。

表 4 机制检验回归结果

变量	融资激励效应		绿色技术创新效应		研发支持效应	
	SA	CFF	Gquantity	Gquality	R&D	Sub
did	-0.010 6 *** (0.001 5)	0.442 5 *** (0.093 6)	0.044 2 *** (0.009 0)	0.068 0 *** (0.017 6)	0.303 4 *** (0.051 6)	0.051 6 *** (0.010 4)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	39 514	39 514	39 514	39 514	39 514	39 514
R ²	0.959 2	0.907 3	0.642 1	0.827 2	0.775 5	0.727 9

① 限于篇幅,省略本部分做法及稳健性检验回归结果,留存备案。

表 4 结果表明,低碳城市试点政策对融资约束具有负向影响,对筹资现金流具有正向影响。这说明低碳城市试点政策可以通过缓解融资约束和增加筹资现金流的方式提升企业 ESG 表现,假设 2 得以验证。该政策借助政府补贴、税收减免与绿色信贷等工具,为企业注入基础流动性,确保了企业在转型初期拥有稳定现金流,以支撑其投入和运营成本,从而提升企业 ESG 表现。此外,该政策持续释放积极信号,吸引更多资本进入可持续发展领域,为突破性绿色技术及其商业化提供风险资本,驱动企业将更多资源投入绿色技术研发、可持续生产模式和社会责任项目,从而提升企业 ESG 表现。因此,低碳城市试点政策能够通过缓解企业融资约束,增加筹资现金流,有效发挥融资激励效应,从而提升企业 ESG 表现。

同时,低碳城市试点政策对绿色技术创新数量与质量均具有正向影响,表明低碳城市试点政策通过促进绿色技术创新“提质保量”的方式来提升企业 ESG 表现,假设 3 得以验证。该政策以碳强度与能耗“双控”为核心约束,并叠加行业准入负面清单,倒逼企业在产业定位、空间布局与技术路线等方面同步调整,研发资源配置也随之向清洁工艺、末端治理等领域倾斜,形成规模化的绿色技术投资,从而提升企业 ESG 表现。此外,该政策将专利转化率与技术就绪度设为考核支点,构建“研发—中试—产业化”阶梯式补贴制度,把外部环境成本内部化为可预期研发收益,激励企业在绿色技术“增量”与“提质”两端同时发力,放大创新乘数效应,从而提升企业 ESG 表现。因此,低碳城市试点政策能够通过促进企业绿色技术创新的增量提质,有效发挥绿色技术创新效应,从而提升企业 ESG 表现。

此外,低碳城市试点政策对研发投入与政府补助均具有正向影响,表明低碳城市试点政策可以通过增加财政补助和激励企业加大研发投入的方式提升企业 ESG 表现,假设 4 得以验证。低碳城市试点政策通过设定碳排放限额、能耗基准并实施动态核查形成强制性约束机制,驱动企业优化资源配置,并激励企业更为主动地履行社会责任,从而提升企业 ESG 表现。因此,低碳城市试点政策能够通过促进企业获取政府补助,加大研发投入,有效发挥研发支持效应,从而提升企业 ESG 表现。

(二) 交互效应分析

根据前文理论分析可知,企业内部治理环境与外部制度环境会在低碳城市试点政策影响企业 ESG 表现的过程中表现出交互效应。在此基础上,本文进一步从实证分析的角度就内部治理环境与外部制度环境对低碳城市试点政策影响企业 ESG 表现的交互效应进行检验,回归结果见表 5。

表 5 列(1)和列(2)结果表明,低碳城市试点政策与内部控制质量、全要素生产率交互项的回归系数均显著为正,表明随着内部控制质量和全要素生产率的提高,低碳城市试点政策对企业 ESG 表现的正向影响增强,假设 5 得以验证。一方面,良好的内部控制体系能够有效优化企业架构,加强企业决策的合理性与科学性,推动资源配置的全方位提升,从而能够强化低碳城市试点政策对企业 ESG 表现的提升效果。另一方面,全要素生产率较高的企业通常能够承担更多的营运成本,凭借强大的技术创新能力,可以高效实现生产环节的低碳改造,并有效降低污染程度,从而能够强化低碳城市试点政策对企业 ESG 表现的提升效果。

表 5 列(3)和列(4)结果表明,低碳城市试点政策与资本市场关注度交互项的回归系数显著为正,低碳城市试点政策与环境不确定性交互项的回归系数显著为负,表明随着资本市场关注度的提高,低碳城市试点政策对企业 ESG 表现的正向影响增强;环境不确定性增加会弱化低碳城市试点政策对企业 ESG 表现的提升效果,假设 6 得以验证。具体而言,一方面,证券分析师能够剖析企业风险和精准估值,提供

高质量商业信息,有效缓解信息不对称程度,从而能够强化低碳城市试点政策对 ESG 表现的提升效果;另一方面,当企业面临较强的环境不确定性时,激烈的市场竞争压力会迫使企业更倾向于将资源用于策略性行为,甚至粉饰财务绩效,从而会弱化低碳城市试点政策对 ESG 表现的提升效果。

表 5 交互效应检验回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>did</i>	-0.190 6*** (0.049 8)	-0.707 0*** (0.086 0)	0.088 0*** (0.018 5)	-0.060 2*** (0.020 0)
<i>IC</i>	0.000 4*** (0.000 1)			
<i>IC×did</i>	0.000 4*** (0.000 1)			
<i>TFP</i>		-0.023 8* (0.012 9)		
<i>TFP×did</i>		0.089 4*** (0.010 1)		
<i>EU</i>			-0.325 6*** (0.060 9)	
<i>EU×did</i>			-0.324 0*** (0.073 8)	
<i>Follow</i>				0.032 4*** (0.007 3)
<i>Follow×did</i>				0.066 9*** (0.008 1)
控制变量	控制	控制	控制	控制
固定效应	控制	控制	控制	控制
样本量	39 514	39 514	39 514	39 514
<i>R</i> ²	0.623 4	0.619 7	0.620 9	0.621 6

六、异质性分析

(一) 区域特征

首先,中国东中西部及东北地区企业发展水平不一,可能会导致低碳城市试点政策对企业 ESG 表现产生差异化的作用效果。本文参照国家统计局的划分标准,将考察样本划分为东部(*East*)、中部(*Middle*)、西部(*West*)及东北(*Northeast*)地区,并构造出四组虚拟变量,然后将低碳城市试点政策分别与其交乘后纳入计量模型并进行参数估计,从而考察低碳城市试点政策对这四个地区企业 ESG 表现的影响差异,结果见表 6 列(1)。

其次,南方整体发展良好,北方因传统产业结构束缚而纵向失衡,可能会导致低碳城市试点政策对企业 ESG 表现产生差异化的作用效果。鉴于此,本文将考察样本按照中国秦岭—淮河分界线划分为南方(*South*)与北方(*North*)地区,并构造出两组虚拟变量,然后将低碳城市试点政策分别与其进行交乘后纳入计量模型并进行参数估计,从而考察低碳城市试点政策对南北方地区企业 ESG 表现的影响差异,结果见表 6 列(2)。

由表 6 可知, $did \times East$ 的回归系数显著为正, $did \times Northeast$ 的回归系数显著为负,而 $did \times Middle$ 和 $did \times West$ 的回归系数则均不显著; $did \times North$ 的回归系数显著为正,而 $did \times South$ 的回归系数则不显著。可见,该政策对企业 ESG 表现的影响在不同地区呈现出明显的异质性,其提升效果在东部地区和北方地区表现得更为明显。

(二)分行业特征

首先,重污染与非重污染行业在环境损害程度上差异明显,其环境责任与社会责任也不尽相同,可能会导致低碳城市试点政策对 ESG 表现产生差异化影响。鉴于此,本文根据《上市公司环保核查行业分类管理名录》,将考察样本划分为重污染行业(*Hpi*)和非重污染行业(*Lpi*),并构造出两组虚拟变量,然后将低碳城市试点政策分别与其进行交乘后纳入计量模型并进行参数估计,从而考察低碳城市试点政策对重污染行业与非重污染行业的企业 ESG 表现的影响差异,结果见表 6 列(3)。

其次,劳动密集型、资本密集型和技术密集型行业对于资源储备、生产要素和经济社会发展的需求存在差异,可能会导致低碳城市试点政策对企业 ESG 表现产生差异化影响。鉴于此,本文借鉴尹美群等(2018)^[50]的做法,将研究样本划分为劳动密集型行业(*Labour*)、资本密集型行业(*Capital*)和技术密集型行业(*Tech*),并构造出三组虚拟变量,将低碳城市试点政策分别与其进行交乘后纳入计量模型并进行参数估计,从而考察低碳城市试点政策对劳动密集型行业、资本密集型行业、技术密集型行业的企业 ESG 表现的影响差异,结果见表 6 列(4)。

由表 6 可知, $did \times Lpi$ 的回归系数显著为正,而 $did \times Hpi$ 的回归系数则不显著; $did \times Capital$ 和 $did \times Tech$ 的回归系数均显著为正,且前者的回归系数值要大于后者,而 $did \times Labour$ 的回归系数则不显著。可见,该政策对提升企业 ESG 表现的影响在不同行业呈现出明显异质性,其提升效果在非重污染和技术密集型行业表现得更为明显。

(三)企业特征

首先,国有企业与非国有企业对于国家政策的响应程度存在差异,可能会导致低碳城市试点政策对 ESG 表现产生差异化影响。鉴于此,本文将考察样本划分为国有企业(*Soe*)与非国有企业(*NoSoe*),并构造出两组虚拟变量,将低碳城市试点政策分别与其进行交乘后纳入计量模型并进行参数估计,从而考察低碳城市试点政策对国有企业和非国有企业 ESG 表现的影响差异,结果见表 6 列(5)。

其次,外资企业与本土企业在市场准入、风险承担和宏观调控力度上差异明显,可能会导致低碳城市试点政策对 ESG 表现产生差异化影响。鉴于此,本文将考察样本划分为外资企业(*Foe*)与本土企业(*Loe*),并构造出两组虚拟变量,将低碳城市试点政策分别与其进行交乘后纳入计量模型并进行参数估计,从而考察低碳城市试点政策对外资企业和本土企业 ESG 表现的影响差异,结果见表 6 列(6)。

由表 6 可知, $did \times Soe$ 的回归系数显著为正,而 $did \times NoSoe$ 的回归系数则显著为负; $did \times Foe$ 的回归系数显著为正,而 $did \times Loe$ 的回归系数则不显著。可见,该政策对提升企业 ESG 表现的影响在不同企业中呈现出明显的异质性,其提升效果在国有企业和外资企业表现得更为明显。

表 6 异质性分析回归结果

变量	区域特征		行业特征		企业特征	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>did×East</i>	0.068 2 *** (0.017 6)					
<i>did×Middle</i>	-0.005 1 (0.033 5)					
<i>did×West</i>	-0.017 8 (0.032 6)					
<i>did×Northeast</i>	-0.1220 * (0.067 9)					
<i>did×South</i>		0.019 4 (0.017 7)				
<i>did×North</i>		0.088 3 *** (0.023 1)				
<i>did×Hpi</i>			-0.000 3 (0.024 3)			
<i>did×Lpi</i>			0.058 4 *** (0.017 3)			
<i>did×Labour</i>				0.012 1 (0.021 2)		
<i>did×Capital</i>				0.050 0 * (0.029 4)		
<i>did×Tech</i>				0.062 4 *** (0.021 5)		
<i>did×Soe</i>					0.154 6 *** (0.018 7)	
<i>did×NoSoe</i>					-0.043 5 ** (0.018 6)	
<i>did×Foe</i>						0.042 7 *** (0.015 7)
<i>did×Loe</i>						-0.003 5 (0.058 6)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	39 514	39 514	39 514	39 514	39 514	39 514
<i>R</i> ²	0.618 9	0.618 8	0.618 8	0.618 8	0.619 8	0.618 7

七、进一步分析

(一) 低碳城市试点政策对企业 ESG 分项的影响

企业 ESG 表现是一个较为综合的指标,包括企业的环境管理能力、社会管理能力与治理管理能力。本文进一步探究低碳城市试点政策能够促进企业 ESG 表现的单方面发展还是多方面共同发展? 低碳城市试点政策对企业 ESG 分项的影响呈现为“独树一帜”还是“合作共赢”? 为解答上述问题,本文采用华证 ESG 分项评级数据,将环境(E)、社会(S)、治理(G)的单独评级作为衡量企业 ESG 分项表现的核心指标,按照从高到低等级分别赋值为 9 至 1 分,并使用每年四个季度的平均值衡量企业当年的 ESG 分项表现,得分越高说明企业 ESG 分项表现越好。表 7 报告了低碳城市试点政策对企业 ESG 分项检验的回归结果。

表 7 进一步分析回归结果

变量	分项检验			推广效应			
	E	S	G	(1)	(2)	(3)	(4)
did	0.010 0 (0.016 1)	-0.042 5* (0.025 6)	0.074 3*** (0.020 9)				
did1				-0.085 4*** (0.029 1)			
did2					0.074 5*** (0.021 2)		
did3						0.056 3*** (0.021 7)	
did23							0.074 7*** (0.016 1)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	39 514	39 514	39 514	39 514	39 514	39 514	39 514
R ²	0.587 9	0.681 8	0.709 2	0.618 7	0.618 8	0.618 7	0.618 9

表 7 分项检验的回归表明,低碳城市试点政策提升了企业的治理表现,但未能提升企业的环境表现及社会表现。低碳城市试点政策实施后,企业将可持续发展纳入核心战略,系统优化内部治理架构并细化实施方案,从而能够提升企业的治理表现。然而,环境与社会维度的改善幅度明显滞后,其根源并非政策取向本身,而在于配套制度与信息基础的双重缺失。一方面,在环境表现上,企业信息披露仍存在滞后、碎片化且标准不一的问题。虽然政策激励持续强化,但强制性披露标准尚未健全,覆盖边界模糊、指标口径不一,进而降低了数据的及时性、可比性与可靠性,从而使得低碳城市试点政策对企业环境表现的影响不明显。另一方面,在社会表现维度,不仅社会责任议题覆盖广、指标异质性强,而且缺乏统一的量化评估方法,验证机制不完善,进一步放大了测量误差与信息噪声,从而使得低碳城市试点政策对企业社会表现的影响产生抑制效果。

(二) 低碳城市试点政策对企业 ESG 表现的推广效应

低碳城市试点政策的分批次推行模式,证明了中国政策推行模式的科学性。该政策时间跨度较长,有助于积累政策实施经验,以期能够在全国范围内得以发展。那么,随着低碳城市试点政策的实施,其能否持

续促进企业 ESG 表现的提升? 试点政策是否有必要推广至更大范围实施需要进行科学的评估与检验。为了解决上述问题,本文对不同批次的政策效应进行检验,分别将低碳城市试点政策第一批次、第二批次、第三批次,以及第二和第三批次联合的试点地区政策虚拟变量与时间虚拟变量进行相乘,从而得到交乘项 $did1$ 、 $did2$ 、 $did3$ 、 $did23$,并分别代入计量模型并进行参数估计,以识别低碳城市试点政策的推广效应。

表 7 推广效应的回归结果显示,低碳城市试点政策第一批次实施后并未能够提升企业 ESG 表现,但随着试点地区越来越广,政策效应的逐渐发酵,在考虑政策时滞异质性影响下,该政策自第二批次实施后对企业 ESG 表现始终具有促进作用,从而验证了低碳城市试点政策具有推广效应。从系数大小来看,第二批次的回归系数(0.074 5)大于第三批次的回归系数(0.056 3),但与第二和第三批次联合的回归系数(0.074 7)相近,表明低碳城市试点政策对企业 ESG 表现的提升效果整体向好。具体地,城市试点政策在不同批次间的实施效果不尽相同,这主要源于学习曲线效应与政策响应时滞的双重影响。一方面,作为政策“先行者”,第一批试点城市面临地方治理经验欠缺、监管框架尚未健全等问题,导致政策红利未能充分释放。随着试点工作的推进,后续批次的地方政府通过积累前期经验,强化监管并完善激励措施,从而提升了政策传导效率,促使政策效应在第二批次增强。至于第三批次试点城市,其在政策推行初期可能会面临类似的磨合挑战,从而导致效应系数略低于第二批次。另一方面,企业对新政策的认知与响应存在明显时滞。第一批试点地区的企业需经历较长的学习周期,以深入理解政策导向、调整发展战略并重新配置资源,从而逐步提升 ESG 表现,因而政策的作用效果较慢。相比之下,后续批次的企业在能够借鉴先行地区经验的基础上,适应过程有所缩短,响应更为迅速,使得政策效应在第二批次得以集中显现。尽管第三批次企业同样受益于日益成熟的政策体系,但由于纳入时间较晚,部分企业仍处于适应阶段,因此在当前观测期内其整体效应强度略低于更为成熟的第二批次企业。因此,低碳城市试点政策对企业 ESG 表现的提升效果,呈现出从初期效果不明显(第一批次),到效应增强并达到相对高点(第二批次),随后效应强度虽略有波动但保持正向(第三批次)的“时间-效果”曲线,具有“渐入佳境”的政策效应。

八、结论与建议

低碳城市建设作为实现环境保护、履行社会责任与推动公司治理的重要途径,对全面推进美丽中国建设具有深刻意义。深入研究低碳城市试点政策对企业 ESG 表现的影响,是明确城市低碳治理助力企业实现可持续发展的应有之义。本文利用 2009—2022 年沪深 A 股上市企业数据,采用双重差分法实证检验了低碳城市试点政策对企业 ESG 表现的影响及其作用机制。研究发现,低碳城市试点政策提升了企业 ESG 表现。机制分析结果表明,该政策通过融资激励效应、绿色技术创新效应及研发支持效应来提升企业 ESG 表现,同时企业内部治理环境和外部制度环境均会对低碳城市试点政策影响企业 ESG 表现具有交互效应。异质性分析结果表明,该政策对不同区域特征、行业特征和企业特征的企业 ESG 表现产生了差异化影响。进一步分析结果表明,在低碳城市试点政策对企业 ESG 表现各分项的检验中,其只对治理表现具有正向影响,从而仅能表现为“独树一帜”;在低碳城市试点政策对企业 ESG 表现的推广效应考察中,其在第二批试点后才对企业 ESG 表现具有正向效应,从而表现为“渐入佳境”。

基于以上分析,本文提出如下政策建议:

第一,积极扩大低碳城市试点范围,以点带面推动企业可持续发展。低碳城市试点作为可持续发展“排头兵”,更应加快探索低碳减排与经济增长的共赢路径,这既为全国转型提供风险可控的压力测试,同时也能够探索出全面推进美丽中国建设的可持续发展经验。

第二,构建“政府-市场”协同的绿色投融资生态,以资本流向引导技术跃迁。一方面,政府部门应加强政策引导,促进绿色金融产品扩容,持续强化对企业绿色研发活动的支持,从而有效推动 ESG 投融资发展;另一方面,充分发挥市场在资源配置中的决定性作用,同时完善政府监管框架,坚持“放管结合”原则,提升风险识别与处置能力,推动企业可持续发展。

第三,统筹内外部环境,着力构建多元制度协同机制,系统性地提升低碳城市试点政策对 ESG 表现的促进作用。一方面,企业应聚焦核心技术转化,提升创新承载与资源配置效率,实现降本增效并提高全要素生产率;另一方面,政府应打出“降本增效”组合拳,推动利好政策常态化、贷款审核精简化、基础管理精益化,督查督办精准化,搭建 ESG 信息公示与公众监督平台,畅通社会反馈渠道,形成政府监管、市场自律、公众监督的协同治理合力,推动绿色低碳转型。

第四,实施差异化施策,防止“一刀切”稀释政策效能,秉持“准、实、细、精”的原则,对企业进行分类指导,避免因利益渗透引致政策扭曲。一方面,地方政府在低碳城市试点政策实施过程中,应找出“痛点”,打通“堵点”,消除“难点”,引导本地企业的良性竞争与深度合作;另一方面,地方政府在自主申请低碳城市试点时切忌“跟风”申报,应立足地方禀赋,精准滴灌、因企施策,推动企业可持续发展。

第五,以强制性 ESG 披露为主轴,打造具有中国话语权的绿色资本市场。一方面,地方政府应加强对 ESG 披露内容的有效监督,持续规范 ESG 披露指标,扩大强制性披露范围,积极推动企业从“漂绿”向“融绿”的转变;另一方面,政府应进一步扩大低碳城市试点范围,将前三批低碳城市试点提炼剥离“政策红利”和“光环效应”后的试点经验规律进行全面推广,融入后续低碳城市建设,推动企业实现可持续发展。

参考文献:

- [1] SU M R, ZHENG Y, YIN X M, et al. Practice of low-carbon city in China: the status quo and prospect[J]. Energy Procedia, 2016, 88: 44-51.
- [2] CHEN H, GUO W, FENG X, et al. The impact of low-carbon city pilot policy on the total factor productivity of listed enterprises in China[J]. Resources, Conservation and Recycling, 2021, 169: 105457.
- [3] 李爽,王劲文. 低碳城市试点政策、居民低碳素养与企业绿色技术创新[J]. 中国人口·资源与环境, 2023, 33(4): 93-103.
- [4] 肖仁桥,马伯凡,钱丽,等. 低碳城市试点政策对企业绿色创新的影响及其作用机制[J]. 中国人口·资源与环境, 2023, 33(5): 125-137.
- [5] 曹翔,高瑛. 低碳城市试点政策推动了城市居民绿色生活方式形成吗?[J]. 中国人口·资源与环境, 2021, 31(12): 93-103.
- [6] GEHRSTIZ M. The effect of low emission zones on air pollution and infant health[J]. Journal of Environmental Economics and Management, 2017, 83: 121-144.
- [7] 周泽将,雷玲. 营商环境优化与企业 ESG 表现[J]. 厦门大学学报(哲学社会科学版), 2023, 73(5): 43-56.
- [8] 孟祥慧,李军林. 地方政府绩效考核与企业 ESG 表现:一个政策文本分析的视角[J]. 改革, 2023(8): 124-139.
- [9] BENLEMLIH M, BITAR M. Corporate social responsibility and investment efficiency[J]. Journal of Business Ethics, 2018, 148(3): 647-671.
- [10] 谭雅妃,朱朝晖,李敏鑫. 数字化转型赋能制造业企业高质量发展——基于经济绩效与 ESG 绩效复合视角[J]. 江西财经大学学报, 2024(4): 45-58.
- [11] 姚正海,李昊泽,姚佩怡. ESG 表现对企业供应链韧性的影响[J]. 首都经济贸易大学学报, 2025, 27(2): 95-112.
- [12] 史楠,赵桐浦,完颜瑞云. ESG 表现与企业竞争力:治理效应与饰窗效应[J]. 统计与信息论坛, 2025, 40(8): 88-100.
- [13] 孙娜,曲卫华. “双碳”目标下 ESG 表现赋能企业新质生产力[J]. 统计与信息论坛, 2024, 39(10): 24-41.
- [14] 胡亚男,余东华. 低碳城市试点政策与中国制造业技术路径选择[J]. 财经科学, 2022(2): 102-115.
- [15] 杜敏哲,廖丽萍. 低碳转型能否促进共同富裕?——来自低碳城市试点的证据[J]. 经济动态, 2024(4): 33-48.
- [16] 宋清华,吕泰亨. 低碳城市试点政策能提高重污染企业全要素生产率吗?[J]. 南京财经大学学报, 2023(4): 68-78.
- [17] 曹笑天,黄嘉信,狄亚轩,等. 低碳城市试点对企业碳绩效的影响机制及效应[J]. 经济地理, 2024, 44(12): 44-52.

- [18]陈峻,郑惠琼. 融资约束、客户议价能力与企业社会责任[J]. 会计研究, 2020(8): 50-63.
- [19]BHATTACHARYA S. Imperfect information, dividend policy, and “the bird in the hand” fallacy[J]. The Bell Journal of Economics, 1979, 10(1): 259-270.
- [20]姜爱华,张鑫娜,费堃桀. 政府采购与企业 ESG 表现——基于 A 股上市公司的经验证据[J]. 中央财经大学学报, 2023(7): 15-28.
- [21]PORTER M E. America's green strategy[J]. Scientific American, 1991, 264(4): 168.
- [22]葛力铭,郑贺允,孙鹏博,等. 低碳赋能增效:低碳城市试点政策对环境福利绩效的影响[J]. 统计研究, 2024, 41(2): 100-113.
- [23]ROMER P M. Increasing returns and long-run growth[J]. Journal of Political Economy, 1986, 94(5): 1002-1037.
- [24]汪茜,陈会茹. 企业社会责任、融资约束与财务绩效[J]. 西安财经大学学报, 2024, 37(3): 79-91.
- [25]ASHBAUGH-SKAIFE H, COLLINS D W, KINNEY W R, et al. The effect of SOX internal control deficiencies and their remediation on accrual quality[J]. The Accounting Review, 2008, 83(1): 217-250.
- [26]于瑶,祁怀锦. 集团公司董事会建设与央企全要素生产率——一项准自然实验[J]. 经济管理, 2021, 43(10): 24-41.
- [27]ALBRIZIO S, KOZLUK T, ZIPPERER V. Environmental policies and productivity growth: evidence across industries and firms[J]. Journal of Environmental Economics and Management, 2017, 81: 209-226.
- [28]国文婷,李云鹤. ESG 表现与资本无序扩张——来自企业并购的经验证据[J]. 财经论丛, 2024(12): 57-68.
- [29]张蕊,叶艳艳. 中央环保督察能提升企业环境绩效吗——来自上市工业企业的经验证据[J]. 江西财经大学学报, 2023(6): 13-26.
- [30]孙鹏博,葛力铭. 通向低碳之路:高铁开通对工业碳排放的影响[J]. 世界经济, 2021, 44(10): 201-224.
- [31]邵帅,葛力铭,朱佳玲. 人与自然何以和谐共生:地理要素视角下的环境规制与环境福利绩效[J]. 管理世界, 2024, 40(8): 119-146.
- [32]韩一鸣,胡洁,于宪荣. 企业 ESG 表现与产业链供应链韧性——基于信号传递的视角[J]. 经济与管理研究, 2025, 46(9): 3-20.
- [33]HADLOCK C J, PIERCE J R. New evidence on measuring financial constraints: moving beyond the KZ index[J]. The Review of Financial Studies, 2010, 23(5): 1909-1940.
- [34]何文剑,程煜,汪峰,等. 环境信息披露的微观经济效应:机制讨论与经验证据——基于《企业事业单位环境信息公开办法》的准自然实验[J]. 产业经济研究, 2022(3): 72-85.
- [35]范庆泉,郭文. 碳交易市场对企业创新行为的影响研究[J]. 经济与管理研究, 2025, 46(2): 43-57.
- [36]AKCIGIT U, BASLANDZE S, STANTCHEVA S. Taxation and the international mobility of inventors[J]. American Economic Review, 2016, 106(10): 2930-2981.
- [37]冷松,张玉蒙,俞立平. 区域创新政策、研发投入与创新速度[J]. 云南财经大学学报, 2022, 38(10): 97-110.
- [38]魏延鹏,毛志宏,王浩宇. 国有资本参股对民营企业 ESG 表现的影响研究[J]. 管理学报, 2023, 20(7): 984-993.
- [39]周路路,桂家欣,赵曙明,等. 人工智能技术使用如何影响企业 ESG 责任表现? ——来自 A 股上市公司的证据[J]. 经济与管理研究, 2025, 46(7): 43-57.
- [40]LEVINSOHN J, PETRIN A. Estimating production functions using inputs to control for unobservables[J]. The Review of Economic Studies, 2003, 70(2): 317-341.
- [41]周开国,应千伟,陈晓娴. 媒体关注度、分析师关注度与盈余预测准确度[J]. 金融研究, 2014(2): 139-152.
- [42]申慧慧,于鹏,吴联生. 国有股权、环境不确定性与投资效率[J]. 经济研究, 2012, 47(7): 113-126.
- [43]LV K J, ZHENG H Y, GE L M. Does administrative division adjustment reduce air pollution? Evidence from city-county mergers in China[J]. Economic Analysis and Policy, 2024, 84: 912-928.
- [44]姚洪江,王昆仑. 中国的低碳交通建设:整合性治理框架下的减碳实践[J]. 世界经济, 2023, 46(6): 132-157.
- [45]GOODMAN-BACON A. Difference-in-differences with variation in treatment timing[J]. Journal of Econometrics, 2021, 225(2): 254-277.
- [46]BORUSYAK K, JARAVEL X, SPIESS J. Revisiting event study designs: robust and efficient estimation[J]. The Review of Economic Studies, 2024, 91(6): 3253-3285.
- [47]DE CHAISEMARTIN C, D'HAULTFŒUILLE X. Two-way fixed effects estimators with heterogeneous treatment effects[J]. American Economic Review, 2020, 110(9): 2964-2996.
- [48]JAKIELA P. Simple diagnostics for two-way fixed effects[J/OL]. arXiv, 2021[2025-03-15]. <https://doi.org/10.48550/arXiv.2103.13229>.
- [49]SUN L Y, ABRAHAM S. Estimating dynamic treatment effects in event studies with heterogeneous treatment effects[J]. Journal of Econometrics, 2021, 225(2): 175-199.
- [50]尹美群,盛磊,李文博. 高管激励、创新投入与公司绩效——基于内生性视角的分行业实证研究[J]. 南开管理评论, 2018, 21(1): 109-117.

Impact of Urban Low-Carbon Governance on Corporate Sustainable Development

—A Quasi-Natural Experiment of Low-Carbon City Pilot Policy

GE Liming¹, YANG Mingda², LIU Zixuan³, ZHENG Heyun⁴

(1. Shanghai Jiao Tong University, Shanghai 200030;

2. Southeast University, Nanjing 211189;

3. Xinjiang University of Finance & Economics, Urumqi 830012;

4. Zhengzhou University of Aeronautics, Zhengzhou 450046)

Abstract: China's modernization path has set clear requirements for ecological civilization construction and high-quality development. Whether urban low-carbon governance can drive corporate sustainability by empowering environmental, social, and governance (ESG) development becomes a critical issue in comprehensively building a Beautiful China. Therefore, this paper systematically examines the impact of the low-carbon city pilot (LCCP) policy on corporate ESG performance within a unified analytical framework.

Using data from Chinese A-share listed companies from 2009 to 2022 and treating the LCCP policy as a quasi-natural experiment, the findings indicate that the policy can enhance corporate ESG performance. Mechanism analysis indicates that the policy enhances corporate ESG performance through financing incentives, green technology innovation, and R&D support. Moreover, the enhancing effect is strengthened with higher corporate internal control quality, total factor productivity, and capital market attention, while it weakens with increasing environmental uncertainty. Heterogeneity analysis shows that the enhancing effect is more pronounced among enterprises in the eastern and northern regions, non-heavy-polluting and technology-intensive industries, as well as state-owned and local enterprises. Further analysis indicates that the policy enhances corporate governance and management capabilities, with effects manifested as uniqueness. The spillover effects emerge after the second pilot batch, demonstrating a trend of progressive improvement.

This paper provides new theoretical explanations, analytical frameworks, and empirical evidence for the causal relationship between urban low-carbon governance and corporate sustainable development, offering valuable insights for achieving a modernization of harmony between humanity and nature. The marginal contributions are threefold. First, from the research perspective, this paper theoretically explains and empirically tests the impact of the LCCP policy on corporate ESG performance and its mechanism. Second, in terms of the theoretical framework, this paper proposes three mechanisms and analyzes the interactive role of internal corporate governance and external institutional environments in shaping these policy outcomes. Finally, regarding research content and methods, this paper separately examines the impact of the LCCP policy on environmental protection, social responsibility, and corporate governance, assesses the scalability potential of pilot batches, and conducts a heterogeneity test for treatment effects to ensure the accuracy and credibility of policy assessment.

Keywords: urban low-carbon governance; low-carbon city pilot policy; corporate ESG performance; building a Beautiful China; spillover effect

责任编辑:蒋 琰