

低碳城市试点政策对企业碳排放 绩效的影响分析

——来自中国上市公司的经验证据

李光勤¹, 李佳欣¹, 刘毛桃²

- (1. 安徽财经大学 国际经济贸易学院, 安徽 蚌埠 233030;
2. 上海财经大学 公共经济与管理学院, 上海 200433)

摘要:为了探究在“双碳”目标背景下,低碳城市试点政策的实施对企业碳排放绩效的影响问题,利用2003—2020年中国上市公司数据,采用多时点双重差分模型,从实证层面系统考察城市低碳转型对企业碳排放绩效的影响,进一步借助中介效应模型分析低碳城市试点政策对企业碳排放绩效的影响机制,并采用联合固定效应、倾向得分匹配、Heckman模型以及剔除样本等方法进行稳健性检验。研究认为,低碳城市试点政策实施显著提高了企业的碳排放绩效;低碳城市试点的政策效应在企业所有权、行业碳排放强度和创新度、企业地区之间有所差异;低碳城市试点政策主要通过促进城市绿色创新和企业环境治理投资两个途径以促进企业碳排放绩效的提升。研究表明,低碳城市试点政策是实现“双碳”目标的助推器,政府应当继续鼓励低碳城市试点政策的实施,进一步扩大试点地区,引导更多的城市实现低碳转型,同时引导企业参与绿色低碳转型,鼓励企业进行绿色技术创新和参与环境治理投资,助力实现“双碳”目标,加速推动经济的绿色转型进程。

关键词:低碳城市;企业碳排放绩效;绿色创新;环境治理投资

中图分类号:F49

文献标志码:A

文章编号:1671-6248(2025)02-0067-19

收稿日期:2024-06-24

基金项目:安徽省哲学社会科学基金项目(AHSKY2022D050)

作者简介:李光勤(1979-),男,四川泸县人,教授,硕士研究生导师,经济学博士。

Analysis of the impact of low-carbon city pilot policies on corporate carbon emission performance

—empirical evidence from Chinese listed companies

LI Guangqin¹, LI Jiaxin¹, LIU Maotao²

(1. School of International Trade & Economics, Anhui University of Finance & Economics, Bengbu 233030, Anhui, China; 2. School of Public Economics and Administration, Shanghai University of Finance & Economics, Shanghai 200433, China)

Abstract: This study investigates the implementation impact of low-carbon city pilot policies on corporate carbon emission performance in the context of China’s “dual carbon” goals. Using data from Chinese listed companies between 2003 and 2020, a multi-period difference-in-differences model was employed to empirically and systematically examine how urban low-carbon transformations influence corporate carbon emissions. Additionally, a mediation model was used to analyze the underlying mechanisms through which these policies affect corporate carbon emission performance. Robustness checks were conducted using methods such as joint fixed effects, propensity score matching, the Heckman model, and sample elimination. The results show that low-carbon city pilot policies significantly improve corporate carbon emission performance. The impact varies depending on corporate ownership structure, industry carbon emission intensity, innovation capacity, and regional factors. The policies primarily enhance corporate carbon emission performance by promoting urban green innovation and increasing corporate investments in environmental governance. These findings suggest that low-carbon city pilot policies are boosting factors in achieving China’s “dual carbon” goals. The government is encouraged to continue expanding the implementation of these pilot policies and the pilot region, guide more cities and enterprises in transitioning to low-carbon practices, and promote corporate participation in green technological innovation and investment in environmental governance to facilitate the achievement of “dual carbon” goals and expedite the green transformation of China’s economy.

Key words: low-carbon city; corporate carbon emission performance; green innovation; investment in environmental governance

中国作为世界上最大的发展中国家,短短几十年的工业化发展使中国的 GDP 总量跃居世界第二位。与此同时,工业化快速发展带来的能源消耗和二氧化碳排放量急剧上升,增加了中国的碳减排压力。中国政府一直以来高度重视经济低碳化发展,已经出台了一系列针对碳减排的政策。党的二十大将“碳达峰、碳中和”(“双碳”)目标写入政府工作报告,表明了我国降低碳排放总量的决心。《工业领域碳达峰碳中和标准体系建设指南(2023版)》中提出在2025年建立工业领域“碳中和”标准体系的目标,为工业低碳转型的发展做出指引。城市作为降碳计划的执行者和引领者,城市的碳减排政策导向直接决定着企业是否具备提升碳排放绩效的动机和积极性。针对碳减排我国已经出台若干项政策,其中最为相关的是低碳城市试点政策,作为一项针对降低碳排放的环境规制政策,在推动企业绿色转型的过程中扮演重要角色^[1]。企业是碳减排的重要承担者,提升企业的碳排放绩效对于实现“双碳”目标至关重要^[2]。那么,低碳城市试点政策与企业碳排放绩效之间是否存在直接关联?低碳城市试点政策通过何种作用机制影响企业的碳排放绩效?这是本文重点关注的问题。

与本文话题相关的文献,可以划分为以下3个范畴:第一类,关于低碳城市试点政策实施效果的分析。低碳城市试点政策作为一项环境治理政策,可以有效降低城市的碳排放总量;其次,低碳城市政策显著提升了城市的全要素能源水平,加速城市的能源转型,促进城市绿色低碳创新,改变城市的就业结

构^[3-5]。第二类,关于企业碳排放绩效的相关研究。首先是针对企业碳排放绩效的核算问题。张亚连等利用DEA的方法,将燃料消耗、环境保护资金、专用设备 etc 作为投入要素,同时结合企业的产出指标测算企业的碳排放绩效^[6]。IOANNOU et al. 认为企业生产效率越高的同时意味着碳排放量越少,所创造出的环境绩效相对较好,从而采用单位碳排放的产业水平衡量企业的碳排放绩效^[7]。其次,有关企业碳排放绩效的影响因素研究。从企业内部来看,企业可以通过更新绿色技术减少能源消耗,进而提升企业的碳排放绩效^[8]。企业积极提高碳风险意识可以降低企业的碳排放水平^[9]。企业的财务绩效越好,其碳排放绩效相应会更高^[10]。从企业外部来看,碳披露信息政策是一项促进企业碳排放绩效提升的重要政策^[11]。良好的外部环境可以降低企业的环境治理成本,企业更容易获取政府和消费者的支持,进而降低企业的碳排放总量^[12]。第三类,低碳城市政策与企业行为的相关研究。低碳城市试点政策有助于提升企业的 ESG 表现、促进企业进行技术创新、促进企业绿色技术进步、以及提升企业的可持续发展表现^[13-15]。从上述的研究可以看出,当前城市低碳转型正成为研究的热点,但是限于企业碳排放绩效难以测度的问题,尚未有文献就低碳城市试点政策与企业碳排放绩效的关系展开研究。与本文较为相近的是黄寰等的研究,该文章探讨了低碳城市试点政策与企业碳排放的关系,揭示了城市低碳转型可以降低企业的碳排放,但是企业是主动减少碳排放还是被动减少碳排放

放是未知的^[16]。

相较于已有文献,本文的边际贡献在于:第一,采用行业的碳排放量估计企业的碳排放量,利用单位碳排放量的企业营业收入度量碳排放绩效,可以较为精确地衡量企业碳减排与企业经营活动之间的关系,丰富企业碳排放绩效的相关研究;第二,将低碳城市试点政策与企业碳排放绩效之间的因果关系与多时点双重差分模型纳入同一分析框架,深入考察低碳城市试点政策与企业碳排放绩效之间的联系,并采用 Bacon 检验和平行趋势敏感性分析验证这种因果关系的稳健性,丰富了低碳城市试点政策的效应研究;第三,从宏观角度分别从城市绿色创新和企业环境治理投资两个渠道考察了低碳城市试点政策对企业碳排放绩效之间的影响机制,对于企业提升碳排放绩效的政策选择提供了参考价值。

一、政策背景与研究假说

(一) 政策背景

城市不仅是经济发展的中心,还是要素资源的聚集地带,城市的低碳转型对中国经济高质量发展和“双碳”目标的实现具有重大意义。为了推进经济转型,实现从“量变”到“质变”的转变,中国政府大力推行低碳城市建设的工作。城市低碳转型的核心思想是“绿色理念”,即城市的经济发展、居民的生活方式均根据“绿色”展开,推行环保产品的消费,降低城市的碳排放水平。减少温室气体的排放是低碳城市试点政策的核心任务,

旨在通过提升能源利用率、优化生产结构、提高技术创新等方式减少二氧化碳的排放,推动城市绿色低碳转型。借鉴国外低碳城市的建设,国家发展和改革委员会于 2010 年 7 月、2012 年 11 月和 2017 年 1 月,分别实施了 3 批低碳城市试点政策,相继共有 87 个省市地区被确定为低碳城市试点。观察低碳城市试点分布情况表 1 可知,东部地区试点城市数量占据总试点地区数量的三分之一左右。在梳理低碳城市试点政策的相关文件中发现 3 批试点政策均侧重地区碳排放数据的统计,以便达到更为精确的管理。在第一批以湖北为代表的 5 个省份和以重庆带头的 8 个城市中,政策提出建立碳排放数据管理体系的要求;第二批以北京为代表的 29 个试点地区中,建立碳排放的目标责任制度作为试点地区任务之一;第三批中以成都、南京为主要城市的 41 个城市和 4 个区县试点地区,政策明确要求建立控制碳排放目标考核制度。由此可见,已经实施的三批低碳试点政策对试点地区碳排放的标准要求逐渐提高,其中对企业碳排放绩效的考核逐渐成为政府重点关注的内容。不同于其他的环境政策,低碳城市试点政策具有较强的灵活性:中央将权利下放到地方政府手中,地方政府可以根据自身经济发展水平推进试点地区的降碳治理工作。政府通过重点加强高碳企业的治理,督促企业承担自身环境责任,制定相关激励政策引导企业进行绿色转型,实现企业碳排放绩效的提升。

(二) 研究假说

本文认为低碳城市试点政策分别从成本

表1 低碳城市政策试点分布情况

实施批次	东部	中部	西部	总计
第一批(2010年)	7	4	2	13
第二批(2012年)	13	9	7	29
第三批(2017年)	11	12	21	45
总计	31	25	30	87

理论、信号传递理论和政策实施效应3个方面对企业碳排放绩效产生影响(具体可以见图1)。

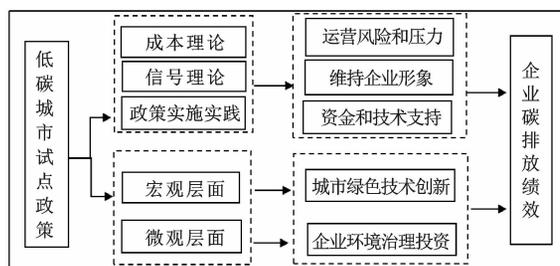


图1 低碳城市试点政策的实施对企业碳排放绩效的影响机制

第一,根据成本理论,城市低碳转型导致企业环境治理成本上升,迫使企业进行绿色转型以提升碳排放绩效。低碳城市试点政策针对高排放的企业设定了严格的碳排放规定。在2020年通过的《碳排放权交易管理办法(试行)》中,政策要求高碳企业必须在政府规定的碳排放限额下进行生产活动,否则将面临高额的税收和环境惩罚,这意味着企业碳减排成本增加^[17]。同时,企业内部股东和外部利益相关者考虑到企业环境治理成本上升将会增加企业的运营压力,企业将面临更大的不确定性和生存风险。为了规避环境规制带来的经营风险,董事会考虑采纳应用碳减排的生产技术或者转向更为清洁的生产方式,以降低企业的碳排放总量。外界环境的变化需要企业及时做出相应的举措来降低风险,因此,在环境治理成本上升的压力下,

企业的决策者更加重视企业的低碳发展,通过更新生产设备和优化生产方式来降低碳排放量,提升企业的碳排放绩效。

第二,基于信号传递理论,消费趋势的转变和企业形象的维护激励企业研发清洁型生产技术,从而提高企业碳排放绩效。在绿色消费主义风潮的席卷下,广大消费者的购物偏好发生了变化,低碳生活理念的倡导提高了消费者对企业碳排放量和绿色产品的关注度。公众的监督在很大程度上督促了企业履行环境责任,促进企业自发进行绿色转型,以减少碳排放总量^[18]。消费者的消费观念和生活理念的转变倒逼企业进行低碳转型,企业通过提升生产技术和研发绿色产品等方式减少碳排放。同时,为了创造环保形象,企业需要主动参与降碳治理工作,参与清洁型技术的研发,向消费者展示出一个关注社会发展、践行绿色生产方式的企业形象。对于企业来说,主动进行低碳转型可以吸引优秀人才,进行高效率的技术创新,研发清洁型的环保产品,促进企业经济效益和碳排放绩效的提升^[19]。

第三,基于政策实践效应,低碳城市试点政策是一项弱规制性的环境政策,允许地方政府发挥主观能动性提升本地区企业的碳排放绩效。政府可以制定相应的政策体系,加速实现企业的绿色化发展进程^[20]。绿色技术的研发需要投入大量的成本,企业需要投入资金成本和时间成本实现技术的突破。然而,高额的资金耗费大大削弱了企业进行绿色创新的意愿。为了能够从根本上提高企业进行绿色创新的积极性,政府发布了创新专

项资金、税收减免和优惠贷款利率等激励政策,以支持企业的绿色创新研发活动。这些政策不仅可以帮助企业缓解融资压力,还可以降低企业引入清洁生产技术进行生产结构转型的成本,从而直接减少生产过程中的碳排放量^[21]。此外,鼓励政策还可以带动传统企业进行绿色升级,降低企业绿色创新的成本,扩大传统企业在低碳发展方面的优势,企业可以从政府的资金、人才和技术支持中收益,加速绿色转型进程,提升碳排放绩效^[22]。

基于以上观点,本文提出相应假说1:

假说1:低碳城市试点政策可以促进企业碳排放绩效的提升。

企业的低碳转型包含发展和降碳两个方面。在宏观层面,低碳政策的约束通过促进企业进行绿色创新提高企业的全要素生产率;在微观层面,企业需要承担自身的环境责任增加环境治理投资达到减污降碳,实现碳排放绩效的提升。

第一,在宏观层面,低碳城市试点政策可以促进城市的绿色技术创新,进而提升企业的碳排放绩效。一方面,地方政府的压力决定本地企业的发展方向。当非试点地区的政府面临资金短缺的压力时,政府会放松对地方企业的发展要求,允许本地企业进行高污染的生产模式。不同的是,为充分发挥低碳城市试点地区政府的引领作用,上级政府通常会加大对试点地区的政策支持力度,缓解地方政府的财政压力。绿色技术作为引领城市低碳转型的引擎,对低碳城市的建设至关重要。支持资金的引入缓解了政府的支持绿色创新方面的压力,促进了企业的技术创新。

丰富的绿色资金储备有利于引入城市绿色创新的研发项目,扩大了城市的创新规模;另外,降低了企业进行绿色创新的门槛,为主体的绿色低碳投资注入了活力。随着技术的溢出效应,试点城市绿色技术的提升不仅有效促进了企业的低碳转型,还降低了周围城市企业的绿色创新成本,有利于激发企业进行绿色创新的积极性^[23]。另一方面,试点城市的政府在促进城市低碳转型上承担着更大的创新压力,人才引进政策为试点城市提供了创新动力。高质量人才作为创新的重要因素,是推动绿色创新水平提升的根本动力^[24]。为了突破技术瓶颈,增强试点城市的创新能力,试点地区政府凭借自身政策优势,因地制宜采取人才引进政策,协助试点城市引进高质量的人才,促进城市低碳转型的发展。由要素聚集效应,人才的引入为城市提供了大量的专业化劳动力,有利于知识和技术的传播^[25]。人才和技术的聚集促使企业形成专业化分工格局,拥有高质量人才的企业优先进行绿色创新,发展清洁型的生产模式,率先实现规模效应。随着人才的流动和技术的外溢,大量高碳企业模仿学习绿色生产技术,实现绿色低碳转型^[26]。因此,低碳城市试点政策政府通过引入绿色投资和人才促进城市进行绿色创新,推动企业实现低碳转型,提升碳排放绩效。

第二,在微观层面,低碳城市试点政策通过促进企业进行环境治理投资,进而提升企业的碳排放绩效。根据波特假说,合理的环境规制可以刺激企业在技术方面进行创新研究,企业可以从中获得补偿效应,进而降低企

业的环境治理成本^[26]。地方政府可以采用各种政策工具来强化低碳城市试点政策的执行,通常包括命令性政策工具和自愿性政策工具。其中,命令性政策工具作为环境规制的一种手段,通过明确企业碳排放目标和设定生产技术标准来限制企业的碳排放量。这种环境规制会降低企业进行低碳转型的积极性。部分企业可能会出现应付指标的行为,将高污染的生产环节转移到环境规制较弱的地区。自愿性的政策工具旨在激励企业主动增加环境治理投资,推动企业研发和应用节能减排技术,以满足政策规定的技术标准,从而降低碳排放量^[27]。自愿性环境政策工具充分发挥了企业的积极性,通过在企业之间建立碳减排竞争压力,推动企业主动采取行动。一些企业通过自愿披露碳排放信息向社会传达出企业积极响应低碳城市试点政策的承诺,营造了一个富有责任感的企业形象。企业之间的无形竞争迫使企业主动进行环境治理投资,一些生产污染程度较高的企业主动引入前沿的生产技术来减少碳排放,从而提升企业的碳排放绩效。王治等研究发现企业环境治理投资与环境治理成果之间具有相互促进的关系。企业在绿色创新方面投入的资金越多,企业的环境绩效就越好^[28]。因此,企业主动增加环境治理投资不仅有助于维护企业的外在形象,还可以提升企业的生产效率,促进企业的绿色发展。

基于以上分析,本文提出假说2:

假说2:低碳城市试点政策通过促进城市绿色创新和提升企业环境治理投资两种渠道影响企业的碳排放绩效。

二、研究设计

(一) 模型构建

为了考察低碳城市试点政策与企业碳排放绩效之间的关系,本文利用多时点双差分模型进行估计,模型设定如(1)式所示

$$\ln cep_{it} = \alpha + \beta lc_did_{it} + \gamma X_{it} + \mu_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式中:下标 i 和 t 分别表示企业和年份。 $\ln cep_{it}$ 是被解释变量,代表企业的碳排放绩效; β 表示估计系数, lc_did_{it} 是核心解释变量,表示企业所在的城市实施了低碳城市试点政策; X_{it} 为控制变量; μ_i 是个体固定效应, v_t 是年份固定效应, ε_{it} 代表随机误差项。在该模型中,重点关注系数 β 的显著性,基于假说1,若 β 显著为正,说明低碳城市试点政策可以促进企业碳排放绩效的提升,如果 β 不显著,表明低碳城市试点政策对企业碳排放绩效并无明显影响。

(二) 变量说明

1. 被解释变量

企业碳排放绩效($\ln cep$)是本文的被解释变量,本文借鉴李婉红等的思路,采用间接方式测算企业的二氧化碳排放量^[29]。用每单位碳排放量所对应的营业收入代表企业的碳排放绩效,再取自然对数。计算公式如下

$$\ln cep = \ln \left(\frac{m}{(c/a_1) \times a_2} \right) \quad (2)$$

式中: $\ln cep$ 代表企业的碳排放绩效; m 是企业的营业收入, a_1 是行业主营业务成本,用 a_2 表示企业的营业成本,行业碳排放量用 c

表示,该指标数值越大,说明企业的碳排放绩效越好。

2. 核心解释变量

低碳城市试点政策(lc_did)是本文的核心解释变量。由于目前低碳城市试点政策共实行三批次,且政策的实施时点均不一致,所以本文利用多时点双重差分模型进行估计。如果企业 i 所在城市在第 t 年实施了低碳城市试点政策,取值为1,否则为0。

3. 控制变量

企业规模:采用员工人数加1后取自然对数表示($size$)。Bu *et al.*的研究表明企业的规模与企业的研发投入密切相关,企业的规模越大,企业相对应的研发机构和创新投资越高^[30]。规模大的企业出于可持续发展的角度往往会主动进行环境治理,有利于提升企业的碳排放绩效,预期为正。

资产负债率:采用负债总额和资产总额的比值来表示(lev)。负债可能加重企业进行绿色创新和环境治理投资的压力,抑制企业腾出更多的精力和资金进行绿色转型,不利于企业碳排放绩效的提升,预期为负^[31]。

资产收益率:采用企业的净利润与企业总资产的比值来表示(roa)。企业的总资产收益率越大,说明企业用于绿色创新的资金储备越多,有利于企业碳排放绩效的提升,预期为正。

董事长身份的双重性:董事长与总经理二职合一($dual$)取值为1,否则为0。董事长身份的双重性在企业做出重大决策时更加具有代表性,预期为正。

股权集中度:采用前10名的股东持股额

与占总股额的比值来表示($top10$)。低碳政策的压力迫使企业进行绿色转型,股权的集中有利于企业高层做出决策,决定企业的绿色发展方向,预期为正。

董事会规模:采用董事会人数取对数后来衡量($board$)。

4. 机制变量

本文选取城市绿色创新和企业环境治理投资作为机制变量:绿色创新借鉴齐绍洲等的方法,采用城市绿色专利获得数量加1取自然对数衡量城市的绿色创新水平(\ln_gr_inn)^[32]。环境治理投资借鉴崔也光等的研究,将企用来进行绿色低碳转型的投资性支出占企业经营支出的比重衡量环境治理投资(epi)^[33]。

(三) 数据来源

本文的数据主要有两个来源:第一,行业的碳排放数据来自CEADs数据库;第二,企业的数据来自国泰安数据库(CSMAR)。本文选用2003—2020年沪深A股上市公司作为研究样本,并且对样本进行处理以增强样本的代表性,剔除了包含有ST、*ST和PT的上市公司数据后,共得到了19477个“企业-年份”层面的观测值。表2是描述性统计分析结果。

三、实证结果分析

(一) 基准回归

为了验证城市低碳转型与企业碳排放绩效之间的因果关系,基于公式(1),本文控制了个体和年份固定效应,均聚类到省份层面的标准误。在表3中可以看出,在第(1)列

表2 主要变量描述性统计表

变量类型	变量	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	ln cep	19 477	0.769	1.339	0	7.915
核心解释变量	lc_did	19 477	0.437	0.496	0	1
控制变量	size	19 477	21.850	1.219	19.310	25.940
	lev	19 477	0.406	0.197	0.057	0.892
	roa	19 477	0.0470	0.066	-0.247	0.229
	board	19 477	8.702	1.793	0	18
	dual	19 477	0.277	0.440	0	1
	top10	19 477	60.180	15.370	22.970	94.770
机制变量	ln gr_inn	19 477	0.100	0.295	0	1.099
	epi	19 477	0.060	0.057	0	1.341

至第(4)列中,lc_did的估计系数均显著为正,并且至少通过了5%的显著性检验,表明低碳城市试点政策可以显著提升企业的碳排放绩效,从而验证了假说1。在列(2)中引入控制变量后,低碳城市试点政策的估计系数在5%的水平上显著为正,说明其所在地区企业的碳排放绩效将提高7.9%。在控制了省份与年份交互固定效应后,第(4)列lc_did的估计系数依旧显著。表明在考虑了更多因素后,政策变量lc_did的回归系数并未发生明显改变,低碳城市试点政策的促进效应仍然存在,而且有所提升。也就是说,与非试点城市相比,试点城市的企业碳排放绩效将提高16.7%,进一步表明低碳城市试点政策的实施有力推动了“双碳”目标的实现。

由于控制了企业个体固定效应,导致很多控制变量不显著,但是从系数的方向来看,企业规模、资产负债率对企业碳排放绩效具有负向影响,而资产收益率、董事长身份的双重性、股权集中度、董事会规模等对企业的碳排放绩效具有正向影响。

(二) 平行趋势以及政策效应检验

平行趋势检验是进行双重差分模型估计

的前提,用来判断低碳城市试点政策实施后,试点地区企业碳排放绩效的变化是否源于政策的实施效应。为了进一步验证试点前后地区企业碳排放绩效的差异是来自政策处理后的实施效果,本文利用事件发生法的思路进行检验,具体模型设定如下

$$\ln cip_{it} = \alpha + \sum_{t=5, t \neq -1}^6 \beta_t event_{it} + \gamma X_{it} + \mu_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

式中:下标*i*和*t*分别表示企业和年份。ln cep_{it}是被解释变量,代表企业的碳排放绩效,event_{it}是一组虚拟变量,如果企业*i*所在的城市在第*t*年实行了低碳城市试点政策,取值为1,未实施则取值为0;X_{it}为控制变量;μ_i是个体固定效应,v_t是年份固定效应,ε_{it}代表随机误差项,其他变量的含义与公式(1)保持一致。本文将低碳城市试点政策实施前的第1期作为基期,同时将实行低碳城市试点政策前5年的数据归并为第5期,将实行低碳城市试点政策后6年的数据归并为第6期。本文重点关注系数β_t,其代表实施低碳城市试点政策后企业碳排放绩效和未实行试点政策企业碳排放绩效之间的变化。

从图2可以看出,在未实施试点政策之

表3 基准回归

变量	ln cep			
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>lc_did</i>	0.080** (0.037)	0.079** (0.037)	0.166*** (0.056)	0.167*** (0.056)
<i>size</i>		-0.032 (0.022)		-0.036 (0.021)
<i>lev</i>		-0.108 (0.091)		-0.135 (0.115)
<i>roa</i>		0.095 (0.185)		0.131 (0.185)
<i>board</i>		0.011 (0.009)		0.013 (0.009)
<i>dual</i>		0.065** (0.031)		0.059 (0.037)
<i>top10</i>		0.001 (0.001)		0.001 (0.002)
常数项	0.734*** (0.018)	1.281*** (0.471)	0.697*** (0.025)	1.343*** (0.455)
个体固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
省份-年份交互固定效应	否	否	是	是
样本量	19 477	19 477	19 477	19 477
R^2	0.419	0.419	0.442	0.442

注:括号内为聚类到省份的稳健性标准误;*、**、***分别表示10%、5%和1%的统计显著性;下表同。

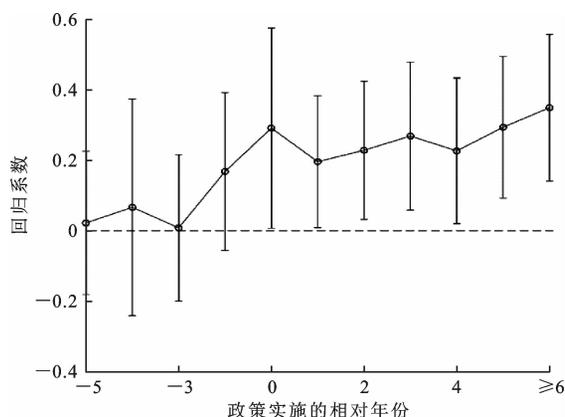


图2 平行趋势检验图

前,各期回归系数均包含零,不显著,这说明试点城市和非试点城市所在企业的碳排放绩效之间无明显的差异,即平行趋势成立。而在政策实施后,回归系数逐渐上升,并且均在5%的水平上显著,这说明政策实施后对企业

碳排放绩效的带动效果非常明显,试点城市的企业碳排放绩效明显高于非试点城市的企业碳排放绩效。此外,平行趋势图显示,政策实施后各期的回归系数变化呈现稳定上升趋势,说明政策效应相对稳定。这些结果表明,研究样本符合平行趋势假设,从而验证了基准回归结果的准确性。

最新的研究指出平行趋势检验存在的一些问题。DID的效应完全依赖于处理前的趋势检验,然而,处理前平行趋势检验的效力通常较低,即使政策实施前平行趋势的系数均不显著,也无法充分证明平行趋势假设的有效性。另外,处理前的趋势检验可能存在偏差,这将导致处理后的政策效应估计出现较大的偏误,降低估计结果的可信度。因此,平行趋势敏感性分析提出了一种新的检验思路。借鉴RAMBACHAN et al.的研究,当存在不满足平行趋势假设的情况时,可以进行平行趋势的敏感性分析^[34]。其基本思想是,在平行趋势假定可能不满足的情况下,设置平行趋势的最大偏离程度。这意味着平行趋势的偏离程度不会大于处理前的偏离程度,违反平行趋势的程度也不会比处理前线性外推趋势偏离多。通过相对偏离程度和平滑度的限制来检验处理效应的结果,以判断平行趋势的稳健性。为了检验处理效应的平行趋势,本文采用了许文立等的方法,设置最大的偏离度为 $M = 1 \times \text{平方根}$,同时构建与偏离度相对应的处理后估计量的置信区间^[35]。如果处理后点的估计结果显著,不包含零值,则证明处理后的效应是稳健的。平行趋势敏感性分析需要对政策处理后平行趋势结果显著

异于零的时期进行检验,本文对政策实施当期至第6期均进行了检验,结果表明均通过了平行趋势敏感性检验。由于篇幅限制,本文展示了政策实施后第一期的处理效应检验结果。图3展示了在相对偏离程度限制和平滑度限制下,政策实施后第一期处理效应的平行趋势敏感性检验结果。可以看出,在相对偏离程度和平滑度限制的作用下,即使存在一定程度的偏离,低碳城市试点政策对企业碳排放绩效的提升仍然存在促进作用。

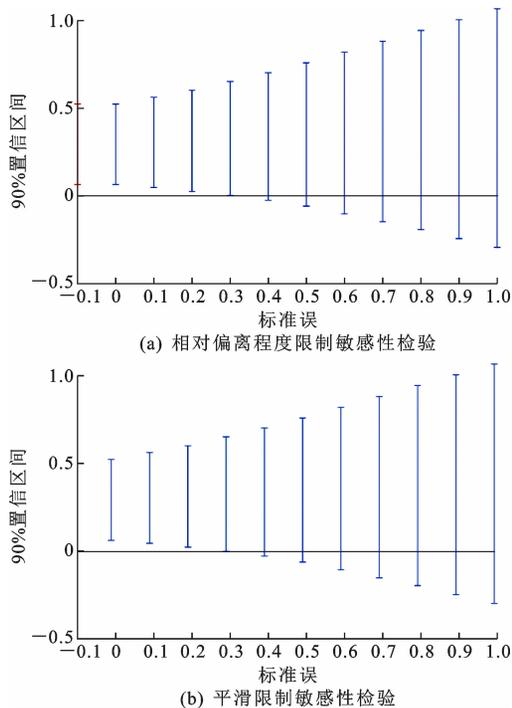


图3 平行趋势假设敏感性分析

(三) 异质性 DID 检验

现有文献表明,多时点 DID 估计会因政策处理时间的差异而导致异质性处理效应。本文借鉴 GOODMAN-BACON 的方法,进行了 Bacon 分解稳健性检验^[36]。在进行 Bacon 分解之前,本文将数据处理为 2005—

2020 年的平衡面板,以确保结果的准确性。Bacon 分解根据处理时间将面板数据划分为三组:先处理组、后处理组和未处理组。所有区域都被划分为四个不同时点的处理组,其中包含一个未处理组。分析结果如表 4 所示。根据表中结果可以看出,74.6% 的低碳城市试点政策对企业碳排放绩效的促进效应来源于未处理组和处理组,而 25.4% 的政策效应来源于其他三个不同试点的先处理组和后处理组。也就是说,适当的处理效应占据了较大的权重,而不合适的处理效应则占据了较小的权重,从而排除了本文的回归结果受到异质性处理效应而导致偏差问题。

表 4 Bacon 分解结果

变量	被解释变量:ln cep	
lc_did	0.119* (0.072)	
组别	Bacon 分解平均 DID 估计量	权重
先处理组 v 后处理组	0.308	0.037
后处理组 v 先处理组	0.324	0.059
先处理组 v 未处理组	-0.0036	0.049
后处理组 v 未处理组	0.064	0.039
先处理组 v 未处理组	0.157	0.046
后处理组 v 未处理组	0.070	0.023
未处理组 v 处理组	0.104	0.746

(四) 稳健性检验

为了进一步检验低碳城市试点政策与企业碳排放绩效之间关系的稳定性,本文从以下 6 个方面进行稳健性检验。

第一,控制行业 - 年份联合固定效应。考虑到不同省份的企业面临的环境和发展周期等存在一定差异,可能会影响低碳城市试点政策与企业碳排放绩效之间的检验结果。

表5第(1)列得出的回归结果系数估计值为0.072,在10%的水平上显著,这表明在控制了行业-年份联合固定效应后,基准回归结果依旧稳健。

第二,倾向得分匹配—双重差分(PSM-DID)。由于低碳城市试点地区的选择可能存在选择性偏误问题,本文使用倾向得分匹配后双重差分估计进行检验(PSM-DID)。首先使用Logit模型进行估计,计算出上市公司所在城市实行低碳城市试点政策的概率得分。然后构造截面PSM,根据概率得分按照1:1近邻匹配原则得到匹配之后的截面PSM样本数据。将各年份的截面数据处理成面板数据后进行DID检验。具体估计结果呈现在表5的第(2)列,可以看出 lc_did 的估计系数为0.166,通过了1%水平的显著性检验。此外,本文还采用了熵平衡匹配法DID稳健性检验。熵平衡匹配的基本思路是对样本的观测值进行加权处理,使得对照组协变量的样本矩与处理组协变量的样本矩达到平衡,从而最大程度上实现两组样本的精确匹配。估计结果呈现在表5的第(3)列,可以看出此时 lc_did 的估计系数为0.143,在5%的水平上显著为正。通过两种PSM-DID的稳健性检验,进一步验证了低碳城市试点政策可以提升企业的碳排放绩效,从而支持假说1。

第三,删除2008年样本。2008年全球金融危机导致世界经济陷入前所未有的低迷时期,企业的市场需求和创新投资受到了影响。鉴于2008年金融危机可能对回归结果造成干扰,本文对2008年的数据进行删除处

理,然后继续进行估计。结果呈现在表5的第(4)列,此时 lc_did 的估计系数为0.167,在1%水平上显著。这表明在删除了2008年的数据后,低碳城市试点政策仍然对企业的碳排放绩效起促进作用,结果依旧是稳健性的。

第四,Heckman检验。Heckman模型主要解决样本由于自我选择导致估计结果产生偏误的问题。具体检验思路如下:Heckman模型通过Probit模型回归构造逆米尔斯比率识别并纠正偏差,表5的第(5)中列逆米尔斯比率的回归系数为-1.256,在统计意义水平上并不显著,说明不存在样本自选择偏误问题。 lc_did 估计系数为0.167,在1%的水平上显著为正。这表明在使用Heckman模型控制样本自选择偏差问题后,本文的研究结论仍然是稳健的。

第五,排除其他政策干扰。在政策实行的时间周期内,国家实行的其他政策也可能对低碳城市试点政策的实施效应造成干

表5 稳健性检验

变量	ln cep				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	行业-年份 固定效应	倾向得分匹 配(PSM-DID)	熵平衡 检验	删除2008 年样本	Heckman 模型
lc_did	0.072 * (0.042)	0.166 *** (0.056)	0.143 ** (0.059)	0.167 *** (0.057)	0.167 *** (0.056)
$imr1$					-1.256 (8.147)
常数项	1.179 ** (0.534)	1.348 *** (0.472)	1.302 ** (0.579)	1.143 *** (0.477)	2.900 (9.906)
控制变量	是	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是
省份-年份交互固定效应	否	是	是	是	是
样本量	19 477	18 833	18 837	18 837	19 477
R^2	0.437	0.441	0.444	0.441	0.442

扰。首先,国家于2014年出台的智慧城市政策,《关于促进智慧城市健康发展的指导意见》明确指出加强城市精细化管理,建立环境信息分析系统,对重点企业和污染源实施智能化远程检测。其次,为了降低能耗和发展绿色经济,国家在电子商务发展较为普及的地区实施电子商务示范城市政策,目前中国已经有70个电子商务示范城市。最后,宽带中国、国家大数据综合试验区以及电子政务公共平台政策的实施均侧重信息基础设施的发展和应用,旨在优化社会全方位管理,推动经济转型升级。

为了排除其他政策对回归结果造成干扰,本文将智慧城市、宽带中国、电子商务示范城市、国家大数据综合试验区、电子政务公共平台等政策作为控制变量,并检验其他政策的实施是否会改变低碳城市试点政策对企业碳排放绩效的影响。表6呈现了在分别加入智慧城市、宽带中国、电子商务示范城市、国家大数据综合试验区、电子政务公共平台等政策冲击变量后的估计结果。结果发现,无论是否加入这些政策变量, lc_did 的估计系数均在0.133到0.143之间发生细微的变动,并且均显著为正。这说明低碳城市试点政策并没有受到其他政策的干扰,政策效果具有稳健性。在其他政策中,只有国家大数据综合试验区的建设对企业碳排放绩效具有显著的正向影响,可能是国家大数据综合试验区的建设提高了数字化水平,从而减少了碳排放,提升了企业的碳排放绩效。

(五) 异质性分析

本文分别从企业所有权、行业异质性、地

表6 排除其他政策干扰

变量	ln cep				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	行业-年份固定效应	倾向得分匹配(PSM-DID)	熵平衡检验	删除2008年样本	Heckman模型
lc_did	0.143 ** (0.064)	0.140 ** (0.061)	0.133 * (0.066)	0.137 ** (0.060)	0.145 ** (0.060)
智慧城市	-0.134 (0.093)				
宽带中国		-0.121 (0.098)			
电子商务示范城市			0.018 (0.108)		
国家大数据综合试验区				0.057 ** (0.012)	
电子政务公共平台					-0.076 (0.117)
常数项	1.279 * (0.608)	1.393 ** (0.574)	1.314 ** (0.597)	1.312 ** (0.590)	1.329 ** (0.593)
控制变量	是	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是
省份-年份联合固定效应	是	是	是	是	是
样本量	16 657	16 657	16 657	16 657	16 657
R^2	0.445	0.445	0.445	0.445	0.445

理区域异质性3个角度进行异质性分析。

第一,企业所有权和行业异质性分析。由上文可知低碳城市试点政策对企业碳排放绩效有促进作用,但这一影响是否会受到企业所有权和行业性质的差异而变化呢?本文分别从企业所有权和行业性质的两个角度进行异质性分析,表7呈现了相关检验结果。列(1)和列(2)分别呈现了企业所有权的检验结果。在列(1)中, lc_did 的回归系数为-0.033不显著,列(2)中, lc_did 的回归系数在1%的水平上显著,说明低碳城市试点政策可以显著提升非国有企业的碳排放绩效,对国有企业的碳排放绩效并无明显影响。这种差异的原因可能在于:国有企业需要

表7 企业所有权和行业异质性分析

变量	ln cep					
	国有企业	非国有企业	高碳行业	低碳行业	高新技术企业	非高新技术企业
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>lc_did</i>	-0.033 (0.068)	0.178 *** (0.069)	0.124 (0.116)	0.236 *** (0.066)	0.209 * (0.109)	0.046 (0.052)
常数项	0.271 (0.901)	1.337 * (0.792)	2.135 * (1.170)	1.095 (1.007)	0.728 (1.202)	1.321 ** (0.626)
控制变量	是	是	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
省份-年份联合固定效应	否	否	是	是	否	否
样本量	7 337	12 140	8 959	8 851	5 103	14 374
<i>R</i> ²	0.411	0.433	0.495	0.497	0.461	0.407

积极响应国家政策,例如提升就业率,支持国家扶贫计划等,因此国有企业需要投入更多的资源来支持国家发展。另外,与非国有企业相比,国有企业员工的工作积极性可能较低,因此在低碳改革方面表现出的动力不足。这些因素可能导致低碳城市对国有企业的碳排放绩效不显著。

本文根据行业碳排放强度的中位数为分界点进一步划分为高碳行业和低碳行业,进行检验异质性检验。列(3)和列(4)分别展示了高碳行业和低碳行业的检验结果。列(4)中 *lc_did* 的回归系数为在 1% 的水平上显著,在列(3)中, *lc_did* 的回归系数并不显著,这说明低碳城市试点政策对高碳行业的碳排放绩效的提升作用不明显。这种差异可能的原因在于:高碳行业由于生产设备老化等原因,二氧化碳排放量较高。高碳行业的生产结构和技术调整难度较大,需要较长的时间和大量资金才能达到绿色生产标准。另外,与高碳行业不同,低碳行业更容易调整生产模式以适应政策要求。

列(5)和列(6)分别展示了高新技术企业和非高新技术企业水平的影响。在列(5)中, *lc_did* 的回归系数在 10% 的水平上显著;在列(6)中, *lc_did* 的回归系数并不显著,这表明低碳城市试点政策对高新技术企业的碳排放绩效的促进作用较为明显。可能原因在于:高新技术企业的生产模式与国家提倡的绿色发展模式相一致,因此高新技术企业更容易调整其生产结构,实现低碳转型。另外,非高新技术企业的生产技术水平较低,产品技术含量有限,因此这类企业在进行低碳转型时面临更大的挑战。在政策实施的短期内,非高新技术企业难以实现碳排放绩效的提升。

为了检验低碳城市试点政策对企业碳排放绩效的影响是否会受企业所在城市的地理位置的影响,本文根据城市样本对企业的地理区位进行异质性检验。表 8 呈现了地理区域异质性分析的结果。

在列(1)中, *lc_did* 的回归系数在 10% 的水平上显著为正,列(2)和列(3)中 *lc_did* 的回归系数均不显著,这说明低碳城市试点

表8 地理区域异质性分析

变量	ln cep		
	东部	中部	西部
	(1)	(2)	(3)
<i>lc_did</i>	0.146 * (0.067)	0.192 (0.122)	0.192 (0.168)
常数项	1.358 * (0.613)	2.177 ** (0.611)	1.091 (1.781)
控制变量	是	是	是
个体固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
省份-年份联合固定效应	是	是	是
样本量	12 447	3 155	2 977
<i>R</i> ²	0.435	0.438	0.487

政策只对东部地区企业的碳排放绩效有显著的促进作用,对中西部地区的企业无明显作用。可能原因有:中部和西部的基础设施建设不够完善,不同行业之间的协调性不足,导致经济发展步调滞后。东部地区的经济迅速增长,行业之间的联系紧密,要素资源的流通效率高。因此政策的实施可以更快速地对东部地区企业的碳排放绩效产生显著影响。另外,西部地区的地理范围比较广,人口稀少,经济发展和开放程度相对较低,企业能源利用率和产业技术水平低。由于地理因素的限制,城市和人口资源多集中在东部及其沿海地区,而中西部地区的人口和企业密度相对较低。因此,实施低碳城市试点政策后,在短时间内难以观测到中西部地区企业碳排放绩效的明显变化,因此低碳城市试点政策对地区企业碳排放绩效的影响不太显著。

(六) 机制分析

为了深入探讨低碳城市试点政策与企业碳排放绩效之间的作用机理,本文从城市绿色创新和企业环境治理投资两个视角进行具体分析。

第一,城市绿色创新效应。基准回归检验结果证明低碳城市试点政策的实施可以提升企业的碳排放绩效,现对城市绿色创新机制进行检验,结果如表9所示。列(1)表示低碳城市试点政策对城市绿色创新的检验结果。列(1)中 lc_did 的估计系数在5%的水平上显著为正,表明低碳城市试点政策可以显著提升城市的绿色创新水平。列(2)检验了城市的绿色创新对企业碳排放绩效的影

表9 绿色创新机制检验结果

变量	$\ln gr_inn$	$\ln cep$
	(1)	(2)
lc_did	0.024 ** (0.010)	
$\ln gr_inn$		0.068 * (0.035)
常数项	-0.392 *** (0.102)	1.385 *** (0.469)
控制变量	是	是
个体固定效应	是	是
年份固定效应	是	是
省份-企业交互固定效应	是	是
样本量	19 477	19 477
R^2	0.516	0.442

响, $\ln gr_inn$ 的估计系数为0.068 在10%的水平下显著为正,证实了城市的绿色创新对企业碳排放绩效的提升有显著的促进作用,说明低碳城市试点政策通过提升的城市绿色创新进而提升企业的碳排放绩效,假说2成立。

第二,环境治理投资效应。表10呈现了企业环境治理投资检验的机制分析结果。列(1)中 lc_did 的估计系数在5%的水平上显著为正,表明低碳城市试点政策显著促进了企业的环境治理投资;列(2)的回归系数为0.302,通过了10%水平下的显著性检验,说明进行环境治理投资可以提升企业的碳排放绩效。以上检验结果表明低碳城市试点政策可以促进企业进行环境治理投资进而提升企业的碳排放绩效水平,假说2得到充分验证。

四、研究结论与政策建议

低碳城市试点政策是实现城市低碳转型和“双碳”目标的一项试点政策,准确识别低

表 10 环境治理投资机制检验结果

变量	<i>epi</i>	$\ln cep$
	(1)	(2)
<i>lc_did</i>	0.009 ** (0.004)	
<i>epi</i>		0.302 * (0.161)
常数项	0.078 ** (0.029)	1.334 ** (0.469)
控制变量	是	是
个体固定效应	是	是
年份固定效应	是	是
省份-年份交互固定效应	是	是
样本量	19 477	19 477
R^2	0.444	0.442

低碳城市试点政策与企业碳排放绩效之间的因果关系,对深化城市低碳转型,实现“双碳”目标具有重要的政策意义。本文基于2003—2020年中国上市公司的面板数据,采用多时点双重差分法,探究了低碳城市试点政策对企业碳排放绩效之间的因果关系和作用机制。主要研究结论如下:第一,低碳城市试点政策的实施可以显著提升企业的碳排放绩效。经过增加交互固定效应、PSM-DID、删除2008年样本、Heckman模型、排除其他政策干扰以及Bacon检验后,因果关系依旧得以证。第二,异质性检验发现,低碳城市试点政策能够促进非国有企业、高新技术企业、碳排放强度低行业、东部地区企业的碳排放绩效。第三,通过机制检验,低碳城市试点政策通过两个途径促进企业碳排放绩效的提升:一是宏观上提高城市的绿色技术创新能力,二是微观上增加了企业在环境治理方面的投资。

本文的研究结果具有深远的政策含义:第一,政府应积极推行低碳城市试点政策,

助力城市实现低碳转型。本文研究发现低碳城市试点政策有力助推了城市的低碳发展。因此,政府应该继续深入推行低碳城市试点政策的实施,进一步扩大试点地区,尤其是那些以高碳生产方式为主的城市,应该采用相应的措施引导其积极参与低碳转型,鼓励企业响应绿色发展的计划。第二,低碳城市试点政策的实施需要考虑行业和地域差异,以激发不同企业的碳减排积极性。根据本文的异质性检验结果,不同行业和地域的企业受政策影响程度不同。因此,政府应根据实际情况调整政策,激励那些尚未表现出碳减排积极性的企业,以实现企业最大化的碳减排。第三,政府应该积极推进城市绿色技术创新,并促进创新成果运用到企业中去,以提高企业的碳排放绩效。绿色创新是企业减少碳排放的重要举措,但仅靠企业自身的创新往往是不够的。因此,低碳城市的发展需要激发城市绿色创新为动力,鼓励更多的企业参与绿色创新,提升城市整体的绿色创新水平,提升企业的碳排放绩效。第四,政府可以通过引导企业进行环境治理投资,促进企业提升碳排放绩效。每个企业都需要根据其发展特点增加对环境治理方面的投资,才能从源头上降低碳排放量,提升企业的碳排放绩效。

五、结语

本文通过对低碳城市试点政策与企业碳排放绩效的研究分析,探讨两者的相互关系以及作用机制,这对于实现城市低碳转型与

企业绿色创新发展具有重要的参考价值。本文在研究方法与研究内容上具有一定的创新性,但是在研究中仍存在一定的局限性。第一,由于企业的碳排放绩效并没有统一的衡量标准,在企业的碳排放绩效测量上存在误差,得到的结果不够精准。第二,由于政策实施是自上而下的,企业应对政策存在多种措施,在低碳城市试点政策对企业碳排放绩效的影响机制上本文分析的还不够全面。因此,笔者在未来的研究中仍需要进一步的探讨,为后人的研究提供一个值得借鉴的参考方向。

参考文献:

- [1] SINHA R K, CHATURVEDI N D. A review on carbon emission reduction in industries and planning emission limits[J]. *Renewable & sustainable energy reviews*, 2019, 114(10): 1-14.
- [2] BAI C, DU K, YU Y, et al. Understanding the trend of total factor carbon productivity in the world: Insights from convergence analysis[J]. *Energy economics*, 2019, 81(6): 698-708.
- [3] 张兵兵,周君婷,闫志俊. 低碳城市试点政策与全要素能源效率提升——来自三批次试点政策实施的准自然实验[J]. *经济评论*, 2021(5): 32-49.
- [4] 郭炳南,唐利,张浩. 城市低碳治理对生态效率的影响——基于低碳城市试点政策的准自然实验[J]. *华东经济管理*, 2023, 37(8): 82-90.
- [5] 王锋,葛星. 低碳转型冲击就业吗——来自低碳城市试点的经验证据[J]. *中国工业经济*, 2022(5): 81-99.
- [6] 张亚连,刘巧. 企业碳绩效指标体系构建及测算[J]. *统计与决策*, 2020, 36(12): 166-169.
- [7] IOANNOU I, LI S X, SERAFEIM G. The effect of target difficulty on target completion: the case of reducing carbon emissions[J]. *Social science electronic publishing*, 2016, 91(5): 1467-1492.
- [8] 潘雄锋,袁赛. 企业碳披露、绿色创新与碳绩效[J]. *中国人口·资源与环境*, 2023, 33(1): 112-123.
- [9] 周志方,李祎,肖恬,等. 碳风险意识、低碳创新与碳绩效[J]. *研究与发展管理*, 2019, 31(3): 72-83.
- [10] 闫华红,蒋婕,吴启富. 基于产权性质分析的碳绩效对财务绩效的影响研究[J]. *数理统计与管理*, 2019, 38(1): 94-104.
- [11] SHAHBAZ M, HYE Q, TIWARI A. Economic growth, energy consumption, financial development, international trade, and CO₂ emissions in Indonesia[J]. *Renewable and sustainable energy reviews*, 2013, 25(9): 109-121.
- [12] 何玉,唐清亮,王开田. 碳绩效与财务绩效[J]. *会计研究*, 2017(2): 76-82, 97.
- [13] 熊广勤,方扶星. 低碳城市建设提升了绿色全要素生产率吗? ——基于 278 个地级市的实证研究[J]. *福建论坛(人文社会科学版)*, 2022, 367(12): 101-114.
- [14] 邓思远,杨湘浩,叶旭. 低碳城市试点政策对企业技术创新的影响研究——基于断点回归设计的实证分析[J]. *产业经济评论*, 2022(6): 71-85.
- [15] 王贞洁,王惠. 低碳城市试点政策与企业高

- 质量发展——基于经济效率与社会效益双重视角的检验[J]. 经济管理,2022,44(6):43-62.
- [16] 黄寰,何广,肖义. 低碳城市试点政策的碳减排效应[J]. 资源科学,2023,45(5):1044-1058.
- [17] DIMARIA C, LANGE I, EDWIN V. Should we be worried about the green paradox? announcement effects of the Acid Rain Program[J]. European economic review, 2014, 69(7):143-162.
- [18] KLEMETSEN M E, BYE B, RAKNERUD A. Can direct regulations spur innovations in environmental technologies? a study on firm-level patenting[J]. The Scandinavian journal of economics,2018,120(2):338-371.
- [19] LIU B, SUN P Y, ZENG Y. Employee-related corporate social responsibilities and corporate innovation: evidence from China[J]. International review of economics & finance,2020,70(8):357-372.
- [20] GREENSTONE M, HANNA R. Environmental regulations, air and water pollution, and infant mortality in India[J]. American economic review,2014,104(10):3038-3072.
- [21] WANG F, SUN J, LIU Y S. Institutional pressure, ultimate ownership, and corporate carbon reduction engagement: evidence from China[J]. Journal of business research, 2019, 104(11):14-26.
- [22] CHENG J H, YI J H, DAI S. Can low-carbon city construction facilitate green growth? evidence from China's pilot low-carbon city initiative[J]. Journal of cleaner production, 2019, 225(9):1158-1170.
- [23] YI M, WANG Y, YAN M, et al. Government R&D subsidies, environmental regulations, and their effect on green innovation efficiency of manufacturing industry: evidence from the Yangtze River economic belt of China[J]. International journal of environmental research and public health,2020,17(4):1330.
- [24] ZINGALES L. 2000, In search of new foundations[J]. Journal of finance, 2000, 55(4):1623-1653.
- [25] 王晗,何泉吟,许舜威. 创新型城市试点对绿色创新效率的影响机制[J]. 中国人口·资源与环境,2022,32(4):105-114.
- [26] 柳卸林,杨博旭. 多元化还是专业化? 产业集聚对区域创新绩效的影响机制研究[J]. 中国软科学,2020(9):141-161.
- [27] POTER M E, LINDE C. Toward a new conception of the environment competitiveness relationship[J]. The Journal of economic perspectives,1995,9(4):97-118.
- [28] MA S, DAI J, WEN H. The influence of trade openness on the level of human capital in China: on the basis of environmental regulation[J]. Journal of cleaner production, 2019, 225(7):340-349.
- [29] 李婉红,李娜. 绿色创新、数字化转型与高耗能企业碳减排绩效[J]. 管理工程学报, 2023,37(6):66-76.
- [30] BU M, QIAO Z, LIU B. Voluntary environmental regulation and firm innovation in China[J]. Economic modelling,2020(89):10-18.

- [31] MEULEMAN M, DE MAESENEIRE W. Do R&D subsidies affect SMEs' access to external financing? [J]. *Research policy*, 2012, 41(3):580-591.
- [32] 齐绍洲,林岫,崔静波. 环境权益交易市场能否诱发绿色创新? ——基于我国上市公司绿色专利数据的证据[J]. *经济研究*, 2018, 5(12):129-143.
- [33] 崔也光,周畅,王肇. 地区污染治理投资与企业环境成本 [J]. *财政研究*, 2019(3):115-129.
- [34] RAMBACHAN A, ROTH J. A more credible approach to parallel trends[J]. *Review of economic studies*, 2023, 90(5):2555-2591.
- [35] 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.
- [36] GOODMAN-BACON A. Difference-in-differences with variation in treatment timing[J]. *Journal of econometrics*, 2021, 225(2):254-277.

(责任编辑:杨南熙)